فصلنامه علمی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره بیست و سوم، شماره اول، بهار ۱۴۰۵

(شماره مسلسل ۸۸)

بر اساس تأییدیه شماره ۳/۲۶۰۲ مورخ ۱۳۸۷/۴/۵ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور، این نشریه دارای درجه‌ی **علمی ـ پژوهشی** است.

این نشریه هم اکنون در سایت‌های پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) به آدرس (www.isc.gov.ir)، پایگاه نظام نمایه سازي مرکز منطقه‌اي اطلاع رساني علوم و فناوري (ایران ژورنال) به آدرس (www.ricest.ac.ir) پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID) به آدرس (www.sid.ir)، بانک اطلاعات نشریات کشور به آدرس (www.magiran.com)، پایگاه تخصصی نور به آدرس (www.noormags.ir) و همچنین مقالات این نشریه در سایت علمی google scholar به آدرس (https://scholar.google.com/)، پایگاه مجلات با دسترسی آزاد (DOAJ) به آدرس https://doaj.org، وب سایت EBSCO به آدرس www.ebsco.com نمایه شده است. چاپ مقاله‌هاي اين نشريه به معني تأييد مواضع نويسندگان نيست.

نشریه اقتصاد مقداری جهت تعاملات دوسویه و استفاده از ظرفیت‌های موجود، با انجمن علمی اقتصاد توسعه منطقه‌ای ایران تفاهم نامه ی همکاری امضا کرده است.

فصلنامه علمی اقتصاد مقداری

عنوان اختصاری: JQE
محورهای مطالعاتی: اقتصاد نظری و اقتصاد کاربردی
دوره انتشار: فصلنامه
صاحب امتیاز: دانشگاه شهید چمران اهواز
پروانه انتشار: شماره۱۲٤/۷۲۰ مورخ ۱۳۸۳/۱/۲۹ به زبان فارسی- انگلیسی
نشانی: اهواز- دانشگاه شهید چمران اهواز- دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی- دفتر فصلنامه علمی- پژوهشی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)؛ کد پستی: ٦١٣٥٧٤٣٣٣٧؛ صندوق پستی: ٦١٣٥٥/١٥٦؛ تلفکس: ۳۳۳۵۶۶۴- ۰۶۱۳
پست الکترونیکی: jqe@scu.ac.ir؛
آدرس سامانه: jqe.scu.ac.ir
آدرس: اهواز- گلستان- دانشگاه شهید چمران اهواز- دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی- دفتر مجله اقصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)
DOI: 10.22055 / JQE
دسترسی: آزاد
دارای مجوز: CC BY-NC 4.0
زبان: فارسی - انگلیسی
نوع داوری: داوری همتا، دو سویه نامشخص
هزینه ارسال مقاله :۱۰۰۰۰۰۰ ریال که بعد از تایید مقاله برای ارسال به داوری اخذ می‌شود.
هزینه چاپ مقاله: ۲۵۰۰۰۰۰ ریال که بعد از پذیرش مقاله برای چاپ اخذ می‌شود.
شاپا چاپی: ۲۰۰۸-۵۸۵۰
شاپا الکترونیکی: ۲۷۱۷-٤۲۷۱
کپی رایت © ۲۰۲۳ دانشگاه شهید چمران اهواز.

تمامی مقالات ارسالی به این مجله، توسط سامانه مشابهت یاب Ithenticate برای مقالات انگلیسی و سمیم نور و همانندجو برای مقالات فارسی ارزیابی می شود.

فصلنامه علمی ـ پژوهشی

اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره بیست و سوم، شماره اول، بهار ۱۴۰۵

صاحب امتیاز: دانشگاه شهید چمران اهواز

مدیر مسئول: دکتر حسن فرازمند

سردبیر: دکتر سید عزیز آرمن

دبیر اجرائی: دکتر سید مرتضی افقه

مدیر داخلی: دکتر سید امین منصوری

ویراستار انگلیسی: دکتر امیر مشهدی

ویراستار فنی و صفحه آرا: آزاده بدوی

هیات تحریریه:

دکتر سید عزیز آرمن	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر حسن فرازمند	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر سید مرتضی افقه	دانشیار دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر سهیلا پروین	استاد دانشگاه علامه طباطبایی تهران
دکتر احمد جعفری صمیمی	استاد دانشگاه مازندران
دکتر رحیم چینی پرداز	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر مرتضی سامتی	استاد دانشگاه اصفهان
دکتر مصطفی سلیمی فر	استاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر سید عبدالمجید جلائی	استاد اقتصاد دانشگاه باهنر کرمان
دکتر منصور زراء نژاد	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر محمدقلی یوسفی	استاد دانشگاه علامه طباطبایی تهران
دکتر حمید کردبچه	دانشیار اقتصاد دانشگاه الزهرا
دکتر مجید صامتی	استاد اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر سید امین منصوری	دانشیار دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر مسعود خداپناه	دانشیار دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر ابراهیم انواری	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز

هیات تحریریه بین المللی:

دکتر محسن بهمنی اسکویی	استاد برجسته دانشگاه ویسکانسین-میلواکی
دکتر جواد صالحی اصفهانی	استاد دانشکده اقتصاد انستیتوی پلی تکنیک ویرجینیا
دکتر امیر کیا	استاد دانشکده اقتصاد گروه مالی و اقتصاد، دانشگاه یوتا ولی
دکتر غلامرضا نخعی زاده	استاد دانشگاه کارلزروحیه آلمان
دکتر محسن افشاریان	پسادکتری دانشگاه فنی مؤسسه کنترل و حسابداری برونشوویگ آلمان

همکاران علمی:

دکتر مرتضی عزتی	پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
دکتر لطفعلی عاقلی کهنه شهری	پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
دکتر علی ارشدی	پژوهشکده پولی بانک مرکزی
دکتر علی حسن زاده	پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی
دکتر شهزاد برومند	پژوهشکده ی امور اقتصادی دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر ابوالفضل شاه آبادی	دانشکده اقتصاد دانشگاه الزهرا
دکتر عزت الله عباسیان	دانشکده مدیریت دانشگاه تهران
دکتر علی اکبر قلی زاده	دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
دکتر محمد حسن فطرس	دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
دکتر نادر مهرگان	دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
دکتر اصغر شاهمرادی	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر حسین عباسی نژاد	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر قهرمان عبدلی	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر محسن مهرآرا	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر جعفر عبادی	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر محمدنبی شهیکی تاش	دانشکده اقتصاد دانشگاه زاهدان
دکتر حسین مرزبان	دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز
دکتر رضا اکبریان	دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز
دکتر ابراهیم هادیان	دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز
دکتر اسفندیار جهانگرد	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر جمشید پژویان	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر حمید رضا ارباب	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر حمید رضا برادران شرکاء	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر سهیلا پروین	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر سید محمد رضا سید نورانی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر علی اصغر بانویی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر محمد قلی یوسفی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر علی امامی میبدی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر ناصر خیابانی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر سعید مشیری	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر مهدی تقوی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر فتح الله تاری	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر محسن ابراهیمی	دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی تهران
دکتر حمید کرد بچه	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی دانشگاه الزهرا
دکتر احمد صلاح‌منش	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دکتر امیر حسین منتظر حجت	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر حسن فرازمند	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر سید امین منصوری	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر عبدالمجید آهنگری	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر مسعود خداپناه	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر ابراهیم انواری	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر سید عزیز آرمن	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر مرتضی افقه	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر مصیب پهلوانی	دانشکده اقتصاد و علوم اداری دانشگاه سیستان و بلوچستان
دکتر حسن حیدری	دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه
دکتر کیومرث شهبازی	دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه
دکتر فاطمه بزازان	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء
دکتر محمود حائریان	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء
دکتر مهدی پدرام	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء
دکتر شمس الله شیرین بخش	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء
دکتر خدیجه نصراللهی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر محمد واعظ	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر مرتضی سامتی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر سعید صمدی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر سید کمیل طیبی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر مصطفی عمادزاده	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر محمد طاهر احمدی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر محمدحسین حسین‌زاده	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر مهدی خداپرست	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر سید مهدی مصطفوی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر علی اکبر ناجی میدانی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر محمد رضا لطفعلی پور	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر مصطفی سلیمی فر	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر اسمعیل ابونوری	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر زهرا کریمی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر سعید راسخی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر علیرضا پور فرج	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر محمد تقی گیلک حکیم‌آبادی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر نورالدین شریفی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر وحید تقی نژاد عمران	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر یوسف محنت فر	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر احمد جعفری صمیمی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران

دکتر کامبیز هژبر کیانی	دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
دکتر سعید عابدین درکوش	دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
دکتر محمد حسین پور کاظمی	دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
دکتر محمد نوفرستی	دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
دکتر حشمت الله عسگری	دانشکده علوم انسانی دانشگاه ایلام
دکتر سید ابراهیم حسینی نسب	دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس
دکتر علی قنبری	دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس
دکتر رضا نجارزاده	دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس
دکتر عباس عصاری آرانی	دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس
دکتر زهرا نصراللهی	دانشکده علوم انسانی دانشگاه یزد
دکتر سید نظام الدین مکیان	دانشکده علوم انسانی دانشگاه یزد
دکتر حبیب انصاری سامانی	دانشکده علوم انسانی دانشگاه یزد
دکتر بهزاد سلمانی	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر جعفر حقیقت	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر حسین اصغر پور	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر حسین پناهی	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر داوود بهبودی	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر محسن پور عبادالهان	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر محمد باقر بهشتی	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر رضا رنچپور	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر رحیم چینی پرداز	دانشکده علوم ریاضی و آمار دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر حسین اکبری فرد	دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان
دکتر عادل پیغامی	دانشگاه امام صادق (ع)
دکتر محمد مهدی عسگری	دانشگاه امام صادق (ع)
دکتر عبداله شایان زینیوند	دانشگاه ایلام
دکتر روح الله زارع	دانشگاه آزاد اسلامی
دکتر فخرالدین فخرحسینی	دانشگاه آزاد اسلامی
دکتر هاشم زارع	دانشگاه آزاد اسلامی
دکتر فرشید پورشهابی	دانشگاه بجنورد
دکتر فرهاد خداداد کاشی	دانشگاه پیام نور
دکتر مجتبی بهمنی	دانشگاه شهید باهنر کرمان
دکتر سید احمدرضا جلالی نائینی	موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی

راهنمای تدوین و شرایط پذیرش و ارسال مقالات

شرایط ارسال مقاله در فصلنامه اقتصاد مقداری:

۱- موضوع مقاله در ارتباط با پژوهش‌های مقداری یا اقتصاد کاربردی باشد.

۲- مقاله حاصل مطالعات، تجربه ها و تحقیقات نویسنده (یا نویسندگان) و به لحاظ محتوا، مقاله علمی پژوهشی باشد. مسوولیت صحت و سقم مطالب مقاله به عهده ی نویسنده است.

۳- مقاله قبلا برای هیچ یک از نشریات (داخلی یا خارجی) ارسال یا در هیچ یک از نشریات (یا مجموعه مقالات همایش‌ها) چاپ نشده باشد.

٤- مقاله اصلی شامل عنوان، نویسندگان، چکیده، واژه های کلیدی، طبقه بندی JEL، مقدمه، بدنه ی اصلی، پیوست‌ها و فهرست منابع باشد.

تبصره: فایل اصلی مقاله "بدون نام نویسندگان" باشد.

تبصره۲: اعضای هئیت علمی می بایست از ایمیل سازمانی به منظور ارسال مقاله استفاده نمایند.

تبصره۳: به منظور رفاه نویسندگان، رعایت رسم الخط مجله اقتصاد مقداری در مرحله ی اول ارسال برای مجله اجباری نیست، با این وجود می بایست بخش های کلیدی یک مقاله ی پژوهشی را دارا باشد.

- نویسندگان محترم توجه کنند که همانگونه که فایل مشخصات نویسندگان را ارسال می کنند، در سامانه مجله نیز ترتیب نویسندگان مقاله، نویسنده ی مسئول و مشخصات آن ها همانند فرمت فایل ارسال شده باشد. تبعات عدم تطابق و رعایت این مسئله، به عهده ی نویسنده (گان) است.
- درجه ی علمی نویسنده و رشته، دانشکده .....، دانشگاه.....، شهر، کشور. به عنوان مثال:
- استادیار اقتصاد، دانشکده ی اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
- در صورتی که نویسندگان مقاله بعد از ارسال آن، درخواست تغییر در مشخصات نویسندگان را مقاله داشته باشند، لازم است بصورت مکتوب که در آن تمامی نویسندگان به همراه افیلیشن آن ها طبق فرمت استاندارد مجله تنظیم شده و توسط تمام نویسندگان جدید و قدیم امضاء شده باشد، از طریق ایمیل به مجله ارسال نمایند.
- چارچوب مقاله به صورت استاندارد فصلنامه طبق فایل نمونه فایل راهنمای نویسندگان باشد.

۵- به غیر از چکیده ی فارسی کوتاه که در فرمت اصلی مقاله ارسال می شود، چکیده گسترده (Extended Abstract) به صورت فارسی و انگلیسی حداقل ٤۵۰ کلمه (مطابق با فرم شماره٤) ارسال شود.

٦- برای متون (چکیده یا مقاله) انگلیسی گواهی معتبر ترجمه (Native) به همراه مقاله ارسال شود (بخش فایل‌های تکمیلی/اضافی).

۷- **هزینه ارسال مقاله :**۱۰۰ هزار ریال است که بعد از تایید مقاله و قبل از ارسال به داوری اخذ می‌شود و **هزینه چاپ مقاله** ۲۵۰ هزار ریال که بعد از پذیرش مقاله برای چاپ اخذ می‌شود.

۸- با توجه به سیاست جدید مجله مبنی بر ارزیابی درجه ی مشابهت، در صورتی که مقالات ارسالی زیر ۱۵ درصد مشابهت داشته باشند، برای داوری ارسال خواهد شد و در صورتی که مقالات بالای ۳۰ درصد مشابهت داشته باشد، رد خواهد شد.

۹- مقاله دریافت شده ابتدا توسط هیات تحریریه مورد بررسی قرار می گیرد و در صورتی که مناسب تشخیص داده شود، توسط حداقل دو نفر از صاحب نظران به صورت محرمانه داوری خواهد شد.

۱۰- مقاله همراه با تعهد نامه نویسنده مسئول، در زمان ارسال فایل مقاله به عنوان فایل تکمیلی (فرم های شماره ۱، ۲، ۳ و ٤) ارسال گردد. پس از دریافت فایل الکترونیکی مقاله، کد رهگیری برای اطلاع از فرآیند بررسی، داوری و سایر پیگیری ها به نویسنده مسئول اختصاص و به آدرس الکترونیکی وی ارسال می شود.

۱۱- مقاله دریافت شده ابتدا توسط هیات تحریریه مورد بررسی قرار می گیرد و در صورتی که مناسب تشخیص داده شود، توسط حداقل دو نفر از صاحب نظران به صورت محرمانه داوری خواهد شد.

فهرست مقالات

اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال در استان‌های ایران: با تأکید بر سرریزهای بین منطقه‌ای.....۱
سیف اله اندایش،نادر نقشینه، محمدرضا وصفی،بهروز شاهمرادی
بررسی رفتار توده‌وار در بازار بورس اوراق بهادار تهران.....۳۹
میلاد ابراهیمی، حبیب انصاری سامانی
تاثیر چرخه عمر شرکت بر ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران.....۶۳
سکینه سجودی، زهرا علی پور، المیرا عزیزی نوروزآبادی
خوشه‌بندی فازی سری‌های زمانی مالی بر اساس سرریزهای نوسانات جهت‌دار: شواهدی از سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران..... ۹۹
الهام فرزانگان
ارزیابی اثر نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه با استفاده از الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ و تشخیص رابطه‌ی متقابل بین نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورم در ایران..... ۱۳۳
حامد پیرپور، حسین صمصامی مزرعه آخوند
تحلیلی بر عوامل موثر بر مالیات برارزش افزوده: رویکرد اقتصادسنجی فضایی..... ۱۷۱
سیده فاطمه نجفی‌زاده، محمد علیزاده، محبوبه دلفان
اثر مخارج دولت و تعدیل ساختارهای سنی جمعیت بر توسعه مالی در اقتصاد ایران...۲۰۱
محمد جعفری، الهام فتح الهی
سیاست پولی و معمای صرف سهام در ایران: رهیافتی کاربردی با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.....۲۲۵
سحر زارع جونقانی، بهرام سحابی، حسن حیدری، مهدی ذوالفقاری، روزبه بالونژاد نوری
بررسی تأثیر شوک‌های استرس مالی بر نااطمینانی اقتصادی: رویکرد غیرخطی TVAR.....۲۶۲
علی رضازاده، شهاب جهانگیری، فاروق محمودی رزگه



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

اثر سرمایه‌گذاری در بخش‌های دانش‌محور بر تولید بخش‌های اقتصادی ایران با رهیافت پیچیدگی محصول و ماتریس حسابداری اجتماعی

سیف اله اندایش*،نادر نقشینه**، محمدرضا وصفی***،بهروز شاهمرادی****

** دانشجوی دکتری مدیریت اطلاعات و دانش ، گروه مدیریت اطلاعات و دانش، دانشکده مدیریت.، دانشگاه تهران.، تهران،ایران (نویسنده‌ی مسئول).*

*** دانشیار علم اطلاعات و دانش شناسی، دانشکده ی مدیریت، دانشگاه تهران ، تهران، ایران.*

**** استادیار علم اطلاعات و دانش شناسی ، دانشکده ی مدیریت، دانشگاه تهران،تهران، ایران.*

***** استادیار اقتصاد، مرکز تحقیقات سیاست علمی کشور،تهران، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۷ اردیبهشت ۱۴۰۲
تاریخ بازنگری: ۲۸ خرداد ۱۴۰۲
تاریخ پذیرش: ۲ مرداد ۱۴۰۲

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: andayeshyar@ut.ac.ir
0000-0002-0095-4272

طبقه‌بندی JEL: ***O14, O33, C67, F14***

واژگان کلیدی:
اقتصاد دانش‌محور، پیچیدگی محصول، ماتریس‌حسابداری اجتماعی

آدرس پستی:
تهران، گیشا، دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت، گروه مدیریت اطلاعات و دانش ، کد پستی: 1411713114

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از رساله دکتری آقای سیف اله اندایش در رشته مدیریت اطلاعات و دانش به راهنمایی نادر نقشینه و اساتید مشاور دکتر محمدرضا وصفی و بهروز شاهمرادی در دانشکده مدیریت دانشگاه تهران است.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)
دانشگاه شهید چمران اهواز

چکیده

هدف این پژوهش شناسایی و سنجش اهمیت بخش‌های دانش‌محور در اقتصاد ایران است. بدین منظور از شاخص پیچیدگی محصول و مدل ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM)، استفاده شده است. پژوهش در یک محیط کتابخانه‌ای انجام و ماهیت آن از منظر هدف توصیفی و جهت گیری کاربردی دارد. پایه‌های آماری پژوهش متشکل از آمار صادرات سال‌های ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۰ و ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ است. ابتدا با استفاده از شاخص‌های پیچیدگی محصول، مزیت نسبی آشکار شده، فاصله و منفعت – فرصت طی سال‌های فوق، محصولات با کد HS دارای پیچیدگی (دانش‌محور) شناسایی شده و سپس با متناظر سازی آن‌ها با کدهای ISIC در ماتریس حسابداری اجتماعی، بخش‌های دانش‌محور شناسایی شده و سرانجام با محاسبه ضرایب فزاینده تولید و پیوندهای پسین و پیشین بخش‌های دانش‌محور با سایر بخش‌های اقتصادی و کل اقتصاد به تجزیه و تحلیل اهمیت این بخش‌ها در اقتصاد ایران پرداخته شده است. نتایج حاکی از آن است که ۹۷ محصول با قابلیت دانش‌محور در اقتصاد ایران می‌توان انتخاب نمود. با متناظر سازی کدهای HS با بخش‌های ISIC، به لحاظ فعالیت تولیدی ۱۶ بخش ISIC دانش‌محور تلقی شد. هر چند هنوز ایران نتوانسته در همه این محصولات مزیت رقابتی ایجاد کند اما با سیاستگذاری و سرمایه گذاری روی این بخش‌ها و محصولات می‌توان به سمت محصولات دانش‌محور حرکت کرد و قابلیت‌های نزدیک به معیارهای موجود در درون کشور را توسعه بخشید. بخش ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌هابا ضریب فزاینده3.19،بخش دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل و شکار با ضریب فزاینده ۳، بخش ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین آلات و تجهیزات با ضریب فزاینده 2.57 و بخش سایر ساختمان‌ها با ضریب فزاینده 2.56، دارای بالاترین ضرایب فزاینده می‌باشد. متوسط میانگین ضریب فزاینده بخش‌های دانش‌محور بالاتر از میانگین ضریب فزاینده سایر بخش‌ها است. بیشترین پیوندکل در بخش‌های دانش‌محور مربوط به بخش‌های انتشار، چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شد 4.06 واحد، دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل و شکار ۴ واحد و ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها 3.66واحد،می-باشند. ضرایب پیوند بالا در بخش‌های دانش‌محور با همدیگر نشان می‌دهد که این بخش‌های می‌توانند نقش و اهمیت ویژه‌ای برای کشور به همراه داشته باشند

ارجاع به مقاله:
اندایش، سیف اله.، نقشینه، نادر.، وصفی، محمدرضا و بهروز شاهمرادی. (۱۴۰۵). اثر بخش‌های دانش محور بر تولید در اقتصاد ایران با رهیافت پیچیدگی محصول و ماتریس حسابداری اجتماعی. *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۳(۱)، ۳۸-۱.

10.22055/jqe.2023.42608.2554

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

امروزه در ادبیات مدیریت و اقتصاد، بر نقش دانش به عنوان موضوع اساسی برای مزیت رقابتی بسیار تأکید می‌شود. در دهه نود میلادی با پیدایش نظریه‌های رشد درونزا (Romer,1990)، دانشمندان اقتصادی به اهمیت دانش به عنوان کلید اصلی در حفظ رشد پایدار اشاره شده است و در همین دهه بود که مدیریت دانش در سطح بنگاه‌ها رشد زیادی داشت(Nonaka,1991). اقتصادهای مبتنی بر دانش از دانش به عنوان ورودی تولید برای تولید محصولات و خدمات دانش‌بر استفاده می‌کنند. در چنین اقتصادهایی، رشد یک شرکت به طور اساسی به انباشت دانش، تغییرات فنی و فعالیت‌های نوآوری ناشی از آن بستگی دارد(Seddighi,2015).

در دنیای رقابتی امروز، کشورها به دنبال راه‌هایی برای بهینه‌سازی، جلو افتادن از رقبا و افزایش بهره‌وری تولیدات بوده تا از این طریق بتوانند هزینه‌ها را کاهش داده، کالا و خدمات منحصر به‌فرد و متنوع تولید کنند، تولید ثروت کنند و رفاه بیشتری را به دست آورند. این مهم بدون اتکاء به دانش و گردش اطلاعات امکانپذیر نیست. مدیریت دانش به منزله‌ی سرمایه‌ی فکری و به عنوان یک رویکرد نوین جهت کشف، انتخاب، سازماندهی، تخلیص و ارائه دانش و اطلاعات، پا به عرصه رقابت جهانی گذاشته است، دراکر با به کارگیری واژگانی همچون کار دانشی، دانشگر و سازمان دانشی، خبر از ایجاد نوع جدیدی از سازمان‌ها را می‌دهد که درآن‌ها به جای قدرت بازو، قدرت ذهن حاکمیت دارد(Drucker,1998). اقتصاد دانش‌محور تنها به تعداد محدودی صنایع مبتنی بر فناوری بسیار پیشرفته وابسته نیست؛ بلکه در این نوع اقتصاد، همه فعالیت‌های اقتصادی به شکلی بر دانش متکی است(Thomas & Dahlman,2001). با ورود این مفهوم به گستره اقتصاد، دانش به‌عنوان عامل اصلی تولید، رفاه و موتور رشد اقتصادی در جوامع دانش‌محور و درحال‌توسعه شناخته شده است(Burke,2007). در سطح بخش‌های اقتصادی برخی از بخش‌ها دانش و مهارت بالا، منحصر به فرد و متنوع را در خود جای داده‌اند. شناسایی آن‌ها با طبقه بندی‌های بین‌المللی و شاخص پیچیدگی محصول امکانپذیر است(Utkovski et al, 2018). این شاخص بیان می‌کند که دانش موجب تولید محصول پیچیده و منحصر به‌فرد می‌شود، اقتصاد را درونزا می‌کند و می‌تواند یک اقتصاد را در برابر تحریم و شوک‌های خارجی مقاوم کند. لذا کشورها سعی دارند به این سمت حرکت کنند و در این میان برای کشور ایران که به دنبال مقاوم سازی و درون‌زایی اقتصاد است، کاربرد دانش در تولید کالا و خدمات از اهمیت خاصی برخوردار است. طبیعتاً بخش‌های اقتصادی برای تولید از داده‌ها و خدمات همدیگر استفاده می‌کنند و با هم پیوندهای پسین و پیشین برقرار می‌کنند. در

این میان در کشورهایی که هدف خود را توسعه اقتصاد دانش‌محور قرار داده‌اند، غیر از تمرکز روی این بخش‌ها به تقویت پیوند بین بخش‌های دانش‌محور و سایر بخش‌های اقتصادی نیز می‌اندیشند تا بتوان با اتکای به دانش، به ارزش‌افزوده بالاتری دست یافت. آن‌ها ابتدا جریان ایجاد ارزش‌افزوده در بخش‌های اقتصادی با توجه به پیوندهایی که دارند را شناسایی می‌کنند و سپس سعی دارند از پتانسیل دانش‌محوری بخش‌ها، بیشترین استفاده را ببرند(Hidalgo & Hausmann,2009).

در ایران اگر چه ممکن است بخش‌های زیادی به صورت بالفعل در وضعیت موجود دانش‌محور نباشند، باید بخش‌هایی که قابلیت دانش‌محوری دارند را شناسایی کرد تا با تمرکز بر آن‌ها به سمت اقتصاد دانش‌محور حرکت کرد. با شناسایی پتانسیل‌هایی که قابلیت تحقق دارند و اندازه گیری سهم آن‌ها از پیوند آن‌ها با سایر بخش‌های اقتصادی می توان به سیاستگذار پیشنهاد داد که روی کدام دسته از بخش‌ها سرمایه گذاری کند تا بتواند بخش‌های بیشتری را با تکیه بر دانش به دنبال خود رشد و توسعه دهد و با مکانیزم‌هایی در جهت دانش‌محور شدن اقتصاد گام سریع‌تری برداشت. شناسایی جریان ارزش‌افزوده دانش و پیوند آن‌ها با سایر بخش‌های اقتصادی می‌تواند، بخش‌های مورد هدف سیاستگذاری را مشخص کند، به رشد و توسعه اقتصاد دانش‌محور کمک کند و موجب تخصیص بهینه منابع و جلوگیری از هدر رفت آن‌ها شود. این مهم در این مقاله در چند مرحله و به کمک شناسایی بخش های دانش‌محور بالفعل و بالقوه، محاسبه ضریب فزاینده تولید آن‌ها و مقایسه با ضریب فزاینده تولید سایر بخش‌ها و پیوند پسین و پیشین این بخش‌ها با خودشان و سایر بخش‌های اقتصادی و کل اقتصاد، انجام می‌شود.

بدین منظور از رویکرد پیچیدگی محصول و شاخص‌های مرتبط با آن و ماتریس حسابداری اجتماعی استفاده می‌شود. از این‌رو در ادامه ابتدا مبانی نظری و پیشنه مرتبط با این پژوهش ذکر می‌شود سپس در روش‌شناسی و پایه‌های آماری به شیوه محاسبه پیچیدگی محصول، مزیت نسبی آشکار شده، شاخص فاصله و منفعت-فرصت و محاسبه ضرایب فزاینده و پیوندهای پسین و پیشین در ماتریس حسابداری اجتماعی و منابع آماری مورد استفاده پرداخته می‌شود در نهایت در قسمت تحلیل یافته‌ها و نتیجه‌گیری، بخش‌های دانش‌محور با رویکرد فوق در اقتصاد ایران شناسایی و ضرایب فزاینده تولید و پیوندهای آن‌ها با سایر بخش‌ها و کل اقتصاد مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

۲- ادبیات موضوع

مبانی نظری

اقتصاد دانش‌محور[1] بر اساس دانش می‌باشد. دانش از چند مقوله تأثیر گرفته از جمله: بیشتر شدن دانش کد گذاری شده، افزایش تحلیل اطلاعات، ذخیره سازی و انتقال دانش، توسعه فناوری‌های جدید، با اهیمت شدن دانش و مهارت افراد سازمان و شرکت ها، بیشتر شدن نوآوری و کارآیی در رقابت و رشد تولید ناخالص داخلی[2]، توسعه سرمایه‌گذاری ناملموس، جهانی شدن و رقابت زیاد و گسترش تجارت جهانی (Dahlman,2001). در آغاز مفهوم اقتصاد دانش‌محور توسط سازمان همکاری و توسعه اقتصادی مطرح شد که بیان می‌کند: اقتصاد دانش‌محور اقتصادی می‌باشد که بر طبق تولید، توزیع و استفاده دانش و اطلاعات باشد (OECD,1997[3]). اقتصادهای مبتنی بر دانش پیشرفته ترین اقتصادهای صنعتی از نظر فناوری در جهان هستند(Liguo et al,2023).

اقتصادی که در آن تولید و کاربرد و بهره گیری از دانش نقش عمده را در تولید ثروت بازی می‌کند، دانش فقط اطلاعات و خلاق بودن نبوده بلکه دانش ضمنی[4](دانش ضمنی، ارائه آن با زبان رسمی و برای ارتباط، سخت است. آن دانش شخصی است که در تجربه افراد نهفته است و شامل عوامل ناملموس و نامحسوسی از قبیل مهارت، تجربه، نظام ارزشی و غیره است(Ghasemi, Zanjani & Mousakhani,2012)) نیز شامل می‌شود (Coates & Warwick,1999). در مطالعات بورناکیس و تسوکیس(۲۰۱۶) تأکید شده که بهره گرفتن از رویکرد پیچیدگی اقتصادی باعث سیاستگذاری بهتر در اقتصاد دانش محور می‌شود(Bournakis and Tsoukis, 2016). اقتصاد دانش‌محور که در راهبرد توسعه کشورها مورد توجه قرار گرفته، نشان دهنده نقش دانش در اقتصاد بوده و می‌توان گفت که در اقتصاد دانش‌محور، دانش از لحاظ کمیت و کیفیت با اهمیت‌تر شده است. از نظر استیگلتیز دانش کالای عمومی جهانی[5] است و اثر زیاد آن وقتی در جوامع اعمال می‌شود که بدون هر نوع سوگیری توزیع و اشاعه گردد و اکنون دانش از نظر اهمیت در جریان توسعه حرف اول را می‌زند (Stiglitz,2001). به طور کلی، با ترکیب اطلاعات مربوط به فراگیری یک محصول با تنوع صنایعی که کشورهای صادر کننده آن محصول دارند، می توان به این نتیجه رسید

---

[1] Knowledge Based Economy
[2] Gross Domestic Product
[3] Organization for Economic Cooperation and Development(OECD)
[4] implicit Knowledge
[5] global public goods

که کدام محصولات از محصولات دیگر پیچیده‌تر هستند. شواهد تجربی نشان دهنده این است که رشد اقتصادی کشورها به تنوع محصولات تولید شده توسط آن‌ها بستگی دارد. کشورهای توسعه یافته دارای محصولاتی متنوع بوده و محصولات بسیار ساده تا پیچیده را تولید می‌کنند و کشورهای کمتر توسعه یافته تنها محصولاتی را تولید و صادر می‌کنند که اکثر کشورها نیز آن محصولات را تولید می‌کنند. از مدل‌هایی که در مورد چگونگی انتخاب صنایع و محصولات بالقوه می باشد مدل پیچیدگی اقتصادی است که توسط Hidalgo & (Hausmann,2009) مطرح شده است. بر اساس نظر ایشان، اصلی‌ترین فاکتور تعیین کننده توسعه یک کشور، دانش ایجاد شده در آن منطقه و کشور است و میزان دانش کشورها رابطه مستقیمی با تنوع محصولات تولیدی در آن کشور را دارد. جهت ارزیابی شاخص پیچیدگی اقتصادی از دو مؤلفه تنوع و فراگیر بودن استفاده می‌گردد. تنوع به معنی تعداد کالاهای متمایز کشور و فراگیر بودن تولید کالا به تعداد کشورهای تولید کننده محصول منحصربه‌فردی اشاره دارد. پس محصولات پیچیده که انواع مختلفی از دانش را دارا هستند، کمتر فراگیر می‌باشند. در نتیجه شاخص پیچیدگی کشور نشان دهنده تنوع تولیدات و کمتر فراگیر بودن تولید آن محصول در میان سایر کشورها می‌باشد. در واقع کشور با شاخص پیچیدگی بالاتر به معنای توانمندی آن کشور برای تولید متنوع و منحصربه‌فرد است. پس کشورهایی که از لحاظ اقتصادی پیشرفته‌تر هستند دارای تنوع محصولات و همچنین دارای محصولات پیچیده بوده و در آینده رشد اقتصادی سریع‌تری خواهند داشت. شاخص پیچدگی اقتصادی با توجه به پیچیدگی تولید و صادرات سعی بر نشان دادن سطح توسعه یافتگی کشورها و همگرا و واگرا بودن آن‌ها از جنبه اقتصادی و فاصله درآمدی آن‌ها را دارد (Hidalgo et al, 2007 ; Hidalgo, 2015; Hidalgo & Hausmann, 2009; Erkan & ; Yildirimci, 2015).

شاخص پیچیدگی اقتصادی[6] (ECI)، بیانگر میزان و تنوع سبد صادراتی یک کشور است (Hidalgo & Hausmann,2009). بررسی‌ها نشان داده است کشورهایی که علاوه بر داشتن تنوع محصولات دارای محصولات پیچیده تولیدی نیز می‌باشند، معمولاً از لحاظ اقتصادی پیشرفته‌تر هستند و یا انتظار می‌رود که رشد اقتصادی سریع‌تری را درآینده نزدیک تجربه نمایند. بنابراین "شاخص پیچیدگی اقتصادی" را می‌توان به عنوان معیاری از "توسعه اقتصادی" در نظر گرفت. در نتیجه پی بردن به این‌که چه کالاهایی از سطح پیچیدگی بالایی برخوردارند را می‌توان در شاخصی تحت عنوان شاخص پیچیدگی محصول[7] (PCI) یافت.

[6] Economic Complexity Index

[7] Product Complexity Index

هاسمن و همکاران پیچیدگی اقتصاد یک کشور را عامل رشد و توسعه اقتصادی یک کشور می‌داند. آن‌ها پیچیدگی اقتصادی را که از تنوع صادرات یک کشور و فراگیر بودن محصول شروع می‌شود، محاسبه می‌کنند. شاخص پیچیدگی محصول، میزان و پیچیدگی دانش لازم برای تولید یک محصول را به تصویر می‌کشد. شاخص پیچیدگی اقتصادی با محاسبه میانگین تنوع کشورهایی که یک محصول خاص را تولید می‌کنند و میانگین فراگیر بودن سایر محصولاتی که این کشورها تولید می‌کنند تعیین می‌شود(Hausmann et al, 2014). محققان شاخص پیچیدگی اقتصادی را برای تخمین تعداد قابلیت‌های یک کشور از داده‌های صادرات بین‌المللی پیشنهاد کرده‌اند، این معیار رشد اقتصادی را بهتر از متغیرهای مرسوم مانند سرمایه انسانی پیش بینی می‌کند(Inoua,2023).

از آنجایی که فقط معیار پیچیدگی برای قدرت دانش‌محوری اقتصاد یک کشور کافی نیست، معیار دیگری که نشان دهنده اندازه این پیچیدگی است در کنار آن ذکر می‌شود. این معیار مزیت نسبی آشکار شده است که به گونه ای نشان دهنده صادرات نسبی آن محصول نسبت به محصولات دیگر یک کشور و نسبت به کل بازار تقاضای دنیا است و قدرت صادراتی کشور را توصیف می‌کند. مزیت نسبی عبارت است از این که یک کشور بتواند کالایی را با هزینه نسبی کمتر و در نتیجه قیمت ارزان‌تر تولید و صادر کند. به این مفهوم که هر کشوری که در کالای خاصی مزیت نسبی دارد، در تولید و صادرات آن کالا تخصص پیدا خواهد کرد و در مقابل، کالاهایی را که در آن‌ها مزیت نسبی ندارد از سایر کشورها وارد خواهد کرد تا نیاز مصرف کنندگان را تامین کند (Hidalgo & Hausmann, 2009). افزایش پیچیدگی اقتصادی بیانگر آن است که ساختار اقتصادی منطقه ای به ساختار اقتصادی مبتنی بر دانش و فناوری تبدیل خواهد شد(Wang, Wu & Wang, 2023).

در این پژوهش با بهره گیری از ادبیات نظری پیچیدگی اقتصادی و مزیت نسبی آشکار شده و برخی معیارهای مرتبط، سعی بر آن است که محصولات پیچیده و دانش‌محور اقتصاد ایران شناسایی شوند. بیشتر مطالعات انجام شده برای شناسایی محصولاتی که منجر به توسعه اقتصادی می‌شود تنها یک صنعت، بخش اقتصادی و یا محصول مشخص را مد نظر قرار می‌دهند.

شاهمرادی، حافظی و چینی‌فروشان[8] در مقاله خود به" سیاست‌های توسعه صنعتی بر اساس پیچیدگی اقتصادی تحت سناریوهای محتمل: مورد ایران ۲۰۲۷" پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که اولویت تمرکز بر فرصت‌سازی محصولات به جای پیچیدگی محصول است، زیرا کشور با تحریم‌های بین‌المللی، ظرفیت‌های سرمایه‌گذاری محدود و پتانسیل

[8] Shahmoradi, Hafezi & Chiniforooshan

چالش‌های جهانی در عصر جهانی‌شدن، مشابه جهان در دوران بیماری همه‌گیر کووید-۱۹ مواجه است(Shahmoradi, Hafezi & Chiniforooshan,2023).

گارسیا و هیدالگو[۹] در پژوهشی به بررسی اقتصاد سبز و مشاغل سبز: تجزیه و تحلیل چند بخشی با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی اسپانیا" پرداختند که با معیارهای کارایی اقتصادی (تأثیر اقتصادی بالا) و کارایی اجتماعی (تأثیر زیاد بر ایجاد شغل، مشاغل سبز)، «بخش‌های سبز بالقوه» را شناسایی کنند. از ماتریس حسابداری اجتماعی اسپانیا ۲۰۱۰ استفاده کردند و ده بخش را به عنوان "بخش های سبز بالقوه" شناسایی کردند که شامل: تولید وسایل نقلیه الکتریکی و خورشیدی، ساخت زیستی، گردشگری پایدار، ترافیک جایگزین در مسافت‌های طولانی غیر از هواپیما و کشتی (به عنوان مثال، راه آهن برقی از سوخت های نفتی استفاده نمی‌کند)، بازیافت شیشه و فلز، تعمیر و اجاره تجهیزات و املاک و همچنین فعالیت‌های خدمات ملکی مانند اداره محیط زیست، آموزش محیط زیست، یا بهداشت پیشگیرانه، است (Chabán-García, & Hidalgo-Capitán,2023).

مگلاس و همکارانش[۱۰] در پژوهش خود شکل‌گیری پیچیدگی اقتصادی در یک شهر در برزیل طی سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۱۹ را بررسی کردند و نتایج آن‌ها نشان داد که اولاً، خدمات شهری که توسط شاخص پیچیدگی اقتصادی به عنوان پیچیده‌تر طبقه‌بندی شده‌اند، با تئوری فعالیت‌های اقتصادی پسا صنعتی همسو می‌باشند مانند: خدمات مالی، مخابراتی، علمی و فنی و غیره. دوم، مؤسسات تحت رهبری دولت مانند تسهیلات بهداشتی، موسسات آموزش عالی و غیره، در بالاترین سطح پیچیدگی اقتصادی ظاهر می‌شوند، که می‌توانند به پیچیده‌تر کردن اقتصادهای محلی کمک کنند(Magalhães, Kuffer, Schwarz & Haddad,2023).

کبید و حشمتی[۱۱] به بررسی پیوندهای بخش‌های اقتصاد اتیوپی پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که کشاورزی پیوند نسبتاً قوی با سایر بخش‌ها دارد در حالی که هم صنعت مبتنی بر کشاورزی و هم صنعت تولیدی دارای پیوندهای ضعیف با سایر بخش‌های اقتصاد است(Kebede, & Heshmati,2023).

لوپز و فونسکا[۱۲] در پژوهشی با عنوان " تحلیل همگام‌سازی بین بخشی اقتصاد مکزیک"، رابطه متقابل بخش‌های اقتصاد مکزیک بررسی کردند که نتایج آن‌ها نشان

---

۹ Chabán-García, & Hidalgo-Capitán

10 Magalhães, Kuffer, Schwarz & Haddad

11 Kebede, & Heshmati

12 López, & Fonseca-Zendejas

می‌دهد که بخش‌های تولیدی با پیوندهای واسطه‌ای بالاتر، همگام‌سازی را نشان می‌دهند. در بین تمام بخش‌ها، صنعت تولید، بخشی است که با بقیه فعالیت‌های تولیدی هماهنگی بیشتری دارد(López, & Fonseca-Zendejas,2023).

هانگ و چو در پژوهش خود به " پیشرفت به سوی پیچیدگی اقتصادی بالاتر: نقش نهادها" پرداختند. این مطالعه نشان می‌دهد که کشورهای مختلف به مجموعه‌های متفاوتی از نهادها برای افزایش پیچیدگی اقتصادی نیاز دارند(Hoang, & Chu, 2022).

وو[۱۳] در پژوهش "آیا کیفیت نهادی پیچیدگی اقتصادی را تقویت می کند؟ محرک های اساسی قابلیت‌های تولیدی"، به بررسی نقش نهادها در شکل‌دهی به تفاوت‌های بین‌المللی در پیچیدگی اقتصادی پرداخته که یافته‌های اصلی از ایجاد یک محیط نهادی حامی توسعه حمایت می‌کردند، که با تقویت پیچیدگی اقتصادی به کاهش تداوم توسعه‌نیافتگی کمک می‌کند(Vu,2022).

بهار، راپورت و توراتی[۱۴] در پژوهش خود، به طور تجربی رابطه بین پیچیدگی اقتصادی یک کشور و تنوع در زادگاه مهاجران آن را بررسی کردند. تجزیه و تحلیل نشان می دهد که کشورهایی با تنوع محل تولد بالاتر با یک انحراف استاندارد از نظر اقتصادی با ۰٫۱ تا ۰٫۱۸ انحراف استاندارد بالاتر از میانگین پیچیده‌تر هستند. این امر به ویژه برای تنوع در میان مهاجران با تحصیلات عالی و برای کشورهایی در سطوح متوسط پیچیدگی اقتصادی صادق است. در نهایت، شواهدی ارائه دادند که نشان می‌دهد تنوع محل تولد با افزایش تنوع سبد صادراتی کشور میزبان، پیچیدگی اقتصادی را افزایش می‌دهد(Bahar, Rapoport & Turati, 2022).

چانتا هور در پژوهشی تحت عنوان" ارزیابی پیوندهای پویا بین صنعت گردشگری و تغییرات ساختاری اقتصادی در اقتصاد کامبوج" که از مدل ماتریس حسابداری اجتماعی با ترکیب با ماتریس محصول چند برابری و رویکردهای میدان نفوذ استفاده کرد. نشان دادند که ارتباط کلی بین صنعت نسبتا کم است. نساجی، سایر تولیدات و حمل و نقل و ارتباطات بخش‌های کلیدی بود. آن‌ها بیشترین میدان ضریب نفوذ تغییرات در سیستم اقتصادی را داشتند (Hor,2021).

گومز زالدایوار و مولینا پرز[۱۵] در پژوهشی به " تکامل قابلیت‌های تولیدی مکزیک: تحلیل پیچیدگی اقتصادی برای توسعه مناطق ویژه اقتصادی"پرداختند که هدف آن شناسایی

---

[13] Vu

[14] Bahar, Rapoport & Turati

[15] Gómez-Zaldívar & Molina-Perez

قابلیت‌هایی بودکه می‌تواند تغییرات ساختاری را در سطح ایالت مکزیک افزایش دهد. قابلیت‌های تولیدی را از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۴ در پنج ایالت جنوبی کمتر توسعه‌یافته را تحلیل و با استفاده از روش پیچیدگی اقتصادی و تخمین شبکه ارتباط، نشان دادند که این حالت‌ها در قابلیت‌های غیرپیچیده تخصصی شده‌اند و دولت‌های متخصص در قابلیت‌هایی با مرکزیت بین‌المللی بیشتر تمایل به تنوع بیشتری دارند(Gómez-Zaldívar & Molina-Perez,2021).

چو و هانگ[16] در مقاله خود " پیچیدگی اقتصادی چگونه بر نابرابری درآمد تأثیر می‌گذارد؟ شواهد جدید از داده های بین المللی"، به بررسی رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد پرداخته و برای ۸۸کشور از سال ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۷ نشان دادند که پیچیدگی اقتصادی به طور قابل توجهی با نابرابری درآمد بالاتر مرتبط است.یافته‌های آن‌ها برای سیاست‌گذاران در تنظیم سیاست‌های در فرآیند توسعه اقتصاد دانش‌محور مرتبط است(Chu, & Hoang, 2020).

احمدیان دیوکتی و همکاران در پژوهش خود" سنجش میزان پیچیدگی اقتصادی ایران، در راستای تحقق اقتصاد مقاومتی" بیان کردند که نتایج آن‌ها نشان داد که کشور ایران در مقایسه با شرکای تجاری خود، در زمینه پیچیدگی اقتصادی و به تبع آن اقتصاد مقاومتی، در جایگاه مناسبی قرار ندارد و تا رسیدن به جایگاه مطلوب فاصله زیادی دارد؛ که نیازمند توجه ویژه سیاست‌گذاران برای ارتقاء جایگاه ایران در این شاخص می‌باشد (Ahmadian Divkoti et al,2019).

پال و بندرلاگ[17] در پژوهش" ارزش‌افزوده تفکیک ماتریس حسابداری اجتماعی برای اقتصاد هند در سال ۲۰۰۷-۲۰۰۸"، در این مطالعه برخی از کاربرد SAM را در تجزیه و تحلیل نابرابری درآمد در بین گروه‌های اجتماعی مختلف خانوارها در هند و سهم آن‌ها در درآمد ملی هند نشان داده‌اند (Pal & Bandarlage,2018).

شاهمرادی و اشتهاردی در پژوهش خود تحت عنوان" بررسی جایگاه رقابت‌پذیری فناورانه ایران در منطقه با رویکرد پیچیدگی اقتصادی" تلاش کردند که جایگاه رقابت‌پذیری فناورانه ایران را در مقایسه با کشورهای مدنظر سند چشم انداز ۱۴۰۴ طی دوره ده ساله ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۴ بررسی کنند. یافته های پژوهش نشان داد که در سال ۲۰۱۴ دو محصول "میله، پروفیل و مفتول از روی" و "موم های مصنوعی و موم های آماده" ، محصولات دارای بیشترین پیچیدگی هستند که کشور در تولید آن‌ها دارای قدرت رقابتی است و در عین حال

[16] Chu, & Hoang
[17] Pal, B. D., & Bandarlage

هیچ رقیبی هم از منطقه برای کشور در این دو محصول وجود ندارد(Shahmoradi. & Eshtheardi,2018).

شاهمرادی و چینی‌فروشان در پژوهش خود "سنجش دانش و مهارت با تکیه بر رویکرد پیچیدگی اقتصادی" بیان کردند که رویکرد پیچیدگی اقتصادی مبتنی بر این ایدئولوژی است که محصولات تولید شده در اقتصاد می‌توانند معرف میزان دانش و مهارت مورد نیاز جهت تولید آن‌ها باشند؛ در پژوهش به پیچیدگی اقتصادی از منظر چگونگی سنجش دانش و مهارت پرداختند که در همین راستا ضمن بیان مفهوم شاخص پیچیدگی اقتصادی و پیچیدگی محصول نحوه محاسبه این دو و نیز از منظر تنوع و فراگیری به کار گرفته شده در آن‌ها بررسی نمودند تا محصولات و اقتصادها را بر اساس میزان دانش و مهارت موجود در آن‌ها رتبه بندی و سنجش نمایند(Shahmoradi & chiniforoshan,2017).

پژم و سلیمی فر در پژوهش خود "بررسی تاثیر شاخص پیچیدگی اقتصادی بر رشد اقتصادی در ۴۲ کشور برتر تولید کننده علم" بیان کردند که در اقتصاد مدرن، دانش عامل اصلی کارکرد تولید است. شاخص‌هایی برای سنجش دانش به کار رفته در محصولات یک کشور وجود دارد که شاخص پیچیدگی اقتصادی یکی از آن‌ها است(Pazham & Salimifar,2016).

در این خصوص(Heng & Thangavelu,2006) به بررسی ومطالعه بخش اطلاعات سنگاپور با روش داده - ستانده پرداخته‌اند که به این نتیجه رسیدند که با ۱۰ درصد کاهش در قیمت داده‌های واسطه‌ای بخش اطلاعات، تولید ناخالص کل اقتصاد سنگاپور0.84درصد افزایش یافته است.

مشیری و جهانگرد در پژوهش خود که در صنایع کارخانه ای ایران در دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۰ انجام شده است، نتیجه گرفتند که فناوری اطلاعات، اثر خالصی برابر 0.14 بر بهره‌وری نیروی کار دارد. نقدی که بر این پژوهش می‌توان وارد کرد این است که تعریف بخش اطلاعات بر اساس استانداردهای بین المللی کامل نیست(Moshiri & jahangard,2006).

در ایران (Jahangard,2006)با استفاده از داده‌های سرمایه‌گذاری ارتباطات و روش فضا-حالت[18]، تأثیر اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی ایران در سطح کلان در دوره ۱۳۴۸-۱۳۸۰ را برآورد کرده است. نتایج وی نشان می‌دهد که این متغیر بر رشد اقتصادی ایران تأثیری ندارد. همچنین در پژوهش دیگری که در صنایع کارخانه ای ایران در دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۰ و به صورت داده‌های ترکیبی[19] (پانل دیتا) انجام شده، نتیجه می‌گیرد که تأثیر فناوری

[18] State space
[19] Panel data

اطلاعات بر تولید کارخانه‌ای ایران مثبت و معنادار و کشش تولیدی آن برابر(0.034) است (Jahangard,2006).

بانویی و محققی با تقسیم بندی جدول داده - ستانده سال ۱۳۷۰ به بخش‌های اطلاعات و غیر اطلاعات و تمرکز بر اطلاعات بری و درآمدزایی، نتیجه می‌گیرند که در ایران، صنایع فلزات اساسی و شیمیایی بالاترین اطلاعات بری را داشته و بخش خدمات نیز بر اساس نتایج آن‌ها نقش انکارناپذیری در تشدید اطلاعات‌بری و درآمدزایی این دو بخش دارد(Banoui & Mohagheghi, 2005).

در اقتصاد هند، (Roy et al ,2002) با بررسی نقش بخش اطلاعات هند به این نتیجه رسیدند که بخش اطلاعات در عرضه تجهیزات به بخش‌های دیگر با صرفه‌تر و اقتصادی‌تر عمل می‌کند.

بانوئی و همکاران به وسیله ماتریس حسابداری اجتماعی اثرات تورمی یکسان سازی نرخ ارز در ایران بر شاخص‌های قیمت تولید، عوامل تولید و هزینه زندگی خانوارها بررسی و یافته‌ها نشان داد که تورم در سناریوهای در نظر گرفته شده ۶ درصد، 7.6 درصد، 11.5درصد و13.3درصد بر نرخ تورم جامعه می‌افزاید (Banoui et al,2001).

خان و توربک در پژوهش خود "اثرات کلان اقتصادی انتخاب فناوری: تحلیل مسیر چند برابری و ساختاری در چارچوب ماتریس حسابداری اجتماعی" اثرات مستقیم و غیرمستقیم کلان اقتصادی انتخاب فناوری بر توزیع درآمد و سطح و ترکیب خروجی و اشتغال در چارچوب یک ماتریس حسابداری اجتماعی تحلیل کردند(Khan & Thorbecke,1989).

با توجه به پیشینه فوق، پژوهش‌هایی که در ارتباط با پیچیدگی محصولات ایران انجام شده فقط با رویکرد پیچیدگی اقتصادی محصولات صادراتی بوده که الزاماً نمی‌تواند ظرفیت و پتانسیل موجود برای توسعه محصولات پیچیده را شناسایی و سیاستگذاری در این زمینه را توصیه کند. در پژوهش حاضر برای بر طرف نمودن این نقص، از شاخص مزیت نسبی آشکار شده، شاخص فاصله و شاخص فرصت منفعت استفاده شده است که بتواند هم ظرفیت‌ها و هم پتانسیل‌های موجود تولیدی در محصولات پیچیده و دانش‌محوری که هنوز به تولید و صادرات گسترده نرسیده‌اند را شناسایی کند. همچنین در این مطالعه محصولات پیچیده شناسایی شده از طریق این رویکرد، وارد قالب تحلیلی ماتریس حسابداری اجتماعی شده و ابتدا ضریب فزاینده تولید آن‌ها که بیانگر اندازه توان ایجاد ارزش افزوده در اقتصاد کشور است، محاسبه می‌شود و سپس به تحلیل پیوند پسین و پیشین آن‌ها با کل اقتصاد و سایر بخش‌ها پرداخته می‌شود که خود بر ظرفیت توسعه همزمان

بخش‌های دانش‌محور و سایر بخش‌هایی که ارتباط تنگاتنگ با آن‌ها دارند و استفاده از صرفه‌های اقتصادی و مزیت‌های تجمع، تاکید دارد. ترکیب این دو رویکرد می‌تواند در عمل سیاستگذار را به سمتی ببرد که هم محصولات پیچیده را هدف قرار دهد و هم ظرفیت و پتانسیل تولید آن‌ها در کشور و هم اینکه همه بخش‌هایی که مرتبط با محصولات پیچیده هستند به صورت همزمان رشد و توسعه دهد که به نوبه خود بر اقتصاد کشور تأثیر به‌سزایی دارد.

۳- روش شناسی و پایه های آماری پژوهش

۳-۱- روش پژوهش

برای پاسخ به سؤالات تحقیق از دو رویکرد پیچیدگی محصول و شاخص های مزیت نسبی آشکار شده، فاصله و منفعت- فرصت و رویکرد ماتریس حسابداری اجتماعی استفاده شده است. غیر از شاخص پیچیدگی از شاخص های مزیت نسبی آشکار شده، شاخص فاصله و شاخص فرصت منفعت بهره‌گرفته شده است که هم ظرفیت های بالفعل و هم پتانسیل های موجود تولیدی در محصولات پیچیده‌ای که هنوز به تولید و صادرات گسترده نرسیده‌اند، شناسایی گردد.

۳-۱-۲- شاخص پیچیدگی محصول

برای محاسبه شاخص پیچیدگی محصول ابتدا ماتریس M بر اساس این شرط که اگر مزیت نسبی برابر و یا بزرگتر از یک بود (مزیت نسبی در تولید آن کالا وجود داشت) عدد یک و در غیراینصورت عدد صفر را در برگیرد، تشکیل داده می‌شود. جمع مقادیر ماتریس M بر اساس کشورها مفهوم فراگیر بودن را تعبیر می‌کند و همچنین جمع آن‌ها بر اساس محصولات شاخص درجه تنوع صادراتی کشور را تعریف می‌کند (معادله(۱)).

$$k_{i,0} = \sum_{c=1}^{N} m_{ic} \quad (۱)$$

$$k_{c,0} = \sum_{k=1}^{K} m_{ic} \quad (۲)$$

که در آن‌ها i کالا، c کشور، m درایه‌های ماتریس M می‌باشد. $k_{i,0}$ و $k_{c,0}$ به ترتیب فراگیر بودن یک کالا و تنوع صادراتی یک کشور را نشان می‌دهد، معادله (۲). هر چه تعداد کشورهای تولید کننده یک کالا کمتر باشد شاخص فراگیر بودن پایین تر خواهد بود و این به معنی پیچیدگی بالاتر فرآیند تولید آن کالا است و هر چه سبد صادراتی کشوری متنوع‌تر باشد و تعداد محصولات بیشتری را تولید کند به معنی توان تولیدی پیچیده‌تر آن کشور برای تولید و صادرات کالاهای متنوع است(Hidalgo & Hausmann,2009). میزان پیچیدگی

اقتصادی یک کشور به درجه فراگیر بودن کالاهایی که صادر می‌کند و پیچیدگی فرآیند تولید آن کالاها خواهد بود. همچنین میزان پیچیدگی یک محصول به درجه پیچیدگی کشورهایی که آن محصول را صادر می‌کنند و درجه فراگیر بودن محصولات آن کشورها خواهد بود. در نتیجه بین فراگیر بودن و تنوع صادراتی روابطی به شکل رابطه (۳) و (۴) وجود دارد:

$$k_{i,n} = \frac{1}{k_{i,0}} \sum_{c=1}^{N} m_{ic}\, k_{c,n-1} \qquad (۳)$$

$$k_{c,n} = \frac{1}{k_{c,0}} \sum_{i=1}^{k} m_{ic}\, k_{i,n-1} \qquad (۴)$$

$k_{i,n}$ و $k_{c,n}$ به ترتیب درجه پیچیدگی محصول و پیچیدگی کشور در n ام تکرار می‌باشد. تکرار تا جایی انجام می‌شود که مقادیر به همگرایی برسد حال با جایگزین کردن معادلات فراگیر بودن کالاها در معادلات تنوع صادراتی رابطه (۵) حاصل می‌شود:

$$k_{c,n} = \frac{1}{k_{c,0}} \sum_{c=1}^{N} \sum_{i=1}^{K} m_{ic} \frac{1}{k_{i,0}} m_{ic} k_{c,n-2} \qquad (۵)$$

حال اگر معادله بالا را در قالب ماتریسی در نظر گرفته شود، آنگاه در رابطه (۶):

$$\vec{k} = \omega . \overrightarrow{k} \qquad (۶)$$

$\vec{k}$ یک عملگر انتقال مارکوف می‌باشد که به عقیده هیدالگو و هاسمن(Hidalgo & Hausmann,2009) با سرعتی متناسب با دومین بزرگترین بردار ویژه ماتریس $\omega = \sum_i \frac{m_{ic} m_{ic'}}{k_{i,0} k_{c,0}}$ به یک مقدار حدی همگرا می‌شود،رابطه (۷):

$$\vec{k} = \lim_{n \to \infty} k_{c,n} \qquad (۷)$$

آن دو شاخص پیچیدگی اقتصادی را متناظر با دومین بزرگترین بردار ویژه ماتریس $\omega = \sum_i \frac{m_{ic} m_{ic'}}{k_{i,0} k_{c,0}}$ معرفی می‌کنند و پیشنهاد داده‌اند که از حالت استاندارد شده آن استفاده شود. با استاندارد شدن شاخص بر اساس میانگین و واریانس رابطه (۸)حاصل می‌شود:

$$ECI = \frac{\vec{k} - <\vec{k}>}{stdev(\vec{k})} \qquad (۸)$$

نهایتا شاخص پیچیدگی محصول PCI از رابطه (۹) محاسبه می‌گردد:

$$\text{شاخص پیچیدگی محصول } \widetilde{M}^{P}_{P.P'} \equiv \sum_{C} \frac{M_{CP}M_{CP'}}{K_{C.0}\Phi K_{P.0}} \qquad (۹)$$

۲-۱-۳- شاخص مزیت نسبی آشکار شده

یکی از شاخص‌های مورد استفاده در تعیین مزیت نسبی یک کشور شاخص مزیت‌نسبی آشکار شده یا RCA[20] که از آن جهت که توسط (Béla Balassa,1965) تبیین شد، به شاخص بالاسا[۲۱] هم مشهور است. اما (Liesner,1958) اولین کسی است که از این شاخص برای سنجش عملکرد صادراتی کشورها استفاده کرد .این شاخص به صورت رابطه (۱۰) قابل محاسبه است: (i نمایانگر محصولات مختلف و c نمایانگر کشور می‌باشند)

$$RCA_{ci} = \frac{x_{ci} \Big/ \sum_{i=1}^{k} x_{ci}}{\sum_{c=1}^{n} x_i \Big/ \sum_i \sum_c x_{ci}} \qquad (۱۰)$$

صادرات کالای i توسط کشور c به صادرات کل کشور c در صورت و صادرات کالای i در جهان به کل صادرات جهان در مخرجِ مقدار شاخص مزیت‌نسبی آشکار شده می‌آید. مقداراین شاخص عددی بزرگتر یا مساوی با صفر است. در صورتی که مقدار شاخص در بازه ۱ تا +∞ باشد، کشور در صادرات کالای i مزیت‌نسبی آشکار شده دارد و اگر مقدار شاخص بین ۰ تا ۱ باشد،کشور از مزیت نسبی در صادرات کالای i برخوردار نیست(Hidalgo & Hausmann,2009).

اگر (X_{CP})، نشان دهنده صادرات محصول P توسط کشور C باشد، می‌توان شاخص مزیت‌نسبی آشکار شده را که کشور C در محصول P دارد به صورت رابطه (۱۱) بیان کرد:

(۱۱)

$$RCA_{CP} = \frac{X_{cp}/\Sigma_c x_{cp}}{\Sigma_P X_{cp}/\Sigma_c \Sigma_P \Sigma_{CP}}$$

می‌توان از این معیار برای ساخت ماتریسی استفاده کرد که هر کشور را به محصولاتی که می‌سازد متصل می‌کند. اگر کشور C ، محصول P را با RCA بزرگتر از یک صادر کند، ورودی های ماتریس یک هستند، در غیر این صورت صفر می‌باشند.

با توجه به رابطه (۱۲)، پس (M_{cp}) ماتریسی است که بیان می‌کند کدام کشور چه چیزی تولید می‌کند و برای ساخت فضای محصول و معیارهای پیچیدگی اقتصادی ما برای کشورها و محصولات استفاده می‌شود(Hidalgo & Hausmann,2009).

20Revealed Comparative Advantage
21 Balassa

(۱۲)

$$M_{\mathrm{cp}} = \begin{cases} 1 & RCA_{CP} \geq 1 \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

۳-۱-۳- فاصله

این معیار، فاصله بین محصولاتی که یک کشور تولید می‌کند و سایر محصولاتی که نمی‌تواند تولید کند را محاسبه می‌کند. آن را به صورت مجموع همجواری بین محصول P و سایر محصولاتی که آن کشور تولید نمی‌کند، نشان می‌دهند. سپس با تقسیم مقدار به دست آمده بر مجموع همجواری‌های بین محصول P و تمامی محصولات، فاصله نرمال می‌شود. در این صورت اگر کشور C صادرکننده اکثر محصولات مرتبط با محصول P باشد، آنگاه مقدار معیار فاصله عددی کوچک، نزدیک به صفر به دست خواهد آمد. در صورتی که کشور C سهم کوچکی از محصولات مرتبط با محصول P را صادر کند، آنگاه معیار فاصله عددی نزدیک به ۱ خواهد بود. این معیار از رابطه (۱۳) محاسبه می‌گردد(Hidalgo & Hausmann,2009).

(۱۳)

$$\text{فاصله} = \frac{\sum_{p'}(1-M_{cp'})\Phi_{pp'}}{\sum_{p'}\Phi_{pp'}}$$

۳-۱-۴- منفعت فرصت

با توجه به اینکه دانش و فناوری جدیدی که یک کشور به آن دست پیدا می‌کند بر فرصت-های پیش رو جهت تنوع محصولات اثر می‌گذارد، از شاخص منفعت فرصت که تغییر در فرصت تولید محصولاتی جدید با شاخص مزیت‌نسبی بزرگتر از یک می‌باشد، استفاده می‌شودکه از طریق رابطه (۱۴) بدست می‌آید.

(۱۴)

$$\text{فرصت منفعت} = \sum_{p'} \frac{\Phi_{P,P'}}{\sum_{p''}\Phi_{P'',P'}}(1-M_{cp'})PCI_{P'}$$

PCI شاخص پیچیدگی محصول(P') است. عبارت($1-M_{cp'}$) فقط محصولاتی را در نظر می گیرد که در حال حاضر کشور تولید نمی‌کند. افزایش فرصت منفعت نشان می دهد که یک yمحصول در مجاورت محصولات بیشتر و یا محصولات پیچیده‌تر است(Hidalgo & Hausmann,2009).

۳-۱-۵- ماتریس حسابداری اجتماعی

نظام‌مند کردن آمارهای اجتماعی با آمارهای نظام‌مند شده کلان اقتصادی (حسابهای ملی) و بخشی اقتصادی (جدول داده - ستانده) براساس پشتوانه نظری اقتصاد خرد و کلان در

قالب یك ماتریس جبری را ماتریس حسابداری اجتماعی می‌نامند. ضرایب فزاینده حاصل از هر شوکی در این مدل می‌تواند در بردارنده هم اثرات مستقیم وارد شده به یک حساب و هم اثرات غیر مستقیم که ناشی از اثرات واسطه‌ای سایر حساب‌ها است، باشد. بنابراین هم یک مدل تعادل عمومی است و هم اثرات مستقیم و غیر مستقیم را با هم نشان می‌دهد. الگوهای تعادل عمومی در اقتصاد نسبت به مدل‌های تعادل جزئی دارای برتری‌هایی هستند از جمله اینکه در کل اقتصاد و سطح بخش‌های اقتصادی تعادل همزمان را بر قرار می‌کنند (Round,2003).

ماتریس حسابداری اجتماعی همزمان ۳ حساب اقتصاد را به صورت درونزا در نظرمی‌گیرد که شامل بخش‌های اقتصادی، عوامل تولید و نهادها می‌شود. اثر ممکن است از بخش‌های تولیدی شروع و روی عوامل تولید و نهادها اثر بگذارد و مجدداً به بخش‌های تولیدی برگردد لذا زنجیره اثر را به صورت درونزا و کامل نشان می‌دهد. از این طریق با تفکیک بخش‌های دانش‌محور از سایر بخش‌ها می‌توان ارتباط بین این بخش‌ها با سایر بخش‌ها و کل اقتصاد را شناسایی کرد. این نوع مدل‌ها فرض می‌کنند که طرف عرضه اقتصاد محدودیت ندارد و برای رشد و توسعه اقتصادی باید طرف تقاضا را در نظر گرفت که از رویکرد اقتصاد کینزی تبعیت می‌کند(Thorbecke & Jung,1996).

در رویکرد طرف تقاضای ماتریس حسابداری اجتماعی می‌توان ضرایب فنی تولید را از تقسیم عناصر ماتریس بر Yn بدست‌آورد. بطوریکه طبق رابطه (۱۵):

$$B_{ij} = \frac{T_{ij}}{Y_{ij}} \qquad (۱۵)$$

جدول ۱. ماتریس حسابداری اجتماعی برحسب حساب درونزا و برونزا
مآخذ:پیات(۱۹۸۵)، توربک(۲۰۰۰)

Table 1. Social accounting matrix according to endogenous and exogenous accounts
Source: Pyatt(1985),Thorbecke(2000)

	۱- حساب تولید	۲- حساب درآمد عوامل تولیدی	۳- حساب درآمد نهادهای داخلی
۱- حساب تولید	B_{11}	0	B_{13}
۲- حساب درآمد عوامل تولیدی	B_{21}	0	0
۳- حساب درآمد نهادهای داخلی	0	B_{32}	B_{33}

که در اینجا B_{ij}ضرایب فنی لئونتیف و T_{ij} عناصر ماتریس اصلی و Y_jجمع خروجی بخش j ام می‌باشد در اینصورت ماتریس B_{ij}به فرم (**جدول ۱**) خواهدبود.

هر یك از Bهای داخل ماتریس، یك زیرماتریس از ماتریس$\boldsymbol{B_n}$می‌باشد. در این رویکرد اثرات تزریقات سایر حسابها(عوامل برونزا) بر روی حساب‌های درونزا مورد بررسی قرار می‌گیرد. بطوریکه مانند حالت جدول داده و ستانده طبق رابطه‌های (۱۶)، (۱۷) و (۱۸) داریم.

(۱۶)

$$Y_n = B_n Y_n + X$$

$$\Delta Yn = (I - B_n)^{-1} \Delta X = M.\Delta X \quad (۱۷)$$

$$Y_n = (I - B_n)^{-1} X = M.X \quad (۱۸)$$

رابطه فوق اثرات تغییرات یك واحد در هر یك از متغیرهای برونزا (اقلام تزریقی) را بر افزایش تولید، افزایش درآمد عوامل تولید و افزایش درآمد نهادهای جامعه را نشان می‌دهد. در رابطه(۱۹) ماتریس M ضرایب تکاثری (فزاینده تولید) می‌باشد و نشان-دهنده میزان اثرات یك واحد افزایش در اقلام تزریقی در بخش‌های مختلف و اثرات درآمدی آن بر کل بخش‌های تولیدی، عوامل تولیدی و نهادها می‌باشد.

$$M=(I-B_N)^{-1} \quad (۱۹)$$

که M ماتریس ضرایب فزاینده متعارف تولید در الگوی ماتریس حسابداری اجتماعی است.

بخش کلیدی بخشی است که به علت پیوند تکنولوژیک با سایر بخش‌ها، رشد آن‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد. ضربان رشد تولید شده توسط بخش کلیدی توسعه سایر بخش‌ها را از دو جنبه تشویق می کند:

۱) به عنوان استفاده کننده از داده های سایر بخش‌ها (پیوند پسین)؛

۲) به عنوان عرضه کننده داده به سایر بخش‌ها (پیوند پیشین).

باتمرکز بر رابطه بین عناصر ستونی ماتریس می توان پیوند پسین را طبق رابطه (۲۰) تعریف کرد.

(۲۰)

$$\text{پیوند پسین} = \frac{\sum_i m_{ij} / n}{\sum_i \sum_j m_{ij} / n^2}$$

و با تمرکز بر روابط بین عناصر سطری ماتریس، رابطه (۲۱) نشان دهنده پیوند پیشین است.

$$\text{پیوند پیشین} = \frac{\sum_j m_{ij} / n}{\sum_i \sum_j m_{ij} / n^2} \quad (۲۱)$$

که در اینجا m_{ij} عناصر ماتریس معکوس لئونتیف و n تعداد بخش‌هامی‌باشد.
ضریب پراکندگی برای پیوند پسین طبق رابطه (۲۲) می‌باشد.

(۲۲)

$$v_j = \frac{\left\{\left[\frac{1}{n-1}\right]\sum_i \left(m_{ij} - \frac{\sum_i m_{ij}}{n}\right)^2\right\}\frac{1}{2}}{\sum_i m_{ij} / n}$$

و ضریب پراکندگی برای پیوند پیشین از رابطه (۲۳) محاسبه می‌گردد.

(۲۳)

$$v_j = \frac{\left\{\left[\frac{1}{n-1}\right]\sum_j \left(m_{ij} - \frac{\sum_j m_{ij}}{n}\right)^2\right\}\frac{1}{2}}{\sum_j m_{ij} / n}$$

بنابراین، بخش کلیدی به صورت بخشی که پیوند پسین و پیشین بالاتر از واحد و ضریب پراکندگی نسبتا کوچک دارد تعریف می‌شود. ایده پیوندهای پسین و پیشین اولین با توسط راسموسن مطرح گردید و استفاده از آن برای شناسایی بخش‌های کلیدی توسط هیرشمن ارائه شد. چنری و واتانابه[۲۲] با ماتریس ضرایب داده، شاخص پیوندهای پسین و پیشین مستقیم مطرح نموده که بر اساس رابطه مستقیم بین فعالیت‌ها بود(Chenery & Watanabe,1958). راسموسن[۲۳] علاوه بر تأثیرات مستقیم فعالیت ها، اثرات غیر مستقیم نیز مد نظر قرار داد و شاخص پیوندهای کلی پسین و پیشین را با استفاده از ماتریس معکوس لئونتیف پیشنهاد کرد (Rasmussen,1956). پیوند پسین، تقاضای واسطه ای کالاها و خدمات یک بخش تقاضا کننده از سایر بخش را نشان می‌دهد(Andreosso & Yue, 2004). پیوند

[22] Chenery & Watanabe
[23] Rasmussen

پیشین، عرضه تولیدات یک بخش به سایر بخش‌ها را به عنوان نهاده نشان می‌دهد(Valinezhad Torkamani,2013)

بخشی که دارای پیوند پسین بالایی باشد یعنی آن بخش به بخش‌های دیگر وابستگی بالایی دارد و بخشی که پیوند پیشین بالایی داشته باشد نشان دهنده آن است که عرضه کننده مواد اولیه یا کالای واسطه‌ای برای سایر بخش‌های تولیدی است و سایر بخش‌ها به این بخش وابستگی بالایی دارند(Dietzenbacher,1992 ; Andreosso & Yue, 2004).

۴- پایه های آماری

جامعه آماری این پژوهش شامل تمام بخش‌های اقتصادی ایران و ارتباط بین آن‌ها در چارچوب یک مدل تعادل عمومی است. نظر به اینکه این پژوهش یك پژوهش توصیفی و کاربردی است لذا برای جمع آوری اطلاعات از روش‌های ذیل استفاده شده است:

- بررسی اسناد و مطالعات کتابخآن‌های، شامل سه دسته که:

- دسته اول داده‌ها شامل طبقه بندی محصولات اطلاعات و دانش‌محور در اقتصاد ایران است که ابتدا باید از طبقه بندی‌های خام بین المللی برای تفکیک محصولات استفاده شود و سپس از داده‌های صادرات محصولات طی سال‌های ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۰ و محاسبات انجام شده شاخص پیچیدگی اقتصادی محصولات ایران با استفاده ازکدهای HS در اطلس پیچیدگی هاروارد (سال‌های ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۰) استفاده می‌گردد. این نتایج کمک می‌کند که محصولات دانش‌محور از سایر محصولات تفکیک شوند.
- دسته دوم شامل ماتریس حسابداری اجتماعی است که از آخرین جدول تدوین شده توسط مرکز پژوهش‌های مجلس مربوط به سال ۱۳۹۰ با ۷۱ بخش اقتصادی، سه رده عوامل تولید و ۲۰ گروه خانوار شهری و روستایی و شرکت‌ها و حساب‌های های برونزا، استفاده شده است (Banoui et all,2015).
- دسته سوم، تطابق و متناظر سازی نتایج پیچیدگی محصول حاصل از کدهای HS با کدهای ISIC[24] در ماتریس حسابداری اجتماعی و تجمیع‌سازی آن‌ها که بتوان با محاسبه ضرایب فزاینده و پیوندهای پسین و پیشین بخش‌های دانش‌محور به سؤالات پژوهش پاسخ داد.

قابل ذکر است که نظام‌های آماری بکار گرفته شده در این مقاله شامل کدهای HS و کدهای ISIC می‌باشد که اولی شامل محصولات صادراتی طبقه‌بندی شده و دومی فعالیت‌های

[24] International Standard Industrial Classification of All Economic Activities(ISIC)

اقتصادی طبقه‌بندی شده است که به ترتیب از دو مرجع مختلف سازمان جهانی گمرک (WCO) و نظام حساب های ملی (SNA) سازمان ملل هستند برای اینکه این‌دو در هم ادغام و مطابقت داده شوند باید دید کدام‌یک از محصولات HS در کدام کدهای ISIC جا می‌گیرند و این نیازمند تطبیق یا متناظرسازی این کدها با همدیگر است تا محصولات پیچیده حاصل از کدهای HS در بخشهای ISIC جای گیرند و بخش‌های پیچیده شناسایی شوند. برای محاسبات پژوهش از سه نرم افزار Matlab برای محاسبه پیچیدگی محصول، مزیت نسبی آشکار شده، شاخص فاصله و منفعت‌فرصت، نرم افزارIO&SAM برای محاسبه ضرایب فزاینده تولید و پیوندهای پسین و پیشین در ماتریس حسابداری اجتماعی و Excel برای محاسبات اولیه ماتریس حسابداری اجتماعی و متناظرسازی کدهای HS وISIC و اطلس پیچیدگی هاروارد برای احصاء اطلاعات محصولات پیچیده استفاده شده است.

۵- تجزیه وتحلیل یافته‌ها

شاخص پیچیدگی اقتصادی (ECI) ایران از سال ۲۰۱۵ تا سال ۲۰۲۰ در (**جدول ۲**)نشان‌داده‌شده است. رتبه‌بندی کشورها بر اساس تنوع و پیچیدگی سبد صادراتی آن‌ها را ارائه می‌دهد. که عددی در محدوده ۳+(پیچیدگی بالا) تا ۳- (پیچیدگی پایین) است. کشورهایی که دارای تنوع زیادی از دانش تولیدی، به‌ویژه دانش تخصصی پیچیده هستند، قادر به تولید تنوع زیادی از محصولات پیچیده هستند. متوسط شاخص پیچیدگی ایران (۲۰۱۵ تا ۲۰۲۰) طبق **جدول ۲** برابر با (0.33-) بوده است.که دارای شاخص پیچیدگی پایین می‌باشد. بیشترین مقدار شاخص پیچیدگی ایران مربوط به سال ۲۰۱۵ با شاخص پیچیدگی اقتصادی(0.19-) می‌باشد و کمترین آن مربوط به سال ۲۰۱۶ با مقدار(0.41-) است.

جدول ۲. مقادیر شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران در سال های ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۰
مآخذ:یافته‌های پژوهش

Table 2.ECI values of Iran in the years 2015 to 2020
Source: Research results

سال	۲۰۱۵	۲۰۱۶	۲۰۱۷	۲۰۱۸	۲۰۱۹	۲۰۲۰
شاخص پیچیدگی اقتصادی	-0.19	-0.41	-0.31	-0.29	-0.39	-0.39
رتبه جهانی ایران	۶۸	۷۹	۷۴	۷۵	۸۰	۸۵

اما برای محاسبه شاخص پیچیدگی محصول، می‌توان از داده های صادرات بر طبق استاندارد نظام هماهنگ کدگذاری کالا(HS) استفاده کرد که شامل ۱۲۴۱ محصول برای سال‌های ۲۰۱۵

تا ۲۰۲۰ است. ابتدا محصولاتی که در این ٦ سال دارای میانگین پیچیدگی محصول بالاتر از یک و مزیت نسبی آشکار شده بالاتر از یک بوده‌اند، شناسایی شدند. یافته‌ها نشان می‌دهد که بین سال‌های ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۰ فقط ۱۸ محصول دارای پیچیدگی بالاتر از یک بودند و در بین این محصولات فقط ۷ محصول دارای شاخص مزیت نسبی بزرگتر از یک (RCA>۱) بودند که این وضعیت بالفعل پیچیدگی و قدرت رقابتی این محصولات را نشان می‌دهد و فرصت‌های آتی را نادیده می‌گیرد. از آن جایی که این پژوهش به دنبال شناسایی محصولات پیچیده بالقوه است که کشور با تمرکز بر آن‌ها به سطح بالاتری از پیچیدگی و دانش‌محوری دست یابد و با توجه به اینکه به صورت بالفعل فقط ۱۸ محصول این قابلیت را دارند و ناچیز هستند، از ترکیب چند شاخص(پیچیدگی محصول، مزیت‌نسبی آشکار شده، فاصله و منفعت‌فرصت) برای شناسایی فرصت‌های پیش رو توسعه محصولات دانش‌محور بهره گرفته شده است.

۱-۵- محصولات بالقوه دانش‌محور با شاخص ترکیبی پیچیدگی محصول، مزیت نسبی آشکار شده، فاصله و منفعت فرصت

بدین ترتیب، ابتدا محصولاتی که ایران در سال‌های فوق، در تولید آن‌ها مزیت‌نسبی آشکار شده نداشته (RCA<1) شناسایی شده و در بین آن‌ها محصولاتی که دارای بیشترین پیچیدگی، کمترین فاصله و بالاترین منفعت فرصت بوده، انتخاب شدند. این‌ها محصولاتی هستند که کشور بصورت بالقوه می‌تواند تولید و آن‌ها را صادر کند و همچنین پتانسیل دانش‌محوری را دارند.

رویکرد عملیاتی الگوی فوق بر مبنای پژوهش هاسمن و همکاران (۲۰۱۴) طی ۵ مرحله زیر انجام می‌شود:

۱.محصولاتی که پیچیدگی آن‌ها بالای متوسط پیچیدگی کشور است، شناسایی می‌شود(متوسط پیچیدگی محصولات در بین سال‌های ۲۰۱۱۵تا۲۰۲۰ ایران 0.01می‌باشد).

۲.در میان محصولات فوق محصولاتی که (RCA<1) دارند، انتخاب می‌شوند.

۳.سپس محصولاتی که شاخص فاصله آن‌ها کمتر از میانه محصولات مرحله ۲ است، انتخاب می‌شوند(میانه فاصله محصولاتی که ایران در سال های ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۰ در آن‌ها مزیت نسبی آشکار شده کمتر از یک دارد، 0.88 است). در این مرحله نیز تعدادی محصول که فاصله نزدیک به محصولات دانش‌محور ایران دارند شناسایی می‌شوند.

۴.در بین محصولات فوق، محصولاتی که شاخص منفعت فرصت آن‌ها منفی است حذف می‌شوند و فقط آن محصولاتی که منفعت فرصت مثبت دارند، انتخاب می‌شوند.

۵. در میان محصولات انتخاب شده مرحله قبل، محصولاتی که در ۶ سال مورد بررسی حداقل یکبار (RCA>0.05) داشته باشند به عنوان محصول بالقوه پیچیده شناسایی

می‌شوند. علت استفاده از این شرط به این دلیل است که نشان دهنده محصولاتی است که ایران در گذشته در آن‌ها مزیت رقابتی داشته و بازاری برای آن‌ها وجود داشته و دانش و فناوری این محصولات در کشور شکل گرفته و به‌صورت بالقوه موجودند و با کمی تمرکز بر آن‌ها قابلیت توسعه داشته و ایران را به سمت تولید محصولات پیچیده‌تر و متنوع سوق خواهد داد. با توجه به مراحلی که گفته شده در این مرحله هم تعدادی محصول دیگر حذف و نهایتاً ۷۹محصول به عنوان محصولات بالقوه دانش‌محور با تمرکز بر محصولاتی که مزیت‌نسبی آشکار شده نداشته ولی دارای پیچیدگی بالاتر از میانگین، کمترین فاصله و بیشترین منفعت فرصت بوده‌اند، شناسایی شدند. این ۷۹ محصول به‌صورت بالقوه پتانسیل دانش‌محوری و تولید را دارند(Hausmann et al,2014).

از مجموع ۱۸ محصول بالفعل دانش‌محور و ۷۹ محصول بالقوه، ۹۷ محصول حاصل می‌شود که دولت با تمرکز بر آن‌ها می‌تواند، پیچیدگی و دانش‌محوری اقتصاد را بهبود دهد.

برای اینکه اثرات تولیدی این ۹۷ محصول بر بخش‌های اقتصاد ایران سنجیده شود باید کدهای HS را با بخش‌های ISIC، متناظر سازی و وارد ماتریس حسابداری اجتماعی کرد. با این متناظر سازی، ۹۷ محصول در ۱۶ بخش ماتریس حسابداری اجتماعی جای می‌گیرند.**جدول ۳** تعداد ۱۶ بخش با قابلیت دانش‌محور در اقتصاد ایران طی سال‌های ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۰ که شامل ۹۷ محصول با کد HS است را نشان می‌دهد که به ترتیب از بیشترین تعداد محصولات دارای قابلیت دانش‌محور به کمترین تعداد محصولات دانش‌محور شامل بخش‌های زیر می‌شود: "ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی (۲۴ محصول)، ساخت فلزات اساسی(۱۵محصول)، ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین آلات و تجهیزات(۱۰محصول)، ساخت محصولات از لاستیك و پلاستیك(۹محصول)، ساخت-منسوجات(۸محصول)، ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر(۶محصول)، ساخت‌کاغذ و محصولات کاغذی(۶محصول)، ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر(۶محصول) ساخت سایر محصولات کانی غیر فلزی(۵محصول)، ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها(۳ محصول)، ساخت ماشین آلات و دستگاه‌های برقی طبقه بندی نشده در جای دیگر(۳ محصول)، ساخت چوب و محصولات چوبی(۲محصول)، ساخت كك، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای(۲ محصول)، دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل و شکار(۱ محصول)، انتشار، چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده(۱ محصول)، ساخت مبلمان، مصنوعات طبقه بندی نشده در جای دیگر و بازیافت(۱ محصول) و سایر ساختمان‌ها(۱ محصول). ساخت ماشین آلات و دستگاه‌های برقی طبقه بندی نشده در جای دیگر دارای

کمترین متوسط فاصله(شاخص نزدیکتر به صفر)، بالاترین پیچیدگی و بیشترین منفعت فرصت در بین بخش‌های دانش‌محور را برای کشور فراهم می‌کند.

جدول ۳. بخش‌های دانش‌محور اقتصادایران ۲۰۱۵تا۲۰۲۰
مآخذ:یافته‌های پژوهش

Table 3. Knowledge-based sectors of Iran's economy from 2015 to 2020
Source: Research results

نام بخش	شاخص مزیت نسبی	پیچیدگی کالا	فاصله	منفعت فرصت
دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل و شکار	0.45	0.05	0.87	0.43
ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها	0.39	0.25	0.87	0.62
ساخت منسوجات	1.70	0.32	0.87	0.52
ساخت چوب و محصولات چوبی	0.17	0.10	0.86	0.48
ساخت کاغذ و محصولات کاغذی	0.09	0.16	0.87	0.58
انتشار، چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده	0.09	0.35	0.88	0.78
ساخت كك، فراورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای	1.51	0.35	0.88	0.62
ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی	0.78	0.40	0.87	0.58
ساخت محصولات از لاستیك و پلاستیك	0.34	0.41	0.87	0.67
ساخت سایر محصولات کانی غیر فلزی	0.79	0.33	0.87	0.54
ساخت فلزات اساسی	0.41	0.31	0.87	0.64
ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین آلات و تجهیزات	0.45	0.28	0.88	0.52
ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	0.42	0.37	0.88	0.71
ساخت ماشین آلات و دستگاه‌های برقی طبقه بندی نشده در جای دیگر	0.06	0.59	0.88	0.78
ساخت مبلمان، مصنوعات طبقه بندی نشده در جای دیگر و بازیافت	0.04	0.35	0.88	0.57

سایر ساختمان‌ها	0.46	0.06	0.86	0.47

۲-۵- ضریب فزاینده تولید بخش‌های دانش‌محور

(جدول ٤) ضریب فزاینده تولید ۱۶ بخش به طور بالقوه دانش‌محور شناسایی شده را نشان می‌دهد. بخش‌های ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها، دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل و شکار، ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین آلات و تجهیزات و سایر ساختمان‌ها دارای بالاترین ضرایب فزاینده می‌باشد. در بخش دانش‌محور ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها اگر یک واحد سرمایه‌گذاری صورت بگیرد 3.18 مقدار تولید را در کل اقتصاد افزایش می‌یابد، همچنین ضریب فزاینده تولید بخش دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل و شکار 2.99 واحد است. کمترین ضریب فزاینده مربوط به بخش ساخت كك، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای می‌باشد که به ازای یک واحد سرمایه‌گذاری در این بخش 2.19 مقدار تولید را در کل اقتصاد ایران افزایش می‌دهد.

جدول ۴. ضرایب فزاینده بخش‌های دانش‌محور اقتصاد ایران ۲۰۱۵تا۲۰۲۰
مآخذ:یافته‌های پژوهش

Table 4. Increasing coefficients of knowledge-based sectors of Iran's economy from 2015 to 2020

Source: Research results

نام بخش دانش‌محور	ضریب فزاینده	رتبه
ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها	3.19	1
دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل و شکار	3.00	2
ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین آلات و تجهیزات	2.57	3
سایر ساختمان‌ها	2.56	4
ساخت منسوجات	2.53	5
ساخت مبلمان، مصنوعات طبقه بندی نشده در جای دیگر و بازیافت	2.53	6
ساخت فلزات اساسی	2.51	7
ساخت کاغذ و محصولات کاغذی	2.49	8
ساخت چوب و محصولات چوبی	2.45	9
ساخت سایر محصولات کانی غیر فلزی	2.42	10
ساخت ماشین آلات و دستگاه‌های برقی طبقه بندی نشده در جای دیگر	2.42	11
ساخت محصولات از لاستیك و پلاستیك	2.36	12

ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی	2.35	13
ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	2.33	14
انتشار، چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده	2.32	15
ساخت کك، فراورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای	2.19	16
میانگین	2.51	-

متوسط میانگین ضریب فزاینده بخش‌های دانش‌محور (2.51) می‌باشد که بیشتر از میانگین ضریب فزاینده تولید سایر بخش‌ها (2.29) است.

۳-۵- پیوند بین بخش‌های دانش‌محور با همدیگر و با سایر بخش‌ها

جدول ۵ پیوند پسین، پیشین و پیوند کل بخش‌های دانش‌محور با همدیگر را نشان می‌دهد. پیوند پسین به واسطه افزایش تقاضا دریک بخش دانش‌محور شکل می‌گیرد به نحوی که برای افزایش تولید یک بخش دانش‌محور، آن بخش از سایر بخش‌های دانش‌محور تقاضا می‌کند و بدین واسطه تولید آن‌ها افزایش می‌یابد. به عبارتی اگر سرمایه‌گذاری در یک بخش دانش‌محور یک واحد تغییر کند در سایر بخش‌های دانش‌محور به واسطه تقاضای آن بخش، تولید چند واحد تغییر می‌کند.بیشترین پیوند پسین در بین بخش‌های دانش‌محور مربوط به بخش ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها با(1.97) واحد، بخش دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل و شکار با (1.73) واحد و بخش سایر ساختمان‌ها (1.67) واحد، می‌باشد. پیوند پیشین بیانگر این است که با عرضه یک بخش دانش‌محور به بخش‌های دیگر و استفاده آن بخش‌ها از محصولات این بخش، در مجموع تولید آن‌ها چقدر افزایش می‌یابد. بالاترین پیوند پیشین در بین بخش‌های دانش‌محور شامل بخش‌های انتشار، چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده با (2.56) واحد، دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل و شکار (2.27) واحد و بخش ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی (1.81) است. پیوند کل از مجموع پیوند پسین و پیشین حاصل می‌شود. به طور مثال به ازای هر واحد سرمایه گذاری در بخش دانش‌محور ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها، به واسطه تقاضا، تولید در بخش‌های دانش‌محور 1.97 واحد افزایش و به واسطه عرضه 1.69 واحد و در مجموع 3.66 واحد تولید را در بخش‌های دانش‌محور افزایش می‌دهد. بیشترین پیوندکل بین بخش‌های دانش‌محور با همدیگر مربوط به بخش‌های انتشار، چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده با (4.06) واحد، دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل و شکار با (۴) واحد و ساخت محصولات غذایی و انواع

آشامیدنی‌ها با(3.66) واحد، می‌باشد. کمترین پیوند کل در بین بخش‌های دانش‌محور با همدیگر شامل بخش‌های ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر با (۲.۶۷) واحد، سایر ساختمان‌ها (2.79)واحد، ساخت ماشین آلات و دستگاه‌های برقی طبقه بندی‌نشده در جای دیگر (۲.۸۷)واحد، ساخت کك، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای (2.92) واحد، است.

جدول ۵. ارتباط بین بخش‌های دانش‌محور اقتصاد ایران ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۰ با همدیگر
مآخذ: یافته‌های پژوهش

Table 5.The relationship between the knowledge-based sectors of Iran's economy from 2015 to 2020
Source: Research results

نام بخش دانش‌محور	پیوند پسین (بواسطه تقاضا)	پیوند پیشین	پیوند کل با بخش‌های دانش‌محور
دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل و شکار	1.73	2.27	4.00
ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها	1.97	1.69	3.66
ساخت منسوجات	1.61	1.50	3.11
ساخت چوب و محصولات چوبی	1.51	1.58	3.09
ساخت کاغذ و محصولات کاغذی	1.56	1.59	3.16
انتشار، چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده	1.50	2.56	4.06
ساخت کك، فراورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای	1.39	1.53	2.92
ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی	1.51	1.81	3.32
ساخت محصولات از لاستیك و پلاستیك	1.57	1.69	3.26
ساخت سایر محصولات کانی غیر فلزی	1.44	1.63	3.07
ساخت فلزات اساسی	1.57	1.73	3.29
ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین آلات و تجهیزات	1.65	1.52	3.18
ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	1.56	1.11	2.67

ساخت ماشین آلات و دستگاه‌های برقی طبقه بندی نشده در جای دیگر	1.60	1.27	2.87
ساخت مبلمان، مصنوعات طبقه بندی نشده در جای دیگر و بازیافت	1.62	1.52	3.13
سایر ساختمان‌ها	1.67	1.12	2.79

۴-۵- پیوند بخش‌های دانش‌محور با سایر بخش‌های اقتصادی

جدول ٦ ارتباط بخش‌های دانش‌محور با سایر بخش‌های اقتصادی را نشان می‌دهد. بیشترین پیوند پسین با سایر بخش‌های اقتصادی مربوط به بخش‌های دانش‌محور دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل و شکار (1.27) واحد و ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها(۱.۲۲) واحد وساخت سایر محصولات کانی‌غیر فلزی(۰.۹۸) واحد و کمترین پیوند پسین با سایر بخش‌ها مربوط به ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر(۰.۷۷)واحد، ساخت محصولات از لاستیك و پلاستیك با(۰.۷۹) واحد و بخش ساخت كك، فراورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای با (0.81) واحد می‌باشد.

بالاترین پیوند پیشین با سایر بخش‌ها، مربوط به بخش‌های دانش‌محور انتشار، چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده با (۲)واحد، ساخت كك، فراورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای(1.21) واحد، و بخش ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها به اندازه (1.21) واحد، و کمترین پیوند پیشین مربوط به بخش سایر ساختمان‌ها به اندازه (0.09) واحد، بخش ساخت ماشین آلات و دستگاه‌های برقی طبقه بندی نشده در جای دیگر با(0.27) واحد و بخش ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر با (0.32) واحد، می‌باشند.

بیشترین پیوند کل بخش‌های دانش‌محور با سایر بخش‌های اقتصادی مربوط به بخش‌های دانش‌محور انتشار، چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده (2.82) واحد، ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها (2.43) واحد، دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل و شکار (۲.۲۹) واحد، و ساخت كك، فراورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای (۲.۰۲) واحد، و کمترین پیوند کل مربوط به بخش سایر ساختمان‌ها به اندازه (0.99) واحد و بخش ساخت ماشین آلات و دستگاه‌های برقی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر با (۱.۰۸) واحد و بخش ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر با (1.10) واحد می‌باشد.

جدول ۶. ارتباط بین بخش‌های دانش‌محور با سایر بخش‌های اقتصاد ایران ۲۰۱۵تا۲۰۲۰
مآخذ: یافته‌های پژوهش

Table 6. The relationship between knowledge-based sectors and other sectors of Iran's economy from 2015 to 2020
Source: Research results

نام بخش دانش‌محور	پیوند پسین با سایر بخش‌های اقتصادی	پیوند پیشین با سایر بخش‌های اقتصادی	پیوند کل با سایر بخش‌های اقتصادی
دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل و شکار	1.27	1.03	2.29
ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها	1.22	1.21	2.43
ساخت منسوجات	0.92	0.68	1.60
ساخت چوب و محصولات چوبی	0.94	0.48	1.41
ساخت کاغذ و محصولات کاغذی	0.92	0.67	1.60
انتشار، چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده	0.82	2.00	2.82
ساخت کك، فراورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای	0.81	1.21	2.02
ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی	0.84	0.68	1.52
ساخت محصولات از لاستیك و پلاستیك	0.79	0.96	1.75
ساخت سایر محصولات کانی غیر فلزی	0.98	0.75	1.73
ساخت فلزات اساسی	0.94	0.46	1.40
ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین آلات و تجهیزات	0.92	0.63	1.55
ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	0.77	0.32	1.10
ساخت ماشین آلات و دستگاه‌های برقی طبقه بندی نشده در جای دیگر	0.82	0.27	1.08
ساخت مبلمان، مصنوعات طبقه بندی نشده در جای دیگر و بازیافت	0.92	0.81	1.72
سایر ساختمان‌ها	0.89	0.09	0.99

۶- بحث و نتیجه‌گیری

کشور ایران برای پیشرفت بهتر و بیشتر در منطقه و جهان نیازمند است تا مسیر درست رشد و توسعه را تشخیص و طبق آن به سمت توسعه یافتگی برود که با تمرکز و سرمایه گذاری

در بخش‌های دانش‌محور می‌تواند انجام شود. این پژوهش با رهیافت پیچیدگی اقتصادی و ماتریس حسابداری اجتماعی، بخش‌های دانش‌محور اقتصاد ایران را شناسایی و توان و پتانسیل حرکت کشور به سمت رقابتی‌تر شدن را نشان می‌دهد. از آنجایی که وضعیت موجود شامل محصولات پیچیده کمی است و سیاستگذار با تکیه بر تمرکز بر آن محصولات نمی‌تواند به این هدف دست یابد، محصولات و بخش‌های بالقوه دانش‌محور شناسایی شدند. در این پژوهش با ترکیب شاخص‌هایی از جمله بالا بودن پیچیدگی محصول از متوسط محصولات حال حاضر، کم بودن فاصله محصول از توان فناورانه ایران، مثبت بودن منفعت فرصت محصول و شاخص مزیت نسبی آشکار شده محصولات کمتر از یک، در مجموع ۹۷ محصول با کدهای HS شناسایی و و بعد از متناظر سازی آن‌ها در بخش‌های مربوطه ماتریس حسابداری اجتماعی ۱۳۹۰ نهایتاً ۱۶ بخش به عنوان بخش‌های دارای قابلیت بالقوه دانش‌محوری انتخاب شدند. گرچه هنوز ایران نتوانسته در این محصولات مزیت رقابتی ایجاد کند اما با سیاستگذاری و سرمایه گذاری روی این بخش‌ها و محصولات می توان به سمت دانش‌محوری حرکت کرد و قابلیت‌های نزدیک به معیارهای موجود در درون کشور را توسعه بخشید. نتایج ضریب فزاینده تولید بخش‌های دانش‌محور در مقایسه با سایر بخش‌ها و پیوند این بخش‌ها با کل اقتصاد در مقایسه با پیوند سایر بخش‌ها با کل اقتصاد نشان می دهد حرکت به سمت کالاهای پیچیده و دانش‌محور بودن باعث افزایش موفقیت (افزایش تولید به صورت گسترده) ایران می‌شود. یافته‌های فوق با پژوهش شاهمرادی و اشتهاردی(۲۰۱۸)،با مطالعه معیارهای مزیت نسبی آشکار شده و منفعت فرصت و فاصله قابلیت‌های فناورانه کشور ایران، با پژوهش‌های سعیدی‌فر و آقاخانی(۲۰۰۴) با مطالعه محصولات کشاورزی، مهدوی و ملک شاهیان(2005) با مطالعه صنعت پتروشیمی، قویدل(۲۰۱۲)با مطالعه صنایع کارخآن‌های، دشتی و همکاران(۲۰۱۰)با مطالعه بازار جهانی پسته تنها براساس بر اساس معیار مزیت نسبی آشکار شده، همراستا می‌باشد.و این مطالعات به شاخص‌های منفعت فرصت و فاصله نپرداخته‌اند. همچنین با مطالعه ارکان و یلدریمچی(۲۰۱۵) با مطالعه بکار گیری شاخص پیچیدگی محصول در رسته محصولات کارخانه ای در ترکیه، با مطالعه هاسمن و همکاران(۲۰۱۴) درباره پیچیدگی اقتصادی کشور اوگاندا در بخش کشاورزی، با پژوهش کبید و حشمتی(۲۰۲۳) در بررسی پیوندها در بخش‌های اقتصاد اتیوپی در حوزه کشاورزی، با مطالعه گارسیا و هیدالگو(۲۰۲۳) درباره اقتصاد سبز و مشاغل سبز در اسپانیا با رهیافت ماتریس حسابداری اجتماعی همراستا می‌باشد.

طبق پیوند کل بخش‌های شناسایی شده با کل اقتصاد ایران، ۱۶ بخش به ترتیب تمرکز و سیاستگذاری عبارتند از: دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل و شکار، ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها، ساخت منسوجات، ساخت چوب و محصولات چوب، ساخت کاغذ و محصولات کاغذی، انتشار، چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده، ساخت کك، فراورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای، ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی، ساخت محصولات از لاستیك و پلاستیك، ساخت سایر محصولات کانی غیر فلزی، ساخت فلزات اساسی، ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین آلات و تجهیزات، ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر، ساخت ماشین آلات و دستگاه‌های برقی طبقه بندی نشده در جای دیگر، ساخت مبلمان، مصنوعات طبقه بندی نشده در جای دیگر و بازیافت و بخش سایر ساختمان‌ها.

نتایج تحقیق بیانگر این است که سرمایه گذاری در این بخش‌ها بر اساس مجموع ضرایب پیوندهای پسین و پیشین، می‌تواند بخش‌های بیشتری از اقتصاد کشور را در فرایند رشد و توسعه با خود همراه کنند و سیاستگذار با در نظر گرفتن اولویت تخصیص منابع در این بخش‌ها، پیچیدگی اقتصادی را بهبود می‌دهد. اسناد سیاستهای کلی نظام، برنامه های توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی و بودجه‌های سالانه را می‌توان به این سمت هدایت کرد. مشوق‌های مالیاتی، صادراتی و تسهیلات اختصاصی به توسعه این بخش‌ها و انگیزه سرمایه‌گذاری در آن‌ها کمک می‌کند. تقویت و حمایت از بخش خصوصی و انگیزه بخشی در ورود به سرمایه‌گذاری در بخش‌های اقتصادی نام‌برده می تواند کمک شایانی برای توسعه دانش‌محور باشد. توسعه استارتاپ‌ها و زیرساخت‌های الکترونیک و تجارت الکترونیکی، تفاهم‌نامه‌های همکاری با کشورهای صاحب تکنولوژی و کاهش اثر تحریم‌ها برای توسعه این بخش‌ها مورد نیاز است.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Ahmadian Divkoti, M. M., Aghajani, H. A., Shirkhodaei, M., & Tehranchian, A. M. (2019). Measuring Iran's economic complexity in order to realize a resistive economy. *Basij Strategic Studies, 21*(81), 169-190. [In Persian].

Andreosso-O'Callaghan, B., & Yue, G. (2004). Intersectoral linkages and key sectors in China, 1987–1997. *Asian Economic Journal, 18*(2), 165-183.

Azizi, J., & Yazdani, S. (2004). Determination of comparative advantage of the main horticultural products in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 12(45), 115-136.

Bahar, D., Rapoport, H., & Turati, R. (2022). Birthplace diversity and economic complexity: Cross-country evidence. *Research Policy, 51*(8), 103991.

Balassa, B. (1965). Tariff protection in industrial countries: An evaluation. *Journal of Political Economy, 73*(6), 573-594.

Banoui, A. A., Khalatbari, F., Momeni, F., Mahmoudi, M., Mehrara, M., & Tabatabai, R. (2001). Investigating the effects and consequences of the equalization of the exchange rate on the production price index, production factors and cost of living. *Majlis and Strategy, 32*, 42-63. [In Persian].

Banoui, A. A., & Mohagheghi, M. (2005). The role of the information sector in Iran's economy, with the approach of the input–output model. *Planning and Budgeting Quarterly, 10*(1), 3-29. [In Persian].

Banoui, A. A., Vali Zadeh, A., Sadeqi, N., Mastali Parsa, M., & Moosavi Nik, H. (2015). *Updating the Input-Output Table, Social Accounting Matrix and designing the CGE pattern and their applications in socio-economic policy making: 17. Statistical basis of the social accounting matrix of 2011*. Parliament Research Center, Office of Economic Studies. [In Persian].

Bournakis, I., & Tsoukis, C. (2016). Government size, institutions, and export performance among OECD economies. *Economic Modelling, 53*, 37-47.

Burke, P. (2007). A social history of knowledge revisited. *Modern Intellectual History, 4*(3), 521-535.

Chabán-García, O., & Hidalgo-Capitán, A. L. (2023). Green economy and green jobs: A multisectoral analysis by means of Spain's social accounting matrix. *Brazilian Journal of Political Economy, 43*, 380-397.

Chenery, H. B., & Watanabe, T. (1958). International comparisons of the structure of production. *Econometrica, 26*(4), 487-521.

Chu, L. K., & Hoang, D. P. (2020). How does economic complexity influence income inequality? New evidence from international data. *Economic Analysis and Policy, 68*, 44-57.

Coates, D., & Warwick, K. (1999). *The knowledge driven economy: Analysis and background*. Department of Trade and Industry.

Dahlman, C. J., & Aubert, J. E. (2001). *China and the knowledge economy: Seizing the 21st century*. World Bank Publications.

Dashti, G., Khodaverdizadeh, M., & Mohammad, R. R. (2010). Analysis of pistachio's comparative advantages and global export market structure. *Journal of Agricultural Economics, 4*(1), 1-24.

Dietzenbacher, E. (1992). The measurement of interindustry linkages: Key sectors in the Netherlands. *Economic Modelling, 9*(4), 419-437.

Drucker, P. F. (1988). The coming of the new organization. *Harvard Business Review, 66*(1), 45-53.

Erkan, B., & Yildirimci, E. (2015). Economic complexity and export competitiveness: The case of Turkey. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 195*, 524-533.

Ghasemi, H., Zanjani, M. S., & Mousakhani, M. (2012). Identification and documentation of managerial experiences: A conceptual framework. *Proceedings of the 16th European Conference on Knowledge Management*, 389.

Ghavidel, S. (2012). Analysis of the structure and the comparative advantage of manufactured commodities in Iran with the emphasis on the shift-share analysis approach. *Journal of Economic Research, 1*(1), 127-144.

Gómez-Zaldívar, F., & Molina-Perez, E. (2021). Evolution of the productive capabilities of Mexico: Economic complexity analysis for the development of special economic zones (SEZ). *The International Trade Journal, 35*(1), 4-18.

Hausmann, R. (2013). *The tacit knowledge economy*. Project Syndicate.

Hausmann, R., Hidalgo, C. A., Bustos, S., Coscia, M., & Simoes, A. (2014). *The atlas of economic complexity: Mapping paths to prosperity*. MIT Press.

Hausmann, R., Hidalgo, C. A., Bustos, S., Coscia, M., & Simoes, A. (2007). *The product space conditions the development of nations*. Science.

Hausmann, R., & Klinger, B. (2006). *Structural transformation and patterns of comparative advantage*. Center for International Development Working Paper No. 128.

Hausmann, R., & Klinger, B. (2009). *Policies for achieving structural transformation in the Caribbean*. Private Sector Development Discussion Paper No. 2.

Hausmann, R., Hwang, J., & Rodrik, D. (2007). What you export matters. *Journal of Economic Growth, 12*(1), 1-25.

Heng, T. M., & Thangavelu, S. M. (2006). *Singapore information sector: A study using input-output table*. East Asian Bureau of Economic Research.

Hidalgo, C. A. (2015). *Why information grows: The evolution of order, from atoms to economies*. Basic Books.

Hidalgo, C. A., & Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the National Academy of Sciences, 106*(26), 10570-10575.

Hoang, D. P., & Chu, L. K. (2022). Progression to higher economic complexity: The role of institutions. *Journal of the Knowledge Economy, 13*, 1-28.

Hor, C. (2021). Assessing the dynamic tourism inter-industry linkages and economic structural changes in Cambodia's economy. *Journal of Economic Structures, 10*(1), 1-24.

Inoua, S. (2023). A simple measure of economic complexity. *Research Policy*, *52*(7), 104793.

Jahangard, E. (2006). The effect of information technology (IT) on the production of industrial industries in Iran. *Iran Economic Research*, *7*(25), 83-107. [In Persian].

Kebede, S., & Heshmati, A. (2023). Sectoral linkage in the Ethiopian economy: A social accounting matrix multiplier analysis. *Structural Change and Economic Dynamics*, *64*, 474-490.

Khan, H. A., & Thorbecke, E. (1989). Macroeconomic effects of technology choice: Multiplier and structural path analysis within a SAM framework. *Journal of Policy Modeling*, *11*(1), 131-156.

Liesner, H. H. (1958). *United States imports and world trade*. National Institute of Economic and Social Research.

Liguo, X., Ahmad, M., Khan, S., Haq, Z. U., & Khattak, S. I. (2023). Evaluating the role of innovation in hybrid electric vehicle-related technologies to promote environmental sustainability in knowledge-based economies. *Technology in Society*, *72*, 102283.

López, M. D. C. D., & Fonseca-Zendejas, A. S. (2023). Analysis of the intersectoral synchronization of the Mexican economy. *Structural Change and Economic Dynamics*, *64*, 225-235.

Magalhães, L., Kuffer, M., Schwarz, N., & Haddad, M. (2023). Bringing economic complexity to the intra-urban scale: The role of services in the urban economy of Belo Horizonte, Brazil. *Applied Geography*, *150*, 102837.

Mahdavi, A., & Malekshahian, M. (2005). The investigation of the comparative advantage of exportable commodities in Iranian petrochemical industry. *Iranian Journal of Economic Research*, *6*(21), 91-113. [In Persian].

Meier, G. M., & Stiglitz, J. E. (Eds.). (2001). *Frontiers of development economics: The future in perspective*. World Bank Publications.

Moshiri, S., & Jahangard, E. (2006). ICT impact on the labor productivity in the Iranian manufacturing industries; a multilevel analysis. *Iranian Economic Review, 11*(16), 121-142. [In Persian].

Nonaka, I. (1991). The knowledge-creating company. *Harvard Business Review, 69*(6), 96-104.

OECD. (1997). *National innovation system*. OECD Publishing.

Pal, B. D., & Bandarlage, J. S. (2017). Value-added disaggregated social accounting matrix for the Indian economy of the year 2007–2008. *Journal of Economic Structures, 6*(1), 1-20.

Pazham, S. M., & Salimifar, M. (2016). An examination of economic complexity index effect on economic growth in the top 42 countries producing science. *Journal of Economics and Regional Development, 22*(10), 16-38. [In Persian].

Rasmussen, P. N. (1956). *Studies in inter-sectoral relations*. North-Holland.

Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy, 98*(5), S71-S102.

Round, J. (2003). Social accounting matrices and SAM-based multiplier analysis. In *The impact of economic policies on poverty and income distribution: Evaluation techniques and tools* (pp. 261-276). World Bank.

Seddighi, H. R. (2015). A model of a firm's innovation and growth in a knowledge-based economy. *Journal of the Knowledge Economy, 6*, 215-227.

Shahmoradi, B., & Chiniforooshan, P. (2017). Measuring the knowledge and skill using economic complexity approach. *Rahyaft, 27*(67), 39-58. [In Persian].

Shahmoradi, B., & Eshtheardi, M. S. A. (2018). Investigating the status of Iran's technological competitiveness in the region, based on the economic complexity approach. *Journal of Science and Technology Policy, 10*(1), 29-39. [In Persian].

Shahmoradi, B., Hafezi, R., & Chiniforooshan, P. (2023). Industrial development policies based on economic complexity under plausible

scenarios: Case of Iran 2027. *Journal of the Knowledge Economy, 14*, 1-26.

Shakeri Bostanabad, R., & Ansari, V. (2026). The relationship between banking facilities and Iran's economic growth: Evidence from a financial social accounting matrix. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 22*(4), 89-126. [In Persian].

Thomas, A., & Carl, D. (Eds.). (2001). *Korea and the knowledge-based economy: Making the transition*. OECD Publishing.

Thorbecke, E. (2000). *The use of social accounting matrices in modeling*. International Association for Research in Income and Wealth.

Thorbecke, E., & Jung, H. S. (1996). A multiplier decomposition method to analyze poverty alleviation. *Journal of Development Economics, 48*(2), 279-300.

Utkovski, Z., Pradier, M. F., Stojkoski, V., Perez-Cruz, F., & Kocarev, L. (2018). Economic complexity unfolded: Interpretable model for the productive structure of economies. *PLoS One, 13*(8), e0200822.

Valinezhad Torkamani, R., Banouei, A. A., & Jelodari Mamaghani, M. (2013). Assessing intersectional linkages using eigenvector method: Case study of Tehran province. *The Economic Research, 13*(2), 37-59. [In Persian].

Vu, T. V. (2022). Does institutional quality foster economic complexity? The fundamental drivers of productive capabilities. *Empirical Economics, 63*(3), 1571-1604.

Wang, F., Wu, M., & Wang, J. (2023). Can increasing economic complexity improve China's green development efficiency?. *Energy Economics, 117*, 106443.



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

بررسی رفتار توده‌وار در بازار بورس اوراق بهادار تهران

میلاد ابراهیمی*، حبیب انصاری سامانی**

*کارشناسی ارشد مدیریت مالی، گروه حسابداری و مالی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران

**دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران (نویسنده‌ی مسئول).

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۴ آبان ۱۴۰۲
تاریخ بازنگری: ۲۴ فروردین ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش: ۱۵ خرداد ۱۴۰۳

طبقه‌بندی JEL: G41 ,H12 ,G01

واژگان کلیدی:
رفتار توده‌وار، مالی رفتاری، بورس اوراق بهادار تهران

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل: h.samani@yazd.ac.ir
0000-0002-0075-5097

آدرس پستی:
یزد، صفاییه، بلوار دانشگاه، دانشگاه یزد، ساختمان استقلال

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

رفتار توده‌وار بعنوان یکی از جنبه‌های رفتاری یکی از موضوعات مهم در مالی رفتاری می‌باشد که مورد توجه محققان دانشگاهی و همچنین سرمایه‌گذاران می‌باشد و می‌تواند در تصمیمات سرمایه‌گذاران اثرگذار باشد. بازار سرمایه ایران با توجه به رشد چشمگیر شاخص بورس اوراق بهادار تهران از محدوده تقریبا ۷۶۸۹۴ هزار واحد در سال ۱۳۹۶ تا محدوده ۱۳۴۷۵۵۵ واحد در اواخر سال ۱۴۰۰ و همچنین ریزش بازار تا محدوده ۱۱۳۵۳۶۷ واحد در همان سال و همچنین ریزش تاریخی در سال ۱۳۹۹، نوسانات زیادی داشته است و نوسانات زیاد در بازار، به دلیل افزایش عدم قطعیت و ریسک، باعث می‌شود که سرمایه‌گذاران به تقلید از دیگران بپردازند و از تجزیه و تحلیل خود صرف‌نظر کنند. از این رو بررسی رفتار توده‌وار در این دوره زمانی حائز اهمیت می‌باشد. باتوجه به

اینکه تاکنون تحقیق جامعی از وجود یا عدم وجود رفتار توده‌وار در این بازه زمانی انجام نگرفته است. از این رو هدف از این مطالعه بررسی رفتار توده‌وار در بازه زمانی ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ می‌باشد. نتایج تحقیق نشان دهنده آن است که در طی دوره بررسی، رفتار توده‌وار در سطح بازار وجود داشته است. همچنین با بررسی جداگانه دوران رشد و افول بازار سرمایه نویسندگان به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاران در دوران رشد بازار منطقی‌تر نسبت به دوران افول بازار سرمایه عمل کرده‌اند.

ارجاع به مقاله:
ابراهیمی، میلاد و انصاری سامانی، حبیب. (۱۴۰۵). بررسی رفتار توده‌وار در بازار بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه *اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۳(۱)، ۶۲-۳۹.

10.22055/jqe.2024.45177.2586

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

مفهوم رفتار توده‌وار تاکنون در محیط‌های مختلفی اعم از جامعه‌شناسی، روانشناسی، اقتصاد و امور مالی بررسی شده است. اصولا رفتار توده‌وار یکی از موضوعات کلیدی در حوزه مالی رفتاری می‌باشدکه در آن سرمایه‌گذاران ممکن است از تحلیل منطقی خود چشم‌پوشی کنند و در عوض رفتاری مانند گروه اتخاذ کنند(Galariotis, Rong, & Spyrou, 2015; Liao, Huang, & Wu, 2011). این نوع رفتار می‌تواند دلایل مختلفی مانند نگرانی‌های شغلی(Chevalier & Ellison, 1999)،عدم تقارن اطلاعات(Choi & Skiba, 2015) و آبشارهای اطلاعاتی[1](Bikhchandani & Sharma, 2001)داشته باشد.

رفتار توده‌وار، به عنوان یک پدیده اجتماعی و رفتاری قابل مشاهده در بازارهای مالی، تأثیرات قابل توجهی بر عملکرد بازارها دارد. رفتار توده‌وار ممکن است نوسانات بازار را تشدید کند و منجر به بی‌ثباتی بازار (Mobarek, Mollah, & Keasey, 2014)، عدم استحکام و پایداری بازار (Chauhan, Ahmad, Aggarwal, & Chandra, 2020) و حتی ایجاد حباب گردد(Vo & Phan, 2019). همچنین از طرفی این رفتار ممکن است منجر به کارایی قیمت گردد(Spyrou, 2013). از این رو با توجه به دیدگاه‌های مختلفی که در مورد رفتار توده‌وار وجود دارد، مطالعه رفتارتوده‌وار و یافتن شواهد تجربی در این زمینه در بازارهای مالی ضروری است(Chauhan et al., 2020). این امر در مورد ایران با توجه به رشد شاخص کل بازار سرمایه ایران از محدوده تقریبا ۷۶۸۹۴ هزار واحد در سال ۱۳۹۶ تا محدوده ۱۳۴۷۵۵۵ واحد در اواخر سال ۱۴۰۰ و همچنین ریزش بازار تا محدوده ۱۱۳۵۳۶۷ و همچنین ورود عظیم مردم به بازار بورس اوراق بهادار تهران در شروع سال ۱۳۹۸ و ریزش تاریخی بورس در سال ۱۳۹۹، بیشتر حائز می باشد. از این رو بررسی رفتار توده‌وار طی این دوره مهم بوده و در این مطالعه دو فرضیه زیر بررسی خواهد شد:

۱)آیا در این دوره رفتار توده‌وار وجود داشته است؟

۲)این رفتار در دوران رشد شدیدتر بوده است یا دوران افول؟

در حوزه مطالعات بازار سرمایه ایران، تاکنون تحقیقات زیادی در مورد رفتار توده‌وار انجام شده است. اما اغلب این تحقیقات محدود به بازه‌های زمانی خاصی بوده‌اند.بطور مثال جعفری(۱۳۹۸) در بازه زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ و وارث و همکاران(۱۳۹۹)در بازه زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ به بررسی رفتار توده وار پرداخته اند اما اولا، تاکنون هیچ تحقیقی به صورت جامع از اوایل رشد بازار سرمایه از سال ۱۳۹٦ تا ۱٤۰۰ به بررسی رفتار توده‌وار پرداخته نشده

[1] Information cascade

است. ثانیاً، با توجه به ریزش تاریخی بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۹۹، ضروری است که بررسی شود که آیا دیدگاه سهامداران پس از این رویداد تاریخی تغییر کرده است یا خیر؟ اضافه کردن این دو جنبه به مطالعات موجود می‌تواند به توسعه دانش در حوزه رفتار سرمایه‌گذاران و تأثیرات رویدادهای بازار سرمایه کمک کند. از این جهت می توان گفت این مطالعه دارای نواوری می باشد. همچنین در این مطالعه از مدل چیانگ و ژنگ[1](۲۰۱۰) استفاده گردیده است که مدلي تغییر یافته و دقیقتر از مدلهاي قبلي، از جمله کریستي و هوانگ[2] (۱۹۹۵) و هوانگ و سالمون[3](۲۰۰٤) محسوب میشود و تنها مدل اقتصادسنجي می باشد که میتواند رفتار تودهاي را در دوره‌های صعود و افول بازار به‌طور جداگانه آزمون کند(وارث و همکاران,1399). علاوه‌برآن با توجه به اینکه رفتار توده وار یک پدیده کوتاه مدت است و هر چه فراوانی داده‌ها بیشتر باشد، تخمین بهتری از رفتار توده وار بدست می آید(Chauhan et al., 2020) در این تحقیق برای اشکار کردن بهتر رفتار توده‌وار از داده‌های روزانه استفاده گردید.

بطورکلی مطالعه رفتار توده‌وار و یافتن شواهد تجربی آن در بازارهای مالی بخصوص بازار بورس اوراق بهادار تهران بسیار حائز اهمیت است زیرا شناسایی ماهیت و علل رفتار توده‌وار می‌تواند به دور زدن ناکارآمدی ها و حباب‌های احتمالی قیمت کمک کند(Kumar, 2022).علاوه‌برآن به سرمایه گذاران در جهت تصمیمات بهتر سرمایه‌گذاری می‌تواند کمک کند و می‌تواند باعث کاهش ریسک های ناشی از رفتار توده‌وار گردد و همچنین به محققین دانشگاهی می تواند کمک کند تا با شناسایی رفتار های توده‌وار در بازارهای مالی به شناخت و درک بهتری از این ادبیات دست پیدا کنند.

۲- مبانی نظری

۲-۱- رفتار توده وار

ادبیات رفتار توده‌وار تعاریف متعددی از این مفهوم ارائه کرده است. بانرجی[4](۱۹۹۲) در مقاله تأثیرگذار خود رفتار توده‌وار را اینگونه تعریف می‌کند: هر کس کاری را انجام می‌دهد که دیگران انجام می‌دهند، حتی زمانی که اطلاعات خصوصی آنها انجام کاری کاملاً متفاوت

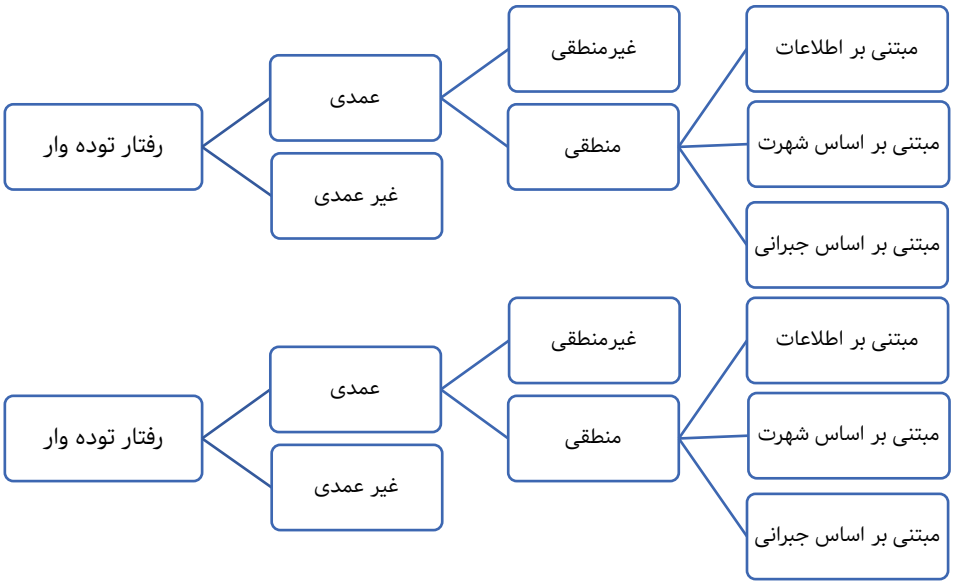
[1] Chiang & Zheng
[2] Christie & Huang
[3] Hwang & Salmon
[4] Banerje

را نشان می‌دهد. بیخچندانی و شارما[1](۲۰۰۱) در مقاله خود استدلال می‌کنند که سرمایه‌گذاران را می‌توان بخشی از یک رفتار توده‌وار در نظر گرفت، اگر از اقدامات دیگران آگاه باشند و تحت تأثیر آنها قرار گیرند. همچنین نویسندگان بیان می‌کنند که اگر اطلاعات سایر عوامل سرمایه‌گذاری باعث شود سرمایه‌گذار تصمیم خود را از عدم سرمایه‌گذاری به سرمایه‌گذاری تغییر دهد، سرمایه‌گذار در حال انجام رفتار توده‌وار است. از سوی دیگر زمانی که سرمایه‌گذاران قبلا بدون اطلاع از تصمیمات سرمایه‌گذاری دیگران اقدام به سرمایه‌گذاری کرده باشند و با اطلاع از اینکه دیگران تصمیم گرفته‌اند آن سرمایه‌گذاری را انجام ندهند، نظر خود را تغییر داده و به عدم سرمایه‌گذاری متمایل شوند نیز یک رفتار توده‌وار رخ داده است. این نوع رفتار اغلب باعث نوسانات شدید، بی‌ثباتی بازار و حتی ایجاد حباب‌ها و بحران در بازارهای مالی می‌گردد(Spyrou, 2013).

۲-۲- انواع رفتار توده وار

سرمایه‌گذاران یا عمدا(تمایل قوی سرمایه‌گذاران برای تکرار اقدامات دیگران) یا بصورت غیرعمد(بدلیل عامل مشترک که باعث ایجاد همبستگی در معاملات آن‌ها می شود) باعث ایجاد رفتار توده‌وار می‌شوند(Bikhchandani & Sharma, 2001). رفتار توده‌وار غیرعمد زمانی اتفاق می‌افتد که در واقع سرمایه‌گذاران بدلیل تاثیر عاملی یکسان که همگی در معرض آن هستند تصمیمات یکسان بگیرند و در نتیجه مشابه یکدیگر معامله کنند(Choi & Skiba, 2015). با این حال، وجود عامل مشترک در میان سرمایه‌گذاران ممکن است سرمایه‌گذاران را به سمت نشان دادن همبستگی در معاملات خود سوق دهد(Gavriilidis, Kallinterakis, & Ferreira, 2013) و همین اتفاق ممکن است به یک نتیجه کارامد منجر بشود(Bikhchandani & Sharma, 2001). سبک‌های سرمایه گذاری(Choi & Sias, 2009; Santi & Zwinkels, 2023) و یا همگنی نسبی[2](بطورمثال تحصیلات مشابه)(Celiker, Chowdhury, & Sonaer, 2015; Holmes, Kallinterakis, & Ferreira, 2011) بین سرمایه‌گذاران را می توان از علل پدید آمدن این نوع رفتار دانست.

[1] Bikhchandani and Sharma
[2] Relative homogeneity



شکل ۱. انواع رفتار توده وار
مأخذ: یخچندانی و شارما[1] (۲۰۰۱)

Figure 1. Types of herd behavior
Source:(Bikhchandani & Sharma, 2001)

شکل ۱ انواع رفتار توده‌وار را نشان می‌دهد. سرمایه‌گذاران بدلایلی از جمله عدم‌اطمینان در بازار، کمبود اطلاعات و یا حتی فشارهای پنهان بر سرمایه‌گذار به رفتار توده‌وار روی می‌آورند. هنگامی که این اتفاق رخ می‌دهد رفتار توده‌وار عمد و غیرمنطقی رخ داده است(Spyrou, 2013). رفتار توده‌وار عمدی و غیرمنطقی از روانشناسی یک سرمایه گذاری نشات می‌گیرد.

یکی دیگر از زیر شاخه‌های رفتار توده‌وار عمدی، رفتار توده‌وار عمد و منطقی می‌باشد که می توان آن را به ۳ دسته تقسیم کرد: رفتار توده‌وار مبتنی بر اطلاعات ،رفتار توده‌وار مبتنی بر شهرت و همچنین رفتار توده‌وار بر اساس جبرانی و یا غرامت. در رفتار توده‌وار مبتنی بر اطلاعات، تصمیم‌گیرندگان باور دارند که سایر سرمایه‌گذاران بینش و

[1] Bikhchandani & Sharma

آگاهی بهتری از شرایط بازار دارند و به همین دلیل از آن ها الگو می‌گیرند. کمبود دانش ناشی از باورهای سرمایه‌گذاران به ناتوانی آنها در پردازش اطلاعات باعث می‌شود که آنها از دیگران الگو بگیرند(Bikhchandani & Sharma, 2001).

در رفتار توده‌وار مبتنی بر شهرت[1] اگر یک سرمایه‌گذار تصمیمات سرمایه‌گذاری خلاف جهت دیگر سرمایه‌گذار بگیرد می تواند به اعتبار سرمایه‌گذار اسیب وارد شود این ممکن است حتی برای یک سرمایه‌گذار منفرد مهم نباشد اما برای مثال برای تحلیلگران سهام و مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری مهم‌تر است(Bikhchandani & Sharma, 2001). به همین دلیل ممکن است برای اینکه به شهرت تحلیلگر اسیبی وارد نشود از اجماع پیروی کند و از انحراف از جمعیت سرپیچی کند.

رفتار توده‌وار جبرانی و یا غرامت[2] زمانی اتفاق می افتد که حقوق کارمندان با عملکرد مرتبط باشد. اتخاذ تصمیماتی که از اجماع بازار منحرف می‌شود، می‌تواند بعنوان ریسک‌پذیری غیرضروری تلقی شود و در نهایت منجر به بیکاری شود. پیروی از اجماع می تواند می‌تواند برعکس بعنوان بیمه‌ای برای کارمندان عمل کند(Bikhchandani, Hirshleifer, & Welch, 1992).

۳- بررسی مطالعات تجربی

۳-۱- مروری مختصر بر مطالعات خارجی

مطالعات تجربی متعددی برای یافتن رفتار توده وار در بازارهای توسعه‌یافته و در حال توسعه در سطح صنعت، کشور یا جهانی انجام شده است و در طول سال‌ها به نتایج متضادی منجر شده است(Chauhan et al., 2020).

زینگ و همکاران[3] (۲۰۲۴) رفتار توده‌وار در طول بحران کرونا را در بازار امریکا و چین بررسی کرده‌اند و هیچ مدرکی دال بر رفتار توده‌وار در بازار سهام ایالات متحده پیدا نکردند اما رفتار توده وار قابل توجهی تحت بحران ویروس کرونا در بازار سهام چین مشاهده کردند. علاوه بر این، دریافتند رفتار توده‌وار مشاهده شده در چین عمدتاً ناشی از احساسات است. فیلیپ و پوچیا[4] (۲۰۲۳) به بررسی رابطه بین احساسات سرمایه گذاران و رفتار توده‌وار در بازارهای سهام ایالات متحده و اروپا پرداختند انها شواهدی از رفتار توده‌وار

[1] Reputation-based herding behavior
[2] Compensation-based Herding
[3] Xing et al.
[4] Filip & Pochea

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهش اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)

تحت احساسات شدید مثبت و منفی به‌ویژه در بازار ایالات متحده، پیدا کردند. نگوین و همکاران[1](۲۰۲۳) رفتار توده‌وار را در بازار سهام ویتنام بعنوان یک بازار نوظهور بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که رفتار توده‌وار برای بازارهای صعودی کمتر مشخص است، اما در سایر شرایط بازار برجسته‌تر است. همچنین باتمونخ و همکاران[2] (۲۰۲۰) وجود رفتار توده‌وار را در بازار سهام مغولستان بعنوان یک بازار نوظهور از جمله در دوره‌های صعودی و نزولی و همچنین وضعیت‌های نوسانات بالا و پایین بازارها مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. آن ها شواهدی از رفتار توده‌وار در همه موقعیت‌ها پیدا کردند.

چونگ و همکاران[3] (۲۰۱۷) به بررسی دلایل رفتار توده‌وار در بازار سهام چین پرداختند. نویسندگان شواهدی قوی از رفتار توده‌وار دار در هر دو بازارهای صعودی و نزولی پیدا کردند. همچنین با بررسی دلایل اساسی رفتار توده‌وار در چین نشان دادند که توصیه تحلیلگر، افق سرمایه گذار کوتاه مدت و ریسک، دلایل اصلی رفتار توده وار می باشد. هلمز و همکاران[4](۲۰۱۳)نیز با استفاده از داده‌های ماهانه شواهد واضحی از رفتار توده‌وار در بازار سهام پرتغال یافت کردند. همچنین به این نتیجه رسیدند که رفتار توده‌وار عمدی و به دلایل شهرت می باشد. لائو و سینگ[5](۲۰۱۱) نیز در تحقیقی به این نتیجه رسیدند که رفتار توده‌وار در بازار سهام چین و هند وجود دارد و همچنین به این نتیجه رسیدند که رفتار توده‌وار در شرایط شدید بازار قابل توجه‌تر است.

چیانگ و همکاران[6](2010) با بررسی بازار چین دریافتند که رفتار توده‌وار در سهام A رخ داده است، در حالی که سهام B رفتار توده‌وار را فقط زمانی نشان می‌دهند که بازارها در حال کاهش بودند. برخلاف نتایج چیانگ و همکاران، تان و همکاران(۲۰۰۸) از مدل قدر مطلق انحرافات مقطعی(CSAD[7]) برای بررسی سهام چینی A و B در بورس اوراق بهادار شانگهای و شنژن از سال ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۳ استفاده کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که رفتار توده وار قابل توجهی در طول افزایش و کاهش شرایط بازار وجود دارد. مشاهدات چانگ و همکاران[8](۲۰۰۰) نشان داد سطح قابل توجهی از رفتار توده‌وار در بازارهای مالی در

[1] Nguyen et al.
[2] Batmunkh et al
[3] Chong et al
[4] Holmes et al.
[5] Lao and Singh
[6] Chiang et al
[7] cross-sectional absolute deviation
[8] Chang et al.

حال توسعه کره جنوبی و تایوان، سطح جزئی رفتار توده‌وار در ژاپن و هیچ شواهدی از رفتار توده‌وار در بازارهای سهام توسعه یافته ایالات متحده و هنگ کنگ وجود ندارد.

۲-۳- مروری بر مطالعات داخلی

در بازار سرمایه ایران بیدگلی و شهریاری (۱۳۸۶) به این نتیجه رسیدند که در دوران رونق بازار سرمایه، رفتار توده‌وار به خوبی توجیه نمی‌شود و نمی‌توان در آن شواهد قابل قبولی برای وجود آن یافت. اما، در زمان رکود، شواهدی از وجود رفتار توده‌وار با استفاده از داده‌های روزانه مشاهده شد. این نتایج ممکن است به دلیل تغییرات در رفتار سرمایه‌گذاران در زمان‌های مختلف و در پاسخ به شرایط اقتصادی و بازار باشد. با این حال، با استفاده از داده‌های هفتگی و ماهانه، آن ها نتوانستند شواهد قابل قبولی برای وجود رفتار توده‌وار دریافت کنند. این مسئله ممکن است به دلیل کوتاه‌مدت بودن و عدم ثبات رفتار توده‌وار در طول زمان باشد، که نشان می‌دهد که رفتار توده‌وار به یک بازه زمانی محدود است.

پورزمانی (۱۳۹۱) نشان داد که در دوران رونق بازار سرمایه در بورس تهران، رفتار توده‌وار وجود ندارد. اما، شواهدی از رفتار توده‌وار در دوران رکود بازار در بورس تهران با استفاده از داده‌های روزانه مشاهده شده است. همچنین با استفاده از داده‌هاي هفتگي شواهدي حاكي از رفتار توده‌وار بدست نيامد كه اين مسئله مي تواند تاكيدي بر يافته كريستي و هوانگ (۱۹۹۵)مبني بر كوتاه مدت بودن پديده رفتار توده وار می باشد.

باباجانی و همکاران (۱۳۹۴) نشان می‌دهد که در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک فعال در بورس اوراق بهادار تهران، رفتار توده‌وار وجود دارد. این یعنی سرمایه‌گذارانی که در این صندوق‌ها شرکت کرده‌اند، تمایل دارند با توجه به رفتار و تصمیم‌گیری سایر سرمایه‌گذاران عمل کنند.علاوه بر این، نتایج تحقیق نشان می‌دهد که رفتار توده‌وار در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک بیشترین تأثیر را بر سهام شرکت‌های کوچکتر دارد. این معنا دارد که رفتار توده‌وار بیشترین تأثیر را بر قیمت و عملکرد سهام شرکت‌های کوچک دارد.

خجسته و زنجیردار (۱۳۹۵) در تحقیقی به این نتیجه رسیدند که بین رفتار توده‌وار سرمایه گذاران نهادی و بازده سهام ارتباط معناداری وجود دارد و این رابطه در شرکت‌های بزرگ بیشتر از شرکت‌های کوچک و در شرکت‌های با اهرم مالی بالا بیشتر از شرکت هایی با اهرم مالی پایین است. سروش یار و علی احمدی (۱۳۹۵) در تحقیقی به این نتیجه رسیدند که احساسات سرمایه گذاران بر رفتار توده‌وار تاثیر معناداری دارد.

همچنین وجود تاثیر معنادار متغییرهای مومنتوم و اندازه شرکت بر رفتار توده وار مشاهده نگردید.

شایسته مند و پورزمانی (۱۳۹۷) نشان می‌دهد که اطلاعات نامشهود تأثیر قابل توجهی بر رفتار توده وار سرمایه‌گذاران نهادی دارند.

جعفری (۱۳۹۸) در پژوهش خود نشان داد که رفتار توده‌وار در روندهای نزولی، به شدت بیشتری نسبت به روندهای صعودی رخ می‌دهد. به عبارت دیگر، در زمان‌هایی که بازار سهام در حال افول است و قیمت سهام در حال کاهش است، رفتار توده‌وار بیشتری رخ می‌دهد. از طرفی وارث و همکاران(1399) به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاران در بورس تهران رفتار توده‌ای داشته‌اند. یعنی بیشتر به صورت گروهی و با تأثیر اطلاعات عمومی و نگرانی‌های عمومی در سرمایه‌گذاری خود عمل کرده‌اند. اما در دوره‌های ریزش بازار، سرمایه‌گذاران به حدی منطقی‌تر عمل کرده‌اند و شدت رفتار توده‌ای خود را در سرمایه‌گذاری‌ها کاهش داده‌اند.

با توجه به مرور مطالعات پیشین می‌توان دریافت که تاکنون هیچ تحقیقی بصورت جامع از اوایل رشد بازار سرمایه از سال ۱۳۹٦ تا ۱٤۰۰ به بررسی رفتار توده‌وار نپرداخته است. از این رو بررسی این دوره زمانی بخصوص باتوجه به ریزش تاریخی بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۹۹ حائز اهمیت می‌باشد. همچنین با توجه به یافته‌های بیدگلی و شهریاری (۱۳۸۶) و پورزمانی (۱۳۹۱) که در داده‌های هفتگی و ماهانه شواهدی از رفتارتوده‌وار پیدا نکردند اما در داده‌های روزانه به شواهدی از رفتارتوده‌وار دست پیدا کردند، از این رو در این مطالعه از داده‌های روزانه استفاده گردیده است.

۴- روش پژوهش

هدف این مطالعه، بررسی وجود یا عدم وجود رفتار توده‌وار در بورس اوراق بهادار تهران می باشد. برای این منظور، در این مطالعه از قیمت روزانه سهام‌های بورس اوراق بهادار تهران در بازه فروردین سال ۱۳۹۵ تا اسفند سال۱۴۰۰ استفاده شده است. همچنین روش اقتصادسنجی که برای بررسی وجود رفتار توده‌وار در بازار بورس اوراق بهادار تهران از آن استفاده شده است رگرسیون ols می بشد و همچنین نرم‌افزار مورداستفاده Eviews می‌باشد.

۴-۱- نمونه گیری

بازه زمانی تحقیق به مدت ۶ سال از ۵ فروردین سال ۱۳۹۵ تا ۲۸ اسفند ۱۴۰۰می‌باشد. برای انتخاب شرکت‌های نمونه با اعمال محدودیتهای زیر و با استفاده از روش نمونه‌گیری حذفی

سیستماتیک، تعداد ۱۳۰ شرکت به عنوان حجم نمونه انتخاب شده‌اند. این محدودیت‌ها شامل موارد زیر می‌باشد:

۱. به‌منظور همگن شدن نمونه آماري در سال‌های مورد بررسی، قبل از سال ۱۳۹۵ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند و تا پایان ۱۴۰۰ از بورس اوراق بهادار تهران خارج نشده باشند؛
۲. دوره مالي آن‌ها منتهي به پایان اسفند باشد؛
۳. سهام آن‌ها طي دوره تحقیق داراي وقفه معاملاتي بیشتر از سه ماه نباشد؛
۴. طي دوره تحقیق، تغییر سال مالي نداده باشد؛
۵. جزء شرکت‌های حوزه فعالیت‌های مالی، ازجمله شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، بیمه‌ها و مؤسسات مالی نباشند.

۲-۴- مدل و متغیرهای پژوهش

هنگامی که شوک‌های بازار، بحران و سایر شرایط شدید در بازار سهام رخ می‌دهد، سرمایه‌گذاران ممکن است از یکدیگر برای معاملات تقلید کنند. در نتیجه، رفتار توده‌وار می‌تواند باعث کاهش انحراف مقطعی شود. کریستی وهوانگ (۱۹۹۵) انحراف معیار استاندارد مقطعی (CSSD) را برای اندازه گیری پراکندگی بازده سهام ارائه کردند که می‌تواند برای تشخیص رفتار توده‌وار استفاده شود. انحراف معیار استاندارد مقطعی(CSSD) به صورت زیر تعریف می شود:

$$CSSD_t=\alpha+ D_t^L\beta^L+\beta^U D_t^U+\varepsilon_i \qquad (۱)$$

در رابطه(۱) متغیر ساختگی (D) برای نشان دادن تفاوت‌ها در رفتار سرمایه‌گذار در طول حرکات شدید بازار طراحی شده است.

D_t^U اگر بازده بازار در روز t در انتهای بالای توزیع باشد، مقدار یک را می‌گیرد. و در غیر این صورت صفر.

D_t^L اگر بازده بازار در روز t در انتهای پایینی توزیع باشد، مقدار یک را می‌گیرد و در غیر این صورت صفر.

وجود ضرایب β^L و β^U منفی و معنی‌دار آماری نشان دهنده رفتار توده وار خواهد بود.

یکی از چالش‌های مرتبط با مدل CSSD این است که نیاز به تعریف بازده‌های شدید دارد (Tan et al., 2008). ویژگی نامتقارن در توزیع بازده را در نظر نمی‌گیرد و تحت‌تاثیر وجود نقاط پرت قرار می‌گیرد (Chang et al., 2000).از این رو چانگ و

همکاران[1] (۲۰۰۰) مدل CSSDرا گسترش داده و مدلCSAD را با الهام از مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای ارائه دادند.

جهت سنجش رفتار توده‌وار در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی مورد مطالعه نویسندگان از قدر مطلق انحراف مقطعی (CSADکه توسط چانگ و همکاران(۲۰۰۰) پیشنهاد شده است استفاده کرده‌اند. این روش شناسی به شرح زیر مشخص شده است:

$$CSAD_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{n}|R_{i.t} - R_{m.t}| \qquad (۲)$$

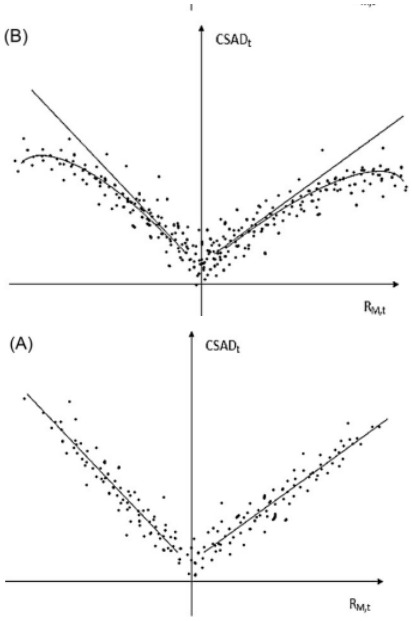
در رابطه (۲) قدر مطلق انحراف مقطعی(CSAD) را نشان می دهد که در آن:

$R_{i.t}$ بازده روزانه سهم شرکت منفرد i در زمان t

$R_{m.t}$ بازده شاخص در زمان t می باشد.

بطور کلی هرچه انحرافات کمتر باشد نشان دهنده این است که اکثریت بازار شبیه هم معامله کرده‌اند و انحرافات کمی نسبت به بازار وجود دارد. اصولا هر چه CSAD به سمت صفر میل کند اثر رفتار توده‌وار مشهودتر است. در کل رابطه بین انحرافات مطلق مقطعی و بازده بازار با توجه به داده های مشاهده گردیده ممکن است یکی ازحالات **شکل ۲** را به خود بگیرد.

[1] Chang et al.



شکل ۲. انواع حالات رابطه بین csad و بازده بازار
مأخذ: گبکا و وهرا (۲۰۱۳)

Figure 2. Types of relation between csad and market returns
Source: (Gębka & Wohar, 2013)

در صورت افزایش بازده بازار اگر انحرافات کاهش یابد می‌توان گفت نشان دهنده رفتار توده وار می باشد. در اشکال بالا، شکل(A) یک رفتار منطقی و قیمت‌گذاری منطقی را به نمایش گذاشته است. در شکل (B) و با افزایش بازده بازار اکثریت معامله گران به سمت بازار معامله می‌کنند و پراکندگی‌ها به سمت صفر میل می‌کند در نتیجه این نوع رفتار نشان‌دهنده وجود رفتار توده‌وار در بازار سهام است.

پس از محاسبه قدر مطلق انحراف مقطعی ، این معیار نسبت به مقدار مطلق بازده شاخص و مجذور آن رگرسیون می شود تا ماهیت رابطه بین دو متغیر مشخص شود. یک رابطه غیرخطی نشان دهنده حضور رفتار توده‌وار در بازارهای مالی است.

[1] Gębka & Wohar

$$CSAD_t=\alpha+\beta_1|R_{m.t}|+\beta_2|R^2_{m.t}|+\epsilon_t \quad (۳)$$

$|R_{m.t}|$ بازده شاخص ، $|R^2_{m.t}|$ مربع بازده شاخص می‌باشد β_1 ضریب $|R_{m.t}|$ است و β_2 ضریب $|R^2_{m.t}|$ است پس از اعمال رگرسیون OLS به دست می‌آید. ضریب β_2 برای تعیین ماهیت رابطه پراکندگی با بازده بازار استفاده می شود. یک مقدار منفی برای β_2 باید یک رابطه غیرخطی بین دو متغیر را نشان می‌دهد و به عنوان نشانه رفتار توده‌وار در نظر گرفته می شود.

۳-۴- رفتار توده‌وار در دوران رشد و افول بازار

بخش عمده‌ای از تحقیقات تجربی اخیر ویژگی نامتقارن بازدهی دارایی‌ها را برجسته می‌کند(Chiang et al., 2010; Chiang & Zheng, 2010; Tan et al., 2008). بررسی اینکه آیا رفتار توده‌وار در روزهایی که بازار رو به کاهش است نسبت به روزهایی که بازار در حال رشد است واکنش نامتقارن نشان می‌دهد یا خیر جالب است(Chiang et al., 2010). برای بررسی اینکه آیا سرمایه‌گذاران در روزهایی که بازار رو به افزایش است نسبت به روزهایی که بازار افت می‌کند، واکنش متفاوتی نشان می‌دهند، داده‌ها را با استفاده از یک متغیر ساختگی به دو گروه تقسیم می‌کنیم. بنابراین نویسندگان معادله (۳) را تعمیم می دهند: (Soroushyar & Ali Ahmadi, 2016)

(۴)

$$CSAD_t=\alpha+\beta_1(1-D)R_{m,t}+\beta_2 D\,R_{m,t}+\beta_3(1-D)R_{m,t}{}^2+\beta_4 D^2{}_{m,t}+\epsilon_t$$

در رابطه 0، D یک متغیر مجازی است که مقدار آن هنگامی که بازده بازار منفی باشد برابر ۱ و در سایر مواقع ۰ است. اگر y_3 منفی و از نظر آماری معنادار باشد، نشان دهنده رفتار توده‌وار در دوره رونق بازار است و اگر y_4 منفی و از نظر آماری معنادار باشد، نشان دهنده رفتار توده‌وار در دوران افول بازار می باشد.

۵- نتایج

پس از جمع آوری داده‌ها از سایت بورس اوراق بهادار تهران، آمار توصیفی داده‌ها استخراج گردید. در **جدول ۱** نتایج آمار توصیفی متعلق به هر متغیر نمایش داده شده است. تجزیه و تحلیل آماری توصیفی روشی است که برای پردازش و خلاصه بندی داده ها استفاده می شود. این روش برای توصیف و تحلیل جامعه یا نمونه است. **جدول ۱** شامل داده‌های

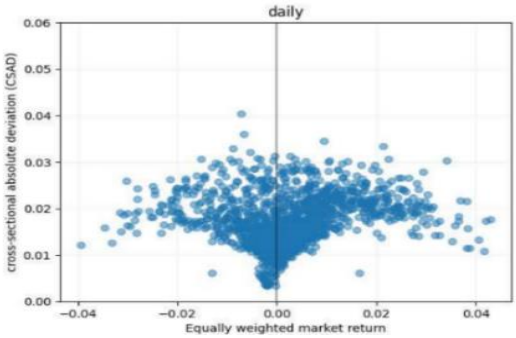
بازده روزانه سهام از تاریخ فروردین سال ۱۳۹۵ تا اسفند سال ۱۴۰۰ می باشد. در مجموع ۱۳۷۲ مشاهده در نظر گرفته شده است که مربوط به قیمت پایانی روزانه سهام است. با توجه به **جدول ۱** میانگین از میانه بزرگ‌تر است که حاکی از وجود نقاط بزرگ در داده‌ها می‌باشد. همچنین همه متغییرها کشیدگی مثبت دارند. بیشترین مقدار بازده بازار در این دوره زمانی مربوط به تاریخ ۱۳۹۹/۰۲/۱۳ با مقدار ۴٫۳ درصد و کمترین مقدار بازده بازار مربوط به تاریخ ۱۳۹۸/۱۰/۱۴ با مقدار -۳٫۹۵ درصد می باشد.

جدول ۱. آمار توصیفی
ماخذ:یافته‌های نویسنده

Table 1. Descriptive Statistics
Source: Research results

	میانگین	میانه	بیشترین مقدار	کمترین مقدار	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	تعداد مشاهده
بازده بازار(Rm)	۰٫۰۰۲	۰٫۰۰۱	۰٫۰۴۳	-۰٫۰۳۹	۰٫۰۱۱	۰٫۲۴۳	۴٫۳۴۸	۱۳۷۲
انحرافات مطلق مقطعی(CSAD)	۰٫۰۱۷	۰٫۰۱۶	۰٫۰۲۸	۰٫۰۰۷	۰٫۰۰۴	۰٫۳۱۰	۲٫۲۷۵	۱۳۷۲

رابطه بین CSAD و بازده بازار در **شکل ۳** بررسی شده است. با توجه به **شکل ۳** می توان دریافت که هرچقدر بازده بازار افزایش می‌یابد پراکندگی کمتر شده و به سمت صفر میل کرده است که حاکی از همسو شدن سرمایه‌گذاران با جمعیت می باشد. بطور کلی با توجه به رابطه غیر خطی بین بازده بازار و CSAD می‌توان به این نکته پی برد که در طی دوره مورد بررسی رفتار توده‌وار در بازار وجود داشته است. برای تایید می‌توان از رگرسیون ols استفاده نمود. قبل از انجام رگرسیون لازم است فروض کلاسیک رگرسیون بررسی گردد.



شکل ۳. رابطه بین csad و بازده بازار
مأخذ: یافته‌های نویسنده

Figure 3. The relation between csad and market returns
Source: Research results

در تحقیقات رگرسیون، جلوگیری از رگرسیون کاذب بسیار مهم است. یکی از روش‌های مورد استفاده برای بررسی مانایی متغیرها و جلوگیری از رگرسیون کاذب، استفاده از آزمون دیکی-فویلر تعمیم یافته (ADF) است. نتایج نشان دهنده این است که در سطح معنی داری ۰٫۰۵ درصد آزمون ریشه واحد صورت گرفته. با توجه به **جدول ۲**، برای تمامی متغیرهای تحقیق، آماره آزمون ADF مقادیر سطح معناداری کمتر از ۰٫۰۵ دارد که در نتیجه در سطح معناداری ۰٫۰۵ فرضیه صفر رد شده و متغیرها دارای ریشه واحد نمی باشند.

جدول ۲. آزمون دیکی فویلر تعمیم یافته
ماخذ:یافته‌های نویسنده

Table 2. Generalized Dickey-Fuller test
Source: Research results

متغییر ها	نماد	آماره آزمون	سطح معناداری
بازده بازار	Rm	-10.719	0.000
انحراف مطلق مقطعی	CSAD	-4.632	0.000

همچنین علاوه بر بررسی عدم وجود هم‌خطی بین متغیرها در مدل برای سنجش اعتبار و بررسی مفروضات کلاسیک رگرسیون، آزمون‌هایی در رابطه با ناهمسانی واریانس و وجود خودهمبستگی انجام گرفته است. در این مطالعه برای بررسی ناهمسانی واریانس از آزمون بروش پاگان استفاده گردیده است. نتیجه آزمون نشان می‌دهد که مشکل ناهمسانی واریانس وجود ندارد. همچنین با توجه به نتایج آزمون دوربین-واتسن، نتایج دال بر وجود خود همبستگی دارد. این مشکل از طریق روش های خود رگرسیونی(AR) رفع گردیده است. سپس با توجه به رابطه۲ ضرایب مدل رگرسیون با توجه به **جدول ۳** برآورد گردید.

جدول ۳. نتایج تخمین رگرسیون رابطه ۳
ماخذ:یافته‌های نویسنده

Table 3. The results of regression estimation of relation 2
Source: Research results

متغییرهای مستقل	ضرایب متغیر در مدل	آماره t	سطح معناداری	نتیجه گیری
عرض از مبدا	0.015	32.048	0.000	معناداری در مدل
قدر مطلق بازده بازار	0.472	15.296	0.000	معناداری در مدل
مربع بازده بازار	-20.322	-15.135	0.000	معناداری در مدل
AR(1)	0.849	55.742	0.000	معناداری در مدل
آماره F		761.025	ضریب تعیین	0.712
سطح معناداری		0.000		
دوربین واتسون		2.48	ضریب تعیین تعدیل شده	0.711
نتیجه کفایت مدل		سطح معناداری آماره Fکمتر از ۰٫۰۵ است و مدل در کل معنادار است.		

بر اساس برآوردهای **جدول ۳**، سطح معناداری آماره f برای رگرسیون کمتر از 05. است که نشان دهنده این است که مدل در کل معنادار است. ضریب مربع بازده بازار در داده‌های

روزانه منفی است. این نشان می دهد که در طول دوره زمانی مورد بررسی، سرمایه‌گذاران عملکرد بازار را دنبال کرده و ویژگی های فردی سهام را نادیده گرفته‌اند. از این رو، شواهد قابل توجهی از رفتار توده‌وار در سطح بازار در طول کل بازه زمانی روزانه وجود دارد. این یافته‌ها با تفسیر ما از نمودار بین انحرافات مطلق مقطعی و بازده بازار در داده‌های روزانه یکسان است.همچنین در خصوص رابطه (۳(نتایج در **جدول ۴** نمایش داده شده است.

جدول ۴. نتایج تخمین رگرسیون رابطه ۴
ماخذ:یافته‌های نویسنده

Table 4. The results of regression estimation of relation۳
Source: Research results

متغییرهای مستقل	ضرایب متغیر در مدل	آماره t	سطح معناداری	نتیجه گیری
عرض از مبدا	0.016	32.425	0.000	معناداری در مدل
$(1-D)R_{m,t}$	0.344	16.365	0.000	معناداری در مدل
$D\ R_{m,t}$	-0.455	-16.012	0.000	معناداری در مدل
$(1-D){R_{m,t}}^2$	-15.051	-22.386	0.000	معناداری در مدل
${D^2}_{m,t}$	-17.582	-15.987	0.00	معناداری در مدل
AR(1)	0.849	58.378	0.0000	معناداری در مدل
آماره F		527.262	ضریب تعیین	0.698
سطح معناداری		0.000		
H دوربین		2.453	ضریب تعیین تعدیل شده	0.697
نتیجه کفایت مدل		سطح معناداری آماره Fکمتر از ۰٫۰۵ است و مدل در کل معنادار است.		

با توجه به نتایج بالا و همچنین منفی بودن ضرایب y_3 و y_4 می توان نتیجه گرفت رفتار توده‌وار هم در دوران افول بازار و هم در دوران رونق بازار در طی دوره مورد بررسی وجود داشته است. همچنین با توجه به اینکه قدر مطلق ضریب y_4 از y_3 بیشتر است می‌توان نتیجه گرفت میزان رفتار توده‌وار در دوران افول بازار از دوران رونق بازار بیشتر بوده است.

۶- نتیجه گیری

این مطالعه با استفاده از داده‌های روزانه بازار سهام ایران به بررسی رفتار توده‌وار در بازار بورس اوراق بهادار تهران و همچنین شدت این رفتار در میان سرمایه گذاران در دوران رونق و صعود بازار پرداخته است. یافته های این تحقیق حاکی از وجود رفتارتوده وار بطور کلی در دوره مورد بررسی می باشد. همچنین یافته‌ها نشان داد که این رفتار در دوران افول بازار سرمایه شدیدتر می‌باشد. این یافته با یافته‌های بیدگلی و شهریاری (۱۳۸۶) طی سال‌های۱۳۸۰ تا ۱۳۸۴، یافته‌های پورزمانی (۱۳۹۱) طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ و همچنین یافته‌های مطالعه جعفری (۱۳۹۸) که در بین سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ انجام گرفته است و به این نتیجه رسیده‌اند که در دوران افول رفتار توده‌وار شدیدتر است در یک راستا می‌باشد. همچنین با نتایج پژوهش وارث و همکاران (۱۳۹۱) که در بین سال های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ انجام گرفته است و به این نتیجه رسیدند که رفتار توده‌وار در دوران صعودی شدیدتر است در تضاد می‌باشد.

باتوجه به مطالعات پیشین و همچنین یافته‌های این مطالعه که به بررسی جامع رفتار توده‌وار در رشد اخیر بازار سرمایه بخصوص ریزش سال ۱۳۹۹ پرداخته است می‌توان به این نتیجه رسید که تا قبل از شروع رشد شدید بازار سرمایه ایران در سال ۱۳۹۶ اکثر سرمایه گذاران با منفی شدن بازار و عدم تحمل ریسک در طول بازارهای نزولی به دلیل ناراحتی روانی خود، توجه کمتری به تجزیه و تحلیل خود داشته اند و در بازارهای نزولی با اکثریت بازار معامله کرده و منجر به رفتار توده‌وار گردیده‌اند. بعد از سال ۱۳۹۶ و با شروع رشد بازار سرمایه و همچنین ورود زیادی از افراد به این بازار به دنبال کسب سود بیشتر و ترس از جا ماندن از کسب سود در این دوران رفتار توده‌وار بیشتر در بازارهای صعودی رخ داده است. اما بعد از ریزش تاریخی بازار سرمایه در سال ۱۳۹۹ و زیان شدید اکثریت بازار و عدم تحمل مجدد ریسک ناشی از دست دادن ثروت در هنگام افول بازار بیشتر سرمایه گذاران در دوران افول بازار شدت بیشتری از رفتار توده‌وار را بروز دادند.

با توجه به یافته‌های این پژوهش بخصوص رفتار شدیدتر سرمایه‌گذاران در دوران افول بازار پیشنهاد می‌گردد سیاست‌گذاران با ارائه راهکارهایی با افزایش تحمل پذیری سرمایه گذاران در دوران افول بازار کوشا باشند. سیاست‌گذاران می توانند با فراهم کردن محیط‌های دیگری برای سرمایه‌گذاری می‌تواند خطرات مرتبط با رفتار توده‌وار را کاهش دهد زیرا سرمایه‌گذاران با داشتن سرمایه در دارایی‌های مختلف می‌توانند اثرات نزولی را تلطیف کنند.همچنین سیاست گذاران می توانند با توسعه ابزارهای مشتقه به عنوان ابزار پوشش، کمک کنند تا سرمایه گذاران خود را در برابر اثرات ناشی از رفتار توده‌وار در بازارهای نزولی محافظت کنند.

۱-۶- پیشنهادات برای تحقیقات آتی

می توان تحقیق حاظر را در قالب صنایع مختلف و به صورت تفکیکی، انجام داد که می‌توان نتایجی همگن‌تر و دقیق‌تر را به دست آورد و به بررسی قدرت توضیح دهندگی مدل مورد آزمون در آن صنعت خاص پرداخت. همچنین می توان به منظور دستیابی به نتایج جامع‌تر، پژوهش حاضر را در محدوده زمانی گسترده تری انجام داد زیرا که این امر موجب افزایش تعداد مشاهدات و اعتبار بیشتر نتایج به دست آمده خواهد شد.همچنین پیشنهاد می‌گردد تا با مقایسه بازار سرمایه ایران با دیگر بازارهای سرمایه دیگر کشورهای مختلف به شناسایی عمیق‌تر عوامل بوجود آوردنده رفتار توده‌وار بپردازند.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Banerjee, A. V. (1992). A Simple Model of Herd Behavior. *The Quarterly Journal of Economics, 107*(3), 797-817. doi:10.2307/2118364

Batmunkh, M.-U., Choijil, E., Vieito, J. P., Espinosa-Méndez, C., & Wong, W.-K. (2020). Does herding behavior exist in the Mongolian stock market? *Pacific-Basin Finance Journal, 62*, 101352. doi:10.1016/j.pacfin.2020.101352

Bikhchandani, S., Hirshleifer, D., & Welch, I. (1992). A Theory of Fads, Fashion, Custom, and Cultural Change as Informational Cascades.

Journal of Political Economy, 100(5), 992-1026. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/2138632

Bikhchandani, S., & Sharma, S. (2001). Herd Behavior in Financial Markets. *IMF Staff Papers, 2001*(002), A001. doi:10.5089/9781451973747.024.A001

Celiker, U., Chowdhury, J., & Sonaer, G. (2015). Do mutual funds herd in industries? *Journal of Banking & Finance, 52*, 1-16. doi:https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.11.006

Chang, E. C., Cheng, J. W., & Khorana, A. (2000). An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective. *Journal of Banking & Finance, 24*(10), 1651-1679. doi:10.1016/S0378-4266(99)00096-5

Chauhan, Y., Ahmad, N., Aggarwal, V., & Chandra, A. (2020). Herd behaviour and asset pricing in the Indian stock market. *IIMB Management Review, 32*,143-152 .doi:10.1016/j.iimb.2019.10.008

Chevalier, J., & Ellison, G. (1999). Career Concerns of Mutual Fund Managers. *The Quarterly Journal of Economics, 114*(2), 389-432. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/2587013

Chiang, T. C., Li, J., & Tan, L .(۲۰۱۰) .Empirical investigation of herding behavior in Chinese stock markets: Evidence from quantile regression analysis. *Global Finance Journal, 21*(1), 111-124. doi:https://doi.org/10.1016/j.gfj.2010.03.005

Chiang, T. C., & Zheng, D. (2010). An empirical analysis of herd behavior in global stock markets. *Journal of Banking & Finance, 34*(8), 1911-1921. doi:10.1016/j.jbankfin.2009.12.014

Choi, N., & Sias, R. W. (2009). Institutional industry herding. *Journal of Financial Economics, 94*(3), 469-491. doi:https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.12.009

Choi, N., & Skiba, H. (2015). Institutional herding in international markets. *Journal of Banking & Finance, 55*, 246-259. doi:https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.02.002

Chong, T. T.-L., Liu, X., & Zhu, C. (201 .(۷What Explains Herd Behavior in the Chinese Stock Market? *Journal of Behavioral Finance, 18*(4), 448-456. doi:10.1080/15427560.2017.1365365

Christie, W. G., & Huang, R. D. (1995). Following the Pied Piper: Do Individual Returns Herd around the Market? *Financial Analysts Journal, 51*(4), 31-37. doi:10.2469/faj.v51.n4.1918

Filip, A. M., & Pochea, M. M. (2023). Intentional and spurious herding behavior: A sentiment driven analysis. *Journal of Behavioral and Experimental Finance, 38*, 100810. doi:10.1016/j.jbef.2023.100810

Galariotis, E. C., Rong, W., & Spyrou, S. I. (2015). Herding on fundamental information: A comparative study. *Journal of Banking & Finance, 50*, 589-598. doi:https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.03.014

Gavriilidis, K., Kallinterakis, V & ,.Ferreira, M. P. L. (2013). Institutional industry herding: Intentional or spurious? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 26*, 192-214. doi:https://doi.org/10.1016/j.intfin.2013.05.008

Gębka, B., & Wohar, M. E. (2013). International herding: Does it differ across sectors? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 23*, 55-84. doi:https://doi.org/10.1016/j.intfin.2012.09.003

Gholamreza, E. B., & Sara, S. (2008). Investigating and testing the herd behavior of investors using the deviations of stock returns from the total market return in Tehran Stock Exchange *Accounting and Auditing Review, 14*(3), -. doi:20.1001.1.26458020.1386.14.3.2.7

Herat , H., Mahmoud , M., & Forough , H. (2021). Designing and evaluating the model of green behaviors and financial performance in Yazd hotels. *Islamic Azad University Science and Research Branch* .

Holmes, P., Kallinterakis, V., & Ferreira, M. (2011). Herding in a Concentrated Market: a Question of Intent. *European Financial Management, 19*. doi:10.1111/j.1468-036X.2010.00592.x

Holmes, P., Kallinterakis, V., & Ferreira, M. P. L. (2013). Herding in a Concentrated Market: a Question of Intent. *European Financial Management, 19*(3), 497-520. doi:https://doi.org/10.1111/j.146۸-۰۳۶X.2010.00592.x

Hwang, S., & Salmon, M. (2004). Market stress and herding. *Journal of Empirical Finance, 11*(4), 585-616. doi:10.1016/j.jempfin.2004.04.003

Jafari, A. (2019). Investigating the intensity and weakness of herding behavior with a new method Based on stock market value in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Strategy, 7*(3), 83-107. doi:10.22051/jfm.2019.22428.1803

khojasteh, s., & zanjirdar, m. (2017). The Impact of Investors' herding Behavior on the Stock Returns Using Huang and Solomon Model. *quarterly journal of fiscal and Economic policies, 4*(15), 115-134. Retrieved from http://qjfep.ir/article-1-361-fa.html

Kumar, S. S. S. (2022). Institutional Herding: Causality and Persistence. *IIM Kozhikode Society & Management Review, 11*(2 ,(183-194 . doi:10.1177/22779752211040267

Lao, P., & Singh, H. (2011). Herding behaviour in the Chinese and Indian stock markets. *Journal of Asian Economics*, *22*(6), 495-506. doi:10.1016/j.asieco.2011.08.001

Liao, T.-L., Huang, C.-J., & Wu, C.-Y. (2011). Do fund managers herd to counter investor sentiment? *Journal of Business Research*, *64*(2), 207-212. doi:https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2010.01.007

Mobarek, A., Mollah, S., & Keasey, K. (2014). A cross-country analysis of herd behavior in Europe. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 32*, 107-127. doi:10.1016/j.intfin.2014.05.008

Nguyen, H. M., Bakry, W., & Vuong, T. H. G. (2023). COVID-19 pandemic and herd behavior: Evidence from a frontier market. *Journal of Behavioral and Experimental Finance, 38*, 100807. doi:10.1016/j.jbef.2023.100807

Pourzamani, Z. (2012). Appraising the Herding Behavior on Institutional Investors with Christie and Huang Model in Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge, 1*, 147-160. Retrieved from https://jik.srbiau.ac.ir/article_7409_23f6fde62e250875353fde4d413fe2ca.pdf

Santi, C., & Zwinkels, R. C. J. (2023). Exploring style herding by mutual funds. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 85*, 101762. doi:10.1016/j.intfin.2023.101762.

Shayestehmand, H., & Pourzamani, Z. (2018). The Effect of Intangible Information by Lakonishok, Shleifer and Vishny Model on Institutional Investors Herding Behavior. *Accounting and Auditing Research, 10*(40), 147-158. Retrieved from https://www.iaaaar.com/article_98832_1d63d259e4b35aacf9920eed09814e82.pdf

Soroushyar, A., & Ali Ahmadi, S. (2016). The Investigation of the Role of Momentum and Investors' Sentiments on the Herding Behavior in Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge, 5*(18), 147-159. Retrieved from https://jik.srbiau.ac.ir/article_8622_44839f07444152971c33130d95980ae8.pdf

Spyrou, S. (2013). Herding in financial markets: a review of the literature. *Review of Behavioral Finance*, *5*(2), 175-194. doi:10.1108/RBF-02-2013-0009.

Tan, L., Chiang, T. C., Mason, J. R., & Nelling, E. (2008). Herding behavior in Chinese stock markets: An examination of A and B shares. *Pacific-Basin Finance Journal*, *16*(1), 61-77. doi:10.1016/j.pacfin.2007.04.004.

Vares, H., Arian, H., Aryanayekta, B., & Bannazadeh, M. J. (2020). Herd Behavior Analysis in Tehran Stock Exchange with Chiang and Zheng Model. *Financial Research Journal*, *22*(3), 388-407. doi:10.22059/frj.2020.292714.1006951.

Vo, X. V., & Phan, D. B. A. (2019). Herd behavior and idiosyncratic volatility in a frontier market. *Pacific-Basin Finance Journal*, *53*, 321-330. doi:10.1016/j.pacfin.2018.10.005.

Xing, S., Cheng, T., & Sun, S. (2024). Do investors herd under global crises? A comparative study between Chinese and the United States stock markets. *Finance Research Letters*, *62*, 105120. doi:10.1016/j.frl.2024.105120



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

تاثیر چرخه عمر شرکت بر ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

سکینه سجودی*، زهرا علی پور**، المیرا عزیزي نوروزآبادي**

** دانشیار اقتصاد، گروه علوم اقتصادي، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران (نویسنده‌ی مسئول).*

*** دانش آموخته کارشناسي ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.*

**** دانشجوي کارشناسي ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۳ آذر ۱۴۰۲
تاریخ بازنگری: ۱۹ فروردین ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش: ۱۵ خرداد ۱۴۰۳

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: s_sojudi@tabrizu.ac.ir
0000-0002-2109-3555

طبقه‌بندی JEL: G11، G12، C61، C67، L70.

واژگان کلیدی:
ریسک سیستماتیک، چرخه عمر شرکت، اهرم مالی، ریسک عملیاتی، ریسک تجاری ذاتی، اختیار رشد.

آدرس پستی:
تبریز، بلوار ۲۹ بهمن، دانشگاه تبریز، دانشکده اقتصاد و مدیریت، کد پستی: ۵۱۶۶۶۱۶۴۷۱

اطلاعات تکمیلی:

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

فصلنامه علمی پژوهش اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)
دانشگاه شهید چمران اهواز

چکیده

رشد سرمایه‌گذاری یکی از ضروریات رشد و توسعه اقتصادی مستمر محسوب شده و شناخت عوامل موثر بر آن در سطح خرد و کلان دارای اهمیت ویژه‌ای است. از مهمترین عوامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری در سطح خرد، بازده و ریسک است. سرمایه‌گذاران برای آنکه منابع مالی خویش را با سرمایه‌گذاری در اوراق بهاداری که با ریسک فراوانی مواجه‌اند، به خطر نیندازند و ارزش سبد دارایی خود را حفظ کنند به دنبال شناسایی عوامل موثر بر ریسک سیستماتیک هستند. از آنجایی که ریسک سیستماتیک متاثر از ساختار و ویژگی‌های شرکت‌ها است و این ویژگی‌ها در طول چرخه عمر شرکت تغییر می‌کنند، انتظار می‌رود که ریسک به چرخه عمر شرکت مرتبط باشد. تئوري چرخه عمر شرکت وجود رابطه بین عمر شرکت و ریسك سیستماتیك را تصریح نموده ولي در مورد شکل تبعي این رابطه بحثي ننموده است. بنابراین هدف این مطالعه بررسی اثر متغیر عمر شرکت بر ریسک سیستماتیک و تعیین شکل تبعي این رابطه است. نمونه پژوهش شامل ٤٧ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱٤۰۰ است. روش پژوهش حاضر از نوع توصیفی و از لحاظ هدف، کاربردی می‌باشد. برای آزمون فرضیه‌ها از تحلیل رگرسیون چند متغیره به روش داده‌های تلفیقي استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که با ثابت نگه داشتن سایر عوامل تعیین کننده‌های بتا، ضریب ریسک سیستماتیک (بتا) شرکت‌ها در قالب یک الگوی غیرخطی با افزایش سن شرکت افزایش می‌یابد. این موضوع بدین معنی است که وقتی شرکت‌ها کوچک هستند و سن شرکت‌ها افزایش می‌یابد، ریسک شدیداً بیشتر می‌شود ولی وقتی شرکت‌ها به یک حد از بلوغ رسیدند با افزایش سن، افزایش در ریسک کمتر می‌شود. علاوه بر این، نتایج سایر تعیین-کننده‌های بتا نشان می‌دهد متغیرهای ریسک تجاری ذاتی، اندازه شرکت و فرصت (اختیار) رشد رابطه معناداری با ریسک سیستماتیک (بتا) دارند و متغیرهای رشد شرکت، اهرم مالی و ریسک عملیاتی رابطه معناداری با بتا ندارند.

ارجاع به مقاله:
سجودي سكينه.، علي پور، زهرا و عزيزي نوروزآبادي، اميرا. (۱۴۰۵). تاثير چرخه عمر شركت بر ريسك سيستماتيك شركت‌هاى پذيرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه اقتصاد مقداري (بررسي‌هاي اقتصادي سابق)*، ۲۳(۱)، ۹۸-۶۳.

doi 10.22055/jqe.2024.45451.2595

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

شناخت عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری در سطح خرد و کلان از ضروریات رشد و توسعه اقتصادی می‌باشد. از جمله عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری در سطح خرد، بازده و ریسک می‌باشند. به احتمال انحراف بازده واقعی سرمایه گذاری از بازده پیش بینی شده آن ریسك گفته مي‌شود. منابع ریسک که باعث تغییر و پراکندگی در بازده می‌شود به دو دسته کلی ریسک غیرسیستماتیک (قابل اجتناب) و ریسک سیستماتیک (غیرقابل اجتناب) تقسیم می‌شوند. ریسک غیرسیستماتیک (قابل‌اجتناب) به قسمتی از ریسک مجموعه سهام گفته می‌شود که می‌توان آن را از طریق تنوع‌بخشی (افزایش تنوع سهام مجموعه) کاهش داد. ریسک سیستماتیک (غیر قابل‌اجتناب) بخشی از ریسک است که توسط عواملی خارج از کنترل یک شرکت یا فرد خاص ایجاد می‌شود و نمی‌توان این نوع ریسک را از طریق تنوع‌بخشی کاهش داد. در این راستا آگاهی از میزان ریسک سیستماتیك شرکت‌ها می‌تواند نقش بسزایی در تصمیم گیری افراد داشته باشد.

در سال‌های اخیر پژوهش‌هاي تجربي قابل ملاحظه‌ای در زمینه شناسايي عوامل تعیین کننده ریسك سیستماتیك صورت گرفته است. تاکنون چندین عامل تعیین کننده مهم ریسک سیستماتیک، مانند اثرات ریسک مالی و عملیاتی بر بتا به عنوان شاخص ریسك سیستماتیك (Gahlon & Gentry, 1982; Hamada, 1972; Hill & Stone, 1980; Mandelker & Rhee, 1984)، تاثیر ریسک ذاتی تجاري بر روی بتا (Chung, 1989; Griffin & Dugan, 2003; Mensah, 1992; Schlueter & Sievers, 2014)، و تاثیر فرصت‌هاي پیش فرض و رشد بر ریسک سیستماتیک (Hong & Sarkar, 2007) شناسایی شده است. از آنجایی که ریسک سیستماتیک متاثر از ساختار و ویژگی‌های شرکت‌ها است و ویژگی‌های شرکت‌ها در طول چرخه عمر شرکت تغییر می‌کند، می‌توان انتظار داشت که ریسک به چرخه عمر شرکت مرتبط باشد (Haghighi, 2020). تئوری چرخه عمر شرکت چنین فرض می‌کند که شرکت‌ها و بنگاه‌های اقتصادی همچون تمامی موجودات زنده که متولد می‌شوند، رشد می‌کنند و می‌میرند، دارای منحنی عمر یا چرخه عمر هستند (Karami & Omrani, 2010). طبق تئوری چرخه عمر، شرکت‌ها در مراحل مختلف چرخه عمر از نظر مالی و اقتصادی دارای نمودگرها و رفتارهای خاصی هستند، بدین نحو که ویژگی‌های مالی و اقتصادی یک شرکت تحت تاثیر مرحله ای از چرخه عمر است که شرکت در آن قرار دارد (Rostami, Seyyedi, & Salmanian, 2014). بر این اساس، اگر ریسك

سیستماتیك تابعی از ویژگی‌های شرکت مانند ساختار دارایی، ساختار سرمایه و سایر ویژگی‌های دارایی‌های واقعی باشد، گنجاندن متغیرهای چرخه عمر شرکت، مانند سن شرکت، می‌تواند تأثیر سوء متغیرهای حذف شده بر نتایج اقتصادسنجی را کاهش دهد، زیرا این ویژگي‌ها مشتمل بر عواملي هستند که در طول چرخه عمر شرکت تغییر می‌کنند، اما اندازه‌گیری کمی آن‌ها دشوار است که نمونه‌هایی از این عوامل در ادبیات برشمرده شده است. با این حال عمر شرکت، از متغیرهایی است که تاکنون در ادبیات مربوط به ریسک سیستماتیک نادیده گرفته شده و کمتر به آن توجه شده است. بنابراین، هدف اصلی این مطالعه بررسی تاثیر سن شرکت بر ریسک سیستماتیک است. در خصوص تاثیر سن شرکت بر ریسک سیستماتیک، با وجود پیش بینی ساراویا، گارسیا و المناسید (۲۰۲۰) بر کاهش ریسک سیستماتیک در چرخه عمر شرکت (Saravia, García, & Almonacid, 2020)، رابطه سن شرکت و ریسک سیستماتیک از لحاظ تجربی همچنان مبهم است و بررسي آن هدف اصلی این مطالعه است. با توجه به دلایل عنوان شده در فوق، در این مطالعه با استفاده از روش توصیفي (کمي) علي-مقایسه‌اي به بررسی چگونگی تاثیر سن شرکت بر ریسک سیستماتیک در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۴۰۰ پرداخته شده است.

نوآوري این مطالعه در این است که تا کنون هیچ مطالعه داخلي به بررسي اثر عمر شرکت بر ریسك سیستماتیك شرکت متمرکز نشده است. همچنین در این مطالعه فرم‌هاي تبعي مختلف براي اثرگذاري متغیر عمر بر ریسك سیستماتیك استفاده شده است و تنها به برآورد رابطه خطي اکتفا نشده است.

۱- ادبیات موضوع

۲-۱- مباني نظري

چرخه حیات شرکت یکی از موضوعاتی است که در دهه اخیر وارد حوزه‌های مختلف مرتبط با شرکت شده است. برای توصیف چرخه عمر، از ویژگی‌های مالی و غیر مالی مربوط به شرکت استفاده می‌شود که هر مرحله را از مرحله دیگر در مراحل چرخه حیات شرکت جدا و طبقه‌بندی می‌کند (Haghighi, 2020). چهار مرحله از چرخه عمر یک شرکت که در ادبیات اقتصادی رایج است، به ترتیب عبارتند از: ۱- مرحله ظهور (راه اندازی) ۲- مرحله رشد

۳- مرحله بلوغ ٤- مرحله افول. تاکنون محققان روش‌های زیادی برای تعیین مراحل چرخه عمر معرفی کرده‌اند. به عنوان مثال آنتونی و رامش (۱۹۹۲)، تاناتاوی (۲۰۱۱)، دینجلو، دینجلو و استالز (۲۰۰٦)، دیکینسون (۲۰۱۱)، چن، چنگ و هوانگ (۲۰۱۲)، رامالینگگودا، وانگ و یو (۲۰۱۳) و ساراویا، گارسیا و المناسید (۲۰۲۰) با استفاده از متغیرهای مالی مانند سن، رشد فروش، هزینه‌های سرمایه، اندازه، رشد، اهرم مالی، نرخ اشتراک سود، الگوی جریان نقدی و ساختار سرمایه، شرکت‌ها را به مراحل چرخه عمر تقسیم کردند (Anthony & Ramesh, 1992; Thanatawee, 2011; DeAngelo, DeAngelo, & Stulz, 2006; Dickinson, 2011; Chen, Cheng, & Huang, 2012; Ramalingegowda, Wang, & Yu, 2013; Saravia, García, & Almonacid, 2020).

در ادامه نظریات موجود در حوزه عوامل موثر بر ریسك سیستماتیك مرور مي‌شود ولي قبل از آن مفهوم بتا تشریح شده و سپس به عوامل تعیین‌کننده ریسک سیستماتیک پرداخته می‌شود.

۱-۱-۲- مفهوم بتا

همانطور که اشاره شد ریسک و بازده جزء اصول اولیه و لاینفک کلیه تصمیم‌های سرمایه‌گذاری می‌باشد. یکی از رایج ترین معیارهای سنجش ریسک سیستماتیک، ضریب بتا (B) است که جزئی از مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است و حساسیت سهم را نسبت به شاخص بازار نشان می‌دهد (Brealey & Myers, 2003). به طور معمول بتای هر سهم از ضریب همبستگی بازده بازار و بازده سهم محاسبه می‌شود؛ به عبارت دیگر بتا از رگرسیون بین بازده سهم و بازده شاخص بازار محاسبه می‌شود (Bergmann, Corrar, Nakamura, de Oliveira, 2007).

ضریب بتا نشان‌دهنده میزان تغییرات بازدهی یک سهم در ازای تغییرات شاخص بازار است و میزان حساسیت یک سهم را نسبت به کل بازار می‌سنجد. با توجه به روند گذشته بازده شرکت و بازده بازار، این حساسیت قابل بررسی است و با بررسی روند گذشته، می‌توان میزان تاثیرپذیری بازده یک سهم از نوسانات بازار را مشخص نمود. براي محاسبه بتا از شاخص قیمت بورس سهام (که نشان دهنده سطح عمومی قیمت سهام در بورس است) استفاده می‌کنند. مقدار بتا از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\beta_i = \frac{cov(r_i \,.\, r_m)}{var(r_m)} \quad (۱)$$

r_i: بازده سهم i ام

r_m: بازدهی بازار (شاخص کل)

β_i: مقدار ریسک سیستماتیک سهم i ام

اگر ضریب بتای سهمی، یک باشد، موید این است که کواریانس بازده آن سهم و بازده پرتفولیوی بازار با هم برابر است. از آنجا که کواریانس نشان‌دهنده میزان همپایی یا همگامی این دو بازده است، اگر ضریب بتای نوعی از یک سهام عدد یک باشد، موید این است که ریسک سیستماتیک آن سهم برابر ریسک سیستماتیک شاخص بازار است.

۲-۱-۲- عوامل موثر بر ریسك سیستماتیك

همان طور که اشاره شد منشاء ریسك سیستماتیك خارج از شرکت است و تاثیرپذیري شرکت‌ها از نااطمینانی‌هاي محیط تحت تاثیر عوامل مختلفي است که در مطالعات مختلف مورد بررســـي قرار گرفته‌اند. برخي از این متغیرها عبارتند از اهرم مالی، اهرم عملیاتی، اندازه شرکت، رشد شرکت، ریسک ذاتی تجاری، فرصت‌های رشد و سن شرکت. در زیر به صورت مختصر به توضیح هر یک از متغیرها و ارتباط آن‌ها با ریسک سیستماتیک پرداخته می‌شود.

- **سن شرکت**

با وجود تاثیر چرخه عمر شرکت بر بسیاري از ویژگي‌هاي شرکت، تعیین کمیت آنها آسان نیست. ساراویا، گارسیا و المناسید (۲۰۲۰) مدل جدیدی را برای چرخه عمر معرفی کردند. آنها ادعا کردند که استفاده از متغیر سن شرکت می‌تواند تأثیر سوء متغیرهای حذف شده بر نتایج اقتصادسنجي را کاهش دهد. آنها بیان کردند که متغیر سن شرکت یک جایگزین مناسب برای چرخه عمر در بررسي ریسك سیستماتیك است و دریافتند که ریسک سیستماتیک (بتا) با سن شرکت همبستگی منفی دارد. توضیح آن‌ها این است که با رشد یک شرکت، تمایل به قیمت‌گذاری اشتباه شرکت کاهش می‌یابد. بنابراین، ریسک سیستماتیک نیز کاهش می‌یابد. در میان شرکت‌هایي که در مرحله بلوغ از چرخه عمر خود هستند نیز

يك رابطه منفي غيرخطي بين بتا و سن شرکت برقرار است. به عبارت دیگر، کاهش میزان ریسک سیستماتیک در مراحل اولیه رشد یک شرکت تندتر است، اما با بلوغ شرکت تثبیت می‌شود به طوری که با افزایش سن شرکت به طور نامحدود، به مجانب افقی می‌رسد (Saravia, García, & Almonacid, 2020). در مقابل، مقاله لیو، ژانگ، گائو و چن (۲۰۲۲) نشان می‌دهد که بتا با سن شرکت رابطه مثبت دارد. دلیل این امر این است که ایجاد فرصت (اختیار) رشد، بتا را بهبود می‌بخشد و ایجاد فرصت (اختیار) رشد رابطه مثبت سن شرکت و بتا را تقویت می‌کند(Liu, Zhang, Gao, & Chen., 2022).

- **اندازه شرکت**

درک رابطه بین عوامل اندازه شرکت (ارزش بازار سهام، ارزش دفتری سهام، سطح فروش شرکت، حجم معاملات سهام) با ریسک سیستماتیک می‌تواند به سرمایه‌گذاران و کارگزاران بورس در تعیین ریسک سهام شرکت‌ها کمک کند. سالیوان (۱۹۷۸) با تمرکز بر رابطه بین اندازه شرکت و بتا، بیان می‌کند که شرکت‌های بزرگ به دلیل توانایی بیشتر آنها در کاهش تأثیر تغییرات اقتصادی، اجتماعی و سیاسی بر مدیریت خود، ریسک کمتری دارند (*Sullivan, 1978*). چندین مطالعه تجربی همچون ایقبال،ایقبال و خان (۲۰۱۵)، ساراویا، گارسیا و المناسید (۲۰۲۰) و کیم ، کیم و گو (۲۰۱۲) رابطه منفی بین اندازه شرکت و بتا را در مطالعات تجربی خود تایید کرده‌اند (*Iqbal, Iqbal, & Khan, 2015; Saravia, García, & Almonacid, 2020; Kim, Kim, & Gu, 2012*). با این حال مطالعه پارک و کیم (۲۰۱٦) از این استدلال حمایت می‌کند که شرکت‌های بزرگ‌تر ممکن است در مقایسه با شرکت‌های کوچکتر از هزینه‌های ثابت بیشتر در زمانی که شرایط اقتصادی دچار رکود می‌شود، متضرر شوند (*Park & Kim, 2016*). نتایج مطالعات القیسی (۲۰۱۱) ، پارک و کیم (۲۰۱٦) و نگوین و وو (۲۰۱۹)، رابطه مثبت بین اندازه شرکت و ریسک سیستماتیک را نشان می‌دهد که برخلاف نظریه‌های مالی یک یافته متناقض است (*Al-Qaisi, 2011; Park & Kim, 2016; Nguyen & Vo, 2019*).

- **اهرم مالي**

اهرم مالی برای افزایش بازده حقوق صاحبان سهام استفاده می‌شود. با این حال، مقدار بیش از حد اهرم مالی ریسک ورشکستگی را افزایش می‌دهد، زیرا بازپرداخت بدهی دشوارتر می‌شود. فرمول اهرم مالی به عنوان نسبت کل بدهی به کل دارایی‌ها اندازه گیری می‌شود. با افزایش نسبت بدهی به دارایی‌ها، میزان اهرم مالی نیز افزایش می‌یابد. بسیاری از شرکت‌ها به جای کسب سرمایه بیشتر از اهرم مالی استفاده مصرفي می‌کنند که می‌تواند سود هر سهم سهامداران فعلی را کاهش دهد. از اهرم مالی به عنوان سنجش ریسک مالی استفاده می‌شود. از مطالعات داخلي ثانی (۱۳۹۲)، اندرزیان (۱۳۹۵) و رحمانی (۱۳۹۸) نشان دادند که اهرم مالي اثر مثبت بر ریسك سیستماتیك دارد (*Thani, 2013; Andarzian, 2016; Rahmani, 2019*). مطالعات علقی (۲۰۱۱) و یونس و سرمد (۲۰۲۰) نیز نشان می-دهند اهرم مالی با ریسک سیستماتیک رابطه مثبت و معنی داری دارد (*Alaghi, 2011; Younas & Sarmad, 2020*). یعنی سطوح بالاتر اهرم مالی منجر به ریسک سیستماتیک بالاتر می‌شود، در حالی که نتایج مطالعات القیسی (۲۰۱۱)، ایقبال و شاه (۲۰۱۲) و نگوین و وو (۲۰۱۹) بیانگر این است که اهرم مالی با ریسک سیستماتیک رابطه منفی دارد (*Al-Qaisi, 2011; Iqbal & Shah, 2012; Nguyen & Vo, 2019*).

- **اهرم عملیاتی**

اهرم عملیاتی درصد تغییر در سود قبل از بهره و مالیات برای یک درصد معین تغییر در فروش است. با افزایش هزینه‌های ثابت و کاهش هزینه‌های متغیر، اهرم عملیاتی افزایش می‌یابد. شرکت‌هایی با هزینه‌های متغیر کمتر و هزینه‌های ثابت بالاتر، اهرم عملیاتی بالاتری دارند. اهرم عملیاتي بالاتر ریسک جریان‌های نقدی را افزایش می‌دهد و منجر به بتای بالاتر می‌شود (*Mandelbrot & Hudson, 2004*). بنابراین ادبیات موجود در این زمینه بیانگر این است که رابطه بین اهرم عملیاتی و ریسک سیستماتیک مثبت و معنی‌دار است. نتایج پژوهش‌های لی و هوی (۲۰۱۲)، ایقبال، ایقبال و خان (۲۰۱۵)، نگوین و وو (۲۰۱۹)، یونس و سرمد (۲۰۲۰) و ساراویا، گارسیا و المونا‌سید (۲۰۲۰) نشان می‌دهند اهرم عملیاتی رابطه معنی‌داری با ریسک سیستماتیک دارد (*Lee & Hooy, 2012; Iqbal, Iqbal, & Khan, 2015; Nguyen & Vo, 2019; Younas & Sarmad, 2020;*

Saravia, García, & Almonacid, 2020;). در مقابل ثانی (۱۳۹۲)، مینویی و اسماعیلی (۱۳۹٦)، اندرزیان (۱۳۹۵) و علقی (۲۰۱۲) در پژوهش‌های خود به این نتیجه رسیده اند که اهرم عملیاتی هیچ تاثیری بر ریسک سیستماتیک ندارد (*Thani, 2013; Minouii &*
Esmaili, 2017; Andarzian, 2016; Alaghi, 2012).

- **ریسک تجاری ذاتی**

تحقیقات نشان می‌دهد که ریسک تجاری ذاتی (یعنی نوسانات تقاضای تولید یک شرکت به دلیل شرایط کلان اقتصادی) جزء اصلی بتای بازار است (*Chung, 1989; Griffin &*
Dugan, 2003; Mensah, 1992). بر اساس چارچوب نظری یکسان، این سه مطالعه به طور مستقل جایگزین‌های ریسک تجاری متفاوتی را پیشنهاد می‌کنند و متوجه می‌شوند که اندازه‌گیری فرضی آنها تعیین‌کننده اصلی بتای بازار است. شلوتر و سیورز (۲۰۱٤) با آزمایش سه جایگزین رقابتی ریسک ذاتی تجاری، نشان می‌دهد که مناسب ترین جایگزین ریسک ذاتی تجاری، ریسک رشد است که با کوواریانس تغییرات در فروش شرکت با تغییرات در فروش در بازار ارائه می‌شود (*Schlueter & Sievers, 2014*). ریسک رشد (یعنی ریسک تغییرات فروش شرکت که با روندهای گسترده بازار ناسازگار است)، ریسک تجاری است که تغییرات مقطعی در بتای بازار را به بهترین شکل توضیح می‌دهد. بنابراین با توجه به ادبیات مربوط به عوامل تعیین کننده بتا، انتظار می‌رود که ریسک سیستماتیک با ریسک ذاتی تجاری رابطه مثبتی داشته باشد (*Chung, 1989; Abid & Mseddi, 2004; Schlueter*
& Sievers, 2014 Saravia, García, & Almonacid, 2020).

- **رشد درآمد**

رشد شرکت یکی از موضوعاتی است که به طور گسترده در ادبیات اقتصادی مورد مطالعه قرار گرفته است. از درصد تغییر در فروش شرکت برای محاسبه رشد شرکت استفاده می-شود. هر دو رابطه مثبت و منفی در رابطه با رشد و ریسک سیستماتیک یافت شده است. از آنجایی که بتا یک تابع رشد در حال کاهش است، رشد سریع ممکن است با افزایش ریسک سیستماتیک آن بر شرکت تأثیر منفی بگذارد (Hong & Sarkar, 2007). استدلال قانع‌کننده این است که اکثر شرکت‌ها با سطوح رشد بالا معمولاً نیاز ذاتی به منابع بیشتر

برای تقویت توسعه مالی خود دارند (Kim et al., 2012). طبق مطالعات روه (۲۰۰۲) و ایقبال و شاه (۲۰۱۲) و نیز مطالعات لی و جانگ (۲۰۰۷)، شین (۲۰۰۹)، آرسلان (۲۰۱۳) و ساراویا، گارسیا و المناسید (۲۰۲۰) رابطه مثبت بین رشد و ریسک سیستماتیک وجود دارد (Roh, 2002; Iqbal & Shah, 2012, Lee & Jang, 2007; Shin, 2009; Arslan, 2013; Saravia, García, & Almonacid, 2020). لی و هوی (۲۰۱۲) از مدل پنج عاملی در صنعت هواپیمایی استفاده کرد و رابطه منفی بین رشد درآمد و ریسک سیستماتیک یافت (Lee & Hooy, 2012) و به همین دلیل در این مطالعه انتظار می‌رود ریسک سیستماتیک با رشد رابطه منفی داشته باشد.

- **اختیار (فرصت) رشد**

فرصت سرمایه‌گذاری در پروژه‌های سودآور را فرصت رشد یا سرمایه گذاری می‌گویند. مفهوم اختیار (فرصت) رشد که از انواع اختیارهای سرمایه‌گذاری است، توسط میلر و مودیگلیانی (۱۹۶۱) ایجاد شد (Miller & Modigliani, 1961). مایرز و ترنبول (۱۹۷۷) شواهد اولیه‌ای از تأثیر اختیار (فرصت) رشد یک شرکت بر ریسک سیستماتیک سهام را ارائه کردند (Myers & Turnbull, 1977). هانگ و سارکار (۲۰۰۷)، نشان داده اند که بتای سهام بازار تابع فزاینده‌ای از اختیار رشد است (Hong & Sarkar, 2007). از آنجایی که فرصت‌های رشد عموماً بخش قابل توجهی از ارزش حقوق صاحبان سهام را تشکیل می‌دهند (Chung & Charoenwong, 1991)، تأثیر زیادی بر ریسک سهام دارند (Hong & Sarkar, 2007). همچنین رامشه و سعیدي (۱۳۹۰)، ثانی (۱۳۹۲) و ساراویا، گارسیا و المناسید (۲۰۲۰) نشان دادند بین اختیار (فرصت) رشد و ریسک سیستماتیک رابطه مثبت و معنی داری وجود دارد (Saeedi & Rameshe, 2011; Thani, 2013; Saravia, García, & Almonacid, 2020). بنابراین انتظار می‌رود این متغیر ضریب مثبتی داشته باشد.

۲-۲- مروری بر مطالعات انجام شده

طی پژوهش‌های انجام شده در حوزه ریسک سیستماتیک، تاثیر انواع متغیرها بر روی ریسک سیستماتیک مورد آزمون قرار گرفته است. در این قسمت ابتدا به بررسی برخی از مطالعات انجام گرفته در خارج کشور و سپس به مطالعات انجام گرفته در داخل کشور

پرداخته می‌شود. براي رعايت اختصار، مطالعات خارجي و داخلي در **جدول ۱** و **جدول ۲** ارائه شده است.

جدول ۱. خلاصه مطالعات خارجي
مأخذ: نتايج پژوهش

Table 1. Summary of studies outside Iran
Source: Research results

نویسنده (گان)/ سال	دوره و نمونه	متغيرهاي مستقل	روش	نتیجه
Lee and Jang (2007)	۲۰۰۲-۱۹۹۷، ۱۶ شرکت هواپیمایی	سودآوری، رشد، ایمنی، اهرم بدهی و اندازه بنگاه	مدل رگرسیون خطی استاندارد	سودآوری، رشد و ایمنی اثر منفی بر ریسک سیستماتیک دارند، در حالی که اهرم بدهی و اندازه بنگاه اثر مثبتی بر ریسک دارند.
Alaghi (2011)	۲۰۰۹-۲۰۰۶ ۵۸ شرکت بورس اوراق بهادار تهران	اهرم مالی	رگرسیون خطی	اهرم مالی بر ریسک سیستماتیک تأثیر می‌گذارد.
Al-Qaisi (2011)	۲۰۰۹-۲۰۰۶ ۴۳ صنعت بورس عمان	اهرم مالی، اهرم عملیاتی، اندازه شرکت و اهرم عملیاتی	مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای	اندازه رابطه مثبت و اهرم مالی رابطه منفی با بتا دارد و متغیرهای کسری دولت و تورم هر دو رابطه مثبتی با بتا دارند. هیچ رابطه‌ای بین بازده سود تقسیمی اهرم عملیاتی و بتا وجود ندارد.
Iqbal & Shah (2012)	۲۰۰۹-۲۰۰۵، ۹۳ شرکت غیر مالی در بورس اوراق بهادار کراچی	نقدینگی، اهرم مالی، کارایی عملیاتی، پرداخت سود سهام، ارزش بازار سهام، سودآوری، اندازه شرکت و رشد	مدل رگرسیون خطی	نقدینگی، اهرم مالی، کارایی عملیاتی، پرداخت سود سهام و ارزش بازار سهام با ریسک سیستماتیک رابطه منفی دارند در حالی که سودآوری، اندازه شرکت و رشد با ریسک سیستماتیک (بتا) ارتباط مثبت دارند.
Kim, Kim, & Gu (2012)	۲۰۰۸-۲۰۰۴، ۳۱ شرکت هتل‌داری آمریکایی	اهرم مالی، رشد و اندازه شرکت	مدل رگرسیون حداقل مربعات وزنی	اهرم بدهی و رشد ارتباط مثبتی با ریسک سیستماتیک دارند و اندازه شرکت با چنین ریسکی ارتباط منفی دارد.

Iqbal, Iqbal, & Khan (2015)	۲۰۰۹-۲۰۱٤، بخش تولیدی پاکستان	نقدینگی، اهرم مالی، کارایی عملیاتی، سودآوری و اندازه شرکت	آمار توصیفی ، تجزیه و تحلیل همبستگی و مدل اثر مشترک	نقدینگی و اندازه شرکت رابطه منفی و معنی داری با ریسک سیستماتیک دارند و بین کارایی عملیاتی و سودآوری با ریسک سیستماتیک رابطه مثبت و معنی داری وجود دارد اما اهرم مالی همبستگی معنی داری با ریسک سیستماتیک ندارد.
Nguyen & Vo (2019)	۲۰۰۸ -۲۰۱۷، ۵۳۲ شرکت پذیرفته شده در بورس ویتنام	اهرم مالی ، اندازه شرکت ، بازده کل دارایی‌ها ، بهره وری عملیاتی ، نرخ تورم، نرخ رشد اقتصادی، نقدینگی رشد کسب وکار و نرخ رشد شرکت	مدل رگرسیون خطی	اهرم مالی، بازده کل دارایی‌ها، بهره وری عملیاتی بنگاه‌ها، تورم و نرخ رشد اقتصادی رابطه منفی با ریسک سیستماتیک دارد در حالی که اندازه بنگاه با ریسک سیستماتیک همبستگی مثبت دارد. همچنین دو متغیر دیگر (نقدینگی بنگاه و نرخ رشد شرکت) از نظر آماری معنی‌دار نیستند.
Chincarini, Kim, & Moneta (2020)	۱۹٦٦ تا ۲۰۱٦، کلیه سهام عادی معامله شده در بورس‌های (NYSE) (AMEX) (NASDAQ)	سن شرکت	مدل رگرسیون خطی	با کاهش ریسک تخمینی در طول سن شرکت، بتا کاهش می‌یابد.
Younas & Sarmad (2020)	۲۰۱۹-۲۰۱٤، ۸ صنعت سیمان پاکستان	اهرم مالی و اهرم عملیاتی	تحلیل همبستگی و رگرسیون چندگانه	اهرم مالی و اهرم عملیاتی رابطه مثبت زیادی با ریسک سیستماتیک سهام دارند.
Jaafar, Muhamat, Basri, & Alwi (2020)	۲۰۱۸-۲۰۰۹، ۸۰ شرکت پذیرفته شده در بورس مالزی	اندازه، سودآوری، نقدینگی، کارایی، اهرم و رشد	مدل اثرات ثابت	اندازه، سودآوری، نقدینگی و کارایی به ترتیب با ریسک سیستماتیک رابطه منفی دارند. رشد و اهرم، هر دو متغیر با ریسک سیستماتیک رابطه مثبت دارند.

Haghighi (2020)	۲۰۱۱-۲۰۱۷، ۱۲٤ شرکت بورس اوراق بهادار تهران	چرخه عمر هر صنعت	رگرسیون ساده و تی استیودنت با سه روش آنتونی و رامش (۱۹۹۲)، دیکنسون (۲۰۱۰) و ساراویا و همکاران	در روش آنتونی و رامش (۱۹۹۲) در صنایع معدنی غیرفلزی،ریسک سیستماتیک در طول دوره رشد بیشتر از بلوغ است. بر اساس روش دیکنسون (۲۰۱۰) در صنایع شیمیایی، ریسک سیستماتیک در طول رشد بیشتر از بلوغ است. روش ساراویا و همکاران (۲۰۱٦) تفاوت معنی داری بین ریسک سیستماتیک در سایر صنایع به جز صنعت فلزات نشان نمی دهد. در صنعت فلزات، ریسک سیستماتیک پس از ورود به مرحله رشد، ریسک به تدریج کاهش و در مرحله بلوغ و حتی در مرحله نزول این صنعت ریسک شرکت‌ها در این گونه صنایع به حداقل می‌رسد.
Saravia, García, & Almonacid (2020)	۱۹۸۸-۲۰۱٤، ۲۳٤٦ شرکت	سن شرکت، رشد ، ریسک ذاتی تجاری، اهرم مالی، ریسک عملیاتی، اندازه شرکت، اختیار(فرصت) رشد	مدل رگرسیون خطی	ریسک سیستماتیک با افزایش سن شرکت با یک الگوی غیر خطی کاهش می‌یابد. رشد و اندازه شرکت رابطه منفی با ریسک سیستماتیک دارد و ریسک ذاتی تجاری، اهرم مالی، ریسک عملیاتی و اختیار(فرصت) رشد رابطه مثبت با بتا داشته و معنی دار می باشند. رشد، ریسک ذاتی تجاری، اهرم مالی و ریسک عملیاتی رابطه مثبت با نوسانات بتا دارند درحالی که اندازه شرکت و اختیار (فرصت) رشد رابطه منفی با نوسانات بتا دارد.
Liu, Zhang, Gao (2022)	۱۹۹۸-۲۰۱۵، ۱۳٤۷٤ شرکت چینی	سن شرکت	مدل رگرسیون خطی	بتای یک شرکت رابطه مثبتی با سن شرکت دارد.

جدول ۲. خلاصه مطالعات داخلي

مأخذ: نتایج پژوهش

Table 2. Summary of experimental studies inside Iran

Source: Research results

نویسنده (گان)/ سال	دوره و نمونه	متغیرهاي مستقل	روش	نتیجه
Jola (2009)	۱۳۸٦-۱۳۸۰، ٤٦ شرکت موجود در بورس اوراق بهادار تهران	اهرم مالی	مدل رگرسیون چندگانه، آزمون تی-استیودنت، آزمون فیشر و آزمون ضریب همبستگی	اهرم مالی و تغییرات درجه اهرم با درصد بسیار پایین تاثیر معنی-داری بر ریسک سیستماتیک دارد در حالی که بین اهرم مالی و ریسک سیستماتیک ارتباط معنی-دار وجود ندارد.
Thani (2013)	۱۳۹۰-۱۳۸۱، ۸۰ شرکت موجود در بورس اوراق بهادار تهران	فرصت‌های رشد، اهرم عملیاتی و اهرم مالی	مدل رگرسیون خطی	فرصت‌های رشد و اهرم مالی بر ریسک سیستماتیک شرکت تأثیر مثبت دارند و اهرم عملیاتی شرکت بر ریسک سیستماتیک تأثیری ندارد.
Minoui & esmaili (2017)	۱۳۹۳-۱۳۸۸، تمامی شرکت‌های دارویی پذیرفته شده در بورس تهران	اهرم مالی و اهرم عملیاتی	مدل رگرسیون خطی، آزمون لیمر و آزمون هاسمن	اهرم مالی اثر مثبت و معناداری بر ریسک سیستماتیک دارد و اندازه شرکت تاثیر منفی و معناداری بر ریسک سیستماتیک دارد. اما بین اهرم عملیاتی و ریسک سیستماتیک رابطه معنادار وجود ندارد.
Aghaei, Norouzi, Bayat, & Mohebkhah (2018)	۱۳۹۵-۱۳۸٤، ۱۷۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق	مراحل چرخه عمر شرکت، احساسات سهامداران (متغیر تعدیل گر)	OLS	ریسک پذیری در مراحل بلوغ و افول کمتر از مراحل ظهور و رشد چرخه عمر است. همچنین با افزایش احساسات سهامداران، ریسک‌پذیري در مراحل چرخه عمر افزایش می‌یابد.

	بهادار تهران			
Rahmani (2019)	۱۳۹٦-۱۳۸٤، ١٤ بانک پذیرفته شده در بورس	اهرم مالی	مدلسازی رگرسیونی با رویکرد پانل	اهرم مالی بر ریسک سیستماتیک تأثیرگذار است.
Shokri & Taheri (2021)	۱۳۹۵-۱۳۸۹، ۱۰۵شرکت پذیرفته شده در بورس	چرخه عمر	مدل رگرسیونی	بین دوره رشد، دوره بلوغ و دوره افول از چرخه عمر و ریسک-پذیري شرکت‌ها رابطه معنی‌داري وجود دارد.
Gashtasbi (2021)	۱۳۹۳-۱۳۸٦، ۱۰۱ شرکت بورسی	ریسك و بازده دارایی‌های شرکت	مدل رگرسیونی حداق مربعات معمولی	ریسک پذیری شرکت در مرحله ی ظهور و افول بیشتر از مرحله رشد و بلوغ است. اثرات ریسک پذیری روی عملکرد شرکت در مرحله ظهور و افول (رشد و بلوغ)، مثبت می باشد. همچنین چرخه عمر شرکت دارای قدرت توضیح دهندگی رفتار ریسک‌پذیری شرکت است.

با مرور مطالعات داخلی صورت گرفته، مشاهده می‌شود که مطالعات متعددی به شناسایی عوامل تعیین‌کننده و اثرگذار بر ریسک سیستماتیک پرداخته‌اند. اما مطالعه‌ای با هدف بررسی اثر عمر شرکت به عنوان یکی از متغیرهای موثر بر ریسک سیستماتیک در کشور انجام نشده است.

۳- روش‌شناسي تحقيق

این تحقیق یک تحقیق کاربردی با رویکرد توصیفی (کمی) از نوع علی- مقایسه‌ای بوده و جامعه آماری این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره ۱۳۹۳ تا ۱۴۰۰ که در بخش غیرمالی فعالیت می‌کنند، می‌باشد. انتخاب این جامعه به دلایل زیر بوده است:

۱) انواع شرکت‌هايي که در صنايع مختلف فعاليت دارند در اين جامعه عضويت دارند.

۲) براي کليه شرکت‌ها بازدهی ٦٠ ماهه آنها طی سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱٤۰۰ موجود است و امکان دسترسي بهتر به اطلاعات مالي حسابرسي شده اين شرکت‌ها جهت تحليل و آزمون فرضيات وجود دارد.

در تحقیقات حسابداری و مالی، برای تعیین حجم نمونه معمولا از روش غربالگری یا حذف سیستماتیک استفاده می‌کنند. بدین معنی که به صورت هدفمند، شرکت‌هایی را از جامعه آماری (شرکت‌هاي پذيرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران) حذف می‌کنند. از آنجایی که جامعه آماري اين تحقيق شامل شرکت‌هاي پذيرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است، از روش غربالگری یا حذف سیستماتیک برای تعیین نمونه آماری استفاده شده است. بدين منظور کليه شرکت‌هاي پذيرفته شده در بورس که داراي شرايط زير بوده‌اند به عنوان نمونه انتخاب و بقيه حذف شده‌اند:

۱) از آنجا که دوره مورد بررسی در این تحقیق از سال ۱۳۹۳ تا ۱٤۰۰ است و چون در محاسبه بتا (ریسک سیتماتیک) از داده‌های ماهانه تا ۵ سال قبل استفاده می‌شود. لذا می‌بایست اطلاعات شرکت‌ها از سال ۱۳۸۸ موجود باشد.

۲) به منظور قابل مقايسه بودن اطلاعات، پايان سال مالي شرکت‌ها منتهي به ۲۹ اسفند باشد.

۳) بايد اطلاعات ماهانه قيمت پاياني، ارزش دفتري، ارزش بازار و مبلغ فروش براي سهام انتخابی در دسترس باشد.

٤) اطلاعات مربوط به متغيرهاي انتخاب شده در اين پژوهش قابل دسترس باشد.

۵) جزء شرکت‌هاي سرمايه‌گذاري و واسطه‌گري مالي نباشد.

با اعمال شرايط فوق، تعداد ٤٧ شرکت در بازه‌ي زماني ۱۳۹۳ تا ۱٤۰۰ انتخاب گرديدند. از آنجا که در این نمونه تحقیق، شرکت‌هایی از گروه صنایع مختلف وجود دارند. لذا می‌توان نمونه آماری را به عنوان یک نمونه معرف از جامعه در نظر گرفت. اسامی شرکت‌هاي نمونه آماری در **جدول ۳** ارائه شده است.

جدول ۳. لیست شرکت‌هاي حاضر در نمونه

مأخذ: نتایج پژوهش

Table 3. The list of companies in the sample

Source: Research results

ردیف	نماد	نام شرکت ها	ردیف	نماد	نام شرکت ها
۱	فملی	ملی صنایع مس ایران	۲۵	کفرا	فرآورده های نسوز ایران
۲	کگل	معدنی و صنعتی گل گهر	۲۶	خزامیا	زامیاد
۳	کچاد	معدنی و صنعتی چادرملو	۲۷	دجابر	داروسازی جابر ابن حیان
٤	کمنگنز	معادن منگنز ایران	۲۸	خلنت	تولیدی لنت ترمز ایران
۵	فخاس	مجتمع فولاد خراسان	۲۹	تایرا	تراکتور سازی ایران
٦	درازک	لابراتوارهای رازک	۳۰	کماسه	تامین ماسه ریخته گری
۷	تکشا	گسترش صنایع و خدمات کشاورزی	۳۱	فاسمین	کالسیمین
۸	فنوال	گروه کارخانه های تولیدی نورد آلومینیوم	۳۲	شفن	پتروشیمی فن آوران
۹	غبهنوش	بهنوش ایران	۳۳	شیراز	پتروشیمی شیراز
۱۰	پکرمان	گروه صنعتی بارز	۳٤	شاراک	پتروشیمی شازند (اراک)
۱۱	بکام	کارخانجات تولیدی شهید قندی (کابلهای مخابراتی شهید قندی)	۳۵	شخارک	پتروشیمی خارگ
۱۲	چکاوه	صنایع کاغذ سازی کاوه	۳٦	خرینگ	رینگ سازی مشهد
۱۳	فولاد	فولاد مبارکه اصفهان	۳۷	کخاک	صنایع خاک چینی ایران
۱٤	فروس	فروسیلیس ایران	۳۸	شپنا	پالایش نفت اصفهان
۱۵	فخوز	فولاد خوزستان	۳۹	خپارس	پارس خودرو
۱٦	خزر	فنرسازی زر	٤۰	کاما	باما
۱۷	فایرا	آلومینیوم ایران	٤۱	لابسا	آبسال
۱۸	فباهنر	صنایع مس شهید باهنر	٤۲	پاسا	ایران یاسا تایر و رابر
۱۹	پسهند	صنایع لاستیکی سهند	٤۳	خودرو	ایران خودرو
۲۰	سغرب	صنایع سیمان غرب	٤٤	بترانس	ایران ترانسفو
۲۱	خساپا	شرکت ایرانی تولید اتومبیل (سایپا)	٤۵	دالبر	البرز دارو

۲۲	سفار	سیمان فارس	٤٦	دارو	کارخانجات داروپخش
۲۳	ساروم	سیمان ارومیه	٤٧	خمهر	مهرکام پارس
۲٤	ستران	سیمان تهران			

آمار و اطلاعات مورد نیاز براي جمع‌آوري داده‌ها از سایت‌هاي کدال، مرکز پردازش اطلاعات مالی ایران و شرکت مدیریت فناوری بورس تهران جمع‌آوری شده است.

مدل رگرسیونی مورد استفاده در این تحقیق از مدل ساراویا، گارسیا و المناسید (۲۰۲۰) استنتاج شده است (Saravia, García, & Almonacid, 2020). مدل پژوهش جهت آزمون فرضیه‌های این پژوهش به شرح رابطه زیر است:

$$\beta_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 firmage_{it} + \alpha_2 growth_{it} + \alpha_3 businessrisk_{it} + \alpha_4 financialleverage_{it} + \alpha_5 operationalrisk_{it} + \alpha_6 firmsize_{it} + \alpha_7 growthoptions_{it} + \nu_i + \epsilon_{1it} \quad (۲)$$

که در آن:

β_{it}: ریسک سیستماتیک شرکت i در زمان t است. در تحقیق حاضر به منظور محاسبه ریسک سیستماتیک هر شرکت از معادله رگرسیونی شارپ و از داده‌های مربوط به بازدهی ماهانه شرکت‌های نمونه و بازدهی ماهانه بازار در طول زمانی ۱۳۹۳ تا ۱٤۰۰، استفاده می‌شود. از آنجا که کارهای قبلی گرونوالد و فریزر (۲۰۰۰) و کیم (۱۹۹۳) نشان می‌دهد که ۵ سال یک دوره زمانی مناسب برای برآورد ریسک سیستماتیک است (Groenewald & Fraser, 2000; Kim, 1993)، بتا شرکت‌ها در هر دوره براساس اطلاعات ٦۰ ماه گذشته برآورد شده و سپس به عنوان متغیر وابسته به شرح ذیل مورد استفاده قرار گرفته است:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

که در آن R_{it} برابر است با نرخ بازدهی سهام شرکت i در زمان t و R_{mt} بازدهی بازار در زمان t است. براي محاسبه بازده بازار از شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. αi قسمتی از بازده است که به بازده بازار مرتبط نیست. β_i شاخص ریسک سیستماتیک است و نشانگر این است که بازده سهام مربوطه با چه ضریبی تحت تاثیر بازده بازار می‌باشد. εit خطای رگرسیون می‌باشد.

R_{it} و R_{mt} بر مبنای رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$R=[(P_t - P_{t-1})/P_{t-1}] \quad (٤)$$

Pt: قیمت سهام آخر ماه شرکت را نشان مي دهد.

$Pt-1$: قیمت سهام اول ماه را نشان مي دهد.

αi: عرض مبدا مدل كه يک جز ثابت است را نشان مي دهد.

β_i: ضريبي است كه شاخص ريسک سيستماتيک (بتا) سهام شركت i را نشان مي دهد.

قالیباف اصل و سلملیان (۱۳۹۸) بیان می‌کنند بتایی که از تقسیم کوواریانس بازده سهام و بازده بازار بر واریانس بازده پرتفولیوی بازار به دست می‌آید با بتایی که به طور تجربی و از روش رگرسیون گیری به دست می آید هم خوانی دارد (Ghalibaf Asl & Salmalian, 2019). در این پژوهش شاخص β با استفاده از برآورد رگرسیون بین بازده هر یک از سهام و بازده بازار محاسبه گردیده است.

$firmage_{it}$: سن شركت i در زمان t است. سن شركت بر حسب تعداد سال‌هاي سپري شده از تأسيس شركت اندازه‌گيری می‌شود. علاوه بر $firmage_{it}$ براي آزمون اثر عمر شركت بر ريسك سيستماتيك در مراحل مختلف چرخه عمر، در اين مطالعه متغير سن به سه صورت ديگر وارد الگو مي‌شود، لگاريتم سن شركت ((Ln(firmage)، معكوس سن شركت (۱/firmage) و مجذور سن شركت ($firmage^2$).

$growth_{it}$: رشد شركت i در زمان t است. از درصد تغییر در فروش شرکت از سال گذشته (t-1) به سال جاری (t) برای محاسبه رشد شرکت استفاده می‌شود.

$Businessrisk_{it}$: ريسک ذاتی تجاری شركت i در زمان t است. این متغیر با انحراف معیار درصد تغییر در فروش خالص سالانه طی ۵ سال قبل از سال t به دست می‌آید.

$financialleverage_{it}$: اهرم مالی شركت i در زمان t است. اهرم مالی شاخص ساختار سرمایه است. این شاخص از تقسیم ارزش دفتری بدهی‌ها به مجموع ارزش دفتری کل بدهی‌ها و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و از رابطه زیر محاسبه می‌گردد.

$$\text{اهرم مالی} = \frac{\text{ارزش دفتری بدهی شرکت } i \text{ در سال } t}{\text{ارزش بازار حقوق صاحبان سهام } i \text{ در سال } t \; + \; \text{ارزش دفتری بدهی شرکت } i \text{ در سال } t} \quad (۵)$$

ارزش بازار حقوق صاحبان سهام از رابطه زیر بدست می‌آید:

ارزش بازار حقوق صاحبان سهام = تعداد سهام منتشره قیمت پایان روز معامله سهام

قیمت پایان روز معامله سهام برابر ارزش بازار سهام در پایان سال t است و از سایت بورس اوراق بهادار قابل دسترس است.

$operatingrisk_{it}$: ریسک عملیاتی شرکت i در زمان t است. ریسک عملیاتی از طریق انحراف معیار درصد تغییرات سالانه در وجوه نقد حاصل از عملیات شرکت در طول ۵ سال قبل از زمان t بدست می‌آید. وجوه نقد عملیاتی، افزایش یا کاهش در مبلغ وجوه نقد ناشی از معاملات و فعالیت‌های اصلی و مستمر با اشخاص حقیقی یا حقوقی مستقل از شخصیت واحد تجاری تعریف می‌شود.

$firmsize_{it}$: اندازه شرکت i در زمان t است. معیارهای مختلفی برای اندازه‌گیری اندازه شرکت وجود دارد که عبارتند از: مقدار کل دارایی‌ها، میزان فروش و تعداد کل کارکنان. در اکثر مطالعاتی که محققان درباره اندازه شرکت انجام داده‌اند، از میزان دارایی‌های شرکت به عنوان شاخص اندازه استفاده شده است. زیرا یکی از ابزارهای مهم برای پی بردن به اندازه شرکت، تعیین اندازه‌ی دارایی‌های آن شرکت می‌باشد (Abdulmaleki, 2018: 15). در این تحقیق، لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها به عنوان شاخص اندازه‌ی شرکت استفاده می‌شود. تبدیل لگاریتمی اثر چولگی را متراکم می‌کند (Iqbal & Shah, 2012).

$$size_{it} = log(Assets_{it}) \qquad (٦)$$

$growthoptions_{it}$: اختیار (فرصت) رشد شرکت i در زمان t است. از آنجایی که نظریه Q سرمایه گذاری بیان می‌کند که فرصت‌های سرمایه گذاری باید با q توبین افزایش یابد (Jovanovic & Rousseau, 2002). در تحقیق حاضر، فرصت های رشد توسط شاخص Q توبین اندازه‌گیری می‌شود که به صورت نسبت مجموع ارزش دفتری بدهی‌ها و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری کل دارایی‌ها (به شکل رابطه زیر) محاسبه می‌شود.

$$tobin's - Q = \frac{(\text{ارزش بازار هر سهم} \times \text{تعداد سهام در دست سهامداران}) + \text{ارزش دفتری کل بدهی ها}}{\text{ارزش دفتری کل دارایی‌های شرکت}} \qquad (٧)$$

در این پژوهش رابطه بتا و متغیرهای تعیین کننده آن با استفاده از تحلیل رگرسیون پنل دیتا (Panel data) و به کمک نرم‌افزار Eviews و Stata بررسي شده است. روش آزمون فرضیه‌ها به این ترتیب است که ابتدا به کمک آزمون لیمر (Limer) مدل اثرات همگن (Pool Model) و اثرات ثابت (Panel Model) مقایسه و با توجه به نتایج این آزمون مدل مناسب انتخاب مي‌شود. در مرحله بعد در صورت تایید مدل از نوع پنل با اثرات ثابت، آزمون هاسمن (Hausman) براي تصميم‌گيري در مورد اينكه مدل پنل از نوع ثابت است یا تصادفی انجام مي‌شود.

٤- یافته‌هاي پژوهش

٤-١- یافته‌هاي توصيفي

در این بخش قبل از ارائه یافته‌هاي تحليلي، در **جدول ٤** آمار توصیفی کل نمونه تحقیق آورده شده است.

جدول ۴. آمار توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش

مأخذ: نتایج پژوهش

Table 4. Descriptive statistics for the variables under investigation

Source: Research results

متغیر	نماد متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
ریسک سیستماتیک	BETA	۱/۰٦۱٦۸۲	۱/۰٦۳۳۷۹	۲/۲۹۲۰۷۷	-۰/٤۲۱۰۸۳	۰/٤٦۲٥٥۳
سن شرکت	FIRMAGE	٤۱/۸۰۸٥۱	٤٥	٦۹	۱۲	۱۳/۷۸٥۹۲
مجذور سن شرکت	$FIRMAGE^2$	۱۹۳۷/٤۲	۲۰۲٥	٤۷٦۱	۱٤٤	۱۱۱٦/۱٤
معکوس سن شرکت	۱/FIRMAGE	۰/۰۲۷٦٦	۰/۰۲۲۲۲	۰/۰۸۳۳۳	۰/۰۱٤٤۹	۰/۰۱۲۳۲
لگاریتم سن شرکت	LNFIRMAGE	۱/٥۹۲۸۰	۱/٦٥۳۲۱	۱/۸۳۸۸	۱/۰۷۹۱	۰/۱٦٦۱
رشد شرکت	GROWTH	۰/۳٤۷۳۱۹	۰/۲٤۷۸۹٦	۲/۸۹۳۳۸٦	-۰/۷۱٥۲۹۷	۰/٥۰٤۹۲
ریسک تجاری ذاتی	BUSINESSRISK	۰/۳۲٦۳٥۸	۰/۲۸۹٥۲٤	۱/۳۲۰۱٤۱	۰/۰۳۰۸۷۲	۰/۱۸٥٦۷٤
اهرم مالی	FINANCIAL LEVERAGE	۰/۳۲٥۸٦	۰/۲۹۷۸۹	۰/۸۷٥۳۳	۰/۰۱۳۰۹٦	۰/۲۱۷۳۸۸
اهرم عملیاتی	OPERATIONALRISK	٤/۲۹٤۲۸۱	۱/٤۰۱۲۱۷	۱۰۲/۱۳٦۸	۰/۲٥٤٦۲٥	۱۰/۲۰٤۷٥
اندازه شرکت	FIRMSIZE	۱٥/۸۳۷۸٥	۱٥/٦۱٥۷٦	۲۰/۷٦۸٦۹	۱۱/۷۰۱۲۱	۱/۹۲٦٤۱٦
اختیار (فرصت) رشد	GROWTHOPTIONS	۰/٥٥۰۸۲٥	۰/٥۳۰٤۲	۱/۳۲۱۷٥	۰/۰٦۸۰٥	۰/۲۱٤۰٦۳

در این پژوهش متغیر وابسته ریسک سیستماتیک است که داراي میانگین (۱/۰٦۱) و انحراف معیار (۰/٤٦) می‌باشد. در مورد سایر متغیرها مشاهده مي شود که متغیر سن شرکت داراي بیشترین انحراف معیار (۱۳/۷۸۵۹۲) و متغیر ریسک تجاری ذاتی کمترین انحراف معیار (۰/۱۸۵) مي باشد. این بدان معني است که متغیر سن بیشترین پراکندگي را در بین متغیرها دارد.

٤-۲- یافته‌هاي تحلیلي

با توجه به پانلی بودن داده‌ها، از آزمون F لیمر به منظور انتخاب بین روش داده‌هاي پانلی و تلفیقي[1] در برآورد مدل‌ها، استفاده شده است. در صورتي که سطح معناداری آزمون F لیمر بیشتر از ۰/۰۵ باشد، از روش داده‌هاي تلفیقي استفاده می‌شود. ولی در صورتي که سطح معناداری آزمون F لیمر کمتر از ۰/۰۵ باشد، از روش داده‌هاي تابلویي استفاده خواهد شد. خلاصه نتایج این آزمون در **جدول ۵** ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون F لیمر

مأخذ: نتایج پژوهش

Table *5.* The results of F-Limer test

Source: Research results

متغیر چرخه عمر	آماره آزمون	معناداری	نتیجه
Firmage	٦/۸۸	۰/۰۰۰۰	تابلویی (پانلی)
firmage^2	٦/۸۳	۰/۰۰۰۰	تابلویی (پانلی)
1/firmage	٦/۹۱	۰/۰۰۰۰	تابلویی (پانلی)
Lnfirmage	٦/۹۲	۰/۰۰۰۰	تابلویی (پانلی)

همان طور که در **جدول ۵** نشان داده شده است، سطح معناداری آزمون‌های F لیمر کمتر از ۰/۰۵ است. بنابراین، فرض صفر این آزمون رد شده و فرضیه مقابل این آزمون مبني بر یکسان نبودن عرض از مبداها پذیرفته می‌شود. بنابراین از آنجایی که مدل پژوهش از نوع داده‌هاي تابلویي (پانلی) است، آزمون هاسمن جهت تعیین اثرات ثابت یا تصادفي انجام مي‌شود. همانطورکه در **جدول ٦** مشاهده مي‌شود نتایج آزمون هاسمن نشان می‌دهد سطح

[1] *Pool data*

معناداری این آزمون کمتر از ۰/۰۵ است. لذا داده‌ها پانلی از نوع اثرات ثابت است و مدل‌های مذکور براساس رویکرد داده‌های پانلی با اثرات ثابت تخمین زده می‌شود.

جدول ۶. نتایج آزمون هاسمن

مأخذ: نتایج پژوهش

Table *6.* The results of Hausman test

Source: Research results

متغیر چرخه عمر	آماره آزمون	معناداری	نتیجه
Firmage	۲۹/۱۲	۰/۰۰۰۱	اثرات ثابت
$firmage^2$	۲٦/٤٤	۰/۰۰۰٤	اثرات ثابت
1/firmage	۳۵/۳۹	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت
Lnfirmage	۳۲/۳۱	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت

پس از انجام آزمون‌هاي F لیمر و هاسمن، اثر سن شرکت و سایر عوامل اثرگذار بر بتا در نرم افزار Eveiws برآورد شد. **جدول ۷** نتایج نهايي حاصل از برآورد مدل پژوهش به روش اثرات ثابت را نشان مي‌دهد. این جدول شامل ٤ ستون است که اثرات متغیر سن، مجذور سن، معکوس سن و لگاریتم سن به ترتیب در هر کدام از این ستون‌ها به عنوان متغیر نشان دهنده اثر عمر شرکت بر بتا تخمین زده شده است. نظریه چرخه عمر شرکت‌ها نشان می-دهد که ریسک سیستماتیک با بلوغ شرکت‌ها کاهش می‌یابد. با این حال، رابطه تبعي بین بتا و سن شرکت را مشخص نمی‌کند. بنابراین، در ستون ۱ از **جدول ۷**، بتا را بر اساس سن شرکت و سایر عوامل واقعی ریسک سیستماتیک برای بررسی اینکه آیا رابطه بین این دو متغیر خطی است، سنجیده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود، ضریب firmage مثبت است اما در هر سطح متعارف معني‌دار نیست، که نشان می‌دهد رابطه بین ریسک سیستماتیک و سن شرکت خطی نیست. بنابراین، در ستون‌های ۲ و ۳ و ٤، معادله (۲) با استفاده از متغیر غیرخطی برای سن شرکت برآورد شده است. در ستون ۲ **جدول ۷**، شکل تبعی رابطه بین عمر شرکت و بتا با وارد کردن مجذور سن شرکت ($firmage^2$) برآورد شده است. همان طور که نشان داده شده است سطح احتمال متغیر مجذور سن شرکت برابر (۰/۳۱۵) است و چون بیشتر از ۵٪ شده است، لذا از معنی‌داری لازم برخوردار نیست. در ستون ۳ **جدول ۷**، شکل تبعی با در نظر گرفتن معکوس سن شرکت (1/firmage) برآورد شده است. سطح احتمال متغیر معکوس سن شرکت برابر (۰/۰۲۵) است و چون کمتر از ۰/۰۵ شده است، لذا این متغیر از معني داري لازم برخوردار است. با توجه به این که ضریب

تاثیر محاسبه شده این متغیر برابر (۱۹/۲۳۸٤-) بدست آمده، نشان مي‌دهد که افزایش میزان ریسک سیستماتیک در مراحل اولیه عمر یک شرکت شدیدتر است، اما با بلوغ شرکت، اثر سن بر ریسک سیستماتیک کاهش می‌یابد (تثبیت می‌شود). به طوری که با افزایش سن شرکت به طور نامحدود به مجانبی افقی می‌رسد.

در ستون ٤ **جدول ۷** شکل تبعی لگاریتمی برای سن شرکت برآورد شده است. همانطور که نشان داده شده است سطح احتمال متغیر لگاریتم سن شرکت برابر (۰/۰٥٦٥) است و چون کمتر از ۱۰٪ است می‌توان در سطح معني‌داري ده درصد معني‌داري اين متغير را پذيرفت. ضريب اين متغير مثبت است و نشان دهنده يك رابطه مثبت بين سن و ريسك سيستماتيك است. با توجه به شكل تابع لگاريتمي، اين موضوع بدين معنی است که افزایش ریسک همراه با سن در شرکت‌هاي جوانتر شديدتر است و برای شرکت‌های بالغ این رابطه ضعیف‌تر مي‌شود. بنابراین اینگونه می‌توان نتیجه‌گیری کرد که وقتی سن شرکت بیشتر می‌شود ریسک سیستماتیک بیشتر می‌شود اما این افزایش در ریسک کاهنده است یعنی وقتی شرکت‌ها کوچک هستند و سن شرکت‌ها افزایش می‌یابد، ریسک شدیداً بیشتر می‌شود ولی وقتی شرکت‌ها به یک حد از بلوغ رسیدند با افزایش سن، افزایش در ریسک کمتر می‌شود. در نهایت، با توجه به سایر تعیین‌کننده‌هاي بتا (**جدول ۷**) مشاهده می‌شود که ضریب متغیر ریسک تجاری ذاتی (businessrisk)، مطابق انتظار مثبت و معنی‌دار است و ضریب اندازه شرکت (firmsize)، مطابق انتظار منفی و معنی‌دار است و ضریب فرصت‌های رشد (growthoptions)، برخلاف انتظار منفی و معنی‌دار است. بنابراین، نتایج ما شواهدی در حمایت از این پیشنهاد ارائه می دهد که سطوح پایین تر اندازه شرکت و فرصت‌های رشد و سطوح بالاتر ریسک تجاری ذاتی منجر به ریسک سیستماتیک بالاتر می شود. اما متغیرهای رشد (growth)، ریسک عملیاتی (operatingrisk) و اهرم مالی (financialleverage) برخلاف انتظار معنی‌دار نیستند.

جدول ۷. نتیجه رگرسیون رابطه سن شرکت و بتا با اثرات ثابت*

مأخذ: نتایج پژوهش

Table 7. The regression results demonstrate the relationship between company age and beta when considering fixed effects

Source: Research results

نام متغیر	نماد متغیر	۱	۲	۳	٤
عرض از مبدا	Intercept	۳/۹۸۵۸ (۰/۰۰۰)	٤/۳۲۳۹۹۷ (۰/۰۰۰۰)	۵/۳۳۷۱ (۰/۰۰۰۰)	۱/٦٦۹۷۱ (۰/۲٤۹٤)
سن شرکت	firmage	۰/۰۲۷٦ (۰/۱٤۹)			
مجذور سن شرکت	$firmage^2$		۰/۰۰۰۱۹۰ (۰/۳۱۵)		
معکوس سن شرکت	۱/firmage			-۱۹/۲۳۸٤ (۰/۰۲۵۵)	
لگاریتم سن شرکت	Lnfirmage				۰/۹۳۷۱۱ (۰/۰۵٦۵)
رشد شرکت	growth	-۰/۰۷۱۳ (۰/۱٦۱)	-۰/۰٦٦۰۰ (۰/۱۹۳)	-۰/۰۷۰۳٦ (۰/۱٦۲۵)	-۰/۰۷۳۳۱ (۰/۱٤۸۰)
ریسک ذاتی تجاری	businessrisk	۰/۵۹۳۲ (۰/۰۰۰)	۰/۵۷۸۵ (۰/۰۰۰)	۰/٦۲۲۵۱ (۰/۰۰۰۱)	۰/٦۱۸۸۲ (۰/۰۰۰۱)
اهرم مالی	financialleverage	۰/۱۳٤٦ (۰/٤۷۸)	۰/۰۷۹۵ (۰/٦٦٤)	۰/۰۷۵۸٤ (۰/٦۵۲۷)	۰/۱۲۰۹۱ (۰/٤۹٤۵)
ریسک عملیاتی	operatingrisk	۰/۰۰۰۱ (۰/۹٦۱)	۰/۰۰۰۰۰۷ (۰/۹۹۷)	۰/۰۰۰۷۹۷ (۰/۷۱۷٦)	۰/۰۰۰۵٦ (۰/۷۹٦۹)
اندازه شرکت	firmsize	-۰/۲۵٤۵ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۲۵۹ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۳٤۱۸ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۲۵۳۰٦ (۰/۰۰۰۰)
فرصت رشد	growthoptions	-۰/٤۷۲۷ (۰/۰۲۵)	-۰/٤٤۱۱ (۰/۰۳۵)	-۰/٤۳۷۷۲ (۰/۰۳۲۲)	-۰/٤٦۳٦٤ (۰/۰۲۵۲)
تعدیل شده R^2		۰/۵٤۷۸	۰/۵۷۸۵	۰/۵۵۲٦	۰/۵۵۰٤
دوربین-واتسون		۱/۸٤	۱/۸۲	۱/۸۵	۱/۸۵

* اعداد داخل پرانتز نشان دهنده سطح احتمال معنی داری (Prob) متغیرها می‌باشد.

در ادامه برای اطمینان از درستی نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیونی، مفروضات کلاسیک مدل باید بررسی شود. این فروض بدین شرح اند:

۱. خود همبستگی یکی از مفروضات مدل برای بررسی نتایج رگرسیونی است. برای بررسی این فروض از آماره دوربین-واتسون استفاده شده است. اگر آماره دوربین-واتسون بین مقادیر بحراني ۱/۵ تا ۲/۵ باشد، یعنی مشکل خود همبستگي بین باقیمانده‌ها وجود ندارد. با توجه به **جدول ۷** نتایج آزمون دوربین-واتسون نشان مي‌دهد که مشکل خود همبستگي بین باقیمانده‌ها وجود ندارد، چون آماره دوربین-واتسون آزمون‌ها بین مقادیر بحرانی ۱/۵ تا ۲/۵ مي‌باشند.

۲. براي آزمون وجود ناهمساني واریانس، از آزمون بروش-پاگان استفاده شده است. که نتایج آن در **جدول ۸** آورده شده است، سطح معنی‌داری برای آزمون‌های ناهمسانی واریانس بیشتر از ۵٪ است، در نتیجه فرض همسانی واریانس برای تمام اشکال تبعي تایید می‌گردد.

جدول ۸. نتایج آزمون بروش-پاگان براي ناهمساني واریانس

مأخذ: نتایج پژوهش

Table *8.* The results of Brosh-Pagan test for variance heterogeneity

Source: Research results

مراحل چرخه عمر	آماره آزمون	معناداری	نتیجه
firmage	۱/۰۲	۰/۳۱۳۳	همسانی واریانس
firmage^2	۱/۰۱	۰/۳۱٤٥	همسانی واریانس
1/firmage	۰/۹۹	۰/۳۲۰۷	همسانی واریانس
Lnfirmage	۱/۰٦	۰/۳۰۳۹	همسانی واریانس

۳. برای آزمون وجود هم‌خطی از عامل تورم واریانس (VIF)[۲] استفاده شده است. عامل تورم واریانس نزدیک به ۱، نشان‌دهنده عدم وجود همخطی است و مقدار بالای ۱۰ نشان‌دهنده وضعیت هم‌خطی بحرانی است. به عنوان یک قاعده تجربی مقدار VIF بزرگتر از ۵ باشد هم‌خطی چندگانه بالاست. از واضح‌ترین علامت‌های دیگر تشخیص وجود هم خطي R^2 بسیار بالاست و عدم معني‌داري ضرایب متغیرهاي رگرسیون است.

2 Variance inflation factor

جدول ۹. آزمون عامل تورم واریانس

مأخذ: نتایج پژوهش

Table *9.* The results of variance inflation factor test
Source: Research results

متغیرها	۱	۲	۳	٤
firmage	۱/۰۵			
$firmage^2$		۱/۰۵		
1/firmage			۱/۰٤	
Lnfirmage				۱/۰۵
growth	۱/٦۸	۱/٦۸	۱/٦۹	۱/٦۹
businessrisk	۱/۳۹	۱/۳۹	۱/۳۹	۱/۳۹
financialleverage	۲/۷٦	۲/۷۵	۲/۷۷	۲/۷٦
operatingrisk	۱/۰۷	۱/۰۷	۱/۰٦	۱/۰۷
firmsize	۱/۱۰	۱/۱۰	۱/۰۹	۱/۱۰
growthoptions	۲/٤۸	۲/٤۸	۲/٤۸	۲/٤۸

با توجه به **جدول ۹** مشاهده می‌شود، vif متغیرها کمتر از ۵ و نزدیک به یک هستند. بنابراین نتایج بیانگر عدم وجود همخطی در مدل می‌باشد.

۵- نتیجه‌گیری

امروزه بازارهای مالی از اساسی‌ترین بازارها در اقتصاد اکثر کشورها محسوب می‌شوند. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بورس اوراق بهادار است که به عنوان یک منبع مهم جهت تأمین سرمایه پروژه‌های تولیدی و صنعتی، با ریسک همراه می‌باشد. ریسک سیستماتیک حیاتي‌ترین عامل برای اندازه‌گیری ریسک‌های مربوط به تصمیمات مالی است و با تأثیرگذاری بر میزان سود و بازده بنگاه نقش مهمی را در تصمیم‌گیری‌های مالی ایفا می‌کند. پژوهش حاضر به بررسی تاثیر متغیر عمر شرکت و برخی از عوامل تعیین‌کننده دیگر بر ریسک سیستماتیک پرداخته است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که وقتی سن شرکت بیشتر می‌شود ریسک سیستماتیک بیشتر می‌شود، اما این افزایش در ریسک کاهنده است؛ یعنی وقتی شرکت‌ها کوچک هستند و سن شرکت‌ها افزایش می‌یابد، ریسک شدیدا بیشتر می‌شود، ولی وقتی شرکت‌ها به یک حد از بلوغ رسیدند با افزایش سن، افزایش در ریسک کمتر می‌شود. افزایش در ریسك سیستماتیك همراه با افزایش سن شرکت مي‌تواند به دلیل عدم تطابق

شرکت‌ها با تغییرات بازارها و محیط کسب و کار و افزایش رقابت در طول زمان و انحراف از استراتژی‌های شرکت باشد. همچنین با افزایش سن، شرکت‌ها نیاز به نوآوری و تغییر بیشتری دارند تا روند رشد و پایداری خود را حفظ کنند. عدم پاسخگویی به این نیاز می‌تواند به افزایش ریسک‌های سیستماتیک منجر شود. برای جلوگیری از افزایش ریسک سیستماتیک با افزایش سن شرکت‌ها، می‌توان اقدامات زیر را انجام داد:

۱. نوآوری و توسعه و پیشرفت مستمر در فن آوری، محصولات، و خدمات به شرکت امکان می‌دهد تا با تغییرات بازار و نیازهای مشتریان تطابق یابد و از رقابتی موثر برخوردار شود.

۲. ایجاد تنوع در محصولات، بازارها، و فعالیت‌ها به شرکت اجازه می‌دهد که به مقاومت بیشتری در برابر تغییرات بازار و افزایش ریسک‌های سیستماتیک دست یابد.

۳. توسعه توانمندی‌های کارکنان، ارتقاء دانش و تجربه، و به‌روزرسانی استراتژی‌ها و فرآیندهای شرکت کمک می‌کند تا شرکت با محیط پیچیده تطابق داشته باشد.

٤. تحلیل دوره‌ای و دقیق ریسک‌ها، اعمال راهکارهای مناسب مدیریت ریسک، و پیش‌بینی اثرات تغییرات بر ریسک‌های سیستماتیک به شرکت کمک می‌کند تا به موفقیت و پایداری بیشتر دست یابد.

با توجه به این رویکردها و اقدامات، شرکت‌ها می‌توانند از افزایش ریسک سیستماتیک با گذشت زمان جلوگیری کنند و به سمت یک راهبرد پایدار و موفق حرکت کنند.

علاوه بر این، نتایج نشان مي‌دهد که يکي از مهمترين عوامل تاثيرگذار بر ريسك سيستماتيك، ريسك ذاتي تجاري است. ریسک ذاتی یا تجاری، بخشی از ریسک‌هایی است که با ماهیت و ویژگی‌های خاص هر کسب و کار مرتبط است. این نوع ریسک‌ها معمولاً به عنوان بخشی از فعالیت‌های تجاری محسوب می‌شوند و به به عنوان عوامل غیرقابل کنترل توسط کارآفرین و مدیریت کسب و کار تعریف می‌شوند. برخی مثال‌های رایج از ریسک‌های ذاتی تجاری شامل تغییرات در تقاضا و عرضه بازار، عدم پیش‌بینی بحران اقتصادی، رقبای قوی و ورود رقبا به بازار، تغییرات در فناوری و نوآوري‌ها، محدودیت‌های مالی و مدیریت مالی، مسائل مربوط به تأمین منابع و تدارکات، مشکلات قانونی و مدنی. مدیریت ریسک ذاتی تجاری بسیار حیاتی است تا بتوان از افزایش ریسك سیستماتیك جلوگیري نمود. برای مدیریت این نوع ریسک‌ها، می‌توان اقدامات زیر را انجام داد:

۱.تحلیل و شناخت ریسک‌های ذاتی تجاری مرتبط با کسب و کار مانند نواقص ساختاری، محدودیت‌های بازار و تغییرات صنعت.
۲. بررسی تأثیر عوامل خارجی مانند اقتصاد، فناوری، سیاست‌ها و رقبا بر ریسک‌های ذاتی تجاری در کسب و کار.
۳. طراحی برنامه‌ها و استراتژی‌هایی برای کاهش، انتقال یا پذیرش این نوع ریسک‌ها. به عنوان مثال، استفاده از بیمه، تنوع محصولات یا بازارهای هدف و استفاده از ابزارهای مالی می‌تواند کمک کننده باشد.
٤. ایجاد طرح اضطراری و برنامه‌ای برای مدیریت بحران‌ها و ریسک‌های ناخواسته، تا در صورت بروز اتفاقات غیرمنتظره، بتوان به سرعت واکنش نشان داد.
۵. پایش و ارزیابی مداوم ریسک‌های ذاتی تجاری، تا همواره از تطابق استراتژی‌های مدیریت ریسک مطمئن شد.

نتيجه ديگري كه از يافته‌هاي اين مطالعه حاصل شده است اثر منفي و معني‌دار اندازه شركت بر ريسك سيستماتيك است. شرکت‌های بزرگ معمولاً دارای فعالیت‌های متنوع در صنایع و بازارهای مختلف هستند. این تنوع باعث می‌شود که تأثیر عوامل ذاتي که بر ریسک سیستماتیک تأثیر می‌گذارد، کاهش یابد. با افزایش اندازه شرکت، احتمال وجود تنوع بیشتر در منابع مالی و مکانیسم‌های تامین مالی نیز افزایش می‌یابد که می‌تواند به کاهش حساسیت شرکت نسبت به نوسانات بازار کمک کند. همچنین شرکت‌های بزرگ معمولاً محصولات یا خدماتی را تولید یا ارائه مي‌كنند كه در بسیاری از شرایط اقتصادی مورد تقاضا هستند، این باعث می‌شود که این شرکت‌ها در برابر نوسانات بازار کمتر حساس باشد و از تنوع محصولات و خدمات برای مدیریت ریسک‌های سیستماتیک بهره‌مند شود. بنابراين شركت‌هاي كوچك مي‌توانند از طريق تنوع بخشي به سبد محصول و خدمات خود و همچنين مكانيسم‌هاي تامين مالي و توزيع و ارائه محصولات و خدمات خود در جهت كاهش ريسك سيستماتيك گام بردارند.

بر اساس يافته‌هاي اين مطالعه فرصت‌هاي رشد كه با كيو توبين اندازه گرفته شده است اثر منفي بر ريسك سيستماتيك دارد. با توجه به این یافته، می‌توان چند پیشنهاد کاربردی ارائه نمود:

فصلنامه علمی پژوهش اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)

۱. با توجه به اهمیت مقدار کیو توبین در کاهش ریسک سیستماتیک، شرکت‌ها باید به مدیریت منابع خود با دقت بیشتری توجه کنند تا بهره‌وری بالاتری را در سرمایه‌گذاری‌های خود به دست آورند.
۲. مدیران باید به تحلیل دقیق‌تر داده‌ها و اطلاعات مربوط به کیو توبین پرداخته و تصمیم‌هایی از جمله سرمایه‌گذاری‌ها، توسعه بازار و همکاری‌های استراتژیک را براساس این داده‌ها اتخاذ کنند.
۳. با داشتن کیو توبین بالا، شرکت‌ها می‌توانند اعتماد بازار و سرمایه‌گذاران را جلب کرده و به راحتی به منابع مالی و فرصت‌های رشد دست یابند و ریسك سیستماتیك را کاهش دهند.

همچنین شرکت‌ها می‌توانند فرصت‌های رشد را از طریق موارد زیر بالا ببرند:

۱. سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه محصولات جدید و نوآوری‌ها می‌تواند منجر به ارائه محصولات و خدمات جذاب تری شود که افزایش فروش و در نتیجه رشد شرکت را تضمین می‌کند.
۲. گسترش بازار و ورود به بازارهای جدید می‌تواند به شرکت‌ها کمک کند تا مشتریان جدیدی جذب کنند و درآمد خود را افزایش دهند.
۳. استراتژی تفاوت از رقبا و ایجاد مزیت رقابتی بر اساس عواملی مانند کیفیت، قیمت یا خدمات پس از فروش می‌تواند به شرکت‌ها کمک کند تا بازار را بهتر فراهم کرده و رشد خود را تسریع دهند.
٤. همکاری‌های استراتژیک و ایجاد روابط و همکاری با شرکت‌ها دیگر می‌تواند به شرکت‌ها کمک کند تا به منابع، بازارها و فناوری‌های جدید دسترسی پیدا کنند و رشد خود را تحقق بخشند.
۵. بهبود کارایی عملیاتی و مالی، کاهش هزینه‌ها و افزایش سودآوری می‌تواند به شرکت‌ها کمک کند تا منابع بیشتری برای سرمایه‌گذاری در رشد داشته باشند.

برای مطالعات بعدی، پیشنهاداتی به شرح ذیل ارائه می‌شود:

- در این پژوهش، قلمرو مکانی فقط شامل شرکت‌های فعال بخش غیر مالی بورس اوراق بهادار تهران است. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، مدل‌های پژوهش برای شرکت‌های فعال در بخش مالی (موسسات، بانک‌ها، بیمه‌ها و...) اجرا شده و نتایج حاصل از آن با یکدیگر مقایسه شود.

- در ایران مطالعه حاضر در زمره اولین پژوهش‌هايي است که سن شرکت را به عنوان يکي از عوامل موثر بر ريسک سيستماتيک، مورد بررسي قرار داد. لذا پژوهش‌هاي آتي مي‌توانند ساير متغيرهاي موثر بر ريسک سيستماتيک را مورد بررسي قرار دهند.
- نمونه آماری این پژوهش از میان کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده است. می‌توان با تفکیک شرکت‌ها براساس صنعت، تاثیر متغیر چرخه عمر شرکت و عوامل موثر ریسک سیستماتیک بر بتا را مورد بررسي قرار داد.

Reference

Abdulmaleki, Y. (2018). The effect of firm size on the relationship between ownership structure and systematic risk. Master's thesis. Faculty of Humanities, Department of Accounting. *Islamic Azad university*. Available at: *https://ganj.irandoc.ac.ir/#/articles/42773b8ebea08373a545f346d8802520* [In Persian].

Aghaei, M. A., Norouzi, M., Bayat, M. & Mohebkhah, M. (2018). Corporate Life Cycle, Risk-Taking and Investor Sentiment: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Advances*, 10(1 (3/74)), 1-29. 10.22099/JAA.2018.27432.1647 [In Persian].

Alaghi, K. (2011). Financial leverage and systematic risk. *African Journal of Business Management*, *5*(15), 6648-6650.

Alaghi, K. (2012). Operating leverage and systematic risk. *African Journal of Business Management*, 6(3), 1095-1099.

Thani, I. (2013). The effects of growth opportunities, operating leverage and financial leverage on the systematic risk of companies listed on the Tehran Stock Exchange (1381-1390). Master's thesis in the field of financial management. Faculty of Administrative Sciences and Economics. *University of Esfahan*. Available at: *https://ganj.irandoc.ac.ir/#/articles/4ecc9a763863ce874786bb5ac6425ac8* [In Persian].

Al-Qaisi, K. M. (2011). The economic determinants of systematic risk in the Jordanian capital market. *International Journal of Business and Social Science*, 2(20).

Andarzian, M. (2016). Investigating the relationship between accounting profit, degree of operating leverage, degree of financial leverage whit

systematic risk of companies listed on Tehran Stock Exchange. *Comprehensive Conference of Management and Accounting Sciences*, Tehran, Available at: https://civilica.com/doc/606042 [In Persian].

Anthony, J. H., & Ramesh, K. (1992). Association between accounting performance measures and stock prices: A test of the life cycle hypothesis. *Journal of Accounting and economics*, 15(2-3), 203-227.

Arslan, Ç. (2013). The systematic risk determinants of tourism industry in Turkey (Doctoral dissertation, *Eastern Mediterranean University (EMU)).*

Badiei, M. , Ebrahimi Sarve Oliya, M. H. and Sargolzaei, M. (2025). The effect of performance of the Tehran Stock Exchange and Iran FaraBourse Sukuk Index on the risk-adjusted returns of mutual funds: Fama and French three-factor model. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 22*(3), 174-207. doi: 10.22055/jqe.2023.43296.2549 (in Persian).

Bergmann, D. R., Corrar, L. J., Nakamura, W. T., & de Oliveira, M. A. (2007). Testando o CAPM no mercado de capitais brasileiro via GMM. *Revista de Economia e Administração*, 6(3).

Brealey, R. A., & Myers, S. C. (2003). *Capital investment and valuation*. McGraw Hill Professional.

Chen, Y. R., Cheng, C. S., & Huang, Y. L. (2012). Value of cash holdings: The impact of cash from operating, investment and financing activities. Yu-Lin, Value of Cash Holdings: The Impact of Cash from Operating, Investment and Financing Activities (January 11, 2012).

Chincarini, L. B., Kim, D., & Moneta, F. (2020). Beta and firm age. *Journal of Empirical Finance*, *58*, 50-74.

Chung, K. H. (1989). The impact of the demand volatility and leverages on the systematic risk of common stocks. *Journal of Business Finance & Accounting*, 16(3), 343-360.

Chung, K. H., & Charoenwong, C. (1991). Investment options, assets in place, and the risk of stocks. *Financial Management*, 21-33.

DeAngelo, H., DeAngelo, L., & Stulz, R. M. (2006). Dividend policy and the earned/contributed capital mix: a test of the life-cycle theory. *Journal of Financial economics*, 81(2), 227-254.

Dickinson, V. (2011). Cash flow patterns as a proxy for firm life cycle. *The Accounting Review*, 86(6), 1969-1994.

Gahlon, J. M., & Gentry, J. A. (1982). On the relationship between systematic risk and the degrees of operating and financial leverage. *Financial Management*, 15-23.

Gashtasbi, S. (2021). The relationship between the company's life cycle, risk tolerance and investor's inclinations in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *The second international conference on new challenges and solutions in industrial engineering and management and accounting*, Damghan. Available at: https://civilica.com/doc/1244412 [In Persian].

Griffin, H. F., & Dugan, M. T. (2003). Systematic risk and revenue volatility. *Journal of Financial Research*, 26(2), 179-189.

Groenewald, N., & Fraser, P. (2000). Forecasting beta: How well does the 'five-year rule of thumb'do? *Journal of Business Finance & Accounting*, 27(7-8), 953-982.

Haghighi, R. (2020). The Systematic Risk Behavior in the Life Cycle Stages of Companies and the Moderating Effect of Managerial Ability. *Iranian Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 4(2), 1-18.

Hamada, R. S. (1972). The effect of the firm's capital structure on the systematic risk of common stocks. *The journal of finance*, 27(2), 435-452.

Hill, N. C., & Stone, B. K. (1980). Accounting betas, systematic operating risk, and financial leverage: A risk-composition approach to the determinants of systematic risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 15(3), 595-637.

Hong, G., & Sarkar, S. (2007). Equity systematic risk (beta) and its determinants. *Contemporary Accounting Research*, 24(2), 423-466.

Iqbal, M. J., & Shah, S. Z. A. (2012). Determinants of systematic risk. *The Journal of Commerce*, 4(1), 47.

Iqbal, S., Iqbal, N., & Khan, N. (2015). Systematic risk determinants: A case of manufacturing sector of Pakistan (2009-2014). *Industrial Engineering Letters*, 5(7), 87-92.

Jaafar, M. N., Muhamat, A. A., Basri, M. F., & Alwi, S. F. S. (2020). Determinants of systematic risk: Empirical evidence from Shariah compliants firms listed on Bursa Malaysia. *International Business Education Journal*, *13*(1), 71-82

Jola, J. (2009). Investigating the relationship between financial leverage and systematic risk of companies listed on the Tehran Stock Exchange (1386-1380). Master's thesis in the field of financial management. *Faculty of Economic Sciences*. Available at: *https://ganj.irandoc.ac.ir/#/articles/88b887c08d40226eb4e08684802a30d0* [In Persian].

Jovanovic, B., & Rousseau, P. L. (2002). The Q-theory of mergers. *American Economic Review*, *92*(2), 198-204.

Karami, Gh., & Omrani, H. (2010). The effect of the company's life cycle on the degree of relevance of risk and performance measures. *Financial Accounting Research*, 2(3), 49-64. Available at: https://dorl.net/dor/20.1001.1.23223405.1389.2.3.4.0 [In Persian].

Kim, D. (1993). The extent of nonstationarity of beta. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 3(2), 241-254.

Kim, H., Kim, J., & Gu, Z. (2012). An examination of US hotel firms' risk features and their determinants of systematic risk. *International Journal of Tourism Research*, 14(1), 28-39.

Lee, C. H., & Hooy, C. W. (2012). Determinants of systematic financial risk exposures of airlines in North America, Europe and Asia. *Journal of Air Transport Management*, 24, 31-35.

Lee, J. S., & Jang, S. S. (2007). The systematic-risk determinants of the US airline industry. Tourism management, 28(2), 434-442.

Liu, H., Zhang, H., Gao, Y. C., & Chen, X. D. (2022). Firm age and beta: Evidence from China. *International Review of Economics & Finance*, 77, 244-261.

Mandelbrot, B., & Hudson, R. L. (2004). *A fractal view of risk, ruin and reward*.

Mandelker, G. N., & Rhee, S. G. (1984). The impact of the degrees of operating and financial leverage on systematic risk of common stock. *Journal of financial and quantitative analysis*, 19(1), 45-57.

Mensah, Y. M. (1992). Adjusted accounting beta, operating leverage and financial leverage as determinants of market beta: A synthesis and empirical evaluation. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2(2), 187-203.

Miller, M. H., & Modigliani, F. (1961). Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares. *The Journal of Business*, 34(4), 411–433.

Minoui, M. & Esmaili, M. (2016). Investigating the relationship between financial leverage and operational leverage with systematic risk in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *The 6th international accounting and management conference and the 3rd entrepreneurship and open innovation conference*, Tehran. Available at: https://civilica.com/doc/577877 [In Persian].

Myers, S. C., & Turnbull, S. M. (1977). Capital budgeting and the capital asset pricing model: Good news and bad news. *The Journal of Finance*, 32(2), 321-333.

Nguyen, T. D.-T. and D. H. Vo (2019). The Determinants of Systematic Risk in Vietnam. *Advances in Decision Sciences* 23(2): 1-21.

Park, S. Y., & Kim, S. H. (2016). Determinants of systematic risk in the US Restaurant industry: A technical perspective. *Tourism Economics*, 22(3), 621-628.

Ghalibaf Asl, H., Salmalian, S. & Pakbaz, M. (2019). A comparison of fundamental and historical beta in assessment of systematic risk Evidence from Tehran Security Exchange. *Financial knowledge of securities analysis*, 12(43). 181-192. Available at: https://sanad.iau.ir/Journal/jfksa/Article/803525 [In Persian].

Rahmani, F. (2019). Examining the relationship between systematic risk and financial leverage considering the role of asset liquidity. Master's thesis. Management Department, *Qazvin Institute of Higher Education*. Available at: *https://ganj.irandoc.ac.ir/#/articles/a560e47d74b45834e8887186a0c3f0d6* [In Persian].

Ramalingegowda, S., Wang, C. S., & Yu, Y. (2013). The role of financial reporting quality in mitigating the constraining effect of dividend policy on investment decisions. *The accounting review*, 88(3), 1007-1039.

Roh, Y. S. (2002). Size, growth rate and risk sharing as the determinants of propensity to franchise in chain restaurants. *International Journal of Hospitality Management*, 21(1), 43-56.

Rostami, W., Seyyedi, A. & Salmanian, L. (2014). Firm Life Cycle Stages and Performance Evaluation Criterions. Financial *Accounting Knowledge*, 1(1), 129-141. Available at: https://jfak.journals.ikiu.ac.ir/article_516.html?lang=en [In Persian].

Saeedi, A. & Rameshe, M. (2011). The Systematic Risk Determinants in Tehran Stock Exchange. *Financial Accounting Research*, 3(1 (7)), 125-142. Available at: https://far.ui.ac.ir/article_16907.html?lang=en [In Persian].

Saravia, J. A., García, C. S., & Almonacid, P. M. (2020). The determinants of systematic risk: A firm lifecycle perspective. *International Journal of Finance & Economics*, 26(1), 1037-1049.

Schlueter, T., & Sievers, S. (2014). Determinants of market beta: the impacts of firm-specific accounting figures and market conditions. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 42(3), 535-570.

Shin, Y. H. (2009). An examination of the systematic risk determinants of the casino industry. Oklahoma State University.

Shokri, A. & Taheri, A. (2021), the relationship between life cycle and risk-taking in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *The 7th International Conference on Financial Management, Business, Banking, Economics and Accounting.* Available at: https://civilica.com/doc/1230432 [In Persian].

Shahrazi, M. and shahrazi, M. (2025). An Application of Econophysics to Investigate the Relationship between Trading Volume and Stock Returns in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *22*(3), 84-114. doi: 10.22055/jqe.2023.42398.2529 (in Persian).

Sullivan, T. G. (1978). The cost of capital and the market power of firms. *The Review of Economics and Statistics*, 209-217.

Thanatawee, Y. (2011). Life-cycle theory and free cash flow hypothesis: Evidence from dividend policy in Thailand. *International Journal of Financial Research*, 2(2), 52.

Younas, K., & Sarmad, M. (2020). The Impact of Degree of Financial Leverage and Degree of Operating Leverage on the Systematic Risk of Common Stock. *Malaysian E Commerce Journal (MECJ)*, 4(1), 24-32.



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

خوشه‌بندی فازی سری‌های زمانی مالی بر اساس سرریزهای نوسانات جهت‌دار: شواهدی از سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران

الهام فرزانگان*

** استادیار اقتصاد، گروه علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا- مجتمع آموزش عالی نهاوند (ویژه دختران)، همدان، ایران (نویسنده‌ی مسئول).*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: *۶ دی ۱۴۰۲*
تاریخ بازنگری: *۱۸ اردیبهشت ۱۴۰۳*
تاریخ پذیرش: *۱۶ خرداد ۱۴۰۳*

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل: e.farzanegan@basu.ac.ir
0000-0002-3725-3189

آدرس پستی:
همدان، چهارباغ شهید مصطفی احمدی روشن، دانشگاه بوعلی سینا- مجتمع آموزش عالی نهاوند (ویژه دختران)، کد پستی: ۳۸۶۹۵-۶۵۱۷۸

طبقه‌بندی JEL: *G12 ،C61 ،C34*

واژگان کلیدی:
تقسیم‌بندی فازی اطراف مدویدها، سرریزهای نوسانات جهت‌دار، معیار عدم مشابهت وزنی، فاصلهٔ نمایی، بورس تهران

اطلاعات تکمیلی:

قدردانی: از داوران محترم بابت پیشنهادهای ارزشمند که موجب بهبود کیفیت این تحقیق‌شده است، قدردانی می‌نماییم.
تضاد منافع: نویسنده مقاله اعلام می‌کند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده هیچ‌گونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

فصلنامه علمی پژوهش اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)

چکیده

در این مقاله یک چارچوب برای خوشه‌بندی فازی سری‌های زمانی مالی معرفی می‌شود که بر مبنای سرریزهای نوسانات جهت‌دار قرار دارد. کشف خوشه‌ها در سرریزهای نوسانات بین سری‌های زمانی مالی بینش عمیقی در رابطه با ساختار بازار فراهم می‌کند که می‌تواند علاوه بر مدیران پرتفوی، برای سیاست‌گذاران نیز مفید باشد. بدین منظور، سرریزهای نوسانات جهت‌دار – "از سوی" و "به‌سوی" سایر سهم‌ها- بر اساس متدولوژی تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته (GFEVD) اندازه گرفته می‌شوند. بعلاوه، برای اندازه‌گیری عدم مشابهت‌ها از فاصلهٔ اقلیدسی وزن‌دار تعمیم‌یافته نسبت به سرریزهای جهت‌دار، استفاده می‌شود. سپس، با اتخاذ یک چارچوب فازی مبتنی بر الگوریتم تقسیم‌بندی اطراف مدویدها، تحت عنوان مدل خوشه‌بندی C-مدویدهای فازی مبتنی بر سرریز نوسانات (VS-FCMdd)، وزن‌های بهینه تعیین و سهم‌ها نیز برحسب درجهٔ عضویت گروه‌بندی می‌شوند. بعلاوه، به‌منظور خنثی کردن تأثیر سهم‌های پرت در فرآیند خوشه‌بندی، مدل C-مدویدهای فازی نمایی مبتنی بر سرریز نوسانات (VS-E-FCMdd)، نیز در نظر گرفته می‌شود که به دلیل در نظر گرفتن تبدیل نمایی از معیار عدم مشابهت وزنی، یک مدل استوار محسوب می‌شود. در پژوهش حاضر این دو رویکرد خوشه‌بندی نخستین بار برای بررسی اثرات سرریز در نمونه‌ای منتخب از ۳۰ سهام شرکت از ۲۸ صنعت فعال در بورس تهران، طی بازهٔ زمانی ۱۳۸۷ لغایت ۱۴۰۲ در نظر گرفته می‌شود. بر اساس شاخص ژی-بنی تعداد بهینهٔ دو خوشه در سرریزهای نوسانات تعیین می‌شود. مقایسهٔ نتایج نشان می‌دهد که مدل VS-E-FCMdd افرازهای فازی‌تری را تولید و در خوشه‌بندی سرریزهای نوسانات سهام در بورس تهران کارآتر عمل می‌کند. یافته‌های تجربی حاصل از مدل VS-E-FCMdd نشان می‌دهد که بُعد سرریز "از سوی" برای خوشه‌بندی سهم‌ها از اهمیت بیشتری برخوردار است. به‌ویژه اینکه خوشهٔ ۱ حاوی سهم‌هایی است که سرریز بیشتری را "از سوی" سایرین دریافت ولی سرریز کمتری را "به‌سوی" آن‌ها می‌فرستد.

ارجاع به مقاله:
فرزانگان، الهام. (۱۴۰۵). خوشه‌بندی فازی سری‌های زمانی مالی بر اساس سرریزهای نوسانات جهت‌دار: شواهدی از سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران. *فصلنامه اقتصاد مقداري (بررسي‌هاي اقتصادي سابق)*، ۲۳(۱)، ۱۳۲-۹۹.

10.22055/jqe.2024.45633.2597

© 2026 Nahavand Higher Education Complex, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

خوشه‌بندی یک تکنیک یادگیری غیر نظارتی است که برای پیدا کردن مشابهت‌ها یا تفاوت‌ها بین واحدهای آماری در یک مجموعهٔ داده، مورداستفاده قرار می‌گیرد. آنچه در خوشه‌بندی مهم می‌باشد این است که چطور می‌توان عدم مشابهت‌ها را اندازه‌گیری نمود.

از دیدگاه روش‌شناسی سری‌های زمانی، عدم مشابهت‌ها را می‌توان با استفاده از معیارهای فاصله اندازه‌گیری نمود؛ فاصلهٔ اقلیدسی متعارف که فقط بر مبنای نزدیک بودن مقادیر مشاهدات قرار دارد، نمی‌تواند معیار مناسبی برای سنجش عدم مشابهت بین سری‌های زمانی باشد؛ زیرا هیچ‌گونه فرضی راجع به فرآیند تولید داده‌ها در نظر نمی‌گیرد.

در ادبیات، ارائهٔ یک تعریف مناسب از عدم مشابهت هنگامی‌که سری‌های زمانی مالی واقعی موردتوجه باشد، پیچیده‌تر هم می‌شود. درواقع، برای دست یافتن به یک خوشه‌بندی معتبر و قابل‌قبول، حقایق تجربی شناخته‌شده در سری‌های زمانی مالی نیز می‌باید در تعریف عدم مشابهت‌ها قرار داده شود. برخی ویژگی‌های سری‌های زمانی مالی که در ادبیات برای خوشه‌بندی مورد استفاده قرار گرفته‌اند عبارتند از نوسانات بازده، حافظهٔ بلندمدت، خودهمبستگی، واریانس ناهمسانی، گشتاورهای مراتب بالا، عدم تقارن و دنباله‌های پهن چگالی‌های تجربی، (Jondeau & Rockinger, 2012; Soltyk & Chan, 2023).

باوجوداین، مرور ادبیات نشان می‌دهد که هنوز هم حقایق تجربی مهم و قابل‌توجهی در سری‌های زمانی مالی مشاهده می‌شود که تاکنون برای خوشه‌بندی موردتوجه قرار نگرفته است. یکی از این موارد، وجود اثرات سرریز در مقادیر مشاهده‌شدهٔ نوسانات است. کشف خوشه در سرریزهای نوسانات بین دارایی‌ها یا بین پرتفوی دارایی‌ها، و یا بین بازارهای دارایی مختلف، بینش عمیقی از ساختار بازارهای مالی فراهم می‌کند که می‌تواند برای مدیران پرتفوی و سیاست‌گذاران در شرایط وقوع بحران‌های مالی و نا اطمینانی گسترده در سطح اقتصاد، مفید واقع شود؛ بالأخص زمانی که سرریزهای نوسانات جهت‌دار در نظر گرفته می‌شود (Diebold & Yilmaz, 2009, 2012). داشتن اطلاعات راجع به انتقال شوک‌ها درون یک بازار از ارزش سیاسی بالایی برخوردار است زیرا مداخلات سیاسی به‌موقع می‌تواند گسترش احتمالی شوک‌ها فراتر از حدود قابل‌قبول را کنترل کند. علاوه بر این، مدیریت شوک درون یک سیستم نسبتاً ساده‌تر است زیرا می‌توان با بهره‌گیری از ویژگی‌های پویای سیستمی شوک‌ها و با نظارت بر نحوهٔ حرکات آن‌ها، قدرت پیش‌بینی بهتری برای یک دارایی حاصل نمود.

نوآوری این پژوهش از دیدگاه روش‌شناسی، در استفاده از رویکردی برای خوشه‌بندی فازی سری‌های زمانی است که بر مبنای سرریزهای نوسانات جهت‌دار قرار دارد. بدین منظور به پیروی از ادبیات موجود و بالأخص سرکتی و همکاران (۲۰۲۳)، دو شاخص سرریز نوسانات جهت‌دار – "از سوی" و "به‌سوی" سایرین – از طریق تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته (GFEVD)، اندازه گرفته می‌شود (Cerqueti et al., 2023; Diebold & Yilmaz, 2012). بعلاوه، رویکرد تقسیم‌بندی اطراف مدویدها[1] (PAM) در یک چارچوب خوشه‌بندی فازی – تحت عنوان الگوریتم C-مدویدهای فازی مبتنی بر سرریز نوسانات[2] (VS-FCMdd) - اتخاذ می‌گردد؛ که با استفاده از آن می‌توان به گروه‌بندی سهم‌هایی که دارای درجهٔ مشابهی از سرریز نوسانات هستند، پرداخت. ازآنجایی‌که در این پژوهش دو بُعد سرریز– یعنی سهم‌های "دهنده" و "گیرنده" – موردتوجه قرار دارد، در تعریف معیار فاصله از یک سیستم وزن‌دهی خودکار استفاده می‌شود؛ به این صورت که اجازه داده می‌شود داده‌ها تصمیم بگیرند که کدام‌یک از دو بُعد سرریز برای خوشه‌بندی مجموعهٔ داده‌ها، مناسب‌تر است. بعلاوه، برای کاهش تأثیر منفی مشاهدات پرت در روش خوشه‌بندی، یک رویکرد استوار بر مبنای تبدیل نمایی[3] از مجذور فاصلهٔ اقلیدسی وزن‌دار (VS-E-FCMdd) نیز پیشنهاد می‌شود (D'Urso et al., 2016).

نوآوری پژوهش حاضر در مقایسه با مطالعات داخلی، بکار گرفتن رویکرد C-مدویدهای فازی است که برای نخستین بار از سرریزهای نوسانات جهت‌دار برای خوشه‌بندی سهام شرکت‌های فعال در صنایع مختلف بورس تهران استفاده می‌کند.

۲- مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

آن چیزی که در خوشه‌بندی از اهمیت زیادی برخوردار است چگونگی اندازه‌گیری عدم مشابهت‌های بین واحدها است. ازنقطه‌نظر روش‌شناسی، روش‌های اندازه‌گیری عدم شباهت بین سری‌های زمانی را می‌توان در قالب سه رویکرد طبقه‌بندی نمود؛ روش‌های خوشه‌بندی مبتنی بر داده‌های خام سری‌های زمانی واقعی، روش‌های مبتنی بر مشخصه‌های سری‌های زمانی و روش‌های مبتنی بر تخمین‌های پارامترهای یک مدل آماری (Caiado et al., 2015). رویکردهای خوشه‌بندی مبتنی بر داده‌های خام، به‌طورمعمول همهٔ مشاهدات یا برخی موقعیت‌های سری‌های زمانی یا تبدیل‌های مناسبی از آن‌ها، مثل

[1] Partitioning Around Medoids
[2] Volatility Spillover-based Fuzzy C-Medoids
[3] Exponential Transformation

سرعت و شتاب را در نظر می‌گیرند. این رویکردها هیچ‌گونه فرضی راجع به فرآیند تولید داده‌ها لحاظ نمی‌کنند (Coppi et al., 2010; D'Urso et al., 2021). خوشه‌بندی برمبنای مشاهدات صِرف، به خاطر وجود نویز، گزینهٔ مطلوبی نمی‌باشد. به همین خاطر، رویکردهای خوشه‌بندی مبتنی بر مشخصه، با مبنا قرار دادن مشخصه‌های مناسبی از سری‌های زمانی به دنبال حل مشکل خوشه‌بندی داده‌های سری زمانی خام نویزی موردتوجه قرار گرفتند. آن دسته از مشخصه‌های سری‌های زمانی که به‌طورمعمول برای تعیین معیار عدم مشابهت در نظر گرفته می‌شوند عبارت‌اند از در بُعد زمان: ضرایب همبستگی (Mantegna, 1999)، همبستگی متقابل (Alonso et al., 2021)، ساختار خودهمبستگی (D'Urso & Maharaj, 2009) و ساختار خودکواریانس کوانتیل[4] (Lafuente-Rego et al., 2020)؛ در بُعد فرکانس: مشخصه‌های پریودوگرام (Caiado et al., 2006)، ضرایب کِپسترال[5] (Savvides et al., 2008) یا چگالی طیفی- متقابل کوانتیل (López-Oriona et al., 2022)؛ در بُعد موجک: تجزیهٔ موجک (D'Urso et al., 2023). رویکردهای خوشه‌بندی مبتنی بر مدل، بر مبنای مشخصه‌هایی از مدل‌های برازش شده برای سری‌های زمانی قرار می‌گیرند. براین اساس عدم مشابهت‌ها با استفاده از پارامترهای تخمین زده‌شده یا با استفاده از پسماندهای مدل‌های برازش شده، تعیین می‌شود. در این مورد روش‌های خوشه‌بندی عبارت‌اند از: مدل‌های ARMA (Piccolo, 1990)، مدل‌های GARCH (Otranto, 2008)، ضرایب اسپلاین[6] (D'Urso et al., 2021)، یا پارامترهای توزیع‌ها (D'Urso, Maharaj, & Alonso, 2017).

در ادبیاتِ خوشه‌بندی، محورهای پژوهش بر چگونگی استفاده از روش‌های خوشه‌بندی تحت حقایق تجربی مختلف مشاهده‌شده از سری‌های زمانی، قرار دارد. بدین منظور، رویکردهای خوشه‌بندی مختلفی معرفی‌شده است که می‌توانند این حقایق تجربی را در خود جای دهند. در رابطه با رویکردهای مبتنی بر مشخصهٔ آماری سری‌های زمانی مالی، می‌توان به رویکردهایی که از آماره‌های مبتنی بر واریانس (Bastos & Caiado, 2014)، ضرایب کِپسترال (D'Urso et al., 2020)، مؤلفه‌های هِرست (Cerqueti & Mattera, 2023)، یا ترکیب‌هایی از مشخصه‌های مختلف داده‌های ایستا (Bastos & Caiado, 2021) استفاده می‌کنند، اشاره نمود. از سوی دیگر، در رابطه با رویکردهای مبتنی بر مدل‌سازی سری‌های زمانی مالی، مدل‌های خوشه‌بندی وجود دارد که بر پایهٔ

[4] Quantile Autocovariance Structure
[5] Cepstral Coefficients
[6] Splines Coefficients

فرآیند ARMA (D'Urso et al., 2016; GARCH ،(D’Urso et al., 2013) فرآیند (D’Urso et al., 2013)، مدل خطای حاصل‌ضربی[۷] MEM (Otranto & Gargano, 2015) یا مدل‌های امتیاز-محور قرار داده‌شده‌اند به‌گونه‌ای که می‌توانند گشتاورهای مرتبهٔ بالاتر را نیز در خود جای دهند (Cerqueti et al., 2022).

باوجود گستردگی و تنوع مشخصه‌های در نظر گرفته‌شده، هنوز هم حقایق تجربی مهم و قابل‌ملاحظه‌ای مشاهده‌شده است که تاکنون برای خوشه‌بندی موردتوجه قرار نگرفته‌اند. یکی از این موارد، وجود اثرات سرریز در مقادیر مشاهده‌شدهٔ نوسانات است (Cerqueti et al., 2023). سرریزهای نوسانات می‌توانند بین سهام شرکت‌ها در یک بازار (Diebold & Yılmaz, 2014; Gillaizeau et al., 2019) یا بین صنایع فعال در یک بازار (Chen et al., 2022; Choi, 2022) به وجود آیند، اما می‌توانند به علت روابط میان سهم‌ها در سطح بین‌المللی نیز وجود داشته باشند (Buncic & Gisler, 2016). به‌علاوه، سرریزهای نوسانات می‌توانند حتی با لحاظ شوک‌های برون‌زا مثل قیمت نفت (Chang et al., 2013) یا دیگر نا اطمینانی‌ها (Cheuathonghua et al., 2019) هنوز هم وجود داشته باشند. سرکتی و همکاران (۲۰۲۳) بر کشف خوشه‌ها در سرریزهای نوسانات جهت‌دار (Diebold & Yilmaz, 2009, 2012) تأکید کرده‌اند؛ آن‌ها معتقدند که تجزیه‌وتحلیل سرریزهای نوساناتِ جهت‌دار امکان شناسایی دارایی‌های به‌اصطلاح "دهنده" و "گیرنده"[۸] را فراهم می‌کند. دارایی‌هایی دهنده محسوب می‌شوند که بیشتر از آنکه سرریز دریافت کنند، آن را برای سایر دارایی‌ها تولید می‌کنند؛ برعکس، دارایی‌های گیرنده سرریز را بیشتر جمع می‌کنند تا اینکه آن را برای سایرین تولید کنند. براین اساس، این محققین بین منابع سرریز "از سوی" و سرریز "به‌سوی"[۹]، تمییز در نظر گرفته‌اند. وجود خوشه‌ها در سرریزهای نوسانات از نظر مفهومی دلالت بر وجود گروه‌هایی از سهم‌ها دارد که وقوع یک شوک در آن‌ها هردوی نوسانات غیرسیستماتیک و نوسانات مربوط به سایر دارایی‌ها را افزایش می‌دهد؛ درحالی‌که گروه‌هایی دیگر از سهم‌ها وجود دارد که بیشتر در معرض شوک‌های ناشی از سایر دارایی‌ها قرار دارند. به‌عبارت‌دیگر، وجود خوشه‌ها دلالت دارد بر اینکه میزان انتقال نوسانات میان گروه‌های سهم‌ها مختلف است.

نکته‌ای که در ادبیات خوشه‌بندی وجود دارد این است که شناسایی یک مرز مشخص و قطعی بین خوشه‌ها در بازار سهام واقعی، همیشه امکان‌پذیر نیست؛ در

---

[7] Multiplicative Error Model

[8] Givers and Receivers

[9] "From" and "To" Sources of Spillovers

مقابل، خوشه‌بندی در یک چارچوب فازی، این امکان را فراهم می‌کند که هر سهم بتواند هم‌زمان متعلق به چند خوشه باشد با درجهٔ عضویتی که نشان‌دهنده نا اطمینانی راجع به تخصیص آن سهم به هر خوشه است. براین اساس، می‌توان بر نا اطمینانی ذاتی قرارگرفته در خوشه‌بندی سری‌های زمانی مالی غلبه نمود (Cerqueti et al., 2023).

برخلاف اهمیت موضوع، شواهد تجربی در این زمینه برای بازارهای نوظهور ازجمله بورس تهران با داشتن چشم‌انداز توسعهٔ آتی، وجود ندارد. ازاین‌رو، پژوهش حاضر به دنبال پوشش این شکاف است و به پیروی از رویکرد پیشنهادی (Cerqueti et al., 2023)، یک مدل خوشه‌بندی فازی برای کشف گروه‌هایی از سهم‌ها که درجهٔ مشابه سرریز دارند، استفاده می‌شود. برای این منظور، از الگوریتم PAM در چارچوب فازی استفاده می‌شود؛ مزیت رویکرد PAM در این است که از نقاط داده به‌عنوان مدویدها استفاده می‌کند (Van der Laan et al., 2003).

مسئلهٔ دیگری که ممکن است در فرآیند خوشه‌بندی با آن مواجه شویم زمانی است که داده‌های دنیای واقعی از بازارهایی جمع‌آوری شده باشند که متشکل از تعدادی اندک از سهم‌هایی باشند که از مقادیر بسیار زیاد یا مقادیر بسیار کم سرریز در مقایسه با دیگر سهم‌ها برخوردار هستند. این نوع الگوهای خلاف قاعده در سری‌های زمانی را برای مثال می‌توان در بازاری نسبتاً کوچک که تحت سلطهٔ کامل چند شرکت بزرگ قرار دارد، مشاهده نمود؛ هر چند که این‌چنین الگوهایی می‌تواند در بازارهای بزرگ پیشرفته‌تر نیز وجود داشته باشد. در ادبیات، برای خنثی ساختن اثر منفی داده‌های پرت، روش‌های خوشه‌بندی فازی استوار پیشنهادشده است: در رویکرد نویزی، سری‌های زمانی پرت به خوشه‌های نویزی اختصاص داده می‌شوند (D’Urso et al., 2013)؛ در رویکرد متریک، معیارهای فاصله که از ویژگی‌های استوار بودن برخوردار هستند تعریف می‌شود (D'Urso et al., 2015). در رویکرد پیراسته[10]، روش خوشه‌بندی بَعد از حذف بخش معینی از داده‌های پرت، پیاده‌سازی می‌شود (D'Urso, Massari, et al., 2017). در رویکرد اعمال وزن‌دهی، یک سیستم وزن‌دهی در فرآیند خوشه‌بندی وارد می‌شود تا به سری‌های زمانی پرت به‌طور عینی وزن پایین داده شود (D'Urso, 2005). براین اساس، در پژوهش حاضر به پیروی از (Cerqueti et al., 2023) روش خوشه‌بندی فازی بر پایهٔ رویکرد وزن‌دهی بکار برده می‌شود؛ برای خنثی نمودن اثر داده‌های پرت، یک متریک استوار[11] مبتنی بر تبدیل نمایی از مجذور فاصلهٔ اقلیدسی وزن‌دار (D'Urso et al., 2016) اتخاذ می‌شود.

[10] Trimmed Approach
[11] Robust Metric

بی و همکاران (۲۰۲۱) یک معیار فاصلهٔ وزنی متشکل از فاصلهٔ اقلیدسی، فاصلهٔ ساختار زمانی پویا[۱۲] (DTW) و فاصلهٔ DTW مبتنی بر تفاضل دنبالهٔ داده‌ها را معرفی و از آن در تابع هدف الگوریتم خوشه‌بندی C-مدویدهای فازی و الگوریتم خوشه‌بندی ترکیبی C-میانگین فازی[۱۳] استفاده نمودند (Bei et al., 2021). این محققین تعداد خوشه‌های بهینه را با استفاده از الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات به دست آورده‌اند. دی ارسو و همکاران (۲۰۱۶) مدل‌های خوشه‌بندی فازی استوار مختلفی را پیشنهاد نمودند که در تابع هدف آن‌ها، یک معیار فاصلهٔ اقلیدسی وزن‌دار با استفاده از پارامترهای تخمین زده‌شدهٔ مدل GARCH و یک سیستم وزن‌دهی مناسب، بکار برده می‌شود. این معیار فاصله برمبنای مقایسهٔ فاصلهٔ بین نوسان‌پذیری غیرشرطی سری‌های زمانی و فاصلهٔ بین نوسان‌پذیری زمان متغیر سری‌های زمانی، قرار دارد (D'Urso et al., 2016). ژو و همکاران (۲۰۱۶) یک الگوریتم "خوشه‌بندی c-مدویدهای شواهد[۱۴] (ECMdd)" معرفی کردند که برمبنای مدویدهای وزن‌دار چندگانه قرار دارد از این نظر که برای نمایش کامل هر خوشه جنبه‌های مختلفی از ساختار گروه‌ها می‌باید درنظر گرفته شود (Zhu, 2016).

در داخل کشور، احسانی و آل‌محمد (۲۰۲۱) با استفاده از رویکرد خوشه‌بندی فازی اطراف مدوید مبتنی بر معیار فاصلهٔ اقلیدسی بهبودیافته بر اساس مدل اریما، به خوشه‌بندی ۲۱ صنعت در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. سری‌های زمانی بر اساس شاخص سیلهوت سخت و سیلهوت فازی به ۴ گروه خوشه‌بندی‌شده‌اند (Ehsani & Alemohammad, 2021). رعیتی شوازی و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از رویکرد خوشه‌بندی K-میانگین مبتنی بر سرایت مالی پرتفوهای همپوشان، به خوشه‌بندی صنایع مختلف در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند (Rayati Shavazi et al., 2021). اصغری و احمدی (۲۰۱۸) با استفاده از الگوریتم کی-مینز به خوشه‌بندی مشتریان دریافت‌کننده تسهیلات صندوق کارآفرینی امید پرداختند (Asghari & Ahmadi, 2018).

سینایی و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از رویکرد خوشه‌بندی k-میانگین مبتنی بر معیار فاصلهٔ مجذور اقلیدسی به رتبه‌بندی صندوق‌های سرمایه‌گذاری پرداختند. آن‌ها برای شناسایی متغیرهایی که بیشترین تأثیر را در خوشه‌بندی دارند از رویکرد ANOVA استفاده نمودند (Sinaei et al., 2014). فرید و پورحمیدی (۲۰۱۲) به طبقه‌بندی ۳۳۸

---

[12] Dynamic Time Structuring

[13] Fuzzy C-means Hybrid Clustering

[14] Evidential c-Medoids Clustering

سهام شرکت‌های منتخب در قالب ۳ خوشهٔ معین با استفاده از تحلیل خوشه‌بندی فازی C-میانگین (FCM) پرداختند (Farid & Pourhamidi, 2012). برخی پژوهشگران نیز از روش خوشه‌بندی برای تشکیل پرتفوی استفاده کرده‌اند (Rahmani Asl et al., 2021; Sinaei et al., 2016).

در داخل کشور، رویکردهایی نیز برای بهبود الگوریتم خوشه‌بندی فازی معرفی‌شده که عملکرد آن‌ها عمدتاً برای داده‌های مصنوعی ارزیابی شده است. فرنام و دره‌میرکی (۲۰۲۳) به معرفی یک الگوریتم FCM بهبودیافته مبتنی‌بر یک معیار فاصلهٔ پارامتری جدید برای داده‌های فازی پارامتری پرداختند (Farnam & Darehmiraki, 2023). رفیعی و مرادی (۲۰۱۶) به معرفی یک الگوریتم C-میانگین فازی بهبودیافته با وزن‌دهی اتوماتیک و وزن‌دهی محلی ویژگی‌ها پرداختند. بعلاوه، این محققین از معیار شباهت غیراقلیدسی که اثر نویز در داده‌ها را کاهش می‌دهد استفاده کرده‌اند (Rafiei & Moradi, 2016).

نوآوری پژوهش حاضر در مقایسه با مطالعات داخلی، بکار گرفتن الگوریتم C-مدوید فازی است که برای نخستین بار از سرریزهای نوسانات جهت‌دار بین سهام شرکت‌ها برای خوشه‌بندی سری‌های زمانی استفاده می‌کند. همچنین برخلاف مطالعهٔ رفیعی و مرادی (۲۰۱۶) که تابع هدف را به‌صورت موزون در نظر گرفته‌اند (Rafiei & Moradi, 2016)، در پژوهش حاضر به خودِ فاصلهٔ اقلیدسی، وزن داده شده است. بعلاوه، برخلاف فرنام و دره‌میرکی (۱۴۰۱) که با معرفی یک متر جدید به دنبال کاهش اثر منفی داده‌های پرت بوده‌اند در پژوهش حاضر از تبدیل نماییِ فاصلهٔ اقلیدسیِ وزن‌دار استفاده‌شده است (Farnam & Darehmiraki, 2023). در پایان، برخلاف همهٔ مطالعات فوق، در پژوهش حاضر برای تعیین تعداد بهینهٔ خوشه‌ها و ارزیابی مدل‌ها، از شاخص ژی-بنی (۱۹۹۱) استفاده‌شده است (Xie & Beni, 1991).

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- اندازه‌گیری سرریزهای نوسانات جهت‌دار و عدم مشابهت

۳-۱-۱- اندازه‌گیری سرریزها

دیبولد و ییلماز (۲۰۰۹) پیشنهاد کردند که در یک فرآیند خودرگرسیو برداری (VAR)، شاخص‌های سرریز را می‌توان بر حسب تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته (GFEVD) محاسبه کرد (Pesaran & Shin, 1998) برای یک فرآیند N-متغیرهٔ VAR(P) کواریانس مانا ($i = 1, \dots, N$) به‌صورت زیر:

$$x_t = \sum_{p=1}^{P} \Phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t , \quad t = 1, \dots, T \qquad (۱)$$

که Φ_p ماتریس پارامترها از بُعد $N \times N$ در وقفهٔ pام است و $\varepsilon_t \sim (0, \sum)$ بردار جملات خطا با توزیع i.i.d می‌باشد. از آنجاییکه برای اندازه‌گیری سرریزهای نوسانات، سری زمانی x_t می‌بایست شامل یک پراکسی از ریسک سهام نیز شود، به پیروی از پارکینسون (۱۹۸۰)، واریانس iامین سهام به‌صورت زیر محاسبه می‌شود (Parkinson, 1980):

$$\sigma_{it}^2 = \frac{1}{4\, ln\, 2}\left[ln\left(\frac{P_{it}^{max}}{P_{it}^{min}}\right)\right]^2 \qquad (۲)$$

که P_{it}^{max} و P_{it}^{min} قیمت‌های ماکزیمم و مینیمم در روز معاملاتی t هستند. فرآیند VAR(1) کواریانس مانا را می‌توان برحسب فرآیند میانگین متحرک برداری (VMA) نیز نوشت:

$$x_t = \sum_{p=0}^{\infty} A_p \varepsilon_{t-p} \qquad (۳)$$

که ماتریس ضرایب A_p از بُعد $N \times N$ بوده و از رابطهٔ‌بازگشتی $A_p = \sum_{s=1}^{p} A_{p-s}\Phi_s$ پیروی می‌کند؛ ضرایب میانگین‌متحرک مهم‌ترین مؤلفه برای محاسبهٔ شاخص‌های سرریز هستند.

برای محاسبهٔ شاخص‌های سرریز، دیبولد و یلماز (۲۰۱۲) رویکرد تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافتهٔ H-گام به جلو[15] (GFEVD) را پیشنهاد کردند (Pesaran & Shin, 1998) که نشان‌دهندهٔ کسری از واریانس خطای H-گام به جلو $(h = 1, \dots, H)$ در پیش‌بینی سهام iام است که به علت بروز شوک به سهام jام می‌باشد $(i \neq j)$. پس، GFEVD مربوط به iامین سهام– به علت بروز شوک به سهام jام– را می‌توان به‌صورت زیر محاسبه نمود:

$$\theta_{ij}^{g}(H) = \frac{\sigma_{jj}^{-1}\sum_{h=0}^{H-1}\left(e_i' A_h \sum e_j\right)^2}{\sum_{h=0}^{H-1}\left(e_i' A_h \sum A_h' e_i\right)} \qquad (۴)$$

که θ_{ij}^{g}، تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافتهٔ H-گام به جلو است؛ $\sum$، ماتریس واریانس بردار خطای ε_t است، σ_{jj}، انحراف معیار جملهٔ خطای معادلهٔ jام – ناشی از سهام jام – در فرآیند VAR است؛ e_i برداری انتخابی است که برای iامین درایه مقدار یک می‌گیرد و مقدار صفر را برای مابقی درایه‌ها اختیار می‌کند. در این رویکرد نتایج تجزیه‌های واریانس خطای پیش‌بینی، دیگر متأثر از رتبه‌بندی متغیرها در سیستم نخواهد بود (Pesaran & Shin, 1998). به‌منظور بهره‌برداری از اطلاعات موجود در ماتریس تجزیهٔ واریانس برای محاسبهٔ شاخص سرریز نوسانات، هر درایهٔ $\theta_{ij}^{g}(H)$ از ماتریس تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی در طول هر سطر از این ماتریس، نرمال می‌شود:

[15] H-step ahead Generalized Forecast Error Variance Decomposition

$$\tilde{\theta}_{ij}^{g}(H)=\frac{\theta_{ij}^{g}(H)}{\sum_{j=1}^{N}\theta_{ij}^{g}(H)} \quad (۵)$$

دراینصورت خواهیم داشت $\sum_{j=1}^{N}\tilde{\theta}_{ij}^{g}(H)=1$ و $\sum_{i,j=1}^{N}\tilde{\theta}_{ij}^{g}(H)=N$. از روابط فوق می‌توان شاخص سرریز نوسانات کل را بر اساس سهم سرریزهای نوسانات از سوی همه سهم‌ها (رابطهٔ (۵)) به کل واریانس خطای پیش‌بینی، تعریف نمود:

$$S^{g}(H)=\frac{\sum_{\substack{i,j=1\\ i\neq j}}^{N}\tilde{\theta}_{ij}^{g}(H)}{N}\times 100 \quad (۶)$$

اندازه‌گیری مقدار کل سرریزها درون یک بازار مالی (یا بین بازارهای مالی) نمی‌تواند برای اهداف خوشه‌بندی مفید واقع شود. از آنجاییکه، هر سهم خاص در یک بازار هم می‌تواند دهندهٔ سرریز به‌سوی سایر سهم‌ها باشد و هم دریافت‌کنندهٔ سرریز از سوی آن‌ها؛ در رویکردهای خوشه‌بندی، علاوه بر اندازهٔ سرریزها، اینکه سرریزها در چه جهتی سرایت می‌کنند نیز موردتوجه قرار دارد. شاخص‌های سرریز جهت‌دار این امکان را فراهم می‌کنند تا میزان سرریز نوسانات دریافت شده (داده‌شده) توسط سهام iام از سوی (به‌سوی) سایر سهم‌ها در سیستم به‌صورت زیر اندازه‌گیری شود:

$$S_{i\rightarrow}^{g}(H)=\frac{\sum_{\substack{j=1\\ j\neq i}}^{N}\tilde{\theta}_{ij}^{g}(H)}{N}\times 100 \quad (۷)$$

برای اندازه‌گیری سرریزهای نوسانات که سهام iام از سوی سایرین دریافت می‌کند، و:

$$S_{\rightarrow i}^{g}(H)=\frac{\sum_{\substack{j=1\\ j\neq i}}^{N}\tilde{\theta}_{ji}^{g}(H)}{N}\times 100 \quad (۸)$$

برای اندازه‌گیری سرریزهای جهت‌دار تولیدشده توسط سهام iام به‌سوی سایر سهم‌ها. براین اساس، رابطهٔ (۷) سرریز "از سوی" و رابطهٔ (۸) سرریز "به‌سوی"، تعریف می‌شوند.

۲-۱-۳- معیار عدم مشابهت بر اساس سرریزهای وزنی

در این پژوهش، عدم مشابهت بین سهم‌ها با توجه به توانایی آن‌ها در تولید و دریافت سرریزهای ریسک، محاسبه می‌شود. بنابراین، یک رویکرد بدیهی برای اندازه‌گیری عدم مشابهت بین دو سهم i و j، می‌تواند بر اساس فاصله‌های زیر باشد:

$$_{From}d_{ii'}^{2}= \quad (۹)$$

$$\left[S_{i\rightarrow}^{g}(H)-S_{i'\rightarrow}^{g}(H)\right]^{2}=\frac{\left[\sum_{\substack{j=1\\ j\neq i}}^{N}\tilde{\theta}_{ij}^{g}(H)-\sum_{\substack{j=1\\ j\neq i'}}^{N}\tilde{\theta}_{i'j}^{g}(H)\right]^{2}}{N^{2}}$$

این فاصله برحسب سرریز "از سوی" در رابطهٔ (۷) محاسبه می‌شود و:

$$_{to}d_{ii'}^{2} = \left[S_{\rightarrow i}^{g}(H) - S_{\rightarrow i'}^{g}(H)\right]^{2} = \frac{\left[\sum_{\substack{j=1 \\ j\neq i}}^{N}\tilde{\theta}_{ji}^{g}(H) - \sum_{\substack{j=1 \\ j\neq i'}}^{N}\tilde{\theta}_{ji'}^{g}(H)\right]^{2}}{N^{2}} \quad (۱۰)$$

این فاصله برحسب سرریز "به‌سوی" در رابطهٔ (۸(محاسبه می‌شود. درواقع، در پژوهش حاضر از این واقعیت استفاده می‌شود که سهم‌ها در یک بازار مفروض را می‌توان برحسب هر دوی اندازه و جهت سرریزها (روابط (۷(و (۸()، متمایز نمود. علت این است که سهم‌هایی کوچک در بازار می‌تواند وجود داشته باشد که مقدار بسیاری سرریز از سوی سایرین دریافت می‌کنند درحالی‌که مقدار اندکی سرریز به‌سوی آن‌ها می‌دهند؛ به همین صورت، تعداد زیادی سهام در بازار می‌تواند وجود داشته باشد که مقدار زیادی سرریز تولید می‌کنند درحالی‌که مقدار اندکی سرریز از سایرین دریافت می‌کنند. به‌هرحال در بازارهای واقعی، تمییز بین دهنده و گیرنده آسان نیست زیرا همهٔ سهم‌ها هم‌زمان تولیدکننده و دریافت‌کننده ولی با شدت‌های مختلف، هستند.

ازاین‌رو، برای محاسبهٔ یک معیار عدم مشابهت مناسب می‌باید هر دو معیار فاصلهٔ (۹(و (۱۰(همزمان باهم درنظرگرفته شوند. اما ازآنجایی‌که بسته به بازار خاص موردمطالعه، یکی از این دو بُعد سرریز می‌تواند از اهمیت بیشتری برای خوشه‌بندی برخوردار باشد اعمال مجموعه‌ای متفاوت از وزن‌ها بین سرریزهای "از سوی" و "به‌سوی"، موردنیاز می‌باشد. براین اساس، یک فاصلهٔ اقلیدسی مربعی وزن‌دار مشتمل‌بر یک سیستم وزن‌دهی مناسب برای هر دو مؤلفهٔ سرریز، در نظر گرفته می‌شود (D'Urso et al., 2016):

$$d_{ii'}^{2}(H) = \omega_{1}^{2}{}_{From}d_{ii'}^{2}(H) + \omega_{2}^{2}{}_{To}d_{ii'}^{2}(H) \quad (۱۱)$$

که $d_{ii'}^{2}(H)$ فاصلهٔ اقلیدسی مربعی وزن‌دار است؛ ${}_{From}d_{ii'}^{2}(H)$، فاصلهٔ اقلیدسی مربعی برحسب سرریز "از سوی" (۹(و ${}_{To}d_{ii'}^{2}(H)$، برحسب سرریز "به‌سوی" (۱۰(را مشخص می‌کنند؛ ω_1 و ω_2 عبارتند از وزن‌های مربوط به مؤلفه‌های سرریز "از سوی" و "به‌سوی". در اینجا فرض می‌شود $\omega_1 + \omega_2 = 1$ و $\omega_1, \omega_2 \geq 0$.

اصولاً، وزن‌های ω_1 و ω_2 را می‌توان به‌صورت ذهنی یا به‌طور عینی تعیین نمود. برخلاف رویکرد ذهنی که وزن‌ها با توجه به نظرات ذهنی یا نظرات متخصص تعیین می‌شوند؛ در رویکرد عینی، وزن‌ها در طی اجرای یک الگوریتم خوشه‌بندی مناسب، انتخاب می‌شوند. براین اساس در این پژوهش، با استفاده از سیستم وزن‌دهی عینی اجازه داده می‌شود تا داده‌ها خود مناسب‌ترین مجموعهٔ وزن‌ها را تعیین کنند.

متأسفانه ممکن است فاصلهٔ اقلیدسی مربعی (۱۱(در شرایط وجود داده‌های نویزی یا مقادیر پرت، از قوت آماری برخوردار نباشد (D'Urso et al., 2021; D'Urso et al., 2023; Wu & Yang, 2002). وجود مقادیر پرت در شاخص‌های سرریز امکان‌پذیر است.

به همین خاطر، وو و یانگ (۲۰۰۲) و دی ارسو و همکاران (۲۰۱۶)، یک روش خوشه‌بندی استوار بر مبنای تبدیل نمایی از عدم مشابهت، پیشنهاد کردند (D'Urso et al., 2016; Wu & Yang, 2002):

$$_{exp}d_{ii'}^{2}(H) = 1 - exp\left[-\beta d_{ii'}^{2}(H)\right] \quad (۱۲)$$

به‌طوری‌که β یک مقدار ثابت مثبت است و $d_{ii'}^{2}(H)$ معیار عدم مشابهت سرریز وزنی از رابطهٔ (۱۱(است. ازنظر مفهومی، در تبدیل نمایی از معیار فاصله، وزن‌های کوچک‌تر به اشیائی اختصاص داده می‌شود که در مجموعهٔ داده‌ها، نویزی هستند. مقدار β مطابق با رویکرد پیشنهادی وو و یانگ (۲۰۰۲) محاسبه می‌شود (Wu & Yang, 2002).

۲-۳- مدل‌های خوشه‌بندی فازی

مدل‌های خوشه‌بندی فازی مورداستفاده در این پژوهش برمبنای معیار عدم مشابهت وزنی ۱-۳-(۱۱)((۱۱(و تبدیل نمایی آن (۱۲(قرار دارند. بدین منظور، در ابتدا معیارهای سرریز جهت‌دار (۷(و (۸(برای هر سهم iام محاسبه می‌شود که داده‌های ورودی روش خوشه‌بندی محسوب می‌شوند. این داده‌های ورودی را می‌توان به‌صورت یک ماتریس $\mathbf{S} = \{s_i = [S_{i\rightarrow}^{g}(H), S_{\rightarrow i}^{g}(H)]\},\ i = 1, \dots, N$ از بُعد $N \times 2$ نمایش داد:

$$\boldsymbol{S} = \begin{bmatrix} S_{1\rightarrow}^{g}(H) & S_{\rightarrow 1}^{g}(H) \\ \vdots & \vdots \\ S_{i\rightarrow}^{g}(H) & S_{\rightarrow i}^{g}(H) \\ \vdots & \vdots \\ S_{N\rightarrow}^{g}(H) & S_{\rightarrow N}^{g}(H) \end{bmatrix} \quad (۱۳)$$

ستون‌ها، معیارهای سرریز "از سوی" (۷(و "به‌سوی" (۸(مربوط به N سهم هستند.

در این پژوهش، دو رویکرد PAM در نظر گرفته می‌شود که در آن‌ها نمونهٔ نمایندهٔ هر خوشه[16]، بانام مدوید، همان سهام واقعی است نه "اشیاء مجازی". این ویژگی قابلیت تفسیر خوشه‌ها و نمایندهٔ آن‌ها را امکان‌پذیر می‌سازد.

[16] Prototypes of each Cluster

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهش اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)

۱-۲-۳- رویکرد C-مدویدهای فازی مبتنی بر سرریز نوسانات (VS-FCMdd)

با داشتن ماتریس **S** و معیار عدم مشابهت (۱۱)، واحدها را می‌توان با استفاده از رویکرد VS-FCMdd که بر پایهٔ مسئله کمینه‌سازی مربعی مقید قرار دارد، خوشه‌بندی نمود:

$$min: \mathcal{J}_{VS-FCMdd}(\boldsymbol{S}, \boldsymbol{U}, \omega_1, \omega_2) = \sum_{I=1}^{N} \sum_{c=1}^{C} u_{ic}^{m} d_{ic}^{2}(H) \quad (۱۴)$$

با قیود:

$$\sum_{c=1}^{C} u_{ic} = 1, \qquad \omega_1, \omega_2 \geq 0, \qquad \omega_1 + \omega_2 = 1 \quad (۱۵)$$

که در آن **U** ماتریس درجهٔ عضویت است؛ پارامتر $m \geq 1$ فازی بودن خوشه‌ها را کنترل می‌کند؛ $d_{ic}^{2}(H)$ عدم مشابهت وزنی بین iامین واحد و مدوید خوشهٔ cام است. منظور از درجهٔ عضویت u_{ic}، درجهٔ عضویت iامین واحد در خوشهٔ cام می‌باشد. اگر $m = 1$ باشد، رابطهٔ (۱۴) به رویکرد PAM غیر فازی (کلاسیک) تبدیل می‌شود، که سهام i متعلق به خوشه cام با عضویت باینری $u_{ic} = \{0, 1\}$، است؛ جواب‌های بهینه مسئله برای درجهٔ عضویت عبارت‌اند از:

$$u_{ic} = \frac{1}{\sum_{c'=1}^{C} \left[\frac{\omega_1^2 From\, d_{ic}^{2}(H) + \omega_2^2 To\, d_{ic}^{2}(H)}{\omega_1^2 From\, d_{ic}^{2}(H) + \omega_2^2 To\, d_{ic}^{2}(H)} \right]^{1/(m-1)}} \quad (۱۶)$$

و برای وزن‌ها:

$$\omega_1 = \frac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{c=1}^{C} u_{ic}^{m} To\, d_{ic}^{2}(H)}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{c=1}^{C} u_{ic}^{m} [From\, d_{ic}^{2}(H) + To\, d_{ic}^{2}(H)]} \quad (۱۷)$$

$$\omega_2 = \frac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{c=1}^{C} u_{ic}^{m} From\, d_{ic}^{2}(H)}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{c=1}^{C} u_{ic}^{m} [From\, d_{ic}^{2}(H) + To\, d_{ic}^{2}(H)]} \quad (۱۸)$$

جواب‌های بهینه با استفاده از روش ضرایب لاگرانژ به‌دست‌آمده‌اند. واضح است که رابطهٔ (۱۶) به دو رابطهٔ (۱۷) و (۱۸) بستگی دارد و برعکس؛ بنابراین، برای یافتن راه‌حل‌ها، یک الگوریتم تکراری موردنیاز است؛ بطوریکه در هر تکرار، میزان عضویت و نیز مدویدهای خوشه‌ها تغییر می‌کنند. اثبات این روابط در مقالهٔ دی ارسو و همکاران (۲۰۱۶) شرح داده‌شده است (D'Urso et al., 2016). مراحل موردنیاز برای اجرای الگوریتم VS-FCMdd به شرح **جدول ۱** است (Cerqueti et al., 2023).

جدول ۱. الگوریتم خوشه‌بندی VS-FCMdd
مأخذ: (Cerqueti et al., 2023)

Table 1. Clustering Algorithm VS-FCMdd
Source: (Cerqueti et al., 2023)

مرحلهٔ ۰: تخمین شاخص‌های سرریز جهت‌دار مطابق رابطه‌های (۷) و (۸)؛ مقداردهی اولیه برای تعداد خوشه‌ها C، برای ماکزیمم تعداد تکرار max.iter و برای توان درجهٔ عضویت (میزان فازی بودن) m. تولید تصادفی ماتریس درجهٔ عضویت **U** مشروط به محدودیت (۱۵) و متعاقباً انتخاب تعداد C مدوید از ماتریس داده‌ها **S** و تشکیل ماتریس H با درایه‌های s_c مربوط به مدوید خوشهٔ cام.

مرحلهٔ ۱: محاسبهٔ وزن‌های w مطابق روابط (۱۷) و (۱۸) از روی ماتریس‌های **U** و H که در تکرار قبل به‌دست‌آمده‌اند.

مرحلهٔ ۲: به‌روزرسانی ماتریس مدوید H: برای $c = 1, \dots, C$

$$q = \operatorname{argmin}_{1\le i'\le N} \sum_{i''=1}^{N} u_{i''c}^{m}\left[\omega_{1\,\mathrm{From}}^{2} d_{i'i''}^{2}(H) + \omega_{2\,\mathrm{To}}^{2} d_{i'i''}^{2}(H)\right]$$

قرار می‌دهیم $s_c = s_q$. به‌روزرسانی ماتریس **U** مطابق رابطهٔ (۱۶) از روی ماتریس به‌روزرسانی شدهٔ H (مرحلهٔ ۲) و وزن‌های w (مرحلهٔ ۱).

مرحلهٔ ۳: اگر تعداد تکرار برابر max.iter شود الگوریتم خاتمه می‌یابد، در غیراینصورت برو به مرحلهٔ ۱.

۲-۲-۳- رویکرد C-مدویدهای فازی نمایی مبتنی بر سرریز نوسانات (VS-E-FCMdd)

روش خوشه‌بندی استوار VS-E-FCMdd، از حل مسئله کمینه‌سازی زیر به‌دست می‌آید:

$$min: \mathscr{J}_{VS-E-FCMdd}(\boldsymbol{S}, \boldsymbol{U}, \omega_1, \omega_2) = \sum_{I=1}^{N}\sum_{c=1}^{C} u_{ic}^{m}\, exp\, d_{ic}^{2}(H) \qquad (۱۹)$$

با قیود:

$$\sum_{c=1}^{C} u_{ic} = 1, \qquad \omega_1, \omega_2 \geq 0, \qquad \omega_1 + \omega_2 = 1 \qquad (۲۰)$$

در این مورد $_{exp}d_{ic}^{2}(H)$ عدم مشابهت وزنی بین واحد iام و مدوید خوشهٔ cام تعریف می‌شود. چنانچه داشته باشیم $\omega_1 = \omega_2 = 0/5$ و $m = 1$، رابطهٔ (۱۹) به PAM غیر فازی تحت عدم مشابهت نمایی، تبدیل می‌شود (Wu & Yang, 2002). راه‌حل بهینه برای درجهٔ عضویت مربوط به مسئلهٔ (۱۹) با استفاده از روش ضرایب لاگرانژ به دست می‌آید (D'Urso et al., 2016):

$$u_{ic} = \frac{1}{\sum_{c'=1}^{C}\left[\frac{1-exp\left\{-\beta\left[\omega_{1From}^{2} d_{ic}^{2}(H)+\omega_{2To}^{2} a_{ic}^{2}(H)\right]\right\}}{1-exp\left\{-\beta\left[\omega_{1From}^{2} d_{ic}^{2}(H)+\omega_{2To}^{2} a_{ic}^{2}(H)\right]\right\}}\right]^{1/(m-1)}} \qquad (۲۱)$$

و برای وزن‌ها:

$$\omega_1 = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{c=1}^{C} u_{ic}^{m}\, To\, d_{ic}^{2}(H)\left[1-exp\, d_{ic}^{2}(H)\right]}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{c=1}^{C} u_{ic}^{m}\left[From\, d_{ic}^{2}(H)+To\, d_{ic}^{2}(H)\right]\left[1-exp\, d_{ic}^{2}(H)\right]} \quad (۲۲)$$

$$\omega_2 = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{c=1}^{C} u_{ic}^{m}\, From\, d_{ic}^{2}(H)\left[1-exp\, d_{ic}^{2}(H)\right]}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{c=1}^{C} u_{ic}^{m}\left[From\, d_{ic}^{2}(H)+To\, d_{ic}^{2}(H)\right]\left[1-exp\, d_{ic}^{2}(H)\right]} \quad (۲۳)$$

همچنین راه‌حل‌ها به‌طور تکراری به دست می‌آیند. الگوریتم مورداستفاده برای اجرای روش خوشه‌بندی استوار به شرح **جدول ۲** است.

β نیز بر طبق رویکرد پیشنهادی وو و یانگ (۲۰۰۲) به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\beta = \left[\frac{\sum_{i=1}^{N} d^{2}(X_i,\tilde{X}_q)}{N}\right]^{-1} = \quad (۲۴)$$

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^{N} \omega^{2}\ From\, d_{ii'}^{2}(H) - (1-\omega)^{2}\ To\, d_{ii'}^{2}(H)}{N}\right]^{-1}$$

$$= \left[\frac{\sum_{i=1}^{N} \omega^{2}\left[S_{i\rightarrow}^{g}(H) - \tilde{S}_{q\rightarrow}^{g}(H)\right]^{2} - (1-\omega)^{2}\left[S_{\rightarrow i}^{g}(H) - \tilde{S}_{\rightarrow q}^{g}(H)\right]^{2}}{N}\right]^{-1}$$

بطوریکه

$$\tilde{X}_q = \left(\tilde{S}_{q\rightarrow}^{g}(H), \tilde{S}_{\rightarrow q}^{g}(H)\right): \quad (۲۵)$$

$$q = argmin_{1\le i\le N} \sum_{i=1}^{N} d^{2}\left(X_i, \tilde{X}_{i'}\right)$$

$\tilde{X}_q = \left(\tilde{S}_{q\rightarrow}^{g}(H), \tilde{S}_{\rightarrow q}^{g}(H)\right)$، مدوید واحد qام است که نزدیک‌ترین فاصله را با سایرین دارد (Wu & Yang, 2002). بر این اساس، معیار عدم مشابهت نمایی ۱-۳-(۱۲(وزن‌های بالاتر را به فاصله‌های پایین (بالا) که داده‌ها تغییرپذیری زیاد (کم) دارند، اختصاص می‌دهد.

جدول ۲. الگوریتم خوشه‌بندی VS-E-FCMdd
مأخذ: (Cerqueti et al., 2023)

Table 2. Clustering Algorithm VS-E-FCMdd
Source: (Cerqueti et al., 2023)

مرحلهٔ ۰: تخمین شاخص‌های سرریز جهت‌دار در رابطه‌های (۷(و (۸))۸)(۸(؛ مقداردهی اولیه برای تعداد خوشه‌ها C، ماکزیمم تعداد تکرار max.iter، توان درجهٔ عضویت m و محاسبهٔ مقدار β. تولید تصادفی ماتریس درجهٔ عضویت **U** مشروط به محدودیت (۲۰(و متعاقباً انتخاب تعداد C مدوید از ماتریس داده‌ها **S** و تشکیل ماتریس H با درایه‌های s_c مربوط به مدوید خوشهٔ cام.

مرحلهٔ ۱: محاسبهٔ وزن‌های w مطابق روابط (۲۲(و (۲۳(از روی ماتریس‌های **U** و H که در تکرار قبل به دست آمدند.

مرحلهٔ ۲: به‌روزرسانی ماتریس مدوید H: برای $c = 1, \dots, C$

$$q = \operatorname{argmin}_{1\le i'\le N} \sum_{i''=1}^{N} u_{i''c}^{m} \left\{1 - \exp\left[-\beta\left(\omega_{1\,\mathrm{From}}^{2} d_{i'i''}^{2}(H) + \omega_{2\,\mathrm{To}}^{2} d_{i'i''}^{2}(H)\right)\right]\right\}$$

قرار می‌دهیم $s_c = s_q$. به‌روزرسانی ماتریس **U** مطابق رابطهٔ (۲۱(از روی ماتریس به‌روزرسانی شدهٔ H (مرحلهٔ ۲) و وزن‌های w (مرحلهٔ ۱).

مرحلهٔ ۳: اگر تعداد تکرار برابر max.iter شود الگوریتم خاتمه می‌یابد، در غیراینصورت برو به مرحلهٔ ۱.

۴- یافته‌های پژوهش

۴-۱- خوشه‌بندی سری‌های زمانی بورس تهران

چارچوب نظری معرفی‌شده، برای خوشه‌بندی سری‌های زمانی بورس تهران، بکار برده می‌شود. جامعهٔ آماری در نظر گرفته‌شده شامل کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران است. مجموعهٔ نمونه، شامل سهام شرکت‌هایی می‌شود که سری زمانی روزانهٔ کاملی را طی بازهٔ ۱۳۸۷/۶/۵ تا ۱۴۰۲/۶/۵، فراهم می‌کنند. انتخاب شرکت‌ها به گونه‌ای است که تا حد امکان اکثر صنایع فعال در بورس تهران را پوشش دهد. اما سری زمانی هیچ‌کدام از شرکت‌ها از اندازهٔ یکسانی برخوردار نیست زیرا مشاهدات از تاریخ یکسانی شروع نمی‌شود و بنابراین اطلاعات برخی سری‌های زمانی تنها برای دورهٔ زمانی کوتاه‌تری موجود است. همان‌طور که دی ارسو و همکاران (۲۰۱۶) نشان داده‌اند طبقه‌بندی سری‌های زمانی با اندازه‌های متفاوت هم امکان‌پذیر است چراکه مدل‌سازی سری‌های زمانی در یک چارچوب پارامتریک (فرآیند VAR) انجام می‌شود (D'Urso et al., 2016). به‌این‌ترتیب، از بین شرکت‌هایی که بیشترین تعداد مشاهدات را طی بازهٔ زمانی مذکور تشکیل می‌دهند تعداد

N = 30 سهام که متعلق به ۲۷ صنعت است، به‌عنوان نمونهٔ آماری انتخاب گردید[۱۷] (جدول ۳). داده‌های مورد نیاز از نرم‌افزار ره‌آوردنوین۳ استخراج و کلیهٔ تجزیه‌وتحلیل‌ها بااستفاده از نرم‌افزارهای RStudio و MATLAB انجام‌شده‌اند.

جدول ۳. اسامی صنایع و نماد شرکت‌های منتخب
مأخذ: نتایج پژوهش

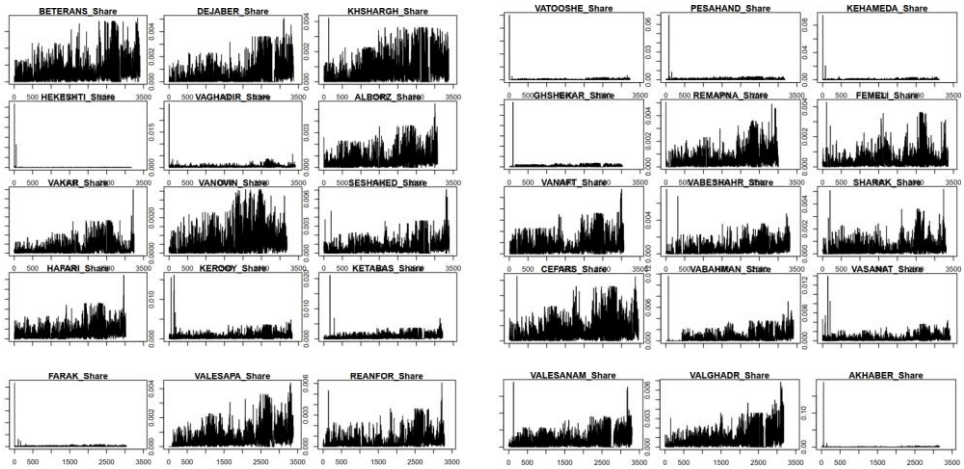
Table 3. Name of selected industries and symbols of selected companies
Source: Research results

نام صنعت	نماد شرکت	نام صنعت	نماد شرکت
واسطه‌گری‌های مالی و پولی	ولصنم	سرمایه‌گذاری‌ها	وصنعت
واسطه‌گری‌های مالی و پولی	ولغدر	واسطه‌گری‌های مالی و پولی	ولساپا
مخابرات	اخابر	رایانه	رانفور
محصولات فلزی	فاراک	دستگاه‌های برقی	بترانس
ماشین‌آلات و تجهیزات	وتوشه	دارویی	دجابر
لاستیک و پلاستیک	پسهند	خودرو و قطعات	خشرق
کانی غیرفلزی	کهمدا	حمل و نقل انبارداری و ارتباطات	حکشتی
قند و شکر	قشکر	چندرشته‌ای صنعتی	وغدیر
فنی و مهندسی	رمپنا	بیمه و بازنشستگی	البرز
فلزات اساسی	فملی	بانک‌ها و مؤسسات اعتباری	وکار
فرآورده‌های نفتی	ونفت	بانک‌ها و مؤسسات اعتباری	ونوین
غذایی بجز قند و شکر	وبشهر	انبوه‌سازی املاک و مستغلات	ثشاهد
شیمیایی	شاراک	استخراج نفت گاز جز اکتشاف	حفاری
سیمان آهک گچ	سفارس	استخراج کانه‌های فلزی	کروی
سرمایه‌گذاری‌ها	وبهمن	استخراج زغال‌سنگ	کطبس

(۲)تخمین‌های به‌دست‌آمده برای نوسانات سهام شرکت‌ها در **شکل ۱** به تصویر کشیده شده است. آماره‌های توصیفی شامل میانگین و واریانس لگاریتم قیمت‌های روزانهٔ ماکزیمم و مینیمم و همچنین متوسط مقدار نوسانات که از رابطهٔ (۲(برحسب درصد به‌دست‌آمده‌اند، در **جدول ٤ جدول ۲**گزارش‌شده است. ملاحظه می‌شود که سهام "پسهند" و "حکشتی" بیشترین مقدار نوسانات و سهام "فملی" و "وغدیر" پایین‌ترین متوسط مقدار نوسانات را طی دورهٔ زمانی پژوهش دارا هستند. هرچند که اکثر سهم‌ها

[۱۷] به دلیل بالا رفتن تعداد صفحات، امکان بررسی همهٔ شرکت‌ها و ارائهٔ گزارش برای همهٔ آن‌ها وجود نداشت. ر.ک. به (Cerqueti et al., 2023; D'Urso et al., 2015).

مقادیر نوسانات متوسط مشابهی را نشان می‌دهند، اما هدف اصلی در این پژوهش خوشه‌بندی مجموعهٔ داده‌ها بر اساس مقادیر مختلف سرریزهای نوسانات "از سوی" و "به‌سوی" سهم‌ها است.



شکل ۱. سری‌های زمانی نوسانات تخمین زده‌شدهٔ سهام شرکت‌های منتخب
مأخذ: رابطهٔ (۲(و نتایج پژوهش

Figure 1. Estimated volatility time series of stocks of selected companies
Source: Research results from ۲))

همان‌گونه که دیبولد و ییلماز (۲۰۱۲) نشان داده‌اند شاخص‌های سرریز چندان تحت تأثیر انتخاب مرتبهٔ P در مدل VAR و انتخاب افق H-گام به جلو برای محاسبهٔ GFEVD قرار نمی‌گیرند (Diebold & Yilmaz, 2012). این محققین، افق $H = 10$ را در پژوهش خود پیشنهاد کرده‌اند. براین اساس و در این پژوهش برطبق معیار اطلاعات آکاییک (AIC)، وقفهٔ بهینهٔ $P = 5$ انتخاب می‌شود. سپس، تخمین‌های دو شاخص سرریز نوسانات "از سوی" و "به‌سوی" برحسب درصد، در **جدول ۵** ۰نشان داده می‌شود.

از **جدول ۵**، ملاحظه می‌شود که سهام "حکشتی" و "قشکر" به دلیل داشتن به ترتیب مقدار بسیار بزرگ و مقدار کوچک از هر دو معیار سرریز، پرت محسوب می‌شوند.

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

○ **جدول ۴.** آماره‌های توصیفی قیمت سهام شرکت‌های منتخب
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 4. Descriptive Statistics of log prices of stocks of selected companies
Source: Research results

	تعداد مشاهدات	ماکزیمم قیمت		مینیمم قیمت		میانگین
		میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	نوسانات (%)
ولصنم	۳۴۵۸	۶/۷۱۷	۰/۸۶۵۱	۶/۶۷۹۴	۰/۸۵۸۹	۰/۰۷۱۹
ولغدر	۳۴۱۵	۶/۵۸۳۶	۱/۱۵۰۵	۶/۵۴۳۷	۱/۱۴۳۸	۰/۰۷۸۳
اخابر	۳۴۱۳	۷/۳۱۱۳	۱/۱۵۹۸	۷/۲۸۲۱	۱/۱۵۲۶	۰/۰۵۰۳
فاراک	۳۴۰۵	۶/۷۴۲۱	۰/۶۱۶۹	۶/۷۰۳۹	۰/۶۱۴۳	۰/۰۷۳۹
وتوشه	۳۳۹۲	۶/۰۳۶۳	۱/۸۲۴۷	۶/۰۰۱۳	۱/۸۱۵۳	۰/۰۶۶۱
پسهند	۳۳۸۳	۸/۰۱۹۵	۱/۵۴۴۲	۷/۹۷۹۳	۱/۵۳۸۸	۰/۰۸۱۲
کهمدا	۳۳۷۸	۶/۳۹۰۲	۱/۳۲۴۱	۶/۳۵۵۷	۱/۳۱۷۰	۰/۰۶۵۷
قشکر	۳۳۶۹	۵/۹۹۱۹	۱/۳۲۵۴	۵/۹۵۳۹	۱/۳۲۲۱	۰/۰۷۶۹
رمپنا	۳۳۵۸	۷/۲۳۹۲	۱/۴۶۸۶	۷/۲۰۵۸	۱/۴۵۹۹	۰/۰۵۵۰
فملی	۳۳۳۴	۶/۵۷۸۷	۱/۰۱۸۵	۶/۵۵۰۴	۱/۰۱۶۱	۰/۰۴۰۲
ونفت	۳۳۱۶	۶/۶۶۰۲	۱/۰۸۰۶	۶/۶۲۳۸	۱/۰۷۳۱	۰/۰۶۶۸
وبشهر	۳۳۰۹	۷/۱۰۴۳	۱/۰۴۵۲	۷/۰۷۱۱	۱/۰۳۶۵	۰/۰۵۸۹
شاراک	۳۳۰۴	۷/۶۷۹۱	۱/۵۶۶۵	۷/۶۴۹۶	۱/۵۶۰۰	۰/۰۴۴۰
سفارس	۳۲۴۴	۷/۲۶۱۶	۱/۴۴۵۶	۷/۲۲۷۳	۱/۴۳۸۵	۰/۰۵۸۹
وبهمن	۳۲۲۶	۵/۷۸۲۶	۱/۳۳۹۸	۵/۷۵۰۸	۱/۳۲۹۳	۰/۰۶۰۸
وصنعت	۳۲۱۱	۵/۸۷۳۱	۰/۹۷۰۲	۵/۸۴۰۲	۰/۹۶۲۸	۰/۰۵۳۷
ولساپا	۳۱۹۱	۶/۷۷۵۹	۰/۴۹۶۲	۶/۷۴۱۴	۰/۴۸۸۶	۰/۰۵۸۲
رانفور	۳۱۷۹	۶/۵۹۱۱	۱/۶۲۹۸	۶/۵۶۲۳	۱/۶۲۱۸	۰/۰۴۶۸
بترانس	۳۱۷۰	۶/۶۰۷۹	۰/۷۲۵۸	۶/۵۷۳۶	۰/۷۲۰۷	۰/۰۵۷۴
دجابر	۳۱۶۳	۷/۲۸۲۹	۱/۴۷۹۱	۷/۲۵۳۱	۱/۴۶۸۷	۰/۰۵۴۱
خشرق	۳۰۶۳	۷/۳۹۷۲	۱/۰۲۵۰	۷/۳۶۱۱	۱/۰۱۷۸	۰/۰۷۱۲
حکشتی	۳۱۸۱	۷/۱۹۶۷	۱/۱۹۲۱	۷/۱۶۶۱	۱/۱۸۴۲	۰/۰۷۹۷
وغدیر	۳۰۲۶	۷/۱۲۰۸	۱/۳۹۰۹	۷/۰۹۰۸	۱/۳۸۶۸	۰/۰۴۳۱
البرز	۳۴۱۸	۵/۳۲۳۷	۱/۳۷۴۲	۵/۲۸۷۷	۱/۳۶۷۷	۰/۰۶۳۵
وکار	۳۰۰۳	۶/۴۲۸۹	۰/۷۹۸۹	۶/۳۹۹۰	۰/۷۹۶۲	۰/۰۴۸۹
ونوین	۳۲۹۶	۶/۹۸۳۱	۰/۸۲۲۴	۶/۹۵۱۵	۰/۸۱۴۱	۰/۰۵۴۴
ثشاهد	۳۱۲۰	۷/۲۲۶۷	۱/۳۶۸۱	۷/۱۹۱۹	۱/۳۶۳۸	۰/۰۶۰۸
حفاری	۳۰۴۰	۷/۲۴۹۱	۰/۹۰۹۷	۷/۲۱۲۰	۰/۹۰۲۶	۰/۰۶۵۳
کروی	۳۰۱۹	۶/۴۹۸۲	۱/۲۳۲۳	۶/۴۶۱۳	۱/۲۲۸۲	۰/۰۶۵۶
کطبس	۳۰۷۳	۷/۲۱۵۱	۱/۵۴۷۲	۷/۱۷۷۵	۱/۵۳۷۷	۰/۰۷۴۰

شکل ۲، نتایج **جدول ۵** را برحسب مقادیر استانداردشده، به تصویر می‌کشد: سهامی که مقادیر (استاندارد شده) سرریز بالای صفر دارد، سرریز را بیشتر از متوسط، به دیگران می‌دهد (دریافت می‌کند)؛ درحالیکه سهامی با مقادیر (استاندارد شده) سرریز کمتر از صفر، سرریز را کمتر از مقدار متوسط، به دیگر سهم‌ها می‌دهد (دریافت می‌کند). با نگاه به **شکل ۲** از سمت محور x (سرریز "از سوی")، تفاوت بین سهام شرکت‌ها بیشتر نمایان می‌شود؛ سهام "حکشتی"، "اخابر" و "کهمدا" دورتر از سایر سهم‌ها و در گوشهٔ سمت راست و بالای نمودار تنها قرارگرفته‌اند. واضح است که این سهم‌ها واحدهای پرت محسوب می‌شوند. به‌هرحال دیده می‌شود که سهام شرکت "قشکر" با داشتن مقادیر خیلی کوچک برای هر دو معیار سرریز "از سوی" و سرریز "به سوی"، در گوشهٔ سمت چپ و پایین نمودار تنها قرارگرفته است. درواقع، این شرکت هم می‌تواند یک کاندید برای واحد پرت محسوب شود اما پرت بودن سه سهام مذکور مشهودتر است.

در این پژوهش به علت وجود سهام کاندید به‌عنوان واحد پرت، عملکرد دو مدل VS-FCMdd و VS-E-FCMdd در فرآیند خوشه‌بندی فازی مقایسه می‌گردد. برای انتخاب تعداد بهینهٔ خوشه‌ها نیز از شاخص ژی-بنی استفاده می‌شود (Xie & Beni, 1991)؛ به این صورت که دو الگوریتم خوشه‌بندی به ازای مقادیر $C = \{2, 3, 4, 5\}$ و $m = 1/5$ اجرا و شاخص ژی-بنی محاسبه می‌شود. بر طبق نتایج در **شکل ۳**، مقدار شاخص ژی-بنی تحت هر دوی این مدل‌ها در $C = 2$ مینیمم می‌شود. لازم به ذکر است که مقدار این شاخص در $C = 5$ و برای مدل VS-FCMdd، بی‌نهایت بدست آمده است. همچنین، مدل VS-FCMdd وزن‌های $\omega_1 = 0/30$ و $\omega_2 = 0/70$ و مدل استوار VS-E-FCMdd وزن‌های $\omega_1 = 0/82$ و $\omega_2 = 0/18$ را به معیار عدم مشابهت (۱۱)، اختصاص می‌دهند.

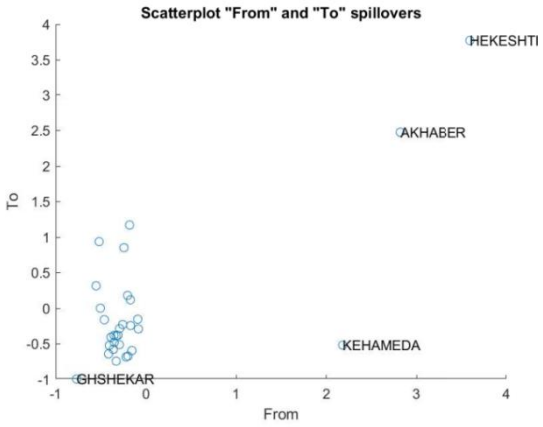
در **جدول ٦** نتایج حاصل برای مدویدهای هر خوشه و درجهٔ عضویت سهم‌ها نشان داده‌شده است. یک تفاوت قابل توجه در نتایج به دست آمده از دو مدل خوشه‌بندی برای واحدهای پرت مشاهده می‌شود؛ درجهٔ عضویت حاصل شده از مدل VS-E-FCMdd در مقایسه با مدل VS-FCMdd برای همهٔ سهم‌ها و در هر دو خوشه کوچک‌تر است. بالأخص، مدل VS-FCMdd، دو سهام "حکشتی" و "اخابر" را به خوشهٔ ۲، به ترتیب با درجهٔ عضویت ۰/۵۸۴۲ و ۰/۶۱۲۱ و سهام "کهمدا" را به خوشهٔ ۱ با درجهٔ عضویت ۰/۶۴۵۳

فصلنامه علمی پژوهش اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)

جدول ۵. تخمین سرریزهای نوسانات جهت‌دار: "از سوی" و "به‌سوی" سایر سهام
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 5. Estimations of Directional spillover volatilities: "From" and "To" others
Source: Research results

سهام	"از سوی"	"به‌سوی"
ولصنم	۰/۳۲۱۱	۰/۳۴۷۶
ولغدر	۰/۳۰۱۷	۰/۳۰۹۳
اخابر	۱/۴۸۲۸	۱/۱۱۹۵
فاراک	۰/۳۶۱۴	۰/۶۸۰۹
وتوشه	۰/۳۸۳۸	۰/۷۶۶۹
پسهند	۰/۲۴۸۳	۰/۵۳۵۹
کهمدا	۱/۲۴۸۸	۰/۳۱۰۶
قشکر	۰/۱۶۹۱	۰/۱۸۱۷
رمپنا	۰/۳۷۶۰	۰/۴۹۹۴
فملی	۰/۳۳۶۷	۰/۳۴۸۰
ونفت	۰/۳۴۳۶	۰/۳۷۳۶
وبشهر	۰/۳۷۰۰	۰/۲۶۵۷
شاراک	۰/۳۲۱۹	۰/۳۲۱۱
سفارس	۰/۳۲۹۷	۰/۲۴۹۹
وبهمن	۰/۳۰۸۷	۰/۳۴۰۷
وصنعت	۰/۳۵۵۹	۰/۳۸۸۹
ولساپا	۰/۳۸۷۴	۰/۴۸۲۸
رانفور	۰/۲۸۱۷	۰/۴۰۷۱
بترانس	۰/۳۱۸۴	۰/۲۹۴۶
دجابر	۰/۴۱۹۸	۰/۳۷۲۱
خشرق	۰/۳۲۹۷	۰/۳۴۵۸
حکشتی	۱/۷۶۸۱	۱/۴۶۹۸
وغدیر	۰/۳۸۸۲	۰/۳۸۴۹
البرز	۰/۳۷۷۷	۰/۲۶۸۹
وکار	۰/۳۴۲۶	۰/۳۱۲۴
ونوین	۰/۲۹۸۷	۰/۲۷۷۴
ثشاهد	۰/۳۹۳۵	۰/۲۸۹۹
حفاری	۰/۴۱۷۴	۰/۴۰۹۱
کروی	۰/۲۶۰۴	۰/۷۰۳۹
کطبس	۰/۲۶۵۷	۰/۴۵۰۸



شکل ۲. نمودار پراکندگی شاخص‌های سرریز نوسان‌پذیری "از سوی" و "به‌سوی" (استاندارد شده). سهام شرکت‌های "حکشتی"، "اخابر"، "کهمدا" و "قشکر" بر اساس هر دوی این شاخص‌ها پرت محسوب می‌شود.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

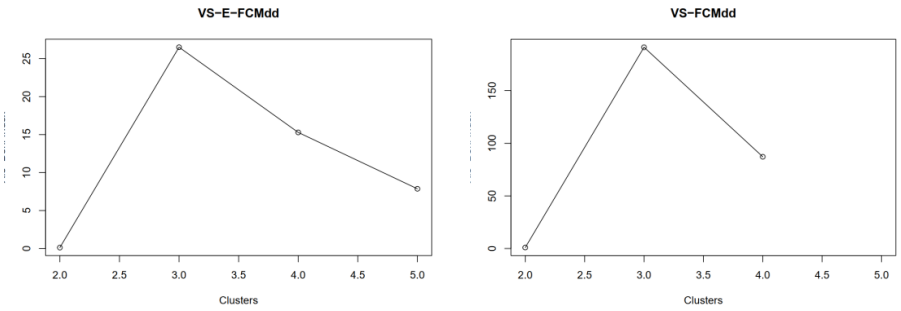
Figure 2. Scatterplot of "From" and "To" volatility spillover indicators (in standardized value). Both indicators suggest that the HEKESHTI, AKHABER, KEHAMEDA, and GHGHSHEKAR stocks are outliers.

Source: Research results

اختصاص می‌دهد؛ اما مدل استوار VS-E-FCMdd این سهم‌ها را به هر دو خوشهٔ ۱ و ۲ با درجهٔ عضویت ۰/۵ اختصاص می‌دهد؛ علت آن به اثرات هموارکنندگی تبدیل نمایی از عدم مشابهت (رابطهٔ (۱۱)، مربوط می‌شود. به بیان دیگر، مدل VS-E-FCMdd واحدهای پرت را با اختصاص درجهٔ عضویتی نزدیک به مقدار $1/C$ شناسایی می‌کند که در یک چارچوب مبتنی بر رویکرد استوار، دور از انتظار نخواهد بود؛ برعکس، مدل VS-FCMdd به اشتباه واحد پرت را به خوشهٔ با درجهٔ عضویت بالاتر، اختصاص می‌دهد.

بعلاوه، مدل VS-E-FCMdd یک درجهٔ عضویت کوچک حدود ۰/۵ را برای سهام "قشکر" نیز اختصاص داده است. به دلیل اینکه مقادیر سرریز جهت‌دار "از سوی" و "به‌سوی" برای این سهام در مقایسه با سایرین پایین‌تر بوده است، در سمت پایین و چپ ۰ قرارگرفته است.

اما مدل VS-FCMdd سهام "قشکر" را به خوشهٔ ۱ با درجهٔ عضویت بالاتر ۰/۸۳۷۸ اختصاص می‌دهد. در کنار نتایج خوشه‌بندی فوق، با مراجعه به ۰ می‌توان اینگونه



شکل ۳. مقادیر شاخص ژی-بنی (۱۹۹۱) (محور y) حاصل از تعداد خوشه‌های مختلف (محور x) به تصویر کشیده شده است. شکل سمت راست مربوط به مدل VS-FCMdd و شکل سمت چپ مربوط به مدل VS-E-FCMdd است. تعداد بهینهٔ خوشه عددی است که شاخص ژی-بنی را مینیمم می‌سازد. برای مدل VS-FCMdd، مقدار این شاخص در $C = 5$ بی‌نهایت شده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 3. the Xie-Beni index obtained for different values of clusters is depicted. VS-FCMdd is in the right and VS-E-FCMdd is in the left. The optimal number of clusters minimizes the Xie-Beni index. For the VS-FCMdd, the value of this index at C=5 is Infinite.

Source: Research results

استدلال نمود که به هر حال این سهام از لحاظ سرریزهای نوسانات واحد پرت محسوب می‌شود. سهام "قشکر" جزو دسته شرکت‌هایی در بورس تهران است که از ارزش بازاری کوچکی برخوردار می‌باشد؛ ازاین‌رو هر دو مقدار سرریز جهت‌دار برای این سهام کمترین مقدار را دارد؛ علی‌رغم اینکه این سهام بیشتر از مقداری که از دیگران دریافت می‌کند، به آن‌ها سرریز می‌دهد اما این مقدار هم از سایر سهم‌ها بسیار کوچک‌تر است. بنابراین، به نظر می‌رسد افراز حاصل شده از VS-FCMdd از قدرت توضیح دهندگی ضعیف‌تری نسبت به افراز حاصل از مدل استوار، برخوردار است.

همچنین، از ۰ ملاحظه می‌شود که در مدل خوشه‌بندی VS-FCMdd، واحدهای فازی دیگری، بجز آن‌هایی که می‌توان به عنوان پرت در نظر گرفت، وجود ندارد.

در مقابل، در مدل VS-E-FCMdd سهم‌های "وتوشه"، "فاراک"، "کروی" و "پسهند" فازی هستند زیرا درجهٔ عضویت بسیار پایین دارند و می‌توانند به خوشهٔ ۱ و خوشهٔ ۲ متعلق باشند (D'Urso et al., 2013).

جدول ۶. نتایج حاصل از خوشه‌بندی بر اساس مدل‌های FCMdd و Exp-FCMdd: مدویدها و درجات عضویت
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 6. Clustering results from FCMdd AND Exp-FCMdd: Medoids and membership degrees

Source: Research results

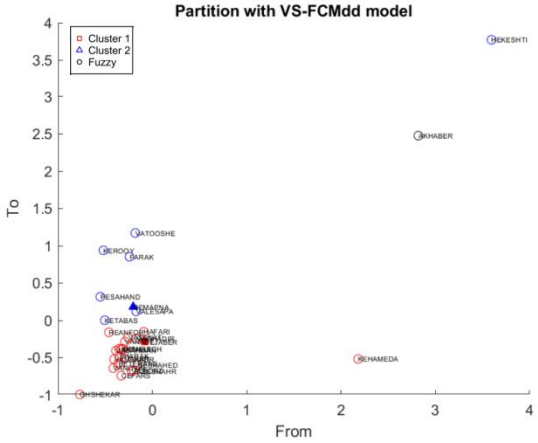
سهام	VS-FCMdd		VS-E-FCMdd	
	دجابر (خوشهٔ ۱)	رمپنا (خوشهٔ ۲)	وصنعت (خوشهٔ ۱)	ونفت (خوشهٔ ۲)
ولصنم	۰/۹۸۹۷	۰/۰۱۰۲	۰/۱۴۸۹	۰/۸۵۱۱
ولغدر	۰/۹۷۰۱	۰/۰۲۹۹	۰/۲۶۹۶	۰/۷۳۰۴
اخابر	۰/۳۸۷۹	۰/۶۱۲۱	۰/۵	۰/۵
فاراک	۰/۱۰۵۷	۰/۸۹۴۳	۰/۵۷۷۳	۰/۴۲۲۷
وتوشه	۰/۱۷۳۷	۰/۸۲۶۳	۰/۵۷۸۲	۰/۴۲۱۸
پسهند	۰/۰۱۷۸	۰/۹۸۲۲	۰/۴۰۹۵	۰/۵۹۰۵
کهمدا	۰/۶۴۵۳	۰/۳۵۴۷	۰/۵۰۰۰	۰/۴۹۹۹
قشکر	۰/۸۳۷۸	۰/۱۶۲۲	۰/۴۴۶۵	۰/۵۵۳۵
رمپنا	۰	۱	۰/۷۶۶۷	۰/۲۳۳۳
فملی	۰/۹۹۳۶	۰/۰۰۶۴	۰/۰۳۰۱	۰/۹۶۹۹
ونفت	۰/۹۹۵۵	۰/۰۰۴۵	۰	۱
وبشهر	۰/۹۵۵۵	۰/۰۴۴۵	۰/۶۴۳۵	۰/۳۵۶۵
شاراک	۰/۹۸۱۹	۰/۰۱۸۰	۰/۱۶۲۶	۰/۸۳۷۴
سفارس	۰/۹۳۵۶	۰/۰۶۴۴	۰/۲۵۱۴	۰/۷۴۸۶
وبهمن	۰/۹۸۴۵	۰/۰۱۵۵	۰/۲۲۹۴	۰/۷۷۰۶
وصنعت	۰/۹۹۳۰	۰/۰۰۷۰	۱	۰
ولساپا	۰/۰۰۰۶	۰/۹۹۹۴	۰/۷۵۳۳	۰/۲۴۶۷
رانفور	۰/۸۲۱۰	۰/۱۷۹۰	۰/۳۳۵۶	۰/۶۶۴۴
بترانس	۰/۹۶۶۶	۰/۰۳۳۴	۰/۲۰۸۵	۰/۷۹۱۵
دجابر	۱	۰	۰/۶۶۳۲	۰/۳۳۶۸
خشرق	۰/۹۹۱۷	۰/۰۰۸۳	۰/۰۸۱۰	۰/۹۱۹۰
حکشتی	۰/۴۱۵۸	۰/۵۸۴۲	۰/۵	۰/۵
وغدیر	۰/۹۹۹۳	۰/۰۰۰۷	۰/۷۸۴۴	۰/۲۱۵۶
البرز	۰/۹۵۹۱	۰/۰۴۰۹	۰/۶۷۳۹	۰/۳۲۶۱
وکار	۰/۹۸۲۷	۰/۰۱۷۳	۰/۱۳۶۸	۰/۸۶۳۲
ونوین	۰/۹۴۹۰	۰/۰۵۱۰	۰/۲۹۱۷	۰/۷۰۸۳
ثشاهد	۰/۹۷۶۰	۰/۰۲۴۰	۰/۶۸۹۴	۰/۳۱۰۶
حفاری	۰/۹۷۴۵	۰/۰۲۵۵	۰/۶۷۳۰	۰/۳۲۷۰
کروی	۰/۱۲۹۶	۰/۸۷۰۴	۰/۴۴۰۳	۰/۵۵۹۷
کطبس	۰/۱۵۹۳	۰/۸۴۰۷	۰/۳۷۴۴	۰/۶۲۵۶

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

ازآنجایی‌که این سهم‌ها در بین سایر سهم‌ها و در مرکز ۰ قرارگرفته‌اند، واحدهای فازی واقعی به نظر می‌رسند.

به منظور بررسی افرازها با جزئیات بیشتر، نتایج خوشه‌بندی‌های فوق در ۰**شکل ٤** و ۰**شکل ٥**۰ به تصویر کشیده شده است. سهم‌هایی که متعلق به هر کدام از دو خوشه هستند با رنگ قرمز و آبی مشخص شده‌اند، اما سهم‌های با درجهٔ عضویت بسیار پایین، با رنگ سیاه مشخص شده‌اند. به نظر می‌رسد افراز به دست آمده از مدل VS-E-FCMdd، یک الگوی سرریز "کم" را در مقابل سرریز "زیاد" نشان می‌دهد؛ به این صورت که سهم‌های قرارگرفته در سمت راست و بالای نمودار دارای سطوح سرریز "زیاد" و سهم‌های قرارگرفته در سمت راست و پایین نمودار سهم‌هایی هستند که از سطوح "کم" سرریز برخوردار می‌باشند. اما در مقابل، افزار به دست آمده از مدل VS-FCMdd، مشاهدات را به دو خوشه، یک خوشه با سرریز "از سوی" زیاد و خوشهٔ دیگر با سرریز "از سوی" کم، گروه‌بندی نموده است؛ سهم‌های قرارگرفته در سمت راست و پایین نمودار دارای سطوح سرریز "از سوی" زیاد ("به سوی" کم) و سهم‌های قرارگرفته در سمت چپ و بالای نمودار سهم‌هایی هستند که از سطوح "از سوی" کم ("به سوی" زیاد) برخوردار هستند.

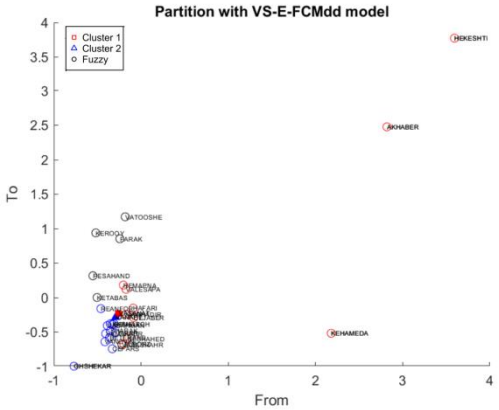
شکل ٤ افزارهای به دست آمده از مدل VS-FCMdd که یک مدل استوار نیست را نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود که سهام "حکشتی" به خوشهٔ ۲ با رنگ آبی و سهام "کهمدا" و "قشکر" به خوشهٔ ۱ با رنگ قرمز اختصاص داده‌شده‌اند؛ هر چند که این سهم‌ها از مدویدهای خوشهٔ مربوطه که به‌ترتیب با مربع قرمز رنگ و مثلث آبی رنگ مشخص شده‌اند، خیلی فاصله دارند. افراز فوق الگوی سرریز "از سوی" زیاد را در مقابل الگوی سرریز "از سوی" کم تأیید می‌کند اما مشاهدات حدی هم وجود دارد که به اشتباه به خوشه‌ها اختصاص داده‌شده‌اند؛ سهام "اخابر" علی‌رغم داشتن مقادیر زیاد سرریزهای "از سوی" و "به سوی"، به دلیل اینکه درجهٔ عضویتی کمتر دارد، فازی محسوب می‌شود که با رنگ سیاه نشان داده‌شده است؛ در واقع، سهام "اخابر" که در نقطهٔ میانهٔ دو افراز مشخص شده در **شکل ٤** قرارگرفته به عنوان واحد فازی تشخیص داده‌شده است.



شکل ۴. افرازهای به دست آمده از VS-FCMdd. سهم‌های قرارگرفته در خوشهٔ ۱ و خوشهٔ ۲ به ترتیب با رنگ قرمز و رنگ آبی مشخص شده‌اند. سهم‌های با رنگ سیاه واحدهایی را مشخص می‌کنند که درجهٔ عضویت بسیار کوچک دارند که براین اساس می‌توانند به عنوان واحدهای فازی در نظر گرفته شوند.
مأخذ: یافته‌های پژوهش و (Cerqueti et al., 2023)

Figure ۴ . Partitions estimated from VS-FCMdd. The stocks in clusters 1 and 2 are indicated in red and blue, respectively. The black stocks are units with low degrees of membership, which could be considered fuzzy units.
Source: Research results and (Cerqueti et al., 2023)

برعکس، **شکل ۵** نشان می‌دهد که مدل VS-E-FCMdd یک افراز به دو خوشه با سرریزهای جهت‌دار "کم" در مقابل سرریزهای جهت‌دار "زیاد" را نتیجه می‌دهد؛ اما مشاهدات حدی را از این خوشه‌بندی جدا کرده است. درواقع، سهم‌های قرارگرفته در قسمت بالا و چپ **شکل ۵**، با رنگ سیاه مشخص شده‌اند و باقیماندهٔ سهم‌ها به خوشه‌ها اختصاص داده‌شده‌اند. ازاین‌رو، می‌توان به افراز قابل قبول‌تری برحسب خوشه‌های "کم" و "زیاد" (ازنظر سرریز) دست یافت. بر طبق افراز حاصل از مدل VS-E-FCMdd، سهم‌های "وتوشه"، "فاراک"، "کروی" و "پسهند"، فازی به دست آمده‌اند. این سهم‌ها مقدار سرریز جهت‌دار "از سوی" زیر صفر دارند، اما مقدار سرریز "به سوی" بالای صفر دارند. به علاوه، همهٔ سهم‌های مشخص شده با رنگ قرمز و آبی در **شکل ۵**، حول مدویدهای خوشهٔ متعلق به آن بطور فشرده‌تر قرارگرفته‌اند. ازاین‌رو، به نظر می‌رسد مدل خوشه‌بندی استوار عملکرد برتری در خوشه‌بندی مجموعهٔ داده‌ها دارد.



شکل ۵. افرازهای به دست آمده از VS-E-FCMdd. سهم‌های قرارگرفته در خوشهٔ ۱ و خوشهٔ ۲ به ترتیب با رنگ قرمز و رنگ آبی مشخص شده‌اند. سهم‌های با رنگ سیاه واحدهایی را مشخص می‌کنند که درجهٔ عضویت بسیار پایین دارند که براین اساس می‌توانند به عنوان واحدهای فازی در نظر گرفته شوند.
مأخذ: یافته‌های پژوهش و (Cerqueti et al., 2023)

Figure 5. Partitions estimated from VS-E-FCMdd. The stocks in clusters 1 and 2 are indicated in red and blue, respectively. The black stocks are units with low degrees of membership, which could be considered fuzzy units.
Source: Research results and (Cerqueti et al., 2023)

۵- نتیجه‌گیری

ارائهٔ یک تعریف مناسب از معیار عدم مشابهت میان سری‌های زمانی در مدل‌های خوشه‌بندی مبتنی بر عدم مشابهت از اهمیت زیادی برخوردار است. هنگامی که سری‌های زمانی مالی مورد توجه باشد، برای رسیدن به یک خوشه‌بندی قابل‌قبول، قواعد تجربی سری‌های زمانی مالی نیز می‌باید موردتوجه قرار بگیرد. در بخش ادبیات نظری بسیاری از رویکردهای خوشه‌بندی که این قوانین تجربی را درنظرگرفته‌اند، معرفی گردید. با این حال، هنوز هم قوانین تجربی مهمی وجود دارد که تاکنون برای خوشه‌بندی در نظر گرفته نشده‌اند، اما از اهمیت خاصی برای متخصصین در صنعت مالی و سیاست‌گذاران برخوردار هستند. یکی از این موارد سرریز نوسانات است.

سهم اصلی پژوهش حاضر در ادبیات مربوطه، معرفی دو مدل خوشه‌بندی فازی مبتنی بر درجه و جهت سرریز نوسانات است. ازنقطه‌نظر روش‌شناسی، در پژوهش حاضر سرریزهای نوسانات جهت‌دار با استفاده از رویکرد تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی (GFEVD) اندازه گرفته می‌شوند. یک معیار عدم مشابهت بین سهم‌ها نیز بر اساس

سرریزهای نوسانات جهت‌دار معرفی می‌شود. سپس در یک چارچوب فازی، دو مدل خوشه‌بندی PAM پیشنهاد می‌شود که مجموعهٔ وزن‌های بهینه را به‌طور تکراری محاسبه می‌کند بطوریکه بر اساس آن درجهٔ عضویت که گروه‌بندی نهایی مشاهدات را تعیین می‌کند، محاسبه می‌شود. اولین الگوریتم در نظر گرفته‌شده مدل VS-FCMdd است. بعلاوه، مدل VS-E-FCMdd نیز پیشنهاد شده است که با استفاده از یک تبدیل نمایی از عدم مشابهت وزنی، در مقابل داده‌های پرت استوار خواهد بود.

این دو مدل خوشه‌بندی نخستین بار برای بررسی ساختار بورس تهران از نظر سرریزهای نوسانات بکار برده می‌شود. بر طبق نتایج تجربی، هر دوی مدل‌های خوشه‌بندی یک ساختار دو گروهی را در مجموعهٔ داده‌ها تأیید می‌کنند، یعنی سطوح "زیاد" و "کم" سرریزهای جهت‌دار. به‌هرحال به دلیل وجود برخی سهام پرت، مدل استوار VS-E-FCMdd افراز قابل‌قبول‌تری حاصل می‌کند. یافته‌ها همچنین نشان می‌دهد که سهام شرکت‌های فعال در بورس تهران عمدتاً برحسب سرریز "ازسوی" تمییز داده می‌شوند، یعنی مقداری از سریز که هر سهام از دیگر سهم‌ها دریافت می‌کند. این شواهد تجربی از بورس تهران با بهره گرفتن از سیستم وزن‌دهی به دست آمده است که در خلال الگوریتم خوشه‌بندی محاسبه می‌شود بطوریکه مدل VS-E-FCMdd وزن بیشتر را به بُعد سرریز "از سوی" اختصاص می‌دهد.

یکی از عمده محدودیت‌های پیش روی پژوهش حاضر، استفاده از یک معیار ایستا برای اندازه‌گیری سرریزهای جهت‌دار است که پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی با استفاده از تئوری پنجرهٔ غلتان، شاخص‌های سرریز پویا محاسبه شوند. درواقع، آنالیز مبتنی بر معیارهای پویا بینش ارزشمندی از وابستگی متقابل و سرایت ریسک درون سیستم‌های مالی فراهم می‌کند که در شرایط وقوع شوک‌های برون‌زا و دوره‌های آشفتگی بازار می‌تواند بوجود آیند. براین اساس، می‌توان الگوریتم‌های خوشه‌بندی دیگری را با هدف جایگزینی یک معیار سرریز پویا در تابع هدف، تعمیم داد. بعلاوه، پیشنهاد می‌شود از معیارهای سرریز دیگری علاوه بر معیارهای سرریز زمان متغیر برای خوشه‌بندی استفاده شود. پیشنهاد دیگر، تعمیم مدل‌های خوشه‌بندی استوار جدید به‌عنوان جایگزین برای مدل VS-E-FCMdd، است. تکنیک‌های خوشه‌بندی استوار برای پرداختن به سری‌های زمانی مالی بسیار کاربردی و مفید می‌باشند که نتایج پژوهش حاضر نیز بر صحت این ادعا تاکید می‌کند. در پایان، پیشنهاد می‌شود مدل‌های خوشه‌بندی دیگری در چارچوب فازی، برای گروه‌بندی سری‌های زمانی نامانا و با ساختار غیرخطی، تعمیم داده شود.

Acknowledgments: we appreciate Reviewers' insightful suggestions on improving the quality of the research.

Conflict of Interest: The author declares no conflict of interest.

Funding: The author received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Alonso, A. M., D'Urso, P., Gamboa, C., & Guerrero, V. (2021). Cophenetic-based fuzzy clustering of time series by linear dependency. *International Journal of Approximate Reasoning, 137*, 114–136. https://doi.org/10.1016/j.ijar.2021.07.006

Asghari, F., & Ahmadi, F. (2018). A hybrid model for appraising and forecasting loan repayments (Case study: Karafarini Omid Fund). *Economics Research, 18*(71), 185–223. https://doi.org/10.22054/joer.2018.9833 (in Persian)

Badiei, M., Ebrahimi Sarve Oliya, M. H., & Sargolzaei, M. (2025). The effect of performance of the Tehran Stock Exchange and Iran FaraBourse Sukuk index on the risk-adjusted returns of mutual funds: Fama and French three-factor model. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 22*(3), 174–207. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.43296.2549 (in Persian)

Bastos, J. A., & Caiado, J. (2014). Clustering financial time series with variance ratio statistics. *Quantitative Finance, 14*(12), 2121–2133. https://doi.org/10.1080/14697688.2012.726736

Bastos, J. A., & Caiado, J. (2021). On the classification of financial data with domain agnostic features. *International Journal of Approximate Reasoning, 138*, 1–11. https://doi.org/10.1016/j.ijar.2021.07.008

Bei, H., Mao, Y., Wang, W., & Zhang, X. (2021). Fuzzy clustering method based on improved weighted distance. *Mathematical Problems in Engineering, 2021*, 6687202. https://doi.org/10.1155/2021/6687202

Buncic, D., & Gisler, K. I. M. (2016). Global equity market volatility spillovers: A broader role for the United States. *International Journal of Forecasting, 32*(4), 1317–1339. https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2016.05.001

Caiado, J., Crato, N., & Peña, D. (2006). A periodogram-based metric for time series classification. *Computational Statistics & Data Analysis, 50*(10), 2668–2684. https://doi.org/10.1016/j.csda.2005.04.012

Caiado, J., Maharaj, E. A., & D'Urso, P. (2015). Time-series clustering. In C. Hennig, M. Meila, F. Murtagh, & R. Rocci (Eds.), *Handbook of Cluster Analysis* (pp. 262–285). Chapman & Hall/CRC.

Cerqueti, R., D'Urso, P., De Giovanni, L., Giacalone, M., & Mattera, R. (2022). Weighted score-driven fuzzy clustering of time series with a financial application. *Expert Systems with Applications, 198*, 116752. https://doi.org/10.1016/j.eswa.2022.116752

Cerqueti, R., D'Urso, P., De Giovanni, L., Mattera, R., & Vitale, V. (2023). Fuzzy clustering of financial time series based on volatility spillovers. *Annals of Operations Research*. https://doi.org/10.1007/s10479-023-05560-7

Cerqueti, R., & Mattera, R. (2023). Fuzzy clustering of time series with time-varying memory. *International Journal of Approximate Reasoning, 153*, 193–218. https://doi.org/10.1016/j.ijar.2022.11.021

Chang, C.-L., McAleer, M., & Tansuchat, R. (2013). Conditional correlations and volatility spillovers between crude oil and stock index returns. *The North American Journal of Economics and Finance, 25*, 116–138. https://doi.org/10.1016/j.najef.2012.06.002

Chen, Y., Chiu, J., & Chung, H. (2022). Givers or receivers? Return and volatility spillovers between Fintech and the traditional financial industry. *Finance Research Letters, 46*, 102458. https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102458

Cheuathonghua, M., Padungsaksawasdi, C., Boonchoo, P., & Tongurai, J. (2019). Extreme spillovers of VIX fear index to international equity markets. *Financial Markets and Portfolio Management, 33*(1), 31–58. https://doi.org/10.1007/s11408-018-0323-6

Choi, S.-Y. (2022). Dynamic volatility spillovers between industries in the US stock market: Evidence from the COVID-19 pandemic and Black Monday. *The North American Journal of Economics and Finance, 59*, 101614. https://doi.org/10.1016/j.najef.2021.101614

Coppi, R., D'Urso, P., & Giordani, P. (2010). A fuzzy clustering model for multivariate spatial time series. *Journal of Classification, 27*, 54–88. https://doi.org/10.1007/s00357-010-9043-y

D'Urso, P. (2005). Fuzzy clustering for data time arrays with inlier and outlier time trajectories. *IEEE Transactions on Fuzzy Systems, 13*(5), 583–604. https://doi.org/10.1109/TFUZZ.2005.856565

D'Urso, P., De Giovanni, L., Maharaj, E. A., Brito, P., & Teles, P. (2023). Wavelet-based fuzzy clustering of interval time series. *International Journal of Approximate Reasoning, 152*, 136–159. https://doi.org/10.1016/j.ijar.2022.09.014

D'Urso, P., De Giovanni, L., & Massari, R. (2015). Time series clustering by a robust autoregressive metric with application to air pollution. *Chemometrics*

and Intelligent Laboratory Systems, 141, 107–124. https://doi.org/10.1016/j.chemolab.2014.11.003

D'Urso, P., De Giovanni, L., & Massari, R. (2016). GARCH-based robust clustering of time series. *Fuzzy Sets and Systems, 305*, 21–28. https://doi.org/10.1016/j.fss.2016.01.010

D'Urso, P., Maharaj, E. A., & Alonso, A. M. (2017). Fuzzy clustering of time series using extremes. *Fuzzy Sets and Systems, 318*, 56–79. https://doi.org/10.1016/j.fss.2016.10.006

D'Urso, P., Massari, R., Cappelli, C., & De Giovanni, L. (2017). Autoregressive metric-based trimmed fuzzy clustering with an application to PM10 time series. *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems, 161*, 15–26. https://doi.org/10.1016/j.chemolab.2016.11.016

D'Urso, P., De Giovanni, L., & Massari, R. (2021). Trimmed fuzzy clustering of financial time series based on dynamic time warping. *Annals of Operations Research, 299*, 1379–1395. https://doi.org/10.1007/s10479-019-03284-1

D'Urso, P., De Giovanni, L., Massari, R., D'Ecclesia, R. L., & Maharaj, E. A. (2020). Cepstral-based clustering of financial time series. *Expert Systems with Applications, 161*, 113705. https://doi.org/10.1016/j.eswa.2020.113705

D'Urso, P., De Giovanni, L., Massari, R., & Di Lallo, D. (2013). Noise fuzzy clustering of time series by autoregressive metric. *METRON, 71*(3), 217–243. https://doi.org/10.1007/s40300-013-0024-x

D'Urso, P., De Giovanni, L., & Vitale, V. (2023). A robust method for clustering football players with mixed attributes. *Annals of Operations Research, 325*(1), 36–59. https://doi.org/10.1007/s10479-022-04558-x

D'Urso, P., & Maharaj, E. A. (2009). Autocorrelation-based fuzzy clustering of time series. *Fuzzy Sets and Systems, 160*(24), 3565–3589. https://doi.org/10.1016/j.fss.2009.04.013

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2009). Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets. *The Economic Journal, 119*(534), 158–171. https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2008.02208.x

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting, 28*(1), 57–66. https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2011.02.006

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of Econometrics, 182*(1), 119–134. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.04.012

Ehsani, A., & Alemohammad, S. (2021). Fuzzy clustering of Tehran Stock Exchange industries index time series based on autoregressive model. *4th International Conference on Soft Computing*. (in Persian)

Farid, D., & Pourhamidi, M. (2012). Classifying stocks of listed companies on Tehran Stock Exchange using fuzzy cluster analysis. *Financial Accounting Research*, *4*(3), 105–128. (in Persian)

Farnam, M., & Darehmiraki, M. (2023). A parametric method for fuzzy data clustering. *Fuzzy Systems and Its Applications*, *5*(2), 119–193. https://doi.org/10.22034/jfsa.2023.331678.1138 (in Persian)

Gillaizeau, M., Jayasekera, R., Maaitah, A., Mishra, T., Parhi, M., & Volokitina, E. (2019). Giver and the receiver: Understanding spillover effects and predictive power in cross-market Bitcoin prices. *International Review of Financial Analysis*, *63*, 104–186. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2019.03.005

Jondeau, E., & Rockinger, M. (2012). On the importance of time variability in higher moments for asset allocation. *Journal of Financial Econometrics*, *10*(1), 123–184. https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbr006

Lafuente-Rego, B., D'Urso, P., & Vilar, J. A. (2020). Robust fuzzy clustering based on quantile autocovariances. *Statistical Papers*, *61*(6), 2393–2448. https://doi.org/10.1007/s00362-018-1053-6

López-Oriona, Á., Vilar, J. A., & D'Urso, P. (2022). Quantile-based fuzzy clustering of multivariate time series in the frequency domain. *Fuzzy Sets and Systems*, *443*, 115–154. https://doi.org/10.1016/j.fss.2022.02.015

Mantegna, R. N. (1999). Hierarchical structure in financial markets. *The European Physical Journal B*, *11*(1), 193–197. https://doi.org/10.1007/s100510050929

Otranto, E. (2008). Clustering heteroskedastic time series by model-based procedures. *Computational Statistics & Data Analysis*, *52*(10), 4685–4698. https://doi.org/10.1016/j.csda.2008.03.020

Otranto, E., & Gargano, R. (2015). Financial clustering in presence of dominant markets. *Advances in Data Analysis and Classification*, *9*(3), 315–339. https://doi.org/10.1007/s11634-014-0189-z

Parkinson, M. (1980). The extreme value method for estimating the variance of the rate of return. *The Journal of Business*, *53*(1), 61–65.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, *58*(1), 17–29. https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0

Piccolo, D. (1990). A distance measure for classifying ARIMA models. *Journal of Time Series Analysis*, *11*(2), 153–164. https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.1990.tb00048.x

Rafiei, S., & Moradi, P. (2016). Improving performance of fuzzy C-means clustering algorithm using automatic local feature weighting. *Tabriz Journal of Electrical Engineering*, *46*(2), 75–86. (in Persian)

Rahmani Asl, F., Sinaei, H. A., & Neis, A. (2021). Forming a portfolio of exchange traded funds with the clustering and UTADIS models. *Quarterly Journal of*

Quantitative Economics, *18*(1), 79–96. https://doi.org/10.22055/jqe.2020.32330.2204

Rayati Shavazi, A., Blue, G., Ebrahimi Sarv-e-Olia, M. H., & Amiri, M. (2021). Financial contagion based on overlapping portfolio in TEPIX industrial groups. *Financial Management Strategy*, *9*(3), 102–179. https://doi.org/10.22051/jfm.2019.27654.2175 (in Persian)

Savvides, A., Promponas, V. J., & Fokianos, K. (2008). Clustering of biological time series by cepstral coefficients based distances. *Pattern Recognition*, *41*(7), 2398–2412. https://doi.org/10.1016/j.patcog.2008.01.002

Sinaei, H. A., Mehrabi, A., Basirzadeh, H., & Samandar, M. (2016). Applying expected regret minimization in constructing portfolio of mutual funds. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *13*(1), 119–140. (in Persian)

Sinaei, H., Basirzad, H., & Samandar, M. (2014). Application of clustering analysis in assessing the performance of mutual funds. *Financial Management Strategy*, *2*(1), 1–20. (in Persian)

Soltyk, S. J., & Chan, F. (2023). Modeling time-varying higher-order conditional moments: A survey. *Journal of Economic Surveys*, *37*(1), 33–57. https://doi.org/10.1111/joes.12481

Shahrazi, M., & Shahrazi, M. (2025). An application of econophysics to investigate the relationship between trading volume and stock returns in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *22*(3), 84–114. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.42398.2529 (in Persian)

Van der Laan, M., Pollard, K., & Bryan, J. (2003). A new partitioning around medoids algorithm. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, *73*(8), 575–584. https://doi.org/10.1080/0094965031000136012

Wu, K.-L., & Yang, M.-S. (2002). Alternative c-means clustering algorithms. *Pattern Recognition*, *35*(10), 2267–2278. https://doi.org/10.1016/S0031-3203(01)00197-2

Xie, X. L., & Beni, G. (1991). A new fuzzy clustering validity criterion and its application to color image segmentation. In *Proceedings of the IEEE International Symposium on Intelligent Control*.

Zhu, L. (2016). Improvement of weighted Euclidean distance clustering algorithm. *Computer & Digital Engineering*, *44*(3), 421–424.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) بهار ۱۴۰۵ ۲۳(۱) ۱۷۰-۱۳۳



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

ارزیابی اثر نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه با استفاده از الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ و تشخیص رابطه‌ی متقابل بین نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورم در ایران

حامد پیرپور *، حسین صمصامی مزرعه آخوند **

* دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده‌ی مسئول).

** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۲ دی ۱۴۰۲
تاریخ بازنگری: ۳۰ بهمن ۱۴۰۲
تاریخ پذیرش: ۷ اردیبهشت ۱۴۰۳

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: h_pirpour@sbu.ac.ir
0000-0003-2517-5440

آدرس پستی:
تهران، بزرگراه شهید چمران، خیابان یمن، میدان شهید شهریاری، بلوار دانشجو، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، کد پستی: ۱۹۸۳۹۶۹۴۱۱

طبقه‌بندی JEL: *C22، E31، P24.*

واژگان کلیدی:
نوسانات نرخ ارز، تورم پایه، الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ، علیت گرنجر و خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی.

قدردانی: نویسندگان از تلاش‌های سردبیر و همه داوران ناشناس که به بهبود قابل ملاحظه‌ی این مقاله کمک کرده‌اند، سپاسگزاری می‌کنند.

تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

منابع مالی: هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نشده است.

چکیده

نوسانات نرخ ارز و وجود نرخ‌های تورم بالا و پیوسته در یک اقتصاد را می‌توان دو عامل مهم اثرگذار در ایجاد نااطمینانی اقتصادی به شمار آورد که آسیب‌های قابل توجهی به رشد اقتصادی، افزایش نرخ بیکاری و گسترش توزیع ناعادلانه ثروت را به دنبال دارد. با توجه به اثرات مخرب نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورمی از مسیر اصلی، دو هدف اصلی در این مطالعه پیگیری شد. اولین هدف این مطالعه، بررسی رابطه‌ی متقابل بین نوسانات نرخ ارز

و انحرافات تورمی به صورت ماهانه از اردیبهشت ۱۳۸۳ تا بهمن ۱۴۰۱ با استفاده از علیت گرنجر و علیت تودا و یاماموتو بود. هدف دوم در این مطالعه، ارزیابی اثر نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه بر اساس الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) طی دوره‌ی ۱۳۵۳-۱۴۰۱ بود. نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که رابطه‌ی متقابل بین متغیرهای نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورم تأیید می‌شود. علاوه‌بر این، نتایج به دست آمده اثرگذاری مثبت نوسانات نرخ ارز، نقدینگی و نرخ ارز بر تورم پایه را تأیید می‌کند. از طرف دیگر، تولید ناخالص داخلی دارای اثری منفی بر تورم پایه است. با توجه به نتایج به دست آمده، توصیه می‌شود که برای کاهش نوسانات نرخ ارز وکنترل تورم، نظام ارزی مناسب و کارایی توسط دولت ایجاد و پیروی شود تا از طریق آن، امنیت اقتصادی و هدایت نقدینگی به سمت فعالیت‌های مولد افزایش یابد. همچنین، اعمال سیاست‌های مالی و پولی هماهنگ و بهینه برای کنترل تورم و به دنبال آن، کاهش نوسانات نرخ ارز ضروری است.

ارجاع به مقاله:
پیرپور، حامد و صمصامی مزرعه‌آخوند و حسین. (۱۴۰۵). ارزیابی اثر نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه با استفاده از الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ و تشخیص رابطه‌ی متقابل بین نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورم در ایران. *فصلنامه اقتصاد مقداري (بررسي‌هاي اقتصادي سابق)*، ۲۳(۱)، ۱۷۰-۱۳۳.
10.22055/jqe.2024.45713.2599

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

از مشکلات مهمی که طی دهه‌های اخیر اقتصاد ایران با آن مواجه بوده است و باعث کاهش امنیت اقتصادی و هدایت جریان نقدینگی به سمت فعالیت‌های سوداگرانه به جای فعالیت‌های مولد اقتصادی شود، نوسانات شدید در نرخ ارز و تورم است. منظور از تورم، افزایش مداوم و هم‌زمان سطح کلی قیمت‌های کالاها و خدمات در یک اقتصاد در طی یک دوره‌ی مشخص است (Sumantri & Fadli, 2022 ؛Case et al, 2020 ؛ Barro, 1997). برای اندازه‌گیری تورم در یک اقتصاد به منظور تجزیه و تحلیل این متغیر از شاخص قیمت مصرف کننده[1] (CPI) استفاده می‌شود. CPI میانگین وزنی تغییرات قیمت سبد مصرفی خانوار بر اساس یک سال پایه است (Stanford, 2008).

اقتصاد ایران طی دهه‌های اخیر، تورم بالا و پیوسته‌ای را تجربه کرده است که از دلایل آن می‌توان به اجرای سیاست‌های تعدیل ساختاری، کاهش درآمد عمومی، بحران بدهی‌های خارجی، رشد پول، سیاست‌های یارانه‌ای، سیاست‌های پولی تورمی بانک مرکزی، بحران بازار مسکن، تحریم‌ها و افزایش نرخ ارز اشاره کرد (Gil-Alana et al., 2019). یکی از عوامل مهم در افزایش نوسانات نرخ تورم طی دهه‌های اخیر در ایران، وجود نوسانات نرخ ارز است. افزایش (کاهش) نرخ ارز طریق راه‌های مختلف می‌تواند باعث افزایش (کاهش) تورم شود. افزایش نرخ ارز می‌تواند باعث افزایش هزینه‌ی تولیدات محصولاتی شود که مواد اولیه‌ی آن از خارج تهیه می‌شود. همچنین با اثرگذاری بر تورم انتظاری، افزایش دستمزد اسمی و تورم را به دنبال دارد (Agenor & Montiel, 1996؛ Shojaeipour Monfared & Akın, 2017). همچنین یکی از اجزای پایه پولی[2]، خالص دارایی‌های خارجی[3] است و ارزش ریالی آن از دو طریق افزایش می‌یابد که شامل رشد حجم ارز وارد شده نسبت به ارز خارج شده و افزایش قیمت ارز است. از این‌رو، کاهش ارزش پول ملی باعث افزایش پایه پولی و در نتیجه، افزایش حجم پول می‌شود. اگر چه افزایش حجم پول در کوتاه‌مدت به دلیل چسبندگی دستمزدها و قیمت‌ها در کوتاه‌مدت دارای اثرگذاری بیشتر بر متغیرهای حقیقی است، اما در بلندمدت فقط آثار تورمی دارد. در کشورهای دارای نرخ‌های تورم بالا و

[1] Consumer Price Index
[2] Monetary Baes
[3] Net Foreign Assets

پیوسته که باعث انتظارات تورمی بالا می‌شود، اثرگذاری افزایش حجم پول حتی در کوتاه-مدت بر متغیرهای حقیقی کارا نیست و باعث ابر تورم[4] می‌شود (Mankiw, 2006). بنابراین، یکی دیگر از راه‌های اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر تورم از طریق پایه پولی و حجم پول در اقتصاد است.

تورم از دو طریق باعث ایجاد تغییرات در نرخ ارز می‌شود. افزایش تورم باعث افزایش قیمت کالاهای داخلی در بازارهای بین‌المللی و داخلی می‌شود که کاهش قدرت رقابت‌پذیری بنگاه‌های اقتصادی داخلی در بازارهای بین‌المللی را به دنبال دارد. کاهش قدرت رقابت‌پذیری تولیدکنندگان داخلی باعث کاهش صادرات، افزایش واردات، کاهش ذخایر ارزی و کاهش ارزش پول ملی می‌شود (Ilmas et al., 2022). بر اساس نظریه‌ی برابری قدرت خرید[5] (PPP) و قانون یک قیمت[6] (LOP)، تغییرات در نرخ تورم می‌تواند بر نرخ ارز اثرگذار باشد (Bahmani-Oskooee & Nasir, 2015).

با توجه به آثار منفی نوسانات نرخ ارز و تورم بر اقتصاد به دلیل اثرگذاری متقابل نرخ ارز و تورم بر یکدیگر، در این مطالعه سعی شده که اثرات متقابل نوسانات نرخ ارز و انحراف نرخ تورم از تورم پایه یا هسته[7] در ایران ارزیابی شود؛ زیرا وجود نوسانات نرخ ارز و انحراف تورم از تورم پایه (یکی از متغیرهای مهم در پیش‌بینی و تصمیم‌گیری فعالان اقتصادی و سیاست‌گذاران است) باعث افزایش نااطمینانی اقتصادی و رشد فعالیت‌های واسطه‌گری به جای فعالیت‌های مولد در اقتصاد می‌شود. در این راستا، ابتدا برای به دست آوردن متغیر انحرافات تورمی از اختلاف بین نرخ تورم محقق شده و تورم پایه یا هسته استفاده می‌شود. مقادیر تورم پایه با روش تبدیلات موجک[8] به دست می‌آید. سپس با استفاده از انحراف معیار الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته آستانه‌ای[9] (TGARCH)، نوسانات نرخ ارز محاسبه می‌شود. پس از به دست آوردن متغیرهای ذکر شده در بالا، رابطه‌ی متقابل بین این متغیرها با استفاده از روش علیت گرنجر[10] طی دوره‌ی ماهانه از اردیبهشت ۱۳۸۳ تا بهمن ۱۴۰۱ مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

---

4 Hyperinflation
5 Purchasing Power Parity
6 Law of One Price
7 Core Inflation
8 Wavelet Transforms
9 Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
10 Granger causality

بر اساس الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ[11] که توسط ابستفلد[12] (۱۹۸۵) معرفی شد، متغیرها در حالت پایدار علاوه‌بر متغیرهای بنیادی، از شوک‌ها و نوسانات اثرپذیر هستند. دلیل وجود چنین اثری در نظر گرفتن ناپایا[13] (دارای گام تصادفی بدون رانش[14]) بودن متغیرهای تولید و عرضه‌ی پول و وجود فرایند خود توضیح میانگین متحرک برای شوک تقاضا در طول زمان برای یک اقتصاد است. همچنین فرض می‌شود که قیمت‌ها چسبندگی بیشتری در بازار کالا در مقایسه با بازار دارایی (که بازار ارز نیز در این بازار وجود دارد) دارند. با توجه به اثرگذاری متغیرهای اسمی و نوسانات آن‌ها در این الگو، در این مطالعه سعی می‌شود تا اثر نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه بر اساس این رویکرد و روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[15] (ARDL) مورد ارزیابی قرار گیرد.

در ادامه‌ی این مطالعه، در بخش دوم ادبیات نظری و پیشینه‌ی پژوهش، در بخش سوم حقایق آشکار شده، در بخش چهارم الگوی پژوهش و داده‌ها، در بخش پنجم نتایج تجربی و در بخش ششم نتیجه گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

۲- ادبیات نظری و پیشینه‌ی پژوهش

۲-۱- ادبیات نظری

تورم بلندمدت با نرخ زیاد در اقتصاد دارای اثرات منفی زیادی از جمله کاهش رشد اقتصادی، کاهش کارایی، تشدید نابرابری درآمدی و ثروت، نااطمینانی اقتصادی و کاهش ارزش پول ملی است (Purnomo, 2017). اثرات منفی تورم در چارچوب مدل‌های رشد اقتصادی اقتصاددانان مختلفی مانند ارفانیدس و سولو[16] (۱۹۹۰)، دی گرگوریو[17] (۱۹۹۳) و روبینی و سالای مارتین[18] (۱۹۹۵) مورد مطالعه قرار گرفته است. به طور کلی، افزایش مستمر درآمد سرانه نتیجه‌ی انباشت سرمایه و بهبود مداوم کارایی استفاده از عوامل تولید است. یکی از

11 Stochastic Mundell-Fleming Model
12 Obstfeld
13 Non-stationary
14 Random Walk Without Drift
15 Autoregressive Distributed Lag
16 Orphanides & Solow
17 De Gregorio
18 Roubini & Sala-i-Martín

عوامل اصلی بازگشت سرمایه و سرمایه‌گذاری، نااطمینانی ناشی از نرخ بالای تورم پیش‌بینی نشده و وجود نوسانات نرخ تورم است که باعث کاهش انگیزه‌ی سرمایه‌گذاران برای انجام فعالیت‌های مولد اقتصادی می‌شود (Bruno, 1993؛ Pindyck & Solimano, 1993؛ Andres & Hernando, 1997). علاوه‌بر این، تورم بر انباشت سایر عوامل تعیین کننده‌ی رشد مانند سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه اثرگذار است (Andres & Hernando, 1997). افزایش مداوم نرخ تورم مانع از توانایی سیستم مالی در تخصیص مؤثر و بهینه‌ی منابع می شود که از این‌رو، تورم اثر مخربی بر توسعه مالی دارد (Boyd et al., 2001؛ Sintos, 2023). تورم علاوه‌بر اثرگذاری منفی بر عملکرد کارای اقتصادی یک کشور، باعث توزیع ناعادلانه‌ی فرصت‌های اقتصادی و تشدید نابرابری ثروتی و درآمدی در جامعه شود (Easterly & Fischer, 2001؛ Sintos, 2023).

دلایل اصلی تورم از سه مسیر قابل ردیابی است که آن‌ها شامل طرف تقاضا، طرف عرضه و انتظارات تورمی هستند. عواملی که باعث افزایش و کاهش کل تقاضا برای کالاها و خدمات (تقاضای کل) نسبت به عرضه‌ی کالاها و خدمات (عرضه‌ی کل) می‌شوند به ترتیب افزایش و کاهش تورم و تولید را به دنبال دارد. تقاضای کل ممکن است به دلیل افزایش در مصرف، مخارج دولت، سرمایه‌گذاری و خالص صادرات افزایش یابد. این افزایش تقاضای کل باعث افزایش تقاضای نیروی کار می‌شود که خود عاملی برای افزایش دستمزدها و افزایش هزینه‌های تولید و افزایش بیشتر تورم است. از طرف دیگر، تورم ناشی از طرف عرضه زمانی رخ می‌دهد که فشار هزینه به دلیل افزایش هزینه‌های تولید صورت گیرد. تورم فشار هزینه زمانی رخ می‌دهد که عرضه‌ی کل کاهش یابد، اما تقاضای کل ثابت باشد که در این حالت، افزایش تورم و کاهش تولید مشاهده می‌شود (Mehrara et al., 2015). انتظارات در مورد افزایش قیمت‌ها در آینده نیز می‌تواند بر تصمیمات اقتصادی افراد در زمان حال اثرگذار باشد که عاملی در جهت تغییرات در تورم در زمان حال است. اگر شرکت‌ها انتظار افزایش تورم را در آینده داشته باشند، ممکن است که قیمت کالاها و خدمات خود را با سرعت بیشتری افزایش دهند. در صورت وجود تورم انتظاری در بین کارگران، آن‌ها دستمزد بیشتری در زمان حال طلب می‌کنند تا در صورت افزایش تورم در اواسط قرارداد خود بتوانند کاهش قدرت خرید خود را جبران کنند. این رفتارها که گاهی اوقات روانشناسی تورم[19] نامیده می‌شود، می‌تواند باعث افزایش نرخ تورم شود (Moessner, 2021).

[19] Inflation Psychology

روانشناسی تورم به حالتی گفته می‌شود که در کشورهای دارای تورم انتظاری بالا رخ می‌دهد و در این اقتصادها، مصرف‌کنندگان با باور افزایش پیوسته‌ی قیمت‌ها، خرید خود را زودتر از زمان نیاز خود انجام می‌دهند. همچنین در چنین وضعیتی، نیروی کار از آن‌جا که دارای تورم انتظاری بالا هستند، در زمان عقد قرارداد با کارفرما، درخواست دستمزد بیشتری از مقدار متناسب با تورم واقعی را دارند. در چنین اقتصادهایی، منحنی فیلیپس به طور پیوسته به سمت بالا در حال انتقال است، و شیب منحنی کوتاه‌مدت فیلیپس بسیار کم و حتی صعودی می‌شود که اگر شیب صعودی باشد، در مواقعی که تورم انتظاری از تورم واقعی بر اساس روانشناسی تورم بیشتر است، افزایش تورم باعث افزایش نرخ بیکاری نیز می‌شود (Gaffeo & Canzian, 2011). متغیری که می‌تواند بر تقاضای کل و تورم انتظاری اثرگذار باشد، حجم پول است. افزایش حجم پول در کشورهایی که دارای زیرساخت‌های مناسب برای تولید و سرمایه‌گذاری کافی در اقتصاد نیستند، افزایش رشد نقدینگی به جای حرکت به بخش‌های مولد اقتصاد به سمت فعالیت‌های غیرمولد و واسطه‌گری هدایت می‌شود که نتیجه‌ی آن، افزایش شیب منحنی عرضه‌ی کل و کاهش اثر حجم پول بر متغیرهای حقیقی و افزایش اثر آن بر متغیرهای اسمی است. در این راستا، افزایش حجم پول در اقتصادهایی با این ویژگی، دارای اثرات تورمی زیاد در کوتاه‌مدت و بلندمدت است که در صورت افزایش پیوسته‌ی رشد نقدینگی نسبت به تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت و عدم توجه به زیرساخت‌های تولید و عواملی که باعث جذب سرمایه‌گذاری در بخش‌های مولد می‌شود، تورم انتظاری نیز در آن اقتصاد افزایش می‌یابد (Kiyotaki & Moore, 2002).

اثرگذاری نرخ ارز بر تورم از هر سه مسیر ذکر شده یعنی طرف عرضه، طرف تقاضا و تورم انتظاری است. افزایش نرخ ارز باعث افزایش قیمت تمام شده‌ی نهاده‌های وارداتی شود که از آن‌ها برای تولیدات محصولات داخلی استفاده می‌شود. با افزایش هزینه‌های تولید این محصولات، فشار هزینه رخ می‌دهد که عاملی در جهت کاهش عرضه نسبت به تقاضای آن‌ها است. کاهش عرضه نسبت به تقاضا باعث افزایش قیمت و کاهش تولید (رکود تورمی) می‌شود. علاوه‌بر این، نوسانات نرخ ارز باعث نااطمینانی اقتصادی در یک کشور می‌شود که عاملی در جهت تغییر انتظارات تورمی افراد آن جامعه است که عاملی برای ایجاد فشار هزینه، کاهش عرضه‌ی کل و رکود تورمی است. شرکت‌ها نیز در وضعیت نااطمینانی اقتصادی، با سرعت بیشتری تعدیل قیمت را انجام می‌دهند تا بتوانند هزینه‌های خود را در آینده با این افزایش قیمت پوشش دهند (Svensson, 2000).

از طرف تقاضا نیز تغییرات نرخ ارز می‌تواند باعث اثرگذاری بر قیمت کالاهای نهایی وارداتی شود. تغییر قیمت این کالاها در صورت عدم تغییر سهم کالاهای خارجی در سبد مصرف کننده‌ی داخلی، به طور مستقیم تغییرات در CPI و نرخ تورم را به دنبال دارد. همچنین، کاهش ارزش پول ملی نسبت پول دیگر کشورها باعث ارزان‌تر شدن محصولات داخلی در بازارهای بین‌المللی و احتمال افزایش خالص صادرات آن کشور است. با افزایش خالص صادرات در یک کشور، تقاضای کالاها و خدمات داخلی نسبت به عرضه‌ی داخلی آن افزایش می‌یابد که نتیجه‌ی آن، افزایش نرخ تورم است (Agenor & Montiel, 1996؛ Shojaeipour Monfared & Akın, 2017). افزایش خالص صادرات عاملی در جهت افزایش تقاضای نیروی کار داخلی و افزایش دستمزدهای آن‌ها است که این موضوع باعث افزایش تورم به دنبال بیشتر شدن هزینه‌های تولید می‌شود (Isnowati et al., 2023).

نوسانات نرخ ارز از طریق ایجاد فضای نااطمینانی در اقتصاد می‌تواند اثرات منفی قابل توجهی بر رشد اقتصادی داشته باشد. نااطمینانی ناشی از نوسانات نرخ ارز در بازارهای مالی باعث هدایت منابع مالی به فعالیت‌های سوداگرانه به جای فعالیت‌های مولد در اقتصاد می‌شود (Farzam et al., 2013؛ Yazdani & Pirpour, 2017). نوسانات نرخ ارز نیز از طریق تغییر در ارزش دارایی‌های شرکت‌ها باعث ارزیابی نادرست درآمدها و هزینه‌های طرح‌های اقتصادی و ایجاد تغییرات زیاد در میزان منافع شرکت‌ها می‌شود (Shah'abadie & Mahmudie, 2006). نوسانات نرخ ارز به دلیل ایجاد نااطمینانی در محیط اقتصادی، باعث کاهش انگیزه سرمایه‌گذاران داخلی در فعالیت‌های حقیقی و کاهش کارایی سرمایه در شرکت‌ها می‌شود که نتیجه‌ی آن، کاهش رشد اقتصادی است (Morina, 2020). نوسانات نرخ ارز باعث ایجاد تغییر در میزان سود و زیان سرمایه‌گذاران خارجی می‌شود. در این راستا، اگر سرمایه‌گذار خارجی نسبت به زمان برگشت اصل سرمایه خود به دلیل نوسانات نرخ ارز در کشور سرمایه‌پذیر اطمینان لازم را نداشته باشد، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[۲۰] و رشد اقتصادی در آن کشور کاهش می‌یابد (Foad, 2005؛ Yazdani & Pirpour, 2017). علاوه‌بر اثرات منفی نوسانات نرخ ارز بر متغیرهای ذکر شده، تغییرات نرخ ارز از طریق ایجاد تغییر در خالص دارایی‌های خارجی به ارزش پول داخلی باعث تغییر در پایه پولی و حجم پول در اقتصاد می‌شود. در این راستا، افزایش نرخ ارز باعث افزایش ارزش ریالی خالص دارایی‌های خارجی و رشد پایه پولی می‌شود که به دنبال آن، نقدینگی و تورم

[20] Foreign Direct Investment

افزایش پیدا می‌کند. با توجه به ادبیات ذکر شده در بالا، شدت افزایش تورم در اقتصادهایی که توانایی جذب سرمایه‌گذاری کافی و هدایت نقدینگی را به بخش‌های مولد را ندارند، باعث ایجاد تورم لجام گسیخته و افزایش تورم انتظاری می‌شود.

با توجه به اثرات منفی نوسانات نرخ ارز بر اقتصاد، عوامل فزاینده و کاهنده‌ی این نوسانات را باید پیدا کرد. بر اساس نظریه‌های PPP و LOP، نوسانات نرخ تورم داخلی و خارجی می‌تواند بر نوسانات نرخ ارز اثرگذار باشد. افزایش قیمت کالاها و خدمات داخلی نسبت به قیمت این محصولات در کشورهای خارجی باعث تضعیف پول ملی می‌شود (Devia, 2019). یکی دیگر از راه‌های اثرگذاری تورم بر نرخ ارز، رقابت پذیری تولیدکنندگان داخلی در بازارهای بین‌المللی است. در صورت افزایش سطح قیمت‌های کالاهای قابل تجارت در کشور داخل نسبت به طرف‌های تجاری، تقاضای کشورهای واردکننده‌ی محصولات از کشور داخلی کاهش و علاوه‌بر آن، صادرات از کشورهای خارجی افزایش می‌یابد. این افزایش نسبی قیمت‌ها باعث کاهش قدرت رقابت‌پذیری بنگاه‌های داخلی در بازارهای بین‌المللی می‌شود که عاملی در جهت کاهش ذخایر ارزی و افزایش نرخ ارز است (Ilmas et al., 2022).

بنابراین، می‌توان یک رابطه‌ی دو طرفه بین تورم و نرخ ارز را تصور کرد. از این‌رو با فرض وجود رابطه‌ی متقابل بین آن‌ها، نوسانات نرخ ارز باعث تشدید انحرافات نرخ تورم از تورم پایه می‌شود، زیرا اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر نرخ تورم در کوتاه‌مدت اثرگذاری بیشتری نسبت بلندمدت دارد. از آن‌جا که تورم پایه حالتی پایدار و بلندمدت از تورم است، واکنش این متغیر در مواجه شدن با نوسانات و شوک‌ها بسیار کمتر از مقدار محقق شده‌ی آن است. با وجود اثرگذاری بیشتر متغیرهای بنیادی و حقیقی بر تورم پایه، در صورتی که اقتصاد دارای حالتی تصادفی باشد، در آن صورت شوک‌ها و نوسانات علاوه‌بر اثرگذاری در کوتاه‌مدت می‌توانند بر حالت پایدار متغیرها اثرگذار باشند. بر اساس ادبیات ذکر شده، از آن‌جا که اثرگذاری تورم بر کاهش ارزش پول ملی مثبت است، افزایش انحرافات تورمی می‌تواند باعث وقوع نوسانات بیشتر در نرخ ارز شود. در این راستا، زمانی که تورم محقق شده از مقدار پایه‌ی آن بیشتر باشد، نرخ ارز تمایل به افزایش دارد و در مقابل، انحراف تورمی به سمت پایین می‌تواند عاملی در جهت کاهش نرخ ارز باشد.

یکی دیگر از اهداف این مطالعه، ارزیابی اثر نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه است. در ادامه بخشی از الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ ارائه می‌شود تا بر اساس آن، اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه از دیدگاه نظری اثبات شود. بر اساس فروض این الگو، عرضه‌ی

پول و تولید متغیرهایی با گام تصادفی بدون رانش و شوک تقاضا یک متغیر دارای فرایند خود توضیح میانگین متحرک است. از این رو، توابع عرضه‌ی پول، تولید و شوک تقاضا به صورت معادلات (۱) تا (۳) است.

$$y_t = y_{t-1} + z_t \qquad z_t \overset{iid}{\sim} N(0,\sigma_z^2) \tag{۱}$$

$$m_t = m_{t-1} + \upsilon_t \qquad \upsilon_t \overset{iid}{\sim} N(0,\sigma_\upsilon^2) \tag{۲}$$

$$d_t = d_{t-1} + \delta_t - \gamma\delta_{t-1} \qquad \delta_t \overset{iid}{\sim} N(0,\sigma_\delta^2) \tag{۳}$$

که در آن y ، m و d به ترتیب نشان دهنده‌ی تولید، عرضه‌ی پول و شوک طرف تقاضا است. معادله‌ی تعادل سرمایه گذاری و پس انداز[۲۱] (IS) بر اساس الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ به صورت معادله‌ی (٤) است.

$$y_t^d = \eta(s_t - p_t) - \sigma[i_t - E_t(p_{t+1} - p_t] + d_t \tag{۴}$$

که در آن y^d تقاضای کل، s نرخ ارز اسمی، i نرخ بهره‌ی اسمی و d شوک طرف تقاضا است. همه‌ی متغیرهای مورد استفاده در این الگو، به غیر از نرخ‌های بهره، به صورت لگاریتم طبیعی هستند. همچنین معادله‌ی تقاضای پول (ترجیح نقدینگی و عرضه پول[۲۲]) (LM) به صورت معادله‌ی (۵) است.

$$m_t - p_t = y_t^d - \lambda i_t \tag{۵}$$

که در آن m تقاضای پول است. در این الگو نیز فرض شده است که تعادل بازار سرمایه بر اساس نرخ بهره‌ی غیر پوششی[۲۳] است. بر اساس معادلات زیر، نرخ ارز حقیقی و نرخ بهره به دست می‌آید، و متغیرهای مربوط به کشور خارجی (با اندیس ستاره (*) مشخص شدند) به صورت برون‌زا صفر در نظر گرفته شده است که با این فرض تغییری در نتایج حاصل نمی‌شود.

---

[21] Investment and Saving Equilibrium

[22] Liquidity Preference and Money Supply

[23] Uncovered Interest Rate Parity

$$i_t - i_t^* = E_t(s_{t+1} - s_t) \quad (۶)$$

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t \quad (۷)$$

که در آن q نرخ ارز حقیقی است. با توجه معادات (٦) و (۷)، معادله‌ی نرخ ارز حقیقی در حالت پایدار به صورت معادله‌ی (۸) می‌شود.

$$\bar{q}_t = \frac{y_t - d_t}{\eta + \sigma} + \frac{\sigma}{\eta + \sigma} E_t \bar{q}_{t+1} \qquad y_t^d = y_t \quad (۸)$$

که این معادله، یک معادله‌ی تفاضلی تصادفی بر حسب $\bar{q}$ است. برای حل این معادله از روش ضرایب نامعین[۲۴] استفاده می‌شود. متغیر نرخ ارز حقیقی در حالت پایدار، تابع خطی از متغیرهای مستقل در معادله‌ی (۹) در نظر گرفته می‌شود.

$$\bar{q}_t = \alpha_1 y_t + \alpha_2 m_t + \alpha_3 d_t + \alpha_4 \delta_t \quad (۹)$$

که اگر از معادله‌ی (۹) امید ریاضی گرفته شود، با توجه به معادلات تولید، عرضه‌ی پول و شوک تقاضا، معادله‌ی (۱۰) حاصل می‌شود.

$$E\bar{q}_{t+1} = \alpha_1 y_t + \alpha_2 m_t + \alpha_3(d_t - \gamma\delta_t) \quad (۱۰)$$

حال با جایگذاری معادلات (۹) و (۱۰) در معادله‌ی (۸) و تساوی قرار دادن ضرایب در دو طرف تساوی و از آن‌جا که در معادله‌ی (۸)، عرضه‌ی پول به صورت صریح آورده نشده است، ضرایب معادله‌ی (۱۰) و نتیجه‌ی نهایی معادله‌ی نرخ ارز حقیقی در حالت پایدار به صورت زیر می‌شود.

$$\alpha_1 = \frac{1}{\eta} = -\alpha_3 \ , \ \alpha_2 = 0$$
$$\bar{q}_t = \frac{y_t - d_t}{\eta} + \frac{\gamma}{\eta}\left(\frac{\sigma}{\eta + \sigma}\right)\delta_t = \bar{q}_t(z_t, \delta_t) \quad (۱۱)$$

بر اساس معادله‌ی (۱۱)، شوک‌های طرف عرضه و تقاضا بر نرخ ارز حقیقی در بلندمدت اثرگذار هستند. حال که معادله‌ی نرخ ارز حقیقی در حالت پایدار مشخص شد، در ادامه معادله‌ی سطح قیمت در بلندمدت با استفاده از معادله‌ی تقاضای پول به دست می‌آید تا از طریق آن و معادله‌ی نرخ ارز حقیقی، معادله‌ی نرخ ارز اسمی در حالت پایدار حاصل و اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر نرخ تورم پایه از طریق این الگو ارائه شود. در معادله‌ی (۵) به

[24] Undetermined Coefficients

جای نرخ بهره از معادله‌ی (٦) استفاده می‌شود و معادله‌ی به دست آمده را بر حسب قیمت به صورت معادله‌ی (۱۲) بازنویسی می‌شود. همچنین مانند معادله‌ی نرخ ارز حقیقی در حالت پایدار، به دلیل آن که از متغیرهای تولید و عرضه‌ی پول (عرضه و تقاضای پول برابر با یکدیگرند) در حالت پایدار استفاده می‌شود، متغیرهای دیگر در معادله‌ی (۱۲) نیز به حالت پایدار تبدیل می‌شوند.

$$\bar{p}_t = m_t - y_t + \lambda E_t(\bar{s}_{t+1} - \bar{s}_t) \qquad (۱۲)$$

حال اگر به طرف راست معادله‌ی بالا، عبارت‌های $\lambda E_t \bar{p}_{t+1}$ و $\lambda \bar{p}_t$ اضافه و کم شود، معادله‌ی (۱۳) حاصل می‌شود.

$$\bar{p}_t(1+\lambda) = m_t - y_t + \lambda E_t(\bar{q}_{t+1} - \bar{q}_t) + E_t \bar{p}_{t+1} \qquad (۱۳)$$

با توجه به معادله‌ی (۱۱) تفاضل مقدار انتظاری نرخ ارز حقیقی در حالت پایدار و نرخ ارز حقیقی در این حالت برابر با عبارت $[\gamma/\eta + \sigma]\delta_t$ است که با جایگذاری در معادله‌ی بالا معادله‌ی (١٤) به دست می‌آید.

$$\bar{p}_t = \frac{m_t - y_t}{1+\lambda} + \frac{\lambda\gamma}{(\eta+\sigma)(1+\lambda)}\delta_t + \frac{\lambda}{1+\lambda} E_t \bar{p}_{t+1} \qquad (۱۴)$$

که این معادله، یک معادله‌ی تفاضلی تصادفی بر حسب $\bar{p}$ است. برای حل این معادله از روش ضرایب نامعین استفاده می‌شود. متغیر سطح قیمت در حالت پایدار، تابع خطی از متغیرهای مستقل در معادله‌ی (۱۵) در نظر گرفته می‌شود.

$$\bar{p}_t = b_1 y_t + b_2 m_t + b_3 d_t + b_4 \delta_t \qquad (۱۵)$$

که اگر از معادله‌ی (۱۵) امید ریاضی گرفته شود، با توجه به معادلات تولید، عرضه‌ی پول و شوک تقاضا، معادله‌ی (١٦) حاصل می‌شود.

$$E\bar{p}_{t+1} = b_1 y_t + b_2 m_t + b_3(d_t - \gamma\delta_t) \qquad (۱۶)$$

با جایگذاری معادلات (۱۵) و (١٦) در معادله‌ی (١٤) و تساوی قرار دادن ضرایب در دو طرف تساوی و از آن‌جا که در معادله‌ی (١٤)، شوک تقاضا وجود ندارد، ضرایب معادله‌ی (١٦) و نتیجه‌ی نهایی معادله‌ی قیمت در حالت پایدار به صورت زیر می‌شود.

$$b_1 = 1 = -b_2 \ , \ b_3 = 0$$

$$\bar{p}_t = m_t - y_t + \varphi\delta_t = \bar{p}_t(z_t, \delta_t, \upsilon_t) \qquad \varphi = \frac{\lambda\gamma}{(1+\lambda)(\eta+\sigma)} \tag{۱۷}$$

بر اساس معادله‌ی (۱۷)، شوک‌های طرف عرضه، تقاضا و پولی بر سطح قیمت در بلندمدت اثرگذار هستند. با توجه به معادله‌ی نرخ ارز حقیقی و معادلات به دست آمده برای قیمت و نرخ ارز حقیقی در حالت پایدار، معادله نرخ ارز اسمی در حالت پایدار به صورت معادله‌ی (۱۸) می‌شود.

$$\bar{s}_t = \bar{q}_t + \bar{p}_t$$

$$\bar{s}_t = m_t + (\frac{1-\eta}{\eta})y_t - \frac{d_t}{\eta} + (\frac{\gamma\sigma}{\eta(\eta+\sigma)} + \varphi)\delta_t = \bar{s}_t(z_t, \delta_t, \upsilon_t) \tag{۱۸}$$

معادله‌ی (۱۸) نشان می‌دهد که نرخ ارز اسمی در حالت پایدار تحت تأثیر شوک‌های طرف عرضه، تقاضا و پولی است (Mark, 2001).

برای ارزیابی نوسانات نرخ ارز اسمی بر تورم پایه، معادله‌ی (۱۲) را با استفاده از مقدار انتظاری به دست آمده از معادله‌ی (۱۸) بر حسب قیمت در حالت پایدار به صورت معادله‌ی زیر بازنویسی می‌شود.

$$\bar{p}_t = m_t - y_t + \lambda\left[m_t + \frac{1-\eta}{\eta}y_t - \frac{1}{\eta}(d_t - \gamma\delta_t) - \bar{s}_t\right] \tag{۱۹}$$

به منظور دستیابی به متغیر نرخ تورم پایه در سمت چپ و نوسانات نرخ ارز در سمت راست معادله با توجه به آن که متغیرها به صورت لگاریتمی هستند، معادله‌ی نرخ تورم پایه با استفاده از معادله‌ی بالا به صورت معادله‌ی (۲۰) به دست می‌آید.

$$\bar{\pi}_t = m_t(1+\lambda) - y_t(1-\lambda\frac{1-\eta}{\eta}) - \frac{\lambda}{\eta}(d_t - \gamma\delta_t) + \lambda(Vs_t) - \lambda s_t - \bar{p}_{t-1} \tag{۲۰}$$

که در آن $\bar{\pi}_t = \bar{p}_t - \bar{p}_{t-1}$ نرخ تورم پایه و $Vs_t = s_t - \bar{s}_t$ نوسانات نرخ ارز است.

۲-۲- پیشینه‌ی پژوهش

با توجه به اهداف این مطالعه، نتایج برخی از مطالعات داخلی و خارجی مرتبط به این حوزه‌ها در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. مطالعات خارجی و داخلی انجام شده طی دهه اخیر
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 1. Foreign and domestic studies conducted during the last decade
Source: Research results

پژوهشگر و سال	روش پژوهش و دوره	نتایج
Valogo et al. (2023)	خودرگرسیون آستانه[25] و ۲۰۱۸-۲۰۰۲	کاهش نرخ ارز فراتر از آستانه ماهانه ۰/۷۰ درصد، اثر مثبت بر تورم دارد که به ارتباط سطح آستانه اعتبار می-دهد. نتایج مدل قاعده سیاست پولی نیز نشان می‌دهد که بدون در نظر گرفتن سطح آستانه ۰/۵۱ درصد، نرخ ارز به طور معناداری بر نرخ سیاست پولی اثر مثبت دارد. از این-رو، توجه مناسب به نرخ ارز در قاعده سیاستی با وجود حد آستانه (۰/۵۱ درصد) از فراتر رفتن کاهش ارزش ارز از حد بهینه (۰/۷۰ درصد) و در نتیجه، مانع انتقال اثر نرخ ارز بر سطح قیمت‌ها می‌شود.
Long et al. (2022)	همجمعی متغیر با زمان[26] و ۲۰۱۶-۲۰۰۳	اثر تورم بر نرخ ارز از طریق همجمعی متغیر با زمان نشان داده می‌شود. با این وجود، این اثر با الگوهای همجمعی ضریب ثابت تأیید نمی‌شود. علاوه‌بر این، سیاست پولی نه تنها به طور مستقیم از طریق ابزارهای خود به عنوان عرضه پول و نرخ بهره، بلکه به طور غیرمستقیم از طریق تورم بر نرخ ارز اثرگذار است.
Nuhu (2021)	GARCH و مدل تصحیح خطای برداری (VECM)[27] و ۲۰۱۹-۱۹۸۶	حجم پول و نرخ ارز اسمی اثرات مثبت و معناداری بر CPI دارند. بنابراین، نوسانات نرخ ارز و افزایش عرضه پول باعث افزایش نرخ تورم در نیجریه می‌شود.
Keefe (2020)	مدل رگرسیون آستانه پانل پویا[28] و ۲۰۱۶-۲۰۰۰	اقتصادهای نوظهور و پیشرفته زمانی که نوسانات نرخ ارز زیر یک درصد است به تعهدات خود برای هدف‌گذاری تورم پایبند هستند. با این وجود، زمانی که نوسانات فراتر از این مقدار آستانه است، آن‌ها نمی‌توانند یا نمی‌خواهند به انحرافات در شکاف تورمی پاسخ دهند.

[25] Threshold Autoregressive
[26] Time-varying Co-integration
[27] Vector Error Correction Model
[28] Dynamic Panel Threshold Regression Model

Abdi Seyyedkolaee et al. (2022)	خودرگرسیون آستانه و ۱۳۵۰-۱۳۹۶	آستانه‌ی نرخ ارز مؤثر در ایران ۲۷/۶۱۶۰ است و با توجه به این مقدار این آستانه، ضریب نرخ ارز به دلیل اثرپذیری از تورم، از رژیم اول به رژیم دوم افزایش پیدا کرده است.
Tahsili (2022)	خودرگرسیون آستانه و ۱۳۶۹-۱۳۹۷	محیط تورمی و آستانه‌ی آن در اثرگذاری نرخ ارز بر سطح عمومی قیمت‌ها بسیار مهم هستند. در این راستا، اگر نرخ تورم فصلی بیشتر از ۵/۴۸ درصد (مقدار آستانه) باشد، نوسانات نرخ ارز اثر کمتری بر نرخ تورم دارد. در مقابل، اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر تورم تشدید می‌شود در مواقعی که نرخ تورم کمتر از مقدار آستانه است.
Aboulhassani et al. (2020)	مدل تعادل عمومی تصادفی پویا[29] (DSGE) و ۱۳۹۷-۱۳۶۸	شوک‌های هزینه‌ای ایجاد شده به دلیل شوک‌های نرخ ارز و نرخ بهره باعث افزایش نرخ تورم می‌شود. علاوه‌بر این، نقش انتظارات تورمی در افزایش نوسانات تورم بسیار مهم است.
Qadri Moghadam et al. (2017)	مدل خودرگرسیون برداری[30] (VAR) و ۱۳۷۰-۱۳۹۰	یکی از عوامل اصلی نوسانات نرخ تورم تغییرات در نرخ ارز است. علاوه‌بر متغیرهای اسمی، متغیرهای حقیقی بر تورم در ایران بسیار اثرگذار هستند، و این متغیرهای حقیقی باعث طولانی شدن تورم می‌شود. به طور کلی، دلایل نوسانات کوتاه‌مدت در نرخ تورم شوک‌های پولی و نرخ ارز هستند، اما در بلندمدت متغیرهای حقیقی بر تورم اثر دارند.

با وجود نتایج ارزشمند به دست آمده از سایر مطالعات انجام شده مرتبط با رابطه‌ی بین نرخ ارز و تورم، در مطالعات بسیار اندکی رابطه‌ی متقابل بین این دو متغیر بررسی شده است. با وجود بررسی رابطه‌ی دوطرفه بین این دو متغیر در مطالعات بررسی شده، به اثرگذاری متقابل بین نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورمی توجهی نشده است. از آن‌جا که با استفاده از تورم پایه می‌توان یک ارزیابی و پیش‌بینی از روند بلندمدت تورم داشت که اثرگذاری متغیرهای حقیقی نسبت به نوسانات و شوک‌ها بر آن بیشتر است. از این‌رو، نوسانات نرخ ارز یکی از عوامل اصلی ایجاد نااطمینانی و متغیری با حساسیت زیاد نسبت به حوادث غیرمنتظره (مانند تحریم، جنگ، تنش در روابط سیاسی بین کشورها و ...) است، ارزیابی ایجاد انحرافات تورم محقق شده از تورم پایه به دلیل حوادث غیر منتظره از طریق نوسانات نرخ ارز یکی از وجه تمایزات این مطالعه با سایر مطالعات است. اگر چه پس از انقلاب

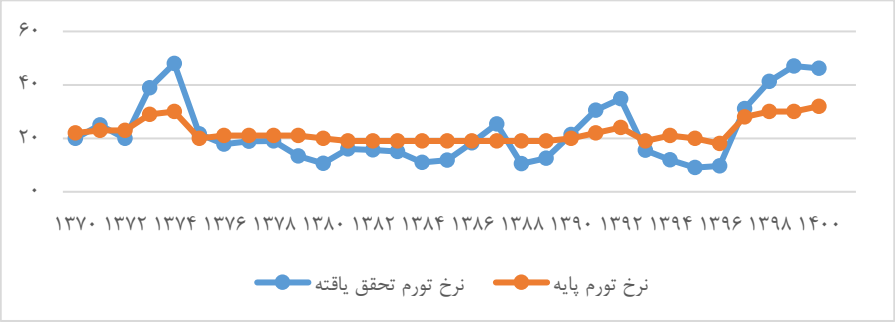
[29] Dynamic Stochastic General Equilibrium
[30] Vector Autoregression Model

اسلامی، ایران همواره با تحریم‌های مختلفی مواجه بوده است، اما به دلیل وابستگی بسیار شدید درآمدهای ارزی و اقتصاد به درآمدهای نفتی، تحریم‌هایی که باعث ایجاد موانعی در صادرات نفت شود، نوسانات در نرخ ارز را در ایران به دنبال دارد. به دلیل سهم زیاد درآمدهای نفتی از ارز وارد شده به ایران، حساسیت عرضه‌ی ارز نسبت به نرخ آن پایین است و از این‌رو، تحریم‌هایی که مانع صادرات نفت شود، کاهش ذخایر ارزی و کاهش ارزش پول ملی را به همراه دارد. بنابراین، تحریم‌هایی که آسیب جدی به صادرات نفت ایران وارد نمی‌کنند را می‌توان به عنوان یک رخداد قابل پیش‌بینی دانست، و تهدید مهمی برای اقتصاد ایران در نظر گرفته نمی‌شود. درمقابل، تحریم‌هایی که کاهش صادرات نفت ایران را به دنبال دارد، به دلیل وابستگی شدید اقتصاد به درآمدهای نفتی و عدم کاهش این وابستگی، این دسته از تحریم‌ها را می‌توان به عنوان یک حادثه غیرمنتظره در نظر گرفت که اقتصاد کشور برای مقابله با آن برنامه‌ریزی نشده است. از طرفی وقوع حوادث ناگهانی باعث همه‌ی نوسانات نرخ ارز نمی‌شود، بلکه منشأ بسیاری از این نوسانات می‌تواند به دلیل اتخاذ سیاست‌های پولی نامناسب باشد که باعث ایجاد اختلاف شدید تورم محقق شده از تورم پایه می‌شود. به منظور ارزیابی اثر شوک‌های اقتصادی بر نوسانات نرخ ارز، از متغیر انحرافات تورمی استفاده می‌شود که از دیگر وجه تمایزات این مطالعه است. یکی دیگر از نوآوری‌های این مطالعه، ارزیابی اثر نوسانات نرخ ارز بر نرخ تورم پایه بر اساس الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ است. شرط اصلی اثرگذاری نوسانات نرخ ارز که ماهیتی اسمی دارد بر تورم پایه که متغیری در حالت پایدار (بلندمدت) است، فرض وجود وضعیت تصادفی در اقتصاد است. از این‌رو سیاست‌های اقتصادی، شوک‌ها و نوسانات متغیرها علاوه‌بر اثرگذاری بر برخی از متغیرها در کوتاه‌مدت می‌توانند روند بلندمدت آن‌ها را نیز تغییر دهند.

۳- حقایق آشکار شده

بر اساس آمار منتشر شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نرخ تورم سالانه طی دوره‌ی ۱۴۰۰-۱۳۷۰ به غیر از سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶ دو رقمی بوده است. متوسط نرخ تورم طی دوره‌ی ۱۳۷۹-۱۳۷۰ و ۱۳۸۹-۱۳۸۰ به ترتیب ۲۴/۲۵ و ۱۴/۶۷ بوده که بیشترین نرخ را در این دوره‌ها مربوط به سال ۱۳۷۴ است که مقدار آن برابر با ۴۸ درصد است. متوسط این نرخ از سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۴۰۰ برابر با ۲۷/۱۵ درصد و کمترین و بیشترین نرخ‌ها در این دوره ۹/۰۵ و ۴۷/۰۹ درصد تجربه شده که به ترتیب متعلق به سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۹ است. برای درک بهتر نوسانات تورم و اختلاف آن با تورم پایه یا هسته در شکل ۱ روند این متغیرها طی

دوره‌ی ۱۴۰۰-۱۳۷۰ نشان داده شده است. داده‌های تورم پایه نشان داده شده در این شکل با استفاده از حداکثر همپوشانی تبدیل موجک گسسته[۳۱] (MODWT) با فیلتر هار[۳۲] به دست آمده است.

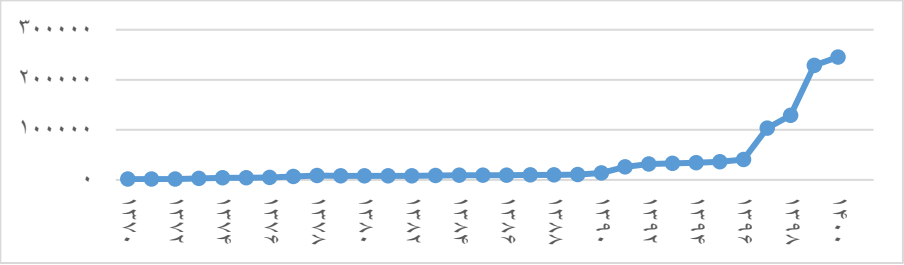


شکل ۱. روند نرخ‌های تورم تحقق یافته و تورم پایه طی دوره‌ی ۱۴۰۰-۱۳۷۰.
مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی و محاسبات پژوهش

Figure 1 .The rates trend of realized inflation and core inflation from 1370 to 1400
Source: Central Bank of the Islamic Republic of Iran and research calculations

بر اساس شکل ۱، انحرافات نرخ تورم از تورم پایه در بیشتر سال‌های مورد بررسی محسوس و قابل توجه است، به ویژه در سال‌هایی که افت و خیزهای ناگهانی در نرخ تورم مشاهده می‌شود. با توجه به ادبیات ذکر شده در قسمت‌های قبل، یکی از عوامل مهم در افزایش نوسانات نرخ تورم، نوسانات نرخ ارز است. برای بررسی ارتباط بین نرخ ارز و تورم، در شکل ۲ روند نرخ ارز (دلار به ریال) طی دوره‌ی ۱۴۰۰-۱۳۷۰ ارائه شده است.

[31] Maximum Overlap Discrete Wavelet Transform
[32] Haar

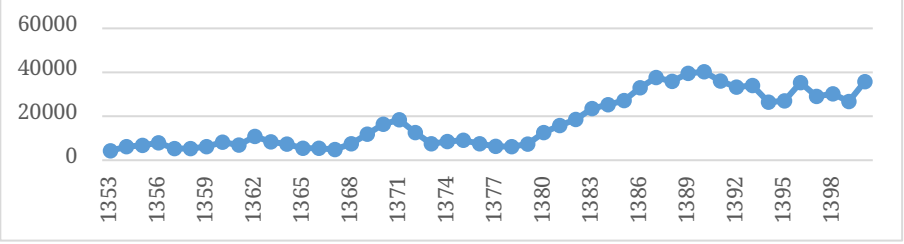


شکل ۲. روند نرخ ارز (دلار به ریال) طی دوره‌ی ۱۴۰۰-۱۳۷۰.
مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی

Figure 2 .Exchange rate trend (dollar to rial) during 1370-1400
Source: Central Bank of the Islamic Republic of Iran

با توجه به شکل ۲، طی سه دهه‌ی اخیر نرخ ارز روندی افزایشی داشته است، اما از سال ۱۳۹۶ روند افزایش آن به دلیل تحریم‌های شدید نفتی علیه ایران و سیاست‌های ناکارآمد بانک مرکزی و دولت تشدید شده است. روند افزایشی نرخ تورم و نرخ ارز از سال ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ شبیه یکدیگرند که می‌تواند دلیلی بر وجود رابطه‌ی متقابل بین آن‌ها باشد.

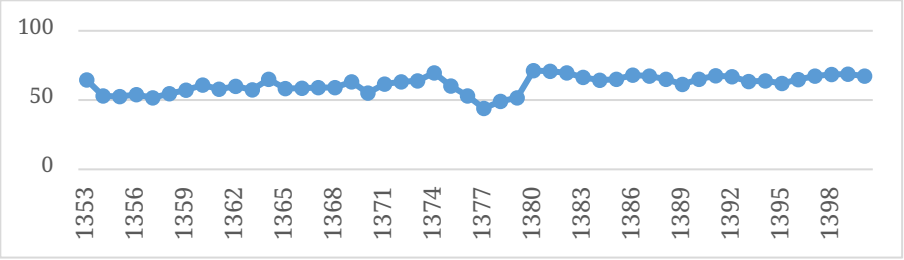
همانطور که در بالا اشاره شد، حجم بالایی از کالاهای وارداتی به ایران، مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای است و از این‌رو، افزایش نرخ ارز باعث افزایش بهای تمام شده‌ی آن‌ها به پول داخلی می‌شود. افزایش قیمت مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای باعث افزایش هزینه‌های تولید کالاهای نهایی و در نتیجه، افزایش تورم می‌شود. با توجه به اهمیت کالاهای واسطه‌ای وارداتی در تولید کالاهای نهایی داخلی و نقش نرخ ارز در قیمت آن‌ها، در شکل ۳ روند ارزش مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای وارداتی از سال ۱۳۵۳ تا ۱۴۰۰ نشان داده شده است.



شکل ۳. روند ارزش مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای وارداتی (میلیون دلار) طی دوره‌ی ۱۴۰۰-۱۳۵۳.
مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی

Figure 3 .The Value trend of imported raw materials and intermediate goods (million dollars) during 1353-1400
Source: Central Bank of the Islamic Republic of Iran

شکل ۳ نشان می‌دهد که واردات کالاهای واسطه‌ای به دلیل افزایش تولید محصولات داخلی که برای تولید نیاز به این کالاها دارند، در بیشتر سال‌های مورد بررسی روئدی افزایش دارد. بنابراین، افزایش نرخ ارز اثرگذاری قابل توجهی می‌تواند بر هزینه‌های تولید بسیاری از محصولات داخلی داشته باشد. در ادامه، در شکل ٤ سهم واردات این دسته از کالاها از کل واردات ایران طی دوره‌ی ۱۳۵۳-۱۴۰۰ ارائه شده است.



شکل ۴. روند سهم واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای وارداتی طی دوره‌ی ۱۳۵۳-۱۴۰۰.
مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی

Figure 4 .The Import share of raw materials and imported intermediate goods during 1353-1400
Source: Central Bank of the Islamic Republic of Iran

بر اساس شکل ٤، سهم مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای از کل واردات در بیشتر سال‌های مورد بررسی، بیش از پنجاه درصد است. حجم بالای این دسته از کالاها از کالاهای وارداتی باعث کاهش حساسیت تقاضای ارز نسبت به نرخ آن و در نهایت، اثرگذاری بیشتر بر قیمت کالاهای داخلی می‌شود.

۴- الگو و داده‌ها

در این مطالعه برای بررسی رابطه‌ی دو طرفه بین نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورم از تورم پایه در اقتصاد ایران از روش علیت گرنجر استفاده می‌شود که توسط گرنجر (۱۹۶۹) معرفی شد. با توجه به ویژگی‌های این روش، الگوهای VAR پیشنهادی در این مطالعه به صورت معادلات (۲۱) و (۲۲) است که برآورد می‌شوند.

$$INFD_t = \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} INFD_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} VS_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۲۱)$$

$$VS_t = \sum_{i=1}^{k} \alpha_{2i} INFD_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{2i} VS_{t-i} + \upsilon_t \quad (۲۲)$$

که در آن $INFD$ و VS به ترتیب انحرافات تورم از تورم پایه و نوسانات نرخ ارز (نرخ ارز بر اساس برابری یک واحد دلار آمریکا با واحدهای ریال ایران اندازی‌گیری شده است) را نشان می‌دهد. بر اساس روش علیت گرنجر، در صورت معناداری ضرایب متغیر VS در معادله‌ی (۲۱) و متغیر $INFD$ در معادله‌ی (۲۲) علیت از طرف این متغیرهای توضیحی با متغیرهای وابسته بر قرار است و رابطه‌ی دو طرفه‌ی بین آن‌ها تأیید می‌شود.

برای اندازه‌گیری متغیر $INFD$ در معادلات بالا، ابتدا برای محاسبه‌ی تورم پایه از روش MODWT با فیلتر حداقل نامتقارن به طول هشت استفاده می‌شود. سپس تورم پایه از تورم محقق شده کسر می‌شود تا مقادیر این متغیر در سال‌های مورد بررسی حاصل شود. مقادیر متغیر VS نیز با استفاده از انحراف معیار الگوی TGARCH محاسبه می‌شود که توسط زاکویان[۳۳] (۱۹۹۴) معرفی شد. دلیل استفاده از این روش برای اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز، بررسی واکنش نوسانات نرخ ارز به اخبار خوب و بد که ناشی از وقوع حوادث غیرمنتظره و شوک‌ها است.

بر اساس ادبیات نظری ارائه شده مرتبط با الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ، الگوی رگرسیونی زیر برای ارزیابی اثر نوسانات نرخ ارز بر نرخ تورم پایه پیشنهاد می‌شود.

$$\begin{aligned} \bar{\pi}_t &= \alpha_0 + \alpha_1 Ln(M_t) + \alpha_2 Ln(Y_t) + \alpha_3 (VS_t) \\ &+ \alpha_5 Ln(\bar{P}_{t-1}) + \alpha_6 Ln(S_t) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (۲۳)$$

که در آن $\bar{\pi}$ نرخ تورم پایه، M نقدینگی، Y تولید ناخالص داخلی، VS نوسانات نرخ ارز اسمی، $\bar{P}$ حالت پایدار CPI و S نرخ ارز اسمی است. شوک‌های طرف تقاضا به دلیل آن که قابل پیش‌بینی نیست، اثر این شوک‌ها نیز می‌تواند در جملات اخلال این رگرسیون مشاهده شود.

متغیرهای نرخ تورم پایه و حالت پایدار CPI با استفاده از روش MODWT با فیلتر هار اندازه‌گیری می‌شود. برای به دست آوردن متغیر نوسانات نرخ ارز نیز ابتدا متغیر نرخ

[33] Zakoian

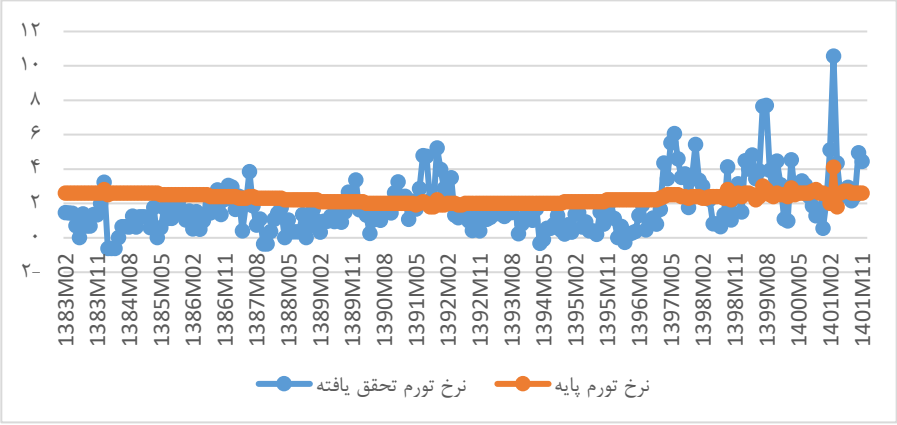
ارز در حالت پایدار با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات[34] (۱۹۹۷) اندازه‌گیری و سپس اختلاف بین لگاریتم نرخ ارز و لگاریتم نرخ ارز در حالت پایدار محاسبه می‌شود.

داده‌های آماری مورد نیاز برای برآورد معادلات (۲۱) و (۲۲) به صورت ماهانه از اردیبهشت ۱۳۸۳ تا بهمن ۱۴۰۱ استخراج شده است. داده‌های مربوط به نرخ تورم و نرخ ارز نیز از آمارنامه‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به دست آمده است. همچنین داده-های آماری برای برآورد معادله‌ی (۲۳) به صورت سالانه از ۱۳۵۳ تا ۱۴۰۱ جمع آوری شده است. داده‌های مربوط به نرخ ارز از آمارنامه‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و داده‌های تولید ناخالص داخلی از آمارنامه‌های مرکز آمار ایران، نقدینگی و نرخ تورم از آمارنامه‌های بانک جهانی گردآوری شده است.

۵- نتایج تجربی

پیش از برآورد معادلات ۴-(۲۱) و ۴-(۲۲)، ابتدا نتایج حاصل از اندازه‌گیری متغیرهای انحرافات تورم از تورم پایه و نوسانات نرخ ارز ارائه می‌شود تا با استفاده از نتایج آن‌ها، رابطه‌ی دو طرفه‌ی بین این دو متغیر از طریق روش علیت گرنجر ارزیابی شود. در شکل ۵ مقادیر تورم پایه به دست آمده از روش MODWT و نرم افزار EViews13 و تورم محقق شده از اردیبهشت ۱۳۸۳ تا بهمن ۱۴۰۱ نشان داده شده است تا با استفاده از آن، مقایسه‌ای بین این دو متغیر طی دوره‌ی ذکر شده صورت گیرد.

[34] Hodrick-Prescott



شکل ۵. روند نرخ‌های تورم تحقق یافته و تورم پایه طی دوره‌ی ماهانه از اردیبهشت ۱۳۸۳ تا بهمن ۱۴۰۱.
مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی و محاسبات پژوهش

Figure 5 .The rates trend of realized inflation and core inflation during the monthly period from May 2004 to February 2023.
Source: Central Bank of the Islamic Republic of Iran and research calculations

با توجه به شکل ۵، نوسانات تورم تحقق یافته نسبت به تورم پایه بسیار زیاد است و این موضوع باعث اختلاف زیاد این دو متغیر از یکدیگر در بیشتر زمان‌های مورد مطالعه شده است. ماه‌های انتهایی سال ۱۳۹۱، ماه‌های ابتدایی سال ۱۳۹۲، از ماه‌های ابتدایی سال ۱۳۹۷ تا ماه‌های انتهایی آخرین سال مورد بررسی، نرخ تورم از نرخ تورم پایه بالاتر است که دلیل اصلی آن می‌تواند ناشی از تشدید تحریم‌های اقتصادی باشد که باعث کاهش شدید در صادرات نفت ایران شده است و همچنین، عدم برنامه‌ریزی مناسب و اتخاذ سیاستی کارا برای کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی توسط دولت است. همانطور که قبل‌تر بحث شد، کاهش ارزش پول ملی به دلیل اثرگذاری بر قیمت نهاده‌های وارداتی، قیمت کالاهای نهایی وارداتی و انتظارات تورمی می‌تواند باعث افزایش نرخ تورم شود.

همانطور که در قسمت قبل ذکر شد، برای اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز از انحراف معیار الگوی TGARCH استفاده می‌شود. برای بیان آماری استفاده از این الگو، در ابتدا با استفاده از آزمون واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی[۳۵] (ARCH)، وجود اثرات ARCH

[35] Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

تشخیص داده می‌شود. به همین منظور ابتدا با استفاده از آزمون ریشه واحد[۳۶] معرفی شده توسط دیکی و فولر[۳۷] (۱۹۸۱)، پایایی متغیر نرخ ارز بررسی می‌شود که نتیجه‌ی آن در جدول ۲ ارائه شده است. همه‌ی نتایج مربوط الگوی TGARCH با استفاده از نرم افزار EViews13 به دست آمده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد براي متغیر نرخ ارز
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 2. The results of the unit root test for the exchange rate variable
Source: Research results

متغیر	آماره‌ی آزمون	احتمال
S_t	۴/۱۹	۰/۹۹
DS_t	-۵/۰۴	۰/۰۰

در ادامه الگوی میانگین متحرک همجمع خودرگرسیونی[۳۸] (ARIMA) برای تفاضل نرخ ارز با استفاده از روش معرفی شده توسط باکس و جنکینز[۳۹] (۱۹۷۰) شناسایی و نتایج آن در جدول ۳ که ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی ARIMA براي تفاضل متغیر نرخ ارز
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 3.ARIMA model estimation results for exchange rate variable difference
Source: Research results

متغیر	ضرایب	{احتمال} آماره‌ی آزمون
AR(1)	۰/۹۹	۴۹/۷۵ {۰/۰۰}
MA(1)	-۰/۴۴	-۶/۹۹ {۰/۰۰}
MA(۲)	-۰/۵۲	-۸/۶۷ {۰/۰۰}
عرض از مبدأ	۱۳۰۲۴/۸۲	۰/۱۹ {۰/۸۵}
F =۲۴/۸۲ {۰/۰۰}	DW =۲/۰۰	R^2 =۰/۲۵

[36] Unit Root Test
[37] Dickey and Fuller
[38] Autoregressive Integrated Moving Average Model
[39] Box and Jenkins

نتایج به دست آمده در جدول ۳ نشان می‌دهد که ضرایب برآورد شده‌ی الگوی مورد بررسی معنادار است. برای تشخیص صحت الگوی ARIMA برآورد شده، با استفاده از آزمون دیکی و فولر تعمیم‌یافته، پایایی پسماندهای الگوی مورد نظر ارزیابی و نتایج آن در جدول ٤ ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد براي پسماندهای الگوی ARIMA
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 4. The results of the unit root test for the residuals of the ARIMA model
Source: Research results

متغیر	آماره‌ی آزمون	احتمال
ε_t	-۱۴/۹۶	۰/۰۰

با توجه به نتایج جدول ٤، پسماندهای الگوی مورد بررسی در سطح پایا است. بنابراین، صحت الگوی ARIMA برآورد شده، تأیید می‌شود. در ادامه واریانس ناهمسانی پسماندهای الگوی ARIMA با استفاده از آزمون واریانس ناهمسانی ARCH بررسی و نتایج آن در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون واریانس ناهمسانی براي پسماندهای الگوی ARIMA
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 5. Results of heteroskedasticity variance test for residuals of ARIMA model
Source: Research results

متغیر	آماره‌ی آزمون	احتمال
F-Statistic	۵۷/۹۶	۰/۰۰
Obs*R-Squared	۴۶/۳۳	۰/۰۰

نتایج نشان داده شده در جدول ۵، وجود واریانس ناهمسانی پسماندهای الگوی مورد بررسی را تأیید می‌کند که بر این اساس، وجود اثرات ARCH در این الگو پذیرفته می‌شود. با توجه به تعداد داده‌های مورد بررسی برای نرخ ارز در این مطالعه که بیشتر از ۲۰۰ نمونه‌ی آماری است، نتایج الگوی انتخابی TGARCH(۱،۱) که بر اساس معیار اطلاعات آکایک[40] (AIC) تعیین شده در جدول ٦ ارائه شده است.

[40] Akaike Information Criterion

جدول ۶. نتایج برآورد الگوی TGARCH(۱،۱) برای تفاضل متغیر نرخ ارز
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 6. Estimation results of TGARCH (1,1) model for exchange rate variable difference
Source: Research results

متغیر	ضرایب	{احتمال} آماره‌ی آزمون	
AR(1)	۰/۹۹	۸۷/۰۶ {۰/۰۰}	**معادله‌ی میانگین**
MA(1)	-۰/۵۶	-۷/۸۳ {۰/۰۰}	
MA(۲)	-۰/۳۶	-۵/۳۶ {۰/۰۰}	
عرض از مبدأ	-۹۲/۵۹	-۰/۵۸ {۰/۵۶}	
RESID(-1)^2	۱/۰۵	۵/۵۲ {۰/۰۰}	**معادله‌ی واریانس**
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-۰/۹۷	-۵/۰۷ {۰/۰۰}	
GARCH(-1)	۰/۶۸	۱۸/۶۸ {۰/۰۰}	
عرض از مبدأ	۲۶/۸۴	۱/۴۲ {۰/۱۵}	
DW =۱/۷۶		R^2 =۰/۲۳	**آزمون‌های تشخیصی**

با توجه به معناداری ضرایب متغیرهای الگوی مورد نظر، با استفاده از انحراف معیار این الگوی TGARCH، نوسانات نرخ ارز محاسبه شده است. به دلیل آن که ضریب آستانه منفی و معنادار است، پس نوسانات نرخ ارز اثرپذیری بیشتری نسبت به اخبار بد دارند.

حال که متغیرهای $INFD$ و VS را در معادلات ۴-(۲۱) و ۴-(۲۲) اندازه‌گیری شد، این معادلات با استفاده از روش علیت گرنجر برآورد می‌شود تا با استفاده از نتایج آن، رابطه‌ی دو طرفه‌ی بین این دو متغیر ارزیابی شود. پیش از برآورد این معادلات برای جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب[41]، پایایی سری‌های زمانی مورد بررسی با استفاده از آزمون دیکی و فولر تعمیم‌یافته بررسی می‌شود که نتایج آن در جدول ۷ نشان داده شده است.

[41] Spurious Regression

جدول ۷.نتایج آزمون ریشه‌ی واحد براي متغیرهای معادلات (۲۱) و (۲۲)
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 7. The results of the unit root test for the variables of equations (21) and (22)
Source: Research results

متغیر	آماره‌ی آزمون	احتمال
$INFD_t$	-۷/۲۵	۰/۰۰
VS_t	-۳/۵۰	۰/۰۴

نتایج به دست آمده در جدول ۷ نشان می‌دهد که هر دو متغیر مورد بررسی در سطح پایا هستند. برای ارزیابی وجود رابطه‌ی بلندمدت بین این دو متغیر نیز از آزمون همجمعی جوهانسن[۴۲] (۱۹۹۱) استفاده می‌شود که نتایج آن در جدول ۸ ارائه شده است.

جدول ۸. نتایج آزمون همجمعی بین متغیرهای معادلات (۲۱) و (۲۲)
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 8. The results of the co-integration test among the variables of equations (21) and (22)
Source: Research results

فرضیه‌ی صفر	ریشه‌ی مشخصه	{احتمال} آماره‌ی اثر	{احتمال} آماره‌ی حداثر مقادیر ویژه
فاقد بردار همجمعی	۰/۱۱	۳۱/۱۰ {۰/۰۰}	۲۶/۹۸ {۰/۰۰}
حداکثر یک بردار همجمعی	۰/۰۲	۴/۱۲ {۰/۰۴}	۴/۱۲ {۰/۰۴}

بر اساس جدول ۸، وجود همجمعی بین متغیرهای مورد نظر تأیید می‌شود. بین این متغیرها نیز بیش از یک بردار همجمعی وجود دارد. بنابراین، یک رابطه‌ی بلندمدت بین این متغیرها تأیید می‌شود. حال که همجمعی بین متغیرهای معادلات ۴-(۲۱) و ۴-(۲۲) اثبات شد، در جدول ۹ نتایج برآورد این معادلات به روش علیت گرنجر نشان داده شده است. با توجه به تعداد داده‌های مورد مطالعه از AIC برای تعیین طول وقفه‌های بهینه استفاده می‌شود.

[42] Johansen Co-Integration Test

جدول ۹. نتایج برآورد معادلات (۲۱) و (۲۲)
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 9. The estimation results of equations (21) and (22)
Source: Research results

فرضیه‌ی صفر	آماره‌ی آزمون	احتمال
VS_t بر $INFD_t$ اثرگذار نیست	۴/۲۴	۰/۰۰
$INFD_t$ بر VS_t اثرگذار نیست	۷/۳۵	۰/۰۰

با توجه به جدول ۹، بین متغیرهای مورد بررسی یک رابطه‌ی دو طرفه با احتمال ۹۹ درصد و بیشتر وجود دارد. از این‌رو، نوسانات نرخ ارز عاملی در جهت شکاف بین تورم محقق شده و تورم پایه است. انحرافات تورمی نیز باعث ایجاد نوسات نرخ ارز در اقتصاد ایران می‌شود.

علاوه‌بر روش علیت گرنجر، برای ارزیابی رابطه‌ی دوطرفه بین متغیرهای انحرافات تورمی و نوسانات نرخ ارز در ادامه از روش تودا و یاماموتو[۴۳] (۱۹۹۵) استفاده می‌شود. در این راستا، از آن‌جا که طول وقفه‌های بهینه برای داده‌های مورد مطالعه با توجه به معیار AIC برابر با هفت است و طول وقفه‌ها از حداکثر درجه‌ی همگرایی متغیرهای مورد بررسی بیشتر است، باید پس از برآورد الگوی VAR با طول وقفه‌ی هفت، با استفاده از آزمون والد[۴۴] معناداری ضرایب با وقفه ارزیابی شود. در جدول ۱۰ نتایج علیت تودا و یاماموتو ارائه شده است.

جدول ۱۰. نتایج آزمون علیت تودا و یاماموتو
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 10. Toda and Yamamoto causality test results
Source: Research results

فرضیه‌ی صفر	آماره‌ی آزمون Chi-square	احتمال
VS_t بر $INFD_t$ اثرگذار نیست	۲۸/۰۹	۰/۰۰
$INFD_t$ بر VS_t اثرگذار نیست	۳۵۶/۰۵	۰/۰۰

[43] Toda & Yamamoto
[44] Wald

بر اساس نتایج جدول ۱۰، رابطه‌ی دوطرفه بین متغیرهای انحرافات تورم و نوسانات نرخ ارز تأیید می‌شود. بنابراین، نتایج به دست آمده از آزمون‌های علیت گرنجری و علیت تودا و یاماموتو نشان می‌دهند که تغییر در هر یک از متغیرهای مورد بررسی، تغییر در متغیر دیگر را به دنبال دارد.

در ادامه الگوی پیشنهادی برای نرخ تورم پایه برآورد می‌شود، اما ابتدا برای جلوگیری از رگرسیون کاذب، انتخاب روش مناسب برای برآورد الگو و تشخیص وجود گام تصادفی بدون رانش برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نقدینگی، پایایی متغیرهای این الگو با استفاده از آزمون دیکی و فولر تعمیم‌یافته بررسی می‌شود که نتایج آن در جدول ۱۱ ارائه شده است.

جدول ۱۱. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد براي متغیرهای معادله‌ی (۲۳)
منبع: یافته‌های پژوهش

Table 11. The results of the unit root test for the variables of equation (23)
Source: Research results

متغیر	آماره‌ی آزمون	احتمال
$\bar{\pi}_t$	-۵/۹۷	۰/۰۰
$Ln(M_t)$	۱/۴۸	۰/۹۹
$DLn(M_t)$	-۳/۴۰	۰/۰۱
$Ln(Y_t)$	۲/۰۰	۰/۹۹
$DLn(Y_t)$	-۳/۸۷	۰/۰۰
VS_t	-۳/۱۳	۰/۰۳
$Ln(S_t)$	۰/۰۶	۰/۹۵
$DLn(S_t)$	-۵/۳۴	۰/۰۰
$Ln(\bar{P}_{t-1})$	۰/۲۳	۰/۹۷
$DLn(\bar{P}_{t-1})$	-۵/۸۴	۰/۰۰

بر اساس نتایج جدول ۱۱، متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نقدینگی با یک‌بار تفاضل‌گیری I(1) پایا می‌شوند، اما عرض از مبدأ در آزمون ریشه واحد بدون معنا است. بنابراین، این متغیرها دارای گام تصادفی بدون رانش است، و الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ برای اقتصاد ایران قابل سنجش است. متغیرهای $Ln(S_t)$ و $Ln(\bar{P}_{t-1})$ نیز I(1) هستند. در مقابل، متغیرهای $\bar{\pi}_t$ و VS_t در سطح پایا I(0) هستند. از آن‌جا که متغیرهای الگوی مورد مطالعه

I(0) و I(1) هستند، بهترین روش برای برآورد این الگو روش ARDL است. در ادامه نتایج برآورد رابطه‌ی کوتاه‌مدت الگوی تورم پایه که با استفاده از نرم افزار Microfit5.5 انجام شده در جدول ۱۲ نشان داده شده است. به دلیل آن که تعداد مشاهدات نمونه‌های مورد استفاده کمتر از صد است، برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه از معیار شوارز-بیزین[۴۵] (SBC) استفاده شده است. همچنین وجود متغیر $Ln(\overline{P}_{t-1})$ باعث ایجاد هم‌خطی[۴۶] در الگوی مورد نظر می‌شود و به این دلیل، این متغیر از الگوی رگرسیونی برآورد حذف می‌شود.

جدول ۱۲. نتایج برآورد رابطه‌ی کوتاه‌مدت معادله‌ی (۲۳)
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 12. The results of estimating the short-run relationship of equation (23)
Source: Research results

متغیر	ضرایب	{احتمال} آماره‌ی آزمون
$\overline{\pi}_t(-1)$	-۰/۱۵	-۱/۱۴ {۰/۲۶}
$\overline{\pi}_t(-2)$	-۰/۷۵	-۵/۶۹ {۰/۰۰}
$Ln(M_t)$	۱/۰۸	۴/۸۵ {۰/۰۰}
$Ln(Y_t)$	-۴/۳۰	-۳/۸۵ {۰/۰۰}
$Ln(Y_t)(-1)$	۴/۸۲	۳/۱۴ {۰/۰۰}
$Ln(Y_t)(-2)$	-۱/۸۵	-۱/۸۳ {۰/۰۷}
$Ln(S_t)$	-۱/۱۴	-۰/۶۰ {۰/۵۴}
$Ln(S_t)(-1)$	۷/۵۹	۲/۰۴ {۰/۰۵}
$Ln(S_t)(-2)$	-۵/۹۲	-۳/۰۳ {۰/۰۰}
VS_t	۱/۰۷	۰/۵۹ {۰/۵۵}
$VS_t(-1)$	-۶/۱۰	-۱/۶۶ {۰/۱۰}
$VS_t(-2)$	۵/۵۴	۲/۶۹ {۰/۰۱}
عرض از مبدأ	۲۵/۱۴	۵/۵۰ {۰/۰۰}
آزمون‌های تشخیصی		
همبستگی متوالی[۴۷]	F = ۰/۷۲ {۰/۴۰}	LM = ۱/۰۶ {۰/۳۰}
واریانس ناهمسانی[۴۸]	F = ۲/۰۵ {۰/۱۵}	LM = ۲/۰۵ {۰/۱۵}

[45] Schwarz-Bayesian
[46] Multicollinearity
[47] Serial Correlation
[48] Heteroskedastic

توزیع نرمال پسماندهای الگو[۴۹]	___	LM = ۲/۵۵ {۰/۲۷}
تشخیص صحت تصریح الگو (شکل تابعی) [۵۰]	F = ۱/۴۹ {۰/۲۳}	LM = ۱/۹۷ {۰/۱۳}
F = ۷/۶۵ {۰/۰۰}	DW = ۱/۷۶	R^2 = ۰/۷۶

با توجه به نتایج جدول ۱۲، بیشتر ضرایب برآورد شده الگوی پویا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار و علامت ضرایب آن‌ها نیز موافق انتظار است. قدرت توضیح‌دهندگی الگو با توجه به R^2 به دست آمده، برابر با ۷۶ درصد است که توضیح‌دهندگی مناسب الگوی تصریح شده را نشان می‌دهد.

آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهند که در این الگو همبستگی متوالی و واریانس ناهمسانی وجود ندارد، اما پسماندهای الگو دارای توزیع نرمال هستند. بر اساس آزمون تشخیص صحت الگو (شکل تابعی) نیز، تابع تصریح شده برای الگوی مورد نظر صحیح است. بعد از برآورد رابطه‌ی کوتاه‌مدت الگو و اطمینان از تصریح مناسب آن با توجه به آزمون‌های تشخیصی، لازم است که رابطه‌ی بلندمدت آن برآورد شود. اما قبل از استخراج رابطه‌ی بلندمدت، باید از وجود همجمعی و رابطه‌ی تعادلی بلندمدت در این الگو اطمینان حاصل شود. به همین منظور از آزمون‌هایی که برای بررسی همجمعی متغیرهای یک الگو در روش ARDL استفاده می‌شود، آزمون پسران و همکاران[۵۱] (۲۰۰۱) است. در این آزمون با استفاده از تخمین الگوی تصحیح خطای غیرمقید [۵۲] (UECM) و محاسبه‌ی آماره‌های F و W، همجمعی بین متغیرهای الگوی مورد نظر ارزیابی می‌شود. بر اساس نتایج، آماره‌های F و W مربوط به UECM الگوی مورد بررسی به ترتیب برابر با ۱۵/۳۳ و ۷۶/۶۸ است که از کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط پسران و پسران[۵۳] (۱۹۹۷) در سطح اطمینان ۹۵ درصد (کمیت‌های بحرانی آماره‌ی F با توجه به الگوی مورد نظر برابر با ۳/۱۶ و ۴/۵۱، و کمیت‌های بحرانی آماره‌ی W برابر با ۱۵/۸۳ و ۲۲/۵۶ هستند) بزرگتر هستند. بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر عدم همجمعی بین متغیرهای مورد بررسی رد می‌شود که وجود یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین آن‌ها را تأیید می‌کند. علاوه‌بر این آزمون، برای اطمینان بیشتر از آزمون بنرجی

[49] Normality
[50] Function Form
[51] Pesaran et al.
[52] Unbound Error Correction Model
[53] Pesaran & Pesaran

و همکاران[54] (۱۹۹۲) برای بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی استفاده می‌شود که آماره‌ی t به دست آمده از این آزمون برابر با ۷/۲۰- است که قدر مطلق آن از قدر مطلق مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی و همکاران (۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۹۹ درصد (برابر با ۵/۲۱- است) بیشتر است. بتیجه‌ی این آزمون نیز مانند آزمون قبلی، وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگوی مورد نظر را تأیید می‌کند. حال که از وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای این الگو اطمینان حاصل شد، نتایج برآورد رابطه‌ی بلندمدت این الگو در جدول ۱۳ ارائه شده است.

جدول ۱۳.نتایج برآورد رابطه‌ی بلندمدت معادله‌ی (۲۳)
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 13. The results of estimating the long-run relationship of equation (23)
Source: Research results

متغیر	ضرایب	{احتمال} آماره‌ی آزمون
$Ln(M_t)$	۰/۵۶	۴/۷۴ {۰/۰۰}
$Ln(Y_t)$	-۰/۶۹	-۶/۱۸ {۰/۰۰}
$Ln(S_t)$	۰/۲۷	۳/۱۵ {۰/۰۰}
VS_t	۰/۲۷	۲/۵۲ {۰/۰۱}
عرض از مبدأ	۱۳/۱۶	۵/۸۹ {۰/۰۰}

با توجه به نتایج جدول ۱۳، همه‌ی ضرایب برآورد شده در سطح اطمینان ۹۵ درصد و بیشتر معنادار و علامت آن‌ها نیز موافق انتظار است. ضریب به دست آمده برای نقدینگی در الگوی مورد بررسی مثبت است. از آن‌جا که این متغیر یک متغیر تصادفی است، افزایش آن علاوه‌بر اثر کوتاه‌مدت بر تورم می‌تواند تورم در حالت پایدار را افزایش دهد. اثرگذاری نرخ ارز بر تورم پایه نیز مثبت است که دلیل آن واکنش تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت به نرخ ارز است. بنابراین، کاهش ارزش پول ملی در بلندمدت باعث افزایش تورم پایه می‌شود. از طرف دیگر، ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی بر تورم پایه منفی است. این رابطه‌ی منفی نشان دهنده‌ی آن است که بهبود رشد اقتصادی عاملی در جهت کاهش تورم پایه است؛ زیرا افزایش عرضه‌ی کالاها و خدمات در بلندمدت، کاهش تورم را به دنبال دارد.

[54] Banerjee et al.

در نهایت، بر اساس نتایج به دست آمده از ضریب نوسانات نرخ ارز در الگوی مورد بررسی مثبت و معنادار است. بنابراین، اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه تأیید می‌شود که نشان دهنده‌ی آن است که فاصله گرفتن نرخ ارز از مقدار پایدار آن باعث ایجاد تغییر در تورم پایه می‌شود. در این راستا، افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) از مقدار پایدار آن، علاوه‌بر افزایش تورم در کوتاه‌مدت باعث افزایش تورم در بلندمدت می‌شود.

۶- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

با توجه به اهمیت نقش متغیر نرخ ارز و نوسانات آن و متغیر تورم در اقتصاد و همچنین اثرگذاری متقابل این دو متغیر بر یکدیگر، در این مطالعه سعی شد تا اثرگذاری دو طرفه‌ی نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورم از تورم پایه بر روی یکدیگر از اردیبهشت ۱۳۸۳ تا بهمن ۱۴۰۱ به صورت ماهانه مورد ارزیابی قرار گیرد. برای این منظور، ابتدا نرخ‌های تورم پایه با استفاده از تبدیلات موجک محاسبه و سپس از اختلاف مقادیر این متغیر پایه از نرخ‌های تورم محقق شده، انحرافات تورمی طی دوره‌ی اشاره شده اندازه‌گیری شد. نوسانات نرخ ارز طی دوره‌ی مورد بررسی نیز با استفاده از انحراف معیار الگوی TGARCH محاسبه شد. در آخر، از طریق روش‌های علیت گرنجر و علیت تودا و یاماموتو رابطه‌ی متقابل بین این دو متغیر محاسبه شده مورد آزمون قرار گرفت. همچنین بر اساس الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ شوک‌ها و نوسانات در صورت ناپایا (دارای گام تصادفی بدون رانش) بودن متغیرهای تولید و عرضه‌ی پول، شوک‌ها و نوسانات می‌توانند بر روند بلندمدت برخی از متغیرها اثرگذار باشند. با توجه به این رویکرد، در این مطالعه سعی شد که اثر نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه طی دوره‌ی ۱۳۵۳-۱۴۰۱ ارزیابی شود. الگویی برای تورم پایه با استفاده از رویکرد ماندل-فلمینگ تصادفی معرفی و از طریق روش ARDL برآورد شد که یکی از متغیرهای توضیحی آن نوسانات نرخ ارز است.

بر اساس نتایج این مطالعه، اختلاف چشمگیری در بیشتر زمان‌های مورد بررسی بین متغیرهای نرخ تورم پایه و تورم محقق شده وجود دارد که این موضوع باعث ایجاد انحرافات زیاد تورمی از تورم پایه شده است. همچنین رابطه‌ای متقابل و معنادار بین متغیرهای نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورمی وجود دارد که اثرگذاری این متغیرها بر روی یکدیگر را تأیید می‌کند. نتایج به دست آمده از برآورد الگوی تورم پایه نشان می‌دهد که اثرات متغیرهای نقدینگی و نرخ ارز بر تورم پایه مثبت و معنادار است. در مقابل، ضریب تولید ناخالص داخلی در الگوی مورد بررسی منفی و معنادار بود که کاهش تورم پایه را با افزایش

تولید تأیید می‌کند. نتایج به دست آمده از ضریب نوسانات نرخ ارز در این الگو نیز اثرگذاری مثبت این متغیر بر تورم پایه را نشان می‌دهد. با توجه به ضریب این متغیر در این الگو و الگویی که در آن اثرات متقابل نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورمی تأیید شد، افزایش نوسانات نرخ ارز دارای اثرگذاری کوتاه‌مدت و بلندمدت بر نرخ تورم است.

بر اساس نتایج به دست آمده در این مطالعه، توصیه‌های سیاستی زیر را می‌توان ارائه کرد:

- با توجه به اثرگذاری مثبت نوسانات نرخ ارز بر انحراف تورمی و تورم پایه، ایجاد و پیروی از نظام ارزی مناسب برای ثبات نرخ‌ارز و کاهش نااطمینانی ناشی از طریق نوسانات نرخ ارز ضروری است که باعث مهار یکی از کانال‌های اصلی افزایش تورم می‌شود.
- کنترل انتظارات تورمی از طریق اعمال نظام ارزی مناسب، ایجاد محدودیت‌هایی برای فعالیت‌های سوداگرانه در بازار ارز و کنترل نوسانات نرخ ارز، می‌تواند از انحرافات تورمی بالا جلوگیری نموده و باعث بهبود امنیت اقتصادی شود.
- از آنجا که اثر انحرافات تورمی بر نوسانات نرخ ارز در این مطالعه تأیید شد، اعمال سیاست‌های مالی و پولی بهینه و هماهنگ در جهت کاهش فاصله‌ی زیاد بین تورم محقق شده و تورم پایه ضروری است.

با توجه به اثرگذاری منفی تولید بر تورم پایه، دولت می‌تواند از طریق افزایش انگیزه‌ی سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی، جریان نقدینگی در کشور را به جای فعالیت‌های سفته بازی و سوداگرانه به سمت فعالیت‌هایی مولد اقتصادی هدایت کند. از جمله سیاست‌هایی که دولت می‌تواند با آن انگیزه‌ی سرمایه‌گذاران را افزایش دهد، کاهش مالیات دریافتی از بنگاه‌های اقتصادی دانش بنیان و دارای قدرت رقابت‌پذیری بالا در بازارهای بین‌المللی است. با این سیاست علاوه‌بر بهبود رشد اقتصادی، به دلیل افزایش قدرت رقابت‌پذیری بنگاه‌های اقتصادی داخلی در مقایسه با رقبای خارجی آن‌ها، تراز تجاری و ذخایر ارزی بهبود پیدا می‌کند و در نتیجه، نوسانات نرخ ارز نیز کاهش می‌یابد.

Acknowledgments: The authors are grateful for the efforts of the editor and all the anonymous reviewers who have helped to significantly improve this paper.

Conflict of interest: The authors of the article declare that there is no conflict of interest in publishing the presented article.

Funding: No financial support was received for the research, writing and publication of this article.

Reference

Aboulhassani, A., Shaygani, B., & Zandian, Z. (2020). The effect of interest rate and exchange rate on inflation targeting with heterogeneous inflation expectations approach. *Journal of Econometric Modelling*, 5(1), 87-110. doi: 10.22075/jem.2020.18166.1338 [In Persian]

Abdi Seyyedkolaee, M., Tehranchian, A. M., Jafari Samimi, A., & Favero, G. (2022). Non-linear Response of Inflation: A Real Effective Exchange Rate in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *19*(1), 53-71. doi: 10.22055/jqe.2021.33724.2251 [In Persian]

Agenor, P. R., & Montiel, P. J. (1996). *Development macroeconomics*. 3rd Edition: Princeton University Press.

Andres, J., & Hernando, I. (1997). Inflation and economic growth: Some evidence for the OECD countries. *In Monetary Policy and the Inflation Process-BIS Conference Papers*, 4, 364-383. Bank for International Settlements, Basel, Switzerland.

Bahmani-Oskooee, M., & Nasir, A. (2015). Purchasing power parity and the law of one price: Evidence from commodity prices in Asian countries. *Global Economy Journal*, 15(2), 231-240.

Banerjee, A. J., Dolado, J., & Mester, R. (1992). On some simple tests for cointegration: The cost of simplicity. *Bank of Spain*, Working Paper, 9302.

Barro, R. J. (1997). *Macroeconomics*. 5th Edition: MIT Press.

Box, G., & Jenkins, G. (1970). *Time series analysis: Forecasting and control*. Holden-Day.

Boyd, J. H., Levine, R., & Smith, B. D. (2001). The impact of inflation on financial sector performance. *Journal of Monetary Economics*, 47(2), 221-248.

Bruno, M. (1993). Inflation and growth in an integrated approach. *NBER Working Paper*, 4422.

Case, K. E., Fair, R. C., & Oster, S. M. (2020). *Principles of economics*. 13th Edition: Pearson.

De Gregorio, J. (1993). Inflation, taxation, and long-run growth. *Journal of Monetary Economics*, 31(3), 271-298.

Devia, S. S. V. (2019). The correlation of exchange rate and inflation and its effect on stock markets: Case study on consumer good index Indonesia: 2004-2017. *Academic Journal of Economic Studies*, 5(2), 32-44.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.

Dusti, H. , Alizadeh, M. , Isazadeh, S. and Delfan, M. (2025). Long-term relationship and asymmetric effects of inflation and exchange rates shocks on the minimum wage in Iran: Nonlinear ARDL approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *22*(2), 42-81. doi: 10.22055/jqe.2023.40806.2484 (in Persian).

Easterly, W., & Fischer, S. (2001). Inflation and the poor. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(2), 160-178.

Farzam, V., Sattari, O., & Mirali, F. (2013). Investigating and predicting the effects of uncertainty caused by the recent currency crisis on banks and financial institutions stock index. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 10(3), 55-83. doi: 10.22055/jqe.2013.11407 [In Persian]

Foad, H. S. (2005). Exchange rate volatility and export oriented FDI. *Emory University Working Paper*, Atlanta, GA, 2-7.

Gaffeo, E., & Canzian, G. (2011). The psychology of inflation, monetary policy and macroeconomic instability. *Journal of Socio-Economics*, 40(5), 660-670.

Gil-Alana, L. A., Dadgar, Y., & Nazari, R. (2019). Iranian inflation: Peristence and structural breaks. *Journal of Economics and Finance, 43*, 398-408.

Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.

Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1-16.

Ilmas, N., Amelia, M., & Risandi, R. (2022). Analysis of the effect of inflation and exchange rate on exports in 5-years Asean countries (years 2010-2020). *Jurnal Ekonomi Trisakti*, 2(1), 121-132.

Isnowati, S. S., Sugiyanto, F., Kurnia, A. S., & Tjahjaningsih, E. (2023). The effect labor wage and exchange rate on inflation. *Montenegrin Journal of Economics*, 19(1), 117-126.

Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.

Keefe, H. G. (2020). The impact of exchange rate volatility on inflation targeting monetary policy in emerging and advanced economies. *International Finance*, 23(3), 417-433.

Kiyotaki, N., & Moore, J. (2002). Evil is the root of all money. *American Economic Review*, 92(2), 62-66.

Long, P. D., Hien, B. Q., & Ngoc, P. T. B. (2022). Impacts of inflation on gold price and exchange rate in Vietnam: Time-varying vs fixed coefficient cointegrations. *Asian Journal of Economics and Banking*, 6(1), 88-96.

Mankiw, N, G. (2006). The macroeconomist as scientist and engineer. *Journal of Economic Perspectives*, 20(4), 29-46.

Mark, N. C. (2001). *International Macroeconomics and Finance: Theory and Econometric Methods*. Blackwell Publishers.

Mehrara, M., Ghazanfari, A., & Majdzadeh, M. A. (2015). Determinants of inflation in Iran based on bayesian model averaging (BMA). *International Letters of Social and Humanistic Sciences*, 43, 10-17.

Moessner, R. (2021). Effects of inflation expectations on inflation. *CESifo Working Paper*, 9467.

Morina, F., Hysa, E., Ergün, U., Panait, M., & Voica, M. C. (2020). The effect of exchange rate volatility on economic growth: Case of the CEE countries. *Journal of Risk and Financial Management*, 13(8), 1-13.

Nuhu, M. (2021). Impact of exchange rate volatility on inflation in Nigeria. *Journal of Contemporary Research in Business, Economics and Finance*, 3(1), 26–38.

Obstfeld, M. (1985). Floating exchange rates: Experience and prospects. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 369-450.

Orphanides, A. & Solow, R. (1990). Money, inflation and growth", in B. M. Friedman and F. H. Hahn (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 1.

Pesaran, M. H., & Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive econometric analysis*. Oxford: Oxford University Press.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

Pindyck, R., & Solimano, A. (1993). Economic instability and aggregate investment. *NBER Working Paper*, 4380.

Purnomo, A. (2017). The Effect of inflation on the currency exchange rate seen in The islamic finance. *Journal of Islamic Economics and Banking*, 8(1), 42-53.

Qadri Moghadam, R., Rafiei Atani, A., & Baran Zahi, V. (2017). Investigating the relationship between inflation rate and exchange rate in Iran's economy (using vector autoregression method during the period 2010-2015). *Applied Researches in Management and Accounting*, 12(1), 24-36. http://www.joas.ir/user/articles/3521 [In Persian]

Roubini, N., & Sala-i-Martin, X. (1995). A growth model of inflation, tax evasion and financial repression. *Journal of Monetary Economics*, 35(2), 275-301.

Shah'abadie, A., & Mahmudie, A. (2006). Determinants of foreign direct investment (A case study for Iran). *Journal of Iran's Economic Essays (JIEE)*, *3*(5), 92-129. https://iee.rihu.ac.ir/article_311_en.html [In Persian]

Shojaeipour Monfared, S., & Akın, F. (2017). The relationship between exchage rates and inflation: The case of Iran. *European Journal of Sustainable Development*, 6(4), 329.

Sintos, A. (2023). Does inflation worsen income inequality? A meta-analysis. *Economic Systems*, 101146.

Stanford, J. (2008). *How-to guide: Understanding and measuring inflation*. Canadian Centre for Policy Alternatives.

Sumantri, V. D. S., & Fadli, F. (2022). Analysis of macroeconomic variables affecting inflation and exchange rates. *Integrated Journal of Business and Economics*, 6(2), 102-114.

Svensson, L. E. O. (2000). Open-economy inflation targeting. *Journal of International Economics*, 50(1), 155-183.

Tahsili, H. (2022). The impact of exchange rate shock on inflation in Iran's economy: Application of the threshold vector autoregression model. *Iranian Journal of Economic Research*, *27*(91), 257-285. doi: 10.22054/ijer.2022.56063.912 [In Persian]

Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.

Valogo, M. K., Duodu, E., Yusif, H., & Baidoo, S. T. (2023). Effect of exchange rate on inflation in the inflation targeting framework: Is the threshold level relevant?. *Research in Globalization*, 6, 100119.

Yazdani, M., & Pirpour, H. (2017). Evaluating effects of exchange rate uncertainty on financing of firms and foreign direct investment in Iran. *Economics Research*, 17(67), 35-65. doi: 10.22054/joer.2018.8563 [In Persian]

Zakoian, J. M. (1994). Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(5), 931-955.



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

تحلیلی بر عوامل موثر بر مالیات برارزش افزوده: رویکرد اقتصاد-سنجی فضایی

سیده فاطمه نجفی‌زاده*، محمد علیزاده*، محبوبه دلفان***

* دانشجوی دکتری اقتصاد بخش‌عمومی، گروه اقتصاد و حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه لرستان، لرستان، ایران.
** دانشیار اقتصاد، دانشکده ی مدیریت و اقتصاد، دانشگاه لرستان، لرستان، ایران. (نویسنده‌ی مسئول).
***استادیار اقتصاد، دانشکده ی مدیریت و اقتصاد، دانشگاه لرستان، لرستان، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۸ دی ۱۴۰۲
تاریخ بازنگری: ۸ اسفند ۱۴۰۲
تاریخ پذیرش: ۶ مرداد ۱۴۰۳

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل: alizadeh.m@lu.ac.ir
1234-1234-4321-4321

آدرس پستی:
لرستان، خرم آباد، دانشگاه لرستان، دانشکده مدیریت و اقتصاد، گروه اقتصاد و حسابداری، کد پستی: ۶۸۱۵۱-۴۴۳۱۶

طبقه‌بندی JEL: *H27 , C21 , H71*

واژگان کلیدی:
مالیات برارزش افزوده، درآمد مالیات برارزش افزوده، عوامل اقتصادی

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه‌ی دکتری خانم سیده فاطمه نجفی زاده در رشته علوم اقتصادی به راهنمایی دکتر محمد علیزاده و مشاوره دکتر محبوبه دلفان در دانشگاه لرستان است.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

یکی از مهم‌ترین رویدادهای اقتصادی دهه‌های پایانی قرن بیستم پیدایش " مالیات بر ارزش‌افزوده" بود که هر روز به اهمیت آن افزوده می‌شود و به‌عنوان یک نظام مالیاتی نوین، مورد پذیرش اغلب کشورهای جهان قرار گرفته است. بنابراین، بررسی ماهیت مالیات بر ارزش‌افزوده و شناخت عوامل مؤثر بر آن ضروری است. باتوجه‌به اینکه

در مطالعات گذشته‌ای که در این زمینه انجام شده است مبتنی بر فروض اقتصادسنجی کلاسیک بوده‌اند؛ لذا در صورتی‌که بین مشاهدات وابستگی فضایی وجود داشته باشد، روش تخمین اقتصادسنجی مرسوم تورش‌دار خواهد بود و مدل دچار خطای تخمین خواهد شد؛ بنابراین هدف اصلی این مطالعه درنظرگرفتن وابستگی میان مشاهدات است. این مطالعه با استفاده از اقتصادسنجی فضایی به بررسی متغیرهای تأثیرگذار بر درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده در میان ۱۶ کشور منتخب آسیایی طی دوره زمانی (۲۰۲۱-۱۹۹۵) می‌پردازد.

یافته‌های این پژوهش بیانگر مثبت شدن اثر فاصله‌جغرافیایی بر درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده در بین کشورهای مورد بررسی است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در کشورهای مجموعه متغیرهای باز بودن تجاری، تولید ناخالص داخلی و مصرف دارای اثر مثبت و معنادار و نرخ بیکاری اثر منفی و معناداری بر درآمدهای مالیات بر ارزش افزوده می باشند. همچنین متغیر شهری شدن در هیچ یک از سطوح آماری، معنادار نمی باشد. بنابراین پیشنهاد می‌شود کشورهایی که دارای فاصله جغرافیایی کم یا دارای مجاورت با یکدیگر می‌باشند می‌توانند با تقویت روابط تجاری به دنبال افزایش و بهبود درآمدهای مالیات‌بر ارزش افزوده خود باشند.

ارجاع به مقاله:
نجفی‌زاده، سیده فاطمه.، علیزاده، محمد و دلفان، محبوبه. (۱۴۰۵). تحلیلی بر عوامل موثر بر مالیات بر ارزش افزوده: رویکرد اقتصاد سنجی فضایی. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۲۳(۱)، ۲۰۰-۱۷۱.
10.22055/jqe.2024.2401.2605

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

مالیات بر ارزش‌افزوده[1] (VAT) به‌عنوان نوعی از مالیات‌های غیرمستقیم، نوعی مالیات بر مصرف است که بر ارزش تمام کالاها و خدمات فروخته شده یا مصرف شده اعمال می‌شود. مفهوم مالیات بر ارزش‌افزوده برای نخستین در سال ۱۹۱۸ توسط ون زیمنس[2] که یک بازرگان آلمانی بود پیشنهاد شد. این نوع مالیات برای نخستین بار پس از مطالعات فراوان در سال ۱۹۴۸ در فرانسه به اجرا درآمد و پس از آنکه سیستم مالیات برفروش تحت عنوان مالیات برارزش افزوده از نوع مصرفی اصلاح شد، به طور کامل در سال ۱۹۶۸ در برزیل پیاده‌سازی شد (Omesi & Nzor, 2015). از آن زمان، دولت‌های دیگر در سراسر جهان از سیستم مالیات بر ارزش‌افزوده استقبال کردند به‌گونه‌ای که در دو دهه پایانی قرن ۲۰ این نوع مالیات رشد سریعی را در میان کشورهای جهان داشته است (Omodero, 2022). براساس آخرین گزارش سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD[3]) تا نوامبر سال ۲۰۲۰، ۱۷۰ کشور مالیات بر ارزش افزوده را بکار گرفته‌اند. همچنین براساس این گزارش تنها اقتصادهای بزرگی که از این نوع مالیات برارزش‌افزوده استفاده نمی‌کنند، استرالیا و آمریکا هستند، که به‌جای آن طیف وسیعی از مالیات‌های خرده‌فروشی را در سطح دولتی اعمال می‌کنند (Mgammal, 2021). پذیرش و افزایش چشمگیر مالیات برارزش افزوده در سراسر جهان را می‌توان به این دلیل دانست که مالیات برارزش افزوده راه خوبی برای افزایش منابع و نوسازی سیستم کلی مالیات است (Ebrill et al., 2001). درآمدهای مالیات برارزش بخش قابل‌توجهی از درآمدهای دولت را برای تأمین مالی هزینه‌های عمومی به خود اختصاص داده است (Harelimana & Research, 2020)، به طوری‌که داده‌های گردآوری شده بانک جهانی (۲۰۱۹) نشان می‌دهد که مالیات برارزش افزوده ۳۲٫۶۲ درصد از کل درآمد کشورهای جهان در سال ۲۰۱۹ را تشکیل داده است.

در سراسر جهان مالیات بر ارزش‌افزوده دارای نقش مهمی در سیستم‌های مالیاتی در تئوری و عمل می‌باشد. این نوع مالیات یکی از منابع اصلی افزایش درآمد دولت است، به‌طوری‌که می‌توان آن را از کارآمدترین روش‌ها برای ایجاد درآمدی باثبات و انعطاف‌پذیر برای دولت دانست (Wijaya, 2020) که از فرار مالیاتی جلوگیری می‌کند و با ایجاد پایه مالیاتی گسترده در کنار پایین‌بودن هزینه‌های وصول آن، به دنبال رفع نارسایی‌های سایر مالیات‌هاست. همچنین این نوع مالیات ورود به پیمان‌های منطقه‌ای و جهانی را تسهیل

---

[1] Value Added Tax

[2] Von Siemens

[3] Organisation for Economic Co-operation and Development

می‌کند (Naderi & Salatin, 2018). مکانیسم خوداجرایی و جلوگیری از مالیات مضاعفی که این نوع مالیات ایجاد می‌کند موجب شده است که مورد پذیرش اکثر کشورهای جهان واقع شود (Liu & Zhao, 2023). بااین‌حال، مناسب‌بودن مالیات بر ارزش‌افزوده برای برخی کشورها از جمله کشورهای درحال‌توسعه موردبحث قرار گرفته است. امران و استیگلیتز (۲۰۰۵) استدلال می‌کنند اقتصادهایی که دارای بخش غیررسمی بزرگ هستند، به‌خاطر عدم پرداخت مالیات توسط این بخش‌ها، درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده آنها مقدار قابل‌توجهی نمی‌باشد (Emran & Stiglitz, 2005). درحالی‌که کین (۲۰۰۸) اشاره می‌کند که بخش غیررسمی به دلیل استفاده از نهاده‌های وارداتی مشمول مالیات، به طور غیرمستقیم در پرداخت مالیات مشارکت دارد (Keen, 2008).

تریکاهیونو و ویجایا (۲۰۲۴) بیان کردند که تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبتی بر دریافت‌های مالیات بر ارزش افزوده دارد، زیرا با افزایش تولید ناخالص داخلی ، دریافتی‌های مالیات بر ارزش افزوده دولت می‌تواند افزایش قابل توجهی پیدا کند(Tricahyono & Wijaya, 2024). گودین و هندریکس (۲۰۱۵) خاطرنشان می کنند که تجارت بین المللی (یا باز بودن تجارت) تأثیر مثبتی بر جمع آوری مالیات بر کالاها و خدمات دارد (Godin & Hindriks, 2015). همچنین واویر (۲۰۱۱) بیان می کند که تجارت بین الملل رابطه مثبتی با درآمدهای مالیات بر ارزش افزوده دارد و این رابطه مثبت نشان می دهد که درآمدهای مالیات بر ارزش افزوده را می توان از طریق گسترش تجارت بین المللی افزایش داد (Wawire, 2011). بیکاس و راشکاوسکاس (۲۰۱۱) بیان کردند که با افزایش بیکاری، درآمد مالیات بر ارزش افزوده به میزان قابل توجهی کاهش می یابد. از آنجایی که افراد با حقوق خود کالا و خدمات خریداری می کنند، بیکاری قدرت خرید افراد را کاهش می دهد و منجر به کاهش مصرف و در نهایت کاهش درآمد مالیات بر ارزش افزوده می شود (Bikas & Raškauskas, 2011).

با توجه به افزایش روزافزون کشورهایی که از مالیات برارزش افزوده به عنوان روشی برای وصول مالیات های غیرمستقیم استفاده می‌کنند و پتانسیل افزایش درآمدزایی این نوع مالیات، انجام تحقیقاتی در زمینه وصول درآمد مالیات بر ارزش افزوده و موضوعات مرتبط با آن ضروری شده است. بنابراین شناخت عوامل تعیین‌کننده اصلی درآمدهای مالیات بر ارزش افزوده می‌تواند برای سیاست‌گذاران مفید باشد، به این معنا که آن‌ها می‌توانند از طریق تعدیل سیاست‌های اقتصادی و مالی که تأثیر مستقیم بر عوامل تعیین‌کننده درآمدهای مالیات بر ارزش افزوده دارند، جمع‌آوری درآمدهای مالیات بر ارزش افزوده را بهینه کنند. به این ترتیب، افزایش درآمدهای مالیات بر ارزش افزوده، نه تنها با تنظیم

مستقیم سیاست مالی مالیات بر ارزش افزوده، بلکه از طریق تعدیل سایر متغیرهایی که تأثیر مستقیم بر مالیات بر ارزش افزوده دارند، قابل دستیابی است.

بیشتر تحقیقات انجام شده به تنهایی بر شناسایی عوامل موثر بر مالیات بر ارزش افزوده پرداخته اند و در مورد تأثیرات عوامل مختلف به همراه اثر مجاورت بر درآمد مالیات-برارزش‌افزوده، اقدامات بسیار کمی انجام شده است. این پژوهش بر آن است تا عوامل مؤثر بر دریافت‌های مالیات‌برارزش افزوده را با دیدی وسیع‌تری متشکل از شرایط اقتصادی و مجاورت کشورها، مورد بررسی قرار دهد. از همین روی در پژوهش حاضر تاثیر عوامل اقتصادی مهم بر درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده در کشورهای منتخب آسیایی با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی و همچنین درنظرگرفتن وابستگی فضایی بین کشورها طی دوره زمانی (۲۰۲۱-۱۹۹۵) مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه ادبیات تحقیق در بخش دوم مورد بررسی قرار گرفته است و در بخش سوم مطالعات تجربی انجام شده بررسی خواهند شد. در بخش چهارم به بررسی الگو و روش‌شناسی تحقیق پرداخته شده است. در بخش پنجم نیز الگو برآورد و نتایج به دست آمده تفسیر خواهند شد و نهایتاً، جمع‌بندی و نتیجه-گیری پژوهش در بخش ششم ارائه شده است.

۲- ادبیات تحقیق

مالیات بر ارزش‌افزوده را می‌توان به‌عنوان یکی از ضروری‌ترین و مهم‌ترین مالیات‌ها در نظر گرفت، زیرا این نوع از مالیات ثابت کرده است که یک ابزار مالی بسیار مهم برای کشورها و یکی از کارآمدترین مالیات‌ها در کاهش کسری بودجه در طی بحران‌های مالی است (Feher, Condea & Harangus, 2019).

درآمد حاصل از مالیات بر ارزش‌افزوده می‌تواند از عوامل متعددی تأثیر پذیرد که به‌صورت مستقیم یا غیرمستقیم اقتصاد را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند. بر اساس بررسی‌های صورت‌گرفته مجموعه‌ای از عوامل اقتصادی مانند رشد اقتصادی، صادرات، واردات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بیکاری، تورم، مصرف، بازبودن تجاری و عوامل نهادی مثل میزان ثبات سیاسی، دموکراسی، فاصله جغرافیایی و فساد عوامل بالقوه‌ای هستند که بر سطح درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده تأثیرگذار هستند. در میان عوامل ذکر شده، اساساً پنج عنصری که در زیر توضیح داده می‌شوند، قوی‌ترین تأثیر را بر میزان درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده دارند.

۲-۱- تولید ناخالص‌داخلی

تولید ناخالص‌داخلی شامل ظرفیت تولیدی اقتصاد برای ایجاد جریان کالا و خدمات می‌باشد (Adenugba & Ogechi, 2013). تولید ناخالص‌داخلی را می‌توان یکی از مهم‌ترین

شاخص‌ها که در تحلیل توسعه اقتصادی یک کشور بکار می‌رود دانست، به‌طوری‌که مشخص می‌کند در یک دوره معین فعالیت‌های اقتصادی تا چه اندازه برای افراد درآمد بیشتری ایجاد می‌کنند. با افزایش رشد اقتصادی انتظار می‌رود درآمد مردم نیز افزایش یابد به‌طوری‌که این افزایش درآمد استانداردهای زندگی مردم را بهبود می‌بخشد و تولید و مصرف کالاها و خدمات نیز افزایش می‌یابد و از این طریق دریافتی‌های مالیات بر ارزش‌افزوده هم‌افزایش می‌یابد؛ بنابراین می‌توان بیان کرد که هر چه رشد اقتصادی بیشتر باشد، درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده نیز بیشتر است (Tricahyono & Wijaya, 2024).

۲-۲- بازبودن تجاری

بازبودن تجاری یا تجارت بین‌الملل به‌عنوان مجموع صادرات و واردات بر تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری می‌شود. بازبودن نوعی تجارت است که در آن همه کالاها و خدمات، با حذف محدودیت‌ها از جانب دولت، به کشورهای دیگر انتقال می‌یابند. این محدودیت‌های دولتی شامل تعرفه‌های گمرکی، عوارض و مالیات است (Najafizadeh, 2018). مطالعات مختلف نشان‌دهنده آن است که زمانی که آزادسازی تجاری افزایش می‌یابد، ترکیب مالیاتی کشورهای مختلف جهان تغییراتی داشته است. به عبارتی با افزایش آزادسازی تجاری، میزان مالیات بر تجارت کاهش، اما مالیات برای کالا و خدمات، مالیات بر شرکت‌ها و مالیات‌بردرآمد افزایش‌یافته است. به‌گونه‌ای که دولت می‌بایست برای تأمین مالی هزینه‌های خود، میزان مالیاتی که از طریق آزادی تجاری کاهش‌یافته یافته بود را به طرق دیگر جایگزین نماید (Ahmadi , Pazhoyan, Mehrara & Memar, 2018).

بازبودن تجاری منجر به افزایش بهره‌وری کل عوامل می‌شود، یعنی تجارت آزادتر، کشورها را در معرض فناوری‌های جدید تولید قرار می‌دهد که باعث افزایش بهره‌وری در سطح شرکت و صنعت می‌شود. این افزایش بهره‌وری که در پی بازبودن تجاری به وجود آمده است منجر به تولید بیشتر، کاهش قیمت‌ها و همچنین افزایش درآمد واقعی می‌شود که رفاه مصرف‌کننده و تولیدکننده را افزایش می‌دهد. در پی کاهش قیمت‌ها و افزایش رفاه مصرف‌کننده و تولیدکننده، مصرف‌عمومی نیز افزایش یافته و در نهایت در نتیجه افزایش مصرف، درآمدهای دولت ها از ارزش‌افزوده کالا و خدمات افزایش می‌یابد (Gaalya, Edward & Eria., 2017).

۲-۳- شهری‌شدن

شهرنشینی یا شهری‌شدن را می‌توان تغییر در جنبه‌های اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی یک جامعه دانست. فرایند شهری‌شدن به معنای حرکت افراد به مناطق شهری و در نتیجه

افزایش مناطق شهری و جمعیت است (Hussain & Imitiyaz, 2018). بالابودن اندازه شهرنشینی نشان‌دهنده این است که ساختار اقتصادی یک جامعه پیشرفته و مبتنی بر بخش صنعت است. به دلیل این‌که در تولید از افراد آموزش‌دیده و تکنولوژی پیشرفته استفاده می‌شود، سطح بهره‌وری در اقتصاد افزایش می‌یابد و در نتیجه تولید، سود و دستمزدها و به‌تبع آن مصرف نیز بالاتر است. افزایش شهری‌شدن منجر به افزایش تقاضا برای تأمین کالا و خدمات همراه با افزایش هزینه‌های عمومی می‌شود. این به نوبه خود مستلزم افزایش درآمد مالیاتی برای پوشش هزینه‌ها است. از سوی دیگر، ازآنجا که اقتصادی که دارای ساختار پیشرفته می‌باشد می‌تواند با سایر اقتصادهای خارجی نیز رقابت کند، سیاست‌های حمایتی محدودتر می‌شود. در نتیجه انتظار می‌رود که سهم درآمدهای مالیاتی با افزایش نسبت شهرنشینی افزایش یابد (Terefe & Teera, 2018).

۲-۴- مصرف خانوار

به مجموع مخارجی که خانوارها برای رفع نیازهای خود در قالب مواد خوراکی و غیر خوراکی و سایر کالاها و خدمات انجام می‌دهند، هزینه مصرف عمومی نامیده می‌شود. خانوارها را می‌توان به‌عنوان مصرف‌کنندگان نهایی برای استفاده از کالاها و خدمات و همچنین صاحبان عوامل تولید در قالب نیروی کار، زمین و سرمایه تعریف کرد. این عوامل تولید به‌گونه‌ای توسط خانوارها پردازش می‌شوند تا پاداش‌هایی را به دست آورند که می‌تواند به‌عنوان جزئی از درآمد خانوار استفاده شود (Cashin, 2017). کوتلینسکا و همکاران (۲۰۲۰) بیان کردند که مصرف خانوار متشکل از مخارج خرید کالا و خدمات است که منبع اصلی درآمد دولت از نظر مالیات بر ارزش‌افزوده است؛ بنابراین، درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده یک کشور به الگوی مصرف خانوار که از تنوع بالایی برخوردار است بستگی دارد (Kotlinska, Zukowski, Marzec, Kuspit & Blasiak., 2020). میزان درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده ایجاد شده توسط مصرف خانوارها به منابع مالی در اختیار، نحوه مصرف و ساختار هزینه آنها بستگی دارد. به این معنا که هر چه منابع مالی که در اختیار خانوار است بیشتر باشد، موجب تمایل بیشتر آنها به تغییر مصرف نیازهای اولیه می‌شود و در نتیجه نحوه هزینه‌کرد آنها هم در هزینه‌های خوراکی و غیرخوراکی افزایش پیدا می‌کند که موجب افزایش دریافتی مالیات بر ارزش‌افزوده توسط دولت به دلیل افزایش مصرف عمومی می‌شود (Di Caro & Sacchi, 2020).

۲-۵- نرخ بیکاری

نرخ بیکاری به سهم نیروی کار که فاقد شغل اما در دسترس و جویای کار هستند به صورت درصدی از کل نیروی کار اشاره دارد. میزان بالای بیکاری نشان می‌دهد که تعداد کارآفرینان مشمول مالیات کم است و این نشان‌دهنده این است که دولت نمی‌تواند مالیات بر ارزش‌افزوده را از افراد دریافت کند به‌طوری‌که بر میزان دریافتی مالیات بر ارزش‌افزوده تأثیر می‌گذارد (Peter, Olaolu & Nneka, 2021). سیلوا (۲۰۱۶) و بیکاس و راشکاوسکاس (۲۰۱۱) بیان کردند که بیکاری با درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده رابطه منفی دارد، به این معنی که با افزایش نرخ بیکاری، درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده کاهش می‌یابد، زیرا نرخ بالای بیکاری به این معنی است که سهم بالایی از جمعیت فعال حقوق دریافت نمی‌کنند. در نتیجه، درآمد و قدرت خرید افراد به میزان قابل توجهی کاهش می‌یابد و منجر به کاهش مصرف و در نهایت کاهش درآمد مالیات بر ارزش افزوده می‌شود (Silva, 2016). دیدگاه دیگری توسط بیکاس و آندروسکایت (۲۰۱۳) ارائه شده است، که بیان می کنند که بیکاری تأثیر مستقیمی بر درآمدهای مالیات بر ارزش افزوده ندارد، اما به طور غیرمستقیم از طریق تأثیر منفی بر درآمد موجود خانواده‌ها بر درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده تأثیر منفی می-گذارد (Bikas & Andruskaite, 2013). پس به طور کلی می‌توان نتیجه گرفت که بیکاری بیشتر منجر به کاهش درآمد مالیات بر ارزش افزوده می‌شود.

۲-۶- فاصله جغرافیایی

در نتیجه فرآیندهای یکپارچگی اقتصادی، دولت‌های ملی، منطقه‌ای و محلی به‌طور مجزا و انفرادی در مورد سیاست‌های مالیاتی تصمیم‌گیری نمی‌کنند، بلکه تمایل دارند سیاست‌های مالیاتی را با آگاهی و پاسخگویی به رفتار و روابط متقابل حوزه‌های جغرافیایی و همسایگی طراحی و اجرا کنند. در حال حاضر، با رشد تجارت بین‌المللی و گسترش جدایی جغرافیایی بین تولید و مصرف، تجارت منطقه‌ای را می‌توان یکی از عوامل اصلی در انتقال مالیات در نظر گرفت (Chen, Liu, Wang & Wu, 2022). مطالعات متعددی به نقش فاصله جغرافیایی در انتشار مالیات بر ارزش‌افزوده در بین کشورها اشاره کرده‌اند. این مطالعات از افزایش مالیات بر ارزش‌افزوده متأثر از همسایگی کشورها به عنوان یک تغییر برون‌زا برای اهداف تجربی مختلف استفاده کرده‌اند. کین و لاک‌وود (۲۰۱۰) در مطالعه خود از نسبت کشورهایی که در یک منطقه مالیات بر ارزش‌افزوده را اعمال کرده‌اند برای بررسی اثر همسایگی بر درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده استفاده کردند و استدلال آن‌ها این بود که درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده در کشورهایی که در قوانین مالیاتی خود عملکرد کشورهای مجاور و

همسایه را اعمال می‌کنند، بیشتر است (Keen & Lockwood, 2010). سیژک و همکاران[4] (۲۰۱۷) در پژوهش خود بیان کردند که علاوه بر اثرات منطقه‌ای، همبستگی فضایی یکی دیگر از عوامل مکانی است که موجب افزایش پذیرش مالیات بر ارزش افزوده در بین کشورهای یک منطقه می‌شود (Čížek, Lei & Ligthart, 2017).

از سوی دیگر، اگر بین کشورها در قیمت نهاده‌های واسطه‌ای و الزامات نهایی تولید تفاوت‌هایی وجود داشته باشد، ممکن است شرکت‌ها در منطقه‌ای که برای آنها مقرون به صرفه است، فرآیندهای تولیدی را ایجاد کنند. از این‌رو، مالیات نه تنها از طریق تجارت بلکه از طریق تفاوت قیمت نهاده‌های واسطه‌ای و نیازهای نهایی در مناطق مختلف و تفاوت در قیمت فناوری‌هایی که هر کشور برای تولید از آن استفاده می‌کند از کشوری به کشور دیگر منتقل می‌شود. بنابراین، نادیده گرفتن وابستگی فضایی در تحلیل‌های اقتصادسنجی، زمانی که متغیرها به صورت مکانی به هم مرتبط هستند، منجر به برآوردهای اقتصادسنجی مغرضانه می شود (Anselin & Bera, 1998). بنابراین، با توجه به این فرضیه‌ها، بررسی اثرات جغرافیایی و تجاری بین کشورها بسیار مهم است زیرا نشان می‌دهد که انتشار مالیات مانند یک شبکه بین کشورها منتقل می‌شود.

۳- پیشینه تحقیق

سعادت‌مهر (۱۴۰۱)، در پژوهش خود به «برآورد نرخ بهینه مالیات برارزش‌افزوده با رویکرد منحنی لافر» در ایران در دوره زمانی۱۳۹۷-۱۳۸۷ با استفاده از روش پانل دیتا پرداخت. بر اساس یافته‌های پژوهش، مالیات بر ارزش‌افزوده در ایران دارای اثرات لافری است، به‌گونه‌ای که افزایش نرخ مالیات بر ارزش‌افزوده با اثر مستقیم باعث افزایش درآمد مالیاتی دولت و با اثر غیرمستقیم از طریق کاهش انگیزه تولید باعث کاهش درآمد مالیاتی دولت می‌شود. بنابراین، نرخ مالیات بر ارزش‌افزوده دارای یک مقدار بهینه بوده که در آن نرخ، درآمد مالیاتی دولت ماگزیمم می‌شود (Saddatmehr, 2022).

عرب‌مازار و همکاران (۱۴۰۰)، در پژوهش خود به بررسی «اثر تبدیل ساختاری بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده» در استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۷ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداختند. براساس یافته‌های پژوهش، نسبت ارزش‌افزوده بخش خدمات به کل ارزش‌افزوده، رشد درآمد سرانه واقعی، ضریب جینی و وقفه نسبت ارزش‌افزوده بخش کشاورزی از کل ارزش‌افزوده دارای اثری منفی و معنادار و

[4] Čížek et al

همچنین نرخ شهرنشینی و نسبت مخارج عمرانی به کل مخارج دولت دارای اثری مثبت و معنادار بر کارایی وصول مالیات بر ارزش‌افزوده می‌باشند (Arabmazar et al., 2021).

ایزدخواستی و همکاران (۱۴۰۰)، در پژوهش خود به بررسی « رابطه عملکرد مالیات بر ارزش‌افزوده با تورم، توزیع درآمد و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت» در استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۷ با استفاده از روش پانل دیتا پرداختند. بر اساس یافته‌های پژوهش، مالیات بر ارزش‌افزوده منجر به کاهش تورم، بهبود توزیع درآمد و کاهش تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت در استان‌ها شده است (Izadkhasti et al., 2022).

چهرقانی (۱۴۰۰)، در پژوهش خود به بررسی «تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر حساب جاری ایران» با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) سال ۱۳۹۰ ایران پرداخت. بر اساس یافته‌های پژوهش مالیات بر ارزش‌افزوده موجب افزایش صادرات و واردات می-شود، اما از آنجا که میزان افزایش واردات بیشتر از افزایش صادرات است، در مجموع اجرای این نوع مالیات اثر منفی بر حساب جاری ایران دارد (Chehreghani, 2021).

مهاجری وهمکاران(۱۳۹۹)، در پژوهش خود «به شناسایی عوامل موثر بر نسبت مالیات بر ارزش‌افزوده به تولید ناخالص داخلی با تاکید برحدآستانه ثبت‌نام» برای ٤٨ کشور جهان در دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۸ با استفاده از پانل‌دیتا پرداختند. براساس یافته‌های پژوهش، حدآستانه ثبت‌نام، نرخ مالیات، بازبودن تجاری، حکمرانی خوب و رشد درآمدسرانه تأثیر مثبت و معنادار و همچنین ترکیب فعالیت‌های اقتصادی (به نفع بخش خدمات و کشاورزی)، متغیرهای موهومی نرخ صفر و صادرات نفت تأثیر منفی و معناداری بر نسبت مالیات بر ارزش‌افزوده به تولید ناخالص‌داخلی دارند (Mohajeri et al., 2020).

پرمادی و ویجایا (۲۰۲۲) در پژوهش خود به «تجزیه و تحلیل عوامل تعیین‌کننده درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده در آسیا» در دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۱۵ با استفاده از روش پانل دیتا پرداختند. بر اساس یافته‌های پژوهش تعرفه‌های ضمنی، بخش خدمات و اثربخشی دولت دارای اثر مثبت درحالی‌که واردات اثر منفی بر دریافت‌های مالیات بر ارزش‌افزوده دارند (Permadi & Wijaya, 2022).

استیانینگیش و خویرونوروفیک (۲۰۲۲) در پژوهش خود به بررسی «اثر هزینه های مصرفی خانوار بر عملکرد درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده» در سطح استانی اندونزی در دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۱۱ با استفاده از روش پانل دیتا پرداختند. بر اساس یافته‌های پژوهش مخارج مصرفی خانوار تأثیر مثبت و معنادارای بر درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده دارد (Setiyaningsih & Khoirunurrofik, 2022).

آندریوفسکی و هلکمانوفسکی (۲۰۲۱) در پژوهش خود به بررسی « تأثیر شاخص‌های کلان اقتصادی بر درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده در کشورهای اتحادیه اروپا» در دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۴ با استفاده از روش پانل دیتا پرداختند. بر اساس یافته‌های پژوهش رشد اقتصادی دارای بیشترین تاثیر مثبت بر درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده بود (Andrejovská & Helcmanovská, 2021).

مورنو اسپیناسو و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهش خود به «بررسی تاثیر رشد اقتصادی و پیچیدگی قانونی بر مالیات بر ارزش‌افزوده» برای اسپانیا در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۰ با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پرداختند. بر اساس یافته‌های پژوهش رشد اقتصادی دارای تأثیر مثبت و پیچیدگی قانونی دارای تأثیر منفی بر مالیات بر ارزش‌افزوده هستند (Moreno Espinosa et al., 2020).

وایور (۲۰۱۷)، در پژوهش خود به «بررسی عوامل تعیین‌کننده درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده در کنیا» در دوره زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۶ با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته پرداخت. بر اساس یافته‌های پژوهش، تجارت بین‌الملل مهم‌ترین عامل تعیین-کننده درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده است (Wawire, 2017).

بررسی پیشینه‌های پژوهش نشان می‌دهد که مطالعات داخلی و خارجی متعددی در خصوص بررسی مالیات بر ارزش‌افزوده و همچنین عوامل تعیین‌کننده درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده در مناطق مختلف جهان با استفاده از اقتصادسنجی کلاسیک صورت‌گرفته است. با این‌حال اغلب مطالعات و پژوهش‌هایی که تاکنون در زمینه بررسی عوامل تعیین-کننده درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده صورت پذیرفته‌اند، اثرات فضایی و بعد فاصله را نادیده گرفته‌اند. این در حالی است که تأثیرپذیری درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده مناطق و جوامع از یکدیگر به‌خاطر نزدیکی‌های جغرافیایی و روابط تجاری امری مورد انتظار است. ازاین‌رو در این مطالعه سعی خواهد شد با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی، اثر متغیرهای کلان و اقتصادی و مجاورت فضایی را بر درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده در گروه کشورهای مختلف طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۱۹۹۵ با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی بررسی و تحلیل گردد.

۴- روش پژوهش

۴-۱- اقتصادسنجی فضایی

در این پژوهش از رویکرد اقتصادسنجی فضایی برای تخمین مدل مورد نظر استفاده شده است. آنچه موجب می‌شود که اقتصادسنجی فضایی و کلاسیک از هم متمایز شوند، این است که در اقتصادسنجی فضایی وابستگی فضایی میان مشاهدات و ناهمسانی فضایی در

روابط یا پارامترهای مدل در نظر گرفته می‌شود. وابستگی فضایی، پدیده‌ای است که در داده‌های نمونه‌ای که دارای عنصر مکانی هستند روی می‌دهد، به‌طوری‌که وقتی مشاهده‌ای مربوط به یک محل مانند i وجود داشته باشد، این مشاهده به مشاهده‌های دیگر در مکان‌های i و j وابسته است. وابستگی می‌تواند بین چندین مشاهده رخ دهد به‌طوری‌که i می‌تواند از $i = 1, \dots, n$ را اختیار کند، چراکه انتظار می‌رود داده‌های نمونه‌ای مشاهده‌شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده‌شده در مکان‌های دیگر وابسته باشد (L. Anselin, 2021).

اصطلاح ناهمسانی فضایی اشاره به انحراف در روابط بین مشاهده‌ها در سطح مکان‌های جغرافیایی دارد به‌طوری‌که هنگام حرکت در بین مشاهدات، توزیع داده‌های نمونه‌ای دارای میانگین و واریانس ثابتی نخواهند بود (Akbari & Tavasouli, 2008). در اقتصادسنجی مرسوم به این دو موضوع توجه نمی‌شود، لذا نادیده گرفتن آن موجب نقض فروض گاس-مارکوف[5] می‌شود.

برای استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی، ابتدا می‌بایست به تعیین مقدار عددی ویژگی‌های مکانی پرداخت. برای انجام این موضوع، از دو منبع اطلاعاتی می‌توان استفاده نمود؛ یکی موقعیت در صفحه مختصات که با طول و عرض جغرافیایی نشان داده می‌شود که وابستگی فضایی و تأثیر آن بر داده‌ها با افزایش فاصله بین داده‌ها، کاهش می‌یابد. منبع اطلاعات مکانی دیگر، مجاورت و همسایگی است که منعکس‌کننده موقعیت نسبی در فضای یک واحد منطقه‌ای مشاهده شده، نسبت به واحدهای دیگری از این قبیل است؛ بنابراین با در نظر گرفتن وابستگی فضایی واحدهایی که دارای رابطه همسایگی یا مجاورت هستند، نسبت به محل‌ها یا واحدهایی که دورتر هستند باید درجه وابستگی بالاتری را نشان دهند (L. Anselin, 2021).

انتخاب روش مناسب برای تعیین موقعیت مکانی بستگی موضوع مورد مطالعه دارد. با این‌حال در تحلیل‌هایی که مناطق به صورت نامنظم مورد مطالعه قرار می‌گیرند، مناسب‌ترین گزینه انتخاب همسایگی بر اساس فاصله یا نزدیکی مرز مشترک است (Pietrzak, 2010). در این پژوهش از معیار مجاورت با استفاده از فاصله پایتخت کشورها در تحلیل‌ها استفاده شده است. به این صورت که ابتدا فاصله بین پایتخت کشورها را به دست آورده و یک ماتریس $N \times N$ ایجاد می‌شود. سپس ماتریس را نرمالایز کرده به صورتی که جمع هر سطر برابر یک شود. سپس جمع هر سطر را به دست آورده و از ستون به دست آمده

[5] Gauss-Markof

میانگین گرفته و شرط می‌شود که اگر فاصله از میانگین بیشتر باشد مقدار یک و در غیر این صورت صفر می‌پذیرد. به این ترتیب ماتریس مجاورت بر حسب فاصله جغرافیایی به یک ماتریس باینری صفر و یک تبدیل می‌شود (Majidi, Najafizadeh & Amidi, 2018).

۴-۲- مدل‌های رگرسیون در اقتصادسنجی فضایی

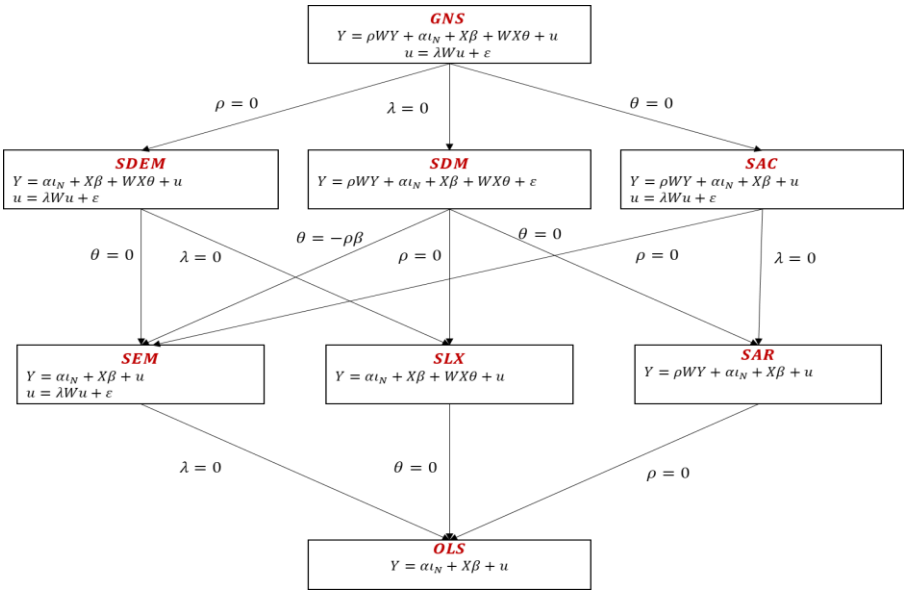
به طور کلی، تأثیرات فضایی یک منطقه بر منطقه دیگر می‌تواند از طریق متغیر وابسته، متغیرهای مستقل؛ خطا و یا ترکیبی از آن‌ها بروز پیدا کند (Khodaverdi, Alizade shaghaghi, 2023,). یک مدلی که تمامی این اثرات را شامل می‌شود مدل فضایی عمومی (GNS [6]) است که به صورت رابطه (۱) بیان می‌شود:

$$Y = \rho WY + \alpha i_N + X\beta + WX\theta + U$$
$$U = \lambda WU + \varepsilon \qquad (۱)$$

که در آن WY اثرات متقابل درونزا بین متغیرهای وابسته، WX اثرات متقابل درونزا بین متغیرهای مستقل و WU اثرات جزء خطای مناطق مختلف است، ρ ضریب خودرگرسیون فضایی ،λ ضریب خودهمبستگی فضایی را نشان می دهند(Vega & Elhorst, 2014).

تقسیم بندی مدل‌های مختلف فضایی در نمودار ۱ خلاصه شده است.

[6] General Nesting Spatial model



نمودار ۱.مشخصات مدل های مختلف اقتصادسنجی فضایی. مأخذ: (Vega & Elhorst, 2014))

Figure 1. Specifications of different models of spatial econometrics.

Sourse:(Vega & Elhorst, 2014)

همانطور که گفته شد، منطق به کارگیری مدل اقتصادسنجی فضایی، پیروی از قانون اول جغرافیای توبلر است که می‌گوید: هر عامل به عامل دیگری مرتبط است، اما عامل‌های نزدیک‌تر نسبت به عامل‌های دورتر، بیشتر به هم مربوط هستند.

۵- تجزیه و تحلیل نتایج

۵-۱- مدل پانل فضایی

یکی از تحولات و پیشرفت‌های ایجاد شده در به‌کارگیری روش‌های کمی و مقداری در علوم رفتاری به ویژه اقتصاد، تکامل شاخه اقتصادسنجی به اقتصادسنجی فضایی است. در یک دهه اخیر، این زمینه از اقتصادسنجی توانسته است در علوم منطقه‌ای - یا به‌طور کلی علومی که اطلاعات و داده‌هایی که مکان و مختصات جغرافیایی در آن دخالت دارند- گسترش قابل توجهی پیدا کند. در مدل‌های اقتصادسنجی بهتر است ابتدا یک مدل کلی در نظر گرفته شود و سپس آزمون‌های مربوط به وابستگی فضایی و خودهمبستگی فضایی میان جملات

اخلال بررسی شده و در نهایت بیان شود کدام مدل برای مطالعه حاضر بهتر است. بر این اساس ابتدا از یک مدل کلی استفاده می‌شود، سپس برای مقایسه عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده ۱۶ کشور آسیایی پس از انجام آزمون‌های تشخیص فضایی و بر اساس مدل سیژک و همکاران (۲۰۱۷) مدل نهایی به صورت فضایی ارائه می‌شود. بنابراین رابطه اولیه به صورت رابطه (۲) است (Belotti Daidone, Ilardi & Atella, 2013).

$$\begin{aligned} LnVatrev_{it} &= \alpha i_N + \rho W LnVatrev_{it-1} + W\sum \beta X \\ &\quad + \sum WX\,\theta + \mu_i + \gamma_t + v_{it} \\ \sum \beta X &= \beta_1 LnOpenness_{it} + \beta_2 LnUnemploy_{it} \\ &\quad + \beta_3 LnGDP + \beta_4 LnUrban_{it} \\ &\quad + \beta_5 LnConex_{it} \\ \sum X &= LnOpenness_{it} + LnUnemploy_{it} + LnGDP_{it} \\ &\quad + LnUrban_{it} + LnConex_{it} \end{aligned} \qquad (۲)$$

که در آن اندیس i نشان‌دهنده کشور اندیس t بیانگر سال بوده است. ضمن اینکه در جدول ۱ خلاصه‌ای از متغیرهای تحقیق و منبع متغیرها آورده شده است.

جدول ۱. منبع متغیرها
مأخذ: نتایج پژوش

Table 1. Source of Variables
Source :research findings

متغیرها	علامت	تعریف	واحد	منبع
مالیات‌برارزش-افزوده	VATREV	یک نوع مالیات غیرمستقیم بر مصرف داخلی کالاها و خدمات است که در هر مرحله از زنجیره تولید و توزیع مواد اولیه تا محصول نهایی اعمال می شود.	میلیارد دلار	بانک جهانی
بازبودن‌تجاری	OPENNESS	مجموع صادرات و واردات کالاها و خدمات تقسیم بر تولید ناخالص داخلی.	درصد	بانک جهانی
تولید ناخالص داخلی	GDP	مجموع مخارج کلیه کالاها و خدمات نهایی تولید شده در داخل کشور در	میلیارد دلار	بانک جهانی

		یک دوره زمانی معین را اندازه‌گیری می‌کند.		
مصرف خانوار	CONEX	مبلغی که خانوارها برای کلیه کالاها و خدمات خریداری شده در جهت رفع نیازها و خواسته های خود هزینه می کنند.	میلیارد دلار	بانک جهانی
نرخ بیکاری	UNEMPLOY	تعداد افرادی که فعالانه به دنبال شغل هستند را به عنوان درصدی از نیروی کار اندازه گیری می کند.	درصد	بانک جهانی
شهری‌شدن	URBAN	به افرادی اطلاق می‌شود که در مناطق شهری که توسط ادارات آمار ملی تعریف شده‌اند، زندگی می‌کنند.	درصد	بانک جهانی
ماتریس فاصله-جغرافیایی	W	ماتریسی که بر اساس فاصله بین پایتخت کشورها به صورت ماتریس صفر و یک درآمده است.	کیلومتر	CEPII

علاوه براین در جدول ۱ همه متغیرها به جز متغیر فضایی فاصله جغرافیایی به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند.

۵-۲- داده‌های پژوهش

در این پژوهش، اطلاعات ۱۶ کشور از کشورهای منتخب آسیایی شامل بنگلادش، ژاپن، اندونزی، هند، جمهوری اسلامی ایران، قزاقستان، کره، کویت، عمان، سریلانکا، مالزی، چین، فیلیپین، امارات‌متحده، سنگاپور و عربستان‌صعودی برای دوره زمانی ۲۶ ساله از ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۱ مورد تجزیه‌وتحلیل قرار داده شده است. انتخاب نمونه مورد مطالعه بر این اساس بوده است که کشورهای مورد مطالعه دارای بیشترین میزان درآمد مالیات بر ارزش‌افزوده در بین کشورهای آسیایی بوده اند.

آمار توصیفی اصلی متغیرهای وابسته و توضیحی موجود در تحلیل تجربی ما در جدول ۲ گزارش شده است.

جدول ۲. مهم‌ترین آمار توصیفی داده‌های تحقیق
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 2. Descriptive statistics of research data
Source :research findings

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	مینیمم	ماکزیمم
VATREV	۳.۱٦۰	۲.۱٤٦۸	۰.۰۲۳۸	۷.۷٦۹
OPENNESS	۸.۳۸۰٤	۰.۹۷۷۱	۲.۰۹۹	٤.٤۲٦۲
GDPGrowth	۳.٤۹٦٤	۳.۳۹۱۲	-۱.۰۱۳	۱٤.۹۹۷
CONEX	۲.۸۰٦٤	۱.۱۲۸	۱.۹٦٤۳	۴.۰۷۸۸
UNEMPLOY	۷.۹٦۰۳	۳.۵۸۰۱	۰.۲۵	۲۰.۷۷۸
URBAN	۵۷.۸۱۷۵	٦.۸۷۱۱	۱۰.۸۸۳	۱۰.٦۰۵

با توجه به جدول ۲ میانگین مالیات بر ارزش‌افزوده در بازه زمانی مورد مطالعه، برابر ۳.۱٦۰ میلیارد دلار بوده که با انحراف معیار ۲.۱٤٦۸ همراه بوده است.مقدار حداقل و حداکثر این متغیر به ترتیب ۰.۰۲۳۸ و ۷.۷٦۹ می‌باشد. سایر آمار توصیفی مربوط به متغیرها نیز در جدول ۲ گزارش شده است.

همچنین نقشه پراکندگی ۱۶ کشور منتخب آسیایی به‌صورت شکل ۱ است، که قسمت‌هایی که با رنگ سبز مشخص شده‌اند، کشورهای مجموعه را نشان می‌دهند:



شکل ۱. نقشه پراکندگی ۱۶ کشور منتخب آسیایی
مأخذ: نتایج پژوهش

Figure 1. Distribution map of 16 selected Asian countries
Source: Research results

۵-۳- آزمون ریشه واحد

به‌کارگیری روش‌های سنتی در اقتصادسنجی مبتنی بر فرض ایستا بودن متغیرها است؛ بنابراین، قبل از بررسی ارتباط بین متغیرها، برای جلوگیری از رخدادن پدیده رگرسیون کاذب در هنگام برآورد الگو، ابتدا لازم است که پایایی متغیرها مورد بررسی و آزمون قرار گیرد. در داده‌های تابلویی نمی‌توان برای آزمون ریشه واحد از آزمون‌های دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) بهره جست. بلکه لازم است به نحوی ایستایی جمعی متغیرها آزمون شود؛ بنابراین بدین منظور از آزمون فیشر- فیلیپس‌پرون[7] استفاده شده است؛ که نتایج آزمون‌ها به صورت جدول ۳ است:

در اینجا از آزمون آزمون فیشر- فیلیپس‌پرون که کاربرد بیشتری در بررسی ایستایی متغیرها در داده‌های ترکیبی دارد استفاده می‌شود. بررسی آزمون‌ها از طریق نرم‌افزار EViews 10 و بر اساس معنی‌داری در سطح پنج درصد تعیین می‌گردد. باتوجه‌به این‌که فرضیه H_0 آزمون نشان‌دهنده‌ی وجود ریشه واحد برای هر متغیر است، چنانچه P-Value محاسبه شده کمتر از پنج درصد باشد، فرضیه وجود ریشه واحد برای آن متغیر رد می‌شود. لازم به ذکر است که آزمون انجام گرفته همراه با فروض مختلف در مورد جمله ثابت و روند در داده‌ها می‌باشد.

جدول ۳. نتایج آزمون ایستایی
مأخذ: نتایج پژوش

Table 3. The results of the static test
Source :research findings

متغیر		روش ارزیابی	آماره آزمون	احتمال	ایستایی/ناایستایی
سطح	LVATREV	مقدار ثابت	-۹.۹۷٤۱	۰.۰۰۰۰	ایستا
		مقدار ثابت و روند	-۹.۹۷٤۱	۰.۰۰۰۰	
	LOPENNESS	مقدار ثابت	-۸.۹۱۰۱	۰.۰۰۰۰	ایستا
		مقدار ثابت و روند	-۸.۹۰۹۹	۰.۰۰۰۰	
	LGDP	مقدار ثابت	-٦.۳۹۹۰	۰.۰۰۰۰	ایستا
		مقدار ثابت و روند	-٤.۷۲۲٦	۰.۰۰۰۰	

[7] Fisher- PP

	LCONEX	مقدار ثابت	-٦.٧٨٣٦	۰.۰۰۰۰	ایستا
		مقدار ثابت و روند	-۳.۳۱۱۳	۰.۰۰۰۰	
	LUNEMPLOY	مقدار ثابت	-۲.۲۲۱۹	۰.۰۰٥٦	ایستا
		مقدار ثابت و روند	-۷.۳۸۲۸	۰.۰۰۰۰	
	LURBAN	مقدار ثابت	-۲.٥۳۲۰	۰.۰۰۸٥	ایستا
		مقدار ثابت و روند	-۱.٤۳۱۸	۰.۰٦۳۱	

بر اساس نتایج آزمون آزمون فیشر- فیلیپس‌پرون، متغیرهای مدل ایستا هستند؛ بنابراین می‌توان رگرسیونی با ضرایبی عاری از کاذب بودن تخمین زد. همچنین ازآنجایی‌که در این پژوهش، ماتریس فاصله جغرافیایی به‌عنوان ماتریس فضایی مورداستفاده قرار گرفته است و این ماتریس نیز بر اساس روش تجزیه‌وتحلیل داده‌ها ماتریس متقارن محسوب می‌شود، بنابراین ایستایی در متغیرهای غیر فضایی مدل به‌تنهایی کفایت می‌کند و نیاز به بررسی ایستایی در ماتریس فضایی وجود نخواهد داشت.

۵-۴- مدل پانل فضایی با استفاده از ماتریس فاصله جغرافیایی

در این پژوهش، ابتدا از فرمول یک بر فاصله جغرافیایی بین پایتخت کشورها استفاده‌شده است؛ آنگاه ماتریس حاصله را بر جمع افقی سطرهای ماتریس تقسیم کرده، ماتریس حاصله یک ماتریس نرمالایز است که جمع هر سطر برابر با یک است. در مرحله بعد میانگین هر سطر را به دست آورده اگر ماتریس حاصله از مقدار میانگین سطرها بزرگ‌تر بود هر W_{ij} مقدار یک در غیر این صورت مقدار صفر را به خود می‌گیرد.

ازآنجایی‌که فرضیه وجود تأثیرات فضایی فاصله جغرافیایی بر درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده در کشورهای منتخب از طریق داده‌های تابلویی آزمون می‌گردد، بنابراین در وهله اول بایستی وجود یا عدم وجود وابستگی فضایی درآمدهای مالیات باارزش افزوده در کشورهای منتخب آسیایی در بازه زمانی (۲۰۲۱-۱۹۹۵) مورد آزمون قرار گیرد. در آزمون‌های تشخیص فضایی، فرضیه صفر بیانگر عدم وجود وابستگی فضایی بین متغیرها می‌باشد؛ بنابراین، رد فرضیه صفر به معنای وجود وابستگی فضایی بین متغیرهای مدل است. مطابق جدول ۴ وجود وابستگی فضایی درآمدهای مالیات‌برارزش‌افزوده از طریق آزمون‌های

تشخیص موران[8]،گری[9] و جتیس و اورد[10] در مدل‌های مختلف آزمون شده است. نتایج در جدول ۴ آورده شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون‌های تشخیص فضایی
مأخذ: نتایج پژوش

Table 4. Results of spatial recognition tests
Source :research findings

	SAR	SEM	SDM	SAC
GLOBAL Moran MI	-۰.۰۰۲۵	-۰.۰۰۲۵***	۰.۰۱۹۶	۰.۰۰۲۵***
GLOBAL Geary GC	۱.٤٧١٨***	۱.٤٧١٨***	۱.٤٥١٥***	۱.٤٧١٨***
GLOBAL Getis-ords Go	۰.۰۸۳٦	۰.۰۸۳٦***	۰.٦٤٩٤***	۰.۰۸۳٦***
Wald Test	١٦.٥٥٨٧***	١٨.٥٨٥٦***	١١.٤١٧٨	١٧.٨٦٣٩***
F-Test	٣.٣١١٧***	٣.٧١٧١***	١.١٤١٨	٣.٥٧٢٨***
LR Test	٦.٠٣٨٥**	٣.٩٩٣١**	٥.١٧٧١***	٢٣.٠١١٣***
Log Likelihood Function	-٢٧٣.٧١١٧	-٢٧٤.٨٢٦٧	-٢٦٤.٢٣٧٠	-٢٢٤.٢٨٤٨

***، **و*به ترتیب معناداري در سطح ۰.۰۱، ۰.۰۵ و ۰.۱ هستند.

نتایج آزمون‌های تشخیص در جدول ۴ نشان می‌دهد که فرضیه صفر (عدم وجود همبستگی فضایی) برای مدل‌های SAC و SEM رد می‌شود و وجود خودهمبستگی فضایی را نمی‌توان رد کرد. به‌عبارت‌دیگر نتایج آزمون‌های تشخیص موران، گری و جتیس و اورد برای مدل‌های SAC و SEM مورد تأیید است؛ بنابراین باید در مدل‌سازی درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده در کشورهای منتخب آسیایی به لحاظ نمودن بعد فضا نیز توجه داشت. همچنین در آخرین سطر جدول مقدار لگاریتم درست‌نمایی برای هر چهار مدل آمده است که از آن برای آزمون نسبت درست‌نمایی و انتخاب مدل بهینه استفاده می‌شود.

باتوجه‌به آزمون نسبت درست‌نمایی برای ۱۶ کشور آسیایی، مدل SAC به‌عنوان مدل بهینه انتخاب شد. ازاین‌رو در این مرحله باتوجه‌به ادبیات نظری پژوهش و مدل‌های سیلوا

[8] Moran MI
[9] Geary
[10] Getis-ords

(۲۰۱۶) و سیژک و همکاران (۲۰۱۷)، مدل خطی پژوهش به معادله SAC تعمیم یافت که به صورت رابطه (۳) است:

$$\begin{aligned} LnVat_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 \rho W_{ij} LnVat_{it-1} \\ & + \beta_2 LnOpenness_{it} \\ & + \beta_3 Lngdpgrwth_{it} + \beta_4 Lncons_{it} \\ & + \beta_5 Lnunemploy_{it} \\ & + \beta_6 Lnurban_{it} + u \end{aligned} \qquad (۳)$$

$$u = \lambda W_{ij} \epsilon_{ijt} + e_{ijt}$$

همچنین نتایج بررسی عوامل مؤثر بر مالیات بر ارزش‌افزوده با استفاده از ماتریس فاصله جغرافیایی و مدل SAC در جدول ۵ آورده شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل رگرسیون پانل فضایی
مأخذ: نتایج پژوش

Table 5. Spatial panel regression model estimation results
Source :research findings

SAC	variable
۹.۹۱۱٦*** (۸.٤۲)	**Constant**
۰.۰۹۹۱** (۲.۱۷)	**Lopenness**
۰.۲۳٤٦*** (٤.۲۳)	**Lgdp**
۰.۲٦۳۹*** (٤.٦۰)	**Lcons**
-۰.٤۰۱٦*** (-٦.۸۰)	**Lunemploy**
۰.۰۰۲۱ (۰.۰۷)	**Lurban**
۰.۰۱٦٦*** (٤.۰٥)	**ρ**
۰.٤۸۳۲*** (۲۷.۲۷)	**δ**
۰.۰۰۲٦*** (٤.٤۹)	**λ**

***، **و*به ترتیب معناداري در سطح ۰.۰۱، ۰.۰٥و ۰.۱ هستند. اعداد داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهند.

نتایج برآورد مدل در جدول ۵ آورده شده است که نشان‌دهنده معناداری متغیرها و ضریب خودرگرسیونفضایی (ρ) بر درآمدهای مالیات‌برارزش افزوده بین کشورها می‌باشد. درواقع الگوی SAC تأثیر ضریب خودرگرسیون فضایی (ρ) بر درآمدهای مالیات‌برارزش افزوده بین کشورها را بیان می‌کند؛ که مقدار این ضریب ازلحاظ آماری معنی‌دار است، بنابراین بعد جغرافیایی در میان کشورهای موردبررسی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

طبق جدول ۵ ضریب خودرگرسیون فضایی (ρ) مثبت و از لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار است، بنابراین درصورتی‌که میانگین وزنی درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده کشورهای مجاور یک کشور از ۱۶ کشور موردبررسی از کشورهای آسیایی یک درصد افزایش یابد، به‌طور متوسط درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده آن کشور به‌اندازه ۰.۰۱٦٦ درصد افزایش می‌یابد. مقدار معناداری ضریب خودرگرسیون فضایی نشان می‌دهد بخشی از درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده هر یک از کشورهای موردبررسی به دلیل اثر مجاورت بوده و چرخه خودکار مثبت درآمدهای‌مالیات‌برارزش افزوده در بین کشورهای جهان برقرار است. بر طبق نتایج به‌دست‌آمده می‌توان گفت که بعد مسافت در انتقال درآمدهای مالیات بر ارزش-افزوده کشورهای آسیایی مهم و معنادار است.

باتوجه‌به جدول ۵ و بر اساس الگوی SAC ضرایب متغیرها مطابق با انتظار و در سطوح مختلف آماری معنی‌دار می‌باشند. رابطه بازبودن تجاری با درآمدهای مالیات‌برارزش افزوده یک رابطه مثبت و در سطح پنج درصد معنادار است و دارای مقدار ۰.۰۹۹۱ می‌باشد؛ که به معنای آن است هر یک درصد افزایش در بازبودن تجاری درآمدهای مالیات‌بر ارزش-افزوده بین کشورها را به میزان ۰.۰۹۹۱ درصد افزایش می‌دهد و منجر به بهبود روابط مالي و تجاري مي‌شود. بازبودن با کاهش و رفع موانع و محدودیت‌های مبادله‌ای بین کشورها موجب افزایش جریان پول، انتقال فناوری و کاهش هزینه‌های تجاری می‌شود که این عوامل موجب افزایش بهره‌وری و کارایی و تجارت و مبادله بین کشورها می‌شود. همچنین افزایش در کالاهای مبادله شده موجب می‌شود دولت بر کالاهای وارداتی نیز مالیات اعمال کند؛ بنابراین، پایه مالیاتی دولت گسترده‌تر می‌شود و به‌تبع آن دریافت‌های مالیاتی نیز افزایش می‌یابد. همچنین اثر مثبت بازبودن تجاری مطابق با یافته‌های (Gaalya, 2015; Godin & Hindriks, 2015; Wawire, 2017) بود.

رابطه تولید ناخالص داخلی با درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده یک رابطه مثبت و در سطح یک درصد معنادار و دارای مقدار ۰.۲۳٤٦ می‌باشد، که به معنای آن است هر یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی میزان درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده میان

کشورهای مجموعه را ۰.۲۳٤٦ درصد افزایش می‌دهد. هر چه اندازه یک اقتصاد بزرگ‌تر و ظرفیت‌های تولیدی آن بیشتر باشد، امکان تولید بیشتر با هزینه کمتر فراهم می‌شود در نتیجه امکان به‌کارگیری افراد و ایجاد شغل افزایش می‌یابد. که این موجب می‌شود میزان دریافتی‌های مالیات بر ارزش‌افزوده با توجه افزایش تولید و وضعیت مصرفی مردم افزایش یابد. همچنین اثر مثبت تولید ناخالص داخلی مطابق با یافته‌های (Martinho, 2015; Mispa, 2019; Tricahyono & Wijaya, 2024) بود.

رابطه مصرف خانوار با درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده مثبت و در سطح یک درصد معنادار و دارای مقدار ۰.۲٦۳۹ بوده است؛ که نشان‌دهنده آن است یک درصد افزایش در میزان مصرف خانوار، درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده بین کشورها را ۰.۲٦۳۹ درصد افزایش می‌دهد و منجر به افزایش سطح درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده می‌گردد. زمانی که مصرف خانوار افزایش می‌یابد، آنها هزینه‌های بیشتری را برای مواد خوراکی و غیرخوراکی خود صرف می‌کنند، در نتیجه این افزایش هزینه، دریافتی‌های مالیات بر ارزش افزوده هم افزایش می‌یابد. همچنین اثر مثبت مصرف مطابق با یافته‌های (Di Caro & Sacchi, 2020; Kotlinska Zukowski, Marzec, Kuspit & Blasiak, 2020; Lewis, 2019; Martinho, 2015) بود.

رابطه بیکاری با درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده یک رابطه منفی و در سطح یک درصد معنادار و دارای مقدار ۰.٤۰۱٦- می‌باشد، که به معنای آن است هر یک درصد افزایش در بیکاری میزان درآمدهای مالیات‌برارزش افزوده میان کشورهای مجموعه را ۰.٤۰۱٦- درصد کاهش می‌دهد. زمانی‌که افراد فاقد شغل باشند، دارای درآمد کم یا فاقد درآمد هستند. در نتیجه این عامل باعث می‌شود که آنها نتوانند برای نیازهای خود هزینه کنند و موجب کاهش مصرف آنها می‌شود. در نهایت این کاهش مصرف کاهش درآمدهای مالیات بر ارزش افزوده را به دنبال دارد. همچنین اثر منفی بیکاری مطابق با یافته‌های (Puspitawati, 2019; Silva, 2016) بود.

علاوه بر این متغیر شهرنشینی در بین کشورهای این مجموعه با اینکه دارای علامت مثبت است؛ اما در هیچ یک از سطوح آماری، معنادار نمی‌باشد که به معنای فقدان اثر-گذاری شهرنشینی در بازه زمانی (۲۰۲۱-۱۹۹۵) و در بین مجموعه ۱۶ کشور آسیایی است.

۶- جمع‌بندی و پیشنهادات

مالیات بر ارزش‌افزوده به‌عنوان یکی از ارکان اصلی بودجه دولت‌ها نقش زیادی در رشد و توسعه کشورها دارد. ازاین‌رو شناسایی عوامل مؤثر و مهمی که بر آن تأثیر دارند، دارای اهمیت زیادی است. از سوی دیگر اعمال مالیات در یک کشور صرفاً تحت‌تأثیر عوامل درونی

نیست و عوامل دیگری نیز تحت عنوان وابستگی فضایی که به علت مجاورت یک منطقه با مناطق دیگر به وجود می‌آید نیز تأثیرگذار هستند. در اکثر مطالعات گذشته برای شناسایی عوامل موثر بر درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده از روش‌های مرسوم اقتصادسنجی استفاده شده است که بر اساس فروض گاوس مارکوف بود و بعد فاصله و فضا را در نظر نمی‌گرفتند لذا نتایج به دست آمده دارای تورش بودند. بر این اساس، در این پژوهش به بررسی مهم-ترین عوامل اثرگذار بر درآمدهای مالیات‌برارزش افزوده با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۱۹۹۵ برای ۱۶ کشور منتخب آسیایی پرداخته شده است. بدین منظور از ماتریسی به نام ماتریس فاصله جغرافیایی به‌منظور برآورد اثرات فضایی استفاده شده است. در این راستا، ابتدا با استفاده از آزمون‌های تشخیص فضایی مدل بهینه انتخاب و سپس با استفاده از آزمون پانل فضایی به برآورد نتایج پرداخته شد. نتایج پژوهش، اثرات فضایی فاصله جغرافیایی را تایید می‌کنند که دارای تأثیر مثبت و معناداری بر درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده هستند. همچنین بررسی متغیرهای پژوهش نشان می‌دهد که متغیر بازبودن تجاری، تولید ناخالص داخلی و مصرف اثر مثبت و معنادار و نرخ بیکاری دارای اثری منفی و معنادار بر درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده هستند. علاوه‌براین متغیر شهری-شدن در هیچ یک از سطوح آماری معنادار نمی‌باشد.

در مجموع باتوجه به نتایج پژوهش می‌توان اظهار داشت که تأثیرپذیری درآمدهای مالیات برارزش افزوده کشورهای یک منطقه به دلیل روابط تجاری و اثرات مجاورت و همسایگی امری غیرقابل انکار است، بنابراین سیاست‌گذاران باید تلاش کنند تا روابط و مراودات خود را با کشورهای همسایه یا کشورهایی که دارای فاصله جغرافیایی کم هستند بهبود بخشند.

با توجه به اثرات مثبت تولیدناخالص‌داخلی و مصرف بر مالیات برارزش افزوده، کشورهای مجموعه می‌بایست به طور مستمر اقداماتی را برای بهبود عملکرد بخش‌های مختلف اقتصادی و تحول موفق اقتصاد انجام دهند. معرفی فن‌آوری‌های جدید، امکان نوآوری در تولید، سیاست‌هایی که از استفاده از منابع پایدار حمایت کنند و مواردی از این دست باید به‌طور فراگیر اعمال شود تا از این طریق تولیدناخالص‌داخلی افزایش، رفاه عمومی و مصرف جامعه بهبود و جمع‌آوری درآمد مالیاتی و علی‌الخصوص مالیات بر ارزش‌افزوده افزایش یابد. بنابراین، به خصوص برای کشورهای آسیایی نیاز به طراحی سیاست‌ها و استراتژی‌هایی برای تقویت بخش‌های تولیدی به‌عنوان ستون‌هایی برای تحریک توسعه و تجهیز پتانسیل‌های درآمد مالیاتی یک امر حیاتی است.

باتوجه به شواهد به‌دست‌آمده از اثرات مثبت باز بودن تجاری از این مطالعه، می‌توان اظهار داشت که بازبودن تجاری می‌تواند از طریق اثرات سرریز مانند ورود فناوری‌های جدید و افزایش سرمایه انسانی بر درآمد داخلی و درنتیجه درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده تأثیرگذار باشد. کشورها باید فضای داخلی خود را به صورتی با سیاست‌های کلان اقتصادی تنظیم کنند که باعث ایجاد یکپارچگی اقتصادی در بین بخش‌های مختلف، بسیج منابع داخلی و بهبود سیاست‌های تجارت خارجی برای پایدارکردن رشد هر کشور بر اساس بسیج منابع داخلی شود.

باتوجه‌به اثرات منفی بیکاری بر درآمدهای مالیات بر ارزش‌افزوده، دولت‌ها می‌بایست سیاست‌های اقتصادی مناسبی در زمینه ایجاد شغل‌های جدید و به‌کارگیری نیروی کار در کشورشان داشته باشند، در غیر این صورت زمینه برای تشدید بیکاری فراهم می‌شود. همچنین این عامل در بلندمدت موجب پیدایش شکاف طبقاتی و عدم تمکن مالی خانوارها برای تأمین نیازهای اولیه زندگی‌شان و به‌تدریج مصرف و دریافتی‌های مالیات و علی‌الخصوص مالیات بر ارزش‌افزوده کاهش می‌یابد.

Acknowledgments: The authors would like to acknowledge the valuable comments and suggestions of the reviewers, which have improved the quality of this paper.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Adenugba, A. A., & Ogechi, C. F. (2013). The effect of internal revenue generation on infrastructural development. A study of Lagos State internal revenue service. *Journal of Educational and Social Research*, *3*(2), 419-436.

Ahmadi, S., Pazhoyan, J., Mehrara, M., & Memar, N. A. (2018). Trade liberalization and tax structure in WTO member less-developed and developing countries. *Journal of Tax Research*, *26*(37), 11-39. https://www.sid.ir/paper/377688/en. [In persian].

Akbari, N., & Tavasouli, N. (2008). An Analysis of Municipality Tax Effect on Housing Price A case of Esfahan (A Spatial Econometric

Approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 5*(1), 47-64. https://www.sid.ir/paper/110795/en. [In persian].

Andrejovská, A., & Helcmanovská, M. (2021). The impact of macroeconomic indicators on vat revenues in eu countries. *Ad Alta: Journal of Interdisciplinary Research, 11*(1), 78-85.

Anselin, L. (2021). Spatial models in econometric research. *Oxford Research Encyclopedia of Economics and Finance*, https://doi.org/10.13140/RG.13142.13142.26447.20641.

Anselin, L., & Bera, A. K. (1998). Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. *Statistics textbooks monographs, 155*, 237-290.

Arabmazar, A. A., Izadkhasti, H., & Yavari, S. (2021). Investigating the Effect of Structural Transformation on the Efficiency of VAT Collection in the Provinces in Iran. *Journal of Economic Research, 21*(82), 11-47. https://doi.org.ir/10.22054/joer.22022.58224.22939. [in persian].

Belotti, F., Daidone, S., Ilardi, G., & Atella, V. (2013). Stochastic frontier analysis using Stata. *The Stata Journal, 13*(4), 719-758.

Bikas, E., & Andruskaite, E. (2013). Factors affecting value added tax revenue. *European Scientific Journal, 9*(19), 41-49.

Bikas, E., & Raškauskas, J. (2011). Value added tax dimension: the case of Lithuania. *Ekonomika, 90*(1), 22-38.

Cashin, D. B. (2017). The household expenditure response to a consumption tax rate increase. Finance and Economics Discussion Series (FEDS) 2017-035, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).

Chehreghani, A. (2021). Investigating the Impact of Value Added Tax (VAT) on Iran's Current Account: Usage of Computable General Equilibrium Model (CGE). *Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 29*(98), 7-57. https://doi.org/10.52547/qjerp.52529.52598.52547. [In persian].

Chen, H., Liu, S., Wang, J., & Wu, Z. (2022). The effect of geographic proximity on corporate tax avoidance: Evidence from China. *Journal of Corporate Finance, 72*, 102131.

Čížek, P., Lei, J., & Ligthart, J. E. (2017). Do neighbours influence value-added-tax introduction? A spatial duration analysis. *Oxford Bulletin of Economics Statistics, 79*(1), 25-54.

Di Caro, P., & Sacchi, A. (2020). The heterogeneous effects of labor informality on VAT revenues: Evidence on a developed country. *Journal of Macroeconomics, 63*, 103190.

Ebrill, M. L. P., Keen, M. M., & Perry, M. V. P. (2001). The modern VAT. *International Monetary Fund*, https://doi.org/10.5089/9781589060265.071.

Emran, M. S., & Stiglitz, J. E. (2005). On selective indirect tax reform in developing countries. *Journal of public Economics*, *89*(4), 599-623.

Feher, A., Condea, B. V., & Harangus, D. (2019). Impact of harmonization on the implicit tax rate of consumption. *Prague Economic Papers*, *2019*(4), 449-464.

Gaalya, M. S. (2015). Trade liberalization and tax revenue performance in Uganda. *Modern Economy*, *6*(02), 228-244.

Gaalya, M. S., Edward, B., & Eria, H. (2017). Trade Openness and Disaggregated Import Demand in East African Countries. *Modern Economy*, *8*(5), 667-689.

Godin, M., & Hindriks, J. (2015). A Review of critical issues on tax design and tax administration in a global economy and developing countries. *CRED-UNamur, Working Paper*, *7*, 76.

Harelimana, J. B. J. O. A. J. o. B. S., & Research. (2020). Effect of value added tax reforms on revenue performance in Rwanda revenue authority. *Open Access Journal of Biomedical Science & Research*, *1*(3), http://doi.org/10.46718/JBGSR.42020.46701.000016.

Hussain, M., & Imitiyaz, I. (2018). Urbanization concepts, dimensions and factors. *International Journal of Recent Scientific Research*, *9*(1), 23513-23523.

Izadkhasti, H., Dadgar, Y., & Ghorbi, S. (2022). Analysis the Relationship between Value Added Tax (VAT) Performance with Inflation, Income Distribution and Government Capital Asset Ownership in Iranian Provinces. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, *29*(100), 227-254. https://doi.org/210.52547/qjerp.52529.52100.52227 .[In persian].

Keen, M. (2008). VAT, tariffs, and withholding: Border taxes and informality in developing countries. *Journal of Public Economics,*, *92*(10-11), 1892-1906.

Keen, M., & Lockwood, B. (2010). The value added tax: Its causes and consequences. *Journal of Development Economics*, *92*(2), 138-151.

Khodaverdi Samani, M., Alizadeh, S., & Shaghaghi Shahri, V. (2023). Spatial overflow of financial decentralization on social welfare in the provinces of Iran during the years 2006-2018 Approach: Spatial econometrics. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *19*(4),

155-180. https://doi.org/110.22055/jqe.22023.40959.22490. [In persian].

Kotlinska, J., Zukowski, M., Marzec, P., Kuspit, J., & Blasiak, Z. A. (2020). Household consumption and VAT revenue in Poland. *Journal of European Research Studies, 23*(2), 605-580.

Lewis, C. (2019). Raising more public revenue in Indonesia in a growth-and equity-friendly way. *OECD Economics, Department Working Papers, No. 1534, OECD Publishing, Paris. https://doi.org/10.1787/a487771f-en*.

Liu, H., & Zhao, Y. (2023). Spillover effects of VAT Self-enforcement properties: Evidence based on the replacement of business tax with VAT reform. *China Journal of Accounting Research, 16*(1), 100282.

Majidi, A. F., Najafizadeh, S. F., & Amidi, S. (2018). Common Currency and Bilateral Trade: A spatial econometrics Approach. *Journal of applied economics and business research, 8*(4), 206-216.

Martinho, M. C. P. S. (2015). *Determinants of VAT rate: evidence from 27 EU countries.* (Dissertação de mestrado, Iscte - Instituto Universitário de Lisboa. Repositório do Iscte. http://hdl.handle.net/10071/11470.).

Mgammal, M. H. (2021). Does a value-added tax rate increase influence company profitability?: an empirical study in the Saudi stock market. *Journal of the Australasian Tax Teachers Association, 16*(1), 92-128.

Mispa, S. (2019). Pengaruh self assessment system dan pemeriksaan pajak terhadap penerimaan pajak pertambahan nilai (PPN) pada Kantor Pelayanan Pajak (KPP) Pratama Makassar Selatan. *Tangible Journal, 4*(1), 162-180.

Mohajeri, P,. Taleblu, R., & Setarei, L. (2020). Identifying the influencing factors on the ratio of value added tax to GDP with an emphasis on the registration threshold. *Journal of Tax Research, 28*(45), 7-35. https://doi.org/10.29252/taxjournal.29228.29245.29257. [In persian].

Moreno Espinosa, J., Beltrán Godoy, J. H., & Mata Mata, L. (2020). Effect of economic growth and legal complexity on the Value Added Tax. *Contaduría y administración, 65*(4), 1-27.

Naderi, S., & Salatin, P. (2018). Impact of Value Added Tax on Income Distribution in middle-income selected countries. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies, 6*(24), 568-595. https://doi.org/510.32598/JMSP.32596.32594.32568. [In persian].

Najafizadeh, S., F. (2018). *The effect of common currency on bilateral trade with a spatial econometric approach.* (Master's thesis, Information

Science and Technology (IranDoc) Dissertations and Theses database.).

Omesi, I., & Nzor, N. P. (2015). Tax reforms in Nigeria: Case for value added tax (VAT). *African Research Review, 9*(4), 277-287.

Omodero, C. O. (2022). Value-Added Tax Revenue Transfers and Regional Social Development: Evidence from Nigeria. *Journal of Sustainability, 14*(21), 14343. https://doi.rg/14310.13390/su142114343.

Permadi, D. G., & Wijaya, S. (2022). Analysis of determinants of value added tax revenue in Asia. *JPPI (Jurnal Penelitian Pendidikan Indonesia), 8*(3), 622-631.

Peter, E., Olaolu, D., & Nneka, P. N. M. (2021). Effect of Tax Revenue on Unemployment Rate in Nigeria. *European Journal of Business and Management, 13*(21), 54-41.

Pietrzak, M. B. (2010). Two-stage procedure of building a spatial weight matrix with the consideration of economic distance. *Oeconomia Copernicana, 1*(1), 65-78.

Puspitawati, L. (2019). *The Effect of Macro Economic Variables on Value Added Tax (VAT)*. Paper presented at the International Conference on Business, Economic, Social Science, and Humanities Economics, Business and Management Track.

Saddatmehr, M. (2022). Estimating the optimal value added tax rate using the Laffer curve approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 19*(2), 93-110. https://doi.org/110.22055/jqe.22021.32452.22211. [In persian].

Setiyaningsih, W. A. A., & Khoirunurrofik, K. (2022). Household consumption expenditures and the performance of provincial VAT revenue. *Sebelas Maret Business Review, 7*(1), 10-25.

Silva, C. S. F. d. (2016). *The determinants of VAT revenues in Portugal.* (Dissertação de Mestrado, Universidade de Lisboa. Instituto Superior de Economia e Gestão. http://hdl.handle.net/10400.5/12366.).

Terefe, K. D., & Teera, J. (2018). Determinants of tax revenue in East African countries: An application of multivariate panel data cointegration analysis. *Journal of Economics International Finance, 10*(11), 134-155.

Tricahyono, D., & Wijaya, S. (2024). The Effect Of Economic Growth And Inflation On Value Added Tax Revenue In ASEAN Countries With Foreign Direct Investment As a Moderation. *Educoretax, 4*(5), 587-596.

Vega, S. H., & Elhorst, J. P. (2014). Modelling regional labour market dynamics in space and time. *Papers in Regional Science, 93*(4), 819-841.

Wawire, N. (2011). *Determinants of Value Added Tax in Kenya.* Paper presented at the In Centre for the Study of African Economies Conference, Oxford, UK.

Wawire, N. (2017). Determinants of value added tax revenue in Kenya. *Journal of Economics Library, 4*(3), 322-344.

Wijaya, S. (2020). Determinant of Value Added Tax Revenue in ASEAN (the Association of Southeast Asian Nations) Countries. *International Journal of Management, 11*(9), 1453-1463.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) بهار ۱۴۰۵ ۲۳(۱) ۲۲۴-۲۰۱



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله: www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

اثر مخارج دولت و تعدیل ساختارهای سنی جمعیت بر توسعه مالی در اقتصاد ایران

محمد جعفری*، الهام فتح الهی**

** دانشیار اقتصاد، پژوهشگاه ملی اقیانوس شناسی و علوم جوی ،تهران، ایران (نویسنده‌ی مسئول).*
*** دکترای اقتصاد، گروه اقتصاد و حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: *۲۶ اسفند ۱۴۰۲*
تاریخ بازنگری: *۲۲ تیر ۱۴۰۳*
تاریخ پذیرش: *۱۰ دی ۱۴۰۴*

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: jafari.moh@inio.ac.ir
0000-0003-1251-4028

طبقه‌بندی JEL: *G00,J10*

واژگان کلیدی: *مخارج سرمایه‌ای، مخارج مصرفی، ساختار سنی، توسعه مالی*

آدرس پستی:
تهران، خیابان فاطمی، خیابان اعتماد زاده،شماره ۳، کد پستی:
portal@inio.ac.ir

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسنده گان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

دولت‌ها در توسعه مالی نقش محوری دارند؛ بنابراین، مخارج عمومی که ابزار مهمی برای کنترل اقتصاد است ممکن است به تأثیر مثبت بر توسعه مالی منجر شود. از طرف دیگر رشد جمعیت که باعث مخارج عمومی توسط دولت می‌شود ممکن است بر سطح تأمین مالی عمومی از طریق بازارهای مالی تأثیر بگذارد. در این راستا مطالعه حاضر به دنبال ارزیابی تأثیر جمعیت و مخارج عمومی بر توسعه و رشد بخش مالی در ایران طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۴۰۱ با روش هم‌انباشتگی FMOLS و DOLS و داده‌های گردآوری شده از بانک جهانی است. نتایج، تأثیرات

مثبت تشکیل سرمایه و مخارج مصرفی نهایی را بر توسعه مالی در بلندمدت تأیید می‌کند. اهمیت اقتصادی مخارج مصرفی در روش FMOLS یک و نیم برابر و در روش DOLS چهار و نیم برابر بیشتر از مخارج سرمایه‌ای برای توسعه مالی در ایران است. همچنین تعدیل ساختارهای جمعیتی در ساختار هزینه‌ها به سرعت بخشیدن به همگرایی‌ها در اقتصاد کمک می‌کند. براساس نتایج حاصله می‌توان گفت، دولت باید رفتار هزینه‌ای را کنترل کند، زیرا نمی‌توان بیش از حد بر تأثیرات آن بر اقتصاد و به‌ویژه بخش خصوصی و توسعه مالی تأکید کرد.

ارجاع به مقاله:
جعفری، محمد و فتح الهی،الهام. (۱۴۰۵). اثر مخارج دولت و تعدیل ساختارهای سنی جمعیت بر توسعه مالی در اقتصاد ایران. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۳(۱)، ۲۲۴-۲۰۱.
doi 10.22055/jqe.2025.46415.2614

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

مخارج عمومی ابزار مهمی برای دولت برای کنترل اقتصاد است. اقتصاددانان به‌خوبی از اثرات دوجانبه آن در ارتقای رشد اقتصادی آگاه بوده‌اند. از یک سو، سرمایه‌گذاری عمومی عاملی است که به انباشت سرمایه کمک می‌کند. مخارج عمومی همچنین برای پر کردن حفره‌هایی مانند خدمات عمومی، مراقبت‌های بهداشتی، تامین اجتماعی و غیره که در اقتصاد بازار دست نخورده باقی مانده است، استفاده می‌شود. از آنجایی‌که سرمایه انسانی نقش کلیدی در ارتقای رشد اقتصادی ایفا می‌کند، کاهش در مقدار سود افراد ناشی از پرداخت مالیات بیشتر جهت تامین مخارج عمومی، با کاهش نرخ رشد اقتصادی همراه است. با در نظر گرفتن اقتصاد به‌عنوان یک کل، این سوال که چگونه هزینه‌های عمومی را به‌طور مناسب هزینه کرد، کار دشواری بوده است (Vu LE & Suruga, 2005).

وقتی پایه‌های مالیاتی ضعیف هستند، دولت‌ها برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت (عمدتاً مخارج سرمایه)، وام‌های زیادی می‌گیرند. اندازه‌بزرگ استقراض در شرایط ضعیف بازارهای مالی، ممکن است به اثرات ازدحام[1] منجر شود. در نتیجه، اعتبارات به

[1] crowding out effect

بخش خصوصی کاهش می‌یابد و عوامل مالی به سمت پیشنهادهای جذاب دولتی می‌روند، زیرا در این شرایط اعتبار به بخش خصوصی جذابیت کمتری دارد. به طور مشابه، مخارج عمومی با افزایش نرخ وام‌دهی در بلندمدت، اعتبارات اختصاص‌یافته به بخش خصوصی را کاهش می‌دهد؛ بنابراین، از طریق هر دو کانال استقراض عمومی و نرخ بهره، یک اثر منفی بین مخارج عمومی و توسعه مالی رخ می‌دهد. برعکس، استقراض منظم و مدیریت شده دولتی برای تأمین مالی هزینه‌های عمومی، بازار اوراق‌قرضه دولتی را تقویت می‌کند که به طور رسمی به‌عنوان معیاری برای توسعه اوراق‌قرضه خصوصی، بازارهای سهام و مؤسسات بانکی عمل می‌کند. بر اساس اصل شتاب و فرضیه مکمل، محیط نهادی، قانونی و سیاستی ایجاد شده توسط بازار اوراق‌قرضه دولتی به‌عنوان معیاری برای اعتبارات به بخش خصوصی در بازارهای مالی بازی می‌کند. مدیریت مستمر بدهی توسط دولت برای مخارج عمومی خود، ممکن است واسطه‌گری مالی مبتنی بر بانک را به‌ویژه در مناطقی با چارچوب نهادی و نظارتی ضعیف امکان‌پذیر کند (Kapaya, 2023).

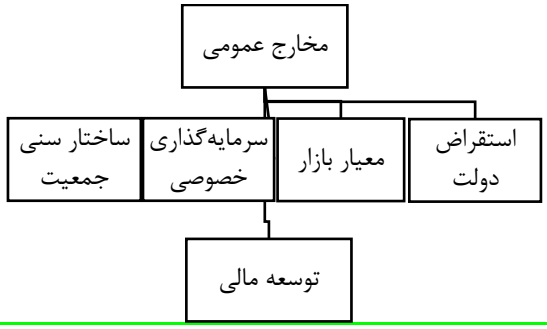
ازآنجایی‌که بازارهای بدهی باثبات دولتی به‌عنوان پایه‌ای برای توسعه بیشتر بازار مالی عمل می‌کند؛ بنابراین، مخارج عمومی ممکن است به تأثیر مثبت بر توسعه مالی منجر شود. از طرف دیگر هم جمعیت جوان و هم جمعیت سالخورده چالش‌های هزینه‌ای را برای دولت‌هایشان از نظر ارائه مراقبت‌های بهداشتی، آموزش (اولیه، متوسطه و عالی)، اشتغال، حقوق بازنشستگی، مزایای بازنشستگی و امنیت سالمندی ایجاد می‌کنند؛ بنابراین رشد جمعیت که باعث مخارج عمومی توسط دولت می‌شود ممکن است بر سطح تأمین مالی عمومی از طریق بازارهای مالی تأثیر بگذارد. این ممکن است به یکی از دو احتمال زیر منجر شود: ازدحام اعتبارات بخش خصوصی یا اثر مکمل بر بازارهای اعتباری بخش خصوصی؛ بنابراین، جمعیت وابسته‌تر (جمعیت جوان) و مولد (سن بالغ) بر رابطه بین هر یک از انواع مخارج توسعه مالی تأثیر می‌گذارد. باتوجه‌به این که تغییرات در ساختار جمعیت تأثیر عمده‌ای بر توسعه بخش مالی در اقتصادها دارد، سؤال مهم این است که آیا تغییرات در ساختارهای جمعیتی به توضیح اثرات مخارج عمومی بر توسعه مالی در ایران کمک می‌کند؟ که پاسخ به آن در این مطالعه برای اقتصاد ایران ضروری به نظر می‌رسد؛ لذا مطالعه حاضر به دنبال ارزیابی اثر مخارج دولت در کنار تأثیر جمعیت بر رشد بخش مالی و ارزیابی اثرات تعدیل ساختارهای سنی بر توسعه و رشد بخش مالی است. در این راستا مقاله حاضر

مشتمل بر پنج بخش است. در بخش اول به بیان مبانی نظری پژوهش حاضر پرداخته می‌شود. بخش دوم شامل مروری بر پیشینه تحقیق و مطالعات انجام‌شده قبلی است. در بخش سوم به‌تصریح مدل، بررسی روند متغیرها و ابزار گردآوری اطلاعات پرداخته شده است. در بخش چهارم به برآورد مدل و ارائه نتایج، اختصاص‌یافته است و در نهایت در بخش پنجم، جمع‌آوری و پیشنهادها ارائه شده است.

۲- ادبیات و پیشینه ی تحقیق

سیاست مالی در کشورهای درحال‌توسعه به‌طور قابل‌توجهی چرخه‌ای است و کشش مخارج عمومی نسبت به رشد تولید ناخالص داخلی معمولاً بیش از یک برآورد می‌شود. برزوفسکی و سیوینسکا-گورزلک (۲۰۱۳) با بررسی تجربی کشورهای درحال‌توسعه نشان می‌دهند که سیاست مالی چرخه‌ای، پیامدهای منفی معناداری بر رشد اقتصادی دارد. چرخه‌ای بودن مخارج عمومی معمولاً با این واقعیت توجیه می‌شود که در دوره‌های رکود اقتصادی، دولت‌ها به منابع مالی (داخلی و خارجی) دسترسی محدودی دارند؛ ازاین‌رو، جریان بدهی نقش مهمی در کاهش چرخه‌ای هزینه‌های عمومی ایفا می‌کند (Brzozowski & Siwinska-Gorzelak, 2013).

در شرایطی که عمق بازارهای مالی پایین است، چرخه‌گرایی مخارج عمومی می‌تواند نامطلوب باشد؛ زیرا سیاست مالی انبساطی از طریق اثر ازدحام سرمایه‌گذاری خصوصی، موجب تضعیف فعالیت‌های بخش خصوصی می‌شود (Lledó et al., 2009). همچنین، شواهد تجربی نشان می‌دهد که عملکرد بدهی داخلی دولت و به‌طور کلی سایر بازارهای مالی، ارتباط معناداری با چرخه مشاهده‌شده مخارج عمومی ندارد؛ چراکه ضرایب مربوط به عمق بازارهای مالی و هزینه اعتبار داخلی از نظر اقتصادی نزدیک به صفر گزارش شده‌اند. این امر بیانگر آن است که توسعه‌نیافتگی بازارهای مالی داخلی در آن دوره، توان تأمین مالی دولت را مستقل از چرخه‌های تجاری محدود کرده است(Lledó et al., 2011) . بنابراین بر اساس **شکل ۱** مخارج دولت از طریق چهار کانال استقراض دولت، معیار بازار، سرمایه گذاری خصوصی و ساختار سنی می تواند بر توسعه مالی اثرگذار باشد.



شکل ۱. نمودار جریانی پژوهش
Figure 1. Research flowchart

۳- مخارج عمومی و توسعه مالی از طریق کانال استقراض دولت

استقراض دولت تأثیر قابل‌توجهی بر روی اعتبارات بخش خصوصی خواهد داشت. پاسخ درون‌زای بخش بانکی به افزایش استقراض دولت برای تأمین مالی تقاضای مخارج، اثر ازدحام را نشان می‌دهد (Shetta and Kamaly, 2014). هاونر۲ (۲۰۰۹) ایده «دارایی ایمن» را در مورد نقش بدهی عمومی در توسعه مالی مقایسه می کند. ایده دارایی ایمن مبتنی بر این پیشنهاد است که بدهی‌های عمومی (به‌عنوان دارایی ایمن برای عوامل خصوصی) با توسعه بخش مالی، اثرات درون‌زای کلیدی در سیستم مالی ایفا می‌کند. بنابراین بدون دارایی مطمئن (بدهی عمومی)، وام‌گیرندگان با پس‌انداز کمتر، هزینه استقراض بالاتر و سررسید کوتاه‌تر مواجه می‌شوند. افزایش نگهداری بدهی عمومی در بانک‌های داخلی، سودآوری آن‌ها را افزایش می‌دهد، اما کارایی و تعمیق مالی آن‌ها را به‌تدریج کاهش می‌دهد.

به نظر می‌رسد سطح استقراض داخلی دولت برای تأمین مالی هزینه‌های عمومی، بخش خصوصی را از بین می‌برد و رشد بخش مالی تضعیف می‌کند (Bikefe et al, 2022). به طور مشابه، ناکر و همکاران۳ (۲۰۱٤) دریافتند که مخارج دولت، نقدینگی را از بازارهای مالی جذب می‌کند و در نتیجه توانایی واسطه‌گری مالی در بسیج پس‌انداز موردنیاز برای

[2] Hauner
[3] Naceur et al

تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی را کاهش می‌دهد؛ بنابراین، سطوح پایین‌تر توسعه مالی با هزینه‌های بیشتر دولت همراه است و بالعکس.

به طور مشابه مغفیرو و پوروانو[4] (۲۰۲۱) اثر مخارج عمومی را بر توسعه مالی منفی دانستند. آن‌ها همچنین استدلال می‌کنند که افزایش مخارج عمومی ممکن است منجر به اثرات مضر در کشورهای درحال‌توسعه شود، زیرا سرمایه‌گذاری خصوصی را سرکوب می‌کند، محرک‌های اقتصادی را در کوتاه‌مدت کاهش می‌دهد، انباشت سرمایه را در بلندمدت محدود می‌کند و نوسان مخارج عمومی نوسانات بین متغیرهای اقتصادی را افزایش می‌دهد؛ بنابراین، به‌دلیل اثرات احتمالی آن در ازدحام بخش خصوصی، هزینه‌های عمومی باید با درنظرگرفتن بخش خصوصی انجام شود (Omodero, 2019). وقتی دولت در داخل وام می‌گیرد، اعتباراتی را که برای بخش خصوصی در دسترس است کاهش می‌دهد و باعث افزایش نرخ بهره می‌شود و ممکن است منجر به بی‌ثباتی مالی شود (Mbate, 2013).

۴- هزینه‌های عمومی و توسعه مالی از کانال معیار بازار

از آنجایی‌که مخارج دولت نیاز به تأمین مالی از طریق انتشار اوراق‌قرضه دولتی دارد، این اوراق نقش مهمی در محک‌زدن انتشار اوراق‌قرضه بخش خصوصی ایفا می‌کنند و نقش مهمی در پیشبرد رشد کلی بخش مالی دارند. به‌عنوان‌مثال، کاگوچی[5] (۲۰۱۹) بیان می‌کند که هزینه‌های عمومی، توسعه مالی را افزایش می‌دهد. در اکثر کشورهای درحال‌توسعه، بانک‌ها درصد بالایی از دارایی‌های خود را به‌عنوان بدهی عمومی گزارش می‌دهند (Kumhof and Tanner, 2005). بانک‌ها و صندوق‌های بازنشستگی بزرگ‌ترین سرمایه‌گذاران بدهی دولت در اقتصادهای نوظهور هستند؛ بنابراین، بانک‌ها نقش مهمی در واسطه‌گری مالی دارند.

بازار اوراق‌قرضه دولتی نقش مهمی را در بازار اقتصادهای درحال‌توسعه ایفا می‌کند؛ زیرا تقریباً ستون فقرات اوراق بهادار با درآمد ثابت در این کشورها است. ازآنجایی‌که مخارج عمومی توسط بازار بدهی دولت تأمین مالی می‌شود، تحرکات آن نیز بر عمق بازار، نقدینگی،

[4] Maghfiroh and Purwono
[5] Kagochi

بازده و نرخ بهره در بازارهای مالی و در نتیجه توسعه مالی تأثیر می‌گذارد (Afonso et al, 2021). علاوه بر این، بازار بدهی عمومی اول از طریق کنترل نوسانات کلان اقتصادی، مانند نوسانات تورم و دوم در به‌حداقل‌رساندن هزینه استقراض دولت، باید به مقدار کافی افزایش یابد تا دولت به‌طور معناداری سیاست پولی را در کنترل تورم و حفظ ثبات اقتصاد کلان انجام دهد (Kumhof and Tanner, 2005). بدین ترتیب بدهي دولت هم به‌عنوان مبناي اطلاعاتي در بازارهاي اوراق بهادار و هم به‌عنوان ابزاري براي تأمين زيرساخت براي توسعه بازارهاي مالي عمل می‌کند (Mbate, 2013).

۵- مخارج عمومی و توسعه مالی از کانال سرمایه‌گذاری خصوصی

سرمایه‌گذاری‌های خصوصی به‌عنوان بخشی از مخارج سرمایه‌ای، به روشن کردن رابطه بین مخارج سرمایه‌ای عمومی و توسعه مالی کمک می‌کنند. هوانگ[6] (۲۰۱۱) نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری‌های خصوصی تأثیر مطلوبی بر گسترش بخش مالی دارد که پیامدهای مهمی برای تکامل بازارهای مالی در کشورهای در حال ظهور دارد. اگر کیفیت دولت، کیفیت کانال‌های نهادی، باز بودن تجاری و باز بودن مالی بالا می‌رفت، آن‌وقت این تأثیر بیشتر می‌شد.

مخارج عمومی هم تأثیر مستقیم و هم غیرمستقیم بر توسعه مالی دارد. اثرات مستقیم را می‌توان از طریق مدل رشد تصور کرد، در حالی که اثرات غیرمستقیم از طریق کانال‌هایی مانند واردات، سرمایه‌گذاری و نیروی‌کار منتقل می‌شود. بسته به اینکه هزینه‌ها از طریق مالیات تأمین می‌شود یا از طریق بدهی، تأثیرات بین اقتصادها متفاوت است. سطوح ترکیبی هر یک از منابع تامین مالی مخارج ممکن است رشد متفاوتی را تحت تاثیر قرار دهد. وانگ[7] (۲۰۰۵) ادعا می‌کند که اگر مخارج دولت با استقراض پشتیبانی شود، احتمالاً نرخ بهره در بازارهای مالی به‌دلیل افزایش رقابت برای وجوه کمیاب بالا می‌رود. در نتیجه، افزایش نرخ بهره، سرمایه‌گذاری خصوصی را کاهش می‌دهد، زیرا افراد بیشتری وجوه را به‌سمت پس‌انداز در اوراق‌قرضه و بانک‌ها سوق می‌دهند. این معمولاً به‌عنوان «فرضیه

[6] Huang
[7] Wang

ازدحام خارجی»[8] شناخته می‌شود، اما سطح ازدحام درون‌زای بانک‌ها، به‌استقراض بالاتر دولت بستگی دارد (Anyanwu et al, 2017). متناوبا، «اصل تشدیدکننده»[9] نشان می‌دهد که افزایش هزینه‌های دولت سطوح درآمد را ارتقا می‌دهد و باعث سرمایه‌گذاری خصوصی بیشتر و منجر به ازدحام سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود. به‌طور مشابه، «فرضیه انتظار عقلایی»[10] ادعا می‌کند که هزینه‌های عمومی تأمین‌شده از طریق بدهی، ممکن است به اثر ازدحام منجر نشود.

۶- هزینه‌های عمومی و توسعه مالی از طریق تعدیل ساختار سنی جمعیت

Malthus (۱۷۹۸) در مورد جمعیت پیشنهاد کرد که با افزایش جمعیت به‌صورت تصاعد هندسی، عرضه غذا به‌صورت تصاعد حسابی افزایش می‌یابد. جمعیت سریع‌تر از عرضه غذا افزایش می‌یابد و اگر بررسی نشود منجر به عوارض بدی خواهد شد (Azolibe, 2022). با بسط نظریه او و در راستای Azolibe (۲۰۲۲)، پیشنهاد می‌شود که افزایش جمعیت، میزان شهرنشینی و ناامنی غذایی را افزایش می‌دهد که در ابتدا باعث ایجاد فساد و بدبختی می‌شود. دولت در پاسخ به دنبال ابزارهایی برای برنامه‌ریزی، هماهنگ‌سازی، نظم و سازماندهی شهرنشینی، ایجاد زیرساخت‌های شهری، ارائه خدمات اجتماعی و گسترش جایگزین‌های دفاعی و امنیتی است. چنین اقداماتی همیشه منجر به افزایش هزینه‌های عمومی می‌شود. بنابراین، تأیید تأثیر مثبت رشد یا اندازه جمعیت بر مخارج عمومی، تأیید اولیه نقش فعال دولت در هزینه‌کردن منابع برای رفع نیازهای جامعه است؛ در حالی که تأثیر منفی جمعیت بر هزینه‌های عمومی، مستلزم گام‌های فعالی از سوی دولت برای کاهش اندازه و نقش دولت در امور جمعیتی خود است. کشوری که جمعیت ۰ تا ١٤ ساله و یا ٦٥ سال به بالا دارد، دولت آن باید بیشتر برای آموزش، سرمایه بهداشتی و پروژه‌هایی برای جذب جمعیت وابسته بیکار هزینه کند. جمعیت جوان (۰–١٤) پتانسیلی برای نیروی کار بزرگ در آینده ایجاد می‌کند که باید در بخش‌های اشتغال جذب شود. این امر ناگزیر دولت را مجبور می‌کند که راه‌های شغلی بیشتری ایجاد کند که تقاضاهای بیشتری برای

[8] crowding –out hypothesis
[9] accelerator principle
[10] Rational expectation hypothesis

دستمزد و حقوق، ارائه خدمات اجتماعی سالمندان مانند مراقبت‌های بهداشتی و پرداخت ماهانه یا سه‌ماهه مستمری برای جمعیت ٦٥ ساله به بالا ایجاد می‌کند. به این ترتیب، مخارج جاری و سرمایه‌ای به‌طور هم‌زمان با افزایش جمعیت در طول سال‌ها افزایش می‌یابد (Azolibe et al., 2020).

تغییرات در ساختار جمعیت تأثیر عمده‌ای بر توسعه اقتصادی دارد (Mankiw & Weil, 1989). Bloom and Williamson (۱۹۹۸) معتقد بودند که وقتی نسبت جمعیت در سن کار نسبتاً زیاد و نسبت وابستگی پایین باشد، کشور دارای نیروی کار کافی، نرخ سرمایه‌گذاری بالا و نرخ تشکیل سرمایه بالا خواهد بود. در این صورت، رشد اقتصادی با سرعت بالا تضمین می‌شود. با این حال، افزایش جمعیت یا تغییرات جمعیتی می‌تواند برخی از اثرات منفی را نیز به‌همراه داشته باشد؛ به‌عنوان مثال، بازنشستگی هزینه‌های دولت و ساکنان را افزایش داده و در نتیجه پس‌انداز را کاهش می‌دهد و توسعه بخش‌های مالی را محدود می‌کند. محققان زیادی در حال مطالعه رابطه بین ساختار جمعیت و توسعه مالی هستند که عمدتاً بر دو جنبه، قیمت دارایی و بازده دارایی تمرکز دارند. در واقع، اقتصاددانان جمعیت و دانشمندان مالی تلاش می‌کنند تا رابطه بین ساختار سنی جمعیت و قیمت دارایی‌ها را از طریق برخی مفروضات و مدل‌های نظری دقیق بررسی کنند.

به‌عنوان مثال، Bakshi and Chen (۱۹۹٤) بر این اساس فرضیه سرمایه‌گذاری چرخه عمر را پیشنهاد می‌کنند و معتقدند که تغییرات در ساختار سنی جمعیت یک کشور، تقاضای دارایی آن را تغییر می‌دهد و سپس بر قیمت دارایی‌ها تأثیر می‌گذارد. تعداد فزاینده‌ای از مطالعات وجود دارد که به بررسی رابطه بین ساختار سنی جمعیت و بازده بازار مالی می‌پردازند. برخی از محققان از چارچوب اصلی مدل همپوشانی نسل‌ها برای بررسی تأثیر نظری افزایش رشد کوتاه‌مدت جمعیت بر بازده دارایی استفاده می‌کنند. Mankiw and Weil (۱۹۸۹) برای اولین بار در مدلی از عرضه و تقاضای دارایی، تأثیر رشد نوزادان بر قیمت مسکن را تحلیل کردند و اشاره کردند که با بلوغ نسل متولدشده در ایالات متحده در دهه ۱۸۷۰، تعداد خانواده‌های آمریکایی به‌سرعت در حال افزایش بوده است. در نتیجه، تقاضا برای املاک و مستغلات افزایش یافته و قیمت‌ها افزایش یافته است که مزایای زیادی برای بازارهای املاک و مستغلات ایالات متحده به‌همراه داشته است. از طریق این نظریه‌ها

و مدل‌ها، محققان پیشرفت زیادی در موضوع تأثیر عمیق ساختار جمعیت بر امور مالی داشته‌اند. از آنجایی که پیری جمعیت عدم‌قطعیت انباشت سرمایه را در بسیاری از اقتصادهای بزرگ افزایش داده است، پیری جمعیت ممکن است عدم‌قطعیت در نرخ پس‌انداز داخلی را نیز افزایش دهد. کاهش پس‌انداز باعث کاهش سرمایه‌گذاری و افزایش نرخ بهره می‌شود که به‌ناچار رشد اقتصادی و ثبات بخش مالی را کاهش می‌دهد (Lin & Pei, 2020).

۷- مشخصات مدل و روش پژوهش

۷-۱- مشخصات مدل

با توجه به این‌که مخارج عمومی هم تأثیر مستقیم و هم غیرمستقیم از طریق کانال‌هایی مانند واردات، سرمایه‌گذاری و نیروی‌کار بر توسعه مالی دارد، بسته به اینکه هزینه‌ها از طریق مالیات تأمین می‌شود یا از طریق بدهی، تأثیرات بین اقتصادها متفاوت است. سطوح ترکیبی هر یک از منابع تأمین مالی مخارج ممکن است رشد بخش مالی متفاوتی را تحت تأثیر قرار دهد. Wang (۲۰۰۵) ادعا می‌کند که اگر مخارج دولت با استقراض پشتیبانی شود، احتمالاً نرخ بهره در بازارهای مالی به‌دلیل افزایش رقابت برای وجوه کمیاب بالا می‌رود. در نتیجه، افزایش نرخ بهره، سرمایه‌گذاری خصوصی را کاهش می‌دهد، زیرا افراد بیشتری وجوه را به‌سمت پس‌انداز در اوراق قرضه و بانک‌ها سوق می‌دهند و رشد بخش مالی را تضعیف می‌کند. با توجه به این‌که رابطه بین ساختار جمعیت و توسعه مالی عمدتاً بر دو جنبه، قیمت دارایی و بازده دارایی تمرکز دارد و تغییرات در ساختار سنی جمعیت یک کشور، تقاضای دارایی آن را تغییر می‌دهد و سپس بر قیمت دارایی‌ها تأثیر می‌گذارد، و از آنجایی که پیری جمعیت عدم قطعیت انباشت سرمایه را در بسیاری از اقتصادهای بزرگ افزایش داده و ممکن است عدم قطعیت در نرخ پس‌انداز داخلی را افزایش دهد و باعث کاهش سرمایه‌گذاری و افزایش نرخ سرمایه‌گذاری شود که به‌ناچار ثبات بخش مالی را کاهش می‌دهد، مدل اقتصادسنجی عمومی به‌کار گرفته‌شده در تحقیق حاضر، با توجه به تئوری ارائه‌شده در خصوص اثر مخارج دولت بر توسعه مالی از طریق تعدیل ساختار سنی جمعیت که از مدل نظری ارائه‌شده توسط Kapaya (۲۰۲۳) اقتباس شده است، به‌صورت زیر می‌باشد:

$$F=f(K, C, Y, M, I, O, G) \quad (۱)$$

همانطور که در شکل کلی زیر نشان داده شده است، جهت سهولت در تفسیر ضرایب، همه متغیرها به حالت لگاریتمی تبدیل می‌شوند.

$$LFDT_t = \alpha_i + \beta_1 LK_t + \beta_2 LC_t + \beta_3 LY_t + \beta_4 LM_t + \beta_6 LI_t + \beta_7 LO_t + \beta_8 LG_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

متغیر اصلی و وابسته تحقیق توسعه مالی (اعتبارات داخلی به بخش خصوصی به‌عنوان درصد تولید ناخالص داخلی) (F) است. دو متغیر مستقل مشتق‌شده از مخارج دولت جهت بیان اثرات مستقیم مخارج دولت بر توسعه مالی در مدل لحاظ شده‌اند، شامل: مخارج سرمایه‌ای عمومی (تشکیل سرمایه ناخالص دولت به‌عنوان درصد تولید ناخالص داخلی) (K) و مخارج مصرفی عمومی (مخارج مصرف نهایی دولت به‌عنوان درصد تولید ناخالص داخلی) ©. همچنین متغیرهای انتخاب‌شده برگرفته از اندازه جمعیت جهت بررسی اثر ساختار سنی جمعیت بر توسعه مالی شامل: جمعیت جوان (جمعیت ۰–۱٤ ساله، به‌عنوان درصدی از کل جمعیت) (Y) و جمعیت بالغ (جمعیت ۱۵ تا ٦٤ ساله، به‌عنوان درصدی از کل جمعیت) (M) است. تورم (به‌عنوان درصد سالانه) (I)، باز بودن تجارت (مجموع صادرات و واردات تقسیم بر تولید ناخالص داخلی) (O) و تولید ناخالص داخلی سرانه (G) متغیرهای مهم دیگری هستند که در این رابطه اثرگذارند و به نوعی بیان‌کننده اثرات غیرمستقیم مخارج دولت بر توسعه مالی محسوب می‌شوند.

برای هدف مقیاس‌بندی یکنواخت، متغیرها با استفاده از لگاریتم تبدیل شدند. برای اندازه‌گیری رشد بخش مالی از شاخص‌های مختلفی استفاده می‌شود. اقدامات مبتنی بر بانک اعتباری اغلب به‌عنوان شاخصی برای رشد بخش مالی استفاده می‌شود. به‌عنوان مثال می‌توان به اعتبارات داخلی به بخش خصوصی به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی (دریافت عمق مالی)، سپرده پول و دارایی‌های بانک مرکزی به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی و بدهی‌های نقدی به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی یا شبه‌پول (M3) اشاره کرد. تأکید می‌شود که بانک‌ها به‌عنوان تجسم اولیه توسعه مالی در کشورهای درحال‌توسعه عمل می‌کنند (Kapaya, 2021). در نتیجه، توسعه بخش بانکی گاهی با

توسعه مالی یک ملت برابری می‌یابد. ازاین‌رو، اعتبارات بانکی به بخش خصوصی همواره در این زمینه به‌عنوان بهترین شاخص برای توسعه مالی یک کشور ذکر می‌شود و مقادیر بالاتر آن به‌معنای کارایی و اهمیت مؤسسات مالی در تخصیص اعتبار به بخش خصوصی است و در سایر تحقیقات نیز مورد استفاده قرار گرفته است (Agyapong and Bedjabeng, 2020). لازم به ذکر است که تمامی داده‌های تحقیق، براساس معیار در دسترس بودن، از بانک جهانی برای سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۴۰۱ گردآوری و با استفاده از نرم‌افزار EViews 10 به‌کار گرفته شده است.

۲-۷- روش پژوهش

۲-۷-۲- هم‌انباشتگی حداقل مربعات کاملا اصلاح شده[11]

روش FMOLS، یک روش ناپارامتریک است که همبستگی احتمالی بین اجزای خطای مدل و تفاضل مرتبه اول متغیرهای توضیحی با وجود ضریب ثابت، به‌منظور تصحیح خودهمبستگی سریالی را مورد محاسبه قرار می‌دهد و تخمین‌زن OLS را به صورت ناپارامتریکی تصحیح می‌کند (Phillips & Hansen, 1990). سیستم هم‌انباشتگی زیر را برای داده‌های ترکیبی در نظر بگیرید:

$$y_{it} = \beta_0 + x_{it}\beta_1 + \theta_{it} \quad (۳)$$
$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it}$$
$$\varepsilon_{it} = (\vartheta_{it}, \varepsilon'_{it})$$

که در آن روند بردار خطا ε_{it} یک روند ایستا است. تخمین‌زن FMOLS پانلی میانگین گروهی و بین گروهی می‌تواند به صورت معادله زیر نشان داده شود:

$$\hat{\beta}_{GFM} = N^{-1}(\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \bar{X}_i)^2)^{-1}(\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \bar{X}_{it})Z^*_{it} - T_{\tau_i}) \quad (۴)$$
$$\tau_i = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}^{\circ}_{21i}$$
$$Z^*_{it} = (Z_{it} - \bar{Z}_{it}) - \left(\frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\Omega_{22i}}\right)\left(\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}^{\circ}_{22i}\right).\left(\frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\Omega_{22i}}\right)\left(\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}^{\circ}_{22i}\right)$$
$$\hat{t}_{\hat{\beta}^*_{GFM}} = N^{-1/2}\sum_{i=1}^{T}(\hat{\beta}^*_{FM,i} - \beta)(\hat{L}^{-1}_{11i}\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \bar{X}_i)^2)^{1/2} \quad (۵)$$

در اینجا، تخمین‌زن FMOLS برای هر عضو پانل به صورت $\hat{\beta}^*_{FM,i}$ است. آماره t، استاندارد و به‌صورت نرمال توزیع شده‌است. هر دو روش DOLS و FMOLS به‌عنوان

[11] Fully Modified Ordinary Least Squar (FMOLS)

تخمین‌زن‌های کارا و سازگار به‌منظور بررسی رابطه بلندمدت است و هر دو روش خودهمبستگی سریالی و درونزایی بالقوه بین متغیرها را مورد بررسی قرار می‌دهد (Fatholahi et al, 2022).

۳-۲-۷- حداقل مربعات پویا[12]

تخمین‌زن DOLS توسط Stock and Watson (۱۹۹۳) مطرح و سپس توسط Kao and Chiang (۱۹۹۹) گسترش یافت. به‌دلیل مشکلات درونزایی، تخمین‌های حداقل مربعات معمولی منجر به انحراف از رگرسیون می‌شود. تخمین‌زن DOLS این انحراف و تورش را به‌واسطه‌ی افزایش وقفه‌ها و مقادیر همزمان در رگرسیون ثابت رفع می‌کند (Law et al., 2014). به‌عبارت دیگر، این تخمین‌زن از تعدیل‌های پارامتریک برای اجزای خطاها، با استفاده از تجمیع یک رگرسیون ایستا با وقفه‌ها و مقادیر جاری رگرسورها با یک تفاضل استفاده می‌کند و مقدار گذشته و آینده متغیرهای توضیحی تفاضلی را به‌عنوان متغیرهای اضافی در تخمین در نظر می‌گیرد (Moradi and Mostashari, 2018). تخمین‌زن DOLS را می‌توان به‌صورت معادله زیر نشان داد:

$$y_{it} = z'_{it-1}\beta + \sum_{j=-p1}^{i=p2} C_{ij}\Delta z_{it+j} + v_{it} \qquad (۶)$$

تخمین‌زن DOLS توسط Stock and Watson (۱۹۹۳) مطرح و سپس توسط Kao and Chiang (۱۹۹۹) گسترش یافت. به‌دلیل مشکلات درونزایی، تخمین‌های حداقل مربعات معمولی منجر به انحراف از رگرسیون می‌شود. تخمین‌زن DOLS این انحراف و تورش را به‌واسطه‌ی افزایش وقفه‌ها و مقادیر همزمان در رگرسیون ثابت رفع می‌کند (Law et al., 2014). به‌عبارت دیگر، این تخمین‌زن از تعدیل‌های پارامتریک برای اجزای خطاها، با استفاده از تجمیع یک رگرسیون ایستا با وقفه‌ها و مقادیر جاری رگرسورها با یک تفاضل استفاده می‌کند و مقدار گذشته و آینده متغیرهای توضیحی تفاضلی را به‌عنوان متغیرهای اضافی در تخمین در نظر می‌گیرد (Moradi and Mostashari, 2018). تخمین‌زن DOLS را می‌توان به‌صورت معادله زیر نشان داد:

[12] Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)

۸- نتایج

۸-۱- آزمون ریشه واحد

غیر ایستایی در داده‌های سری زمانی یک مشکل رایج است که به‌دلیل وجود ریشه واحد ایجاد می‌شود. وجود دو یا چند متغیر غیر ثابت ممکن است منجر به نتایج رگرسیون اشتباه شود و ضرایب رگرسیون را نامعتبر کند. چنین شرایطی ممکن است منجر به تعیین نادرست مدل و استنتاج های نادرست شود (Bai & Ng, 2004). بنابراین در این صورت آزمون‌های هم‌انباشتگی از خطاهای مدل جلوگیری می‌کند و استنباط‌های صحیحی را هم برای پویایی کوتاه‌مدت و هم برای روابط بلندمدت به‌دست می‌دهد. آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) انجام می‌شود. نتیجه این آزمون در **جدول ۱** ارائه شده است. آزمون برای سطح و اولین تفاضل متغیرهاست. همانطور که از **جدول ۱** مشاهده می‌شود، فرض صفر ثابت بودن همه‌ی متغیرها را نمی‌توان پذیرفت، به این معنی که تمامی متغیرها در مرتبه یک مانا هستند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته
مأخذ: نتایج تحقیق

Table 1. The results of the generalized Dickey Fuller unit root test
Source: Research results

درجه مانایی	ADF (prob)	متغیر (تفاضل)	ADF (prob)	متغیر (سطح)
I(1)	0/003	**Δ**(LF)	0/990	LF
I(1)	0/001	**Δ**(LK)	0/342	LK
I(1)	0/000	**Δ**(LC)	0/287	LC
I(1)	0/048	**Δ**(LI)	0/831	LI
I(1)	0/001	**Δ**(LO)	0/927	LO
I(1)	0/034	**Δ**(LG)	0/456	LG
I(1)	0/018	**Δ**(LM)	0/842	LM
I(1)	0/000	**Δ**(LY)	0/995	LY

۲-۸- برآورد مدل‌های *FMOLS*، *DOLS*

اکنون با توجه به وجود متغیرهای هم‌انباشته از یک درجه در الگوی تحقیق، بردار هم‌انباشتگي بلندمدت براساس رهيافت‌هاي حداقل مربعات اصلاح شده و حداقل مربعات پويا برآورد مي‌گردد که نتایج آن‌ها در **جدول ۲** ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج برآورد بردار هم‌انباشتگی نرمال شده برای متغیرهای مدل
مأخذ: نتایج تحقیق

Table 2. The results of normalized cointegration vector estimation for model variables
Source: Research results

DOLS	FMOLS	متغیر
ضریب	ضریب	
2/17 (0/018)	۰/٤٨)002/0(	LK
9/17 (0/018)	٤0/6 (0/021)	LC
0/93- (0/030)	۲-0/1 (0/010)	LI
0/99 (0/057)	-0/48 (0/000)	LO
-6/69 (0/016)	-1/74 (0/000)	LG
-6/48 (0/020)	-4/84 (0/000)	LM
2/43 (0/017)	3/02 (0/000)	LY
R-squared =99/98 Adjusted R-squared=99/66 S.E. of regression=0/014	R-squared =92/99 Adjusted R-squared=91/30 S.E. of regression=0/074	

نکته: مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده آماره prob است.

یافته‌های تحقیق در **جدول ۲** نشان داده شده‌است. توسعه مالی به‌طور مثبت با مخارج سرمایه‌ای، مخارج مصرفی، جمعیت جوان و باز بودن تجارت مرتبط است، در حالی که همان‌طور که انتظار می‌رود توسعه مالی با تورم رابطه منفی دارد که اهمیت کنترل تورم را

برای عملکرد بهتر اقتصاد تأیید می‌کند. این نتایج با نتایج Ouedraogo et al. (۲۰۲۰) سازگار است. نتایج نشان می‌دهد که در مجموع تأثیر منفی باز بودن تجارت در مقابل تأثیر مثبت آن بر توسعه مالی ناچیز است؛ لذا ارتقای باز بودن تجارت و بازده اقتصادی فردی به‌خوبی با رشد بخش مالی و سایر متغیرهای اقتصادی مرتبط است. نتایج رگرسیون بر اساس برآوردگرهای هم‌انباشتگی در **جدول ۲** ارائه شده است. وجود هم‌انباشتگی بلندمدت بین متغیرها منجر به استفاده از این برآوردگرها می‌شود که روابط بلندمدت را در بر می‌گیرند. اهمیت اقتصادی مخارج مصرفی در روش FMOLS یک و نیم برابر و در روش DOLS، که انحراف و تورش تخمین‌های حداقل مربعات معمولی را به‌واسطه افزایش وقفه‌ها و مقادیر همزمان در رگرسیون ثابت رفع می‌کند و مقدار گذشته و آینده متغیرهای توضیحی تفاضلی را به‌عنوان متغیرهای اضافی در تخمین در نظر می‌گیرد، چهار و نیم برابر بیشتر از مخارج سرمایه‌ای برای توسعه مالی در ایران است؛ مقادیر به ترتیب برابر با ۰٫٦٤ و ۹٫۱۷ است. توسعه مالی در ایران در بلندمدت به مخارج مصرفی حساس‌تر از مخارج سرمایه‌ای است که با نتیجه مطالعه Fuji et al. (۲۰۱۳) همسو است. همچنین این نتیجه با یافته Kaguchi (۲۰۱۹)، که معتقد است هزینه‌های ثابت دولت همراه با حکمرانی خوب، توسعه مالی را افزایش می‌دهد، همسو است.

تأثیر تورم بر رشد بخش مالی در هر دو روش منفی و به ترتیب برابر با −۰٫۱۲ و −۰٫۹۳ است که این نتیجه با مطالعه Ouedraogo et al. (۲۰۲۰) سازگار است. در واقع با افزایش تورم و از سویی دیگر با تعیین دستوری نرخ بهره از سوی دولت، نرخ بهره واقعی کاهش می‌یابد و در نتیجه انگیزه مردم برای پس‌انداز در بانک‌ها کاهش می‌یابد؛ همچنین کشیده شدن بخش اعظم اعتبارات به سمت بخش دولتی (تخصیص دستوری اعتبارات از سوی دولت) سبب می‌شود منابع کمتری به بخش خصوصی تخصیص یابد که در نتیجه توسعه مالی کشور آسیب می‌بیند. تولید ناخالص داخلی سرانه، که معیاری برای تولید اقتصادی فردی است، اثری منفی بر توسعه مالی دارد و نتایج از نظر آماری معنادار هستند. ارتقای تولید ناخالص داخلی سرانه ظرفیتی برای استقراض از بخش خصوصی ایجاد می‌کند، اما همچنین نشان‌دهنده سطح توانایی‌های فردی برای تولید است که برای توسعه مالی مفید است؛ اما در ایران به‌دلیل کاهش درآمدهای ارزی و تولید ناخالص ملی و در پی آن کاهش درآمد سرانه، این کاهش خود را در افت توسعه مالی نشان داده است که با نتیجه مطالعه

Kapaya (۲۰۲۳) در تضاد است. جمعیت جوان و بالغ در این نمونه از نظر آماری معنادارند، اما اثر متفاوتی از نظر نوع رابطه بر جای می‌گذارند.

تأثیر تورم بر رشد بخش مالی در هر دو روش منفی و به ترتیب برابر با ۰٫۱۲- و ۰٫۹۳- است که این نتیجه با مطالعه Ouedraogo et al. (۲۰۲۰) سازگار است. در واقع با افزایش تورم و از سویی دیگر با تعیین دستوری نرخ بهره از سوی دولت، نرخ بهره واقعی کاهش یافته و در نتیجه انگیزه مردم برای پس‌انداز در بانک‌ها کاهش می‌یابد و همچنین کشیده شدن بخش اعظم اعتبارات به سمت بخش دولتی (تخصیص دستوری اعتبارات از سوی دولت)، سبب می‌شود منابع کمتری به بخش خصوصی تخصیص یابد که در نتیجه توسعه مالی کشور آسیب می‌بیند. تولید ناخالص داخلی سرانه، که معیاری برای تولید اقتصادی فردی است، اثری منفی بر توسعه مالی دارد و نتایج از نظر آماری معنی‌دار هستند. ارتقای تولید ناخالص داخلی سرانه ظرفیتی برای استقراض از بخش خصوصی ایجاد می‌کند، اما همچنین نشان‌دهنده سطح توانایی‌های فردی برای تولید است که برای توسعه مالی مفید است؛ اما در ایران به‌دلیل کاهش درآمدهای ارزی و تولید ناخالص ملی و در پی آن کاهش درآمد سرانه، این کاهش خود را در افت توسعه مالی نشان داده است که با نتیجه مطالعه Kapaya (۲۰۲۳) در تضاد است. جمعیت جوان و بالغ در این نمونه از نظر آماری معنادارند، اما اثر متفاوتی از نظر نوع رابطه بر جای می‌گذارند.

همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، افزایش جمعیت بالغ در ایران بر هزینه‌های دولت بسته به اقدامات آن در قبال اعمال مربوط به بخش خصوصی، تأثیر متفاوتی دارد. دولت‌ها برای خرج کردن از عوامل خصوصی وام می‌گیرند یا مالیات می‌گیرند. افزایش جمعیت سبب می‌شود مخارج مصرفی افزایش یابد، وام‌گیری و جمع‌آوری مالیات بیشتری را ایجاد کند، که ممکن است سرمایه‌گذاری‌های خصوصی، پس‌انداز و تقاضای اعتبار توسط عوامل خصوصی را منصرف کند، به این ترتیب پیامدهای منفی را بر توسعه مالی هدایت می‌کنند. با توجه به رابطه منفی متغیر جمعیت بالغ بر توسعه مالی در ایران می‌توان گفت که افزایش این متغیر پایه مالیاتی و وصول مالیات از بخش خصوصی را افزایش نمی‌دهد و امکان مخارج بیشتر دولت را فراهم نمی‌کند. علاوه بر این افزایش جمعیت بالغ هزینه‌های دولت را برای اشتغال، خدمات بهداشتی، بیمه درمانی، رفاه و امنیت که مخارج مصرفی هستند، به اندازه‌ی کافی افزایش نمی‌دهد، به این ترتیب آن‌ها توزیع مجدد درآمد را ترویج نمی‌کنند که سرمایه‌گذاری

خصوصی و پس‌انداز توسط عوامل بخش خصوصی را ارتقا دهد که به نوبه خود باعث ارتقاء تقاضا و عرضه اعتبار توسط عوامل خصوصی نشده و از طریق مخارج مصرفی به توسعه مالی منتفع نمی‌شود. اما در مورد جمعیت جوان این نتیجه عکس و اثری مثبت بر توسعه مالی دارد. جمعیت جوان (۱۴-۰) پتانسیلی برای نیروی کار بزرگ در آینده ایجاد می‌کند که باید در بخش‌های اشتغال جذب شود. این امر ناگزیر دولت را مجبور می‌کند که راه‌های شغلی بیشتری ایجاد کند که تقاضاهای بیشتری برای دستمزد و حقوق، ارائه خدمات اجتماعی مانند مراقبت‌های بهداشتی و آموزش و غیره ایجاد می‌کند. به این ترتیب، مخارج جاری و سرمایه‌ای به‌طور همزمان با افزایش جمعیت در طول سال‌ها افزایش می یابد. ضریب تعیین (قدرت توضیح دهندگی مدل) نشان می‌دهد که چند درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. تغییرات کل متغیر وابسته برابر است با تغییرات توضیح داده شده توسط رگرسیون بعلاوه تغییرات توضیح داده نشده. این شاخص یکی از شاخص‌های برازش مدل است که قدرت پیش‌بینی متغیر وابسته (ملاک) براساس متغیرهای مستقل (پیش‌بین) را نشان می‌دهد. مقدار این شاخص بین صفر تا یک می‌باشد و اگر از ۰/۶ بیشتر باشد نشان می‌دهد متغیرهای مستقل تا حد زیادی توانسته‌اند تغییرات متغیر وابسته را تبیین کنند. همانطور که در **جدول ۲** مشاهده می‌شود مقدار این ضریب برای هر دو مدل بالاست و نشان دهنده‌ی قدرت توضیح دهندگی بالای متغیرهای مدل است. خطای استاندارد نیز یک اصطلاح آماری است که دقت توزیع نمونه را با استفاده از انحراف معیار نشان می‌دهد. تغییر بین میانگین محاسبه شده جامعه و میانگین تعریف شده یا پذیرفته شده به‌عنوان مقدار میانگین دقیق را توصیف می‌کند. هر چه نقاط داده بیشتر در محاسبات میانگین دخیل باشد، خطای استاندارد کمتر خواهد بود. هرچه خطای استاندارد کمتر باشد، نمونه نماینده جامعه کلی خواهد بود. در واقع، یک خطای استاندارد صفر (یا نزدیک به آن) نشان می‌دهد که مقدار تخمینی دقیقاً برابر با مقدار واقعی است که مقدار آن برای هر دو مدل در **جدول ۲** ارائه شده است.

۹- نتیجه‌گیری

مخارج عمومی هم تأثیر مستقیم و هم غیرمستقیم بر توسعه مالی دارد. اثرات مستقیم را می‌توان از طریق مدل رشد تصور کرد، در حالی که اثرات غیرمستقیم از طریق کانال‌هایی مانند واردات، سرمایه‌گذاری و نیروی‌کار منتقل می‌شود. بسته به اینکه هزینه‌ها از طریق

مالیات تأمین می‌شود یا از طریق بدهی، تأثیرات بین اقتصادها متفاوت است. سطوح ترکیبی هر یک از منابع تامین مالی مخارج ممکن است رشد متفاوتی را تحت تاثیر قرار دهد؛ در این راستا این مطالعه به دنبال بررسی اثر مخارج دولت بر توسعه مالی با توجه و تمرکز بر ساختار سنی جمعیت در ایران طی سال های ۱۳۶۹ تا ۱۴۰۱ با روش هم انباشتگی FMOLS و DOLS است. براساس نتایج حاصل شده باید سیاست‌هایی که بر اثرات مستقل جداگانه مخارج سرمایه‌ای و مخارج مصرفی بر توسعه مالی تاکید می‌کنند، مورد توجه قرار گیرند. سیاست‌های کلان اقتصادی مانند تأمین آموزش، بهداشت و کنترل تورم که بر هزینه‌های دولت تأثیر می‌گذارند، باید تأثیراتشان را بر دسترسی بخش خصوصی به اعتبار، توانایی پس‌انداز و نرخ‌های بهره که بر توسعه مالی اثرگذارند، در نظر بگیرند. این امر می‌تواند با کنترل تأثیرات زیانبار و ترویج تأثیرات سودمند احتمالاً از طریق سیاست‌های سازمانی انجام شود. این توصیه‌ها با اودرائوگو و همکاران (۲۰۲۰)سازگار است که مخارج در کشورهای با خطر بالای درگیری و خشونت، کمترین احتمال را دارد که در سرمایه‌گذاری‌های خصوصی که برای رشد اعتبار خصوصی ضروری هستند، انباشته شوند. بنابراین، دولت باید سیاست‌هایی را ترویج کند که با کاهش خطرات قریب الوقوع، مشارکت عمومی-خصوصی را تضمین کند. سیاست‌هایی که اثرات جداگانه مخارج سرمایه ای و مصرفی را محاسبه می‌کنند، باید در نظر گرفته شوند، زیرا این دو نوع هزینه معمولاً به‌هم مرتبط نیستند. سیاست‌هایی که اثرات متقابل جمعیت در برابر هزینه‌های عمومی را در نظر می‌گیرند، همگرایی بیشتر در توسعه مالی را تسهیل می‌کنند.

یافته‌ها از تأثیرات مثبت هر دو نوع مخارج بر توسعه مالی حمایت می‌کند. اثر مخارج مصرفی بارزتر، حساس‌تر و از نظر اقتصادی بزرگ‌تر از مخارج سرمایه‌ای است. براساس نتایج این مطالعه، دو مکانیسم و پیامدهای سیاست مرتبط توصیه می‌شود که در سرمایه‌گذاری‌های خصوصی ازدحام می‌کنند. اولاً، هزینه‌های سرمایه‌ای مداوم، درآمدها را کاهش می‌دهد، اما مخارج مصرفی پس‌انداز را افزایش می‌دهد. در پاسخ، مردم برای مقابله با تأثیر بر درآمد خود، نیروی کار را افزایش می‌دهند، بنابراین تداوم این اثرات باعث ازدحام در سرمایه‌گذاری‌های خصوصی و ایجاد تقاضا برای اعتبار خصوصی می‌شود. ثانیاً، هزینه‌های سرمایه و مصرفی مداوم، شوک‌های تقاضا را در بخش خصوصی ایجاد می‌کند، شرکت‌های خصوصی تولیدکننده و متصدی کالاهای عمومی با افزایش سرمایه‌گذاری‌های خصوصی پاسخ

می‌دهند. این شوک‌ها تقاضای معینی را برای اعتبارات خصوصی ایجاد می‌کند، بنابراین مخارج سرمایه‌ای و مخارج مصرفی در سرمایه‌گذاری‌های خصوصی انباشته می‌شود. بنابراین، سیاست‌ها باید ارتباط عمومی و خصوصی را تقویت کنند، متغیرهایی که در این پیوند در هم تنیده شده‌اند، مانند منافع، پس‌انداز، واسطه‌گری مالی و استراتژی‌های ارتقای بخش خصوصی باید با هم و به‌طور جامع مورد بررسی قرار گیرند.

به‌منظور توسعه مالی، سیاست‌هایی که محتاطانه افزایش جمعیت جوان را ترویج می‌کنند، باید هزینه‌های سرمایه‌ای را نیز ارتقا دهند و هزینه‌های مصرفی ضروری را در کوتاه‌مدت ترویج کنند، در حالی‌که سیاست‌های هزینه‌ای که به افزایش جمعیت بالغ پاسخ می‌دهند، مانند سیاست‌های اشتغال، باید مخارج سرمایه‌ای را به تعویق اندازند. در نهایت با توجه به اینکه مخارج عمومی و نوسانات در تامین مالی آن، باعث ایجاد نرخ‌های بهره بالا، عدم قطعیت هزینه و زمان فروش دارایی‌ها و کاهش اعتبارات به نمایندگان خصوصی می‌شود و در نتیجه عمق بازارهای مالی را کاهش می‌دهد، بنابراین براساس نتایج حاصله می‌توان گفت، دولت باید عاقلانه‌تر هزینه کند و رفتار مخارج را کنترل کند، زیرا نمی‌توان بر تأثیرات آن بر اقتصاد و به‌ویژه بخش خصوصی و توسعه مالی بیش از حد تأکید کرد. چون می تواند تأثیرات آن بر تورم و تولید یا درآمد فردی به طور مفید یا شدید بر توسعه مالی نیز تأثیر بگذارد. اگر کارمندان در سنین پایین بازنشسته شوند، فرصت های شغلی بیشتری برای جوانان ایجاد می شود تا بازدهی نیروی کار بهبود یابد و در نهایت توسعه مالی و رشد اقتصادی حاصل شود. پژوهش‌های آتی می‌تواند از شاخص تراکم توزیع موسسات مالی بانکی برای انجام تحلیل‌های تجربی استفاده کند تا رابطه علی بین توزیع موسسات مالی بانکی و وسعت خدمات ساختار سنی را بررسی کند. از سوی دیگر، از منظر تغییر زمان، می‌توان اثرات پویای ساختار سنی و توسعه مالی با زمان را بررسی کرد تا تغییرات رابطه این دو با زمان و مکان را شناسایی کرد تا شناخت رابطه بین جمعیت و امور مالی غنی و توسعه یابد.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

References

Agyapong, D., & Bedjabeng, K. A. (2020). Financial development and economic growth. *Journal of African Business, 21*(2), 1–18.

Bakshi, G. S., & Chen, Z. (1994). Baby boom, population aging, and capital markets. *Journal of Business, 67*(2), 165–202.

Bai, J., & Ng, S. (2004). A panic attack on unit roots and cointegration. *Econometrica, 72*(4), 1127–1177.

https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2004.00528.x

Bloom, D. E., & Williamson, J. G. (1998). Demographic transitions and economic miracles. *World Bank Economic Review, 12*(3), 419–455.

Borensztein, E., De Gregorio, J., & Lee, J. W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth? *Journal of International Economics, 45*(1), 115–135.

Brzozowski, M., & Siwińska-Gorzelak, J. (2013). The influence of foreign direct investment on employment. *Journal of International Trade & Economic Development, 22*(6), 869–891.

Craigwell, R. (2006). *Foreign direct investment and employment in the English- and Dutch-speaking Caribbean*. International Labour Organization.

De Mello, L. R. (1997). Foreign direct investment in developing countries and growth: A selective survey. *Journal of Development Studies, 34*(1), 1–34.

https://doi.org/10.1080/00220389708422501

Fadaei, M., & Kazemi, S. (2013). Investigating the effects of foreign direct investment growth on the level of employment in Iran. *Economic Growth and Development Researches, 3*(9), 71–84. https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_224.html [In Persian]

Fatholahi, E., Alizadeh, M., & Saadatmehr, M. (2022). The effect of financial decentralization on the quality of education in the provinces of Iran: A panel co-integration approach. *Journal of Econometric Modelling,*

7(1), 39–69. https://doi.org/10.22075/jem.2022.26785.1718 [In Persian]

Fujii, T., Roland-Holst, D., & Saikia, T. (2013). Estimation of economic impacts of demographic change. *Economic Modelling, 35*, 617–624.

Habib, M. D., & Sarwar, S. (2013). Impact of foreign direct investment on employment level in Pakistan. *Journal of Law, Policy and Globalization, 10*, 28–42.

Hassanzadeh, A. (2005). The impact of foreign direct investment spillover effect on employment in Iran's manufacturing industries. *Economic Review*, *2*(4), 53–72. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?ID=196063 [In Persian]

Hong, E., Lee, S., & Makino, S. (2019). Outbound foreign direct investment motivation and domestic employment. *Journal of International Management, 25*(2), 100657.

Hymer, S. H. (1976). *The international operations of national firms*. MIT Press.

Jude, C., & Silaghi, M. I. P. (2016). Employment effects of foreign direct investment. *International Economics, 145*, 32–49.

Kaguchi, K. (2019). Demographic dividend and economic growth. *Asian Development Review, 36*(2), 88–112.

Kapaya, S. M. (2023). Government expenditure and financial development. *Economic Modelling, 118*, 106063.

Kao, C., & Chiang, M.-H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *Advances in Econometrics, 15*, 179–222.

Law, S. H., Azman-Saini, W. N. W., & Ibrahim, M. H. (2014). Institutional quality thresholds and the finance–growth nexus. *Journal of Banking & Finance, 40*, 282–296.

Malthus, T. R. (1798). *An essay on the principle of population*. J. Johnson.

Moradi, A., & Mostashari, F. (2018). The effects of public and private health expenses on workforce efficiency in Iran (2004–2014). *Journal of Health Administration, 21*(72), 29–41. http://jha.iums.ac.ir/article-1-2339-en.html [in Persian]

Ouedraogo, R., Sawadogo, R., & Sawadogo, S. (2020). Financial development, foreign direct investment and employment. *Economic Modelling, 85*, 366–380.

Ostadi, H., Rafat, B., & Raisi, A. (2013). The role of foreign direct investment in Iran's economic growth. *Economic Development Research, 9*, 147–172. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?ID=229810 [In Persian]

Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels* (Working Paper No. 0435). University of Cambridge.

Phillips, P. C. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in cointegrated systems. *Review of Economic Studies, 57*(1), 99–125.

Pourmand Bakhshaish, T., Vajdani, M., & Sadeghi Shadani, M. (2020). Spatial study of the effect of exports and foreign direct investment on employment (MENA countries). *Modern Economy and Trade, 15*(2), 3–27. https://doi.org/10.30465/JNET.2020.6121 [In Persian]

Rong, S., Liu, K., Huang, S., & Zhang, Q. (2020). FDI, labor market flexibility and employment in China. *China Economic Review, 61*, 101449.

Salvatore, D. (2009). *International trade* (H. Arbab, Trans.). Nei Publication. [In Persian]

Seyed Noorani, M., & Mohammad Pour, H. (2018). The impact of foreign direct investment on employment in OECD member countries and developing countries. *Modern Economy and Trade, 13*(2), 53–79. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?ID=550365 [In Persian]

Seyed Noorani, M., Tari, F., & Mohammad Pour, H. (2020). The effect of foreign direct investment and good governance on employment in developing countries. *Journal of Economics and Urban Management, 8*(31), 21–34. https://iueam.ir/article-1-1457-fa.html [In Persian]

Sohaili, K., Fatahi, S., & Mohammadi, S. (2018). Examining the role of private and public investment on employment in Iranian provinces. *Macroeconomics Research Journal, 12*(24), 121–148. https://doi.org/10.22080/IEJM.2018.1940 [In Persian]

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors. *Econometrica, 61*(4), 783–820.

Vu, L. E., & Suruga, T. (2005). Public expenditure and economic growth. *Journal of Economic Studies, 32*(4), 295–309.

Wang, C., Zhang, X., Ghadimi, P., Liu, Q., Lim, M. K., & Stanley, H. E. (2019). The impact of regional financial development on economic growth. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 521*(3), 635–648.



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

سیاست پولی و معمای صرف سهام در ایران: رهیافتی کاربردی با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

سحر زارع جونقانی *، بهرام سحابی**، حسن حیدری*** ، مهدی ذوالفقاری**** ، روزبه بالونژاد نوری*****

* دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
** دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)
*** استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
**** استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
***** دانشیار گروه اقتصاد، پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۵ فروردین ۱۴۰۳
تاریخ بازنگری: ۲۹ خر داد ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش: ۱۸ اردیبهشت ۱۴۰۴

طبقه‌بندی JEL: J22, B32, E32

واژگان کلیدی:
معمای صرف سهام، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، سیاست پولی بهینه.

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل: sahabi_b@modares.ac.ir
0000-0001-5514-1773

آدرس پستی:
ایران- تهران- جلال آل احمد- دانشگاه تربیت مدرس- ساختمان گروه مدیریت و اقتصاد.

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه‌ی دکتری خانم سحر زارع جونقانی در رشته اقتصاد پولی به راهنمایی آقای دکتر بهرام سحابی در دانشگاه تربیت مدرس تهران است.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)
دانشگاه شهید چمران اهواز

چکیده

یکی از مشهورترین معماهای مرتبط با بازار سهام معمای صرف سهام است که نخستین بار توسط مهرا و پرسکات در چارچوب مدل C-CAPM معرفی شد. این معما بیان می‌کند بازدهی سهام به قدری بالا است که ریسک‌گریزی بالا و خارج از محدوده‌ی قابل قبول سرمایه‌گذاران آن را توجیه می‌کند بررسی معمای مذکور از آن جهت اهمیت دارد که زمینه‌ی اصلاح مدل‌هایی مانند C-CAPM را فراهم می‌آورد که در مواجه با داده‌های مالی به شکست منتهی می‌شوند. هدف مطالعه‌ی حاضر بررسی معمای صرف سهام در ایران است. این مطالعه با تمرکز بر ارتباط بین بخش حقیقی و مالی و به منظور بررسی رفتار بانک مرکزی در ایجاد معمای صرف سهام، به تصریح یک مدل DSGE منطبق با شرایط اقتصاد ایران پرداخته است؛ مدل تصریح شده قادر است معمای صرف سهام در ایران را با اعمال تکانه‌های فنآوری، مخارج دولت، درآمد نفتی، شاخص قیمت سهام، عرضه پول و اثر این تکانه‌ها بر بازدهی دارایی‌ها و مصرف مورد بررسی قرار دهد. در این مطالعه فرض می‌شود بانک مرکزی به شکاف تولید و تورم از طریق تغییر در رشد حجم پول واکنش نشان می‌دهد. نتایج نشان داد که تکانه‌های مثبت فنآوری و قیمت سهام در میان‌مدت و بلندمدت تا رسیدن به وضعیت باثبات، تکانه مثبت درآمد نفتی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت و همچنین تکانه مثبت عرضه پول در کوتاه‌مدت با تولید صرف ریسک سهام بالا قادر به توضیح معمای صرف سهام در ایران می‌باشند؛ این درحالی است که تکانه مثبت مخارج دولت با ایجاد صرف ریسک سهام منفی، نمی‌تواند معمای صرف سهام در ایران را توضیح بدهد.

ارجاع به مقاله:
زارع جونقانی، سحر.، سحابی، بهرام.، حیدری، حسن.، ذوالفقاری، مهدی و بالونژاد نوری، روزبه. (۱۴۰۵). سیاست پولی و معمای صرف سهام در ایران: رهیافتی کاربردی با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۳(۱)، ۲۶۱-۲۲۵.
10.22055/jqe.2025.46523.2618

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

یکی از موضوع‌های مهم در اقتصاد مالی، مسئله انتخاب بین‌دوره‌ای افراد در ارتباط با تخصیص منابعشان است. انتخاب آن‌ها تحت‌تأثیر دو مؤلفه ریسک و بازدهی قرار دارد. اگر فرد تصمیم‌گیرنده ریسک‌گریز باشد، در انتخاب سبد دارایی خود به نرخ بازدهی بالاتری برای نگهداری دارایی ریسکی مانند سهام نسبت به دارایی بدون ریسک نیاز دارد؛ زیرا مصرف سهامداران بی‌ثبات‌تر بوده و ارتباط بیشتری با بازده اضافی سهام دارد. این بازده اضافی در بازار سهام تحت عنوان صرف ریسک سهام (پاداش تحمل ریسک بازار) شناخته می‌شود (Menna & Tirelli, 2014; Amiri et al., 2025). توبین (Tobin, 1958) و پرت (Pratt, 1964) از نخستین اقتصاددانانی بودند که پاداش تحمل ریسک بازار را به درجه ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران مرتبط کردند. پس از آن‌ها، لوکاس (Lucas, 1978) و بریدن (Breeden, 1979) با معرفی مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف (C-CAPM) نشان دادند که صرف ریسک مورد انتظار سهام با کوواریانس بین بازده سهام و مصرف تغییر می‌کند؛ ضریب این متغیر بیانگر ریسک‌گریزی نسبی است (Mehra & Prescott, 2003; Rodnia, 2016).

در چارچوب مدل C-CAPM، مهرا و پرسکات برای نخستین بار معمای صرف سهام را مطرح کردند (Prescott, 1985 & Mehra). مطالعه آن‌ها الگوی رشد نئوکلاسیک را با چالش‌هایی مواجه کرد و نشان داد که این الگوها اگرچه در تبیین داده‌های تجربی اقتصاد کلان و توضیح چرخه‌های تجاری موفق عمل می‌کنند، اما هنگام مواجهه با داده‌های مالی با محدودیت‌هایی روبه‌رو می‌شوند. در واقع، آن‌ها نشان دادند که صرف سهام مشاهده‌شده در داده‌های تجربی بسیار بزرگ‌تر از صرف ریسکی است که در مدل‌های استاندارد نئوکلاسیک اقتصاد مالی پیش‌بینی می‌شود؛ از این رو، معمای صرف سهام زمینه‌ای را برای اصلاح و توسعه مدل‌های استاندارد نئوکلاسیک فراهم کرده است.

تاکنون مطالعات مختلفی با رویکرد اصلاح مدل و ارائه راه‌حل‌هایی برای حل معمای صرف سهام انجام شده است. برخی از پژوهش‌ها با وارد کردن رکود اقتصادی به عنوان متغیر حالت به بررسی این معما پرداخته‌اند (Cochrane, 1999 & Campbell). برخی دیگر با وارد کردن عادات مصرفی، رویکرد اصلاح در ترجیحات را در پیش گرفته و معمای صرف سهام را ارزیابی کرده‌اند (Constantinides, 1990). همچنین اپستین و زین با تفکیک ضریب ریسک‌گریزی نسبی از نرخ ترجیح زمانی به دنبال ارائه توضیحی برای این معما بوده‌اند (Zin, 1991 & Epstein).

در ایران نیز پژوهش‌هایی در این زمینه انجام شده است. برای مثال، محمدزاده و همکاران و عرفانی و همکاران با ایجاد تغییراتی در مدل C-CAPM به بررسی معمای صرف سهام در اقتصاد ایران پرداخته‌اند (Mohammadzadeh et al., 2014; Erfani et al., 2017). با این حال، از جمله نقاط ضعف این مطالعات می‌توان به نادیده گرفتن ارتباط میان بخش حقیقی و مالی اقتصاد و همچنین عدم توجه به نقش رفتار بانک مرکزی در شکل‌گیری معمای صرف سهام اشاره کرد.

در این راستا، مطالعه حاضر با طراحی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) متناسب با شرایط اقتصاد ایران تلاش می‌کند این کاستی‌ها را برطرف کند. به بیان دقیق‌تر، هدف این مدل بررسی معمای صرف سهام به شکلی واقع‌گرایانه‌تر است؛ زیرا نوسانات بازده دارایی‌ها و مصرف را در پاسخ به تکانه‌های واردشده به اقتصاد در چارچوب مدل مورد بررسی قرار می‌دهد[1].

چارچوب کلی این مقاله از ۵ بخش تشکیل شده است: در بخش اول مقدمه مطرح شد؛ ابتدای بخش دوم ادبیات نظری مطرح می‌شود، ادامه این بخش به بررسی ارتباط بین بخش حقیقی و مالی و سپس مطالعات تجربی اختصاص یافته است. بخش سوم به تصریح مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته است. بخش چهارم نتایج مدل تصریح شده، مورد تحلیل و بررسی قرار گرفته است و بخش نهایی به نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲- ادبیات نظری

۲-۱ معمای صرف سهام در چارچوب تابع ترجیحات استاندارد مهرا و پرسکات

در چارچوب مدل C-CAPM، مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) برای نخستین‌بار با استفاده از مدل مصرف استاندارد نئوکلاسیک مبتنی بر بهینه‌سازی مصرف بین‌زمانی، معمای صرف سهام را مطرح کردند. آن‌ها با اصلاح مدل لوکاس (Lucas, 1978)، ترجیحات خانوار را در مسیر مصرف تصادفی به صورت زیر ارائه کردند:

[1] ایده‌ی اصلی این مدل از مطالعه‌ی کزاب (۲۰۱۴)، کزاب و مارشال (۲۰۱۵) و فخر حسینی (۱۳۹۵) و بیات (۱۳۹۵) گرفته شده است.

$$E_0[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t U(C_t)] \quad . \quad 0<\beta<1 \qquad (۱)$$

c_t نرخ رشد مصرف سرانه و β درجه بی‌صبری خانوار برای مصرف را نشان می‌دهد. E_0 عملگر انتظارات شرطی با اطلاعات در دسترس در زمان صفر است و تابع مطلوبیت ریسک‌گریزی نسبی ثابت به صورت زیر می‌باشد:

$$U(C,\alpha)=\frac{c_t^{1-\alpha}-1}{1-\alpha} \qquad 0<\alpha<\infty \qquad (۲)$$

پارامتر α معکوس کشش جایگزینی بین دوره‌ای مصرف یا ضریب ریسک‌گریزی نسبی است. فرض کنید y_t سود سهام واحد تولیدی باشد و یک سهم به قیمت p_t در هر واحد مصرف مبادله می‌شود. اگر مصرف‌کننده تصمیم بگیرد مصرف خود را به دوره بعدی موکول کند، مقدار ضرر در تابع مطلوبیت فعلیش برابر با $P_t\acute{U}(c_t)$ است. بنابراین با تنزیل مطلوبیت مورد انتظار ناشی از افزایش مصرف در دوره بعدی که از خرید یک واحد سهام اضافی در دوره جاری حاصل می‌شود، این ضرر را جبران می‌کند. مقدار انتظاری تابع مطلوبیتش در دوره بعدی برابر با $\beta E_t[(p_{t+1}+y_{t+1})\acute{U}(C_{t+1})]$ است. در حالت ایده‌آل و بر مبنای رابطه قیمت‌گذاری دارایی، این مقادیر باید با یکدیگر برابر باشند که بصورت:

$$P_t\acute{U}(C_t)=\beta E_t\left[(P_{t+1}+y_{t+1})\acute{U}(C_{t+1})\right] \qquad (۳)$$

رابطه (۳)، برای دارایی ریسکی سهام و دارایی بدون ریسک بصورت زیر بیان می‌شود:

$$1=\beta E_t\left[\frac{\acute{U}(C_{t+1})}{\acute{U}(C_t)}R_{e.t+1}\right] \qquad (۴)$$

$$1=\beta E_t\left[\frac{\acute{U}(C_{t+1})}{\acute{U}(C_t)}R_{f.t+1}\right] \qquad (۵)$$

در روابط فوق، $R_{e.t+1}$ نرخ بازده سهام و بصورت $\frac{(P_{t+1}+y_{t+1})}{P_t}$ است؛ همچنین $R_{f.t+1}$ نرخ خالص دارایی بدون ریسک برابر $\frac{1}{q_t}$ می‌باشد(q_t قیمت دارایی بدون ریسک است). با استفاده از روابط جبری، می‌توان نشان داد که بازده خالص مورد انتظار دارایی سهام برابر است با[۲]:

$$E_t[R_{e.t+1}]=R_{f.t+1}+COV\left\{\frac{-\acute{U}(C_{t+1}),R_{e.t+1}}{E_t[\acute{U}(C_{t+1})]}\right\} \qquad (۶)$$

رابطه (۶) بیان می کند که بازده مورد انتظار سهام برابر بازده دارایی بدون ریسک بعلاوه پاداش تحمل ریسک است و ریسک به کوواریانس بازده دارایی و مطلوبیت نهایی مصرف

[۲] برای مطالعه‌ی بیشتر به مطالعات مهرا و پرسکات (۲۰۰۳) و مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) مراجعه شود.

بستگی دارد. مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) برای پاسخ به این سوال که "آیا کواریانس بازده دارایی و مطلوبیت نهایی مصرف به اندازه کافی بالا است تا بتواند صرف سهام ایجاد شده را توضیح دهد؟" فروض استاندارد زیر را برای محاسبه صرف سهام در نظر گرفتند:

- نرخ رشد مصرف برابر $x_{t+1} = \frac{ct+1}{ct}$ و نرخ رشد سود تقسیم شده برابر $z_{t+1} = \frac{yt+1}{yt}$ می‌باشند، بطوری‌که دارای توزیع مشابه و مستقل هستند.

- (x_t , z_t) دارای توزیع توأم با وقفه‌ی نرمال است بنابراین می‌توان گفت $(x_t , R_{e,t})$ نیز دارای توزیع با وقفه‌ی نرمال می‌باشند.

با در نظر گرفتن فرض‌های فوق و با توجه به رابطه‌ی (۳)، در نهایت رابطه (۷) بصورت زیر حاصل می‌گردد:

$$\begin{aligned} \text{Ln E}(R_{e.t+1}) - \ln R_{f.t+1} &= \alpha\sigma_{x,z} \\ -\ln \xrightarrow{\sigma_{x,z}=\sigma_{x,Re} = \text{cov}(\ln x ,\ln R_e)} &\text{Ln E}(R_{e.t+1}) \\ \text{Re) x, ln (ln} = \alpha\ \text{cov} &R_{f.t+1} \end{aligned} \qquad (۷)$$

در رابطه فوق، $E_t(Re.t+1) - Rf.t+1$ صرف سهام است که از حاصل‌ضرب ریسک‌گریزی در کواریانس نرخ رشد مصرف و بازده دارایی به دست می‌آید. مهرا و پرسکات نشان دادند که اگر بازده‌های دارایی ریسکی و بدون‌ریسک را باتوجه به داده‌های تاریخی، در مدل C-CAPM جایگذاری کنیم، ضریب ریسک‌گریزی محاسبه شده بیشتر از مقدار نرمال آن است؛ آنها بیان کردند که جهت تطابق بازده بالای مشاهده شده با رفتار مصرفی، خانوار باید بسیار ریسک‌گریز باشد، اما ریسک‌گریزی بسیار بالا و خارج از محدوده ۲ تا ۱۰ غیرمعقول است؛ این موضوع همان معمای صرف سهام است (Aras, 2020).

از جمله نقاط ضعف مدل C-CAPM و مطالعات انجام‌شده در زمینه معمای صرف سهام در ایران (مانند Mohammadzadeh et al., 2014; Erfani et al., 2017) می‌توان به نادیده گرفتن ارتباط میان بخش حقیقی و مالی اقتصاد و همچنین عدم توجه به رفتار بانک مرکزی در شکل‌گیری معمای صرف سهام اشاره کرد. دلیل این امر آن است که مدل C-CAPM تنها یک رابطه خطی میان بتای مصرف و مازاد بازدهی دارایی‌ها برقرار می‌کند و بسیاری از واقعیت‌های اقتصادی را در نظر نمی‌گیرد. به نظر می‌رسد همین محدودیت‌ها منجر به بروز معمای صرف سهام می‌شود؛ زیرا برای توضیح صرف سهام بالا، وجود سطح بسیار بالایی از ریسک‌گریزی لازم است. در این مطالعه تلاش می‌شود رفتار مقام پولی بعنوان سیاست‌گذار در مواجه با نوسانات قیمت سهام و همچنین نوسانات مصرف، دارایی‌های مالی و صرف سهام در پاسخ به تکانه‌های وارد شده (عرضه پول، فنآوری، درآمد نفتی و مخارج دولت) مورد بررسی قرار گیرد.

۱-۳ ارتباط بخش مالی و بخش حقیقی اقتصاد

همانطور که ذکر شد مطالعه‌ی حاضر به دنبال بررسی معمای صرف سهام در ایران ضمن برقراری ارتباط بین بخش مالی و حقیقی است. بسیاری از اقتصاددانان معتقدند بین بخش مالی و حقیقی اقتصاد ارتباط مستقیم و تنگاتنگی وجود دارد. از یک‌طرف نوسانات در قیمت دارایی‌ها از جمله سهام از کانال‌های ثروت خانوار، ارزش بازاری سهام بنگاه و Q توبین بر فعالیت‌های حقیقی در اقتصاد تأثیرمی‌گذارند و از طرف دیگر نوسانات شاخص کل قیمت سهام (بازار سهام) تحت‌تأثیر تکانه های متغیرهای اقتصاد کلان و تصمیمات سیاست‌گذار پولی قرار خواهد گرفت (Bayat, 2016)؛ در ادامه به بررسی بیشتر این ارتباطات پرداخته شده است:

۱-۲-۱ اثر نوسانات متغیرهای اقتصاد کلان بر قیمت سهام

- تورم

تورم موجب کاهش قدرت خرید مردم و افزایش هزینه‌های زندگی آنها می‌شود، بطوری‌که فرصت سرمایه‌گذاری و پس‌انداز از آنها گرفته شده و درآمد صرف هزینه‌های جاری می‌گردد، با کاهش تقاضا برای سرمایه‌گذاری در سهام، شاخص قیمت سهام کاهش می‌یابد. با پذیرفتن وجود همبستگی بین تورم و قیمت‌های حقیقی سهام می‌توان اثر تورم بر بازدهی سهام و صرف سهام را در سطح ریسک‌گریزی بالای افراد توضیح داد؛ به اینصورت که افراد ریسک‌گریز از افزایش تورم گریزان هستند و به همین دلیل برای انجام سرمایه‌گذاری در سهام که با ریسک تورم بالایی همراه است، درخواست صرف سهام بیشتری می‌کنند که می‌تواند معمای صرف سهام را مطرح کند (Erfani, Abu Nouri, & Safari, 2017; Zainaldini, Karimi, & Khanzadi, 2018)

- تکانه‌های قیمت نفت

نوسان قیمت نفت بر اقتصاد کشوری که بودجه‌ی آن متکی به قیمت نفت است تأثیرگذار می‌باشد و علاوه بر این بر بازده سهام تأثیر قابل توجهی دارد (Filis, 2011). جرلند[3](۲۰۰۸) بیان می‌کند از آنجاکه ارزش سهام برابر با مجموع تنزیل یافته جریانات نقدی آینده است، این جریانات تحت‌تأثیر رخدادهای اقتصاد کلان همچون تکانه‌های نفتی قرار می‌گیرد، بنابراین منطقی به نظر می‌رسد که اثر تکانه‌های نفتی در قیمت‌های سهام منعکس گردد (Leiby &Jones, 2004)؛ به این صورت که نوسان قیمت نفت موجب افزایش ریسک و نااطمینانی شده و سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد؛ در چنین شرایطی برای اینکه فرد

[3] Bjorland

سرمایه‌گذار، ریسک سرمایه‌گذاری در سهام را بپذیرد، باید صرف سهام بالایی دریافت کند. این صرف بالا می‌تواند نشانه‌ای از وجود معمای صرف سهام باشد (Zainaldini, Karimi, & Khanzadi, 2018).

- سیاست پولی

طی دهه گذشته، اکثر بانک‌های مرکزی به منظور کنترل عرضه پول ابتدا رویکرد هدف‌گذاری پولی را دنبال می‌کردند سپس به دلیل بی‌ثباتی تابع تقاضای پول، رویکرد آنها به هدف‌گذاری تورم تغییر یافت. بطور کلی سیاست‌های پولی بانک‌های مرکزی ازطریق کانال‌های قیمت دارایی و نرخ بهره بر بازار سهام و اقتصاد تأثیر می گذارد.

- کانال قیمت دارایی: تأثیر سیاست پولی بر قیمت دارایی سهام از طریق اثر Q توبین و اثر ثروت قابل توجیه است. اثر Q توبین: با اعمال سیاست پولی انبساطی، نقدینگی افزایش می‌یابد و باعث افزایش تقاضا برای دارایی‌های مالی از جمله سهام شده و قیمت این دارایی را افزایش می‌دهد، در نهایت با افزایش Q توبین، سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. از آنجایی‌که افزایش قیمت سهام، بازدهی بالایی را برای دارندگان این دارایی به ارمغان می‌آورد، در مجموع صرف سهام بالایی را تولید می‌کند که می‌تواند معرف وجود معمای صرف سهام باشد.

- اثر ثروت: افزایش حجم پول ناشی ازاعمال سیاست پولی انبساطی، قیمت انتظاری سهام را افزایش داده و در نهایت بدلیل افزایش ثروت، مصرف و تولید کل را زیاد می‌کند (Mishkin, 1996). از آنجایی‌که افزایش قیمت سهام، بازدهی بالا و در مجموع صرف سهام بالایی را برای سهامداران ریسک گریز ایجاد می‌کند این صرف می‌تواند از وجود معمای صرف سهام خبر بدهد.

- کانال نرخ بهره: اعمال سیاست پولی انبساطی از طریق افزایش عرضه پول و کاهش نرخ بهره، باعث افزایش تقاضا برای دارایی سهام و در نتیجه افزایش قیمت آن می‌شود این دیدگاه مطابق نظریه پولیون است که با افزایش تقاضا برای دارایی‌های مالی، قیمت آنها بطور مستقیم افزایش پیدا می‌کند. از آنجایی‌که افزایش قیمت سهام، بازدهی و صرف سهام بالایی را برای سهامداران تولید می‌کند این صرف با در نظر گرفتن ریسک‌گریزی سهامداران از پیامدهای تصمیمات سیاست گذار پولی، از وجود معمای صرف سهام خبر می‌دهد (Martíne, 2015 ; Keshavarz Haddad, 2005 ; Ebrahimi, 2018).

بطور کلی نتایج تحقیقات در کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد که رابطه مثبتی بین بازده بازار سهام و سیاست پولی انبساطی وجود دارد. اگر سازوکار انتقال سیاست پولی از طریق بازار سهام در اقتصاد وجود داشته باشد، دو مزیت عمده در اقتصاد به وجود

می‌آید. نخست آنکه نوسان در قیمت‌های سهام، مصرف و سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد و این امر باعث رشد بهره‌وری بنگاه‌ها و رشد اقتصادی می‌گردد. دوم، از آنجا که بازارهای سهام مستعد به وجود آمدن حباب هستند، سیاست‌گذاران اقتصادی می‌توانند نوسان در قیمت‌های سهام را بررسی کنند و به منظور جلوگیری از آشفتگی در بازارهای مالی، از بین بردن شکاف بین فعالیت‌های بخش حقیقی و مالی و به منظور کاهش نوسانات شدید در قیمت سهام که منجر به مطرح شدن معمای صرف سهام می‌شود، در اقتصاد دخالت کنند (Keshavarz Haddad, 2005).

۲-۳ پیشینه پژوهش

۲-۳-۱ پیشینه‌های خارجی

کزاب و مارشال (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با وارد کردن هزینه‌های بنگاه در مدل نئوکینزین با ترجیحات ایپستین- زین درچارچوب مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) نشان دادند که صرف‌های بالای سهام و اوراق قرضه بدون تخمین توسط گشتاورهای اول و دوم با متغیرهای اقتصاد کلان به دست می‌آیند. همچنین درمطالعه‌ی آنها مشاهده شد که با در نظر گرفتن برآوردی کوچک برای شکاف تولید، ریسک بالای تورم را ایجاد می‌کند؛ درحالی‌که مدل نئوکینزین استاندارد فقط درصورت قرار دادن ضریب شکاف تولید بالا از قاعده تیلور می‌تواند ریسک تورم را ایجاد کند (Kaszab & Marsal, 2015).

فاسینی و همکاران (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران را بعنوان شاخصی جهت پیش‌بینی فعالیت‌های اقتصادی آمریکا یاد کردند. مقدار پارامتر ریسک‌گریزی در پژوهش آنها در محدوده ۲ تا ۱۰ گزارش شده است. نتایج مطالعه آنها نشان داد که افزایش ریسک‌گریزی نسبی منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی آتی می‌شود (Faccini, Chiourea, Konstantinidi, Skiadopoulos, & Sarantopoulou, 2018)

راپاچ و تان (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای "تحت‌عنوان قیمت‌گذاری دارایی با ترجیحات بازگشتی و نوسانات تصادفی: یک آنالیز بیزی تعادل عمومی پویای تصادفی" از روش حداکثر درستنمایی در تخمین بیزی استفاده می‌نمایند. نتایج این تحقیق نشان داد که مدل تعادل عمومی پویای تصادفی تحت ترجیحات بازگشتی و ریسک‌گریزی بالا به درستی می‌تواند رفتار بازده دارایی و معمای بازار سهام را تبیین نماید(Rapach, & Tan, 2019).

دونبار و آموکو (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای معتقدند که ریسک‌گریزی افراد نقش کلیدی را در توضیح رفتارهای آنها در دوره‌های مختلف اقتصادی به ویژه در دوران رکود اقتصادی ایفا می‌کند. همچنین به این موضوع اشاره می‌کنند که نرخ تورم یکی از مهم‌ترین عواملی است که می‌تواند برصرف سهام اثر بگذارد. از آنجایی‌که افزایش تورم، قدرت خرید عوامل در

اقتصاد را کاهش می‌یابد، ریسک گریزی آنها زیاد می‌شود بطوری که برای حفظ ارزش پول خود تصمیم به سرمایه‌گذاری در دارایی‌هایی می‌گیرند که همزمان با تورم، افزایش ارزش داشته و قدرت خرید آنها را طی زمان نه تنها حفظ کند بلکه افزایش نیز بدهد. حال از آنجایی که در شرایط تورمی نوسان در بازار سهام زیاد است، برای اینکه سرمایه‌گذار ترقیب به نگهداری سهام شود و ریسک تورم را بپذیرد، باید صرف سهام بیشتری بابت کاهش قدرت خریدش دریافت کند (Dunbar, & Amoako, 2021).

زارع جونقانی و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با عنوان "آیا معمای صرف سهام در ایران وجود دارد؟" به بررسی معمای صرف سهام در ایران پرداختند. نتایج مطالعه‌ی آنها نشان داد که در چارچوب مدل C-CAPM مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) ضریب ریسک‌گریزی نسبی، مقداری منفی برآورد می‌شود که این ضریب می‌تواند از وجود معمای صرف سهام در ایران خبر بدهد همچنین در چارچوب مدل کمپل و کوکران (۱۹۹۹)، ضریب ریسک‌گریزی نسبی بالاتر از مقدار ۱۰ نیز می‌تواند وجود معما در ایران را تأیید کند. در ادامه آنها با وارد کردن عادات مصرفی برونزا، توانستند مقدار منطقی از ضریب ریسک گریزی نسبی را بدست بیاورند و معمای صرف سهام در ایران را حل کنند(Zare Joneghani, Sahabi, Heydari, & Zolfaghari, 2023).

۲-۳-۲ پیشینه‌های داخلی

فخرحسینی (Fakhrhosseini, 2016) در مطالعه‌ای با عنوان مدل ادوار تجاری حقیقی با شکل‌گیری عادات: راه‌حلی برای معمای صرف سهام به بررسی این موضوع پرداخت. نتایج مطالعه نشان داد که پاسخ متغیرهای مصرف و دارایی بدون ریسک در مواجهه با شوک تکنولوژی، زمانی که ضریب ریسک‌گریزی نسبی مقادیر مختلفی را به خود می‌گیرد، افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، با افزایش مقدار ضریب ریسک‌گریزی نسبی، متغیر مصرف واکنش کمتری نسبت به شوک تکنولوژی از خود نشان می‌دهد.

محمدزاده و همکاران (Mohammadzadeh et al., 2014) وجود معمای صرف سهام را در چارچوب مدل C-CAPM برای اقتصاد ایران و در بازه زمانی ۱۳۹۱–۱۳۶۸ بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که ضریب ریسک‌گریزی به‌دست‌آمده مقداری منفی دارد. آن‌ها با وارد کردن متغیر پس‌انداز در مدل C-CAPM، این مدل را تعدیل کرده و ضریب ریسک‌گریزی مثبت و در محدوده قابل قبول به دست آوردند.

عرفانی و همکاران (Erfani et al., 2017) نیز معمای صرف سهام در ایران را در چارچوب مدل گارچ دو متغیره و متغیر مجازی آشیانه‌ای فازی بررسی کردند. آن‌ها مقدار ضریب ریسک‌گریزی نسبی را با استفاده از مدل C-CAPM برابر با ۲٫۸۹- به دست آوردند

و با اشاره به این موضوع که در مدل C-CAPM ضریب ریسک‌گریزی ثابت در نظر گرفته می‌شود، از رویکرد فازی برای حل معمای صرف سهام استفاده کرده و مدل CCAPM-F را ارائه دادند. در مدل آن‌ها نشان داده شد که ریسک‌گریزی نسبی در دوره‌های رکود بازار سرمایه و اقتصاد افزایش و در دوره‌های رونق کاهش می‌یابد. همچنین با بررسی نوسانات مصرف در اقتصاد و نوسانات بازدهی در بازار سهام مشخص شد که تنها دو دوره رکود بازار سرمایه و اقتصاد می‌تواند معمای صرف سهام را با واقعیت‌های اقتصادی توضیح دهد.

به طور کلی، مطالعات مختلفی درباره معمای صرف سهام انجام شده است. برخی از این مطالعات با وارد کردن رکود اقتصادی به عنوان متغیر حالت به بررسی این معما پرداخته‌اند (Campbell & Cochrane, 1999). برخی دیگر با وارد کردن عادات مصرفی، رویکرد اصلاح در ترجیحات را در پیش گرفته و معمای صرف سهام را مورد ارزیابی قرار داده‌اند (Constantinides, 1990). همچنین اپستین و زین با تفکیک ضریب ریسک‌گریزی نسبی از نرخ ترجیح زمانی به دنبال ارائه توضیحی برای معمای صرف سهام بوده‌اند (Epstein & Zin, 1991).

در ایران نیز مطالعاتی توسط محمدزاده و همکاران (Mohammadzadeh et al., 2014) و عرفانی و همکاران (Erfani et al., 2017) انجام شده است. این پژوهش‌ها با اشاره به این موضوع که مدل C-CAPM تنها یک رابطه خطی میان بتای مصرف و مازاد بازدهی دارایی‌ها برقرار می‌کند و بسیاری از واقعیت‌های اقتصادی را در نظر نمی‌گیرد، تغییراتی در این مدل ایجاد کرده و به ارزیابی معمای صرف سهام در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. با این حال، از جمله نقاط ضعف این مطالعات می‌توان به نادیده گرفتن ارتباط میان بخش حقیقی و مالی اقتصاد و همچنین عدم توجه به رفتار بانک مرکزی در شکل‌گیری معمای صرف سهام اشاره کرد.

در این راستا، مطالعه حاضر با طراحی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) متناسب با شرایط اقتصاد ایران تلاش می‌کند این کاستی‌ها را برطرف کند. هدف این مدل بررسی معمای صرف سهام به شکلی واقع‌گرایانه‌تر است.

۳-۳- روش شناسی و معرفی الگوی پژوهش

۳-۱ مسئله خانوار

در این مطالعه فرض می‌شود اقتصاد از تعداد زیادی از خانوارهای همگن تشکیل شده، ارزش‌حال مطلوبیت‌هایی که خانوار نماینده در طول دوران زندگی خود حداکثر می‌کند به شکل زیر است:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t . M_t . L_t) \quad (۸)$$

$$(\mathrm{C_t}. M_t . \mathrm{L_t}) = \frac{(C_t - hC_{t-1})^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} + \frac{\gamma}{1-\sigma_m}(M_t)^{1-\sigma_m} - \frac{\chi}{1+\sigma_l}(\mathrm{l_t})^{1+\sigma_l} \quad (۹)$$

مطابق رابطه (۹)؛ خانوار از مصرف کالاها C_t، فراغت $1 - L_t$ و نگهداری پول M_t (با داشتن پول بیشتر، زمان کمتری برای خرید صرف خواهد شد) مطلوبیت کسب می‌کند. در این رابطه χ ضریب نیروی‌کار عرضه شده، h درجه وابستگی به عادات مصرفیرا بیان می‌کند و می‌گوید مصرف‌کننده تا چه میزان تمایل دارد تا سطح مصرف خود را نسبت به مصرف سرانه دوره گذشته هموار کند. بدلیل وجود عادات، مقدار $C_t > C_{t-1}$ است. σ_c معکوس کشش جانشینی بین‌زمانی، σ_m معکوس کشش تقاضای حقیقی پول و σl معکوس کشش عرضه‌ی کار است. منابع درآمدی هرخانوار براساس ارزش حقیقی آنها بصورت نرخ اجاره سرمایه $r_t\ u_t k_{t-1}$ (r_t نرخ اجاره‌ی سرمایه، u_t نرخ استفاده از موجودی سرمایه و k_{t-1} موجودی سرمایه است که به بنگاه‌ها اجاره داده می‌شود تا در تولید استفاده شود)؛ دستمزد (W_t)، i_t^{bd} نرخ بازدهی دارایی بدون‌ریسک، $\mathrm{DV_{j.t}}$ سود پرداختی به هر سهم بنگاه واسطه‌ای و $\mathrm{P_{j.t}^s}$ ارزش اسمی جاری بازاری سهام است. به دارایی‌های سهام خانوار که از دوره قبل به دوره جاری منتقل می شود سودیمعادل Ω_{t-1}^j تعلق می‌گیرد:

$$\Omega_{t-1}^j = \sum_{j=1}^{\infty} (p_{j.t}^s + DV_{j.t}) A_{t-1}(j) \quad (۱۰)$$

قید بودجه بین‌دوره‌ای و حقیقی خانوار بصورت زیر است:

$$c_t + m_t + bd_t + i_t^p + \psi(u_t)k_{t-1} + \frac{1}{P_t}\sum_{j=1}^{\infty}\frac{P_{j.t}^s A_t(j)}{s_t} = (1 + i_{t-1}^{bd})\frac{bd_{t-1}}{1+\pi_t} + \frac{m_{t-1}}{1+\pi_t} + r_t u_t k_{t-1} + \frac{1}{P_t}\Omega_{t-1}^j + \frac{W_t}{P_t}L_t - \frac{\mathrm{Ta_t}}{P_t} \quad (۱۱)$$

در رابطه (۱۱)، مخارج خانوار نماینده بصورت مخارج مصرفی $\mathrm{c_t}$، مالیات مستقیم Ta_t و مخارج سرمایه‌گذاری $\mathrm{i_t^p}$ می‌باشد؛ خانوار می‌تواند منابع مازاد خود را در سهام $\mathrm{A_t}$ و سپرده‌های بانکی BD_t سرمایه‌گذاری کند. $\psi(\mathrm{u_t})\mathrm{k_{t-1}}$ هزینه‌ی تعدیل سرمایه است. در وضعیت باثبات فرض می‌شود نرخ استفاده از سرمایه یک است و هزینه‌ی تعدیل سرمایه‌ای وجود ندارد. با توجه به سرمایه‌گذاری خانوار و وجود استهلاک در هر دوره، موجودی سرمایه بصورت زیر نوشته می‌شود:

$$k_t = (1-\delta)\,k_{t-1} + \left[1 - \varphi_k\left(\frac{i_t^p}{i_{t-1}^p}\right)\right] I_t^p \quad (۱۲)$$

که در آن، δ نرخ استهلاک سرمایه و $\varphi_{\mathrm{k}}(\frac{\mathrm{i_t^p}}{\mathrm{i_{t-1}^p}})$ هزینه‌ی تعدیل سرمایه است که تغییر در موجودی سرمایه ناشی از تغییر مخارج سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد. فرض کنید تقاضا برای سهام A در دوره‌ی t، تحت تأثیر شوک تصادفی $\mathrm{s_t}$ است. این شوک ناشی از حباب سفته‌بازی است و از فرآیند AR(1) پیروی می‌کند:

$$s_t = \rho_s s_{t-1} + \varepsilon_t^s \quad (۱۳)$$

معادلات نهایی حاصل از بهینه‌یابی مسئله حداکثر کردن مطلوبیت خانوار بصورت زیر است:

$$\frac{W_t}{P_t} = \frac{\chi\, l_t^{\sigma_l}}{(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma_c}} \quad (۱۴)$$

$$1 = \beta E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}-hC_t}{C_t-hC_{t-1}}\right)^{-\sigma_c} \frac{1+i_t^{bd}}{1+\pi_{t+1}} \right\} \quad (۱۵)$$

رابطه‌ی (۱۴) معادله‌ی عرضه نیروی‌کار (شرط درون زمانی مصرف-کار) است و رابطه‌ی (۱۵) همان معادله‌ی اولر مصرف است که تخصیص بهینه مصرف بین‌دوره‌ای خانوار را نشان می‌دهد، خانوار با توجه به نرخ تنزیل و نرخ سود این تخصیص را انجام می‌دهد. معادله‌ی قیمت‌گذاری سهام نیز بصورت زیر می‌باشند:

$$P_{j.t}^S = s_t \beta E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}-hC_t}{C_t-hC_{t-1}}\right)^{-\sigma_c} \frac{P_t}{P_{t+1}} \left(P_{j.t+1}^S + DV_{j.t+1}\right) \right\} \quad (۱۶)$$

اگر $\gamma_{j.t}^{sc} = \frac{p_{j.t}^S}{P_t}$ بیانگر نسبت شاخص قیمت سهام j ام به شاخص قیمت مصرف‌کننده باشد می‌توان نوشت:

$$\gamma_{j.t}^{sc} = s_t \beta E_t \left\{ \frac{1+\pi_{t+1}}{\left(1+i_t^{bd}\right)} \left(\gamma_{j.t+1}^{sc} + dv_{j.t+1}\right) \right\} \quad (۱۷)$$

براساس رابطه فوق قیمت هرسهم بنگاه j ام با ارزش‌حال کلیه عایدات آتی آن سهم (شامل سود تقسیمی و ارزش اسمی جاری بازاری سهام) برابر است. معادلات (۱۸) و (۱۹) به ترتیب Q توبین و تقاضای تراز حقیقی پول می‌باشند:

$$q_t = \frac{E_t\left(1+\pi_{t+1}\right)}{1+i_t^{bd}} \left[r_{t+1}\, u_{t+1} - \psi(u_{t+1}) + q_{t+1}(1-\delta) \right] \quad (۱۸)$$

$$\frac{U_m}{U_C} = \frac{\gamma m_t^{-\sigma m}}{(C_t-hC_{t-1})^{-\sigma_c}} = \frac{i_t^{bd}}{1+i_t^{bd}} \quad (۱۹)$$

۳-۲ مسئله بنگاه

۳-۲-۱ بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی در بازار رقابت کامل فعالیت می‌کند. این بنگاه کالاهای واسطه‌ای $Yj.t$ را به منظور تولید کالای نهاییYt خریداری می‌کند. تابع تولید این بنگاه بصورت زیر است:

$$\text{s.t: } Y_t = [\int_0^1 Y_{j.t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_j]^{\left(\frac{\theta}{\theta-1}\right)} \quad (۲۰)$$

در رابطه‌ی فوق θ درجه قدرت بازاری در بازار نهاده و کشش جانشینی بین کالاها را نیز نشان می‌دهد. بنگاه نهایی به دنبال حداکثرسازی سود خود با توجه به قید بودجه می‌باشد:

$$Max\ \ P_t Y_t - \int_0^1 P_{j.t}\, Y_{j.t} d_j \rightarrow Max : P_t[\int_0^1 Y_{j.t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_j]^{\left(\frac{\theta}{\theta-1}\right)} - P_{j.t}\int_0^1 Y_{j.t} d_j \quad (۲۱)$$

شرط مرتبه اول ناشی از حداکثرسازی سود بنگاه نهایی، بصورت زیر است ($Pj.t$ قیمت نهاده j ام است):

$$\frac{\partial}{\partial Y_{j.t}} = 0 \ \ \rightarrow Y_{j.t} = [\frac{P_{j.t}}{P_t}]^{-\theta} Y_t \quad (۲۲)$$

رابطه (۲۲) تابع تقاضا برای کالای واسطه است. باجایگذاری شرط مرتبه اول در تابع تولید بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، شاخص کل قیمت Pt یا شرط سود صفر تولیدکننده‌ی نهایی بصورت زیر حاصل می‌گردد:

$$P_t^{\theta} = [\int_0^1 [P_{j.t}^{\theta}]^{-\frac{\theta-1}{\theta}} d_j]^{-\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (۲۳)$$

۳-۲-۲ بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای

بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای نیز در بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. این بنگاه‌ها، با ترکیب نهاده‌های نیروي‌کار و سرمایه، کالای واسطه‌ای $Yj.t$ تولید می‌کند. تابع تولید این بنگاه بصورت زیر است:

$$\text{s.t: } Y_{j.t} = Z_t(U_t K_{j.t-1})^{\alpha}(L_{j.t})^{1-\alpha} \qquad (۲۴)$$

در رابطه‌ی (۲٤)، α کشش تولید نسبت به سرمایه و $1-\alpha$ کشش تولید نسبت به نیروی‌کار است. $L_{j.t}$ نشانگر نهاده نیروی‌کار، u_t نرخ استفاده از موجودی سرمایه و $kj.t-1$ موجودی سرمایه‌ای است که بنگاه j ام در تولید استفاده می‌کند. در اینجا Z_t تکانه فنآوری می‌باشد که از یک فرایند خود رگرسیون مرتبه اول بصورت زیر تبعیت می‌کند:

$$Z_t = \rho_z Z_{t-1} + \varepsilon_t^z \quad , \varepsilon_t^z \approx iid \quad N(0.\sigma_z^2) \qquad (۲۵)$$

در این مقاله برای تعدیل قیمت از روش کالوو[4](۱۹۸۳) استفاده می‌شود. به این صورت که هر بنگاه واسطه‌ای با احتمال ω درصد قادر به تعدیل قیمت خود نیست و قیمت را با توجه به قیمت دوره گذشته در نظر می‌گیرد، و با یک احتمال (ω - 1) درصد می‌تواند قیمت بهینه خود را با به حداکثر رساندن جریان مورد انتظار سود سهام آینده خود تعیین کند این فرآیند بصورت زیر است: (ω درجه چسبندگي قیمت و ω^i احتمال عدم تغییر قیمت در زمان t+i است. بنگاه باید در هر دوره ω^i در تابع سود خود لحاظ کند)

$$Max \;\; E_t \sum_{i=0}^{\infty}(\omega)^i \Omega_{i\,.t+i}\left[\frac{P_{j.t+i}}{P_{t+i}} Y_{j.t+i} - TC_{j.t+1}\right]$$
$$\xrightarrow{TC_{j.t+1}=Mc_{j.t+i}y_{j.t+i}} Max \;\; E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i\,.t+i}\left[\frac{P_{j.t+i}}{P_{t+i}} Y_{j.t+i} - Mc_{j.t+i}y_{j.t+i}\right] \qquad (۲۶)$$
$$\xrightarrow[\varphi_{j.t+i}= Mc_{j.t+i}]{P_{j.t+i}= P_{j.t+i-1}=\cdots=P_{j.t}} Max \;\; E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i\,.t+i}\left[\frac{P_{j.t}}{P_{t+i}} Y_{j.t+i} - \varphi_{j.t+i}Y_{j.t+i}\right]$$

[4] Calvo

$$\text{s.t:}\quad Y_{j.t+i} = [\frac{P_{j.t}}{P_{t+i}}]^{-\theta} Y_{t+i} \tag{۲۷}$$

$$Max\ E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i\ .t+i} [(\frac{P_{j.t}}{P_{t+i}})^{1-\theta} Y_{t+i} - \varphi_{j.t+i} (\frac{P_{j.t}}{P_{t+i}})^{-\theta} Y_{t+i}] \tag{۲۸}$$

در رابطه‌ی فوق، $Y_{j.t+i}$ هرواحد تولیدات بنگاه واسطه‌اي؛ $P_{j.t+i}$ قیمت هرواحد تولیدات آن بنگاه و P_{t+i} قیمت‌کل است. φ_{t+k} هزینه نهايي بنگاه می‌باشد. با فرض اینکه بنگاه در زمان t سطح بهینه قیمت P_{jt}^* را تعیین می‌کند و آن‌را برای دوره بعدی تغییر نمی‌دهد، شرط مرتبه اول بصورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial}{\partial P_{j.t}} &= E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i\ .t+i} (\frac{1}{P_{t+i}})^{1-\theta} (1-\theta) P_{j.t}^{-\theta}\ Y_{t+i} \\
&\quad + E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i\ .t+i} \theta\ \varphi_{j.t+i} (\frac{1}{P_{t+i}})^{-\theta} (P_{j.t}\ )^{-\theta-1} Y_{t+i} \\
&= 0 \xrightarrow{\begin{cases} P_{j.t} = P_{jt}^* \\ \times P_t^{-\theta} = \frac{P_t^{1-\theta}}{P_t} \\ \div (P_{jt}^*)^{-\theta-1} \end{cases}} \frac{P_{jt}^*}{P_t} \\
&= \left(\frac{\theta}{\theta-1}\right) \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\omega)^i \varphi_{j.t+i} (\frac{P_{t+i}}{P_t})^{\theta}\ {Y_{t+i}}^{1-\sigma_c}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\omega)^i\ \ (\frac{P_{t+i}}{P_t})^{\theta-1} {Y_{t+i}}^{1-\sigma_c}}
\end{aligned} \tag{۲۹}$$

رابطه (۲۹) منحنی فیلیپس کینزی جدید یا شرط بهینه‌یابی بنگاه انحصاری است. این شرط در دو حالت مورد بررسي قرار می‌گیرد. حالت اول بدون چسبندگی قیمت و حالت دوم قیمت‌ها را چسبنده در نظر می‌گیرد ($\omega \neq 0$) و شاخص قیمت بنگاه‌هاي تولیدکننده کالاي واسطه را بصورت زیر بیان می‌کند:

$$P_t = [\int_0^1 P_{Jt}\ d_j]^{\frac{1}{1-\theta}} \tag{۳۰}$$

با در نظر گرفتن چسبندگي قیمت کالوو می‌توان رابطه‌ی فوق را بصورت زیر نوشت:

$$P_t = [(1-\omega)(P_{jt}^*)^{1-\theta} + \omega P_{t-1}^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۳۱)$$

که در آن شاخص قیمت P_t از متوسط قیمت‌های تعیین شده از نسبت $1-\omega$ بنگاه‌هایی که قیمت خود را در زمان t تعیین می‌کنند (P_{jt}^*) و نسبت ω از بنگاه‌هایی که قیمت خود را در زمان قبل‌تر تنظیم نمودند، حاصل می‌شود. با فرض اینکه بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند، براساس تورم دوره گذشته خود قیمت را تعدیل می‌کند منحنی فیلیپس نئوکینزی بصورت زیر خواهد بود:

$$\pi_t = \text{ع}(\hat{x}_t) + \frac{\beta}{1+\beta} E_t\, \pi_{t+1} + \frac{1}{1+\beta}\, \pi_{t-1} \quad (۳۲)$$

۳-۲-۲-۱ مسئله‌ی حداقل‌سازی هزینه بنگاه

$$\begin{cases} \text{Min} : \dfrac{W_t}{P_t} L_{j.t} + r_t U_t K_{j.t-1} \\ \text{s.t}: \; Y_{j.t} = Z_t((U_t K_{j.t-1})^{\alpha} (L_{j.t})^{1-\alpha} \end{cases} \quad (۳۳)$$

$$\text{l} = w_t L_{j.t} + r_t U_t K_{j.t-1} + \varphi_{j.t}[Y_{j.t} - Z_{t(}(U_t K_{j.t-1})^{\alpha} (L_{j.t})^{1-\alpha}] \quad (۳۴)$$

شرط مرتبه اول مسئله حداقل‌سازی هزینه بنگاه بصورت زیر است:

FOC:

$$\frac{\partial l}{\partial L_{j.t}} = w_t - (1-\alpha)\varphi_{j.t} Z_t (U_t K_{j.t-1})^{\alpha} (L_{j.t})^{-\alpha} = 0 \rightarrow w_t = (1-\alpha)\varphi_{j.t} Z_t (U_t K_{j.t-1})^{\alpha} (L_{j.t})^{-\alpha} \quad (۳۵)$$

$$\frac{\partial l}{\partial K_{j.t-1}} = r_t U_t - \alpha \varphi_{j.t} U_t Z_t ((U_t K_{j.t-1})^{\alpha-1} (L_{j.t})^{1-\alpha} = 0 \rightarrow r_t = \alpha \varphi_{j.t} Z_t ((U_t K_{j.t-1})^{\alpha-1} (L_{j.t})^{1-\alpha} \quad (۳۶)$$

با فرض اینکه $\varphi_{j.t}$ ضریب لاگرانژ و هزینه نهایی اسمی بنگاه است؛ تقاضای‌کار و سرمایه‌ی بنگاه j ام بصورت زیر خواهد بود:

$$L_{j.t} = (1-\alpha) MC_{j.t} \frac{Y_{j.t}}{w_t} \quad (۳۷)$$

$$K_{j.t} = \alpha\, MC_{j.t} \frac{Y_{j.t}}{r_t} \quad (۳۸)$$

در نهایت هزینه نهایی بنگاه را بصورت $MC_{j.t} = \frac{1}{Z_t}[\frac{w_t}{1-\alpha}]^{1-\alpha}\,[\frac{r_t}{\alpha}]^{\alpha}$ می‌توان نوشت.

۳-۳ مسئله سیاست‌گذار مالي و پولی

در مطالعه حاضر فرض می‌شود، کل هزینه‌های دولت G_t، از طریق درآمدهای مالیاتی از خانوارها TA_t، درآمد حاصل از فروش نفت O_t و انتشار اسکناس توسط بانک مرکزی تأمین می‌شود. با درنظر گرفتن فرض جانشینی کامل مصرف خصوصی و دولتی و همچنین جانشینی کامل سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی، قید بودجه حقیقی دولت، بصورت زیر خواهد بود:

$$g_t = o_t + ta_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \quad (۳۹)$$

M_t پایه پولی و $M_t - M_{t-1}$ مقدار پولی است که بانک مرکزی برای تأمین مالی دولت منتشر می‌کند. فرض می‌شود o_t و g_t از یک فرایند خود رگرسیون مرتبه اول بصورت زیر پیروی می‌کنند:

$$g_t = \rho_g\, g_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad , \ \varepsilon_t^g \approx iid \quad N(0.\sigma_g^2) \quad (۴۰)$$

$$o_t = \rho_o o_{t-1} + \varepsilon_t^o \quad , \ \varepsilon_t^o \approx iid \quad N(0.\sigma_o^2)) \quad (۴۱)$$

با توجه به اینکه در کشور ایران قوانین بانکداری بدون ربا باعث شده است تا ابزارهای رایج سیاست پولی مانند نرخ بهره یا عملیات بازار باز مورد استفاده گسترده قرار نگیرد، از ابزار پولی بعنوان جایگزین استفاده می‌شود. در این مطالعه با استفاده از روش کولی و هانسن (۱۹۸۹) فرض می‌شود که مقام پولی عرضه حقیقی پول $(\frac{M_t}{P_t})$ در هر دوره را با نرخ

μ_t مدیریت می‌کند تا انحراف تولید از تولید بالقوه $(y_t - y_t^*)$و انحراف تورم از تورم هدف $(\pi_t - \pi_t^*)$ را به حداقل برساند مطابق رابطه‌ی (۴۳):

$$\frac{\frac{M_t}{P_t}}{\frac{M_{t-1}}{P_t}} = \frac{\frac{M_t}{P_t}}{\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}} * \frac{P_t}{P_{t-1}} = \frac{\dot{m}_t}{\dot{m}_{t-1}} \ddot{\pi}_t \quad \text{و} \quad \mu_t \qquad (۴۲)$$
$$= m_t - m_{t-1} + \pi_t$$

$\dot{m}_t = \frac{M_t}{P_t}$ عرضه حقیقی پولی در دوره‌ی t و m_t نرخ رشد عرضه حقیقی پول درآن دوره است؛ $\ddot{\pi}_t$ نرخ تورم دوره t و π_t نرخ رشد تورم در آن دوره می‌باشد.

$$\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + \left[\sigma_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \sigma_y(y_t - y_t^*)\right] + \xi_t^m \qquad (۴۳)$$

$$\xi_t^m = \rho_m \xi_{t-1}^m + \varepsilon_t^m \quad , \quad \varepsilon_t^m \approx iid \quad N(0.\sigma_m^2)$$

۴-۳ تعادل

اگر قید بودجه دولت و قید بودجه خانوارها با هم ترکیب شوند، شرط تسویه بازار کالاها و خدمات به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$y_t + o_t = c_t + i_t^p + g_t + \psi(u_t)k_t \qquad (۴۴)$$

در تعادل، کل تولید (غیرنفتی و نفتی) باید برابر تقاضای کل (مجموع g_t مخارج دولت، c_t مخارج مصرفی خصوصی و i_t^p مخارج سرمایه‌ای و هزینه تعدیل سرمایه) باشد.

٤- حل و تحلیل نتایج مدل در اقتصاد ایران

۴-۱ داده های آماری و کالیبراسیون پارامترها

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل داده‌های فصلی تعدیل شده تولید ناخالص داخلی بدون نفت (منهای خالص صادرات)، درآمد نفتی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، مصرف بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری خصوصی، پایه پولی، مخارج دولت، شاخص‌قیمت سهام و نرخ سپرده بانک از فصل اول ۱۳۷۲ تا فصل چهارم ۱۴۰۰ می‌باشند. دیتاها از سایت بانک مرکزی ایران و سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شدند و پس از

لگاریتم‌گیری با فیلتر هودریک پرسکات روندزدایی شدند. معادلات حاصل از شرایط مرتبه اول بهینه‌یابی، با روش اوهلیگ خطی شدند. جدول۱ و جدول۲ نسبت‌های مقداردهی شده ثابت مطابق داده‌های اقتصاد ایران و پارامترهای کالیبره شده در روابط خطی را نشان می‌دهند:

جدول۳. نسبت‌های مقداردهی شده ثابت مطابق داده‌های اقتصاد ایران

مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 1. Constant weighted ratios according to the data of Iran's economy

Source: Research calculations

نماد	عنوان	مقدار برآوردی
$\bar{c} / \bar{y}$	نسبت باثبات مصرف بخش خصوصی به تولید کل	۰٫۶۱
$\bar{g} / \bar{y}$	نسبت باثبات مخارج دولت به تولید کل	۰٫۲۴
$\bar{ip} / \bar{y}$	نسبت باثبات سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید کل	۰٫۲۷
$\bar{o} / \bar{y}$	نسبت باثبات درآمد نفتی به تولید کل	۰٫۱۹
$\bar{i}_t^{bd}$	نرخ بهره ثابت	۰٫۰۳
$\delta = \frac{\bar{ip}}{\bar{k}}$	نرخ استهلاک	۰٫۰۱۵
$\bar{c} / \bar{d}$	نسبت باثبات مصرف به سود بنگاه واسطه	۵
$\bar{g} / \bar{d}$	نسبت باثبات مخارج عمومی به سود بنگاه واسطه	۲٫۱
$\bar{ip} / \bar{d}$	نسبت باثبات سرمایه‌گذاری خصوصی به سود بنگاه واسطه	۲٫۳
$\frac{\bar{r}\,\bar{k}}{\bar{d}}$	نسبت باثبات اجاره سرمایه به سود بنگاه واسطه	۳٫۹
$\frac{\bar{w}\,\bar{l}}{\bar{d}}$	نسبت باثبات جبران خدمات کار خصوصی به سود بنگاه واسطه	۳٫۵

جدول۴. پارامترهای کالیبره شده

مأخذ: مطالعات قبلی و اطلاعات پیشین تحقیق

Tabel 2. Calebration

Source: Previous Researches and Previous Information of Research calculations

پارامتر	مقدار	توضیحات	منبع
σ_c	۱٫۶۵	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	فراهانی و همکاران (۱۴۰۰)
h	۰٫۷۰	پارامتر عادات مصرفی	& Smets (2007) Wouters
σ_m	۲٫۲۴	عکس کشش تقاضای پول	توکلیان (۱۳۹۱)
σ_l	۲٫۱۷	عکس کشش عرضه نیروی‌کار	توکلیان (۱۳۹۱)
β	۰٫۹۶	عامل تنزیل	توکلیان (۱۳۹۱)
ω	۰٫۵۰	درجه چسبندگی قیمت ها	توکلیان (۱۳۹۱)

فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)
دانشگاه شهید چمران اهواز

α	۰٫۴۲	سهم سرمایه در تولید	توکلیان (۱۳۹۱)
ρ_μ	۰٫۳۵	ضریب خودرگرسیون پولی در تابع عکس العمل بانک مرکزی	فراهانی و همکاران (۱۴۰۰)
δ_π	-۱٫۵۸	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس العمل بانک مرکزی	فراهانی و همکاران (۱۴۰۰)
δ_y	-۱٫۷۰	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس العمل بانک مرکزی	فراهانی و همکاران (۱۴۰۰)
φ_k	۳٫۹۳	کشش هزینه تعدیل سرمایه گذاری	تقی پور (۱۳۹۳)
ρ_s	۰٫۸۲	ضریی خودرگرسیون تکانه رشد شاخص سهام	تقی پور (۱۳۹۳)
ρ_z	۰٫۷۲	ضریب خود رگرسیون تکانه فنآوری	تقی پور (۱۳۹۳)
ρ_p	۰٫۵۶	ضریب خودرگرسیون مارک آپ	تقی پور (۱۳۹۳)
ρ_o	۰٫۲۶	ضریب خودرگرسیون تکانه درآمد نفتی	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
ρ_g	۰٫۱۶	ضریب خودرگرسیون تکانه مخارج دولت	بیات و همکاران (۱۳۹۵)
ρ_m	۰٫۵۷	ضریب خود رگرسیون عرضه پول	تقی پور (۱۳۹۳)
σ_o	۰٫۰۱	انحراف استاندارد تکانه درآمد نفتی	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
σ_g	۰٫۱۴	انحراف استاندارد تکانه مخارج دولت	یافته تحقیق
σ_m	۰٫۰۶	انحراف استاندارد تکانه عرضه پول	یافته تحقیق
σ_s	۰٫۱۱	انحراف استاندارد تکانه قیمت سهام	یافته تحقیق
σ_z	۰٫۰۴۵	انحراف استاندارد تکانه فنآوری	کاوند (۱۳۸۸)

٤-۲ نتایج مدل

مدل خطی شده با استفاده از نرم‌افزار متلب[5] و برنامه داینر[6] شبیه‌سازی شده و نتایج آن مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. جهت ارزیابی مدل از دو معیار استفاده می‌شود؛ اول) نزدیکی گشتاورهای متغیرهای تئوریک مدل که از کالیبراسیون به دست آمده و به صورت انحراف لگاریتمی از مقدار باثبات است با گشتاورهای متغیرهای دنیای واقعی که آنها نیز به صورت انحراف لگاریتمی از روند می‌باشد، دوم) انطباق توابع عکس‌العمل آنی متغیرها در برابر تکانه‌های وارد شده به مدل با مباحث تئوریک و فرضیات مطالعه.

٤-۲-۱ بررسی گشتاورهای داده‌های واقعی و شبیه‌سازی شده

گشتاورهای مورد توجه عمدتاً شامل میانگین و انحراف معیار بخش سیکلی متغیرهای اصلی شبیه‌سازی شده مدل شامل تورم،سرمایه‌گذاری خصوصی، مصرف خصوصی و شاخص کل قیمت سهام است. جدول۵ به مقایسه‌ی گشتاورهای شبیه‌سازی مدل شده و گشتاورهای داده‌های واقعی پرداخته است؛ مطابق جدول۶، میانگین و انحراف معیار متغیرهای شبیه

[5] Matlab
[6] Dynare

سازی شده مدل و نمونه واقعی نسبتاً شبیه هستند که توانایی نسبی مدل در پیش‌بینی نوسانات متغیرها را منعکس می‌کند.

جدول۷. مقایسه میانگین و انحراف معیار متغیرهای شبیه سازی شده و داده‌های واقعی
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 3. Comparison of mean and standard deviation of simulated variables and real data
Source: Research calculations

عنوان	میانگین		نوسانات (انحراف استاندارد)	
	داده واقعی	مقدار شبیه سازی شده	داده واقعی	مقدار شبیه سازی شده
تورم	۰٫۰۰۰	۰٫۰۰۰	۰٫۰۸۹	۰٫۰۲۲
سرمایه‌گذاری خصوصی	۰٫۰۰۰	۰٫۰۰۰	۰٫۰۹۳	۰٫۰۴۲
مصرف خصوصی	۰٫۰۰۰	۰٫۰۰۰	۰٫۰۳۱	۰٫۰۲۰
شاخص کل قیمت سهام	۰٫۰۰۰	۰٫۰۰۰	۰٫۲۰۷	۰٫۰۸۶

۴-۲-۲ تجزیه و تحلیل پاسخ‌های آنی

توابع واکنش آنی، رفتار پویای متغیرهای مدل را در طول زمان وارد شدن تکانه‌ها به اندازه یک انحراف معیارها منعکس می‌کند. از آنجایی‌که متغیرهای مدل به صورت انحراف لگاریتمی از مقادیر باثباتشان می‌باشد، ارقام روی محور عمودی نمودارها ضربدر صد، درصد تغییرات متغیرهای درونزای مدل را در برابر هر تکانه نشان می‌دهد. در ادامه‌ی مطالعه‌ی حاضر به منظور بررسی معمای صرف سهام ایران، نوسانات مصرف و دارایی های مالی و صرف سهام در پاسخ به تکانه‌های وارد شده بر مدل در ۳ مقدار مختلف ضریب شکاف تولید مورد بررسی قرار گرفته است. دلیل اعمال مقادیر مختلف ضریب شکاف تولید این است که تغییرات در نوسانات دارایی‌های مالی، صرف سهام و معمای صرف سهام در پاسخ به تصمیمات مختلف سیاست‌گذار پولی مورد بررسی قرار گیرد[۷].

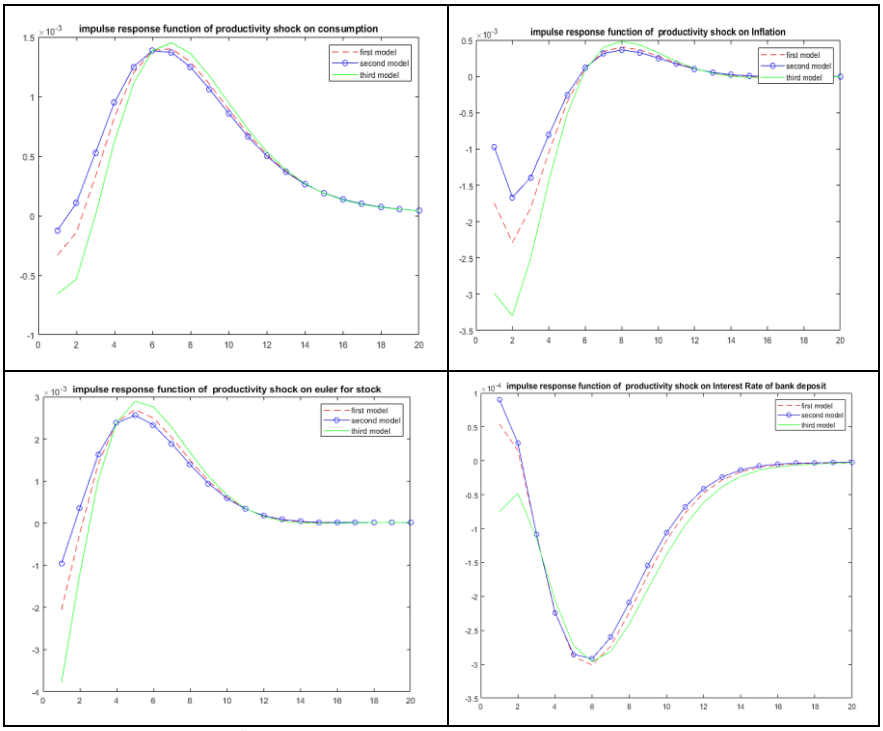
[۷] ایده‌ی در نظر گرفتن مقادیر مختلف ضریب شکاف تولید از مطالعه‌ی کزاب (۲۰۱۴) و کزاب و مارشال (۲۰۱۵) و رودبوش سوانسون (۲۰۱۲) و فخر حسینی (۱۳۹۵) گرفته شده است. همچنین در این مقاله فرض شده است که خانوارها از دو پارامتر ضریب ریسک گریزی و عادات مصرفی اطلاعات کاملی دارند.

- **تکانه فنآوری**

در اثر وارد شدن تکانه مثبت فناوری به اندازه یک انحراف معیار، سود بنگاه واسطه‌ای و تولید افزایش می‌یابد (Motavaseli et al., 2010). افزایش تولید، تقاضا برای نیروی کار و سرمایه را افزایش داده و در نتیجه موجب افزایش دستمزد می‌شود. این تکانه همچنین تورم را کاهش می‌دهد؛ در حالی که نوسانات تورم در مقادیر پایین‌تر ضریب شکاف تولید $\delta_y = -3$ بیشتر است (Bahraminia et al., 2017; Motavaseli et al., 2010).

همچنین لازم به ذکر است که تقاضای پول و نرخ رشد پول نیز روندی مشابه تورم دارند.

در واکنش به این تکانه، مصرف بصورت آنی کاهش می‌یابد. در مقدار ضریب شکاف تولید بالاتر، نوسانات مصرف کمتر است که می‌تواند ناشی از وجود عادات مصرفی نیز باشد. در تمامی مقادیر ضریب شکاف تولید، شاخص حقیقی قیمت سهام بصورت آنی تحت تأثیر منفی از این تکانه قرار گرفته؛ در حالی‌که نرخ بهره دارایی بدون ریسک در مقدار ضریب شکاف تولید بالاتر بازدهی مثبت و در پایین‌ترین مقدار ضریب شکاف تولید، بازدهی منفی را به ارمغان می‌آورد. با در نظر گرفتن اینکه صرف سهام از اختلاف بازدهی شاخص قیمت سهام و بازدهی دارایی بدون ریسک حاصل می شود می‌توان گفت که در کوتاه‌مدت و در مقدار ضریب شکاف تولید پایین‌تر، صرف منفی بالاتری نسبت به ضریب شکاف تولید بالاتر حاصل می‌شود؛ این در حالیست که در میان‌مدت و بلندمدت (از دوره ۳ تا رسیدن به وضعیت باثبات متغیرها) در تمامی مقادیر ضرایب شکاف تولید، صرف سهام مثبت حاصل می‌گردد و این در حالی است که کواریانس بین مصرف و بازده سهام نیز مثبت است (کواریانس مثبت بین مصرف و بازده سهام حاکی از این موضوع دارد که افراد در صورتی حاضر هستند در سهام سرمایه‌گذاری کنند و سهام خود را نگهداری کنند که صرف سهام بالایی را دریافت کنند). بطورکلی می‌توان گفت که اعمال ضریب شکاف تولید بالاتر توسط سیاست‌گذار پولی، نوسانات مصرف افراد را هموارتر و ریسک‌گریزیشان را بیشتر می‌کند؛ بطوری که نتیجه‌ای مطابق یافته مدل C-CAPM سنتی را ارائه می‌دهد. این مدل بیان می‌کرد صرف سهام بالا در شرایطی که ریسک‌گریزی افراد بالا است و آنها به دنبال هموارکردن مصرف خود هستند حاصل می‌گردد که می‌تواند معمای صرف سهام را مطرح کند. پس تکانه فنآوری در مقدار ضریب شکاف تولید بالاتر در میان‌مدت و بلندمدت می‌تواند معمای صرف سهام در ایران را توضیح بدهد.



نمودار ۱. توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی شده مدل در برابر تکانه فنآوری در مقادیر مختلف ضریب شکاف تولید (مدل(۱): $\delta_y = -1.70$ ؛ مدل (۲): $\delta_y = -1$ و مدل (۳): $\delta_y = -3$)

مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 1. The response functions of the simulated variables of the model to the technology shock in different values of the production gap coefficient (model (1): $\delta_y = -1.70$; model (2): $\delta_y = -1$ and model (3): $\delta_y = -3$)

Source: Research calculations

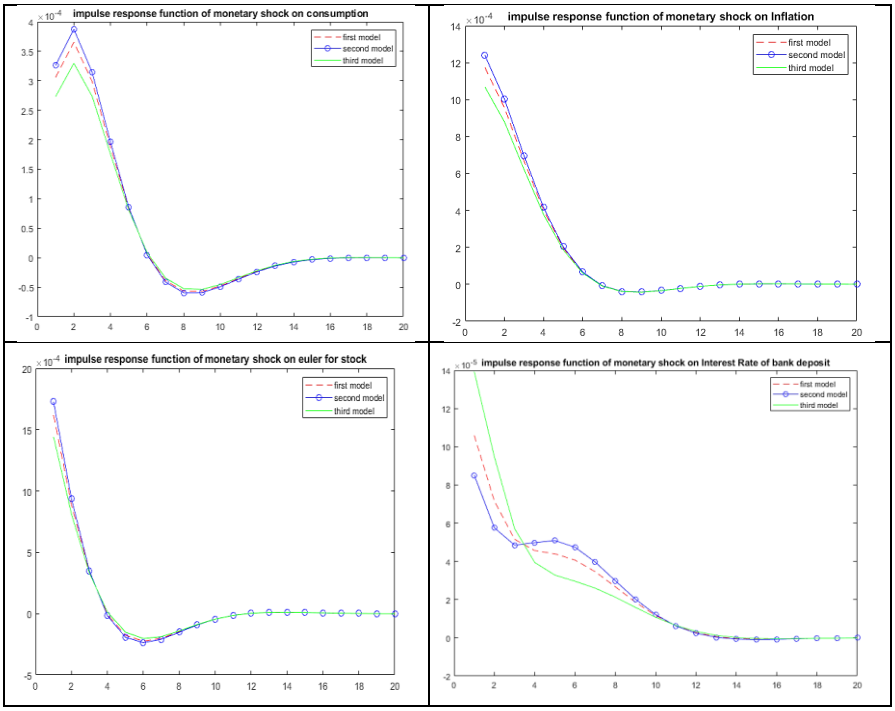
- **تکانه عرضه‌ی پول**

در اثر تکانه‌ای که به اندازه یک انحراف معیار به عرضه پول وارد می‌شود، اگرچه نرخ بهره در ابتدا به صورت آنی افزایش می‌یابد، اما اثر نهایی این تکانه کاهش نرخ بهره است. افزایش نقدینگی ناشی از این تکانه، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و موجودی سرمایه را افزایش می‌دهد و در نتیجه موجب افزایش سود بنگاه واسطه‌ای و رشد شاخص حقیقی قیمت سهام می‌شود. این تکانه همچنین تولید، تقاضا برای نیروی کار، دستمزد، هزینه نهایی و تورم را

افزایش می‌دهد (Gholizadeh Kamyab, 2010; Jafari Samimi et al., 2007; Bahraminia et al., 2018). نتایج حاصل با مطالعات تجربی سازگار بوده و نشان می‌دهد که افزایش عرضه پول منجر به افزایش تورم می‌شود.

این تکانه از دو مسیر قیمت سهام را افزایش می‌دهد. از یک سو، افزایش حجم نقدینگی ناشی از اعمال سیاست پولی انبساطی از طریق کانال سرمایه‌گذاری (Q توبین) تقاضا برای سرمایه‌گذاری در سهام را افزایش داده و موجب افزایش قیمت این دارایی می‌شود. افزایش قیمت سهام نیز بازدهی این دارایی را برای سهامداران افزایش داده و در نهایت صرف سهام بالاتری ایجاد می‌کند. از سوی دیگر، اعمال سیاست پولی انبساطی از طریق کاهش نرخ بهره، تقاضا برای سهام و در نتیجه قیمت این دارایی را افزایش می‌دهد که در نهایت منجر به ایجاد صرف سهام بالاتر خواهد شد

جدول۸ نشان می‌دهد که تکانه عرضه پول در مقدار ضریب شکاف تولید پایین‌تر($\delta_y = -3$) باعث نوسان نسبتاً کمتری در مصرف (بدلیل ریسک‌گریزی بالاتر) و نوسان بیشتری در نرخ دارایی بدون ریسک می‌شود، این درحالی اتفاق می‌افتد که در ضریب شکاف تولید بالاتر ($\delta_y = -1$)، صرف سهام بالاتری را در کوتاه‌مدت نسبت به ضریب شکاف تولید پایین‌تر به ارمغان می‌آورد (در تمامی مقادیر ضریب شکاف تولید، کواریانس مثبتی بین مصرف و بازده سهام وجود دارد که می تواند صرف سهام مشاهده شده را توجیه کند)؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که تکانه عرضه پول در مقدار ضریب شکاف تولید پایین‌تر، در کوتاه‌مدت با تولید صرف سهام مثبت و با وجود کواریانس مثبت بین مصرف و بازده سهام، نتیجه‌ای مطابق یافته‌ی مدل C-CAPM ارائه می‌دهد که می‌تواند معمای صرف سهام در ایران را توضیح بدهد. (یافته‌ی مدل C-CAPM: معمای صرف سهام زمانی مطرح می‌شود که صرف سهام بالا ناشی از ریسک‌گریزی بالای افراد بوده بطوری‌که آنها به دنبال هموارکردن مصرف خود می‌باشند).



نمودار ۲. توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی شده مدل در برابر تکانه عرضه پول در مقادیر مختلف ضریب شکاف تولید (مدل(۱): $\delta_y = -1.70$ ؛ مدل (۲): $\delta_y = -1$ و مدل (۳): $\delta_y = -3$)

مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 2. The response functions of the simulated variables of the model to the Money supply shock in different values of the production gap coefficient (model (1): $\delta_y = -1.70$; model (2): $\delta_y = -1$ and model (3): $\delta_y = -3$)

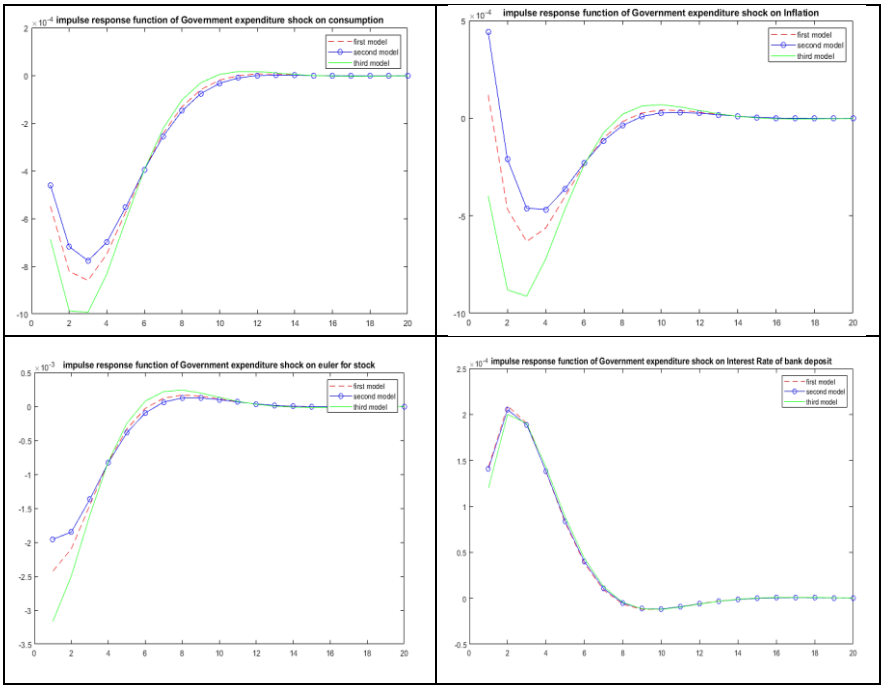
Source: Research calculations

- تکانه مخارج دولت

با وارد شدن تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار بر مخارج دولت، تورم در مقادیر بالاتر ضریب شکاف تولید افزایش و در مقادیر پایین‌تر آن کاهش می‌یابد. با این حال، اثر نهایی این تکانه تا رسیدن اقتصاد به وضعیت باثبات، افزایش تورم است؛ زیرا مخارج دولت به عنوان یکی از اجزای مهم تقاضای کل، با فرض ثابت بودن سایر عوامل، موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. این شوک همچنین منجر به افزایش تولید غیرنفتی می‌شود، اما اثر آن پس از چند دوره از بین رفته و تولید به سطح باثبات خود بازمی‌گردد. شوک مثبت

مخارج دولت از طریق تحریک تقاضای کل می‌تواند اشتغال را افزایش دهد، در حالی که سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را به طور منفی تحت تأثیر قرار می‌دهد و به نظر می‌رسد نوعی جانشینی بین این دو رخ می‌دهد (Manzoor & Taghipour, 2015; Sojodi Korabaslu et al., 2021).

این تکانه، شاخص حقیقي قیمت سهام را از طریق کانال اثر سرمایه‌گذاري و کاهش Qنهایي، کاهش می‌دهد بطوري که تا ۸ دوره صرف سهام منفی تولید می‌شود اما از دوره‌ی ۸ (میان‌مدت) تا رسیدن به نقطه باثبات، مخصوصاً در مقدار ضریب شکاف تولید پایین‌تر، صرف سهام مثبت کوچکی را تولید می‌کند. اگرچه در این‌حالت صرف سهام مثبت تولید می‌شود و کواریانس مثبت بین مصرف و بازده سهام نیز می‌تواند این صرف مثبت را توجیه کند اما بدلیل اینکه نوسانات مصرف بالاتر است، نتیجه‌ای مخالف یافته‌ی C-CAPM حاصل می‌شود که قادر نیست معماي صرف سهام در ایران را توضیح دهد.



نمودار ۳. توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی شده مدل دربرابر تکانه مخارج دولت در مقادیر مختلف ضریب شکاف تولید (مدل(۱): $\delta_y = -1.70$ ؛ مدل (۲): $\delta_y = -1$ و مدل (۳): $\delta_y = -3$)

مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 3. The response functions of the simulated variables of the model to the Government expenditure shock in different values of the production gap coefficient (model (1): $\boldsymbol{\delta_y = -1.70}$; model (2): $\boldsymbol{\delta_y = -1}$ and model (3): $\boldsymbol{\delta_y = -3}$)

Source: Research calculations

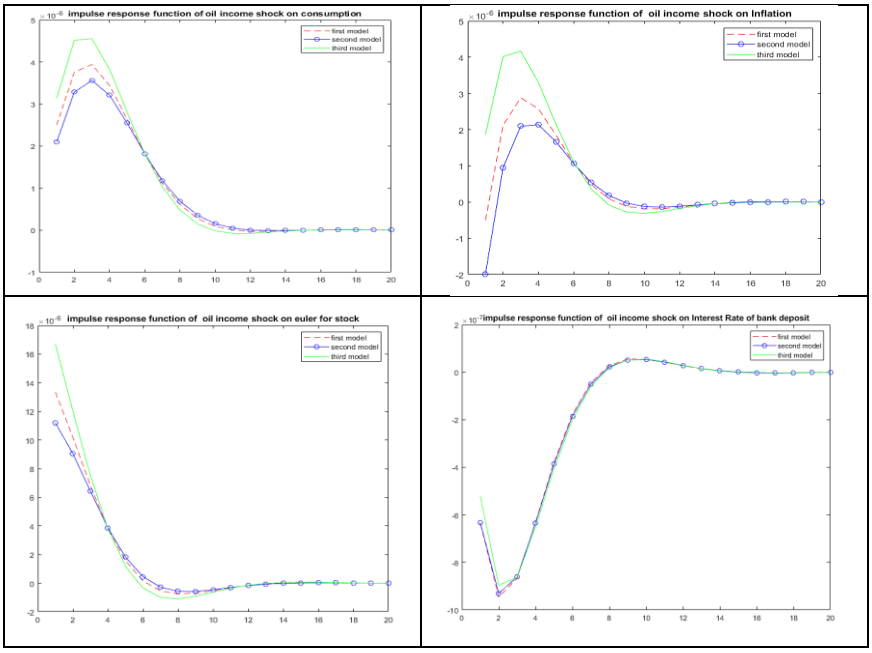
- **تکانه درآمد نفتی**

در مواجهه با تکانه مثبت درآمد نفتی، تورم در مقادیر پایین‌تر ضریب شکاف تولید افزایش و در مقادیر بالاتر آن کاهش می‌یابد. با این حال، شواهد تجربی نشان می‌دهد که پاسخ تورم به شوک درآمد نفتی در مجموع مثبت است (Ahmadi et al., 2025). این تکانه در کوتاه‌مدت موجب کاهش تولید غیرنفتی می‌شود؛ زیرا کاهش تولید، تقاضا برای نیروی کار، دستمزد واقعی و هزینه نهایی را کاهش می‌دهد. در مقابل، مصرف و تقاضای پول افزایش می‌یابد و نرخ بهره دارایی بدون ریسک کاهش پیدا می‌کند. دلیل این امر آن است که شوک قیمت نفت موجب افزایش درآمدهای ارزی دولت می‌شود و در نتیجه دولت بانک مرکزی را

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

ملزم به تأمین منابع ریالی بودجه می‌کند؛ بنابراین با افزایش حجم پول و مخارج دولت، نرخ بهره دارایی بدون ریسک کاهش می‌یابد.

در ادامه، این شوک از طریق افزایش تولید کل اقتصاد می‌تواند منجر به کاهش تورم و حجم پول شود. همچنین تکانه درآمد نفتی با تأثیرگذاری بر تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی، موجب افزایش انباشت سرمایه و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شده و شاخص قیمت سهام را افزایش می‌دهد. در نتیجه، با افزایش بازدهی سهام، صرف سهام مثبت در کوتاه‌مدت و میان‌مدت ایجاد می‌شود. در این میان، کوواریانس مثبت میان مصرف و بازده سهام نیز می‌تواند توضیح‌دهنده این صرف سهام مثبت باشد. اگرچه در ضریب شکاف تولید بالاتر ($\delta_y = -1$)، صرف سهام مثبت کمتری نسبت به ضریب شکاف تولید پایین‌تر ($\delta_y = -3$) تولید می‌شود؛ اما از آنجایی‌که نوسانات مصرف کمتر و ریسک‌گریزی بالاتر در ضریب شکاف تولید بالاتر مشاهده می‌گردد، این نتیجه مطابق یافته مدل C-CAPM بوده که می‌تواند معمای صرف سهام در ایران را در کوتاه‌مدت و میان‌مدت توضیح دهد.



نمودار ۴. توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی شده مدل دربرابر تکانه درآمد نفتی در مقادیر مختلف ضریب شکاف تولید (مدل(۱): $\delta_y = -1.70$ ؛ مدل (۲): $\delta_y = -1$ و مدل (۳): $\delta_y = -3$)

مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 4. The response functions of the simulated variables of the model to the Oil income shock in different values of the production gap coefficient (model (1): $\delta_y = -1.70$; model (2): $\delta_y = -1$ and model (3): $\delta_y = -3$)

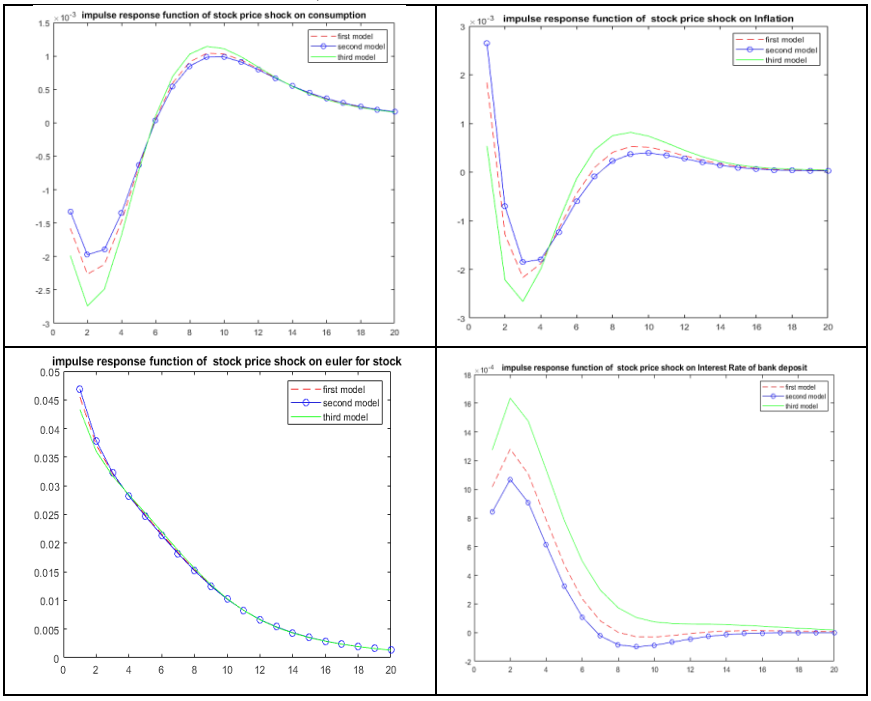
Source: Research calculations

- تکانه قیمت سهام

اگر تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به شاخص کل قیمت سهام وارد شود، سود بنگاه واسطه‌ای، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و تولید افزایش می‌یابد. اگرچه این تکانه در ابتدا موجب کاهش مصرف می‌شود، اما اثر نهایی آن افزایش مصرف است. این تکانه پس از افزایش آنی در تورم، در کوتاه‌مدت (تا حدود چهار دوره) اثر منفی بر تورم، تقاضا برای پول و رشد حجم پول دارد (Bayat et al., 2015). با این حال، پس از گذشت چهار دوره، تورم روندی افزایشی پیدا می‌کند و به دنبال افزایش تورم، تقاضا برای پول و حجم پول نیز افزایش می‌یابد.

این تکانه در میان‌مدت و بلندمدت تا رسیدن به وضعیت تعادل باثبات در مقدار ضریب شکاف تولید بالاتر($\delta_y = -1$)، بازدهی سهام بالاتری را نسبت به بازدهی دارایی بدون

ریسک به ارمغان می‌آورد که صرف سهام مثبتی را ایجاد می‌کند. صرف حاصل شده با نوسانات کمتر مصرف و ریسک گریزی بالاتر افراد همراه بوده است بنابراین با یافته‌ی مدل C-CAPM مغایرتی نداشته و می‌تواند معمای صرف سهام در ایران را توضیح بدهد.



نمودار ۵. توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی شده مدل دربرابر تکانه قیمت سهام در مقادیر مختلف ضریب شکاف تولید (مدل(۱): $\boldsymbol{\delta_y = -1.70}$ ؛ مدل (۲): $\boldsymbol{\delta_y = -1}$ و مدل (۳): $\boldsymbol{\delta_y = -3}$)

مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 5. The response functions of the simulated variables of the model to the Stock price shock in different values of the production gap coefficient (model (1): $\delta_y = -1.70$; model (2): $\delta_y = -1$ and model (3): $\delta_y = -3$)

Source: Research calculations

۵- نتیجه‌گیری

هدف مطالعه‌ی حاضر بررسی معمای صرف سهام در ایران می‌باشد. این مطالعه با تمرکز بر ارتباط بین بخش حقیقی و مالی، به تصریح یک مدل DSGE منطبق با شرایط اقتصاد ایران پرداخت؛ نتایج نشان داد که تکانه‌های مثبت فنآوری، درآمد نفتی و قیمت سهام در مقدار ضریب شکاف تولید بالاتر($\delta_y = -1$)، نوسانات کمتری را در مصرف نسبت به دارایی بدون

ریسک نشان می‌دهند (نوسان کمتر مصرف ناشی از ریسک‌گریز بودن بالای افراد و وجود عادات مصرفی است)؛ مطابق نتایج در مقدار ضریب شکاف تولید بالا، تکانه‌های مثبت فنآوری و قیمت سهام در میان‌مدت و بلندمدت، تکانه مثبت درآمد نفتی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت و تکانه مثبت عرضه پول در کوتاه‌مدت با ایجاد بازدهی سهام بالاتر از دارایی بدون ریسک، صرف سهام مثبتی را تولید می‌کنند که می‌تواند معمای صرف سهام در ایران را توضیح بدهد؛ این نتایج با یافته‌ی مدل C-CAPM مهرا و پرسکات سازگار می‌باشد. تئوری بیان می‌کند که صرف سهام مثبت تولید شده با ریسک‌گریزی بالای سرمایه‌گذاران قابل توجیه است، چراکه سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز از نوسان مصرف گریزان بوده و تمایل به هموارسازی مصرف خود با نوسان بالاتر در عرضه نیروی‌کار و یا نرخ دارایی بدون ریسک می‌باشند. لازم به ذکر است تکانه مثبت مخارج دولت بدلیل ایجاد صرف سهام منفی، قادر به توضیح معمای صرف سهام نبود.

مطالعه‌ی حاضر با ۲ توصیه سیاستی همراه است: ۱- توجه به پارامترهای ساختاری همچون عادات مصرفی و ریسک‌گریزی است زیرا خانوارها از مقدار این پارامترها اطلاعات بهتری دارند، عدم توجه سیاست‌گذاران به این پارامترها ممکن است اثر سوعی بر اهداف سیاستی آنها داشته باشد. ۲- اگرچه وجود صرف سهام بالا می‌تواند مشوق خوبی برای سرمایه‌گذاری در دارایی ریسکی نسبت به دارایی بدون ریسک در شرایط نامطمئن است، اما وجود صرف بالا می‌تواند باعث کاهش نااطمینانی و ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران شود بطوری‌که رفتارهای مخاطره آمیزی را در پیش بگیرند؛ از این‌رو سیاست‌گذاران باید در اجرای برنامه‌های اقتصادی خود به نحوی عمل کنند که کمترین نوسان را در شاخص‌های کلان ایجاد نمایند و نااطمینانی در جامعه را کنترل بکنند.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Ahmadi, L., Emami, K., Torabi, T., & Farzinvash, A. (2025). Comparative comparison of the effect of oil shock on macroeconomic variables in

Iran and GCC countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 21(4), 1–38. (in Persian).

Amiri, H., Porjavan, A., & Zahedi, M. (2025). Gold, foreign exchange and Bitcoin as hedge or safe haven for stocks: Evidence from Tehran Stock Exchange (TSE) using Smooth Transition Regression (STR) models. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 21(4), 220–272. (in Persian).

Bayat, M., Afshari, Z., & Tavaklian, H. (2015). Monetary policy and aggregate stock price index in the framework of a DSGE model. *Journal of Economic Research and Policy*, 24(78), 171–206. (in Persian).

Bayat, M. (2016). *Monetary policy and total stock price index in the framework of a DSGE model*. PhD Thesis, Faculty of Social Sciences and Economics, Al-Zahra University. (in Persian).

Bahraminia, I., Abolhasani, A., & Ebrahimi, I. (2017). Neo-Keynesian stochastic dynamic general equilibrium model for Iran's economy considering the housing sector. *Economic Policy Journal*, 10(20), 71–102. (in Persian).

Campbell, J. Y., & Cochrane, J. H. (1999). By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior. *Journal of Political Economy*, 107(2), 205–251.

Campbell, J. Y. (1996). Asset pricing at the millennium. *Journal of Finance*, 55, 1515–1567.

Dunbar, K., & Owusu-Amoako, J. (2021). The impact of hedging on risk-averse agents' output decisions. *Economic Modelling*, 104, 105638.

Erfani, A., Abu Nouri, I., & Safari, S. (2017). Investigating the puzzle of stock exchange in Iran: Bivariate GARCH framework and fuzzy nested virtual variables. Doctoral dissertation, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University. (in Persian).

Ebrahimi, M. (2018). Investigating the impact of macroeconomic variables on Iran's stock market using data mining algorithms. *Financial Economics Journal*, 13(49), 283–309. (in Persian).

Filis, G., Degiannakis, S., & Floros, C. (2011). Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries. *International Review of Financial Analysis*, 20, 152–164.

Fakhrhosseini, F. (2015). A model of real business cycles with habit formation: A solution to the equity premium puzzle. *Journal of Economic Modeling*, 11(3), 141–169. (in Persian).

Fakhrhosseini, F. (2011). Stochastic dynamic general equilibrium model for monetary trade periods of Iranian economy. *Journal of Economic Modeling Research*, 3, 1–28. (in Persian).

Faccini, R., Konstantinidi, E., Skiadopoulos, G., & Sarantopoulou-Chiourea, S. (2018). A new predictor of U.S. real economic activity: The S&P 500 option-implied risk aversion. *Management Science*, 65(10), 1–60.

Guderzi Farahani, Y., Arabi, H., & Adeli, A. (2021). Modeling the role of banking risks in the performance of the banking system and macroeconomic variables with the DSGE approach. *Econometric Modeling Journal*, 6(22), 151–181. (in Persian).

Jones, D. W., Leiby, P. N., & Paik, I. K. (2004). Oil price shocks and the macroeconomy: What has been learned since 1996. *The Energy Journal*, 25(2), 1–32.

Kavand, H. (2008). *Explaining the effects of oil revenues and monetary policies in the form of a real business cycle model for Iran's economy*. PhD Thesis, University of Tehran, Faculty of Economics. (in Persian).

Kaszab, L. (2014). *Fiscal policy at the zero lower bound and in macro-finance models at normal times*. PhD Thesis, Cardiff University.

Kaszab, L., & Marsal, A. (2015). Explaining bond and equity premium puzzles jointly in a DSGE model. *MNB Working Papers*, No. 1.

Keshavarz Haddad, G., & Esfahani, M. (2014). The equity premium puzzle in Tehran Stock Exchange in the framework of random dominance tests. *Iran Economic Research Journal*, 18(56), 1–40. (in Persian).

Menna, L., & Tirelli, P. (2014). The equity premium in a DSGE model with limited asset market participation. University of Milan-Bicocca Working Paper No. 286.

Mohammadzadeh, A., Shahiki Tash, M. N., & Roshan, R. (2014). Investigating the equity premium puzzle in the Iranian economy using the GMM estimation method in the S-CCAPM model. *Journal of Financial Science and Securities Analysis*, 9(32), 15–34. (in Persian).

Mehra, R., & Prescott, E. C. (2003). The equity premium in retrospect. In G. M. Constantinides, M. Harris, & R. Stulz (Eds.), *Handbook of the Economics of Finance*. North-Holland.

Motavaseli, M., Ebrahimi, I., Shahmoradi, A., & Kamijani, A. (2010). Designing a new Keynesian DSGE model for Iran's economy as an oil-exporting country. *Economic Research Quarterly*, 10(4), 5–29. (in Persian).

Martha, L. (2015). Asset price bubbles and monetary policy in a small open economy. *Ensayos Sobre Política Económica*, 14–78.

Pratt, J. W. (1964). Risk aversion in the small and in the large. *Econometrica*, 32(1–2), 122–136.

Rapach, D., & Tan, F. (2019). Bayesian estimation of macro-finance DSGE models with stochastic volatility. SSRN Working Paper 3469356.

Rudebusch, G., & Swanson, E. (2012). The bond premium in a DSGE model with long-run real and nominal risks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(1), 105–143.

Rodnia, M. (2016). *Asset pricing model based on return utility functions: A case study of Iran's capital market*. Doctoral thesis, University of Sistan and Baluchestan. (in Persian).

Sojodi Korabaslu, A., Dai Karimzadeh, S., & Sharifi Renani, H. (2021). Analysis of the shock response of government consumption expenditure impulses on macroeconomic variables (case study: oil and non-oil developing countries). *Journal of Economic Policy Research*, 29, 283–311. (in Persian).

Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles. *American Economic Review*, 97(3), 586–606.

Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior toward risk. *Review of Economic Studies*, 25(2), 65–86.

Taghipour, A. (2013). *Setting up the dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model for Iran's economy in order to make policies and predict business cycles*. (in Persian).

Tavaklian, H. (2012). Investigating the New Keynesian Phillips curve in the framework of a stochastic dynamic general equilibrium model for Iran. *Journal of Economic Research*, 47(3), 1–22. (in Persian).

Uhlig, H. (1999). A toolkit for analyzing nonlinear dynamic stochastic models easily. In *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*. Oxford University Press.

Walsh, C. E. (2010). *Monetary theory and policy*. MIT Press.

Zare Joneghani, S., Sahabi, B., Heydari, H., & Zolfaghari, M. (2023). Does the equity premium puzzle exist in Iran? *Iranian Economic Review*.

Zainaldini, Sh., Karimi, M. S., & Khanzadi, A. (2018). Investigating the effect of oil price shocks on the performance of the Iranian stock market. *Financial Economics Quarterly*, 14(50), 145–161. (in Persian).



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

بررسی تأثیر شوک‌های استرس مالی بر نااطمینانی اقتصادی: رویکرد غیرخطی TVAR

علی رضازاده*، شهاب جهانگیری**، فاروق محمودی رزگه***

** دانشیار اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسنده‌ی مسئول).*

*** دانشیار اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده ی اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.*

**** دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده ی اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۹ فروردین ۱۴۰۳
تاریخ بازنگری: ۱۱ مهر ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش: ۷ آبان ۱۴۰۳

طبقه‌بندی JEL: C32, E44, G01

واژگان کلیدی:
استرس مالی، نااطمینانی اقتصادی، روش غیر خطی TVAR

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: a.rezazadeh@urmia.ac.ir
0000-0003-4165-1523

آدرس پستی:
استان آذربایجان غربی – ارومیه،کیلومتر ۱۱ جاده سرو - دانشگاه ارومیه، شماره تلفنخانه : ۴۳-۳۲۷۵۲۷۴۱-۰۴۴، کدپستی : ۵۷۵۶۱۵۱۸۱۸

چکیده

هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی تأثیر شوک‌های استرس مالی بر نااطمینانی اقتصادی در ایران طی دوره زمانی۱۴۰۰:۴-۱۳۷۰:۱ در چارچوب روش غیرخطی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) می‌باشد. بر اساس آزمون‌های آستانه‌ای و متغیر میانگین متحرک، استرس مالی با یک وقفه به عنوان متغیر آستانه در سه مدل تعیین شده است و وقفه بهینه مدل VAR بر اساس متغیر آستانه در مدل اول و دوم با وقفه ۲ و مدل سوم با وقفه یک تعیین شد.

همچنین با تعیین مقدار آستانه‌ای ۲۴/۶۸۹ درصد در مدل اول با متغیر وابسته تفاضل لگاریتم تولید صنعتی، مقدار آستانه‌ای ۲۴/۶۸۹ درصد در مدل دوم با متغیر وابسته تورم و مقدار آستانه‌ای ۶۱/۲۲۳- درصد در مدل سوم با متغیر وابسته تفاضل لگاریتم حجم پول، مدل TVAR دورژیمی به عنوان مدل بهینه جهت برآورد مد نظر قرار گرفت. تخمین مدل TVAR با متغیر آستانه استرس مالی و استخراج توابع عکس‌العمل آنی حاکی از آن است که در رژیم استرس مالی پایین، افزایش استرس مالی موجب افزایش تولید صنعتی، کاهش تورم و افزایش حجم پول می‌شود، یعنی در استرس مالی پایین نااطمینانی اقتصادی کاهش می‌یابد. در رژیم استرس مالی بالا هم نتایج بیانگر این است که افزایش استرس مالی، منجر به کاهش تولید صنعتی، افزایش تورم و کاهش حجم پول می‌شود، یعنی در استرس مالی بالا هم نااطمینانی اقتصادی افزایش پیدا می‌کند. با توجه به نتایج می‌توان گفت در شرایط مختلف مالی، استرس مالی تأثیر متفاوتی بر نااطمینانی اقتصادی در ایران دارد.

ارجاع به مقاله:
رضازاده، علی.، جهانگیری، شهاب.، محمودی رزگه، فاروق. (۱۴۰۵). بررسی تأثیر شوک‌های استرس مالی بر نااطمینانی اقتصادی: رویکرد غیرخطی TVAR. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۳(۱)، ۲۹۲-۲۶۲.

10.22055/jqe.2024.46557.2619

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

استرس مالی به وضعیت بی‌ثباتی یا تنش در بازارهای مالی اشاره دارد (Balakrishnan, Kremer, Lo Duca & Hollo, 2012؛ Danninger, Elekdag & Tytell, 2011). مفهومی که برای اولین بار توسط اقتصاددانان کانادایی Illing & Liu (2003) ارائه شد، به عنوان نیرویی تفسیر می‌شود که به دلیل نااطمینانی و تغییرات در زیان‌های مورد انتظار در بازارهای مالی و مؤسسات مالی بر واحدهای اقتصادی اعمال می‌شود. افزایش استرس مالی می‌تواند سیستم مالی را بی‌ثبات کند و منجر به اثرات سرریز و خطرات سیستمی شود و به شیوع بحران مالی کمک کند (Illing & Liu, 2003). با پیشرفت مستمر یکپارچگی مالی، انتقال و انتشار فراملی ریسک‌های مالی شتاب می‌گیرد و آسیب‌پذیری بحران‌های مالی را که از جاهای دیگر سرچشمه می‌گیرد، افزایش می‌دهد (Stulz, 2005; Long & Li, 2023).

پس از بحران مالی ۲۰۰۸ و رکود بزرگ، علاقه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران به طور قابل توجهی بر تجزیه و تحلیل ابزارها و تکنیک‌های ارزیابی نقاط قوت و آسیب‌پذیری سیستم‌های مالی و به ویژه بر اندازه‌گیری نااطمینانی مالی و تأثیر آن بر اقتصاد متمرکز شده است. با این حال، قبل از بحران نیز، دوره‌های بی‌ثباتی مالی بیانگر اهمیت نظارت مستمر بر سیستم‌های مالی برای جلوگیری از بحران‌ها می‌باشد. به طور مثال، صندوق بین‌المللی پول، مجموعه وسیعی از متغیرهای احتیاطی و کلان اقتصادی را (که به ارزیابی سلامت مالی مرتبط هستند) شناسایی کرده است، که بعداً به زیرمجموعه‌ای شامل ترازنامه کل بانکی و اطلاعات صورت سود و زیان و شاخص‌های کل شکنندگی مالی شرکت‌های غیرمالی و بازارهای مالی غیربانکی کاهش یافت. این شاخص‌ها به عنوان شاخص‌های سلامت مالی شناخته می‌شوند و اخیراً با توجه به توانایی آنها در پیش‌بینی مشکلات بخش مالی مورد بررسی قرار گرفته‌اند (Fortin, Hlouskova, & Sögner, 2023).

تغییرات احتمالی در وضعیت شرایط مالی می‌تواند سیگنال‌های قوی در مورد فعالیت‌های اقتصادی آینده ارائه دهد. همانطور که قبل از بحران مالی جهانی مشاهده می‌شود، شکنندگی مالی به عنوان میزانی درک می‌شود که اصطکاک مالی می‌تواند اثر مخرب شوک‌ها را بر فعالیت اقتصادی افزایش دهد. به عنوان مثال، افزایش احتمالی در اسپرد اعتبار شرکت‌ها به عنوان اصلی‌ترین اصطکاک مالی مطرح می‌شود. افزایش اسپرد اعتبار، پرداخت حقوق صاحبان سهام و خرید بدهی را کاهش می‌دهد، در نتیجه موجب کاهش نیروی کار استخدامی و تولید کل می‌شود (Arellano, Bai & Mihalache, 2018). از

یک طرف، بحران‌های بخش مالی شامل ریسک‌های سرریز بین‌المللی قابل توجهی است که مستقیماً جامعه مالی جهانی را درگیر می‌کند. در مواجهه با این تحولات، اصطکاک‌های مالی و شوک‌های نااطمینانی اخیراً به عنوان منبع اصلی چرخه‌های اقتصادی در ادبیات برجسته شده‌اند (Gilchrist, Sim & Zakrajšek, 2014; Balcilar, Gupta & Segnon, 2016 Caggiano, Castelnuovo & Figueres., Zetlin-Jones & Shourideh, 2017; 2020;). از سوی دیگر، می‌توان استدلال کرد که وقتی آسیب‌پذیری‌های مالی جهانی به شدت افزایش می‌یابد، افزایش نااطمینانی در این محیط شکننده خطرات نزولی قابل‌توجهی را برای رشد به دنبال دارد. علاوه بر این، اثرات احتمالی شوک نااطمینانی مالی بر اقتصاد واقعی ممکن است بسته به شرایط بازارهای مالی متفاوت باشد. در این دیدگاه، ادبیات رو به رشدی منابع چرخه اقتصادی را با ایجاد ارتباط بین بازارهای اعتباری و انتشار نااطمینانی بررسی می‌کنند (Arellano, Bai, & Kehoe, 2019; Alessandri & Mumtaz, 2019; Balcilar, Gupta & Kisten, 2020a; Balcilar, Ozdemir, Ozdemir, Aygun & Wohar, 2022).

تعدادی از مطالعات هم از جمله Colombo (2013) و Rezazadeh & (2019) Fallah از مدل خودرگرسیون برداری مرسوم (VAR) برای بررسی تأثیر استرس مالی بر نااطمینانی اقتصادی استفاده کردند، که ممکن است به دلیل شرایط مختلف مالی با موانعی روبرو شود و با توجه به وجود شکست‌های ساختاری، تکنیک‌های مدل‌سازی خطی تحلیل نادرستی ارائه دهند زیرا فرض تقارن در باقیمانده‌های تعادل دینامیکی غیرعملی است. از این رو، یک آزمون هم‌انباشتگی مبتنی بر یک VAR خطی (یک رژیم) در طول انتقال از استرس مالی پایین به بالا، یا برعکس بی‌اثر است. برای پرداختن به این موضوع، با استفاده از مدل رگرسیون آستانه‌ای که توسط Hansen (2000) توسعه یافته، اثر غیرخطی استرس مالی بر نااطمینانی اقتصادی بررسی می‌شود. رویکرد مدل آستانه می‌تواند فرآیند را فوراً از طریق شرایط مختلف بازارهای مالی که دارای الگوهای متمایزی مانند استرس مالی پایین - بالا است، ثبت کند. هر مرحله دینامیک منحصر به فرد خود را اجرا می‌کند، این تغییر ساختاری مستقیماً بر نااطمینانی اقتصادی در شرایط مختلف بازارهای مالی تأثیر می‌گذارد. علاوه‌براین، سیاست‌گذاران نمی‌توانند به طور کامل جهت چنین فرآیندهای جستجوی بازار محور را پیش‌بینی کنند. بنابراین، رژیم‌های مالی به عنوان یک متغیر شرایط مختلف بازارهای مالی همراه با ساختار خودرگرسیون آستانه‌ای با استفاده از متغیرهای بی‌ثباتی مالی مشاهده

شده تشکیل خواهد شد. در نهایت، می‌توان پیش‌بینی‌های دقیق‌تری، به‌ویژه در نقاط عطف و تأثیر پویایی را در مراحل شرایط مختلف بازارهای مالی تجزیه و تحلیل کرد.

در راستای مطالب فوق، می‌توان استدلال کرد که ممکن است استرس مالی در شرایط مختلف بازارهای مالی (استرس مالی پایین -بالا) اثر قابل توجهی بر نااطمینانی اقتصادی داشته باشد و آگاهی از این موضوع و میزان آن از اهمیت زیادی برای برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران برخوردار است. از سوی دیگر، این اثرگذاری لزوماً به صورت خطی نبوده و می‌تواند به صورت غیرخطی اتفاق بیفتد و این ارتباط در بیشتر مطالعات در نظر گرفته نشده است. لذا چگونگی تأثیرگذاری استرس مالی بر نااطمینانی افتصادی نیازمند بررسی تجربی در ایران است. برای این منظور، مطالعه حاضر به بررسی تأثیر استرس مالی بر شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی شامل تولید صنعتی، حجم پول و تورم با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره‌ی زمانی ۱۴۰۰:۴-۱۳۷۰:۱می‌پردازد. در این راستا ابتدا مبانی نظری مرتبط با موضوع بررسی می‌شود و سپس به مرور برخی از مطالعات مرتبط پرداخته خواهد شد. در ادامه نیز مدل معرفی شده برآورد و تجزیه و تحلیل شده و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری

بخش مالی بخشی جدایی‌ناپذیر از اقتصاد هر کشوری است زیرا نقشی حیاتی در تخصیص منابع سرمایه، نظارت بر سرمایه گذاری‌ها، تسهیل تجارت و ارتقای مدیریت ریسک ایفا می‌کند. بنابراین هرگونه نقص در سیستم مالی می‌تواند اثرات مخربی بر اقتصاد داشته باشد. استرس مالی یکی از انواع این سوء عملکرد است، زیرا اغلب با کاهش در دسترس بودن اعتبار و هزینه‌های بالاتر واسطه‌گری مالی به دلیل افزایش اصطکاک و عدم تقارن اطلاعاتی در بازارهای مالی همراه است (Hakkio & Keeton, 2009). ادبیات قبلی نشان داده است که استرس مالی می‌تواند بر جنبه‌های متعددی از اقتصاد تأثیر منفی بگذارد. به عنوان مثال، می‌تواند اقتصاد را به یک وضعیت نااطمینانی سوق دهد (Davig & Hakkio, 2010) و موجب افزایش نوسانات تولید (Mallick & Sousa, 2013)، کاهش تجارت (Choudhry & Hassan, 2015)، یا کاهش جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شود (Stoddard & Noy, 2015; Nguyen & Duong, 2014).

علاوه‌براین، به عنوان یک وضعیت ریسک مالی معمولی، استرس مالی (یا بی‌ثباتی مالی) می‌تواند فعالیت اقتصادی را از طریق کانال‌های مختلف تحت تاثیر قرار دهد (Lo

(Peltonen&Duca, 2011). به طور کلی، استرس مالی به عنوان افزایش کل استرس با زیان مالی مورد انتظار، با ریسک یا نااطمینانی، وضعیت فعلی بی‌ثباتی مشابه ریسک سیستم تفسیر شده است (Ying& Illing, 2006). شرایط استرس مالی برای طراحی و اجرای بهینه سیاست مهم هستند و یک شاخص استرس مالی اطلاعات ارزشمندی را به عنوان یک شاخص ارتقا یافته[1] ارائه می دهد و می‌تواند به تنظیم دقیق سیاست اقتصادی کمک کند (Cevik, Dibooglu & Kenc, 2016).

از لحاظ نظری، دو مفهوم مرتبط وجود دارد که ارتباط بین استرس مالی و فعالیت اقتصادی در بخش واقعی را روشن می‌کند. مفهوم اول مربوط به «گزینه‌های واقعی» است که نااطمینانی را در فرآیند تصمیم‌گیری مالی در نظر می‌گیرند (به عنوان مثال، آیا سرمایه‌گذاری را اکنون انجام داد یا تصمیم را تا زمانی که مه نااطمینانی برطرف شود به تعویق انداخت). مفهوم دوم یا مکتب فکری مربوط به پرداختن به این موضوع است که چگونه افزایش وخامت شرایط مالی که در استرس مالی تجلی یافته است، با گره زدن مستقیم و مشروط کردن هزینه وام گرفتن به وضعیت مالی شرکت‌های وام‌گیرنده، بر اقتصاد واقعی تأثیر می‌گذارد. مکتب فکری دوم بحث خود را در مفهوم "شتاب دهنده مالی" دنبال می‌کند. این شتاب دهنده نشان می‌دهد که چگونه بدتر شدن وضعیت مالی بنگاهها منجر به هزینه استقراض وجوه مورد نیاز شده و به طور همزمان منجر به کاهش سرمایه گذاری می‌شود که سود و وضعیت مالی شرکت‌ها را کاهش می‌دهد (Davig & Hakkio, 2010).

به طور خلاصه، هر دو گزینه واقعی و شتاب دهنده مالی، تئوری‌ها به صراحت نشان می‌دهند که کاهش فعالیت اقتصادی می‌تواند نتیجه استرس مالی بالا باشد، همانطور که در درجه اول در نااطمینانی بالا، آشکار و منعکس می‌شود. همزمان، در این زمینه، تحلیل استرس مالی، نااطمینانی و فعالیت اقتصادی از اهمیت زیادی برخوردار است. نکته بعدی اندازه‌گیری مناسب متغیرهای مورد علاقه و ابزارهای تجربی است که برای این منظور مورد استفاده قرار می‌گیرد. به ویژه، از آنجایی که بسیاری از مطالعات قبلی که استرس مالی را رد کرده و صرفاً بر موضوع رابطه بین نااطمینانی و اقتصاد کلان تمرکز کرده اند، بی‌نتیجه بوده است (Degiannakis, Filis, & Sangyup, 2017 Hassett & Sullivan, 2016 Palaiodimos, 2017;). با این وجود، وقتی نوبت به تجزیه و تحلیل پیامدهای نااطمینانی می‌رسد، داشتن اندازه‌گیری مناسب آن ضروری است. به عنوان مثال، Michelle & Jon

[1] heightened index

(2015) شاخص‌های جدیدی از نااطمینانی اقتصادی عمومی و سیاست‌های خاص را ایجاد کرد. نتایج حاکی از آن است که شوک‌های نااطمینانی عمومی و سیاست‌گذاری، علت فعالیت اقتصادی راکد هستند. با این وجود، این شوک‌ها همچنین منجر به افزایش نوسانات بازار سهام و کاهش بازده بازار می‌شوند.. در این زمینه، شین و همکاران[۲] (۲۰۱۷) هم بیان می‌کنند که دیدگاه‌های روزنامه‌نگاری درباره نااطمینانی می‌تواند در بین کشورها کاملاً متفاوت باشد و از این رو باید در مورد استفاده از معیارهای مبتنی بر اخبار محتاط بود (Tiwari, Nasir & Shahbaz, 2020; Shin, Zhang, Zhong & Lee, 2017).

۳- پیشینه مطالعات

از زمان بحران مالی جهانی، بسیاری از محققان بر تأثیر استرس مالی بر فعالیت‌های اقتصادی تأکید کرده‌اند. بسیاری از محققان به دنبال تعیین اثرات استرس مالی بر فعالیت های اقتصادی بوده‌اند. هاکیو و کیتون[۳] (۲۰۰۹) و کاردارلی، الکداگ و لال[٤] (۲۰۱۱) به بررسی رابطه بین استرس مالی و فعالیت اقتصادی در ۱۷ کشور پیشرفته پرداختند و دریافتند که استرس مالی اثرات منفی بر فعالیت اقتصادی دارد(Hakkio & Keeton, 2009 و Cardarelli et al., 2011). میتنیک و سملر[٥] (۲۰۱۳) رابطه بین استرس مالی و فعالیت اقتصادی را با رویکرد VAR چند رژیمی[٦] (MVAR) برای ایالات متحده، بریتانیا و چهار کشور عمده منطقه یورو تجزیه و تحلیل کردند. نتایج توابع عکس‌العمل نشان می‌دهد که بزرگی و اندازه شوک‌ها به وضعیت فعلی اقتصاد بستگی دارد. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌هایی که استرس مالی را افزایش می‌دهند، تأثیر بیشتری بر فعالیت‌های اقتصادی در زمان‌های استرس بالا نسبت به زمان استرس کم دارند. این نتایج همچنین بیانگر این است که شوک‌های منفی بزرگ به استرس مالی اثرات مثبت زیادی بر فعالیت واقعی در زمان‌های استرس مالی بالا دارد و از ایده اقدامات سیاست پولی «غیرسنتی[۷]» در سناریوهایی با استرس مالی بالا حمایت می‌کند(Mittnik & Semmler, 2013). لیوو، لیا و هوانگ[۸] (۲۰۱۸) هم

---

[2] Shin et al
[3] Hakkio & Keeton
[4] Cardarelli, Elekdag & Lall
[5] Mittnik & Semmler
[6] Multi Regime VAR (MVAR) Approach
[7] Nontraditional
[8] Liow, Liao & Huang

نشان می‌دهند که بخش عمده‌ای از استرس بازار مالی و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی ناشی از سرریزهای بین‌المللی است(Liow et al., 2018). در مطالعه‌ای دیگر هوانگ، لیو و وانگ[9] (۲۰۲۱) از یک مدل MVAR برای بررسی اثرات نامتقارن و غیرخطی استرس مالی بر اقتصاد واقعی چین تحت رژیم‌های استرس مالی بالا و استرس مالی کم استفاده کرده‌اند.

نتایج حاکی از آن است که اقتصاد واقعی چین به شدت به شوک استرس مالی در رژیم‌های استرس مالی بالا نسبت به رژیم‌های استرس مالی کم واکنش نشان می‌دهد. یافته‌های نامتقارن بیانگر این است که واکنش به شوک استرس مالی مثبت به طور نامتناسبی با افزایش بزرگی شوک قوی‌تر می‌شود، اما شوک منفی چنین اثر تقویتی ندارد. نتایج حاکی از آن است که یک بحران مالی جدی آسیب به اقتصاد واقعی چین را تشدید می‌کند(Hueng et al., 2021). آپوستولاکیس، فلوروس، گیکلاس و ووهار[10] (۲۰۲۱) هم نشان می‌دهند که در طول همه‌گیری کووید-۱۹، سرریزها به طور قابل‌توجهی افزایش یافته‌اند، اما از سطح بحران‌های مالی جهانی در سال ۲۰۰۷ فراتر نرفته‌اند. همچنین بیان می‌کنند که، نااطمینانی قیمت نفت با استرس مالی بالاتر در برخی از کشورهای G7 ارتباط دارد، در حالی که به نااطمینانی سیاست اقتصادی مربوط نمی‌شود (Apostolakis et al., 2021). در مطالعه‌ای دیگر فان، آیکه، شرما و افندی[11] (۲۰۲۱) بیان می‌کنند که نااطمینانی سیاست اقتصادی تأثیر منفی بر ثبات مالی در کشورهایی با رقابت بالاتر، سرمایه نظارتی پایین‌تر و سیستم‌های مالی کوچک‌تر دارد(Phan et al., 2021). بالسیلار و همکاران[12] (۲۰۲۲) هم نشان می‌دهند که اوج انقباض در تولید صنعتی منطقه یورو به دلیل شوک‌های بی‌ثباتی در طول یک بحران مالی تقریباً چهار برابر بیشتر از اوج انقباض در زمان‌های عادی است. شوک‌های مالی ایالات متحده یک اثر سرریز نامتقارن تأثیرگذار بر منطقه یورو دارد. علاوه بر این، برآوردها نشان می‌دهد که بانک مرکزی اروپا (ECB) در اجرای یک سیاست پولی در برابر شوک‌های نااطمینانی در حالی که سیاست‌های پولی جنگ طلبانه در برابر شوک‌های مالی را اتخاذ می‌کند، محتاطتر است. در مقابل، فدرال رزرو در هنگام افزایش نااطمینانی، سیاست پولی جنگ طلبانه‌تری را اتخاذ می‌کند، در حالی‌که زمانی که استرس مالی در اقتصاد افزایش می‌یابد، با ثبات‌تر عمل می‌کند(Balcilar et al., 2022) . در

[9] Hueng, Liu & Wang
[10] ostolakis, Floros, Gkillas & Wohar
[11] Phan, Iyke, Sharma & Affandi
[12] Balcilar et al

مطالعه‌ای هم رونکاگلیولو و بلاس[۱۳] (۲۰۲۲) با بررسی تفاوت‌های تاثیر استرس مالی در اقتصادهای پیشرفته و نوظهور بیان می‌کنند که تأثیر شوک‌های استرس مالی بر رشد اقتصادی اقتصادهای پیشرفته بیشتر است و نرخ بهره بین بانکی تحت تأثیر استرس مالی در اقتصادهای نوظهور می‌باشد(Valerio Roncagliolo & Blas, 2022).

کسال[۱۴] (۲۰۲۳) هم نشان می‌دهد که شوک مثبت استرس مالی برای فعالیت اقتصادی مضر است زیرا بدهی دولت را افزایش می‌دهد. همچنین بیان می‌کند که شوک مثبت بدهی دولت استرس مالی را افزایش می‌دهد. علاوه براین با کمال تعجب، بدهی دولت و استرس مالی در واکنش به شوک مثبت در فعالیت اقتصادی کاهش می‌یابد (Kasal, 2023). فورتین و همکاران[۱۵] (۲۰۲۳) بیان می‌کنند که بی‌ثباتی‌های مالی و اقتصادی جهانی اثرات منفی قابل توجهی بر تولید صنعتی محلی، اشتغال و بازار سهام دارند، همچنین نشان می‌دهند که بی‌ثباتی مالی به طور قابل توجهی پیش‌بینی‌های بازار سهام را از نظر معیارهای مبتنی بر سود بهبود می‌بخشد، در حالی که نااطمینان اقتصادی به طور کلی بینش بیشتری را هنگام پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی می‌دهد(Fortin et al., 2023). در مطالعه‌ای دیگر بویسی، کولارد، مانیا و شاپیرو[۱۶] (۲۰۲۳) نشان می‌دهند که استرس مالی، زمانی که تورم مبتنی بر عرضه است، افزایش می‌یابد، اما زمانی که تورم مبتنی بر تقاضا باشد، کاهش پیدا می‌کند. این نتایج به تنش خاصی بین ثبات قیمت و ثبات مالی، زمانی که تورم بالا است و عمدتاً مبتنی بر عرضه است، اشاره می‌کند (Boissay et al., 2023). اهیر دل‌آریسیا، فورسری، پاپاجئورگیو و کی[۱۷] (۲۰۲۳) هم نشان می‌دهند که یک رابطه اقتصادی معنی‌دار و پایدار بین استرس مالی و فعالیت‌های اقتصادی وجود دارد، که این اثر در بازارهای نوظهور و اقتصادهای در حال توسعه بیشتر است. همچنین نتایج بیانگر این است که استرس مالی به فعالیت‌های اقتصادی آسیب می‌زند (Ahir et al., 2023). گومز-گونزالس، هیرس-گارزون و اوریبه[۱۸] (۲۰۲۴) هم تأثیر بی‌ثباتی مالی، اقتصاد کلان و سیاست ایالات متحده را بر رشد اعتبار، قیمت سهام، فعالیت اقتصادی، بازده اوراق قرضه و تورم در پنج دریافت

[13] Valerio Roncagliolo & Blas
[14] Kasal
[15] Fortin et al
[16] Boissay, Collard, Manea & Shapiro
[17] Ahir, Dell'Ariccia, Furceri, Papageorgiou & Qi
[18] Gomez-Gonzalez, Hirs-Garzon & Uribe

کننده اصلی سرمایه گذاری خارجی ایالات متحده مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی در چرخه‌های تجاری جهانی، افزایش ابهامات در بخش مالی ایالات متحده با ممانعت از قیمت‌های اعتبار و سهام و محدود کردن فرصت‌های تامین مالی برای شرکت‌ها و خانوارها در سراسر جهان، بر فعالیت‌های اقتصادی جهانی تأثیر منفی می‌گذارد. این امر بر تأثیر قابل توجه بازارهای مالی ایالات متحده بر نوسانات اقتصادی جهانی تأکید می‌کند (Gomez-Gonzalez et al., 2024).

در مطالعات داخلی میرزایی، فلحیی و مشهدیان ملکی (۱۳۹۱) هم با بررسی تأثیر نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ ارز و تورم) بر روی ریسک اعتباری مشتریان حقوقی بانک تجارت نشان می‌دهند که اثر نااطمینانی نرخ ارز و تورم بر روی ریسک اعتباری بانک تجارت مثبت و معنی‌دار است (Mirzaei, Falihi & Mashhadian Maleki, 2011).

انصاری و رضازاده (۱۴۰۱) به بررسی اثرات شوک‌های عدم‌اطمینان خارجی بر اقتصاد کلان ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۹-۱۳٦٤ پرداخته‌اند. نتایج تجربی شواهد قابل توجهی از رابطه کوتاه‌مدت بین انواع شوک‌های عدم اطمینان و اقتصاد کلان ایران ارائه می‌کند. در بلندمدت نیز، نتایج نشان می‌دهد نامرتبط‌ترین پارامتر برروی تولیدات داخل کشور، اخبار اقتصادی مرتبط با دولت آمریکاست و مؤثرترین عامل عدم اطمینان بر اقتصاد کلان ایران، شوک‌های نرخ ارز و بازار نفت است. شوک‌های بازارهای مالی بین المللی به صورت نامتقارن بر حجم پول اثرگذار است و کاهش عدم اطمینان در بازار انرژی ممکن است به افزایش عرضه پول منجر شود (Ansari &Rezazadeh, 2022).

نیکخو، رحمانی و خلیلی (۱۴۰۱) با بررسی نااطمینانی اقتصادکلان و تصمیمات سرمایه‌گذاری بانک‌ها بیان می‌کنند که پراکندگی پرتفوی اعتباری بانک‌ها رابطه معناداری با نااطمینانی اقتصادکلان دارد. به عبارت دیگر، با افزایش نااطمینانی محیط اقتصادکلان و عدم توانایی بانک‌ها در پیش‌بینی بازدهی آتی انواع دارایی‌های مالی به دلیل دریافت علائم منفی، به صورت انقباضی عمل کرده و از نگهداری هر گونه دارایی پر ریسک می‌کاهند و به جای آن ها دارایی‌های مطمئنی که بازدهی آن ها قطعی شده است، نگهداری می کنند. هم چنین، تایید شد که بین ریسک خاص هر بانک و تصمیمات سرمایه‌گذاری آن‌ها رابطه معناداری وجود دارد. به عبارت دیگر، با بزرگتر شدن واریانس شاخص‌های مختص هر بانک، پراکندگی

مقطعی سهم دارایی‌های پر ریسک در پرتفوی اعتباری بانک‌ها افزایش می‌یابد (Nikkho, Rahmani & Khalili, 2022).

احمدی شادمهری، ابراهیمی، شعبانی کوشالشاهی و آجری آیسک (۱۴۰۲) به بررسی تأثیر مستقیم و غیرمستقیم نااطمینانی بر رفتار مصرفی با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای پانل (PTR) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶-۲۰۱۸ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که متغیر نااطمینانی، تأثیر منفی بر لگاریتم مخارج مصرفی سرانه دارد. با افزایش نااطمینانی، نیاز به پس انداز احتیاطی و عدم اطمینان از درآمد موجود در تأمین مالی نیازهای مصرفی، از مخارج مصرفی جاری خواهد کاست. متغیر حجم پول سرانه (به عنوان نماینده ثروت فرد) در هر دو وضعیت، تأثیر مثبتی بر لگاریتم مخارج مصرفی سرانه برجای گذاشت. لگاریتم درآمد سرانه نیز در هر دو وضعیت تأثیر مثبتی بر لگاریتم مخارج مصرفی سرانه دارد (Ahmadi Shadmehri, Ebrahimi, Shabani Koshalshahi & Ajori Ayask, 2023).

حاجی ملا میرزایی، محمودزاده، قویدل و فتح آبادی (۱۴۰۳) با بررسی نااطمینانی سیاست مخارج دولت و فعالیت اقتصادی در ایران نشان می‌دهند که یک تکانه وارده از ناحیه قیمت نفت، به اندازه ۵ درصد باعث افزایش تولید و ۱ درصد افزایش اشتغال می‌شود، همچنین یک تکانه وارده از ناحیه بحران مالی به ترتیب باعث کاهش ۳ درصدی تولید و ۱۲ درصدی اشتغال می‌شود. تکانه وارده از ناحیه نااطمینانی مخارج جاری و عمرانی، باعث کاهش به ترتیب؛ ۱۲ درصدی تولید و ۷ و ۵ درصدی اشتغال می‌شود (Haji Molla Mirzaei, Mahmoudzadeh, Qavidel & Fathabadi, 2023).

بررسی مطالعات صورت گرفته حاکی از آن است که در اکثر این مطالعات رابطه خطی بین بی‌ثباتی مالی و نااطمینانی اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است ولی در این مطالعات ارتباط بین شوک‌های استرس مالی و نااطمینانی اقتصادی به صورت غیرخطی در ایران کمتر مورد توجه قرار گرفته است. همچنین تاکنون در سطح کشور مطالعه‌ای در خصوص تأثیر شوک‌های استرس مالی بر نااطمینانی اقتصادی به صورت غیرخطی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)، صورت نگرفته است، که این دو امر به عنوان نوآوری مطالعه می‌باشند.

٤- روش‌شناسی تحقیق و معرفی مدل

٤-۱- روش *TVAR*

مدل *TVAR* دو رژیمی (با یک حد آستانه‌ای) را می‌توان به صورت **رابطه (۱)** بیان کرد:
این موجک‌ها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$y_t = \begin{cases} \alpha_1 + A_1(L)y_t + \varepsilon_{1t} & \text{if} \quad q_t \le \gamma_1 \\ \alpha_2 + A_2(L)y_t + \varepsilon_{2t} & \text{if} \quad q_t > \gamma_2 \end{cases} \qquad (۱)$$

در **رابطه (۱)** بردار متغیرهای y_t متشکل از تفاضل لگاریتم تولید صنعتی (DLIP)، لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کنند (LCPI) و تفاضل حجم پول (DLM) است. q_t متغیر آستانه‌ای است که در اینجا شاخص استرس مالی (FSI) می‌باشد. در صورتی که شاخص استرس مالی برابر یا کمتر از مقدار آستانه‌ای خود باشد متغیرها در رژیم پایین هستند؛ در غیر این صورت متغیرها در رژیم بالا قرار دارند، بدین منظور سه مدل با سه متغیر وابسته شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی متشکل از تفاضل لگاریتم تولید صنعتی (DLIP)، لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده (LCPI) و تفاضل حجم پول (DLM) در دو رژیم استرس مالی (FSI) پایین و بالا به صورت **رابطه (۱)** تصریح می‌شود. γ_1 و γ_2 مخفف متغیرهای آستانه‌ای و $a_{1,i} = 1,2$ نشان‌دهنده بردار عرض از مبدأها است، درحالی‌که وقفه-چند جمله‌ای $A_i(L) = A_{i1}(L) + A_{i2}(L^2) + \cdots + A_{ip}(L^{2p})$ با ماتریس $4 \times 4p$ که در آن $A = 1, 2, \dots, p$ و L عملگر وقفه می‌باشد. شکل فشرده مدل[19] *TVAR (p)* را می‌توان به صورت **رابطه (۲)** نوشت:

$$y_t = (a_1 + A_{11}(L)y_{t-1} + \cdots + A_{1p}(L)y_{t-p} + \varepsilon_{1t})I(q_t \le \gamma) + (a_2 + A_{21}(L)y_{t-1} + \cdots + A_{2p}(L)y_{t-p} + \varepsilon_{2t})I(q_t > \gamma) \qquad (۲)$$

که در آن $I(.)$ در صورت تخمین زدن شرط مقدار ۱ و در غیر این صورت مقدار صفر را می‌گیرد. با توجه به $\theta = (\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, A_1, A_2, A_3, \gamma_1, \gamma_2)$ به عنوان بردار پارامترهای مربوطه، حداقل مربع معمولی[20] برای به حداقل رساندن **رابطه (۳)** مورد استفاده قرار می‌گیرد:

[19] compact model
[20] Ordinary Least Square

$$\hat{\theta} = \underset{\theta}{\operatorname{argmin}} \left(\sum_{t=1}^{T} \begin{pmatrix} y_t - (\alpha_1 + A_{11}(L)y_{t-1} + \ldots + A_{1p}(L)y_{t-p}) I(q_t \le \gamma) \\ - (\alpha_2 + A_{21}(L)y_{t-p} + \ldots + A_{2p}(L)y_{t-p}) I(q_t > \gamma) \end{pmatrix}^2 \right) \quad (۳)$$

پس از تخمین مدل، توابع عکس‌العمل آنی به تفکیک رژیم‌ها استخراج شده و ضریب استرس مالی در هر رژیم طبق فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$PTC_j = \frac{\sum_{i=t}^{t+j} \Delta p_i}{\sum_{i=t}^{t+j} \Delta e_i} \quad (۴)$$

رابطه (۴) همان نسبت عکس‌العمل انباشته شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی تا دوره **j** به تغییرات انباشته استرس مالی تا آن دوره می‌باشد. مقادیر صورت از مقادیر تجمعی تابع عکس‌العمل شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی نسبت به شوک استرس مالی و مقادیر مخرج از مقادیر تجمعی تابع عکس‌العمل استرس مالی به شوک آن محاسبه می‌شود.

در این مقاله جهت بررسی تأثیر استرس مالی بر نااطمینانی اقتصادی در ایران از روش خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) استفاده شده است. مدل مورد استفاده در مطالعه حاضر، همان مدل مطالعه Balcilar et al, 2022 که جهت محاسبه نااطمینانی‌های اقتصادی از سه متغیر تولید صنعتی، تورم و نرخ بهره استفاده شده، می‌باشد، با این تفاوت که به جای متغیر نرخ بهره (تبیین سیاست پولی)، متغیر حجم پول مورد استفاده قرار گرفته است. دلیل این امر آن است که در ایران، نرخ بهره یک متغیر دستوری است. با توجه به اینکه در اقتصاد ایران، زمانی که نرخ سود بانکی به صورت دستوری تعیین می‌شود، بانک مرکزی از سایر محدودیت‌ها مانند سقف اعتبارات و ... استفاده می‌کند، حجم پول توسط نیروهای بازار تعیین نمی‌شود و همواره عدم تعادلی میان تقاضا و عرضه پول در اقتصاد ایران وجود دارد. به نظر می‌رسد که متغیر هدف میانی که می‌تواند نماینده سیاست پولی ایران باشد، متغیر حجم پول است. بدین منظور سه مدل به صورت **رابطه‌های (۵)، (۶) و (۷)** تصریح می‌شود:

$$Y_t = [DLIP, FSI] \quad (۵)$$

$$Y_t = [LCPI, FSI] \quad (۶)$$

$$Y_t = [DLM, FSI] \quad (۷)$$

که در آن شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی متشکل از سه شاخص: DLIP: تفاضل لگاریتم تولید بخش صنعت بر پایه سال ۱۳۹۰ محاسبه می‌شود.

LCPI: لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده بر پایه سال ۱۳۹۰ محاسبه می‌شود.

DLM: تفاضل لگاریتم حجم پول بر حسب میلیارد ریال محاسبه می‌شود.

FSI: شاخص استرس مالی است که به پیروری از مطالعه کاردارلی و همکاران (۲۰۱۱) شاخص استرس مالی از طریق سه مؤلفه اصلی بدست می‌آید ۱) استرس بانکی: که خود شامل سه جزء است الف) ضریب بتا بخش بانکی نشان‌دهنده ریسک بخش بانکی نسبت به سایر بخش‌های اقتصاد است، که از تقسیم کوواریانس بازدهی شاخص کل بازار سهام r_m و بازدهی شاخص سهام بانکی r_b بر واریانس بازدهی شاخص کل بازار سهام به دست می‌آید که فرمول آن به صورت $\beta = \frac{cov(r_m,r_b)}{varr_m}$ می‌باشد.

ب)اسپرد[۲۱]TED: نرخ اوراق مشارکت منهای نرخ بهره کوتاه‌مدت است، که داده‌های نرخ اوراق مشارکت از سال ۱۳۷۳:۱ تا ۱۴۰۰:۴ است.

ج) ساختار اصطلاح معکوس[۲۲]: نرخ بهره کوتاه‌مدت منهای نرخ بهره بلندمدت (۵ ساله)، که هر دو نشان‌دهنده دسترسی محدود به اعتبار و گریز از نقدینگی توسط وام‌دهندگان و سرمایه گذاران است.

۲) بی‌ثباتی بازار سهام: این مؤلفه هم از سه جزء تشکیل شده است الف) سود اوراق قرضه مشارکت منهای سود اوراق قرضه دولتی(نرخ بهره بلند مدت ۵ ساله)

ب) بازدهی شاخص کل بازار سهام: برای محاسبه بازدهی شاخص کل بازار سهام از فرمول $r_m = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_t}$ استفاده می‌کنیم به‌طوری‌که r_m بازدهی سهام و p_t قیمت سهام یا مقدار شاخص می‌باشد.

ج) نوسانات بازار سهام: به روش GARCH(1,1) محاسبه شده است.

۳) بی‌ثباتی نرخ ارز: نوسانات نرخ ارز به روش GARCH(1,1) محاسبه می‌شود، که می‌تواند نااطمینانی را در اقتصاد افزایش دهد نرخ ارز اسمی بیانگر قیمت داخلی هر واحد پول خارجی است که در این مطالعه قیمت ریالی هر واحد دلار آمریکا مورد استفاده قرار گرفته است[۲۳].

آمار و اطلاعات شاخص‌ها به جز نرخ ارز مؤثر واقعی به صورت سری زمانی فصلی از مجموع سری زمانی بانک مرکزی و داده نرخ ارز مؤثر واقعی هم از صندوق بین‌المللی پول[۲۴] (IMF) استخراج شده است. دوره‌ی زمانی مورد مطالعه ۱۴۰۰:٤-۱۳۷۰:۱ می‌باشد.

---

[21] TED spread

[22] Inverted Term Spread

[۲۳] *نتایج در قسمت یافته‌های تحقیق گزارش شده است.*

[24] International Monetary Fund

۵- یافته‌های تحقیق

۵-۱- نتایج مدل GARGH

مدل GARGH برای نوسانات بازار سهام و نرخ ارز برآورد شده است. قبل از تخمین این الگوها لازم است وجود ناهمسانی واریانس برای متغیرهای مذکور تایید شود. در این راستا آزمون اثرات آرچ برای بررسی واریانس ناهمسانی متغیرها انجام گرفته و نتایج حاصل در **جدول ۱** نمایش داده شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ناهمسانی آرچ
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Table 1. Arch heterogeneity test results
Source: Calculations and research findings

	نتایج متغیر نرخ ارز REER		نتایج متغیر بازار سهام	
F-statistic	۴٫۱۵۵۱	۰٫۰۴۳۷	۵۳٫۱۲۷۳	۰٫۰۰۰
Obs*R-squared	۴٫۰۸۳۵۵	۰٫۰۴۳۳	۳۷٫۳۴۶۸	۰٫۰۰۰

با توجه به نتایج **جدول ۱** وجود ناهمسانی واریانس تأیید شده و می‌توان از الگوهای واریانس ناهمسان شرطی برای بررسی نوسانات یازار سهام و ارز استفاده کرد. نتایج حاصل از تخمین مدل GARCH(1,1) (برای نوسانات بازار سهام و نرخ ارز) به صورت **جدول ۲** نشان داده شده است. فرم عمومی معدله تصریح شده برای محاسبه نوسانات بازر سهام به صورت **رابطه (۸تا۱۱)** و برای محاسبه نوسانات نرخ ارز به صورت **رابطه (۱۲تا۱۵)** است:

$$STOCK = a_0 + a_1 AR_1 \quad (۸)$$

$$h_t^2 = a_0 + a_1 u_{t-1}^2 + \varphi h_{t-1}^2 \quad (۹)$$

$$\text{STOCK}=637.6508+1.066\text{AR} \quad (۱۰)$$

$$h_t^2 = -7.228 + 2.551 u_{t-1}^2 + 0.36 h_{t-1}^2 \quad (۱۱)$$

و

$$\text{REER} = \beta_0 + \beta_1 \text{MA}_2 \quad (۱۲)$$

$$\text{h}_t^2 = \text{a}_0 + \text{a}_1 \text{u}_{t-1}^2 + \varphi \text{h}_{t-1}^2 \quad (۱۳)$$

$$\text{REER}=99.5867+0.4205 \quad (۱۴)$$

$$\text{h}_t^2 = 7.796 + 0.889 \text{u}_{t-1}^2 + 0.23 \text{h}_{t-1}^2 \quad (۱۵)$$

لذا نوسانات بازار سهام و نوسانات نرخ ارز ایران با استفاده از مدل GARCH(1,1) به ترتیب در **رابطه‌های (۸تا۱۱)** و **(۱۲تا۱۵)** محاسبه شده است

جدول ۲. نتایج آزمون گارچ
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Table 2. Garch test results
Source: Calculations and research findings

نوسانات نرخ ارز		نوسانات بازار سهام	
معادله مدل خودرگرسیو			
متغیرها	ضرایب	متغیرها	ضرایب
C	۹۹٫۵۸۶(۰٫۰۰۰)	C	۶۳۷٫۶۵۰(۰٫۰۰۰)
MA (2)	۰٫۴۲۰(۰٫۰۰۰)	AR (1)	۱٫۰۶۶(۰٫۰۰۰)
معادله واریانس پسماندهای مدل خودرگرسیو			
C	۷٫۴۹۶(۰٫۰۲۷)	C	-۷٫۲۲۸(۰٫۹۶۷)
$ut-1^2$	۰٫۸۸۹(۰٫۰۰۶)	$ut-1^2$	۲٫۵۵۱(۰٫۰۰۰)
$ht-1^2$	۰٫۲۳۱(۰٫۰۱۵)	$ht-1^2$	۰٫۳۲۶(۰٫۰۰۰)

۵-۲- بررسی ایستایی متغیرها

در بررسی سری زمانی، قبل از پرداختن به تخمین مدل، لازم است تا ایستایی و مانایی متغیرهای تحقیق آزمون شود. با توجه به اینکه در مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای همه متغیرهای مورد استفاده باید ایستا باشند، بنابراین در صورت ناایستا بودن متغیر، باید از تفاضل آن در مدل‌سازی استفاده کرد.

در **جدول ۳**، نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) جهت بررسی ایستایی متغیرها گزارش شده است. نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که دو متغیر FSIو LCPI سطح ایستا بوده ولی متغیرهای LIP و LM ناایستا و انباشته از مرتبه یک هستند، لذا باید تفاضل مرتبه اول آنها در مدل TVAR مورد استفاده قرار گیرد.

وارد کردن متغیرهای ناایستا در مدل VAR ممکن است به صورت جعلی و کاذب، الگوی غیرخطی ایجاد نماید (Calza and Sousa, 2006). این موضوع می‌تواند شرایط منسجم مورد نیاز برای به دست آوردن مقادیر احتمال شبیه‌سازی شده با استفاده از تکنیک Hansen, 1996 را نقض کند. بنابراین متغیرهای وارد شده در مدل شامل DLIP، DLM، LCPI و FSI می‌باشد که همگی ایستا هستند.

جدول ۳. نتایج آزمون ایستایی متغیرها
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Table 3. The results of the stationarity test of the variables
Source: Calculations and research findings

نام متغیر	حالت با عرض از مبدا در سطح		حالت با عرض از مبدا با یکبار تفاضل‌گیری	
	آماره t	ارزش احتمال	آماره t	ارزش احتمال
LIP	-۱٫۴۷۳۹	۰٫۵۴۳۳	-۳٫۷۰۵۲	۰٫۰۰۵۲
LM	-۱٫۶۶۳۱	۰٫۴۴۷۴	-۱۱٫۰۸۰	۰٫۰۰۰۰
LCPI	**-۳٫۲۷۱۷**	**۰٫۰۱۸۴**	-	-
FSI	**-۳٫۶۶۷۶**	**۰٫۰۰۵۸**	-	-

۵-۳- نتایج روش *TVAR*

۵-۳-۱- آزمون اثرات آستانه‌ای

برای آزمون اثرات آستانه‌ای، سه متغیر اصلی تحقیق یعنی تفاضل تولید صنعتی، تورم و تفاضل حجم پول مد نظر قرار گرفته‌اند. برای دسترسی به نتایج بهتر، از سطوح هموار شده متغیرها در آزمون‌های اثرات آستانه‌ای استفاده شده است. بدین صورت که میانگین متحرک تفاضل تولید با یک وقفه به عنوان متغیر آستانه در سه مدل تعیین شده است و وقفه بهینه مدل VAR بر اساس متغیر آستانه در هر دو مدل اول (مدل اول با متغیر وابسته تفاضل تولید صنعتی و مدل دوم با متغیر وابسته تورم) وقفه ۲ و مدل سوم با متغیر وابسته تفاضل حجم پول وقفه یک تعیین شد. پس بهترین مقدار آکائیک با متغیر آستانه استرس مالی با دو وقفه برای دو مدل اول و با یک وقفه برای مدل سوم که از مقدار آکائیک با متغیر آستانه استرس مالی با یک وقفه کوچکتر بود، به عنوان متغیر آستانه انتخاب شد. نتایج فوق به همراه آزمون‌های سه‌گانه خطی بودن در **جدول ٤** گزارش شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون‌های مدل خودرگرسیون آستانه‌ای (TVAR)
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Table 4. Threshold Autoregression (TVAR) model tests results
Source: Calculations and research findings

متغیرهای وارد شده در مدل اول FSI, DLIP						
متغیر آستانه	مقدار آستانه	مرتبه وقفه مدل VAR	Sup-Wald	Avg-Wald	Exp-Wald	AIC
FSI(t-1)	۰٫۲۴۶۸۹	۱	۶۴٫۰۶۸۴ (۰٫۰۰۶)	۳۲٫۶۶۷۵ (۰٫۰۰۴)	۲۷٫۷۳۱۰ (۰٫۰۰۶)	-۰٫۲۳۶۵۶۹
FSI(t-2)	۰٫۲۴۶۸۹	۲*	۶۱٫۱۳۵۵۸	۳۲٫۹۲۰۳۹	۲۶٫۳۳۲۴۴	-۰٫۳۳۲۰۱۸

	(۰٫۰۰۴)	(۰٫۰۰۶)	(۰٫۰۰۴)			
متغیرهای وارد شده در مدل دوم FSI, LCPI						
-۲٫۴۳۹۲۰۸	۲۴٫۲۸۴۱۵ (۰٫۰۲۶)	۳۴٫۶۵۸۴۹ (۰٫۰۰۲)	۵۵٫۸۹۴۴۳ (۰٫۰۲۶)	۱	۰٫۲۴۶۸۹	FSI(t-1)
-۲٫۵۳۲۰۱۲	۲۶٫۵۱۳۴۳ (۰٫۰۳۶)	۳۴٫۳۶۶۴۳ (۰٫۰۱۸)	۶۱٫۰۲۹۲۸ (۰٫۰۳۸)	۲*	۰٫۲۴۶۸۹	FSI(t-2)
متغیرهای وارد شده در مدل سوم FSI, DLM						
۳٫۹۳۴۱۰۱	۳۳۷۵۵۲۹٫۲۶۸۲۶ (۰٫۰۵۴)	۳۵٫۱۷۴۹۱ (۰٫۰۰۶)	۷۴٫۸۶۷۸۳ (۰٫۰۱۰)	۱*	-۰٫۶۱۲۲۳	FSI(t-1)
۳٫۹۸۲۷۹۸	۴۴٫۸۲۴۰۰ (۰٫۲۱۶)	۴۴٫۵۹۱۵۰ (۰٫۰۰۲)	۹۷٫۰۸۰۸۰ (۰٫۲۱۶)	۲	-۰٫۵۷۴۰۳	FSI(t-2)

نکته: مقادیر داخل پرانتز، بیانگر ارزش احتمال آزمون هستند که با روش هانسن (۱۹۹۶) و با ۱۰۰۰ با رتکرار به دست آمده‌اند.

۵-۳-۲- نتایج مدل‌های *TVAR* دورژیمی

مدل‌های TVAR دورژیمی یا متغیر آستانه تفاضل تولید طی دوره زمانی مورد مطالعه با روش حداقل مربعات برآورد شده و نتایج حاصل در **جدول ۵** نشان داده شده است.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل TVAR با متغیر آستانه‌ای استرس مالی
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Table 5. Estimation results of T VAR model with financial stress threshold variable
Source: Calculations and research findings

مدل اول (متغیر وابسته DLIP**)**		
متغیر	**رژیم پایین** $(FSI_{t-2} \leq 24.689)$	**رژیم بالا** $(FSI_{t-2} > 24.689)$
Constant	۰/۰۷۱۰*** (۰/۰۲۲۳۹)	۰/۰۱۳۷۵ (۰/۰۰۹۳)
DLIP (-1)	-۰/۵۷۲۴۹۷* (۰/۱۶۷۱۸۹)	-۰/۴۵۹۴۷* (۰/۱۱۰۴۸)
DLIP (-2)	-۰/۳۰۳۴۹ (۰/۱۸۲۴۶۹)	-۰/۲۵۶۹۲** (۰/۱۰۹۸۴)
FSI(-1)	۰/۰۰۵۹۴ (۰/۰۱۷۵۴)	۰/۰۰۷۱ (۰/۰۲۸۸)
FSI(-2)	-۰/۰۱۸۹۰ (۰/۰۱۳۹۵)	-۰/۰۰۴۸ (۰/۰۲۷۲)
مدل دوم (متغیر وابسته LCPI**)**		

متغیر	رژیم پایین ($FSI_{t-2} \leq 24.689$)	رژیم بالا ($FSI_{t-2} > 24.689$)
Constant	۰/۰۴۵۸* (۰/۰۱۰۸)	۰/۰۴۴۴* (۰/۰۱۰۹)
LCPI(-1)	۱/۳۹۵۰* (۰/۰۸۷۰)	۱/۳۹۰۵* (۰/۰۸۷۳)
LCPI(-2)	-۰/۴۰۰۳* (۰/۰۸۶۳)	-۰/۳۹۵۳* (۰/۰۸۷۱)
FSI(-1)	-۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۸۵)	۰/۰۰۱۱ (۰/۰۰۸۶)
FSI(-2)	-۰/۰۰۱۲ (۰/۰۰۸۲)	-۰/۰۰۰۶ (۰/۰۰۸۳)
مدل سوم (متغیر وابسته DLM)		
متغیر	**رژیم پایین ($FSI_{t-1} \leq -61.223$)**	**رژیم بالا ($FSI_{t-1} > -61.223$)**
Constant	۰/۰۸۲۸۴۲ (۰/۰۰۸۳)	-۰/۹۸۵۰۸۸ (۰/۸۱۱۲)
DLM(-1)	-۰/۴۸۲۶۹۶۸* (۰/۰۸۸۰۹)	-۰/۱۰۲۰۴ (۰/۲۳۶۵۷)
FSI (-1)	۰/۰۰۸۷۱ (۰/۰۰۶۸)	-۰/۵۰۹۸۷۲ (۰/۵۴۱۲۲۵)

نکته: مقادیر داخل پرانتز مقدار انحراف استاندارد ضریب برآورد شده را نشان می‌دهند؛ *، **، *** به ترتیب معنی‌دار در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.

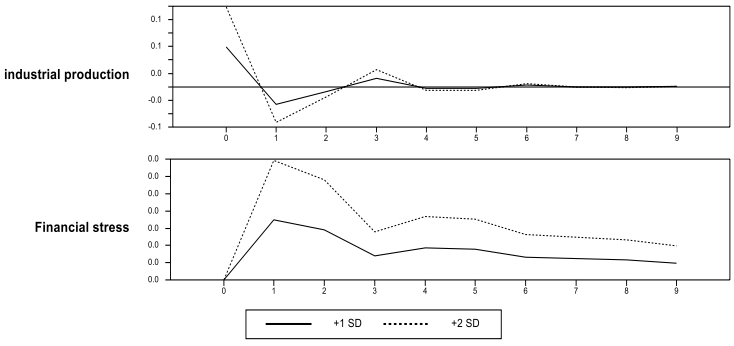
با توجه به اینکه مدل VAR به صورت فرم خلاصه شده[۲۵] است، از این رو ضرایب آن توانایی تفسیر اقتصادی ندارند، بنابراین برای دستیابی به روابط همزمان بین متغیرها، توابع عکس-العمل آنی متغیر تفاضل تولید مستخرج از مدل‌های TVAR دو رژیمی برآورد شده در نمودارهای زیر نشان داده شده و تجزیه و تحلیل شده است.

۵-۳-۳- نتایج توابع عکس‌العمل آنی

توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مستخرج از مدل‌های TVAR دو رژیمی برآورد شده به صورت نمودار در ادامه ترسیم شده است. این نمودارها برای ۱۰ دوره و در مدل اول بر اساس شوک وارد شده به تفاضل لگاریتم تولید صنعتی (DLIP) به اندازه یک و دو انحراف معیار،

25. Reduced Form

در مدل دوم بر اساس شوک وارد شده به لگاریتم تورم (LCPI) به اندازه یک و دو انحراف معیار و در مدل سوم بر اساس شوک وارد شده به تفاضل لگاریتم حجم پول (DLM) به اندازه یک و دو انحراف معیار، ترسیم شده‌اند. نکته‌ای که وجود دارد این است که در مدل TVAR به دلیل غیرخطی بودن مدل، برخلاف مدل VAR خطی، اندازه و جهت شوک‌ها می‌تواند نحوه اثرگذاری متغیرها روی یکدیگر را تحت تاثیر قرار دهد. به عبارت دیگر برخلاف مدل VAR خطی که در آن میزان تأثیرگذاری یک شوک منفی، دقیقاً هم‌اندازه یک شوک مثبت (اما در جهت عکس) است، در مدل TVAR چنین تقارنی وجود ندارد و شوک‌ها با اندازه و جهت متفاوت می‌تواند نتایج متفاوتی را به همراه داشته باشد. لذا در این مطالعه، علاوه بر شوک یک انحراف معیار، نتایج مربوط به شوک دو انحراف معیار نیز گزارش شده است؛ البته همانطور که مشاهده می‌شود، نتایج تقریباً یکسانی از هر دو نوع شوک حاصل شده است.

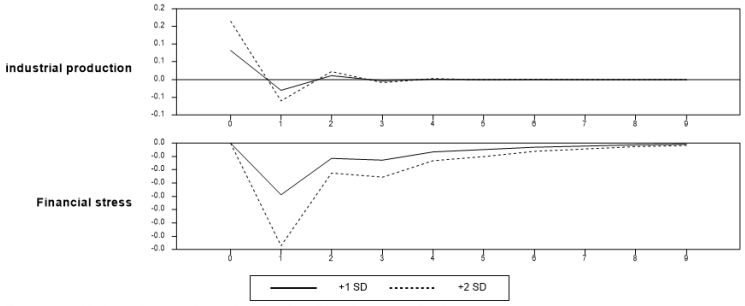


نمودار ۱. عکس‌العمل آنی تفاضل لگاریتم تولید صنعتی به شوک‌های (تفاضل لگاریتم تولید صنعتی (DLIP) واسترس مالی (FSI)) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم پایین
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Figure 1. Instantaneous response of the difference in logarithm of industrial production to shocks (difference in logarithm of industrial production (DLIP) and financial stress (FSI)) of size 1 and 2 standard deviations - low regime
Source: Calculations and research findings

نمودار ۱ بیانگر عکس‌العمل آنی تفاضل لگاریتم تولید صنعتی (شاخص نااطمینانی اقتصادی) به شوک‌های (تفاضل لگاریتم تولید صنعتی(DLIP) و استرس مالی (FSI)) در رژیم پایین است، همانطور که مشاهده می‌شود که شوک‌های تولید صنعتی (industrial production) در استرس مالی پایین ابتدا اثر مثبت بر خود متغیر تولید صنعتی دارد، اما

در ادامه این اثر خنثی شده و از بین رفته است، که این اثر را اینگونه می‌توان بیان نمود که شوک‌های تولید صنعتی در دوره اول می‌تواند موجب افزایش خود تولید صنعتی در دوره‌ی جاری شود، اما در دوره‌های بعدی این شوک از بین رفته و میرا شده است. همچنین **نمودار ۱** نشان می‌دهد که شوک‌های استرس مالی (financial stress) در رژیم پایین (بی‌ثباتی مالی کم) موجب افزایش تولید صنعتی می‌شود. این اثر را هم این می‌توان استدلال کرد که در رژیم پایین و بی‌ثباتی مالی کم، استرس مالی پایین می‌تواند به افزایش تولید صنعتی منجر شود. این امر به دلیل این است که در اوقات استرس مالی پایین، شرکت‌ها به راحتی می‌توانند به منابع مالی دسترسی داشته باشند و از آن‌ها برای سرمایه‌گذاری در تولید استفاده کنند. همچنین، در این شرایط، تقاضا برای محصولات و خدمات نیز بهبود می‌یابد و این باعث افزایش تقاضا برای محصولات صنعتی می‌شود و نااطمینانی اقتصادی را کاهش می‌دهد، که این نتیجه با نتایج مطالعه Balsillar et al, 2022، Kasal, 2023، Fortin et al, 2023 و انتظارات تئوریکی سازگار است.



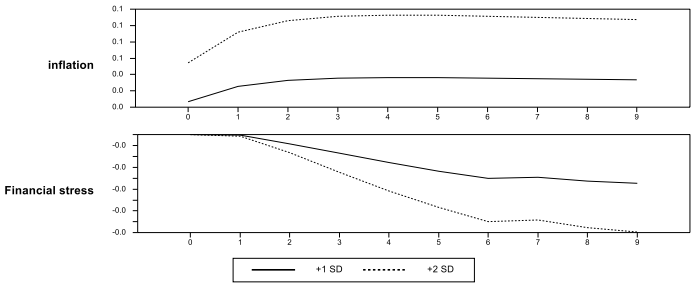
نمودار ۲. عکس‌العمل آنی تفاضل لگاریتم تولید صنعتی به شوک‌های (تفاضل لگاریتم تولید صنعتی(LIP) واسترس مالی (FSI)) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار - رژیم بالا
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Figure 2. Instantaneous response of the logarithm difference of industrial production to shocks (logarithm difference of industrial production (LIP) and financial stress (FSI)) of size 1 and 2 standard deviations - high regime
Source: calculations and research findings

نمودار ۲ بیانگر عکس‌العمل آنی تفاضل لگاریتم تولید صنعتی (شاخص نااطمینانی اقتصادی) به شوک‌های (تفاضل لگاریتم تولید صنعتی(DLIP) واسترس مالی (FSI)) در رژیم بالا است، همانطور که مشاهده می‌شود که شوک‌های تولید صنعتی (industrial production) در استرس مالی بالا در دوره اول اثر مثبت و معنی‌دار بر خود متغیر تولید صنعتی دارد، اما در

ادامه این اثر ناپایدار بود و از بین رفته است، که این اثر را اینگونه می‌توان بیان نمود که شوک‌های تولید صنعتی در دوره اول موجب افزایش تولید صنعتی در دوره‌ی جاری می‌شود، اما در ادامه این شوک ناپایدار بوده و از بین رفته است.

همچنین **نمودار ۲** نشان می‌دهد که شوک‌های استرس مالی (financial stress) در رژیم استرس مالی بالا موجب کاهش تولید صنعتی می‌شود. این اثر را هم این چنین می‌توان استدلال کرد که در رژیم استرس مالی بالا، افزایش استرس مالی ممکن است تولید صنعتی را کاهش دهد. در این شرایط، شرکت‌ها دچار مشکلات مالی و اقتصادی می‌شوند و توانایی خرید تجهیزات جدید، پرداخت حقوق کارکنان و تأمین مواد اولیه را ندارند. همچنین، تقاضا برای محصولات نیز کاهش می‌یابد و این باعث کاهش تولید صنعتی می‌شود و نااطمینانی اقتصادی را افزایش می‌دهد، که این نتیجه هم با نتایج مطالعه Balsillar et al, 2022، Kasal, 2023، Fortin et al, 2023 و انتظارات تئوریکی همخوانی دارد.



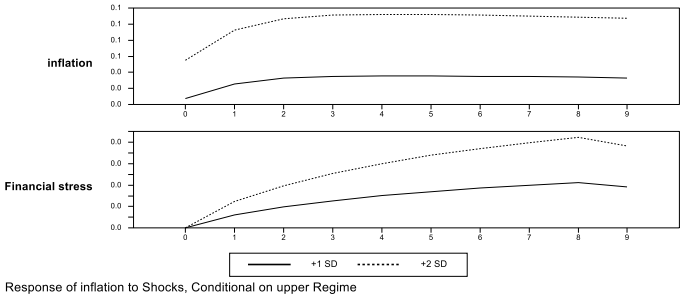
نمودار ۳. عکس العمل آنی تورم به شوک‌های (تورم (LCPI) و استرس مالی (FSI)) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم پایین
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Figure 3. Instantaneous response of inflation to shocks (LCPI and FSI) of size 1 and 2 standard deviations - low regime
Source: calculations and research findings

نمودار ۳ هم نشان‌دهنده عکس‌العمل آنی تورم (شاخص نااطمینانی اقتصادی) به شوک‌های تورم (LCPI) و استرس مالی (FSI) در رژیم پایین است، همانطور که مشاهده می‌شود که شوک‌های تورم (inflation) در استرس مالی پایین اثر مثبت بر خود متغیر تورم دارد.

علاوه بر این در **نمودار ۳** شوک‌های استرس مالی (financial stress) در رژیمی با استرس مالی پایین موجب کاهش تورم می‌شود. این اثر را این چنین می‌توان بیان نمود که در زمان استرس مالی پایین، استرس مالی ممکن است منجر به کاهش تورم شود. این امر

به دلیل این است که در اوقات استرس مالی پایین، فعالیت اقتصادی و سرمایه‌گذاری‌ها افزایش می‌یابد و این ممکن است منجر به افزایش تولید شود. از طرف دیگر، در این شرایط، مصرف کنندگان ممکن است از خرید و سرمایه‌گذاری بیشتری برخوردار باشند و این افزایش تولید و مصرف هم می‌تواند منجر به کاهش تورم شود و نااطمینانی اقتصادی را کاهش می‌دهد که این نتیجه با نتایج مطالعه Balsillar et al, 2022 و انتظارات تئوریکی سازگار است.



نمودار ٤. عکس العمل آنی تورم به شوک‌های (تورم (LCPI) و استرس مالی (FSI)) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار - رژیم بالا

مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

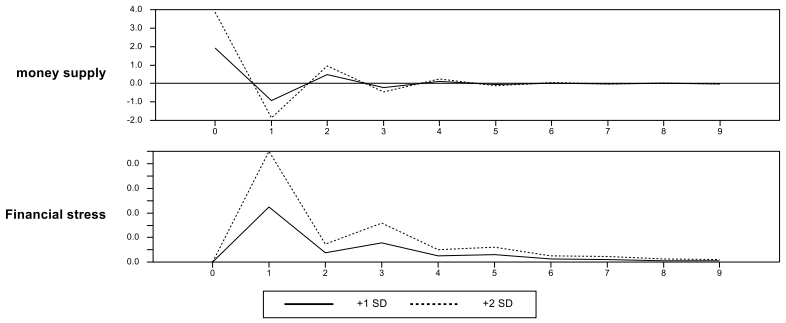
Figure 4. Instantaneous response of inflation to shocks (LCPI and FSI) of size 1 and 2 standard deviations - high regime

Source: calculations and research findings

نمودار ٤ نشان‌دهنده عکس‌العمل آنی تورم(شاخص نااطمینانی اقتصادی) به شوکهای (تورم (LCPI) و استرس مالی (FSI)) در رژیم بالا است، همانطور که مشاهده می‌شود که شوک‌های تورم (LCPI) در رژیم استرس و بی‌ثباتی مالی بالا موجب افزایش خود تورم در کل دوره می‌شود که این اثر را این چنین می‌توان استدلال نمود که افزایش شوک‌های تورم در دوره‌های قبل باعث افزایش تورم در دوره جاری می‌شود.

علاوه‌براین در **نمودار ٤** شوک‌های استرس مالی (FSI) در رژیم استرس مالی بالا موجب افزایش تورم در کل دوره می‌شود که این اثر را این چنین می‌توان استدلال کرد که در رژیم استرس مالی بالا، افزایش استرس مالی معمولاً به افزایش تورم منجر می‌شود. در این شرایط، شرکت‌ها و افراد ممکن است به دلیل افزایش هزینه‌ها، کاهش تولید و افزایش قیمت‌ها را تجربه کنند. افزایش تورم معمولاً ناشی از کاهش ارزش پول و افزایش قیمت‌ها است. همچنین، در رژیم استرس مالی بالا، بانک‌ها و مؤسسات مالی ممکن است به دلیل نقص

در منابع مالی، به اعتبار و اعتماد عمومی خسارت بزنند که این نیز می‌تواند باعث افزایش تورم شود و نااطمینانی اقتصادی را افزایش دهد، که این نتیجه با نتایج مطالعه Balsillar et al, 2022و انتظارات تئوریکی همخوانی دارد.

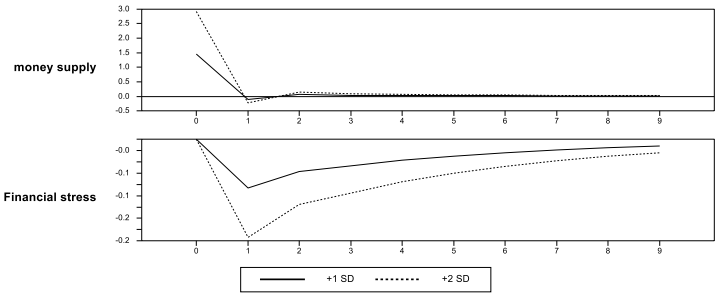


نمودار ۵. عکس العمل آنی تفاضل لگاریتم حجم پول به شوکهای (تفاضل لگاریتم حجم پول (DLM) و استرس مالی (FSI)) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم پایین
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Figure 5. Instantaneous response of the difference in logarithm of money to shocks (difference in logarithm of money (DLM) and financial stress (FSI)) of size 1 and 2 standard deviations - low regime
Source: calculations and research findings

نمودار ۵ بیانگر عکس‌العمل آنی تفاضل لگاریتم حجم پول (شاخص نااطمینانی اقتصادی) به شوکهای (تفاضل لگاریتم حجم پول (DLM) و استرس مالی (FSI)) در رژیم پایین است، همانطور که مشاهده می‌شود که شوک‌های تفاضل لگاریتم حجم پول (DLM) در رژیم استرس مالی پایین ابتدا افزایش شوک‌های تفاضل حجم پول موجب خود حجم پول در دوره جاری شده، اما در ادامه در دوره‌های بعدی این شوک از بین رفته و میرا شده است.

همچنین نتایج نشان می‌دهد که در رژیم استرس مالی پایین، شوک‌های استرس مالی پایین (FSI) موجب افزایش حجم پول می‌شود. این اثر را این می‌توان استدلال کرد که در رژیم استرس مالی پایین، افزایش استرس مالی ممکن است منجر به افزایش حجم پول شود. این امر به دلیل این است که در اوقات استرس مالی پایین، بانک‌ها و مؤسسات مالی ممکن است به شرکت‌ها و افراد وام‌های بیشتری ارائه کنند. شرکت‌ها و افراد همچنین می‌توانند به منابع مالی دسترسی بیشتری داشته باشند و این باعث افزایش حجم پول در اقتصاد می‌شود و نااطمینانی اقتصادی را کاهش می‌شود. که این نتیجه با نتایج مطالعه Balsillar et al, 2022 و انتظارات تئوریکی سازگار است.



نمودار ٦. عکس العمل آنی تفاضل لگاریتم حجم پول به شوکهای (لگاریتم حجم پول (LM) و استرس مالی (FSI)) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار - رژیم بالا
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Figure 6. Instantaneous response of the difference in the logarithm of money supply to shocks (logarithm of money supply (LM) and financial stress (FSI)) of size 1 and 2 standard deviations - high regime
Source: calculations and research findings

نمودار ٦ نشان‌دهنده عکس‌العمل آنی تفاضل لگاریتم حجم پول (شاخص نااطمینانی اقتصادی) به شوک‌های (تفاضل لگاریتم حجم پول (DLM) و استرس مالی (FSI)) در رژیم بالا است، همانطور که مشاهده می‌شود که شوک‌های تفاضل لگاریتم حجم پول (DLM) در رژیم استرس و بی‌ثباتی مالی بالا و رونق موجب افزایش خود حجم پول در دوره اول شده، اما در دوره‌های بعدی این شوک ناپایدار بوده و از بین رفته است، که این اثر را این می‌توان استدلال کرد که شوک‌های تفاضل لگاریتم حجم پول (DLM) در دوره قبل موجب افزایش حجم پول در دوره‌ی جاری می‌شود.

علاوه‌براین نتایج بیانگر این است که در رژیم استرس و بی‌ثباتی مالی بالا، افزایش استرس مالی (FSI) موجب کاهش حجم پول (شاخص نااطمینانی اقتصادی) می‌شود. این اثر را این چنین می‌توان استدلال نمود که در رژیم استرس مالی بالا، افزایش استرس مالی ممکن است منجر به کاهش حجم پول شود. در این شرایط، بانک‌ها و مؤسسات مالی ممکن است به دلیل عدم اطمینان به بازپرداخت وام‌ها، ارائه وام به شرکت‌ها و افراد را محدود کنند. عدم دسترسی به منابع مالی می‌تواند باعث کاهش حجم پول در اقتصاد شود. همچنین، در رژیم استرس مالی بالا، شرکت‌ها و افراد ممکن است به دلیل کاهش درآمد و سرمایه‌گذاری‌ها، پول را صرف هزینه‌های ضروری کنند و از خرید و سرمایه‌گذاری بیشتر خودداری کنند. این نیز می‌تواند منجر به کاهش حجم پول در اقتصاد شود و نااطمینانی

اقتصادی را افزایش دهد که این نتیجه با نتایج مطالعه Balsillar et al, 2022 و انتظارات تئوریکی سازگار است.

۶- نتیجه‌گیری و ارئه توصیه سیاستی

هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی تأثیر شوک‌های استرس مالی بر نااطمینانی اقتصادی در ایران طی دوره زمانی۱۳۷۰:۱-۱۴۰۰:۴ در چارچوب روش غیرخطی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) می‌باشد. در این راستا متغیرهای تفاضل لگاریتم تولید صنعتی، لگاریتم قیمت مصرف کننده (تورم)، تفاضل لگاریتم حجم پول و استرس مالی در مدل‌سازی استفاده شده و بر اساس آزمون‌های آستانه‌ای و متغیر میانگین متحرک استرس مالی با یک وقفه به عنوان متغیر آستانه در سه مدل تعیین شده است و وقفه بهینه مدل VAR بر اساس متغیر آستانه در هر دو مدل اول (مدل اول با متغیر وابسته تفاضل تولید صنعتی و مدل دوم با متغیر وابسته تورم) وقفه ۲ و مدل سوم با متغیر وابسته تفاضل حجم پول وقفه یک تعیین شد. پس بهترین مقدار آکائیک با متغیر آستانه استرس مالی با دو وقفه برای دو مدل اول و با یک وقفه برای مدل سوم که از مقدار آکائیک با متغیر آستانه استرس مالی با یک وقفه کوچکتر بود، به عنوان متغیر آستانه انتخاب شد.

در ادامه، مدل TVAR دورژیمی با روش حداقل مربعات برآورد شده و توابع عکس-العمل آنی متغیرها نسبت به شوک مثبت متغیرهای مورد مطالعه به اندازه یک و دو انحراف معیار به تفکیک رژیم‌ها استخراج گردید. تخمین مدل TVAR با متغیر آستانه استرس مالی و استخراج توابع عکس‌العمل آنی نشان داد که در رژیم استرس مالی پایین، افزایش استرس مالی موجب افزایش تولید صنعتی، کاهش تورم و افزایش حجم پول می‌شود، یعنی در استرس مالی پایین نااطمینانی اقتصادی کاهش می‌یابد. در رژیم استرس مالی بالا هم نتایج بیانگر این است که افزایش استرس مالی، منجر به کاهش تولید صنعتی، افزایش تورم و کاهش حجم پول می‌شود، یعنی در استرس مالی بالا نااطمینانی اقتصادی افزایش پیدا می‌کند. این اثر را این چنین می‌توان استدلال نمود که در شرایط استرس مالی بالا، شرکت‌ها ممکن است با مشکلات مالی و نابرابری در تأمین منابع مالی روبرو شوند. این مشکلات می‌تواند منجر به کاهش سرمایه‌گذاری‌ها، کاهش توانایی تولید و کاهش اشتغال در صنعت شود. همچنین، استرس مالی بالا می‌تواند باعث کاهش اعتماد مردم به بازار و تقاضا شود که این نیز می‌تواند تولید صنعتی را کاهش دهد. علاوه‌براین در شرایط استرس مالی بالا،

میزان تورم ممکن است افزایش یابد. این افزایش در تورم می‌تواند به دلیل کاهش اعتماد مردم به بازارهای مالی و دسترسی محدود به منابع مالی باشد. تورم بالا منجر به افزایش قیمت‌ها و کاهش قدرت خرید مردم می‌شود. در نهایت در شرایط استرس مالی بالا، افزایش استرس مالی باعث کاهش حجم پول می‌شود.

باتوجه اینکه استرس مالی در شرایط مختلف بازارهای مالی (استرس مالی پایین-بالا) تأثیر متفاوتی بر شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی دارد، لذا به منظور کاهش استرس مالی و نااطمینانی اقتصادی، لازم است که سیستم مالی قوی و پایدار باشد. این شامل اصلاح قوانین و مقررات مالی، افزایش شفافیت و حفظ استحکام بانک‌ها و مؤسسات مالی است. علاوه براین برای کاهش نااطمینانی اقتصادی، نیاز است تا سیاست‌گذاران برنامه‌ها و استراتژی‌هایی را برای پیشگیری از بحران‌های مالی و تنظیم سیاست‌های پولی و مالی مناسب اتخاذ کنند.

Reference

Ahir, H., Dell'Ariccia, M. G., Furceri, D., Papageorgiou, M. C., & Qi, H. (2023). *Financial stress and economic activity: evidence from a new worldwide Index*. International Monetary Fund.

Ahmadi Shadmehri, M. T., Ebrahimi Salari, T., Shabani Koshalshahi, Z., & Ajori Ayask, A. A. (2023). Consumer Behavior Response to Macroeconomic Uncertainty (Case study: OPEC Countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *20*(1), 74-98. [In Persian]

Ansari, F., & Rezazadeh, A. (2023). The effects of external uncertainty shocks on Iran's macroeconomy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.40809.2483. [In Persian]

Apostolakis, G. N., Floros, C., Gkillas, K., & Wohar, M. (2021). Financial stress, economic policy uncertainty, and oil price uncertainty. *Energy Economics*, *104*, 105686.

Arellano, C., Bai, Y., & Kehoe, P. J. (2019). Financial frictions and fluctuations in volatility. *Journal of Political Economy*, *127*(5), 2049-2103..

Arellano, C., Bai, Y., & Mihalache, G. (2018). Default risk, sectoral reallocation, and persistent recessions. *Journal of International Economics*, *112*, 182-199.

Balakrishnan, R., Danninger, S., Elekdag, S., & Tytell, I. (2011). The transmission of financial stress from advanced to emerging economies. *Emerging Markets Finance and Trade*, *47*(sup2), 40-68.

Balcilar, M., Gupta, R., & Kisten, T. (2020a). The Impact of Uncertainty Shocks in South Africa: The role of financial regimes. *Review of Financial Economics, 39*(4), 2020–2046.

Balcilar, M., Gupta, R., & Segnon, M. (2016). The Role of Economic Policy Uncertainty in Predicting US Recessions: A mixed-frequency Markov-Switching Vector Autoregressive Approach. *Economics, 10*(2016-27), 1–20.

Balcilar, M., Ozdemir, Z.A., Ozdemir, H., Aygun, G. & Wohar, M.E. (2022). The Macroeconomic Impact of Economic Uncertainty and Financial Shocks Under Low and High Financial Stress. *North American Journal of Economics and Finance*, 63, 101801.

Boissay, F., Collard, F., Manea, C., & Shapiro, A. H. (2023, December). Monetary tightening, inflation drivers and financial stress. Federal Reserve Bank of San Francisco.

Caggiano, G., Castelnuovo, E., & Figueres, J. M. (2020). Economic Policy Uncertainty Spillovers in Booms and Busts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 82*(1), 125–155.

Cardarelli, R., Elekdag, S., & Lall, S. (2011). Financial Stress and Economic Contractions. *Journal of Financial Stability*, *7*(2), 78–97.

Cevik, E. I., Dibooglu, S., & Kenc, T. (2016). Financial stress and economic activity in some emerging Asian economies. *Research in International Business and Finance*, *36*, 127-139.

Choudhry, T. & Hassan, S.S. (2015). Exchange Rate Volatility and UK Imports from Developing Countries: The Effect of The Global Financial Crisis. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *39*, 89–101.

Davig, T. & Hakkio, C. (2010). What Is the Effect of Financial Stress on Economic Activity. Federal Reserve Bank of Kansas City. *Economic Review*, *95* (2), 35–62.

Degiannakis, S., Filis, G., & Palaiodimos, G. (2017). Investments and uncertainty revisited: The case of the US economy. *Applied Economics*, *49*(45), 4521–4529.

Fortin, I., Hlouskova, J., & Sögner, L. (2023). Financial and economic uncertainties and their effects on the economy. *Empirica*, *50*(2), 481-521.

Gilchrist, S., Sim, J. W., & Zakrajšek, E. (2014). *Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics* (No. w20038). National Bureau of Economic Research.

Gomez-Gonzalez, J. E., Hirs-Garzon, J., & Uribe, J. M. (2024). US uncertainty shocks on real and financial markets: A multi-country perspective. *Economic Systems*, 101180.

Haji Molla Mirzaei, M.S., Mahmoudzadeh, M., Qavidel, S. & Fathabadi, M. (2024). Uncertainty of government expenditure policy and economic activity in Iran. *Financial Economics*, 18(66), 483-504. 10.30495/fed.2024.709383. [In Persian]

Hakkio, C. S., & Keeton, W. R. (2009). Financial stress: What is it, how can it be measured, and why does it matter. *Economic Review*, *94*(2), 5-50.

Hansen, B. E. (1992). The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model Of GNP. *Journal of Applied Econometrics*, *11*, 195–198.

Hassett, K. A., & Sullivan, J. (2016). Policy uncertainty and the economy. *AEI Research, August*.

Hubrich, K. & Teräsvirta, T. (2013). Thresholds And Smooth Transitions in Vector Autoregressive Models. *Advances in Econometrics*, *32*, 273–326.

Hueng, C. J., Liu, P., & Wang, L. (2023). The real consequences of financial stress: Evidence from China. *Journal of the Asia Pacific Economy*, *28*(3), 855-872.

Illing, M., & Liu, Y. (2003). An Index of Financial Stress for Canada (No. 2003-14). Bank of Canada.

Illing, M., Ying, L. (2006). Measuring financial stress in a developed country: an application to Canada. *Journal of Financial Stability*, *2*, 243–265.

Kasal, S. (2023). What are the effects of financial stress on economic activity and government debt? An empirical examination in an emerging economy. *Borsa Istanbul Review*, *23*(1), 254-267.

Koop, G., Pesaran, M.H. & Potter, S.M. (1996). Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. *Journal of Econometrics*, *74* (1), 119–147.

Kremer, M., Lo Duca, M., & Hollo, D. (2012). CISS-A Composite Indicator of Systemic Stress in the Financial System (No. 1426). European Central Bank.

Liow, K.H., Liao, W.Ch. & Huang, Y. (2018). Dynamics Of International Spillovers and Interaction: Evidence from financial market stress and economic policy uncertainty. *Economic Modelling*, *68*, 96-116.

Lo Duca, M., & Peltonen, T. A. (2011). Macro-financial vulnerabilities and future financial stress-Assessing systemic risks and predicting systemic events.

Long, S. & Li, Z. (2023). Dynamic Spillover Effects of Global Financial Stress: Evidence from The Quantile VAR Network. *International Review of Financial Analysis*, *90*, 102945.

Mallick, S.K. & Sousa, R.M. (2013). The Real Effects of Financial Stress in The Eurozone. International Review of Financial Analysis, 30, 1–17.

Michelle, A., & Jon, C. (2015). The power of print: Uncertainty shocks, markets, and the economy. *International Review of Economics & Finance*, *40*, 8–28.

Mirzaei, H., Falihi, N. & Mashhadian Maleki, M. (2011). The impact of uncertainty of macroeconomic variables (exchange rate and inflation) on the credit risk of corporate customers of Tejarat Bank. *Financial Economics*, *6*(18), 113-137. 20.1001.1.25383833.1391.6.18.6.2 [In Persian]

Mittnik, S. & Semmler, W. (2013). The Real Consequences of Financial Stress. Journal of Economic Dynamics and Control, 37(8), 1479–1499.

Nguyen, D.T. & Duong, K. Th. (2024). Financial Stress and Shadow Economy: A global study from a new worldwide database. *Finance Research Letters*, *60*, 104871.

Nikkho, H., Rahmani, T. & Khalili, F. (2022). Macroeconomic Uncertainty and Investment Decisions of Banks. *Financial Economics*, *16*(58), 1-22. 10.30495/fed.2022.691021. [In Persian]

Phan, D.H.B., Iyke, B.N., Sharma, S.S., Affandi, Y. (2020). Economic Policy Uncertainty and The Financial Stability–Is There a Relation?, *Economic* Modelling, 94, 1018-1029.

Rezazadeh, R. and Falah, M. (2019). Examining the overflow of financial stress index fluctuations on inflation, interest rate, liquidity and industry index using GARCH-BEKK and VAR models and Granger causality. Financial Engineering and Securities Management (Portfolio Management), 42 (11), 272-301. SID. 20.1001.1.22519165.1399.11.42.11.2 [In Persian]

Sangyup, C. (2017). Variability in the effects of uncertainty shocks: New stylized facts from OECD countries. *Journal of Macroeconomics, 53*, 127–144.

Shin, M., Zhang, B., Zhong, M., & Lee, D. J. (2018). Measuring international uncertainty: The case of Korea. *Economics Letters*, *162*, 22-26.

Shakeri Bostanabad, R. and Ansari, V. (2026). The relationship between banking facilities and Iran's economic growth: Evidence from a Financial Social Accounting Matrix. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *22*(4), 89-126. doi: 10.22055/jqe.2023.43964.2560 (in Persian)

Stoddard, O. & Noy, I. (2015). Fire-sale FDI? The Impact of Financial Crises on Foreign Direct Investment. *Review of Development Economics*, *19* (2), 387–399.

Stulz, R. M. (2005). The Limits of Financial Globalization. *The Journal of Finance*, *60*(4), 1595–1638.

Tiwari, A.K., Nasir, M.A. & Shahbaz, M. (2020). Synchronisation of policy related uncertainty, financial stress and economic activity in the United States. *International financial economy*, *26*, 6406-6415.

Tsay, R. (1998). Testing and Modeling Multivariate Threshold Models. *Journal of the American Statistical Association*, *93*, 1188–1202.

Valerio Roncagliolo, F. C., & Villamonte Blas, R. N. (2022). Impact of financial stress in advanced and emerging economies. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, *27*(53), 68-85.

Zetlin-Jones, A., & Shourideh, A. (2017). External Financing and The Role of Financial Frictions Over the Business Cycle: Measurement and Theory. *Journal of Monetary Economics*, *92*, 1–15.

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 22, No. 3, spring 2025

(Serial number 86)

On 04/05/2008 and based on the approval No. 3/2602 of the Secretariat of the National Scientific Journals Commission, Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) received a Scientific-Research rank. It is also indexed in the EBSCO, Directory of Open Access Journals (DOAJ), Islamic World Science Citation Centers (ISC), Jihad Scientific Information Database (SID), National Publications Database (Magiran), Noor Specialized Database, and Google Scholar scientific website.

The Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) has signed a memorandum of cooperation with the Scientific Association of Regional Development Economics of Iran for some interactions and the use of existing capacities.

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Abbreviated Title: JQE
Research Areas: Theoretical Economics and Applied Economics
Frequency: Quarterly
Publisher: Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran
Publishing License: No. 124/720, dated: 2004/3/17, Language: Farsi-English
Address: Shahid Chamran University of Ahvaz, Golestan Street, Ahvaz, 61357-43337 Iran
Telefax: +986133335664
E-mails: JQE [at] scu.ac.ir
Website: http://jqe.scu.ac.ir
DOI: 10.22055/JQE
Open Access: Yes
Licenced by: CC BY-NC 4.0
Policy: Peer-Reviewed, Unspecified sides
Language: Persian
Abstracts Available in: English
Submission Fee: 1000000 Rials which will be taken after the approval of the article for submission to the judgment board.
Publication Fee: 250000 Rials which will be taken for publication after accepting the article.
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271
Indexed and Abstracted in: Islamic World Science Citation Center (ISC) www.ISC.gov.ir & www.ricest.ac.ir
Copyright © 2023 Shahid Chamran University of Ahvaz.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) utilizes "Plagiarism Detection Software (iThenticate)" for checking the originality of submitted papers in the reviewing process.

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 22, No. 3, spring 2025

Publisher: Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran
Director-in-Charged: Hasan Farazmand (Ph.D.)
Editor-in-Chief: Seyed Aziz Arman (Ph.D.)
Executive Director: Seyed Morteza Afghah (Ph.D.)
Administrative Assistant: Sayed Amin Mansouri (Ph.D.)
Technical and Layout Editor: Azadeh Badvi
Editor of the English article & abstracts: Amir Mashhadi (Ph.D.)

Editorial Board:

S. A. Arman	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
H. Farazmand	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
S. M. Afghah	Associate professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
S. Parvin	Professor, Allame Tabatabaie University
A. Jafari Samimi	Professor, Mazandaran University
R. Chinipardaz	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
M. Sameti	Professor, Isfahan University
M. Salimi Far	Professor, Ferdowsi University
A-M. Jalaee	Professor, Bahonar University of Kerman
M. Zarra Nezhad	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
M.G. Yousefy	Professor, Allame Tabatabaie University
H. Kurdbacheh	Associate professor, Alzahra University
M. Sameti	Professor, Isfahan University
S. A. Mansouri	Associate Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
M. Khodapanah	Associate Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
E. Anvari	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz

International Board:

Mohsen Bahmani-Oskooee	Distinguished Professor, The University of Wisconsin-Milwaukee
javad Salehi-Isfahani	Professor, Virginia Polytechnic Institute and State University: Blacksburg, VA, US
Amir Kia	Professor, Utah Valley University
Gh.Nakhaeizadeh	Professor, Karlsruhe University
Mohsen Afsharian	Post-doctoral Technical University of Braunschweig Institute

Contents:

The Effect of Knowledge-Based Sectors on Production in the Iranian Economy Using the Social Accounting Matrix and Complexity Approach.....…1
Saeif allah Andayesh, Nader Naghshine, Mohammadreza Vasfi, Behrooz Shahmoradi

Investigating Herd Behavior in Tehran Stock Exchange Market…...10
Milad Ebrahimi, Habib Ansari Samani

The Impact of Company Life Cycle on Systematic Risk of Tehran Stock Exchange Listed Companies……..18
Sakineh Sojoodi, Zahra Alipour, Elmira Azizi Norouzabadi

Directional Volatility Spillovers-based Fuzzy Clustering for Financial Time Series: Evidence from Stocks of Companies Listed on the Tehran Securities Exchange ……...……..….27
Elham Farzanegan

Evaluating the impact of exchange rate fluctuations on core inflation using the Mandel-Fleming stochastic model and identifying the mutual relationship between exchange rate fluctuations and inflation deviations in Iran…….....36
Hamed Pirpour, Hossein Samsami Mazrae Akhund

An Analysis of Factors Affecting Value-Added Tax: A Spatial Econometric Approach.....45
Sayedeh Fatemeh NajafiZAdeh, Mohammad Alizadeh, Mahbobeh Delfan

The effect of government spending and adjusting population age structures on financial development in Iran's economy …….....53
Mohammad Jafari, Elham fatholahi

Monetary policy and equity premium puzzle in Iran: a practical approach using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model..64
Sahar Zare joneghani, Bahram Sahabi, Hassan Heydari, Mehdi Zolfaghari, Roozbeh Noury

Investigating the impact of financial stress shocks on economic uncertainty: a non-linear TVAR approach ….……...72
Ali Rezazadeh, Shahab Jahangiri, Farouq Mahmoudi-Razgeh

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



The Effect of Knowledge-Based Sectors on Production in the Iranian Economy Using the Social Accounting Matrix and Complexity Approach

Saeif allah Andayesh*, Nader Naghshine** , Mohammadreza Vasfi***, Behrooz Shahmoradi****

** PhD student of Information and Knowledge Management, Department of Information and Knowledge Management, Faculty of Management, University of Tehran. (Corresponding Author)*
Email: *andayeshyar@ut.ac.ir*

: **0000-0002-0095-4272**
Postal address*: Address: Tehran, Gisha, University of Tehran, Faculty of Management, Information and Knowledge Management, Postal Code: 1411713114*

*** Associate Professor of Information and Knowledge Management, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran..*
Email: *nnaghsh@ut.ac.ir*
****Assistant Professor of Information and Knowledge Management, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran.*
Email: *mvasfi@ut.ac.ir*
***** Assistant Professor of Economics,National Research Institute for Science Policy, Iran, Tehran*
Email: *shahmoradi@nrisp.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 17 May 2023 ***Revision: 18 June 2023*** ***Acceptance: 24 July 2023***	***O14, O33, C67, F14***	***Knowledge-Based Economy;Social Accounting Matrix ; Product Complexity***

Further Information:
This article is taken from Mr. Seifollah's doctoral dissertation in the field of Information and Knowledge Management with the guidance of Naghshineh and the

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

professors of Dr. Mohammad Reza Tafi and Behrouz Shahmoradi at the Faculty of Management of the University of Tehran.
Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Andayesh, saeif allah., Naghshine, Nader., Vasfi, Mohammadreza and Shahmoradi, Behrooz. (2026). The Effect of Knowledge-Based Sectors on Production in the Iranian Economy Using the Social Accounting Matrix and Complexity Approach,. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 23(1), 1-38.
10.22055/jqe.2023.42608.2554

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

During the past two decades, value-added growth in both developing and developed countries has indisputably been driven by knowledge-based economic structures; thus, the knowledge-based economy has become a paramount subject in modern economics. Knowledge is a unique, fluid, and cumulative economic asset that increases the rate of social return and serves as a potent mechanism for enhancing productivity and economic growth. Consequently, nations today recognize that a knowledge-based economy is essential for maximizing productivity and prosperity. Iran must also undergo a transition from an economy dependent on natural resources and raw materials toward a complex and resilient economic structure.

METHODOLOGY

This study is a piece of library-based research conducted through the analysis of secondary data. The 2011 Social Accounting Matrix (SAM), developed for the Parliament Research Center, serves as the primary data source, encompassing all five major economic accounts and 71 economic sectors. Furthermore, data for the Economic Complexity Index (ECI) were calculated for the purpose of this study. The researchers identified and integrated these

variables before performing statistical analysis using the production multiplier method. The research design is descriptive and applied in nature, aiming to contribute to the application of knowledge across various management fields.

This study specifically aims to identify and quantify the significance of knowledge-based sectors within the Iranian economy. To achieve this, the Product Complexity Index and the Social Accounting Matrix (SAM) model were utilized. The statistical foundations of the research consist of export statistics from 2015 to 2020 and the 2011 SAM. Initially, complex (knowledge-based) products were identified via HS-code classifications, utilizing indices such as Revealed Comparative Advantage (RCA), distance, and opportunity gain for the aforementioned years. Subsequently, knowledge-based activities were identified by mapping HS codes to ISIC codes within the Social Accounting Matrix. Finally, the significance of these sectors in the Iranian economy was analyzed by calculating production multipliers as well as the backward and forward linkages of knowledge-based sectors with other economic sectors and the overall economy.

FINDINGS

The results indicate that 97 knowledge-based products were identified within the Iranian economy. By matching HS codes with ISIC sectors, 16 knowledge-based ISIC sectors were evaluated. Although Iran has not yet achieved a competitive advantage in all of these products, strategic policymaking and targeted investment in these sectors and products can facilitate a transition toward knowledge-based production and develop capabilities that align with the country's existing standards.

The sectors exhibiting the highest multipliers include: "manufacture of food products and beverages" with a coefficient of 3.19; "livestock, poultry, silkworm and bee breeding, and hunting" with a coefficient of 3.00; "manufacture of fabricated metal products (excluding machinery and equipment)" with a coefficient of 2.57; and "other buildings" with a coefficient of 2.56. Consequently, an investment in the knowledge-based sector of food products and beverages multiplies the overall economic output by 3.19. The average production multipliers for knowledge-based sectors and other sectors are 2.51 and 2.29, respectively.

The knowledge-based sectors with the strongest backward linkages were "food products and beverages" (1.97 units) and "livestock, poultry, silkworm and bee breeding, and hunting" (1.73 units). Furthermore, the highest forward linkages were observed in "publishing, printing, and reproduction of recorded

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

media" (2.56 units), followed by "livestock, poultry, silkworm, and honeybee breeding and hunting" (2.27 units). With a total of 4.06 units, the knowledge-based "publishing, printing, and reproduction of recorded media" sector possessed the highest total linkages, followed by "livestock, poultry, silkworm and honeybee breeding and hunting" (4.00 units), and "food products and beverages" (3.66 units). High linkage coefficients in knowledge-based sectors demonstrate that these industries can play a unique role and hold significant strategic importance for the country.

CONCLUSION

Based on the total linkages between the 16 identified sectors and the Iranian economy, the priority for concentration and policymaking is as follows: livestock, poultry, breeding of silkworms and bees, and hunting; production of food products and beverages; textiles; wood and wood products; paper and paper products; publishing, printing, and dissemination of recorded media; coal; products from petroleum and nuclear fuels treatment; chemical materials and products; rubber and plastics products; and other building sectors. Therefore, the state and policymakers must prioritize investment in these sectors based on the sum of their backward and forward linkage coefficients, as these sectors can support the growth and development of a larger segment of the economy. Regarding resource allocation priorities, policymakers are encouraged to move toward an economic structure characterized by highly complex, knowledge-based products. Consistent with the findings of other research in this field, this study indicates that through appropriate investment, policymakers can steer the country's development toward the production of diverse, knowledge-based, and high-complexity products.

References

Ahmadian Divkoti, M. M., Aghajani, H. A., Shirkhodaei, M., & Tehranchian, A. M. (2019). Measuring Iran's economic complexity in order to realize a resistive economy. *Basij Strategic Studies, 21*(81), 169-190. [In Persian].

Andreosso-O'Callaghan, B., & Yue, G. (2004). Intersectoral linkages and key sectors in China, 1987–1997. *Asian Economic Journal, 18*(2), 165-183.

Azizi, J., & Yazdani, S. (2004). Determination of comparative advantage of the main horticultural products in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 12(45), 115-136.

Bahar, D., Rapoport, H., & Turati, R. (2022). Birthplace diversity and economic complexity: Cross-country evidence. *Research Policy, 51*(8), 103991.

Balassa, B. (1965). Tariff protection in industrial countries: An evaluation. *Journal of Political Economy, 73*(6), 573-594.

Banoui, A. A., Khalatbari, F., Momeni, F., Mahmoudi, M., Mehrara, M., & Tabatabai, R. (2001). Investigating the effects and consequences of the equalization of the exchange rate on the production price index, production factors and cost of living. *Majlis and Strategy, 32*, 42-63. [In Persian].

Banoui, A. A., & Mohagheghi, M. (2005). The role of the information sector in Iran's economy, with the approach of the input–output model. *Planning and Budgeting Quarterly, 10*(1), 3-29. [In Persian].

Banoui, A. A., Vali Zadeh, A., Sadeqi, N., Mastali Parsa, M., & Moosavi Nik, H. (2015). *Updating the Input-Output Table, Social Accounting Matrix and designing the CGE pattern and their applications in socio-economic policy making: 17. Statistical basis of the social accounting matrix of 2011*. Parliament Research Center, Office of Economic Studies. [In Persian].

Bournakis, I., & Tsoukis, C. (2016). Government size, institutions, and export performance among OECD economies. *Economic Modelling, 53*, 37-47.

Burke, P. (2007). A social history of knowledge revisited. *Modern Intellectual History, 4*(3), 521-535.

Chabán-García, O., & Hidalgo-Capitán, A. L. (2023). Green economy and green jobs: A multisectoral analysis by means of Spain's social accounting matrix. *Brazilian Journal of Political Economy, 43*, 380-397.

Chenery, H. B., & Watanabe, T. (1958). International comparisons of the structure of production. *Econometrica, 26*(4), 487-521.

Chu, L. K., & Hoang, D. P. (2020). How does economic complexity influence income inequality? New evidence from international data. *Economic Analysis and Policy, 68*, 44-57.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Coates, D., & Warwick, K. (1999). *The knowledge driven economy: Analysis and background*. Department of Trade and Industry.

Dahlman, C. J., & Aubert, J. E. (2001). *China and the knowledge economy: Seizing the 21st century*. World Bank Publications.

Dashti, G., Khodaverdizadeh, M., & Mohammad, R. R. (2010). Analysis of pistachio's comparative advantages and global export market structure. *Journal of Agricultural Economics, 4*(1), 1-24.

Dietzenbacher, E. (1992). The measurement of interindustry linkages: Key sectors in the Netherlands. *Economic Modelling, 9*(4), 419-437.

Drucker, P. F. (1988). The coming of the new organization. *Harvard Business Review, 66*(1), 45-53.

Erkan, B., & Yildirimci, E. (2015). Economic complexity and export competitiveness: The case of Turkey. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 195*, 524-533.

Ghasemi, H., Zanjani, M. S., & Mousakhani, M. (2012). Identification and documentation of managerial experiences: A conceptual framework. *Proceedings of the 16th European Conference on Knowledge Management*, 389.

Ghavidel, S. (2012). Analysis of the structure and the comparative advantage of manufactured commodities in Iran with the emphasis on the shift-share analysis approach. *Journal of Economic Research, 1*(1), 127-144.

Gómez-Zaldívar, F., & Molina-Perez, E. (2021). Evolution of the productive capabilities of Mexico: Economic complexity analysis for the development of special economic zones (SEZ). *The International Trade Journal, 35*(1), 4-18.

Hausmann, R. (2013). *The tacit knowledge economy*. Project Syndicate.

Hausmann, R., Hidalgo, C. A., Bustos, S., Coscia, M., & Simoes, A. (2014). *The atlas of economic complexity: Mapping paths to prosperity*. MIT Press.

Hausmann, R., Hidalgo, C. A., Bustos, S., Coscia, M., & Simoes, A. (2007). *The product space conditions the development of nations*. Science.

Hausmann, R., & Klinger, B. (2006). *Structural transformation and patterns of comparative advantage*. Center for International Development Working Paper No. 128.

Hausmann, R., & Klinger, B. (2009). *Policies for achieving structural transformation in the Caribbean*. Private Sector Development Discussion Paper No. 2.

Hausmann, R., Hwang, J., & Rodrik, D. (2007). What you export matters. *Journal of Economic Growth, 12*(1), 1-25.

Heng, T. M., & Thangavelu, S. M. (2006). *Singapore information sector: A study using input-output table*. East Asian Bureau of Economic Research.

Hidalgo, C. A. (2015). *Why information grows: The evolution of order, from atoms to economies*. Basic Books.

Hidalgo, C. A., & Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the National Academy of Sciences, 106*(26), 10570-10575.

Hoang, D. P., & Chu, L. K. (2022). Progression to higher economic complexity: The role of institutions. *Journal of the Knowledge Economy, 13*, 1-28.

Hor, C. (2021). Assessing the dynamic tourism inter-industry linkages and economic structural changes in Cambodia's economy. *Journal of Economic Structures, 10*(1), 1-24.

Inoua, S. (2023). A simple measure of economic complexity. *Research Policy, 52*(7), 104793.

Jahangard, E. (2006). The effect of information technology (IT) on the production of industrial industries in Iran. *Iran Economic Research, 7*(25), 83-107. [In Persian].

Kebede, S., & Heshmati, A. (2023). Sectoral linkage in the Ethiopian economy: A social accounting matrix multiplier analysis. *Structural Change and Economic Dynamics, 64*, 474-490.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Khan, H. A., & Thorbecke, E. (1989). Macroeconomic effects of technology choice: Multiplier and structural path analysis within a SAM framework. *Journal of Policy Modeling, 11*(1), 131-156.

Liesner, H. H. (1958). *United States imports and world trade*. National Institute of Economic and Social Research.

Liguo, X., Ahmad, M., Khan, S., Haq, Z. U., & Khattak, S. I. (2023). Evaluating the role of innovation in hybrid electric vehicle-related technologies to promote environmental sustainability in knowledge-based economies. *Technology in Society, 72*, 102283.

López, M. D. C. D., & Fonseca-Zendejas, A. S. (2023). Analysis of the intersectoral synchronization of the Mexican economy. *Structural Change and Economic Dynamics, 64*, 225-235.

Magalhães, L., Kuffer, M., Schwarz, N., & Haddad, M. (2023). Bringing economic complexity to the intra-urban scale: The role of services in the urban economy of Belo Horizonte, Brazil. *Applied Geography, 150*, 102837.

Mahdavi, A., & Malekshahian, M. (2005). The investigation of the comparative advantage of exportable commodities in Iranian petrochemical industry. *Iranian Journal of Economic Research, 6*(21), 91-113. [In Persian].

Meier, G. M., & Stiglitz, J. E. (Eds.). (2001). *Frontiers of development economics: The future in perspective*. World Bank Publications.

Moshiri, S., & Jahangard, E. (2006). ICT impact on the labor productivity in the Iranian manufacturing industries; a multilevel analysis. *Iranian Economic Review, 11*(16), 121-142. [In Persian].

Nonaka, I. (1991). The knowledge-creating company. *Harvard Business Review, 69*(6), 96-104.

OECD. (1997). *National innovation system*. OECD Publishing.

Pal, B. D., & Bandarlage, J. S. (2017). Value-added disaggregated social accounting matrix for the Indian economy of the year 2007–2008. *Journal of Economic Structures, 6*(1), 1-20.

Pazham, S. M., & Salimifar, M. (2016). An examination of economic complexity index effect on economic growth in the top 42 countries producing science. *Journal of Economics and Regional Development, 22*(10), 16-38. [In Persian].

Rasmussen, P. N. (1956). *Studies in inter-sectoral relations*. North-Holland.

Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy, 98*(5), S71-S102.

Round, J. (2003). Social accounting matrices and SAM-based multiplier analysis. In *The impact of economic policies on poverty and income distribution: Evaluation techniques and tools* (pp. 261-276). World Bank.

Seddighi, H. R. (2015). A model of a firm's innovation and growth in a knowledge-based economy. *Journal of the Knowledge Economy, 6*, 215-227.

Shahmoradi, B., & Chiniforooshan, P. (2017). Measuring the knowledge and skill using economic complexity approach. *Rahyaft, 27*(67), 39-58. [In Persian].

Shahmoradi, B., & Eshtheardi, M. S. A. (2018). Investigating the status of Iran's technological competitiveness in the region, based on the economic complexity approach. *Journal of Science and Technology Policy, 10*(1), 29-39. [In Persian].

Shahmoradi, B., Hafezi, R., & Chiniforooshan, P. (2023). Industrial development policies based on economic complexity under plausible scenarios: Case of Iran 2027. *Journal of the Knowledge Economy, 14*, 1-26.

Shakeri Bostanabad, R., & Ansari, V. (2026). The relationship between banking facilities and Iran's economic growth: Evidence from a financial social accounting matrix. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 22*(4), 89-126. [In Persian].

Thomas, A., & Carl, D. (Eds.). (2001). *Korea and the knowledge-based economy: Making the transition*. OECD Publishing.

Thorbecke, E. (2000). *The use of social accounting matrices in modeling*. International Association for Research in Income and Wealth.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Thorbecke, E., & Jung, H. S. (1996). A multiplier decomposition method to analyze poverty alleviation. *Journal of Development Economics, 48*(2), 279-300.

Utkovski, Z., Pradier, M. F., Stojkoski, V., Perez-Cruz, F., & Kocarev, L. (2018). Economic complexity unfolded: Interpretable model for the productive structure of economies. *PLoS One, 13*(8), e0200822.

Valinezhad Torkamani, R., Banouei, A. A., & Jelodari Mamaghani, M. (2013). Assessing intersectional linkages using eigenvector method: Case study of Tehran province. *The Economic Research, 13*(2), 37-59. [In Persian].

Vu, T. V. (2022). Does institutional quality foster economic complexity? The fundamental drivers of productive capabilities. *Empirical Economics, 63*(3), 1571-1604.

Wang, F., Wu, M., & Wang, J. (2023). Can increasing economic complexity improve China's green development efficiency?. *Energy Economics, 117*, 106443.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)(2026) **23(1) 39-62**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Investigating Herd Behavior in Tehran Stock Exchange Market

Milad Ebrahimi *, Habib Ansari Samani **

* Master of Financial Management, Department of Accounting and Finance, Faculty of Economics, Management And Accounting, Yazd University, Yazd, Iran
Email: *ebrahimi.mmilad@gmail.com*

** *Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management And Accounting, Yazd University, Yazd, Iran (Corresponding Author)*
Email: *H.samani@yazd.ac.ir*
0000-0002-0075-5097
Postal address*:Department of Economics, Management and Accounting, Faculty of Economics, Yazd University, University Blvd, Safaiyeh, Yazd Province, Iran*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 05 November 2023 ***revision: 12 April 2024*** ***acceptance: 04 June 2024***	***G41 ,H12 ,G01***	***Herding behavior, behavioral finance, Tehran Stock Exchange***

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Ebrahimi, Milad & Ansari Samani, Habib. (2026). Investigating Herd Behavior in Tehran Stock Exchange Market. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 23 (1), 39-62.
10.22055/jqe.2024.45177.2586

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

Herd behavior has spread in many environments, including sociology, psychology, economics and finance. Basically, herd behavior is one of the key issues in the field of behavioral finance. In financial markets, herd behavior is a process in which investors may ignore their logical analysis and instead take behavior like a group. This type of behavior can have different reasons, such as job concerns, the same style of investment and other factors. Herding Behavior, as a visible social and behavioral phenomenon in financial markets, has a significant impact on market performance. In addition, large-scale herding behavior can lead to an unexpected boom or fall in financial markets. These sudden and unpredictable changes can have irreparable effects on the whole economy. In other words, herd behavior may cause major fluctuations in financial markets, which leads to instability as well as market stability. Hence, due to the lack of a comprehensive study of herd behavior in the growth and fall of recent years in the Tehran Stock Exchange, the authors have examined this behavior in the Tehran Stock Exchange.

METHODOLOGY

The present study is descriptive-survey in terms of purpose, application and method and nature. Also, the duration of the research is 6 years from 2016 to 2022. To select sample companies using the systematic elimination sampling method, 130 companies have been selected as sample volumes. Also, the daily data of these companies has been used. In order to measure the herd behavior of the Tehran Stock Exchange, the authors have used the absolute cross-sectional deviation (CSAD) .

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

FINDINGS

In order to find evidence of herd behavior in Tehran Stock Exchange, regression ols are used. Considering that the square coefficient of market returns in Table 1 is negative. It can be seen that over the course of the period under review, investors follow market performance and ignore individual stock characteristics. Hence, there is significant evidence of herd behavior at the market level over the entire daily interval.

Table 1.The results of regression
Source: Research results

Independent variables	coefficients	T - Statistics	Prob	Conclusion
C	0.0158	32.048	0.000	Significant in the model
ABS_Rm	0.472	15.296	0.000	Significant in the model
SQ_Rm	-20.322	-15.135	0.000	Significant in the model
AR(1)	0.849	55.742	0.000	Significant in the model
F-statistic		761.025	**R-squared**	0.712
Prob		0.000		
Durbin-Watson stat		2.48	**Adjusted R-squared**	0.711

After knowing the existence of a herd of behavior in the Tehran Stock Exchange, the authors affected the effect of this behavior during the rise and decline of the market. According to the negative factors of y_4 and y_3 in Table 2 , it can be concluded that herd behavior has existed both during the decline of the market and during the boom of the market during the period under review. Also, given that the absolute value of the y_4 coefficient is higher than

y_3 , it can be concluded that the amount of herd behavior during the decline of the market has increased since the boom of the market.

Table 2.The results of regression
Source: Research results

Independent variables	coefficients	T - Statistics	Prob	Conclusion
C	0.016	32.425	0.000	Significant in the model
$(1-D)R_{m,t}$	0.344	16.365	0.000	Significant in the model
$D\ R_{m,t}$	-0.455	-16.012	0.000	Significant in the model
$(1-D){R_{m,t}}^2$	-15.051	-22.386	0.000	Significant in the model
${D^2}_{m,t}$	-17.582	-15.987	0.000	Significant in the model
AR(1)	0.849	58.378	0.000	Significant in the model
F-statistic		527.262	**R-squared**	0.698
Prob		0.000		
Durbin-Watson stat		2.453	**Adjusted R-squared**	0.697

CONCLUSION

Herd behavior is one of the most important issues in the field of financial behavior that can distract the price of assets from their fundamental value. Sometimes the imitation of institutional investors leads to market price efficiency. According to the findings of this research, in particular, the more severe herd behavior of investors during the decline of the market, it is suggested that policymakers try to provide solutions with increased investor tolerance during the decline of the market. It is also suggested that by

comparing the capital market of Iran with other capital markets of other countries, the deeper identification of the causes of the underlying herd behavior being addressed.

References

Banerjee, A. V. (1992). A Simple Model of Herd Behavior. *The Quarterly Journal of Economics, 107*(3), 797-817. doi:10.2307/2118364

Batmunkh, M.-U., Choijil, E., Vieito, J. P., Espinosa-Méndez, C., & Wong, W.-K. (2020). Does herding behavior exist in the Mongolian stock market? *Pacific-Basin Finance Journal, 62*, 101352. doi:10.1016/j.pacfin.2020.101352

Bikhchandani, S., Hirshleifer, D., & Welch, I. (1992). A Theory of Fads, Fashion, Custom, and Cultural Change as Informational Cascades. *Journal of Political Economy, 100*(5), 992-1026. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/2138632

Bikhchandani, S., & Sharma, S. (2001). Herd Behavior in Financial Markets. *IMF Staff Papers, 2001*(002), A001. doi:10.5089/9781451973747.024.A001

Celiker, U., Chowdhury, J., & Sonaer, G. (2015). Do mutual funds herd in industries? *Journal of Banking & Finance, 52*, 1-16. doi:https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.11.006

Chang, E. C., Cheng, J. W., & Khorana, A. (2000). An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective. *Journal of Banking & Finance, 24*(10), 1651-1679. doi:10.1016/S0378-4266(99)00096-5

Chauhan, Y., Ahmad, N., Aggarwal, V., & Chandra, A. (2020). Herd behaviour and asset pricing in the Indian stock market. *IIMB Management Review, 32*,143-152 .doi:10.1016/j.iimb.2019.10.008

Chevalier, J., & Ellison, G. (1999). Career Concerns of Mutual Fund Managers. *The Quarterly Journal of Economics, 114*(2), 389-432. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/2587013

Chiang, T. C., Li, J., & Tan, L .(۲۰۱۰) .Empirical investigation of herding behavior in Chinese stock markets: Evidence from quantile regression analysis. *Global Finance Journal, 21*(1), 111-124. doi:https://doi.org/10.1016/j.gfj.2010.03.005

Chiang, T. C., & Zheng, D. (2010). An empirical analysis of herd behavior in global stock markets. *Journal of Banking & Finance, 34*(8), 1911-1921. doi:10.1016/j.jbankfin.2009.12.014

Choi, N., & Sias, R. W. (2009). Institutional industry herding. *Journal of Financial Economics, 94*(3), 469-491. doi:https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.12.009

Choi, N., & Skiba, H. (2015). Institutional herding in international markets. *Journal of Banking & Finance, 55*, 246-259. doi:https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.02.002

Chong, T. T.-L., Liu, X., & Zhu, C. (201 .(۷What Explains Herd Behavior in the Chinese Stock Market? *Journal of Behavioral Finance, 18*(4), 448-456. doi:10.1080/15427560.2017.1365365

Christie, W. G., & Huang, R. D. (1995). Following the Pied Piper: Do Individual Returns Herd around the Market? *Financial Analysts Journal, 51*(4), 31-37. doi:10.2469/faj.v51.n4.1918

Filip, A. M., & Pochea, M. M. (2023). Intentional and spurious herding behavior: A sentiment driven analysis. *Journal of Behavioral and Experimental Finance, 38*, 100810. doi:10.1016/j.jbef.2023.100810

Galariotis, E. C., Rong, W., & Spyrou, S. I. (2015). Herding on fundamental information: A comparative study. *Journal of Banking & Finance, 50*, 589-598. doi:https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.03.014

Gavriilidis, K., Kallinterakis, V & ,.Ferreira, M. P. L. (2013). Institutional industry herding: Intentional or spurious? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 26*, 192-214. doi:https://doi.org/10.1016/j.intfin.2013.05.008

Gębka, B., & Wohar, M. E. (2013). International herding: Does it differ across sectors? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 23*, 55-84. doi:https://doi.org/10.1016/j.intfin.2012.09.003

Gholamreza, E. B., & Sara, S. (2008). Investigating and testing the herd behavior of investors using the deviations of stock returns from the total market return in Tehran Stock Exchange *Accounting and Auditing Review, 14*(3), -. doi:20.1001.1.26458020.1386.14.3.2.7

Herat , H., Mahmoud , M., & Forough , H. (2021). Designing and evaluating the model of green behaviors and financial performance in Yazd hotels. *Islamic Azad University Science and Research Branch* .

Holmes, P., Kallinterakis, V., & Ferreira, M. (2011). Herding in a Concentrated Market: a Question of Intent. *European Financial Management, 19*. doi:10.1111/j.1468-036X.2010.00592.x

Holmes, P., Kallinterakis, V., & Ferreira, M. P. L. (2013). Herding in a Concentrated Market: a Question of Intent. *European Financial*

Management, 19(3), 497-520. doi:https://doi.org/10.1111/j.146۸-۰۳۶X.2010.00592.x

Hwang, S., & Salmon, M. (2004). Market stress and herding. *Journal of Empirical Finance, 11*(4), 585-616. doi:10.1016/j.jempfin.2004.04.003

Jafari, A. (2019). Investigating the intensity and weakness of herding behavior with a new method Based on stock market value in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Strategy, 7*(3), 83-107. doi:10.22051/jfm.2019.22428.1803

khojasteh, s., & zanjirdar, m. (2017). The Impact of Investors' herding Behavior on the Stock Returns Using Huang and Solomon Model. *quarterly journal of fiscal and Economic policies, 4*(15), 115-134. Retrieved from http://qjfep.ir/article-1-361-fa.html

Kumar, S. S. S. (2022). Institutional Herding: Causality and Persistence. *IIM Kozhikode Society & Management Review, 11*(2 ,(183-194 . doi:10.1177/22779752211040267

Lao, P., & Singh, H. (2011). Herding behaviour in the Chinese and Indian stock markets. *Journal of Asian Economics, 22*(6), 495-506. doi:10.1016/j.asieco.2011.08.001

Liao, T.-L., Huang, C.-J., & Wu, C.-Y. (2011). Do fund managers herd to counter investor sentiment? *Journal of Business Research, 64*(2), 207-212. doi:https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2010.01.007

Mobarek, A., Mollah, S., & Keasey, K. (2014). A cross-country analysis of herd behavior in Europe. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 32*, 107-127. doi:10.1016/j.intfin.2014.05.008

Nguyen, H. M., Bakry, W., & Vuong, T. H. G. (2023). COVID-19 pandemic and herd behavior: Evidence from a frontier market. *Journal of Behavioral and Experimental Finance, 38*, 100807. doi:10.1016/j.jbef.2023.100807

Pourzamani, Z. (2012). Appraising the Herding Behavior on Institutional Investors with Christie and Huang Model in Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge, 1*, 147-160. Retrieved from https://jik.srbiau.ac.ir/article_7409_23f6fde62e250875353fde4d413fe2ca.pdf

Santi, C., & Zwinkels, R. C. J. (2023). Exploring style herding by mutual funds. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 85*, 101762. doi:10.1016/j.intfin.2023.101762.

Shayestehmand, H., & Pourzamani, Z. (2018). The Effect of Intangible Information by Lakonishok, Shleifer and Vishny Model on Institutional Investors Herding Behavior. *Accounting and Auditing Research*, *10*(40), 147-158. Retrieved from https://www.iaaaar.com/article_98832_1d63d259e4b35aacf9920eed09814e82.pdf

Soroushyar, A., & Ali Ahmadi, S. (2016). The Investigation of the Role of Momentum and Investors' Sentiments on the Herding Behavior in Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge, 5*(18), 147-159. Retrieved from https://jik.srbiau.ac.ir/article_8622_44839f07444152971c33130d95980ae8.pdf

Spyrou, S. (2013). Herding in financial markets: a review of the literature. *Review of Behavioral Finance, 5*(2), 175-194. doi:10.1108/RBF-02-2013-0009.

Tan, L., Chiang, T. C., Mason, J. R., & Nelling, E. (2008). Herding behavior in Chinese stock markets: An examination of A and B shares. *Pacific-Basin Finance Journal*, *16*(1), 61-77. doi:10.1016/j.pacfin.2007.04.004.

Vares, H., Arian, H., Aryanayekta, B., & Bannazadeh, M. J. (2020). Herd Behavior Analysis in Tehran Stock Exchange with Chiang and Zheng Model. *Financial Research Journal*, *22*(3), 388-407. doi:10.22059/frj.2020.292714.1006951.

Vo, X. V., & Phan, D. B. A. (2019). Herd behavior and idiosyncratic volatility in a frontier market. *Pacific-Basin Finance Journal*, *53*, 321-330. doi:10.1016/j.pacfin.2018.10.005.

Xing, S., Cheng, T., & Sun, S. (2024). Do investors herd under global crises? A comparative study between Chinese and the United States stock markets. *Finance Research Letters, 62*, 105120. doi:10.1016/j.frl.2024.105120

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) (2026) **23(1) 63-98**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



The Impact of Company Life Cycle on Systematic Risk of Tehran Stock Exchange Listed Companies

Sakineh Sojoodi *, Zahra Alipour **, Elmira Azizi Norouzabadi ***

** Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *s_sojudi@tabrizu.ac.ir*

: **0000-0002-2109-3555**
Postal address*: 29 Bahman Blv, Univesity of Tabriz, Tabriz, Iran.*

*** M.A. in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran*
Email: *zahra1377.alipour@gmail.com*

*** M.A. student in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran*
Email: *elmira.azizi2000@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 04 December 2023 ***Revision: 07 April 2024*** ***Acceptance: 04 June 2024***	***G11, G12, C61, C67, L70.***	***Systematic risk, company life cycle, financial leverage, operational risk, inherent business risk, growth option.***

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Sojoodi, Sakineh., Alipour, Zahra., Azizi Norouzabadi, Elmira. (2026). The Impact of Company Age on Systematic Risk of Tehran Stock Exchange Listed Companies. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 23(1), 63-98.
10.22055/jqe.2024.45451.2595

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

Understanding the factors that influence investment at both micro and macro levels is crucial for economic growth and development. At the micro level, return and risk are key determinants of investment. Risk, in particular, can be categorized into two types: unsystematic risk (which can be avoided) and systematic risk (which is unavoidable). Systematic risk cannot be reduced through diversification. Therefore, awareness of systematic risk is important in decision-making processes. Since systematic risk is influenced by the structure and characteristics of firms, and these characteristics change throughout a firm's life cycle, it is reasonable to expect that risk is related to the age of the company. However, the variable of company age has been neglected and received less attention in the literature on systematic risk. Thus, the main objective of this study is to investigate the impact of company age on systematic risk.

METHODOLOGY

In this research, the beta coefficient has been utilized as a measure of systematic risk. Panel data regression analysis, conducted using Eviews and Stata software, was employed to examine the relationship between beta and its determining variables during the years 2014 to 2021. The testing procedure for the hypotheses is as follows: First, the pool model and panel model were compared using the Limer test, and based on the results of this test, the appropriate model was selected. If the panel model with fixed effects was confirmed, the Hausman test was conducted to determine whether the panel model should be fixed or random effect. In this study, company age was measured as the number of years since the establishment of the company. To

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

test the effect of company age on systematic risk at different stages of the life cycle, the age variable was included in the model in the form of the logarithm of the company's age, the inverse of the company's age, and the square of the company's age.

FINDINGS

The results of the study indicate that as the age of the company increases, systematic risk also increases. However, this increase in risk diminishes over time. Specifically, when companies are young, an increase in age leads to a sharp rise in risk. However, as companies mature, the increase in risk with age becomes less pronounced. The increase in systematic risk with company age may be attributed to companies failing to adapt to changes in the market and business environment, increased competition over time, and deviations from the company's strategies. Furthermore, as companies age, they require more innovation and change to sustain growth. Failure to address this need can result in an increase in systematic risks.

CONCLUSION

Based on the findings of this study, it is observed that although the age of a company has a positive impact on its systematic risk, this effect gradually diminishes as the company becomes more established. Stated differently, the influence of this variable on systematic risk is more significant among younger companies. Consequently, companies in their early years should prioritize risk management and address the challenges associated with aging through strategies such as innovation, technological advancement, and continuous improvement in their offerings of products and services. They should also strive to diversify their products, markets, and activities, enhance the skills of their employees, upgrade their knowledge and expertise, update their strategies and processes, and adapt to the complexities of the environment. Additionally, it is recommended to establish a team of experienced professionals specialized in risk management, develop comprehensive risk management policies, formulate specific plans to identify, evaluate, and mitigate risks, and leverage available risk management technologies and tools.

Reference

Abdulmaleki, Y. (2018). The effect of firm size on the relationship between ownership structure and systematic risk. Master's thesis. Faculty of

Humanities, Department of Accounting. *Islamic Azad university*. Available at: *https://ganj.irandoc.ac.ir/#/articles/42773b8ebea08373a545f346d8802520* [In Persian].

Aghaei, M. A., Norouzi, M., Bayat, M. & Mohebkhah, M. (2018). Corporate Life Cycle, Risk-Taking and Investor Sentiment: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Advances*, 10(1 (3/74)), 1-29. 10.22099/JAA.2018.27432.1647 [In Persian].

Alaghi, K. (2011). Financial leverage and systematic risk. *African Journal of Business Management*, *5*(15), 6648-6650.

Alaghi, K. (2012). Operating leverage and systematic risk. *African Journal of Business Management*, 6(3), 1095-1099.

Thani, I. (2013). The effects of growth opportunities, operating leverage and financial leverage on the systematic risk of companies listed on the Tehran Stock Exchange (1381-1390). Master's thesis in the field of financial management. Faculty of Administrative Sciences and Economics. *University of Esfahan.* Available at: *https://ganj.irandoc.ac.ir/#/articles/4ecc9a763863ce874786bb5ac6425ac8* [In Persian].

Al-Qaisi, K. M. (2011). The economic determinants of systematic risk in the Jordanian capital market. *International Journal of Business and Social Science*, 2(20).

Andarzian, M. (2016). Investigating the relationship between accounting profit, degree of operating leverage, degree of financial leverage whit systematic risk of companies listed on Tehran Stock Exchange. *Comprehensive Conference of Management and Accounting Sciences*, Tehran, Available at: https://civilica.com/doc/606042 [In Persian].

Anthony, J. H., & Ramesh, K. (1992). Association between accounting performance measures and stock prices: A test of the life cycle hypothesis. *Journal of Accounting and economics*, 15(2-3), 203-227.

Arslan, Ç. (2013). The systematic risk determinants of tourism industry in Turkey (Doctoral dissertation, *Eastern Mediterranean University (EMU)).*

Badiei, M. , Ebrahimi Sarve Oliya, M. H. and Sargolzaei, M. (2025). The effect of performance of the Tehran Stock Exchange and Iran FaraBourse Sukuk Index on the risk-adjusted returns of mutual funds: Fama and French three-factor model. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *22*(3), 174-207. doi: 10.22055/jqe.2023.43296.2549 (in Persian).

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Bergmann, D. R., Corrar, L. J., Nakamura, W. T., & de Oliveira, M. A. (2007). Testando o CAPM no mercado de capitais brasileiro via GMM. *Revista de Economia e Administração*, 6(3).

Brealey, R. A., & Myers, S. C. (2003). *Capital investment and valuation*. McGraw Hill Professional.

Chen, Y. R., Cheng, C. S., & Huang, Y. L. (2012). Value of cash holdings: The impact of cash from operating, investment and financing activities. Yu-Lin, Value of Cash Holdings: The Impact of Cash from Operating, Investment and Financing Activities (January 11, 2012).

Chincarini, L. B., Kim, D., & Moneta, F. (2020). Beta and firm age. *Journal of Empirical Finance*, *58*, 50-74.

Chung, K. H. (1989). The impact of the demand volatility and leverages on the systematic risk of common stocks. *Journal of Business Finance & Accounting*, 16(3), 343-360.

Chung, K. H., & Charoenwong, C. (1991). Investment options, assets in place, and the risk of stocks. *Financial Management*, 21-33.

DeAngelo, H., DeAngelo, L., & Stulz, R. M. (2006). Dividend policy and the earned/contributed capital mix: a test of the life-cycle theory. *Journal of Financial economics*, 81(2), 227-254.

Dickinson, V. (2011). Cash flow patterns as a proxy for firm life cycle. *The Accounting Review*, 86(6), 1969-1994.

Gahlon, J. M., & Gentry, J. A. (1982). On the relationship between systematic risk and the degrees of operating and financial leverage. *Financial Management*, 15-23.

Gashtasbi, S. (2021). The relationship between the company's life cycle, risk tolerance and investor's inclinations in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *The second international conference on new challenges and solutions in industrial engineering and management and accounting*, Damghan. Available at: https://civilica.com/doc/1244412 [In Persian].

Griffin, H. F., & Dugan, M. T. (2003). Systematic risk and revenue volatility. *Journal of Financial Research*, 26(2), 179-189.

Groenewald, N., & Fraser, P. (2000). Forecasting beta: How well does the 'five-year rule of thumb'do? *Journal of Business Finance & Accounting*, 27(7-8), 953-982.

Haghighi, R. (2020). The Systematic Risk Behavior in the Life Cycle Stages of Companies and the Moderating Effect of Managerial Ability. *Iranian Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 4(2), 1-18.

Hamada, R. S. (1972). The effect of the firm's capital structure on the systematic risk of common stocks. *The journal of finance*, 27(2), 435-452.

Hill, N. C., & Stone, B. K. (1980). Accounting betas, systematic operating risk, and financial leverage: A risk-composition approach to the determinants of systematic risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 15(3), 595-637.

Hong, G., & Sarkar, S. (2007). Equity systematic risk (beta) and its determinants. *Contemporary Accounting Research*, 24(2), 423-466.

Iqbal, M. J., & Shah, S. Z. A. (2012). Determinants of systematic risk. *The Journal of Commerce*, 4(1), 47.

Iqbal, S., Iqbal, N., & Khan, N. (2015). Systematic risk determinants: A case of manufacturing sector of Pakistan (2009-2014). *Industrial Engineering Letters*, 5(7), 87-92.

Jaafar, M. N., Muhamat, A. A., Basri, M. F., & Alwi, S. F. S. (2020). Determinants of systematic risk: Empirical evidence from Shariah compliants firms listed on Bursa Malaysia. *International Business Education Journal*, *13*(1), 71-82

Jola, J. (2009). Investigating the relationship between financial leverage and systematic risk of companies listed on the Tehran Stock Exchange (1386-1380). Master's thesis in the field of financial management. *Faculty of Economic Sciences.* Available at: *https://ganj.irandoc.ac.ir/#/articles/88b887c08d40226eb4e08684802a30d0* [In Persian].

Jovanovic, B., & Rousseau, P. L. (2002). The Q-theory of mergers. *American Economic Review*, *92*(2), 198-204.

Karami, Gh., & Omrani, H. (2010). The effect of the company's life cycle on the degree of relevance of risk and performance measures. *Financial Accounting Research*, 2(3), 49-64. Available at: https://dorl.net/dor/20.1001.1.23223405.1389.2.3.4.0 [In Persian].

Kim, D. (1993). The extent of nonstationarity of beta. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 3(2), 241-254.

Kim, H., Kim, J., & Gu, Z. (2012). An examination of US hotel firms' risk features and their determinants of systematic risk. *International Journal of Tourism Research*, 14(1), 28-39.

Lee, C. H., & Hooy, C. W. (2012). Determinants of systematic financial risk exposures of airlines in North America, Europe and Asia. *Journal of Air Transport Management*, 24, 31-35.

Lee, J. S., & Jang, S. S. (2007). The systematic-risk determinants of the US airline industry. Tourism management, 28(2), 434-442.

Liu, H., Zhang, H., Gao, Y. C., & Chen, X. D. (2022). Firm age and beta: Evidence from China. *International Review of Economics & Finance*, 77, 244-261.

Mandelbrot, B., & Hudson, R. L. (2004). *A fractal view of risk, ruin and reward*.

Mandelker, G. N., & Rhee, S. G. (1984). The impact of the degrees of operating and financial leverage on systematic risk of common stock. *Journal of financial and quantitative analysis*, 19(1), 45-57.

Mensah, Y. M. (1992). Adjusted accounting beta, operating leverage and financial leverage as determinants of market beta: A synthesis and empirical evaluation. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2(2), 187-203.

Miller, M. H., & Modigliani, F. (1961). Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares. *The Journal of Business*, 34(4), 411–433.

Minoui, M. & Esmaili, M. (2016). Investigating the relationship between financial leverage and operational leverage with systematic risk in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *The 6th international accounting and management conference and the 3rd entrepreneurship and open innovation conference*, Tehran. Available at: https://civilica.com/doc/577877 [In Persian].

Myers, S. C., & Turnbull, S. M. (1977). Capital budgeting and the capital asset pricing model: Good news and bad news. *The Journal of Finance*, 32(2), 321-333.

Nguyen, T. D.-T. and D. H. Vo (2019). The Determinants of Systematic Risk in Vietnam. *Advances in Decision Sciences* 23(2): 1-21.

Park, S. Y., & Kim, S. H. (2016). Determinants of systematic risk in the US Restaurant industry: A technical perspective. *Tourism Economics*, 22(3), 621-628.

Ghalibaf Asl, H., Salmalian, S. & Pakbaz, M. (2019). A comparison of fundamental and historical beta in assessment of systematic risk Evidence from Tehran Security Exchange. *Financial knowledge of securities analysis*, 12(43). 181-192. Available at: https://sanad.iau.ir/Journal/jfksa/Article/803525 [In Persian].

Rahmani, F. (2019). Examining the relationship between systematic risk and financial leverage considering the role of asset liquidity. Master's thesis. Management Department, *Qazvin Institute of Higher Education.* Available at:

https://ganj.irandoc.ac.ir/#/articles/a560e47d74b45834e8887186a0c3f0d6 [In Persian].

Ramalingegowda, S., Wang, C. S., & Yu, Y. (2013). The role of financial reporting quality in mitigating the constraining effect of dividend policy on investment decisions. *The accounting review*, 88(3), 1007-1039.

Roh, Y. S. (2002). Size, growth rate and risk sharing as the determinants of propensity to franchise in chain restaurants. *International Journal of Hospitality Management*, 21(1), 43-56.

Rostami, W., Seyyedi, A. & Salmanian, L. (2014). Firm Life Cycle Stages and Performance Evaluation Criterions. Financial *Accounting Knowledge*, 1(1), 129-141. Available at: https://jfak.journals.ikiu.ac.ir/article_516.html?lang=en [In Persian].

Saeedi, A. & Rameshe, M. (2011). The Systematic Risk Determinants in Tehran Stock Exchange. *Financial Accounting Research*, 3(1 (7)), 125-142. Available at: https://far.ui.ac.ir/article_16907.html?lang=en [In Persian].

Saravia, J. A., García, C. S., & Almonacid, P. M. (2020). The determinants of systematic risk: A firm lifecycle perspective. *International Journal of Finance & Economics*, 26(1), 1037-1049.

Schlueter, T., & Sievers, S. (2014). Determinants of market beta: the impacts of firm-specific accounting figures and market conditions. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 42(3), 535-570.

Shin, Y. H. (2009). An examination of the systematic risk determinants of the casino industry. Oklahoma State University.

Shokri, A. & Taheri, A. (2021), the relationship between life cycle and risk-taking in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *The 7th International Conference on Financial Management, Business, Banking, Economics and Accounting.* Available at: *https://civilica.com/doc/1230432* [In Persian].

Shahrazi, M. and shahrazi, M. (2025). An Application of Econophysics to Investigate the Relationship between Trading Volume and Stock Returns in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 22*(3), 84-114. doi: 10.22055/jqe.2023.42398.2529 (in Persian).

Sullivan, T. G. (1978). The cost of capital and the market power of firms. *The Review of Economics and Statistics*, 209-217.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Thanatawee, Y. (2011). Life-cycle theory and free cash flow hypothesis: Evidence from dividend policy in Thailand. *International Journal of Financial Research*, 2(2), 52.

Younas, K., & Sarmad, M. (2020). The Impact of Degree of Financial Leverage and Degree of Operating Leverage on the Systematic Risk of Common Stock. *Malaysian E Commerce Journal (MECJ)*, 4(1), 24-32.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) (2026) **23(1) 99-132**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Directional Volatility Spillovers-based Fuzzy Clustering for Financial Time Series: Evidence from Stocks of Companies Listed on the Tehran Securities Exchange

Elham Farzanegan *

** Assistant Professor of Economics, Department of Economics and Social Sciences, Nahavand Higher Education Complex, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *e.farzanegan@basu.ac.ir*
0000-0002-3725-3189
Postal address*: Shahid Mostafa Ahmadi Roshan, Nahavand Higher Education Complex, Bu-Ali Sina University, Hamedan,Iran. Postal code: 6517838695.*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 27 December 2023 Revision: 07 May 2024Acceptance: 05 June 2024	***C34, C61, G12***	***Fuzzy Partitioning Around Medoids, Directional Volatility Spillovers, Weighted Dissimilarity Measure, Exponential Distance, Tehran Securities Exchange***

Acknowledgments: we appreciate the Reviewers' insightful suggestions on improving the quality of the research.
Conflict of Interest: The author declare no conflict of interest.
Funding: The author received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Farzanegan, Elham. (2026). Directional volatility spillovers-based fuzzy clustering for financial time series: evidence from stocks of companies listed on the Tehran Securities Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (former Economics Studies)*, 23 (1), 99-132.
10.22055/jqe.2024.45633.2597

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

Clustering is an unsupervised learning technique for detecting similarities or differences between financial time series. One of the important aspects of clustering is how dissimilarities can be measured. To obtain meaningful clusters, stylized empirical facts of time series should also be included in the definition of dissimilarities.

From the methodological point of view, similarity can be measured using distance measures; the traditional Euclidean distance which is a measure of how close the observations are, can not be a desirable metric for measuring the similarity between time series as it does not make any assumptions about important characteristics of data.

In literature, when actual financial time series are considered, properly defining dissimilarity also becomes more complicated. Some characteristics previously used for clustering of financial time series are return volatilities, long-term memory, auto-correlation, heterogeneity variance, higher order moments, asymmetry, and fat trails of empirical densities (Jondeau & Rockinger, 2012; Soltyk & Chan, 2023).

One of the empirical stylized features that has not been studied for clustering is the volatility spillover effects (Cerqueti et al., 2023; D'Urso et al., 2016). Identifying the clusters in volatility spillovers between assets leads to a deep insight into the financial market microstructure, which would have implications for portfolio managers and policymakers to make decisions in periods of financial crises and uncertainty about the economy in general, particularly when directional volatility spillovers have been taken into account (Diebold & Yilmaz, 2009, 2012).

This paper presents an innovation in research methodology using directional volatility spillovers in fuzzy clustering C-medoids. The reviews of the literature reveal that this approach has not yet been applied to emerging markets. So, this research seeks to complement the existing studies by providing empirical findings for the Tehran Stock Exchange.

METHODOLOGY

As the main objective of this research is to cluster data sets based on the directional volatility spillovers - "From" and "To" others, firstly, the stock return volatilities are computed using the Parkinson estimator (Parkinson, 1980). Then, the directional volatility spillover indices are measured based on the H-step ahead generalized forecast-error variance decompositions (GFEVD) in a VAR model (Pesaran & Shin, 1998). Therefore, stocks are partitioned in terms of magnitude as well as directions of volatility spillovers. In other words, dissimilarities are measured according to the contribution of each stock to produce spillover to others and to receive it from them. For this purpose, the dissimilarity between the directional volatility spillovers is calculated by the Euclidean distance based on the weighted combination of "From" and "To" spillovers. In this research, an objective weighting system is adopted which assigns weights to the dimensions of spillovers depending on the specific market under consideration (Cerqueti et al., 2023; D'Urso et al., 2016).

Further, following Wu and Yang (2002) and D'Urso et al. (2016), the weighted Euclidean distance is converted using an exponential function. The exponential weighted Euclidean distance is robust against noise and outliers in the volatility spillovers (D'Urso et al., 2016; Wu & Yang, 2002). Then, these weighted dissimilarity measures are used for fuzzy clustering models. This paper adopts two approaches of fuzzy partitioning around medoids (Fuzzy PAM), namely, the Fuzzy C-Medoids model based on the Volatility Spillover (VS-FCMdd) and the Exponential Fuzzy C-Medoids model based on the Volatility Spillover (VS-E-FCMdd) are considered, which iteratively calculate the optimal weights. Accordingly, the importance of dimensions of directional volatility spillovers in clustering, the medoids of each cluster, and stock membership degrees of each cluster are found. Finally, to determine the optimal number of clusters and to validate these clustering models, the Xie-Beni index is employed (Xie & Beni, 1991).

For this purpose, a daily stock return time series concerning 30 stocks from 28 industries of the Tehran Stock Exchange, from 2008/8/26 to 2023/8/27, has been investigated.

FINDINGS

For the present investigation, the directional volatility spillover indices are estimated for Horizon, $H = 10$, and optimal lag, $P = 5$ for the VAR model; from depicting the estimated values of "From" and "To" spillover indices, the outliers with higher values of spillovers and lower values than others are

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

identified. Moreover, at cluster 2, the Xie-Beni index value reaches the minimum value.

From the empirical evidence, it is found that all the membership degrees of VS-E-FCMdd are lower than those of VS-FCMdd for both clusters. In particular, VS-FCMdd assigns outliers to the cluster with higher membership degrees, but the robust VS-E-FCMdd assigns them with cluster membership degrees near 0/5.

The findings also show that the VS-FCMdd model produces the partition that confirms the high against low "From" volatility spillover pattern; However, some extreme observations remain that have been wrongly assigned to clusters. In contrast, the partitions obtained by the VS-E-FCMdd algorithm imply the low against high volatility spillover pattern; but it excludes the extreme events from this clustering. Therefore, one can obtain a more reliable partition in terms of low and high (i.e. spillovers) clusters. In addition, unlike the VS-FCMdd model, stocks identified in each cluster, are more tight around the medoid of the cluster belonging to it. The empirical results show that the robust clustering model seems to have better performance in clustering the dataset.

CONCLUSION

Empirical findings show that the VS-FCMdd and VS-E-FCMdd clustering models similarly identify a two-group structure in the dataset, i.e. "high" and "low" levels of volatility spillovers. Due to the presence of outliers, the VS-E-FCMdd produces more fuzzy partitions and is effective in clustering the stock volatility spillovers of the Tehran Stock Exchange. The results demonstrate that the VS-E-FCMdd model assigns a higher weight to the "From" volatility spillover. Moreover, the stocks listed on the Tehran Stock Exchange are differentiated mostly in terms of "From" volatility spillover, i.e., the amount of volatility spillover that each stock receives from all other stocks. Particularly, cluster 1 includes the stocks which, in comparison to others, receive more "From" spillovers, but transfer fewer "To" spillovers.

For future research, it is recommended that the dynamic volatility spillover indices be calculated on the rolling time window technology basis, and the new clustering algorithms are generalized based on this alternative measure. Moreover, one could modify the the robust VS-E-FCMdd model to the new robust fuzzy clustering algorithms. Finally, different models for robust fuzzy clustering could be generalized for classifying the nonstationary and nonlinear time series.

Reference

Alonso, A. M., D'Urso, P., Gamboa, C., & Guerrero, V. (2021). Cophenetic-based fuzzy clustering of time series by linear dependency. *International Journal of Approximate Reasoning, 137*, 114–136. https://doi.org/10.1016/j.ijar.2021.07.006

Asghari, F., & Ahmadi, F. (2018). A hybrid model for appraising and forecasting loan repayments (Case study: Karafarini Omid Fund). *Economics Research, 18*(71), 185–223. https://doi.org/10.22054/joer.2018.9833 (in Persian)

Badiei, M., Ebrahimi Sarve Oliya, M. H., & Sargolzaei, M. (2025). The effect of performance of the Tehran Stock Exchange and Iran FaraBourse Sukuk index on the risk-adjusted returns of mutual funds: Fama and French three-factor model. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 22*(3), 174–207. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.43296.2549 (in Persian)

Bastos, J. A., & Caiado, J. (2014). Clustering financial time series with variance ratio statistics. *Quantitative Finance, 14*(12), 2121–2133. https://doi.org/10.1080/14697688.2012.726736

Bastos, J. A., & Caiado, J. (2021). On the classification of financial data with domain agnostic features. *International Journal of Approximate Reasoning, 138*, 1–11. https://doi.org/10.1016/j.ijar.2021.07.008

Bei, H., Mao, Y., Wang, W., & Zhang, X. (2021). Fuzzy clustering method based on improved weighted distance. *Mathematical Problems in Engineering, 2021*, 6687202. https://doi.org/10.1155/2021/6687202

Buncic, D., & Gisler, K. I. M. (2016). Global equity market volatility spillovers: A broader role for the United States. *International Journal of Forecasting, 32*(4), 1317–1339. https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2016.05.001

Caiado, J., Crato, N., & Peña, D. (2006). A periodogram-based metric for time series classification. *Computational Statistics & Data Analysis, 50*(10), 2668–2684. https://doi.org/10.1016/j.csda.2005.04.012

Caiado, J., Maharaj, E. A., & D'Urso, P. (2015). Time-series clustering. In C. Hennig, M. Meila, F. Murtagh, & R. Rocci (Eds.), *Handbook of Cluster Analysis* (pp. 262–285). Chapman & Hall/CRC.

Cerqueti, R., D'Urso, P., De Giovanni, L., Giacalone, M., & Mattera, R. (2022). Weighted score-driven fuzzy clustering of time series with a financial application. *Expert Systems with Applications, 198*, 116752. https://doi.org/10.1016/j.eswa.2022.116752

Cerqueti, R., D'Urso, P., De Giovanni, L., Mattera, R., & Vitale, V. (2023). Fuzzy clustering of financial time series based on volatility spillovers. *Annals of Operations Research*. https://doi.org/10.1007/s10479-023-05560-7

Cerqueti, R., & Mattera, R. (2023). Fuzzy clustering of time series with time-varying memory. *International Journal of Approximate Reasoning, 153*, 193–218. https://doi.org/10.1016/j.ijar.2022.11.021

Chang, C.-L., McAleer, M., & Tansuchat, R. (2013). Conditional correlations and volatility spillovers between crude oil and stock index returns. *The North American Journal of Economics and Finance, 25*, 116–138. https://doi.org/10.1016/j.najef.2012.06.002

Chen, Y., Chiu, J., & Chung, H. (2022). Givers or receivers? Return and volatility spillovers between Fintech and the traditional financial industry. *Finance Research Letters, 46*, 102458. https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102458

Cheuathonghua, M., Padungsaksawasdi, C., Boonchoo, P., & Tongurai, J. (2019). Extreme spillovers of VIX fear index to international equity markets. *Financial Markets and Portfolio Management, 33*(1), 31–58. https://doi.org/10.1007/s11408-018-0323-6

Choi, S.-Y. (2022). Dynamic volatility spillovers between industries in the US stock market: Evidence from the COVID-19 pandemic and Black Monday. *The North American Journal of Economics and Finance, 59*, 101614. https://doi.org/10.1016/j.najef.2021.101614

Coppi, R., D'Urso, P., & Giordani, P. (2010). A fuzzy clustering model for multivariate spatial time series. *Journal of Classification, 27*, 54–88. https://doi.org/10.1007/s00357-010-9043-y

D'Urso, P. (2005). Fuzzy clustering for data time arrays with inlier and outlier time trajectories. *IEEE Transactions on Fuzzy Systems, 13*(5), 583–604. https://doi.org/10.1109/TFUZZ.2005.856565

D'Urso, P., De Giovanni, L., Maharaj, E. A., Brito, P., & Teles, P. (2023). Wavelet-based fuzzy clustering of interval time series. *International Journal of Approximate Reasoning, 152*, 136–159. https://doi.org/10.1016/j.ijar.2022.09.014

D'Urso, P., De Giovanni, L., & Massari, R. (2015). Time series clustering by a robust autoregressive metric with application to air pollution. *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems, 141*, 107–124. https://doi.org/10.1016/j.chemolab.2014.11.003

D'Urso, P., De Giovanni, L., & Massari, R. (2016). GARCH-based robust clustering of time series. *Fuzzy Sets and Systems, 305*, 21–28. https://doi.org/10.1016/j.fss.2016.01.010

D'Urso, P., Maharaj, E. A., & Alonso, A. M. (2017). Fuzzy clustering of time series using extremes. *Fuzzy Sets and Systems, 318*, 56–79. https://doi.org/10.1016/j.fss.2016.10.006

D'Urso, P., Massari, R., Cappelli, C., & De Giovanni, L. (2017). Autoregressive metric-based trimmed fuzzy clustering with an application to PM10 time

series. *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems, 161*, 15–26. https://doi.org/10.1016/j.chemolab.2016.11.016

D'Urso, P., De Giovanni, L., & Massari, R. (2021). Trimmed fuzzy clustering of financial time series based on dynamic time warping. *Annals of Operations Research, 299*, 1379–1395. https://doi.org/10.1007/s10479-019-03284-1

D'Urso, P., De Giovanni, L., Massari, R., D'Ecclesia, R. L., & Maharaj, E. A. (2020). Cepstral-based clustering of financial time series. *Expert Systems with Applications, 161*, 113705. https://doi.org/10.1016/j.eswa.2020.113705

D'Urso, P., De Giovanni, L., Massari, R., & Di Lallo, D. (2013). Noise fuzzy clustering of time series by autoregressive metric. *METRON, 71*(3), 217–243. https://doi.org/10.1007/s40300-013-0024-x

D'Urso, P., De Giovanni, L., & Vitale, V. (2023). A robust method for clustering football players with mixed attributes. *Annals of Operations Research, 325*(1), 36–59. https://doi.org/10.1007/s10479-022-04558-x

D'Urso, P., & Maharaj, E. A. (2009). Autocorrelation-based fuzzy clustering of time series. *Fuzzy Sets and Systems, 160*(24), 3565–3589. https://doi.org/10.1016/j.fss.2009.04.013

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2009). Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets. *The Economic Journal, 119*(534), 158–171. https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2008.02208.x

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting, 28*(1), 57–66. https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2011.02.006

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of Econometrics, 182*(1), 119–134. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.04.012

Ehsani, A., & Alemohammad, S. (2021). Fuzzy clustering of Tehran Stock Exchange industries index time series based on autoregressive model. *4th International Conference on Soft Computing*. (in Persian)

Farid, D., & Pourhamidi, M. (2012). Classifying stocks of listed companies on Tehran Stock Exchange using fuzzy cluster analysis. *Financial Accounting Research, 4*(3), 105–128. (in Persian)

Farnam, M., & Darehmiraki, M. (2023). A parametric method for fuzzy data clustering. *Fuzzy Systems and Its Applications, 5*(2), 119–193. https://doi.org/10.22034/jfsa.2023.331678.1138 (in Persian)

Gillaizeau, M., Jayasekera, R., Maaitah, A., Mishra, T., Parhi, M., & Volokitina, E. (2019). Giver and the receiver: Understanding spillover effects and predictive power in cross-market Bitcoin prices. *International Review of Financial Analysis, 63*, 104–186. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2019.03.005

Jondeau, E., & Rockinger, M. (2012). On the importance of time variability in higher moments for asset allocation. *Journal of Financial Econometrics, 10*(1), 123–184. https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbr006

Lafuente-Rego, B., D'Urso, P., & Vilar, J. A. (2020). Robust fuzzy clustering based on quantile autocovariances. *Statistical Papers, 61*(6), 2393–2448. https://doi.org/10.1007/s00362-018-1053-6

López-Oriona, Á., Vilar, J. A., & D'Urso, P. (2022). Quantile-based fuzzy clustering of multivariate time series in the frequency domain. *Fuzzy Sets and Systems, 443*, 115–154. https://doi.org/10.1016/j.fss.2022.02.015

Mantegna, R. N. (1999). Hierarchical structure in financial markets. *The European Physical Journal B, 11*(1), 193–197. https://doi.org/10.1007/s100510050929

Otranto, E. (2008). Clustering heteroskedastic time series by model-based procedures. *Computational Statistics & Data Analysis, 52*(10), 4685–4698. https://doi.org/10.1016/j.csda.2008.03.020

Otranto, E., & Gargano, R. (2015). Financial clustering in presence of dominant markets. *Advances in Data Analysis and Classification, 9*(3), 315–339. https://doi.org/10.1007/s11634-014-0189-z

Parkinson, M. (1980). The extreme value method for estimating the variance of the rate of return. *The Journal of Business, 53*(1), 61–65.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters, 58*(1), 17–29. https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0

Piccolo, D. (1990). A distance measure for classifying ARIMA models. *Journal of Time Series Analysis, 11*(2), 153–164. https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.1990.tb00048.x

Rafiei, S., & Moradi, P. (2016). Improving performance of fuzzy C-means clustering algorithm using automatic local feature weighting. *Tabriz Journal of Electrical Engineering, 46*(2), 75–86. (in Persian)

Rahmani Asl, F., Sinaei, H. A., & Neis, A. (2021). Forming a portfolio of exchange traded funds with the clustering and UTADIS models. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 18*(1), 79–96. https://doi.org/10.22055/jqe.2020.32330.2204

Rayati Shavazi, A., Blue, G., Ebrahimi Sarv-e-Olia, M. H., & Amiri, M. (2021). Financial contagion based on overlapping portfolio in TEPIX industrial groups. *Financial Management Strategy, 9*(3), 102–179. https://doi.org/10.22051/jfm.2019.27654.2175 (in Persian)

Savvides, A., Promponas, V. J., & Fokianos, K. (2008). Clustering of biological time series by cepstral coefficients based distances. *Pattern Recognition, 41*(7), 2398–2412. https://doi.org/10.1016/j.patcog.2008.01.002

Sinaei, H. A., Mehrabi, A., Basirzadeh, H., & Samandar, M. (2016). Applying expected regret minimization in constructing portfolio of mutual funds. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *13*(1), 119–140. (in Persian)

Sinaei, H., Basirzad, H., & Samandar, M. (2014). Application of clustering analysis in assessing the performance of mutual funds. *Financial Management Strategy*, *2*(1), 1–20. (in Persian)

Soltyk, S. J., & Chan, F. (2023). Modeling time-varying higher-order conditional moments: A survey. *Journal of Economic Surveys*, *37*(1), 33–57. https://doi.org/10.1111/joes.12481

Shahrazi, M., & Shahrazi, M. (2025). An application of econophysics to investigate the relationship between trading volume and stock returns in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *22*(3), 84–114. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.42398.2529 (in Persian)

Van der Laan, M., Pollard, K., & Bryan, J. (2003). A new partitioning around medoids algorithm. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, *73*(8), 575–584. https://doi.org/10.1080/0094965031000136012

Wu, K.-L., & Yang, M.-S. (2002). Alternative c-means clustering algorithms. *Pattern Recognition*, *35*(10), 2267–2278. https://doi.org/10.1016/S0031-3203(01)00197-2

Xie, X. L., & Beni, G. (1991). A new fuzzy clustering validity criterion and its application to color image segmentation. In *Proceedings of the IEEE International Symposium on Intelligent Control*.

Zhu, L. (2016). Improvement of weighted Euclidean distance clustering algorithm. *Computer & Digital Engineering*, *44*(3), 421–424.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) (2026) **23(1) 133-170**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Evaluating the impact of exchange rate fluctuations on core inflation using the Mandel-Fleming stochastic model and identifying the mutual relationship between exchange rate fluctuations and inflation deviations in Iran

Hamed Pirpour, Hossein Samsami Mazrae Akhund***

** PhD student in monetary economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran (Corresponding Author)*
Email: *h_pirpour@sbu.ac.ir*

0000-0003-2517-5440
Postal address*: Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran*

*** Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran*
Email: *H-Samsami@sbu.ac.ir*
Postal address*: Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 02 January 2024 revision: 19 February 2024 acceptance: 26 April 2024	***C22،E31 ،P24***	***Exchange rate fluctuations, Core inflation, Mandel-Fleming stochastic model, Granger causality, ARDL.***

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Pirpour, Hamed & Samsami Mazrae Akhund, Hossein. (2026). Evaluating the impact of exchange rate fluctuations on core inflation using the Mandel-Fleming stochastic model and identifying the mutual relationship between exchange rate fluctuations and inflation deviations in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (former Economics Studies)*, 23 (1), 133-170.
10.22055/jqe.2024.45713.2599

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

One of the main problems that Iran's economy has been facing in recent decades, which has caused a decrease in economic security and led cash flow to speculative activities instead of productive economic activities, is the extreme fluctuations in the exchange rate and inflation. In this regard, one of the significant factors in increasing inflation rate fluctuations in recent decades in Iran is exchange rate fluctuations. An increase (decrease) in the exchange rate can increase (decrease) inflation in various ways. An increase in the exchange rate can increase the production cost of products whose raw materials are procured from abroad. It also increases nominal wages and inflation through affecting the expected inflation. On the other hand, inflation causes changes in the exchange rate in two ways. An increase in inflation causes an increase in the price of domestic goods in international and domestic markets, which leads to a decrease in the competitiveness of domestic economic enterprises in international markets. The decrease in the competitiveness of domestic producers causes a decrease in exports, an increase in imports, a decrease in foreign exchange reserves and a decrease in the value of the national currency. Considering the negative effects of exchange rate fluctuations and inflation on the economy due to the mutual effects of exchange rate and inflation on each other, in this study, an attempt has been made to evaluate the mutual effects of exchange rate fluctuations and the deviation of the inflation rate from the core inflation in Iran; Because the existence of exchange rate fluctuations and the deviation of inflation from the core inflation causes an increase in economic uncertainty and the growth of speculative activities instead of productive activities in the economy. In

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

addition, based on Mandel-Fleming's stochastic model, shock and fluctuations can affect some variables in the steady state, the reason for which is the assumption of a stochastic situation in the economy. Considering the effect of nominal variables and their fluctuations in this model, another goal of this study is to evaluate the impact of exchange rate fluctuations on core inflation based on this approach.

METHODOLOGY

To investigate the mutual relationship between exchange rate fluctuations and inflationary deviations, the difference between the realized inflation rate and the core inflation is first used to obtain the variable of inflationary deviations. The core inflation values are obtained using the wavelet transforms. Then, exchange rate fluctuations are calculated by the standard deviation of the threshold generalized autoregressive heteroskedasticity variance model (TGARCH). After obtaining the variables mentioned above, the mutual relationship between these variables is evaluated using the Granger causality and the Toda and Yamamoto causality during the monthly period from May 2004 to February 2023. Also, the impact of exchange rate fluctuations on base inflation is evaluated using a model introduced by the Mandel-Fleming stochastic model and the autoregressive distributed lag (ARDL) method during 1974-2022.

FINDINGS

After preliminary tests and identifying the appropriate regression model to investigate the mutual relationship between exchange rate fluctuations and inflationary deviations, the mutual effects of these two variables were identified using the Granger causality method, the final result of which is shown in the table below.

Table 1. The estimation results of equations (21) and (22)

Source: Research results

Probability	Test statistics	H0 Hypothesis
0.00	4.24	VS_t does not affect $INFD_t$
0.00	7.35	$INFD_t$ does not affect VS_t

Table 2. Toda and Yamamoto causality test results
Source: Research results

Probability	Test statistics	H0 Hypothesis
0.00	356.05	VS_t does not affect $INFD_t$
0.00	28.09	$INFD_t$ does not affect VS_t

According to the results obtained from the table above, there is a mutual relationship between the investigated variables with a probability of 99% and more. Therefore, exchange rate fluctuations are a factor in the gap between realized inflation and core inflation. Inflationary deviations also cause exchange rate fluctuations in Iran's economy.

Also, Mandel-Fleming's stochastic model and ARDL method have been used to evaluate exchange rate fluctuations on core inflation, and the results of the long-run relationship of the proposed model are shown in the table below.

Table 3. The results of estimating the long-run relationship of equation (23)
Source: Research results

Test statistics (Probability)	Coefficients	Variables
4.74 (0.00)	0.56	$Ln(M_t)$
-6.18 (0.00)	-0.69	$Ln(Y_t)$
3.15 (0.00)	0.27	$Ln(S_t)$
2.52 (0.01)	0.27	VS_t
5.89 (0.00)	13.16	Constant

According to the results of the above table, all the estimated coefficients are statistically significant at the confidence level of 95% and more, and their signs are also in line with expectations. The obtained coefficient for liquidity is positive in the studied model. Since this variable is a stochastic variable, in addition to its short-run effect on inflation, it can increase inflation in a steady state. The impact of the exchange rate on core inflation is also positive, which is the reason for the reaction of inflation to the exchange rate in the short and long term. Therefore, the depreciation of the national currency in the long run causes an increase in core inflation. However, the coefficient of GDP on core inflation is negative. Since an increase in the supply of goods and services in the long term leads to a decrease in inflation, this negative relationship indicates that improving economic growth is a factor in reducing core inflation. Based on the results obtained from the coefficient of exchange rate fluctuations in the studied model, it is also positive and statistically

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

significant. Thus, the impact of exchange rate fluctuations on core inflation is confirmed, which indicates that the deviation of the exchange rate from its steady value causes a change in core inflation. In this regard, increasing the exchange rate (decreasing the value of the national currency) from its stable value can increase inflation in the short and long run.

CONCLUSION

Based on the results of this study, there is a significant difference in most of the investigated times between the rates of the core inflation and the realized inflation, which has caused large inflationary deviations from the core inflation. Also, there is a mutual and significant relationship between the variables of exchange rate fluctuations and inflationary deviations, which confirms the influence of these variables on each other. The results obtained from the estimation of the core inflation model show that the impacts of liquidity and exchange rate on core inflation are positive and statistically significant. Nonetheless, the GDP coefficient was negative and statistically significant in the studied model, which confirms the decrease in core inflation with the increase in production. The results obtained from the coefficient of exchange rate fluctuations in this model also show the positive impact of this variable on core inflation. According to the coefficient of this variable in this model and the model in which the mutual effects of exchange rate fluctuations and inflation deviations were confirmed, the increase of exchange rate fluctuations has a short-run and long-run impact on the inflation rate.

References

Aboulhassani, A., Shaygani, B., & Zandian, Z. (2020). The effect of interest rate and exchange rate on inflation targeting with heterogeneous inflation expectations approach. *Journal of Econometric Modelling*, 5(1), 87-110. doi: 10.22075/jem.2020.18166.1338 [In Persian]

Abdi Seyyedkolaee, M., Tehranchian, A. M., Jafari Samimi, A., & Favero, G. (2022). Non-linear Response of Inflation: A Real Effective Exchange Rate in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *19*(1), 53-71. doi: 10.22055/jqe.2021.33724.2251 [In Persian]

Agenor, P. R., & Montiel, P. J. (1996). *Development macroeconomics*. 3rd Edition: Princeton University Press.

Andres, J., & Hernando, I. (1997). Inflation and economic growth: Some evidence for the OECD countries. *In Monetary Policy and the Inflation Process-BIS Conference Papers*, 4, 364-383. Bank for International Settlements, Basel, Switzerland.

Bahmani-Oskooee, M., & Nasir, A. (2015). Purchasing power parity and the law of one price: Evidence from commodity prices in Asian countries. *Global Economy Journal*, 15(2), 231-240.

Banerjee, A. J., Dolado, J., & Mester, R. (1992). On some simple tests for cointegration: The cost of simplicity. *Bank of Spain*, Working Paper, 9302.

Barro, R. J. (1997). *Macroeconomics*. 5th Edition: MIT Press.

Box, G., & Jenkins, G. (1970). *Time series analysis: Forecasting and control*. Holden-Day.

Boyd, J. H., Levine, R., & Smith, B. D. (2001). The impact of inflation on financial sector performance. *Journal of Monetary Economics*, 47(2), 221-248.

Bruno, M. (1993). Inflation and growth in an integrated approach. *NBER Working Paper*, 4422.

Case, K. E., Fair, R. C., & Oster, S. M. (2020). *Principles of economics*. 13th Edition: Pearson.

De Gregorio, J. (1993). Inflation, taxation, and long-run growth. *Journal of Monetary Economics*, 31(3), 271-298.

Devia, S. S. V. (2019). The correlation of exchange rate and inflation and its effect on stock markets: Case study on consumer good index Indonesia: 2004-2017. *Academic Journal of Economic Studies*, 5(2), 32-44.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.

Dusti, H. , Alizadeh, M. , Isazadeh, S. and Delfan, M. (2025). Long-term relationship and asymmetric effects of inflation and exchange rates shocks on the minimum wage in Iran: Nonlinear ARDL approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *22*(2), 42-81. doi: 10.22055/jqe.2023.40806.2484 (in Persian).

Easterly, W., & Fischer, S. (2001). Inflation and the poor. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(2), 160-178.

Farzam, V., Sattari, O., & Mirali, F. (2013). Investigating and predicting the effects of uncertainty caused by the recent currency crisis on banks and financial institutions stock index. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 10(3), 55-83. doi: 10.22055/jqe.2013.11407 [In Persian]

Foad, H. S. (2005). Exchange rate volatility and export oriented FDI. *Emory University Working Paper*, Atlanta, GA, 2-7.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Gaffeo, E., & Canzian, G. (2011). The psychology of inflation, monetary policy and macroeconomic instability. *Journal of Socio-Economics*, 40(5), 660-670.

Gil-Alana, L. A., Dadgar, Y., & Nazari, R. (2019). Iranian inflation: Peristence and structural breaks. *Journal of Economics and Finance, 43*, 398-408.

Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.

Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1-16.

Ilmas, N., Amelia, M., & Risandi, R. (2022). Analysis of the effect of inflation and exchange rate on exports in 5-years Asean countries (years 2010-2020). *Jurnal Ekonomi Trisakti*, 2(1), 121-132.

Isnowati, S. S., Sugiyanto, F., Kurnia, A. S., & Tjahjaningsih, E. (2023). The effect labor wage and exchange rate on inflation. *Montenegrin Journal of Economics*, 19(1), 117-126.

Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.

Keefe, H. G. (2020). The impact of exchange rate volatility on inflation targeting monetary policy in emerging and advanced economies. *International Finance*, 23(3), 417-433.

Kiyotaki, N., & Moore, J. (2002). Evil is the root of all money. *American Economic Review*, 92(2), 62-66.

Long, P. D., Hien, B. Q., & Ngoc, P. T. B. (2022). Impacts of inflation on gold price and exchange rate in Vietnam: Time-varying vs fixed coefficient cointegrations. *Asian Journal of Economics and Banking*, 6(1), 88-96.

Mankiw, N, G. (2006). The macroeconomist as scientist and engineer. *Journal of Economic Perspectives*, 20(4), 29-46.

Mark, N. C. (2001). *International Macroeconomics and Finance: Theory and Econometric Methods*. Blackwell Publishers.

Mehrara, M., Ghazanfari, A., & Majdzadeh, M. A. (2015). Determinants of inflation in Iran based on bayesian model averaging (BMA). *International Letters of Social and Humanistic Sciences*, 43, 10-17.

Moessner, R. (2021). Effects of inflation expectations on inflation. *CESifo Working Paper*, 9467.

Morina, F., Hysa, E., Ergün, U., Panait, M., & Voica, M. C. (2020). The effect of exchange rate volatility on economic growth: Case of the CEE countries. *Journal of Risk and Financial Management*, 13(8), 1-13.

Nuhu, M. (2021). Impact of exchange rate volatility on inflation in Nigeria. *Journal of Contemporary Research in Business, Economics and Finance*, 3(1), 26–38.

Obstfeld, M. (1985). Floating exchange rates: Experience and prospects. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 369-450.

Orphanides, A. & Solow, R. (1990). Money, inflation and growth", in B. M. Friedman and F. H. Hahn (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 1.

Pesaran, M. H., & Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive econometric analysis*. Oxford: Oxford University Press.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

Pindyck, R., & Solimano, A. (1993). Economic instability and aggregate investment. *NBER Working Paper*, 4380.

Purnomo, A. (2017). The Effect of inflation on the currency exchange rate seen in The islamic finance. *Journal of Islamic Economics and Banking*, 8(1), 42-53.

Qadri Moghadam, R., Rafiei Atani, A., & Baran Zahi, V. (2017). Investigating the relationship between inflation rate and exchange rate in Iran's economy (using vector autoregression method during the period 2010-2015). *Applied Researches in Management and Accounting*, 12(1), 24-36. http://www.joas.ir/user/articles/3521 [In Persian]

Roubini, N., & Sala-i-Martin, X. (1995). A growth model of inflation, tax evasion and financial repression. *Journal of Monetary Economics*, 35(2), 275-301.

Shah'abadie, A., & Mahmudie, A. (2006). Determinants of foreign direct investment (A case study for Iran). *Journal of Iran's Economic Essays (JIEE)*, *3*(5), 92-129. https://iee.rihu.ac.ir/article_311_en.html [In Persian]

Shojaeipour Monfared, S., & Akın, F. (2017). The relationship between exchage rates and inflation: The case of Iran. *European Journal of Sustainable Development*, 6(4), 329.

Sintos, A. (2023). Does inflation worsen income inequality? A meta-analysis. *Economic Systems*, 101146.

Stanford, J. (2008). *How-to guide: Understanding and measuring inflation*. Canadian Centre for Policy Alternatives.

Sumantri, V. D. S., & Fadli, F. (2022). Analysis of macroeconomic variables affecting inflation and exchange rates. *Integrated Journal of Business and Economics*, 6(2), 102-114.

Svensson, L. E. O. (2000). Open-economy inflation targeting. *Journal of International Economics*, 50(1), 155-183.

Tahsili, H. (2022). The impact of exchange rate shock on inflation in Iran's economy: Application of the threshold vector autoregression model. *Iranian Journal of Economic Research*, *27*(91), 257-285. doi: 10.22054/ijer.2022.56063.912 [In Persian]

Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.

Valogo, M. K., Duodu, E., Yusif, H., & Baidoo, S. T. (2023). Effect of exchange rate on inflation in the inflation targeting framework: Is the threshold level relevant?. *Research in Globalization*, 6, 100119.

Yazdani, M., & Pirpour, H. (2017). Evaluating effects of exchange rate uncertainty on financing of firms and foreign direct investment in Iran. *Economics Research*, 17(67), 35-65. doi: 10.22054/joer.2018.8563 [In Persian]

Zakoian, J. M. (1994). Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(5), 931-955.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)(2026) **23(1) 171-200**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



An Analysis of Factors Affecting Value-Added Tax: A Spatial Econometric Approach

Sayedeh Fatemeh NajafiZAdeh *, Mohammad Alizadeh **, Mahbobeh Delfan***

** PhD student in general economics, Department of Economics and Accounting, Faculty of Management and Economics, Lorestan University, Lorestan, Iran*
Email: *najafifatemeh266@yahoo.com*

*** Associate Professor of Economics, Department of Economics and Accounting, Faculty of Management and Economics, Lorestan University, Lorestan, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *alizadeh.m@lu.ac.ir*

1234-1234-4321-4321
Postal address*: Iran, Lorestan, Khorramabad, Lorestan University, Faculty of Management and Economics, Department of Economics and Accounting, zip Code:68151-44316*

****Assistant Professor of Economics, Department of Economics and Accounting, Faculty of Management and Economics, Lorestan University, Lorestan, Iran*
Email: *delfan.m@lu.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 18 January 2024 revision: 27 February 2024 acceptance: 27 July 2024	***H71, C21, H27***	***Value added tax Value, added tax revenue, Economic factors***

Further Information:
The present article is taken from the doctoral dissertation of Sayedeh Fatemeh NajafiZAdeh with Supervisor of Mohammad Alizadeh at the University of Lorestsn.

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Najafi Zadeh., Sayedeh Fatemeh, Mohammad, Alizadeh and delfan, Mahbobeh (2026). An Analysis of Factors Affecting Value-Added Tax: A Spatial Econometric Approach . *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 23 (1), 179-208.
10.22055/jqe.2024.2401.2605

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

Value-added tax can be considered one of the most necessary and important taxes because it has proven to be a very important financial tool for countries, and one of the most efficient taxes for reducing the budget deficit during financial crises. Several factors, either directly or indirectly affecting the economy, can influence the income from value-added tax. Based on the studies of economic growth, imports, unemployment, inflation, consumption, and trade openness are potential factors that have a great impact on the level of value-added tax revenues. Besides, the effect of tax revenues, especially value added tax, from neighbors and business partners is undeniable. Most of the conducted studies have focused on the identification of factors affecting value-added tax alone, and very few actions were taken regarding the effects of various factors along with the effect of proximity on value-added tax revenue. This research aims to examine the factors affecting the receipts of value-added tax from a broader perspective, consisting of the economic conditions and proximity of the countries. Therefore, in this study, the effect of important economic factors on value-added tax revenues in selected Asian countries is investigated with a spatial econometric approach, and their spatial dependence during the period of time is considered (1995-2021).

METHODOLOGY

This study aims to investigate the factors affecting value-added tax in selected Asian countries using the panel spatial econometric method during the period (1995-2021). The statistics and information required for the variables of GDP, trade openness as the sum of exports and imports divided by GDP, urbanization, household consumption, and unemployment rate have been

extracted from the World Bank website and geographical distance from the CEPII website.

FINDINGS

First, to check the spatial dependence of Moran, Gray, Jettis and Ord tests, the spatial dependence of the countries was confirmed, and based on the significance of the tests, the research model was estimated in the spatial framework of a panel. Then, based on the logarithm of likelihood test, the SAC model was selected as the optimal model. The estimation results using the geographical distance matrix and SAC model show that the variables of trade openness, economic growth, and consumption have a positive and significant effect, and unemployment has a negative and significant effect on value-added tax revenues. Furthermore, the urbanization variable has no effect on the dependent variable among studied group during this period.

CONCLUSION

Value-added tax, as one of the main pillars of government budgets, plays a significant role in countries' growth and development. Therefore, it is crucial to identify the effective and significant factors that influence this tax structure. On the other hand, the imposition of taxes in a country is not only affected by internal factors, but other factors are also influential under the title of spatial dependence that occurs in terms of the proximity of one region to other regions. In general, it can be stated that the effectiveness of the VAT revenues of the countries in a region is undeniable due to trade relations, and the effects of proximity and neighborhood. Gross domestic production and consumption have a positive and significant impact on value-added tax. Therefore, the countries in the group should continuously implement measures to enhance the performance of various economic sectors and facilitate the successful evolution of the economy. These measures could include the introduction of new technologies, fostering innovation in production, and implementing policies that support the use of sustainable resources. Trade openness had a positive effect on value-added tax, so it can be stated that business openness can have an effect on domestic income, and consequently, value-added tax revenues through spillover effects, such as the introduction of new technologies and the increase of human capital. Moreover, unemployment had a negative effect on value-added tax revenues, so governments should have appropriate economic policies in the field of creating new jobs and employing labor in their country.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Reference

Adenugba, A. A., & Ogechi, C. F. (2013). The effect of internal revenue generation on infrastructural development. A study of Lagos State internal revenue service. *Journal of Educational and Social Research, 3*(2), 419-436.

Ahmadi, S., Pazhoyan, J., Mehrara, M., & Memar, N. A. (2018). Trade liberalization and tax structure in WTO member less-developed and developing countries. *Journal of Tax Research, 26*(37), 11-39. https://www.sid.ir/paper/377688/en. [In persian].

Akbari, N., & Tavasouli, N. (2008). An Analysis of Municipality Tax Effect on Housing Price A case of Esfahan (A Spatial Econometric Approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 5*(1), 47-64. https://www.sid.ir/paper/110795/en. [In persian].

Andrejovská, A., & Helcmanovská, M. (2021). The impact of macroeconomic indicators on vat revenues in eu countries. *Ad Alta: Journal of Interdisciplinary Research, 11*(1), 78-85.

Anselin, L. (2021). Spatial models in econometric research. *Oxford Research Encyclopedia of Economics and Finance*, https://doi.org/10.13140/RG.13142.13142.26447.20641.

Anselin, L., & Bera, A. K. (1998). Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. *Statistics textbooks monographs, 155*, 237-290.

Arabmazar, A. A., Izadkhasti, H., & Yavari, S. (2021). Investigating the Effect of Structural Transformation on the Efficiency of VAT Collection in the Provinces in Iran. *Journal of Economic Research, 21*(82), 11-47. https://doi.org.ir/10.22054/joer.22022.58224.22939. [in persian].

Belotti, F., Daidone, S., Ilardi, G., & Atella, V. (2013). Stochastic frontier analysis using Stata. *The Stata Journal, 13*(4), 719-758.

Bikas, E., & Andruskaite, E. (2013). Factors affecting value added tax revenue. *European Scientific Journal, 9*(19), 41-49.

Bikas, E., & Raškauskas, J. (2011). Value added tax dimension: the case of Lithuania. *Ekonomika, 90*(1), 22-38.

Cashin, D. B. (2017). The household expenditure response to a consumption tax rate increase. Finance and Economics Discussion Series (FEDS) 2017-035, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).

Chehreghani, A. (2021). Investigating the Impact of Value Added Tax (VAT) on Iran's Current Account: Usage of Computable General Equilibrium

Model (CGE). *Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 29*(98), 7-57. https://doi.org/10.52547/qjerp.52529.52598.52547. [In persian].

Chen, H., Liu, S., Wang, J., & Wu, Z. (2022). The effect of geographic proximity on corporate tax avoidance: Evidence from China. *Journal of Corporate Finance, 72*, 102131.

Čížek, P., Lei, J., & Ligthart, J. E. (2017). Do neighbours influence value-added-tax introduction? A spatial duration analysis. *Oxford Bulletin of Economics Statistics, 79*(1), 25-54.

Di Caro, P., & Sacchi, A. (2020). The heterogeneous effects of labor informality on VAT revenues: Evidence on a developed country. *Journal of Macroeconomics, 63*, 103190.

Ebrill, M. L. P., Keen, M. M., & Perry, M. V. P. (2001). The modern VAT. *International Monetary Fund, https://doi.org/10.5089/9781589060265.071*.

Emran, M. S., & Stiglitz, J. E. (2005). On selective indirect tax reform in developing countries. *Journal of public Economics, 89*(4), 599-623.

Feher, A., Condea, B. V., & Harangus, D. (2019). Impact of harmonization on the implicit tax rate of consumption. *Prague Economic Papers, 2019*(4), 449-464.

Gaalya, M. S. (2015). Trade liberalization and tax revenue performance in Uganda. *Modern Economy, 6*(02), 228-244.

Gaalya, M. S., Edward, B., & Eria, H. (2017). Trade Openness and Disaggregated Import Demand in East African Countries. *Modern Economy, 8*(5), 667-689.

Godin, M., & Hindriks, J. (2015). A Review of critical issues on tax design and tax administration in a global economy and developing countries. *CRED-UNamur, Working Paper, 7*, 76.

Harelimana, J. B. J. O. A. J. o. B. S., & Research. (2020). Effect of value added tax reforms on revenue performance in Rwanda revenue authority. *Open Access Journal of Biomedical Science & Research, 1*(3), http://doi.org/10.46718/JBGSR.42020.46701.000016.

Hussain, M., & Imitiyaz, I. (2018). Urbanization concepts, dimensions and factors. *International Journal of Recent Scientific Research, 9*(1), 23513-23523.

Izadkhasti, H., Dadgar, Y., & Ghorbi, S. (2022). Analysis the Relationship between Value Added Tax (VAT) Performance with Inflation, Income Distribution and Government Capital Asset Ownership in Iranian Provinces. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies,*

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

29(100), 227-254. https://doi.org/210.52547/qjerp.52529.52100.52227 .[In persian].

Keen, M. (2008). VAT, tariffs, and withholding: Border taxes and informality in developing countries. *Journal of Public Economics,, 92*(10-11), 1892-1906.

Keen, M., & Lockwood, B. (2010). The value added tax: Its causes and consequences. *Journal of Development Economics, 92*(2), 138-151.

Khodaverdi Samani, M., Alizadeh, S., & Shaghaghi Shahri, V. (2023). Spatial overflow of financial decentralization on social welfare in the provinces of Iran during the years 2006-2018 Approach: Spatial econometrics. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 19*(4), 155-180. https://doi.org/110.22055/jqe.22023.40959.22490. [In persian].

Kotlinska, J., Zukowski, M., Marzec, P., Kuspit, J., & Blasiak, Z. A. (2020). Household consumption and VAT revenue in Poland. *Journal of European Research Studies, 23*(2), 605-580.

Lewis, C. (2019). Raising more public revenue in Indonesia in a growth-and equity-friendly way. *OECD Economics, Department Working Papers, No. 1534, OECD Publishing, Paris. https://doi.org/10.1787/a487771f-en*.

Liu, H., & Zhao, Y. (2023). Spillover effects of VAT Self-enforcement properties: Evidence based on the replacement of business tax with VAT reform. *China Journal of Accounting Research, 16*(1), 100282.

Majidi, A. F., Najafizadeh, S. F., & Amidi, S. (2018). Common Currency and Bilateral Trade: A spatial econometrics Approach. *Journal of applied economics and business research, 8*(4), 206-216.

Martinho, M. C. P. S. (2015). *Determinants of VAT rate: evidence from 27 EU countries.* (Dissertação de mestrado, Iscte - Instituto Universitário de Lisboa. Repositório do Iscte. http://hdl.handle.net/10071/11470.).

Mgammal, M. H. (2021). Does a value-added tax rate increase influence company profitability?: an empirical study in the Saudi stock market. *Journal of the Australasian Tax Teachers Association, 16*(1), 92-128.

Mispa, S. (2019). Pengaruh self assessment system dan pemeriksaan pajak terhadap penerimaan pajak pertambahan nilai (PPN) pada Kantor Pelayanan Pajak (KPP) Pratama Makassar Selatan. *Tangible Journal, 4*(1), 162-180.

Mohajeri, P,. Taleblu, R., & Setarei, L. (2020). Identifying the influencing factors on the ratio of value added tax to GDP with an emphasis on the

registration threshold. *Journal of Tax Research, 28*(45), 7-35. https://doi.org/10.29252/taxjournal.29228.29245.29257. [In persian].

Moreno Espinosa, J., Beltrán Godoy, J. H., & Mata Mata, L. (2020). Effect of economic growth and legal complexity on the Value Added Tax. *Contaduría y administración, 65*(4), 1-27.

Naderi, S., & Salatin, P. (2018). Impact of Value Added Tax on Income Distribution in middle-income selected countries. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies, 6*(24), 568-595. https://doi.org/510.32598/JMSP.32596.32594.32568. [In persian].

Najafizadeh, S., F. (2018). *The effect of common currency on bilateral trade with a spatial econometric approach.* (Master's thesis, Information Science and Technology (IranDoc) Dissertations and Theses database.).

Omesi, I., & Nzor, N. P. (2015). Tax reforms in Nigeria: Case for value added tax (VAT). *African Research Review, 9*(4), 277-287.

Omodero, C. O. (2022). Value-Added Tax Revenue Transfers and Regional Social Development: Evidence from Nigeria. *Journal of Sustainability, 14*(21), 14343. https://doi.rg/14310.13390/su142114343.

Permadi, D. G., & Wijaya, S. (2022). Analysis of determinants of value added tax revenue in Asia. *JPPI (Jurnal Penelitian Pendidikan Indonesia), 8*(3), 622-631.

Peter, E., Olaolu, D., & Nneka, P. N. M. (2021). Effect of Tax Revenue on Unemployment Rate in Nigeria. *European Journal of Business and Management, 13*(21), 54-41.

Pietrzak, M. B. (2010). Two-stage procedure of building a spatial weight matrix with the consideration of economic distance. *Oeconomia Copernicana, 1*(1), 65-78.

Puspitawati, L. (2019). *The Effect of Macro Economic Variables on Value Added Tax (VAT)*. Paper presented at the International Conference on Business, Economic, Social Science, and Humanities Economics, Business and Management Track.

Saddatmehr, M. (2022). Estimating the optimal value added tax rate using the Laffer curve approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 19*(2), 93-110. https://doi.org/110.22055/jqe.22021.32452.22211. [In persian].

Setiyaningsih, W. A. A., & Khoirunurrofik, K. (2022). Household consumption expenditures and the performance of provincial VAT revenue. *Sebelas Maret Business Review, 7*(1), 10-25.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Silva, C. S. F. d. (2016). *The determinants of VAT revenues in Portugal.* (Dissertação de Mestrado, Universidade de Lisboa. Instituto Superior de Economia e Gestão. http://hdl.handle.net/10400.5/12366.).

Terefe, K. D., & Teera, J. (2018). Determinants of tax revenue in East African countries: An application of multivariate panel data cointegration analysis. *Journal of Economics International Finance, 10*(11), 134-155.

Tricahyono, D., & Wijaya, S. (2024). The Effect Of Economic Growth And Inflation On Value Added Tax Revenue In ASEAN Countries With Foreign Direct Investment As a Moderation. *Educoretax, 4*(5), 587-596.

Vega, S. H., & Elhorst, J. P. (2014). Modelling regional labour market dynamics in space and time. *Papers in Regional Science, 93*(4), 819-841.

Wawire, N. (2011). *Determinants of Value Added Tax in Kenya.* Paper presented at the In Centre for the Study of African Economies Conference, Oxford, UK.

Wawire, N. (2017). Determinants of value added tax revenue in Kenya. *Journal of Economics Library, 4*(3), 322-344.

Wijaya, S. (2020). Determinant of Value Added Tax Revenue in ASEAN (the Association of Southeast Asian Nations) Countries. *International Journal of Management, 11*(9), 1453-1463.



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

اثر مخارج دولت و تعدیل ساختارهای سنی جمعیت بر توسعه مالی در اقتصاد ایران

محمد جعفری*، الهام فتح الهی**

* دانشیار اقتصاد، پژوهشگاه ملی اقیانوس شناسی و علوم جوی ،تهران، ایران (نویسنده‌ی مسئول)
ایمیل: jafari.moh@inio.ac.ir
0000-0002-8550-9927
آدرس پستی: تهران، خیابان فاطمی، خیابان اعتماد زاده،شماره ۳، کد پستی: portal@inio.ac.ir
** دکتری اقتصاد، مدرس گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران.
ایمیل: elham.fatholahi@yahoo.com

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی JEL	واژگان کلیدی
تاریخ دریافت: ۲۶ اسفند ۱۴۰۲ تاریخ بازنگری: ۲۲ تیر ۱۴۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۰ دی ۱۴۰۴	G00,J10	فرار مغزها، نابرابری جنسیتی، کشورهای در حال توسعه، مدل پانل دیتا

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسنده گان مقاله اعلام می‌کند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

ارجاع به مقاله:
جعفری، محمد و فتح الهی،الهام. (۱۴۰۵). اثر مخارج دولت و تعدیل ساختارهای سنی جمعیت بر توسعه مالی در اقتصاد ایران. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۳(۱)، ۲۲۴-۲۰۱.
10.22055/jqe.2025.46415.2614

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

چکیده گسترده

معرفی:

مخارج عمومی ابزار مهمی برای دولت برای کنترل اقتصاد است. اقتصاددانان به‌خوبی از اثرات دوجانبه آن در ارتقای رشد اقتصادی آگاه بوده‌اند. از یک سو، سرمایه‌گذاری عمومی عاملی است که به انباشت سرمایه کمک می‌کند. مخارج عمومی همچنین برای پر کردن حفره‌هایی مانند خدمات عمومی، مراقبت‌های بهداشتی، تامین اجتماعی و غیره که در اقتصاد بازار دست نخورده باقی مانده است، استفاده می‌شود. از آنجایی‌که سرمایه انسانی نقش کلیدی در ارتقای رشد اقتصادی ایفا می‌کند، کاهش در مقدار سود افراد ناشی از پرداخت مالیات بیشتر جهت تامین مخارج عمومی، با کاهش نرخ رشد اقتصادی همراه است. با در نظر گرفتن اقتصاد به‌عنوان یک کل، این سوال که چگونه هزینه‌های عمومی را به‌طور مناسب هزینه کرد، کار دشواری بوده است (*Vu LE & Suruga, 2005*).

سیاست مالی در کشورهای درحال‌توسعه به‌طور قابل‌توجهی چرخه‌ای است و دارای کشش هزینه‌های عمومی نسبت به رشد تولید ناخالص داخلی بالاتر از یک است. برزوفسکی و سیوینسکا-گورزلک (۲۰۱۳) نشان می‌دهند که سیاست مالی دوره‌ای، پیامد منفی بر رشد اقتصادی دارد. چرخه در هزینه‌های عمومی معمولاً با این واقعیت توجیه می‌شود که در زمان‌های رکود، کشورها به کمک مالی دسترسی نداشتند، بنابراین جریان بدهی در کاهش چرخه‌ای در هزینه‌های عمومی نقش داشته است. چرخه‌گرایی در زمینه تسلط کم بر عمق بازارهای مالی، مطلوب است، زیرا سیاست مالی انبساطی منجر به ازدحام بیش از حد سرمایه‌گذاری‌های خصوصی می‌شود. (*Lledo et al, 2009*). بر اساس شواهد تجربی، به نظر می‌رسد که عملکرد بدهی داخلی و به‌طورکلی سایر بازارهای مالی برای چرخه مشاهده شده مرتبط نیست، زیرا ضرایب عمق در بازارهای مالی و هزینه اعتبار داخلی از نظر اقتصادی نزدیک به صفر هستند و بازارهای مالی داخلی توسعه‌نیافته در آن زمان، تأمین مالی دولت را مستقل از چرخه تجاری، محدود می‌کرد (همان، ۲۰۱۱). به نظر می‌رسد سطح استقراض داخلی دولت برای تأمین مالی هزینه‌های عمومی، بخش خصوصی را از بین می‌برد و رشد بخش مالی تضعیف می‌کند (*Bikefe et al, 2022*). به طور مشابه، ناکر و همکاران (۲۰۱٤)

دریافتند که مخارج دولت، نقدینگی را از بازارهای مالی جذب می‌کند و در نتیجه توانایی واسطه‌گری مالی در بسیج پس‌انداز موردنیاز برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی را کاهش می‌دهد؛ بنابراین، سطوح پایین‌تر توسعه مالی با هزینه‌های بیشتر دولت همراه است و بالعکس.

افزایش جمعیت، میزان شهرنشینی و ناامنی غذایی را افزایش می‌دهد که در ابتدا باعث ایجاد فساد و بدبختی می‌شود. دولت در پاسخ به دنبال ابزارهایی برای برنامه‌ریزی، هماهنگ‌سازی، نظم و سازماندهی شهرنشینی، ایجاد زیرساخت‌های شهری، ارائه خدمات اجتماعی و گسترش جایگزین‌های دفاعی و امنیتی است. چنین اقداماتی همیشه منجر به افزایش هزینه‌های عمومی می‌شود. بنابراین، تأیید تأثیر مثبت رشد یا اندازه جمعیت بر مخارج عمومی، تأیید اولیه نقش فعال دولت در هزینه‌کردن وسایل برای رفع نیازهای جامعه است، در حالی که تأثیر منفی جمعیت بر هزینه‌های عمومی، مستلزم گام‌های فعالی از سوی دولت برای کاهش اندازه و نقش دولت در امور جمعیتی خود است. کشوری که جمعیت ۰ تا ١٤ ساله و یا ٦٥ سال دارد، دولت آن باید بیشتر برای آموزش، سرمایه بهداشتی و پروژه‌هایی برای جذب جمعیت وابسته بیکار هزینه کند. جمعیت جوان (١٤-٠) پتانسیلی برای نیروی کار بزرگ در آینده ایجاد می‌کند که باید در بخش‌های اشتغال جذب شود. این امر ناگزیر دولت را مجبور می‌کند که راه‌های شغلی بیشتری ایجاد کند که تقاضاهای بیشتری برای دستمزد و حقوق، ارائه خدمات اجتماعی سالمندان مانند مراقبت‌های بهداشتی و پرداخت ماهانه یا سه‌ماهه مستمری برای جمعیت ٦٥ ساله ایجاد می‌کند. به این ترتیب، مخارج جاری و سرمایه‌ای به‌طور همزمان با افزایش جمعیت در طول سال‌ها افزایش می‌یابد (*Azolibe et al, 2020*).

متدولوژی:

با توجه به این‌که مخارج عمومی هم تأثیر مستقیم و هم غیرمستقیم از طریق کانال‌هایی مانند واردات، سرمایه‌گذاری و نیروی‌کار بر توسعه مالی دارد، بسته به اینکه هزینه‌ها از طریق مالیات تأمین می‌شود یا از طریق بدهی، تأثیرات بین اقتصادها متفاوت است. سطوح ترکیبی هر یک از منابع تامین مالی مخارج ممکن است رشد بخش مالی متفاوتی را تحت تاثیر قرار دهد. وانگ (۲۰۰۵) ادعا می‌کند که اگر مخارج دولت با استقراض پشتیبانی شود، احتمالاً نرخ بهره در بازارهای مالی به‌دلیل افزایش رقابت برای وجوه کمیاب بالا می‌رود. در نتیجه، افزایش نرخ بهره، سرمایه‌گذاری خصوصی را کاهش می‌دهد، زیرا افراد بیشتری وجوه را به‌سمت پس‌انداز در اوراق‌قرضه و بانک‌ها سوق می‌دهند و رشد بخش مالی را تضعیف

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

می‌کند. با توجه به این‌که رابطه بین ساختار جمعیت و توسعه مالی که عمدتاً بر دو جنبه، قیمت دارایی و بازده دارایی تمرکز دارد و تغییرات در ساختار سنی جمعیت یک کشور، تقاضای دارایی آن را تغییر می‌دهد و سپس بر قیمت دارایی‌ها تأثیر می‌گذارد و از آنجایی که پیری جمعیت، عدم قطعیت انباشت سرمایه را در بسیاری از اقتصادهای بزرگ افزایش داده و ممکن است عدم قطعیت در نرخ پس‌انداز داخلی را افزایش دهد و باعث کاهش سرمایه‌گذاری و افزایش نرخ سرمایه‌گذاری شود که به ناچار ثبات بخش مالی را کاهش می‌دهد، .مدل اقتصاد سنجی عمومی بکار گرفته شده در تحقیق حاضر با توجه به تئوری ارائه شده اثر مخارج دولت بر توسعه مالی از طریق تعدیل ساختار سنی جمعیت که از مدل نظری ارائه شده توسط کاپایا (۲۰۲۳) اقتباس شده، بصورت زیر است:

$$F=f(K, C, Y, M, I, O, G) \quad (۱)$$

همانطور که در شکل کلی زیر نشان داده شده است، جهت سهولت در تفسیر ضرایب، همه متغیرها به حالت لگاریتمی تبدیل می‌شوند.

$$LFDT_t = \alpha_i + \beta_1 LK_t + \beta_2 LC_t + \beta_3 LY_t + \beta_4 LM_t + \beta_6 LI_t + \beta_7 LO_t + \beta_8 LG_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

متغیر اصلی و وابسته تحقیق توسعه مالی (اعتبارات داخلی به بخش خصوصی به‌عنوان درصد تولید ناخالص داخلی) (F) است. دو متغیر مستقل مشتق شده از مخارج دولت جهت بیان اثرات مستقیم مخارج دولت بر توسعه مالی در مدل لحاظ شده اند، شامل: مخارج سرمایه‌ای عمومی (تشکیل سرمایه ناخالص دولت به‌عنوان درصد تولید ناخالص داخلی) (K) و مخارج مصرفی عمومی (مخارج مصرف نهایی دولت، به‌عنوان درصد تولید ناخالص داخلی) (C)، همچنین متغیرهای انتخاب شده برگرفته از اندازه جمعیت جهت بررسی اثر ساختار سنی جمعیت بر توسعه مالی شامل: جمعیت جوان (جمعیت ۱۴-۰ ساله، به‌عنوان درصدی از کل جمعیت) (Y) و جمعیت بالغ (جمعیت ۱۵ تا ٦٤ ساله، به‌عنوان درصدی از کل جمعیت) (M) است. تورم (به‌عنوان درصد سالانه) (I)، باز بودن تجارت (مجموع صادرات و واردات تقسیم بر تولید ناخالص داخلی) (O) و تولید ناخالص داخلی سرانه (G) متغیرهای مهم دیگری هستند که در این رابطه اثرگذارند و به نوعی بیان کننده اثرات غیر مستقیم مخارج دولت بر توسعه مالی محسوب می شوند. برای هدف مقیاس‌بندی یکنواخت، متغیرها با استفاده از لگاریتم تبدیل شدند. برای اندازه‌گیری رشد بخش مالی از شاخص های مختلفی

استفاده می‌شود. اقدامات مبتنی بر بانک اعتباری اغلب به‌عنوان شاخصی برای رشد بخش مالی استفاده می‌شود. به‌عنوان مثال می‌توان به اعتبارات داخلی به بخش خصوصی به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی (دریافت عمق مالی)، سپرده پول و دارایی‌های بانک مرکزی به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی و بدهی‌های نقدی به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی یا شبه پول (M3) اشاره کرد. تأکید می‌شود که بانک‌ها به‌عنوان تجسم اولیه توسعه مالی در کشورهای درحال‌توسعه عمل می‌کنند (Kapaya, 2021). در نتیجه، توسعه بخش بانکی گاهی با توسعه مالی یک ملت برابری می‌یابد. در نتیجه، اعتبارات بانکی به بخش خصوصی همیشه در این زمینه به‌عنوان بهترین شاخص برای توسعه مالی یک کشور ذکر می‌شود و مقادیر بالاتر به‌معنای کارایی و اهمیت موسسات مالی در تخصیص اعتبار به بخش خصوصی را نشان می‌دهد ودر سایر تحقیقات مورد استفاده قرار گرفته است (Agyapong and Bedjabeng, 2020). لازم به ذکر است که تمامی داده‌های تحقیق براساس معیار در دسترس بودن، از بانک جهانی برای سال‌های ۱۳٦۹ تا ۱٤۰۱ گردآوری و با استفاده از نرم افزار Eviews 10 بکار گرفته شده است.

یافته ها:

یافته‌های تحقیق در جدول شماره۲ نشان داده شده‌است. توسعه مالی به‌طور مثبت با مخارج سرمایه‌ای، مخارج مصرفی، جمعیت جوان و باز بودن تجارت مرتبط است، در حالی که همانطور که انتظار می‌رود توسعه مالی با تورم رابطه منفی دارد که اهمیت کنترل تورم را برای عملکرد بهتر اقتصاد تایید می‌کند. این نتایج با نتایج اویو ادراوگو و همکاران (۲۰۲۰) سازگار است. نتایج نشان می‌دهد که در مجموع تاثیر منفی باز بودن تجارت در مقابل تاثیر مثبت آن بر توسعه مالی ناچیز است لذا ارتقای باز بودن تجارت و بازده اقتصادی فردی به‌خوبی با رشد بخش مالی و سایر متغیرهای اقتصادی مرتبط است. نتایج رگرسیون بر اساس برآوردگرهای هم‌انباشتگی در جدول شماره ۲ ارائه شده است. وجود هم‌انباشتگی بلندمدت بین متغیرها منجر به استفاده از این برآوردگر می‌شود که روابط بلندمدت را در بر می‌گیرد. اهمیت اقتصادی مخارج مصرفی در روش *FMOLS* یک و نیم برابر و در روش *DOLS* که انحراف و تورش تخمین‌های حداقل مربعات معمولی را به‌واسطه‌ی افزایش وقفه‌ها و مقادیر همزمان در رگرسیون ثابت رفع می‌کند و مقدار گذشته و آینده متغیرهای توضیحی تفاضلی را به‌عنوان متغیرهای اضافی در تخمین در نظر می‌گیرد، .چهار و نیم برابر بیشتر از مخارج سرمایه‌ای برای توسعه مالی در ایران است، مقادیر به ترتیب برابر با ۰/٦٤ و ۹/۱۷ است.

توسعه مالی در ایران در بلندمدت به مخارج مصرفی حساس‌تر از مخارج سرمایه‌ای است که با نتیجه مطالعه فوجی و همکاران (۲۰۱۳) همسو است. همچنین این نتیجه با نتیجه کاگوچی (۲۰۱۹)، که معتقد است هزینه‌های ثابت دولت همراه با حکمرانی خوب، توسعه مالی را افزایش می‌دهد، همسو است. تأثیر تورم بر رشد بخش مالی در هر دو روش منفی و به ترتیب برابر با *0/12*-و *0/93*- است که این نتیجه با مطالعه اویو ادراوگو و همکاران (۲۰۲۰) سازگار است.

همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، افزایش جمعیت بالغ در ایران بر هزینه‌های دولت بسته به اقدامات آن در قبال اعمال مربوط به بخش خصوصی، تأثیر متفاوتی دارد. دولت‌ها برای خرج کردن از عوامل خصوصی وام می‌گیرند یا مالیات می‌گیرند. افزایش جمعیت سبب می‌شود مخارج مصرفی افزایش یابد، وام‌گیری و جمع‌آوری مالیات بیشتری را ایجاد کند، که ممکن است سرمایه‌گذاری‌های خصوصی، پس‌انداز و تقاضای اعتبار توسط عوامل خصوصی را منصرف کند، به این ترتیب پیامدهای منفی را بر توسعه مالی هدایت می‌کنند. با توجه به رابطه منفی متغیر جمعیت بالغ بر توسعه مالی در ایران می‌توان گفت که افزایش این متغیر پایه مالیاتی و وصول مالیات از بخش خصوصی را افزایش نمی‌دهد و امکان مخارج بیشتر دولت را فراهم نمی‌کند. علاوه بر این افزایش جمعیت بالغ هزینه‌های دولت را برای اشتغال، خدمات بهداشتی، بیمه درمانی، رفاه و امنیت که مخارج مصرفی هستند، به اندازه‌ی کافی افزایش نمی‌دهد، به این ترتیب آن‌ها توزیع مجدد درآمد را ترویج نمی‌کنند که سرمایه‌گذاری خصوصی و پس‌انداز توسط عوامل بخش خصوصی را ارتقا دهد که به نوبه خود باعث ارتقاء تقاضا و عرضه اعتبار توسط عوامل خصوصی نشده و از طریق مخارج مصرفی به توسعه مالی منتفع نمی‌شود. اما در مورد جمعیت جوان این نتیجه عکس و اثری مثبت بر توسعه مالی دارد.

نتیجه:

مخارج عمومی هم تأثیر مستقیم و هم غیرمستقیم بر توسعه مالی دارد. اثرات مستقیم را می‌توان از طریق مدل رشد تصور کرد، در حالی که اثرات غیرمستقیم از طریق کانال‌هایی مانند واردات، سرمایه‌گذاری و نیروی‌کار منتقل می‌شود. بسته به اینکه هزینه‌ها از طریق مالیات تأمین می‌شود یا از طریق بدهی، تأثیرات بین اقتصادها متفاوت است. سطوح ترکیبی هر یک از منابع تامین مالی مخارج ممکن است رشد متفاوتی را تحت تاثیر قرار دهد؛ در این راستا این مطالعه به دنبال بررسی اثر مخارج دولت بر توسعه مالی با توجه و تمرکز بر ساختار سنی جمعیت در ایران طی سال های ۱۳۶۹ تا ۱۴۰۱ با روش هم انباشتگی *FMOLS*

و *DOLS* است. براساس نتایج حاصل شده باید سیاست‌هایی که بر اثرات مستقل جداگانه مخارج سرمایه‌ای و مخارج مصرفی بر توسعه مالی تاکید می‌کنند، مورد توجه قرار گیرند. سیاست‌های کلان اقتصادی مانند تأمین آموزش، بهداشت و کنترل تورم که بر هزینه‌های دولت تأثیر می‌گذارند، باید تأثیراتشان را بر دسترسی بخش خصوصی به اعتبار، توانایی پس‌انداز و نرخ‌های بهره که بر توسعه مالی اثرگذارند، در نظر بگیرند. این امر می‌تواند با کنترل تأثیرات زیانبار و ترویج تأثیرات سودمند احتمالاً از طریق سیاست‌های سازمانی انجام شود. این توصیه‌ها با اودرائوگو و همکاران (۲۰۲۰)سازگار است که مخارج در کشورهای با خطر بالای درگیری و خشونت، کمترین احتمال را دارد که در سرمایه‌گذاری‌های خصوصی که برای رشد اعتبار خصوصی ضروری هستند، انباشته شوند. بنابراین، دولت باید سیاست‌هایی را ترویج کند که با کاهش خطرات قریب الوقوع، مشارکت عمومی-خصوصی را تضمین کند. سیاست‌هایی که اثرات جداگانه مخارج سرمایه ای و مصرفی را محاسبه می‌کنند، باید در نظر گرفته شوند، زیرا این دو نوع هزینه معمولاً به‌هم مرتبط نیستند. سیاست‌هایی که اثرات متقابل جمعیت در برابر هزینه‌های عمومی را در نظر می‌گیرند، همگرایی بیشتر در توسعه مالی را تسهیل می‌کنند .

یافته‌ها از تأثیرات مثبت هر دو نوع مخارج بر توسعه مالی حمایت می‌کند. اثر مخارج مصرفی بارزتر، حساس‌تر و از نظر اقتصادی بزرگ‌تر از مخارج سرمایه‌ای است. براساس نتایج این مطالعه، دو مکانیسم و پیامدهای سیاست مرتبط توصیه می‌شود که در سرمایه‌گذاری‌های خصوصی ازدحام می‌کنند. اولاً، هزینه‌های سرمایه‌ای مداوم، درآمدها را کاهش می‌دهد، اما مخارج مصرفی پس‌انداز را افزایش می‌دهد. در پاسخ، مردم برای مقابله با تأثیر بر درآمد خود، نیروی کار را افزایش می‌دهند، بنابراین تداوم این اثرات باعث ازدحام در سرمایه‌گذاری‌های خصوصی و ایجاد تقاضا برای اعتبار خصوصی می‌شود. ثانیاً، هزینه‌های سرمایه و مصرفی مداوم، شوک‌های تقاضا را در بخش خصوصی ایجاد می‌کند، شرکت‌های خصوصی تولیدکننده و متصدی کالاهای عمومی با افزایش سرمایه‌گذاری‌های خصوصی پاسخ می‌دهند. این شوک‌ها تقاضای معینی را برای اعتبارات خصوصی ایجاد می‌کند، بنابراین مخارج سرمایه‌ای و مخارج مصرفی در سرمایه‌گذاری‌های خصوصی انباشته می‌شود. بنابراین، سیاست‌ها باید ارتباط عمومی و خصوصی را تقویت کنند، متغیرهایی که در این پیوند در هم تنیده شده‌اند، مانند منافع، پس‌انداز، واسطه‌گری مالی و استراتژی‌های ارتقای بخش خصوصی باید با هم و به‌طور جامع مورد بررسی قرار گیرند.

به‌منظور توسعه مالی، سیاست‌هایی که محتاطانه افزایش جمعیت جوان را ترویج می‌کنند، باید هزینه‌های سرمایه‌ای را نیز ارتقا دهند و هزینه‌های مصرفی ضروری را در کوتاه‌مدت ترویج کنند، در حالی‌که سیاست‌های هزینه‌ای که به افزایش جمعیت بالغ پاسخ می‌دهند، مانند سیاست‌های اشتغال، باید مخارج سرمایه‌ای را به تعویق اندازند. در نهایت با توجه به اینکه مخارج عمومی و نوسانات در تامین مالی آن، باعث ایجاد نرخ‌های بهره بالا، عدم قطعیت هزینه و زمان فروش دارایی‌ها و کاهش اعتبارات به نمایندگان خصوصی می‌شود و در نتیجه عمق بازارهای مالی را کاهش می‌دهد، بنابراین براساس نتایج حاصله می‌توان گفت، دولت باید عاقلانه‌تر هزینه کند و رفتار مخارج را کنترل کند، زیرا نمی‌توان بر تأثیرات آن بر اقتصاد و به‌ویژه بخش خصوصی و توسعه مالی بیش از حد تأکید کرد. چون می تواند تأثیرات آن بر تورم و تولید یا درآمد فردی به طور مفید یا شدید بر توسعه مالی نیز تأثیر بگذارد. اگر کارمندان در سنین پایین بازنشسته شوند، فرصت های شغلی بیشتری برای جوانان ایجاد می شود تا بازدهی نیروی کار بهبود یابد و در نهایت توسعه مالی و رشد اقتصادی حاصل شود. پژوهش‌های آتی می‌تواند از شاخص تراکم توزیع موسسات مالی بانکی برای انجام تحلیل‌های تجربی استفاده کند تا رابطه علی بین توزیع موسسات مالی بانکی و وسعت خدمات ساختار سنی را بررسی کند. از سوی دیگر، از منظر تغییر زمان، می‌توان اثرات پویای ساختار سنی و توسعه مالی با زمان را بررسی کرد تا تغییرات رابطه این دو با زمان و مکان را شناسایی کرد تا شناخت رابطه بین جمعیت و امور مالی غنی و توسعه یابد.

Reference

Agyapong, D., & Bedjabeng, K. A. (2020). Financial development and economic growth. *Journal of African Business, 21*(2), 1–18.

Bakshi, G. S., & Chen, Z. (1994). Baby boom, population aging, and capital markets. *Journal of Business, 67*(2), 165–202.

Bai, J., & Ng, S. (2004). A panic attack on unit roots and cointegration. *Econometrica, 72*(4), 1127–1177.

https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2004.00528.x

Bloom, D. E., & Williamson, J. G. (1998). Demographic transitions and economic miracles. *World Bank Economic Review, 12*(3), 419–455.

Borensztein, E., De Gregorio, J., & Lee, J. W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth? *Journal of International Economics*, *45*(1), 115–135.

Brzozowski, M., & Siwińska-Gorzelak, J. (2013). The influence of foreign direct investment on employment. *Journal of International Trade & Economic Development*, *22*(6), 869–891.

Craigwell, R. (2006). *Foreign direct investment and employment in the English- and Dutch-speaking Caribbean*. International Labour Organization.

De Mello, L. R. (1997). Foreign direct investment in developing countries and growth: A selective survey. *Journal of Development Studies*, *34*(1), 1–34.

https://doi.org/10.1080/00220389708422501

Fadaei, M., & Kazemi, S. (2013). Investigating the effects of foreign direct investment growth on the level of employment in Iran. *Economic Growth and Development Researches*, *3*(9), 71–84. https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_224.html [In Persian]

Fatholahi, E., Alizadeh, M., & Saadatmehr, M. (2022). The effect of financial decentralization on the quality of education in the provinces of Iran: A panel co-integration approach. *Journal of Econometric Modelling*, *7*(1), 39–69. https://doi.org/10.22075/jem.2022.26785.1718 [In Persian]

Fujii, T., Roland-Holst, D., & Saikia, T. (2013). Estimation of economic impacts of demographic change. *Economic Modelling*, *35*, 617–624.

Habib, M. D., & Sarwar, S. (2013). Impact of foreign direct investment on employment level in Pakistan. *Journal of Law, Policy and Globalization*, *10*, 28–42.

Hassanzadeh, A. (2005). The impact of foreign direct investment spillover effect on employment in Iran's manufacturing industries. *Economic Review*, *2*(4), 53–72. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?ID=196063 [In Persian]

Hong, E., Lee, S., & Makino, S. (2019). Outbound foreign direct investment motivation and domestic employment. *Journal of International Management, 25*(2), 100657.

Hymer, S. H. (1976). *The international operations of national firms*. MIT Press.

Jude, C., & Silaghi, M. I. P. (2016). Employment effects of foreign direct investment. *International Economics, 145*, 32–49.

Kaguchi, K. (2019). Demographic dividend and economic growth. *Asian Development Review, 36*(2), 88–112.

Kapaya, S. M. (2023). Government expenditure and financial development. *Economic Modelling, 118*, 106063.

Kao, C., & Chiang, M.-H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *Advances in Econometrics, 15*, 179–222.

Law, S. H., Azman-Saini, W. N. W., & Ibrahim, M. H. (2014). Institutional quality thresholds and the finance–growth nexus. *Journal of Banking & Finance, 40*, 282–296.

Malthus, T. R. (1798). *An essay on the principle of population*. J. Johnson.

Moradi, A., & Mostashari, F. (2018). The effects of public and private health expenses on workforce efficiency in Iran (2004–2014). *Journal of Health Administration, 21*(72), 29–41. http://jha.iums.ac.ir/article-1-2339-en.html [in Persian]

Ouedraogo, R., Sawadogo, R., & Sawadogo, S. (2020). Financial development, foreign direct investment and employment. *Economic Modelling, 85*, 366–380.

Ostadi, H., Rafat, B., & Raisi, A. (2013). The role of foreign direct investment in Iran's economic growth. *Economic Development Research, 9*, 147–172. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?ID=229810 [In Persian]

Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels* (Working Paper No. 0435). University of Cambridge.

Phillips, P. C. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in cointegrated systems. *Review of Economic Studies*, *57*(1), 99–125.

Pourmand Bakhshaish, T., Vajdani, M., & Sadeghi Shadani, M. (2020). Spatial study of the effect of exports and foreign direct investment on employment (MENA countries). *Modern Economy and Trade*, *15*(2), 3–27. https://doi.org/10.30465/JNET.2020.6121 [In Persian]

Rong, S., Liu, K., Huang, S., & Zhang, Q. (2020). FDI, labor market flexibility and employment in China. *China Economic Review*, *61*, 101449.

Salvatore, D. (2009). *International trade* (H. Arbab, Trans.). Nei Publication. [In Persian]

Seyed Noorani, M., & Mohammad Pour, H. (2018). The impact of foreign direct investment on employment in OECD member countries and developing countries. *Modern Economy and Trade*, *13*(2), 53–79. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?ID=550365 [In Persian]

Seyed Noorani, M., Tari, F., & Mohammad Pour, H. (2020). The effect of foreign direct investment and good governance on employment in developing countries. *Journal of Economics and Urban Management*, *8*(31), 21–34. https://iueam.ir/article-1-1457-fa.html [In Persian]

Sohaili, K., Fatahi, S., & Mohammadi, S. (2018). Examining the role of private and public investment on employment in Iranian provinces. *Macroeconomics Research Journal*, *12*(24), 121–148. https://doi.org/10.22080/IEJM.2018.1940 [In Persian]

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors. *Econometrica*, *61*(4), 783–820.

Vu, L. E., & Suruga, T. (2005). Public expenditure and economic growth. *Journal of Economic Studies*, *32*(4), 295–309.

Wang, C., Zhang, X., Ghadimi, P., Liu, Q., Lim, M. K., & Stanley, H. E. (2019). The impact of regional financial development on economic growth. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *521*(3), 635–648.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)(2026) **23(1) 225-261**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Monetary policy and equity premium puzzle in Iran: a practical approach using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

Sahar Zare joneghani*, Bahram Sahabi **, Hassan Heydari***, Mehdi Zolfaghari ****, Roozbeh Noury*****

** PhD student in Monetary Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran*
Email: *sahar.zare92@yahoo.com*
*** Associate Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *sahabi_b@modares.ac.ir*
0000-0001-5514-1773
Postal address*: Tarbiat modares university, Nasr Bridge, jallal al ahmad, Tehran, Iran.*
**** Assistant Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran*
Email: *hassan.heydari@modares.ac.ir*
***** Assistant Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran*
Email: *m.zolfaghari@modares.ac.ir*
****** Associate Professor of Economics, Department of Economics, Economic Research Institute, Tehran, Iran.*
Email: *roozbeh_noury@yahoo.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 03 April 2024 ***revision: 18 June 2024*** ***acceptance: 08 May 2025***	***E32 , J22, B32.***	***Equity Premium Puzzle, Dynamic Stochastic General Equilibrium Model,Optimal Monetary Policy.***

Further Information:
The present article is taken from the doctoral dissertation of Sahar zare joneghani with Supervisor of Dr. Bahram Sahabi at the University of Tarbiat modares, Tehran, Iran.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Zare joneghani, Sahar., Sahabi, Bahram., Heydari, Hassan., Zolfaghari, Mehdi & Roozbeh Noury. (2026). Monetary policy and equity premium puzzle in Iran: a practical approach using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 23 (1), 225-261.
10.22055/jqe.2025.46523.2618

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

One of the most famous puzzles related to the stock market is the equity premium puzzle, which was first introduced by Mehra and Prescott in the framework of the C-CAPM model. This puzzle states that the return of risky assets (stocks) is so high, that high-risk aversion of investors explains it. Investigating the equity premium puzzle is important because it provides a basis for modifying models like C-CAPM that fail when faced with financial data. The purpose of this study is to investigate the equity premium puzzle in Iran. This study, focusing on the relationship between the real and financial sectors (by examining the central bank's behavior in creating the equity premium puzzle), specified a DSGE model in accordance with the conditions of Iran's economy; The specified model is able to examine the equity premium puzzle in Iran by applying technology shocks, government spending, oil

income, stock price index, money supply and the effect of these shocks on asset returns and consumption. In this study, it is assumed that the central bank reacts to the output gap and inflation through changes in the money supply growth. The results showed that the positive shocks of technology and stock prices in the middle -run and long-run until reaching steady- state, the positive shock of oil income in the short-run and middle -run and the positive shock of money supply in the short-run with producing a high equity premium, they are able to explain the equity premium puzzle in Iran; This is while the positive shock of government spending cannot explain the equity premium puzzle in Iran by creating a negative equity premium

METHODOLOGY

This study, focusing on the relationship between the real and financial sectors and in order to investigate the behavior of the central bank in creating the equity premium puzzle, has specified a DSGE model in accordance with the conditions of the Iranian economy; The specified model is able to examine the equity premium puzzle in Iran by applying technology shocks, government spending, oil income, stock price index, money supply and the effect of these shocks on assets returns and consumption.

The data used in this study were collected from the first quarter of 1993 to the fourth quarter of 2021 from the website of Central Bank of Iran and Tehran Stock Exchange Organization. The specified DSGE model is finally simulated using MATLAB software and Diner program.

FINDINGS

The results of the study showed that the positive shocks of technology and stock prices in the middle -run and long-run until reaching steady- state, the positive shock of oil income in the short-run and middle -run and the positive shock of money supply in the short-run with producing a high equity premium, they are able to explain the equity premium puzzle in Iran; This is while the positive shock of government spending cannot explain the equity premium puzzle in Iran by creating a negative equity premium

CONCLUSION

The purpose of the present study is to investigate the Equity premium puzzle in Iran. Focusing on the relationship between the real and financial sectors, this study specified a DSGE model in accordance with the conditions of Iran's

economy; The results showed that with the application of positive shocks to technology, oil income and stock prices at a higher value of the output gap coefficient (δ_y=-1), consumption fluctuations are lower and risk-free asset return fluctuations are higher (lower consumption fluctuations is due to high risk aversion and the existence of consumption habits in people); According to the results, in the amount of the output gap coefficient is high, the positive shocks of technology and stock prices in the middle-run and long-run, the positive shock of oil income in the short-run and middle-run, and the positive shock of money supply in the short-run by creating stock returns which is higher than the risk-free asset yield, they produce a positive equity premium that can explain the equity premium puzzle in Iran; These results agree with the findings of Mehra and Prescott's C-CAPM model. The theory states that the positive equity premium produced by the high risk aversion of investors can be justified, because risk averse investors avoid consumption fluctuations and tend to smooth their consumption with higher fluctuations in labor supply or risk-free asset rates. The positive shock of government spending was not able to explain the equity premium puzzle due to the creation of a negative equity premium.

The present study is associated with 2 policy recommendations: 1- It is to pay attention to structural parameters such as consumption habits and risk aversion because households have better information about the value of these parameters, so policy makers' lack of attention to these parameters may have a negative effect on their policy goals. 2- Although the existence of a high equity premium can be a good incentive to invest in a risky asset compared to a risk-free asset in uncertain conditions. But the existence of a high equity premium can reduce the uncertainty and risk aversion of investors so that they undertake risky behaviors; Therefore, in implementing their economic plans, policy makers should create the least fluctuation in the macro variables and control the uncertainty in the society.

Refrence

Ahmadi, L., Emami, K., Torabi, T., & Farzinvash, A. (2025). Comparative comparison of the effect of oil shock on macroeconomic variables in Iran and GCC countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 21(4), 1–38. (in Persian).

Amiri, H., Porjavan, A., & Zahedi, M. (2025). Gold, foreign exchange and Bitcoin as hedge or safe haven for stocks: Evidence from Tehran Stock Exchange (TSE) using Smooth Transition Regression (STR) models. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 21(4), 220–272. (in Persian).

Bayat, M., Afshari, Z., & Tavaklian, H. (2015). Monetary policy and aggregate stock price index in the framework of a DSGE model. *Journal of Economic Research and Policy*, 24(78), 171–206. (in Persian).

Bayat, M. (2016). *Monetary policy and total stock price index in the framework of a DSGE model*. PhD Thesis, Faculty of Social Sciences and Economics, Al-Zahra University. (in Persian).

Bahraminia, I., Abolhasani, A., & Ebrahimi, I. (2017). Neo-Keynesian stochastic dynamic general equilibrium model for Iran's economy considering the housing sector. *Economic Policy Journal*, 10(20), 71–102. (in Persian).

Campbell, J. Y., & Cochrane, J. H. (1999). By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior. *Journal of Political Economy*, 107(2), 205–251.

Campbell, J. Y. (1996). Asset pricing at the millennium. *Journal of Finance*, 55, 1515–1567.

Dunbar, K., & Owusu-Amoako, J. (2021). The impact of hedging on risk-averse agents' output decisions. *Economic Modelling*, 104, 105638.

Erfani, A., Abu Nouri, I., & Safari, S. (2017). Investigating the puzzle of stock exchange in Iran: Bivariate GARCH framework and fuzzy nested virtual variables. Doctoral dissertation, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University. (in Persian).

Ebrahimi, M. (2018). Investigating the impact of macroeconomic variables on Iran's stock market using data mining algorithms. *Financial Economics Journal*, 13(49), 283–309. (in Persian).

Filis, G., Degiannakis, S., & Floros, C. (2011). Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries. *International Review of Financial Analysis*, 20, 152–164.

Fakhrhosseini, F. (2015). A model of real business cycles with habit formation: A solution to the equity premium puzzle. *Journal of Economic Modeling*, 11(3), 141–169. (in Persian).

Fakhrhosseini, F. (2011). Stochastic dynamic general equilibrium model for monetary trade periods of Iranian economy. *Journal of Economic Modeling Research*, 3, 1–28. (in Persian).

Faccini, R., Konstantinidi, E., Skiadopoulos, G., & Sarantopoulou-Chiourea, S. (2018). A new predictor of U.S. real economic activity: The S&P 500 option-implied risk aversion. *Management Science*, 65(10), 1–60.

Guderzi Farahani, Y., Arabi, H., & Adeli, A. (2021). Modeling the role of banking risks in the performance of the banking system and macroeconomic variables with the DSGE approach. *Econometric Modeling Journal*, 6(22), 151–181. (in Persian).

Jones, D. W., Leiby, P. N., & Paik, I. K. (2004). Oil price shocks and the macroeconomy: What has been learned since 1996. *The Energy Journal*, 25(2), 1–32.

Kavand, H. (2008). *Explaining the effects of oil revenues and monetary policies in the form of a real business cycle model for Iran's economy*. PhD Thesis, University of Tehran, Faculty of Economics. (in Persian).

Kaszab, L. (2014). *Fiscal policy at the zero lower bound and in macro-finance models at normal times*. PhD Thesis, Cardiff University.

Kaszab, L., & Marsal, A. (2015). Explaining bond and equity premium puzzles jointly in a DSGE model. *MNB Working Papers*, No. 1.

Keshavarz Haddad, G., & Esfahani, M. (2014). The equity premium puzzle in Tehran Stock Exchange in the framework of random dominance tests. *Iran Economic Research Journal*, 18(56), 1–40. (in Persian).

Menna, L., & Tirelli, P. (2014). The equity premium in a DSGE model with limited asset market participation. University of Milan-Bicocca Working Paper No. 286.

Mohammadzadeh, A., Shahiki Tash, M. N., & Roshan, R. (2014). Investigating the equity premium puzzle in the Iranian economy using the GMM estimation method in the S-CCAPM model. *Journal of Financial Science and Securities Analysis*, 9(32), 15–34. (in Persian).

Mehra, R., & Prescott, E. C. (2003). The equity premium in retrospect. In G. M. Constantinides, M. Harris, & R. Stulz (Eds.), *Handbook of the Economics of Finance*. North-Holland.

Motavaseli, M., Ebrahimi, I., Shahmoradi, A., & Kamijani, A. (2010). Designing a new Keynesian DSGE model for Iran's economy as an oil-exporting country. *Economic Research Quarterly*, 10(4), 5–29. (in Persian).

Martha, L. (2015). Asset price bubbles and monetary policy in a small open economy. *Ensayos Sobre Política Económica*, 14–78.

Pratt, J. W. (1964). Risk aversion in the small and in the large. *Econometrica*, 32(1–2), 122–136.

Rapach, D., & Tan, F. (2019). Bayesian estimation of macro-finance DSGE models with stochastic volatility. SSRN Working Paper 3469356.

Rudebusch, G., & Swanson, E. (2012). The bond premium in a DSGE model with long-run real and nominal risks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(1), 105–143.

Rodnia, M. (2016). *Asset pricing model based on return utility functions: A case study of Iran's capital market*. Doctoral thesis, University of Sistan and Baluchestan. (in Persian).

Sojodi Korabaslu, A., Dai Karimzadeh, S., & Sharifi Renani, H. (2021). Analysis of the shock response of government consumption expenditure impulses on macroeconomic variables (case study: oil and non-oil developing countries). *Journal of Economic Policy Research*, 29, 283–311. (in Persian).

Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles. *American Economic Review*, 97(3), 586–606.

Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior toward risk. *Review of Economic Studies*, 25(2), 65–86.

Taghipour, A. (2013). *Setting up the dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model for Iran's economy in order to make policies and predict business cycles*. (in Persian).

Tavaklian, H. (2012). Investigating the New Keynesian Phillips curve in the framework of a stochastic dynamic general equilibrium model for Iran. *Journal of Economic Research*, 47(3), 1–22. (in Persian).

Uhlig, H. (1999). A toolkit for analyzing nonlinear dynamic stochastic models easily. In *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*. Oxford University Press.

Walsh, C. E. (2010). *Monetary theory and policy*. MIT Press.

Zare Joneghani, S., Sahabi, B., Heydari, H., & Zolfaghari, M. (2023). Does the equity premium puzzle exist in Iran? *Iranian Economic Review*.

Zainaldini, Sh., Karimi, M. S., & Khanzadi, A. (2018). Investigating the effect of oil price shocks on the performance of the Iranian stock market. *Financial Economics Quarterly*, 14(50), 145–161. (in Persian).

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)(2026) **23(1) 262-292**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Investigating the impact of financial stress shocks on economic uncertainty: a non-linear TVAR approach

Ali Rezazadeh *, Shahab Jahangiri **, Farouq Mahmoudi-Razgeh***

* *Associate Professor, Department of Economics, Faculty Member, Urmia University, Iran (Corresponding Author).)*
Email: *a.rezazadeh@urmia.ac.ir*

0000-0003-4165-1523
Postal address*: West Azarbaijan province - Urmia, km 11 of Cypress road - Urmia University, phone number: 044-32752741-43, postal code: 5756151818*

*** Associate Professor, Department of Economics, Faculty Member, Urmia University, Iran.*
Email: *kh.jahangiri@urmia.ac.ir*

**** PhD Candidate in Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran.*
Email: *f.mahmoudi@urmia.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 07 April 2024 revision: 02 October 2024 Online publication: 28 October 2024	***(G01 C32, E44)***	***(financial stress, economic uncertainty, non-linear TVAR method)***

How to Cite:
Rezazadeh, Ali., Jahangiri, Shahab & Mahmoudi Razgeh, Farouq. (2016). Investigating the impact of financial stress shocks on economic uncertainty: a non-linear TVAR approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 23 (1), 262-292.
10.22055/jqe.2024.46557.2619

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

The financial sector is an integral part of any country's economy because it plays a vital role in allocating capital resources, monitoring investments, facilitating trade and promoting risk management. vestments, facilitating trade and promoting risk management. Therefore, any failure in the financial system can have devastating effects on the economy. Financial stress is one of the types of this dysfunction, because it is often associated with reduced availability of credit and higher costs of financial intermediation due to increased friction and information asymmetry in financial markets (Hakkio & Keeton, 2009). Previous literature has shown that financial stress can negatively affect several aspects of the economy. For example, it can lead the economy to a state of uncertainty (Davig & Hakkio, 2010) and increase the volatility of production (Mallick & Sousa, 2013), reduce trade (Choudhry & Hassan, 2015), or reduce the flow of foreign direct investment. (Stoddard & Noy, 2015; Nguyen & Duong, 2014).

METHODOLOGY

In this study, the Threshold Vector Autoregression (TVAR) method has been used to investigate the effect of financial stress on economic uncertainty in Iran. The model used in the present study is the same as that of Balcilar et al et al. (2022) which used three variables of industrial production, inflation and interest rate to calculate economic uncertainties, with the difference that instead of interest rate variable (explanation of monetary policy), the money volume variable is used.

In this regard, the two-regime (one-threshold) TVAR model is estimated. The two-regime TVAR model is explained as follows:

$$y_t = \begin{cases} \alpha_1 + A_1(L)y_t + \varepsilon_{1t} & \text{if} \quad q_t \le \gamma_1 \\ \alpha_2 + A_2(L)y_t + \varepsilon_{2t} & \text{if} \quad q_t > \gamma_2 \end{cases} \qquad (1)$$

where the y_t is the vector of endogenous variables consists of the difference of industrial production logarithm (DLIP), consumer price index logarithm (LCPI) and difference of money volume logarithm (DLM). qt is a threshold variable, which is the Financial Stress Index (FSI). If the financial stress index is equal to or less than its threshold value, the variables are in the low regime; Otherwise, the variables are in the high regime, for this purpose,

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

three models with three dependent variables of economic uncertainty indicators consisting of the difference of industrial production logarithm (DLIP), consumer price index logarithm (LCPI) and difference of money volume logarithm (DLM) in two regimes of low and high financial stress specified.

FINDINGS

Before estimating the model in time series analysis, it is necessary to verify the stationarity of the research variables. Considering that all variables utilized in the threshold vector autoregression model must be stationary, if a variable is nonstationary, its difference should be used for modeling. The results of the augmented Dickey-Fuller (ADF) unit root test show that the two variables FSI and LCPI are stationary in the level, but the variables LIP and LM are non-stationary and cumulative of I(1), so their first difference should be used in the TVAR model. To test the threshold effects, three main variables of the research, i.e. difference of industrial production, inflation and difference of money volume have been considered. In this way, the moving average of financial stress with one lag is determined as a threshold variable in three models, and the optimal lag of the TVAR model is based on the threshold variable in both first models (the first model with the dependent variable of the difference in industrial production and the second model with the dependent variable of inflation) lag 2 was determined and the third model (with the dependent variable of the difference in money supply) lag 1 was determined. So, the best Akaike value with the financial stress threshold variable with lag 2, which was smaller than the Akaike value with the financial stress threshold variable with lag 1, was selected as the threshold variable. The above results along with the three tests of linearity are reported. The null hypothesis of the test comparing the linear VAR model to the non-linear VAR model is refuted and not accepted. Estimation of the vector autoregression model is therefore performed in TVAR format. In addition, based on evaluations of threshold effects, the threshold value of 24.689% in the first model with the dependent variable of the industrial production logarithm difference, the threshold value of 24.689% in the second model with the dependent variable of CPI and the threshold value of -61.223% in the third model with the dependent variable of the money volume logarithm difference, the two-regime TVAR model was considered as the optimal model for estimation.

Given that the VAR model is summarized in the form, its coefficients cannot be interpreted economically. In order to accomplish simultaneous

relationships between the variables, the diagrams below depict and analyze the impulse response functions of the variables extracted from the two-regime TVAR models. These diagrams are for 15 periods and are based on a shock to the production industrial logarithm difference of one and two standard deviations in the first model, a shock to the inflation of one and two standard deviations in the second model, and a shock to the money volume logarithm difference of one and two standard deviations in the third model. The point is that in the TVAR model, due to the nonlinearity of the model, unlike the linear VAR model, the magnitude and direction of the shocks can influence how the variables influence one another. In other words, unlike the linear VAR model, where the effect of a negative shock is precisely the same as a positive shock (but in the opposite direction), there is no such symmetry in the TVAR model, and shocks of varying magnitudes and directions can have different outcomes. Therefore, in this study, in addition to the results of the shock of one standard deviation, the results of the shock of two standard deviations are also reported; however, as can be seen, both forms of shock produced nearly identical results.

CONCLUSION

1. This study's primary objective is to examine the effect of financial stress shocks on economic uncertainty in Iran during the period 1991:2-2022:1 with in the framework the nonlinear TVAR. based on the threshold tests and the moving average variable of financial stress with one lag was calculated as the threshold variable in three models and based on the threshold variable, the optimal lag of the TVAR model of financial stress with two lag was calculated as the threshold variable in three models.
2. Also, by determining the threshold value of 24.689% in the first model with the dependent variable of the industrial production logarithm difference, the threshold value of 24.689% in the second model with the dependent variable of CPI and the threshold value of -61.223% in the third model with the dependent variable of the money volume logarithm difference, the two-regime TVAR model was considered as the optimal model for estimation.
3. The estimation of the TVAR model with the financial stress threshold variable and the extraction of impulse response functions indicate that in the regime of low financial stress, an increase in financial

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

stress leads to an increase in industrial production, a decrease in inflation and an increase in the money volume, that is, in a low financial stress, economic uncertainty decreases. In the regime of high financial stress, the results show that the increase in financial stress leads to a decrease in industrial production, an increase in inflation and a decrease in the money volume, that is, in a high financial stress, economic uncertainty increases. According to the results, it can be said that in different financial conditions, financial stress has a different effect on economic uncertainty in Iran.

Reference

Ahir, H., Dell'Ariccia, M. G., Furceri, D., Papageorgiou, M. C., & Qi, H. (2023). *Financial stress and economic activity: evidence from a new worldwide Index*. International Monetary Fund.

Ahmadi Shadmehri, M. T., Ebrahimi Salari, T., Shabani Koshalshahi, Z., & Ajori Ayask, A. A. (2023). Consumer Behavior Response to Macroeconomic Uncertainty (Case study: OPEC Countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *20*(1), 74-98. [In Persian]

Ansari, F., & Rezazadeh, A. (2023). The effects of external uncertainty shocks on Iran's macroeconomy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.40809.2483. [In Persian]

Apostolakis, G. N., Floros, C., Gkillas, K., & Wohar, M. (2021). Financial stress, economic policy uncertainty, and oil price uncertainty. *Energy Economics*, *104*, 105686.

Arellano, C., Bai, Y., & Kehoe, P. J. (2019). Financial frictions and fluctuations in volatility. *Journal of Political Economy*, *127*(5), 2049-2103..

Arellano, C., Bai, Y., & Mihalache, G. (2018). Default risk, sectoral reallocation, and persistent recessions. *Journal of International Economics*, *112*, 182-199.

Balakrishnan, R., Danninger, S., Elekdag, S., & Tytell, I. (2011). The transmission of financial stress from advanced to emerging economies. *Emerging Markets Finance and Trade*, *47*(sup2), 40-68.

Balcilar, M., Gupta, R., & Kisten, T. (2020a). The Impact of Uncertainty Shocks in South Africa: The role of financial regimes. *Review of Financial Economics*, *39*(4), 2020–2046.

Balcilar, M., Gupta, R., & Segnon, M. (2016). The Role of Economic Policy Uncertainty in Predicting US Recessions: A mixed-frequency Markov-Switching Vector Autoregressive Approach. *Economics, 10*(2016-27), 1–20.

Balcilar, M., Ozdemir, Z.A., Ozdemir, H., Aygun, G. & Wohar, M.E. (2022). The Macroeconomic Impact of Economic Uncertainty and Financial Shocks Under Low and High Financial Stress. *North American Journal of Economics and Finance*, 63, 101801.

Boissay, F., Collard, F., Manea, C., & Shapiro, A. H. (2023, December). Monetary tightening, inflation drivers and financial stress. Federal Reserve Bank of San Francisco.

Caggiano, G., Castelnuovo, E., & Figueres, J. M. (2020). Economic Policy Uncertainty Spillovers in Booms and Busts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 82*(1), 125–155.

Cardarelli, R., Elekdag, S., & Lall, S. (2011). Financial Stress and Economic Contractions. *Journal of Financial Stability, 7*(2), 78–97.

Cevik, E. I., Dibooglu, S., & Kenc, T. (2016). Financial stress and economic activity in some emerging Asian economies. *Research in International Business and Finance, 36*, 127-139.

Choudhry, T. & Hassan, S.S. (2015). Exchange Rate Volatility and UK Imports from Developing Countries: The Effect of The Global Financial Crisis. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 39*, 89–101.

Davig, T. & Hakkio, C. (2010). What Is the Effect of Financial Stress on Economic Activity. Federal Reserve Bank of Kansas City. *Economic Review, 95* (2), 35–62.

Degiannakis, S., Filis, G., & Palaiodimos, G. (2017). Investments and uncertainty revisited: The case of the US economy. *Applied Economics, 49*(45), 4521–4529.

Fortin, I., Hlouskova, J., & Sögner, L. (2023). Financial and economic uncertainties and their effects on the economy. *Empirica, 50*(2), 481-521.

Gilchrist, S., Sim, J. W., & Zakrajšek, E. (2014). *Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics* (No. w20038). National Bureau of Economic Research.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Gomez-Gonzalez, J. E., Hirs-Garzon, J., & Uribe, J. M. (2024). US uncertainty shocks on real and financial markets: A multi-country perspective. *Economic Systems*, 101180.

Haji Molla Mirzaei, M.S., Mahmoudzadeh, M., Qavidel, S. & Fathabadi, M. (2024). Uncertainty of government expenditure policy and economic activity in Iran. *Financial Economics*, 18(66), 483-504. 10.30495/fed.2024.709383. [In Persian]

Hakkio, C. S., & Keeton, W. R. (2009). Financial stress: What is it, how can it be measured, and why does it matter. *Economic Review*, *94*(2), 5-50.

Hansen, B. E. (1992). The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model Of GNP. *Journal of Applied Econometrics, 11,* 195–198.

Hassett, K. A., & Sullivan, J. (2016). Policy uncertainty and the economy. *AEI Research, August*.

Hubrich, K. & Teräsvirta, T. (2013). Thresholds And Smooth Transitions in Vector Autoregressive Models. *Advances in Econometrics, 32*, 273–326.

Hueng, C. J., Liu, P., & Wang, L. (2023). The real consequences of financial stress: Evidence from China. *Journal of the Asia Pacific Economy*, *28*(3), 855-872.

Illing, M., & Liu, Y. (2003). An Index of Financial Stress for Canada (No. 2003-14). Bank of Canada.

Illing, M., Ying, L. (2006). Measuring financial stress in a developed country: an application to Canada. *Journal of Financial Stability, 2*, 243–265.

Kasal, S. (2023). What are the effects of financial stress on economic activity and government debt? An empirical examination in an emerging economy. *Borsa Istanbul Review*, *23*(1), 254-267.

Koop, G., Pesaran, M.H. & Potter, S.M. (1996). Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. *Journal of Econometrics, 74* (1), 119–147.

Kremer, M., Lo Duca, M., & Hollo, D. (2012). CISS-A Composite Indicator of Systemic Stress in the Financial System (No. 1426). European Central Bank.

Liow, K.H., Liao, W.Ch. & Huang, Y. (2018). Dynamics Of International Spillovers and Interaction: Evidence from financial market stress and economic policy uncertainty. *Economic Modelling, 68*, 96-116.

Lo Duca, M., & Peltonen, T. A. (2011). Macro-financial vulnerabilities and future financial stress-Assessing systemic risks and predicting systemic events.

Long, S. & Li, Z. (2023). Dynamic Spillover Effects of Global Financial Stress: Evidence from The Quantile VAR Network. *International Review of Financial Analysis*, *90*, 102945.

Mallick, S.K. & Sousa, R.M. (2013). The Real Effects of Financial Stress in The Eurozone. International Review of Financial Analysis, 30, 1–17.

Michelle, A., & Jon, C. (2015). The power of print: Uncertainty shocks, markets, and the economy. *International Review of Economics & Finance*, *40*, 8–28.

Mirzaei, H., Falihi, N. & Mashhadian Maleki, M. (2011). The impact of uncertainty of macroeconomic variables (exchange rate and inflation) on the credit risk of corporate customers of Tejarat Bank. *Financial Economics*, *6*(18), 113-137. 20.1001.1.25383833.1391.6.18.6.2 [In Persian]

Mittnik, S. & Semmler, W. (2013). The Real Consequences of Financial Stress. Journal of Economic Dynamics and Control, 37(8), 1479–1499.

Nguyen, D.T. & Duong, K. Th. (2024). Financial Stress and Shadow Economy: A global study from a new worldwide database. *Finance Research Letters*, *60*, 104871.

Nikkho, H., Rahmani, T. & Khalili, F. (2022). Macroeconomic Uncertainty and Investment Decisions of Banks. *Financial Economics*, *16*(58), 1-22. 10.30495/fed.2022.691021. [In Persian]

Phan, D.H.B., Iyke, B.N., Sharma, S.S., Affandi, Y. (2020). Economic Policy Uncertainty and The Financial Stability–Is There a Relation?, *Economic* Modelling, 94, 1018-1029.

Rezazadeh, R. and Falah, M. (2019). Examining the overflow of financial stress index fluctuations on inflation, interest rate, liquidity and industry index using GARCH-BEKK and VAR models and Granger causality. Financial Engineering and Securities Management (Portfolio Management), 42 (11), 272-301. SID. 20.1001.1.22519165.1399.11.42.11.2 [In Persian]

Sangyup, C. (2017). Variability in the effects of uncertainty shocks: New stylized facts from OECD countries. *Journal of Macroeconomics, 53*, 127–144.

Shin, M., Zhang, B., Zhong, M., & Lee, D. J. (2018). Measuring international uncertainty: The case of Korea. *Economics Letters*, *162*, 22-26.

Shakeri Bostanabad, R. and Ansari, V. (2026). The relationship between banking facilities and Iran's economic growth: Evidence from a Financial Social Accounting Matrix. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *22*(4), 89-126. doi: 10.22055/jqe.2023.43964.2560 (in Persian)

Stoddard, O. & Noy, I. (2015). Fire-sale FDI? The Impact of Financial Crises on Foreign Direct Investment. *Review of Development Economics*, *19* (2), 387–399.

Stulz, R. M. (2005). The Limits of Financial Globalization. *The Journal of Finance*, *60*(4), 1595–1638.

Tiwari, A.K., Nasir, M.A. & Shahbaz, M. (2020). Synchronisation of policy related uncertainty, financial stress and economic activity in the United States. *International financial economy, 26*, 6406-6415.

Tsay, R. (1998). Testing and Modeling Multivariate Threshold Models. *Journal of the American Statistical Association, 93*, 1188–1202.

Valerio Roncagliolo, F. C., & Villamonte Blas, R. N. (2022). Impact of financial stress in advanced and emerging economies. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, *27*(53), 68-85.

Zetlin-Jones, A., & Shourideh, A. (2017). External Financing and The Role of Financial Frictions Over the Business Cycle: Measurement and Theory. *Journal of Monetary Economics, 92*, 1–15.