فصلنامه علمی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره بیست و دوم، شماره سوم، پاییز ۱۴۰۴

(شماره مسلسل ۸۶)

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 دوم، شماره سوم، پاییز ۱۴۰۴

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

بررسی اثرات نابرابری جنسیتی بر فرار مغزها در کشورهای در حال توسعه.....۱
علی مفتخری، محمد جعفری، اسمعیل ابونوری، یونس نادمی
اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال در استان‌های ایران: با تأکید بر سرریزهای بین منطقه‌ای.....۲۷
رمضان حسین‌زاده، هادی کشاورز، مصطفی سعادتی‌پور
تأثیر درجه همسایگی شرکاء تجاری ایران بر حجم تجارت ایران: روش اقتصاد سنجی تابلویی فضایی.....۵۴
عباس جعفری، داریوش حسنوند، شایسته رضایی
کاربردی از اکونوفیزیک در بررسی ارتباط بازدهی سهام و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران..... ۸٤
میلاد شهرازی، مهدی شهرازی
بررسی اثرات نامتقارن شاخص‌های عمده اقتصاد کلان بر شاخص قیمت بازار سهام در کشورهای اصلی طرف تجاری ایران: رویکرد رگرسیون چندکی..... ۱۱۵
سید رحیم موسوی، ابراهیم نگهداری، احمد علی اسدپور، مهدی کمالی
تغییرات ساختاری، قابلیت بنیان‌ها و گونه‌شناسی الگوی رشد اقتصادی در ایران: رهیافت ARDL..... ۱۳۸
مونا امیری، اسفندیار جهانگرد، محمد قاسمی ششده، سیروس امیدوار
اثر عملکرد شاخص بورس اوراق بهادار و شاخص صکوک بر بازده تعدیل شده با ریسک صندوق‌های مشترک سرمایه‌گذاری: مدل سه عاملی فاما و فرنچ.....۱۷٤
میلاد بدیعی، محمدحسن ابراهیمی سروعلیا، مصطفی سرگلزایی
تجزیه و تحلیل عوامل موثر بر هزینه‌های آموزشی در ایران.....۲۰۸
الهام فتح الهی

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) پاییز ۱۴۰۴ ۲۲(۳) ۲۶-۱



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

بررسی اثرات نابرابری جنسیتی بر فرار مغزها در کشورهای در حال توسعه

علی مفتخری*، محمد جعفری**، اسمعیل ابونوری***، یونس نادمی****

*دانش‌آموخته دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده ی علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران.

**دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده ی علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران (نویسنده مسئول).

***استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده ی اقتصاد،مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.

****دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده ی علوم انسانی، دانشگاه آیت الله بروجردی، بروجرد، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۳۱ فروردین ۱۴۰۰
تاریخ بازنگری: ۱۱ شهریور ۱۴۰۰
تاریخ پذیرش: ۳ مهر ۱۴۰۰

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: Jafari.moh@lu.ac.ir
0000-0001-5237-0941

طبقه‌بندی JEL: C51 ,O19 ,F22 ,J16

واژگان کلیدی:
فرار مغزها، نابرابری جنسیتی، کشورهای در حال توسعه، مدل پانل دیتا

آدرس پستی:
لرستان، خرم اباد، دانشگاه لرستان، ، دانشکده ی علوم اقتصادی و اداری، گروه اقتصاد، کدپستی: ۴۴۳۱۶- ۶۸۱۵۱

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.

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

چکیده

اگر چه پدیده فرار مغزها خصوصاً در چند دهساله اخیر بهصورت معضلی به ویژه برای کشورهای درحال‌توسعه درآمده و عوامل و متغیرهای بسیاری از جمله عوامل سیاسی، اجتماعی، اقتصادی، که به عنوان نیروهای جاذبه و دافعه عمل می‌کنند، بر پدیده فرار مغزها در کشورهای مختلف تأثیرگذار است، اما واکاوی اثرات نابرابری جنسیتی بر فرار مغزها می‌تواند پدیده مهاجرت نخبگان را بهتر مورد تجزیه و تحلیل قرار دهد. یکی از مهمترین تحولات مهاجرتی در دهه‌های اخیر وجود آمارهای بالای زنان به ویژه قشر نخبگانی آنان در کشورهای در حال توسعه در فرآیند مهاجرتی و افزایش مهاجرت زنان است، که پدیده مهاجرت را به فرآیندی جنسیتی بدل نموده است، که زنانه شدن مهاجرت نامیده می‌شود. مهاجرت زنان می‌تواند یک راه‌حل برای فرار از محدودیت‌ها و کمبودهای تحمیل شده ساختاری و خانوادگی و نیز فرار از نوعی کنترل اجتماعی و تبعیض جنسیتی و همچنین پیش‌داوری‌های موجود در جوامع مبدأ باشد و نیز امکان اشتغال در کارهایی که به طور اجتماعی در جامعه مبدأ محدودیت داشته را فراهم کند. بنابراین هدف از پژوهش حاضر بررسی تاثیر نابرابری جنسیتی بر فرار مغزها در ۴۰ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۰۲ است. بدین منظور از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد شاخص نابرابری جنسیتی تأثیری غیرخطی بر فرار مغزها داشته است. شاخص نابرابری جنسیتی در سطوح پایین آن تاثیری منفی بر فرار مغزها برجای گذاشته است اما افزایش سطح شاخص نابرابری جنسیتی و عبور آن از سطح آستانه ۰/۶۱۸، موجب تشدید فرار مغزها شده است. بنابراین تشدید نابرابری جنسیتی عاملی در جهت افزایش مهاجرت نخبگان از کشورهای در حال توسعه محسوب می‌شود که لازم است سیاستگزاران در راستای کاهش نابرابری‌های جنسیتی اقدامات لازم را اتخاذ نمایند. از طرفی هر کدام از متغیرهای موجود در مدل تأثیری متفاوت بر فرار مغزها داشته است؛ که برخی سبب کاهش و برخی سبب تشدید مهاجرت نخبگان می‌گردد. وقفه اول فرار مغزها و آزادی بیان اثری مثبت بر فرار مغزها از کشورهای در حال توسعه داشته و کنترل فساد و ثبات سیاسی اثری منفی بر فرار مغزها و مهاجرت نخبگان داشته است.

ارجاع به مقاله:
مفتخری، علی.، جعفری، محمد.، ابونوری، اسمعیل و نادمی، یونس. (۱۴۰۴). بررسی اثرات نابرابری جنسیتی بر فرار مغزها در کشورهای در حال توسعه. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۲ (۳)، ۲۶-۱.
10.22055/jqe.2021.37203.2362

© 2025 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

فرار مغزها یک موضوع گسترده در زمینه اقتصاد کشورهای در حال توسعه است. با این حال، جنبه جنسیتی فرار مغزها نسبتاً کم مورد توجه قرار گرفته و همچنین به جنسیت به عنوان عامل اثرگذار در تصمیمات مهاجرتی توجه کمی شده است و نقش حقوق زنان در تعیین تصمیمات مهاجرت زنان با مهارت بالا تقریباً مورد فراموشی قرار گرفته است. میزان فرار مغزها در زنان از کشورهای در حال توسعه به طور قابل توجهی بالاتر از مردان است. نرخ مهاجرت زنان نسبت به مردان در اکثر کشورهای غیر OECD بسیار بالاست. این گرایش نسبی مهاجرت زنان برای افراد با مهارت بالا بیشتر مشهود است. نرخ مهاجرت زنان دارای تحصیلات تکمیلی به طور متوسط ۱۷ درصد بیشتر از مردان است. علاوه بر این، میزان مهاجرت افراد با مهارت بالا و در واقع فرار مغزها برای زنان در هر یک از قاره‌های هدف (دارای کشورهای در حال توسعه) نسبتاً بیشتر است. اما باید گفت چرا نرخ فرار مغزها در بین زنان در کشورهای در حال توسعه نسبتاً بالا است؟ خروج سرمایه انسانی از کشورهای در حال توسعه به طور کلی نگران کننده است. با این حال، از دست دادن سرمایه انسانی زنان به احتمال زیاد پرهزینه است.

تمایل به دستیابی بیشتر در زمینه‌های دستاوردهای اجتماعی از دست رفته به دلیل نابرابری‌های جنسیتی، کسب حقوق حقه، رسیدن به جایگاه‌های درخور زنان و خارج شدن از سایه عواملی که نابرابری جنسیتی را دامن می‌زند، تعدادی از دلایل موجه جهت مهاجرت قشر نخبگانی این جوامع می‌باشد. افزایش برابری جنسیتی در مورد زنان می‌تواند هزینه‌ها و مزایای مهاجرت را دچار تغییر کند. بنابراین برابری جنسیتی ممکن است با نرخ فرار مغزها برای زنان در یک کشور رابطه غیر خطی داشته باشد(Naghsh Nejad & Young, 2014).

از مهمترین تغییرات مهاجرتی در سال‌های اخیر وجود آمار بالای مهاجرت زنان به ویژه قشر مستعد و تحصیل کرده در کشورهای در حال توسعه است، که فرآیند مهاجرت را به پدیده‌ای جنسیتی بدل نموده است، که زنانگی شدن مهاجرت یا فمینیسم[1] مهاجرت نامیده می‌شود. امروز بانوان دیگر خود را به وظایف گذشته محدود نمی‌کنند و همین تغییرات در نگاه نسل جوان و در نگرش آنها از نقش زن در جامعه، افزایش انتظارات و آرزوها و تمایلات

[1] Feminisme

متعدد باعث شده است، که زنان برای دسترسی به موقعیت‌های بالاتر، بیشتر تلاش کنند. در نتیجه به علاوه‌ی تلاش برای اقدامات اجتماعی، یکی از تصمیمات اساسی ایشان برای دستیابی به موقعیت بهتر، مهاجرت بوده است. افزایش سطح سواد و به تبع آن میل به تحرک اجتماعی در بین زنان منجر به تحرکات مهاجرتی بیشتر آنها شده است؛ به طوری که سهم جمعیت بانوان مهاجر در هر دو نوع مهاجرت داخلی و بین‌المللی افزایش گسترده‌ای یافته است. این پدیده نگرانی‌های زیادی را درخصوص رویکردهای اساسی در زمینه مهاجرت بانوان در محیط شهری و امنیت و حقوق زنان در اشکال متعدد مهاجرتی ایجاد کرده است(Sadati & Alavi, 2018). بنابراین در این پژوهش تلاش شده است به بررسی پیامدهای این پدیده مهم پرداخته شود. از اینرو در ابتدا مقدمه‌ای در مورد هدف اصلی این پژوهش که بررسی اثرات نابرابری جنسیتی بر فرار مغزها در کشورهای در حال توسعه است، بیان می‌شود. سپس، مبانی نظری و تشریح نابرابری جنسیتی و در ادامه پیشینه تحقیق ارائه می‌گردد. بعد از آن به معرفی الگو، تشریح متغیرها و داده‌ها، پرداخته شده و در بخشی دیگر تخمین الگو و تجزیه و تحلیل آماری ضرایب ارائه شده و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادها بیان خواهد شد.

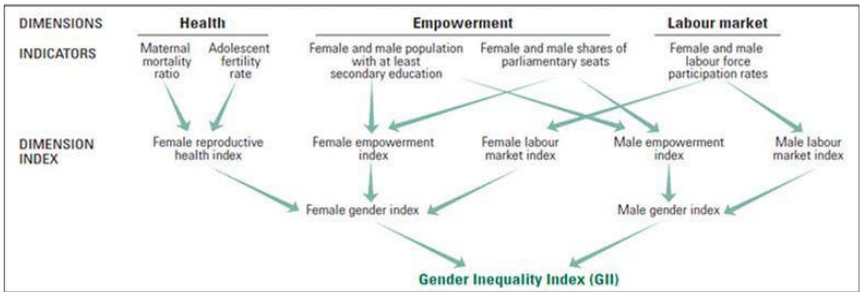
۲- ادبیات موضوع

۲-۱- نابرابری جنسیتی

مهاجرت پدیده ای،که احتمالاً به قدمت بشر است. تاریخ چندین نوع مهاجرت را در طول زمان به تصویر کشیده ، و اگرچه متفاوت است، اما همه آنها انگیزه یکسانی دارند، و آن تلاش برای شرایط بهتر زندگی است. علیرغم اینکه مهاجرت پدیده جدیدی نیست، این واقعیت که زنان بیشتری و به ویژه زنان با مهارت بالا به کشورهای توسعه‌یافته مهاجرت می کنند، ممکن است برای بسیاری شگفت انگیز باشد. در واقع عمدتا به دلیل فقدان داده‌های جامع بین المللی، در طول زمان، مهاجرت جنسیتی تقریباً جنبه‌ای نامرئی برای این نوع پدیده اجتماعی است. زنان بیشترین کارگران ماهر در کشورهای توسعه‌یافته را تشکیل می دهند، روندی که از دهه ۸۰ میلادی به بعد در حال افزایش بوده است. در واقع زنان بیشتر از مردان به دلیل تحمیل عوامل فرهنگی و اثرگذاری نقش‌های جنسیتی بر آزادی آنها مهاجرت می کنند. جنسیت به عنوان یک ساختار اجتماعی که روابط بین مردان و زنان را سازماندهی می‌کند، می‌تواند علل، فرایندها و تأثیرات مهاجرت بین دو جنس را بسیار متمایز

کند. آگاهی از چگونگی بروز این تفاوت‌ها در خصوص مهاجرت می تواند برای ارتقای برابری جنسیتی و توانمندسازی زنان مهم باشد (Carreira Ravara, 2018). به عنوان نمونه سهم نابرابر بانوان در اشتغال و تفاوت در دستمزدها را که غالباً هم به عنوان شاخصی از نابرابری جنسیتی مورد استناد قرار می‌گیرد در بسیاری از مطالعات به کار برده شده است (Shadi talab, 2018).

شاخص نابرابری جنسیتی (GII)[۲] وسیله ای برای اندازه‌گیری عدم تعادل جنسیتی و یا وجود تبعیض جنسیتی است که در برنامه توسعه انسانی سازمان ملل[۳] در سال ۲۰۱۰ توسط برنامه توسعه سازمان ملل (UNDP) معرفی شد. بر اساس گزارشUNDP، این شاخص یک معیار ترکیبی برای تعیین کمیت از دست دادن تعادل در یک کشور به دلیل نابرابری جنسیتی است. که شامل: بهداشت باروری، توانمند سازی و مشارکت در بازار کار است. این شاخص به عنوان معیار آزمایشی برای رفع نواقص شاخص‌های قبلی(شاخص توسعه جنسیت (GDI)[۴] و معیار توانمندسازی جنسیتی (GEM)[۵]) معرفی شد که هر دو در گزارش توسعه انسانی 1995 به کار گرفته شده‌اند (Hemmati & Maktubian, 2013).



نمودار ۱. ابعاد شاخص نابرابری جنسیتی با اقتباس از توسعه انسانی (Hemmati & Maktubian, 2013).

Figure 1. Gender Inequality Index Adapted from human development (Hemmati & Maktubian, 2013)

[2] Gender Inequality Index
[3] Human Development Report
[4] Gender Development Index
[5] Gender Empowerment Measure

۲-۲- نابرابری جنسیتی و مهاجرت نخبگان

رویکردهای نظری که برای بیان پدیده ی فرار مغزها ارائه شده شامل موارد متعددی می‌باشد.در این میان می‌توان به مبانی نظری که برای تبیین فرآیند مهاجرت قشرنخبگانی ارائه شده‌اند اشاره نمود. نظریه کنش و واکنش، نظریه محرومیت نسبی، نظریه جهانی شدن، نظریه مرکز _ محیط، ، تئوری بازار کار چندگانه و دوگانه و نظریه جاذب و دافع است که مربوط به دلایل و عوامل ایجاد کننده این پدیده است. برخی از این رویکردها دقیقا به اصل پدیده مهاجرت نپرداخته‌اند و نمی‌توانند در تمام موقعیتها، فرآیند مهاجرت نخبگان را تحلیل نماید (Ahadi et al, 2019). علاوه بر این رویکردهای نظری می‌توان به نظریه کشش و رانش، مدل اورت اس لی[6]، نیز اشاره کرد که این‌ها نیز مربوط به دلایل و عوامل ایجاد کننده این پدیده است و در نهایت این نظریه‌ها در ترکیب با یکدیگر برای تبیین مسئله مهاجرت نخبگان مورد استفاده قرار می‌گیرند. البته وجود این نظریه که فرار مغز بر این ایده تأکید دارد که چشم انداز مهاجرت ماهرانه می تواند باعث شکل گیری مهارت بیشتر شود را نمی‌توان نادیده گرفت(Okoye, 2016). براساس مدل‌های جاذبه و دافعه، عوامل اقتصادی و فیزیکی نامناسب در یک مکان موجب می‌شود که افراد محل زندگی خود را ترک کرده و به مکان دیگری که از نظر اقتصادی، اجتماعی و فیزیکی در شرایط بهتری است نقل مکان کنند. در این مدل‌ها نظریه پردازان به طور کلی به دو دسته عوامل توجه داشتند: ۱. عواملی که باعث دافعه انسانها از محل اسکان خود شده است. ۲. عواملی که باعث جذب آنها در منطقه مقصد می‌شود. با مطالعه نظریات مختلفی که در زمینه عوامل جاذبه و دافعه موثر بر مهاجرت نخبگان وجود دارد، فرار مغزها تحت تاثیر عوامل اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و ... بسیاری است. نظریه پارن ول[7] با الهام از دیدگاه‌های رایج، مجموعه عوامل متداخل در سطح کلان، میانی و خرد را در یکدیگر اقدام نموده است. از نظر او در سطح کلان، تفاوت سطح توسعه مناطق مبدأ و مقصد، در سطح میانی نظم‌های الگودار در فرایند مهاجرت بر اساس شرایط اقتصادی - اجتماعی موجود در مناطق مبدأ و مقصد و در سطح خرد عواملی که مهاجران را به ترک منطقه خود سوق می‌دهند قابل طرح است. نظریه

[6] Everett S. Lee

[7] Parnwell

محرومیت نسبی توسط منگالام[8] و شوارتز[9] ارائه شده، بر اساس این نظریه زمانی که جامعه قادر به تأمین نسبی احتیاجات و نیازهای افراد نباشد احتمال بروز رفتارهای جمعی از جمله مهاجرت افزایش می‌یابد و در شرایط محرومیت نسبی افراد برای رفع محرومیت خویش از امکانات مادی و معنوی مهاجرت می‌کنند. طبق این نظریه وجود محرومیت‌های مختلفی که در کشورهای درحال‌توسعه نسبت به کشورهای توسعه‌یافته وجود دارد دلیل اصلی مهاجرت نخبگان است(Ahadi et al, 2019).

دست یافتن به سطوح بالاتر تحصیل (به ویژه تحصیلات عالی) احتمال مهاجرت زنان را در مقایسه با مردان بالا می‌برد. مطالعات کویلن[10] نشان می‌دهد که افراد برای دستیابی به فرصت‌های اقتصادی، آموزشی و اجتماعی و ازدواج مهاجرت می‌کنند به طور کلی مطالعات بیان می‌کند که سن، تحصیل، وضع تأهل و عوامل فرهنگی همچون افزایش استقلال زنان و اشتغال ازجمله متغیرهای تأثیرگذار در مهاجرت هستند. در این بین، تحصیل عامل مهّمی است که در بیشتر مطالعات به عنوان یک عامل تعیین کننده بسیار مهم در مهاجرت زنان به آن اشاره شده است (Sadati & Alavi, 2018).

یوتنگ[11] درمورد انگیزه های جابه‌جایی مکانی زنان فرضیه استراتژی دسترسی را مطرح می‌کند. به نظر وی دسترسی یک پدیده جنسیتی است. تحرک مکانی و مهاجرت نوعی استراتژی شناخته شده برای دسترسی به امتیازات اجتماعی در بین زنان است. در مواقعی که زنان با محدودیت دسترسی مواجه اند جابه جایی و تغییر محل سکونت یکی از راهکارها است(Sadati & Alavi, 2018).

در سال‌های اخیر رویکردهای مختلفی به مسئله فرار مغزها و مهاجرت معطوف شده است. در اقتصادهای در حال‌توسعه، نابرابری شدید درآمدی که منجر به نابرابری جنسیتی می‌شود، می‌تواند باعث تقویت بی‌ثباتی و آسیب پذیری اجتماعی بیشتر شود، و انسجام اجتماعی را از بین ببرد. و این امر در کشورهای مبدا سبب مهاجرت ماهرانه شده و به تبع آن توانایی را تضعیف می‌کند. فرار مغزها می‌تواند همزمان سرمایه انسانی را تحت تأثیر قرار داده و نابرابری جنسیتی را افزایش دهد (Galiano & Romero, 2018).

---

[8] Mangalam
[9] Schwartz
[10] Kuillen
[11] Yoteng

۳- پیشینه پژوهش

راهشخو و همکاران (۱۳۹۱)، در تحقیقی با عنوان بررسی نقش عوامل اجتماعی و فرهنگی بر مهاجرت دانشجویان ایرانی به خارج، به منظور شناخت عوامل اجتماعی و فرهنگی مؤثر بر مهاجرت دانشجویان ایرانی به کشور مجارستان، با هدف مشخص نمودن نقش عوامل فوق بر مهاجرت و بر مبنای دو فرضیه اصلی انجام شده است: الف) به نظر می‌رسد میان عوامل فرهنگی (دافعه‌وجاذبه) تمایل به مهاجرت دانشجویان رابطه وجود دارد. ب) به نظر می‌رسد میان عوامل اجتماعی (دافعه و جاذبه) تمایل به مهاجرت دانشجویان رابطه وجود دارد. نتایج نشان می‌دهد که عوامل جاذبه اجتماعی خارج از کشور و دافعه فرهنگی داخل کشور موثر بر مهاجرت دانشجویان ایرانی بوده و در مقابل تاثیر عوامل دافعه اجتماعی داخل کشور و جاذبه فرهنگی خارج از کشور بر پدیده مذکور تائید نمی‌شود (Rahshkho et al, 2012).

مشفق و خزایی (۱۳۹۴)، در تحقیق خود با عنوان تحلیلی بر ویژگی ها و تعیین کننده‌های مهاجرت مستقل زنان در ایران بیان می‌کند، دو الگوی مهاجرتی برای زنان شناسایی شده است؛ یکی زنان مستقلی که از مهاجرت به عنوان یک استراتژی توسعه‌ی حرفه‌ای و فردی استفاده می‌کنند. این گروه از زنان مهاجر، تحصیل‌کرده و متخصص‌اند و بیشتر آنها محل اقامت قبلی‌شان نقاط شهری و مقصد مهاجرتشان پایتخت و شهرهای بزرگ است. الگوی دیگر، زنان مهاجری هستند که از مهاجرت به عنوان یک استراتژی بقاء استفاده می‌کنند. این گروه بیشتر به دلیل بیکاری، فوت همسر و یا طلاق مهاجرت می‌کنند و مستعد آسیب‌های اجتماعی متعددی هستند، که اتخاذ سیاست‌های حمایتی برای این گروه در برنامه‌ریزی‌های شهری امری الزامی و ضروری است (Moshfegh & Khazai, 2015).

خوش‌روش و همکاران (۱۳۹۶)، در مطالعه‌ای با عنوان رابطه مؤلفه‌های نابرابری جنسیتی با انگیزش تحصیلی زنان به این نتیجه دست یافته است که بین کل مؤلفه‌های نابرابری جنسیتی با انگیزش تحصیلی به ویژه در کشورهای توسعه یافته ارتباط مثبت وجود داشته و با افزایش نابرابری جنسیتی، انگیزش افزایش یافته است. همبستگی بین نابرابری آموزشی، اقتصادی، حقوقی و سیاسی با انگیزش تحصیلی معنی‌دار بوده است. بر اساس یافته‌ها، اهمیت نابرابری جنسیتی بر انگیزش تحصیلی زنان مورد بحث قرار گرفت (Khoshroush et al, 2017).

فطرس و همکارن (۱۳۹۷)، در پژوهش خود با عنوان رابطه برابری جنسیتی با اشتغال جوانان در کشورهای درحال توسعه، از روش پانل برای بررسی شدت و نوع اثرگذاری متغیرهای مدل بر روی برابری جنسیتی در اشتغال جوانان در طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد تولید ناخالص داخلی، برابری‌جنسیتی در آموزش ابتدایی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، دموکراسی، شاخص جهانی‌سازی سیاسی، مخارج دولت، سرمایه‌گذاری داخلی، سهم جمعیت شهری، سهم زنان از جمعیت، رشد جمعیت، تعداد کاربران موبایل به عنوان متغیر جانشین زیرساخت در بخش فناوری اطلاعات و ارتباطات و کشورهای صادرکننده نفتی دارای اثرگذاری منفی بر روی برابری جنسیتی در اشتغال جوانان هستند(Fotros et al, 2019)

سادتی و علوی (۱۳۹۷)، در پژوهشی با عنوان علل و پیامدهای اجتماعی مهاجرت زنان، به بررسی این موضوع پرداخته‌اند. در این پژوهش که از روش توصیفی تحلیلی استفاده شده است، به بررسی علل و پیامدهای اجتماعی مهاجرت زنان پرداخته‌اند، که ازجمله این پیامدها، تغییر سن ازدواج، سن باروری، تعداد فرزندان و... می‌باشد (Sadati & Alavi, 2018).

جلالی و همکاران (۱۳۹۹)، در پژوهشی با عنوان، تأثیر جنسیت و تفکیك جنسیتی بر رخداد چرخش انگیزه‌های فردی در فعالیت‌های گروهی، به بررسی این موضوع پرداخته-اند. هدف اصلی تحقیق بررسی اثر جنسیت و ترکیب جنسیتی بر رخداد چرخش انگیزه-هاست. در این چارچوب با فراهم کردن یك محیط آزمایشگاهی و استفاده از ۲۱۰ دانشجو، یك بازی گروهی سه نفره دو مرحله ای طراحی شد. آزمون فرضیه تحقیق نشان داد که هیچکدام از دو فرضیه تحقیق مبنی بر اثر جنسیت و ترکیب جنسیتی بر چرخش انگیزه ها، تأیید نشده است (Jalali et al, 2020).

دومونت و همکاران (2007)، در مقاله خود با عنوان، زنان در حال حرکت : ابعاد جنسیتی فراموش شده فرار مغزها، بیان می‌دارند اخیراً دو گرایش در جریان های مهاجرت بین المللی توجه بسیاری را به خود جلب کرده است: ۱) زنانه شدن روند مهاجرت. و ۲) افزایش انتخاب مهاجرت نسبت به افراد بسیار ماهر، که به نوبه خود باعث ایجاد نگرانی‌های جدید در مورد عواقب فرار مغزها برای کشورهای اعزامی شده است. این دو موضوع عمدتاً به دلیل کمبود اطلاعات مربوطه به طور مشترک مورد بررسی قرار نگرفته‌اند. این مقاله با بررسی بعد جنسیتی فرار مغزها، براساس یک مجموعه داده جدید قابل مقایسه که توسط

OECD[12]جمع آوری شده است و به ما امکان می دهد افراد را براساس کشور محل اقامت، محل تولد، جنسیت و سطح تحصیلات مورد بررسی قرار دهیم. شواهد خلاصه شده در این مقاله نشان می دهد که مهاجرت زنان به کشورهای OECD به طور قابل توجهی در حال افزایش است. همچنین سهم مهاجرت اکنون کم و بیش متأثر از نظر جنسیتی است. نتیجه شگفت آورتر این است که این مورد برای افراد بسیار ماهر نیز صدق می‌کند. با در نظر گرفتن این واقعیت که زنان هنوز در بسیاری از کشورهای کمتر توسعه یافته با دسترسی نابرابر به آموزش عالی روبرو هستند، به نظر می‌رسد زنان به مهاجرت بیش از حد تمایل دارند. این نتیجه با برآورد اقتصادسنجی تقویت شده نشان می‌دهد که مهاجرت زنان بسیار ماهر بیشتر است. این تأثیر در مردان نیز مشاهده می‌شود اما به میزان کمتری می‌باشد. با این حال، در مقاطع تحصیلی پایین، که قوس مهاجرت سنتی قابل شناسایی است، مشاهده نمی‌شود. برآوردهای اقتصادسنجی همچنین تأثیر منفی مهاجرت زنان بسیار ماهر را بر شاخص‌های کلیدی آموزش و بهداشت گزارش می‌کند (Dumont.et al, 2007).

تی بانگ و میترا (2010)، در پژوهشی با عنوان، جهت گیری جنسیتی و فرار مغزها در زنان به بررسی این موضوع می‌پردازند. آنها در این مقاله به تفاوت های جنسیتی در علل و عواقب فرار مغز اشاره می‌کند. با تمایز بین جهت‌گیری جنسیتی در دسترسی به فرصت‌های اقتصادی و تفاوت جنسیتی در نتایج اقتصادی، در می‌یابیم که تفاوت دسترسی تأثیر مهمی در مهاجرت زنان بسیار ماهر نسبت به مردان دارد. با این حال، تفاوت در نتایج تأثیر قابل توجهی ندارد. بعلاوه، ساختار نهادهای سیاسی در کشورهای مبدا تأثیر مهمی در تفاوت نرخ مهاجرت ندارد (Bang & Mitra, 2011).

نقش‌نژاد و تی‌یانگ (2014)، در مقاله خود با عنوان فرار مغزها و شکاف های حقوق زنان: تجزیه و تحلیل مدل جاذبه جریان های مهاجرت دو طرفه به بررسی این موضوع پرداخته است. در این مقاله او تصمیمات مهاجرت زنان با مهارت بالا را به عنوان تابعی از مزایای مربوط به انتقال از مبدا با حقوق نسبتاً کم زنان به مقصدی با سطح نسبتاً بالایی از حقوق زنان، مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد. با این حال ، هزینه هایی که زنان متحمل می شوند در سطح حقوق زنان ارائه شده در حال کاهش است. این مدل رابطه غیر خطی بین سطوح نسبی حقوق زنان در مقصد در برابر کشورهای مبدا (شکاف حقوق زنان) و شکاف جنسیتی در جریان مهاجرت با مهارت بالا (نسبت فرار مغز زنان) را پیش بینی می‌کند. نتایج

[12] Organisation for Economic Co-operation and Development

نشان می‌دهد، یک رابطه آماری معنی‌دار و غیرخطی بین شکاف‌های حقوق زنان و نسبت فرار مغز زنان وجود دارد. شواهد به ویژه در مورد حقوق سیاسی زنان قوی است (Naghsh Nejad & Young, 2014).

دومیترو (2014)، در تحقیق خود با عنوان، از فرار مغزها به فرار از مراقبت: مهاجرت کارگری زنان و تبعیض جنسی روش شناختی، بیان می‌کند استعاره فرار از مراقبت به عنوان یک زن به موازات ایده فرار مغز ایجاد شده است. درست همانطور که فرار مغزها نشان می‌دهد مهاجران ماهر (افراد متخصص)، برای کشور اعزام کننده ضرر اقتصادی دارند، فرار از مراقبت زنان مهاجر را که به عنوان کارگر مراقبت استخدام شده اند، به عنوان از دست دادن مراقبت از فرزندان خود که ترک کرده اند، توصیف می‌کند. این مقاله به سه دلیل از روند زنان مهاجر به عنوان تخلیه مراقبت انتقاد می‌کند: ۱) بر اساس کلیشه های جنسیتی بنا شده است ، ۲) کار مراقبت را نادرست نشان می‌دهد و ارزش آن را کم می‌کند ، و ۳) فرصت را برای تغییر نظری در مورد مهارت در زمینه‌های مهاجرت را می‌توان درک کرد (Dumitru, 2014).

آدام یاوز و گولای (2017) در پژوهشی با عنوان چرا زنان با مهارت بالا نمی‌خواهند برگردند؟ فرار مغزهای ترکیه از دیدگاه جنسیت، بعد جنسیتی فرار مغزها را در ترکیه مورد بررسی قرار می‌دهد تا استدلال کند که نابرابری جنسیتی در کشورهای اعزامی می‌تواند عامل فشار برای زنان باشد. با توجه به اینکه فضای سیاسی، اجتماعی و فرهنگی به برابری جنسیتی در ترکیه آسیب می‌رساند، مقاله با استفاده از یک نظرسنجی آنلاین به بررسی شکاف جنسیتی در اهداف بازگشت متخصصان ترک و دانشجویانی که در کشورهای توسعه یافته زندگی می‌کند، پرداخته است. یافته‌ها به وضوح یک شکاف جنسیتی در اهداف بازگشت را بدون توجه به سایر عوامل اصلی مانند سن ، زمینه تحصیل، شغل یا وضعیت تأهل نشان می‌دهد. این مطالعه همچنین رابطه معنی‌دار بین شکاف جنسیتی در تصمیمات مهاجرت و نابرابری جنسیتی در بازار کار ترکیه را برجسته می‌کند (Adem Yavuz & Gulay, 2017).

راوارا (2018)، در مقاله خود با عنوان توان مغزی زن یا توانمند سازی زن؟ تجزیه و تحلیل داده های پانل از میزان فرار مغز به کشورهای OECD، ابراز می‌دارد که، بیشتر جمعیت کارگران با مهارت بالا را در کشورهای OECD زنان تشکیل می‌دهند. روندی که از دهه ۸۰ رو به افزایش است. فرضیه اصلی این مقاله این است که زنان به دلیل تحمیل فرهنگی نقش های جنسیتی بر آزادی خود، بیش از مردان مهاجرت می‌کنند. این مقاله با

استفاده از جامع ترین مجموعه داده‌ها در زمینه فرار مغزها، که شامل داده‌هایی برای ۱۹۳ کشور در طول ۳۰ سال است و تاکنون برای هیچ مطالعه مهاجرت جنسیتی نقل نشده است، سود می‌برد. از طریق یک برآورد پانل اثرات ثابت، مشخص شده که در واقع حقوق آزادی مهمترین عامل تعیین کننده است و فرضیه مطالعات قبلی را که فرار مغزها را به نقض حقوق زنان نسبت می‌دهد را سرزنش می‌کند. علاوه بر این، نشان می‌دهد که رابطه‌ای بین اهمیت نقض حقوق آزادی و سطح تحصیلات زنان و یک رابطه معکوس برای حقوق زنان وجود دارد که این مهم برای زنان کم مهارت مهم است (Carreira Ravara, 2018).

۴- روش تحقیق

متدولوژی اقتصادسنجی و در پی آن تحلیل اقتصادسنجی با پیمودن مراحل زیر شکل می گیرد (Gujarati, 1995):

۱- بیان تئوری یا فرضیه[۱۳]، ۲- تعیین و تصریح[۱۴] مدل اقتصادسنجی به منظور آزمون تئوری، ۳- تخمین[۱۵] پارامترهای مدل انتخابی، ۴- ارزیابی یا استنتاج آماری[۱۶]، ۵- پیش بینی یا تعمیم دهی[۱۷]، ۶- کاربرد مدل برای مقاصد کنترل و سیاستگذاری[۱۸]

روش شناسی مد نظر این پژوهش، روش شناسی اقتصادسنجی است که بر پایه روش تحلیلی-کاربردی است و مدل اقتصادسنجی مورد نظر بر پایه تئوری‌های اقتصادی طراحی می‌شود و سپس با استفاده از داده‌های مراکز رسمی و بکارگیری روش‌های آماری، مدل تصریح شده برآورد می‌شود و فرضیه‌ها با استفاده از نتایج مدل آزمون می‌شوند. جامعه آماری تحقیق شامل ۴۰ کشور[۱۹] در حال توسعه است که نمونه مورد نظر از این کشورها طی

[13] Statement of theory or hypothesis

[14] specification

[15] Estimation

[16] Verification or Statistical inference

[17] Forcasting or Predicting

[18] Control or policy purposes

[۱۹] اردن، ارمنستان، ازبکستان، امارات، اندونزی، ایران، آذربایجان، آرژانتین، آفریقایجنوبی، آلبانی، بحرین، برزیل، بلاروس، بولیوی، پاکستان، تاجیکستان، ترکیه، تونس، الجزایر، چین، روسیه، سنگاپور، صربستان، عراق،

سال‌های 2002-2018 و مبتنی بر داده‌های مراکز رسمی آمار اقتصادی از قبیل داده‌های بانک جهانی و داده‌های مهاجرت به کشورهای توسعه یافته جمع‌آوری شده‌اند. از آمار توصیفی و آمار استنباطی برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده می‌شود. روش اقتصادسنجی مورد استفاده روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM[20]) است. از این رو الگویی کلی بر اساس هدف تحقیق و بر پایه مبانی نظری طراحی شده است:

$$_{it} = \beta_1 BD_{it-1} + \beta_2 GII_{it} + \beta_3 GII^2{}_{it} + \beta_4 Corruption_{it} + \beta_5\, Political_{it} + \beta_6 Voice\ _{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

۱-۴- توصیف داده ها

در الگوی فوق BDit به عنوان متغیر وابسته، شاخص فرار مغزهاست و میزان مهاجرت افراد با تحصیلات بالا به آمریکا را نشان می‌دهد و برای محاسبه آن آمار مهاجرت به آمریکا بر اساس ملیت که از بانک اطلاعات بین المللی مهاجرت[۲۱] (OECD .Stat) بدست آمده در نرخ مهاجرت مردان و زنان با تحصیلات بالا از هر کشور مبدا ضرب شده که آمار آن از موسسه تحقیقات استخدام (IAB) استخراج شده است. BDit−1 وقفه اول شاخص مهاجرت نخبگان یا فرار مغزها را نشان می‌دهد، که به منظور بررسی پویایی شاخص فرار مغزها در مدل لحاظ شده است، زیرا فرار مغزها یا مهاجرت نخبگان در سال جاری می‌تواند تابعی از مهاجرت نخبگان سال گذشته نیز باشد از این‌رو ارتباط نخبگان داخل کشور با نخبگان خارج شده از کشور و انتقال اطلاعات مربوط به امکانات رفاهی کشور مقصد و یا حتی مضرات مهاجرت می‌تواند بر مهاجرت سایرین در سال جاری و سال‌های آتی تاثیر بگذارد. (Galiano & Romero, 2018)، همچنین بیان می‌کنند مهاجرت اول به کشورهای توسعه یافته با توسعه زیر بنای اجتماعی، و انتقال اطلاعات آن به کشور مبداء مهاجرت بیشتری را بدنبال دارد. GIIit شاخص تبعیض جنسیتی، از مفاهیم و مؤلفه‌هایی است که امروزه در

عربستان، عمان، قرقیزستان، قزاقستان، قطر، کره جنوبی، کوبا، کویت، لبنان، مالزی، مراکش، مصر، مغولستان، مکزیک، نیجریه، هند.

[20] Generalized Moment of Method

[21] https://stats.oecd.org

بررسی‌های اقتصادی و اجتماعی جوامع مدرن مطرح گردیده است. این شاخص مساله نابرابری را نه تنها از نظر عدم‌تساوی در دسترسی به امکانات برابر در حوزه‌های بهداشت و آموزش و مشارکت در نیروی کار بررسی می‌کند، بلکه حضور سیاسی زنان را نیز با توجه به معیار درصد مشارکت زنان در پارلمان (مجلس) هر کشور می‌سنجد و حاصل کلیه محاسبات شاخص تبعیض جنسیتی (GII) است. می‌توان گفت این شاخص ابعاد سه‌گانه بهداشت و سلامت باروری، توانمندسازی و مشارکت در نیروی کار را می‌سنجد و بیانگر میزان ضرر وارده بر پتانسیل پیشرفت انسانی (نشأت گرفته از وجود تبعیضات جنسیتی) است. (Hosseini & Jalilian, 2019). برای محاسبه شاخص نابرابری جنسیتی در هر کشور از رابطه زیر استفاده می شود:

$$GII = \frac{HDI-GDI}{HDI} \qquad (۲)$$

این شاخص بین صفر و یك در نوسان است. GII=0 به این معناست که زنان در مقایسه با مردان، به آموزش، درآمد و امید به زندگی یکسانی دست یافته اند. GII خود از دو شاخص HDI[22] (شاخص توسعه انسانی) که بر اساس استانداردهای سازمان ملل متحد، از سه شاخص آموزش[۲۳]، سرانه ی تولید ناخالص داخلی[۲۴] و امید به زندگی در بدو تولد[۲۵] اندازه‌گیری می‌شود و GDI[۲۶] (شاخص توسعه‌ی انسانی تعدیل شده بر حسب جنسیت) که در محاسبه آن همان متغیرهای شاخص توسعه‌ی انسانی مورد توجه قرار می‌گیرند. با این تفاوت که شاخص توسعة انسانی بر حسب جنسیت، میزان موفقیت کشور در زمینه‌ی ارتقای امید به زندگی، دسترسی به آموزش و کسب درآمد بیشتر برای افراد جامعه را با توجه به اختلاف زنان و مردان در برخورداری از آنها نشان می‌دهد(Zangiabadi & Mousavi, 2009). براساس داده‌های UNDP GII[۲۷] و با توجه به کشورهای مورد مطالعه در این تحقیق، کره جنوبی، سنگاپور و امارات کمترین میزان نابرابری جنسیتی و نیجریه، عراق و

[22] Human Development Index
[23] Education Index
[24] Gross Domestic Product Per Capita Index
[25] Life Expectancy Index
[26] Gender – Related Development Index
[27] http://hdr.undp.org/en/composite/GII

پاکستان بیشترین میزان نابرابری جنسیتی را به خود اختصاص داده‌اند. GII^2it به عنوان توان دوم شاخص نابرابری جنسیتی، به منظور بررسی اثرات غیرخطی این شاخص بر فرار مغزها وارد معادله شده است و اثرگذاری بالاتر و ارتقاء یافته‌ای از این شاخص را نشان می‌دهد. مقدار GII در دامنه‌ای بین صفر و یک در نوسان است. هرچه مقدار شاخص به یک نزدیکتر باشد نابرابری جنسیّتی بیشتر و هرچه به صفر نزدیکتر باشد نابرابری جنسیّتی کمتر است. Corruption$_{it}$ به عنوان متغیر مستقل و شاخص کنترل فساد یکی از متغیرهای بحث برانگیز در مطالعات سالیان اخیر است (Mansouri, 2024). جلوگیری از سوء استفاده هر فرد (حقیقی یا حقوقی) از قدرتی که در اختیار دارد برای کسب نفع شخصی را کنترل فساد گویند (Moradi et al, 2023). کوچک شدن منطقی دولت و کاهش مداخله آن در امور مردم می تواند موجب ایجاد بخش خصوصی کارا در جامعه شده و علاوه بر قرار گرفتن متخصصان و نخبگان در جایگاه حقیقی خود، باعث قانونمند و ضابطه‌مند شدن امور کشور و کاهش فساد در جامعه و دولت گردیده و به علاقمند شدن متخصصان به کشور و ماندگاری آن ها کمک خواهد کرد. Politicalit شاخص ثبات سیاسی، به عنوان متغیر مستقل دیگر و شاخص استفاده شده در این مطالعه به معنای منظم بودن جریان تعاملات سیاسی، ثبات در نهادمندی سیاسی و قابل پیش بینی بودن رفتار سیاسی در آینده می باشد و به عنوان معیاری برای سنجش امنیت حقوق مالکیت و عملکرد نظام قضایی، میزان کیفیت خدمات عمومی، کیفیت خدمات مدنی و مشارکت عمومی و درجه استقلال از فشارهای سیاسی، کیفیت تدوین و اجرای سیاست‌ها و اعتبار تعهد دولت نسبت به سیاست‌ها و در واقع ترکیبی از رویکردهای گوناگون و عوامل ذکر شده است و از مجموعه شاخص های حکمرانی منتشر شده از سوی بانک جهانی (WGI) می‌باشد. دوریاآریتا و همکاران[۲۸](۲۰۱۷) و احدی و همکاران(۱۳۹۸) نیز به تاثیر این عامل بر مهاجرت نخبگان پرداخته‌اند. Voice $_{it}$ متغیر مستقل و به عنوان شاخص آزادی بیان از جمله حقوق افراد در جامعه است. و به معنای آزادی اندیشه و عقیده و از حقوق اولیه ابنای بشر و مؤلفه‌ی اول و ایده اصلی دموکراسی می باشد، که باعث می‌شود حاکمان از دیدگاه‌های مردم آگاهی یابند. رعایت حقوق مالکیت، تلاش در جهت کاهش یا محو فساد در دستگاه‌های دولتی و حکومتی، گسترش آزادی‌های اقتصادی، سیاسی و مدنی و شهروندی ازجمله آزادی بیان عقاید، پاسخگویی و آزادی فردی، ازجملهٔ این آزادی‌ها است. دولت ها می‌توانند با اجرای برنامه‌های

[28] Doria Arrieta.et.al

فرهنگی از طریق رسانه‌های رو به گسترش، آگاهی‌های جامعه را افزایش داده تا از این طریق ضمن کاهش تنش‌های درونی درجامعه، با ایجاد ثبات و آرامش اجتماعی سیاسی، زمینهٔ سرمایه‌گذاری بیشتر در جامعه را فراهم نمایند. بدیهی است زمینهٔ گسترش چنین آزادی‌هایی وقتی فراهم است که دولت‌های خوب و پاسخگو همراه باثبات سیاسی و امنیت بالا بر جامعه حاکم باشند که این خود زمینه ساز و رشد افراد مستعد شده و باعث جلوگیری از مهاجرت آنها خواهد شد(Mansouri & Afghah, 2018).

لازم به ذکر است شاخص های کنترل فساد، ثبات سیاسی و آزادی بیان از بانک اطلاعات WGI[29] به دست آمده است. مطالعه حاضر، پژوهش بین کشوری است، لذا به منظور آزمون فرضیه و بررسی تأثیر نابرابری جنسیتی بر فرار مغزها از کشورهای در حال توسعه به ایالات متحده آمریکا از نرم‌افزار Eviews و تکنیک‌های اقتصادسنجی که مقاطع و دوره‌های زمانی را با همدیگر ترکیب می‌کند، بهره گرفته شده است. در این پژوهش کشورهای درحال توسعه به عنوان کشورهای مبدا در نظر گرفته می‌شوند. هم چنین در این مطالعه از برآوردگر پویای روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) که توسط بلوندل و بوند[۳۰] (۱۹۹۸) پیشنهاد شده، استفاده گردیده است. این روش توسط لارس پیتر هنسن[۳۱] در سال ۱۹۸۲ به عنوان تعمیم روش لحظه‌ها مورد استفاده قرار گرفت، که توسط کارل پیرسون[۳۲] در سال ۱۸۹۴ معرفی شده بود. مدل های برآورد شده به این روش، به شکلی صحیحی امکان ماندگاری را انجام می‌دهند و سبب می‌شوند تا در این مطالعه مشکلات برآورد میزان فرار مغزها را در نظر بگیریم(Galiano & Romero, 2018). روش گشتاور تعمیم‌یافته یک روش محاسباتی مناسب برای بدست آوردن برآورد کننده های سازگار بوده و بدون علامت پارامترهای توزیع شده مدلهای آماری را ارائه می دهد. این روش در بسیاری از زمینه های اقتصادی استفاده شده است. در واقع روش GMM روشی عمومی برای برآورد پارامترها در مدلهای آماری است. معمولاً از آن در زمینه مدل‌های نیمه پارامتری استفاده می‌شود، جایی که پارامترهای مورد نظر دارای ابعاد محدود هستند، در حالی که شکل کامل تابع توزیع داده ها ممکن است مشخص نباشد، و بنابراین برآورد حداکثر احتمال قابل اجرا نیست.

---

[29] https://info.worldbank.org/governance/wgi

[30] R. Blundell & S. Bond

[31] Lars Peter Hansen

[32] Karl Pearson

این روش مستلزم این است که تعداد معینی از شرایط لحظه‌ای برای مدل مشخص شود. این شرایط لحظه‌ای توابع پارامترهای مدل و داده‌ها هستند، به طوری که انتظار آنها در مقادیر واقعی پارامترها صفر است. پس روش GMM رویکرد معینی از میانگین نمونه شرایط لحظه‌ای را به حداقل می رساند و بنابراین می تواند به عنوان یک مورد خاص برای برآورد حداقل فاصله در نظر گرفته شود. برآوردگراها در روش GMM ثابت هستند که بدون علامت معمولی و در کلاس همه برآوردکنندگان که از هیچ اطلاعات اضافی جدا از اطلاعات موجود در شرایط لحظه استفاده نمی‌کنند، کارآمد هستند. از طرفی این روش اثرات تعدیل پویای متغیر وابسته را در نظر می‌گیرد. همچنین لحاظ نمودن ناهمسانی و اطلاعات اضافی، حذف اریبی موجود در رگرسیون‌های مقطعی، که نتیجه آن برآوردهای دقیق‌تر، با کارایی بالاتر بدون نیاز به آزمون هاسمن(کارایی در هر دو حالت، اثرات ثابت و تصادفی) و هم خطی کمتر از مزایای این روش خواهد بود. (Galiano & Romero, 2018).

برای از بین بردن اثرات فردی، از محاسبه انحرافات متعامد[۳۳] استفاده می‌کنیم. باید توجه داشته باشیم که باقیمانده‌هایی که با استفاده از انحرافات متعامد تبدیل می‌شوند دارای این ویژگی هستند که ماتریس وزن‌دهی مرحله اول بهینه برای مشخصات تبدیل شده به سادگی ماتریس توزین 2SLS است.

$$H = (M^{-1} \sum_{i=1}^{M} Z_i' \Delta\varepsilon_i \Delta\varepsilon_i' Z_i)^{-1} \quad (۳)$$

$$H = (M^{-1} \sum_{i=1}^{M} Z_i' Z_i)^{-1} \quad (۴)$$

۴- تجزیه و تحلیل نتایج

در ابتدای فرایند اقتصادسنجی، بررسی پایایی متغیرها صورت می‌گیرد. در مطالعه حاضر برای بررسی ایستایی متغیرها از آزمون ریشه واحد لوین - لین و چو[۳۴] استفاده شده است. وقفه‌های بهینه در این آزمون با معیار شوارتز[۳۵] تعیین شده است. همان طورکه در **جدول ۱** ملاحظه می‌شود، تمامی متغیرها در سطح ایستا هستند، بنابراین امکان بروز رگرسیون کاذب وجود ندارد.

---

[33] Orthogonal Deviations

[34] Levin- Lin- Chu

[35] Schwartz

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 1. Results of the root unit test of the research variables
Source: Research calculations

متغیرها	آزمون لوین، لی و چو		نتیجه آزمون
	آماره آزمون	p-value	
فرار مغزها	-۳/۲۰۷۷۶	۰/۰۰	پایایی
وقفه اول فرار مغزها	-۱۰/۱۷۰۴۰	۰/۰۰	پایایی
شاخص نابرابری جنسیتی	-۱۲/۲۷۳۹۰	۰/۰۰	پایایی
توان دوم شاخص نابرابری جنسیتی	-۱۴/۷۴۸۳۰	۰/۰۰	پایایی
کنترل فساد	-۴/۹۷۲۴۶	۰/۰۰	پایایی
ثبات سیاسی	-۴/۴۶۲۱۱	۰/۰۰	پایایی
آزادی بیان و پاسخگویی	-۳/۴۴۶۱۹	۰/۰۰	پایایی

هنگامی که مانایی متغیرها در طول زمان بررسی شد، همگنی یا ناهمگنی نمونه مورد بررسی قرار می‌گیرد. بنابراین می‌توان مدل پژوهش را بدون قرار گرفتن در دام رگرسیون جعلی برآورد نمود. نتایج **جدول ۱** نشان می‌دهد که تمام متغیرهای مدل در سطح معناداری ۱٪ درصد پایاهستند.

به جهت تبیین دقیق‌تر، به تجزیه و تحلیل تخمین ضرایب متغیرهای مورد مطالعه پرداخته می‌شود. که نتایج برآورد مدل در **جدول ۲** ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج برآورد الگوی کشورهای در حال توسعه
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 2. The results of estimating the pattern of developing countries
Source: Research calculations

متغیر	ضرایب	P-Value
وقفه اول فرار مغزها	۰/۶۹۸۵۱۲	۰/۰۰
شاخص نابرابری جنسیتی	- ۴۱۲۲/۲۳۹	۰/۰۰
توان دوم شاخص نابرابری جنسیتی	۳۳۳۰/۶۲۰	۰/۰۰
کنترل فساد	- ۹/۶۹۰۵۵۸	۰/۰۰

ثبات سیاسی	- ۱/۲۹۶۷۶۴	۰/۰۰
آزادی بیان و پاسخگویی	۱۵/۳۶۵۲۱	۰/۰۰
آزمون سارگان(J- STATISTIC)	۳۵/۶۰۶۹۶	۰/۳۹
Arrelano-Bond (AR(1))- [P-value]	۰/۰۰	
Arrelano-Bond (AR(2))- [P-value]	۰/۲۶	

وقفه اول فرار مغزها تاثیر مثبت و معنی‌داری بر فرار مغزها داشته است. به عبارت دیگر وجود یک ارتباط فراگیر و گسترده بین نخبگان داخل و خارج کشور و اطلاع نخبگان کشور مهاجر از مزایا و امکانات علمی و رفاهی و به نوعی اجتماعی نخبگان خارج شده از کشور(از طرق مختلف مانند شبکه های اجتماعی، ایمیل و ...)، موجب می‌شود انگیزه مهاجرت نخبگان داخل کشور به کشورهای توسعه یافته در سال‌های بعد افزایش یابد. (Ahadi et al, 2019) هم در مطالعه تجربی خود بررسی کرده‌اند که سابقه‌ی مهاجرت تاثیر مستقیم و معنا دار بر تمایل به مهاجرت دارد، که با نتایج تحقیق حاضر سازگار است

شاخص نابرابری جنسیتی تأثیری غیرخطی و آستانه‌ای بر فرار مغزها داشته است. با توجه به اینکه ضریب نابرابری جنسیتی منفی و ضریب توان دوم نابرابری جنسیتی مثبت شده است لذا شاخص نابرابری جنسیتی در سطوح پایین تاثیری منفی بر فرار مغزها برجای گذاشته است. اما افزایش سطح شاخص نابرابری جنسیتی و عبور آن از سطحی آستانه‌ای در جامعه موجب تشدید فرار مغزها از کشورهای مورد مطالعه شده است. به عبارت دیگر تا زمانیکه شاخص نابرابری جنسیتی از سطح ۰/۶۱۸[۳۶] کمتر باشد، سطح تبعیض جنسیتی پایین بوده و فرار مغزها و مهاجرت نخبگان صورت نمی‌گیرد. اما در صورت بالاتر رفتن سطح شاخص نابرابری جنسیتی از حد آستانه مذکور، با افزایش میزان تبعیض جنسیتی روند فرار مغزها افزایش می‌یابد که این موضوع نشان دهنده اهمیت تأثیرگذاری نابرابری جنسیتی در فرار نخبگان در یک کشور است. لذا هر چقدر سطح شاخص نابرابری جنسیتی کمتر، جامعه توسعه‌یافته‌تر و ماندگاری نخبگان در این جوامع بیشتر است. و برعکس، هر چقدر سطح شاخص نابرابری جنسیتی بیشتر، توسعه‌یافتگی جامعه کمتر و ماندگاری نخبگان در این جوامع کمتر و فرار مغزها بیشتر است. در مطالعه حاضر کشورهای الجزایر در سال‌های ۲۰۰۳-۲۰۰۲، مصر در سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۰۳ و ۲۰۰۶، امارات متحده عربی در سال ۲۰۰۲،

[۳۶] این حد آستانه از برابر صفر قرار دادن مشتق فرار مغزها نسبت به شاخص نابرابری جنسیتی حاصل می‌شود.

هندوستان در سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۰۵، ایران در سال ۲۰۰۲، عراق در سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۰۵، اردن در سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۰۳، قرقیزستان در سال ۲۰۰۵، مراکش در سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۰۴، پاکستان در سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۰۴، عربستان سعودی در سال ۲۰۰۵ و سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۱۱ بالاتر از سطح آستانه نابرابری جنسیتی بوده‌اند. سایر کشورهای پژوهش در سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۱۸ نابرابری جنسیتی کمتر از آستانه داشته اند.

کنترل فساد تأثیری منفی و معنی دار بر فرار مغزها داشته است. فساد به مثابه نیرویی است که به عملکرد مناسب بازارها آسیب رسانده و سیستم بازار را مختل می نماید و از این رهگذر موجبات کاهش رشد اقتصادی را فرآهم می‌آورد. عواملی چون کیفیت بد قوانین و مقررات، دیوان سالاری ناکارآمد، ناکارآیی نظام قضایی، فقدان حاکمیت قانون و ... عوامل فساد زا هستندکه عمدتاً در کشورهای توسعه نیافته شایع است. فساد در جنبه های مختلف سبب هدایت غیر بهینه نخبگان جامعه میان کارآفرینی و رانت‌جویی شده که خود عامل مهاجرت قشر نخبگانی جامعه است. از این رو کنترل فساد در هر جامعه‌ای باعث ایجاد شرایطی با ثبات (اقتصادی، سیاسی، اجتماعی) جهت جلوگیری از مهاجرت نخبگان به کشورهای دیگر می‌گردد. (Mostafazadeh & Arabmazar, 2018) هم در مطالعه تجربی خود به این نتیجه رسیده‌اند که کنترل فساد تأثیری منفی و معنی‌دار بر مهاجرت داشته است.

ثبات سیاسی تأثیری منفی و معنی‌دار بر فرار مغزها داشته است. جامعه از طریق اعمال سیاست‌های مناسب می‌توانند منجر به افزایش سطح ثبات سیاسی آن شود و شرایط را برای بهبود مؤلفه اقتصاد دانش‌بنیان و فراهم نمودن بسترهای مناسب برای ارتقاء دانش و فناوری و درنهایت برای داشتن اقتصادی پویاتر که دارای نهادهای بهتر، محیط رقابتی‌تر و نیروی‌کار تحصیل‌کرده بیشتری است، فراهم نماید. مؤلفه‌هایی نظیر نقد و تحلیل عملکرد دولتمردان، مشارکتهای اعتراض آمیز، رقابتهای سیاسی فزاینده، حضور حداکثری مردم در انتخابات، خوشبینی نسبت به آینده، بالا بودن سطح رفاه جامعه و مواردی از این دست که موجب می‌گردد که عوامل اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و فرهنگی برای تبیین ثبات سیاسی به کار گرفته شود. بنابراین با اعمال سیاست‌ها و عملکرد مناسب دولت بسترهای مناسب برای ارتقاء بهره‌وری کل عوامل تولید و اقتصاد مهیا شده و زمینه برای تولید دانش، علم و فناوری بالاتر و به دنبال آن افزایش تنوع تولیدات داخل با درجه تمایز بالا ایجاد و بسترهای مناسب جهت ماندن نخبگان و عدم مهاجرت آنها فراهم می گردد. (Doria Arrieta et al,

(Ahadi et al, 2019و2017) هم در مطالعه تجربی خود به این نتیجه رسیده‌اند که ثبات سیاسی تأثیری منفی و معنی‌دار بر مهاجرت نخبگان داشته است. آزادی بیان تأثیری مثبت و معنی‌دار بر فرار مغزها داشته است. گسترش آزادی هم هدف و هم ابزار توسعه است. به بیانی دیگر، ماهیت توسعه و آزادی به همدیگر پیوند خورده است. مظاهر آزادی مانند، آزادی بیان و پاسخگویی، آزادی‌های سیاسی، امکانات و فرصت‌های برابر اقتصادی و اجتماعی، شفافیت و نظام حمایتی تضمین شده و غیره. که این عوامل اگر در جامعه‌ای نهادینه شود موانع توسعه انسانی و رشد نخبگانی برداشته خواهد شد. آزادی بیان در پوشش آزادی‌های سیاسی، آزادی‌های اقتصادی، فرصت‌های اجتماعی، عملکردهای شفاف و امنیت حمایتی، هر یک از این انواع متمایز حقوق و فرصت‌ها به پیشبرد قابلیت عمومی یک فرد کمک می‌کند و سبب می‌شود فرد (به ویژه نخبگان) در یک جامعه توسعه نیافته و یا در حال توسعه با جوامع پیشرفته آشنا شده و به منظور ارتقاع سطح زندگی و فراگیری علوم جدید دست به مهاجرت بزند. و در واقع آزادی بیان پل ارتباطی جوامع مختلف در اقصی نقاط جهان و سبب تسهیل مهاجرت به ویژه نخبگان از کشورهای در حال توسعه به کشورهای توسعه یافته خواهد شد.

شاه‌آبادی و جامه بزرگی (۱۳۹۳)، در پژوهش خود با تشریح ابعاد مختلف آزادی و تأثیر مستقیم آن بر کیفیت حکمرانی و افزایش سطح رشد اقتصادی تأکید دارند. رشد کیفی و کمی این عوامل که موثر در توسعه‌یافتگی است مانع از گسترش مهاجرت قشر نخبگانی در جوامع رو به رشد خواهد شد، و تأثیر منفی و معنادار بر جریان مهاجرت و مهاجرت نخبگان خواهد داشت. نتایج به دست آمده در این پژهش‌ها ناسازگار با نتیجه تحقیق حاضر می‌باشد (Shahabadi, & Jamehbozorgi, 2014) .

در تخمین مدل برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها از آزمون سارگان استفاده شده است. آزمون سارگان برای اعتبارسنجی متغیرهای ابزاری، نشان‌دهنده عدم همبستگی متغیرهای ابزاری با جزء خطای مدل است لذا متغیرهای ابزاری استفاده شده در مدل معتبر است. در واقع می توان گفت در این آزمون، فرضیه صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال است. مقدار احتمال آماره آزمون سارگان زمانی که مدل با داده‌های کشورهای در حال‌توسعه تخمین زده شده است برابر۰/۳۹ است. نتیجه اینکه فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت ابزارهای مورد استفاده برای تخمین مدل از اعتبار لازم برخوردار است. همچنین آزمون

خودهمبستگی آرلانو-باند[۳۷](1991) حاکی از تایید پویایی مدل و عدم وجود خودهمبستگی مراتب بالاتر در جزء خطای مدل دارد. به طور کلی آزمون خودهمبستگی آرلانو و باند برای بررسی همبستگی جملات اخلال و این که آیا روش گشتاور تعمیم‌یافته(GMM) به درستی انتخاب شده است یا نه استفاده می‌شود. شرط آزمون آرلانو و باند این است که اگر از متغیر وابسته تفاضل مرتبه اول گرفته شود، بایستی جمله خطا خودهمبستگی مرتبه اول داشته باشد تا امکان استفاده از تخمین‌زننده گشتاور تعمیم‌یافته(GMM) فراهم باشد. با توجه به نتایج آزمون خودهمبستگی آرلانو و باند، که در جدول(۲) آورده شده است، همبستگی بین جملات اختلال از مرتبه اول بوده و از مرتبه دوم و بالاتر نمی‌باشد، بنابراین روش گشتاور تعمیم‌یافته(GMM) روش مناسبی برای برآورد مدل تجربی تحقیق می‌باشد.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

منابع انسانی از عواملی است، که نقش بسزایی در رشد و توسعه اقتصادی هر جامعه دارد. نیروی انسانی متخصص و نخبه جزء دارایی‌هایی یک کشور و به عنوان مهم‌ترین مزیت رقابتی و کمیاب‌ترین منبع در اقتصاد دانش‌محور امروز است. اگر چه نیروی انسانی متخصص در حرکت رو به جلوی اقتصاد یک کشور تأثیر بسزایی دارد، اما آمار نشان دهنده خروج حجم وسیعی از نخبگان و متفکران حوزه‌های مختلف علوم است، که به دلایلی، اقامت درکشورهای توسعه‌یافته را بر ماندن در کشور خود ترجیح می‌دهند. موضوع فرار مغزها و مهاجرت نخبگان بحث تازه‌ای نیست، بلکه پدیده‌ای است که از دیرباز تاکنون به گونه‌های مختلف و چشمگیری درکشورهای در حال توسعه دیده شده است. به دلیل خلاء موجود در مطالعات قبلی که تاکنون به بررسی تأثیر عوامل متعدد بر مهاجرت نخبگان پرداخته اند، در این مطالعه سعی در شناخت تأثیر نابرابری جنسیتی بر مهاجرت نخبگان (فرار مغزها) از کشورهای در حال‌توسعه به ایالات متحده آمریکا طی دوره زمانی 2018-2002 انجام گرفته است. بدین منظور از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته(GMM) استفاده شده است. پس از اطمینان از پایایی متغیرهای مدل تحقیق، برآورد مدل‌های پژوهش انجام شد.

[37] Arellano & Bond

براساس یافته‌های مطالعه و نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد، هر کدام از متغیرهای موجود در مدل تأثیری متفاوت بر فرار مغزها داشته است؛ که برخی سبب کاهش و برخی سبب تشدید مهاجرت نخبگان می‌گردد. وقفه اول فرار مغزها، توان دوم شاخص نابرابری جنسیتی و آزادی بیان به دلایلی که گفته شد اثری مثبت بر فرار مغزها از کشورهای در حال توسعه (کشورهای مبداء) به ایالات متحده آمریکا (کشور مقصد) داشته و کنترل فساد، ثبات سیاسی و شاخص نابرابری جنسیتی کمتر از آستانه مورد نظر اثری منفی بر فرار مغزها و مهاجرت نخبگان داشته است.

برگرفته از نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود تصمیم‌گیران در کشورهای در حال توسعه، در اعمال سیاست‌ها و وضع قوانین خود و دفاع از طرح‌های حمایتی نخبگان و کارآفرینان و ایجاد بستر رشد و پیشرفت برای نخبگان کشور مبتنی بر نظامی شایسته سالار و لیاقت محور و در مجموع کم کردن سطح شاخص نابرابری جنسیتی توجه بیشتری نمایند. از آنجا که زنان مؤلفه مهمی در فرآیند مهاجرت محسوب می‌شوند، می‌توانند در مراحل قبل، حین و بعد از مهاجرت نقش و تأثیرگذاری مهمی داشته باشند. کما اینکه نسبت زنان در جمعیت‌های مهاجر افزایش یافته است. مهاجرت مستقل زنان پدیده ای نوظهور در فرآیندهای مهاجرتی کشورهای در حال توسعه است. در سال‌های اخیر نسبت زنانی که نقش فعالی در فرآیند مهاجرت داشته‌اند افزایش قابل توجهی داشته است. تداوم مهاجرت زنان تحصیل کرده و متخصص به کشورهای توسعه یافته نوعی عدم توازن در توزیع سرمایه انسانی بر حسب جنس را در کشورهای مبداء به وجود خواهد آورد و نقاط کمتر توسعه یافته از سرمایه انسانی زنان متخصص و نخبه خالی خواهد شد، لذا برای جلوگیری از مشکلات ناشی از این امر پیشنهاد می‌شود برای زنان تحصیل کرده در کشورهایشان فرصت‌های دسترسی بیشتری فراهم شود و از طرفی توجه به ملاحظات جنسیتی در برنامه-های آمایش سرزمین و جمعیت امری ضروری است. بنابراین ما نیازمند تغییر و تحول در قوانین و سیاست‌ها برای بهبود شرایط زنان مهاجر در کشورهای مبداء، از جمله تنظیم و بهبود شرایط تحصیل و کار برای همه زنان، نظارت مستمر بر اجرای سیاست‌ها و چارچوب‌های قانونی کار برای زنان و بهبود آن‌ها، از بین بردن زمینه‌های سوء استفاده و اشتغالی پایین‌تر از سطح کیفیت زنان تحصیل کرده، کاهش علل مهاجرت زنان و پایبند کردن آن ها به زندگی در کشورهای خود از طریق بهبود شرایط زندگی و موقعیت آن‌ها و در نهایت پاسخگویی به مطالباتشان هستیم. همچنین با توجه به تاثیر کنترل فساد و ثبات

سیاسی بر کاهش مهاجرت نخبگان، اصلاحات نهادی لازم برای بهبود تضمین حقوق مالکیت، الزام به قراردادها، امنیت اجتماعی، تضمین رقابت، ارتقای شفافیت و تقویت کیفیت قوانین در حوزه فعالیت‌های اقتصادی پیشنهاد می‌شود. بنابراین، کشورها باید برنامه‌هایی جامع، جهت ایجاد محیطی پویا و فعال برای نیروی انسانی تهیه و زمینه را به منظور ایجاد خلاقیت و نوآوری برای نخبگان فراهم کنند؛ تا از خروج آنها از جوامعشان جلوگیری شود.

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

Adem Yavuz, E. & Gulay, T. (2017). Why Don’t Highly Skilled Women Want to Return? Turkey’s Brain Drain from a Gender Perspective, The Institute for the Studies of Muslim Societies and Civilizations, Boston University, MA, US, 1-29.

Ahadi, H., Nademi, Y. & Khochiani, R. (2019). Oil rents and brain drain in OPEC oil exporting countries, *Iranian Journal of Energy Economics*, 8 (30), 1 - 21. https://doi.org/10.22054/jiee.2019.10485 (in Persian)

Bang, J. T., & Mitra, A. (2011). Gender bias and the female brain drain. *Applied Economics Letters*, *18*(9), 829-833.

Carreira Ravara, A. L. (2018). Female Brain-Drain or Female Empowerment? A panel data analysis of Brain Drain rates to OECD countries from 1980 to 2010, Master in Economic Development and Growth, Master thesis, 1-65.

Doria Arrieta, O. A., Fabio Pammolli, F. & Petersen, A. M. (2017). Quantifying the negative impact of brain drain on the integration of European science, *Science Advances*, 3(4),1-11.

Dumitru, S. (2014). From brain drain to care drain: Women's labor migration and methodological sexism, *Women's Studies International Forum*, 47, 203–212.

Dumont, J. C., Martin, J. & Spielvogel, G. (2007). Women on the Move: The Neglected Gender Dimension of the Brain Drain, *Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit Institute for the Study of Labor*, P.O. Box 7240 53072 Bonn, Discussion Paper No. 2920: 1-25.

Fotros, M.H., Ahmadvand, N., & Aminirad, M. (2019), The Relationship Between Gender Equality and Youth Employment in Developing Countries, *Social Welfare Quarterly*, 18(71), 45-84. https://doi.org/10.29252/refahj.18.71.2 (in Persian)

Galiano, A., & Romero, J. G. (2018). Brain drain and income distribution. *Journal of Economics*, *124*(3), 243-267.

Hemmati, R. & Maktubian, M. (2013). A Study on Gender Inequality among the Selected Middle East Countries: with an Emphasis on Iran's Position, *Journal of Women, Institute of Humanities and Cultural Studies*, 4 (2): 115-142. https://womenstudy.ihcs.ac.ir/article_1075.html (in Persian)

Hosseini, H. & Jalilian, Z. (2019). Gender Equality and Reproductive Convergence in Muslim-Majority Countries, *Bi-Quarterly Journal of Demographic Studies*, 4 (2): 34-7. https://www.sid.ir/paper/382453/en (in Persian)

Jalali, U., Nasrollahi, Z. & Hatefi Majomard, M. (2020). The effect of gender and gender segregation on the occurrence of individual motivation in group activities, *Journal of Economic Growth and Development Research*, 10 (38), 74-61. https://doi.org/10.30473/egdr.2020.4480 (in Persian)

Kholmatova, N. (2016). Changing the Face of Labor Migration? Feminization of Labor Migration by Nodira Kholmatova PHD Researcher, European university Institute, Florence, Italy.

Khoshroush, V., Kiamanesh, A. & Bahrami, H. (2017). Relationship between gender inequality and women's Academic Motivation, *Quarterly Journal of Research in Educational Systems*, 11(38): 39-57. https://doi.org/10.22034/jiera.2017.59726 (in Persian)

Mansouri, S. A. (2024). Investigating the Effect of Sanctions on Casual Relationship between Corruption, Income Inequality and Poverty in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *21*(1), 171-201. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.43224.2544 (in Persian).

Mansouri,S. A. and Afghah,S. M. (2018). Interactions between freedom, governance and human development (an approach of panel data for the period 1995-2015). *Strategic Studies of public policy*, *7*(25), 135-155. https://sspp.iranjournals.ir/article_29730.html?lang=en (in Persian).

Moradi, F. , Jafari, M. and Fatahi, S. (2023). The impact of good governance on income inequality in selected developing and developed countries with an emphasis on control of corruption. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *20*(3), 110-135. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.37420.2374 (in Persian).

Moshfegh,M. and Khazai,M. (2015). A Study on Characteristics and Determinants of Independent woman migrants in Iran. *Women's Strategic Studies*, *17*(67), 85-124. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.20082827.1394.17.67.4.3 (in Persian)

Mostafazadeh, M. and Arabmazar, A. (2018). The Effect of Governance Institutions on International Migration of Iranian Workforce. *The Journal of Economic Policy*, *10*(20), 1-33. https://ep.yazd.ac.ir/article_1260.html?lang=en (in Persian).

Naghsh Nejad, M., & Young, A. (2014). Female brain drains and women's rights gaps: a gravity model analysis of bilateral migration flows (No. 8067). *IZA Discussion Papers*.

Okoye, D. (2016). Can brain drain be good for human capital growth? Evidence from cross-country skill premiums and education costs. *Economic Analysis and Policy*, *49*, 74-99.

Rahshkho, M., Rafieian, M. & Amini, E. (2012). Investigating the effective social and cultural factors on Iranian students immigration to foreign countries, *Social Research*, 5 (16), 73-92. https://sid.ir/paper/164809/en (in Persian)

Sadati, J. & Alavi, M. (2018). Social Causes and Consequences of Women's Migration, *Journal of Women's Research Studies*, 5 (8), 61-76. http://noo.rs/UBMoh (in Persian)

Shahabadi, A., & Jamehbozorgi, A. (2014). The effect of economic, political and civil freedom on migration (by emphasizing on brain drain, *Majles & Rahbord*, 77 (21), 69-41. https://nashr.majles.ir/article_14.html?lang=en (In Persian).

Shadi Talab, J. (2018). From Gender Inequalities to Women's Quality of Life, *Haftshahr Magazine*, 61, 36-79. https://www.magiran.com/p1899182 (in Persian).

Zangiabadi, A. & Mousavi, M., N. (2009). Spatial analysis of gender inequalities And related indicators in Middle Eastern countries, *Geographical Quarterly of Amayesh*, 7, 39-55. https://sid.ir/paper/130432/fa (in Persian)

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) پاییز ۱۴۰۴ ۲۲(۳) ۵۳-۲۷



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال در استان‌های ایران: با تأکید بر سرریزهای بین منطقه‌ای

رمضان حسین زاده *، هادی کشاورز**، مصطفی سعادتی پور***

** دانشیار اقتصاد، دانشکده‌ی اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. (نویسنده مسئول).*

*** استادیار اقتصاد، دانشکده‌ی کسب و کار و اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران.*

**** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده‌ی اقتصاد و علوم اداری ، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۸ شهریور ۱۴۰۱
تاریخ بازنگری: ۱ اسفند ۱۴۰۱
تاریخ پذیرش: ۱۲ خرداد ۱۴۰۲

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل:
ra.hosseinzadeh@eco.usb.ac.ir
0000-0003-4451-5260

آدرس پستی: زاهدان، خیابان دانشگاه، دانشگاه سیستان و بلوچستان، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری.

طبقه‌بندی JEL: C23, J23

واژگان کلیدی:
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، اشتغال، اقتصادسنجی فضایی، استان‌های ایران.

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.

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

چکیده

امروزه، اشتغال و دستیابی افراد به شغل موردنظر از مهم‌ترین نیازهای یک جامعه محسوب می‌شود، به‌طوری‌که یکی از شاخص‌های توسعه‌یافتگی جوامع افزایش اشتغال است. عوامل مختلفی بر میزان اشتغال در اقتصاد یک کشور اثرگذار هستند. یکی از این عوامل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است که در دو دهه گذشته در اقتصاد کشورها نقش ویژه‌ای پیداکرده است. در مطالعات منطقه‌ای نقش سرریزهای بین منطقه‌ای در تعیین متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید و اشتغال بسیار حائز اهمیت است و جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در یک منطقه می‌تواند بر تولید و اشتغال در مناطق مجاور نیز اثرگذار باشد. ازاین‌رو، هدف پژوهش حاضر بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم (فضایی) سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال در مناطق مختلف ایران در دوره زمانی ۱۳۹۸- ۱۳۸۹ با استفاده از الگوی اقتصادسنجی تابلویی فضایی است. نتایج تخمین مدل دوربین فضایی (SDM) با اثرات ثابت نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثری مثبت و مستقیم بر اشتغال استان‌های کشور دارد. همچنین اثرات غیرمستقیم (سرریزی) آن نیز بر اشتغال استان‌های کشور (مناطق مجاور) مثبت و معنادار است. بر این اساس با هدایت این سرمایه‌گذاری‌ها به سمت فعالیت‌های مولد و ارزش‌آفرین اقتصاد می‌توان گامی مؤثر در جهت استفاده درست و بهینه از این سرمایه‌گذاری‌ها برداشت. اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریزی) تولید ناخالص داخلی نیز مثبت و معنادار بوده است و موجب افزایش اشتغال در خود مناطق و مناطق مجاور شده است. اثر مستقیم اعتبارات اعطایی بانک‌ها و مخارج عمرانی دولت نیز بر اشتغال استان‌های کشور مثبت و معنادار محاسبه شده است. بنابراین پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران، سیاست‌های مناسبی برای تسهیل در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در مناطق مختلف کشور اتخاذ نمایند.

ارجاع به مقاله:
حسین زاده، رمضان.، کشاورز، هادی و سعادتی‌پور، مصطفی. (۱۴۰۴). اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال در استان‌های ایران: با تاکید بر سرریزهای بین‌منطقه‌ای . *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۲ (۳)، ۵۳-۲۷.

10.22055/jqe.2023.41855.2513

© 2025 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، اشتغال و دستیابی افراد به شغل موردنظر از مهم‌ترین نیازهای یک جامعه محسوب می‌شود، به‌طوری‌که یکی از شاخص‌های توسعه‌یافتگی جوامع افزایش اشتغال است (Farzam, Taleghani & Khel Kurdi, 2016). عوامل مختلفی بر میزان اشتغال در اقتصاد یک کشور اثرگذار هستند. یکی از این عوامل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[1] است که در دو دهه گذشته در عرصه حیات اقتصادی کشورها جایگاه ویژه‌ای پیداکرده است؛ به‌طوری‌که منافع حاصل از جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باعث افزایش رشد اقتصادی، ایجاد اشتغال، انتقال فناوری، افزایش توان رقابتی و بهبود منابع مالی و انسانی می‌شود. در سال‌های گذشته سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی توسط شرکت‌های چندملیتی، رشد قابل‌توجهی داشته است. هم‌زمانی این امر با افزایش تقاضا برای نیروی کار ماهر در طول دو دهه اخیر، توجه صاحب‌نظران و سیاست‌گذاران را به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌عنوان عاملی مهم و مؤثر در تغییرات اشتغال کشورهای سرمایه‌پذیر جلب کرده است (Mahdavi & MohammadLu, 2004).

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) از چند طریق موجب توسعه فعالیت‌های اقتصادی در کشور میزبان می‌شود. افزایش انباشت سرمایه در کشور میزبان، سرریزهای دانش و تکنولوژی و افزایش تقاضای نیروی‌کار به دنبال توسعه سرمایه‌گذاری در کشور میزبان از کانال‌های اثرگذاری FDI بر توسعه فعالیت‌های اقتصادی در کشور میزبان است. بر اساس عقیده برونزتن و همکاران[2] (۱۹۹۸) اثرات مثبت FDI بر رشد اقتصادی تنها از طریق انباشت سرمایه ایجاد نمی‌شود بلکه به دلیل ورود تکنولوژی پیشرفته در اثر جذب FDI کارایی و بهره‌وری افزایش‌یافته و این امر موجب رشد و توسعه اقتصادی می‌شود. به عقیده دیملو[3] (۱۹۹۷) هر چه اختلاف تکنولوژیکی بین دو کشور کمتر باشد، درجه جایگزینی تکنولوژی جدید که به واسطه FDI وارد کشور شده با تکنولوژی موجود بیشتر بوده و تکنولوژی جدید در کشور، با سرعت بیشتری جایگزین تکنولوژی قبلی گردیده و اثر بیشتری بر رشد و توسعه اقتصادی خواهد داشت. ازاین‌رو مطالعه نقش و جایگاه سرمایه‌گذاری

---

[1] Foreign Direct Investment

[2] Borensztein, Gregorio & Lee

[3] DeMello

مستقیم خارجی در رشد و توسعه اقتصادی کشورها و حتی مناطق درون یک کشور می‌تواند بسیار حائز اهمیت باشد و در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی مورداستفاده قرار گیرد. در سطح منطقه‌ای (مناطق درون یک کشور)، به دلیل اینکه مناطق مختلف بازار کار متفاوتی به لحاظ ساختار و عملکردی دارند، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند نقش متفاوت‌تری نسبت به سطح ملی داشته باشد (Rang, Liu, Huang, & Zhang, 2020). ازاین‌رو تحلیل رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و اشتغال در سطح منطقه‌ای نیز ضروری می‌باشد.

کشور ایران نیز مانند بسیاری از کشورها برای رونق تولید، ایجاد اشتغال وهمچنین رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی، با مسئله کمبود منابع برای سرمایه‌گذاری مواجه است (Seyed Noorani, Tari, & Mohammad Pour, 2020)؛ بنابراین بررسی این نکته که آیا سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌عنوان یکی از عوامل مهم تأمین‌کننده منابع مالی سرمایه‌گذاری می‌تواند نقش مؤثری در افزایش تولید و اشتغال در کشور ایفا کند؟، می‌تواند در برنامه‌ریزی‌های رشد و توسعه اقتصادی در کشور بسیار حائز اهمیت باشد.

نکته مهم دیگری که در رابطه با اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و اشتغال وجود دارد، بررسی اثرات در سطح منطقه‌ای است. همان‌طور که در بالا ذکر شد، اثرگذاری سرمایه‌گذاری در سطح ملی و منطقه‌ای می‌تواند کمی متفاوت باشد. یکی از این دلایل، وجود تفاوت‌های منطقه‌ای است. دلیل دیگر را می‌توان در ارتباطات بین‌منطقه‌ای و سرریزهای بین منطقه‌ای دانست. بر این اساس یک منطقه می‌تواند بر مناطق مجاور اثرگذار باشد (Hosseinzadeh, DadersMoghadam, & Gharanjik, 2021). به‌این‌ترتیب که با افزایش سرمایه‌گذاری در یک منطقه، مناطق مجاور آن نیز می‌توانند از اثرات مثبت خارجی (Externality) منطقه مذکور بهره‌مند شوند. بنابراین اگر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در یک منطقه از کشور افزایش یابد، فعالیت‌های اقتصادی در داخل آن منطقه تحت تأثیر قرارگرفته و سپس رونق فعالیت‌های اقتصادی در آن منطقه به سایر مناطق هم‌جوار نیز سرریز شده و مناطق مجاور نیز می‌توانند از اثرات مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بهره‌مند شوند. به‌عبارت‌دیگر، تغییر یک متغیر (جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی) می‌تواند هم اثرات درون منطقه‌ای (تغییر اشتغال در درون منطقه) و هم اثرات بین منطقه‌ای (تغییر اشتغال در مناطق مجاور) داشته باشد. به همین دلیل لازم است تا در

مطالعات مختلف به‌خصوص مطالعات منطقه‌ای، ارتباطات و سرریزهای بین منطقه‌ای در نظر گرفته شود.

بر اساس مطالب فوق، هدف این پژوهش بررسی اثرات فضایی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال در مناطق مختلف ایران در دوره زمانی ۱۳۹۸- ۱۳۸۹ با استفاده از الگوی اقتصادسنجی تابلویی فضایی است. در مدل اقتصادسنجی فضایی اثرات مستقیم و درون منطقه‌ای، اثرات سرریزی و بین منطقه‌ای به‌طور هم‌زمان در نظر گرفته می‌شوند؛ به همین دلیل از این تکنیک برای تخمین مدل استفاده‌شده است. این مقاله در پنج قسمت تنظیم‌شده است. پس از مقدمه، در قسمت دوم مبانی نظری و پیشینه تحقیق بیان می‌شود. در قسمت سوم روش‌شناسی و داده‌های تحقیق بررسی می‌شوند. در قسمت چهارم به برآورد مدل، تجزیه‌وتحلیل نتایج پرداخته می‌شود و قسمت پنجم به جمع‌بندی و پیشنهادها اختصاص دارد.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

در ادبیات اقتصادی با پیدایش و توسعه مدل‌های رشد، مبحث سرمایه‌گذاری و تأمین سرمایه به عنوان یکی از موضوعات بنیادی اقتصاد در رأس توجه پژوهشگران و سیاست‌گذاران قرارگرفته است. موضوع سرمایه‌گذاری می‌تواند در طیف وسیعی از موضوعات اقتصادی مطرح شود. به‌عبارتی‌دیگر در ادبیات رشد و در سطح کلان هم‌زمان که فرآیند تأمین سرمایه موردنیاز اقتصاد، برای قرار گرفتن در سطح تعادلی رشد مطرح می‌باشد، در سطح خرد نیز پیدا کردن منابع بهینه تأمین مالی در قسمت‌های متفاوت دارای اهمیت است. یکی از مجاری تأمین سرمایه در سطح بین‌الملل، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است (Ostadi, Rafat, & Raisi, 2013). به‌طورکلی سرمایه‌گذاری به دو قسمت تقسیم می‌شود: سرمایه‌گذاری‌های مالی و سرمایه‌گذاری‌های مستقیم. سرمایه‌گذاری‌های مالی شامل خریدوفروش دارایی‌های خالص مالی مانند اوراق قرضه و سهام است که به شیوه پول ملی کشور سرمایه‌گذار انتقال پیدا می‌کند. از طرف دیگر سرمایه‌گذاری مستقیم یعنی سرمایه‌گذاری‌های حقیقی در تأسیس کارخانه‌ها، کالاهای سرمایه‌ای، زمین و موجودی انبار به‌گونه‌ای که سرمایه و مدیریت آن در دست سرمایه‌گذار بوده و در طول زمان بهره‌برداری

از آن و نیز نظارت در دست سرمایه‌گذار باقی خواهد ماند. هم‌اکنون در سطح بین‌المللی سرمایه‌گذاری مستقیم معمولاً توسط شرکت‌های چندملیتی که به کار تولید، ارائه خدمات مشغول هستند، صورت می‌گیرد. در حال حاضر مهم‌ترین روش گردش جریان سرمایه خصوصی در سطح بین‌المللی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است(Salvatore, 2009) .

از دلایل استقبال سرمایه‌گذاران از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌توان به اجتناب از تعرفه‌ها و دیگر محدودیت‌های تجاری که دیگر کشورها برای واردات خود وضع می‌کنند، یا با به دست آوردن منافع حاصل از یارانه‌های متعددی که دولت برای تشویق سرمایه‌گذاری مستقیم پرداخت می‌کند، اشاره کرد (Salvatore, 2009). از طرف دیگر، کشورها برای افزایش تولید و رسیدن به رشد اقتصادی مستمر سعی بر آن دارند تا با انتخاب سیاست‌های اقتصادی مناسب اشتغال کامل را فراهم نمایند ولی ایجاد و افزایش اشتغال جز از طریق سرمایه‌گذاری به وجود نمی‌آید؛ به همین دلیل است که تعداد زیادی از کشورها به جهت تأمین سرمایه موردنیاز خود به استقراض خارجی توجه می‌کنند، ولی به دلیل به وجود آمدن مشکلاتی، مانند بحران‌های ناشی از بازپرداخت بدهی در این روش، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند به عنوان بهترین روش تأمین سرمایه کشورها استفاده شود. این روش علاوه بر اینکه سرمایه موردنیاز کشور را تأمین می‌کند، دارای اثرهای دیگری نیز می‌باشد؛ یکی از دیگر اثرات بسیار مهم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، افزایش تقاضای نیروی کار (به‌ویژه نیروی کار ماهر) و در نتیجه افزایش اشتغال است. البته به‌طورکلی هر نوع سرمایه‌گذاری مولد می‌تواند منجر به افزایش اشتغال شود و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز از این قاعده مستثنی نمی‌باشد (Seyed Noorani & Mohammadpour, 2018).

بر اساس نظر اقتصاددانان مختلف، بین ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به یک کشور یا منطقه و رشد اقتصادی و اشتغال در آن کشور (منطقه) رابطه‌ای متقابل وجود دارد. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق انتقال فناوری بر رشد اقتصادی تأثیرگذار است؛ به عبارتی بهترسرمایه‌گذاری مستقیم خارجی فقط نقش سرمایه را در تابع تولید ندارد بلکه باعث بهبود دانش فنی نیز می‌شود. از طرفی رشد اقتصادی هم می‌تواند باعث جذب بیشتر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی گردد، زیرا سرمایه‌گذاران خارجی ترجیح می‌دهند تا مقصدی

را انتخاب کنند که از رشد اقتصادی قابل قبولی بهره‌مند باشد (Motmani & Zaruki, 2012).

هایمر (۱۹۷٦) بیان می‌کند که یکی از اهداف اساسی برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران برای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه اقتصادی و اجتماعی است. جذب شرکت‌های خارجی به کشورهای نسبتاً توسعه‌نیافته از یک‌سو می‌تواند اثر مستقیمی بر اشتغال و ایجاد سرمایه و از سوی دیگر اثرات غیرمستقیم بالقوه از طریق سرریزها به شرکت‌های محلی داشته باشد (Hymer, 1976, Liao, Yang, Daia & Assche, 2021). این‌گونه سرمایه‌گذاری‌ها غالباً در راستای ایجاد شغل‌های جدید بر سطح عمومی اشتغال داخلی اثرات قابل‌ملاحظه‌ای را ایجاد می‌نمایند و باعث توزیع منطقه‌ای اشتغال، تحول در سطح دستمزدها، توزیع درآمد و انتقال مهارت‌های محلی نیز می‌شوند. افزون بر این، جریان مذکور به‌صورت غیرمستقیم نیز اثرگذار خواهد بود. حرکت نیروی آموزش‌دیده از بنگاه‌های خارجی به قسمت‌های متفاوت میزبان و ایجاد انگیزه در بهبود بهره‌وری ناشی ازاین‌گونه اثرات و استقرار پایدار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اقتصاد محلی غالباً باعث تغییرات اجتماعی می‌شود. حرکت نیروی کار در ارتباط با قسمت‌های داخلی سبب انتقال فرهنگ حرفه‌ای می‌شود که در آن حتی تجربه‌های جدید مدیریتی و تغییر در ساختارهای نهادی نیز پدید می‌آید که افزون بر این تضمین‌کننده بهبود بهره‌وری و نیز بروز فرصت‌های شغلی نوین خواهد شد (Mirza, 1998, Hong, Lee, & Makino, 2019).

در مورد اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال در سطح منطقه‌ای نیز دیدگاه‌های مختلفی ذکرشده است. به‌عنوان‌مثال رانگ و همکاران (۲۰۲۰) بیان می‌کنند که مناطق مختلف دارای بازار کار متفاوتی به لحاظ ساختار و عملکرد و حتی انعطاف‌پذیری هستند. بنابراین ورود سرمایه یکسان به مناطق مختلف می‌تواند اثرات متفاوت بر تولید و اشتغال این مناطق داشته باشد. همچنین بر اساس دیدگاه سرریزهای بین منطقه‌ای، یک منطقه می‌تواند بر مناطق اطراف خود اثرگذار باشد. بنابراین ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به یک منطقه می‌تواند دارای اثرات سرریزی به سایر مناطق اطراف باشد. بنابراین می‌توان گفت ممکن است یک منطقه جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نداشته باشد ولی اشتغال آن از طریق سرریزهای بین منطقه‌ای (سرریز شده از سایر مناطق جذب‌کننده FDI) تغییر یابد.

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

۲-۲- پیشینه تحقیق

۲-۲-۱- مطالعات داخلی

حسن‌زاده (۱۳۸۴) در مطالعه خود اثر سرریز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال در صنایع کارخانه‌ای ایران را طی دوره زمانی ۱۳۷۶-۱۳۸۳ به روش ادغام داده‌های سری زمانی و مقطعی بررسی کرده است. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که در صنایع مربوط به نفت، اثر سرریز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌صورت افزایش در تقاضا برای نسبت نیروی کار ماهر به غیر ماهر خواهد بود؛ ولی در مورد سایر صنایع این اثر دیده نمی‌شود (Hassanzadeh, 2005). کمیجانی و قویدل (۱۳۸۵) در پژوهشی اثر سرریز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال در زیر بخش‌های خدمات ایران را با استفاده از مدل ادغام داده‌ها و طی دوره زمانی ۱۳۷۶-۱۳۸۳ بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داده است که در زمان ورود شرکت‌های چندملیتی، بنگاه‌های خدماتی که در بخش خدمات فعال هستند با استخدام بیشتر نیروی کار ماهر، می‌توانند بهره‌وری نیروی کار خود را افزایش داده و با بنگاه‌های خارجی رقابت نمایند (Kamijani & Ghavidel 2006). نصابیان (۱۳۸۵) به بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال نیروی کار ماهر و غیرماهر در ایران در دوره ۱۳۷۲-۱۳۸۳ پرداخت و به این نتیجه رسید که این نوع سرمایه‌گذاری بر نیروی کار غیرماهر اثر معناداری ندارد ولی بر تقاضای نیروی کار ماهر اثر مثبت و معناداری دارد (Nasabian, 2006). فدایی و کاظمی (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی اثرات رشد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سطح اشتغال در ایران با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۴۹ پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌طور مستقیم و معناداری در دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت بر سطح اشتغال تأثیر گذاشته است؛ به‌نحوی‌که جریان ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باعث بهبود در فرایند ایجاد اشتغال گردیده است (Fadaei & Kazemi, 2013). سهیلی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات سرمایه‌گذاری خصوصی و عمومی بر اشتغال ۳۰ استان کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۴ با به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در سه مدل متفاوت؛ اشتغال بخش خصوصی، دولتی و اشتغال کل پرداخته‌اند. نتایج تخمین مدل اشتغال خصوصی نشان‌دهنده آن است که افزایش

سرمایه‌گذاری خصوصی باعث بهبود در بازار اشتغال می‌شود که این ارتباط مثبت علاوه بر این که در دوره جاری وجود دارد، از سرمایه‌گذاری دوره گذشته نیز پیروی می‌کند. برآورد مدل اشتغال عمومی، بیانگر اثر منفی و معنادار سرمایه‌گذاری عمومی در دوره‌ی جاری و گذشته بر اشتغال این بخش می‌باشد. همچنین محققان اثر سرمایه‌گذاری خصوصی و عمومی بر اشتغال کل را بررسی کرده‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که سرمایه‌گذاری خصوصی اثر مثبت و سرمایه‌گذاری عمومی اثر منفی بر اشتغال کل دارد (Sohaili, Fatahi & Mohammadi, 2018). سید نورانی و محمدپور (۱۳۹۷) در تحقیقی به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال کشورهای عضو OECD و کشورهای درحال‌توسعه با استفاده از داده‌های تلفیقی (پانل) طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۰ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال کشورهای OECD اثری مثبت و معنادار است ولی در کشورهای درحال‌توسعه اثر آن منفی می‌باشد (Seyed Noorani & Mohammad Pour, 2018). سید نورانی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی به بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و حکمرانی خوب بر اشتغال کشورهای درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. نتایج تخمین مدل EGLS گویای آن است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارای اثر مثبت و معناداری بر اشتغال کشورهای درحال‌توسعه است ولی حکمرانی خوب بر اشتغال کشورهای درحال‌توسعه اثر منفی دارد (Seyed Noorani, Tari, & Mohammad Pour, 2020). پورمند بخشایش و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به بررسی فضایی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال کشورهای منطقه منا طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۰ با به‌کارگیری مدل اقتصادسنجی فضایی پرداخته‌اند. یافته‌های مطالعه آن‌ها بیان می‌دارد که صادرات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌طور مستقیم و غیرمستقیم نقش قابل‌توجهی در افزایش اشتغال کشورها داشته‌اند (Pourmand Bakhshaish, Vajdani & Sadeghi Shadani, 2020). امینی میلانی و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به ارزیابی سیاست‌های اشتغال در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۵ با استفاده از تکنیک ARDL پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه گویای آن است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رابطه معناداری با اشتغال دارد (Amini Milani, Alipour, & Mahmoudzadeh, 2021). نوری و دل‌انگیزان (۱۴۰۱) به بررسی اشتغال‌زایی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پرداخته و به این نتیجه رسیدند که اثر مثبت سرمایه‌گذاری

مستقیم خارجی بر اشتغال وقتی ایجاد می‌شود که FDI در قالب شرکت تابعه جدید به کشور وارد شود و آموزش نیروی انسانی متناسب با سطح تکنولوژی وارداتی انجام شود (Noori & Delangizan, 2022).

جعفری و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر تنش‌های میان کشورهای شریک تجاری ایران بر جریان تجارت پرداختند. این مطالعه با استفاده از روش اقتصاد سنجی تابلویی فضایی در دوره ی ۲۰۱۶-۲۰۲۰ برای کشورهای شریک تجاری ایران مورد بررسی قرار گرفت. محققان دریافتند که نزدیکی بیشتر شرکای تجاری ایران به یکدیگر، به افزایش حجم تجارت ایران منجر می‌شود. همچنین افزایش سرمایه گذاری مستقیم خارجی اثرات سرریز و مستقیم مثبتی بر تجارت ایران با شرکاء تجاری داشته است (Jafari, Hasanvand, Rezaei, 2023).

کفایت و همکاران (۲۰۲۴) در پژوهشی اثر تروریسم بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب خاورمیانه را با رویکرد اقتصادسنجی فضایی تابلویی طی بازه زمانی ۲۰۱۹ -۱۹۸۰ مورد مطالعه قراردادند. نتایج نشان داده است که اعتبارات بانکی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی و تجارت خارجی تاثیری معنادار و مثبت بر رشد اقتصادی دارند (Kefayat, Ebrahimi, Zare, Amini Fard, 2024).

۳-۱-۲- مطالعات خارجی

کریگول (۲۰۰۶) در پژوهش خود رابطه بین اشتغال و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ۲۰ کشور انگلیسی و هلندی زبان کشورهای حوزه کارائیب را با استفاده از روش داده‌های تابلویی و برای دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۹۰ بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه مثبت و معناداری بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و اشتغال وجود دارد (Craigwell, 2006). حبیب و سرور (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سطح اشتغال کشور پاکستان با استفاده از رویکرد هم انباشتگی جوهانسون طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۷۰ پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و اشتغال یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدتی وجود دارد (Habib & Sarwar, 2013). میم (۲۰۱۵) در تحقیقی به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر بازار نیروی کار در ۴۸

کشور جنوب صحرای آفریقا طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۱ پرداخته است. نتایج تخمین مدل OLSنشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال اثر مثبت و معناداری داشته است (Mayom, 2015). جود و سیلاقی (۲۰۱۶) در پژوهشی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال ۲۰ کشور اروپای شرقی و اروپای مرکزی با استفاده از داده‌های تابلویی و برای دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۵ پرداخته‌اند. یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان داده است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یک اثر اولیه منفی بر تقاضای نیروی کار و نهایتاً اشتغال کشورهای اتحادیه اروپا دارد ولی برای دیگر کشورهای اروپایی، این اثر صدق نمی‌کند (Jude & Silaghi, 2016). لی و همکاران (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به بررسی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال داخلی شرکت‌های چندملیتی ژاپن با استفاده از رگرسیون 3SLS طی بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۶ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه دلالت بر آن دارد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر منفی بر اشتغال داشته است (Lee, Hong, & Makino, 2020). رانگ و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، انعطاف‌پذیری بازار نیروی کار و اشتغال استان‌های چین برای سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۰۰ بررسی کرده‌اند. نتایج تخمین مدل به روش GMM سیستمی بیان می‌کند که در صورت وجود انعطاف‌پذیری در بازار کار، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبتی بر اشتغال خواهد داشت (Rong, Liu, Huang, Zhang, 2020). لیائو و همکاران (۲۰۲۱) در تحقیقی به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و اشتغال استان‌های چین با استفاده از مدل‌سازی معادلات هم‌زمان طی بازه زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۵ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داده است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال اثر مثبت چشمگیری دارد (Liao, Yang, Daia & Assche, 2021).

مرور مطالعات پیشین، حاکی از این است که مطالعات متعددی در زمینه‌ی اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال در داخل و خارج از کشور صورت گرفته است اما این مطالعات صرفاً اثر مستقیم یا اثر درون منطقه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال را در نظر گرفته‌اند و لحاظ اثرات سرریز بین منطقه‌ای مورد غفلت واقع شده است. بنابراین تفاوت اساسی این مطالعه این است که در این مطالعه اثر مستقیم (درون منطقه‌ای) و اثرات فضایی (بین منطقه‌ای) به‌طور هم‌زمان در نظر گرفته می‌شود.

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

۳- روش‌شناسی و داده‌های تحقیق

برای تخمین مدل به روش اقتصادسنجی فضایی، ابتدا بایستی وجود وابستگی فضایی متغیرهای تحقیق مورد آزمون قرار گیرد. در این مطالعه از آماره I موران برای بررسی وابستگی فضایی استفاده می‌شود. این آماره بر اساس معادله (۱) اندازه‌گیری می‌شود.

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(x_i - \bar{x}).(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}} \qquad (۱)$$

در این رابطه x_i و x_j به ترتیب مقدار مشاهدات مکان i و مکان j و $\bar{x}$ میانگین مقادیر مشاهده‌شده در همه مکان‌ها است. w_{ij} عناصر ماتریس وزنی فضایی است که رابطه‌ی فضایی بین مکان i و مکان j را توصیف می‌کند (Lesage, 2009 و Wang et al, 2019).

برای ساخت و تهیه ماتریس وزنی فضایی (w_{ij}) معمولاً از دو روش کلی استفاده می‌شود، یکی روش مبتنی بر مجاورت است و دیگری بر اساس فاصله مکان‌ها تعریف می‌شود. در روش مجاورت، اثرات فضایی فقط به مناطق همسایه (مناطقی که ازلحاظ جغرافیایی نقاط هم‌مرز داشته باشند) محدود می‌شود. عناصر متناظر با نقاط غیر هم‌مرز در ماتریس وزنی فضایی، صفر و عناصر مربوط به مناطق هم‌جوار، یک در نظر گرفته می‌شود. در ماتریس مبتنی بر فاصله به‌نوعی تمام مکان‌ها باهم همسایه تلقی می‌شود؛ بنابراین، عامل فاصله (نزدیک بودن) است که شدت اثرگذاری نقاط را بر هم تعیین می‌کند. بر این اساس، مشاهداتی که به هم نزدیک‌تر هستند، نسبت به آن دسته از مشاهدات که از هم دور هستند باید منعکس‌کننده وابستگی فضایی بالاتر باشند (Elhurst, 2014). در این مطالعه از روش مجاورت (صفر و یک) برای ساختن ماتریس فضایی استفاده‌شده است.

پس از بررسی وجود اثرات و تعاملات فضایی بین متغیرهای تحقیق، در مرحله بعد بایستی نوع وابستگی فضایی مشخص شود. اقتصادسنجی‌دانان فضایی، مدل‌های مختلفی برای بررسی اثرات تعامل مکانی مختلف در میان متغیرهای وابسته و مستقل ارائه کرده‌اند. در این میان مدل وقفه فضایی (SAR)، مدل خطای فضایی (SEM) و مدل دوربین فضایی (SDM) بیشترین کاربرد را دارند. اینکه کدام‌یک از این مدل‌ها انتخاب شود به این‌که آیا

متغیر وابسته یا مستقل اثرات متقابل فضایی دارند یا خیر، بستگی دارد (Elhurst, 2010). یکی از این حالت‌ها (حالت اول)، وجود وقفه فضایی در متغیر وابسته مدل است. شکل کلی این مدل به‌صورت معادله (۲) می‌باشد.

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^{n} w_{ij}.y_{jt} + x_{it}.\beta + \mu_i + \xi_t + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

در این معادله i شاخص واحدهای فضایی مختلف و t نشان‌دهنده زمان می‌باشد. y_{it}، متغیر وابسته تحقیق، عبارت $\delta \sum_{j=1}^{n} w_{ij}.y_{jt}$ اثرات متقابل درونی بین متغیر وابسته یا به‌عبارت‌دیگر وقفه مکانی متغیر وابسته را مشخص می‌کند. w_{it}، عناصر ماتریس با ابعاد n×n است که پیکربندی و ترتیب فضایی واحدهای مختلف را نشان می‌دهد. δ ضرایب خود رگرسیون فضایی، μ نشان‌دهنده اثرات خاص مکانی، ξ اثرات خاص زمانی و ε_{it} جمله اختلال معادله می‌باشد. حالت دیگر مدل فضایی (حالت دوم) مدل خطای فضایی (SEM) است. این مدل زمانی استفاده می‌شود که وابستگی فضایی از طریق متغیرهای حذف‌شده (که اثر آن‌ها درون جملات اختلال است) بین متغیرها ایجاد می‌شود. این مدل از یک فرایند خطا بر اساس ارتباطات منطقه‌ای استفاده می‌کند. شکل کلی این مدل به‌صورت معادله (۳) می‌باشد.

$$y_{it} = x_{it}\beta + \mu_i + \xi_t + u_{it}$$
$$u_{it} = \lambda \sum_{j=1}^{n} w_{ij}.u_{jt} + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

در این رابطه، $\sum_{j=1}^{n} w_{ij}.u_{jt}$ اثرات متقابل بین جملات اختلال واحدهای مختلف نشان می‌دهد. λ نیز ضریب خودهمبستگی مکانی (فضایی) را برای وقفه خطاها نشان می‌دهد. حالت سوم مدل فضایی حالت مدل دوربین فضایی (SDM) است. این مدل هنگامی ایجاد می‌شود که هر دو تعامل فضایی درون‌زا و برون‌زا وجود دارد. در این مدل، هم وقفه مکانی برای متغیر وابسته و هم جزء وقفه مکانی برای متغیر مستقل بر متغیر وابسته تأثیر می‌گذارد. شکل کلی این مدل به‌صورت معادله ۳-(۴)(۴) می‌باشد.

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^{n} w_{ij}.y_{jt} + x_{it}. + \delta \sum_{j=1}^{n} w_{ij}.x_{jt}\theta + \mu_i + \xi_t + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

در این رابطه $\sum_{j=1}^{n} w_{ij}.x_{jt}$ اثرات متقابل برون‌زا بین متغیرهای مستقل، یعنی جزء وقفه فضایی بین متغیرهای مستقل را نشان می‌دهد. با اعمال محدودیت‌های مختلف بر روی مدل دوربین فضایی (SDM)، مدل‌های دیگر فضایی حاصل می‌شود (Wang et al. 2019).

بر اساس ادبیات اقتصادسنجی فضایی برای انتخاب از بین مدل‌های مختلف اقتصادسنجی فضایی رویکرد متفاوتی وجود دارد. رویکرد جزئی به کلی یا رویکرد کلی به جزئی. Elhurst (2014) روش ترکیبی از این دو آزمون را پیشنهاد کرده است. در این روش ابتدا، مدل غیر فضایی برای بررسی و مقایسه آن با حالت وقفه فضایی و خطای فضایی با استفاده از ضریب لاگرانژ (LM) تخمین زده می‌شود. در این حالت، اگر مدل غیر فضایی رد شود، مدل (SDM) تخمین زده می‌شود که بتوان آزمون محدودیت روی آن انجام داد و آیا می‌توان آن را به مدل وقفه فضایی و خطای فضایی ساده کرد یا خیر. بنابراین بر اساس نتایج مدل دوربین فضایی، آزمون فرضیه‌های صفر $H_0 : \theta = 0$ و $H_0 : \theta + \delta.\beta = 0$ استفاده می‌شود. آماره‌های معمول برای این آزمون، نسبت درستنمایی (LR) و والد می‌باشد (Wang et al. 2019). بر اساس این دو نوع آزمون درصورتی‌که فرضیه $H_0 : \theta = 0$ رد شود، مدل SDM نسبت به مدل SAR مناسب‌تر است. این آزمون بر اساس آزمون والد ساده انجام می‌شود. از سوی دیگر، اگر فرضیه $H_0 : \theta + \delta.\beta = 0$ رد شود مدل SDM قابل ساده شدن به مدل SEM نبوده و مدل SDM مناسب‌تر است (Elhurst, 2014).

فرم کلی مدل رگرسیون مورداستفاده برای بررسی اثرات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال کل (بدون در نظر گرفتن اثرات فضایی) بر اساس مطالعات رانگ و همکاران (۲۰۲۰) و به‌صورت معادله (۵) است.

$$LL_{it} = \beta_0 + \beta_1 LFDI_{it} + \beta_2 LGDP_{it} + \beta_3 LCR_{it} + \beta_4 LCG_{it} + \beta_5 LKG_{it} + \mu_{it} \quad (۵)$$

رابطه فوق با در نظر گرفتن اثرات فضایی (در قالب مدل SDM) به صورت معادله (۶) خواهد بود.

$$LL_{it} = \alpha + \rho\sum_{j=1}^{n} w_{ij}.LL_{jt} + \beta_1 \mathrm{LFDI}_{\mathrm{it}} + \beta_2 \mathrm{LGDP}_{\mathrm{it}} + \beta_3 \mathrm{LCR}_{\mathrm{it}} + \quad (۶)$$
$$\beta_4 \mathrm{LCG}_{\mathrm{it}} + \beta_5 \mathrm{LKG}_{\mathrm{it}} + \delta_1 \sum_{j=1}^{n} w_{ij}.LFDI_{it} + \delta_2 \sum_{j=1}^{n} w_{ij}.LGDP_{it} +$$
$$\delta_3 \sum_{j=1}^{n} w_{ij}.LCR_{it} + \delta_4 \sum_{j=1}^{n} w_{ij}.LCG_{it} + \delta_5 \sum_{j=1}^{n} w_{ij}.LKG_{it} + u_{it}$$

در رابطه فوق LL_{it} بیانگر لگاریتم اشتغال کل در استان i و در زمان t است. $LFDI_{it}$ لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در استان i و در زمان t است. $LGDP_{it}$ نشان‌دهنده لگاریتم تولید ناخالص داخلی برای استان i در زمان t است که از مجموع ارزش‌افزوده فعالیت‌های اقتصادی واحدهای تولیدی به دست می‌آید. LCR_{it} نشان‌دهنده لگاریتم کل مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها برای استان i در زمان t، LCG_{it} لگاریتم مخارج مصرفی دولت برای استان i در زمان t و LKG_{it}، لگاریتم مخارج عمرانی دولت برای استان i در زمان t را نشان می‌دهد. μ_{it} جمله اخلال رگرسیون و نشان‌دهنده تمام متغیرهای اثرگذار بر متغیر وابسته که به علت‌های متفاوتی در مدل در نظر گرفته نشده‌اند. همچنین شایان‌ذکراست که متغیرهایی از تحقیق که به قیمت جاری بودند با تقسیم بر شاخص قیمت مصرف‌کننده، به قیمت ثابت تبدیل شدند و در تحقیق مورداستفاده قرار گرفتند.

داده‌های اشتغال استان‌ها از محل نتایج طرح آمارگیری نیروی کار طی سال‌های موردنظر استخراج شده است. داده‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و همچنین تولید ناخالص داخلی استان‌ها از بانک داده‌های اقتصادی و مالی وزارت امور اقتصاد و دارایی اخذ شده است. داده‌های کل مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها و اطلاعات مربوط به مخارج مصرفی و عمرانی دولت به ترتیب از قسمت آمارهای بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران جمع‌آوری و استفاده‌شده است. استان‌های در نظر گرفته‌شده در این مطالعه شامل استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان، خوزستان، زنجان، سمنان،

سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهکیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد می‌باشد. به دلیل نبود داده‌ها و اطلاعات استان‌های خراسان به تفکیک (رضوی، جنوبی و شمالی) برای همه‌سال‌های دوره زمانی تحقیق، این سه استان در هم ادغام‌شده‌اند؛ همچنین استان البرز با استان تهران ادغام‌شده است.

۴- نتایج تحقیق

از آنجایی‌که داده‌هاي موردبررسی در این مطالعه شامل ۱۰ سال (۱۳۸۹-۱۳۹۸) می‌باشد، قبل از تخمین مدل لازم است تا آزمون پایایی متغیرها انجام شود. برای انجام آزمون پایایی در داده‌های ترکیبی دو گروه از آزمون‌ها وجود دارد. گروه اول از آزمون‌ها موسوم به آزمون‌های ریشه واحد نسل اول است که فرض اساسی این آزمون‌ها بر عدم وابستگی بین مقاطع می‌باشد. گروه دوم از آزمون‌ها موسوم به آزمون‌های نسل دوم هستند که در صورت وابستگی بین مقاطع مختلف بایستی از آن‌ها استفاده کرد. از آزمون‌های نسل دوم، آزمون پسران (۲۰۰٤) می‌باشد. درصورتی‌که استقلال مقاطع تأیید شود می‌توان از آزمون‌های نسل اول ریشه واحد برای بررسی پایا بودن داده‌های مدل استفاده کرد. در غیر این صورت بایستی از آزمون‌های نسل دوم ریشه واحد مانند ADF تعمیم‌یافته برای مقاطع (CADF) برای بررسی پایایی داده‌ها استفاده کرد (Pesaran, 2004).

بر اساس مطالب بالا، نخستین مرحله در اقتصادسنجی داده‌هاي پانلی تشخیص استقلال مقطعی داده‌هاست. در این مطالعه از آزمون CD پسران استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر استقلال مقطعی بین مقاطع مختلف می‌باشد.

جدول ۱ نتیجه آزمون وابستگی مقاطع را نشان می‌دهد. بر اساس اطلاعات جدول فرضیه صفر آزمون رد شده و وابستگی مقاطع مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول ۱. آزمون وابستگی مقطعی پسران
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 1. pesaran cross-section correlation test
Source: Research results

آماره	سطح احتمال	نتیجه
۸/۲۹	۰/۰۰۰	وابستگی مقاطع

جدول ۲ نتایج آزمون ریشه واحد را نشان می‌دهد. بر اساس اطلاعات جدول همه متغیرهای مورداستفاده در مدل، پایا هستند؛ بنابراین بدون نگرانی از وجود رگرسیون کاذب، می‌توان آزمون‌های بعدی و تخمین مدل را انجام داد.

جدول ۲. آزمون ریشه CADF برای متغیرهای تحقیق
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 2. CADF unit root test for research variables
Source: Research results

متغیر	نماد	آماره	سطح احتمال	نتیجه
لگاریتم تولید ناخالص حقیقی منطقه	LGDP	-۲/۸۶	۰/۰۰۰	پایا
لگاریتم مخارج مصرفی دولتی حقیقی منطقه	LCG	-۲/۲۰	۰/۰۱	پایا
لگاریتم مخارج عمرانی دولتی حقیقی منطقه	LKG	-۲/۸۲	۰/۰۰	پایا
لگاریتم جمعیت شاغل منطقه	LL	-۲/۶۶	۰/۰۰۰	پایا
لگاریتم تسهیلات اعطایی حقیقی منطقه	LCR	-۲/۱۶	۰/۰۴	پایا
لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	LFDI	-۲/۳۴	۰/۰۰۰	پایا

پس از بررسی پایایی متغیرهای بایستی بررسی وابستگی فضایی استان‌های مختلف نسبت به یکدیگر آزمون شود. در این مطالعه از آزمون‌های موران، برای بررسی وابستگی فضایی استفاده می‌شود. **جدول ۳** مقدار آماره مذکور و سطح احتمال آن را نشان می‌دهد. بر

اساس اطلاعات جدول، بر اساس مقدار آماره و سطح احتمال می‌توان گفت وابستگی فضایی بین داده‌های تحقیق وجود دارد. به‌عبارت‌دیگر، فرض صفر مبنی بر عدم وابستگی فضایی استان‌های مختلف رد می‌شود و برای تخمین مدل بایستی از مدل‌های فضایی استفاده نمود.

جدول ۳. آزمون وجود اثرات فضایی
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 3. Test for the presence of spatial effects
Source: Research results

آزمون	آماره	سطح احتمال
آزمون موران	۰٫۸۷	۰٫۰۰۰

در مرحله بعد برای تشخیص اینکه از بین مدل SDM یا SEM یا SAR کدام یک بهتر می‌تواند داده‌ها را توصیف کند، آزمون والد ساده و والد چندگانه بایستی انجام شود. نتایج آزمون در **جدول ٤** نشان داده‌شده است. بر اساس نتایج **جدول ٤** فرض صفر آزمون‌ها رد می‌شود. بنابراین مدل مناسب، مدل دوربین فضایی (SDM) می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر هر دو فرضیه $H_0 : \theta = 0$ و $H_0 : \theta + \delta\beta = 0$ در سطح ۱٪ رد می‌شود. بنابراین، هر دو آزمون نشان می‌دهد که مدل SDM داده‌های تحقیق را بهتر توضیح می‌دهد.

جدول ٤. آزمون نوع اثرات فضایی
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 4. Spatial effects type test
Source: Research results

آزمون	آماره	سطح احتمال
آزمون والد برای انتخاب بین دو مدل SDM و SAR	۱۱۱٦٫۲٤	۰٫۰۰۰
آزمون والد چندگانه برای انتخاب بین دو مدل SDM و SEM	۳۲۷٦٫٤٥	۰٫۰۰۰

همان‌طور که ذکر شد (**جدول ٤**)، مدل مناسب نهایی برای تخمین مدل تحقیق، مدل دوربین فضایی می‌باشد. پس از تشخیص مدل بهینه، در مرحله بعد بایستی نوع اثرات در داده‌های پانل (اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) مشخص شود. **جدول ۵** آزمون هاسمن فضایی برای تشخیص بین مدل SDM با اثرات ثابت و SDM با اثرات تصادفی را نشان می‌دهد.

جدول ۵. نتایج آزمون هاسمن فضایی
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 5. Results of spatial Hausman test
Source: Research results

آزمون	آماره	سطح احتمال
آزمون هاسمن فضایی	۳۷/۹۷	۰/۰۰۰۱

مقدار آماره آزمون هاسمن فضایی و سطح احتمال مربوطه نشان می‌دهد که مدل اثرات تصادفی باید رد شود و مدل با اثرات ثابت تخمین زده شود. بنابراین درنهایت، بایستی یک مدل دوربین فضایی با اثرات ثابت تخمین زده شود. نتایج تخمین مدل SDM با اثرات ثابت در **جدول** ٦ نشان داده‌شده است.

جدول ۶. نتایج تخمین مدل SDM
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 6. SDM model estimation results
Source: Research results

اثرات	متغیرها	ضریب	آماره Z	پروب
اثرات مستقیم (X)	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (LFDI)	۰/۰۲۷	۳/۶۳	۰/۰۰
	تولید ناخالص داخلی (LGDP)	۰/۰۵۳	۲/۷۹	۰/۰۰۵
	اعتبارات اعطایی بانک‌ها (LCR)	۰/۴۸	۲۱/۲۷	۰/۰۰۰
	مخارج مصرفی دولتی (LCG)	۰/۰۴۸	۱/۳۸	۰/۱۶

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

	مخارج عمرانی دولت (LKG)	۰/۰۶۳	۳/۳۵	۰/۰۰۱
اثرات غیرمستقیم (فضایی) (W×X)	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (W×LFDI)	۰/۰۵	۳/۷۲	۰/۰۰۰
	تولید ناخالص داخلی (W×LGDP)	۰/۱۸	۳/۲۸	۰/۰۰۱
	اعتبارات اعطایی بانک‌ها (W×LCR)	-۰/۲۲	-۳/۸۷	۰/۰۰۰
	مخارج مصرفی دولتی (LCG)	-۰/۳۱	-۴/۰۸	۰/۰۰۰
	مخارج عمرانی دولت (LKG)	-۰/۰۸۳	-۳/۰۰	۰/۰۰۳
	R^2=۰/۸۹			

ضریب اثر مستقیم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال ۰٫۰۲۷ برآورد شده است و با سطح احتمال کمتر از ۰٫۰۵ نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال استان‌های کشور اثر مثبت و معناداری داشته است به این صورت که یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی منجر به افزایش ۰٫۰۲۷ درصدی اشتغال در استان‌های کشور می‌شود. همچنین اثر غیرمستقیم یا فضایی این متغیر نیز مثبت و معنادار بوده است و بر این اساس اگر یک درصد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در یک استان افزایش پیدا کند در این صورت اشتغال استان‌های مجاور به‌اندازه ضریب آن یعنی ۰٫۰۵ درصد افزایش خواهد یافت. تولید ناخالص داخلی اثر مستقیم و معناداری بر اشتغال استان‌های کشور دارد همچنین اثر غیرمستقیم آن نیز بر اشتغال استان‌های کشور مثبت و معنادار است بنابراین می‌توان گفت که یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی یک استان منجر به افزایش ۰٫۱۸ درصدی اشتغال در استان‌های مجاور می‌شود.

ضریب اثر مستقیم مربوط به متغیر اعتبارات اعطایی بانک‌ها ۰٫۴۸ محاسبه‌شده است و با توجه به سطح احتمال آن که کمتر از ۰٫۰۵ می‌باشد، بنابراین اثر مثبت و معناداری بر اشتغال استان‌ها دارد؛ به‌عبارت‌دیگر با هر یک درصد افزایش در اعتبارات اعطایی بانک‌ها، اشتغال استان‌های کشور ۰٫۴۸ درصد افزایش می‌یابد. اثرات فضایی یا غیرمستقیم این متغیر بر اشتغال منفی و معنادار است به‌این‌ترتیب یک درصد افزایش در اعتبارات اعطایی بانک‌ها در یک استان باعث کاهش ۰٫۲۲ درصدی اشتغال دراستان‌های هم‌جوار می‌شود.

مخارج مصرفی دولت اثر مستقیم معناداری بر اشتغال نداشته است ولی اثر غیر مستقیم آن بر اشتغال استان های مجاور منفی و معنادار محاسبه شده است. مخارج عمرانی دولت اثر مستقیم مثبت و معناداری بر اشتغال استان‌های کشور داشته است ازاین‌رو با افزایش یک‌درصدی مخارج عمرانی دولت، اشتغال استان‌های کشور به‌اندازه ضریب آن یعنی ۰٫۰۶۳ درصد افزایش پیدا می‌کند. از طرفی دیگر اثرات غیرمستقیم (فضایی) متغیر مخارج عمرانی دولت بر اشتغال استان‌های کشور منفی و معنادار برآورد شده است و بیانگر این است که اگر یک درصد مخارج عمرانی دولت در یک استان افزایش یابد، در این صورت اشتغال استان‌های مجاور به‌اندازه ۰٫۰۸۳ درصد کاهش خواهد یافت.

۵- جمع‌بندی و پیشنهادها

در این پژوهش اثرات مستقیم و فضایی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال در مناطق مختلف ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۸- ۱۳۸۹ بررسی گردید. مدل موردنظر پس از انجام آزمون‌های لازم با مدل اقتصادسنجی تابلویی فضایی برآورد گردیده است. نتایج تخمین مدل دوربین فضایی (SDM) با اثرات ثابت نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثری مثبت و مستقیم بر اشتغال استان‌های کشور دارد. همچنین اثرات غیرمستقیم آن نیز بر اشتغال استان‌های کشور (مناطق مجاور) مثبت و معنادار است. بر این اساس با هدایت این سرمایه‌گذاری‌ها به سمت فعالیت‌های مولد و ارزش‌آفرین اقتصاد می‌توان گامی مؤثر در جهت استفاده درست و بهینه از این حجم سرمایه‌گذاری‌ها برداشت. البته بایستی شرایط کلی کشور از نظر امنیت و ثبات اقتصادی، رعایت حقوق مالکیت و دیگر عوامل اثرگذار به‌گونه‌ای باشد تا سرمایه‌گذار کشور را و به‌طور خاص، آن منطقه را جهت سرمایه‌گذاری انتخاب نماید. به همین دلیل سیاست‌گذاران ملی و منطقه‌ای بایستی سیاست‌های مناسبی برای تسهیل در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اتخاذ نمایند. متأسفانه پیچیدگی‌های قانونی و اداری متعددی برای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور وجود دارد. بنابراین پیشنهاد می‌شود تا مطالعه جامعی برای بررسی وضعیت بروکراسی اداری در کشور برای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی انجام‌شده و موانع جذب این سرمایه‌گذاری شناسایی‌شده و در جهت رفع این موانع اقدامات و سیاست‌گذاری‌های لازم صورت گیرد. بر اساس مثبت بودن اثرات سرریزی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در استان‌های مختلف نیز

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

می‌توان پیشنهاد کرد که در مطالعات منطقه‌ای، ارتباطات بین منطقه‌ای حتماً در نظر گرفته شود تا بتوان به نتایج مدل اعتماد کرد. زیرا در صورت وجود ارتباطات منطقه‌ای و حذف آن از مدل، نتایج مدل قابل‌اعتماد نخواهد بود. همچنین وجود ارتباطات منطقه‌ای در برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌گذاری توسط سیاست‌گذاران منطقه‌ای در نظر گرفته شود. یکی از راهکارهای افزایش اثرات سرریزی این است که در صورت جذب سرمایه‌گذاری در یکی منطقه می‌توانند در صنایع پیشین و پسین مرتبط با فعالیت خاص ایجادشده در منطقه در اثر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سرمایه‌گذاری کرده و موجب رونق بیشتر اقتصادی و به دنبال آن توسعه اشتغال در مناطق مجاور شود.

با توجه به اینکه اثرات مستقیم اعتبارات اعطایی بانک‌ها بر اشتغال استان‌های کشور مثبت و معنادار است. به همین دلیل پیشنهاد می‌شود بانک‌ها با افزایش منابع مالی خود اعتبارات بیشتری را اعطا کنند؛ البته نظارت دقیق بر آن، هدایت به سمت فعالیت‌های مولد و تسهیل شرایط اعطای تسهیلات می‌تواند در این امر مهم بسیار مفید واقع شود. ازآنجایی‌که اثرات غیرمستقیم و سرریزی تسهیلات اعطایی بانک‌ها منفی و معنادار است و اثرات مستقیم ان مثبت است، پیشنهاد می‌شود تا این تسهیلات بیشتر در مناطق دارای اشتغال کمتر مورداستفاده قرار گیرد. بر این اساس می‌توان گفت اگر هدف سیاست‌گذاران ملی کاهش نابرابری اشتغال در مناطق مختلف باشد، مناطق دارای ضریب اشغال پایین شناسایی‌شده و تسهیلات به سمت مناطق با اشتغال پایین برنامه‌ریزی و هدایت شود.

اثر مستقیم و همچنین اثر فضایی متغیر تولید ناخالص داخلی بر اشتغال استان‌های کشور مثبت و معنادار محاسبه گردیده است. از طرفی متغیر مخارج عمرانی دولت نیز بر اشتغال استان‌های کشور اثر مستقیم مثبت و معناداری داشته است؛ بر این اساس می‌توان پیشنهاد داد که مخارج عمرانی دولت در استان‌های مختلف افزایش پیدا کند و این افزایش مخارج در صنایع و بخش‌هایی در استان‌ها انجام شود که دارای پیوندهای پسین و پیشین بیشتری با بخش‌های درون منطقه داشته باشد تا منطقه از اثرات مثبت بیشتری در اثر مخارج عمرانی دولت برخوردار شود. اثر غیر مستقیم مخارج عمرانی دولت بر اشتغال استان های مجاور منفی و معنادار بوده است.

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.

References

Amini Milani, M., Alipour, M., & Mahmoudzadeh, A. (2021). Evaluation of employment policies in Iran. *Quarterly Journal of Economic Studies and Policies*, *7*(1), 79-106. http://economic.mofidu.ac.ir/article_246277_8f275834d017404f03fc03a28817f5b9.pdf [In Persian]

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.

Craigwell, R. (2006). *Foreign direct investment and employment in the English and Dutch-speaking Caribbean*. ILO Subregional Office for the Caribbean.

De Mello, L. R. (1997). Foreign direct investment in developing countries and growth: A selective survey. *The Journal of Development Studies*, *34*(1), 1-34. https://doi.org/10.1080/00220389708422501

Elhurst, J. P. (2010). Spatial panel data models. In M. M. Fisher & A. Getis (Eds.), *Handbook of applied spatial analysis*. Elsevier Science Publishers B.V.

Elhurst, J. P. (2014). Spatial panel data models. In *Spatial econometrics*. Springer.

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]

Farzam, V., Taleghani, F., & Khel Kurdi, R. (2016). The effect of the monetary jump of the exchange rate on the employment of the agricultural, industrial and service sectors in Iran. *Iranian Economic Research*, *21*(67), 83-112. https://doi.org/10.22054/IJER.2016.7237 [In Persian]

Habib, M. D., & Sarwar, S. (2013). Impact of foreign direct investment on employment level in Pakistan: A time series analysis. *Journal of Law, Policy and Globalization*, *10*, 28-42.

Hassanzadeh, A. (2005). The impact of foreign direct investment spillover effect (productivity gap) 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 (FDI) motivation and domestic employment by multinational enterprises (MNEs). *Journal of International Management*, *25*(2), 100657.

Hosseinzadeh, R., DadersMoghadam, A., & Gharanjik, M. (2021). The effect of structural changes on regional economic growth: The spatial panel approach. *Quarterly of Quantitative Economics*, *1*(18), 51-62. https://doi.org/10.22055/JQE.2020.31664.2175 [In Persian]

Hymer, S. H. (1976). *The international operations of national firms: A study of direct foreign investment*. MIT Press.

Jafari, A., Hassanvand, D., & Rezaei, S. (2025). The effect of the degree of neighborhood of Iran's trading partners on the volume of Iran's trade: A spatial panel econometric method. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 22(3), https://doi.org/10.22055/jqe.2023.42097.2518 [In Persian]

Jude, C., & Silaghi, M. I. P. (2016). Employment effects of foreign direct investment: New evidence from Central and Eastern European countries. *International Economics*, *145*, 32-49.

Kamijani, A., & Ghavidel, S. (2006). The spillover effect of foreign direct investment on skilled and unskilled employment in Iran's service sector. *Journal of Economic Research*, *76*, 29-50. [In Persian]

Kefayat, M., Ebrahimi, M., Zare, H., & Aminifard, A. (2024). The effect of terrorism on economic growth in selected Middle Eastern countries: A panel spatial econometric approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *20*(4), 146-179. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.36790.2352 [In Persian]

Lee, H., Hong, E., & Makino, S. (2020). The effect of non-conventional outbound foreign direct investment (FDI) on the domestic employment of multinational enterprises (MNEs). *International Business Review*, *29*(3), 110671.

Lesage, J. (2009). *Space economics theory and techniques in software* (S. A. Jalaei et al., Trans.). Noor Elm Publications. (Original work published 1999) [In Persian]

Liao, H., Yang, L., Dai, S., & Van Assche, A. (2021). Outward FDI, industrial structure upgrading and domestic employment: Empirical evidence from the Chinese economy and the belt and road initiative. *Journal of Asian Economics*, *74*, 101303.

Mahdavi, A., & Aziz Mohammad Lou, H. (2004). Foreign direct investment and employment in developing countries. *Knowledge and Development*, *15*, 69-84. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?ID=12913 [In Persian]

Mayom, D. A. (2015). *The impact of foreign direct investment on labor market measures: Evidence from Sub-Saharan Africa*. [Unpublished manuscript].

Mirza, H. (1998). Transitional corporations as agents for the transition of business culture to host countries. In P. Cook, C. Kirkpatrick, & F. Nixson (Eds.), *Privatization, enterprise development and economic reform: Experiences of developing and transitional economies* (pp. 33–62). Edward Elgar.

Motmani, M., & Zaruki, S. (2012). Analyzing the causality of foreign direct investment and economic growth with an emphasis on heterogeneity of behavior in panel data. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *9*(4), 45-65. https://doi.org/10.22055/jqe.2012.12299 [In Persian]

Nasabian, S. (2006). The role of foreign direct investment on Iran's employment. *Economic Journal*, *6*(3), 97-122. [In Persian]

Noori, F., & Delangizan, S. (2022). Foreign direct investment employment effect analysis: A systematic study. *Macroeconomics Research Letter*. https://doi.org/10.22080/iejm.2022.23793.1923 [In Persian]

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* (Cambridge Working Papers in Economics No. 0435). University of Cambridge, Faculty of Economics.

Pourmand Bakhshaish, T., Vajdani, M., & Sadeghi Shadani, M. (2020). Spatial study of the effect of exports and foreign direct investment on employment (selected countries in the MENA region). *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 and effects of private and public investment on employment in the provinces of Iran: With the approach of generalized moments. *Macroeconomics Research Journal*, *12*(24), 121-148. https://doi.org/10.22080/IEJM.2018.1940 [In Persian]

Wang, C., Zhang, X., Ghadimi, P., Liu, Q., Lim, M. K., & Stanley, H. E. (2019). The impact of regional financial development on economic growth in Beijing–Tianjin–Hebei region: A spatial econometric analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *521*(3), 635-648.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) پاییز ۱۴۰۴ ۲۲(۳)۸۳-۵۴



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله: www.jqe.scu.ac.ir

شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷

شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

تأثیر درجه همسایگی شرکاء تجاری ایران بر حجم تجارت ایران: روش اقتصاد سنجی تابلویی فضایی

عباس جعفری*، داریوش حسنوند**، شایسته رضایی***

*دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، حسابداری، مدیریت، واحد الیگودرز، دانشگاه آزاد اسلامی، الیگودرز، ایران.

**استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد و حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران (نویسنده مسئول).

***استادیار ریاضی، گروه ریاضی، واحد الیگودرز، دانشگاه آزاد اسلامی، الیگودرز، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۱ مهر ۱۴۰۱

تاریخ بازنگری: ۱۰ دی ۱۴۰۱

تاریخ پذیرش: ۱۶ بهمن ۱۴۰۱

طبقه‌بندیJEL: F14، F15 و C21.

واژگان کلیدی:

همسایگی، شرکاء تجاری، اقتصاد سنجی فضایی، ایران

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:

ایمیل: Hassanvand.d@lu.ac.ir

0000-0003-4942-9329

آدرس پستی: استان ارستان، الیگودرز، دانشگاه آزاد اسلامی،

کد پستی: ....

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه‌ی دکتری آقای عباس جعفری در رشته اقتصاد به راهنمایی دکتر داریوش حسنوند در دانشگاه آزاد اسلامی واحد الیگودرز است.

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

تضاد منافع: نویسنده 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.

چکیده

هدف اصلی در این تحقیق پاسخ به این پرسش اساسی است که آیا تنش بین کشورهای شریک تجاری ایران به نفع تجارت ایران تمام می شود یا همسایگی بیشتر این کشورها می تواند به تجارت ایران کمک کند؟ برای این منظور با استفاده از ماتریس فضایی تجارت دوجانبه که بیانگر نزدیکی و همسایگی سیاسی و اقتصادی کشورها هستند، ماتریس همسایگی را ایجاد کرده و با استفاده از روش اقتصاد سنجی تابلویی فضایی در دوره ی ۲۰۱۶-۲۰۲۰ برای کشورهای شریک تجاری ایران بررسی شده است. **بر اساس نتایج به دست آمده در این تحقیق اثرات فضایی برای متغیر وابسته، متغیرمستقل و متغیر خطا مورد تایید قرار گرفته است و مدل مورد تایید نهایی *GNSM* تعیین شده است. بر اساس این نتایج ضریب تاخیر فضایی مربوط به متغیر وابسته ۰/۵۷ تخمین زده شده است که به این معنی است که اگر طرف های تجاری ایران یک درصد بیشتر به همدیگر نزدیک شوند و همسایگی آن ها با همدیگر تقویت شود، حجم تجارت ایران ۰/۵۷ درصد افزایش خواهد داشت. بررسی سایر نتایج نشان می دهد که در صورت افزایش حجم تجارت در بین گروه های شریک تجاری ایران از سهم ایران در بازار کاسته می شود. همچنین بهبود رشد اقتصادی کشورهای شریک تجاری در کل اثر مثبتی بر تجارت کشور ایران دارد. افزایش سرمایه گذاری مستقیم خارجی اثرات سرریز و مستقیم مثبتی بر تجارت ایران با شرکاء تجاری را نشان داده است. همچنین تعرفه بر تجارت اثر منفی نشان داده است و اثر آزادی تجارت مثبت بوده است.**

ارجاع به مقاله:

جعفری، عباس.، *حسنوند، داریوش. و رضایی، شایسته*. (۱۴۰۲). تأثیر درجه همسایگی شرکاء تجاری ایران بر حجم تجارت ایران: روش اقتصاد سنجی تابلویی فضایی. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۲۲ (۳)، ۶۷-۹۱.

10.22055/jqe.2023.42097.2518

© 2025 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

موضوع مهمی که در دهه اخیر در ادبیات جدید تجارت مطرح شده است، مقوله تجارت و نقش مناطق جغرافیایی بر آن است. بی شک مجاورت جغرافیایی مناطق یکی از دلایل اصلی کاهش هزینه هاست و در این مورد یکی از دلایل اصلی تجارت تلقی می شود. اهمیت جغرافیا در تجارت تا این حد است که کروگمن به نقش «تاریخ و حادثه[۱]» در تعیین موقعیت یک صنعت در نقشه جهان اهمیت زیادی می دهد (P. Krugman, 1998).

بر اساس آمار و اطلاعات در سال ۱۴۰۰، نشان می دهد پنج مقصد مهم صادرات کالاهای ایرانی به ترتیب چین با ۱۹ میلیون و ۳۰۰ هزار تن به ارزش ۹ میلیارد و یکصد میلیون دلار، عراق با ۲۱ میلیون و ۶۰۰ هزارتن به ارزش ۶ میلیارد و یکصد میلیون دلار، ترکیه با ۱۱ میلیون و ۳۰۰ هزار تن به ارزش ۳ میلیارد و ۸۰۰ میلیون دلار، امارات متحده عربی با ۷ میلیون و ۳۰۰ هزار تن به ارزش ۲ میلیارد و ۹۰۰ میلیون دلار و افغانستان با ۳ میلیون تن کالا به ارزش یک میلیارد و ۲۷۰ میلیون دلار بودند. همچنین پنج کشور طرف معامله واردات با ایران به ترتیب از امارات متحده عربی با هشت میلیون تن کالا به ارزش ۱۰ میلیارد و یکصد میلیون دلار، چین با ۲ میلیون و ۲۰۰ هزار تن به ارزش هفت میلیارد و ۲۰۰ میلیون دلار، ترکیه با ۲ میلیون و ۷۰۰ هزار تن به ارزش سه میلیارد و ۲۰۰ میلیون دلار، آلمان با ۵۴۹ هزار تن به ارزش یک میلیارد و ۲۰۰ میلیون دلار و سوئیس با یک میلیون و ۳۰۰ هزار تن به ارزش یک میلیارد و یکصد میلیون دلار است.

با این حال مسئله ی همسایگی در حال حاضر از همسایگی صرفاً جغرافیایی فراتر رفته است؛ به طوریکه در تجارت بین الملل روابط تجاری و سیاسی اهمیت بالاتری از همسایگی جغرافیایی پیدا کرده است. به عنوان نمونه تجارت چین با امریکا و یا تجارت ایران با ونزوئلا یا برزیل روابطی صرفاً جغرافیایی نیست. این اهمیت زمانی که کشور در حال تحریم باشد بسیار پر رنگ تر می شود. با این حال جنبه ی مهم دیگری که در مقوله ی همسایگی وجود دارد، نقش نزدیکی یا دوری بین کشورها و اثر آن بر کشوری ثالث مانند

---

[۱] این اصطلاح «history and accident» متعلق به اقتصاددانان ملقب به QWERTY است که برگرفته از تصادف حروف ذکرشده در صفحه‌کلیدهای رایانه‌ای دارد.

ایران است. این مسئله از آن جا اهمیت دارد که اثرات سرریز همانند یک آبشار همه ی کشورهای درگیر را در برخواهد گرفت. در این صورت این پرسش مطرح می‌شود که آیا همسایگی کشورها بر تجارت نقش بسزایی دارد؟ آیا نزدیکی کشورهای طرف تجاری ایران با همدیگر بر حجم تجارت ایران تأثیر دارد؟ ایا تنش بین آن ها می تواند از حجم تجارت ایران کم کند؟ چه عوامل مهمی می تواند این اثرگذاری را کاهش یا افزایش دهد؟

بنابراین، اگرچه تحقیقاتی در مورد نقش مناطق جغرافیایی بر تجارت انجام شده است، اما استفاده از روش‌های جدید از جمله روش مورد استفاده در این تحقیق، یعنی روش اقتصادسنجی فضایی تابلویی[۲]، راه‌حل جدیدی در بررسی تأثیرات مناطق بر تجارت تلقی می‌شود. بنابراین بررسی تجارت و همسایگی سیاسی بر تجارت ایران مقوله بسیار مهمی است که ضرورت تحقیق را توجیه می کند. بر این اساس سؤالات اصلی تحقیق به شرح زیر است:

۱- آیا نزدیکی دولت های طرف تجاری ایران با همدیگر بر حجم تجارت ایران اثر گذار است؟

۲- میزان این اثرگذاری چگونه است؟

روش جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز به صورت بررسی کتابخانه‌ای و اینترنتی است که از طریق کتب، مقالات، آمار نامه‌ها، منابع آماری مختلف و اسناد و مدارک قابل دسترسی از طریق کتابخانه‌ها و نیز اطلاعات و داده های مورد نیاز در قالب فایل های الکترونیکی از پایگاه‌های اطلاعاتی و اینترنت نظیر سازمان ملل، اتاق بازرگانی بین المللی، آمارهای پایه ای کشورهای OECD، بانک جهانی و صندوق بین المللی پول جمع‌آوری می-شود. قلمرو مکانی تحقیق شامل کشورهای منتخب و موثر در تجارت ایران و در فاصله زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۶ تعریف می شود. روش تخمین بر اساس مدل های فضایی تابلویی بوده و با استفاده از برآوردگر ML انجام شده است. نرم افزار مورد استفاده نرم افزار متلب بوده و

[2] Spatial Panel Econometrics

برای تخمین از کدهای تصحیح یافته ی آلوارز و همکاران (۲۰۱۷) استفاده شده است (Álvarez, Barbero, & Zofío, 2017).

پس از مقدمه و در بخش دوم ابتدا مبانی نظری و سپس پیشینه تحقیق معرفی خواهد شد. در بخش سوم روش پژوهش، بیان مدل و معرفی متغیرها و داده‌ها ارائه خواهد شد. در بخش چهارم نیز تفسیر نتایج و یافته‌های مدل مورد بررسی قرار گرفته در بخش پنجم نیز جمع بندی و نتیجه‌گیری ارایه شده است.

۲- مبانی نظری

با ردگیری به گذشته تکامل آنچه که امروزه به عنوان تئوری استاندارد تجارت بین المللی، تشخیص داده شده، به سالهای بین ۱۷۷۶ و ۱۸۲۶ می رسد، که بترتیب با انتشار کتاب های «ثروت ملل» آدام اسمیت (۱۹۸۶) و «اصول اقتصاد» دیوید ریکاردو (۱۹۵۱)، است (Sen, 2010). چند سال بعد، آلفرد مارشال، نقش تقاضا در شرایط ساختار «منحنی پیشنهاد»، که به گفته وی، تئوری تجارت ریکاردین را با تعیین «شرایط تجارت» تکمیل کرد، پیشرفت داده شد. پس از آن عمل متعادل کننده بین نیروهای تامین و تقاضا توسط مکتب اتریشی با مفهوم هزینه فرصت، که براساس مطلوبیت مصرف قبلاً گفته شده تعریف می شود، تعریف شد. این امر مبنایی برای نسخه هکشر-اوهلین، فراهم کرد. با این حال، Heckscher-Ohlin (و بعداً ساموئل سون)، نقش غالب تقاضا را بر قیمت بازار را حذف کرد و منابع طبیعی کشورها را به عنوان عوامل تعیین کننده تجارت متقابل در مرکز صحنه قرار داد (Sen, 2010).

در حرکت عظیم از تئوری های تجارت آزاد قدیم، تلاش هایی در ادبیات تئوری تجارت جدید (NTT) با معرفی صرفه جویی مقیاس صورت گرفته است. این تغییر فرضیات پایه نهفته در مدل را منفی و بلااثر می کند و بدین ترتیب، نتیجه های متفاوتی از نظر قدرت تخمینی آن برای الگوهای تجارت و نتایج فرعی آن مرتبط به برابر سازی قیمت عاملی، حمایت و دستمزدهای واقعی (قضیه استولپر-ساموئلسون) و اثر تغییرات در نسبت های منابع عاملی (قضیه ریبزینسکی)، بدست آمدند.

با توجه به تئوری های جدید تجارت بین الملل که بر استفاده از صرفه جویی در مقیاس تاکید دارند، حتی اگر دو کشور مزیت نسبی یکسانی داشته باشند، بهتر است هر دو در تولید یک محصول تخصص داشته باشند؛ زیرا تخصص هر کشور این امکان را می دهد تا با استفاده بهتر از فرصت صرفه جویی در مقیاس تولید، کاهش هزینه تولید کالا و در نتیجه گسترش قلمرو تجارت سودآور بین کالایی را به دست آورد. همین منطق باعث شده است که استفاده بیشتر از صرفه های مقیاس در تجارت درون صنعتی گسترش یابد، زیرا تخصص هر کشور در یک محصول خاص یا بخشی از یک محصول منجر به بهره برداری بیشتر از صرفه های مقیاس می شود (Sen, 2010). بنابراین رقابت پذیری قیمت کالا در این دیدگاه مستلزم استفاده از پس انداز بالقوه است و این خود مستلزم تخصصی شدن صادرات کالا یا اجزای کالا است (Elhanan Helpman, 1981). بر این اساس، تجارت بر اساس اقتصادهای مقیاس خارجی در سطح بین‌المللی می‌تواند برای کشورهایی که پتانسیل بهره‌برداری از اقتصادهای مقیاس را دارند، مفید یا مضر باشد. موارد فوق حتی برای کشورهایی با منابع طبیعی و قیمت های پیش از تجارت که حتی مشابه هستند نیز به دست می آید (Elhana Helpman, 1984).

از اواخر دهه ۱۹۷۰، نظریه های جدیدی توسط کروگمن (P. Krugman, 1980; P. R. Krugman, 1979)، لانکستر (Lancaster, 1980) و هلپمن (Elhanan Helpman, 1981) ارایه گردید؛ که هدف آن تبیین پدیده تجارت درون صنعتی در کشورهای پیشرفته صنعتی بود. بر اساس این نظریه ها، پدیده تجارت درون صنعتی در نتیجه تمایز محصول در بازارهای رقابت ناقص (رقابت انحصاری)، وجود صرفه جویی در مقیاس رخ می دهد. بر اساس این تئوری ها، تجارت محصولات با همان نام یا متمایز ه بیشتر در میان کشورهای توسعه یافته با نسبت های عامل مشابه صورت می گیرد. اما تئوری‌های تجاری نئوکلاسیک، از مدل‌های ریکاردی تا مدل هکشر-اوهلین، بر تفاوت‌های بین مناطق (عمدتاً «کشورها»، زیرا عمدتاً مبتنی بر تجارت بین‌المللی هستند) تأکید می‌کنند. بنابراین نمی توانند تجارت درون صنعتی را پیش بینی یا توضیح دهند، زیرا در چنین مدل هایی دلیلی برای تجارت محصولات مشابه کشورها وجود ندارد.

مثل صرفه جویی مقیاس، متمایز سازی محصول خواص اصلی مدل تجارت HOS را مختل می سازد. هنگامی که تقاضا در هر دو کشور برای گونه های خاص تولید شده توسط

یک صنعت بوجود آید، این فرآیند فضا برای تجارت بین بخشی (یا بین صنعتی) بین ملت ها را ایجاد می کند. چنین تجارت درون صنعتی در هر دو جهت نیز هنگامی ممکن می شود که بازارها بخش بندی شوند و شرکت از از تبعیض یا دامپینگ قیمت و غیره برای حداکثر سازی درآمد با بهره گیری از انعطاف پذیری های تقاضای مختلف که برای کالای یک یکسان در دو کشور حاکمل است، استفاده کنند.

با این حال، بیشتر تحقیقات مرتبط با تجارت گذشته، توجه کمی به ابعاد فضایی تجارت، که در بخش بالا به اختصار توضیح داده شد، داشته اند. فرانکل (۱۹۸۸) بیان می‌کند که نظریه‌پردازان تجارت (بین‌المللی) بعد جغرافیایی تجارت را نادیده گرفته‌اند، به‌گونه‌ای که کشورها را موجوداتی بی‌جسم می‌دانند که موقعیت فیزیکی در فضای جغرافیایی ندارند (Frankel, 2007). توجه بیشتر به ابعاد جغرافیایی تجارت بر اساس عواملی بود که بر میزان و نوع کالاهای حمل شده بین مناطق متمرکز بود.

مطالعات مربوط به جریان های تجاری در زمینه جغرافیای حمل و نقل و علوم منطقه ای را می توان در سه موضوع اصلی طبقه بندی کرد. طبقه اول بر تجزیه و تحلیل داده های فضایی اکتشافی جریان ها تأکید دارد. این زمینه با چندین روش کمی برای ارتباط الگوهای جغرافیایی یا مکانی با شاخص‌های مبتنی بر روش‌های ریاضی یا آماری با هدف به تصویر کشیدن پدیده‌های آشکار در حوزه جغرافیا به روش‌های مؤثرتر مرتبط است. دسته دوم سعی کرده اند دلایل و عوامل تعیین کننده الگوی مشاهده شده یا ساختار فضایی جریان های تجاری را آشکار و جدا کنند. روش دوم سعی می کند نشان دهد که چه نوع نیروهایی الگوها یا ساختار مشاهده شده در فضا را تعیین می کنند. با این حال، فیلد دوم را می توان بر اساس نتایج استخراج شده از فیلد اول ایجاد کرد. طبقه بندی نهایی، شناسایی جریان های تجاری است. این حوزه سوم بسیار وابسته به برخی یافته ها و نگرش های حوزه دوم است. برآورد قابل اعتماد برای جریان های تجاری می تواند از طریق توسعه مدل های تعامل فضایی امکان پذیر شود. علاوه بر همه اینها، تحلیل داده های فضایی اکتشافی بر اساس جریان های تجاری که به عنوان اولین موضوع در زمینه مطالعه تجارت بین منطقه ای طبقه بندی می شود، می تواند به عنوان سنگ بنای درک ساختار اقتصادی منطقه ای در نظر گرفته شود (Lee, 2010; Polenske & Hewings, 2004).

تحقیقات اولیه در مورد نقش جغرافیا و مناطق جغرافیایی و نقش آن در تجارت موضوع جدیدی را در تجارت باز کرد. تجارت "عمودی درون صنعتی" زمانی اتفاق می افتد که شرکت ها صرفه جویی در مقیاس را در مکان های مختلف تولید می کنند و محصولات میانی را در مراحل مختلف زنجیره تولید به مناطق مختلف قبل از تحویل به مصرف کنندگان نهایی حمل می کنند (Hummels, Rapoport, & Yi, 1998). مفهوم اصلی و مشترک ارائه شده برای همه توجیهات این است که فرآیند تولید که به طور سنتی در یک شرکت یا در یک منطقه ادغام می شود، به صورت عمودی به بخش های جداگانه ای تقسیم می شود که می تواند در چندین مکان مختلف در یک کشور یا در کشورهای مختلف انجام شود؛ که دارای شدت عامل خاصی هستند، واقع شده اند. در این چارچوب، مناطقی که در سطح خاصی از فرآیند تولید تخصص دارند، با افزایش تولید، تجارت درون صنعتی «عمودی» را افزایش می‌دهند. در این تعریف از تخصص عمودی، یک محصول باید در چند مرحله متوالی تولید شود و حداقل یک بار از یک مرز منطقه ای عبور کند. به عنوان مثال، در ساده ترین شکل، یک کشور می تواند کالای واسطه ای را به کشور دیگری که تولید کالا را تکمیل می کند صادر کند و سپس محصول نهایی را مجدداً به کشور اول صادر کند. بنابراین، نوع دیگری از تجارت درون صنعتی، تجارت درون صنعتی به اصطلاح «عمودی» است که عمدتاً بر تجارت کالاهای واسطه ای تحت یکپارچگی عمودی تولید تأکید دارد. جنبه های مختلف تقسیم تولید و تجارت در یک صنعت عمودی به صورت نظری و تجربی ارزیابی شده است. بر اساس نتایج کلی این تحقیقات، عواملی مانند مجاورت جغرافیایی با کاهش هزینه های حمل و نقل، عوامل تولید نزدیک و اشتراکات فرهنگی، یکپارچگی تجاری و موانع تجاری با تأثیر بر هزینه های ارتباطی بر تجارت عمودی درون صنعتی مؤثر است (Balassa, 1986).

۳- مروری بر پیشینه مطالعات تحقیق

۳-۱- پیشینه مطالعات خارجی

یوسفی (۲۰۰۰) در تحقیق خود با موضوع تراز تجاری کشورهای کمتر توسعه یافته و نرخ مبادله دلار: برای ایران، ونزوئلا و عربستان سعودی به بررسی اثرات تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری سه کشور صادرکننده نفت ایران، ونزوئلا و عربستان سعودی پرداخته است. مدل واردات مورد استفاده در این مقاله حجم واردات را تابعی از ارزش واقعی و قیمت نسبی

(قیمت وارداتی به قیمت داخلی کالاهای جایگزین وارداتی) در نظر می گیرد. همچنین تقاضای صادراتی تابعی از ارزش واقعی شرکای تجاری و نسبت قیمت های صادراتی و قیمت کشور واردکننده در نظر گرفته می شود. علاوه بر این، با توجه به نرخ های مختلف ارز، قیمت های واقعی پرداختی و دریافتی برای کالاهای تجاری متفاوت خواهد بود. بنابراین لازم است متغیر نرخ ارز در تابع تقاضای صادرات لحاظ شود (Yousefi, 2000). از داده های فصلی استفاده شده و مدل به منظور اعمال تاثیر تغییرات نرخ ارز ملی به دلار بر قیمت کالاهای تجاری و سپس بررسی تغییرات قیمت بر میزان صادرات و واردات طراحی شده است. ضریب کشش قیمت‌های صادراتی نشان داد که قیمت ایران و ونزوئلا برای جبران کاهش ارزش پول خود نسبت به دلار افزایش یافته است و در نتیجه هر زمان که قیمت نفت افزایش پیدا کند،کشورها تقاضای خود را از ایران و ونزوئلا به عربستان سعودی منتقل می کنند. انتقال با توجه به استراتژی قیمت صادراتی این کشورها، نتایج نشان می دهد که ایران و ونزوئلا اساسا بالاترین قیمت صادرات را دارند. برآورد کشش‌های قیمتی بلندمدت صادرات و واردات نسبت به سطح قیمت‌های داخلی، وجود مکانیزم تعدیل خودکار قیمت را بین کشورهایی که با یکدیگر تجارت می‌کنند، تأیید می‌کند.

پرجان(۲۰۰۱)، در تحقیقی به بررسی تاثیر جریانات تجارت و اثرات فضایی با استفاده از مدل جاذبه پرداخته است. در این مقاله مدل جاذبه با اثرات فضایی مورد بازبینی قرار گرفته تا تحولات نظری اخیر ادبیات اقتصادی را در نظر بگیرد. این مدل نشان می دهد زمانی که اثراتا فضایی در نظر گرفته می شود، ضرایب به طور قابل توجهی تغییر می کند (Porojan, 2001).

زین و لیو (۲۰۰۸) با استفاده از روش ضریب واریانس منطقه ای[3]، تأثیر تمرکز جغرافیایی بر بی ثباتی صادرات کشاورزی چین را بررسی کردند. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که تمرکز صادرات چین به بازار ژاپن به طور قابل‌توجهی نوسانات صادرات محصولات کشاورزی چین را کاهش می‌دهد. در حالی که تمرکز صادرات به بازارهای هنگ کنگ، کره جنوبی، آمریکا و روسیه بی ثباتی صادرات محصولات کشاورزی چین را افزایش می دهد. صادرات چین به اتحادیه اروپا نیز از نوسانات صادرات محصولات کشاورزی می کاهد. زین

[3] Multiple region Variance

و لیو به این نتیجه رسیدند که تمرکز جغرافیایی بر بازارهای آسیایی دلیل اصلی بی ثباتی صادرات چین نیست. همچنین اثرات تمرکز جغرافیایی بر نوسانات صادراتی کالاهای مختلف کشاورزی را بررسی کردند که بر اساس آن مشخص شد که تنوع مقاصد صادراتی لزوماً نوسانات صادرات کشاورزی چین را کاهش نمی دهد (Xin & Liu, 2008).

پیبرن (۲۰۱۳)، به مدلسازی تاثیر فاصله و وابستگی فضایی در تجارت بین الملل پرداخته است. بر اساس نتایج این تحقیق مشخص شد که نقش وابستگی فضایی در جریان های تجارت بین المللی نسبی است. بر اساس نتایج این تحقیق، پیشنهاد می شود که در بررسی تجارت نقش اثرات فضایی در نظر گرفته شود (Piburn, 2013).

لی ونگ و همکاران (۲۰۲۰)، در تحقیق به بررسی تجارت خارجی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی و ارتقاء ساختار صنعتی منطقه ای در چین: بر اساس مدل اقتصادسنجی فضایی پرداخته اند. بر اساس نتایج تحقیق، صادرات، واردات، سرمایه گذاری خارجی و ساختار صنعتی دارای خصوصیت های ویژه ای در تجمع فضایی دارند. بر این اساس تجارت خارجی دارای اثرات فضایی و سرریز قابل توجهی است ولی اثرات سرریز سرمایه گذاری خارجی قابل توجه نیست (Liao & Wang, 2012).

۲-۳- پیشینه مطالعات داخلی

رستمی و احمدلو (۱۳۸۹)، به بررسی تأثیر نرخ ارز واقعی بر تجارت (صادرات و واردات) در ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۴۰ پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از پالایه‌ی هودریک-پرسکات، تکانه‌ها را به‌صورت تکانه‌های پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده و تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز تجزیه کرده و در مرحله بعد آن‌ها را بر روی صادرات و واردات برآورده نموده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تکانه‌های پیش‌بینی‌شده و تکانه‌های پیش‌بینی‌نشده نرخ ارز هر دو می‌توانند بر روی تجارت تأثیر بگذارند. به‌طوری‌که اندازه تأثیر این دو از هم متفاوت بوده و سیاست‌های اتخاذشده از طرف دولت (تکانه‌های پیش‌بینی‌شده نرخ ارز) بیشتر از تغییرات غیرقابل‌پیش‌بینی (تکانه‌های پیش‌بینی‌نشده نرخ ارز) در سیاست‌های ارزی بر روی تجارت اثرگذار هست. همچنین تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز (افزایش و کاهش نرخ ارز)، بر روی تجارت تأثیر می‌گذارد. اما اثرات این دو متفاوت از هم بوده به‌طوری‌که تکانه‌های

منفی نرخ ارز (کاهش نرخ ارز) بیشتر از تکانه‌های مثبت نرخ ارز (افزایش نرخ ارز) بر روی صادرات و برعکس آن بر واردات مؤثر است.

زرانژاد و منصوری (۱۳۹۴) اثرات متقابل فضایی بر نوسانات تجارت بین‌المللی را با رویکرد اقتصادسنجی فضایی ترکیبی و هموارسازی موجک بررسی کردند. بر اساس نتایج این تحقیق، اثرات مکانی به صورت معکوس تایید شد. بررسی و تفسیر آثار سرریز نشان داد که با افزایش ناگهانی نرخ رشد اقتصادی، قیمت‌ها و حجم تولید ناخالص داخلی و با کاهش ناگهانی درآمد سرانه، نرخ اسمی ارز، سهم واردات کالاهای خام و واسطه‌ای از کل واردات، سهم صادرات محصولات کشاورزی و غذایی کشورها به طور ناگهانی کاهش می یابد. این بررسی نشان می‌دهد که عدم توجه به اثرات فضایی مدل‌هایی که وابستگی فضایی دارند با خطا مواجه می‌شوند (Zarra Nezhad & Mansouri, 2015).

صادقی و همکاران (۱۳۹۵) اثرات فضایی فاصله جغرافیایی و تجارت خارجی بر دموکراسی در کشورهای منتخب اسلامی را بررسی کردند. نتایج تحقیق نشان می دهد که تجارت خارجی تأثیر مثبت و معناداری بر دموکراسی داشته، اما رشد اقتصادی تأثیر معناداری بر دموکراسی نداشته است. همچنین تأثیر مجاورت فضایی بر ارتقای سطح دموکراسی در کشورهای مورد مطالعه تأیید شده است، اما کمک های خارجی بر دموکراسی در کشورهای مورد مطالعه تأثیر منفی گذاشته است. به طور کلی، نتایج تحقیق تأثیر فضایی تجارت و مجاورت جغرافیایی را بر ارتقای سطح دموکراسی تأیید می‌کند (Sadeghi, Pourabdollahan, Mohamadzadeh, Karimi, & Alimoradi Afshar, 2017).

خدادادی و همکاران (۱۳۹۶)، به بررسی اثر رژیمهای ارزی بر جریان تجارت گروه کالاهای ورزشی در کشورهای خاورمیانه با رهیافت اقتصادسنجی فضایی پرداخته اند. نتایج پژوهش نشان داد که تجارت، تولید ناخالص داخلی، جمعیت، مستعمره بودن و داشتن مرز مشترک بین کشورها، اثر مثبتی بر جریان تجارت گروه کالاهای ورزشی دارد و همچنین، مسافت، نرخ ارز اسمی، نرخ ارز مؤثر حقیقی، داشتن زبان مشترک و داشتن تفاهمنامة تجاری مشترک، اثری منفی بر جریان تجارت گروه کالاهای ورزشی دارد (Khodadadi, Sarlab, & Masoomzadeh, 2018).

هندی زاده و همکاران (۱۳۹۷)، به بررسی مدل سازی الگوی پانل فضایی در تحلیل شبکه تجارت خارجی زعفران پرداخته اند. نتایج برآورد با روش اقتصاد سنجی فضایی تابلویی نشان داد که متغیرهای قیمت واردات به ازای هرگرم، قیمت صادرات به ازای داخلي، نرخ واقعي ارز و شاخص سیاستهای حمایتي دولت از صادرات زعفران معني دار و بر تجارت اثر مثبت دارند. مثبت و معني دار شدن ضریب وابستگي فضایي نشان مي دهد که مجاورت و همسایگي نقش مهمي در افزایش یا کاهش تجارت دارد. به این معني که چنانچه ارزش تجارت زعفران کشورهای مجاورافزایش یابد، ارزش تجارت در کشور موردنظر به اندازه ضریب همسایگي افزایش مي یابد (Hendizadeh, Karbasi, Mohtashami, & mohamadzadeh, 2018).

نظری قوجق و راسخی (۱۳۹۹)، به بررسی رابطه ي غیرخطی انواع تجارت درون صنعت و نرخ تورم در کشورهاي درحال توسعه ي منتخب پرداخته اند. نتایج تحقیق نشان می دهد که افزایش تجارت درون صنعت عمودي و افقی موجب کاهش تورم می شود. افزایش نرخ تورم نیز موجب کاهش تجارت درون صنعت عمودي و افقی می گردد. بر اساس نتایج بدست آمده به نظر می رسد ارتقاي تجارت درون-صنعت به ویژه از نوع افقی بتواند ضمن بهبود تجارت خارجی به کنترل تورم نیز کمک کند (Nazari Ghojogh & Rasekhi, 2020).

کفایت و همکاران (۱۴۰۲) به بررسی تأثیر تروریسم بر رشد اقتصادی در ۹ کشور منتخب خاورمیانه طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۹ با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی تابلویی (مدل دوربین فضایی - SDM) پرداخته است. یافته‌های اصلی تحقیق نشان می‌دهد که فعالیت‌های تروریستی تأثیری منفی و مخرب بر رشد اقتصادی این کشورها داشته است. این تأثیر منفی از طریق کانال‌های مختلفی مانند ایجاد ناامنی، کاهش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) و گردشگری، تخریب منابع مولد و انحراف بودجه‌های دولتی به سمت هزینه‌های امنیتی اعمال می‌شود. همچنین، نتایج نشان داد که متغیرهایی نظیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت خارجی و اعتبارات بانکی اثر مثبت و معنادار، و نرخ تورم اثری منفی بر رشد اقتصادی داشته‌اند (Kefayat et al., 2024).

این مطالعه به بررسی تأثیر عدم قطعیت در متغیرهای کلان اقتصادی و تجارت خارجی بر توزیع درآمد بین دهک‌های مختلف درآمدی می‌پردازد. با استفاده از یک رویکرد نوین مبتنی بر رگرسیون غیرخطی فازی (Z-FRBS)، پژوهش به محاسبه کران‌های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمد و همچنین درجه اعتبار (احتمال) هر یک از این پیش‌بینی‌ها می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که تورم، به عنوان یک شاخص بی‌ثباتی، تأثیری دوگانه دارد: برای صاحبان دارایی مانند یک یارانه عمل کرده و برای افراد با درآمد ثابت مانند یک مالیات است که این امر موجب تشدید نابرابری می‌شود. همچنین، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به افزایش نابرابری درآمد، به‌ویژه در دهک‌های نهم و دهم، منجر می‌گردد. این تحقیق نتیجه می‌گیرد که بی‌ثباتی سیاست‌های اقتصاد کلان، نابرابری را در دهک‌های درآمدی بالا بیشتر از دهک‌های پایین افزایش می‌دهد و سیاست‌گذاران باید همزمان با پیگیری جهانی شدن، با ایجاد ثبات اقتصادی و تقویت زیرساخت‌های داخلی، آثار منفی آن بر توزیع درآمد را کنترل کنند (Ashrafganjoee et al., 2024).

۴- روش تحقیق

۴-۱- معرفی آمار و متغیرهای پژوهش

با توجه به ماهیت مدل مورد استفاده در این تحقیق یعنی اقتصاد سنجی فضایی تابلویی و موضوع تحقیق یعنی بررسی عوامل موثر بر تجارت ایران از شرکای تجاری، انتخاب مقطع و دوره ی زمانی از حساسیت ویژه ای برخوردار است. از آنجایی که روش مورد استفاده روش اقتصاد سنجی فضایی تابلویی است شرط استفاده از این روش $N>T$ است. به عبارتی می بایست مقاطع به گونه ای انتخاب می گردید که در آن تعداد مقاطع بزرگتر از دوره ی زمانی مورد بررسی باشد. برای این منظور در ابتدا تمامی طرف های تجاری ایران در دوره ی زمانی ۲۰۱۶ تا ۲۰۲۰ مورد بررسی قرار گرفتند ودر نهایت ۱۹ کشور طرف تجاری ایران در این دوره ی زمانی انتخاب گردید. این کشورها شامل برزیل، چین، فرانسه، آلمان، یونان، هند، عراق، ایتالیا، ژاپن،

کره جنوبی، هلند، عمان، روسیه، اسپانیا، سوئیس، تایوان، تایلند، ترکیه و امارات متحده عربی است. این کشورها در مجموع بیش از ۵۰ درصد سهم تجاری ایران را به خود اختصاص داده اند.

با توجه به پیشینه مطالعات انجام‌شده و مبانی نظری ارائه شده در این زمینه، آمارهای مورداستفاده این تحقیق به شرح زیر ارائه می‌شود. آمارهای جمع آوری شده از تارنمای آمار و اطلاعات سازمان ملل[4] به آدرس http://unstats.un.org و http://unctad.org جمع‌آوری‌شده است.

- ارزش کل صادرات به دلار با نام اختصاری ex؛
- ارزش کل واردات به دلار با نام اختصاری im؛
- ارزش کل تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های جاری و برحسب پول داخلی بانام اختصاری gdp؛
- جریان سرمایه خارجی با نام اختصاری fdi؛
- نرخ ارز اسمی دوجانبه به دلار بانام اختصاری nex؛
- شاخص قیمت مصرف‌کننده به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰ میلادی بانام اختصاری cpi؛
- نرخ تعرفه به درصد با نام اختصاری $tarif$؛
- ماتریس فضایی بانام اختصاری w؛

اما به‌منظور استفاده این آمار در تحقیق، متغیرهای مورداستفاده در برآورد مدل تجارت به‌صورت زیر تعریف می‌شوند؛ ضمن اینکه درنهایت متغیرها با فرم لگاریتمی مورداستفاده قرار می‌گیرند:

متغیر وابسته

- ارزش کل تجارت ایران برحسب دلار به‌صورت $tr = ex + im$؛

[4] United Nations Statistics Division

متغیرهای مستقل

- ارزش کل تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت و برحسب دلار بانام اختصاری $gdpp = \frac{gdp}{nex.cpi}$ ؛
- حجم تجارت کشورهای طرف تجاری ایران به دلار با نام اختصاری trw ؛
- درجه باز بودن تجاری به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی با نام اختصاری to ؛
- جریان سرمایه خارجی با نام اختصاری fdi ؛
- نرخ تعرفه به درصد با نام اختصاری ta ؛

ماتریس وزنی فضایی

اثرات فضایی از طریق ماتریس وزنی فضایی، که به‌اختصار با W نشان داده می‌شود، موردبررسی قرار می‌گیرد. این ماتریس در حقیقت نشان گر درجه ی همسایگی کشورها است. عموما این ماتریس از طریق مرزهای جغرافیایی و قواعد نزدیکی جغرافیایی دسته بندی و شاخص بندی می شود و یا اخیرا در برخی از مطالعات از ماتریس فاصله ی جغرافیایی استفاده شده است. اما مسئله ی همسایگی در دنیای کنونی مسئله ای فرای مرزهای جغرافیایی است. به عنوان مثال ارتباطات تجاری ایران با ونزوئلا و یا امارات با چین مسئله ای صرفا جغرافیایی نیست. مسئله ی همسایگی می تواند ناشی ازعوامل سیاسی و یا ائیدولوژیک باشد. مثلا در کشورهای اسلامی، اسلام می تواند عاملی برای نزدیکی این کشورها فارغ از مرزهای جغرافیایی باشد. بهرحال از نظر اقتصاد سیاسی دوری و نزدیکی کشورها را می توان از طریق روابط تجاری مورد ارزیابی قرار داد. بر این اساس در این تحقیق از ماتریس تجارت شرکاء تجاری ایران استفاده شده است. با توجه به اینکه هدف این تحقیق ارزیابی اثرات فضایی این نزدیکی بر تجارت ایران است، عدد مثبت ضریب ماتریس تجاری به منزله ی این است که هرچقدر طرف های تجاری ایران با همدیگر روابط نزدیک تری داشته باشند، باعث افزایش تجارت ایران با این شرکاء خواهد شد. ماتریس تجاری در این تحقیق به صورت:

$$w_{ij} = \frac{T_{ij}}{\sum_{\substack{i=1 \\ j=1}}^{n} T_{ij}} \quad (۱)$$

است؛ که در آن سهم تجاری کشور i از تجارت با کشور j و T_{ij} مقدار تجارت کشور i با کشور j است.

با توجه به اینکه فرایند انتخاب مدل فضایی تابلویی مسئله ای پیچیده ای است فرم کلی مدل $GNSM$ که در آن تمامی اثرات فضایی ناشی از متغیر وابسته، متغیر مستقل و ناشی از جملات اخلال در نظر گرفته خواهد شد.

$$\begin{aligned} LTR &= f(W*LTR, X, W*X, \varepsilon, W*\varepsilon) \\ X &= g(LGDPP, LTRW, LTO, LFDI, LTA) \end{aligned} \quad (۲)$$

که در آن L اشاره به لگاریتم طبیعی دارد و بقیه متغیرها در بند ۴-۱ تعریف شده است. در این صورت LTR متغیر وابسته و بیانگر حجم تجارت ایران با شرکاء تجاری، W اشاره به ماتریس فضایی، $W*LTR$ ماتریس وابستگی فضایی متغیر وابسته، X اشاره به ماتریس متغیرهای مستقل، $W*X$ ماتریس وابستگی فضایی متغیرهای مستقل، ε اشاره به جملات اخلال، $W*\varepsilon$ وابستگی فضایی جملات اخلال است.

۴-۲- برآورد مدل

مرحله اول: بررسی آزمون مانایی

با توجه به اینکه داده های مورد استفاده شامل دوره ی زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۶ است، استفاده از آزمون های مانایی توجیهی ندارد.

مرحله دوم: بررسی وجود وابستگی مقطعی

در این مرحله با استفاده از آزمون های هاسمن، LR و LM مدل غیر فضایی انتخاب خواهد شد و پس از آن آزمون وابستگی مقطعی بروش-پوگان و CD پسران

انجام خواهد شد. این آزمون نشان می دهد که ارتباطات پنهانی بین مقاطع تحقیق وجود دارد و اولین مرحله از اثبات وجود اثرات فضایی است. جدول ۱ نتایج این بررسی را نشان داده است. همچنین از آنجایی که بررسی آزمون وابستگی مقطعی به شرط وجود همسانی واریانس است، قبل از بررسی از طریق آزمون ناهمسانی واریانس *LR* به بررسی آزمون ناهمسانی واریانس نیز پرداخته شده است.

جدول ۱. نتایج بررسی وجود یا عدم وابستگی مقطعی در مدل غیرفضایی پانل دیتا
مأخذ: نتایج تحقیق.

Table1. The results of examining the presence or absence of cross-sectional dependence in the non-spatial panel data model
Source: Research results

آزمون	آماره سطح احتمال	نتیجه
آزمون *LM* بروش-پوگان	۱۳۱ ۰/۰۰	مدل اثرات ثابت
آزمون هوندا	۱۲ ۰/۰۰	مدل اثرات ثابت
آزمون کینگ-وو	۱۲ ۰/۰۰	مدل اثرات ثابت
آزمون *LR*	۵۷ ۰/۰۰	مدل اثرات ثابت
آزمون هاسمن	۱٦ ۰/۰۰	مدل اثرات ثابت
آزمون ناهمسانی واریانس مقطعی	۱۱۸ ۰/۰۰	وجود ناهمسانی واریانس مقطعی

بر اساس نتایج به دست آمده مدل اثرات ثابت انتخاب می شود؛ اما با توجه به اینکه ناهمسانی واریانس مقطعی نیز تایید شده است، روش نهایی به منظور تخمین مدل غیرفضایی و بررسی وجود اثرات فضایی در آن روش *Panel-EGLS* بر پایه ی وزن مقطعی (*Cross-Section Weghit*) تخمین زده می شود.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل غیرفضایی پانل دیتا
مأخذ: نتایج تحقیق.

Table2. Estimation results of non-spatial panel data model
Source: Research results

روش برآورد: *Panel EGLS (Cross-section weights)*			
متغیر وابسته: ارزش تجارت ایران (*LTR*) دوره ی زمانی: ۲۰۲۰-۲۰۱۶ سالانه مقطع: ۱۹ کشور			
متغیرها	ضریب	آماره‌ی *t*	احتمال
LTRW	-۱٫۱	-۲٫۳	۰٫۰۲
LGDPP	-۰٫۹	-۵٫۲	۰٫۰۰
LFDI	۰٫۰۲	۱٫۸	۰٫۰۷
LTA	-۱٫۷۴	-۴٫۷	۰٫۰۰
LTO	۴	۴٫۷	۰٫۰۰
C	۱۸٫۸	۴٫۲	۰٫۰۰
R^2 (ضریب تعیین)	۰/۹۸		
آماره‌ی *F* (احتمال)	۱۵۴ (۰/۰۰)		
Durbin-Watson stat	۱/۸		

جدول ۳. نتایج بررسی آزمون های تشخیصی خودهمبستگی مقطعی در مدل
مأخذ: نتایج تحقیق.

Table3. The results of cross-sectional autocorrelation diagnostic tests in the model
Source: Research results

نوع آزمون	آماره	احتمال
بروش پاگان *LM*	۲۷۲	۰٫۰۰
پسران *CD*	۵٫۵	۰٫۰۰

نتایج آزمون وابستگی مقاطع نشان می‌دهد که فرضیه صفر عدم وابستگی بین مقاطع رد شده است و به عبارتی نوعی وابستگی مقاطع در مدل وجود دارد. این بررسی نشان می دهد حذف اثرات نامشهود بین مقاطع از طریق وزن دهی

مقطعی به تنهایی کفایت نداشته است و وجود یک اثرات دیگر همانند اثرات فضایی محتمل است.

مرحله سوم: بررسی وجود اثرات فضایی

به‌منظور بررسی وجود اثرات فضایی، آزمون ضریب لاگرانژ (LM) بالتاجی، سونگ، جونگ و کوه[5] (۲۰۰۷)، استفاده شده است. براساس این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات فضایی بر روی متغیر وابسته و جملات خطا آزمون می‌گردد. درصورتی‌که فرضیه صفر رد شود، مدل مبنی بر وجود اثرات فضایی مورد تأیید قرار می‌گیرد. جدول ۴ نتایج این بررسی را نشان داده است.

جدول ٤. نتایج بررسی وجود یا عدم وجود اثرهای مختلف فضایی
مأخذ: نتایج تحقیق.

Table4. The results of examining the presence or absence of various spatial effects
Source: Research results

آزمون	آماره
$LM\ spatial$	۱۵۱
$(prob)$	۰/۰۰

همان‌طور که مشخص است، وجود اثرات فضایی در متغیر وابسته و خطا تأیید می شود. براساس این نتایج، برای تمامی مدل‌های فضایی وجود اثرات فضایی بر متغیر وابسته و خطا تأیید شده است.

مرحله چهارم: انتخاب مدل تابلویی

هدف اصلی در این مرحله انتخاب بین مدل اثرات تصادفی و اثرات ثابت است. برای این منظور با استفاده از مدل *GNSM* که در آن تمامی اثرات فضایی مورد بررسی قرار می گیرد به دو صورت اثرات ثابت و اثرات تصادفی برآورد می شود

[5] Baltagi, Song, Jung and Koh

و سپس با استفاده از آزمون هاسمن بین این دو مدل انتخاب انجام می شود. نتایج این بررسی در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول ۵. انتخاب مدل تابلویی
مأخذ: نتایج تحقیق.

Table5. Choosing a panel model
Source: Research results

مدل	آماره آزمون هاسمن
GNSM_Fixed Effects v GNSM_Random Effects	٦٦ ۰/۰۰
SDM_Fixed Effects v SDM_Random Effects	۳۸ ۰/۰۰
SAC_Fixed Effects v SAC_Random Effects	٦٥ ۰/۰۰
SDEM_Fixed Effects v SDEM_Random Effects	٥۰ ۰/۰۰
SAR_Fixed Effects v SAR_Random Effects	۲۲ ۰/۰۰
SLX_Fixed Effects v SLX_Random Effects	۸۹ ۰/۰۰
SEM_Fixed Effects v SEM_Random Effects	۹٤ ۰/۰۰
OLS_Fixed Effects v OLS_Random Effects	٦۷ ۰/۰۰

بر اساس نتایج به دست آمده مدل اثرات ثابت فضایی بر اساس وزن مقطع نسبت به مدل اثرات تصادفی ارجحیت دارد.

مرحله پنجم: برآورد انواع مدل‌های اثرثابت فضایی

برآورد مدل‌های فضایی شامل *SAR*، *SLX*، *SEM*، *SDM*، *SDEM*، *SAC* و *GNSM* در شرایط اثرثابت فضایی وزنی صورت می‌گیرد. همان‌طور که نتایج برآورد معادلات اثرات ثابت فضایی در جدول٦ نشان می‌دهد، معادلات از سطح معنی‌داری بالایی برخوردار هستند. همچنین ضریب تعیین بالای مدل های تخمینی، بیانگر قدرت بالای توضیح دهندگی متغیرهای انتخاب شده دارد. براساس این نتایج، اثرات فضایی همسایگی بر متغیر وابسته و متغیرهای مستقل و خطا تأیید شده است.

جدول٦. نتایج برآورد مدل‌های مختلف فضایی تابلویی اثر ثابت
مأخذ: نتایج تحقیق.

Table6. Estimation results of different fixed effect panel spatial models
Source: Research results

روش برآورد: *Panel Spatial FES2SLS (Cross-section weights)*								
متغیر وابسته: ارزش تجارت ایران (*LTR*) دوره ی زمانی: ۲۰۲۰-۲۰۱۶ سالانه مقطع: ۱۹ کشور								
متغیرها	مدل *GNSM*	مدل *SDM*	مدل *SAC*	مدل *SDEM*	مدل *SAR*	مدل *SLX*	مدل *SEM*	مدل *OLS*
*W*LTR*	۰٫۵۷ (۰٫۰۰)	۰٫۲۲ (۰٫۰۱)	۰٫۱۷ (۰٫۰۱)	-----	۰٫۱۵ (۰٫۰۵)	-----	-----	-----
LTRW	-۰٫۷۲ (۰٫۰۰)	-۰٫۸۸ (۰٫۰۰)	-۰٫۷۸ (۰٫۰۰)	-۰٫۷۳ (۰٫۰۰)	-۰٫۸ (۰٫۰۰)	-۰٫۷۳ (۰٫۰۰)	-۰٫۸ (۰٫۰۰)	-۱٫۱ (۰٫۰۰)
LGDPP	-۰٫۵۱ (۰٫۰۰)	-۰٫۶ (۰٫۰۰)	-۰٫۶۱ (۰٫۰۰)	-۰٫۶۵ (۰٫۰۰)	-۰٫۶۴ (۰٫۰۰)	-۰٫۶۵ (۰٫۰۰)	-۰٫۷۵ (۰٫۰۰)	-۰٫۹ (۰٫۰۰)
LFDI	۰٫۰۲ (۰٫۰۰)	۰٫۰۱۴ (۰٫۰۵)	۰٫۰۱۶ (۰٫۰۳)	۰٫۰۲ (۰٫۰۰)	۰٫۰۱۵ (۰٫۰۵)	۰٫۰۲ (۰٫۰۰)	۰٫۰۲ (۰٫۰۰)	۰٫۰۲ (۰٫۰۰)
LTA	-۱٫۶ (۰٫۰۰)	-۱٫۴۵ (۰٫۰۰)	-۱٫۵۴ (۰٫۰۰)	-۱٫۶۷ (۰٫۰۰)	-۱٫۵ (۰٫۰۰)	-۱٫۶ (۰٫۰۰)	-۱٫۵۶ (۰٫۰۰)	-۱٫۷۴ (۰٫۰۰)
LTO	۲٫۵۷ (۰٫۰۰)	۳٫۲۲ (۰٫۰۰)	۳٫۲۱ (۰٫۰۰)	۳٫۳۷ (۰٫۰۰)	۳٫۳ (۰٫۰۰)	۳٫۳۶ (۰٫۰۰)	۳٫۶۷ (۰٫۰۰)	۴ (۰٫۰۰)
W*LTRW	-۰٫۰۸ (۰٫۸)	-۰٫۱۱ (۰٫۷)	-----	-۰٫۱۵ (۰٫۶)	-----	-۰٫۱۵ (۰٫۶)	-----	-----

W*LGDPP	۰٫۷۹ (۰٫۰۱)	۰٫۷۸ (۰٫۰۴)	-----	۰٫۳ (۰٫۳)	-----	۰٫۳ (۰٫۴)	-----	-----
W*LFDI	۰٫۰۷ (۰٫۰۳)	۰٫۰۷ (۰٫۰۹۵)	-----	۰٫۰۹ (۰٫۰۰)	-----	۰٫۰۹ (۰٫۰۲)	-----	-----
W*LTA	-۰٫۷۲ (۰٫۰۳)	-۰٫۷ (۰٫۰۵)	-----	-۰٫۳ (۰٫۳)	-----	-۰٫۲۹ (۰٫۴)	-----	-----
W*LTO	-۰٫۳۳ (۰٫۶)	-۰٫۳۷ (۰٫۶)	-----	-۰٫۰۷ (۰٫۹)	-----	-۰٫۰۹ (۰٫۹)	-----	-----
W*e	-۰٫۷۳ (۰٫۰۰)	-----	-۰٫۲۹ (۰٫۰۰)	-۰٫۱۸ (۰٫۲)	-----	-----	۰٫۰۴ (۰٫۸)	-----
$\mathbf{R}^2$	۰/۹۹۶	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۵	۰٫۹۹۵	۰٫۹۹۵	۰٫۹۹۵	۰٫۹۹۵	۰٫۹۸
آماره‌ی X^2 (احتمال)	۱۸۸۹ (۰٫۰۰)	۷۸۳ (۰٫۰۰)	۱۱۴۱ (۰٫۰۰)	۱۲۳۲ (۰٫۰۰)	۷۵۲ (۰٫۰۰)	۷۷۸ (۰٫۰۰)	۸۹۳ (۰٫۰۰)	۱۵۴ (۰٫۰۰)

مرحله ششم: انتخاب مدل اثرثابت فضایی

برای این منظور با استفاده از آزمون‌های ضریب لاگرانژ (*LR*) نوع مدل اثرثابت فضایی انتخاب می‌شود. در این قسمت براساس فرضیه‌های که مدل‌های فضایی را به‌صورت دوبه‌دو در کنار همدیگر مورد آزمون قرار می‌دهد، نوع مدل انتخاب می‌شود. بر اساس نتایج به دست آمده ضریب فضایی مدل های *SEM* و *SDEM* مورد تایید قرار نگرفته است و لذا ضریب خطای فضایی در این مدل ها مورد تایید قرار نگرفته است. بر این اساس بین مدل *SEM* و *OLS* و بین مدل *SDEM* و *SLX* تفاوت معناداری مشاهده نمی شود. در این صورت از بررسی آزمون حذف می شوند. نتایج بررسی این آزمون در جدول ۷ نشان داده شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون فرضیه‌های تعیین نوع مدل اثرثابت فضایی
مأخذ: نتایج تحقیق.

Table7. The results of the hypothesis test for determining the type of spatial fixed effect model
Source: Research results

ردیف	آزمون فرضیه	آزمون *LR*	نتیجه
۱	$OLS \vee SAR$	۴۳ (۰٫۰۰)	*SAR*

۲	$OLS \vee SAC$	۶۵ (۰٫۰۰)	*SAC*
۳	$SAR \vee SAC$	۱۳ (۰٫۰۰)	*SAC*
٤	$SLX \vee SDM$	۵۴ (۰٫۰۰)	*SDM*
۵	$SLX \vee GNSM$	۱۳۴ (۰٫۰۰)	*GNSM*
٦	$SAR \vee SDM$	۱۰۲ (۰٫۰۰)	*SDM*
۷	$SDM \vee GNSM$	۱۸ (۰٫۰۰)	*GNSM*
۸	$SAC \vee GNSM$	۷۵ (۰٫۰۰)	*GNSM*

براساس نتایج نشان داده‌شده بالا، مدل *GNSM* انتخاب می‌شود. همان‌طور که از نتایج مدل منتخب پیداست، ضرایب از معنی داری بالایی برخوردار هستند و ضریب تعیین ۹۹ درصدی دقت بالای تخمین و متغیرهای انتخاب شده را نشان می دهد. ضریب تاخیر فضایی، ضریب خطای فضایی معنی دار شده است. بر اساس این نتایج ضریب تاخیر فضایی مربوط به متغیر وابسته ۰/۵۷ تخمین زده شده است که به این معنی است که اگر طرف های تجاری ایران یک درصد بیشتر به همدیگر نزدیک شوند و همسایگی آن ها با همدیگر تقویت شود، حجم تجارت ایران ۰/۵۷ درصد افزایش خواهد داشت. همچنین ضریب خطای فضایی ۰/۷۳- تخمین زده شده است. این ضریب به این معنی است که عوامل ناشناخته ای توانسته است از طریق همسایگی بیشتر طرف های تجاری حجم تجارت ایران را کاهش دهد، که می بایست از این منظر مطالعاتی جهت شناسایی این عوامل انجام داد.

مرحله هفتم: تفسیر نتایج- بررسی اثرات مستقیم، غیرمستقیم (سرریز) و کل

یکی از تفاوت‌های اصلی مدل‌های فضایی با مدل‌های معمولی، تفکیک کل اثر به اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) است. پارامترهای رگرسیون خطی در حقیقت نشان‌دهنده‌ی کل اثر به‌صورت مشتق جزئی متغیر وابسته نسبت به متغیر مستقل است. به عبارتی کل اثر از برآورد پارامتر تخمینی قابل تفسیر است. این در حالی است که تفسیر برآورد ضرایب رگرسیون فضایی که در بالا نشان داده شد، براساس پارامترهای تخمینی صورت نمی‌گیرد؛ بلکه از طریق بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) صورت می‌گیرد. نتایج این محاسبه برای مدل اثرات ثابت فضایی *GNSM* (وزنی) در جدول ۸ نشان داده شده است.

جدول ۸. اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) فضایی مدل اثرثابت فضایی *GNSM*
مأخذ: نتایج تحقیق.

Table8. Direct and indirect (spillover) spatial effects of the GNSM spatial fixed effect model Source: Research results

متغیر	اثر مستقیم	اثر غیرمستقیم	اثر کل
LTRW	-۰٫۷۲	-۰٫۱۳	-۰٫۸۵
LGDPP	-۰٫۵۱	۰٫۷۸	۰٫۲۷
LFDI	۰٫۰۲	۰٫۱۹	۰٫۲۱
LTA	-۱٫٦	۱٫۵	-۰٫۰۳
LTO	۲٫۷	-۲٫۵	۰٫۲۵

بر اساس این نتایج اثر مستقیم متغیر تجارت شرکاء تجاری ایران با حجم تجارت ایران ۰/۷۲- تخمین زده شده است. این ضریب نشان می دهد که با افزایش یک درصدی در حجم تجارت شرکاء تجاری ایران، به میزان ۰/۷۲ درصد از حجم تجاری ایران کاسته می شود. به این معنی که هر چقدر حجم تجارت در شرکاء تجاری ایران افزایش یافته است، از حجم تجارت ایران کاسته شده است. این خود

به این معنی است که افزایش تجارت شرکاء تجاری ایران باعث کاستن از سهم تجاری ایران با شرکاء جایگزین شده است. همچنین بررسی اثرات غیر مستقیم (سرریز) این متغیر نشان از کاهش حجم تجاری ایران دارد. این اثر به این معنی است که در صورت افزایش یک درصدی تجارت کشورهای طرف تجاری ایران، از حجم تجارت ایران با شرکا به میزان ۰/۱۳ درصد به صورت غیر مستقیم کاسته می شود. بنابراین اثر نهایی این متغیر کاهش ۰/۸۵ درصدی در حجم تجارت ایران خواهد بود.

اثر مستقیم متغیر تولیدناخالص داخلی شرکاء تجاری ایران با حجم تجارت ایران ۰/۵۱- تخمین زده شده است. این ضریب نشان می دهد که با افزایش یک درصدی در تولیدناخالص داخلی شرکاء تجاری ایران، به میزان ۰/۵۱ درصد از حجم تجاری ایران کاسته می شود. به این معنی که هر چقدر حجم تولید در شرکاء تجاری ایران افزایش یافته است، از حجم تجارت ایران کاسته شده است. همچنین بررسی اثرات غیر مستقیم (سرریز) این متغیر نشان از افزایش حجم تجارت ایران با شرکاء تجاری دارد. این اثر به این معنی است که در صورت افزایش یک درصدی تولید کشورهای طرف تجاری ایران، حجم تجارت ایران با شرکا به میزان ۰/۷۸ درصد به صورت غیر مستقیم افزایش می یابد. لذا این اثرات به این معنی هستند که افزایش تولید ناخالص داخلی شرکاءتجاری ایران به طور مستقیم از حجم تجارت ایران با شرکا کم کرده است ولی با اثر مثبت اثرات سرریز باعث بهبود تجارت ایران با شرکاء شده است. بنابراین اثر نهایی این متغیر افزایش ۰/۲۷ درصدی در حجم تجارت ایران خواهد بود.

اثر مستقیم متغیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی شرکاء تجاری ایران با حجم تجارت ایران ۰/۰۲ تخمین زده شده است. این ضریب نشان می دهد که با افزایش یک درصدی در سرمایه گذاری مستقیم خارجی شرکاء تجاری ایران، به میزان ۰/۰۲ درصد به حجم تجاری ایران اضافه می شود. بررسی اثرات غیر مستقیم (سرریز) این

متغیر نیز نشان از افزایش حجم تجاری ایران دارد. این اثر به این معنی است که در صورت افزایش یک درصدی تجارت کشورهای طرف تجاری ایران، حجم تجارت ایران با شرکا به میزان ۰/۱۹ درصد به صورت غیر مستقیم افزایش می یابد. بنابراین اثر نهایی این متغیر افزایش ۰/۲۱ درصدی در حجم تجارت ایران خواهد بود.

اثر مستقیم افزایش نرخ تعرفه در شرکاء تجاری ایران با حجم تجارت ایران کاهشی تخمین زده شده است. این ضریب نشان می دهد که با افزایش یک درصدی در نرخ تعرفه شرکاء تجاری ایران، به میزان ۱/۶- درصد از حجم تجاری ایران کاسته می شود. بررسی اثرات غیر مستقیم (سرریز) این متغیر نشان از افزایش حجم تجارت ایران با شرکاء تجاری دارد. این اثر به این معنی است که در صورت افزایش یک درصدی نرخ تعرفه کشورهای طرف تجاری ایران، حجم تجارت ایران با شرکا به میزان ۱/۵ درصد به صورت غیر مستقیم افزایش می یابد. لذا این اثرات به این معنی هستند که افزایش نرخ تعرفه شرکاءتجاری ایران به طور مستقیم از حجم تجارت ایران با شرکا کم کرده است ولی با اثر مثبت اثرات سرریز باعث بهبود تجارت ایران با شرکاء شده است. اما با توجه به اینکه مجموع این دو عدد ۰/۰۳ شده است، نشان می دهد که اثرات مستقیم و سرریز همدیگر را تا حد زیادی خنثی کرده اند و می توان تا حدی عنوان کرد که افزایش تعرفه در شرکت های تراز تجاری حجم تجارت ایران را تغییرچندانی نخواهد داد.

اثر مستقیم افزایش آزادی تجاری در شرکاء تجاری ایران با حجم تجارت ایران افزایشی تخمین زده شده است. این ضریب نشان می دهد که با افزایش یک درصدی در آزادی تجاری شرکاء تجاری ایران، به میزان ۲/۷ درصد به حجم تجاری ایران افزوده می شود. بررسی اثرات غیر مستقیم (سرریز) این متغیر نشان از کاهش حجم تجارت ایران با شرکاء تجاری دارد. این اثر به این معنی است که در صورت افزایش یک درصدی نرخ تعرفه کشورهای طرف تجاری ایران، حجم تجارت ایران با شرکا به میزان ۲/۵ درصد به صورت غیر مستقیم کاهش می یابد. لذا این اثرات به

این معنی هستند که آزادی تجاری شرکاءتجاری ایران به طور مستقیم به حجم تجارت ایران با شرکا اضافه کرده است ولی با اثر منفی اثرات سرریز باعث نزول تجارت ایران با شرکاء شده است. اما در مجموع آزادی اقتصادی تاثیر مثبتی بر تجارت ایران با شرکا داشته است. به طوریکه با افزایش یک درصدی در آزادی تجاری کشورهای شریک تجاری ایران، تجارت ایران با این کشورها ۰/۲۵ درصد افزایش می باید.

۵- نتیجه‌گیری

در دنیای پر از تنش کنونی، کشوها به منظور افزایش سهم خود از اقتصاد جهانی به نظر می رسد که سیاست تنش افزایی را دنبال می کنند. هدف اصلی در این تحقیق پاسخ به این پرسش اساسی است که آیا تنش بین کشورهای شریک تجاری ایران به نفع تجارت ایران تمام می شود یا همسایگی بیشتر این کشورها می تواند به تجارت ایران کمک کند؟ برای این منظور با استفاده از ماتریس فضایی تجارت دوجانبه که بیانگر نزدیکی و همسایگی سیاسی و اقتصادی کشورها هستند، ماتریس همسایگی را ایجاد کرده و با استفاده از روش اقتصاد سنجی تابلویی فضایی در دوره ی ۲۰۲۰-۲۰۱۶ برای کشورهای شریک تجاری ایران شامل برزیل، چین، فرانسه، آلمان، یونان، هند، عراق، ایتالیا، ژاپن، کره جنوبی، هلند، عمان، روسیه، اسپانیا، سوئیس، تایوان، تایلند، ترکیه و امارات متحده عربی فرضیه های تحقیق بررسی شده است. دو فرضیه اصلی در تحقیق به صورت زیر است:

۱- حجم تجارت ایران از روابط طرف های تجاری با همدیگر تأثیر می پذیرد
۲- درجه ی همسایگی و نزدیکی طرف های تجاری بر حجم تجارت ایران اثر مثبت دارد

بر اساس نتایج به دست آمده در این تحقیق اثرات فضایی برای متغیر وابسته، متغیرمستقل و متغیر خطا مورد تایید قرار گرفته است و مدل مورد تایید نهایی *GNSM* تعیین شده است. بر اساس این نتایج ضریب تاخیر فضایی مربوط به

متغیر وابسته ۰/۵۷ تخمین زده شده است که به این معنی است که اگر طرف های تجاری ایران یک درصد بیشتر به همدیگر نزدیک شوند و همسایگی آن ها با همدیگر تقویت شود، حجم تجارت ایران ۰/۵۷ درصد افزایش خواهد داشت. همچنین ضریب خطای فضایی ۰/۷۳- تخمین زده شده است.

بر اساس این نتایج فرضیه اول مورد تایید قرار گرفته است و فرضیه دوم در مورد اثرات شناخته شده و ناشناخته نتایج عکس داده است. به این معنی فرضیه دوم برای متغیر تاخیر فضایی مورد تایید قرار گرفته است ولی برای ضریب فضایی خطا مورد تایید قرار نگرفته 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

Álvarez, I. C., Barbero, J., & Zofío, J. L. (2017). A panel data toolbox for Matlab. *Journal of Statistical Software*, *76*(6), 1–27. https://doi.org/10.18637/jss.v076.i06

Ashrafganjoee, R., Akbari Fard, H., Jalaee Esfandabadi, S. A. M., & Mashinchi, M. (2024). Estimating the Impact of Uncertainty of Macroeconomic and Foreign Trade Variables on Income Distribution among Income Deciles. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *21*(2), 75–125. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.36781.2350 [in Persian].

Balassa, B. A. (1986). *Intra-industry trade among exporters of manufactured goods*. World Bank.

Frankel, J. A. (2007). *The regionalization of the world economy*. University of Chicago Press.

Helpman, E. (1981). International trade in the presence of product differentiation, economies of scale and monopolistic competition: A Chamberlin-Heckscher-Ohlin approach. *Journal of International*

Economics, *11*(3), 305–340. https://doi.org/10.1016/0022-1996(81)90001-5

Helpman, E. (1984). The factor content of foreign trade. *The Economic Journal*, *94*(373), 84–94. https://doi.org/10.2307/2232147

Hendizadeh, H., Karbasi, A., Mohtashami, T., & Mohamadzadeh, H. (2018). Spatial panel pattern modeling in the analysis of saffron foreign trade network. *Journal of Economic Modeling Research*, *9*(33), 117–149. https://doi.org/10.29252/jemr.9.33.117 [in Persian].

Hummels, D. L., Rapoport, D., & Yi, K.-M. (1998). Vertical specialization and the changing nature of world trade. *Economic Policy Review*, *4*(2).

Kefayat, M., Ebrahimi, M., Zare, H., & Aminifard, A. (2024). The effect of terrorism on economic growth in selected countries of the Middle East: A panel spatial econometric approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *20*(4), 146–179. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.36790.2352 [in Persian].

Khodadadi, M. R., Sarlab, M., & Masoomzadeh, S. (2018). The effect of exchange rate regimes on the flow of commerce sport groups in the Middle East: Spatial econometric approach. *Sport Management Studies*, *10*(48), 17–36. https://doi.org/10.22089/smrj.2017.4151.1799 [in Persian].

Krugman, P. R. (1979). Increasing returns, monopolistic competition, and international trade. *Journal of International Economics*, *9*(4), 469–479. https://doi.org/10.1016/0022-1996(79)90017-5

Krugman, P. R. (1980). Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. *The American Economic Review*, *70*(5), 950–959.

Krugman, P. R. (1998). What's new about the new economic geography? *Oxford Review of Economic Policy*, *14*(2), 7–17. https://doi.org/10.1093/oxrep/14.2.7

Lancaster, K. (1980). Intra-industry trade under perfect monopolistic competition. *Journal of International Economics*, *10*(2), 151–175. https://doi.org/10.1016/0022-1996(80)90052-5

Lee, J.-S. (2010). *Trade and spatial economic interdependence: US interregional trade and regional economic structure* [Doctoral dissertation, University of Illinois at Urbana-Champaign].

Liao, W.-C., & Wang, X. (2012). Hedonic house prices and spatial quantile regression. *Journal of Housing Economics*, *21*(1), 16–27. https://doi.org/10.1016/j.jhe.2012.02.001

Nazari Ghojogh, G., & Rasekhi, S. (2020). Nonlinear relationship between types of intra industry trade and inflation rate in selected developing countries. *Quarterly Journal of Industrial Economic Researches*, *4*(14), 69–88. https://doi.org/10.30473/indeco.2020.7614 [in Persian].

Piburn, J. O. (2013). *Modeling the effects of distance and spatial dependence in international trade* [Unpublished manuscript].

Polenske, K. R., & Hewings, G. J. (2004). Trade and spatial economic interdependence. *Papers in Regional Science*, *83*(1), 269–289. https://doi.org/10.1007/s10110-003-0187-z

Porojan, A. (2001). Trade flows and spatial effects: The gravity model revisited. *Open Economies Review*, *12*(3), 265–280. https://doi.org/10.1023/A:1011153106337

Sadeghi, S. K., Pourabdollahan, M., Mohamadzadeh, P., Karimi, Z., & Alimoradi Afshar, P. (2017). Studying democracy convergence in developing countries: A spatial econometric approach. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, *11*(40), 95–114. [in Persian].

Sen, S. (2010). *International trade theory and policy: A review of the literature* [Unpublished manuscript].

Xin, X., & Liu, J. (2008). Geographic concentration and China's agricultural export instability. *The World Economy*, *31*(2), 275–285. https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2007.01040.x

Yousefi, A. (2000). *Merchandise trade balances of less developed countries and exchange rate of the US dollar: Cases of Iran, Venezuela & Saudi Arabia* [Unpublished doctoral dissertation].

Zarra Nezhad, M., & Mansouri, S. A. (2015). The impact of spatial interaction effects neighboring on fluctuations of trade: Spatial panel data econometric method and wavelet smoothing. *Journal of Economic Research (Tahghighat-e-Eghtesadi)*, *50*(4), 835–859. https://doi.org/10.22059/jte.2015.56148 [in Persian].

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) پاییز ۱۴۰۴ ۲۲(۳) ۱۱۴-۸۴



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

کاربردی از اکونوفیزیک در بررسی ارتباط بازدهی سهام و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران

میلاد شهرازی*، مهدی شهرازی**

* دکترای اقتصاد و کارشناس مدیریت آمار و تحلیل داده بورس تهران، تهران، ایران.
** استادیار اقتصاد، گروه مدیریت و اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه گلستان، گرگان، ایران (نویسنده‌ی مسئول)

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۷ آذر ۱۴۰۱
تاریخ بازنگری: ۱۷ بهمن ۱۴۰۱
تاریخ پذیرش: ۲۶ شهریور ۱۴۰۲

طبقه‌بندی JEL: G12, G14

واژگان کلیدی:
اکونوفیزیک، بازار بورس اوراق بهادار تهران، بازدهی قیمت سهام، تحلیل همبستگی متقاطع روندزدایی‌شده (DCCA)، حجم معاملات

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: M.m.shahrazi@gu.ac.ir
0000-0002-9641-4595

آدرس پستی:
استان گلستان، گرگان، کیلومتر ۱۰ جاده گرگان-گنبد، دانشگاه گلستان، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، گروه مدیریت و اقتصاد

اطلاعات تکمیلی: این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی درون دانشگاهی می‌باشد که با حمایت معاونت پژوهشی دانشگاه گلستان به انجام رسیده 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: نویسندگان هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

ارتباط میان حجم معاملات و قیمت (بازده) سهام از دهه ۱۹۶۰ میلادی مورد توجه محققان مالي و اقتصادي قرار گرفته و روش‌های مختلفی مطرح شده است. هدف این تحقیق، بررسی همبستگی بین بازدهی سهام و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران در دورهٔ زمانی فروردین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۴۰۰ است. پژوهش حاضر از یک رهیافت اکونوفیزیکی با عنوان "تحلیل همبستگی متقاطع روندزدایی‌شده (DCCA)" به منظور شناسایی ارتباط احتمالی بین بازدهی قیمت سهام و حجم معاملات بهره می‌گیرد. برخلاف روش‌های پیشین، طبق این روش امکان تغییر هم در مقدار و هم در جهت همبستگی در پی تغییر در زمان و مقیاس وجود خواهد داشت. این روش بر روی پنجره‌های کشویی با اندازه‌های متغیر و به صورت غلتان اجرا شده است. جهت بررسی ریزبینانه‌تر، نتایج به دست آمده از پنجره‌هایی با ۲۰، ۶۰ و ۲۴۱ مشاهده (براساس تعداد روزهای تقریبی کاری به ترتیب در هر ماه، فصل و سال پس از حذف روزهای تعطیل) مورد مقایسه قرار گرفته است. یافته‌ها نشان داد زمانی‌که طول پنجره‌ها برابر ۲۰ و ۶۰ است، مقادیر همبستگی بسیار پایین و در بسیاری از سال‌ها نزدیک به صفر بوده است، اما با افزایش چشمگیر تعداد مشاهدات و لحاظ پنجره‌های با طول ۲۴۱، همبستگی افزایش پیدا کرده است. در واقع، الگوی تغییرات زمانی مشاهده شده پیرامون ضریب همبستگی بین این دو متغیر نشان‌دهنده وابسته بودن این ارتباط به طول پنجره‌های غلتان و تعداد مشاهدات است. بر اساس نتایج پژوهش، همبستگی‌های متقاطع ثابت نیستند و با تغییر در زمان و مقیاس دچار تغییرات مهمی می‌شوند، به طوری که با افزایش قابل توجه طول مقیاس و تعداد مشاهدات، شدت همبستگی به مراتب افزایش یافته و در اغلب سال‌ها مثبت ولی با روندی نزولی بوده است.

ارجاع به مقاله:
شهرازی، میلاد و شهرازی، مهدی. (۱۴۰۴). کاربردی از اکونوفیزیک در بررسی ارتباط بازدهی سهام و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)، ۲۲(۳)، ۱۱۴-۸۴.
10.22055/jqe.2023.42398.2529

© 2025 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

ارتباط بین حجم معاملات و قیمت سهام، از دهه ۱۹۶۰ میلادی مورد توجه جدی محققان مالي و اقتصادي قرار گرفته است. برخی از معامله‌گران بازار سهام قائل به ارتباط میان این دو متغیر هستند و از آن در تصمیمات معاملاتی خود استفاده می‌کنند.

دو عبارت مشهور در ادبیات بورس‌بازان وجود دارد که مؤید ارتباط تنگاتنگ قیمت سهام و حجم معاملات سهام است: ۱- این حجم معاملات است که منجر به حرکات قیمتی می‌شود؛ و ۲- حجم معاملات در بازارهاي گاوی (پررونق) نسبتاً سنگین و در بازارهاي خرسی (راکد) نسبتاً سبك است (Najarzadeh & Zivdar, 2006).

قیمت، حجم و زمان در تحلیل‌های تکنیکال نقش محوری دارند و به همین جهت، چارتیست‌ها از این سه متغیر به عنوان ارکان اصلی تحلیل تکنیکال یاد می‌کنند. تحلیلگران تکنیکال، سعی می‌کنند از طریق دنبال کردن الگوهای موجود و استفاده از اطلاعات گذشته مربوط به بازار، روند بازده آتی بازار را پیش‌بینی کنند (Davallou & Heidari, 2018). در واقع، می‌توان گفت که نمودار قیمت-زمان و نمودار حجم معاملات، دو ابزار اصلی تحلیل تکنیکال برای پیش‌بینی روند قیمت در بازارهای مالی هستند و برآیند رفتار سرمایه‌گذاران، در این دو نمودار انعکاس پیدا می‌کند.

اطلاعات مالی در مورد هر شرکت در هنگام برآورد ارزش قیمت سهام بسیار مهم است. سرمایه‌گذاران این اطلاعات مالی را برای ارزیابی چشم‌انداز پتانسیل آینده هر شرکت در نظر می‌گیرند (Ansari Samani & Aminian, 2022). قیمت سهام منعکس‌کننده انتظارات سرمایه‌گذاران از عملکرد آتی شرکت است و با ورود اطلاعات جدید، انتظارات سرمایه‌گذاران و در نتیجه قیمت سهام تغییر می‌یابد. بنابراین، علت اصلی نوسانات قیمت سهام در واقع همین انتشار اطلاعات جدید است. هرچند تغییرات قیمت سهام متأثر از چگونگی ارزش‌گذاری اخبار جدید توسط بازار است، اما این تغییرات حجم معاملات است که شدت توافق یا عدم توافق معامله‌گران در مورد کیفیت اطلاعات جدید را نشان می‌دهد (Pascual, Romo & Ruiz, 2006). به بیان دیگر، تغییر قیمت به عنوان ارزیابی بازار از اطلاعات جدید تعبیر می‌شود، ولی حجم معاملات مربوطه به عنوان شاخصی از میزان توافق

سرمایه‌گذاران بر سر معنا و مفهوم اطلاعات وارده و درجه اهمیت آن تلقی می‌گردد (Karpoff, 1987). هر چه جریان نرخ ورود اطلاعات به بازار بیشتر باشد این دو متغیر همبستگی بیشتري با یکدیگر خواهند داشت (Esnaashari & Sajadi, 2018).

امروزه بازار اولیه بورس اوراق بهادار به عنوان یکی از ابزارهاي تأمین مالی جهت سرمایه‌گذاري‌هاي جدید شناخته می‌شود. دستیابی به حداکثر بازدهی و افزایش قابلیت نقدشوندگی سهام از جمله اهداف اساسی سرمایه‌گذاران در بازار سهام است و این دو هدف به ترتیب با قیمت سهام و حجم معاملات سهام مرتبط هستند. حجم معاملات و قیمت سهام براي دولت به عنوان گیرنده مالیات، سازمان بورس اوراق بهادار و کارگزاران نیز بسیار حائز اهمیت است، زیرا میزان کارمزد و مالیات بر اساس ارزش معاملات مشخص می‌شود و ارزش معاملات خود تابعی از حجم معاملات و قیمت سهام است. در توضیح دلایل اهمیت بررسی ارتباط میان حجم معاملات و قیمت سهام، کارپوف (۱۹۸۷) چهار دلیل عمده را مطرح می‌کند:

دلیل اول: مدل‌هایی که در حوزه بازارهای مالی مطرح می‌شوند روابط مختلفی را بین حجم معاملات و قیمت سهام با توجه به نرخ ورود اطلاعات به بازار، چگونگی انتشار اطلاعات، اندازه بازار، محدودیت‌های معاملاتی و ... پیش‌بینی می‌کنند. بنابراین، روشن شدن چگونگی ارتباط تجربی بین حجم معاملات و قیمت سهام از طریق آزمون‌های مختلف، به شفافیت بیشتر دیدگاه‌ها نسبت به فرضیه‌های مختلف در خصوص ساختار بازارهاي مالی کمک می‌کند.

دلیل دوم: آگاهی از نحوه ارتباط بین حجم معاملات و قیمت سهام در آزمون‌هایی که در آنها از ترکیبی از داده‌های مربوط به حجم معاملات و قیمت سهام به منظور بررسی ساختار بازار استفاده می‌شود حائز اهمیت است. اگر تغییرات قیمت و حجم معاملات به طور مشترک تعیین شوند، آنگاه در نظر گرفتن رابطه حجم-قیمت، قدرت این آزمون‌ها و اعتبار نتایج آنها را افزایش خواهد داد.

دلیل سوم: ارتباط حجم- قیمت در بحث مربوط به توزیع تجربی قیمت‌های سفته‌بازانه اهمیت اساسی دارد. توضیح آن که نرخ بازدهی اغلب دارای توزیع کشیده‌تری

نسبت به توزیع نرمال است. یکی از دلایلی که برای این مسئله مطرح می‌شود با فرضیه ترکیب توزیع‌ها مرتبط است. بر اساس این فرضیه، توزیع نرخ‌های بازدهی به این علت کشیده هستند که داده‌ها، ترکیبی از توزیع‌هایی نمونه‌گیری شده هستند که واریانس‌های شرطی متفاوتی با یکدیگر دارند. برای مثال، ممکن است داده‌های قیمت از یک فرآیند تصادفی شرطی با یک عامل واریانس متغیر که توسط حجم نمایندگی می‌شود تبعیت کند. در چنین شرایطی، آگاهی از نحوه رابطه بین حجم و قیمت می‌تواند برای اندازه‌گیری تغییرات واریانس قیمت مورد استفاده قرار بگیرد.

دلیل چهارم: رابطه حجم معاملات و قیمت‌ها دلالت‌های مهمی برای مطالعات بازارهای آتی دارد. نوسانات قیمتی، حجم معاملات قراردادهای آتی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و این بحث را ایجاد می‌کند که آیا سفته‌بازی به عنوان یک عامل تثبیت‌کننده قیمت عمل می‌کند یا اینکه ثبات قیمت قراردادهای آتی را بر هم می‌زند. زمان تحویل کالا در قراردادهای آتی بر حجم معاملات اثر می‌گذارد و از این طریق، تغییر احتمالاً سبب تغییر قیمت‌ها خواهد شد. رابطه بین حجم مبادلات و قیمت همچنین اهمیت اطلاعات خصوصی را نسبت به اطلاعات عمومی در تعیین تقاضای سرمایه‌گذاران نمایان می‌سازد.

کارپوف مرور جامعي از مطالعات نظري و تجربي در زمينه رابطه بين حجم و بازده قيمتی سهام ارائه مي‌دهد. وی با بررسی مطالعات پیش از خود، نتيجه مي‌گيرد كه اكثر اين مطالعات، ارتباط بين حجم معاملات و تغييرات قيمت را در مورد بازار سهام تأييد مي‌كنند (Alodari, Moghadam, Rezvanifard & Moghadam, 2011).

تاکنون روش‌های مختلفی جهت بررسی ارتباط بازدهی قیمت و حجم معاملات در بازار سهام مورد استفاده قرار گرفته است. نوآوری این مطالعه، استفاده از تحلیل همبستگی متقاطع روندزدایی‌شده (DCCA)[1] معرفی‌شده توسط پودبنیک و استنلی[2] (۲۰۰۸) جهت بررسی همبستگی بین بازدهی شاخص کل قیمت و حجم معاملات در بازار بورس اوراق بهادار تهران است. برخلاف روش‌های گذشته، طبق این روش امکان تغییر هم در مقدار و

[1]Detrended Cross Correlation Analysis (DCCA)

[2]Podobnik and Stanley

هم در جهت همبستگی در پی تغییر در زمان و مقیاس وجود خواهد داشت. بر این اساس، هدف از تحقیق حاضر، استفاده از روش DCCA به منظور پاسخ به پرسش‌های زیر است:

۱- آیا بین بازدهی قیمت سهام و حجم معاملات در بازار بورس اوراق بهادار تهران همبستگی وجود دارد؟

۲- در صورت وجود همبستگی بین دو متغیر مذکور، آیا این رابطه همبستگی همواره دارای مقدار و علامت ثابتی است؟

مقاله در پنج بخش ساماندهی و تنظیم شده است. بدین صورت که پس از مقدمه، در بخش دوم پیشینهٔ نظری و تجربی پژوهش مرور شده است. بخش سوم به روش‌شناسی پژوهش اختصاص دارد. در بخش چهارم، یافته‌ها تشریح و در بخش پنجم، نتیجه‌گیری پژوهش ذکر شده است.

۱- پیشینه‌ی پژوهش

دیدگاه‌ها و مدل‌هاي متعددي به منظور توضیح رابطه میان حجم معاملات سهام و قیمت (بازده) مطرح شده‌اند که در ادامه به آنها اشاره می‌شود.

مطابق با فرضیه ترکیب توزیع‌ها[3] (MDH) که ابتدا توسط کلارك[4] (۱۹۷۳) مطرح شد، ارتباط حجم و بازده از هبستگي مشترك آنها به يك عامل پنهان یعنی شدت جریان ورود اطلاعات به بازار ناشی می‌شود. به دلیل این وابستگي مشترك، حجم معاملات و بازده سهام باید با یکدیگر ارتباط مثبت داشته باشند. بر این اساس، هم قیمت و هم حجم به صورت همزمان و همسو در واکنش به اطلاعات جدید تغییر مي‌کنند (Assogbavi and Osagi, 2006). به بیان دیگر، توزیع اطلاعات در بازار بلافاصله انجام می‌شود و تغییرات حجم معامله و قیمت به شکل همزمان صورت می‌گیرد. توضیح آنکه وقتی اطلاعات جدیدي به بازار می‌رسد تمامی سرمایه‌گذاران به طور همزمان آن را دریافت و پردازش نموده، و سپس با توجه به آن معامله می‌کنند. بدین ترتیب، حجم و قیمت سهام به طور همزمان به انتشار

[3]Mixture of Distributions Hypothesis
[4]Clark

اطلاعات عکس‌العمل نشان مي‌دهند و انتقال به تعادل‌های جدید (که کلیه اطلاعات را در دل خود دارد)، از طریق توالي معاملاتي که ناشي از ورود اطلاعات جدید هستند، به سرعت انجام مي‌پذیرد (Li and Wu, 2006). بنابراین، طبق این فرضیه نباید هیچ‌گونه اطلاعاتی در داده‌های قیمت جاری وجود داشته باشد که بتوان از آن برای پیش‌بینی حجم معاملات آتی استفاده کرد، چرا که این متغیرها به طور همزمان در واکنش به ورود اطلاعات جدید تغییر کرده‌اند. به صورت مشابه، هیچ‌گونه اطلاعاتی در داده‌های حجم جاری وجود ندارد که بتوان از طریق آنها قیمت و یا بازدهی آتی سهام را پیش‌بینی نمود. به طور خلاصه، هر دو متغیر حجم و قیمت با شدت جریان ورود اطلاعات به بازار همبستگي دارند و از این رو، نبایستی هیچ‌گونه رابطه علیتی بین این دو متغیر مشاهده شود. این فرضیه با شکل ضعیف کارایی بازار سازگار است (Esnaashari & Sajadi, 2018).

فرضیه ورود ترتیبی اطلاعات[۵] (SIAH) که توسط کاپلند[۶] (۱۹۷۶) توسعه داده شد اطلاعات را عاملی می‌داند که به مرور و با انجام معاملات در بازار توزیع می‌شود و در اختیار سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد. طبق فرضیه مذکور، این الگوي توزیع اطلاعات است که درجه همبستگی بازده (قیمت) و حجم معامله را تعیین می‌کند. اطلاعات با سرعت متفاوتی به سرمایه‌گذاران می‌رسد؛ وقتی که یک سرمایه‌گذار اطلاعات جدیدي بدست می‌آورد و بر مبناي آن معامله می‌کند سبب تغییر قیمت می‌شود؛ چنین تغییري باعث می‌شود اطلاعات در اختیار سرمایه‌گذار نامطلع دیگري قرار گرفته و تصمیم وی به خرید یا فروش را شکل دهد؛ بدین ترتیب، قیمت به تدریج به حالت تعادل پایانی می‌رسد (Chen & Daigler, 2008).

دي لانگ و همکاران[۷] (۱۹۹۰) عنوان نمودند که معامله‌گران اخلال‌گر[۸] موجب نوسان قیمت می‌شوند و این امر، معامله‌گران آگاه را بر آن می‌دارد تا به تغییرات قیمت پاسخ دهند، بی‌آنکه اطلاعات جدیدي در اختیار بازار قرار گرفته باشد. بنابراین، معامله‌گران اخلال‌گر، با برهم زدن قیمت‌هاي تعادلی موجب افزایش حجم معاملات سرمایه‌گذاران آگاه می‌شوند.

---

[5]Sequential Information Arrival Hypothesis

[6]Copeland

[7]De Long, et al.

[8]The noise trader hypothesis

فرضیه پراکندگی عقاید[9] (DBH) که توسط شلن[10] (۱۹۹۳) ارائه شد بیان می‌دارد حتی اگر تمامی افراد در زمان یکسانی به اطلاعات مشابهی دست پیدا کنند باز هم انواع مختلف معامله‌گران، این اطلاعات را به شیوه‌هاي متفاوت از یکدیگر پردازش و تفسیر می‌کنند. به این ترتیب، معامله‌گران اهمیت یکسانی به اطلاعات وارد شده به بازار نمی‌دهند. چنین اختلاف نظري یا در نتیجه وجود اطلاعات محرمانه یا به دلیل تفاوت در میزان ادراك معامله‌گران است. معامله‌گران آگاه نسبتاً عقاید همگن و همسویی دارند که مبتني بر درك و شناخت آنها از بازار است. از این رو، معامله‌گران آگاه خرید و فروش خود را در یك چارچوب قیمتي نسبتاً کوچك در حدود ارزش منصفانه دارایي انجام مي‌دهند. معامله‌گران ناآگاه اما قادر نیستند تشخیص دهند که معامله سایرین به منظور تقاضاي نقدینگي کوتاه‌مدت است یا به خاطر مباني اساسي عرضه و تقاضا و تحولات مرتبط با عوامل بنیادی. در نتیجه به دلیل برداشت‌های اغراق‌آمیز، باعث نوسان‌های بیشتر در قیمت و حجم می‌شوند (Abbasi, Dehghan Nayeri & Poordadash Mehrabani, 2016).

فرضیه دیگر در این رابطه فرضیه اطلاعات نامتقارن[11] است که بر اساس آن، تا هنگامي که بازار از دید اطلاعاتي متقارن باشد و معامله‌گران از اطلاعات مشابهي برخوردار باشند، مي‌توان گفت که حجم معاملات سهم شرکت‌ها و قیمت معاملاتي آنها در وضعیت تعادلي باقي مي‌ماند؛ اما چنانچه برخي از معامله‌گران به اطلاعات محرمانه دست یابند، آنگاه مي‌توان انتظار داشت که حجم معاملات سهم، به دلیل اقدام این دسته از معامله‌گران، از تعادل خارج شده و افزایش یابد و به تبع آن قیمت سهم نیز تغییر نماید (Talaneh, Mahmoodi & Sharafy, 2013). دلیل دیگري نیز وجود دارد که تغییر قیمت سهم را به دلیل تغییر غیرعادي حجم معامله توجیه مي‌کند. تمایل زیاد به خرید (فروش) سهم از سوي دارندگان اطلاعات محرمانه مثبت (منفی) و حجم زیاد خرید (فروش)، مي‌تواند براي برخي دیگر از معامله‌گران پیام اطلاعاتي داشته باشد. بسیاری از معامله‌گران خرد در بازار سرمایه که به رانت اطلاعاتی دسترسی ندارند، حرکات حجم معاملات و قیمت را ناشي از اخبار و اطلاعاتي مي‌دانند که هنوز در بازار عمومیت پیدا نکرده است. در واقع، آنها با

[9]Dispersion of Beliefs Hypothesis
[10]Shalen
[11]Asymmetric information hypothesis

مشاهده افزایش قابل توجه حجم معاملات يك سهم، به تصور وجود اخبار محرمانه مثبت (منفی)، انگیزه خرید (فروش) پیدا می‌کنند. بنابراین، اقدام این گروه از سرمایه‌گذاران نیز می‌تواند به افزایش بیشتر حجم و تغییر قیمت سهم دامن بزند. بنابراین، انتظار می‌رود که با فرض وجود اطلاعات محرمانه و وقوع حجم غيرعادي معاملات، در روز معامله و پس از آن، بازده غيرعادي وجود داشته باشد. بنابراين، امكان كسب بازده غيرعادي حول تاريخ‌هاي حجم غيرعادي معاملات، به كارايي اطلاعاتي بازار نيز بستگي خواهد داشت (Ibid).

در اوایل قرن حاضر، جریان جدیدی از ادبیات مالی به منصه ظهور رسید که بازارهای مالی را تحت تأثیر عوامل رفتاری و روانشناسی می‌دانست. بدین ترتیب، رویکرد مالی-رفتاری به یک رویکرد رایج جهت طراحی مدل‌های ارزش‌گذاری مالی تبدیل شد. در همین راستا، سیکونه (۲۰۰۳) اعتقاد دارد که گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران و باورهای خوش‌بینانه و بدبینانه آنها بر حجم معاملات و قیمت سهام اثرگذار است. سرمایه‌گذاران بدبین زمانی که مشاهده کنند روند بازار خلاف انتظار آنها است و احتمال بدهند که نتایج سرمایه‌گذاری آنها منفی خواهد بود، حجم معاملات خود را جهت جلوگیری از زیان‌های بالقوه کاهش می‌دهند. در مقابل، سرمایه‌گذار خوش‌بین پس از کسب یک سود بزرگ و چشمگیر، حجم معاملات خود را با تصور تکرار آن افزایش می‌دهد (Dhaoui, Bourois and Byacioglu, 2013).

تاکنون مطالعات گسترده‌ای پیرامون ارتباط میان حجم معاملات و قیمت (بازده) سهام صورت گرفته و روش‌های مختلفی مطرح شده است. متداول‌ترین روش مورد استفاده، رویکرد مدل خودرگرسیون برداری[۱۲] (VAR) و آزمون علیت گرنجر[۱۳] بوده است. در این چارچوب، گرنجر و مورگنسترن[۱۴] (۱۹۶۳) از اولین محققانی بودند که به بررسی ارتباط قیمت و حجم در بازارهای بورس پرداختند و به این نتیجه رسیدند که هیچ‌گونه رابطه‌ای بین این دو متغیر وجود نداشته است. اما ییِنگ[۱۵] (۱۹۶۶) با استفاده از همین روش، و با بکارگیری داده‌های

[12]Vector Autoregressive
[13]Granger Causality Test
[14]Granger and Morgenstern
[15]Ying

قیمت از بازار S&P و داده‌های حجم از بازار بورس نیویورک (NYSE) به وجود ارتباط بین قیمت سهام و حجم معاملات پی برد.

هایمسترا و جونز (۱۹۹۴) با استفاده از آزمون‌های علیت گرنجری خطی و غیرخطی به بررسی ارتباط بازده سهام داوجونز و حجم معاملات بازار بورس نیویورک (NYSE) در بازه زمانی ۱۹۱۵ تا ۱۹۹۰ پرداختند. آنها به شواهدی مبنی بر وجود علیت گرنجری خطی یک سویه از بازده سهام به درصد تغییرات حجم معاملات و نیز علیت گرنجری غیرخطی دوسویه میان درصد تغییر حجم معاملات و بازده سهام دست یافتند (Hiemstra and Jones, 1994).

لی و روی (۲۰۰۲) با به کارگیری مدل VAR و آزمون علیت گرنجری، ارتباط داینامیک حجم معاملات و بازده سهام در سه بازار سهام نیویورک، توکیو و لندن را مورد بررسی قرار دادند. علیرغم وجود ارتباط بازخوردی مثبت بین حجم معاملات و نوسانات بازده در هر سه بازار، آنها دریافتند که در هیچ‌یک از این سه بازار، حجم معاملات علیت گرنجری برای بازدهی سهام نبوده است (Lee and Rui, 2002).

آجایی، مهدیان و موگوئی (۲۰۰۶) نیز با استفاده از آزمون‌های علیت خطی و غیرخطی گرنجری، ارتباط میان تغییرات قیمت سهام و حجم معاملات بازارهای بورس ۱۰ کشور اروپایی (بلژیک، یونان، سوئیس، اسپانیا، نروژ، ترکیه، دانمارک، هلند، پرتغال و سوئد) را در دوره زمانی ۱۹۹۶-۱۹۸۲ مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج حاصل از کاربرد آزمون متعارف علیت گرنجر حاکی از برقراری ارتباط یک سویه (از قیمت به حجم) یا دوسویه در ۶ کشور و عدم وجود هیچ‌گونه رابطه علی معنادار در ۴ کشور دیگر بود. در عین حال، یافته‌های مربوط به به کارگیری روش علیت گرنجری غیرخطی نشان از وجود روابط علی دوسویه معنادار میان بازده سهام و حجم معاملات در ۹ کشور داشت و تنها در مورد کشور سوئیس ارتباطی میان متغیرهای بازده و حجم مشاهده نشد (Ajayi, Mehdian and Mougoue 2006).

آسوگباوی، شل و فاگنیس (۲۰۰۷) وجود رابطه بین قیمت سهام با حجم در بورس اوراق بهادار روسیه را مورد مطالعه قرار دادند. آنها با جمع‌آوری داده‌های هفتگی و با بهره‌گیری از مدل VAR و آزمون علیت گرنجر به شواهد قوی مبنی بر ارتباط دوسویه بین حجم و تغییر قیمت سهام دست یافتند (Assogbavi, Schell and Fagnisse, 2007).

کاماث (۲۰۰۸) به بررسی ارتباط بین بازده‌های روزانه و تغییرات حجم معاملات روزانه در بازار بورس سانتیاگو شیلی در فاصله زمانی ژانویه ۲۰۰۳ تا اکتبر ۲۰۰۶ پرداخت و با استفاده از روش علیت گرنجر به وجود یک ارتباط همزمان و نامتقارن میان بازده سهام و حجم معاملات پی برد. او تصریح می‌کند که ارتباط مثبت بین بازدهی‌ها و حجم بدان معنا است که اگر بازار رشد کند به تبع آن حجم معاملات نیز افزایش پیدا می‌کند و برعکس. وی همچنین نشان داد که رابطه علیت در بازار بورس سانتیاگو یک‌سویه بوده است. به عبارت دیگر، بازدهی‌های روزانه علیت گرنجری برای تغییرات در حجم معاملات روزانه هستند (Kamath, 2008).

کومار، سینق و پاندی (۲۰۰۹) با استفاده از مدل VAR و آزمون علیت گرنجر، ماهیت ارتباط بین قیمت سهام و حجم معاملات را برای ۵۰ شرکت از بورس اوراق بهادار هند مطالعه نمودند. نتایج حاکی از آن بود که یک ارتباط مثبت و نامتقارن بین حجم معاملات و تغییرات قیمت وجود دارد. همچنین، ارتباط حجم و بازدهی از طریق آزمون علیت گرنجر مورد آزمون قرار گرفت که نشان‌دهنده ارتباط دوسویه بین بازدهی و حجم بود (Kumar, Singh and Pandey, 2009).

نجارزاده و زیودار (۱۳۸۵) با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۴ شرکت بورسی از تاریخ ۸ فروردین ۱۳۸۳ تا ۱۱ خرداد ۱۳۸۴ و به کارگیری روش خودرگرسیون برداری (VAR)، رابطه تجربی بین حجم معاملات و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که یک ارتباط همزمان و دوطرفه میان حجم معاملات و بازده سهام بورس تهران وجود دارد (Najarzadeh, & Zivdar, 2006).

خواجوی، قاسمی و ابهری (۱۳۸۸) با استفاده از داده‌هاي ماهانه حجم و بازده بازار بورس تهران در بازه مهر ۱۳۷۷ تا خرداد ۱۳۸۵، روابط تجربي بين بازده سهام، تغيير بازده و حجم معامله را مورد بررسي قرار دادند. براى اين منظور، آنها از روش‌هاى مختلفى نظير آزمون علیت گرنجری استفاده نمودند. نتايج تحقيق نشان داد كه تغيير بازده، داراي محتواي اطلاعاتى در مورد حجم معاملات آتي است و رابطه علی یک طرفه از بازده به حجم معامله وجود دارد (Khajavi, Ghasemi, and Abhari, 2009).

مسلمی (۱۳۸۸) در پایان‌نامه خود با انتخاب ۳۰ شرکت از بورس اوراق بهادار تهران به عنوان نمونه، اثر حجم معاملات بر بازده بازده سهام ایران را در سال ۱۳۸۶ مورد آزمون

قرار داد. برای این منظور جهت بررسی روابط علی بین حجم معاملات و بازده از مدل VAR و آزمون علیت گرنجر استفاده شد. بر اساس نتایج پژوهش، رابطه علی میان حجم معاملات و بازده وجود نداشته است (Moslemi , 2019).

آلودري و همکاران (۱۳۹۰) به بررسي رابطه حجم معاملات و بازده سهام ايران با استفاده از مدل خودرگرسيون برداري پرداختند. محققان براي انجام پژوهش از بازده ماهانه شاخص کل سهام بورس اوراق بهادار تهران و حجم ماهانه معاملات در دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۰ استفاده کردند. نتايج نشان داد که ميان حجم معاملات و بازده سهام همبستگي مثبت و معناداري وجود ندارد. همچنين، افزايش بازده بازار با کاهش حجم معاملات دنبال مي‌شود و بالعکس. ايشان صراحتاً عنوان می‌کنند که اين يافته برخلاف تئوري‌هاي موجود در زمينه ارتباط مثبت همزمان بين حجم معاملات و بازده سهام (نظير فرضيه ترکيب توزيع‌ها) و يافته‌هاي اغلب پژوهش‌هاي تجربي در بازارهاي توسعه‌يافته است. همچنین، بررسی آنها در ارتباط پویا بین دو متغیر با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری نشان می‌دهد که حجم معاملات علت گرنجر بازده سهام است، ولی بازده علت گرنجر حجم معاملات نیست& (Alodari, Moghadam, Rezvanifard Moghadam, 2011).

کاشي، روشن و دنيايی (۱۳۹۲) به بررسي ارتباط بازده سهام و حجم معاملات با استفاده از مدل خودرگرسيون برداری پرداختند .داده‌هاي تحقيق آنها شامل شاخص کل و حجم معاملات روزانه بورس اوراق بهادار تهران بين سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱ بود .نتايج اين پژوهش نشان داد که رابطه مثبت و دوطرفه ميان حجم معاملات با بازده شاخص کل وجود دارد (Kashi, Roshan & Donyaei, 2013).

روش دیگری که جهت بررسی رابطه حجم-بازده در بازار سهام مورد استفاده قرار گرفته، تابع کاپولا[16] است. رویکرد کاپولا امکان بررسی روابط حجم-بازده را در هر دو شرایط حدی بازار (رکود و رونق) فراهم می‌آورد و یک مدل ریاضی مناسب برای این منظور است. به کمک توابع کاپولا می‌توان وابستگی را در هر دو طرف توزیع با استفاده از وابستگی دمی بدست آورد. وابستگی دمی احتمال اینکه متغیرها در یک زمان و با هم در دم پایین و یا بالای توزیع مشترکشان قرار بگیرند را اندازه‌گیری می‌کند. در واقع، وابستگی دمی میزان

[16]Copula Approach

وابستگی در چارک راست یا چپ توزیع مشترک متغیرهای مربوطه را به دست می‌دهد. در این راستا، نینگ و ویرجانتو (۲۰۰۹) از روش کاپولا برای بررسی ارتباط بین حجم و بازده سهام در شرایط بحرانی برای کشورهای تایوان، سنگاپور، مالزی، تایلند، اندونزی و کره جنوبی استفاده کردند و دریافتند که بازده‌های خیلی بالا تمایل به همراه شدن با حجم معاملات بالا را دارند، اما بازده‌های خیلی پایین رابطه خاصی با حجم معاملات ندارد (Wirjanto, Ning &2009).

سجاد و نوروزی (۱۳۹۱) به بررسی روابط حجم-بازده در بازار بورس ایران در شرایط بحرانی با استفاده از یکی از مهمترین خواص توابع کاپولا یعنی وابستگی دمی، پرداختند و این روابط را در دم‌های بالا و پایین توزیع مشترکشان مورد تحقیق قرار دادند. نتایج حاکی از وابستگی نامتقارن (وجود وابستگی دمی بالا و عدم وجود وابستگی دمی پایین) در روابط حجم-بازده در این بازار بود. به عبارت دیگر، بازدهی‌های خیلی بالا با حجم خیلی بالا همراه هستند، اما بازدهی‌های خیلی پایین تمایلی به همراهی با حجم زیاد یا کم را ندارند. به عبارت دیگر، در شرایط رونق بازار، حجم معاملات بسیار زیاد است، اما در شرایط رکود بازار، راجع به حجم معاملات نمی‌توان اظهارنظر کرد (Nowrozi & Sajjad, 2012).

از سوی دیگر، عباسی، دهقان نیری و پورداداش مهربانی (۱۳۹۵) جهت تعیین ارتباط حجم معاملات با بازدهی و نوسان بازدهی در بورس تهران، از روش دیگری استفاده نمودند که به تبدیل موجک منتسب است. موجک‌ها توابعی ریاضی هستند که داده‌ها را به اجزاء فراوانی فرکانس تفکیک می‌کنند و هر جزء را با نمایش متناسب آن جزء مورد مطالعه قرار می‌دهند. در نظریه موجک اگر دامنه دید بزرگ باشد، ویژگی‌های کلی سری زمانی مشاهده خواهد شد و اگر دامنه دید کوچک شود، توجه بیشتری به جزئیات می‌شود. ایده اساسی در موجک‌ها، تحلیل بر اساس مقیاس است. تبدیل موجک تغییرات ناگهانی جهش‌ها و داده‌هایی با گسستگی شدید را در دامنه محدود تقریب نشان می‌دهد. در این روش، ابتدا سری‌های زمانی متغیرهای حجم و بازده سهام با استفاده از تبدیل موجک گسسته با حداکثر هم پوشانی تجزیه می‌گردد. سپس، ضرایب موجک آنها محاسبه و رابطه میان این سری‌ها با استفاده از آزمون علیت گرنجری بررسی می‌شود. نتایج به دست آمده از این پژوهش نشان‌دهنده تفاوت روابط بین متغیرها در مقیاس‌های زمانی متفاوت است، چنانکه در برخی از مقیاس‌ها، آزمون علّیت گرنجر، وجود رابطه علی میان سری‌های زمانی را تأیید می‌کند و

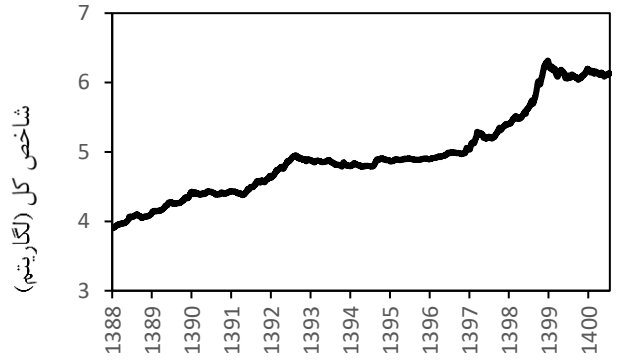
در برخی از مقیاس‌های زمانی این رابطه وجود ندارد (Abbasi, Dehghan Nayeri, & Poordadash Mehrabani, 2016).

رودریگوئز و رامیرز (۲۰۲۱) از روش DCCA جهت بررسی هم‌حرکتی‌های بین حجم معاملات و بازدهی‌های بازار سهام (داوجونز، نزدک و S&p500) استفاده کردند. آنها پی بردند که میزان همبستگی متقاطع میان این دو متغیر، ثابت نیست بلکه با تغییر در زمان و مقیاس، تغییر می‌کند. آنها دریافتند که همبستگی متقاطع در بازه زمانی ۱۹۵۰ تا ۲۰۰۰ مثبت بوده، اما در دو دهه اخیر این همبستگی منفی شده است (Rodriguez and Ramirez, 2021).

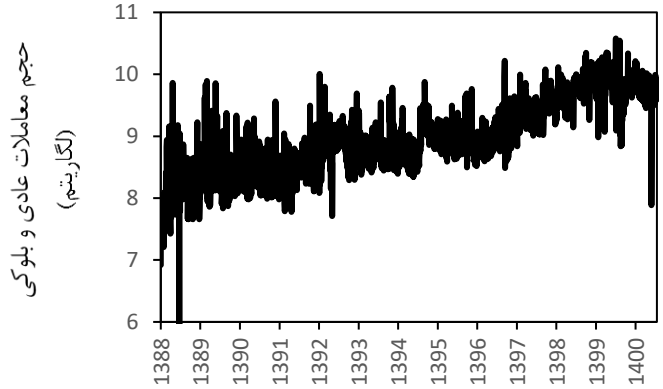
پژوهش حاضر نیز از رویکرد تحلیل همبستگی متقاطع روندزدایی‌شده (DCCA) برای بررسی چگونگی رابطه مابین بازدهی قیمت سهام و حجم معاملات در بازار بورس اوراق بهادار تهران استفاده می‌کند. در روش DCCA، می‌توان همبستگی میان دو متغیر را در هر نقطه از زمان محاسبه نمود و امکان تغییر این رابطه همبستگی با توجه به مقیاس و زمان فراهم می‌شود. شایان ذکر است که از این روش، تاکنون در هیچ مطالعه داخلی استفاده نشده است. علاوه بر این، در سطح بین‌المللی نیز مطالعات اندکی پیرامون آن صورت گرفته است.

۲- روش‌شناسی پژوهش

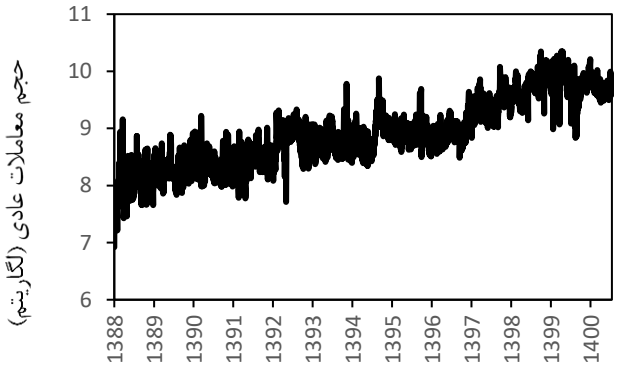
در مطالعه حاضر، نرخ رشد روزانه حجم معاملات و شاخص کل قیمت در بازار سهام ایران به عنوان متغیر در نظر گرفته شده است. وب‌سایت بازار بورس اوراق بهادار تهران (tse.ir) منبع گردآوری داده‌های پژوهش بوده است. محدوده زمانی تحقیق نیز دوره ۱۴۰۰-۱۳۸۸ و تعداد مشاهدات با توجه به تعداد روزهای کاری بازار بورس ایران در بازه مذکور، ۳۱۳۶ بوده است. با توجه به اینکه در برخی از زمان‌ها به دلیل انجام معاملات بلوکی، حجم معاملات به یکباره دچار جهش شده است، به منظور حذف اثر آن، حجم معاملات بلوکی از حجم معاملات کل کسر و صرفاً حجم معاملات عادی مورد بررسی و ارزیابی قرار گرفته است. جهت بررسی روند حرکتی روزانه شاخص قیمت و حجم معاملات، نمودار لگاریتمی آنها در قالب **شکل ۱**، **شکل ۲** و **شکل ۳** ارائه شده است.



شکل ۱. لگاریتم شاخص کل قیمت
مأخذ: محاسبات تحقیق
Figure 1. The logarithm of total price index return
Source: Research calculations



شکل ۲. لگاریتم حجم معاملات (شامل معاملات عادی و بلوکی)
مأخذ: محاسبات تحقیق
Figure 2. The logarithm of trading volume (including normal and block traadings)
Source: Research calculations

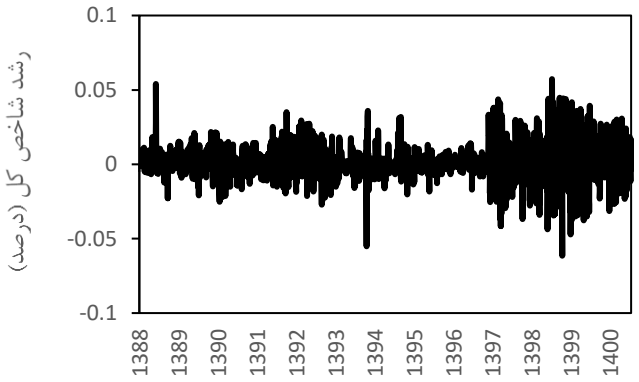


شکل ۳. لگاریتم حجم معاملات (شامل معاملات عادی)
مأخذ: محاسبات تحقیق
Figure 3. The logarithm of trading volume (including normal tradings)
Source: Research calculations

روند کلی مربوط به بازدهی شاخص قیمت و رشد حجم معاملات محاسبه شده براساس **روابط (۱) و (۲)** نیز در **شکل ۴**، **شکل ۵** و **شکل ۶** به تصویر کشیده شده است.

$$r_p(t) = \frac{P(t) - P(t-1)}{P(t)} \qquad (۱)$$

$$r_v(t) = \frac{V(t) - V(t-1)}{V(t)} \qquad (۲)$$

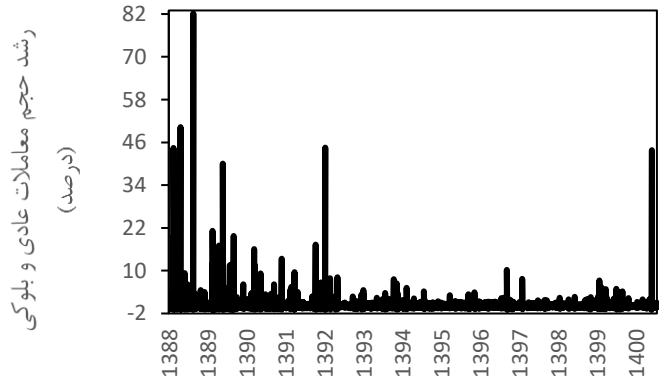


شکل ٤. بازدهی شاخص کل قیمت

مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 4. The total price index return

Source: Research calculations

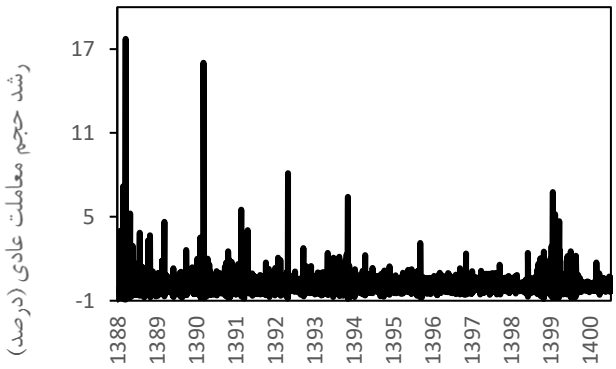


شکل ۵. نرخ رشد حجم معاملات (شامل معاملات عادی و بلوکی)

مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 5. Growth rate of trading volume (including normal and block traadings)

Source: Research calculations



شکل ٦. نرخ رشد حجم معاملات (شامل معاملات عادی)
مأخذ: محاسبات تحقیق
Figure 6. Growth rate of trading volume (including normal tradings)
Source: Research calculations

آمار توصیفی بازدهی شاخص قیمت و حجم معاملات در **جدول ۱** خلاصه شده است. بر این اساس، میانگین بازدهی همه متغیرها مثبت است که نشان‌دهنده مثبت بودن روند کلی بلندمدت شاخص‌های قیمت و حجم معاملات است. از سوی دیگر، انحراف معیار نرخ رشد حجم معاملات با لحاظ معاملات بلوکی به نسبت بالا و حاکی از رفتار نوسانی در حجم معاملات در نتیجه انجام معاملات بلوکی است. کشیدگی شاخص و حجم معاملات نیز زیاد و بسیار بالاتر از نرمال است که نشان می‌دهد سری زمانی بازدهی‌ها از ویژگی توزیع دم‌کلفت تبعیت می‌کند.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی بازدهی شاخص قیمت و حجم معاملات در بازار سهام ایران
مأخذ: نتایج پژوهش
Table 1. Descriptive statistics of stock price returns and trading volume in the Iranian stock market

Source: Research results

سری‌های زمانی	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی

بازدهی شاخص قیمت (کل)	۰٫۰۰۱۷	۰/۰۵۷۲	-۰/۰٦۱٤	۰/۰۱۰٦	۰/۲۵۵۳	٦/۷۹٦۰
رشد حجم معاملات (عادی)	۰/۱۱٦۹	۱۷/۷۳۳٤	-۰/۹۲٦۳	۰/۷۳۰٤	۱۰/۰۸۹۷	۱۹۷/۳۰۸۰
رشد حجم معاملات (عادی و بلوکی)	۰/۳٤۰۲	۸۲/۱٦۷۳	-۰/۹۹٤۸	۲/٦٦۷٤	۱۷/٦۳٦٤	٤۱۳/٤۸۷۲

روش استفاده شده در این مطالعه مبتنی بر تحلیل همبستگی متقاطع روندزدایی‌شده (DCCA) است. این روش یک رهیافت اکونوفیزیکی است که ابتدا توسط پودبنیک و استنلی (۲۰۰۸) مطرح شد و علاوه بر فیزیک، در سایر زمینه‌ها از جمله علم مالی مورد استفاده قرار گرفته است. در ادامه شرح مختصری از روش DCCA ارائه شده است.

ابتدا دو سری زمانی با عنوان x(t) و y(t) در نظر گرفته و با استفاده از **روابط (۳) و (۴)** نرمال می‌شوند:

$$X(t) = \sum_{k=1}^{t} (x(k) - \bar{x}) \qquad (۳)$$

$$X(t) = \sum_{k=1}^{t} (x(k) - \bar{x}) \qquad (۴)$$

به طوریکه t = 1,...,N، و $\bar{x}$ و $\bar{y}$ میانگین مقادیر سری‌های زمانی مربوطه‌اند. سپس، متغیرهای نرمال‌شده به $N_S = int(\frac{N}{S})$ سری به طول S تقسیم می‌شوند. در مرحله بعد، روند این سری‌های زمانی با استفاده از برازش‌های چندجمله‌ای مرتبه nام که با عنوان $P_{n,X}(t; S)$ و $P_{n,Y}(t; S)$ مشخص شده‌اند به دست می‌آید. در نهایت، تابع کوواریانس براساس روندزدایی متغیرها به صورت **رابطه (۵)** فرض می‌شود:

$$F_{n,XY}(S) = \frac{1}{SN_S} \sum_{k=1}^{SN_S} (X(t) - P_{n,X}(t; S))(Y(t) - P_{n,Y}(t; S)) \qquad (۵)$$

واریانس سری‌های زمانی نرمال‌شده نیز به صورت **روابط (۶) و (۷)** محاسبه می‌شود:

$F_{n,XX}(S) = \frac{1}{SN_S}\sum_{t=1}^{SN_S}\left\|X(t) - P_{n,X}(t;S)\right\|^2$	(۶)
$F_{n,YY}(S) = \frac{1}{SN_S}\sum_{t=1}^{SN_S}\left\|Y(t) - P_{n,Y}(t;S)\right\|^2$	(۷)

به این ترتیب، شاخص همبستگی به صورت **رابطه (۸)** خواهد بود:

$$\rho(n,S) = \frac{F_{n,XY}(S)}{\sqrt{F_{n,XX}(S)}\sqrt{F_{n,YY}(S)}} \quad (۸)$$

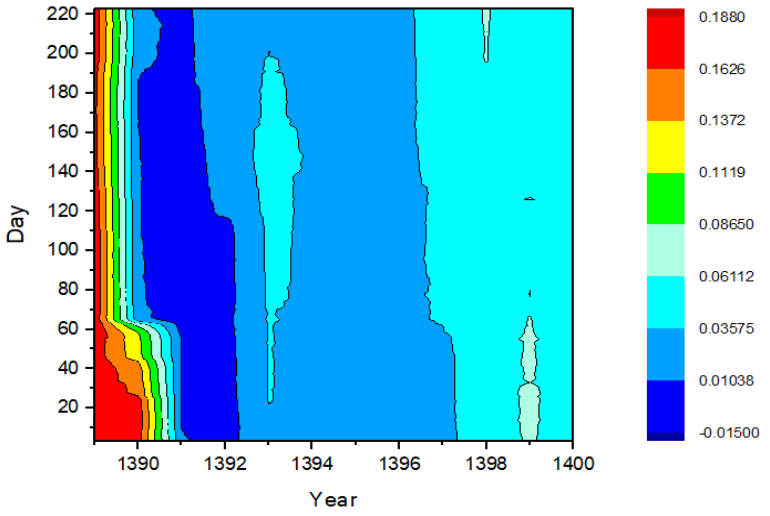
این شاخص در دامنه [+۱ و -۱] قرار دارد. اگر ρ(n,S)=0 باشد، سری‌های زمانی با یکدیگر همبستگی ندارند. اگر ρ(n,S)>0 باشد، سری‌های زمانی همبستگی مثبت دارند. به عبارت دیگر، افزایش مقدار یک متغیر از نظر آماری با افزایش متغیر دیگر همراه است و برعکس. ρ(n,S)<0 نیز نشان‌دهنده همبستگی منفی بین سری‌های زمانی است. یعنی افزایش یک متغیر از نظر آماری با کاهش مقدار متغیر دیگر همراه است و برعکس.

شاخص همبستگی متقاطع ρ(n,S) به رتبه چند جمله‌ای n و مقیاس زمانی S بستگی دارد. مقیاس زمانی در محدوده 10<S<N/5 در نظر گرفته شده است. همچنین، به تبعیت از سایر پژوهش‌های حوزه DCCA، از روندزدایی چندجمله‌ای مرتبه اول (یعنی خطی) در دنباله استفاده و n برابر یک فرض می‌شود.

بر این اساس، تحلیل DCCA برای بازدهی‌های قیمت و حجم معاملات عادی به دست آمده از **روابط (۱) و (۲)** و نشان داده شده در **شکل ۴** و **شکل ۶** مورد بررسی قرار گرفته است. این روش براساس پنجره‌های کشویی با اندازه‌های متغیر و بر روی نمونه‌ای با تعداد کل مشاهدات برابر ۳۱۳۶ (۱۳ سال تقویمی) به صورت غلتان اجرا شده است. جهت بررسی ریزبینانه‌تر، نتایج حاصل از پنجره‌های با ۲۰، ۶۰ و ۲۴۱ مشاهده (براساس تعداد روزهای تقریبی کاری به ترتیب در هر ماه، فصل و سال پس از حذف روزهای تعطیل) مورد بررسی و مقایسه قرار می‌گیرد.

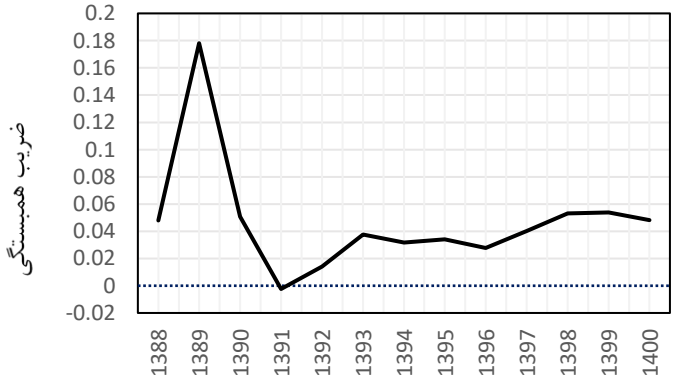
۳- یافته‌های پژوهش

شکل ۷ یک نقشه مقیاس-زمان از شاخص همبستگی متقاطع روندزدایی‌شده بین بازدهی شاخص کل و حجم معاملات هنگامی که طول پنجره برابر ۲۰ است را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، میزان همبستگی ثابت نیست و مطابق با تغییر در زمان و مقیاس دچار تغییرات می‌شود، به گونه‌ای که هم همبستگی مثبت و هم منفی قابل مشاهده است، اگرچه میزان آنها چندان بالا نیست. در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۹ اغلب یک همبستگی مثبت بالای ۱۰ درصد نشان داده می‌شود، اما پس از آن میزان همبستگی کاهش یافته و در دوره ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۲ همبستگی منفی بسیار ضعیفی نیز به چشم می‌خورد. بیشترین میزان همبستگی (مثبت) مربوط به اوایل دوره و در سال ۱۳۸۹ (حدود ۱۹ درصد) و کمترین میزان همبستگی (منفی) نیز در سال ۱۳۹۱ (حدود ۲- درصد) است. در **شکل ۸**، میانگین تغییرات شاخص همبستگی متقاطع در طی زمان برای پنجره‌های با مقیاس ۲۰ ارائه شده است. این شکل نیز نشان می‌دهد که به جز سال ۱۳۹۱، در دیگر دوره‌ها متوسط ضریب همبستگی بین بازدهی شاخص کل و رشد حجم معاملات مثبت بوده است. در این بین، تنها در سال ۱۳۸۹ همبستگی بین این دو متغیر بالای ۱۰ درصد نشان داده شده است. در سال ۱۳۹۱ نیز میانگین ضریب همبستگی اگرچه منفی اما نزدیک به صفر بوده است.



شکل ۷. نقشه مقیاس – زمان شاخص همبستگی متقاطع برای پنجره‌های با مقیاس ۲۰
مأخذ: محاسبات تحقیق

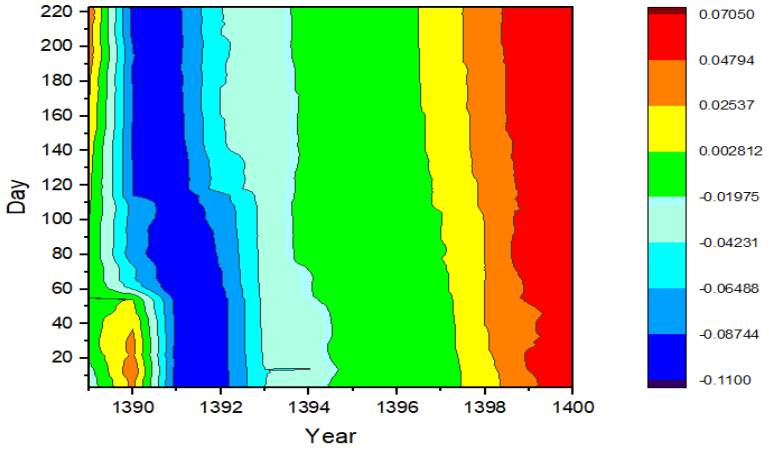
Figure 7. Scale–time map of the cross-correlation index for windows with scale 20
Source: Research calculations



شکل ۸. میانگین تغییرات زمانی شاخص همبستگی متقاطع برای پنجره‌های با مقیاس ۲۰
مأخذ: محاسبات تحقیق

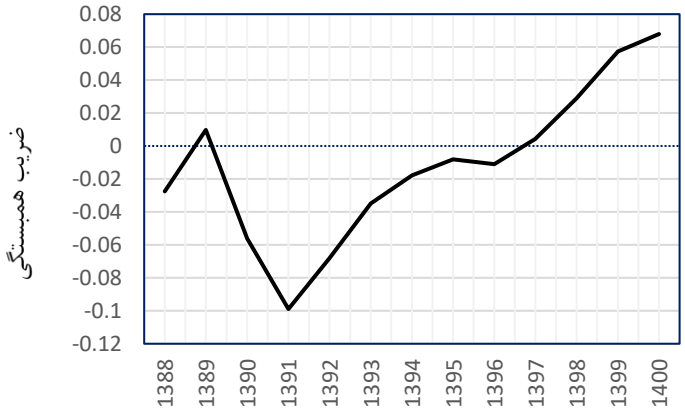
Figure 8. Average time changes of the cross-correlation index for windows with scale 20
Source: Research calculations

با تغییر طول پنجره‌ها از ۲۰ به ۶۰، مقادیر شاخص همبستگی متقاطع بین بازدهی قیمت و حجم معاملات در بازار سهام ایران کمی دچار تغییر می‌شود (**شکل ۹**). تفاوت اصلی مربوط به جهت همبستگی است که در بسیاری از سال‌ها از مثبت به منفی تغییر کرده است. در دوره زمانی مورد بررسی، شاخص همبستگی متقاطع تا سال ۱۳۹۷ در ناحیه منفی بوده است (به غیر از سال ۱۳۸۹). اما تقریباً همگام با رشد بازار، میانگین این شاخص به مقادیر مثبت تغییر یافته است. با این وجود، با افزایش طول پنجره‌ها از ۲۰ به ۶۰ نیز همبستگی‌ها همچنان پایین است، به طوری‌که بیشترین میزان آن در سال ۱۴۰۰ و تقریباً ۷ درصد بوده است (**شکل ۱۰**).



شکل ۹. نقشه مقیاس – زمان شاخص همبستگی متقاطع برای پنجره‌های با مقیاس ٦٠
مأخذ: محاسبات تحقیق

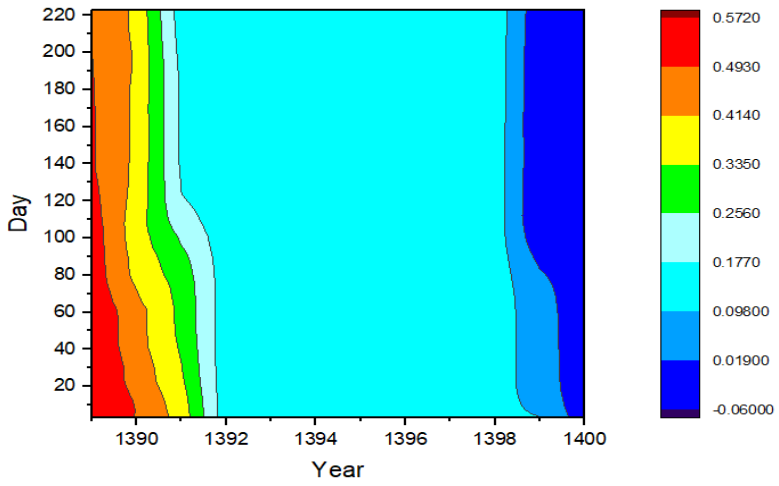
Figure 9. Scale–time map of the cross-correlation index for windows with scale 60
Source: Research calculations



شکل ۱۰. میانگین تغییرات زمانی شاخص همبستگی متقاطع برای پنجره‌های با مقیاس ٦٠
مأخذ: محاسبات تحقیق

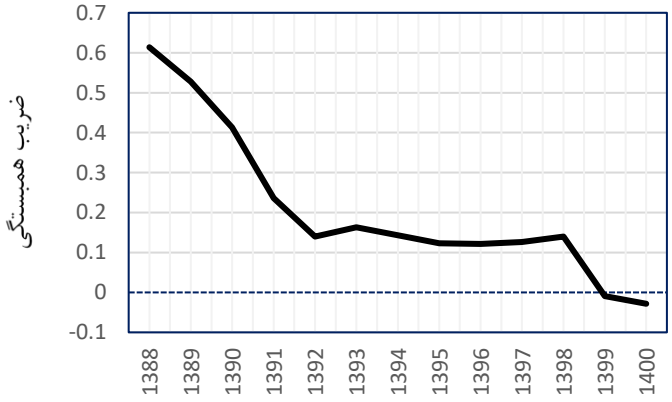
Figure 10. Average time changes of the cross-correlation index for windows with scale of 60
Source: Research calculations

تجزیه و تحلیل ضریب همبستگی برای پنجره‌های با مقیاس ۲۴۱ که تقریباً متناظر با روزهای یک سال کاری است، مشاهدات بیشتری را در بر می‌گیرد و امکان ارزیابی تغییرات همبستگی برای یک دوره بلندمدت را فراهم می‌کند (**شکل ۱۱**). نتایج حاصل از اندازه‌گیری شاخص همبستگی متقاطع در این حالت نتایج تقریباً متفاوتی نسبت به پنجره‌های با طول کوتاهتر و تعداد مشاهدات کمتر نشان می‌دهد، به طوریکه در دوره زمانی مورد بررسی، تا سال ۱۳۹۸ جهت همبستگی بین بازدهی شاخص سهام و حجم معاملات مثبت و در سال‌های ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰ این رابطه منفی بوده است. میانگین ضرایب همبستگی نیز در سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ بالای ۵۰ درصد بوده، اما پس از آن کاهش یافته و بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ بین ۱۰ تا ۲۰ درصد در نوسان بوده است (**شکل ۱۲**).



شکل ۱۱. نقشه مقیاس – زمان شاخص همبستگی متقاطع برای پنجره‌های با مقیاس ۲۴۱
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 11. Scale–time map of the cross-correlation index for windows with scale 241
Source: Research calculations



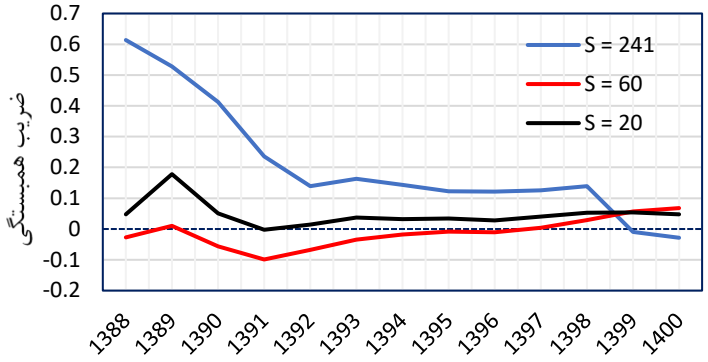
شکل ۱۲. میانگین تغییرات زمانی شاخص همبستگی متقاطع برای پنجره‌های با مقیاس ۲۴۱
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 12. Average time changes of the cross-correlation index for windows with scale of 241
Source: Research calculations

نتایج نشان داده شده براساس شکل‌های ۷ تا ۱۲ برای پنجره‌های غلتان متشکل از ۲۰، ۶۰ و ۲۴۱ مشاهده طی یک دوره ۱۳ ساله شامل ۳۱۳۶ روز کاری به دست آمد تا بتوان ضرایب همبستگی بین بازدهی شاخص سهام و رشد حجم معاملات برای دوره‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت را با یکدیگر مقایسه نمود. **شکل ۱۳**، الگوی تغییرات زمانی میانگین شاخص همبستگی متقاطع برای پنجره‌های غلتان با اندازه‌های مختلف را در کنار یکدیگر نشان می‌دهد. بر این اساس، زمانی که طول پنجره‌ها برابر ۲۰ و ۶۰ است رفتار تقریباً نزدیکی مشاهده می‌شود، به طوری که مقادیر همبستگی بسیار پایین و در بسیاری از سال‌ها نزدیک به صفر بوده است. اما با افزایش قابل توجه تعداد مشاهدات و با لحاظ پنجره‌های با طول ۲۴۱، شدت همبستگی به مراتب افزایش پیدا کرده و در اغلب سالها مثبت و با روندی نزولی بوده است. این بدان معنا است که در مورد نوع و میزان همبستگی بین حجم معاملات و شاخص قیمت در بازار سهام ایران نمی‌توان اظهارنظر دقیق و قاطعی کرد، چرا که الگوی تغییرات زمانی مشاهده شده پیرامون ضریب همبستگی بین این دو متغیر نشان‌دهنده وابسته بودن این ارتباط به طول پنجره‌های غلتان و تعداد مشاهدات است. تنوع رفتاری شاخص همبستگی متقاطع، با فرضیه بازار سازگار (AMH)[17] که براساس آن، بازارهای سهام سیستم‌های تکاملی با مکانیسم‌هایی برای مقابله با شوک‌های برون‌زا و سازگاری با محیط‌های در حال تغییر هستند مطابقت دارد (لو[18]، ۲۰۰۴ و ۲۰۰۵).

[17] Adaptive Market Hypothesis (AMH)

[18] Lo



شکل ۱۳. اثر اندازه پنجره غلتان بر میانگین شاخص همبستگی متقاطع بین بازدهی قیمت و حجم معاملات
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 13. Effect of the size of rolling window on the average cross-correlation index between price return and trading volume
Source: Research calculations

۴- نتیجه‌گیری

در این مقاله، تحلیل همبستگی متقاطع روندزدایی شده (DCCA) بین بازدهی قیمت و حجم معاملات در بازار سهام ایران با استفاده از داده‌های روزانه طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۸ ارائه گردید. برخلاف روش‌های گذشته، طبق این روش امکان تغییر هم در مقدار و هم در جهت همبستگی در پی تغییر در زمان و مقیاس وجود خواهد داشت. بر این اساس، نتایج تحقیق نیز نشان داد که همبستگی میان بازدهی قیمت سهام و حجم معاملات مقدار ثابتی نبوده و متناسب با زمان و مقیاس دچار تغییرات مهمی می‌شود. یافته‌ها حاکی از آن بود که در پنجره‌های با ۲۰ مشاهده و تقریباً متناظر با یک ماه کاری و نیز پنجره‌های با ۶۰ مشاهده و تقریباً متناظر با یک فصل کاری، میانگین همبستگی‌ها هم شامل مقادیر مثبت و هم منفی بوده اما شدت آن اغلب ناچیز و در بسیاری از دوره‌ها نزدیک به صفر بوده است. با این حال، در بررسی پنجره‌های با ۲۴۱ مشاهده و تقریباً متناظر با یک سال کاری، میزان همبستگی اگرچه روندی نزولی داشته اما به طور محسوسی افزایش یافته است، به طوریکه بین سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۱ بالای ۲۰ درصد و بین سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ بین ۱۰ تا ۲۰ درصد بوده است. در سال‌های ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰ نیز جهت همبستگی به طور ناچیزی از مثبت

به منفی تغییر کرده که احتمالاً متأثر از تغییرات مهم در شرایط کلی بازار سهام در این دوره در نتیجه ریزش شدید و اصلاح عمیق در کلیت بازار و رکود ناشی از آن بوده است.

با توجه به نتایج این مقاله می‌توان استنباط کرد که صرف توجه سرمایه‌گذاران و فعالان بازار سرمایه به تغییر در حجم معاملات نمی‌تواند به خودی خود نشانه و عاملی برای تغییر در بازدهی قیمت سهام به ویژه در کوتاه‌مدت و میان‌مدت باشد و بالعکس. همچنین، موضوع دیگری که سرمایه‌گذاران باید به آن توجه کنند این است که افزایش حجم معاملات حتی در بلندمدت نیز نباید ایجادکننده انتظار افزایش قیمت سهام باشد، چراکه ممکن است این افزایش حجم، ناشی از خروج پول هوشمند بوده باشد و منجر به کاهش قیمت سهام در آینده شود.

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.

References

Abbasi, E., Dehghan Nayeri, L., & Poordadash Mehrabani, N. (2016). Surveying the Relation among Volume, Stock Return and Return Volatility in the Tehran Stock Exchange: A Wavelet Analysis. *Journal of Asset Management and Financing*, 4(4), 99-114. Doi: 10.22108/amf.2016.21115 [In Persian]

Ajayi, R., Mehdian, S., & Mougoue, M. (2006). The Empirical Relation between Price Changes and Trading Volumes: Further Evidence from European Stock Markets, *Alliance Journal of Business Research*, 1(1), 3-20.

Alodari, Q., Moghadam, J., Rezvanifard, S., & Moghadam, M. (2011). Investigating the Simultaneous and Dynamic Relationship between Volume of Transactions and Stock Returns using Autoregressive Vector Models. *Quarterly Journal of Securities Exchange*, *4*(15), 27-41. [In Persian]

Ansari Samani, H. & Aminian Dehkordi, M. (2022). Investigating the Relationship between Information Risks with Bubble Price Probability in Companies Listed in Tehran Stock Exchange, *Quarterly Journal of*

Quantitative Economics (JQE), 19(2), 37-65. Doi: 10.22055/jqe.2020.31565.2167 [In Persian]

Assogbavi, T., Schell, J., & Fagnisse S. (2007). Equity Price-Volume Relationship on the Russian Stock Exchange. *International Business and Economics Research Journal*, 6(9), 107–116.

Assogbavi, T., & Osagi, J.E. (2006). Equity Valuation Process and Price-Volume Relationship on Emerging Stock Markets, *International Business and Economics Research Journal*, 5(9), 7-18.

Chen, z., & Daigler, R. (2008). An Examination of the Complementary Volume–Volatility Information Theories. *The Journal of Futures Markets*, 28(10), 571-594.

Ciccone, S. (2003). Does Analyst Optimism About Future Earnings Distort Stock Prices? *The Journal of Behavioral Finance*, 4(2), 59-64.

Clark, P. K. (1973). A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices. *Econometrica*, 41(1), 135-155.

Copeland, T. E. (1976). A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival. *Journal of Finance*, 31, 1149-68.

De Long, J., Shleifer, A., summers, L., & Waldman, J. (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy*, 98(4), 703–738.

Dhaoui, A., Bourois, S., & Byacioglu. M. (2013). The Impact of Investor Psychology on Stock Market: Evidence from France. *Journal of Academic Research in Economic*, 1, 35-59.

Davallou, M., & Heidari. T. (2018). Comparison of Stock Index Forecasting Using Hybrid Models Based on Genetic Algorithm and Harmonic Search with Artificial Neural Network, *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 15(3), 105-127. Doi: 10.22055/jqe.2018.22921.1695 [In Persian].

Epps, T. W., & Epps, M.L. (1976). The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis, *Econom*trica*. 44(2), 305-321.

Esnaashari, H., & Sajadi, S. A. (2018). The Effect of Size and Information Environment on the Relationship between Stock Returns and Trading Volume. *Accounting and Auditing Research*, *10*(40),59-74.

Granger, C. W., & Morgenstern, O. (1963). Spectral Analysis of New York stock Market Prices, *Kyklos*, 16(1), 1-27.

Hiemstra, C., & Jones, J. D. (1994). Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation. *Journal of Finance*, 49(5), 1639-1664.

Kamath, R. (2008). The Price-Volume Relationship in the Chilean Stock Market. *International Business & Economics Research Journal*, 7(10), 7-14.

Karpoff, J. M. (1987). The Relation between Price Changes and Trading Volume: survey. *Journal of Financial and quantitative Analysis*, 22(1), 109-126.

Kashi, M., Roshan, R., & Donyaei, M. (2014). Investigate The Causal and Contemporaneous Relations of Stock Returns, Trading Volume and Tehran Stock Exchange Return Volatility: Application of Var-Grj-Garch and Grj-Garchdcc Multivariate Models. *Financial Engineering and Protfolio Management,* 17(4), 61-86. https://www.sid.ir/paper/197766/en [In Persian]

Khajavi, Sh., Ghasemi, M. & Alahyari Abhari, H. (2009). The Empirical Relationship between Stock Returns, Return Volatility and Trading Volume in the Tehran Stock Exchange Using GARCH and ARCH Modeling. *Journal of Accounting Advances*, 1(1), 45-68. http://ensani.ir/file/download/article/ 20120325151930-1041-3.pdf [In Persian].

Kumar, B., Singh, P. & Pandey, A. (2009). *The Dynamic Relationship between Price and Trading Volume: Evidence from Indian Stock Market*. W.P. No. 2009-12-04.

Lee, B., & Rui, O. M. (2002). The Dynamic Relationship between Stock Returns and Trading Volume: Domestic and Cross – Country Evidence, *journal of Banking & Finance*, 26(1), 51-78.

Li, J., & Wu, C. (2006). Daily Return Volatility Bid-Ask Spreads and Information Flow: Analyzing the Information Content of Volume. *Journal of Business*, *79(5)*, 2697–2739.

Lo, A. W. (2004). The adaptive markets hypothesis. *Journal of Portfolio Management*, 30(5), 15-29.

Lo, A. W. (2005). Reconciling Efficient Markets with Behavioral Finance: the Adaptive Markets Hypothesis. *Journal of investment consulting*, 7(2), 21-44.

Moslemi, B., (2018). *Investigating the Relationship between Profit News Release and Stock Returns in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange*, Raja University Non-Profit Thesis. (In Persian).

Najarzadeh, R., & Zivdar, M. (2006). The Empirical Relation Ship between Trading Volue, Return and Volatility on the Tehran Stok Bx Cheng. *Journal of Economic Research*, 41(3), 273-299. (In persian)

Ning, C., & Wirjanto, T. (2009) Extreme Return–Volume Dependence in East-Asian Stock Markets: A Copula Approach. *Finance Research Letters*, 6(4), 202-209.

Pascual, L., Romo, J. & Ruiz, E. (2006). Bootstrap Prediction for Returns and Volatilities in GARCH Models, *Computational Statistics and Data Analysis*, 50(9), 2293-2312.

Podobnik B. & Stanley H. E. (2008) Detrended Cross-Correlation Analysis: A new method for analyzing two nonstationary time series. *Physical Review Letters*, 100(8), 084102.

Rodriguez, E. & Alvarez-Ramirez, J. (2021). Time-varying Cross-Correlation between Trading Volume and Returns in US Stock Markets, *Physica A*, 581(1): 126211.

Shalen, C. T. (1993). Volume, Volatility, and the Dispersion of Beliefs, *Review of Financial Studies*, 6(2), 405-434.

Sajjad, R. & Nowrozi, M. (2011). Investigating the Relationship between Return and Volume in the Iranian Market Using Copula functions and in Critical Conditions. *Financial Engineering and Portfolio Management*, 3 (13):91-102 [In Persian].

Talaneh, A. R., Mahmoodi, M., & Sharafy, K. (2013). The Informational Content of Abnormal Trading Volume of Shares Listed at Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, *15*(1), 1-16. Doi: 10.22059/JFR.2013.35429 [In Persian]

Ying, C. C. (1966). Stock Market Prices and Volumes of Sales, *Econometrica*, 34(3), 676-686.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) پاییز ۱۴۰۴ ۲۲(۳) ۱۳۷-۱۱۵



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

بررسی اثرات نامتقارن شاخص‌های عمده اقتصاد کلان بر شاخص قیمت بازار سهام در کشورهای اصلی طرف تجاری ایران: رویکرد رگرسیون چندکی

سید رحیم موسوی*، ابراهیم نگهداری ** ، احمد علی اسدپور *** ، مهدی کمالی

* دانشجوی دکترای، گروه اقتصاد، دانکده اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد بین الملل قشم، قشم، ایران. (نویسنده مسئول)
** استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد بندرعباس، بندرعباس، ایران.
*** دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد بندرعباس، بندرعباس، ایران.
**** استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد قشم، قشم، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۵ دی ۱۴۰۱
تاریخ بازنگری: ۳۰ بهمن ۱۴۰۱
تاریخ پذیرش: ۱۷ تیر ۱۴۰۲

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: seyedmusavi2023@gmail.com
0000-0002-9622-2155

طبقه‌بندیJEL: E27 ،D73

واژگان کلیدی:
نرخ ارز، نرخ تورم، شاخص قیمت سهام، رگرسیون چندکی

آدرس پستی:
خوزستان، اهواز، گلستان. بین دی و بهمن.

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه ی دکتری آقای سید رحیم موسوی در رشته اقتصاد به راهنمایی دکتر ابراهیم نگهداری و دکتر احمدعلی اسدپور و مشاوره دکتر مهدی کمالی در دانشگاه آزاداسلامی واحد قشم می‌باشد.

قدردانی: از تمامی افراد و مؤسساتی که در انجام این تحقیق مؤلف 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

عوامل و دلایل زیادی بر شاخص قیمت بازار سهام در کشورهای مختلف تاثیرگذار هستند. با وجود آن‌که فاکتورهای موثر بر شاخص قیمت بازار سهام عمدتاً از یک رفتار نامتقارن و غیرخطی پیروی می‌کند، عمده روش‌هایی که به بررسی این رابطه پرداخته‌اند، خطی بوده است. این روش‌ها نمی‌توانند گویای برازش کاملی از مدل مورد بررسی باشند. با توجه به این موضوع، هدف این مطالعه بررسی اثر متغیر های کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام در بین شرکای عمده تجاری ایران با استفاده رگرسیون چندکی طی دوره ۲۰۱۹-۱۹۹۰ است. یافته‌های این مطالعه نشان داد که تاثیر تورم، نرخ ارز، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی بر شاخص قیمت بازار سهام مثبت و معنی‌دار بوده است. اثر تجارت خارجی و بر شاخص قیمت بازار سهام نیز در سطح ۹۰ درصد معنی‌دار بوده است. براساس سایر نتایج این مطالعه نیز اثر متغیرهای نرخ ارز و نرخ تورم بر شاخص قیمت بازار سهام نامتقارن بوده است. اثر متغیر تولید ناخالص داخلی، تقدینگی و تجارت خارجی نیز متقارن بوده است.

ارجاع به مقاله:
موسوی ، سید رحیم.، نگهداری، ابراهیم.، اسدپور، احمد علی و کمالی، مهدی. (۱۴۰۴). بررسی اثرات نامتقارن شاخص‌های عمده اقتصاد کلان بر شاخص قیمت بازار سهام در کشورهای اصلی طرف تجاری ایران: رویکرد رگرسیون چندکی. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۲ (۳)، ۱۳۷-۱۱۵.

10.22055/JQE.2023.42705.2534

© 2025 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

ساختارهاي پيچيده درهم تنيده اقتصادهاي در جهان امروز سبب شده است می‌شود تا تغييرات در يك قسمت يا يك كشور با سرعتی زياد به ساير بخش‌ها يا اقتصاد كشورهای ديگر گسترش پيدا يابد. مطالعات تجربي نشان داده است كه بازارها از يكديگر منفک نيستند و حركت بازارها در يك فضاي جدا از هم صورت نمی‌پذيرد (Fallahi, Hghighat, Sanoubar, & Jahangiri, 2014). بازار سهام قسمتی بسيار مهم از اقتصاد در هر كشوری است. اين بازار كانالی است كه از طريق آن تامين سرمايه و ابزاری برای بازتاب

سلامت اقتصادی از طریق تلاطمات قیمت اوراق بهادار خود را نشان می‌دهد. نظریه موثر بازار بیان کرده است که قیمت اوراق بهادار در بازارهای مالی، به خصوص بازارهای سهام، به شکلی کامل بازتاب دهنده کلیه اطلاعاتی است که سرمایه‌گذاران از پیش می‌دانند. با این وجود، یافته‌های بسیاری از پژوهش‌های تجربی گذشته تا حدی زیاد بی اثر بوده‌اند. این مساله بدان مفهوم است که قیمت اوراق بهادار به خاطر اثرگذاری بسیاری از فاکتورهای دیگر بر قیمت سهام، به صورتی واقعی، واقعیت بازار را بازتاب نمی‌دهد(Mehr-un-Nisa & Nishat, 2011). همچنین، بازار سهام بخشی بسیار اصلی و برجسته از بازار سرمایه است که فعالیت‌های آن بسیج پس‌اندازهای کوچک در جامعه با تمرکز بر منابع مالی گسترده برای شرکت‌های بورسی و غیر بروسی و سایر سازمان‌ها را فراهم می‌کند. رشد مقدار سرمایه در بازار سهام می‌تواند میزان سرمایه شرکت‌ها را افزایش داده و آن‌ها یاری رساند تا از وام‌های پرخرج و همچنین کنترل دقیق بانک‌های تجاری پیشگیری کنند. طبق تاثیرات مثبت بالا، بورس نیز دارای آثار منفی ویژه‌ای است. بازار سهام بر طبق اطلاعات کامل عمل می‌نماید. با این وجود، در بسیاری از بازارهای نوظهور، اطلاعاتی که به سرمایه‌گذاران انتقال داده می‌شود کامل و همچنین مشابه نیستند. مشخص کردن قیمت، خرید و فروش اوراق بهادار سرمایه‌گذاران بر طبق اطلاعات و پردازش اطلاعات نمی‌باشد. از همین‌رو، قیمت سهام بازتابی از ارزش اقتصادی بنیادی شرکت نیست و معیاری برای توزیع کارآمد منابع نخواهد بود. این موضوع نشان دهنده این موضوع است که قیمت به تنهایی نخواهد توانیت قیمت-های آتی سهام را پیش‌بینی نماید و فاکتورهای دیگری نیز بر آن تاثیرگذار هستند (Uddin, Rahman, & Hossain, 2013).

بازارهای مالی جایگاهی برجسته در گردآوری منابع مالی و به کارگیری بستن در برنامه‌های گوناگون سرمایه‌گذاری ایفا می‌نماید؛ زیچرا که مکانی است که کلیه معامله‌های سرمایه‌گذاران با هدف سرمایه‌گذاری و یا تامین مالی در قالب مشارکت یا وام برای اوراق بهادار در بلندمدت انجام می‌گیرد (Banerjee et al., 2019). برخی مطالعات نشان دادند دارایی‌های جایگزین (ارز، طلا، رمزارز) نقش‌های یکسانی در سبد سرمایه‌گذاری ندارند. تفاوت میان «پوشش ریسک» (Hedge) - که همبستگی منفی در شرایط عادی بازار است

- و «پناهگاه امن» (Safe Haven) - که همبستگی منفی در شرایط بحرانی است - به وضوح تفکیک شده است (Amiri et al, 2025).

با توجه به این موضوع، برای این‌که بازارهای مالی جایگاه تاثیرگذاری در ادغام پس‌اندازهای گوناکون داشته باشند، باید اطلاعات مربوط به شرکت‌ها در دسترس عموم باشند و به صورتی پیوسته در قیمت سهام آن‌ها بازتاب داده شود (Sharif, Purohit, & Pillai, 2015). این موضوع توانایی و قدرت شرکت‌ها و افراد را برای سرمایه‌گذاری، تولید و گسترش برای پوشش مناطقی از بازار با سودآوری بالا را بسیار افزایش می‌دهند؛ از همین‌رو، بازار سهام جایگاه اقتصادی پیشنهادی خود را در شکل‌دهی پس‌انداز و در نتیجه، بهبود توسعه و رشد اقتصادی و اجتماعی ایفا می‌نماید (Moqbel, Al-Rjoub, & AL-Shwiyat, 2015). از همین‌رو، بازارهاي مالي از جمله بازارهاي بنيادی و اثرگذار اقتصادي در هر كشوري می‌باشد كه تغييرات و تحولات آن نقشی بی بديل در تحولات ساير بازارها دارد و حتي گاهي بيان‌گر تحول عمبق درنيز هست عوامل ساختاري اقتصاد است. به عبارت ديگر شرايط مختلف بازارهای مالی به شدت بر ساير بخش‌های واقعی اقتصاد اثرگذار بوده و از بقيه بخش‌ها نيز تأثير می‌پذيرد. به شكلی كلی، با مرور سري‌هاي زمانی متغيرهای مالی روشن شده است كه بيشتر اين سري‌هاي زماني در دوره يا دوره‌هايی، تحت تأثير وقايع سياسی، اقتصادي و اجتماعی داخلی و همچنين شرايط جهانی مانند بحران‌های مالی، نوشانات قيمت نفت، جنگ، عدم ثبات سياسی و تحولات يک‌باره در سياست‌هاي ارزي، به شكلی شديد، منجر به نوسان شده و اثرات اين اتفاقات گاهی تا مدت‌ها در بازار نيز باقی خواهد ماند. تلاطم در يک بازار، سرمايه‌گذاران را تشويق می‌كند تا سبد دارايی خود را تعديل كنند و تركيب سبد مربوط به دارايی‌هاي خود را دچار تغيير كنند. اين موضوع می‌تواند از يک طرف، آشفتگی در بازارهای بحران‌زده را تشديد كند و از سمت ديگر، تلاطمات و تكانه‌ها را به ساير بازارهاي ديگر منتقل كند (Khalifa, Hammoudeh, & Otranto, 2014). با توجه به اين موضوع، بازارهای مالی رفتار خود را بيشتر به شكل اتفاقی تغيير می‌دهند و طدری دوره‌های ويژه نظير بحران‌های مالی، تلاطمات و الگوهای همبستگی در بازده مربوط به دارايی‌های مالی تغيير چشمگيری را از خود نشان خواهند داد.

یکی از موضوعات بسیار مهم در زمینه بازارهاي مالی، ارتباط تنگاتنگ بازارهاي گوناگون با یکدیگر است به شکلی که در هیچ بازاري نمی‌توان به شکل انفرادی عمل نمود و به اخبار و اطلاعات مربوط به آن بازار بسنده نمود. از همین‌رو باید اطلاعات کاملی را از تعداد قابل توجهی از بازارها جمع‌آوری، دسته‌بندی و تحلیل نمود تا به یافته‌های مطلوب رسید (Pazoki, Hamidian, Mohammadi, & Mahmoudi, 2013). در بازارهای مالی، ضرر در یک دارایی، یا مجموع‌های مشخص از دارایی‌ها و یا یک کشور سبب رشد ریسک در بقیه دارایی‌ها و یا کشورهای دیگر خواهد شد (Branger, Breuer, & Schlag, 2010).

از همین‌رو تحلیل یک بازار از بقیه بازارها جدا نیست و دارای اعتبار نیز نخواهد بود و ارتباط بین بازارها باید به شکلی جدی مورد بررسی و توجه قرار بگیرد. در موضوعات بهینه‌سازی سبد دارایی، بیشنه کردن بازده و مینی‌مم کردن ریسک مربوط به سرمایه‌گذاری، به عنوان دو هدف مخالف و همچنین متضاد برای سرمایه‌گذاران سرح شده است. در جهان امروز، ارتباطات بلند مدت و کوتاه مدت در بین کشورهای گوناکون جهان بسیار گسترش یافته است. ادبیات نظری و تجربی مربوط به اقتصاد و بازارهای مالی نشان داده است که تلاطمات ناشی از موضوعات سیاسی بین‌المللی (به عنوان مثال، ارتباطات دولتی، بازار کار، جهانی شدن و کاهش رشد) همراه با موضوعات مالی (مانند اهرم، انگیزه‌های ریسک بخش مالی و پولی) می‌تواند سایر کشورها و به خصوص شریک‌های سیاسی و تجاری را تحت تاثیر قرار بدهد (Fowowe & Shuaibu, 2016). ادبیات تجربی اخیر نشان می‌هد که اقتصاد بسیار بزرگ آمریکا تحت تاثیر تلاطمات اقتصادی در کشورهای درحال توسعه و و به ویژه توسعه یافته است (Diebold & Yilmaz, 2009). لازمه تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام، ریسک‌پذیری است. از همین‌رو، تجزیه و تحلیل رفتار قیمت بازار سهام با هدف ارائه و نمایش داده‌ها و اطلاعات موردنیاز به سرمایه‌گذاران برای تأیید تصمیمات سرمایه‌گذاری درست در زمان و مکان مناسب ارتباطات بسیار نزدیکی دارد. بازارهای مالی تنها در صورتی می‌توانند نقشی مؤثر، تاثیرگذار و کاربردی ایفا نمایند که دارای اجزای شایسته‌ای باشند که به سنجش شرکت‌های فهرست شده از طریق تجزیه و تحلیل اطلاعات و داده‌های موجود برای سرمایه‌گذارانِ فعلی و بالقوه بپردازند. پژوهش‌های گوناگون تجربی

نشان می‌دهد که رفتار قیمت سهام و به تبع آن عوامل تاثیرگذار بر شاخص قیمت نیز تا حد زیادی ممکن است رفتاری غیر خطی یا نامتقارن داشته باشند که در بیشتر پژوهش‌هایی که به بررسی عوامل تاثیرگذار بر شاخص قیمت بازار سهام پرداخته‌اند، نادیده گرفته شده‌اند. از این‌رو هدف این مطالعه بررسی اثر متغیر های کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام در بین شرکای عمده تجاری ایران با استفاده رگرسیون چندکی[1] طی دوره ۲۰۱۹-۱۹۹۰ است.

۲- چارچوب نظري

از مهم‌ترین فاکتورهای تاثیرگذار بر تصمیم‌گیري سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار، شاخص قیمت بازار سهام می‌باشد. بنابراین اطلاع از فاکتروهای تاثیرگذار شاخص قیمت بازار سهام جایگاهی ویژه دارد. فاکتورهای سیاسی همانند جنگ و حملات تروریستی، صلح و ناامنی، قطع روابط سیاسی و اقتصادي با سایر کشورها، تحریم‌های اقتصادی، تغییر ارکان سیاسی و روي کار آمدن احزاب سیاسی رقیب می‌باشد. عوامل اقتصادي مانند دوره‌های رونق و رکود اقتصادي نیز، بورس را به‌شدت تحت تاثیر قرار می‌دهد به شکلی که در دوران رونق فعالیت‌های اقتصادي، با رشد سرمایه‌گذاري در سهام شرکت‌ها، رشد قیمت سهام آن‌ها نیز با افزایش همراه خواهد شد در دوره رکود اقتصادی، کاهشی در قیمت سهام شرکت‌ها رخ خواهد داد، چرا که در رکود، سرمایه‌گذاري در دارایی مالی با درآمد ثابت به سرمایه‌گذاري در سهام عادي برتري خواهد داشت (Karimzadeh, 2006). از آن‌جا که شرکت‌ها و مؤسسات مالی در کشورهای مختلف (به ویژه کشورهای درحال توسعه) به‌طور عمده نیازهاي خود را به شکل واردات از کشورهاي پیشرفته رفع می‌کنند، از همین‌رو نوسانات نرخ ارز از اصلی‌ترین فاکتروهای موثر رد تسویه بدهی در این کشورها به شمار می‌روند. افزایش نوسانات نرخ ارز از طرفی سبب رشد مقدار بدهی خارجی و از سوي دیگر باعث افزایش بهاي تمام شده تولیدات و خدمات ارائه شده وارداتی، توسط این شرکت‌ها می‌شود. رشد در بدهی شرکت منجر به کمبود نقدینگی می‌شود و کاهش در نقدینگی بنگاه‌هاي تولیدی تاثیرات منفی بر توزیع سود، بازده سهام و همچنین شاخص قیمت خواهد شد. رشد بهاي تمام شده محصولات تولید شده،سبب نزول حاشیه سود شرکت‌ها، کاهش در قیمت و بازده سهام و همچنین کاهش شاخص سهام منجر خواهد شد. بنابراین انتظار

[1] Quantile Regression

بر این است که رشد نوسانات نرخ ارز دارای تاثیر منفی بر رشد شاخص کل قیمت سهام است. در سمتی دیگر تغییرات در نرخ ارز دارای اثراتی از بعد تقاضا است. کاهش در نوسانات نرخ ارز سبب خواهد شد که قیمت کالاهای تولید شده بر حسب پول یا ارز خارجی، افزایش پیدا کند و در نتیجه تقاضا را برای کالاها کاهش خواهد داد. این مورد در بعد کلان به مفهوم کاهش صادرات با خاطر نزول نرخ ارز است. بنابراین اثرات نرخ ارز بر شاخص قیمت بازار سهام می‌تواند مثبت یا منفی باشد که علامت نهایی آن بسته به بررسی تجربی است.

تورم نیز از جمله فاکتورهای موثر بر شاخص قیمت سهام است. رشد نرخ تورم سبب افزایش رشد ارزش دارایی‌ها و نهاده‌های تولیدی شرکت‌ها و در نتیجه افزایش قیمت سهام شرکت‌ها می‌شود (Piraee & Shahsavar, 2008). از طرفی در زمان وجود وضعیت تورمی یا قیمت‌های رو به بالا در طول زمان، به‌طور میانگین سود اسمی شرکت‌ها پس از مدت زمان مشخصی، بدون این‌که افزایش واقعی سودآوري را به‌همراه خود داشته باشد، افزایش خواهد یافت. ای این‌رو رشد نرخ تورم، کیفیت سود واقعی شرکت‌ها نزول خواهد داد و ارزش ذاتی هر سهم نیز رو به کاهش خواهد گذاشت. از سوی دیگر، با رشد نرخ تورم، نرخ بهره انتظاری سرمایه‌گذاران افزایش پیدا خواهد کرد و از این‌رو، نرخ تنزیل جریان‌هاي نقدي و هزینه‌هاي فرصت از دست رفته پول نیز رشد پیدا خواهد کرد. بنابراین انتظار بر این است که رشد نرخ تورم منجر به رشد قیمت و بازده سهام شود (عزیزی، ۱۳۸۳). همچنین افزایش حجم نقدینگی در بازار ممکن است سبب حرکت بخشی از این پول‌ها به سمت بازار سهام افزایش تقاضا برای سهام شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار شود. این موضوع از جنبه عرضه و تقاضای بازار سهم و با رشد قیمت بازار سهام می‌تواند منجر به افزایش شاخص قیمت بازار سهام نیز شود. از سوی دیگر، با افزایش حجم نقدینگی در دست سرمایه‌گذاران مالی و به‌دنبال افزایش تورم تمایل آنان به نگهداری پول نقد کم‌تر می‌شود و از همین‌رو سرمایه‌های بیشتری به‌سمت بازارهای دارایی جریان پیدا خواهند کرد. در افق کوتاه‌مدت بازار دارایی از جمله بازار سهام و ارز بازارهایی هستند که به‌سرعت توانایی تعدیل پول نقد سرمایه‌گذاری مالی را به اوراق با بازده (اوراق بهادار) دارند و بدین ترتیب از حساسیت‌پذیری بالاتری برخوردار هستند (Uddin et al., 2013). از طرفی اثر رشد تولید

ناخالص داخلی بر شاخص قیمت بازار سهام نیز تا حد زیادی روشن است. با افزایش سطح تولید ناخالص داخلی (GDP) منجیر به افزایش رشد اقتصادی و تداوم رشد پایدار اقتصادی می‌شود که در صورت تداوم آن منجر با کاهش نااطمینانی در سطح فعالیت‌های اقتصادی می‌شود که رشد درآمد سرانه و افزارسش درآمد در اختیار مردم و سرمایه‌گذاران خواهد شد. از همی‌رود با افزایش سطح درآمد سرانه، می‌تواند منجر به حرکت بخشی از افزایش درآمد و پس‌اندازهای مردم به سمت بازار سهم و افزایش تقاضا براس سهام شرکت‌ها شود. این رشد تقاضا منجر به افزایش قیمت سهام و همچنین رشد شاخص قیمت بازار سهام نیز خواهد شد (Mehr-un-Nisa & Nishat, 2011).

۳- پیشینه تحقیق

۱-۳- مطالعات داخلي

زارع و رضايي (۱۳۸۵) با استفاده از الگوي تصحيح خطاي برداري به بررسي تأثير سه بازار ارز، سكه و مسكن بر شاخص قيمت سهام بورس تهران طي سال‌های ۱۳۷٤-۱۳۸۲ پرداختند. برآورد الگو نشان مي دهد كه شاخص قيمت مسكن و بهاي سكه، داراي رابطه مستقيم و نرخ ارز رابطة معكوسي با شاخص قيمت سهام دارد (Zare & Rezaei, 2006).

فلاحی و همکاران (۱۳۹۳) در مقاله‌ای تحت عنوان "بررسي همبستگي بين تلاطم بازار سهام، ارز و سكه در ايران با استفاده از مدل DCC-GARCH " به بررسی ساختار همبستگي در داده‌هاي روزانه بازدهي ارز، شاخص بازار سهام و قيمت سكه طلا در دوره زمانی ۱۳۹۰/۰۵/۰۱ تا ۱۳۹۲/۰۶/۳۱ پرداخته‌اند نتایج برآورد آن‌ها نشان می‌دهد همبستگي شرطي زياد بين بازده ارز و سكه طلا و همچنين همبستگي شرطي كم بين بازده شاخص بازار سهام با ارز و سكه طلا وجود دارد (Fallahi et al., 2014).

علمی و همکاران (۱۳۹۳) اثر تغييرات ساختاري در نوسانات بر انتقال تكانه و سرريز نوسان ميان دو بازار طلا و سهام را طی دوره ۱۳۸۶- ۱۳۹۲ با استفاده از روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته دو متغیره بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که انتقال تكانه‌ها و سرريز نوسانات ميان بازارهاي طلا و سهام ايران به صورت دو طرفه می‌باشد (Elmi, Aboonouri, Rasekhi, & Shahrazi, 2014).

امیری و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی جامع همبستگی بین دارایی‌هاي عمده از قبیل نفت، سکه و ارز در طول زمان را در ایران بررسی نمودند. آن‌ها در بررسی خود با روش همبستگی شرطی پویاي گارچ (DCC-GARCH) با استفاده از داده‌هاي ماهانه قیمت نفت، سکه و نرخ ارز طی دوره فروردین ۱۳۷۰ تا اسفند ۱۳۸۹ به و با داده‌های ماهیانه این نتیجه رسیدند که همبستگی شرطی بین دارایی ها در طول زمان متغیر بوده است و بحران مالی جهانی سبب تغییراتی گسترده در همبستگی‌هاي پویا بین دارایی‌هاي گوناگون می‌باشد (Amiri, homayounifar, karimzadeh, & Falahi, 2015).

صمدی و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی تحت عنوان "اثر نوسانات نرخ ارز و شاخص بازار سهام بر قیمت سکه طلا" به بررسی فاکتورهای موثر بر قیمت سکه طلا طی دوره زمانی فروردین ۸۰ تا شهریور ۹۲ با استفاده از رویکرد واریانس ناهمسانی شرطی (ARCH) و ARDL پرداختند. یافته‌های تجربی نشان داد نرخ ارز هم در بلند مدت و هم در کوتاه مدت تاثیرگذارترین فاکتور بر قیمت سکه بوده است و ضریب قیمت جهانی طلا در کوتاه مدت و بلند مدت مثبت و معنی‌دار بوده است. سایر یافته‌های مقاله بیانگر وجود یک رابطه مثبت بین تلاطمات در بازار سهام و قیمت سکه بوده است، اما این ارتباط معنی‌دار نبوده است (Samadi, Ebrahimmi, & Aghili, 2015).

در پژوهشی دیگر، فلاحی و جهانگیری (۱۳۹۴) در مقاله‌ای جامع و فراگیر، با رویکردی جدید، وجود مساله سرایت مالی در میان بازارهای ارز، سهام و سکه طلا را با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH) طی دوره زمانی ۱۳۸۹/۰۱/۰۷ تا ۱۳۹۲/۰۶/۳۱ بررسی کردند. نتایج تجربی مربوط به این مقاله نشان داد که مساله سرایت فقط در بین بازار ارز و سکه وجود دارد و در سایر متغیرها وجود نداشته است (fallahi & jahangiri, 2015).

محمدزاده و همکاران (۱۳۹۷) در مقاله‌ای به بررسی ارتباط بین بازارهای کلان اقتصادی و بازار مالی با استفاده از روش قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای شرطی در بازار بورس تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۸ پرداختند. نتایج این مقاله نشان داد که ضرایب مدل معنادار بوده است و در مدل برآوردی CCAPM شرطی، متغیر شرطی همراه با نرخ تغییرات مصرف سرانه و نسبت P/E در پیش بینی مازاد بازده سهام صنایع نقش بسیار تاثیرگذاری داشته است (mohammadzadeh & shahiki tash, 2018).

هادی‌پور و همکاران (۱۴۰۰) در مقاله‌ای به بررسی فاکتورهای موثر بر شاخص بی‌ثباتی در بورس اوراق بهادار تهران و با داده‌های ماهانه و طی دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۹ با رویکرد نوسانات شرطی پرداختند. یافته‌های تجربی نشان داد که نوسانات در بخش صنعت توسط عواملی نظیر مناقشات سیاسی و مسائل بین‌المللی ایران ایجاد شده است و بر اثر نوسانات بازارهای موازی مانند بازار نفت، طلا و ارز نیز تقویت شده است. همچنین سایر یافته‌های مطالعه نشان می‌دهد که فاکورهایی از قبیل عوامل خارج از صنعت بورس به دلیل عدم توسعه‌یافتگی کامل بازار بورس در ایران؛ اثرگذاری قوی‌تری از عوامل درون شرکتی بر بی‌ثباتی بازار بورس داشته‌اند (hadipour, paytakhti oskooe, Alavi Matin, & Rahmani, 2021).

زمانی و همکاران (۲۰۲٤)، اثبات می‌کنند که استفاده از هوش مصنوعی در پیش‌بینی ریسک بازار ایران کاملاً کاراست و در این میان، روش «شبیه‌سازی بوت‌استرپ » نسبت به روش‌های پارامتریک و تاریخی، دقیق‌ترین برآورد را از ریسک شرکت‌ها ارائه می‌دهد؛ نتیجه‌ای که برای مدیران ریسک و نهادهای ناظر جهت افزایش ثبات مالی بسیار کاربردی است. (zamani et al, 2024)

۲-۳- مطالعات خارجي

گرنجر و همکاران (۲۰۰۰) در پژوهشی تجربی به تحلیل علیت دو متغیره در بین شاخص قیمت سهام و نرخ ارز در کشورهای مالزی و فیلیپین، ژاپن، اندونزی، تایلند و کره جنوبی پرداختند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که در کشور ژاپن و تایلند نرخ ارز دارای یک همبستگی قوی مثبت و معنادار با قیمت سهام بوده است اما برای کشور تایوان این همبستگی منفی می‌باشد. یافته‌های دیگر این مقاله در اندونزی، کره جنوبی، مالزی و فیلیپین نشان داد که ارتباطی قوی و معنادار در بین نرخ ارز و قیمت سهام وجود ندارد (Granger, Huangb, & Yang, 2000).

دانگ و همکاران (۲۰۰۵) در پژوهشی دیگر، به بررسی ابطه بین بازار سهام و نرخ ارز طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۹۲ و با استفاده از داده‌های روزانه در شش کشور منتخب آسیایی شامل تایلند، کره جنوبی،اندونزي، تایوان مالزي و فیلیپین پرداخته‌اند. یافته‌های این مقاله با رویکرد سرزی زمانی نشان داد که یک رابطه منفی و معنادار بین این دو متغیر در

کلیه کشورهای مورد مطالعه به جز تایلند یافت وجود داشته است (Doong, Yang, & Wang, 2005).

بیر و هبین (۲۰۰۸) در مقاله‌ای دیگر، به بررسی ارتباط پویایی نرخ ارز و بازار سهام در بازارهای کشورهای نوظهور و صنعتی با رویکرد EGARCH پرداخته‌اند. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که سرریز مثبت معناداری از بازار ارز به بازار سهام برای کشورهای هند، آمریکا کانادا و ژاپن، وجود داشته است. نتایج مقاله همچنین بیانگر تداوم نوسانات در بازار سهام و نرخ ارز برای کشورهای توسعه یافته نبوده است (Beer & Hebein, 2008).

وانگ و همکاران (۲۰۱۰) در پژوهشی برای کشورهای آلمان، تایوان، آیالات متحده، چین و ژاپن به بررسی رابطه بین شاخص قیمت سهام با قیمت طلا، نفت و نرخهاي ارز طی دوره زمانی ۱۹۸٤ تا ۲۰۰۷ پرداختند. یافته‌ها نشان داد که رابطه‌ای معنی‌دار و بلندمدت بین این متغیرها وجود دارد (Wang, Wang, & Huang, 2010).

سینر و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی جامع و با داده های روزانه طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ به بررسی موضوع مانع و پناهگاه امن: بررسی سهام، اوراق قرضه، طلا، نفت، و نرخ ارزدر کشورهای آمریکا و انگلستان پرداختند. یافته‌های این مقاله نشان داد که بازار اوراق قرضه به عنوان یه مانع جدی در برابر بازار سهام مطرح است و به صروتی مشابه، بازار طلا می‌تواند مانعی در برابر تلاطمات نرخ ارز باشند و یافته‌های اکتسابی از رگرسیون چندک نیز بیان‌گر پناهگه امن بودن طلا است (Ciner, Gurdgiev, & Lucey, 2013).

سینگ (۲۰۱۴) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین شاخص بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در هند با رویکرد همبستگی ساده و آزمون علیت طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۴ پرداختند. یافته‌های تجربی این مقاله نشان می‌دهد که بین بازار سهام و همچنین قیمت طلا همبستگی مثبت و معنی‌داری وجود دارد، در حالی که همبستگی بین نرخ ارز و بازار سهام منفی بوده است (Singh, 2014).

آکگول و همکاران (۲۰۱۵) در مقاله‌ای به به بررسی ارتباط بین قیمت طلا و شاخص قیمت سهام S&P 500 با رویکرد مارکوف سوئیچینگ طی دوزه ۱۹۸۶ تا ۲۰۱۳ با داده‌های روزانه پرداختند. یافته‌های این مقاله بیانگر این بود که کلیه متغیرها در بلند مدت بر شاخص قیمت سهام S&P 500 اثرگذار بوده‌اند و قیمت طلا دارای بیشترین اثر بر قیمت سهام در بلندمدت و کوتاه مدت در بین متغیرهای مدل بوده است (Akgül, Bildirici, & Özdemir, 2015).

لیو و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهشی تجربی، به بررسی اثرات تورم و نرخ ارز بر شاخص قیمت بازار سهام در منتخبی ۲۶ کشوری از کشورهای درحال توسعه طی دوره زمانی ۱۹۷۰-۲۰۱۷ پرداختند. برای تجزیه و تحلیل داده ها نیز از رویکرد کوانتایل استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان داد که اثرات نرخ ارز متقارن و اثرات نرخ تورم بر شاخص قیمت سهام در کشورهای مورد مطالعه نامتقارن بوده است (Liu & Lee, 2021).

جین[۲] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای و با استفاده از رویکرد پانل آستانه به بررسی عوامل موثر بر بازار سهام در کشورهای جنوب شرقی آسیا، طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ پرداخته است. یافته‌های این مطالعه نشان داده است که آزادی اقتصادی، تولید ناخالص داخلی و تورم، اصلی‌ترین توضیح دهنده‌های بازار سهام در این کشورها بوده است.

۴- روش‌شناسي تحقيق

هدف این مقاله، بررسی اثر متغیر های کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام در بین شرکای عمده تجاری ایران با استفاده از رویکرد رگرسیون چندکی طی دوره ۲۰۱۹-۱۹۹۰ است. در مقالات، پژوهش‌ها و منابع اقتصادسنجی عموماً از رویکردهای نظیر رگرسیون استاندارد (مانند روش OLS، روش‌های گشتاوری و ابزاری) به کار برده شده است. این رویکردها عموماً متوسط تاثیر متغیرهای توضیحی را در کل توزیع متغیر وابسته پژوهش توضیح می‌دهند. برآورد ضرایب توضیحی رگرسیون چندکی براساس یک تابع زیان متقارن و نامتقارن به دست می‌آید و مشابه برآورد ضرایب در رگرسیون OLS است. رگرسیون چندکی، کاستی، معایب و محدودیت‌های فروض کلاسیک را ندارد، امکان دخالت متغیرهای توضیحی در تمام قسمت‌های توزیع متغیر وابسته به خصوص در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی متغیر وابسته پژوهش را ممکن می‌سازد. در رگرسیون چندکی زمانی که توزیع جملات باقیمانده نرمال نباشد و حتی رگرسیون نیز ناهمگن باشد، باز هم امکان برآورد پارامترها وجود دارد (Koenker & Bassett Jr, 1978). دلیل اصلی کاربرد و گسترش استفاده از رگرسیون چندکی و یا کوانتایل در این موضوع است که با نگاهی کامل و جامع، در سنجش متغیر وابسته، چارچوبی بسیار کلی و جامع ارائه می‌دهد که امکان اثرگذاری

[2] Jin

متغیرهای توضیحی مدل را نه تنها فقط در متوسط داده‌ها، بلکه در کلیه بخش‌های توزیع به خصوص در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی فراهم می‌کند. در رگرسیون چندکی برعکس رگرسیون حداقل مربعات معمولی، از می‌نیمم کردن مجموع قدر مطلق باقیمانده‌های موزون جهت تخمین ضرایب الگو استفاده می‌کند. این رویکرد به روش حداقل قدر مطلق انحرافات[3] (LAD) مشهور شده است. رگرسیون چندکی به عنوان راهکاری جامع و کلی برای کشف ارتباط پیش‌بینی‌کننده مفیدتر در بین متغیرها در مواردی که بین میانگین این متغیرها ارتباط وجود ندارد یا فقط رابطه ضعیفی وجود داشته است، پیشنهاد شده است. نیاز و موفقیت رگرسیون کمی در بوم‌شناسی به پیچیدگی تعاملات بین عوامل مختلف منجر به داده‌هایی با تغییرات نابرابر یک متغیر برای محدوده‌های مختلف متغیر دیگر نسبت داده شده است. از جمله مهم‌ترین کاربردهای دیگر مربوط به رگرسیون کوانتایل یا چندکی، در مطالعات مربوط به نمودارهای رشد است که عموماً از منحنی‌های صدک برای غربال‌گری رشد غیرعادی استفاده می‌کنند. از سوی دیگر، رگرسیون چندکی، در مطالعات جدید، در ادبیات پیوند انرژی-رشد به صورتی جدی مورد استفاده و توجه قرار گرفته است. در گذشته، رگرسیون کوانتایل به شکلی گسترده در پزشکی اطفال، مطالعات مرتبط با بقا و مدت زمان، تعیین دستمزد، اثرات تبعیض، بازارهای مالی و نابرابری درآمد به کار برده می‌شده است. از سوی دیگر، در ادبیات اقتصاد مالی و پژوهش‌هایی که به ورشکستگی بانک‌ها و وقوع زمانی این شکست پرداخته‌اند نیز به کار برده شده است. از سوی دیگر، رگرسیون چندکی در زمینه ورزش و بررسی عوامل موثر بر تبعیض دستمزدی در رشته‌های مختلف پژوهش‌های گسترده‌ای با رویکرد رگرسیون چندکی انجام شده است (Koenker & Hallock, 2001). رگرسیون چندکی در این مقاله در ابتدا به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$q\left(\frac{ST_{it}}{\Omega_t}\right) = C_{it} + \beta_1 GDP_{it} + \beta_2 INF_{it} + \beta_3 Exch + \beta_4 M2_{it} + \beta_4 MFDI_{it} + \beta_5 Tr_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

در معادله (۱)، نماد $q\left(\frac{ERT_{it}}{\Omega_t}\right)$ بیان‌گر چندک شرطی شاخص قیمت بازار سهام است. همچنین نماد Ω_t نیز بیانگر اطلاعات مورد نظر در زمان t می‌باشد. همچنین در رابطه بالا،

[3] Least Absolute Deviations

$GDPit$تولید ناخالص داخلی در کشور i در زمان t، در رابطه فوق، $INFit$ نرخ تورم در کشور i در زمان t، در رابطه فوق، $Exch_{it}$ نرخ ارز واقعی در کشور i در زمان t، در رابطه فوق، $M2_{it}$ حجم نقدینگی در کشور i در زمان t، و FDI نیز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور i در زمان t است. برای برآورد مدل نیز از نرم‌افزار ایویوز نسخه ۱۲ استفاده شده است.

روش گردآوری اطلاعات در این مطالعه اسنادی و کتابخانه‌ای بوده است و از مقالات، کتاب و منابع موثق برای نوشتن ادبیات نظری و پیشینه پژوهش استفاده شده است. کلیه داده‌های مورد نیاز برای این مطالعه نیز از وب‌سایت بانک جهانی[4] گردآوری شده است.

۵- برآورد مدل

پیش از تخمین مدل لازم است که موضوع مانایی در متغیرهای مدل مورد بررسی قرار بگیرد تا از برآورد رگرسیون کاذب جلوگیری شود. نتایج آزمون مانایی به روش لین و لوین و چو (LLC) که بیشترین کاربرد را در بررسی مانایی در داده‌های ترکیبی دارد در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی لین و لوین و چو (LLC)
مأخذ: نتایج تحقیق

Tabel 1. Results of the Lin, Levine, and Cho (LLC) stability test
Source: Research results

نماد	متغیر	LLC در سطح	LLC در تفاصل اول
		احتمال	احتمال
ST	شاخص قیمت بازار سهام	۰/۰۰۰	-
GDP	تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۲۰۱۰	۰/۱۶۵۷	۰/۰۰۰
INF	نرخ تورم	۰/۰۰۰	-
EXCH	نرخ ارز واقعی	۰/۳۴	۰/۰۰۰

[4] www.worldbank.org

M2	حجم نقدینگی	۰/۰۰۰	-
TR	باز بودن تجاری (نسبت تجارت خارجی به (GDP)	۰/۰۰۰	-
FDI	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (به صورت درصد از (GDP	۰/۰۰۰	

بر اساس نتایج .Error! Reference source not found فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را در تمامی متغیرها به جز GDP و نرخ ارز واقعی (EXCH) را می‌توان رد کرد و از این‌رو تمامی متغیرها بجز GDP و نرخ ارز واقعی (EXCH) مانا هستند. متغیر GDP و نرخ ارز واقعی (EXCH) نیز با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده است. از آن‌جا که برخی متغیرهای تحقیق مانا و برخی دیگر نامانا هستند، بنابراین لازم است پیش از برآورد مدل آزمون همجمعی انجام شود تا از برآورد رگرسیون کاذب جلوگیری شود. در این مطالعه برای بررسی همجمعی بین متغیرهای تحقیق از آزمون کائو استفاده شده است. نتایج آزمون همجمعی مدل در **جدول ۲** ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون همجمعی کائو
مأخذ: نتایج تحقیق

Tabel 2. Results of the Kao covariance test
Source: Research results

آزمون	آماره T	احتمال
کائو	-٤/١٧٦	۰/۰۰۰

طبق نتایج آزمون هم‌انباشتگی در **جدول ۲**، آزمون کائو نشان‌دهنده وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل در مدل پژوهش است. پس از اطمینان از وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای تحقیق می‌توان بدون نگرانی از برآورد یک رگرسیون کاذب، از سطح متغیرها برای برآورد مدل استفاده کرد. در **جدول ۳** نتایج برآورد مدل به روش رگرسیون چندکی ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج برآورد رگرسیون کوانتایل
مأخذ: نتایج تحقیق (اعداد داخل پرانتز بیان‌گر آماره t است)

Tabel 3. Quantile regression estimation results
Source: Research results (numbers in parentheses indicate t-statistics)

متغیر	Q25	Q50	Q75
GDP	۰/۳۹۸ (۲/٦۳)	۰/۳٤۷ (۲/۳۹)	۰/۳۲٤ (۲/۲۷)
INF	۰/۱۸۷ (۳/۱٦)	۰/۱٦٤ (۲/۹۷)	۰/۱٤۳ (۲/٦۲)
EXCH	۰/۰۹۸ (۲/۵٦)	۰/۰۸۵۳ (۲/۳۱)	۰/۰۷۳۸ (۲/۱۷)
M2	۰/۲۰۷ (۱/۹۲)	۰/۲۱۷ (۱/۹۹)	۰/۲۲۷ (۲/۰۵)
TR	۰/۰۳٤۱ (۱/۵۹)	۰/۰٤۱۳ (۱/٦۸)	۰/۰۵۲۷ (۱/۷۱)
FDI	۰/۰٤۵۸ (۱/۰۹)	۰/۰۳٤۱ (۰/۹۲)	۰/۰۱۷۸ (۰/۸۷)
C	۱/٦۸۳ (۲/۱۱)	۱/۸۷٦ (۲/۲۹)	۱/۷۵۷ (۲/۳٦)

براساس نتایج برآوردی در چندک‌های مختلف متغیر وابسته اثر متغیر تولید ناخالص داخلی بر شاخص قیمت بازار سهام مثبت و معنی‌دار بوده است اما در چندک‌های بالای متغیر وابسته، تاثیر متغیر تولید ناخالص داخلی بر شاخص قیمت بازار سهام به تدریج کم‌تر و کم‌تر شود. به بیانی دیگر، با افزایش شاخص قیمت بازار سهام در طول زمان، تاثیر متغیر تولید ناخالص داخلی بر شاخص قیمت بازار سهام کم‌تر و کم‌تر شده است. نتایج این یافته با مطالعات (Amiri et al., 2015; fallahi & jahangiri, 2015; hadipour et al., 2021; mohammadzadeh & shahiki tash, 2018; Samadi et al., 2015) در داخل و مطالعات (Granger et al., 2000)

گرنجر و همکاران (۲۰۰۰)، و انگ و همکاران (۲۰۱۰)، چانگ (۲۰۲۱) و جین[5] (۲۰۲۲) در خارج از ایران مطابقت و همخوانی داشته است.

براساس سایر نتایج این مطالعه برای متغیر نرخ تورم نیز نتایجی مشابه کسب شده است. در مورد نقدینگی اما نتایجی دیگر کسب شده است. با توجه به ضرایب برآوردی در چندک‌های مختلف متغیر وابسته، ضرایب برآوردی در چندک‌های بالای متغیر وابسته به تدریج بیشتر و بیشتر شده است. به بیانی دیگر، با افزایش شاخص قیمت بازار سهام در طول زمان، تاثیر متغیر نرخ ارز بر شاخص قیمت بازار سهام بیشتر و بیشتر شده است. نتایج این یافته با مطالعات امیری و همکاران (۱۳۹۴)، محمدزاده و همکاران (۱۳۹۷) و هادی‌پور و همکاران (۱۴۰۰) در داخل و مطالعات سینر و همکاران (۲۰۱۳)، ازوتک و اوجال (۲۰۱۷)، چانگ (۲۰۲۱) و جین[6] (۲۰۲۲) در خارج از ایران مطابقت و همخوانی داشته است.

برای متغیر تجارت خارجی نیز نتایجی مشابه کسب شده است، با این تفاوت که معناداری متغیر تجارت خارجی در سطح ۹۰ درصد اطمینان بوده است، اما برای نرخ ارز معناداری در سطح ۹۵ درصد اطمینان بوده است. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز تاثیری مثبت و معنادار بر شاخص قیمت بازار سهام داشته است. سطح معناداری متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز ۹۰ درصد بوده است. این نتایج با توجه به چندک‌های برآوردی نشان داده است که با افزایش شاخص قیمت بازار سهام، تاثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر شاخص قیمت بازار سهام در چندک‌های بالای شاخص قیمت بازار سهم کم‌تر و کم‌تر شده است. نتایج این یافته نیز با مطالعات امیری و همکاران (۱۳۹۴)، فلاحی و جهانگیری (۱۳۹۴) و صمدی (۱۳۹۴) در داخل و مطالعات گرنجر و همکاران (۲۰۰۰)، ازوتک و اوجال (۲۰۱۷)، چانگ (۲۰۲۱) و جین (۲۰۲۲) در خارج از ایران مطابقت و همخوانی داشته است. این نتایج گویای این موضوع است، که در کشورهای مورد مطالعه، صرفاً قیمت نمی‌تواند آینده قیمت بازار سهام را پیش‌بینی کند و باید در مطالعه روند آینده شاخص بازار سهام، باید به متغیرهای کلان اقتصادی نیز توجه نمود.

---

[5] Chang

[6] Jine

در ادامه باید به بررسی تقارن در ضرایب چندک‌های برآوردی پرداخته شود که برای این موضوع، آزمون نیووی و پاول (۱۹۸۷) به کار برده خواهد شد یافته‌های آزمون تقارن در **جدول ٤** ارائه شده است.

جدول ٤. نتایج تقارن برای چندک‌های مورد بررسی
مأخذ: نتایج تحقیق

Tabel 4. Symmetry results for the quantiles under study
Source: Research results

متغیر / کوانتایل	۰/۸۰ -۰/۲۰	۰/٦۰ -۰/٤۰
	احتمال	احتمال
GDP	۰/۱۹۸۵	۰/۲۳٦۵
INF	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
EXCH	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲
M2	۰/۵۸۲	۰/٤٦۵
TR	۰/٤۳٦	۰/۳٦٤

از آن‌جا که میزان احتمال برآوردی، در چندک‌های مورد پژوهش، فرض صفر مبتنی بر تقارن یافته‌ها در تمامی متغیرها به جز تورم و نرخ ارز مورد تائید قرار گرفته است. همچنین برای متغیرهای نرخ تورم و نرخ ارز، این اثرات نامتقارن هستند و از الگویی متقارن پیروی نمی‌کنند.

۶- نتیجه‌گیري و پیشنهادات

این مطالعه با هدف بررسی اثرات نامتقارن شاخص‌های عمده اقتصاد کلان بر شاخص قیمت بازار سهام در کشورهای اصلی طرف تجاری ایران با رویکرد رگرسیون چندکی طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ بوده است. بر اساس نتایج تحلیل می‌توان نتیجه گرفت که تاثیر تورم، نرخ ارز، نقدینگی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تولید ناخالص داخلی بر شاخص قیمت بازار سهام مثبت و معنی‌دار بوده است. اثر تجارت خارجی بر شاخص قیمت بازار سهام نیز در

سطح ۹۰ درصد معنی‌دار بوده است. براساس سایر نتایج این مطالعه نیز اثر متغیرهای نرخ ارز و نرخ تورم بر شاخص قیمت بازار سهام نامتقارن بوده است. اثر متغیر تولید ناخالص داخلی، تقدینگی و تجارت خارجی نیز متقارن بوده است. بر طبق یافته‌های این مطالعه در کشورهای مورد مطالعه بانک‌ها می‌توانند نرخ بهره وام‌دهی را برای تشویق به وام‌دهی کاهش داده که در نهایت سبب افزایش سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار و بهبود نرخ رشد اقتصادی خواهند شد. جهت جذب FDI از طریق مشوق‌های مالیاتی و یا تسهیل بیشتر قوانین و مقررات در بخش‌های مورد نیاز، باید کوشش بیشتری توسط مقامات رسمی، سیاست‌گذاران و طرف‌های مرتبط انجام بگیرد. همچنین در کوشرهای مورد مطالعه ، دولت‌ها می‌توانند یک صندوق توسعه سرمایه گذاری تشکیل دهند که صرفاً برای سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها و همچنین تولید و گسترش سرمایه‌های انسانی و جذب فناوری مورد استفاده قرار بگیرد. این سیاست‌ها به هدف دست پیدا کردن به توسعه همه جانبه و گسترده در کلیه ابعاد مالی و اقتصادی کوش می‌کند. از سوی دیگر، براسا یافته‌های نیاز بسیار جدی به ادغام موسسات مالی و بانکی گوناگون برای جذب نوسانات اقتصادی غیرمنتظره و رسیدن به اقتصاد مقیاس وجود خواهد داشت که سبب افزایش سودآوری و بهبود شاخص های مالی خواهد شد. رشد و ثبات اقتصادی، نیز از مهم‌ترین فاکتورهای تاثیرگذار بر رشد بازارهای مالی و تثبت بلندمدت آن است. گسترش نوسانات و در نتیجه افزایش نااطمینانی و گسترش بی‌ثباتی در حوزه اقتصاد کلان، منجر به کاهش تولیدات شرکت‌ها، افزایش بیکاری، کاهش سودآوری و نزول شاخص سهام در بلندمدت خواهد شد. از همین‌رو، برنامه‌های ثبات، رشد و توسعه مداوم اقتصادی باید بیش از پیش مورد توجه سیاست‌گذاران، اقتصاددانان، سیاست‌داران و همچنین و برنامه‌ریزان قرار گیرد. پژوهش‌های آتی در زمینه عوامل موثر بر بازار سهام می‌توانند از طریق رویکردهای غیر خطی مانند پانل آستانه برای به دست آوردن مقادیر آستانه تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی موثر بر بازار سهام استفاده کنند. همچنین این مطالعات می‌توانند در دو گروه کشوری در حال توسعه و توسعه یافته، تفاوت‌های اثرگذاری این متغیرهای کلان بر بازار سهام را مورد بررسی و تحلیل قرار دهند.

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

Akgül, I., Bildirici, M., & Özdemir, S. (2015). Evaluating the nonlinear linkage between gold prices and stock market index using Markov-Switching Bayesian VAR models. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 210*, 408–415. https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.11.385

Amiri, H., Pourjavan, A., & Zahedi, M. (2025). Gold, currency 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. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.39758.2458 [in Persian].

Amiri, S., Homayounifar, M., Karimzadeh, M., & Falahi, M. A. (2015). Examination of dynamic correlation between major assets in Iran by DCC-GARCH approach. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 15*(2), 183–201. Retrieved from http://ecor.modares.ac.ir/article-18-7024-fa.html [in Persian].

Azizi, F. (2004). Experimental test of the relationship between inflation and stock returns in Tehran Stock Exchange. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 4*(11-12), 17–30. [in Persian].

Banerjee, S., Walder, F., Büchi, L., Meyer, M., Held, A. Y., Gattinger, A., … & van der Heijden, M. G. (2019). Agricultural intensification reduces microbial network complexity and the abundance of keystone taxa in roots. *The ISME journal, 13*(7), 1722–1736. https://doi.org/10.1038/s41396-019-0383-2

Beer, F., & Hebein, F. (2008). An assessment of the stock market and exchange rate dynamics in industrialized and emerging markets. *International Business & Economics Research Journal (IBER), 7*(8). https://doi.org/10.19030/iber.v7i8.3241

Branger, N., Breuer, B., & Schlag, C. (2010). Discrete-time implementation of continuous-time portfolio strategies. *The European Journal of Finance, 16*(2), 137–152. https://doi.org/10.1080/13518470902927233

Chang, F. (2022). The impact of inflation on stock market returns in China with a quantile approach. *Journal of Financial Economics*, *47*(3), 532–549.

Ciner, C., Gurdgiev, C., & Lucey, B. M. (2013). Hedges and safe havens: An examination of stocks, bonds, gold, oil and exchange rates. *International Review of Financial Analysis*, *29*, 202–211. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2012.12.001

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

Doong, S.-C., Yang, S.-Y., & Wang, A. T. (2005). The dynamic relationship and pricing of stocks and exchange rates: Empirical evidence from Asian emerging markets. *Journal of American Academy of Business*, *7*(1), 118–123.

Elmi, Z., Aboonouri, E., Rasekhi, S., & Shahrazi, M. (2014). The influence of volatility structural changes on shock transmission and volatility spillover between gold and stock markets in Iran. *Economic Modelling*, *8*(26), 57–73. Retrieved from https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_554775.html [in Persian].

Fallahi, F., Hghighat, J., Sanoubar, N., & Jahangiri, K. (2014). Study of correlation between volatility of stock, exchange and gold coin markets in Iran with DCC-GARCH model. *Economics Research*, *14*(52), 123–147. Retrieved from https://joer.atu.ac.ir/article_145.html [in Persian].

Fallahi, F., & Jahangiri, K. (2015). The study of financial contagion among stock market, exchange and gold coin in Iran. *Monetary & Financial Economics*, *22*(10), 61–86. https://doi.org/10.22067/pm.v22i10.40535 [in Persian].

Fowowe, B., & Shuaibu, M. (2016). Dynamic spillovers between Nigerian, South African and international equity markets. *International Economics*, *148*, 59–80. https://doi.org/10.1016/j.inteco.2016.05.002

Granger, C. W., Huangb, B.-N., & Yang, C.-W. (2000). A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asianflu. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *40*(3), 337–354. https://doi.org/10.1016/S1062-9769(00)00042-4

Hadipour, H., Paytakhti Oskooe, S. A., Alavi Matin, Y., & Rahmani, K. (2021). The factors affecting on instability index in Tehran Stock Exchange (The case: Base metals industry). *Industrial Management Studies*, *19*(61), 181–207. https://doi.org/10.22054/jims.2021.57264.2581 [in Persian].

Jin, F. (2022). Investigating factors affecting the stock market in Southeast Asian countries: Astana panel approach. *Journal of Financial Economics, 4*(22), 143–162.

Karimzadeh, M. (2006). Examination long run relationship between stock price index and monetary microeconomics variables by using co integration technique in economy of Iran. *Iranian Journal of Economic Research, 8*(26), 41–54. Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_3707.html [in Persian].

Khalifa, A. A., Hammoudeh, S., & Otranto, E. (2014). Patterns of volatility transmissions within regime switching across GCC and global markets. *International Review of Economics & Finance, 29*, 512–524. https://doi.org/10.1016/j.iref.2013.07.011

Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society, 46*(1), 33–50. https://doi.org/10.2307/1913643

Koenker, R., & Hallock, K. F. (2001). Quantile regression. *Journal of Economic Perspectives, 15*(4), 143–156. https://doi.org/10.1257/jep.15.4.143

Liu, T.-Y., & Lee, C.-C. (2021). Global convergence of inflation rates. *The North American Journal of Economics and Finance, 58*, 101501. https://doi.org/10.1016/j.najef.2021.101501

Mehr-un-Nisa, & Nishat, M. (2011). The determinants of stock prices in Pakistan. *Asian Economic and Financial Review, 1*(4), 276–291.

Mohammadzadeh, A., & Shahiki Tash, M. N. (2018). Investigation relationship between the macroeconomic markets and financial market using the conditional capital asset pricing model (case study of Tehran Stock Exchange). *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies, 5*(20), 100–120. Retrieved from https://www.jmsp.ir/article_47920.html [in Persian].

Moqbel, M. A., Al-Rjoub, A. M., & AL-Shwiyat, Z. M. M. (2015). The effect of applying accounting information systems on the improvement of production costs: An applied study on Jordanian industrial firms listed on the Amman stock exchange. *International Management Review, 9*(5), 824–834.

Pazoki, N., Hamidian, A., Mohammadi, S., & Mahmoudi, V. (2013). Correlation analysis of stock exchange index, oil price, exchange rate and gold price: A wavelet decomposition method. *Journal of Investment Knowledge, 2*(7), 131–148. Retrieved from https://jik.srbiau.ac.ir/article_7513.html [in Persian].

Piraee, K., & Shahsavar, M. R. (2008). Measuring the impact of price changes of goods and services on poverty in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *12*(36), 153–185. Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_3570.html [in Persian].

Samadi, S., Ebrahimmi, N., & Aghili, F. (2015). The effect of exchange rate fluctuations on the stock market index and the price of gold coins. *Monetary & Financial Economics*, *22*(9), 57–73. https://doi.org/10.22067/pm.v22i9.19367 [in Persian].

Sharif, T., Purohit, H., & Pillai, R. (2015). Analysis of factors affecting share prices: The case of Bahrain stock exchange. *International Journal of Economics and Finance*, *7*(3), 207–216. https://doi.org/10.5539/ijef.v7n3p207

Singh, P. (2014). An empirical relationship between selected Indian stock market indices and macroeconomic indicators. *International Journal of Research in Business Management*, *2*(9), 81–92.

Uddin, R., Rahman, Z., & Hossain, R. (2013). Determinants of stock prices in financial sector companies in Bangladesh-A study on Dhaka Stock Exchange (DSE). *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*, *5*(3), 471–480.

Wang, A., Choi, F., & Liu, J. (2022). The effect of macroeconomic variables on the stock price index in selected Asian countries. *Journal of Financial Studies*, *4*(5), 332–345.

Wang, M.-L., Wang, C.-P., & Huang, T.-Y. (2010). Relationships among oil price, gold price, exchange rate and international stock markets. *International Research Journal of Finance and Economics*, *47*, 72–89.

Zare, H., & Rezaei, Z. (2006). The effects of foreign exchange, gold coin and housing markets on Tehran Stock Market: A vector error correction model. *Research Bulletin of Isfahan University (Humanities)*, *21*(2), 99–112. Retrieved from https://www.sid.ir/paper/24919/en [in Persian].

Zamani, M. , Emamverdi, G. , Noorifard, Y. , Hamidian, M. & Jafari, S. M. (2024). Predicting Value At Risk: An Artificial Intelligence Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *21*(2), 1-33. Doi: 10.22055/Jqe.2021.35793.2293 [In Persian].

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) پاییز ۱۴۰۴ ۲۲(۳) ۱۷۳-۱۳۸

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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



تغییرات ساختاری، قابلیت بنیان‌ها و گونه‌شناسی الگوی رشد اقتصادی در ایران: رهیافت ARDL

مونا امیری*، اسفندیار جهانگرد**، محمد قاسمی ششده***، سیروس امیدوار****

** دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).*

*** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.*

**** استادیار اقتصاد، گروه برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.*

***** استادیاراقتصاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۳ دی ۱۴۰۱
تاریخ بازنگری: ۲٤ اسفند ۱٤۰۱
تاریخ پذیرش: ۱۸ تیر ۱٤۰۲

طبقه‌بندیJEL: P23، P30، O53، O10

واژگان کلیدی: تغییرات ساختاری، بنیان‌ها، رشد اقتصادی،ARDL، ایران

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل:mona.amiri991@gmail.com
0000-0003-1189-9720

آدرس پستی:
ایران، تهران، خیابان شهید بهشتی، نبش احمد قصیر، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، کد پستی: ۱۵۱۳۶۱۵۴۱۱

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از رساله دکتری مونا امیری در رشته توسعه اقتصادی به راهنمایی دکتر اسفندیار جهانگرد و دکتر محمد قاسمی ششده در دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی است.

قدردانی: از داوران گرامی که با نظرات و پیشنهادهای ارزشمند خود باعث بهبود این مقاله شده‌اند قدردانی می‌گردد.
تضاد منافع: نویسنده 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 نکرده اند.

چکیده

راهبرد رشد موفقیت‌آمیز در کشورها، بر تلاشی دو جانبه استوار می‌باشد: یک راهبرد کوتاه‌مدت با هدف تحریک رشد و دیگری، راهبرد میان‌مدت تا بلندمدت با هدف حفظ و تداوم بخشیدن به رشد. بنابراین، به‌منظور دستیابی به رشد پایدار و سریع که توسعه‌یافتگی را با خود به همراه دارد، نیاز است تا از یک طرف، انتقال ساختاری (صنعتی‌شدن) در یک کشور نوعی به سرعت انجام شود و از طرف دیگر، سرمایه‌گذاری در بنیان‌ها (سرمایه انسانی و نهادها) به میزان بالایی صورت پذیرد. در این پژوهش، الگوی رشد اقتصادی در ایران در قالب یک مدل ARDL طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۴۹ مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که نخست، در بلندمدت، تغییرات ساختاری، سرمایه انسانی و شاخص نهادی (بنیان‌ها) نقش مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی ایران داشته‌اند. دوم، الگوی رفتاری تغییرات ساختاری در سال‌هایی که ایران با بحران‌های اقتصادی مواجه نبوده مثبت بوده است. سوم، با توجه به رفتار نوسانی تغییرات ساختاری و بهره‌وری درون‌بخشی، تحرک نیروی کار در ایران از یک بخش به بخش دیگر پرهزینه و مستلزم اخذ تصمیمات بلندمدت بوده است. در نهایت آنکه، از نظر تغییرات ساختاری و بنیان‌ها، رشد اقتصادی در ایران الگوی ناهمسان و مختلف‌الشکلی را تجربه نموده است. براساس یافته‌های پژوهش، اجرای اصلاحات نهادی، ارتقای کیفی نیروی انسانی و ایجاد بسترهای سیاستی موجد ثبات اقتصاد کلان به‌منظور دستیابی به رشد پایدار اقتصاد ایران پیشنهاد می‌گردد.

ارجاع به مقاله:
امیری، مونا.، جهانگرد، اسفندیار.، قاسمی ششده، محمد و امیدوار، سیروس. (۱۴۰۴). تغییرات ساختاری، قابلیت بنیان‌ها و گونه‌شناسی الگوی رشد اقتصادی در ایران: رهیافت ARDL. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۲ (۳)، ۱۷۳-۱۳۸.
10.22055/jqe.2023.42746.2537

© 2025 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

در اقتصاد، نظریات رشد همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده و از همان ابتدای تحلیل اقتصادی در زمان اقتصاددانان کلاسیک، از جایگاه بالایی در مباحث و تحلیل‌ها برخوردار بوده‌اند. مباحث مرتبط با رشد اقتصادی به سؤالاتی از این قبیل پاسخ می‌دهند: چرا درآمد سرانه در برخی از کشورها چندین برابر کشورهای دیگر است؟ چرا برخی از کشورها همچنان فقیر مانده؛ اما در مقابل، برخی دیگر رشد و افزایش مستمر رفاه را تجربه می‌کنند؟ عوامل ایجاد کننده‌ی رشد پایدار در اقتصاد چه هستند و به منظور دستیابی به رفاه چه موانعی باید مرتفع شوند؟ (Diao, McMillan & Rodrik, 2019: 282)

امروزه، دستیابی به رشد اقتصادی مستمر و بالا، در زمره‌ی مهم‌ترین اهداف و اولویت‌های کشورها، به‌ویژه کشورهای در حال توسعه است و راهبرد رشد موفقیت‌آمیز در کشورها، بر تلاشی دو جانبه استوار می‌باشد: یک راهبرد کوتاه‌مدت با هدف تحریک رشد و دیگری، راهبرد میان‌مدت تا بلندمدت با هدف حفظ و تداوم بخشیدن به رشد (Rodrik, 2018). تحریک و جهش رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت نیازمند اصلاحات معدودی است که فشار چندانی بر ظرفیت نهادی اقتصادی وارد نمی‌کند و به تعبیر دیگر، کشورها برای شروع رشد نیازی به انجام اصلاحات گسترده نهادی ندارند. اما در بلندمدت، پایداری رشد اقتصادی دشوارتر از شروع آن بوده و نیازمند ترکیب خردمندانه‌ای از تغییرات ساختاری و بهبود قابلیت بنیان‌ها است (Rodrik, 2018: 17).

در واقع، هرچند تغییرات ساختاری به‌تنهایی می‌توانند موتور رشد سریع اقتصادی باشد؛ اما درصورتی‌که از سوی بنیان‌ها پشتیبانی نشوند، رشد حاصله، نامنسجم و ناپایدار است و به تدریج تحلیل خواهد رفت (Rodrik, 2013). با نگاهی تاریخی به روند رشد اقتصادی در کشور ایران، ملاحظه می‌شود که اقتصاد ایران به‌رغم وجود ظرفیت‌ها، پتانسیل-ها و توانمندی‌های جامعه نظیر موقعیت جغرافیایی، کشاورزی و معدنی تاکنون نتوانسته از دام رشد پایین اقتصادی رهایی یابد. از طرف دیگر، ساختار اقتصاد و تخصیص منابع نیز به‌گونه‌ای نبوده که رشد اقتصادی پایدار را پدید آورد. به‌عبارت دیگر، با وجود بالا بودن

نسبت سرمایه‌گذاري به تولید در اقتصاد ایران، درآمد سرانه نسبت به سال‌های ۱۳۵۲ تفاوت چندانی نداشته است (Jahangard, 2016: 109).

عملکرد اقتصاد ایران نشان‌دهنده نوسان رشد اقتصادی تحت تأثیر درآمد نفت است و کمبود سرمایه‌گذاری فیزیکی عامل مهمی در رشد و توسعه ایران قلمداد نمی‌شود. مقوله رشد و توسعه اقتصادی دارای دو سطح اساسی دستیابی و حفظ است که هرکدام سیاست‌ها و نهادهای خاص خود را می‌طلبد. تجربه کشور ایران نشان می‌دهد که به‌دلیل وجود نفت در برانگیختن رشد اقتصادی تاحدودی در برخی دوره‌ها موفق بوده است، اما در میان‌مدت و بلندمدت با هدف "استمرار و پایدار ساختن" رشد اقتصادی ناموفق عمل کرده است (Jahangard, 2016: 88). در واقع، برخورداری از درآمدهای رایگان نفتی طی یک دوره طولانی، در جامعه‌ای با ساختار نهادی ضعیف و حاکمیت نظام اقتصادی مبتنی بر دسترسی محدود، به دولت‌ها منبع اقتدار مستقل از جامعه مدنی بخشیده به‌گونه‌ای که دولت‌های ایران را از یک دولت حاکمیتی به یک دولت توزیع‌کننده رانت‌ها و منافع حاصل از منابع طبیعی تبدیل کرده است (Zobeiri & ehsani, 2021: 11).

بنابراین، گونه‌شناسی الگوی رشد اقتصادی به شناخت نقش دو عامل اساسی تغییرات ساختاری و بنیان‌ها در فرآیند تاریخی رشد اقتصادی ایران می‌انجامد. همچنین، بررسی این دو عامل، افق بلندمدت رشد اقتصادی را به تصویر می‌کشد. مطالعات داخلی صورت گرفته در کشور، مؤید آن هستند که ساختار اقتصاد ایران تغییر کرده و تغییرات ساختاری شکل گرفته است (Omidpour, 2013; Ahangari, 2012, Vaezizadeh, 2013; Sir, 2016). اهمیت انجام پژوهش پیش‌رو در آن است که مشخص می‌کند آیا تغییرات ساختاری ایجاد شده در اقتصاد ایران، محرک رشد اقتصادی بوده است؟ همچنین، در کنار تغییرات ساختاری اقتصاد در کشور، نهادها و سرمایه انسانی چه تغییراتی داشته‌اند و آیا به رشد اقتصادی در کشور کمک نموده‌اند؟

جنبه‌ی نوآوری پژوهش حاضر در آن است که با تلفیق دو مدل نئوکلاسیک و اقتصاد دوگانه، به تحلیل رشد اقتصادی ایران تحت دو فاکتور بنیان‌ها و تغییرات ساختاری می‌پردازد. به‌عبارت دیگر، این مقاله در نظر دارد تا در چارچوب تعریف شده از توسعه

اقتصادی (یعنی تغییر جامعه سنتی و معیشتی به جامعه مدرن و صنعتی) و با بهره‌گیری از ابزار رشد اقتصادی، به تحلیلی از علل و چرایی کم‌رشدی در ایران بپردازد. بنابراین، هدف این مقاله آن است تا ضمن واکاوی رفتار رشد اقتصادی طی دوره ۱۳۹۸-۱۳٤۹ در قالب یک مدل ARDL برای اقتصاد ایران، به تحلیل و بررسی گونه‌شناسی الگوی احتمالی رشد در ایران (با تأکید بر تغییرات ساختاری و بنیان‌ها) بپردازد.

۲- چارچوب نظری و پیشینه پژوهش

در مطالعات علم اقتصاد، دو دیدگاه اساسی در مورد چگونگی دستیابی به رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و مدل‌سازی آن وجود دارد. اولین دیدگاه مربوط به اقتصاد کلان و مدل‌های رشد نئوکلاسیکی است. به‌طور کلی، نظریه‌های نئوکلاسیک با فرضیاتی همچون جایگزینی و پیوستگی برای ایجاد تعدیلات ضروری در عرضه، در طول فرآیند رشد به ساز و کار قیمت متکی هستند. در مدل نئوکلاسیک، تمامی منابع به‌طور همزمان و پیوسته به‌منزله‌ی تنگنایی برای رشد به شمار می‌آیند. (Karshenas, 2013).

دیدگاه دیگر، مدل‌سازی رشد بر مبنای تئوری اقتصاد دوگانه است. زمانی‌که یک اقتصاد دوگانه وجود داشته باشد، مسئله‌ی اصلی توسعه‌ی آتی این کشور، چگونگی رشد و گسترش بخش مبادله‌ی مدرن در زمانی است که بخش سنتی کوچک‌تر شود. آرتور لوئیس[1] تحلیلی هوشمندانه از این مسئله را ارائه کرده است (Mir, 1999). در واقع، اولین مدل اقتصاد دوگانه توسط آرتور لوئیس (۱۹٥٤) مطرح شده است. تئوری تغییرات ساختاری لوئیس از اواخر دهه ۱۹۵۰ تا ۱۹۸۰، مبنای تئوریک بسیاری از تحقیقات اقتصاد توسعه بود. این تئوری در تلاش است تا به یک سوال محوری در مورد گذار از اقتصاد کشاورزی سنتی به اقتصاد صنعتی مدرن پاسخ دهد: چگونه می‌توان موجبات تغییرات ساختاری را برای رسیدن به رشد و توسعه فراهم نمود؟

به‌طور کلی، دو دیدگاه اقتصاد کلان و اقتصاد توسعه پیرامون مدل‌سازی رشد اقتصادی، می‌توانند مکمل یکدیگر باشند. یکی از روش‌هایی که می‌توان این دو دیدگاه را

[1] Sir Arthur Lewis

تلفیق نمود آن است که، مدل نئوکلاسیک رشد را متمرکز بر فرآیند رشد درون بخش‌های[۲] مدرن اقتصادی و مدل اقتصاد دوگانه را متمرکز بر روابط و جریان‌های بین بخش‌های[۳] اقتصاد در نظر گرفته شود (McMillan, Rodrik, & Sepulveda, 2017). چارچوب نظری به‌کار گرفته در پژوهش حاضر نیز بر همین اساس پایه‌ریزی شده است. با در نظر گرفتن این چارچوب، دو چالش اساسی در مسیر توسعه‌یافتگی کشورها وجود دارد: چالش انتقال ساختاری و چالش ظرفیت بنیان‌ها.

به‌طور کلی، انتقال ساختار می‌تواند سوخت و انرژی رشد اقتصادی سریع را فراهم کند؛ اما، اگر با بنیان‌های اقتصاد حمایت نشود باعث ایجاد رشد اتفاقی می‌شود. به‌عبارت دیگر، کیفیت نهادها و سطح سرمایه انسانی (قابلیت بنیان‌ها)، سطح درآمد سرانه بلندمدت را رقم می‌زند (Jahangard, 2016). بنابراین، انتقال ساختار به فعالیت‌های مدرن به همراه سرمایه‌گذاری و انباشت در بنیان‌ها (سرمایه انسانی و نهادها) می‌تواند رشد سریع و پایدار را با خود به همراه آورد. شکل ۱ انواع مختلف رشد احتمالی اقتصاد را -که از ارتباط بین بنیان‌ها و انتقال ساختار حاصل می‌شود-، نشان می‌دهد.

[2] Within-Sector

[3] Between-Sector

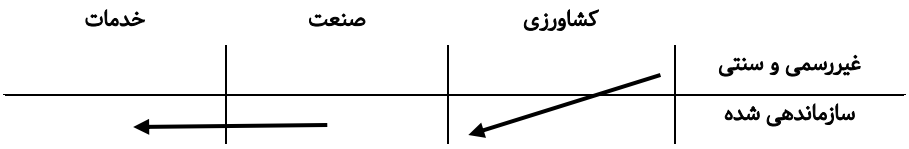
		انتقال ساختار: آهسته	انتقال ساختار: سریع
سرمایه‌گذاری در قابلیت‌های بنیادی	پایین	بدون رشد	رشد اتفاقی
	بالا	رشد آهسته	رشد سریع و پایدار*

شکل ۱. گونه‌شناسی الگوهای احتمالی رشد و نتایج آن
مأخذ: McMillan & et.al, 2017

Figure 1. Typology of probable growth patterns and their outcome
Sourse: McMillan & et.al, 2017

۱-۲- چالش اول: تغییرات ساختاری

در بسیاری از اقتصادهای در حال گذار، تغییرات ساختاری به‌عنوان بخش مهمی از روند رشد به‌حساب می‌آید (Naveed & Wang, 2023). مهم‌ترین مبنای فرضیه تأثیرگذاری تغییرات ساختاری بر رشد و توسعه اقتصادی آن است که در غیاب هم‌شکلی و هم‌نوایی در بازدهی عوامل در میان بخش‌های اقتصادی، بازتخصیص منابع به بخش‌های دارای بهره‌وری بالاتر، به رشد اقتصادی کمک می‌نماید. نکته حائز اهمیت آن است که انتقال ساختار باید از بخش‌هاي غیررسمی و سنتی به بخش‌هاي مدرن و سازمان‌دهی شده حرکت کند تا رشد پایدار اتفاق بیفتد (شکل ۲).



شکل ۲. الگوی تغییرات ساختاری در کشورهای توسعه‌یافته
مأخذ: Rodrick, 2016

Figure 2. Pattern of structural changes in developed countries
Sourse: Rodrick, 2016

۲-۲- چالش دوم: انباشت بنیان‌ها

به‌طور مشخص، مقصود از بنیان‌ها، انباشت مهارت‌ها و قابلیت‌های نهادی مورد نیاز جهت ایجاد رشد بهره‌وری پایدار، نه تنها در تعداد معدودی از بخش‌های صنعتی مدرن بلکه در تمامی طیف خدمات و فعالیت‌های غیر قابل معامله می‌باشد. در مطالعات اقتصادی، پیرامون اینکه در ابتدا، کیفیت نهادها (مانند: حکمرانی، قوانین و محیط کسب و کار) ایجادکننده‌ی سطوح بلندمدت درآمدی هستند و یا سطح سرمایه انسانی (مانند: تحصیلات، مهارت‌ها و آموزش)، بحث و مجادلات فراوانی صورت گرفته است. با این‌حال می‌توان با تلفیق این دو، در یک مفهوم با عنوان «بنیان‌ها» به تمامی این مجادلات خاتمه داد و به درک بهتری از رشد اقتصادی نائل گردید (McMillan et al., 2017).

در رهیافت ساختاری، سرمایه انسانی به عنوان محرک اصلی رشد اقتصادی و عامل تحریک تغییرات ساختاری در نظر گرفته می‌شود (Justman &Teubal, 1991) و در ایجاد و تکامل فرآیند تخصص اقتصادی کشورها نقش بسیار مهمی را ایفا می‌کند (Krishna & Levchenko, 2013). بنابراین، کمبود سرمایه‌گذاری در سرمایه‌های انسانی عامل اصلی نازل بودن سطح رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه است و تا زمانی‌که این کشورها آموزش و پرورش، استفاده از علوم و دانش و افزایش سطح مهارت‌های حرفه‌ای را ارتقا نداده‌اند، بازدهی و کارایی نیروی کار و سرمایه در سطح نازلی باقی می‌ماند و رشد اقتصادی با کندی و با هزینه‌های سنگین‌تر صورت می‌گیرد (Taghavi & Mohammadi, 2006).

به‌طور کلی، سرمایه انسانی از طریق دو مکانیزم اساسی بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد: اولاً سرمایه انسانی به‌صورت مستقیم بهره‌وری تولید را افزایش می‌دهد. از این‌رو، انباشت سرمایه انسانی باعث رشد تولید می‌شود. ثانیاٌ، سرمایه انسانی باعث پیشرفت فنی می‌گردد. لذا رشد بهره‌وری را ارتقا می‌دهد (که به‌صورت غیرمستقیم رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد) (Teixeira & Queiros, 2016).

با ورود عامل سرمایه انسانی به مدل‌های رشد اقتصادی، توضیح‌دهندگی آن‌ها بیشتر شد و علت تفاوت درآمد سرانه کشورها توجیه‌پذیرتر گردید. اما همچنان مشکلاتی نیز وجود داشت. به‌عنوان نمونه، در مدل رشد رومر (۱۹۹۰)، تخصیص منابع بیشتر به نوآوری، یک کشور را مرفه می‌کند؛ اما چرایی این امر را توضیح نمی‌دهد. از این‌رو، نگاه‌ها به سوی نهادها جلب گردید (Tayebnia & Nikonsabati, 2013).

استفاده از مفهوم نهاد، قدمتی بسیار طولانی دارد و حداقل برای اولین بار توسط گیامباتیستا ویکو[4] (۱۷۲۵) در کتاب ساینزا نووا[5] مورد استفاده قرار گرفت (Motevaseli, Samieenasab, & Nikoonesbati, 2016). یکی از اندیشمندانی که در زمینه نهادها و تأثیر آن بر عملکرد اقتصادی، مطالعات فراوانی را به خود اختصاص داده است، داگلاس نورث است. وی در صفحه ۱۹ از کتاب «نهادها، تغییرات نهادی و عملکرد اقتصادی»، نهادها را به شرح زیر تعریف می‌کند:

«نهادها قوانین بازی در جامعه هستند؛ یا به‌عبارتی سنجیده‌تر، قیودی هستند وضع شده از جانب نوع بشر که روابط متقابل انسان‌ها با یکدیگر را شکل می‌دهند. در نتیجه، نهادها سبب ساختارمند شدن انگیزه‌های نهفته در مبادلات بشری می‌شوند، چه این مبادلات سیاسی باشند، چه اقتصادی و چه اجتماعی. تغییرات نهادی، مسیر تحول جوامع بشری در طول تاریخ را مشخص می‌کنند و بنابراین، کلید فهم تغییرات تاریخی محسوب

[4] Giambattista Vico

[5] Scienza Nuova

می‌شوند. از طرف دیگر، عملکرد متفاوت اقتصادها در طول زمان، اساساً متأثر از تغییر و تحول نهادها است.»

۳-۲- پیشینه پژوهش

دیائو و همکاران (۲۰۱۹)، با رویکرد ساختاری به بررسی رشد اقتصادی تجربه شده در اقتصادهای در حال توسعه پرداخته‌اند. آن‌ها با بسط یک مدل تعادل عمومی برای یک اقتصاد دوبخشی (بخش مدرن و بخش سنتی)، به این نتیجه رسیدند که توسعه بخش مدرن در اثر شوک مثبت بهره‌وری موجب جذب نیروی کار به بخش‌های اقتصادی کمتر مولد می‌شود (Diao et al., 2019).

مونتفورته (۲۰۲۰)، در مقاله‌ای تحت عنوان «تغییر ساختاری، فرضیه کشش و رانش[6] و بازار نیروی کار اسپانیا» از یک مدل تعادل عمومی برای بررسی انتقال ساختاری در بازار نیروی کار غیرکشاورزی استفاده نموده است. در این مدل، با استفاده از رهیافت حسابداری رشد، بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) به‌عنوان محرک اصلی مؤلفه تغییرات ساختاری محسوب شده است. مدل مذکور با استفاده از داده‌های اقتصادی اسپانیا پس از جنگ و گذار آن از دیکتاتوری به دموکراسی کالیبره شده است. براساس نتایج پژوهش، محرک اصلی رشد اقتصادی، افزایش و بهبود بهره‌وری است. همچنین، تغییرات نهادی در بازار کار عمدتاً تحت تأثیر بازار است و تنها اثر ملایمی بر تغییر ساختاری دارد (Monteforte, 2020).

ژو و همکاران (۲۰۲۱)، نقش نوآوری‌های فناورانه و تغییرات ساختاری در رشد اقتصادی چین را طی بازه زمانی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱٤ با استفاده از یک مدل اقتصاد سنجی غیرخطی، مورد بررسی قرار داده‌اند. از منظر ملی، یک رابطه U شکل معکوس بین پیشرفت تکنولوژیکی و رشد اقتصادی وجود دارد که نیاز به تغییر رویکرد پیشرفت تکنولوژیکی از تقلید به نوآوری را آشکار می کند. همچنین، نتایج پژوهش نشان داد که به محض رسیدن به نقطه

[6]The push-pull hypothesis

عطف، بهبود ساختارها، رشد اقتصادی چین را تحریک می کند (Zhou, Cai, Kim, Zhang, Du, & Song, 2021).

عمر شهزاد و همکاران (۲۰۲۲)، به نقش عامل تغییرات ساختاری در ایجاد رشد پایداراقتصادهای توسعه‌یافته پرداخته‌اند. پیچیدگی اقتصادی، کیفیت محصول صادراتی و شاخص‌های نهادی نشان‌دهنده‌ی تغییر و تحول ساختاری کلی در یک اقتصاد است. نتایج مطالعه‌ی آنان نشان داده است که کیفیت صادرات و توسعه مالی تاثیر مثبت و قابل توجهی بر رشد اقتصادی در بلندمدت دارد (Shahzad, Madaleno, Dagar, Ghosh, & Doğan, 2022).

امجد نوید و کونگ وانگ (۲۰۲۳)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «نوآوری و رشد بهره‌وری نیروی کار با لحاظ تعدیل تغییرات ساختاری: تجزیه و تحلیل در یک چشم‌انداز جهانی» به این نتیجه دست یافتند که اثر نوآوری بر تغییر ساختاری، بهره‌وری وزنی و بهره‌وری متوسط مثبت است. میزان اثر مثبت نوآوری بسته به فازهای تغییر ساختاری و سطوح درآمدی متفاوت است (Naveed & Wang, 2023).

در ادبیات تجربی داخلی اقتصاد ایران مطالعات متعددی پیرامون عوامل موثر بر رشد اقتصادی صورت پذیرفته است. آهنگری و خرمزاده (۱۳۹۱)، در مقاله‌ی خود با استفاده از روش اقتصاد سنجی ARDL، به بررسی اثر تغییرات ساختار اقتصادی بر تولید ناخالص داخلی ایران پرداخته‌اند. نتایج حاصله از مطالعه آنان حکایت از آن دارد که از بین سه متغیر ساختاری (تولید، صادرات و بهره‌وری نیروی کار)، افزایش نسبت بهره‌وری بخش صنعت و معدن به بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشور داشته است. اما به‌دلیل تسلط شدید درآمد نفتی بر تحولات صنعتی در اقتصاد ایران، تغییرات ساختاری از کانال افزایش سهم بخش صنعت و معدن در GDP و صادرات کل، بر رشد اقتصادی کشور تاثیر منفی داشته است (Ahangari & Khoramzadeh, 2012).

جهانگرد (۱۳۹۵)، ضمن تأکید بر آنکه بررسی تحول تخصیص منابع در اقتصاد از مسائل مهم در پرداختن به علل رشد اقتصادی است، به تبیین نقش تخصیص منابع بین‌بخشی در تولید طی دوره ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۰ پرداخته است. وی با استفاده از جداول داده-

ستانده سال‌های ۱۳۵۲، ۱۳٦۵، ۱۳۷۰، ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ ملی ایران، نشان داده است که ساختار تخصیص منابع در کشور، از بخش‌های کشاورزی به‌سمت برخی فعالیت‌های صنعتی و خدماتی سوق یافته است و با کشورهای توسعه یافته و حتی در حال توسعه متفاوت است (Jahangard, 2016).

اسفندیاری و قرنجیک (۱۳۹۷)، به بررسی اثر تغییرات ساختاری بر رشد اقتصادی یازده کشور عضو اوپک در دوره ۲۰۱۵-۲۰۰۱ با استفاده از شاخص دیتریچ پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه نشان می‌دهد که تغییرات ساختاری در کشورهای عضو اوپک اگرچه اثر معنی‌داری داشته اما نتوانسته رشد اقتصادی کشورهای عضو اپک را تقویت نماید. به‌عبارتی تغییر ساختار از طریق طی فرآیندهای طبیعی و اجتناب‌ناپذیر ایجاد نشده بلکه تحت تاثیر مخارج دولت و درآمدهای نفتی قرار گرفته است (Esfandiari & Koranjik, 2018).

حسین‌زاده و همکاران (۱٤۰۰)، با رهیافت پانل فضایی، اثر تغییرات ساختاری بر رشد اقتصاد منطقه‌ای را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج مطالعه‌ی آنان نشان داد که رشد و توسعه اقتصادی در یک منطقه می‌تواند هم تحت تاثیر ویژگی‌های خاص درون منطقه (اثرات مستقیم و درون منطقه‌ای) و هم تحت تاثیر ویژگی‌های مناطق اطراف آن منطقه (اثرات سرریزی و بین‌منطقه‌ای) باشد. در نظر نگرفتن ارتباطات بین‌منطقه‌ای و اثرات سرریزی بین منطقه‌ای متغیرها می‌تواند موجب تورش نتایج حاصل از مدل شود (Hosseinzadeh, Dadras, & Gharanjik, 2021).

با توجه به موضوعات مطرح شده، یکي از خلأهاي پژوهشي در مطالعات داخلي،گونه‌شناسی الگوی رشد اقتصادی باتوجه به دو عامل قابلیت بنیان‌ها و تغییرات ساختاری است. تاکنون مطالعات داخلی و خارجی متعددی پیرامون موضوع رشد اقتصادی، مبانی و عوامل تأثیرگذار بر آن در کشور صورت گرفته است. جنبه‌ی نوآوری در پژوهش حاضر در آن است که با تلفیق دو مدل نئوکلاسیک و اقتصاد دوگانه، به تحلیل رشد اقتصادی کشور تحت دو فاکتور بنیان‌ها و تغییرات ساختاری می‌پردازد.

۳- معرفی مدل

در پژوهش حاضر قصد بر آن است تا برای ترسیم الگوی رشد اقتصادی در ایران از سه متغیر تغییر ساختاری، شاخص نهادی و سرمایه انسانی استفاده شود. روش مورد استفاده در پژوهش علی – تحلیلی است. با توجه به مبانی نظری و پیشینه تحقیق نقطه شروع، الگوی زیر است:

$$Y = f(FDI, HC, SC, INS) \quad (۱)$$

در الگوی فوق، Y تولید ناخالص داخلی ، FDI سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، HC سرمایه انسانی، SC تغییرات ساختاری و INS شاخص نهادی است. در قالب یک الگوي تجربي همانند تیکسیرا و کی‌روس (۲۰۱٦)، شکل لگاریتمي متغیرها به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$LGDP_t = \alpha_1 + \beta_0 LFDI_t + +\beta_1 LHC_t + \beta_2 LINS_t + \beta_3 LSC_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

۳-۱ آمار و اطلاعات

دوره‌ی زمانی مطالعه‌ی حاضر ۱۳۹۸-۱۳٤۹ است و متغیرهای مورد نظر در الگوی فوق به شرح ذیل می‌باشند:

تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP): تولید ناخالص داخلی واقعی در دوره‌ی t به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ (میلیارد ریال) است. ارزش پولی تمام کالاها و خدمات نهایی تولید شده به قیمت سال پایه در اقتصاد یک کشور در یک دوره‌ی مالی معین (یک‌سال) تولید ناخالص داخلی واقعی نامیده می‌شود. آمارهای سالیانه مربوط به تولید ناخالص داخلی از نماگرهای بانک مرکزی استخراج شده و به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ تبدیل و محاسبه شده-اند.

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI): بر اساس الگوهای کلاسیک، انباشت سرمایه از عوامل مهم رشد اقتصادی می‌باشد. کشورهای در حال توسعه برای رشد اقتصادی نیازمند انباشت سرمایه می‌باشند. در واقع، کشورهای در حال توسعه دارای محدودیت سرمایه هستند و یکی از منابعی که می‌تواند کمبود انباشت سرمایه در کشورهای در حال توسعه را

جبران کند، استفاده از سرمایه‌گذاری خارجی است. از بین انواع مختلف سرمایه‌گذاری خارجی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به دلیل مزیت‌هایی مانند انتقال تکنولوژی، ارتباط با بازارهای بین‌المللی، انتقال مهارت‌های مدیریتی و ... منبعی مناسب‌تر برای انباشت سرمایه و به دنبال آن، ارتقای رشد اقتصادی می‌باشد. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عبارت است از سرمایه‌گذاری که متضمن روابط اقتصادی بلندمدت بوده و نشان‌دهنده‌ی منافع پایدار و کنترل واحد اقتصادی مقیم یک کشور بر واحدهای اقتصادی مقیم کشور دیگر باشد. آمار مرتبط با این متغیر از بانک جهانی استخراج شده است.

سرمایه انسانی (HC): در مطالعات متعدد برای سرمایه انسانی شاخص‌های متعددی در نظر گرفته شده است؛ به‌عنوان نمونه، دنیسون (۱۹٦۷) سطح تحصیلات و بارو (۱۹۹۱)، نیروی انسانی تحصیلکرده را به‌عنوان جانشین متغیر سرمایه انسانی استفاده نموده‌اند. در مطالعه حاضر از متوسط سال‌های تحصیل برای این شاخص استفاده خواهد شد که توسط بارو و لی (۲۰۱۰) تدوین شده است. آمار مرتبط با این متغیر از پایگاه آماری اقتصادی بانک مرکزی فدرال رزرو[7] استخراج شده است.

نهادها (INS): انتخاب شاخص نهادی مناسب برای بررسی تأثیر نهادها بر رشد اقتصادی بسیار حائز اهمیت است. به‌منظور سنجش تأثیر ساختار نهادی بر رشد اقتصادی در کشور از اطلاعات مندرج در گزارش شاخص آزادی اقتصادی بنیاد فریزر[8]، استفاده شده که دربرگیرنده‌ی حجم و اندازه دولت، ساختار قانونی و امنیت حقوق مالکیت، دسترسی به نقدینگی سالم، آزادی تجارت خارجی، قوانین مالی، بازار کار و تجارت است. علت انتخاب شاخص مذکور آن است که دربرگیرنده‌ی نهادهای خالق بازار، تنظیم‌کننده‌ی بازار، تثبیت‌کننده‌ی بازار و مشروعیت‌بخش به بازار است.

تغییرات ساختاری (SC): شاخص تغییر ساختاری که در پژوهش حاضر از آن استفاده می‌گردد، شاخصی است که از سوی مک‌میلان و همکاران در سال ۲۰۱۷ معرفی گردیده است. این شاخص از ترکیب دو جزء تغییرات در بهره‌وری بین بخشی و تغییرات

[7] Federal Reserve Bank

[8] Fraser Institute

بهره‌وری در سراسر بخش‌های اقتصادی نیروی کار به دست می‌آید و به صورت ذیل تعریف می‌گردد:

$$\Delta P_t = \sum_{i=1}^{n} \theta_{i,t-k}\, \Delta p_{i,t} + \sum_{i=1}^{n} p_{i,t}\, \Delta \theta_{i,t} \qquad (۳)$$

در رابطه‌ی فوق، ΔP_t تغییرات در بهره‌وری کل نیروی کار بین زمان t و t-k است. ، $\theta_{i.t}$، نسبتی از کل نیروی کار شاغل در بخش i و در زمان t، $p_{i.t}$ ، بهره‌وری نیروی کار در بخش i و در زمان t می‌باشد. داده‌هاي مربوط به بهره‌وري با استفاده از تقسیم تولید ناخالص داخلي واقعي به تعداد شاغلين محاسبه شده است. در سمت راست عبارت بالا، اولین جزء $(\sum_{i=1}^{n} \theta_{i,t-k}\, \Delta p_{i,t})$، تغییرات در بهره‌وری درون‌بخشی[9] و دومین جزء $(\sum_{i=1}^{n} p_{i,t}\, \Delta \theta_{i,t})$، تغییرات ساختاری است. جزء تغییر ساختاری، بیانگر آن است که چه نسبتی از رشد بهره‌وری کل نیروی کار به جابه‌جایی نیروی کار در بخش‌های اقتصادی برمی‌گردد. داده‌های مرتبط با اشتغال برای محاسبه این متغیر از مجموعه سری زمانی سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور و همچنین، طرح آمارگیری از نیروی کار مرکز آمار ایران و داده‌های مرتبط با تولید ناخالص داخلی، از آمارهای سالیانه بانک مرکزی، اخذ شده است.

۴- تحولات اقتصاد ایران

با مروری بر سابقه تاریخی و عملکرد اقتصاد ایران ملاحظه می‌شود که، عایدات نفتی نسبت به کمبود سرمایه‌گذاری فیزیکی، نقش مهم و قابل ملاحظه‌ای در برانگیختن رشد اقتصادی و نوسانات آن داشته است. از این‌رو، اقتصاد ایران در برخی از دوره‌های تاریخی از نظر رشد اقتصادی موفقیت‌آمیز عمل نموده، اما در میان‌مدت و بلندمدت از نظر استمرار و پایدار ساختن رشد اقتصادی ناموفق عمل کرده است (Jahangard, 2016). یکی از مهم‌ترین شاخص‌های سنجش عملکرد اقتصادي در تجزیه و تحلیل‌ها و ارزیابي‌ها تولید ناخالص داخلي است. در پژوهش حاضر، به‌منظور ترسیم علل اساسی تحرکات رشد اقتصادی در

[9] Within-sector productivity changes

ایران طی دوره مورد بررسی، سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۳٤ به شش دوره تقسیم شده است.[۱۰] جدول ۱، مروری کلی بر روند رشد اقتصادی ایران طی این شش دوره دارد.

جدول ۱. مروری اجمالی بر رشد اقتصادی ایران به تفکیک شش دوره زمانی، ۱۳۹۸-۱۳۳۴
مأخذ: خاوری‌نژاد (۱۳۸۸)، بانک مرکزی ج.ا.ا و محاسبات محقق، زمانی (۱۳۹۲)، کارشناس (۱۳۸۲)، پسران (۱۹۸۵)، هادی‌زنور (۱۳۷۹)، فوران (۱۳۸۶)، جهانگرد (۱۳۹۵)، دژپسند و رئوفی (۱۳۹۰)

Table 1. A brief overview of Iran's economic growth by six time periods, 1334-1398
Source: Khavari Nejad (2009), Central Bank, Zamani (2001), Karshenas (2013), Pesaran (1985), Hadi Zonur (2000), Foran (2007), Jahangard (2016), Dezhpasand & Reofi (2011)

دوران‌های اقتصاد ایران	میانگین (%) RGDP	انحراف معیار(%) RGDP	شرح
دوران پیش از انقلاب اسلامی			
دوران توسعه-گرایی و صنعتی شدن (۱۳۳٤-۱۳۵۱)	۱۳٫٤	٤٫٦	برنامه‌های عمرانی دوم تا چهارم؛ - ورود ۲۲ برابری سرمایه‌های خارجی به ایران طی ده سال ٤۵-۱۳۳۵ - حمایت بی‌سابقه دولت از بخش خصوصی - بحران اقتصادی طی سال‌های ٤۲-۱۳۳۹ - آغاز دوره گذار همه‌جانبه به اقتصاد سرمایه‌داری در سال ۱۳٤۳
دوران گذار به انقلاب اسلامی (۱۳۵۲-۱۳۵۷)	۳٫۱	۱۰	برنامه عمرانی پنجم؛ - افزایش قیمت نفت در سال ۱۳۵۳ و اتخاذ استراتژی جایگزینی واردات
دوران پس از انقلاب اسلامی			
دوران خودکفایی (۱۳۵۸-۱۳٦۷)	-۲٫٦	۱۱٫۷	سال‌های جنگ تحمیلی؛ - تنش‌های سیاسی با جهان خارج، خروج سرمایه از کشور و عدم تمایل شرکت‌هاي چند ملیتی نسبت به سرمایه‌گذاري در ایران

[۱۰] لازم به ذکر است که داده‌های مرتبط با حساب‌های ملی در ایران، از سال ۱۳۳۸ و توسط بانک مرکزی ج.ا.ا منتشر شده است و داده‌های کلان پیش از سال ۱۳۳۸، چندان مورد اعتماد نیستند. با این‌حال، خاوری‌نژاد (۱۳۸۸)، به برآورد تولید ناخالص داخلی ایران طی سال‌های ۱۲۸۵ تا ۱۳۳۷ پرداخته است که در این پژوهش، برای سال‌های پیش از ۱۳۳۸ از آن‌ها استفاده شده است. ضمناً تمامی داده‌های مربوط به ارزش افزوده اقتصادی در سال‌های مورد بررسی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ تبدیل و محاسبه گردیده است.

دوران‌های اقتصاد ایران	میانگین (%) RGDP	انحراف معیار(%) RGDP	شرح
			- جایگزینی استراتژي خودکفائی بر استراتژي جایگزینی واردات
دوران نوسازی و خصوصی-گرایی (۱۳٦۸-۱۳۸۳)	۵٫۱	٤٫۱	- استفاده از تسهیلات بین‌المللی در عین حفظ تعارض سیاسی با جهان خارج (۷٤-۱۳٦۸) - تورم بالای ناشی از استفاده بخش دولتی از تسهیلات بانکی (۷٤-۱۳٦۸) - افزایش بدهی‌هاي خارجی و توقف سیاست آزادسازي (۷۷-۱۳۷۵) - محدودیت واردات به دلیل مشکل تراز پرداخت‌ها و کمبود سرمایه در گردش (۷۷-۱۳۷۵)
دوران وفور درآمد نفتی (۱۳۸٤-۱۳۹۰)	۳٫۷	۲٫۵	- برداشت بیش از اندازه دولت از حساب ذخیره ارزي، رشد بی رویه هزینه‌هاي دولت و وابستگی زیاد درآمدهاي دولت به درآمدهاي حاصل از صدور نفت و گاز - افزایش بی سابقه نقدینگی - افزایش قیمت مسکن - هدفمندسازی یارانه‌ها
دوران فرصت از دست رفته (۱۳۹۱-۱۳۹۸)	-۰٫۳	٦٫۲	- بروز رکود تورمی، پیامدهای اجرای طرح هدفمندسازی یارانه‌ها، افزایش چندباره نرخ ارز و تشدید تحریم‌های تجاری و مالی بین-المللی علیه کشور - توافق برجام در سال ۱۳۹٤ پس از دو سال مذاکره با گروه ۵+۱ - دستیابی به رشد اقتصادی ۱۲٫۵ درصد در سال ۱۳۹۵ در پی رفع تحریم‌ها و افزایش صادرات نفت - آغاز مجدد تحریم‌ها در سال ۱۳۹۷ و در پی آن، کاهش تولید و صادرات نفت، افزایش نرخ ارز و صعود تورم

۵- برآورد مدل و تفسیر نتایج

پیش از انجام آزمون‌های مربوط به آماره استنباطی، جدول مرتبط با برخی از آماره‌های توصیفی ارائه می‌گردد (جدول ۲).

جدول ۲. آماره های توصیفی مربوط به متغیرهای مدل
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 2. Descriptive statistics related to model variables
Source: Research results

نام متغیر	میانگین	میانه	بیشترین ارزش	کمترین ارزش
LGDP	۱۵٫۱۲	۱۵٫۰۵	۱۵٫۷۵	۱٤٫۵۳
LFDI	۱۳٫۵٤	۱۹٫۰۳	۲۲٫۳۳	-۱۹٫۷۰
LHC	۰٫٤٤	۰٫٤۱	۰٫۹۰	۰٫۰۹
LINS	۱٫۵۸	۱٫٦۰	۱٫۷۸	۱٫۳۳
LSC	۰٫۰۲	۰٫۰۲	۰٫۲۳	-۰٫۱۳

در ادامه، پس از بررسی پایایی متغیرهای مورد استفاده در مدل، به تشریح چگونگی فرآیند تصریح و تخمین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای مدل پرداخته می‌شود. بررسی مانایی متغیرها یکی از اصول اولیه انجام هر برآوردی است، زیرا اگر داده‌ها نامانا باشند، امکان تشکیل رگرسیون‌های کاذب وجود خواهد داشت. پسران و شین (۱۹۹۵) و پسران و همکاران (۲۰۰۱) نشان دادند استفاده از رویکرد خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی این اجازه را می‌دهد که در مورد سری‌های I(0) و I(1) یا حتی I(d) (که d اعشاری نیست) وجود رابطه بلندمدت را مورد بررسی قرار دهد (Petkov, 2008). متداول‌ترین روش برای آزمون مانایی متغیرهای سری زمانی، استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) است. جدول ۳، نتایج مربوط به آزمون مانایی متغیرها را نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر بر روی سطح داده‌ها
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 3. The results of the Dickey-Fuller unit root test on the data level
Source: Research results

نام متغیر	آماره t	Prob	نتیجه آزمون
LGDP	-۰٫۷۰	۰٫۸۳	نامانا
LFDI	-۱٫۸۸	۰٫۳۳	نامانا
LHC	۰٫۷۰	۰٫۹۹	نامانا
LINS	-۱٫۸۷	۰٫۳٤	نامانا

نام متغیر	آماره t	Prob	نتیجه آزمون
LSC	-٦٫٨٨	٠٫٠٠	مانا

مطابق اطلاعات جدول فوق، متغیر تغییرات ساختاری در سطح مانا است. اما سایر متغیرها نامانا هستند و با يك بار تفاضل گيري مانا مي شوند (جدول ٤). بنابراین، با توجه به اینکه الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) این مزیت را دارد که متغیرهای مانا یا نامانا (از درجه یک) و یا ترکیبی از آن‌ها را در مدل بدون نگرانی از ایجاد رگرسیون کاذب بررسی کند (Pesaran, Shin, & Smith, 2001). بنابراین، شرایط لازم برای برآورد معادله (۲) از طریق یک مدل ARDL فراهم است.

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر بر روی تفاضل مرتبه اول داده‌ها
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 4. The results of the Dickey-Fuller unit root test on the first-order difference of the data
Source: Research results

نام متغیر	آماره t	Prob	نتیجه آزمون
LGDP	-٤٫٥٠	٠٫٠٠	مانا
LFDI	-٨٫٨٦	٠٫٠٠	مانا
LHC	-٤٫٢١	٠٫٠٠	مانا
LINS	-٣٫٧١	٠٫٠٠	مانا

پس از حصول اطمینان از عدم وجود متغیرهایی با درجه انباشتگی بیش از یک، نوبت به انجام آزمون هم‌انباشتگی می‌رسد. روش آزمون کرانه‌ها[11]، اولین مرحله از روش هم‌انباشتگی ARDL است که فرض H_0 آن عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی و فرض مقابل آن رابطه وجود هم انباشتگي را نشان می‌دهد. براساس آزمون باند اگر آماره F محاسباتي بزرگتراز کران بالای ارائه شده از سوی پسران و همکاران (۲۰۰۱) باشد، فرض صفر رد می‌شود

[11] Bound Testing

و اگر کوچکتر از کران پایین باشد، فرض صفر پذیرفته می‌شود و اگر آماره F بین دو کران قرار گیرد، آزمون بی‌نتیجه است. جدول ۵، نتایج آزمون هم‌انباشتگی را نشان می‌دهد.

جدول ۵. نتایج آزمون کرانه‌ها
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 5. The results of Bound Testing
Source: Research results

کران بالا (I(1))	کران پایین (I(0))	مقادیر بحرانی
۳٫۰۹	**۲٫۲**	**۱۰%**
۳٫٤۹	**۲٫٥٦**	**٥%**
۳٫۸۷	**۲٫۸۸**	**۲٫٥%**
٤٫۳۷	**۳٫۲۹**	**۱%**
آماره F		**۱۱٫٦۲**

بر اساس نتایج به‌دست آمده، فرضیه وجود رابطه هم‌انباشتگي بین متغیرها تأیید می‌گردد و لذا، یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها وجود دارد.

در ادامه، برای آزمون خودهمبستگی از آزمون خودهمبستگی بریوش-گادفری[12] استفاده می‌شود که در آن فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول و بالاتر را آزمون کرد (Suri, 2011). برای بررسی واریانس ناهمسانی از آزمون ARCH استفاده شده که فرض صفر آن همسانی واریانس است. نتایج این دو آزمون در جدول ٦نشان داده شده است.

جدول ۶. نتایج آزمون خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی
مأخذ: نتایج پژوهش

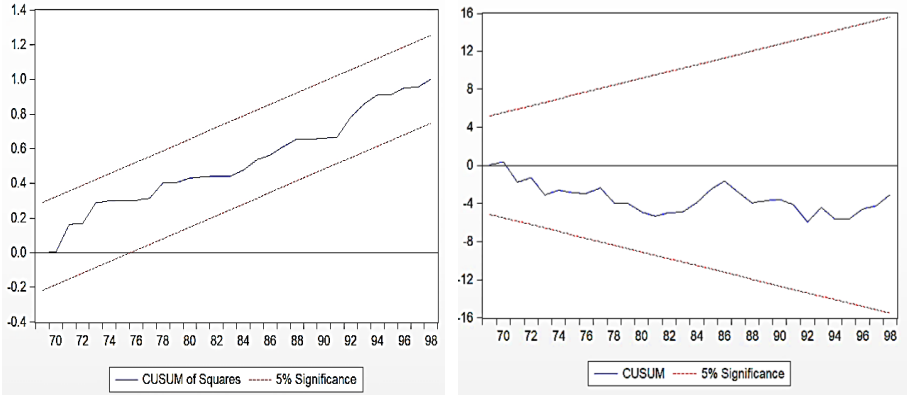
Table 6. Autocorrelation and variance heterogeneity test results
Source: Research results

	آماره F	Prob (2,28)	نتیجه آزمون
آزمون خودهمبستگی	۱٫۲۷	۰٫۲۹	عدم وجود خودهمبستگی
	آماره F	Prob (1,43)	نتیجه آزمون
آزمون ARCH	۰٫۲۹	۰٫۵۸	عدم وجود واریانس ناهمسانی

[12] Breush-Pagan-Godfrey

همانطور که در جدول فوق ملاحظه می‌گردد، در هر دو آزمون، احتمال به‌دست آمده بالای ۰٫۰۵ است، لذا خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی وجود ندارد.

آخرین آزمون در روش ARDL آزمون ثبات ضرایب است. برای انجام این آزمون از روش CUSUM و CUSUMSQ استفاده شده است. در این آزمون‌ها ثبات پارامترها در سطح معنی‌داری ۵ درصد مورد آزمون قرار می‌گیرد. فاصله اطمینان در این آزمون‌ها بین دو خط مستقیم است که سطح اطمینان ۹۵ درصد را نشان می‌دهد. چنانچه آماره آزمون بین این دو خط قرار گیرد، نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر ثبات ضرایب را رد کرد. نتایج این آزمون در شکل ۳ نشان داده شده است. براساس این نتایج، ضرایب متغیرها در طول دوره مورد بررسی دارای ثبات است.



شکل ۳. نتایج آزمون ثبات پارامترها (آزمون‌های Cusum & Cusums Q)
مأخذ: یافته‌های پژوهش و خروجی نرم‌افزار Eviews 12

Figure 3. Cusum & Cusums Q Tests Results
Sourse: Research results based on Eviews 12

به‌منظور تخمین مدل در گام اول، باید از طریق یکی از معیارهای تعیین وقفه، تعداد وقفه‌های متغیرهای مستقل و متغیر وابسته تعیین شود. براي تعیین طول وقفه سه روش

وجود دارد: معیار اطلاعاتی آکاییک[۱۳] (AIC)، معیار شوارتز بیزین[۱۴] (SBC)، معیار حنان کوئین[۱۵] (HQC). از آنجايي‌که معیار شوارتز بیزین در تعیین مقدار وقفه‌ها صرفه‌جويي مي‌کند، از این معیار براي تعیین طول وقفه بهینه استفاده شده است. همچنین، استفاده از معیار شوارتز بیزین در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰ و برای از دست نرفتن درجه آزادی، توصیه شده است (Tashkini, 2014). جدول ۷ طول وقفه بهینه براي متغیر وابسته و متغیرهاي مستقل را نشان می‌دهد.

جدول ۷. تعیین طول وقفه بهینه با معیار شوارتز بیزین
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 7. optimal interval length based on Schwarz Bayesian criterion
Source: Research results

نام متغیر	طول وقفه بهینه
LGDP	۲
LFDI	٤
LHC	۰
LINS	۲
LSC	۳

براساس طول وقفه محاسبه شده برای متغیر وابسته و متغیرهای مستقل، مدل به‌صورت ARDL(2,4,0,2,3)، برآورد می‌گردد. جدول ۸، نتایج مربوط به تخمین مدل را نشان می‌دهد.

[13] Akaike
[14] Schwarz Bayesian
[15] Hannan-quinn

جدول ۸. نتایج تخمین مدل کوتاه‌مدت ARDL(2,4,0,2,3)
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 8. The results of short-term model estimation
Source: Research results

نام متغیر	توضیح متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	Prob
LGDP(-1)	وقفه اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۰٫۸٤	۰٫۱۱	۷٫۰۸	۰٫۰۰
LGDP(-2)	وقفه دوم لگاریتم تولید ناخالص داخلی	-۰٫۳۸	۰٫۱۰	-۳٫٦٦	۰٫۰۰
LFDI	لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	-۰٫۰۰۲	۰٫۰۰۰۵	-٤٫۸۷	۰٫۰۰
LFDI(-1)	وقفه اول لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۰٫۰۰۰۹	۰٫۰۰۰٦	۱٫٤۹	۰٫۱٤
LFDI(-2)	وقفه دوم لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	-۱٫٦۹	۰٫۰۰۰۵	-۰٫۰۳	۰٫۹۷
LFDI(-3)	وقفه سوم لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۰٫۰۰۱	۰٫۰۰۰۵	۱٫۹۳	۰٫۰٦
LFDI(-4)	وقفه چهارم لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۰٫۰۰۱	۰٫۰۰۰۰۵	۲٫۷۰	۰٫۰۱
LHC	لگاریتم سرمایه انسانی	۰٫۵۷	۰٫۰۸	٦٫۹۸	۰٫۰۰
LINS	لگاریتم شاخص نهادی	۰٫٤۲	۰٫۲۲	۱٫۸۷	۰٫۰۷
LINS(-1)	وقفه اول لگاریتم شاخص نهادی	-۰٫٦۲	۰٫۳۹	-۱٫۵۷	۰٫۱۲
LINS(-2)	وقفه دوم لگاریتم شاخص نهادی	۰٫٦٦	۰٫۲۳	۲٫۷۷	۰٫۰۰
LSC	لگاریتم تغییرات ساختاری	۰٫۲۳	۰٫۱۰	۲٫۱۷	۰٫۰۳
LSC(-1)	وقفه اول لگاریتم تغییرات ساختاری	۰٫۰۸	۰٫۱۰	۰٫۷۵	۰٫٤۵
LSC(-2)	وقفه دوم لگاریتم تغییرات ساختاری	۰٫۳۹	۰٫۱۱	۳٫۵۵	۰٫۰۰
LSC(-3)	وقفه سوم لگاریتم تغییرات ساختاری	۰٫۳٦	۰٫۱۳	۲٫٦۲	۰٫۰۱
$\bar{R}^2$ = ۰٫۹۸			R^2 = ۰٫۹۹		

ارتباط نزديكي بين هم انباشتگي و مدل‌هاي تصحيح خطا وجود دارد. مدل ARDL، معادله را از طريق مدل ECM[16] (مدل تصحيح خطا) نيز برآورد می‌کند. عمده‌ترين دليل استفاده از اين مدل آن است كه نوسانات كوتاه‌مدت متغيرها را به مقادير تعادلي بلندمدت آن‌ها ارتباط مي‌دهد. به‌عبارت ديگر، در الگوي تصحيح خطا تغييرات متغير وابسته تابعي از انحراف رابطه تعادلي بلندمدت (كه توسط جز تصحيح خطا بيان مي‌شود) و تغييرات ساير متغيرهاي توضيحي است و ضريب تصحيح خطا سرعت تعديل به سمت تعادل را نشان مي‌دهد و انتظار مي‌رود كه از نظر علامتی منفي باشد (Noferesti, 1999). نتايج مربوط به برآورد مدل ECM در جدول ۹ گزارش شده است.

جدول ۹. نتایج مربوط به مدل ECM
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 9. The results of ECM model estimation
Source: Research results

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	Prob
D(LGDP(-1))	۰٫۳۸	۰٫۰۸	٤٫٧٦	۰٫۰۰
D(LFDI)	-۰٫۰۰۲	۰٫۰۰۰٤	-٥٫٦٣	۰٫۰۰
D(LFDI(-1))	-۰٫۰۰۲	۰٫۰۰۰٥	-٤٫٣١	۰٫۰۰
D(LFDI(-2))	-۰٫۰۰۲	۰٫۰۰۰٥	-٤٫٥٢	۰٫۰۰
D(LFDI(-3))	-۰٫۰۰۱	۰٫۰۰۰٤	-۳٫۰۹	۰٫۰۰٤
D(LINS)	۰٫٤۲	۰٫۱۸	۲٫۳۲	۰٫۰۲
D(LINS(-1))	-۰٫٦٦	۰٫۱۹	-۳٫٤٧	۰٫۰۰۱
D(LSC)	۰٫۲۳	۰٫۰۸	۲٫۸٤	۰٫۰۰
D(LSC(-1))	-۰٫۷٦	۰٫۱۳	-٥٫۷۸	۰٫۰۰
D(LSC(-2))	-۰٫۳٦	۰٫۱۱	-۳٫۲۷	۰٫۰۰
تصحیح خطا ECM	-۰٫٥٤	۰٫۰٥	-۹٫۰۷	۰٫۰۰

[16] Error Correction Model

با توجه به جدول فوق، ضریب جمله تصحیح خطای برآورد شده در سطح اطمینان ۹۵ % معنی‌دار بوده و علامت آن منفی است. این ضریب، سرعت تعدیل الگو از کوتاه‌مدت به بلندمدت را نشان می‌دهد. براین اساس، هر سال ۰٫۵٤ از عدم تعادل یک دوره در مدل در دوره بعد تعدیل می‌شود. نتایج تخمین بلندمدت مدل به‌صورت جدول ۱۰ است.

جدول ۱۰. نتایج تخمین مدل بلندمدت ARDL(2,4,0,2,3)
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 10. The results of long-term model estimation
Source: Research results

نام متغیر	توضیح متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	Prob
LFDI	لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۰٫۰۰۱۳	۰٫۰۰۱۷	۰٫۷٤	۰٫٤٦
LHC	لگاریتم سرمایه انسانی	۱٫۰٦۷٤	۰٫۰۷۹	۱۳٫٤۸	۰٫۰۰
LINS	لگاریتم شاخص نهادی	۰٫۸٦۳۷	۰٫۱٤۷	۵٫۸۵	۰٫۰۰
LSC	لگاریتم تغییرات ساختاری	۱٫۹۸۱۵	۰٫٤۸	٤٫۱۱	۰٫۰۰
C	عرض از مبدأ	۱۳٫۲۳۷۹	۰٫۲۰	٦٤٫۳۵	۰٫۰۰

۵-۱ - تفسیر مدل

نتایج به‌دست آمده از تخمین مدل کوتاه‌مدت ARDL (جدول ۸)، مدل ECM (جدول ۹) و مدل بلندمدت ARDL (جدول ۱۰)، به شرح ذیل هستند:

- ضرایب مربوط به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی هم در مدل ARDL و هم ECM منفی و معنی‌دار است. در اکثر مطالعات نظری و تجربی، تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی مثبت در نظر گرفته می‌شود. براساس نتایج حاصل از تخمین مدل، رفتار متغیر FDI در اقتصاد ایران، رشد اقتصادی را در کوتاه‌مدت و بلندمدت، مطابق با مبانی نظری نشان نمی‌دهد. ممکن است یکی از دلایل اصلی آن باشد که به‌دلیل ساختار اقتصادی ایران، سرمایه‌های خارجی با توجه به مزیت‌های نسبی کشور هدایت نمی‌شوند. به‌طور کلی، نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در حین فرآیند توسعه‌یافتگی بدین صورت

است که در ابتدا به‌عنوان یک عامل تعیین‌کننده‌ی مهم رشد محسوب می‌شود و سپس، با کمک به بهبود بهره‌وری عوامل تولید در بخش صادرات و در نهایت از طریق اثرات سرریز[17] – به‌دلیل تقویت پیوند بین شرکت های چند ملیتی (MNC) و شرکای اقتصادی میزبان آن‌ها- بر رشد اقتصادی تأثیر مثبتی بر جای می‌گذارد (Aurangzebab & Stengosb, 2014). در اغلب کشورهای در حال توسعه، بخش توسعه‌یافته (غالباً سرمایه‌بر) در کشور میزبان به شرکت‌های خارجی و بخش توسعه‌نیافته (غالباً کاربر) به شرکت‌های داخلی تعلق دارد. بر همین اساس، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند موجب تغییر ساختار و شکل‌گیری اقتصاد دوگانه گردد. این امر، به‌ویژه در کشورهای نفت‌خیز بیشتر قابل مشاهده است. در کشورهای مذکور، سرمایه‌گذاری خارجی در بخش نفت و گاز موجب رونق این بخش و عدم توسعه‌یافتگی بخش‌های کشاورزی و تولیدی می‌شود. در واقع، این اثر منفی FDI می تواند منجر به اثر بیماری هلندی در کشورهای دارای منابع طبیعی شود. در نتیجه، رقابت‌پذیری کالاهای غیرقابل تجارت در کشور نفت‌خیز افزایش می‌یابد، در حالی‌که همزمان، رقابت‌پذیری کالاهای تولیدی قابل تجارت در بازارهای جهانی کاهش می‌یابد و پتانسیل رشد تولیدات مبتنی بر صادرات را در بلندمدت کاهش می‌دهد. از آنجایی که بخش تولید به عنوان موتور اصلی رشد در نظر گرفته می‌شود، کاهش آن در بلندمدت باعث کاهش رشد اقتصاد کشور مذکور می‌گردد. در اقتصاد ایران، عمده‌ی سرمایه‌گذاری خارجی صورت گرفته در بخش نفت و گاز است که دارای پیوندهای پسین و پیشین زیاد نیست. مجموعه‌ی این دلایل منجر به عدم هدایت منابع خارجی به بخش‌های مولد اقتصاد همچون بخش صنعت و کشاورزی شده است. به هر حال سازو کار اثرگذاری سرمایه گذاری خارجی بر رشد اقتصادی ایران می‌تواند موضوع تحقیقات مستقل باشد.

- سرمایه انسانی مکمل سرمایه فیزیکی است و سهم مهمی از رشد اقتصادی کشورها ناشی از توسعه سرمایه انسانی است. ضرایب مربوط به سرمایه انسانی در هر دو مدل ARDL و ECM معنی‌دار و مثبت است و نشان می‌دهند که رشد متوسط سال‌های تحصیل و رشد سطح سواد تأثیر مثبتی بر رشد تولید ناخالص داخلی دارد. ضریب مربوط به سرمایه

[17] spillover effects

انسانی در برآورد بلندمدت بزرگتر از برآورد کوتاه‌مدت است. علت این امر، آن است که، در مراحل آغازین رشد اقتصادی، توجه به سرمایه فیزیکی در اولویت است. اما در بلندمدت برای تداوم و پایداری مسیر رشد اقتصادی، باید به سرمایه انسانی توجه نمود. همچنین، اثر تغییرات ساختاری بر رشد تولید ناخالص داخلی هم در مدل ARDL و هم ECM مثبت و معنی‌دار است. لذا، در کنار عوامل سنتی تعیین‌کننده رشد، تغییرات ساختاری نیز موجب افزایش رشد اقتصادی می‌گردد.

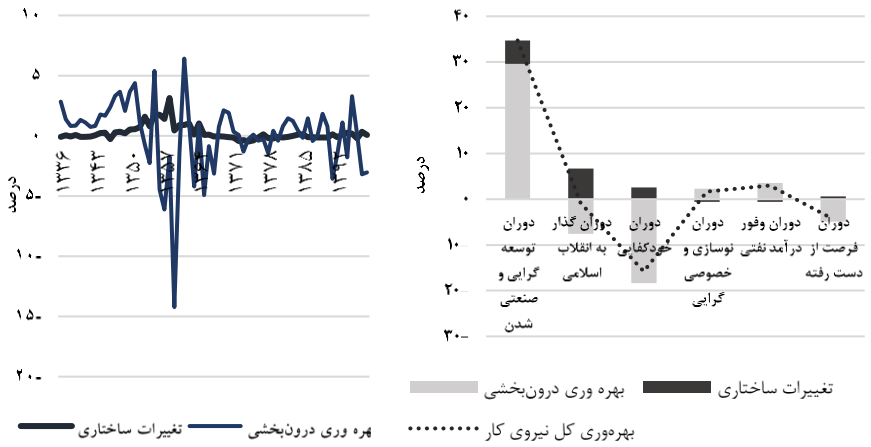
- در بلندمدت سرمایه انسانی و شاخص نهادی (بنیان‌ها) و همچنین تغییرات ساختاری، اثر مثبت و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی دارند. در کوتاه‌مدت، شاخص نهادی اثر معناداری بر تولید ناخالص داخلی ندارد. این امر موید آن است که جهش رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت نیازمند اصلاحات محدودی است که فشار چندانی بر ظرفیت نهادی اقتصادی وارد نمی‌کند، یا به تعبیر دیگر، برای شروع رشد نیازی به انجام اصلاحات گسترده نهادی نیست؛ لذا در کوتاه‌مدت تغییرات ساختاری می‌توانند منجر به رشد شوند. اما در بلندمدت، پایداری رشد اقتصادی دشوارتر از شروع آن بوده و نیازمند ترکیب خردمندانه‌ای از تغییرات ساختاری و بهبود قابلیت بنیان‌ها است. شکل ٤، روند تغییرات ساختاری را در اقتصاد ایران نشان می‌دهد.

همانطور که در نمودار سمت راست شکل ٤ نیز ملاحظه می‌گردد، بالاترین بهره‌وری کل نیروی کار در دوران توسعه‌گرایی و صنعتی شدن رخ داده است. از طرف دیگر، پایین‌ترین بهره‌وری کل در دوران خودکفایی (سال‌های پس از وقوع انقلاب اسلامی و دفاع مقدس) تجربه شده است. در دو دوره «نوسازی و خصوصی‌گرایی» و «دوران وفور درآمد نفتی» تغییرات ساختاری اندکی منفی شده (٠/٦- درصد)، اما در سایر ادوار مورد بررسی، تغییرات ساختاری همواره نقش مثبت و فزاینده‌ای در بهره‌وری کل اقتصاد داشته است. رفتار بهره‌وری درون‌بخشی در مقایسه با تغییرات ساختاری نامنظم‌تر بوده است. در سه دوره گذار به انقلاب اسلامی، خودکفایی و دوران فرصت از دست رفته که شرایط اقتصادی در کشور با بحران‌های متعددی مواجه بود، بهره‌وری درون‌بخشی منفی بوده است. در مقابل، در دوران‌هایی که وضعیت اقتصادی در کشور بهتر بوده (سه دوره توسعه‌گرایی و

صنعتی شدن، نوسازی و خصوصی‌گرایی و وفور درآمدهای نفتی)، بهره‌وری درون‌بخشی مثبت و فزاینده رشد بهره‌وری کل بوده است. به‌علاوه، در تمامی سال‌ها سهم بهره‌وری درون‌بخشی از بهره‌وری کل نسبت به تغییرات ساختاری بیشتر بوده است.

همچنین، به‌طور کلی بهره‌وری کل از سال‌های ۱۳۵۲ (دوران گذار به انقلاب اسلامی) کاهش قابل ملاحظه‌ای داشته است. هرچند که بخشی از این کاهش، در دوران نوسازی و خصوصی‌سازی جبران شده است؛ با این‌حال، هرگز بهره‌وری کل به سطح دوران توسعه‌گرایی و صنعتی شدن بازنگشته است.

نمودار سمت چپ شکل ٤، نوسانات بهره‌وری درون‌بخشی و تغییرات ساختاری را طی سال‌های ۹۸-۱۳۳۵ نشان می‌دهد. در طی شش دهه‌ی اخیر، بهره‌وری درون‌بخشی آهنگ نامنظم‌تری را نسبت به تغییرات ساختاری داشته است. این امر، به‌خصوص در نیمه‌ی دوم دهه‌ی ۵۰ تا اواخر دهه‌ی ٦۰ به‌خوبی مشهود است. لازم به ذکر است که اغلب تحرکات دو جزء تغییرات ساختاری و بهره‌وری درون‌بخشی، در منطقه‌ی مثبت نمودار اتفاق افتاده است. یکی از علل اصلی بهره‌وری درون‌بخشی منفی، پر هزینه بودن تحرکات نیروی کار (انعطاف‌ناپذیری بازار کار) است. به‌عبارت دیگر، در شرایطی که تغییرات تکنولوژیکی در یک جامعه نامشخص است، تغییر شغل از بخشی به بخش دیگر تصمیمی بلندمدت و پرهزینه است؛ چه از سوی کارفرما اتخاذ شود و یا کارگران، خود تصمیم به تعویض شغل گرفته باشند. از سوی دیگر، قوانین سخت و غیرقابل انعطاف در بازار کار (Motevaseli & Ghasemi, 2006)، موجب شده است تا انعطاف‌پذیری بازار کار را برای جذب جوانان و زنان به ویژه در بخش صنعت کاهش دهد.



شکل ۴. روند تغییرات ساختاری و بهره‌وری کل درون‌بخشی در اقتصاد ایران
مأخذ: محاسبات محقق

Figure 4. Trend of structural changes and total within-sector productivity in the economy of Iran
Sourse: Research results

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

به‌منظور دستیابی به رشد پایدار و سریع که توسعه‌یافتگی را با خود به‌همراه دارد، نیاز است تا از یک طرف، انتقال ساختاری (صنعتی‌شدن) در یک کشور نوعی به سرعت انجام شود و از طرف دیگر، سرمایه‌گذاری در بنیان‌ها (سرمایه انسانی و نهادها) به میزان بالایی صورت پذیرد. هدف از مطالعه حاضر، شناسایی الگوی احتمالی رشد در ایران است.

براساس گونه‌شناسی الگوهای رشد، دو متغیر سرمایه انسانی و کیفیت نهادها (هرچند که با سطح درآمد هر کشور همبسته هستند)، به‌تنهایی شاخص قابل اعتمادی از رشد اقتصادی نیستند. همچنین، در مراحل اولیه توسعه، این صنعتی شدن (تغییرات ساختاری) است که محرک رشد اقتصادی می‌باشد. در این مطالعه با به‌کارگیری آزمون

کرانه‌ها و روش VECM در مدل‌های خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی، رابطه بلندمدت، مثبت و معنادار بنیان‌ها و تغییرات ساختاری با تولید ناخالص داخلی تأیید گردید.

سرمایه‌گذاری خارجی نقش مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی در ایران ندارد که این امر نیازمند بررسی‌های مستقل است. براساس نتایج به‌دست آمده از تخمین بلندمدت، اگر تغییرات ساختاری، سرمایه انسانی و شاخص نهادی به‌میزان ۱ % رشد کنند، تولید ناخالص داخلی را به‌ترتیب به‌میزان ۲ %، ۱٫۰۶ %و ۰٫۸۶٪ افزایش خواهند داد و نقش تغییرات ساختاری در این میان، پررنگ‌تر از سایر عوامل است. همچنین، تحرکات تغییرات ساختاری در ایران نوسانی است. از مجموعه این عوامل اینطور برداشت می‌شود که از نظر تغییرات ساختاری و بنیان‌ها، رشد اقتصادی در ایران الگوی ناهمسان و مختلف‌الشکلی را تجربه نموده است.

این تحقیق از نظر اثر بلندمدت تغییرات ساختاری و بنیان‌ها بر رشد اقتصادی با تحقیق تیکسیرا و کیروس (۲۰۱۶) و شیائوکسیائو ژو (۲۰۲۱) همخوانی دارد. همچنین، از نظر تأثیر منفی و معنادار سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد اقتصادی در ایران، با مطالعه‌ی صفدری و همکاران (۱۳۸۹) و همچنین، جهانگرد و همکاران (۱۳۹۶) سازگار است.

براساس نتایج این پژوهش پیشنهاد می‌شود که اولاً، از آنجایی‌که ثبات اقتصاد کلان از شروط اساسی دستیابی به رشد اقتصادی بالا است؛ لذا، سیاستگذاران با اتخاذ و اجرای سیاست‌های پولی و مالی که از نرخ تورم بالا و انباشت بدهی‌های داخلی و خارجی کشورها ممانعت می‌کند، به ثبات اقتصاد کلان کمک نمایند. ثانیاً، لازمه‌ی پایداری و موفقیت در رشد اقتصادی حاصله، اصلاحات نهادی در بخش‌های مختلف اقتصادی است که این مهم می‌تواند از دو مجرا صورت پذیرد: نخست، سیاست‌مداران که قدرت سیاسی رسمی را در اختیار دارند و بر تغییر نهادها اثر می‌گذارند. دوم، اثر مربوط به قدرت سیاسی غیررسمی است که دارندگان آن الزاماً دارای قدرت سیاسی رسمی هم نیستند، اما بر تغییر نهادها اثر می‌گذارند. در نهایت، ارتقاء سطح کیفی نیروی کار از طریق آموزش‌های ضمن خدمت و افزایش انطباق بین شغل و مهارت نیروی کار به‌منظور افزایش بهره‌وری نیروی کار و رشد پایدار اقتصادی پیشنهاد می‌گردد. برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود که نقش بهره‌وری

کل عوامل تولید، رانش و کشش نیروی کار در بازار کار و اثر آن بر تغییرات ساختاری و رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گیرد.

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. (2024). 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. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.36328.2330 [in Persian].

Andersson, M., & Palacio Chaverra, A. (2016). Structural change and income inequality: Agricultural development and inter-sectoral dualism in the developing world, 1960-2010. *OASIS: Observatorio de Análisis de los Sistemas Internacionales y Regionales, (23)*, 127–153. https://doi.org/10.18601/16577558.n23.08.

Ahangari, A., & Khoramzadeh, A. (2012). Investigation of the effect of structural changes on GDP in Iran: With emphasis on product, export and labour productivity. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 9*(1), 71–88. https://doi.org/10.22055/jqe.2012.10588 [in Persian].

Andrews, M., Pritchett, L., & Woolcock, M. (2019). *Building state capability: Evidence, analysis, action* (3rd ed.) (J. Kheirkhahan & M. Doroudi, Trans.). Roseneh Publications. [in Persian].

Aurangzeb, Z., & Stengos, T. (2014). The role of foreign direct investment (FDI) in a dualistic growth framework: A smooth coefficient semi-parametric approach. *Borsa Istanbul Review, 14*(3), 133–144. https://doi.org/10.1016/j.bir.2014.05.002

Bakhtiari, S., & Yahiyabadi, A. (2013). Analysis of structural changes in employment and investigation of labor transfer between economic sectors of Iran. *Isfahan University Research Journal (Humanities), 12*(1-2), 55–76. http://ensani.ir/fa/article/285087 [in Persian].

Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, *106*(2), 407–443. https://doi.org/10.2307/2937943

Barro, R. J., & Lee, J. W. (2013). A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010. *Journal of Development Economics*, *104*, 184–198. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2012.10.001

Batten, J. A., & Vo, X. V. (2009). An analysis of the relationship between foreign direct investment and economic growth. *Applied Economics*, *41*(13), 1621–1641. https://doi.org/10.1080/00036840701540639

Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (2013–2020). *Summary of the country's economic developments* [Annual Reports]. https://www.cbi.ir/SimpleList/AnnualReview_fa.aspx [in Persian].

Denison, E. F. (1967). *Why growth rates differ: Postwar experience in nine western countries*. Brookings Institution.

Dezhpasand, F., & Raofi, H. (2011). *Iran's economy during the imposed war* (2nd ed.). Sacred Defense Documents and Research Center. [in Persian].

Diao, X., McMillan, M., & Rodrik, D. (2019). The recent growth boom in developing economies: A structural-change perspective. In J.-P. Platteau & R. Pépin (Eds.), *The Palgrave handbook of development economics* (pp. 281–334). Palgrave Macmillan.

Esfandiari, M., & Koranjik, M. (2018). The role of structural change in stimulating the economic growth of OPEC member countries. *Applied Economics Quarterly*, *8*(27), 59–86. https://jae.srbiau.ac.ir/article_14061.html [in Persian].

Foran, J. (2007). *Fragile resistance: The history of Iran's social developments from the Safavid period to the years after the Islamic Revolution* (7th ed.) (A. Tadaion, Trans.). Rasa Cultural Services Institute Publications. [in Persian].

Hadi Zonooz, B. (2000). Trade strategy and the development of manufacturing industry in Iran in 1979-1998. *Iranian Journal of Economic Research*, *2*(6), 7–38. https://ijer.atu.ac.ir/article_3781.html [in Persian].

Hidalgo, C. A., Klinger, B., Barabási, A.-L., & Hausmann, R. (2007). The product space conditions the development of nations. *Science*, *317*(5837), 482–487. https://doi.org/10.1126/science.1144581

Hosseinzadeh, R., Dadras Moghadam, A., & Gharanjik, M. (2021). The effect of structural changes on regional economic growth: A spatial panel approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 18*(1), 51–82. https://doi.org/10.22055/jqe.2020.31664.2175 [in Persian].

Jahangard, E. (2017). Misallocation of resources and economic growth in Iran: An input-output approach. *Quarterly Journal of Iranian Economic Research, 21*(69), 35–71. https://doi.org/10.22054/ijer.2017.7504 [in Persian].

Justman, M., & Teubal, M. (1991). A structuralist perspective on the role of technology in economic growth and development. *World Development, 19*(9), 1167–1183. https://doi.org/10.1016/0305-750X(91)90011-3

Karshenas, M. (2013). *Oil, government and industrialization in Iran* (Y. Haji-Abdolwahab & A.-A. Saeedi, Trans.). Gam-e-No Publications. [in Persian].

Khavari-Nejad, A. (2009). *Estimate of Iran's gross domestic product 1285-1314 (with revised tables 1315-1337 attached)* (1st ed.). Monetary and Banking Research Institute, Central Bank of I.R. Iran. [in Persian].

Krishna, P., & Levchenko, A. A. (2013). Comparative advantage, complexity, and volatility. *Journal of Economic Behavior & Organization, 94*, 314–329. https://doi.org/10.1016/j.jebo.2013.04.001

Marjanović, V. (2015). Structural changes and structural transformation in a modern development economy. *Economic Themes, 53*(1), 63–82. https://doi.org/10.1515/ethemes-2015-0004

McMillan, M. S., Rodrik, D., & Sepulveda, C. (2017). *Structural change, fundamentals, and growth: A framework and case studies* (NBER Working Paper No. 23849). National Bureau of Economic Research.

Meier, G. M. (1999). *Basic topics of development economics* (Vol. 1) (G. Azad (Eramaki), Trans.). Ney Publishing. [in Persian].

Monteforte, F. (2020). Structural change, the push-pull hypothesis and the Spanish labor market. *Economic Modelling, 86*, 148–169. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.06.009

Moshiri, S., & Eltejaei, E. (2008). The effect of structural changes on the economic growth of newly industrialized countries. *Quarterly Journal of Iranian Economic Research, 12*(36), 85–113. https://ijer.atu.ac.ir/article_3567.html [in Persian].

Motevaseli, M., & Ghasemi, M. (2006). Evaluation of employment support indicators in Iran. *Journal of Economic Research*, *40*(4), 133–155. https://jte.ut.ac.ir/article_12452.html [in Persian].

Motevaseli, M., & Mohammadi, S. (1998). Investigating structural changes in the development process: The case of Iran. *Business Research Journal, (9)*, 81–110. http://ensani.ir/fa/article/210064 [in Persian].

Motevaseli, M., Samieenasab, M., & Nikoonsabati, A. (2016). *A look at alternative approaches: Institutionalism and the Austrian School* (2nd ed.). Imam Sadiq University Press. [in Persian].

Naveed, A., & Wang, C. (2023). Innovation and labour productivity growth moderated by structural change: Analysis in a global perspective. *Technovation*, *119*, 102554. https://doi.org/10.1016/j.technovation.2022.102554

Nelson, R. R., & Pack, H. (1999). The Asian miracle and modern growth theory. *The Economic Journal*, *109*(457), 416–436. https://doi.org/10.1111/1468-0297.00459

Noferesti, M. (1999). *Unit root and co-integration in econometrics* (5th ed.). Rasa Cultural Services Institute. [in Persian].

North, D. C. (1998). *Institutions, institutional change and economic performance* (M. R. Moini, Trans.). Planning and Budget Organization Publications. [in Persian].

Omidpour, S. (2013). *Effects of economic structural change on income distribution in Iran* [Master's thesis, Shahid Chamran University of Ahvaz]. [in Persian].

Pesaran, M. H. (1985). *Economic development and revolutionary upheavals in Iran*. Macmillan Press.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strøm (Ed.), *Econometrics and economic theory in the 20th century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (pp. 371–413). Cambridge University Press.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics, 16*(3), 289–326. https://doi.org/10.1002/jae.616

Petkov, B. (2008). *The labor market and output in the UK: Does Okun's law still stand?* (Discussion Paper No. 69). Bulgarian National Bank.

Rodrik, D. (2005). Growth strategies. In P. Aghion & S. N. Durlauf (Eds.), *Handbook of economic growth* (Vol. 1A, pp. 967–1014). Elsevier.

Rodrik, D. (2013). *Structural change, fundamentals, and growth: An overview* [Working paper]. Institute for Advanced Study, School of Social Science.

Rodrik, D. (2016, February). *Is the age of growth miracles over?* [Paper presentation]. Marie Jahoda Annual Lecture, SPRU, University of Sussex, Brighton, UK.

Rodrik, D. (2018). *One economics, many recipes: Globalization, institutions, and economic growth* (H. Vartabian Kashani, Trans.). Pik Noor Publications. [in Persian].

Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy, 98*(5, Pt. 2), S71–S102. https://www.jstor.org/stable/2937632

Shahzad, U., Madaleno, M., Dagar, V., Ghosh, S., & Doğan, B. (2022). Exploring the role of export product quality and economic complexity for economic progress of developed economies: Does institutional quality matter? *Structural Change and Economic Dynamics, 62*, 40–51. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2022.04.004

Shariatfar, A. (2016). *The impact of human capital and structural changes on economic growth in Iran* [Master's thesis, Ferdowsi University of Mashhad]. [in Persian].

Sir, S. (2016). *Changes in Iran's economic structure: Input-output analysis* [Master's thesis, University of Mazandaran]. [in Persian].

Souri, A. (2011). *Advanced econometrics* (Vol. 1, 1st ed.). Farhangshenasi Publications. [in Persian].

Syrquin, M. (1988). Patterns of structural change. In H. Chenery & T. N. Srinivasan (Eds.), *Handbook of development economics* (Vol. 1, pp. 203–273). North-Holland.

Tafazzoli, F. (2017). *History of economic thought* (15th ed.). Ney Publishing. [in Persian].

Taghavi, M., & Mohammadi, H. (2006). The effect of human capital on economic growth in Iran. *Journal of Economic Research, 6*(22), 15–43. https://joer.atu.ac.ir/article_3336.html [in Persian].

Tashkini, A. (2014). *Applied econometrics using Microfit* (1st ed.). Noor-e-Elm Publications. [in Persian].

Tayebnia, A., & Nikoonsabati, A. (2013). Institutions and economic growth. *Journal of Planning and Budgeting, 18*(1), 3–30. http://jpbud.ir/article-1-849-fa.html [in Persian].

Teixeira, A. A. C., & Queirós, A. S. S. (2016). Economic growth, human capital and structural change: A dynamic panel data analysis. *Research Policy, 45*(8), 1636–1648. https://doi.org/10.1016/j.respol.2016.04.006

Todaro, M. P. (1991). *Economic development in the third world* (G. A. Farjadi, Trans.). Planning and Budget Organization Publications. [in Persian].

Vaezizadeh, M. (2013). *Studying the impact of structural changes on the share of employment in Iran and a comparison with selected OECD countries* [Master's thesis, Shahid Bahonar University of Kerman]. [in Persian].

Zamani, R. (2011). *Iran's development process investigation in current century based on the social order approach of North, Wallis and Weingast* [Doctoral dissertation, Allameh Tabataba'i University]. [in Persian].

Zobeiri, H., & Ehsani, M. A. (2022, March 10). *The application of North's theories in explaining the underdevelopment of Iran's economy from a historical perspective* [Paper presentation]. 9th International Conference on Management & Humanistic Science Research in Iran, Tehran, Iran. [in Persian].

Zhou, X., Cai, Z., Kim, H., Zhang, L., Du, J., & Song, M. (2021). Technological innovation and structural change for economic development in China as an emerging market. *Technological Forecasting and Social Change, 167*, 120671. https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.120671

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) پاییز ۱۴۰۴ ۲۲(۳) ۲۰۷-۱۷۴



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

اثر عملکرد شاخص بورس اوراق بهادار و شاخص صکوک بر بازده تعدیل شده با ریسک صندوق‌های مشترک سرمایه‌گذاری: مدل سه عاملی فاما و فرنچ

میلاد بدیعی*، محمدحسن ابراهیمی سروعلیا** ، مصطفی سرگلزایی***

** کارشناسی ارشد مالی- مهندسی مالی و مدیریت ریسک، گروه مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران (نویسنده‌ی مسئول)*

*** دانشیار گروه مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.*

**** استادیار گروه مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۵ اسفند ۱۴۰۱
تاریخ بازنگری: ۱۸ خرداد ۱۴۰۲
تاریخ پذیرش: ۲۰ تیر ۱۴۰۲

طبقه‌بندی JEL: C12, C33, C58, G12, G23

واژگان کلیدی:
روش حداقل مربعات تعمیم یافته، صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، عملکرد تعدیل شده با ریسک، مدل سه عاملی فاما و فرنچ، نرخ معیار

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: m_badiei@atu.ac.ir
0000-0003-1066-6941

آدرس پستی:
تهران، دهکده المپیک، میدان دهکده، پردیس مرکزی دانشگاه علامه طباطبائی، دانشکده مدیریت و حسابداری، گروه مالی و بانکداری

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

بررسی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک با وجود طیف وسیعی از مخاطبان بازار سرمایه شامل سرمایه‌گذاران خرد، صندوق‌های بازنشستگی و سرمایه‌گذاران نهادی که با اهداف گوناگونی نظیر دریافت بازده نقدی، متنوع‌سازی سبد و مدیریت ریسک اقدام به سرمایه‌گذاری در آن‌ها می‌نمایند، یکی از موضوعات چالش برانگیز حوزه مالی محسوب می‌گردد. هدف پژوهش حاضر، بررسی عملکرد تعدیل شده با ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ و تعیین قدرت توضیح‌دهندگی عملکرد بازار سرمایه و بازار بدهی از طریق بازتعریف نرخ معیار با توجه به سبد سرمایه‌گذاری هر صندوق می‌باشد. به این منظور داده‌های مربوط به ۵۹ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک طی دوره زمانی ۱۱۶ ماهه از فروردین ۱۳۹۲ تا آبان ۱۴۰۱ با استفاده از رگرسیون خطی چند متغیره و بهره‌گیری از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته مورد تحلیل قرار گرفت. نتایج پژوهش بیانگر قدرت توضیح‌دهندگی قابل توجه عملکرد بازار، تاثیر معنادار و مثبت مازاد بازده بازار و بازده سبد اندازه و همچنین تاثیر مثبت غیرمعنادار بازده سبد ارزش بر عملکرد تعدیل شده با ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌باشند. بر این اساس یک واحد تغییر در عامل مازاد بازدهی بازار سبب تغییر ۰/۹۹ واحدی در مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌گردد که تنوع‌بخشی بالای سبد سرمایه‌گذاری صندوق‌ها را نشان می‌دهد. همچنین یک واحد تغییر در بازده سبد اندازه نیز سبب تغییر ۰/۰۷ واحدی در مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌گردد که نشان از کسب مازاد بازدهی صندوق‌ها با سرمایه‌گذاری در سهام بزرگ دارد. سایر یافته‌های پژوهش، همبستگی بالای مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری با مازاد بازدهی بازار و کسب پاداش نسبت به ریسک بالاتر صندوق‌های مورد پژوهش نسبت به بازار را شامل می‌شوند.

ارجاع به مقاله:
بدیعی، میلاد.، ابراهیمی سروعلیا، محمدحسن و سرگلزایی، مصطفی. (۱۴۰۴). اثر عملکرد شاخص بورس اوراق بهادار و شاخص صکوک بر بازده تعدیل شده با ریسک صندوق‌های مشترک سرمایه‌گذاری: مدل سه عاملی فاما و فرنچ. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۲ (۳)، ۲۰۷-۱۷۴.

doi 10.22055/jqe.2023.43296.2549

© 2025 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

صنعت مدیریت ثروت و دارایی یکی از چشمگیرترین نرخ‌های رشد مورد انتظار در میان صنایع جهان را دارد. به طوری که پیش‌بینی می‌گردد تا سال ۲۰۲۵، ارزش این صنعت به بیش از ۱۴۵ تریلیون دلار برسد و تنها در ایالات متحده ۹۳۰۰ صندوق مشترک سرمایه‌گذاری، را شامل گردد. صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک به عنوان یک صنعت، در اقتصادهای نوظهور آسیایی نظیر ایران نیز هم از نظر اندازه یا خالص دارایی‌های تحت کنترل و هم از نظر گستردگی گزینه‌های سرمایه‌گذاری، رشد و پیشرفت قابل توجهی را تجربه نموده‌اند. رحمانی اصل و همکاران (۱۴۰۰) نیز نقش صندوق‌های سرمایه‌گذاری در اقبال بیشتر سرمایه‌گذاران نسبت به بازار سرمایه و در پی آن رونق اقتصاد ملی را تعیین‌کننده می‌دانند (Rahmani Asl, Sinaei & Neis, 2021). با این وجود، علیرغم آن که بر اساس گزارش منتشر شده سازمان بورس و اوراق بهادار در آبان ماه ۱۴۰۱، خالص ارزش دارایی‌های تحت کنترل صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در ایران به نزدیک ٦,۰۰۰ هزار میلیارد ریال رسیده است، اما این رقم تنها نزدیک به ۹ درصد ارزش بازار سرمایه ایران را شامل می‌گردد؛ در حالی که این نسبت در مالزی نزدیک به ۲۰ درصد می‌باشد و همچنان فاصله چشمگیری تا جایگاه این صندوق‌ها در بازارهای سرمایه اروپا و آمریکای شمالی دارد (Ming Lai & Lau, 2010). این موضوع بیانگر این واقعیت است که رشد سهم صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در مسیر توسعه بازار سرمایه ایران اجتناب ناپذیر است. این صندوق‌ها برای طیف گسترده‌ای از اهداف سرمایه‌گذاری که شامل دریافت بازده نقدی، متنوع‌سازی سبد سرمایه‌گذاری شخصی و مدیریت ریسک می‌باشند، کاربرد دارند. علاوه بر این صندوق‌های مشترک یکی از گزینه‌های ایده‌آل جهت سرمایه‌گذاری خرد محسوب می‌شوند و می‌توانند علاوه بر فراهم آوردن یک بازدهی منطقی و متناسب با ریسک پذیرفته شده سرمایه‌گذاران، به روند هدایت نقدینگی به بازار سرمایه نیز کمک نمایند. با این حال گسترش سرمایه‌گذاری روی صندوق‌ها، بدون تحلیل مناسب روند عملکرد آن‌ها، به خصوص از منظر بازدهی تعدیل شده با ریسک یا پاداشی که در ازای پذیرش ریسک نصیب سرمایه‌گذاران خود می‌نمایند، ممکن نیست. پژوهش حاضر، کارایی یکی از مشهورترین مدل‌های عاملی در توضیح‌دهندگی

عملکرد تعدیل شده با ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک را می‌سنجد؛ با قبول این چالش که با توجه به تنوع اهداف، ریسک‌ها و سبد سرمایه‌گذاری صندوق‌ها، معیار بازار نیز باید متناسب با این تنوع تنظیم و اعمال گردد.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مدل‌های قیمت‌گذاری عاملی، یک چارچوب اساسی را جهت درک بازدهی طبقات گوناگون دارایی‌ها فراهم می‌آوردند. پژوهش‌های گسترده در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ و همچنین یافته‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۲) بیانگر عملکرد برتر سهام کوچک (از نظر ارزش بازار) و ارزشی (دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا) بوده است (Fama & French, 1992). این پژوهش‌ها سبب گسترش مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1] گردید که در آن تنها عامل ریسک بازار در نظر گرفته می‌شود. با توسعه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، فاما و فرنچ در سال ۱۹۹۲ مدل سه عاملی خود را که در آن علاوه بر عامل بازار، ریسک‌های اندازه و ارزش را نیز در نظر می‌گرفت، ارائه دادند. مدل سه عاملی فاما و فرنچ برای مدت‌ها به یکی از رایج‌ترین مدل‌ها در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی‌ها و سنجش عملکرد تبدیل شد. با وجود این شهرت و استفاده مکرر از آن در پژوهش‌های تجربی، تعدادی از مطالعات به ناتوانی مدل سه عاملی فاما و فرنچ در توضیح‌دهندگی بازدهی سهام و تاکید بر نیاز به عوامل ریسک اضافی اشاره کردند. کارهارت (۱۹۹۷) اولین کسی بود که با اضافه کردن عامل تمایل به گذشته[2] به مدل سه عاملی فاما و فرنچ، تلاش کرد تا «بازدهی غیرعادی[3]» آن دسته از سبدهای سرمایه‌گذاری که عملکرد آن‌ها به گذشته خود تمایل دارند، را توجیه نماید (Carhart, 1997). این دو مدل به طور گسترده توسط دانشگاهیان پذیرفته (Mateus, Cesario & Todorovic, 2019) و از زمان ارائه به طور گسترده در پژوهش‌ها به کار گرفته شده‌اند. پژوهش‌های متعددی نظیر پژوهش‌های فاما و فرنچ (۲۰۱۲ و ۲۰۱۷) و هو و همکاران (۲۰۱۵) اعتبار برخی از مدل‌های عاملی جهان شمول را نشان می‌دهند (Fama & French,

[1] Capital asset pricing model (CAPM)

[2] Momentum

[3] Abnormal return

2012, 2017; Hou, Xue & Zhang, 2015). با این حال پژوهش‌های پیشین در زمینه کارایی مدل‌های عاملی در کشورهای آسیایی نتایج متناقضی را به همراه داشته اند. در چین، نتایج پژوهش ژائو و همکاران (۲۰۱۶) نشان می‌دهند که عوامل سودآوری[4] و سرمایه‌گذاری[5] قادر به توضیح‌دهندگی بازدهی سبدهای متشکل از سهام نمی‌باشند و مدل سه عاملی فاما و فرنچ برای بازار سهام چین مناسب‌تر است (Zhao, Yan & Zhang, 2016). در حالی که لی و همکاران (۲۰۱۷) نشان دادند که مدل پنج عاملی فاما و فرنچ قادر است تا عملکرد مطلوب‌تری را نسبت به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، سه عاملی فاما و فرنچ و چهار عاملی کارهارت از خود نشان دهد (Li, Yang & Jing, 2017). همچنین در حالی که لیو و همکاران (۲۰۱۹) یک اثر ارزش[6] قدرتمند را در بازار چین گزارش کردند (Liu, Stambaugh & Yuan, 2019)، نتایج پژوهش هو و همکاران (۲۰۱۹) تاثیر معناداری از اثر ارزش در این بازار را نشان نمی‌دهند (Hu, Shao & Wang, 2019). در ایران نیز پژوهش حاجیان نژاد و همکاران (۱۳۹۳) نشان می‌دهد که استفاده از مدل‌های چندعاملی نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مناسب‌تر است؛ اگرچه معتقدند با توجه به عدم معناداری عوامل ارزش و تمایل به گذشته، تفاوتی میان قدرت توضیح‌دهندگی مدل سه عاملی فاما و فرنچ و چهارعاملی کارهارت وجود ندارد (Hajiannejad, Ebrahimi & Izadinia, 2014). یافته‌های اسلامی بیدگلی و هنردوست (۱۳۹۱) بیانگر کارایی مدل سه عاملی فاما و فرنچ می‌باشد (Islami Bidgoli & Honardoost, 2012). راعی و همکاران (۱۳۸۹) نشان دادند که عوامل صرف ریسک بازار و اندازه، در کنار عامل چولگی بازده می‌توانند به خوبی اختلاف بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران را تبیین کنند (Raei, Baharvand & Movafaghi, 2010). یافته‌های ادهم و همکاران (۱۴۰۰) بیانگر آن است که عوامل بازار، اندازه و ارزش دارای بیشترین اثر بر بازدهی سهام می‌باشند (Adham, marfoua & Ebrahimi Sarv Olia, 2022). داودی (۱۴۰۰) نیز نشان داد که از میان

[4] Robust Minus Weak (RMW)

[5] Conservative Minus Aggressive (CMA)

[6] Value effect

عوامل مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، در افق‌های زمانی کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت، عامل بازار دارای بیشترین تاثیر بر بازدهی شرکت‌های مورد مطالعه و در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۰ می‌باشد (Davoodi, 2021).

شا و گائو (۲۰۱۹) معتقدند که مطالعه عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری به جای سهام دارای مزایای متعددی می‌باشد. از نظر آن‌ها عملکرد صندوق‌ها در مقایسه با عملکرد بازار سهام، حساسیت کمتری را نسبت به احساسات سرمایه‌گذاران نشان می‌دهد و در نتیجه احتمال می‌رود که بازدهی به شکل منطقی‌تری متناسب با ریسک پذیرفته شده آن‌ها باشد. این موضوع سبب افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های عاملی برای صندوق‌های سرمایه‌گذاری در مقایسه با سهام می‌گردد (Sha & Gao, 2019). همچنین کان و همکاران (۲۰۱۳)، شن و همکاران (۲۰۱۵) و احمد و همکاران (۲۰۱۸) استدلال می‌کنند که عمده پژوهش‌های پیشین که از روش تحلیل سبدهای طبقه‌بندی شده بر اساس عوامل[7] جهت تشکیل سبدی متنوع از طبقات گوناگون دارایی‌ها بهره برده‌اند، سبب سوگیری عامل قیمت‌گذاری به سمت بالا گردیده‌اند. پژوهش‌های آن‌ها نشان می‌دهند که صندوق‌های مشترک بر اساس اهداف سرمایه‌گذاری منعکس در امیدنامه خود عمل کرده و در نتیجه عملکردشان کمتر تحت سوگیری‌های رو به بالا قرار می‌گیرد (Kan, Robotti & Shanken, 2013; Shen, Zhao & He, 2015; Ahmed, Bu & Tsvetanov, 2018). بریلی و همکاران (۲۰۱۶) نیز با تاکید بر این ویژگی صندوق‌های سرمایه‌گذاری، بیان می‌کنند که صندوق‌ها به نحو بهتری منعکس کننده خالص ارزش فعلی مورد انتظار طبقات دارایی‌های نگهداری شده می‌باشند (Brealey, Myers, Allen, 2016). با توجه به مزیت‌های یاد شده صندوق‌های سرمایه‌گذاری نسبت به سبدهای متشکل از سهام، پژوهش حاضر نیز بر بررسی قابلیت توضیح‌دهندگی مدل‌های عاملی با استفاده از عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک متمرکز می‌باشد. مطالعات انجام شده در مورد عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک با استفاده از مدل‌های عاملی استاندارد به‌طور کلی بیان می‌کنند که

[7] Factor-sorted portfolio analysis

مدیریت فعال برای سرمایه‌گذاران این صندوق‌ها «ارزش افزوده[8]» به ارمغان نخواهد آورد. برای نمونه، یافته‌های التون و گروبر (۲۰۱۱) نشان می‌دهند که انواع مدل‌های چند عاملی، آلفاهای خالص منفی، از منفی ۰/۶۵ درصد تا منفی ۱/۹۸ درصد در سال را گزارش می‌کنند (Elton & Gruber, 2011). پژوهش باراس و همکاران (۲۰۱۰) در ایالات متحده و کاتبرتسون و همکاران (۲۰۱۲) در بریتانیا نیز بر اهمیت کشف نرخ‌های آلفا مثبت کاذب صندوق‌های سرمایه‌گذاری و تمایز قائل شدن میان شانس و مهارت در ایجاد آلفا مثبت در افق‌های زمانی کوتاه مدت و بلندمدت تاکید کردند؛ به خصوص یافته‌های کاتبرتسون و همکاران (۲۰۱۲) که نشان می‌دهند حدود ۷۵ درصد از صندوق‌های فعال در ایالات متحده و بریتانیا عملا هیچ آلفای مثبتی ایجاد نمی‌کنند، ۲۰ درصد از صندوق‌ها دارای آلفای منفی قابل توجهی هستند و تنها ۵ درصد از صندوق‌ها را می‌توان در زمره عملکرد برتر[9] طبقه‌بندی نمود (Barras, Scaillet & Wermers, 2010; Cuthbertson, Nitzsche & O'Sullivan, 2012). پژوهش‌های پیشین نشان از عدم اتفاق نظر پژوهشگران نسبت به بهترین مدل عاملی، جهت توضیح عملکرد تعدیل شده با ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری دارد. یی و هو (۲۰۱۶) سنجه‌های ارزیابی عملکرد صندوق‌های گوناگون در چین را بر اساس مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مورد بررسی قرار دادند و توانایی این مدل را جهت ارزیابی عملکرد صندوق‌ها تأیید کردند. آن‌ها همچنین دریافتند که پس از تعدیل ریسک، درآمد صندوق‌های سرمایه‌گذاری چینی در کوتاه‌مدت قابل پیش‌بینی است، اما قابلیت پیش‌بینی برای افق‌های بلندمدت چشمگیر نمی‌باشد (Yi & Hu, 2016). یافته‌های پژوهش مینگ لای و لائو (۲۰۱۰) بر روی عملکرد ۳۱۱ صندوق مشترک سرمایه‌گذاری در مالزی نشان می‌دهند که مدل چهار عاملی کارهارت دارای بیش‌ترین قدرت توضیح‌دهندگی و ضریب مربوط به بازدهی بازار دارای بیشترین اثر بر روی عملکرد صندوق‌های مورد پژوهش می‌باشند (Ming Lai & Lau, 2010). پژوهش رحمان و بلوچ (۲۰۱۶) پیرامون عملکرد صندوق‌های مشترک سرمایه‌گذاری در پاکستان نیز، بیانگر کارایی مدل قیمت‌گذاری

[8] Add value

[9] True outperformers

دارایی‌های سرمایه‌ای نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ می‌باشد. آن‌ها نشان دادند که علیرغم اثرات ضعیف عوامل ارزش و اندازه، عامل بازار در هر دو مدل از بیشترین اثر توضیح‌دهندگی برخوردار بوده است (Rehman & Baloch, 2016).

نظریه ارزیابی عملکرد[10] بر اهمیت استفاده از معیارهای متناسب تاکید می‌کند (Holmstrom, 1979). برای نمونه، هنگام تعیین پاداش مدیر عامل شرکت هواپیمایی، مقایسه عملکرد شرکت با سایر خطوط هوایی می‌تواند با کمک به پایش نمودن شوک‌های رایجی که خارج از کنترل مدیر عامل هستند، کارایی نظام پاداش‌دهی را بهبود بخشد. استفاده از عملکرد صنعت ریلی به عنوان معیار قطعا کارآمدی کمتری خواهد داشت، زیرا شوک‌های وارده به این دو صنعت به طور کامل همبسته نیستند. حد نصاب‌های قانونی که سرمایه‌گذاری صندوق‌های با درآمد ثابت و مختلط در ابزارهای با درآمد متغیر را محدود می‌نمایند[11]، استفاده از نرخ معیار مناسب جهت اندازه‌گیری ریسک بازار را ضروری می‌سازند. ضرورت طراحی یک معیار مناسب در بررسی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل‌های عاملی، نخستین بار در پژوهش سنسوی (۲۰۰۹) مطرح گردید. او با تمایز قائل شدن میان صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام بزرگ و کوچک، از شاخص‌های اس‌اندپی ۵۰۰[12] به عنوان نماینده‌ای از سهام شرکت‌های بزرگ و راسل ۲۰۰۰[13]، از شایع‌ترین معیارهای سرمایه‌گذاری مشترک به عنوان نماینده‌ای از سهام شرکت‌های کوچک، به شکل توامان بهره برد (Sensoy, 2009). سیسی و گیبسون (۲۰۱۲) نیز با اشاره به ویژگی‌های منحصربه‌فرد سرمایه‌گذاری‌های با درآمد ثابت نظیر سررسید و رتبه اعتباری، ضرورت

---

[10] Performance evaluation theory

[11] بر اساس مصوبه مورخ ۱۴۰۱/۰۸/۱۰ شورای عالی بورس، صندوق‌های سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار با درآمد ثابت مجازند تا حداکثر ۲۵ درصد از سبد سرمایه‌گذاری خود را به سهام، حق تقدم سهام و قراردادهای اختیار معامله سهام پذیرفته شده در بورس اختصاص دهند. همچنین صندوق‌های مختلط موظف‌اند تا حداقل ۴۰ و حداکثر ۶۰ درصد از سبد سرمایه‌گذاری خود را به ابزارهای سرمایه‌گذاری یاد شده اختصاص دهند(پایگاه قوانین و مقررات بازار سرمایه ایران).

[12] S&P500

[13] Russell2000

استفاده از شاخص مناسب در ارزیابی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت را مطرح نمودند (Cici & Gibson, 2012). التون و گروبر (۲۰۲۰) با مرور مدل‌های عاملی سنجش عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت، ضرورت استفاده از یک شاخص عمومی اوراق بهادار با درآمد ثابت[۱۴] را جهت سنجش عملکرد این صندوق‌ها مورد تاکید قرار دادند (Elton & Gruber, 2020). کاتبرتسون و همکاران (۲۰۲۲) نیز معتقدند که نرخ معیار[۱۵] باید ریسک‌های متداول مربوط به هر نوع صندوق سرمایه‌گذاری را، با توجه به امیدنامه صندوق[۱۶] و سبد سرمایه گذاری آن نمایندگی کند. آن‌ها نشان دادند که استفاده از نرخ‌های معیار گوناگون می‌تواند سبب تعدیل آلفای صندوق‌های سرمایه‌گذاری گردد و لازمه کارایی عوامل مدل عاملی مورد استفاده در ارزیابی عملکرد صندوق، بهره‌گیری از نرخ معیار مناسب است (Cuthbertson, Nitzsche & O'Sullivan, 2022). هِب (۲۰۲۰) هنگام سنجش عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری کانادایی با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ، از نرخ‌های معیار گوناگون استفاده نمود. استفاده از شاخص ویژه بازار سهام کانادا[۱۷] برای صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام، شاخص اوراق بهادار با درآمد ثابت کانادا[۱۸] برای صندوق‌های درآمد ثابت و شاخص وزنی ترکیبی، با وزن ۷۰ درصد شاخص ویژه بازار سهام کانادا و ۳۰ درصد شاخص اوراق بهادار با درآمد ثابت کانادا، به جای بازدهی بازار سهام، ضمن تقویت قدرت توضیح‌دهندگی مدل سه عاملی فاما و فرنچ، تطابق بیشتری با نظریه ارزیابی عملکرد را نشان می‌دهد (Hebb, 2020). علیرغم پژوهش‌های انجام شده، این که آیا فاما و فرنچ در طراحی مدل سه عاملی، عوامل مناسبی را انتخاب کرده باشند و اساسا کدام مدل قادر است تا عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در ایران را توضیح دهد، بی پاسخ مانده‌اند. هدف پژوهش حاضر ارائه پاسخی جهت سوالات یادشده، با الهام

[14] General bond index
[15] Benchmark
[16] Mutual fund prospectus
[17] S&P TSX
[18] FTSE TMX

گرفتن از پژوهش هب (۲۰۲۰) از طریق طراحی نرخ معیار مناسب عملکرد بازار و بررسی مدل سه عاملی فاما و فرنچ در توضیح‌دهندگی عملکرد تعدیل شده با ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک ایرانی می‌باشد. بر این اساس جهت سنجش عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت و بخشی از عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مختلط، به جای بهره‌گیری از شاخص بورس اوراق بهادار[19] که در سنجش عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام مورد استفاده قرار گرفته است، از نرخ بازدهی شاخص صکوک[20]، به عنوان یک شاخص عمومی از اوراق بهادار با درآمد ثابت استفاده شده است. التون و گروبر (۲۰۲۰) نشان دادند که کارایی مدل عاملی مبتنی بر شاخص عمومی (تک عاملی) در سنجش عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت، تفاوت چشمگیری را با مدل‌های چند عاملی، که از اوراق بهادار درآمد ثابت با سررسید، رتبه اعتباری و نرخ‌های بازدهی گوناگون جهت سنجش ریسک بازار بهره می‌برند، از خود نشان نمی‌دهد (Elton & Gruber, 2020). بنابراین استفاده از بازدهی شاخص صکوک، به عنوان شاخص عمومی عملکرد اوراق بهادار با درآمد ثابت، می‌تواند مشکلات ناشی از عدم تنوع کافی یا فقدان رتبه بندی اعتباری اوراق بهادار با درآمد ثابت در ایران را نیز پوشش دهد. با توجه به ادبیات نظری مرور شده و اهداف پژوهش، فرضیه‌های پژوهش به شرح ذیل تعریف می‌گردند:

فرضیه ۱ : بین مازاد بازده بازار مربوطه و مازاد بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه ۲ : بین اندازه شرکت (صرف اندازه) و مازاد بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه ۳ : بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (صرف ارزش) و مازاد بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری رابطه معناداری وجود دارد.

---

[19] TEDPIX

[20] Sindex

۳- روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر روش، پژوهشی با استفاده از تحلیل رگرسیونی چند متغیره است که از الگوی حداقل مربعات تعمیم‌یافته[۲۱] بهره می‌برد. جامعه آماری پژوهش شامل آن دسته از صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک است که تحت نظارت سازمان بورس و اوراق بهادار، اقدام به جمع‌آوری، تشکیل و مدیریت سبد متشکل از ابزارهای بازار پول و سرمایه می‌نمایند. همچنین قلمرو زمانی پژوهش، دوره‌های ماهانه از ابتدای فروردین ۱۳۹۲ تا آبان ۱۴۰۱ را شامل می‌گردد. نمونه‌گیری مبتنی بر حذف روش‌مند صندوق‌های تشکیل دهنده جامعه بوده و پس از حذف صندوق‌هایی با عمر کوتاه‌تر از قلمرو زمانی پژوهش و همچنین حذف یک صندوق[۲۲] به علت فقدان اطلاعات منتشرشده کافی، ۵۹ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک نمونه پژوهش را تشکیل می‌دهند. اسامی صندوق‌های سرمایه‌گذاری نمونه در پیوست ۱ پژوهش قابل مشاهده می‌باشند.

داده‌های مربوط به عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری از طریق گزارشات منتشر شده سازمان بورس و اوراق بهادار، اطلاعات مربوط به نرخ بازده بدون ریسک از طریق اطلاعات منتشر شده در نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی و مرکز داده فرابورس ایران، داده‌های ارزش دفتری و تعداد سهام منتشر شده شرکت‌های نمونه جهت تشکیل سبدهای سرمایه‌گذاری مربوط به عوامل اندازه و ارزش در مدل سه عاملی فاما و فرنچ از طریق گزارش‌های مالی سالانه منتشر شده شرکت‌ها بر روی پایگاه اطلاع رسانی ناشران (کدال) و کلیه داده‌های قیمتی مورد نیاز پژوهش از طریق نرم‌افزار تی‌اس‌ای‌کلاینت[۲۳] استخراج گردیده است. با توجه به فرآیند حسابرسی مستقل صورت‌های مالی شرکت‌های نمونه و استفاده از گزارش‌های مورد تأیید بانک مرکزی و سازمان بورس و اوراق بهادار تهران، وسیله اندازه‌گیری پایایی داشته و نظر به پشتیبانی مبانی نظری و پیشینه پژوهش یاد شده، وسیله اندازه‌گیری از روایی مکفی بهره‌مند می‌باشد. جهت طبقه‌بندی داده‌ها و محاسبه متغیرهای پژوهش از

---

[21] Generalized least squares

[۲۲] صندوق نواندیشان بازار سرمایه

[23] TSEclient

نرم‌افزار اکسل[۲۴] و جهت تحلیل داده‌ها نیز از نرم‌افزارهای ایویوز[۲۵] (نسخه ۱۳) و استتا[۲۶] (نسخه ۱۷) استفاده گردیده است.

پژوهش حاضر جهت سنجش عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مطابق با پژوهش‌های مینگ لای و لائو (۲۰۱۰)، رحمان و بلوچ (۲۰۱۶) و شا و گائو (۲۰۱۹) از مدل سه عاملی فاما و فرنچ استفاده می‌کند (Ming Lai & Lau, 2010; Rehman & Baloch, 2016; Sha & Gao, 2019). مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای که توسط شارپ (۱۹۶۴)، لینتنر (۱۹۶۵) و بلک (۱۹۷۲) ارائه گردید (Sharpe, 1964; Lintner, 1965; Black, 1972)، نخستین مدل تعادلی است که سعی در برقراری ارتباطی عقلایی میان ریسک پذیرفته شده و بازدهی حاصل از آن دارد. جنسن (۱۹۶۸) از این مدل در توسعه معیار آلفای جنسن بهره برد (Jensen, 1968) و بسیاری از پژوهشگران از جمله کامبی و گلن (۱۹۹۰)، مالکیل (۱۹۹۵)، کوتاری و وارنر (۲۰۰۱) از آن استفاده نمودند (Cumby & Glen, 1990; Malkiel, 1995; Kothari & Warner, 2001). در مقابل پژوهشگران متعددی نظیر باسو (۱۹۷۷) و بنز (۱۹۸۱) با تشریح بی قاعدگی‌ها[۲۷]، بازده مازاد بازار را جهت توضیح‌دهندگی مازاد بازدهی دارایی‌های سرمایه‌ای ناکافی دانستند (Basu, 1977; Banz, 1981). مطالعات فاما و فرنچ (۱۹۹۶) نشان داد که مدل سه عاملی آن‌ها قادر است تا اثر عمده این بی قاعدگی‌ها را ناپدید کند (Fama & French, 1996). رابطه 0 مدل پژوهش، مدل سه عاملی فاما فرنچ را به نمایش می‌گذارد:

$$R_{it} - RFR_t = \alpha_i + \beta_1 MktExcess_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

[24] Excel
[25] Eviews13
[26] Stata17
[27] Anomalies

که در آن R_{it}، بازدهی صندوق i در دوره t، REF_t ریسک بازده بدون ریسک، $MktExcess_t$ مازاد بازدهی بازار، SMB_t عملکرد سبد اندازه و HML_t نیز عملکرد سبد ارزش در دوره t را نشان می‌دهند.

سرمایه‌گذاران صندوق‌ها با توجه به امیدنامه صندوق می‌توانند دو نوع بازده سرمایه‌ای و نقدی را کسب نمایند. برای آن دسته از صندوق‌های سرمایه‌گذاری که به صورت نقدی سود توزیع می‌کنند، خالص ارزش دارایی‌ها[۲۸] پیش از توزیع سود نقدی در محاسبه بازدهی دوره لحاظ گردیده است. رابطه (۲) نحوه محاسبه بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد. این روش سنجش عملکرد صندوق‌ها با روش به کارگرفته شده توسط مینگ لای و لائو (۲۰۱۰)، بدیعی (۱۴۰۱) و بدیعی و همکاران (۱۴۰۲) مطابقت دارد (Ming Lai & Lau, 2010; Badiei, 2022; Badiei et al., 2023). ضمن آن که اطلاعات مربوط به بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری به صورت ماهانه توسط سازمان بورس و اوراق بهادار منتشر می‌گردد.

$$R_{it} = \frac{NAV_{it} - NAV_{it-1}}{NAV_{it-1}} \qquad (۲)$$

که در آن R_{it}، NAV_{it} و NAV_{it-1} به ترتیب بیانگر بازدهی، خالص ارزش دارایی‌های صندوق سرمایه‌گذاری i در دوره‌های t و t-1 می‌باشند.

نرخ بازدهی بدون ریسک یا REF_t برای دوره‌های فروردین ۱۳۹۲ تا مهرماه ۱۳۹۴ برابر با نرخ ماهانه شده سپرده‌پذیری کوتاه مدت بانک‌های دولتی و پس از آن برابر با نرخ ماهانه اسناد خزانه سه ماهه می‌باشد که با روش بکارگرفته شده توسط بدیعی و همکاران (۱۴۰۲) مطابقت دارد (Badiei et al., 2024).

[28] Net Asset Value(NAV)

مازاد بازدهی بازار بر اساس پژوهش هِب (۲۰۲۰) و تناسب میان نرخ معیار ($R_{Bench,t}$) و نوع صندوق محاسبه گردیده است. بر این اساس نرخ معیار برای صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام، بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، برای صندوق‌های سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار با درآمد ثابت، بازدهی شاخص صکوک و برای صندوق‌های مختلط برابر با میانگین وزنی این دو شاخص با وزن ۷۰ درصدی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و ۳۰ درصدی شاخص صکوک می‌باشد. مازاد بازدهی یا MktExcess در هر دوره ماهانه، از تفاوت نرخ معیار دوره و نرخ بازده بدون ریسک ماهانه، مطابق رابطه 0 حاصل می‌گردد.

$$MktExcess_t = R_{Bench,t} - RFR_t \qquad (۳)$$

با توجه به عدم وجود پایگاه داده معتبر جهت اندازه‌گیری و گزارش عملکرد سبدهای اندازه (SMB) و ارزش (HML) در بازار سرمایه ایران، اثر این دو عامل با استفاده از روش نمونه‌گیری از شرکت‌های فعال در این بازار طی دوره ۱۱۶ ماهه پژوهش و تشکیل سبدهای مربوطه مطابق با روش بکار گرفته شده توسط اسلامی بیدگلی و هنردوست (۱۳۹۱) و عبده تبریزی و اسدی قره جلو (۱۳۹۸) مورد سنجش قرار گرفته است (Islami Bidgoli & Honardoost, 2012; Abdoh Tabrizi & Asadi Gharehjeloo, 2019). شرکت‌های نمونه از میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران که دارای ویژگی‌های زیر بودند، انتخاب گردیده‌اند:

۱) سال مالی شرکت‌های نمونه منتهی به پایان اسفندماه می‌باشد.
۲) طی دوره زمانی مورد پژوهش به طور پیوسته در بورس اوراق بهادار یا فرابورس ایران مورد پذیرش بوده و گزارش‌های مالی سالانه خود را به طور منظم از طریق سامانه اطلاع رسانی ناشران (کدال) منتشر کرده‌اند.
۳) در طول قلمرو زمانی پژوهش دارای ارزش دفتری نامنفی بوده‌اند.

۴) آن دسته از شرکت‌هایی که دارای کسری اطلاعات در دوره زمانی مورد پژوهش بودند، از نمونه مستثنی گردیده‌اند.

پس از اعمال شاخصه‌های فوق، ۱۴۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران به عنوان حجم نمونه نهایی جهت محاسبه عوامل مدل سه عاملی فاما و فرنچ برگزیده شدند. جهت تشکیل سبدهای مربوط به عوامل اندازه و ارزش، نیازمند محاسبه متغیرهای زیر می‌باشیم:

۱) بازده سهام: بازده سهام می‌تواند از دو جز بازده سرمایه‌ای و منافع حاصل از مالکیت ایجاد شود. این منافع شامل بازده نقدی و افزایش سرمایه از محل اندوخته یا مطالبات و آورده نقدی می‌باشند. بنابراین بازده سهام شرکت‌های نمونه طی دوره پژوهش با استفاده از رابطه (۴) محاسبه گردیده است:

$$r_{it} = \frac{D_t + P_t(1+\alpha+\beta) - (P_{t-1} + \alpha(1000))}{P_{t-1} + \alpha(1000)} \times 100 \qquad (۴)$$

که آن P_t بیانگر قیمت سهم در پایان دوره t ، P_{t-1} قیمت سهم در ابتدای دوره t ، D_t سود تقسیمی طی دوره، α درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی و β درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته می‌باشند که با روش بکارگرفته شده توسط راعی و پویان فر (۱۳۸۵) مطابقت دارد (Raei & Pouyanfar, 2007).

۲) سبد اندازه: عامل اندازه یا SMB بیانگر تفاوت بازدهی سبد سهام شرکت‌های کوچک و شرکت‌های بزرگ می‌باشد. به منظور محاسبه بازدهی سبد اندازه، ابتدا شرکت‌های نمونه در هر دوره بر حسب ارزش شرکت، به دو دسته سهام با اندازه بزرگ (B) و سهام با اندازه کوچک (S) تقسیم می‌گردند. ارزش شرکت از حاصل ضرب تعداد سهام منتشر شده شرکت در آخرین روز از دوره قبل در قیمت سهام همان دوره حاصل می‌گردد (اسلامی بیدگلی و هنردوست،۱۳۹۱). پس از آن شرکت‌های نمونه را بر حسب نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، به سه دسته ۳۰ درصد فوقانی (H)، ۴۰ درصد میانی (M) و ۳۰ درصد تحتانی (L)

تقسیم می‌کنیم. مطابق روش به کار گرفته شده در پژوهش فاما و فرنچ (۱۹۹۲)، مقادیر ارزش دفتری به ارزش بازار بیش از ۰/۹۹۵ برابر با ۰/۹۹۵ و مقادیر کمتر از ۰/۰۰۵ برابر با ۰/۰۰۵ در نظر گرفته می‌شود (Fama & French, 1992). از تقاطع ۵ گروه حاصل شده، ۶ سبد سرمایه‌گذاری تشکیل و بازدهی سبد اندازه مطابق رابطه ۵ محاسبه می‌گردد:

$$r_{SMB} = \frac{(r_{SH} + r_{SM} + r_{SL})}{3} - \frac{(r_{BH} + r_{BM} + r_{BL})}{3} \quad (۵)$$

که r_{SH}، r_{SM} و r_{SL} بازدهی سبدهای حاصل از تقاطع شرکت‌های کوچک با به ترتیب ۳۰ درصد فوقانی، ۴۰ درصد میانی و ۳۰ درصد تحتانی شرکت‌ها از نظر ارزش دفتری می‌باشند. به همین ترتیب r_{BH}، r_{BM} و r_{BL} نیز بازدهی سبدهای حاصل از تقاطع شرکت‌های بزرگ با به ترتیب ۳۰ درصد فوقانی، ۴۰ درصد میانی و ۳۰ درصد تحتانی شرکت‌ها از نظر ارزش دفتری را نشان می‌دهند.

۳) سبد ارزش: عامل ارزش یا HML بیانگر تفاوت بازدهی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پایین می‌باشد. با استفاده از ۶ سبد تشکیل شده بر حسب ارزش و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت‌های نمونه، بازدهی سبد ارزش نیز مطابق رابطه (۶) محاسبه می‌گردد:

$$r_{HML} = \frac{(r_{SH} + r_{BH})}{2} - \frac{(r_{SL} + r_{BL})}{2} \quad (۶)$$

سبد اندازه جهت در نظر گرفتن عامل ریسک مرتبط با اندازه شرکت طراحی شده است، در حالی که سبد ارزش عامل ریسک سهام رشدی (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین) در برابر ارزشی (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا) می‌باشد. براون و ریلی (۲۰۰۹) معتقدند که ادبیات پژوهش حاکی از اهمیت این دو عامل در ارزیابی عملکرد سرمایه‌گذاری می‌باشد (Brown & Reily, 2009).

۴- یافته‌های پژوهش

جدول ۱ شاخص‌های مرکزی و پراکندگی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. بر اساس یافته‌های حاصل شده، بازدهی مازاد صندوق‌های سرمایه‌گذاری طی دوره ۱۱۶ ماهه فروردین ۱۳۹۲ تا آبان ۱۴۰۱ به طور متوسط بیش از بازدهی مازاد بازار بوده است. همچنین در حالی که حداکثر مازاد بازدهی کسب شده توسط بازار ۳۹/۸۷ درصد بوده است، صندوق‌های سرمایه‌گذاری بیشینه‌ای معادل ۵۲/۳ درصد را به ثبت رسانده‌اند. حداقل بازدهی مازاد کسب شده توسط صندوق‌های سرمایه‌گذاری نیز کمتر از حداقل مازاد بازدهی بازار است. این دامنه تغییرات متفاوت نشان می‌دهد که صندوق‌های سرمایه‌گذاری نسبت به بازار از ریسک بالاتری برخوردار بوده‌اند و انحراف معیار صندوق‌ها حدود ۰/۶۶ درصد بیش از انحراف معیار بازار بوده است[۲۹]. متوسط بازدهی سبد اندازه نیز منفی است و نشان می‌دهد که سبد متشکل از سهام شرکت‌های بزرگ توانسته‌اند که در دوره زمانی مورد پژوهش به طور متوسط ۰/۰۶ درصد بیش از شرکت‌های کوچک بازدهی کسب کنند. منفی بودن متوسط بازدهی سبد ارزش نیز بیانگر عملکرد بهتر سهام شرکت‌های رشدی نسبت به شرکت‌های ارزشی بوده است. بر اساس **جدول ۱** سبد متشکل از شرکت‌های رشدی در دوره ۱۱۶ ماهه مورد پژوهش، به طور متوسط ماهانه ۳/۲ درصد بیش از سبد شرکت‌های ارزشی بازدهی کسب کرده‌اند. داده‌های مربوط به انحراف معیار نیز نشان می‌دهند که ریسک سبدهای اندازه و ارزش نسبت به کل بازار کمتر بوده است. متوسط نرخ بهره بدون ریسک ماهانه در دوره مورد پژوهش نیز برابر با ۱/۵۹ درصد بوده است، در حالی که کمینه و بیشینه این نرخ در دوره مورد بررسی به ترتیب اعداد ۱/۱ و ۲/۰۷ درصد را نشان می‌دهد.

[۲۹] صندوق‌های سرمایه‌گذاری با وجود انحراف معیار بالاتر از بازدهی بازار، عملکرد مطلوب‌تری را به ثبت رسانده‌اند. نسبت شارپ برای صندوق‌ها رابر با ۰/۱۵۲ است، در حالی که بازار طی دوره مشابه نسبت شارپی برابر با ۰/۱۲۴ دارد. بنابراین صندوق‌ها طی دوره مورد پژوهش، نسبت پاداش به ریسک بالاتری داشته‌اند.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها
ماخذ: محاسبات پژوهش

Table 1. Descriptive statistics of variables
Source: Research calculations

متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	تعداد مشاهدات
بازدهی مازاد صندوق	Ri_RFR	۰/۰۱۱۶	۰/۰۰۰۷	۰/۵۲۳۰	-۰/۲۶۹۲	۰/۰۷۶۸	٦٨٤٤
بازدهی مازاد بازار	MktExcess	۰/۰۰۸۷	۰/۰۰۰٤	۰/۳۹۸۷	-۰/۲٤۰۹	۰/۰۷۰۲	٦٨٤٤
بازدهی سبد اندازه	SMB	-۰/۰۰۰٤	-۰/۰۰۰٦	۰/۱٤٥۳	-۰/۲۸٦۹	۰/۰٥٤۹	٦٨٤٤
بازدهی سبد ارزش	HML	-۰/۰۳۲۰	-۰/۰۲۹۷	۰/۱۲٤۷	-۰/۲۰۹۰	۰/۰٥٤٤	٦٨٤٤

جدول ۲ نتایج همبستگی میان متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد . یافته‌ها بیان می‌کنند که از میان متغیرهای توضیح‌دهنده پژوهش، مازاد بازدهی بازار بیشترین همبستگی را با مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری داشته است. در حالی که جهت همبستگی میان مازاد بازدهی صندوق با مازاد بازدهی بازار و بازدهی سبد ارزش مثبت است، بازدهی سبد اندازه همبستگی منفی با مازاد بازده کسب شده توسط صندوق‌ها را نشان می‌دهد. همچنین جهت بررسی احتمال هم‌خطی میان متغیرهای توضیح‌دهنده از آزمون عامل تورم واریانس[۳۰] استفاده گردیده است که هم‌خطی چندگانه میان این متغیرها را اندازه‌گیری می‌کند. نتایج آزمون هم‌خطی در نرم افزار استتا نشان می‌دهد که عامل تورم ورایانس برای تمامی متغیرهای توضیح دهنده پژوهش بسیار نزدیک به ۱ می‌باشد و در نتیجه میان متغیرهای توضیح دهنده هم‌خطی وجود ندارد.

[30] Variance inflation factor (VIF) test

جدول ۲. همبستگی متغیرهای پژوهش
ماخذ: محاسبات پژوهش

Table 2. Correlations matrix
Source: Research calculations

متغیر	Ri_RFR	MktExcess	SMB	HML
Ri_RFR	۱			
MktExcess	۰/۹۰٦	۱		
SMB	-۰/۰٦۸	-۰/۱۱٤	۱	
HML	۰/۱۱۳	۰/۱۳۱	-۰/۱۲۱	۱
VIF	-	۱/۰٤	۱/۰۳	۱/۰۳

جهت اطمینان از ایستایی متغیرهای مدل، ثابت بودن میانگین، واریانس و کوواریانس آن‌ها در طول زمان و پیشگیری از وقوع رگرسیون کاذب، از آزمون‌های ایم، پسران و شین[۳۱] و فیشر[۳۲] استفاده شده است. **جدول ۳** نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای تک تک متغیرهای مورد استفاده در مدل را نشان می‌دهد. یافته‌های آزمون نشان می‌دهند که کلیه متغیرهای پژوهش در سطح ۵ درصد مانا و فاقد ریشه واحد می‌باشند. همچنین با توجه به مانایی تمامی متغیرها در سطح، نیازی به لحاظ روند زمانی و تفاضل‌گیری نبوده است.

[31] Im, Pesaran, and Shin W-stat

[32] ADF – Fisher Chi-square

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد
ماخذ: محاسبات پژوهش

Table 3. The Unit Root Test Results
Source: Research calculations

متغیر	نماد	آزمون ها				
			IPS		ADF	
			I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
مازاد بازدهی صندوق ها	Ri_RFR	آماره	-۱۹/۹۱۹۵	-	٦٦١/١٦٣	-
		احتمال	۰/۰۰۰۰	-	۰/۰۰۰۰	-
مازاد بازدهی بازار	MktExcess	آماره	-۲۴/۹۲۳۳	-	۸۹۰/۰۵۵	-
		احتمال	۰/۰۰۰۰	-	۰/۰۰۰۰	-
بازدهی سبد اندازه	SMB	آماره	-۲۲/۳۱۸۳	-	۷٤۹/٦٦۳	-
		احتمال	۰/۰۰۰۰	-	۰/۰۰۰۰	-
بازدهی سبد ارزش	HML	آماره	-۳۳/۴۱۷۰	-	۱۳۱۰/۲۷	-
		احتمال	۰/۰۰۰۰	-	۰/۰۰۰۰	-

آزمون دوم که جهت اطمینان از پیشگیری از رگرسیون کاذب و برآورد صحیح رگرسیون ضرورت دارد، آزمون هم‌انباشتگی[۳۳] میان متغیرهای پژوهش می‌باشد. آزمون هم‌انباشتگی فردی یوهانسون[۳٤]، که به آزمون هم‌انباشتگی پسماند کائو[۳۵] نیز مشهور است برای مجموعه متغیرهای مدل‌ها، با توجه به آماره آزمون و احتمال مربوط به آن، بیانگر رد فرضیه صفر و وجود هم‌انباشتگی میان متغیرهای هر دو مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد. نتایج

[33] Cointegration
[34] Individual Johonsen Cointegration test
[35] Kao Residual Cointegration test

مربوط به آزمون هم انباشتگی در نرم افزار استتا در **جدول ٤** پژوهش قابل مشاهده می‌باشد. بر اساس نتیجه آزمون، با حصول اطمینان از وجود یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای وابسته و مستقل و در نتیجه صحت رگرسیون به تخمین مدل و تحلیل نتایج حاصل از آن پرداخته شده است.

جدول ٤. نتایج آزمون هم‌انباشتگی
ماخذ: محاسبات پژوهش

Table 4. The Cointegration Test Results
Source: Research calculations

معیار	آماره	احتمال	نتیجه
Modified Dickey–Fuller t	-۲۳۰	۰/۰۰۰۰	هم انباشتگی متغیرهای پژوهش
Dickey–Fuller t	-۷۹/۰۳۹۰	۰/۰۰۰۰	
Augmented Dickey–Fuller t	-۵۱/۵۱۲۷	۰/۰۰۰۰	
Dickey–Fuller t Unadjusted modified	-۲٦۰	۰/۰۰۰۰	
Unadjusted Dickey–Fuller t	-۷۸/۷۸٦۸	۰/۰۰۰۰	

نخستین آزمون جهت تشخیص تلفیقی[۳٦]یا تجمیعی[۳۷] بودن مدل پژوهش، آزمون چاو (F-لیمر) می‌باشد. **جدول ۵** نتایج حاصل از رگرسیون با اثرات ثابت به همراه یافته‌های آزمون چاو را نشان می‌دهد. با توجه به این که مقدار احتمال آزمون بزرگتر از ۰/۰۵ می‌باشد، مدل پژوهش از نوع تجمیعی می‌باشد.

[36] Panel Model
[37] Pooled Model

جدول ۵. نتایج آزمون چاو
ماخذ: محاسبات پژوهش

Table 5. Results of F-Limer test (Chow test)
Source: Research calculations

متغیرها	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری ضرایب	آماره F مدل	معناداری مدل
MktExcess	۰/۹۹۹۴	۰/۰۰۵۷	۱۷۶/۲۸	۰/۰۰۰۰	۱۰۵۶۳/۳۷	۰/۰۰۰۰
SMB	۰/۰۸۹۲۰	۰/۰۰۷۲	۱۲/۳۸	۰/۰۰۰۰		
HML	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۷۳	۰/۱۶	۰/۸۷٤		
alpha	-۰/۰۰۳۰	۰/۰۰۰۵	٦/۵۲	۰/۰۰۰۰		
یافته های آزمون چاو						
ضریب تعیین مدل	۰/۸۹۸۸					
آماره F آزمون چاو	۰/۸۹					
Prob>F	۰/۷۰۵۲					

یکی از مفروضات کلاسیک معادلات رگرسیونی، صفر بودن کواریانس میان اجزای خطا و عدم وابستگی آن‌ها به یکدیگر در طول زمان یا به صورت مقطعی می‌باشد. برای آزمون خودهمبستگی[۳۸] از آزمون والدریج[۳۹] استفاده می‌شود. با توجه به عدم در دسترس بودن این آزمون در نرم افزار ایویوز برای داده‌های پانل، از نرم افزار استتا برای انجام آزمون استفاده

[38] Autocorrelation
[39] Wooldridge test

گردیده است. فرضیه صفر آزمون بیانگر عدم خودهمبستگی خطاها در مرتبه اول می‌باشد. نتایج آزمون نشان می‌دهد که آماره آزمون برابر با ۰/۰۱۰ و احتمال آن برابر با ۰/۹۱۹۹ می‌باشد. با توجه به آماره آزمون و همچنین احتمال آن، فرضیه صفر پژوهش مبنی بر عدم خودهمبستگی خطاها رد نشده و مدل پژوهش فاقد خودهمبستگی می‌باشد.

فرض دیگر مدل رگرسیون خطی، ثابت بودن واریانس خطاها می‌باشد. در صورت عدم تحقق این فرض، با شرایط ناهمسانی واریانس[۴۰] مواجه می‌باشیم. در این شرایط اگرچه ضرایب برآورد شده نااریب می‌باشند اما احتمال اریب بودن انحراف معیارها وجود دارد. بنابراین پیش استنباط آماری لازم است تا از ثابت بودن جز خطا مدل اطمینان حاصل کنیم. جهت آزمون وجود ناهمسانی واریانس از آزمون بروش-پاگان[۴۱] در نرم افزار استتا استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون بیانگر ثابت بودن واریانس جز خطا در مدل می‌باشد. نتایج آزمون نشان می‌دهد که آماره آزمون برابر با ۲۹۷/۴۶ و احتمال آن برابر با ۰/۰۰۰۰ می‌باشد. با توجه به آماره آزمون و همچنین احتمال آن، فرضیه صفر پژوهش مبنی بر ثابت بودن واریانس خطا رد و با شرایط ناهمسانی واریانس مواجه می‌باشیم.

ناهمسانی واریانس مشکلی رایج در پژوهش‌های مالی و با استفاده از داده‌های پانل می‌باشد. یافته‌های پیترسون (۲۰۰۹) نشان می‌دهد که ۴۲ درصد از مقاله‌های مجلات معتبر «مجله مالی[۴۲]»، «مجله اقتصاد مالی[۴۳]» و «مروری بر مطالعات مالی[۴۴]» که بین سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۴ و با استفاده از داده‌های پانل منتشر شده‌اند، با مشکل ناهمسانی واریانس و اریب بودن انحراف معیار ضرایب برآورد شده درگیر می‌باشند (Petersen, 2009). تامپسون (۲۰۱۱) پیشنهاد می‌کند که پژوهشگران برای رفع ناهمسانی واریانس از تصحیح وایت-خوشه‌بندی دوگانه[۴۵] استفاده کنند (Thompson, 2011). در پژوهش حاضر با توجه به

---

[40] Heteroskedasticity

[41] Breusch-Pagan test

[42] Journal of Finance

[43] Journal of Financial Economics

[44] Review of Financial Studies

[45] White two-way cluster

وابستگی مقطعی[٤٦]، که سبب از میان رفتن کارایی روش حداقل مربعات معمولی[٤٧] می‌گردد، بر اساس روش به کار گرفته شده توسط نوربخش و ایرانی جانیارلو (۱۳۹۹) از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته و جهت از میان بردن مشکل ناهمسانی واریانس نیز، از تصحیح وایت-دوره زمانی[٤٨] استفاده گردیده است. **جدول ٦** نتایج حاصل از برآورد مدل پژوهش با استفاده از نرم افزار ایویوز را نشان می‌دهد. بر این اساس آماره F مدل(۷۵۶۷/۳۳۳) و احتمال مربوط به آن(۰/۰۰۰۰) بیانگر معناداری مدل می‌باشند. از میان متغیرهای توضیح‌دهنده پژوهش، متغیرهای مازاد بازدهی بازار و بازده سبد اندازه معنادار و بازده سبد ارزش فاقد تاثیر معنادار بر عملکرد تعدیل شده با ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌باشند. ضریب تعیین مدل نیز برابر ۷۶/۸۴ درصد می‌باشد و نشان می‌دهد که بخش قابل توجهی از تغییرات متغیر وابسته، توسط متغیرهای مستقل پژوهش توضیح داده شده است.

جدول ٦. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته
ماخذ: محاسبات پژوهش

Table 6. Results of Estimating the model using the Generalized least squares(GLS) method
Source: Research calculations

متغیرها	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری ضرایب	آماره F مدل	معناداری مدل
MktExcess	۰/۹۸۶۳	۰/۰۰٦۵	۱۵۰/۸٤٦٤	۰/۰۰۰۰	۷۵٦۷/۳۳۳	۰/۰۰۰۰
SMB	۰/۰۷۲۰	۰/۰۰٦۷	۱۰/٦٤۷۲	۰/۰۰۰۰		
HML	۰/۰۰٤۸	۰/۰۰۷۰	۰/٦۸	۰/٤۹۷۸		
alpha	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰۰٤	۷/۷۳۳۱	۰/۰۰۰۰		

[46] Cross-Sectional Dependence
[47] Ordinary least squares (OLS)
[48] White cross section (Period Cluster)

ضریب تعیین	۰/۷٦۸۵
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۷٦۸٤
خطای استاندارد رگرسیون	۰/۹۹۹۵
واریانس وابسته میانگین	۰/۱۲۹۳
واریانس وابسته انحراف معیار	۲/۰۹۳
باقیمانده مجموع مربعات	٦۸۳۳/۱۹۲
آماره دوربین واتسون	۱/۹٤

۵- بحث و نتیجه گیری

هدف از پژوهش حاضر بررسی قدرت توضیح‌دهندگی عملکرد تعدیل شده با ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ و بازتعریف نرخ معیار در محاسبه مازاد بازدهی بازار می‌باشد. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهند که قدرت توضیح‌دهندگی مدل سه عاملی فاما و فرنچ با استفاده از متناسب‌سازی نرخ معیار با نوع صندوق سرمایه‌گذاری به شکل چشمگیری افزایش یافته است. همچنین یافته‌های پژوهش بیانگر معناداری و اثر مثبت مازاد بازدهی بازار و بازدهی سبد اندازه هستند و فرضیه‌های اول و دوم پژوهش را مورد تأیید قرار می‌دهند. بدین معنا که یک واحد تغییر در عامل مازاد بازدهی بازار سبب تغییر ۰/۹۹ واحدی در مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌گردد که نشان‌دهنده تنوع سبد سرمایه‌گذاری صندوق‌ها و حفظ ارزش پول سرمایه‌گذاران در بلندمدت می‌باشد (Davoodi, 2021). همچنین تغییر یک واحدی

در عامل اندازه، سبب تغییر ۰/۰۷ واحدی در مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌گردد. بنابراین سرمایه‌گذاری صندوق‌ها در سهام شرکت‌های بزرگ می‌تواند اثر مثبتی بر مازاد بازدهی آن‌ها داشته باشد. اثر مثبت عامل ارزش بر مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری به لحاظ آماری معنادار نبوده و بنابراین سرمایه‌گذاری صندوق‌ها در سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا، مازاد بازدهی آن‌ها را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد. این موضوع بیانگر آن است که اگرچه انتظارات سرمایه‌گذاران ناشی از تحولات آتی، نسبت به رشد بازده سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا، سبب افزایش بازدهی این نوع سهام در میان مدت می‌گردد (Davoodi, 2021)، اما در بلندمدت عامل تأثیرگذاری بر بازده سهام و در نتیجه مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری به شمار نمی‌رود. بنابراین فرضیه سوم پژوهش که بیانگر ارتباط معنادار میان صرف ارزش و مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری است، مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. معناداری و مثبت بودن ضریب آلفا، که نشان دهنده تاثیر مدیریت فعال صندوق‌های سرمایه‌گذاری بر بازده تعدیل شده با ریسک آن‌ها می‌باشد، بیانگر آن است که صندوق‌های مورد مطالعه در قلمرو زمانی پژوهش، عملکردی برتر از عملکرد بازار را از خود نشان داده‌اند. با این حال ضریب تعیین مدل پژوهش که نشان از قدرت توضیح‌دهندگی بالای بازار دارد، نشان می‌دهد که سهم مدیریت فعال از عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری چندان چشمگیر نمی‌باشد که با یافته‌های نبی زاده و سپهوند (۱۳۹۹) مطابقت دارد (Nabizade & Sepahvand, 2020) و می‌تواند ناشی از تاثیر گرفتن بازار و عملکرد صندوق‌ها از شوک‌های کلان اقتصادی باشد (Ansari and Rezazadeh, 2025). کاتبرتسون و همکاران (۲۰۲۲) علت این امر را در نظر نگرفتن خالص هزینه‌های معاملاتی در مدل‌های عاملی می‌دانند. از نظر آن‌ها علیرغم گزارش آلفا مثبت صندوق‌ها در مدل‌های عاملی، این صندوق‌ها ممکن است به علت هزینه‌های مستقیم سرمایه‌گذاری نظیر کارمزد صندوق، عملکرد مطلوب‌تری نسبت به شاخص نداشته باشند (Cuthbertson, Nitzsche & O'Sullivan, 2022).

قلمرو زمانی پژوهش یک دوره ۱۱۶ ماهه را شامل می‌گردد. اجرایی شدن لایحه آزادسازی سهام عدالت، افزایش چشمگیر سرمایه‌گذاران حقیقی، وقوع چرخه‌های تجاری،

رویدادهای اقتصاد سیاسی که بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بازدهی بدون ریسک اثر گذار بودند[۴۹] و همچنین حجم نمونه پژوهش نسبت به پژوهش‌های مشابه در زمینه صندوق‌های سرمایه‌گذاری، تعمیم‌پذیری نتایج حاصل از آن را منطقی می‌نماید.

با توجه به نتایج جالب توجه استفاده از نرخ معیار متناسب، بررسی عملکرد تعدیل شده با ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری با استفاده سایر مدل‌های عاملی و نرخ متناسب، به پژوهشگران پیشنهاد می‌گردد. همچنین بررسی قدرت پیش‌بینی‌کنندگی مدل‌های عاملی در رابطه با عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری در افق‌های کوتاه مدت و بلندمدت نیز می‌تواند موضوع پژوهش‌های آتی قرار گیرد.

باتوجه به موجود بودن داده‌های مربوط به شاخص صکوک از اسفند ۱۳۹۱، امکان گسترده‌تر نمودن قلمرو زمانی پژوهش از پژوهشگران سلب گردید که محدودیت پژوهش به شمار می‌رود.

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

Abdoh Tabrizi, H., & Asadi Gharehjeloo, B. (2019). An evaluation of mutual funds performance in Iranian capital market by combining market timing models with the Fama and French three factor model. *Journal of Investment Knowledge, 8*(31), 175–192. [in Persian].

[۴۹] توافق موقت ژنو در آذرماه ۱۳۹۲، امضای برجام در تیرماه ۱۳۹۴، خروج یک طرفه ایالات متحده از برجام در اردیبهشت ۱۳۹۷ و تحولات ناشی از هر یک از این پدیده‌ها از آن جمله‌اند.

Adham, A., Marfoua, M., & Ebrahimi Sarv Olia, M. (2022). Comparison of explanatory power of linear and nonlinear models predicts expected stock returns. *Journal of Securities Exchange*, *14*(56), 111–140. https://doi.org/10.22034/jse.2021.11602.1711 [in Persian].

Ahmed, S., Bu, Z., & Tsvetanov, D. (2021). Best of the best: A comparison of factor models. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *56*(4), 1189–1228. https://doi.org/10.1017/s002210902000084x

Ansari, F. and Rezazadeh, A. (2025). The effects of external uncertainty shocks on Iran's macroeconomy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *22*(2), 1-41. doi: 10.22055/jqe.2023.40809.2483 [in Persian].

Badiei, M. (2022). *The effect of systematic risk sources on the performance of mutual funds in Tehran Stock Exchange* [Paper presentation]. 2nd International Conference on Management Laboratory and Innovative Approaches in Management and Economics, Tehran, Iran. https://civilica.com/doc/1588995 [in Persian].

Badiei, M. , Ebrahimi Sarve Oliya, M. H. and Sargolzaei, M. (2023). The Effect of Ownership Structure on the Corporate Financial Performance in Tehran Stock Exchange: a Dynamic Panel Data Analysis. *Financial Management Perspective*, 13(42), 63-90. doi: 10.48308/jfmp.2023.103950 [in Persian].

Badiei, M. , Ebrahimi Sarve Oliya, M. H. and Sargolzaei, M. (2024). Investigating the effect of investor sentiment on the efficiency of asset pricing factor models. *The Journal of Economic Policy*, 15(30), 67-94. doi: 10.22034/epj.2024.20221.2444 [in Persian].

Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, *9*(1), 3–18. https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90018-0

Barras, L., Scaillet, O., & Wermers, R. (2010). False discoveries in mutual fund performance: Measuring luck in estimated alphas. *The Journal of Finance*, *65*(1), 179–216. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01527.x

Basu, S. (1977). Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis. *The Journal of Finance*, *32*(3), 663–682. https://doi.org/10.2307/2326312

Black, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. *The Journal of Business*, *45*(3), 444–455.

Brealey, R. A., Myers, S. C., & Allen, F. (2016). *Principles of corporate finance*. McGraw-Hill Education.

Brown, K. C., & Reilly, F. K. (2009). *Analysis of investments and management of portfolio*. South-Western Cengage Learning.

Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, *52*(1), 57–82. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x

Cici, G., & Gibson, S. (2012). The performance of corporate bond mutual funds: Evidence based on security-level data. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *47*(1), 159–178.

Cumby, R. E., & Glen, J. D. (1990). Evaluating the performance of international mutual funds. *The Journal of Finance*, *45*(2), 497–521. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb03703.x

Cuthbertson, K., Nitzsche, D., & O'Sullivan, N. (2012). False discoveries in UK mutual fund performance. *European Financial Management*, *18*(3), 444–463. https://doi.org/10.1111/j.1468-036X.2010.00552.x

Cuthbertson, K., Nitzsche, D., & O'Sullivan, N. (2022). Mutual fund performance persistence: Factor models and portfolio size. *International Review of Financial Analysis*, *82*, 102133. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102133

Davoodi, S. (2021). Stock returns analysis based on Fama and French five-factor model in different time scales with wavelet analysis approach: Case study: Tehran Stock Exchange. *Journal of Securities Exchange*, *14*(54), 5–40. https://doi.org/10.22034/jse.2021.10920.1202 [in Persian].

Elton, E. J., & Gruber, M. J. (2011). *Mutual funds* [Working paper]. Social Science Research Network. https://ssrn.com/abstract=2088418

Elton, E. J., & Gruber, M. J. (2020). A review of the performance measurement of long-term mutual funds. *Financial Analysts Journal, 76*(3), 11–26. https://doi.org/10.1080/0015198X.2020.1738126

Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance, 47*(2), 427–465. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x

Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance, 51*(1), 55–84. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05202.x

Fama, E. F., & French, K. R. (2012). Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics, 105*(3), 457–472. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.05.011

Fama, E. F., & French, K. R. (2017). International tests of a five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics, 123*(3), 441–463. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.11.006

Gruber, M. J. (1996). Another puzzle: The growth in actively managed mutual funds. *The Journal of Finance, 51*(3), 783–810. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb02709.x

Hajiannejad, A., Ebrahimi, M., & Izadinia, N. (2014). A comparison between basic Fama and French three factor model and basic Carhart four factors model in explaining the stock return on Tehran Stock Exchange. *Journal of Asset Management and Financing, 2*(3), 17–28. [in Persian].

Hebb, G. (2020). On the performance of Bank-managed mutual funds: Canadian evidence. *Journal of Economics and Finance, 44*, 788–810. https://doi.org/10.1007/s12197-020-09518-4

Holmström, B. (1979). Moral hazard and observability. *The Bell Journal of Economics, 10*(1), 74–91.

Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. (2015). Digesting anomalies: An investment approach. *The Review of Financial Studies, 28*(3), 650–705. https://doi.org/10.1093/rfs/hhu068

Hu, G. X., Chen, C., Shao, Y., & Wang, J. (2019). Fama–French in China: Size and value factors in Chinese stock returns. *International Review of Finance, 19*(1), 3–44. https://doi.org/10.1111/irfi.12157

Islami Bidgoli, G., & Honardoost, A. (2012). Fama and French three-factor model and liquidity risk: Evidence from Tehran Stock Exchange market. *Journal of Investment Knowledge, 1*(2), 97–116. [in Persian].

Jensen, M. C. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945–1964. *The Journal of Finance, 23*(2), 389–416. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00815.x

Kan, R., Robotti, C., & Shanken, J. (2013). Pricing model performance and the two-pass cross-sectional regression methodology. *The Journal of Finance, 68*(6), 2617–2649. https://doi.org/10.1111/jofi.12095

Kothari, S. P., & Warner, J. B. (2001). Evaluating mutual fund performance. *The Journal of Finance, 56*(5), 1985–2010.

Lai, M. M., & Lau, S. H. (2010). Evaluating mutual fund performance in an emerging Asian economy: The Malaysian experience. *Journal of Asian Economics, 21*(4), 378–390. https://doi.org/10.1016/j.asieco.2010.02.002

Li, Z., Yang, G. F., & Jing, L. (2017). Fama-French five factor model in China stock market. *Journal of Financial Research, (6)*, 195–210.

Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, *47*(1), 13–37.

Liu, J., Stambaugh, R. F., & Yuan, Y. (2019). Size and value in China. *Journal of Financial Economics, 134*(1), 48–69. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2019.03.008

Malkiel, B. G. (1995). Returns from investing in equity mutual funds 1971 to 1991. *The Journal of Finance, 50*(2), 549–572. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb04795.x

Mateus, I. B., Mateus, C., & Todorovic, N. (2019). Review of new trends in literature on factor models and mutual fund performance.

International Review of Financial Analysis, 63, 344–354. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2019.04.004

Nabizade, A., & Sepahvand, F. (2020). The effect of active management on mutual fund performance in Tehran Stock Exchange market. *Financial Research Journal, 22*(3), 366–387. https://doi.org/10.22059/frj.2020.291722.1006949 [in Persian].

Noorbakhsh, A., & Irani Janyarlou, S. (2020). Comparing the Fama & French three-factor model with the five-factor model of Fama & French in explaining stock returns of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge, 9*(36), 251–269. [in Persian].

Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *The Review of Financial Studies, 22*(1), 435–480. https://doi.org/10.1093/rfs/hhn053

Raei, R., & Pouyanfar, A. (2007). *Applied investment management*. SAMT Publications. [in Persian].

Raei, R., Baharvand, S., & Movafaghi, M. (2010). Asset pricing using more determinants (Evidences of Tehran Stock Market using panel data). *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 7*(4), 101–115. https://doi.org/10.22055/jqe.2010.10638 [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 [in Persian].

Rehman, A., & Baloch, Q. B. (2016). Evaluating Pakistan's mutual fund performance: Validating through CAPM and Fama French 3-factor model. *Journal of Managerial Sciences, 10*(1), 173–182.

Sensoy, B. A. (2009). Performance evaluation and self-designated benchmark indexes in the mutual fund industry. *Journal of Financial Economics, 92*(1), 25–39. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.05.002

Sha, Y., & Gao, R. (2019). Which is the best: A comparison of asset pricing factor models in the Chinese mutual fund industry. *Economic Modelling, 83*, 8–16. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.09.020

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance, 19*(3), 425–442.

Shen, Y., Zhao, J., & He, X. (2015). Alumni network, fund investment performance and "small circle" effect. *China Economic Quarterly, 15*(1), 403–428.

Thompson, S. B. (2011). Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time. *Journal of Financial Economics, 99*(1), 1–10. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.07.004

Yi, L., & Hu, Z. (2016). The effect of style timing ability on fund performance. *Management Review, 28*(2), 3–14.

Zhao, S., Yan, H., & Zhang, K. (2016). Does Fama-French five factor model outperform three factor model? Evidence from China's A-share market. *Nankai Economic Studies, (1)*, 41–59.

پیوست: نمونه پژوهش

ردیف	نام صندوق	ردیف	نام صندوق
۱	مشترک کارگزاری کارآفرین	۳۱	آرمان کارآفرین
۲	مشترک پویا	۳۲	کارگزاری پارسیان
۳	مشترک کارگزاری حافظ	۳۳	مشترک پیشرو
٤	مشترک کارگزاری بانک ملی	۳٤	سپهر اول کارگزاری بانک صادرات
٥	مشترک پیشتاز	۳٥	توسعه صادرات
٦	مشترک آگاه	۳٦	بانک دی
۷	مشترک بانک اقتصاد نوین	۳۷	مشترک یکم سامان
۸	مشترک یکم ایرانیان	۳۸	بانک گردشگری
۹	مشترک ارزش کاوان آینده	۳۹	تجربه ایرانیان
۱۰	مشترک صنعت و معدن	٤۰	ارمغان یکم ملل
۱۱	مشترک بورسیران	٤۱	آتیه ملت
۱۲	مشترک یکم اکسیر فارابی	٤۲	مشترک مانا الگوریتم
۱۳	مشترک فرازاندیش نوین	٤۳	ارزش آفرینان دی
۱٤	مشترک ایساتیس پویا یزد	٤٤	گنجینه زرین شهر
۱٥	توسعه ممتاز	٤٥	نهال سرمایه ایرانیان

۱٦	مشترک بانک مسکن	٤٦	ارمغان ایرانیان
۱۷	باران کارگزاری بانک کشاورزی	٤۷	گسترش فردای ایرانیان
۱۸	مشترک صبا	٤۸	امین سامان
۱۹	مشترک پارس	٤۹	یکم نیکوکاری آگاه
۲۰	مشترک آتیه نوین	۵۰	بانک ایران زمین
۲۱	مشترک نوین پایدار	۵۱	اندوخته ملت
۲۲	امین ملت	۵۲	امین آشنا ایرانیان
۲۳	گنجینه رفاه	۵۳	بانک توسعه تعاون
۲٤	فیروزه موفقیت	۵٤	اوج ملت
۲۵	مشترک نقش جهان	۵۵	مشترک آسمان یکم
۲٦	مشترک تدبیرگران فردا	۵٦	نگین رفاه
۲۷	مشترک سینا	۵۷	مشترک کاریزما
۲۸	مشترک عقیق	۵۸	لوتوس پارسیان
۲۹	مشترک شاخصی کارآفرین	۵۹	ثروت آفرین تمدن
۳۰	یکم کارگزاری بانک کشاورزی		

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) پاییز ۱۴۰۴ ۲۲(۳) ۲۵۴-۲۰۸



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

تجزیه و تحلیل عوامل موثر بر هزینه‌های آموزشی در ایران

الهام فتح الهی*

* دکتری اقتصاد، مدرس گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران (نویسنده ی مسئول)

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۵ فروردین ۱۴۰۲
تاریخ بازنگری: ۲۷اردیبهشت ۱۴۰۲
تاریخ پذیرش: ۲۰ شهریور ۱۴۰۲

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل:
elham.fatholahi@yahoo.com
0000-0002-8550-9927

طبقه‌بندیJEL: H52,H51

واژگان کلیدی:
هزینه‌های آموزشی، دولت، عوامل موثر، خودرگرسیون با وقفه توزیعی، مدل تصحیح خطا

آدرس پستی:
استان لرستان- شهرستان خرم آباد- کیلومتر ۵ جاده تهران- سازمان مرکزی دانشگاه لرستان، کد پستی: ۶۸۱۵۱۴۴۳۱۶

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

حق آموزش به ویژه آموزش پایه به‌عنوان یک حق اساسی برای همه شهروندان به رسمیت شناخته شده است تلاش‌ها برای دستیابی به آموزش همگانی و بهبود نتایج یادگیری، منجر به افزایش منابع اختصاص یافته به آموزش می‌شود. آموزش پایه باید یکی از بزرگترین مؤلفه‌های مخارج دولت برای آموزش در کشورها شود. اولویت‌بندی بخش آموزش پایه در تخصیص بودجه در دهه گذشته، منجر به گسترش دسترسی به آموزش در این مقطع و بهبود ثبت‌نام در مدارس شده است. لذا هدف این مطالعه بررسی تجربی و تجزیه و تحلیل عوامل موثر بر

هزینه‌های عمومی در آموزش و پرورش در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی برای سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۸ و روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) و مدل تصحیح خطا (ECM) است. در این راستا و با توجه به این که هزینه‌های آموزشی توسط عوامل تعیین‌کننده چند بعدی تعیین می‌شود، تعدادی از متغیرها در رابطه با مفهوم اقتصادی-اجتماعی در این مطالعه استفاده شده‌اند. یافته‌های تجربی حاصل از این مطالعه نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ بیکاری، نرخ تورم، درآمد مالیاتی، بدهی دولت، جمعیت در سن کار و جمعیت سالمندان را به‌عنوان عوامل تعیین‌کننده بلندمدت هزینه‌های آموزش عمومی شناسایی کرد. یافته‌های حاصل از نتایج آزمون کرانه ARDL، نظریه ضد چرخه‌ای کینزی را که با رابطه منفی بین رشد اقتصادی و هزینه‌های آموزش عمومی دلالت دارد، حمایت می‌کند. تجزیه و تحلیل کوتاه مدت مدل نشان داد که نوسانات در مخارج آموزشی با تغییرات در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ بیکاری، جمعیت سن کمتر از ۱۵ سال، نرخ تورم و جمعیت بالای ٦٤ سال رابطه معناداری دارد. بنابراین دولت می‌تواند اجرای اصلاحات مالی را که شامل یک سیاست هزینه‌های آموزشی پاسخگوتر و با مشارکت مردم برای بهبود کارایی تخصیص آموزش است، در نظر گیرد.

ارجاع به مقاله:
فتح‌الهی، الهام. (۱۴۰۴). تجزیه و تحلیل عوامل موثر بر هزینه‌های آموزشی در ایران. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۲ (۳)، ۲۵۴-۲۰۸.
10.22055/jqe.2023.43353.2551

© 2025 Lorestan University, Khorramabad, 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

اقتصاددانانی که در فرآیندهای توسعه تخصص دارند، پیوسته اهمیت آموزش در توسعه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی را مطرح کرده اند. حجم قابل توجهی از ادبیات مربوط به اثرات مخارج دولت بر آموزش و پتانسیل آن برای تأثیرگذاری بر رشد اقتصادی از زمان آثار بارو[1] (۱۹۹۱) و منکیو و همکاران[2] (۱۹۹۲) توسعه یافته است (Craigwell, Bynoe & Lowe, 2012).

آموزش از طریق پرورش استعداد نقشی ضروری در توسعه اقتصادی یک کشور ایفا می کند. ارائه آموزش یک سرمایه گذاری مولد در سرمایه انسانی تلقی می شود که به دانش، مجموعه مهارت ها و تجربه افراد در یک اقتصاد اشاره دارد. بنابراین، هدف دولت ها تضمین مشارکت بالای دانش آموزان در آموزش است و مشارکت در آموزش به دلیل اهمیت آن برای پیشرفت اجتماعی و اقتصادی یک کشور به تدریج در طول زمان در سراسر جهان افزایش می یابد (Aleixo, Leal, & Azeiteiro, 2018). سرمایه انسانی پایین، ترجیحات کمتر برای آموزش و حساسیت بالا به هزینه ها از جمله عوامل و زمینه های اجتماعی-اقتصادی کلیدی برای مشارکت پایین در آموزش توسط دانش آموزان محروم هستند (Andrews & Stange, 2019).

سرمایه انسانی تنها نهادهای است که می تواند ضمن تغییر خود، سایر نهادههای تولید را دگرگون یا متعادل سازد، مبنایی برای نوآوری باشد و در سطح وسیع به رشد اقتصادی منجر شود. دسترسی به منابع انسانی کارآمد و ماهر، شرط اساسی توسعه هر کشور است (Shahabadi, Sadeghi Motamed, Chayani, 2022). دسترسی به اطلاعات و دانش و توانمندسازی جامعه و نیروی انسانی و از همه مهم تر، کاهش فاصله دانش میان قشرهای مختلف جامعه از یک سو و میان کشورهای جهان از سوی دیگر، تلاش دولت ها را برآن می‌دارد که توجه جدی‌تری به آموزش، توسعه و رشد اقتصادی بنمایند؛ چرا که امروزه، نیروی انسانی ماهر و متخصص، عامل اصلی نوآوری، رقابت‌پذیری و رشد اقتصادی خواهد بود. تبدیل شدن کشورها به جوامع پیشرفته و ثروتمند، در گرو تحول شگرف کیفیت منابع

[1] Barro

[2] Mankiw, Romer & Weil

و سرمایه انسانی این جوامع بوده است. آثار سرمایه انسانی که نقشی محوری دارد، از فردی به فرد دیگر منتقل می‌شود و از طرف دیگر مردم در محیطی که سرمایه انسانی بیشتری دارد با هر سطح مهارتی، از بهره‌وری بیشتری برخوردار می‌شوند و بالاخره سرمایه انسانی، بهره‌وری سرمایه‌های فیزیکی و نیروی کار را هم ارتقا می‌بخشد (Hosseini Yazdi, Emadzadeh, Daei Karimzadeh, 2022).

حق آموزش به ویژه آموزش پایه به‌عنوان یک حق اساسی برای همه شهروندان به رسمیت شناخته شده است تلاش‌ها برای دستیابی به آموزش همگانی و بهبود نتایج یادگیری، منجر به افزایش منابع اختصاص یافته به آموزش می‌شود. آموزش پایه باید یکی از بزرگترین مؤلفه‌های مخارج دولت برای آموزش در کشورها شود. اولویت‌بندی بخش آموزش پایه در تخصیص بودجه در دهه گذشته، منجر به گسترش دسترسی به آموزش این مقطع و بهبود ثبت‌نام در مدارس شده است (World Bank, 2018). با این حال، تخصیص بودجه عمومی به آموزش نشان‌دهنده عدم تعادل گسترده در سطوح مختلف آموزش و بین مخارج جاری و سرمایه است. تخصیص عظیم به هزینه‌های حقوق و دستمزد، میزان منابع موجود برای مواد مدرسه، تجهیزات، تعمیر و نگهداری و ساخت مدارس را کاهش می‌دهد. علاوه بر این، منابع عمومی در مناطق شهری متمرکز شده است، در حالی که مناطق روستایی بودجه کمتری دریافت می‌کنند. این الگوی توزیع منابع عمومی تمایل به به خطر انداختن اثربخشی برنامه‌ها برای گسترش دسترسی به آموزش و بهبود نتایج یادگیری برای کودکان دارد (Gueye, Lamine, Babacar & Abdoul, 2010). برنامه بهبود کیفیت و برابری در آموزش پایه با هدف بهبود کیفیت آموزش، بهبود نتایج یادگیری و گسترش دسترسی به ویژه برای دانش آموزان آسیب پذیر اجرا می‌شود. این برنامه، برابری و شفافیت آموزش و پرورش را به‌عنوان یک جهت گیری آموزشی جدید تعیین می‌کند که نتایج یادگیری را بهبود می‌بخشد، پوشش آموزشی را گسترش می‌دهد، برنامه‌های آموزشی را در همه سطوح متنوع و ادغام می‌کند و بالاتر از همه شفافیت مبتنی بر نتیجه و حکمرانی مؤثر بخش را معرفی می‌کند. انتظار می‌رود این امر دسترسی همه کودکان به آموزش با کیفیت را بهبود بخشد .

به همین دلیل است که سازمان ملل متحد بر نیاز به افزایش هزینه برای توسعه سرمایه انسانی در کشورهای در حال توسعه تاکید می کند. انتظار می رود عوامل متعددی بر ثبت نام مدارس ابتدایی تأثیر بگذارد. هر چه کشوری ثروتمندتر باشد، سهم عواملی که مایل و قادر به سرمایه گذاری در آموزش و پرورش هستند و نرخ ثبت نام باید بیشتر به قیمت آموزش مدارس ابتدایی بستگی داشته باشد. همچنین انتظار می‌رود کشورهایی که هزینه‌های دولتی بالاتری دارند، نرخ ثبت‌نام بالاتری را نشان دهند. برخی از کشورهایی که نسبت‌های کمتر از میانگین منطقه‌ای تولید ناخالص داخلی را به آموزش ابتدایی و متوسطه اختصاص می‌دهند، به نتایج آموزشی خوبی دست می‌یابند. در کشورهای دیگر، هزینه‌های بالاتر از متوسط منجر به نتایج ضعیف‌تر می‌شود. همچنین ممکن است ارتباط کمی قوی‌تر بین منابع و دستاوردها در کشورهای در حال توسعه وجود داشته باشد، زیرا سیستم‌های آموزشی در کشورهای در حال توسعه در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته تمایل زیادی به کمبود منابع دارند، به طوری که افزایش ناچیز در منابع احتمالاً تأثیرات بسیار بیشتری بر نتایج آموزش نسبت به کشورهای توسعه یافته دارند. سطح زیرساخت و سرمایه گذاری نیز تأثیر متفاوتی بر ثبت نام مدارس در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه خواهد داشت (Ihugba, Ukwunna & Obiukwu, 2019).

بهبود دسترسی به آموزش با کیفیت هسته اصلی چندین استراتژی توسعه در سراسر جهان بوده است و منابع عمومی قابل توجهی برای دستیابی به این هدف اختصاص یافته است. مدتهاست که مشخص شده است که آموزش با اثرات فوق العاده ای بر توسعه اقتصادی همراه است (Angrist, Djankov, Goldberg & Patrinos, 2021). یک سیستم آموزشی با کیفیت نه تنها برای اطمینان از آگاهی شهروندان، بلکه برای توسعه انسانی و همچنین حفظ سیستم‌های اقتصادی و سیاسی پاسخگوی اجتماعی بسیار مهم است. هزینه های عمومی برای آموزش از اهمیت ویژه ای برای توسعه ملی برخوردار است و نقش مهمی در تقویت رشد اقتصادی و تعمیق دانش ایفا می کند (Obi, Ekesiobi, Dimnwobi & Mgbemena, 2016).

علیرغم مبالغ هنگفتی که برای آموزش هزینه می شود، مشکلات متعددی شناسایی شده است که سطح موفقیت سیستم آموزشی برخی کشورها را تضعیف می کند و از جمله

موارد که شامل کمبود معلمان ماهر و آموزش دیده، کمبود کمک های اجتماعی و حمایت والدین و همچنین کمبود منابع را می توان نام برد. علاوه بر این، کلاس‌های درس مملو از جمعیت هستند در حالی که نرخ ترک تحصیل با سرعت هشدار دهنده‌ای در حال افزایش است (Naape & Matlasedi, 2020).با توجه به فقدان منابع لازم برای سرمایه گذاری مناسب در آموزش، اهداف توسعه هزاره و همچنین اهداف توسعه پایدار اخیر ، شرکای بین المللی برای کمک بیشتر به کشورهای در حال توسعه برای دستیابی به آموزش پایه جهانی و نیز آموزش با کیفیت برای همه، فراخوانده شدند. در نتیجه، حجم کمک به آموزش از دهه ۲۰۰۰ بهبود قابل توجهی را تجربه کرده است و از 4/8 میلیارد دلار به 12/7 میلیارد دلار در سال ۲۰۱۷ افزایش یافته است. هزینه‌های دولت برای آموزش به عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی افزایش قابل توجهی را در کشورهای با درآمد پایین و متوسط از میانگین پایین تر از 3/6 درصد در دهه ۲۰۰۰ به بیش از ٤ درصد را در سال ۲۰۱۵ ثبت کرد. حجم مخارج دولت برای آموزش نیز بهبود قابل توجهی را تجربه کرد و از حدود ٤۰۰ میلیارد دلار در دهه ۲۰۰۰ به حدود ۱۲۰۰ میلیارد دلار در سال ۲۰۱۵ افزایش یافت. بنابراین، هزینه‌های دولتی به ازای هر فرد در سن مدرسه در ۱۵ سال گذشته بهبود قابل توجهی را تجربه کرده و از میانگین ٤۵۷ دلار به ۱۱۱۰ دلار در کشورهای با درآمد کم و متوسط افزایش یافته است (Wendlassida Miningou, 2019). که نشان دهنده پیشرفت قابل توجهی برای تأمین مالی آموزش است. علیرغم پیشرفت در زمینه در افزایش منابع مالی برای آموزش، روند مشابهی در نتایج آموزشی تجربه نشد.

شاخص سرمایه انسانی بانک جهانی نشان می‌دهد که مؤلفه آموزش با کمترین پیشرفت همراه است و میانگین سال‌های تحصیلی تعدیل‌شده با یادگیری در اکثر کشورهای در حال توسعه بسیار پایین‌تر از معیارها به نظر می‌رسد. یک تجسم ساده از رابطه بین کل هزینه‌های آموزش عمومی (هزینه‌های دولتی + مشارکت اهداکنندگان) به ازای هر فرد در سن مدرسه نشان می‌دهد که می‌تواند بین هزینه‌های عمومی آموزش و دسترسی به آموزش با کیفیت همبستگی وجود داشته باشد. جالب‌تر این که کشورهایی با سطوح مشابهی از متوسط هزینه‌های عمومی برای آموزش در دو دهه گذشته دستاوردهای متفاوتی را از نظر دسترسی به آموزش با کیفیت ثبت کرده‌اند. این نشان می دهد که کشورها ممکن است با

مسائل مربوط به توانایی خود در تبدیل منابع به آموزش با کیفیت روبرو شوند (Wendlassida Miningou, 2019).

اهمیت آموزش برای اقتصاد عمدتاً از توانایی آن در ایجاد و یا انباشت سرمایه انسانی و افزایش سطح بهره‌وری کل اقتصاد ناشی می‌شود (Capozza & Divella, 2019). بنابراین، اقتصاد با افزایش سطح بهره‌وری می‌تواند کارآمدتر تولید کند (Agasisti, Egorov, Zinchenko & Leshukov, 2021). این تأثیرات سرمایه انسانی کشورها را به سرمایه گذاری در آموزش سوق داده است که نتیجه آن افزایش مؤسسات آموزشی و تعداد دانش آموزان در سراسر جهان است (Rodriguez-Hernandez, Cascallar, Kyndt, 2020). درآمد خانواده تأثیر زیادی بر ثبت نام در تمام سطوح دارد. گروه های ممتاز از منابع ارزشمند و دسترسی به آموزش با کیفیت بهره می برند (Marginson, 2016).

کشورهایی با هزینه های عمومی بالا و هزینه های عمومی پایین ارتباط قوی با درصد دانش آموزان ثبت نام شده، دارند. نسبت ثبت نام دوره سوم توسط یونسکو در کشورهای توسعه یافته (۷۵/۰۳) در حالی که در کشورهای در حال توسعه (۳۱/۲۲) برآورد شده است. علاوه بر این، در کشورهای کم درآمد، با درآمد متوسط و پردرآمد به ترتیب ۷/٤٦، 34/54 و 75/15 است (UNESCO, 2018). سرمایه گذاری در سرمایه انسانی از طریق آموزش در اهداف توسعه هزاره (MDG) به عنوان طرحی برای ساختن جهانی بهتر، توجه زیادی را به خود جلب کرده است. آموزش به عنوان یکی از چالش های اصلی توسعه برای کشورهای در حال توسعه به ویژه برای سرمایه گذاری کافی روی مردم خود به شکلی پایدار دیده می شود. بیشتر مطالعات تجربی بر روی عوامل تعیین کننده هزینه‌های نظامی تمرکز دارند. این تعجب آور نیست، زیرا سالانه بیش از ۵ درصد از منابع جهانی را جذب می‌کند. با این حال، به نظر می رسد اتفاق نظر وجود دارد که در کشورهای در حال توسعه، مخارج نظامی عمدتاً رشد اقتصادی را محدود می‌کند و منابعی را جذب می‌کند که باید برای ظرفیت سازی مانند آموزش هزینه می شد. بنابراین، برنامه‌های تعدیل مالی در کشورهای در حال توسعه با هزینه‌های کمتر نظامی و هزینه‌های بیشتر در توسعه اجتماعی-اقتصادی از جمله آموزش و سلامت مشخص شده‌اند (Akanbi & Schoeman, 2010).

آموزش نقش اساسی در پیگیری رشد و توسعه اقتصادی هر کشور ایفا می‌کند. یک سرمایه انسانی به خوبی توسعه یافته، بهره وری را افزایش می دهد و رشد اقتصادی هر

کشوری را تقویت می‌کند و کمک به ثروت اقتصادی افراد خواهد کرد. به همین دلیل، سیستم آموزشی در کشورها، تلاش مستمری برای توسعه یک جامعه فکری، معنوی، عاطفی، جسمی متعادل و هماهنگ بوده است. نظام آموزشی با امید به تولید افراد آگاه، با مهارت و توانمندی که از ارزش های والای اخلاقی حمایت می کنند، طراحی شده است. در این راستا سه هدف اصلی آموزش وجود دارد که همه کشورها به دنبال آن بودند: دسترسی رایگان به آموزش با کیفیت، پوشش گسترده تر و ارائه کافی. این اهداف اصلی تنها به شرطی قابل دستیابی هستند که هزینه‌های آموزشی عمومی تخصیص داده شده باشد. مزایای سرمایه‌گذاری آموزشی دولت برای کمک به مدیریت بهتر منابع، منجر به نوآوری سریع‌تر فن‌آوری و افزایش بهره‌وری می شود. بنابراین گسترش فرصت های آموزشی از طریق افزایش هزینه‌های آموزشی عمومی، امری ضروری است (Yun & Yusoff, 2018) .

تلاش‌هایی برای بررسی تأثیر عوامل اجتماعی-اقتصادی بر ثبت‌نام در آموزش و پرورش مانند نقش فزاینده انجمن‌های خصوصی، تأثیر بودجه عمومی بر ثبت‌نام، نسبت معلم به دانش آموز، نرخ باسوادی و برابری جنسیتی در ثبت نام ها صورت گرفته است (Yang, Chen, Chen & Yang, 2020). درآمد خانواده نیز بر پیشرفت تحصیلی تأثیر می گذارد. تأثیر درآمد بر ثبت نام در آموزش مثبت است و دانش آموزانی که از پیشینه های فقیرتر هستند ممکن است نتوانند در آموزش خود سرمایه گذاری کنند (Rodriguez-Hernandez, Cascallar, Kyndt, 2020). بنابراین، دولت‌ها موظفند برای غلبه بر نابرابری‌های اجتماعی-اقتصادی بین دانش آموزان با درآمد پایین‌تر و بالاتر در روند آموزش و تحصیلات، مسئولیت‌پذیری زیادی برای تأمین مالی آموزش داشته باشند (Oketch, 2016). رابطه قوی بین رشد اقتصادی و آموزش نشان می دهد که این متغیرها برای یکدیگر ضروری هستند. برای افزایش ثبت نام در آموزش باید یک سیستم آموزشی با یارانه بالا معرفی شود (Salmi & D'Addio, 2021). مخارج بالاتر دولت و تعداد مدارس تأثیر مثبتی بر ثبت نام دانش آموزان را نشان می دهد. با این حال، گزارش شده است که فقر و درآمد خانوار بر ثبت نام مدارس ابتدایی تأثیر می گذارد. ثبت نام کمتر دانش آموزان در کشورهای در حال توسعه را نمی توان به دلیل تعداد کمتر موسسات نسبت داد زیرا عوامل دیگری مانند پرداخت دولتی، نرخ اشتغال و هزینه های بخش بهداشت گزارش شده است که ثبت نام در تمام سطوح آموزشی را افزایش می دهد (Batool & Liu, 2021) .

بودجه مدرسه به چند دلیل موضوع مهمی است. افزایش هزینه هر دانش آموز با افزایش نرخ فارغ التحصیلی و افزایش درآمد بزرگسالان ارتباط دارد. مطالعات نشان می دهد که افزایش ۱۰ درصدی در تمام ۱۲ سال آموزش دولتی منجر به کاهش ۳ درصدی احتمال فقر بزرگسالان و ۷ درصد افزایش دستمزد در سن ٤٠ سالگی می شود. یعنی افزایش بیشتر دستمزدها و کاهش بیشتر احتمال فقر بزرگسالان. با توجه به همبستگی بین هزینه‌ها و معیارهای عملکرد آتی آموزش، توزیع ناعادلانه وجوه یک نگرانی عمده محسوب می شود. همچنین بررسی راه‌های خارج از معادله بودجه دولتی که می‌تواند منجر به اختلاف در بودجه آموزش و پرورش بین مناطق در سراسر یک کشور شود، مهم است (Jackson, Johnson, & Persico, 2015). کل بودجه یک منطقه برای آموزش عمومی آن صرف حقوق معلمان، تعمیر و نگهداری مدارس، خدمات حمل و نقل، کتاب های درسی، و غیره می شود. برخی از هزینه ها ممکن است بیش از سایرین بر پیشرفت دانش آموزان تأثیر بگذارد. در هر صورت، افزودن بودجه اضافی به مناطق مدرسه تضمین نمی کند که این پول تأثیر قابل توجهی بر نتایج دانش آموزان داشته باشد (Hanson, 2018).

مشکلات به وجود آمده در عملکرد نسبتا ضعیف رشد اقتصادی، نیاز فوری به تجزیه و تحلیل روند هزینه های آموزش عمومی و بررسی عوامل موثر بر رشد هزینه های آموزشی دولت را ایجاد می کند. عوامل تعیین کننده خط مشی عمومی بسیار مهم هستند؛ زیرا اطلاعات مهمی را برای یک کشور برای دستیابی به نتایج مطلوب فراهم می کنند. تحلیلی که عوامل موثر بر هزینه‌های آموزش عمومی را تعیین می‌کند، با یافته های مرتبطی که عوامل موثر بر هزینه‌های آموزش عمومی در ایران را توضیح می‌دهد، مشارکت نظری داشته باشد. ادغام دو نظریه متضاد واگنر و ضد چرخه ای کینزی در مدل مطالعه به تعیین اینکه کدام یک از نظریه های خاص که رفتار سطح مخارج آموزش عمومی را به بهترین شکل نشان می دهد، کمک می‌کند. لذا هدف این مقاله با نگاهی به اولویت‌های هزینه‌های تخصیصی و با تمرکز خاص بر هزینه‌های آموزشی، پاسخ‌هایی به سؤال مطرح شده که آیا عملکرد ضعیف رشد اقتصادی به دلیل کمبود ظرفیت و در نتیجه نارسایی آموزشی است، می باشد. 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 به بیان روش تحقیق، تصریح مدل، بررسی روند متغیرها و ابزار گردآوری اطلاعات پرداخته شده‌است. در بخش چهارم به برآورد مدل و ارائه نتایج، اختصاص یافته است و در نهایت در بخش پنجم، جمع‌آوری و پیشنهادات ارائه شده‌است.

۲- ادبیات و پیشینه تحقیق

۲-۱- *ادبیات موضوع*

سرمایه انسانی فرآیندهای آگاهانه، مستمر و اکتسابی را برای دانش، آموزش، مهارت ها و تجربه لازم یکپارچه می‌کند. سطح سرمایه انسانی توسط کیفیت آموزشی که به رشد اقتصادی و سیاسی یک کشور کمک می‌کند، پرورش می یابد. مطالعات مختلف پیدا شد کیفیت آموزش رابطه معنادار و مثبتی با مزایای تحصیل و رشد اقتصادی دارد که توسط مخارج دولت، خانوار و جامعه در چارچوب سیاست‌های مختلف با هدف دستیابی به مزایای آموزشی غیرقابل حذف و غیررقیب تامین می‌شود (Mutuku & Korir, 2019).

به طور گسترده پذیرفته شده است که آموزش باعث ایجاد شهروندانی آگاه و سبب ارتقای سطح عمومی زندگی در یک جامعه می شود. .بنابراین، تغییرات اجتماعی مثبت احتمالاً با تولید شهروندی باکیفیت همراه است. طبیعی است که اگر افراد بیشتری تحصیل کنند، ثروت ملت افزایش می یابد، زیرا تحصیلات بیشتر باعث جذب دستمزدهای بالاتر و مجموع درآمد ملی بالاتر می شود و اگر اثرات خارجی مثبتی از آموزش وجود داشته باشد، درآمد ملی حتی بیش از مجموع مزایای فردی افزایش می یابد. این اعتقاد روزافزون به آموزش و پرورش به عنوان عامل تغییر در بسیاری از کشورهای در حال توسعه، منجر به سرمایه گذاری سنگین در آن و در نتیجه واگذاری توسعه نیروی انسانی به مدارس شده است. به طور کلی، پذیرش این امر بدین باور است که گسترش آموزش باعث رشد اقتصادی می شود (Obi & Obi, 2014).

با این وجود شواهد فزاینده ای وجود دارد که نشان می دهد آموزش، نه تنها برای توسعه فردی فراگیران آن اهمیت دارد، بلکه برای عملکرد اقتصادی گسترده تر کشورها با ورود جهان به عصر اقتصاد دانش بنیان، نقشی حیاتی و یادآور در پیشبرد توسعه اقتصادی

در سرتاسر جهان ایفا می کنند (Cuesta, Glewwe & Krausel, 2015). آموزش دارای ارزش های درونی و ابزاری است و نه تنها برای فرد بلکه برای کل جامعه نیز مطلوب است. آموزش به عنوان کالای خصوصی به طور مستقیم به کسانی که آن را دریافت می کنند سود می رساند که به نوبه خود بر جریان درآمد آتی افراد تأثیر می گذارد. در سطح کل، تصور می‌شود که نیروی کار با تحصیلات بهتر باعث افزایش موجودی سرمایه انسانی در اقتصاد و افزایش بهره‌وری می‌شود. از این رو، به طور جهانی پذیرفته و ثابت شده است که آموزش یک نیاز اجتماعی اساسی و اهرم اساسی برای رشد کامل افراد و جامعه است (Obi, Ekesiobi, Dimnwobi & Mgbemena, 2013) .

در آموزش، اصطلاح دسترسی معمولاً به روش‌هایی اشاره دارد که در آن مؤسسات و سیاست‌های آموزشی تضمین می‌کنند یا حداقل تلاش می‌کنند تا اطمینان حاصل شود که دانش‌آموزان فرصت‌های برابر و عادلانه برای استفاده کامل از آموزش خود دارند. این به معنای فعال بودن در شناسایی موانعی است که بسیاری در دسترسی به فرصت های آموزشی با آن مواجه می شوند و منابع مورد نیاز برای غلبه بر آن موانع را شناسایی می کنند. دسترسی به آموزش در مرکز توسعه قرار دارد. فقدان دسترسی آموزشی و کسب دانش و مهارت ایمن، هم بخشی از تعریف فقر است و هم وسیله ای برای کاهش آن. دسترسی پایدار به یادگیری معنادار که دارای فایده است برای بهبود بلندمدت در بهره‌وری، کاهش چرخه‌های بین نسلی فقر، گذار جمعیتی، مراقبت‌های بهداشتی پیشگیرانه، توانمندسازی زنان و کاهش نابرابری، حیاتی است. با توجه به اینکه موفقیت در دستور کار دسترسی به آموزش مستلزم افزایش قابل توجه و هدفمند در تامین مالی به ویژه در کشورهایی که از دستیابی به آموزش با کیفیت برای همه در همه سطوح دورترند است، سازمان آموزشی، علمی و فرهنگی ملل متحد (یونسکو) معیاری را برای تخصیص مؤثر حداقل ۲۶ درصد از کل هزینه‌های عمومی به آموزش اعلام کرد (Ebi & Ubi, 2017) .

سرمایه گذاری در آموزش و پرورش برای سوق دادن هر اقتصاد به سطح بالاتری از بهره وری و تسریع نرخ رشد اقتصادی ضروری است (Okeke, 2014). اوینگز و کاپلان[3]

[3] Owings and Kaplan

(۲۰۱۳) به آموزش از دیدگاه کلی نگاه می کنند و نتایجی را شناسایی می کنند که کل جامعه در بلندمدت از آن سود می‌برد. هم مفهوم ماسگریو از شایستگی خوب و هم مفهوم فریدمن از اثر همسایگی، ارزیابی و اندازه‌گیری تأثیر آموزش را دشوارتر می‌کنند، زیرا رویکردهای آنها ویژگی‌های غیرقابل اندازه‌گیری دارند. با نگاهی متفاوت، راجکومار و وینایا[4] (۲۰۰۸) تنها در صورتی تأثیر مثبت مخارج آموزش و پرورش را مشاهده می کنند که حکمرانی کارآمد وجود داشته باشد. آنها به چندین مطالعه اشاره می کنند که بررسی می کنند آیا هزینه‌های عمومی برای سرمایه انسانی همیشه نتایج مثبتی ایجاد می‌کند یا خیر .

براساس مطالعات انجام شده ی قبلی و مطالعه راجکومار و وینایا، آنها حکمرانی بهتر را یکی از عوامل کلیدی برای ایجاد نتایج مثبت از مخارج عمومی می دانند. به عبارت دیگر، آنها تأیید می‌کنند که هزینه‌های عمومی در کشورهایی که دارای بوروکراسی بسیار فاسد و ناکارآمد هستند، صرف نظر از نحوه تخصیص منابع و هزینه‌های آن، کمتر نتیجه مثبتی خواهند داشت. تاریخچه دخالت دولت در سیستم آموزشی آمریکا نشان می دهد که آموزش نه تنها یک وظیفه اخلاقی اولیه تلقی می شود، بلکه یک تعهد قانونی نیز محسوب می شود. این مفهوم گاهی توسط پویایی درونی و گاهی توسط پویایی بیرونی پیش می‌رود. پویایی داخلی به مشکلات داخلی مانند کیفیت پایین مدرسه، تفکیک و نابرابری تحصیلی اشاره دارد و پویایی بیرونی به تغییراتی اطلاق می شود که ناشی از تحولات بیرونی است (Zafer, William & Leslie, 2014).

براساس بررسی ادبیات موضوع، به نظر می رسد که سهم قابل توجهی از آموزش و هزینه‌های آن در رشد اقتصادی به خوبی توسط مطالعات اساسی ثابت شده است. علاوه بر این، متون گذشته نتایج مطلوبی را که توسط هزینه‌های آموزش عمومی ایجاد می‌شود را، برجسته کرده‌اند. درک متغیرهایی که بر الگوهای مخارج آموزش عمومی تأثیر می گذارند، به تصمیم گیری بهتر در رابطه با هزینه ها کمک می‌کند. با این حال، بررسی ادبیات موجود در مورد عوامل تعیین‌کننده هزینه‌های آموزشی، محدود است. بسیاری از مطالعات گذشته که عوامل تعیین‌کننده هزینه‌های آموزش عمومی را مورد بررسی قرار داده‌اند، اثرات متفاوت

[4] Rajkumar and Vinaya

این متغیرها را بر تخصیص هزینه‌ها در طول زمان حذف کرده‌اند. آگاهی از تأثیر کوتاه مدت و بلندمدت عوامل تعیین کننده، برای پرداختن به موضوع اثربخشی سیاست اقتصادی دولت ضروری است. پیکاک و وایزمن[5] (۱۹۶۱) به وضوح بیان می‌کند که رفتار مخارج عمومی در هر دوره به عواملی بستگی دارد که می توانند از نظر تأثیر و اهمیت از زمانی به زمان دیگر متفاوت باشند. ارزیابی عواملی که تأثیرات گذرا یا اثرات بلندمدت را ایجاد می‌کنند، می‌توانند به بهترین وجه برای توضیح الگوی جابجایی در هزینه‌های آموزش عمومی استفاده شوند. لذا در این مطالعه متغیرهای جمعیت شناسی (جمعیت سن کار) و اقتصادی (تولید داخلی، درآمد مالیاتی، بدهی دولت، مخارج آموزشی دولت، تورم و بیکاری) مورد بررسی قرار گرفت. بنابراین، این مقاله سعی می‌کند به شکاف‌های پژوهشی ادبیات قبلی مانند حذف تأثیرات متغیرهای تعیین‌کننده در طول زمان و عدم توجه به تأثیر متغیر جمعیت‌شناسی به‌ویژه تأثیر جمعیت در سن کار بر هزینه‌های آموزش عمومی بپردازد.

در مقاله ای از لوئیس[6] (۱۹۶۱) اشاره کرد که سیستم آموزشی می‌تواند افراد تحصیل کرده ای را تولید کند که به راحتی در بازار کار جذب شوند. سریعترین راه برای افزایش بهره وری در کشورهای در حال توسعه از طریق آموزش بزرگسالانی است که قبلاً مشغول به کار بودند. همچنین توضیح داد که آموزش برای کودکان خردسال در مقایسه با تلاش‌هایی که برای بهبود مهارت‌های جمعیت در سن کار انجام می‌شود، سهم بالقوه کمتری خواهد داشت. با توجه به این توصیه، معرفی جمعیت در سن کار (۱۵ تا ۶۴ سال) قابل توجیه است، زیرا این گروه به طور مستقیم به تولید سرمایه انسانی کمک می‌کند. نگرانی های جمعیت شناختی که از تحقیقات گذشته ناشی می شود، نتایج بحث برانگیز به دست آمده را برجسته کرد. برخی از مطالعات مانند بیشوف و پرستیا[7] (۲۰۱۹) نتایج مثبتی بین جمعیت کودک و تخصیص هزینه نشان داد. در همین حال، مقاله تحقیقاتی چاترجی و همکاران[8] (۲۰۱۴)

[5] Peacock & Wiseman

[6] Lewis

[7] Bischoff and Prasetyia

[8] Chartterji, Mohan & Dastidar

استدلال کرد و نتیجه متناقضی را نشان داد. در مقاله ای دیگر توسط کوربان و همکاران[9] (۲۰۱۵)، نتایج مثبتی بین جمعیت سالمندان و هزینه‌های آموزش عمومی یافت شد. با این حال گروب و ولتر[10] (۲۰۰۵) این یافته ها را رد کردند با توجه به موضوعات متناقض در مورد تأثیر گروه‌های سنی مختلف بر هزینه‌های آموزش عمومی، سبب شد که متغیرهای جمعیتی گروه‌های سنی مختلف نیز در نظر گرفته شود .

قبل از توسعه مدل تجربی مطالعه، ابتدا نظریه های موجود به دست آمده از ادبیات مورد بحث قرار می گیرد. بسیاری از تئوری های تعیین کننده خط مشی عمومی وجود دارد که به منظور ارائه بهترین چارچوب برای تحلیلگر سیاست عمومی بررسی می شوند. در مراحل اولیه، تحقیقات در مورد هزینه های عمومی، بیشتر بر روی الگوی کلی هزینه های اجتماعی و همچنین هدف خاص الگوی هزینه ها مانند مراقبت های بهداشتی، مسکن، دفاع، خدمات عمومی، تجارت، ارتباطات، حمل و نقل و هزینه های آموزشی متمرکز بود. بخش های کلیدی کار بر روی تجزیه و تحلیل مخارج عمومی توسط واگنر (۱۹۵۸)، پیکاک و وایزمن (۱۹۶۷) و ماسگریو (۱۹۶۹) در مراحل اولیه انجام شد. بحث در مورد نظریه ها بدلیل اینکه به ادغام و کاربرد آنها در ایجاد یک مدل تجربی مرتبط کمک می کنند، مهم است. شرایط اقتصادی باعث ایجاد فشار بر سیاست گذاران در تدوین سیاست هایی می شود که می توانند به خوبی به نوسانات اقتصادی مربوطه پاسخ دهند. بنابراین، بحث در مورد این نظریه‌ها که می‌توانند توضیح دهند که چگونه سیاست تخصیص آموزش ممکن است با در نظر گرفتن شرایط اقتصادی هنگام توسعه سیاست‌ها به خوبی پاسخ دهد، ارزشمند است. بحث در مورد دو نظریه متضاد قانون واگنر و نظریه ضد چرخه کینزی در واقع با مطالعه ساگاریک[11] (۲۰۱۲) انجام شد. این دو نظریه متضاد به طور ایده‌آل برای ساخت مدل تجربی مربوطه مفید خواهند بود که توضیح می‌دهد چگونه شرایط اقتصادی ممکن است بر هزینه‌های آموزش عمومی ایران تأثیر بگذارد. نیاز به افزایش هزینه‌های عمومی را می توان در نظریه های مختلف هزینه‌های عمومی یافت. نظریه‌های واگنر، نظریه

[9] Kurban, Gallagher & Persky
[10] Grob and Wolter
[11] Sagarik

ماسگریو در مورد افزایش فعالیت‌های دولتی و نظریه کینزی تأمین مالی کسری، همگی بر نیاز به هزینه‌های دولت برای افزایش رفاه اقتصادی از طریق هزینه‌های آن در تأمین کالاهای عمومی تأکید کردند.

۲-۱-۲- نظریه پیکاک و وایزمن

به گفته پیکاک و وایزمن، نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی از یک روند شیب دار صعودی در زمان های عادی پیروی می کند. در مواقع بحران، روش‌های افزایش درآمد که قبلاً پذیرفته نشده بودند، قابل تحمل خواهند بود و تحمل مالیات بالاتر حتی پس از فروکش کردن بحران نیز ادامه خواهد داشت. به عبارت دیگر، این روند به دنبال یک تحول اجتماعی به طور دائم به سمت بالا تغییر می کند. هزینه های آموزشی نیز باید مورد آزمایش قرار گیرد که آیا تحت تأثیر زمان بحران اقتصادی قرار گرفته است یا خیر (Abdul Jabbar& Selvaratnam, 2017).

۲-۱-۳- مدل ماسگریو و روستو

ماسگریو و روستو[۱۲] یک مدل توسعه ارائه کردند که دلایل رشد هزینه های عمومی را نشان می دهد. بیانیه آنها این است که هزینه های عمومی پیش نیاز رشد اقتصادی است. مشخص است که بخش عمومی در ابتدا انواع نیازهای عمومی مانند راه، راه آهن، آبرسانی و بهداشت را تامین می کند. همانطور که رشد اقتصادی اتفاق می افتد، تعادل سرمایه گذاری عمومی به سمت توسعه سرمایه انسانی از طریق افزایش هزینه در آموزش، بهداشت و خدمات رفاهی تغییر می کند. آنها فرض کردند که ملت مانند ارگانیسمی رشد می کند که از طرف شهروندان تصمیم می گیرد، در حالی که جامعه تقاضای امکانات زیربنایی مانند آموزش، بهداشت، برق، حمل و نقل و غیره را دارد و سریعتر از درآمد سرانه رشد می کند (Edame, 2014).

[12] Musgrave and Rostow

۴-۱-۲- مدل چرخه تجاری سیاسی

اقتصاد کلان و سیاست همیشه در سراسر جهان به هم مرتبط هستند. نتیجه شرایط اقتصادی تاثیر زیادی بر انتخابات و انتخاب رای دهندگان گذاشته است. مدل چرخه تجاری سیاسی توسط بسیاری از محققان، مانند آلسینا و ساکس[۱۳] (۱۹۸۸) و هیبز[۱۴] (۱۹۹۴) مورد بحث قرار گرفته است (Abdul Jabbar& Selvaratnam, 2017). این مدل فرض می کند که سیاستمداران حداکثر کننده سود هستند و در راستای منافع شخصی خود عمل می کنند. از آنجایی که هدف اصلی سیاستمداران پیروزی در انتخابات است، سیاستمداران، به ویژه آنهایی که در یک حزب دولتی هستند، سعی خواهند کرد تا برنامه های هزینه ای را در دوره قبل از انتخابات افزایش دهند تا رای دهندگان را راضی کنند و در انتخابات پیروز شوند. هزینه‌های آموزشی نیز از جمله هزینه‌هایی است که شاید مستقیماً بر تصمیم‌گیری‌های رأی‌دهندگان تأثیر بگذارد. این مدل فرض می‌کند که هر چه دوره زمانی یک انتخابات نزدیک‌تر باشد، افزایش هزینه‌های عمومی بیشتر است.

۵-۱-۲- نظریه انتخاب عمومی

بوکانان بنیانگذار نظریه ي انتخاب عمومي است. نظریه ي انتخاب عمومي یا بررسي اقتصادي تصمیم گیري غیربازاري و یا به عبارت ساده تر، تلاش براي کامل کردن نظریه ي مبادله بازار به کمک نظریه ي عملکرد بازارهاي سیاسي است. بوکانان[۱۵] (۱۹۷۵) بیان کرد که دولت ها باید مالیات ها را افزایش دهند تا تقاضای بالاتر برای هزینه های عمومی، مانند هزینه های آموزشی را برآورده کنند. بنابراین درآمد به عامل مهمی در تصمیم گیری بودجه در اقتصاد تبدیل می شود. از نظر تئوری، مالیات غیرمستقیم و بار مالیاتی به عنوان یک توهم مالی تلقی می شود و این می تواند شاخص مفیدی برای افزایش هزینه های عمومی دولت و در نتیجه کسب محبوبیت از سوی تشکیل دهنده ها باشد. بنابراین، درآمد دولت نقش عمده

[13] Alesina and Sachs

[14] Hibbs

[15] Buchana

ای در تعیین هزینه های عمومی ایفا می کند که شامل هزینه های آموزشی یک کشور می شود.

۶-۱-۲- قانون واگنر

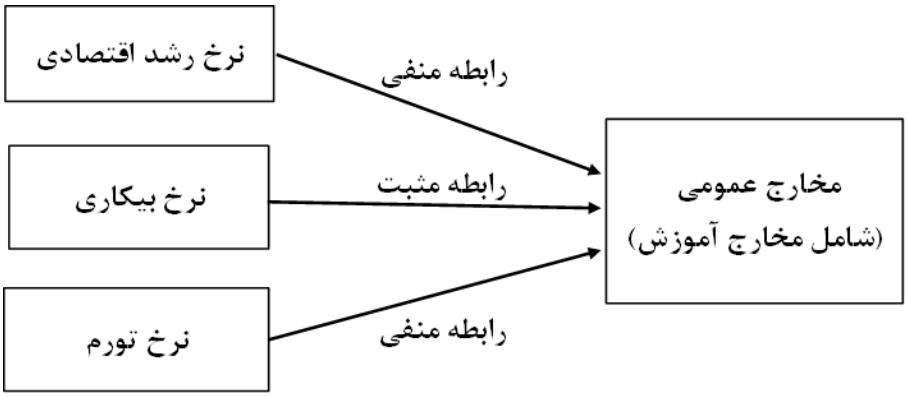
قانون افزایش فعالیت دولتی توسط اقتصاددان آلمانی آدولف واگنر (۱۹۱۷-۱۸۳۵) تدوین شد. واگنر از طریق قانون خود پیشنهاد کرد که با افزایش تولید در کشورهای در حال توسعه، مخارج عمومی به طور مداوم رشد خواهد کرد. وی همچنین بیان می‌کند که رشد درآمد واقعی منجر به افزایش سهم هزینه‌های رفاه عمومی خواهد شد و رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و مخارج دولت را مشخص می‌کند. طبق قانون واگنر، افزایش تولید ناخالص داخلی باعث افزایش هزینه‌های عمومی می شود (Bayrakdar, Demez & Yapar, 2015). بنابراین به نظر می‌رسد قانون واگنر فرض می‌کند و انتظار دارد که دولت موظف است هزینه‌های خود را در پاسخ به پیشرفت‌های اجتماعی افزایش دهد. طبق گفته گواندونگ و موتوری[۱۶] (۲۰۱۶)، قانون واگنر موارد زیر را پیش برد و فرض کرد: اولاً، گسترش وظایف دولت ها منجر به افزایش هزینه‌های عمومی می شود. ثانیاً، توسعه جامعه صنعتی مدرن باعث افزایش فشار و افزایش هزینه ها می شود. ثالثاً، انتظار می‌رود افزایش هزینه‌های عمومی با نرخ بیشتر و بالاتری نسبت به درآمد ملی رشد کند که در نتیجه، گسترش نسبی بخش عمومی را به همراه دارد.

۷-۱-۲- نظریه ضد چرخه کینزی

بر اساس نظریه ضد چرخه کینزی، هر تصمیمی برای تغییر تخصیص هزینه‌های دولت به شرایط اقتصادی جامعه بستگی دارد. این بدان معناست که تغییر وضعیت اقتصادی جامعه منجر به تغییر در تخصیص هزینه‌های عمومی می شود. نظریه ضد ادواری کینزی همچنین تأکید کرد که دولت با کاهش مالیات یا افزایش مخارج عمومی از طریق سیاست مالی انبساطی، نقش مهمی در تقویت اقتصاد ایفا می‌کند. تحت سیاست مالی انبساطی، مخارج دولت در دوران رکود اقتصادی به امید افزایش تقاضای کل تحریک می شود. به همین

[16] Guandong & Muturi

ترتیب، هزینه‌های عمومی زمانی که اقتصاد رو به رشد باشد، کاهش می یابد. افزایش مخارج دولت در دوران رکود اقتصادی برای تزریق پول بیشتر به اقتصاد برای تحریک رشد تقاضای کل و رشد اقتصاد است (Abdul Jabbar & Selvaratnam, 2017). با توجه به مطالعه ساگاریک (۲۰۱۲)، اثر ضد چرخه ای کینزی را می توان به صورت زیر نشان داد:



شکل ۱. نظریه ضد چرخه کینزی
ماخذ: ساگاریک (۲۰۱۲)

Figure 1. Keynesian Counter-Cyclical Theory
Source: Sagarik (2012)

۲-۲- پیشینه تحقیق

آکانبی و شومن (۲۰۱۰) به اندازه گیری محرک های مخارج عمومی با اشاره خاص به هزینه‌های آموزشی در آفریقا پرداختند. برآوردهای تجربی با استفاده از مدل انتخاب عمومی و روش پانلی متشکل از ۱۵ کشور آفریقایی منتخب طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۰۴ انجام شد. نتایج نشان داد که هزینه‌های دولت برای آموزش در برابر شوک ها مقاوم است و بخش آموزش به طور جدی تحت تأثیر تغییرات تخصیصی قرار نمی گیرد (Akanbi & Schoeman, 2010).

اوبی و همکاران (۲۰۱۳) هزینه‌های آموزشی دولت و نتیجه آموزش در نیجریه را از سال ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۳ را با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته و تکنیکOLS ، بررسی می کنند ، این مطالعه نشان داد که هزینه‌های آموزش عمومی تأثیر مثبت و معنی داری بر پیامد آموزشی مانند ثبت نام در مدرسه ابتدایی و متوسطه نیجریه دارد. بر این

اساس، آنها توصیه کردند که دولت باید هزینه بیشتری را برای آموزش و پرورش هزینه کند (Obi, Ekesiobi, Dimnwobi & Mgbemena, 2013).

اوده و ایکسیوبی (۲۰۱۴) یک بررسی تجربی از هزینه‌های اجتماعی ایالت ها و پیامدهای اجتماعی با تأکید خاص بر آموزش انجام دادند. این مطالعه از داده‌های تابلویی از ۳۶ ایالت در نیجریه استفاده کرد. داده‌های تابلویی از سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۳ را دربرمی‌گرفت و از مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی استفاده شد. هر یک از نتایج آموزش بر اساس هزینه‌های ایالت‌ها برای آموزش مدل‌سازی شد. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که هزینه‌های ایالت‌ها برای آموزش تأثیر قابل‌توجهی بر کل ثبت‌نام ابتدایی، کل ثبت‌نام متوسطه و ثبت‌نام بزرگسالان در نیجریه با استفاده از اثرات ثابت و تصادفی دارد، اما کل ثبت‌نام دوره سوم تنها با استفاده از اثر ثابت در نیجریه معنادار است (Ude & Ekesiobi, 2014).

اککه (۲۰۱۴) از مکانیسم تصحیح خطای برداری برای بررسی تأثیر مخارج دولت بر کل ثبت نام مدارس و میزان مرگ و میر زیر ۵ سال در نیجریه در دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۰ استفاده کرد. نتایج نشان می دهد که هزینه‌های بهداشتی دولت به طور قابل توجهی میزان مرگ و میر زیر ۵ سال را کاهش می دهد در حالی که هزینه‌های دولت برای آموزش تأثیر معنی داری بر ثبت نام کل مدارس ندارد (Okeke, 2014).

لای و یوسف (۲۰۱۴) رابطه بلندمدت بین انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در مالزی را از سال ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۰ مورد بررسی قرار دادند. شواهد تجربی از مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) نشان داد که رابطه بلندمدت معناداری بین سطح تحصیلات و رشد اقتصادی وجود دارد. این امر نشان می دهد که نیروی کار با سطح تحصیلات بالا سهم مثبتی در رشد اقتصادی داشته است. ازاین‌رو، پیشنهاد سرمایه‌گذاری بالاتر در آموزش برای تقویت توسعه مالزی به‌عنوان یک کشور با درآمد بالا، داده می‌شود (Lai & Yussof, 2014).

چاترجی و همکاران (۲۰۱۴) عوامل تعیین کننده هزینه‌های آموزش عمومی را در سراسر ایالات هند از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۰ و روش پانل دیتا مورد مطالعه قرار دادند. مطالعه آن‌ها نشان داد که متغیرهای اقتصادی مانند درآمد مالیاتی و کمک‌های مالی دولت مرکزی، تأثیر مثبتی بر هزینه‌های آموزش داشته‌اند. با این حال، عوامل سیاسی مانند ایدئولوژی

سیاسی حزب حاکم بر هزینه‌های آموزشی تأثیری ندارد. در این میان، بین جمعیت کودک و هزینه‌های آموزشی رابطه منفی مشاهده می‌شود (Chartterji, Mohan & Dastidar, 2014).

بیشوف و پراسیتیا (۲۰۱۹) مطالعه‌ای را در مورد عوامل تعیین‌کننده هزینه‌های عمومی محلی برای آموزش در مناطق اندونزی بین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۲ بصورت پانل انجام دادند. این مطالعه نشان داد که هزینه‌های آموزشی با سهم بیشتری نسبت به کودکان افزایش می‌یابد. در نهایت، نسبت درآمدهای ایالت‌ها به کل هزینه‌ها نشان داد که جمعیت محلی تمایل بیشتری به حمایت از سهم بودجه عمومی که به بخش آموزش هدایت می‌شود، ندارند (Bischoff & Prasetyia, 2019).

در مطالعه دیگری توسط اوکوئزه (۲۰۱۵)، نویسنده توجه را به عوامل تعیین‌کننده‌ای که بر مخارج عمومی، به‌ویژه اندازه هزینه‌ها تأثیر می‌گذارد، جلب می‌کند. در این تحقیق، مدل تصحیح خطای کوتاه‌مدت، معادله بلندمدت و روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی بر روی داده‌های نیجریه از سال ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۲ انجام شد. نتایج آزمون‌های انجام‌شده نشان داد که اندازه درآمد، نرخ رشد درآمد ملی و سرمایه‌گذاری خصوصی بر میزان مخارج دولت چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت تأثیر بسزایی داشته است. مفهوم افزایش درآمد ملی که باعث افزایش حجم مخارج عمومی خواهد شد به نفع نظریه واگنر بود. عواملی مانند بدهی‌های خارجی و بدهی‌های داخلی تنها در کوتاه‌مدت تأثیر قابل‌توجهی بر اندازه مخارج دولت داشتند. نویسندگان اظهار داشتند که عواملی مانند درآمد و سرمایه‌گذاری خصوصی می‌توانند هزینه‌های عمومی را افزایش دهند (Ukwueze, 2015).

عبدالجبار و سلواراتنام (۲۰۱۷) به تجزیه و تحلیل عوامل تعیین کننده هزینه‌های عمومی در آموزش و پرورش در مالزی پرداختند. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و تکنیک حداقل مربعات معمولی (OLS) برای تخمین مدل مطالعه طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۵ استفاده شد. نتایج حاکی از آن است که دولت مالزی عمدتاً فقط عوامل خاصی را در نظر می گیرد و از درج اهمیت سایر عوامل مانند شاخص های جمعیت شناختی و آموزشی هنگام تخصیص هزینه‌های آموزشی غفلت می ورزد. در حالی که هزینه‌های

آموزشی دولت مالزی بر عامل سیاسی که به خوبی با متغیر چرخه انتخاباتی ساختگی توصیف می شود، تمرکز نمی‌کند (Abdul Jabbar& Selvaratnam, 2017).

یون و یوسف (۲۰۱۸) به بررسی عوامل تعیین کننده هزینه‌های آموزش عمومی در مالزی در دوره ۳۵ ساله از ۱۹۸۲ تا ۲۰۱۶ پرداختند. عوامل تعیین‌کننده هزینه‌های آموزشی با استفاده از داده‌های سری زمانی در رویکرد خودرگرسیون با وقفه توزیعی و روش مدل تصحیح خطا مدل‌سازی می‌شوند. یافته‌های تجربی حاصل از این مطالعه نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ بیکاری، نرخ تورم و جمعیت در سن کار را به‌عنوان عوامل تعیین‌کننده بلندمدت هزینه‌های آموزش عمومی شناسایی کرد. یافته‌های حاصل از نتایج آزمون کرانARDL ، نظریه ضد چرخه‌ای کینزی را که توسط رابطه منفی بین رشد اقتصادی و هزینه‌های آموزشی عمومی در بلندمدت دلالت دارد، حمایت می‌کند (Yun & Yusoff, 2018).

ملاری (۲۰۱۹) به بررسی تعیین کننده های اساسی هزینه‌های آموزشی و بهداشتی با استفاده از داده‌های پانلی دوره ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۶ برای کشورهای SADC پرداختند. روش FMOLSو DOLS برای تخمین پارامترهای متغیر مورد مطالعه استفاده و علیت گرنجر نیز برای آزمون علیت بین متغیرهای وابسته و مستقل اعمال شد. در مدل هزینه‌های آموزشی، هر دو روش DOLS و FMOLS نشان دادند که بین سلامت، جمعیت و هزینه‌های آموزشی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین در مورد هزینه‌های آموزشی هر دو روش نشان دادند که بین رشد اقتصادی، فساد اداری و هزینه‌های آموزشی رابطه منفی و معناداری وجود دارد (Mhlari, 2019).

حاجی تبار فیروزجائی و همکاران (۱۳۹۴) روند هزینه‌های کل و سرانه آموزشی دانش آموزان و همچنین رابطه میان هزینه ها و ستانده های آموزشی را در مناطق آموزش و پرورش شهر تهران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۳ با روش تحقیق توصیفی از نوع همبستگی، مورد بررسی و تحلیل قرار دادند. نتایج به دست آمده از تجزیه و تحلیل داده ها نشان داد، میانگین تعداد دانش آموزان طی سال‌های مورد مطالعه کاهش داشته است، روند هزینه‌های آموزشی و سرانه آموزشی نیز طی این دوره افزایش داشته است، و رابطه میان هزینه‌های

آموزشی و ستانده های آموزشی رابطه ای معنادار بود (Hajitbar Firouzjaei, Khalundi & Hosseini, 2014).

انصاری (۱۳۹۶) با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری، عوامل مؤثر بر اندازه کسری بودجه وزارت آموزش و پرورش به تفکیک بیرونی و درونی را برای دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۴ تحلیل کرد. نتایج نشان داد که ناکارآیی الگوی برآورد اعتبارات از سوی وزارت آموزش و پرورش و بار مالی پیش بینی نشده ناشی از تصویب و اجرای برخی آیین نامه ها در زمینه استخدام های تکلیفی پس از ابلاغ قانون بودجه، عامل درونی مؤثر بر فزونی مخارج نسبت به اعتبارات اختصاص یافته است. در برابر متغیر کسری اعتبارات دولتی، وزارت آموزش و پرورش با یك دوره تأخیر بر میزان کسری بودجه خود، به ترتیب تأثیر منفی داشته اند (Ansari, 2014).

آهنگری و جعفری (۱۳۹۷) در پژوهشی به ارزیابی مخارج آموزشی دولت بر نابرابری توزیع درآمد در کشورهای عضو اوپک طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ با بهره گیری از روش پانل دیتا پرداختند. نتایج پژوهش آن ها نشان داد که رابطه بین مخارج آموزشی دولت و نابرابری درآمدی منفی بوده است (Ahangari & Jafari, 2017).

صنعتگران و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی رابطه هزینه آموزشی دولت و خانوار با توسعه انسانیِ ایران در سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۶۹ را با استفاده از روش GMM و تابع تولید کاب-داگلاس تعمیم یافته مورد بررسی قرار دادند. یافته ها نشان داد که هزینه‌های دولتی آموزش و بهداشت, آموزش خانوار روستایی و بهداشت خانوار شهری اثر مثبت و هزینه‌های دولت در رفاه و امور اقتصادی و هزینه آموزش خانوار شهری اثر منفی بر HDI دارد و هزینه بهداشت خانوار روستایی اثری بر HDI ندارد (Santagaran, Mosaei and Kazemipour, 2017).

شمس اللهی و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی اثر بلندمدت بین نابرابری توزیع درآمد و مخارج آموزشی دولت در اقتصاد ایران با بهره گیری از روش الگوی خود رگرسیونی با وقفه های گسترده (ARDL) طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۶۶ پرداختند. نتایج پژوهش حاکی از صدق تئوری رای دهنده میانه ملتزر و ریچارد در بخش مخارج آموزشی دولت در ایران بود. به این مفهوم که احتمالاً به دلیل فشارهای سیاسی که برای توزیع مجدد درآمد بر دولت وارد شده است،

با افزایش نابرابری توزیع درآمد، مخارج آموزشی دولت افزایش یافته است (Shamsollahi, Zahid Gharavi and Asayesh, 2020).

با توجه به اینکه مطالعه ای در کشور مبنی بر تعیین کننده های هزینه آموزشی صورت نگرفته، لذا هدف این تحقیق با توجه به شکاف گسترده در دانش عوامل تعیین کننده هزینه های آموزشی کشور، بررسی اثر عوامل تعیین کننده و موثر بر هزینه های آموزش عمومی در ایران با دیدگاه تجربی مناسب است که اعتقاد بر این است سبب ایجاد یافته های عمیقی می شود که این امکان را می‌دهد که درک شود چگونه دولت در شکل‌گیری مخارج سیاست عمومی در سطح ملی عمل می‌کند. بدین علت که آموزش در کشورها تلاشی مداوم برای بهبود پیشرفت تحصیلی دانش آموزان بر اساس مفهوم تعادل از نظر جسمی، عاطفی، معنوی و فکری است، بنابراین نیاز شدیدی به دانش بیشتر در مورد موضوع پژوهش حاضر برای ارائه تحلیل برای سیاستگذاران وجود دارد. لذا در جهت رشد و توسعه کشور، ضرورت دارد بیان شود که چه متغیرهایی تخصیص هزینه های آموزشی را در طول زمان و در سراسر کشور تعیین می کند.

۳- روش تحقیق

نوسانات اقتصادی به عنوان دلیل اصلی کاهش بودجه گسترده در آموزش توجیه می شود (Abdullah, 2017). این نشان دهنده نقش مهم متغیرهای اقتصادی در تأثیرگذاری بر تخصیص هزینه‌های آموزش عمومی است. در این تحقیق برای بررسی عوامل موثر بر هزینه‌های آموزش عمومی از داده‌های سری زمانی برای سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۸ که از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استخراج شده است، استفاده می شود. در این راستا برای بررسی اثرات کوتاه مدت و بلندمدت متغیرهای تحقیق، روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی و مدل تصحیح خطا بکار گرفته شده است. متغیرهای اقتصادی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP)، نرخ تورم (INF) و نرخ بیکاری (UNEM) که مطابق با قانون واگنر و نظریه ضد چرخه‌ای کینزی است، برای تحلیل انتخاب شدند. علاوه بر این، از آنجایی که مطالعات گذشته نشان داده است که جمعیت کودک و جمعیت سالمند بر تخصیص هزینه‌های دولت تأثیر قابل‌توجهی دارد، بنابراین، نادیده نگرفتن متغیرهای جمعیتی به عنوان عوامل

تعیین‌کننده هزینه‌های عمومی، ضروری است. بنابراین به جای تمرکز بر جمعیت کودکان (سن کمتر از ۱۴ سال) و جمعیت سالمند (سن بالای ۶۵ سال)، اثرات احتمالی جمعیت در سن کار (سن ۱۵ تا ۶۴ سال) (به این دلیل که گروه جمعیتی در سن کار به عنوان بزرگترین نسبت کل جمعیت در ایران است) را، بر هزینه های آموزش عمومی بررسی کرد. علاوه بر این با توجه به اوکافور و ایا[۱۷] (۲۰۱۱)، بدهی عمومی ممکن است بر بودجه عمومی تا حدی تأثیر بگذارد که به نفع هزینه‌های دولت در بخش های خاص باشد. به عبارت دیگر، بدهی عمومی ممکن است به افزایش اندازه تخصیص بودجه بخش عمومی کمک کند. به طور مشابه، پیشنهاد می‌شود که اندازه درآمد ممکن است بر اندازه بخش عمومی تأثیر مثبت بگذارد. با این حال، اوکوئزه (۲۰۱۵) اشاره کرد که بدهی عمومی ممکن است به عنوان یک بدهی عمل کند. استقراض مستمر پول منجر به افزایش هزینه خدمات بدهی می شود. به طور مشابه، پیشنهاد می شود که اندازه درآمد دولت ممکن است بر اندازه بخش عمومی تأثیر مثبت بگذارد. لذا پس از مطالعات اوکافور و ایا (۲۰۱۱) و اوکوئزه (۲۰۱۵)، درآمد مالیاتی و بدهی عمومی در مدل گنجانده شد. بنابراین مدل تجربی تحقیق حاضر توسعه یافته مطالعه اوکافور و ایا (۲۰۱۱) و ساگاریک (۲۰۱۲) خواهد بود. مدل پژوهش حاضر برای تجزیه و تحلیل تجربی مخارج آموزش عمومی که برگرفته از مدل سینگ یون و یوسف (۲۰۱۸) است، از عوامل اقتصادی و جمعیت شناختی استفاده خواهد کرد و بصورت رابطه (۱) می باشد:

$$EDU_t = f(GDP_t, UNEM_t, INF_t, TAX_t, DEBT_t, POP1_t, POP2_t, POP3_t) \quad (۱)$$

به منظور رگرسیون و برآورد مدل، متغیرهای مخارج آموزش عمومی (EDU)، درآمد مالیاتی (TAX)، بدهی عمومی (DEBT)، جمعیت ۰ تا ۱۴ سال (POP1)، جمعیت ۱۵ تا ۶۴ سال (POP2) و جمعیت ۶۵ سال و بالاتر (POP3) در این تحقیق به شکل لگاریتمی بکار گرفته شده است. بنابراین مدل مورد نظر به صورت رابطه (۲) مشخص می شود:

[17] Okafor & Eiya

$$LEDU_t = \beta_0 + \beta_1 GDP_t + \beta_2 UNEM_t + \beta_3 INF_t + \beta_4 LTAX_t + \beta_5 LDEBT_t + \beta_6 LPOP1_t + \beta_7 LPOP2_t + \beta_8 LPOP3_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

که در رابطه (۲) EDU_t هزینه عمومی آموزش (میلیارد ریال)، GDP_t نرخ رشد واقعی تولید ناخالص داخلی (درصد)، $UNEM_t$ نرخ بیکاری (درصد)، INF_t نرخ تورم (درصد)، TAX_t درآمد مالیاتی (میلیارد ریال)، $DEBT_t$ بدهی عمومی (میلیارد ریال)، $POP1_t$ جمعیت ۰ تا ۱۴ سال، $POP2_t$ جمعیت ۱۵ تا ۶۴ سال، $POP3_t$ جمعیت ۶۵ سال و بالاتر، ε_t جز خطا و t نشان دهنده ی زمان است. همچنین جهت تخمین مدل تحقیق و آزمون های مربوطه از نرم افزار Eviews10 استفاده شده است.

۴- تبیین و تخمین مدل

ابتدا آزمون ریشه واحد ابتدا برای بررسی ثابت بودن یا نبودن داده ها جهت جلوگیری از رگرسیون کاذب انجام می شود. این پژوهش رویکرد توسعه‌یافته ARDL را برای بررسی رابطه بلندمدت هزینه‌های آموزش عمومی و عوامل تعیین‌کننده آن اتخاذ می‌کند. بر خلاف آزمون‌های انگل گرنجر و یوهانسن-یوسیلیوس، روش ARDL را می‌توان حتی زمانی که متغیرهای مدل از مرتبه هم جمعی I(۰) و I(۱) هستند، پیاده‌سازی کرد. علاوه بر این، رویکرد ARDL زمانی که روی داده‌های نمونه کوچک اعمال می‌شود، قوی‌تر در نظر گرفته می‌شود. روش آزمون کرانه ها از آماره F مشترک برای تجزیه و تحلیل همجمعی استفاده می‌کند. در این روش، فرضیه صفر بصورت $H_0: \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = 0$ نشان داده می شود که بیانگر عدم هم انباشتگی و فرضیه جایگزین بصورت $H_1: \beta_0 \neq \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6 \neq \beta_7 \neq \beta_8 \neq 0$ و بیانگر وجود هم انباشتگی بین متغیرهای مدل است. هنگامی که آماره F محاسبه شده بزرگتر از مقدار بحرانی کران بالایی باشد، آنگاه فرض صفر عدم هم انباشتگی رد می شود و اگر آماره F کمتر از مقدار بحرانی کران پایین باشد، نمی توان فرضیه صفر (عدم هم انباشتگی بین متغیرها) را رد کرد. درصوتی که آماره F بین کران پایین و بالایی قرار داشته باشد، استنتاج غیرقطعی خواهد بود.

لذا درصورت شواهد وجود هم انباشتگی بین متغیرهای مدل، چارچوب روش ARDL زیر برای برآورد رابطه بلندمدت مدل در نظر گرفته می شود (Yun, W., & Yusoff, 2018):

$$\Delta LEDU_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{1i} \Delta LEDU_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{2i} \Delta GDP_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{3i} \Delta UNEM_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{4i} \Delta INF_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{5i} \Delta LTAX_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{6i} \Delta LDEBT_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{7i} \Delta LPOP1_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{8i} \Delta LPOP2_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{9i} \Delta LPOP3_{t-1} + \beta_1 LEDU_{t-1} + \beta_2 GDP_{t-1} + \beta_3 UNEM_{t-1} + \beta_4 INF_{t-1} + \beta_5 LTAX_{t-1} + \beta_6 LDEBT_{t-1} + \beta_7 LPOP1_{t-1} + \beta_8 LPOP2_{t-1} + \beta_9 LPOP3_{t-1} + e_t \quad (۳)$$

که α_1 تا α_9 پویایی کوتاه مدت مدل را نشان می دهد و β_1 تا β_9 نشان دهنده ضرایب بلند مدت است. زمانی که رابطه بلندمدت بین متغیرها برقرار شد، به تخمین مدل ECM پرداخته می شود. مدل ECM برای ارزیابی ویژگی‌های کوتاه‌مدت سری‌های یکپارچه استفاده می‌شود. اصطلاح تصحیح خطا (ECT) سرعت تعدیل را پس از یک اختلال کوتاه به حالت تعادل بلندمدت خود نشان می دهد. معادله کوتاه مدت برای تخمین مدل ECM به شرح زیر است:

$$\Delta LEDU = \alpha_1 + \sum_{i=0}^{n} \beta_1 \Delta GDP + \sum_{i=1}^{n} \beta_2 \Delta UNEM + \Delta \sum_{i=0}^{n} \beta_3 \Delta INF + \sum_{i=0}^{n} \beta_4 \Delta LTAX + \sum_{i=0}^{n} \beta_5 \Delta LDEBT + \sum_{i=0}^{n} \beta_6 \Delta LPOP1 + \sum_{i=0}^{n} \beta_7 \Delta LPOP2 + \sum_{i=0}^{n} \beta_8 \Delta LPOP3 + \beta_9 ECT_{t-1} \quad (۴)$$

در راستا، تحقیق حاضر با تست ریشه واحد داده ها آغاز خواهد شد و سپس رویکرد آزمون کرانه ها به همجمعی (ARDL) و مدل تصحیح خطا (ECM) بکار گرفته خواهد شد.

۲-۴- آزمون ریشه واحد

آزمون ریشه واحد برای بررسی داده های سری زمانی در هر دو حالت سطح و تفاضل های مرتبه اول با انجام آزمون دیکی فولر (ADF) و فیلیپس پرون (PP) استفاده می شود. نتیجه آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس پرون (PP) نشان داد که اکثر متغیرها پس از اولین تفاضل مانا بودند. با این حال، نتیجه آزمون فیلیپس پرون (PP) نشان داد که اکثر

متغیرها مانا از مرتبه (۱) هستند. جدول ۱ نتیجه آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) را نشان می دهد. از ذکر نتیجه آزمون فیلیپس- پرون (PP) بدلیل محدودیت صفحات مقاله، خودداری شده است.

جدول ۱.آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)
ماخذ: نتایج تحقیق

Table 1. ADF unit root test
Source: Research results

متغیر	سطح		تفاضل مرتبه اول	
	بدون عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند	بدون عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند
LEDUEX	۰/۱۸ (۰/۹۶۸)	-1/93 (0/618)	-5/70 (0/000)	-4/94 (0/001)
LDEBT	-0/78 (0/814)	-3/05 (0/133)	-6/13 (0/000)	-6/03 (0/000)
INF	-4/45 (0/001)	-4/32 (0/008)	-	-
LPOP1	-11/96 (0/000)	-10/53 (0/000)	-	-
LPOP2	-2/34 (0/166)	-0/03 (0/994)	-3/75 (0/012)	-3/27 (0/060)
LPOP3	-2/39 (0/150)	-3/89 (0/022)	-4/78 (0/000)	-
LTAX	-0/26 (0/922)	-1/64 (0/761)	-5/75 (0/000)	-5/68 (0/000)
UNEM	-2/53 (0/115)	-2/78 (0/214)	-5/99 (0/000)	-5/92 (0/000)
GDP	-5/76 (0/000)	-4/11 (0/015)	-	-

۴-۳- نتایج آزمون کرانه ها

آماره F محاسبه شده این آزمون 7/60 بالاتر از مقدار بحرانی کران بالایی در سطح معنی داری ۱ درصد است. بنابراین، فرضیه صفر این آزمون یعنی عدم هم انباشتگی در سطح ۱ درصد رد و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها تایید می شود. نتایج آزمون باند در **جدول ۲** ارائه شده است.

جدول ۲.آزمون کرانه ARDL جهت بررسی روابط هم جمعی
ماخذ: نتایج تحقیق

Table 2. Result of bounds test for co-integration
Source: Research results

آماره آزمون	ارزش احتمال	سطح اطمینان	ارزش های بحرانی باند	
			I(1)	I(0)
F-statistic	7/60*	10%	2/85	1/85
		5%	3/15	2/11
		2/5%	3/42	2/33
		1%	3/77	2/62

* در سطح ۱٪ معنی دار است

۴-۴- تعیین وقفه بهینه مدل به کمک معیارهاي تعیین وقفه

قبل از برآورد مدل مورد نظر، باید طول وقفه هایی که در الگو وارد می شوند، مشخص شود تا اطمینان حاصل گردد که جملات خطا، خصوصیات کلاسیک را دارا هستند. به عبارتی دیگر جملات خطا همبستگی پیاپی نداشته، دارای توزیع نرمال بوده و مستقل از یکدیگر توزیع شده است. تعداد وقفه های بهینه براساس معیارهای نسبت راستنمایی (LR)، خطای نهایی پیش بینی (FPE)، آکائیک (AIC)، شوارتز (SC) و حنان کوئین (HQ) تعیین می شود. زمانی که تعداد مشاهدات یا حجم نمونه کوچکتر از ۱۰۰ باشد، معیار شوارتز نتایج بهتری را نسبت به سایر معیارها می دهد. با توجه به معیار شوارتز تعداد وقفه بهینه برابر ۲ بدست می آید. نتایج این آزمون در **جدول ۳** ارائه شده است.

جدول ۳. بررسی وقفه بهینه مدل

ماخذ: نتایج تحقیق

Table 3. Examining the optimal interval of the model

Source: Research results

HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
-5/282233	-5/060139	-5/404894	6/21e-13	NA	110/6930	0
-24/16874	-22/16989	-25/.27269	1/57e-21	673/8502	552/1811	1
-31/35461*	-25/80227*	-34/42114*	1/27e-24*	95/81057*	713/9708	2
-28/33428	-24/55868	-30/41952	1/46e-23	178/8203	854/0017	3

۵-۴- برآورد مدل بلندمدت

تخمین مدل بلندمدت تحقیق در **جدول ٤** ارائه شده است. مدل بلندمدت (2, 2, 2, 1, 1, 0, ARDL 2, 1, 1) مربوطه را می توان به صورت زیر نوشت:

$$LEDU_t = \beta_2 GDP_{t-1} + \beta_3 UNEM_{t-1} + \beta_4 INF_{t-1} + \beta_5 LTAX_{t-1} + \beta_6 LDEBT_{t-1} + \beta_7 LPOP1_{t-1} + \beta_8 LPOP2_{t-1} + \beta_9 LPOP3_{t-1} \quad (۵)$$

جدول ٤.برآورد ضرایب بلندمدت مدل ARDL (۲,۲,۲,۱,۱,۰,۲,۱,1)

ماخذ: نتایج تحقیق

Table 4. Estimation of long-term coefficients of ARDL model(۱۲,۲,۲,۱,۱,۰,۲,۱)

Source: Research results

متغیر وابسته: LEDUEX	
متغیرهای مستقل	ضرایب
GDP	-0/003 (0/037)
UNEM	0/012 (0/063)
INF	0/004 (0/009)
LTAX	0/267 (0/077)

LDEBT	0/082 (0/036)
LPOP1	-8/48 (0/264)
LPOP2	13/30 (0/023)
LPOP3	-12/91 (0/027)
c	-25/54 (0/013)
R^2=0/9996 Log likelihood=94/01 $\bar{R}^2$=0/9991 F-statistic=2195/36 Prob(F-statistic)=0/000	

برآورد مدل بلندمدت ARDL نشان داد که بجز متغیر جمعیت ۰ تا ۱۴ سال، باقی متغیرها بر هزینه‌های آموزش عمومی در بلند مدت اثرگذارند و این متغیرها به عنوان عوامل تعیین کننده هزینه‌های آموزش عمومی توسط سیاست گذاران مورد توجه قرار گرفته است. نرخ رشد واقعی ناخالص داخلی (GDP) رابطه منفی بلندمدتی با هزینه‌های آموزش عمومی دارد. این نشان می دهد که کاهش تولید ناخالص داخلی واقعی منجر به افزایش هزینه‌های دولت در آموزش و پرورش می شود. علاوه بر این، نرخ بیکاری در بلندمدت مثبت و معنادار است. نرخ بالاتر بیکاری در درازمدت منجر به افزایش هزینه‌های آموزش عمومی می شود. این یافته‌ها برای تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP) و نرخ بیکاری (UNEM) با نظریه ضد چرخه‌ای کینزی سازگار بود. حمایت قوی از نظریه ضد ادواری کینزی حاکی از آن بود که دولت زمانی که اقتصاد منقبض شود، هزینه بیشتری خواهد کرد. در مقابل، رشد اقتصاد، کاهش تخصیص هزینه‌های آموزشی را به دنبال خواهد داشت. این نشان می دهد که تصمیم اتخاذ شده توسط سیاست گذاران به طور مستقیم توسط شرایط اقتصادی تعیین می شود. هر گونه تغییر در وضعیت اقتصادی ممکن است منجر به تغییر در تخصیص هزینه‌های عمومی آموزش و پرورش شود و به طور قابل توجهی بر سیاست گذاری آموزش و پرورش تأثیر بگذارد.

از سوی دیگر، نتایج نشان داد که نرخ تورم (INF) در بلندمدت مثبت بوده است. نتایج تحقیق از یافته های ایمانا[۱۸] (۲۰۱۷) حمایت می‌کند که نرخ تورم تأثیر مثبتی بر هزینه‌های آموزشی دارد. نرخ تورم بالا باعث افزایش قیمت کالاها و خدمات می شود و در نتیجه والدین قادر به پرداخت هزینه‌های دبیرستان و سایر هزینه‌های آموزشی نیستند. به این ترتیب، دولت باید با تخصیص بودجه بیشتر به سیستم آموزشی مداخله کند تا هیچ شهروندی از دسترسی به آموزش باز بماند.

نتایج تجربی برای متغیرهای جمعیت شناختی نشان داد که رشد جمعیت ۱۵ تا ۶۴ ساله رابطه مثبت و معناداری بلندمدت با هزینه‌های آموزش عمومی دارد. نتیجه حاضر نشان می دهد که جمعیت در سن کار که بالاترین نسبت کل جمعیت را تشکیل می دهد، تأثیر مثبتی بر تخصیص هزینه‌های آموزش عمومی داشته است و در بلندمدت، دولت بر ایجاد تعداد زیادی کارگر اولویت خواهد داشت. این امر افزایش سرمایه گذاری در سرمایه انسانی را که بر جمعیت در سن کار متمرکز شده است را، توضیح می دهد. در همین حال، سایر متغیرها مانند درآمد مالیاتی اثر مثبت و معنی داری بر هزینه‌های آموزش عمومی را نشان داد. زمانی که دولت موفق به جمع آوری موثر درآمدهای مالیاتی شد، تمایل به افزایش هزینه‌های دولت وجود دارد (Taha, 2008).

علاوه بر این، به خوبی تشخیص داده شده است که بدهی به عنوان ابزاری حیاتی برای دولت عمل می‌کند تا توسعه یک کشور را تأمین مالی کند. بدهی برای مخارج عمومی استفاده می شود که در نهایت بهره وری ایجاد می‌کند و اقتصاد را تحریک می‌کند (Burhanuddin, Muda, Nathan & Arshad, 2017). مطابق انتظار نتایج نشان داد که افزایش درآمد مالیاتی و بدهی عمومی افزایش مشابهی را در تخصیص هزینه‌های بخش عمومی به همراه خواهد داشت. اما نتایج نشان داد که متغیر جمعیت در سن ۱۴-۰ سال نتوانست نتایج قابل توجهی ارائه دهد وتغییرات این متغیر هیچ تاثیر بلندمدت قابل توجهی بر تخصیص هزینه‌های آموزش عمومی نشان نداد. با توجه به کلی[۱۹] (۱۹۷۶) مدل اقتصادی-جمعیتی مشخص می‌کند که چگونه تقاضاهای ناشی از جمعیت برای تامین مالی بالاتر

[18] Imana

[19] Kelley

خدمات عمومی است. تقاضاهای ناشی از جمعیت باید منجر به افزایش هزینه‌های عمومی شود. به عبارت دیگر، افزایش جمعیت باید منجر به افزایش تقاضا برای تخصیص هزینه‌های بیشتر شود. اما نتایج ناچیز عوامل جمعیتی مربوطه نشان داد که الگوی تخصیص آموزش نتوانسته به تغییر جمعیت کودکان پاسخ دهد. این می‌تواند این احتمال را مطرح کند که سیاست‌گذاران جمعیت سن مدرسه را در تخصیص آموزش عمومی در نظر نگرفته‌اند لذا افزایش جمعیت سن مدرسه با افزایش متناظر با هزینه‌های آموزش عمومی همراه نبود.

۶-۴- تخمین مدل تصحیح خطا (*ECM*)

بررسی مدل آزمون کرانه ها با همجمعی (ARDL) یک یافته قوی از رابطه بلندمدت بین متغیرها را نشان داد. از این رو، به تخمین مدل تصحیح خطا (ECM) پرداخته می شود. **جدول ۵** نتیجه تخمین این مدل را نشان می دهد.

جدول ۵. برآورد مدل ECM
ماخذ: نتایج تحقیق

Table 5. Estimation of ECM model
Source: Research results

متغیر وابسته: LEDUEX D(LNEDU)=f(D(GDP), D(UNEM), D(INF), D(LNTAX), D(DEBT), D(LNPOP1), D(LNPOP2), D(LNPOP3))	
متغیرهای مستقل	ضرایب
ECT(-1)	-0/47 (0/000)
D(GDP)	-0/006 (0/067)
D(UNEM)	0/012 (0/030)
D(INF)	0/003 (0/038)
D(LTAX)	0/207

(0/177)	
0/048 (0/244)	D(LDEBT)
-9/64 (0/087)	D(LPOP1)
0/77 (0/139)	D(LPOP2)
-1/21 (0/078)	D(LPOP3)

ضریب عبارت تصحیح خطا نشان دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است. ضریب منفی و معنی دار عبارت تصحیح خطا حاکی از آن است که هرگونه نوسان کوتاه مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل باعث ایجاد یک رابطه بلندمدت پایدار بین متغیرها می شود. علامت منفی نشان داد که در درازمدت همگرایی حاصل می شود. ضریب عبارت تصحیح خطا ((ECT(-1)، 0/47 است که به این معنی است که ۴۷ درصد از عدم تعادل در هزینه‌های آموزش عمومی و شوک های سال قبل به تعادل بلندمدت در سال جاری باز می گردد. یافته‌های مدل تصحیح خطا ((ECM) نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ بیکاری، نرخ تورم، جمعیت سنی کمتر از ۱۵ سال و جمعیت سنی بیش از ۶۵ سال را به عنوان عوامل تعیین کننده ای که تأثیر قابل توجهی بر هزینه‌های آموزشی در کوتاه مدت ایجاد کردند، شناسایی کرد.

مقدار معنی دار نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی نشان دهنده تأثیر منفی بر هزینه‌های آموزشی در کوتاه مدت است. این یافته در کوتاه مدت از قانون ضد ادواری کینزی حمایت کرد. افزایش جمعیت کودکان مستلزم تخصیص هزینه‌های آموزش عمومی است اما با در نظر گرفتن اندازه جمعیت ۰ تا ۱۴ سال، هزینه‌های آموزشی به طور منفی توسط جمعیت سن پایین تر تعیین می شود. یعنی افزایش جمعیت کودکان خردسال منجر به کاهش هزینه‌های آموزشی می شود. متغیر نرخ بیکاری دارای ضریب معنی دار و مثبت در کوتاه مدت است. این نشان می دهد که دولت تمایل دارد هزینه‌های بیشتری را برای

بخش آموزش و پرورش در زمانی که بیکاری در کوتاه مدت افزایش می یابد، اختصاص دهد. این در حالی است که ضریب جمعیت سالمندان در کوتاه مدت منفی معنادار بود.

ضرایب بی معنی (D(LNTAX))، (D(LNDEBT))، D(LNPOP2) نشان داد که این متغیرها توسط سیاست گذاران هنگام تصمیم گیری در مورد تخصیص هزینه‌های آموزشی در نظر گرفته نشده است. مقدار (D(LNTAX)) و D(LNDEBT) در کوتاه مدت بی معنی و مثبت بود. افزایش درآمد مالیاتی و بدهی عمومی می‌تواند بر مخارج دولت تأثیر مثبت بگذارد. ضریب (D(LNPOP2)) در کوتاه مدت به طور قابل توجهی مثبت و بی معنی است. ضریب مثبت جمعیت ۱۵ تا ۶۴ ساله نشان می دهد که این گروه از جمعیت می‌تواند در کوتاه مدت باعث افزایش هزینه‌های آموزشی شود. احتمالاً افزایش جمعیت در سن کار باعث تخصیص مجدد هزینه‌ها به بخش آموزش و پرورش می‌شود. به طور خلاصه، پنج عامل تعیین‌کننده به‌عنوان عوامل کلیدی که در کوتاه‌مدت باعث تغییر روند هزینه‌های آموزش عمومی می‌شوند، شناسایی شدند. این عوامل عبارتند از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ بیکاری، نرخ تورم، جمعیت سنی کمتر از ۱۵ سال، و جمعیت سنی بالاتر از ۶۴ سال. در بلندمدت، بجز متغیر جمعیت ۰ تا ۱۴ سال، باقی متغیرها بر هزینه‌های آموزش عمومی به طور قابل توجهی بر تخصیص هزینه‌های آموزش عمومی تأثیر گذاشتند.

نتایج متفاوت مشاهده‌شده برای جمعیت سنی کمتر از ۱۵ سال در برآورد مدل کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان داد که عوامل تعیین‌کننده هزینه‌های آموزش عمومی در طول زمان تغییر می‌کند. به‌عنوان مثال، عوامل جمعیتی بین کوتاه مدت و بلندمدت متفاوت بوده است. این تنوع می‌تواند به این معنی باشد که در درازمدت، انتظار انتقال جمعیتی بیشتری مانند تغییرات مرگ و میر، تغییرات باروری، تحرک اجتماعی، تغییر عرضه نیروی کار و تغییرات در توزیع گروه سنی را خواهد داشت. این تغییرات تأثیرات متنوعی را بر تخصیص هزینه‌های آموزشی در طول زمان نشان می دهد. اثر مثبت و معنی‌دار برای گروه سنی کار که در بلندمدت مشاهده شد، در نتایج کوتاه‌مدت ثبت نشد. می توان توضیح داد که نتیجه ناچیز نشان داده شده در کوتاه مدت برای این متغیر ممکن است به دلیل تغییر مکرر شغلی در کوتاه مدت باشد. به این ترتیب، هزینه‌های کمتری برای ارائه آموزش برای کارگران در

کوتاه مدت سرمایه گذاری می شود. از این رو، قویاً نیاز به تمایز بین عوامل تعیین‌کننده بلندمدت و کوتاه‌مدت مخارج آموزش عمومی پیشنهاد می‌شود.

۷-۴- تست های تشخیصی

آزمایش تشخیصی بر روی مدل ARDL برای همبستگی سریال، ناهمسانی، نرمال بودن و پایداری انجام شد. نتایج تست تشخیصی ناهمسانی واریانس و همبستگی سریال با توجه به ارزش احتمال مربوط به هر کدام از این آزمون ها، نشان دهنده عدم وجود ناهمسانی واریانس و عدم وجود خودهمبستگی سریالی در بین اجزی اخلال است لذا نشان دهنده این است که مدل فاقد مشکل ناهمگونی ساختاری است. **شکل ۲** و **شکل ۳** نشان می دهد که هر دو نمودار CUSUM و CUSUM of Squares در پنج درصد باندهای بحرانی قرار دارند. لذا به بدین معنی است که مدل ARDL از نظر ساختاری پایدار است. همچنین آزمون نرمال بودن توسطارزش احتمال آماره Jarque-Bera نشان داد که خطاها به طور معمول توزیع شده اند. نتایج آزمون های تشخیصی در **جدول ٦** نشان داده شده است.

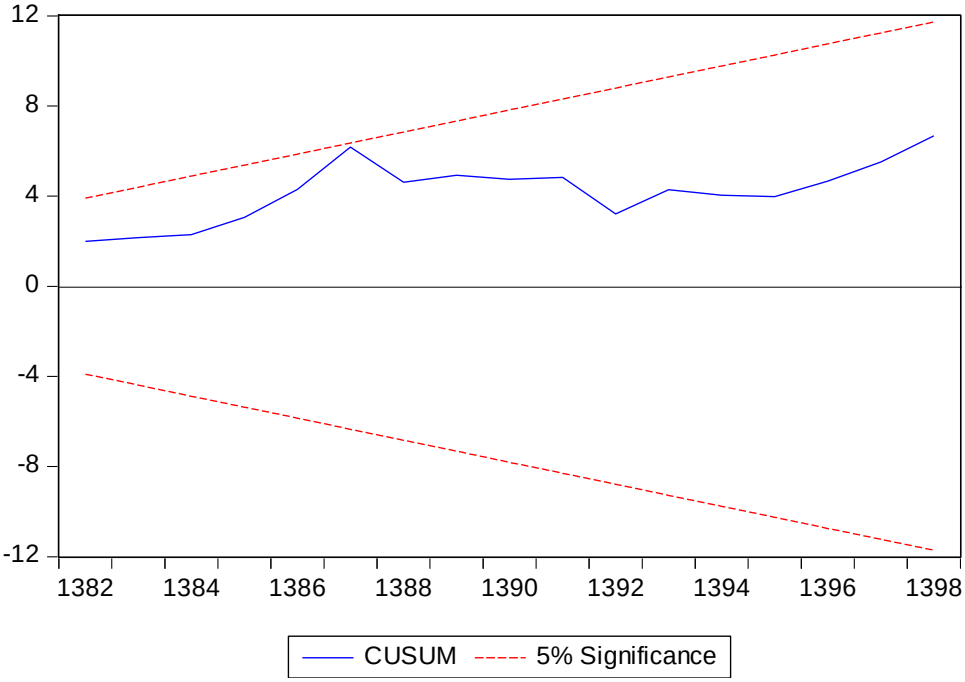
جدول ٦.آزمون های تشخیصی برای مدل ARDL (۲,۲,۲,۱,۱,۰,۲,۱,1)

ماخذ: نتایج تحقیق

Table 6. Diagnostic tests for ARDL model(۱۲,۲,۲,۱,۱,۰,۲,۱)

Source: Research results

آزمون ناهمسانی واریانس		آزمون خودهمبستگی سریالی		آزمون نرمالیتی	
احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره
0/507	F-statistic=1/00	0/362	F-statistic=0/77	0/844	Jarque-Bera=0/339
0/426	Obs*R-squared=21/55	0/514	Obs*R-squared=2/06		

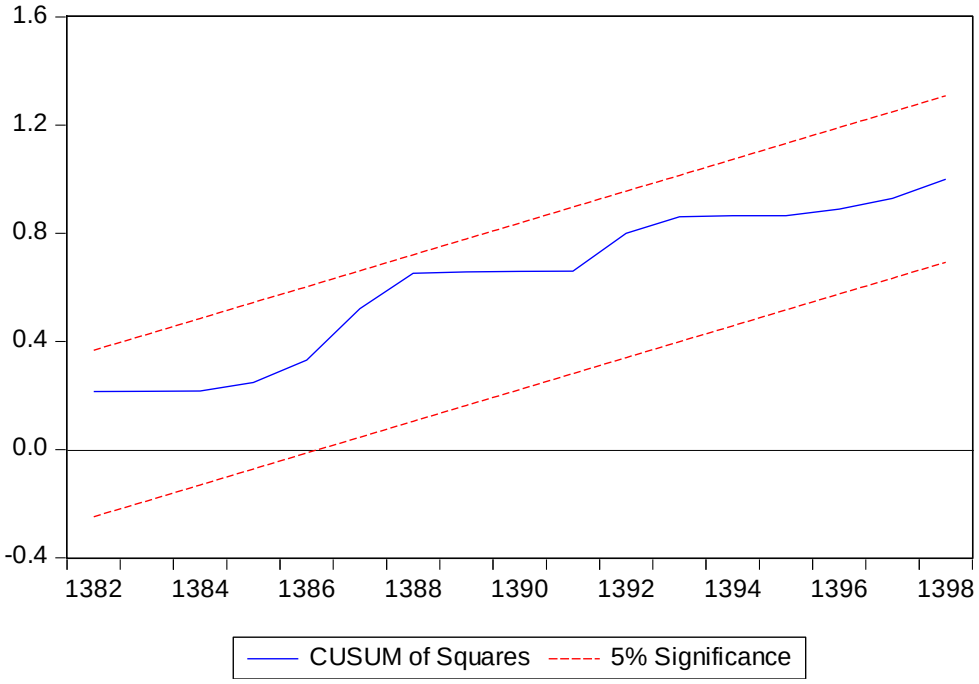


شکل ۲. تست پایداری CUSUM برای مدل ARDL

ماخذ: نتایج تحقیق

Figure 2. CUSUM Stability Test for ARDL Model

Source: Research results



شکل ۳. تست پایداری CUSUM of Squares برای مدل ARDL

ماخذ: نتایج تحقیق

Figure 3. CUSUM of Squares for ARDL Model

Source: Research results

۵- نتیجه گیری و پیشنهادها

به طور خلاصه، تجزیه و تحلیل های تحقیق حاضر این اجازه را داد که بین عوامل تعیین کننده بلندمدت و کوتاه مدت هزینه‌های آموزش عمومی تمایز قائل شد. متغیرهای اقتصادی و جمعیت‌شناختی مربوطه با هزینه‌های آموزش عمومی در بلندمدت ادغام شدند. در این مطالعه، بجز متغیر جمعیت ۰ تا ۱۴ سال، باقی متغیرها به عنوان عوامل تعیین کننده بلندمدت مخارج آموزش عمومی در ایران شناسایی شدند. آزمون کرانه ARDL رابطه منفی معنی‌داری را بین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP) و هزینه‌های آموزش عمومی (EDU) نشان داد. همچنین نتیجه مثبتی بین نرخ بیکاری ((UNEM) و هزینه‌های آموزش

عمومی (EDU) ثبت شد. این یافته‌ها نشان داد که نظریه ضد چرخه‌ای کینزی برای هزینه‌های آموزش عمومی درایران صادق است.

شواهد حمایت از نظریه ضد چرخه کینزی به سادگی نشان می دهد که هزینه‌های آموزش عمومی برای تحریک اقتصاد در زمان رکود افزایش یافته است. تخصیص بخش آموزش در واکنش به شرایط رو به وخامت اقتصادی به روشی ضد چرخه ای تهیه شده است. نظریه ضد چرخه کینزی با توضیح اینکه چگونه شرایط اقتصادی بر تصمیم دولت در تخصیص سطح هزینه‌های آموزشی تأثیر می گذارد، به خوبی رفتار هزینه‌های آموزش عمومی در ایران را نشان می دهد. رابطه مثبتی بین هزینه‌های آموزش عمومی و نرخ تورم در بلندمدت ایجاد شد. تورم بالاتر باعث افزایش قیمت تمام کالاها و خدمات شد که شامل هزینه آموزش نیز می شود. افزایش هزینه آموزش اکنون دولت را ملزم می‌کند تا با تخصیص هزینه‌های بیشتر به بخش آموزش مداخله کند.

در این میان، جمعیت در سن کار (سن ۱۵ تا ۶۴ سال) (LNPOP2) تنها متغیر جمعیتی بود که در بلندمدت به طور قابل توجهی مثبت بود. این امر حاکی از آن است که افزایش جمعیت در سن کار (۱۵ تا ۶۴ سال) (LNPOP2) سرمایه‌گذاری بیشتر دولت را برای ایجاد سرمایه انسانی مولدتر تشویق می‌کند. ضریب تصحیح خطا ((ECT(-1)) سرعت تعدیل را به سمت تعادل بلندمدت نشان داد. علامت منفی و معنی دار این ضریب، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را تایید می‌کند. با این حال، انتظار می‌رود که نوسانات کوتاه‌مدت در هزینه‌های آموزش عمومی ناشی از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی ((D(GDP))، نرخ بیکاری ((D(UNEM))، نرخ تورم، جمعیت سنی کمتر از ۱۵ سال ((D (LNPOP1)، و جمعیت بالای ۶۴ سال ((D(LNPOP3)) باشد.

متغیرهایی که بر سطح هزینه‌های آموزش دولتی تأثیر می‌گذارند در کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت هستند. بنابراین مطالعه حاضر بینش جدیدی ارائه کرد که نشان می‌دهد پاسخ هزینه‌های آموزشی دولت به عوامل تعیین‌کننده آن در طول زمان متفاوت است. یافته‌های کوتاه مدت تحقیق حاضر، یافته‌های بیشوف و پراسیتیا (۲۰۱۵) را رد کرد که رابطه مثبت بین جمعیت کودکان و تخصیص هزینه‌ها را نشان می‌دهد. این در حالی است که ضریب جمعیت سالمندان در کوتاه مدت منفی معنادار بود. این تخمین یافته های پوتربا

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

(۱۹۹۷)[۲۰]، گروب و والتر (۲۰۰۵)[۲۱] را تأیید کرد که افزایش گروه جمعیتی سالمندان ممکن است تقاضاهای قابل توجهی را برای بخش دولتی ایجاد کند و اولویت را به بخش های دیگر مانند بخش مراقبت های بهداشتی اختصاص دهد. پیامدهای سیاستی زیر را می توان براساس یافته های مطالعه ترسیم کرد. اولاً، یافته‌های تجربی نشان داد که هزینه‌های آموزشی دولتی در بلندمدت به متغیرهای اقتصادی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (GDP)، نرخ بیکاری (UNEM) و نرخ تورم (INF) حساس است. از این رو دولت قادر خواهد بود با کنترل این متغیرهای اقتصادی در کشور، تخصیص بودجه خود را تنظیم کند.

با یافتن تخصیص هزینه‌های تحصیلی مطابق با نظریه ضد سیکلی کینزی در درازمدت، پژوهش‌ها می‌توانند از این انتظار برای پیش‌بینی و توسعه سیاست آموزشی استفاده کنند، که با شرایط متغیر اقتصادی مطابقت دارد. با این حال در کوتاه مدت، سیاست های مربوطه باید با ترکیب شاخص های قابل توجه تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ بیکاری، نرخ تورم، جمعیت کودکان و جمعیت سالمندان شکل گیرد. این مطالعه نشان داد که متغیر جمعیت شناختی که جمعیت در سن کار (LPOP2) است، تأثیر قابل توجهی بر هزینه‌های آموزشی ایران در بلندمدت دارد. این یافته از لوئیس[۲۲] (۱۹۶۱)، عبدالجبار و سلواراتنام (۲۰۱۷) و سینگ یون و یوسف (۲۰۱۸) پشتیبانی می‌کند که سریعترین راه برای افزایش بهره وری در کشورهای در حال توسعه را از طریق آموزش بزرگسالانی که قبلاً سر کار بودند، پیشنهاد می‌کند. این امر به وضوح دلیل تأکید سیاستگذاران بر اندازه جمعیت در سن کار را توضیح می دهد که نتیجه مثبت و معنی دار آن نشان داده شده است. اگرچه این مفهوم نشان داد که سیاست گذاران با افزایش جمعیت در سن کار، سرمایه گذاری برای هزینه‌های آموزش عمومی را افزایش داده اند، اما تخصیص هزینه‌های آموزشی نسبت به افزایش جمعیت کودکان (LPOP1) حساس نبود.

به این ترتیب، ضعف سیاستگذاری آموزشی کشور را که به نظر می رسد جمعیت کودکان را در سیاست گذاری خود نادیده گرفته است، برجسته کرد. در نهایت، پیامدهای

---

[20] Poterba

[21] Grob and Walter

[22] Lewis

سیاستی کشور به نیاز دولت برای افزایش حساسیت و پاسخگویی به هزینه‌های آموزشی عمومی خود در پاسخ به نیازها و خواسته های جامعه به ویژه جمعیت کودکان اشاره کرد. همانطور که آیزاکس[۲۳] (۲۰۰۹) تاکید کرد، هزینه‌های آموزشی در دوران کودکی به عنوان نمونه بارز سرمایه گذاری در سرمایه انسانی در نظر گرفته می شود که در بزرگسالی بازده قابل توجهی برای فرد و جامعه دارد. همچنین سازمان ملل[۲۴] (۲۰۰۳) مطالعاتی را برجسته کرد که آموزش ابتدایی را به عنوان ابزاری قوی برای کاهش فقر و نابرابری نشان می‌داد.

سرمایه گذاری برای آموزش کودکان در سنین پایین به مدیریت بهتر منابع طبیعی و انطباق سریعتر فناوری و نوآوری کمک می‌کند، سبب افزایش بهره وری در سیاست‌های کارآمدتر و مؤثرتر در آینده و منجر به سیاست‌گذاری در تخصیص هزینه‌های آموزش عمومی پاسخگوتر می‌شود و در نتیجه نتایج رضایت‌بخشی را به همراه خواهد داشت. علاوه بر این، دولت می‌تواند اجرای اصلاحات مالی را که شامل یک سیاست هزینه‌های آموزشی پاسخگوتر و با مشارکت مردم برای بهبود کارایی تخصیص آموزش است، در نظر بگیرد. سیاست گذاران می توانند بیشتر از اثرات متغیرهای زمانی عوامل تعیین کنند، برای تدوین استراتژی آینده خود مطابق با تغییرات این متغیرها استفاده کنند. پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی اثرات پویای هزینه های آموزشی در کشور و همچنین اثرات فضایی این متغیر در استان‌های مختلف مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

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.

[23] Isaacs

[24] United Nations

Reference

Abdul Jabbar, N., & Selvaratnam, D. P. (2017). Analysis of the determinants of education expenditures in Malaysia. *Journal of International Business, Economics and Entrepreneurship (JIBE), 2*(1), 1–10.

Abdullah, D. (2017). Public universities and budget cuts in Malaysia. *International Higher Education, 91*, 15–16.

Afghah, S. M., Nouralizadeh, L., Hashemi, S. J., & Ahangari, A. (2024). Analysis of the position of the developed human being in the fundamental transformation document of Iran's education system. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 21*(1), 29–61. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.37772.2385 [In Persian]

Agasisti, T., Egorov, A., Zinchenko, D., & Leshukov, O. (2021). Efficiency of regional higher education systems and regional economic short-run growth: Empirical evidence from Russia. *Industry and Innovation, 28*(4), 507–534.

Ahangari, A. M., & Jafari, E. (2017). *The relationship between government educational expenditures on income distribution in OPEC oil exporting countries* [Paper presentation]. National Conference on New Ideas in Management and Accounting, Islamic Azad University, Zarghan Branch. https://civilica.com/doc/825009/ [In Persian]

Akanbi, O. A., & Schoeman, N. J. (2010). The determinants of public expenditure and expenditure on education in particular in a selection of African countries. *SAJEMS NS, 13*(1), 50–61.

Aleixo, A. M., Leal, S., & Azeiteiro, U. M. (2018). Conceptualization of sustainable higher education institutions, roles, barriers, and challenges for sustainability: An exploratory study in Portugal. *Journal of Cleaner Production, 172*, 1664–1673.

Alesina, A., & Sachs, J. (1988). Political parties and the business cycle in the US, 1948-1984. *Journal of Money, Credit and Banking, 20*(1), 63–82.

Andrews, R. J., & Stange, K. M. (2019). Price regulation, price discrimination, and equality of opportunity in higher education: Evidence from Texas. *American Economic Journal: Economic Policy, 11*(4), 31–65.

Angrist, N., Djankov, S., Goldberg, P. K., & Patrinos, H. A. (2021). Measuring human capital using global learning data. *Nature, 592*(7854), 403–408.

Ansari, A. (2014). The study of internal and external factors effective on increasing the expenditure of education relative to the assigned credits.

Educational and Scholastic Studies, 3(3), 119–146. https://pma.cfu.ac.ir/article_495.html [In Persian]

Barro, R. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics, 106*(2), 407–443. https://doi.org/10.2307/2937943

Batool, S. M., & Liu, Z. (2021). Exploring the relationships between socio-economic indicators and student enrollment in higher education institutions of Pakistan. *PLoS ONE, 16*(12), e0261577. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0261577

Bayrakdar, S., Demez, S., & Yapar, M. (2015). Testing the validity of Wagner's Law: 1998-2004, the case of Turkey. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 195*, 493–500.

Bischoff, I., & Prasetyia, F. (2019). Determinants of local public expenditures on education: Empirical evidence for Indonesian districts between 2005 and 2012. *International Journal of Education Economics and Development, 10*(2), 115.

Buchanan, J. M. (1975). The independent judiciary in an interest-group perspective: Comment. *Journal of Law & Economics, 18*(3), 903–905.

Burhanuddin, M. D., Muda, R., Nathan, S. B., & Arshad, R. (2017). Real effects of government debt on sustainable economic growth in Malaysia. *Journal of International Studies, 10*(3), 161–172.

Capozza, C., & Divella, M. (2019). Human capital and firms' innovation: Evidence from emerging economies. *Economics of Innovation and New Technology, 28*(7), 741–757.

Chartterji, M., Mohan, S., & Dastidar, S. G. (2014). *Determinants of public education expenditure: Evidence from Indian States*. Scottish Institute for Research in Economics Discussion Paper, University of Dundee.

Chude, N. K., & Chude, D. I. (2013). Impact of government expenditure on economic growth in Nigeria. *International Journal of Business Management Review, 1*(4), 64–71.

Craigwell, R., Bynoe, D., & Lowe, S. (2012). The effectiveness of government expenditure on education and health care in the Caribbean. *International Journal of Development Issues, 11*(1), 4–18.

Cuesta, A., Glewwe, P., & Krause, B. (2016). School infrastructure and educational outcomes: A literature review, with special reference to Latin America. *Economia, 17*(1), 95–130.

Ebi, B. O., & Ubi, P. S. (2017). Education expenditure and access to education: Case study of United Nations Educational, Scientific and

Cultural Organization declaration in Nigeria. *International Journal of Economics and Financial*, *7*(5), 290–298.

Edame, G. E. (2014). Trend analysis of public expenditure on infrastructure and economic growth in Nigeria. *International Journal of Asian Social Science*, *4*(4), 480–491.

Eecke, W. V. (1998). The concept of a merit good the ethical dimension in economic theory and the history of economic thought or the transformation of economics into socio-economics. *Journal of Socio-Economics*, *27*(1), 133–153.

Friedman, M. (1955). The role of government in education. In R. A. Solo (Ed.), *Economics and the public interest*. Rutgers University Press.

Grob, U., & Wolter, S. C. (2005). *Demography change and public spending: A conflict between young and old?* CESIFO Working Paper, No. 1555.

Guandong, B. Y. D., & Muturi, W. M. (2016). The relationship between public expenditure and economic growth in South Sudan. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, *4*(6), 235–259.

Gueye, H., Lamine, K., Babacar, D., & Abdoul, A. S. (2010). *Senegal: Effective delivery of education services*. A review by AfriMAP and the Open Society Initiative for Africa.

Hajitabar Firouzjaei, M., Khalundi, F., & Hosseini, N. (2014). Analysis of education costs of education districts in Tehran. *Educational Planning Studies*, *4*(8), 89–114. https://eps.journals.umz.ac.ir/article_1219_b77a33105fb2d3af58ba68681151e877.pdf [In Persian]

Hanson, E. L. (2018). *School district expenditures and student achievement*. All Theses, 2937. https://tigerprints.clemson.edu/all_theses/2937

Hanushek, E. A. (1996). Expenditures, efficiency, and equity in education: The federal government's role. *American Economic Review*, *79*(2), 46–51.

Hibbs, D. A. (1994). The partisan model of macroeconomics cycles: More theory and evidence for the United States. *Economics & Politics*, *6*(1), 1–23.

Hosseini Yazdi, S. S., Emadzadeh, M., & Daei-Karimzadeh, S. (2022). Globalization, human capital accumulation and economic growth in selected developed and developing countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *19*(2), 111–150. https://doi.org/10.22055/jqe.2020.32690.2222 [In Persian]

Ihugba, O. A., Ukwunna, J. C., & Obiukwu, S. (2019). Government education expenditure and primary school enrolment in Nigeria: An impact

analysis. *Journal of Economics and International Finance, 11*(3), 24–37.

Imana, D. K. (2017). The determinants of public education expenditures: An empirical analysis of changing patterns and growth of public expenditure on education in Kenya. *Journal of Public Administration and Governance, 7*(4), 1–18.

Isaacs, J. B. (2009). *A comparative perspective on public spending on children*. Brookings Institution Working Paper. https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2016/07/2_comparative_perspective_isaacs.pdf

Jackson, C. K., Johnson, R., & Persico, C. (2015). The effects of school spending on educational and economic outcomes: Evidence from school finance reforms. *The Quarterly Journal of Economics, 131*(1), 157–218.

Kelley, A. C. (1976). Demographic change and the size of the government sector. *Southern Economic Journal, 43*(2), 1056–1066.

Kurban, H., Gallagher, R. M., & Persky, J. J. (2015). Demographic changes and education expenditures: A reinterpretation. *Economics of Education Review, 45*, 103–108. https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2015.01.001

Lai, W. S., & Yussof, I. (2014). Human capital accumulation and economic growth in Malaysia investigating the long run nexus. *Jurnal Ekonomi Malaysia, 48*(1), 155–165.

Lewis, W. A. (1961). Education and economic development. *Social and Economic Studies, 10*(2), 113–127.

Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics, 107*(2), 407–437. https://doi.org/10.2307/2118477

Marginson, S. (2016). The worldwide trend to high participation higher education: Dynamics of social stratification in inclusive systems. *Higher Education, 72*(4), 413–434.

Mhlari, H. (209). *The determinants of government expenditure on education and health in SADC countries: A panel data approach* [Master's dissertation, North-West University].

Musgrave, R. (1969). *Fiscal systems*. Yale University Press.

Musgrave, R. A. (1956). A multiple theory of budget determination. *Finanzarchiv / Public Finance Analysis, 17*(3), 333–343.

Mutuku, S., & Korir, J. (2019). Government expenditure and quality of education: A case of public primary schools in Kenya. *Modern Economy*, *10*, 2405–2429.

Naape, B., & Matlasedi, N. (2020). Secondary education spending and school attendance in South Africa: An ARDL approach. *Cogent Social Sciences*, *6*(1), 1825056. https://doi.org/10.1080/23311886.2020.1825056

Obi, C., Ekesiobi, S., Dimnwobi, K., & Mgbemena, M. (2016). Government education spending and education outcome in Nigeria. *International Journal of Economics, Finance and Management Sciences, 4*(4), 223–234. https://doi.org/10.11648/j.ijefm.20160404.18

Obi, Z. C., & Obi, C. O. (2014). Impact of government expenditure on education: The Nigerian experience. *International Journal of Business and Finance Management Research, 2*, 42–48.

Okafor, C., & Eiya, O. (2011). Determinants of growth in government expenditure: An empirical analysis of Nigeria. *Research Journal of Business Management, 5*(1), 44–50.

Okeke, B. C. (2014). *Impact of public sector spending on health and education outcomes in Nigeria* [Master's dissertation, University of Nigeria, Nsukka].

Oketch, M. (2016). Financing higher education in sub-Saharan Africa: Some reflections and implications for sustainable development. *Higher Education, 72*(4), 525–539.

Owings, W., & Kaplan, L. (2013). *American public school finance* (2nd ed.). Wadsworth.

Peacock, A. T., & Wiseman, J. (1961). *The growth of public expenditure in the United Kingdom*. Princeton University Press.

Poterba, J. M. (1997). Demographic structure and the political economy of public education. *Journal of Policy Analysis and Management, 16*(1), 48–66.

Rabiul, I., Ahmad Bashawir, A. G., Bobby, K., & Belinda Barbara, T. (2016). Education and human capital effect on Malaysian economic growth. *International Journal of Economics and Financial Issues, 6*(4), 1722–1728.

Rajkumar, A. S., & Swaroop, V. (2008). Public spending and outcomes: Does governance matter? *Journal of Development Economics, 86*(1), 96–111.

Rodriguez-Hernandez, C. F., Cascallar, E., & Kyndt, E. (2020). Socio-economic status and academic performance in higher education: A systematic review. *Educational Research Review, 29*, 100305.

Salmi, J., & D'Addio, A. (2021). Policies for achieving inclusion in higher education. *Policy Reviews in Higher Education, 5*(1), 47–72.

Santagaran, S., Mosaei, M., & Kazemipour, S. (2017). The role of government and household educational expenses in Iran's human development. *Iran Social Development Studies Journal, 11*(1), 7–19. https://jisds.srbiau.ac.ir/article_14096.html [In Persian]

Shahabadi, A., Sadeghi Motamed, Z., & Chayani, T. (2022). The effect of types of capital on brain drain in the selected petroleum exporting countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 19*(3), 155–180. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.32924.2233 [In Persian]

Shamsollahi, R., Zahid Gharavi, M., & Asayesh, H. (2020). Investigating the impact of income distribution inequality on government education expenditures in the Iranian economy: New evidence from the autoregression model with wide intervals. *Stable Economy, 2*(4), 135–154. https://sedj.usb.ac.ir/article_6708.html [In Persian]

Smith, A. (1937). *The wealth of nations*. Modern Library. (Original work published 1776)

Taha, R. (2008). Causality between tax revenue and government spending in Malaysia. *The International Journal of Business and Finance Research, 2*(2), 63–73.

Ude, D., & Ekesiobi, S. (2014). Panel investigation of states social spending and social outcome: Perspective of education in Nigeria. *International Journal of Economics, Finance and Management, 3*(5), 244–255.

Ukwueze, E. R. (2015). Determinants of the size of public expenditure in Nigeria. *SAGE Open, 5*(2). https://doi.org/10.1177/2158244015582939

UNESCO Institute for Statistics. (2018). *Data on education*. http://data.uis.unesco.org

United Nations. (2003). *Population, education and development: The concise report*. https://www.un.org/esa/population/publications/concise2003/Concisereport2003.pdf

Wagner, A. (1958). Three extracts on public finance. In R. Musgrave & A. Peacock (Eds.), *Classics in the theory of public finance*. Mcmillan.

Wendlassida Miningou, É. (2019). *Quality education and the efficiency of public expenditure: A cross-country comparative analysis*. Human Development Global Practice.

Wolf, A. (2004). *Does education matter?* Penguin Books Ltd.

World Bank. (2018). *Senegal quality and equity of basic education (P133333)*.

Yang, S., Chen, H. C., Chen, W. C., & Yang, C. H. (2020). Student enrollment and teacher statistics forecasting based on time-series analysis. *Computational Intelligence and Neuroscience, 2020*, 1246920. https://doi.org/10.1155/2020/1246920

Yun, W. S., & Yusoff, R. (2018). The determinants of public education expenditure in Malaysia. *Jurnal Ekonomi Malaysia, 52*(2), 109–122.

Zafer, P., William, A. O., & Leslie, S. K. (2014). The long-term impact of educational and health spending on unemployment rates. *European Journal of Economic and Political Studies, 7*(1), 49–69.

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:

Investigating the effects of gender inequality on brain drain in developing countries……..... 1
Ali Moftakhari, Mohammad Jafari, Esmaiel Abounoori, Younes Nademi

The Effect of Foreign Direct Investment on Employment in the Provinces of Iran: with an Emphasis on Interregional Spillovers.....…8
Ramezan Hosseinzadeh, Hadi Keshavarz, Mostafa Saadatipour

The Effect of The Degree of Neighborhood of Iran's Trade Partners on The Volume of Iran's Trade: a Spatial Panel Econometric Method....15
Abbas Jafari, Dariush Hassanvand, Shayeste Rezaei

An Application of Econophysics to Investigate the Relationship between Trading Volume and Stock Returns in Tehran Stock Exchange ……..….23
Milad Shahrazi, Mahdi Shahrazi

Investigating the asymmetric effects of major macroeconomic indicators on the stock market price index in the main trading partner countries of Iran: a quantile regression approach …….....30
Seyed Rahim Mousavi, Ibrahim negahdari, Ahmad Ali Asadpour, Mahdi Kamali

Structural Changes, Fundamentals, and Typology of Economic Growth Pattern in Iran: An ARDL Approach.....37
Mona Amiri, Esfandiar Jahangard, Mohammad Ghasemi Sheshdeh, Sirous Omidvar

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 …….....45
Milad Badiei, Mohammad Hassan Ebrahimi Sarve Oliya, Mostafa Sargolzaei

Analysis of the determinants of education costs in Iran ….……...57
Elham fatholahi

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2025) 22(3) 1-26**

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 effects of gender inequality on brain drain in developing countries

Ali Moftakhari*, Mohammad Jafari **, Esmaiel Abounoori***, Younes Nademi****

** Ph.D. in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Lorestan University, Khorramabad, Iran.*
Email: *alimoftakhari66@gmail.com*

*** Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Lorestan University, Khorramabad, Iran (Corresponding Author).*
Email: *Jafari.moh@lu.ac.ir*
0000-0001-5237-0941
****Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran.*
Email: *esmaiel.abounoori@profs.semnan.ac.ir*
*****Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Humanities, Ayatollah Boroujerdi University, Boroujerd, Iran.*
Email: *younesnademi@abru.ac.ir*

Postal address*: Iran, Lorestan Province, Khorramabad, Lorestan University, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Department of Economics, Postal Code: 68151-44316*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 20 April 2021 revision: 02 September 2021 acceptance: 25 September 2021	***C51 ,O19 ,F22 ,J16***	***Brain Drain, Gender Inequality, Developing Countries, Panel Data Model***

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.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

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

How to Cite:
Moftakhari, Ali., Jafari, Mohammad., Abounoori, Esmaiel., & Nademi, Younes. (2025). Investigating the effects of gender inequality on brain drain in developing countries. Quarterly Journal of Quantitative Economics (Formerly Economic Studies), 22 (3), 1-26. (in Persian)
10.22055/jqe.2021.37203.2362

© 2025 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

Brain drain is a widespread issue in the context of developing economies. However, the gender dimension of brain drain has received relatively little attention, and gender as an influential factor in migration decisions has been understudied. In particular, the role of women's rights in determining migration decisions among highly skilled women has been largely overlooked. The rate of brain drain among women from developing countries is significantly higher than that of men. In most non-OECD countries, female migration rates exceed male rates, with this trend more pronounced among highly skilled individuals. On average, the migration rate of women with postgraduate education is 17% higher than that of men. Moreover, the migration of highly skilled individuals—i.e., brain drain—is relatively higher among women across all developing regions.

This raises an important question: Why is the rate of female brain drain relatively high in developing countries?

While the loss of human capital is generally alarming, the outflow of female human capital is particularly costly. Therefore, this study seeks to investigate the implications of this important phenomenon

METHODOLOGY

The methodological approach of this research is econometric and relies on an analytical–applied framework. The econometric model is designed based on economic theories, and after data collection from official sources, it is estimated using statistical techniques. The study's statistical population consists of 40 developing countries during the period 2002–2018, using data obtained from the World Bank and migration statistics to developed countries.

Both descriptive and inferential statistics are employed, and the econometric method used is the Generalized Method of Moments (GMM). Accordingly, the following general model is specified based on the research objective and theoretical foundations.

$$BD_{it} = \beta_1 BD_{it-1} + \beta_2 GII_{it} + \beta_3 GII^2{}_{it} + \beta_4 Corruption_{it} + \beta_5 Political_{it} + \beta_6 Voice_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Where:

- BD_{it}: Brain drain index, measured using migration rates of highly educated individuals to the United States (OECD.Stat and IAB data).
- BD_{it-1}: First lag of brain drain.
- GII_{it}: Gender Inequality Index (GII).
- GII_{it}^2: Squared term to capture nonlinear effects.
- $Corruption_{it}$: Control of corruption index.
- $Political_{it}$: Political stability index.
- $Voice_{it}$: Voice and accountability index.

The dynamic GMM estimator proposed by Blundell and Bond (1998) is applied.

FINDINGS

Table 1. Estimation Results for Developing Countries

Variable	Coefficient	P-Value
Lagged Brain Drain	0.698512	0.000
Gender Inequality Index	-4122.239	0.000
Squared Gender Inequality Index	3330.620	0.000
Control of Corruption	-9.690558	0.000
Political Stability	-1.296764	0.000
Voice and Accountability	15.36521	0.000
Sargan Test (J-Statistic)	35.60696	0.39

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Interpretation of Key Results:

- **Lagged brain drain** positively and significantly affects current brain drain, indicating strong network effects: as more skilled individuals migrate, they motivate others by sharing information about academic, social, and welfare benefits abroad. This is consistent with Ahadi et al. (2019).
- **Gender inequality exhibits a nonlinear (threshold) effect** on brain drain.
    - At **low levels** of gender inequality, its effect is *negative* on brain drain.
    - After exceeding a threshold **(GII > 0.618)**, rising gender inequality leads to **increased brain drain**, especially among women.

Countries exceeding this threshold at some point include: Algeria, Egypt, UAE, India, Iran, Iraq, Jordan, Kyrgyzstan, Morocco, Pakistan, and Saudi Arabia.

- **Control of corruption** has a **negative** and significant effect on brain drain, meaning better governance reduces incentives for skilled emigration. This aligns with Mostafazadeh & Arabmazar (2017).
- **Political stability** negatively influences brain drain, implying that stable institutional environments promote knowledge retention and innovation. Similar findings appear in Doria-Aria et al. (2017) and Ahadi et al. (2019).
- **Voice and accountability** has a **positive** effect on brain drain. While freedom is essential for development, increased openness can facilitate migration by exposing skilled individuals to opportunities in advanced societies, thus encouraging relocation.
- The **Sargan test** confirms the validity of instrumental variables, and the **Arellano–Bond autocorrelation test** validates the dynamic model and confirms absence of higher-order serial correlation.

CONCLUSION

Human resources play a critical role in economic growth and development. Highly skilled individuals represent a valuable asset and a competitive advantage in today's knowledge-based economies. Despite their importance, developing countries face substantial outflows of talented individuals who prefer residing in developed nations.

Due to the lack of previous studies addressing the impact of gender inequality on brain drain, this research examined the effect of gender inequality on skilled migration from developing countries to the United States between 2002 and 2018 using the GMM method.
The results demonstrate that:

- Lagged brain drain, squared gender inequality index, and voice and accountability **increase** brain drain;
- Control of corruption, political stability, and gender inequality **below its threshold reduce** brain drain.

These findings highlight the crucial role of gender equality, governance quality, and political stability in mitigating the outflow of human capital from developing countries

Reference

Adem Yavuz, E. & Gulay, T. (2017). Why Don't Highly Skilled Women Want to Return? Turkey's Brain Drain from a Gender Perspective, The Institute for the Studies of Muslim Societies and Civilizations, Boston University, MA, US, 1-29.

Ahadi, H., Nademi, Y. & Khochiani, R. (2019). Oil rents and brain drain in OPEC oil exporting countries, *Iranian Journal of Energy Economics*, 8 (30), 1 - 21. https://doi.org/10.22054/jiee.2019.10485 (in Persian)

Bang, J. T., & Mitra, A. (2011). Gender bias and the female brain drain. *Applied Economics Letters*, *18*(9), 829-833.

Carreira Ravara, A. L. (2018). Female Brain-Drain or Female Empowerment? A panel data analysis of Brain Drain rates to OECD countries from 1980 to 2010, Master in Economic Development and Growth, Master thesis, 1-65.

Doria Arrieta, O. A., Fabio Pammolli, F. & Petersen, A. M. (2017). Quantifying the negative impact of brain drain on the integration of European science, *Science Advances*, 3(4),1-11.

Dumitru, S. (2014). From brain drain to care drain: Women's labor migration and methodological sexism, *Women's Studies International Forum*, 47, 203–212.

Dumont, J. C., Martin, J. & Spielvogel, G. (2007). Women on the Move: The Neglected Gender Dimension of the Brain Drain, *Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit Institute for the Study of Labor*, P.O. Box 7240 53072 Bonn, Discussion Paper No. 2920: 1-25.

Fotros, M.H., Ahmadvand, N., & Aminirad, M. (2019), The Relationship Between Gender Equality and Youth Employment in Developing Countries, *Social*

Welfare Quarterly, 18(71), 45-84. https://doi.org/10.29252/refahj.18.71.2 (in Persian)

Galiano, A., & Romero, J. G. (2018). Brain drain and income distribution. *Journal of Economics*, *124*(3), 243-267.

Hemmati, R. & Maktubian, M. (2013). A Study on Gender Inequality among the Selected Middle East Countries: with an Emphasis on Iran's Position, *Journal of Women, Institute of Humanities and Cultural Studies*, 4 (2): 115-142. https://womenstudy.ihcs.ac.ir/article_1075.html (in Persian)

Hosseini, H. & Jalilian, Z. (2019). Gender Equality and Reproductive Convergence in Muslim-Majority Countries, *Bi-Quarterly Journal of Demographic Studies*, 4 (2): 34-7. https://www.sid.ir/paper/382453/en (in Persian)

Jalali, U., Nasrollahi, Z. & Hatefi Majomard, M. (2020). The effect of gender and gender segregation on the occurrence of individual motivation in group activities, *Journal of Economic Growth and Development Research*, 10 (38), 74-61. https://doi.org/10.30473/egdr.2020.4480 (in Persian)

Kholmatova, N. (2016). Changing the Face of Labor Migration? Feminization of Labor Migration by Nodira Kholmatova PHD Researcher, European university Institute, Florence, Italy.

Khoshroush, V., Kiamanesh, A. & Bahrami, H. (2017). Relationship between gender inequality and women's Academic Motivation, *Quarterly Journal of Research in Educational Systems*, 11(38): 39-57. https://doi.org/10.22034/jiera.2017.59726 (in Persian)

Mansouri, S. A. (2024). Investigating the Effect of Sanctions on Casual Relationship between Corruption, Income Inequality and Poverty in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *21*(1), 171-201. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.43224.2544 (in Persian).

Mansouri,S. A. and Afghah,S. M. (2018). Interactions between freedom, governance and human development (an approach of panel data for the period 1995-2015). *Strategic Studies of public policy*, *7*(25), 135-155. https://sspp.iranjournals.ir/article_29730.html?lang=en (in Persian).

Moradi, F. , Jafari, M. and Fatahi, S. (2023). The impact of good governance on income inequality in selected developing and developed countries with an emphasis on control of corruption. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *20*(3), 110-135. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.37420.2374 (in Persian).

Moshfegh,M. and Khazai,M. (2015). A Study on Characteristics and Determinants of Independent woman migrants in Iran. *Women's Strategic Studies*, *17*(67), 85-124. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.20082827.1394.17.67.4.3 (in Persian)

Mostafazadeh, M. and Arabmazar, A. (2018). The Effect of Governance Institutions on International Migration of Iranian Workforce. *The Journal of Economic*

Policy, *10*(20), 1-33. https://ep.yazd.ac.ir/article_1260.html?lang=en (in Persian).

Naghsh Nejad, M., & Young, A. (2014). Female brain drains and women's rights gaps: a gravity model analysis of bilateral migration flows (No. 8067). *IZA Discussion Papers*.

Okoye, D. (2016). Can brain drain be good for human capital growth? Evidence from cross-country skill premiums and education costs. *Economic Analysis and Policy*, *49*, 74-99.

Rahshkho, M., Rafieian, M. & Amini, E. (2012). Investigating the effective social and cultural factors on Iranian students immigration to foreign countries, *Social Research*, 5 (16), 73-92. https://sid.ir/paper/164809/en (in Persian)

Sadati, J. & Alavi, M. (2018). Social Causes and Consequences of Women's Migration, *Journal of Women's Research Studies*, 5 (8), 61-76. http://noo.rs/UBMoh (in Persian)

Shahabadi, A., & Jamehbozorgi, A. (2014). The effect of economic, political and civil freedom on migration (by emphasizing on brain drain, *Majles & Rahbord*, 77 (21), 69-41. https://nashr.majles.ir/article_14.html?lang=en (In Persian).

Shadi Talab, J. (2018). From Gender Inequalities to Women's Quality of Life, *Haftshahr Magazine*, 61, 36-79. https://www.magiran.com/p1899182 (in Persian).

Zangiabadi, A. & Mousavi, M., N. (2009). Spatial analysis of gender inequalities And related indicators in Middle Eastern countries, *Geographical Quarterly of Amayesh*, 7, 39-55. https://sid.ir/paper/130432/fa (in Persian)

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2025) 22(3) 27-53**

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 Foreign Direct Investment on Employment in the Provinces of Iran: with an Emphasis on Interregional Spillovers

Ramezan Hosseinzadeh*, Hadi Keshavarz**, Mostafa Saadatipour***

** Associate professor of economics. Faculty of economics and administrative scinces. University of Sistan and Baluchestan. Zahedan. Iran.. (Corresponding Author)*
Email: *ra.hosseinzadeh@eco.usb.ac.ir*
0000-0003-4451-5260
*** Associate professor, School of Business and Economics, Persian Gulf University, Busheher, Iran*
Email: *Hd.keshavarz@pgu.ac.ir*
**** M.A student in Economics, Faculty of economics and administrative scinces, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran.*
Email: *mostafasaadatipour@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 09 September 2022 revision: 20 February 2023 acceptance: 02 June 2023	***F21, E24, C31***	***Foreign direct investment, employment, Iranian provinces, spatial econometrics***

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.

How to Cite:
Hosseinzadeh, Ramezan., Keshavarz, Hadi & Saadatipour, mostafa (2025). The Effect of Foreign Direct Investment on Employment in the Provinces of Iran: with an Emphasis on Interregional Spillovers . *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 22 (3), 27-53. (in Persian)
10.22055/jqe.2023.41855.2513

© 2025 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

Various factors affect the level of employment in a country. One of these factors is foreign direct investment (FDI), which has found a unique role in the economy of countries in recent decades. Like many countries, Iran faces a lack of investment resources to boost production, create employment, and achieve sustainable growth and development. Therefore, examining whether a foreign direct investment, as one of the critical factors providing investment financial resources, can play an influential role in increasing production and employment in the country can be very important in planning economic growth and development in the country.

The impact of investment at the national and regional levels can be different. One of these reasons is the existence of regional differences. Another reason can be seen in inter-regional communications and inter-regional spillovers. Based on this, a region can affect its surrounding regions. Therefore, changing a variable (attracting foreign direct investment) can have both intra-regional effects (changes in employment within the region) and inter-regional effects (changes in employment in surrounding areas). For this reason, it is necessary to consider interregional connections and spillovers in various studies, primarily regional studies.

Different views have been mentioned regarding the effect of foreign direct investment on employment at the regional level. For example, Rang et al. (2020) state that different regions have different labor markets in terms of structure and performance and even flexibility. Therefore, the entry of the same capital into different regions can have different effects on the production and employment of these regions. Also, based on the point of view of inter-regional spillovers, a region can affect its surrounding regions. Therefore, the

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

entry of foreign direct investment into a region can have spillover effects on other regions. Therefore, it can be said that a region may not attract foreign direct investment, but its employment may change through inter-regional spillovers (spillovers from other FDI-attracting regions).

METHODOLOGY

This research investigates the spatial effects of foreign direct investment on employment in different regions of Iran from 2008-2019 using the spatial econometric model. The spatial econometric model considers direct and intra-regional effects, spillover, and inter-regional effects simultaneously. For this reason, this technique has been used to estimate the model. After examining the stationarity of the variables, the spatial dependence of different provinces should be tested, and finally, the desired model was estimated with the fixed effects Spatial Durbin Model (SDM).

FINDINGS

The estimation results showed that foreign direct investment has a positive and direct effect on the employment of the country's provinces. The coefficient of the direct effect of foreign direct investment on employment is estimated to be 0.022, and it indicates that one percent increase in foreign direct investment, the employment of provinces of the country increases by 0.022 percent. Also, its indirect (spillover) effects on the employment of the country's provinces (adjacent regions) are positive and significant, which shows that with a one percent increase in the gross domestic product of a province, the employment of the country's provinces increases by 0.356 percent. The direct and indirect (spillover) effects of the two variables of GDP and government spending in different regions have also had a positive and significant effect on the employment of the country's provinces.

CONCLUSION

Considering the positive and direct effect of foreign direct investment on the employment of Iran's provinces, it is suggested that policy-making to direct investments towards productive and value-creating activities should be put on the agenda for more optimal use. Considering the direct and indirect effects (spillover) of the credits granted by banks on the employment of the provinces of the country, it is suggested that banks grant more credits by increasing their financial resources; Of course, careful monitoring of it, directing it towards productive activities and facilitating the conditions for granting facilities can be beneficial in this vital matter.

References

Amini Milani, M., Alipour, M., & Mahmoudzadeh, A. (2021). Evaluation of employment policies in Iran. *Quarterly Journal of Economic Studies and Policies*, *7*(1), 79-106. http://economic.mofidu.ac.ir/article_246277_8f275834d017404f03fc03a28817f5b9.pdf [In Persian]

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.

Craigwell, R. (2006). *Foreign direct investment and employment in the English and Dutch-speaking Caribbean*. ILO Subregional Office for the Caribbean.

De Mello, L. R. (1997). Foreign direct investment in developing countries and growth: A selective survey. *The Journal of Development Studies*, *34*(1), 1-34. https://doi.org/10.1080/00220389708422501

Elhurst, J. P. (2010). Spatial panel data models. In M. M. Fisher & A. Getis (Eds.), *Handbook of applied spatial analysis*. Elsevier Science Publishers B.V.

Elhurst, J. P. (2014). Spatial panel data models. In *Spatial econometrics*. Springer.

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]

Farzam, V., Taleghani, F., & Khel Kurdi, R. (2016). The effect of the monetary jump of the exchange rate on the employment of the agricultural, industrial and service sectors in Iran. *Iranian Economic Research*, *21*(67), 83-112. https://doi.org/10.22054/IJER.2016.7237 [In Persian]

Habib, M. D., & Sarwar, S. (2013). Impact of foreign direct investment on employment level in Pakistan: A time series analysis. *Journal of Law, Policy and Globalization*, *10*, 28-42.

Hassanzadeh, A. (2005). The impact of foreign direct investment spillover effect (productivity gap) 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 (FDI) motivation and domestic employment by multinational enterprises (MNEs). *Journal of International Management*, *25*(2), 100657.

Hosseinzadeh, R., DadersMoghadam, A., & Gharanjik, M. (2021). The effect of structural changes on regional economic growth: The spatial panel approach. *Quarterly of Quantitative Economics*, *1*(18), 51-62. https://doi.org/10.22055/JQE.2020.31664.2175 [In Persian]

Hymer, S. H. (1976). *The international operations of national firms: A study of direct foreign investment*. MIT Press.

Jafari, A., Hassanvand, D., & Rezaei, S. (2025). The effect of the degree of neighborhood of Iran's trading partners on the volume of Iran's trade: A spatial panel econometric method. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 22(3), https://doi.org/10.22055/jqe.2023.42097.2518 [In Persian]

Jude, C., & Silaghi, M. I. P. (2016). Employment effects of foreign direct investment: New evidence from Central and Eastern European countries. *International Economics*, *145*, 32-49.

Kamijani, A., & Ghavidel, S. (2006). The spillover effect of foreign direct investment on skilled and unskilled employment in Iran's service sector. *Journal of Economic Research*, *76*, 29-50. [In Persian]

Kefayat, M., Ebrahimi, M., Zare, H., & Aminifard, A. (2024). The effect of terrorism on economic growth in selected Middle Eastern countries: A panel spatial econometric approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *20*(4), 146-179. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.36790.2352 [In Persian]

Lee, H., Hong, E., & Makino, S. (2020). The effect of non-conventional outbound foreign direct investment (FDI) on the domestic employment of multinational enterprises (MNEs). *International Business Review*, *29*(3), 110671.

Lesage, J. (2009). *Space economics theory and techniques in software* (S. A. Jalaei et al., Trans.). Noor Elm Publications. (Original work published 1999) [In Persian]

Liao, H., Yang, L., Dai, S., & Van Assche, A. (2021). Outward FDI, industrial structure upgrading and domestic employment: Empirical evidence from the Chinese economy and the belt and road initiative. *Journal of Asian Economics*, *74*, 101303.

Mahdavi, A., & Aziz Mohammad Lou, H. (2004). Foreign direct investment and employment in developing countries. *Knowledge and Development*, *15*, 69-84. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?ID=12913 [In Persian]

Mayom, D. A. (2015). *The impact of foreign direct investment on labor market measures: Evidence from Sub-Saharan Africa*. [Unpublished manuscript].

Mirza, H. (1998). Transitional corporations as agents for the transition of business culture to host countries. In P. Cook, C. Kirkpatrick, & F. Nixson (Eds.), *Privatization, enterprise development and economic reform: Experiences of developing and transitional economies* (pp. 33–62). Edward Elgar.

Motmani, M., & Zaruki, S. (2012). Analyzing the causality of foreign direct investment and economic growth with an emphasis on heterogeneity of behavior in panel data. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *9*(4), 45-65. https://doi.org/10.22055/jqe.2012.12299 [In Persian]

Nasabian, S. (2006). The role of foreign direct investment on Iran's employment. *Economic Journal*, *6*(3), 97-122. [In Persian]

Noori, F., & Delangizan, S. (2022). Foreign direct investment employment effect analysis: A systematic study. *Macroeconomics Research Letter*. https://doi.org/10.22080/iejm.2022.23793.1923 [In Persian]

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* (Cambridge Working Papers in Economics No. 0435). University of Cambridge, Faculty of Economics.

Pourmand Bakhshaish, T., Vajdani, M., & Sadeghi Shadani, M. (2020). Spatial study of the effect of exports and foreign direct investment on employment (selected countries in the MENA region). *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 and effects of private and public investment on employment in the provinces of Iran: With the approach of generalized moments. *Macroeconomics Research Journal*, *12*(24), 121-148. https://doi.org/10.22080/IEJM.2018.1940 [In Persian]

Wang, C., Zhang, X., Ghadimi, P., Liu, Q., Lim, M. K., & Stanley, H. E. (2019). The impact of regional financial development on economic growth in Beijing–Tianjin–Hebei region: A spatial econometric analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *521*(3), 635-648.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2023) 19(4) 54-83**

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 The Degree of Neighborhood of Iran's Trade Partners on The Volume of Iran's Trade: a Spatial Panel Econometric Method

Abbas Jafari*, Dariush Hassanvand**, Shayeste Rezaei***

**PhD student in Economics, Department of Economics, Accounting, Management, Aligudarz Branch, Islamic Azad University, Aligudarz, Iran.*
Email: *abbasjafari310611@gmail.com*

***Assistant Professor of Economics, Department of Economics and Accounting, Faculty of Management and Economics, Lorestan University, Khorramabad, Iran (Corresponding author).*
Email*: hassanvand.d@lu.ac.ir*

0000-0003-4942-9329
Postal address*:. Aligudarz Branch, Islamic Azad University, Aligudarz Branch, P.O. Box 159, University Square, Lorestan.*

****Assistant Professor of Mathematics, Department of Mathematics, Aligoodarz Branch, Islamic Azad University, Aligoodarz, Iran.*
Email: *sh.rezaei@iau.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 13 October 2022	***F14 ،F15 ، C21***	***Neighborhood, Trading Partners, Spatial Econometrics, Iran***
Revision: 31 December 2022		
Acceptance: 05 February 2023		

FURTHER INFORMATION:
This article is based on Mr. Abbas Jafari's doctoral thesis in economics under the supervision of Dr. Dariush Hassanvand at Islamic Azad University, Aligudarz Branch.

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:
Jafari, A., Hassanvand, D., & Rezaei, Sh. (2025). The Impact of the Neighborhood Degree of Iran's Trading Partners on Iran's Trade Volume: A Spatial Panel Econometric Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 22 (3), 54–83. [in Persian]
10.22055/jqe.2023.42097.2518

© 2025 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

In today's world, international trade serves as one of the primary engines of economic growth for nations. For Iran's economy, particularly given its specific economic and political circumstances, analyzing the patterns and determinants of trade volume is of paramount importance. Traditional studies in this field have predominantly focused on bilateral relationships (e.g., between Iran and China) and macroeconomic variables.

This paper advances beyond traditional approaches by addressing a critical research gap: examining the indirect effects arising from the mutual relationships among Iran's trading partners themselves. In other words, this research does not merely analyze Iran's relationship with Country A or Country B; rather, it investigates how the relationship *between* Country A and Country B influences Iran's total trade volume. This concept is termed "neighborhood" or "closeness," which is defined not necessarily by geography, but by political, economic, or cultural proximity.

The primary research questions are:

1. Does closeness and the strengthening of relationships among Iran's trading partners affect Iran's trade volume?
2. What is the nature (positive or negative) and magnitude of this effect?

By employing spatial econometric models capable of measuring such Spillover Effects, this study seeks to provide a precise, evidence-based answer to these questions.

METHODOLOGY

The research methodology is quantitative, based on panel data analysis with a spatial econometric approach.

- Data Type: Annual Panel Data.
- Spatial Scope: 19 selected countries representing Iran's main trading partners (including China, Turkey, UAE, Germany, India, Russia, Brazil, Italy, etc.).
- Temporal Scope: 2016 to 2020.
- Software: Analysis was conducted using MATLAB and the toolbox developed by Álvarez et al. (2017).

The baseline model is a generalized gravity model expanded spatially. Following testing procedures, the General Nesting Spatial Model (GNSM) was selected as the final model, which is considered the most comprehensive specification.

- Model Components:
- y: Dependent variable (Logarithm of Iran's trade volume).
- x: Matrix of independent variables.
- w: Spatial weight matrix defining "neighborhood." In this study, WWW is constructed based on the intensity of bilateral trade between any two partners of Iran.
- ρ\rhoρ (Rho): Spatial lag coefficient of the dependent variable (neighboring spillover effects on Iran's trade).
- θ\thetaθ (Theta): Spatial lag coefficient of independent variables (exogenous spillovers).
- λ\lambdaλ (Lambda): Spatial autocorrelation coefficient of error terms.
- Research Variables:
- *Dependent Variable:* LTR (Logarithm of Total Trade Value - exports + imports - of Iran with each partner).
- *Independent Variables:* LGDP (Log GDP of the partner, indicating market size), LRER (Log Real Exchange Rate), LFDI (Log Inward Foreign Direct Investment to the partner), LTA (Log Average Tariff Rate), LTO (Log Trade Openness Index).
- Estimation Steps:

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

1. Cross-Sectional Dependence Test: Confirmed using Pesaran (CD) and Breusch-Pagan (LM) tests.
2. Spatial Effects Test: Lagrange Multiplier (LM) tests confirmed significant spatial effects in the dependent variable, independent variables, and error terms.
3. Fixed vs. Random Effects: The Hausman test indicated a preference for the Fixed Effects model.
4. Final Spatial Model Selection: By comparing various models (SAR, SDM, GNSM, etc.), the GNSM was selected as the best model to describe the data.

FINDINGS

Econometric analysis of the data, following multiple diagnostic tests, led to the selection of the General Nesting Spatial Model (GNSM) with Fixed Effects as the Optimal Specification. This selection indicates that Iran's trade dynamics are simultaneously influenced by three types of spatial effects: spatial lag in the dependent variable (endogenous spillovers), spatial lag in independent variables (exogenous spillovers), and spatial autocorrelation in error terms (spillovers from omitted variables).

The most pivotal finding of this research is the positive and highly significant coefficient (+0.57) for the spatial lag of the dependent variable (ρ\rhoρ). This result provides strong statistical evidence supporting the main hypothesis, demonstrating that Iran's trade volume is positively influenced by spatial spillover effects resulting from the neighborhood of its trading partners. Specifically, this coefficient implies that a 1% increase in the neighborhood degree (political-economic closeness) among Iran's trading partners leads, through a synergy effect, to a 0.57% increase in Iran's total trade volume with this group of countries. This signifies the existence of positive network feedbacks; meaning that stability and convergence in the peripheral environment of Iran's partners create a Positive Externality for Iran's foreign trade.

Conversely, the spatial autocorrelation coefficient in the error terms (λ\lambdaλ) is estimated to be negative and significant (-0.73). This result reveals the complexity of spatial relationships, suggesting that unobserved shocks or omitted variables (such as regional political crises or shared financial fluctuations) that simultaneously affect neighboring partners have a negative, dampening effect on Iran's trade volume. Together, these

two coefficients indicate that while structural and observable convergence among partners is beneficial for Iran, the Iranian economy is simultaneously vulnerable to shared negative shocks within this network. The analysis of decomposed effects (Direct, Indirect, and Total) offers a deeper understanding of the mechanisms. For instance, the Trade Openness variable (LTO) has a large positive direct effect (+2.7) but a negative indirect (spillover) effect (-2.5). This nuanced finding suggests that increasing the openness of a single partner strongly boosts bilateral trade with Iran (direct effect), but when *all* neighboring partners simultaneously become more open, competition among them to attract trade increases, neutralizing part of this advantage through negative spillover effects (indirect effect). However, the total effect remains positive (+0.25).

Similarly, the economic growth of partners (LGDPP) has significant positive spillover effects (+0.78) on Iran's trade, indicating that economic prosperity in neighboring countries benefits Iran by increasing total regional demand. Finally, Tariff (LTA) and Real Exchange Rate (LTRW) variables showed significant negative effects on trade volume consistent with theoretical foundations, while FDI (LFDI) proved its complementary role in facilitating trade by generating positive direct and spillover effects.

CONCLUSION

By employing a spatial econometric framework, this study fills a key gap in Iran's trade literature, moving from purely bilateral analyses toward a network analysis of the country's foreign trade. The primary and undeniable conclusion is that Iran's commercial fate is significantly intertwined with the dynamics governing the relationships *among* its trading partners. The central finding of positive and substantial spatial spillover effects confirms the strategic hypothesis that convergence and stability in the environment surrounding Iran's trading partners act as a powerful driver for the country's trade growth, and the policy based on "benefiting from tension among rivals" lacks empirical basis.

This study suggests that Iran's economic diplomacy must transcend a linear, bilateral approach and envision a network-centric diplomacy architecture. Iran's economic interests lie not only in deepening ties with individual partners but also in playing an active role in encouraging and facilitating regional and international convergences that include Iran's main partners. However, the presence of negative effects stemming from spatial error

contains a significant policy warning: dependence on a trade network exposes Iran to systemic risks and shared regional shocks. Therefore, trade strategy must simultaneously include mechanisms for risk management and increasing resilience against shared crises among partners while exploiting convergence opportunities.

The decomposed findings regarding direct and indirect effects also highlight the necessity of adopting a two-level trade strategy: at the bilateral level, focusing on tariff reduction and increasing trade openness with a specific partner yields direct benefits; however, at the multilateral level, one must be wary of competitive effects resulting from simultaneous trade liberalization across the entire network.

As a path for future research, identifying the nature of the unobserved factors leading to negative spillovers in Iran's trade network (as indicated by the negative λ\lambdaλ coefficient) would be critical. Ultimately, this paper conveys the message to policymakers that in today's interconnected world, the perspective on foreign trade must shift paradigms from a bilateral game to strategic network management.

Reference

Álvarez, I. C., Barbero, J., & Zofío, J. L. (2017). A panel data toolbox for Matlab. *Journal of Statistical Software*, *76*(6), 1–27. https://doi.org/10.18637/jss.v076.i06

Ashrafganjoee, R., Akbari Fard, H., Jalaee Esfandabadi, S. A. M., & Mashinchi, M. (2024). Estimating the Impact of Uncertainty of Macroeconomic and Foreign Trade Variables on Income Distribution among Income Deciles. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *21*(2), 75–125. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.36781.2350 [in Persian].

Balassa, B. A. (1986). *Intra-industry trade among exporters of manufactured goods*. World Bank.

Frankel, J. A. (2007). *The regionalization of the world economy*. University of Chicago Press.

Helpman, E. (1981). International trade in the presence of product differentiation, economies of scale and monopolistic competition: A Chamberlin-Heckscher-Ohlin approach. *Journal of International Economics*, *11*(3), 305–340. https://doi.org/10.1016/0022-1996(81)90001-5

Helpman, E. (1984). The factor content of foreign trade. *The Economic Journal*, *94*(373), 84–94. https://doi.org/10.2307/2232147

Hendizadeh, H., Karbasi, A., Mohtashami, T., & Mohamadzadeh, H. (2018). Spatial panel pattern modeling in the analysis of saffron foreign trade network. *Journal of Economic Modeling Research*, *9*(33), 117–149. https://doi.org/10.29252/jemr.9.33.117 [in Persian].

Hummels, D. L., Rapoport, D., & Yi, K.-M. (1998). Vertical specialization and the changing nature of world trade. *Economic Policy Review*, *4*(2).

Kefayat, M., Ebrahimi, M., Zare, H., & Aminifard, A. (2024). The effect of terrorism on economic growth in selected countries of the Middle East: A panel spatial econometric approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *20*(4), 146–179. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.36790.2352 [in Persian].

Khodadadi, M. R., Sarlab, M., & Masoomzadeh, S. (2018). The effect of exchange rate regimes on the flow of commerce sport groups in the Middle East: Spatial econometric approach. *Sport Management Studies*, *10*(48), 17–36. https://doi.org/10.22089/smrj.2017.4151.1799 [in Persian].

Krugman, P. R. (1979). Increasing returns, monopolistic competition, and international trade. *Journal of International Economics*, *9*(4), 469–479. https://doi.org/10.1016/0022-1996(79)90017-5

Krugman, P. R. (1980). Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. *The American Economic Review*, *70*(5), 950–959.

Krugman, P. R. (1998). What's new about the new economic geography? *Oxford Review of Economic Policy*, *14*(2), 7–17. https://doi.org/10.1093/oxrep/14.2.7

Lancaster, K. (1980). Intra-industry trade under perfect monopolistic competition. *Journal of International Economics*, *10*(2), 151–175. https://doi.org/10.1016/0022-1996(80)90052-5

Lee, J.-S. (2010). *Trade and spatial economic interdependence: US interregional trade and regional economic structure* [Doctoral dissertation, University of Illinois at Urbana-Champaign].

Liao, W.-C., & Wang, X. (2012). Hedonic house prices and spatial quantile regression. *Journal of Housing Economics*, *21*(1), 16–27. https://doi.org/10.1016/j.jhe.2012.02.001

Nazari Ghojogh, G., & Rasekhi, S. (2020). Nonlinear relationship between types of intra industry trade and inflation rate in selected developing countries. *Quarterly Journal of Industrial Economic Researches*, *4*(14), 69–88. https://doi.org/10.30473/indeco.2020.7614 [in Persian].

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Piburn, J. O. (2013). *Modeling the effects of distance and spatial dependence in international trade* [Unpublished manuscript].

Polenske, K. R., & Hewings, G. J. (2004). Trade and spatial economic interdependence. *Papers in Regional Science*, *83*(1), 269–289. https://doi.org/10.1007/s10110-003-0187-z

Porojan, A. (2001). Trade flows and spatial effects: The gravity model revisited. *Open Economies Review*, *12*(3), 265–280. https://doi.org/10.1023/A:1011153106337

Sadeghi, S. K., Pourabdollahan, M., Mohamadzadeh, P., Karimi, Z., & Alimoradi Afshar, P. (2017). Studying democracy convergence in developing countries: A spatial econometric approach. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, *11*(40), 95–114. [in Persian].

Sen, S. (2010). *International trade theory and policy: A review of the literature* [Unpublished manuscript].

Xin, X., & Liu, J. (2008). Geographic concentration and China's agricultural export instability. *The World Economy*, *31*(2), 275–285. https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2007.01040.x

Yousefi, A. (2000). *Merchandise trade balances of less developed countries and exchange rate of the US dollar: Cases of Iran, Venezuela & Saudi Arabia* [Unpublished doctoral dissertation].

Zarra Nezhad, M., & Mansouri, S. A. (2015). The impact of spatial interaction effects neighboring on fluctuations of trade: Spatial panel data econometric method and wavelet smoothing. *Journal of Economic Research (Tahghighat-e-Eghtesadi)*, *50*(4), 835–859. https://doi.org/10.22059/jte.2015.56148 [in Persian].

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2025) 22(3) 84-114**

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 Application of Econophysics to Investigate the Relationship between Trading Volume and Stock Returns in Tehran Stock Exchange

Milad Shahrazi*, Mahdi Shahrazi**

** PhD in economics and expert in statistics management and data analysis, Tehran Stock Exchange, Tehran, Iran*
Email: *milad.shahrazi@gmail.com*
*** Assistant Proffesor of Economics, Department of Management and Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, Golestan University, Gorgan, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *m.m.shahrazi@gu.ac.ir*

0000-0002-9641-4595

Postal address: *Department of Management and Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences Golestan University, 10rd km of Gorgan-Gonbad road, Gorgan, Golestan Province, Postal Code: 49361-79142, Iran.*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 08 December 2022 revision: 06 February 2023 acceptance: 17 September 2023	***G12, G14***	***Detrended Cross-Correlation Analysis, Econophysics, Stock Price Returns, Ttrading Volume, Tehran Stock Exchange***

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

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

How to Cite:
Shahrazi, Milad & Shahrazi, Mahdi. (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), 215-241. (in Persian)

doi 10.22055/jqe.2023.42398.2529

© 2025 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 relationship between trading volume and stock price has been the focus of financial and economic researchers since the 1960s. In general, the price-time chart and the trading volume chart are the two main technical analysis tools for predicting the price trend in the financial markets. Achieving the maximum efficiency and increasing the liquidity of stocks are among the basic goals of investors in the stock market, and these two goals are related to the stock price and the trading volume, respectively.

So far, extensive studies have been conducted on the relationship between trading volume and stock price (return) and various methods have been proposed. In this study, using daily data, detrended cross-correlation analysis (DCCA) has been used to examine the correlation between the of the total return index and the trading volume in the Tehran Stock Exchange market. Unlike the previous methods, according to this method, it will be possible to change both the amount and the direction of correlation due to the change in time and scale.

METHODOLOGY

DCCA is an econophysical approach that was first proposed by Podbenik and Stanley (2008) and has been used in other fields, including finance, in addition to physics.

This index is in the range of [+1 and -1]. If its value is equal to zero, the time series are not correlated with each other; If it is greater than zero, the time series are positively correlated. If it is smaller than zero, it also indicates a negative correlation between the time series.

The time frame of the research period was 2009-2021 and the number of observations was 3136 (13 calendar years) according to the number of working days of the Iranian stock market in the mentioned period. Due to the fact that at some times the trading volume suddenly jumped due to block transactions, in order to eliminate its effect, the volume of block transactions was subtracted from the total transaction volume and only the volume of normal transactions was examined and evaluated.

In this study, the DCCA method is implemented based on sliding windows with variable sizes and rolling. For a more detailed analysis and comparison, the results obtained from the windows with 20, 60 and 241 observations (based on the approximate number of working days in each month, season and year after excluding holidays) have been analyzed and compared.

FINDINGS

According to the results, when the window length is equal to 20, the highest (positive) correlation is related to the beginning of the period and in 2011(about 19%) and the lowest (negative) correlation is in 2013 (about -2%). The average changes of the cross-correlation index over time also show that except for 2013, the average correlation coefficient between the return of the total index and the trading volume was positive in other periods. Among this, only in 2011 the correlation between these two variables was shown above 10%. In 2013, the average correlation coefficient was negative but close to zero.

By changing the length of the windows from 20 to 60, the cross correlation values between the price return and the trading volume in the Iranian stock market change slightly. The main difference is related to the direction of the correlation, which has changed from positive to negative over many years. In the investigated time period, the cross-correlation index was in the negative area until 2018 (except for 2011). But almost simultaneously with the growth of the market, the average of this index has changed to positive values. However, with the increase in the length of the windows from 20 to 60, the correlations are still low, so that the highest amount was in the year 2021 and was approximately 7%.

Correlation coefficient analysis for windows with a scale of 241, which roughly corresponds to the days of a working year, includes more observations and allows the evaluation of correlation changes for a long-term period. The results of measuring the cross-correlation index in this case show almost different results compared to the windows with shorter length and less

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

number of observations, so that in the investigated time period, until 2018, for the correlation between the return of the stock index and The trading volume is positive and in 2020 and 2021 this relationship was negative. The average correlation coefficients were above 50% in 2009 and 2010, but then decreased and fluctuated between 10 and 20% between 2011 and 2018.

CONCLUSION

In this research, the results for rolling windows consisting of 20, 60 and 241 observations during a 13-year period including 3136 working days were extracted and analyzed in order to compare the correlation coefficients between stock index returns and trading volume growth for the short-term, medium-term and long-term periods. Accordingly, when the window length is equal to 20 and 60, the behavior is almost close, so that the correlation values are very low and in many years they are close to zero. But with the significant increase in the number of observations and considering the windows of length 241, the intensity of correlation has increased far and has been positive in most years with a downward trend. This means that it is not possible to give a precise and decisive assessment about the type and degree of correlation between the trading volume and the price index in the Iranian stock market, because the pattern of time changes observed around the correlation coefficient between these two variables indicates that this relationship is dependent on the length of the rolling windows and the number of observations.

References

Abbasi, E., Dehghan Nayeri, L., & Poordadash Mehrabani, N. (2016). Surveying the Relation among Volume, Stock Return and Return Volatility in the Tehran Stock Exchange: A Wavelet Analysis. *Journal of Asset Management and Financing*, 4(4), 99-114. Doi: 10.22108/amf.2016.21115 [In Persian]

Ajayi, R., Mehdian, S., & Mougoue, M. (2006). The Empirical Relation between Price Changes and Trading Volumes: Further Evidence from European Stock Markets, *Alliance Journal of Business Research*, 1(1), 3-20.

Alodari, Q., Moghadam, J., Rezvanifard, S., & Moghadam, M. (2011). Investigating the Simultaneous and Dynamic Relationship between Volume of Transactions and Stock Returns using Autoregressive

Vector Models. *Quarterly Journal of Securities Exchange*, *4*(15), 27-41. [In Persian]

Ansari Samani, H. & Aminian Dehkordi, M. (2022). Investigating the Relationship between Information Risks with Bubble Price Probability in Companies Listed in Tehran Stock Exchange**,** *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 19(2), 37-65. Doi: 10.22055/jqe.2020.31565.2167 [In Persian]

Assogbavi, T., Schell, J., & Fagnisse S. (2007). Equity Price-Volume Relationship on the Russian Stock Exchange. *International Business and Economics Research Journal*, 6(9), 107–116.

Assogbavi, T., & Osagi, J.E. (2006). Equity Valuation Process and Price-Volume Relationship on Emerging Stock Markets, *International Business and Economics Research Journal*, 5(9), 7-18.

Chen, z., & Daigler, R. (2008). An Examination of the Complementary Volume–Volatility Information Theories. *The Journal of Futures Markets*, 28(10), 571-594.

Ciccone, S. (2003). Does Analyst Optimism About Future Earnings Distort Stock Prices? *The Journal of Behavioral Finance*, 4(2), 59-64.

Clark, P. K. (1973). A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices. *Econometrica*, 41(1), 135-155.

Copeland, T. E. (1976). A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival. *Journal of Finance*, 31, 1149-68.

De Long, J., Shleifer, A., summers, L., & Waldman, J. (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy*, 98(4), 703–738.

Dhaoui, A., Bourois, S., & Byacioglu. M. (2013). The Impact of Investor Psychology on Stock Market: Evidence from France. *Journal of Academic Research in Economic*, 1, 35-59.

Davallou, M., & Heidari. T. (2018). Comparison of Stock Index Forecasting Using Hybrid Models Based on Genetic Algorithm and Harmonic Search with Artificial Neural Network, *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 15(3), 105-127. Doi: 10.22055/jqe.2018.22921.1695 [In Persian].

Epps, T. W., & Epps, M.L. (1976). The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis, *Econom*trica. 44(2), 305-321.

Esnaashari, H., & Sajadi, S. A. (2018). The Effect of Size and Information Environment on the Relationship between Stock Returns and Trading Volume. *Accounting and Auditing Research*, *10*(40),59-74.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Granger, C. W., & Morgenstern, O. (1963). Spectral Analysis of New York stock Market Prices, *Kyklos*, 16(1), 1-27.

Hiemstra, C., & Jones, J. D. (1994). Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation. *Journal of Finance*, 49(5), 1639-1664.

Kamath, R. (2008). The Price-Volume Relationship in the Chilean Stock Market. *International Business & Economics Research Journal*, 7(10), 7-14.

Karpoff, J. M. (1987). The Relation between Price Changes and Trading Volume: survey. *Journal of Financial and quantitative Analysis*, 22(1), 109-126.

Kashi, M., Roshan, R., & Donyaei, M. (2014). Investigate The Causal and Contemporaneous Relations of Stock Returns, Trading Volume and Tehran Stock Exchange Return Volatility: Application of Var-Grj-Garch and Grj-Garchdcc Multivariate Models. *Financial Engineering and Protfolio Management*, 17(4), 61-86. https://www.sid.ir/paper/197766/en [In Persian]

Khajavi, Sh., Ghasemi, M. & Alahyari Abhari, H. (2009). The Empirical Relationship between Stock Returns, Return Volatility and Trading Volume in the Tehran Stock Exchange Using GARCH and ARCH Modeling. *Journal of Accounting Advances*, 1(1), 45-68. http://ensani.ir/file/download/article/ 20120325151930-1041-3.pdf [In Persian].

Kumar, B., Singh, P. & Pandey, A. (2009). *The Dynamic Relationship between Price and Trading Volume: Evidence from Indian Stock Market*. W.P. No. 2009-12-04.

Lee, B., & Rui, O. M. (2002). The Dynamic Relationship between Stock Returns and Trading Volume: Domestic and Cross – Country Evidence, *journal of Banking & Finance*, 26(1), 51-78.

Li, J., & Wu, C. (2006). Daily Return Volatility Bid-Ask Spreads and Information Flow: Analyzing the Information Content of Volume. *Journal of Business*, *79(5)*, 2697–2739.

Lo, A. W. (2004). The adaptive markets hypothesis. *Journal of Portfolio Management*, 30(5), 15-29.

Lo, A. W. (2005). Reconciling Efficient Markets with Behavioral Finance: the Adaptive Markets Hypothesis. *Journal of investment consulting*, 7(2), 21-44.

Moslemi, B., (2018). *Investigating the Relationship between Profit News Release and Stock Returns in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange*, Raja University Non-Profit Thesis. (In Persian).

Najarzadeh, R., & Zivdar, M. (2006). The Empirical Relation Ship between Trading Volue, Return and Volatility on the Tehran Stok Bx Cheng. *Journal of Economic Research*, 41(3), 273-299. (In persian)

Ning, C., & Wirjanto, T. (2009) Extreme Return–Volume Dependence in East-Asian Stock Markets: A Copula Approach. *Finance Research Letters*, 6(4), 202-209.

Pascual, L., Romo, J. & Ruiz, E. (2006). Bootstrap Prediction for Returns and Volatilities in GARCH Models, *Computational Statistics and Data Analysis*, 50(9), 2293-2312.

Podobnik B. & Stanley H. E. (2008) Detrended Cross-Correlation Analysis: A new method for analyzing two nonstationary time series. *Physical Review Letters*, 100(8), 084102.

Rodriguez, E. & Alvarez-Ramirez, J. (2021). Time-varying Cross-Correlation between Trading Volume and Returns in US Stock Markets, *Physica A*, 581(1): 126211.

Shalen, C. T. (1993). Volume, Volatility, and the Dispersion of Beliefs, *Review of Financial Studies*, 6(2), 405-434.

Sajjad, R. & Nowrozi, M. (2011). Investigating the Relationship between Return and Volume in the Iranian Market Using Copula functions and in Critical Conditions. *Financial Engineering and Portfolio Management*, 3 (13):91-102 [In Persian].

Talaneh, A. R., Mahmoodi, M., & Sharafy, K. (2013). The Informational Content of Abnormal Trading Volume of Shares Listed at Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, *15*(1), 1-16. Doi: 10.22059/JFR.2013.35429 [In Persian]

Ying, C. C. (1966). Stock Market Prices and Volumes of Sales, *Econometrica*, 34(3), 676-686.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2025) 22(3) 115-137**

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 asymmetric effects of major macroeconomic indicators on the stock market price index in the main trading partner countries of Iran: a quantile regression approach

Seyed Rahim Mousavi *, Ibrahim negahdari**, Ahmad Ali Asadpour***, Mahdi Kamali****

** PhD student, Department of Economics, Faculty of Economics, Islamic Azad University Qeshm International Branch, Qeshm, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *seyedmusavi2023@gmail.com*
*** Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Islamic Azad University, Bandar Abbas Branch, Bandar Abbas, Iran.*
Email: *ebrahim.negahdari@gmail.com*
0000-0002-9622-2155
**** Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Islamic Azad University, Bandar Abbas Branch, Bandar Abbas, Iran.*
Email: *asadpour.a@gmail.com*
Postal address: Postal address: Bandar Abbas, Daneshgah Boulevard, Islamic Azad University, Bandar Abbas Branch, Postal code: 7915893457
***** Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Qeshm Branch Islamic Azad University, Qeshm, Iran.*
Email: *mahdikamali174@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 05 January 2023 ***Revision: 19 February 2023*** ***Acceptence: 08 July 2023***	***D73 ، E27***	***Exchange Rate, Inflation Rate, Stock Price Index, Quantile Regression***

Further Information:
The present article is taken from the doctoral dissertation of with Supervisor of Dr Ebrahim Negahdari and Dr Ahmad Ali Asadpour and Dr Mahdi Kamali at the University of Islamic Azad University, Qeshm Branch, 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:
Mousavi, Seyed Rahim., negahdari, Ibrahim., Ali Asadpour, Ahmad & Kamali, Mahdi. (2023). Investigating the asymmetric effects of major macroeconomic indicators on the stock market price index in the main trading partner countries of Iran: a quantile regression approach. Quarterly Journal *of Quantitative Economics(JQE)*, 22 (3), 115-137. (in Persian)
10.22055/JQE.2023.42705.2534

© 2025 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 intertwined structures of today's economies make changes in a sector or a country quickly spread to the sectors or economies of other countries. Empirical evidence has shown that the markets are not separate from each other and their movements do not take place in a separate space from each other. There are many aspects of investing, the most common of which are investing in mutual funds, mutual funds, gold and real estate. Stock prices are determined in the market, where seller's supply meets buyer's demand. The economic and financial literature shows that fluctuations caused by international political issues (government relations, labor market, globalization and growth slowdown) along with financial issues (leverage, financial and monetary sector risk incentives) can affect other countries and especially to influence political and business partners. The financial market plays an important role in collecting financial resources and using them in various investment projects; Because it is a place where all capital transactions are done for the purpose of investment or financing in the form of partnership or loan for long term securities. Hence, for financial markets to play an effective economic role in pooling different savings, the relevant

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

information of companies should be available and constantly reflected in their stock prices. Many factors and reasons affect the stock market price index in different countries. Despite the fact that the factors affecting the stock market price index mainly follow an asymmetric and non-linear behavior, most of the methods that have investigated this relationship have been linear. These methods cannot be indicative of a complete fit of the investigated model. Various studies have shown that the stock price behavior and consequently the influencing factors on the price index are mostly non-linear or asymmetric, which has been ignored in most of the studies that investigate the influencing factors on the stock market price index.

METHODOLOGY

In this study, the post-event approach and secondary data will be used. The method of collecting study data is library. Quantitative regression approach will be used for data analysis.

FINDINGS

The findings of this study showed that the impact of inflation, exchange rate, liquidity, gross domestic product on stock market price index was positive and significant. The effect of foreign trade on the stock market price index has also been significant at the level of 90%. Based on other results of this study, the effect of exchange rate and inflation rate variables on the stock market price index is asymmetric. The variable effect of GDP, competitiveness and foreign trade has also been symmetrical.

CONCLUSION

These results show that the prices alone cannot explain all the information of the stock market price index in these countries and macroeconomic variables also have an effective and influential role on the stock market price index of these countries.

Reference

Akgül, I., Bildirici, M., & Özdemir, S. (2015). Evaluating the nonlinear linkage between gold prices and stock market index using Markov-Switching Bayesian VAR models. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 210*, 408–415. https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.11.385

Amiri, H., Pourjavan, A., & Zahedi, M. (2025). Gold, currency 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. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.39758.2458 [in Persian].

Amiri, S., Homayounifar, M., Karimzadeh, M., & Falahi, M. A. (2015). Examination of dynamic correlation between major assets in Iran by DCC-GARCH approach. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 15*(2), 183–201. Retrieved from http://ecor.modares.ac.ir/article-18-7024-fa.html [in Persian].

Azizi, F. (2004). Experimental test of the relationship between inflation and stock returns in Tehran Stock Exchange. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 4*(11-12), 17–30. [in Persian].

Banerjee, S., Walder, F., Büchi, L., Meyer, M., Held, A. Y., Gattinger, A., … & van der Heijden, M. G. (2019). Agricultural intensification reduces microbial network complexity and the abundance of keystone taxa in roots. *The ISME journal, 13*(7), 1722–1736. https://doi.org/10.1038/s41396-019-0383-2

Beer, F., & Hebein, F. (2008). An assessment of the stock market and exchange rate dynamics in industrialized and emerging markets. *International Business & Economics Research Journal (IBER), 7*(8). https://doi.org/10.19030/iber.v7i8.3241

Branger, N., Breuer, B., & Schlag, C. (2010). Discrete-time implementation of continuous-time portfolio strategies. *The European Journal of Finance, 16*(2), 137–152. https://doi.org/10.1080/13518470902927233

Chang, F. (2022). The impact of inflation on stock market returns in China with a quantile approach. *Journal of Financial Economics, 47*(3), 532–549.

Ciner, C., Gurdgiev, C., & Lucey, B. M. (2013). Hedges and safe havens: An examination of stocks, bonds, gold, oil and exchange rates. *International Review of Financial Analysis, 29*, 202–211. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2012.12.001

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

Doong, S.-C., Yang, S.-Y., & Wang, A. T. (2005). The dynamic relationship and pricing of stocks and exchange rates: Empirical evidence from Asian emerging markets. *Journal of American Academy of Business, 7*(1), 118–123.

Elmi, Z., Aboonouri, E., Rasekhi, S., & Shahrazi, M. (2014). The influence of volatility structural changes on shock transmission and volatility spillover between gold and stock markets in Iran. *Economic Modelling*, *8*(26), 57–73. Retrieved from https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_554775.html [in Persian].

Fallahi, F., Hghighat, J., Sanoubar, N., & Jahangiri, K. (2014). Study of correlation between volatility of stock, exchange and gold coin markets in Iran with DCC-GARCH model. *Economics Research*, *14*(52), 123–147. Retrieved from https://joer.atu.ac.ir/article_145.html [in Persian].

Fallahi, F., & Jahangiri, K. (2015). The study of financial contagion among stock market, exchange and gold coin in Iran. *Monetary & Financial Economics*, *22*(10), 61–86. https://doi.org/10.22067/pm.v22i10.40535 [in Persian].

Fowowe, B., & Shuaibu, M. (2016). Dynamic spillovers between Nigerian, South African and international equity markets. *International Economics*, *148*, 59–80. https://doi.org/10.1016/j.inteco.2016.05.002

Granger, C. W., Huangb, B.-N., & Yang, C.-W. (2000). A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asianflu. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *40*(3), 337–354. https://doi.org/10.1016/S1062-9769(00)00042-4

Hadipour, H., Paytakhti Oskooe, S. A., Alavi Matin, Y., & Rahmani, K. (2021). The factors affecting on instability index in Tehran Stock Exchange (The case: Base metals industry). *Industrial Management Studies*, *19*(61), 181–207. https://doi.org/10.22054/jims.2021.57264.2581 [in Persian].

Jin, F. (2022). Investigating factors affecting the stock market in Southeast Asian countries: Astana panel approach. *Journal of Financial Economics*, *4*(22), 143–162.

Karimzadeh, M. (2006). Examination long run relationship between stock price index and monetary microeconomics variables by using co integration technique in economy of Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *8*(26), 41–54. Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_3707.html [in Persian].

Khalifa, A. A., Hammoudeh, S., & Otranto, E. (2014). Patterns of volatility transmissions within regime switching across GCC and global markets. *International Review of Economics & Finance*, *29*, 512–524. https://doi.org/10.1016/j.iref.2013.07.011

Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, *46*(1), 33–50. https://doi.org/10.2307/1913643

Koenker, R., & Hallock, K. F. (2001). Quantile regression. *Journal of Economic Perspectives, 15*(4), 143–156. https://doi.org/10.1257/jep.15.4.143

Liu, T.-Y., & Lee, C.-C. (2021). Global convergence of inflation rates. *The North American Journal of Economics and Finance, 58*, 101501. https://doi.org/10.1016/j.najef.2021.101501

Mehr-un-Nisa, & Nishat, M. (2011). The determinants of stock prices in Pakistan. *Asian Economic and Financial Review, 1*(4), 276–291.

Mohammadzadeh, A., & Shahiki Tash, M. N. (2018). Investigation relationship between the macroeconomic markets and financial market using the conditional capital asset pricing model (case study of Tehran Stock Exchange). *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies, 5*(20), 100–120. Retrieved from https://www.jmsp.ir/article_47920.html [in Persian].

Moqbel, M. A., Al-Rjoub, A. M., & AL-Shwiyat, Z. M. M. (2015). The effect of applying accounting information systems on the improvement of production costs: An applied study on Jordanian industrial firms listed on the Amman stock exchange. *International Management Review, 9*(5), 824–834.

Pazoki, N., Hamidian, A., Mohammadi, S., & Mahmoudi, V. (2013). Correlation analysis of stock exchange index, oil price, exchange rate and gold price: A wavelet decomposition method. *Journal of Investment Knowledge, 2*(7), 131–148. Retrieved from https://jik.srbiau.ac.ir/article_7513.html [in Persian].

Piraee, K., & Shahsavar, M. R. (2008). Measuring the impact of price changes of goods and services on poverty in Iran. *Iranian Journal of Economic Research, 12*(36), 153–185. Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_3570.html [in Persian].

Samadi, S., Ebrahimmi, N., & Aghili, F. (2015). The effect of exchange rate fluctuations on the stock market index and the price of gold coins. *Monetary & Financial Economics, 22*(9), 57–73. https://doi.org/10.22067/pm.v22i9.19367 [in Persian].

Sharif, T., Purohit, H., & Pillai, R. (2015). Analysis of factors affecting share prices: The case of Bahrain stock exchange. *International Journal of Economics and Finance, 7*(3), 207–216. https://doi.org/10.5539/ijef.v7n3p207

Singh, P. (2014). An empirical relationship between selected Indian stock market indices and macroeconomic indicators. *International Journal of Research in Business Management, 2*(9), 81–92.

Uddin, R., Rahman, Z., & Hossain, R. (2013). Determinants of stock prices in financial sector companies in Bangladesh-A study on Dhaka Stock Exchange (DSE). *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business, 5*(3), 471–480.

Wang, A., Choi, F., & Liu, J. (2022). The effect of macroeconomic variables on the stock price index in selected Asian countries. *Journal of Financial Studies, 4*(5), 332–345.

Wang, M.-L., Wang, C.-P., & Huang, T.-Y. (2010). Relationships among oil price, gold price, exchange rate and international stock markets. *International Research Journal of Finance and Economics, 47*, 72–89.

Zare, H., & Rezaei, Z. (2006). The effects of foreign exchange, gold coin and housing markets on Tehran Stock Market: A vector error correction model. *Research Bulletin of Isfahan University (Humanities), 21*(2), 99–112. Retrieved from https://www.sid.ir/paper/24919/en [in Persian].

Zamani, M. , Emamverdi, G. , Noorifard, Y. , Hamidian, M. & Jafari, S. M. (2024). Predicting Value At Risk: An Artificial Intelligence Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 21*(2), 1-33. Doi: 10.22055/Jqe.2021.35793.2293 [In Persian].

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2025) 22(3) 138-173**

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



Structural Changes, Fundamentals, and Typology of Economic Growth Pattern in Iran: An ARDL Approach

Mona Amiri *, Esfandiar Jahangard **, Mohammad Ghasemi Sheshdeh***, Sirous Omidvar****

** Ph.D. student of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran (Corresponding Author).*
Email: *mona.amiri991@gmail.com*

: **0000-0003-1189-9720**
Postal address*: Shahid Beheshti Street, corner of Ahmad Qasir Street, Allameh Tabataba'i University, Faculty of Economics, Tehran, Iran, 1513615411.*

*** Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.*
Email: *ejahangard@gmail.com*

**** Assistant Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran.*
Email: *mohghasemi@atu.ac.ir*

***** Assistant Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran.*
Email: *syrous_omidvar@yahoo.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 13 January 2023 ***revision: 15 March 2023*** ***acceptance: 09 July 2023***	***P23 ،P30 ،O53 ،O10***	***Structural changes, Fundamentals, Economic Growth, ARDL, Iran***

Further Information:
The present article is taken from the doctoral dissertation of Mona Amiri with supervisors of Esfandiar Jahangard and Mohammad Ghasemi Sheshdeh at the University of Allameh Tabataba`i.

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:
Amiri, Mona, Jahangard, Esfandiar, Ghasemi Sheshdeh, Mohammad, Omidvar, Sirous. (2025). Structural Changes, Fundamentals, and Typology of Economic Growth Pattern in Iran: An ARDL Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 22 (3), 138-173. (in Persian)
10.22055/jqe.2023.42746.2537

© 2025 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 strategy for successful growth in countries is based on a dual effort: stimulating growth (short-term strategy) and maintaining it (medium to long-term strategy). Stimulating and accelerating economic growth in the short term requires only a few reforms that do not put much pressure on the institutional capacity of the economy. However, in the long term, sustaining economic growth becomes more challenging and requires a smart combination of structural changes and improvements in fundamentals. Iran's historical experience shows that due to the presence of oil and its impact, the economic performance has been somewhat successful in terms of growth in some periods; however, in the medium and long term, it has failed to sustain and stabilize economic growth. Examining the two factors of structural changes and fundamentals in a historical process helps identify their role in shaping the pattern of economic growth. The importance of conducting innovative research lies in determining whether the structural changes in Iran's economy have been a driving force for economic growth. Additionally, what changes have occurred in institutions and human capital alongside the structural changes in the country, and have they contributed to economic

growth? This research combines the neoclassical and dual economy models to analyze Iran's economic growth under the two factors of institutional capacities and structural changes.

METHODOLOGY

In this study, the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model with distributional lags has been used to depict the pattern of economic growth in Iran during the years 1970-2019. The necessary data has been extracted from the Central Bank of the Islamic Republic of Iran, the World Bank, the Statistical Database of the Federal Reserve System, and the Fraser Institute's Economic Freedom Index. Accordingly, the variables used in the econometric model under investigation are as follows:

$$Y = f(FDI, HC, SC, INS)$$

In the above model, Y represents Gross Domestic Product (GDP), FDI stands for Foreign Direct Investment, HC represents Human Capital, SC represents Structural Changes, and INS stands for Institutional Index. In the empirical model, the logarithmic form of variables has been considered as follows:

$$LGDP_t = \alpha_1 + \beta_0 LFDI_t + +\beta_1 LHC_t + \beta_2 LINS_t + \beta_3 LSC_t + \varepsilon_t$$

Here, ε_t represents the error term of the model, which follows classical assumptions.

FINDINGS

According to the results of the model estimation, the behavior of FDI in the Iranian economy does not show a significant correlation with economic growth in the short and long term, which may be due to the structure of the Iranian economy, where foreign investments are not directed towards the country's relative advantages. In the long term, human capital and institutional indices have a positive and significant effect on GDP. In the short term, the institutional index has no significant effect on GDP, indicating that short-term economic growth requires limited reforms that do not put much pressure on the economic institutional capacity. Human capital is a complement to physical capital and a significant share of economic growth in countries

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

comes from the development of human capital. The results of the model estimation show that the average growth of years of education and literacy has a positive impact on GDP growth. The coefficient of human capital in the long-term estimate is larger than in the short-term estimate. This is because, in the early stages of economic growth, attention to physical capital is a priority. However, in the long term, attention must be paid to human capital for the continuity and sustainability of the economic growth path. Finally, the effect of structural changes on GDP growth is also positive and significant. Therefore, alongside traditional growth determinants, structural changes also contribute to increasing economic growth.

CONCLUSION

The results of the study show that in the Iranian economy, if structural changes, human capital, and institutional indices grow by 1%, GDP will increase by 2%, 1.06%, and 0.86%, respectively, and the role of structural changes is more prominent than other factors. Additionally, the movements of structural changes in Iran are fluctuating. From the set of these factors, it can be inferred that in terms of structural changes and fundamentals, economic growth in Iran has experienced an uneven and diverse pattern.

Reference

Ahmadi, L., Emami, K., Torabi, T., & Farzinvash, A. (2024). 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. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.36328.2330 [in Persian].

Andersson, M., & Palacio Chaverra, A. (2016). Structural change and income inequality: Agricultural development and inter-sectoral dualism in the developing world, 1960-2010. *OASIS: Observatorio de Análisis de los Sistemas Internacionales y Regionales, (23)*, 127–153. https://doi.org/10.18601/16577558.n23.08.

Ahangari, A., & Khoramzadeh, A. (2012). Investigation of the effect of structural changes on GDP in Iran: With emphasis on product, export and labour productivity. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*

(JQE), 9(1), 71–88. https://doi.org/10.22055/jqe.2012.10588 [in Persian].

Andrews, M., Pritchett, L., & Woolcock, M. (2019). *Building state capability: Evidence, analysis, action* (3rd ed.) (J. Kheirkhahan & M. Doroudi, Trans.). Roseneh Publications. [in Persian].

Aurangzeb, Z., & Stengos, T. (2014). The role of foreign direct investment (FDI) in a dualistic growth framework: A smooth coefficient semi-parametric approach. *Borsa Istanbul Review, 14*(3), 133–144. https://doi.org/10.1016/j.bir.2014.05.002

Bakhtiari, S., & Yahiyabadi, A. (2013). Analysis of structural changes in employment and investigation of labor transfer between economic sectors of Iran. *Isfahan University Research Journal (Humanities), 12*(1-2), 55–76. http://ensani.ir/fa/article/285087 [in Persian].

Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics, 106*(2), 407–443. https://doi.org/10.2307/2937943

Barro, R. J., & Lee, J. W. (2013). A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010. *Journal of Development Economics, 104*, 184–198. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2012.10.001

Batten, J. A., & Vo, X. V. (2009). An analysis of the relationship between foreign direct investment and economic growth. *Applied Economics, 41*(13), 1621–1641. https://doi.org/10.1080/00036840701540639

Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (2013–2020). *Summary of the country's economic developments* [Annual Reports]. https://www.cbi.ir/SimpleList/AnnualReview_fa.aspx [in Persian].

Denison, E. F. (1967). *Why growth rates differ: Postwar experience in nine western countries*. Brookings Institution.

Dezhpasand, F., & Raofi, H. (2011). *Iran's economy during the imposed war* (2nd ed.). Sacred Defense Documents and Research Center. [in Persian].

Diao, X., McMillan, M., & Rodrik, D. (2019). The recent growth boom in developing economies: A structural-change perspective. In J.-P. Platteau & R. Pépin (Eds.), *The Palgrave handbook of development economics* (pp. 281–334). Palgrave Macmillan.

Esfandiari, M., & Koranjik, M. (2018). The role of structural change in stimulating the economic growth of OPEC member countries. *Applied Economics Quarterly, 8*(27), 59–86. https://jae.srbiau.ac.ir/article_14061.html [in Persian].

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Foran, J. (2007). *Fragile resistance: The history of Iran's social developments from the Safavid period to the years after the Islamic Revolution* (7th ed.) (A. Tadaion, Trans.). Rasa Cultural Services Institute Publications. [in Persian].

Hadi Zonooz, B. (2000). Trade strategy and the development of manufacturing industry in Iran in 1979-1998. *Iranian Journal of Economic Research*, *2*(6), 7–38. https://ijer.atu.ac.ir/article_3781.html [in Persian].

Hidalgo, C. A., Klinger, B., Barabási, A.-L., & Hausmann, R. (2007). The product space conditions the development of nations. *Science*, *317*(5837), 482–487. https://doi.org/10.1126/science.1144581

Hosseinzadeh, R., Dadras Moghadam, A., & Gharanjik, M. (2021). The effect of structural changes on regional economic growth: A spatial panel approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *18*(1), 51–82. https://doi.org/10.22055/jqe.2020.31664.2175 [in Persian].

Jahangard, E. (2017). Misallocation of resources and economic growth in Iran: An input-output approach. *Quarterly Journal of Iranian Economic Research*, *21*(69), 35–71. https://doi.org/10.22054/ijer.2017.7504 [in Persian].

Justman, M., & Teubal, M. (1991). A structuralist perspective on the role of technology in economic growth and development. *World Development*, *19*(9), 1167–1183. https://doi.org/10.1016/0305-750X(91)90011-3

Karshenas, M. (2013). *Oil, government and industrialization in Iran* (Y. Haji-Abdolwahab & A.-A. Saeedi, Trans.). Gam-e-No Publications. [in Persian].

Khavari-Nejad, A. (2009). *Estimate of Iran's gross domestic product 1285-1314 (with revised tables 1315-1337 attached)* (1st ed.). Monetary and Banking Research Institute, Central Bank of I.R. Iran. [in Persian].

Krishna, P., & Levchenko, A. A. (2013). Comparative advantage, complexity, and volatility. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *94*, 314–329. https://doi.org/10.1016/j.jebo.2013.04.001

Marjanović, V. (2015). Structural changes and structural transformation in a modern development economy. *Economic Themes*, *53*(1), 63–82. https://doi.org/10.1515/ethemes-2015-0004

McMillan, M. S., Rodrik, D., & Sepulveda, C. (2017). *Structural change, fundamentals, and growth: A framework and case studies* (NBER Working Paper No. 23849). National Bureau of Economic Research.

Meier, G. M. (1999). *Basic topics of development economics* (Vol. 1) (G. Azad (Eramaki), Trans.). Ney Publishing. [in Persian].

Monteforte, F. (2020). Structural change, the push-pull hypothesis and the Spanish labor market. *Economic Modelling, 86*, 148–169. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.06.009

Moshiri, S., & Eltejaei, E. (2008). The effect of structural changes on the economic growth of newly industrialized countries. *Quarterly Journal of Iranian Economic Research, 12*(36), 85–113. https://ijer.atu.ac.ir/article_3567.html [in Persian].

Motevaseli, M., & Ghasemi, M. (2006). Evaluation of employment support indicators in Iran. *Journal of Economic Research, 40*(4), 133–155. https://jte.ut.ac.ir/article_12452.html [in Persian].

Motevaseli, M., & Mohammadi, S. (1998). Investigating structural changes in the development process: The case of Iran. *Business Research Journal, (9)*, 81–110. http://ensani.ir/fa/article/210064 [in Persian].

Motevaseli, M., Samieenasab, M., & Nikoonsabati, A. (2016). *A look at alternative approaches: Institutionalism and the Austrian School* (2nd ed.). Imam Sadiq University Press. [in Persian].

Naveed, A., & Wang, C. (2023). Innovation and labour productivity growth moderated by structural change: Analysis in a global perspective. *Technovation, 119*, 102554. https://doi.org/10.1016/j.technovation.2022.102554

Nelson, R. R., & Pack, H. (1999). The Asian miracle and modern growth theory. *The Economic Journal, 109*(457), 416–436. https://doi.org/10.1111/1468-0297.00459

Noferesti, M. (1999). *Unit root and co-integration in econometrics* (5th ed.). Rasa Cultural Services Institute. [in Persian].

North, D. C. (1998). *Institutions, institutional change and economic performance* (M. R. Moini, Trans.). Planning and Budget Organization Publications. [in Persian].

Omidpour, S. (2013). *Effects of economic structural change on income distribution in Iran* [Master's thesis, Shahid Chamran University of Ahvaz]. [in Persian].

Pesaran, M. H. (1985). *Economic development and revolutionary upheavals in Iran*. Macmillan Press.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strøm (Ed.), *Econometrics and economic theory in the 20th century: The Ragnar*

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Frisch Centennial Symposium (pp. 371–413). Cambridge University Press.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics, 16*(3), 289–326. https://doi.org/10.1002/jae.616

Petkov, B. (2008). *The labor market and output in the UK: Does Okun's law still stand?* (Discussion Paper No. 69). Bulgarian National Bank.

Rodrik, D. (2005). Growth strategies. In P. Aghion & S. N. Durlauf (Eds.), *Handbook of economic growth* (Vol. 1A, pp. 967–1014). Elsevier.

Rodrik, D. (2013). *Structural change, fundamentals, and growth: An overview* [Working paper]. Institute for Advanced Study, School of Social Science.

Rodrik, D. (2016, February). *Is the age of growth miracles over?* [Paper presentation]. Marie Jahoda Annual Lecture, SPRU, University of Sussex, Brighton, UK.

Rodrik, D. (2018). *One economics, many recipes: Globalization, institutions, and economic growth* (H. Vartabian Kashani, Trans.). Pik Noor Publications. [in Persian].

Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy, 98*(5, Pt. 2), S71–S102. https://www.jstor.org/stable/2937632

Shahzad, U., Madaleno, M., Dagar, V., Ghosh, S., & Doğan, B. (2022). Exploring the role of export product quality and economic complexity for economic progress of developed economies: Does institutional quality matter? *Structural Change and Economic Dynamics, 62*, 40–51. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2022.04.004

Shariatfar, A. (2016). *The impact of human capital and structural changes on economic growth in Iran* [Master's thesis, Ferdowsi University of Mashhad]. [in Persian].

Sir, S. (2016). *Changes in Iran's economic structure: Input-output analysis* [Master's thesis, University of Mazandaran]. [in Persian].

Souri, A. (2011). *Advanced econometrics* (Vol. 1, 1st ed.). Farhangshenasi Publications. [in Persian].

Syrquin, M. (1988). Patterns of structural change. In H. Chenery & T. N. Srinivasan (Eds.), *Handbook of development economics* (Vol. 1, pp. 203–273). North-Holland.

Tafazzoli, F. (2017). *History of economic thought* (15th ed.). Ney Publishing. [in Persian].

Taghavi, M., & Mohammadi, H. (2006). The effect of human capital on economic growth in Iran. *Journal of Economic Research, 6*(22), 15–43. https://joer.atu.ac.ir/article_3336.html [in Persian].

Tashkini, A. (2014). *Applied econometrics using Microfit* (1st ed.). Noor-e-Elm Publications. [in Persian].

Tayebnia, A., & Nikoonsabati, A. (2013). Institutions and economic growth. *Journal of Planning and Budgeting, 18*(1), 3–30. http://jpbud.ir/article-1-849-fa.html [in Persian].

Teixeira, A. A. C., & Queirós, A. S. S. (2016). Economic growth, human capital and structural change: A dynamic panel data analysis. *Research Policy, 45*(8), 1636–1648. https://doi.org/10.1016/j.respol.2016.04.006

Todaro, M. P. (1991). *Economic development in the third world* (G. A. Farjadi, Trans.). Planning and Budget Organization Publications. [in Persian].

Vaezizadeh, M. (2013). *Studying the impact of structural changes on the share of employment in Iran and a comparison with selected OECD countries* [Master's thesis, Shahid Bahonar University of Kerman]. [in Persian].

Zamani, R. (2011). *Iran's development process investigation in current century based on the social order approach of North, Wallis and Weingast* [Doctoral dissertation, Allameh Tabataba'i University]. [in Persian].

Zobeiri, H., & Ehsani, M. A. (2022, March 10). *The application of North's theories in explaining the underdevelopment of Iran's economy from a historical perspective* [Paper presentation]. 9th International Conference on Management & Humanistic Science Research in Iran, Tehran, Iran. [in Persian].

Zhou, X., Cai, Z., Kim, H., Zhang, L., Du, J., & Song, M. (2021). Technological innovation and structural change for economic development in China as an emerging market. *Technological Forecasting and Social Change, 167*, 120671. https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.120671

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2025) 22(3) 174-207**

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 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

Milad Badiei *, Mohammad Hassan Ebrahimi Sarve Oliya **, Mostafa Sargolzaei***

** M.Sc. in Financial Engineering and Risk Management, Department of Finance and Banking, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran (Corresponding Author)*
Email: *m_badiei@atu.ac.ir*

: 0000-0003-1066-6941

Postal address*: Allameh Tabataba'i University, Varzesh Sq., Dehkadeh Olympic, Tehran, Iran.*

*** Associate Prof, Department of Finance and Banking, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran*
Email: *mh.ebraheimi@atu.ac.ir*

**** Assistant Prof, Department of Finance and Banking, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran*
Email: *mostafa.sargolzaei@atu.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 16 March 2023 revision: 08 June 2023 acceptance: 11 July 2023	***C12, C33, C58, G12, G23***	***Benchmark rate, Fama and French three-factor model, Generalized least squares, Mutual funds, Risk-adjusted performance***

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:
Badiei, Milad., Ebrahimi Sarve Oliya, Mohammad Hassan & Sargolzaei, Mostafa (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. (in Persian)
10.22055/jqe.2023.43296.2549

© 2025 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

Performance review Mutual funds have a wide range of capital market audiences including retail investors, pension funds, and institutional investors with various goals such as Receiving cash returns, diversifying the portfolio, and managing the risk of investing in them is one of the most challenging issues in the finance field. The current research aims to investigate the performance of mutual funds using the Fama and French three-factor model and considering the diversity of the mutual funds' portfolios. Factor pricing models provide a basic framework for understanding the performance of various asset classes, including mutual funds. Function Compared to the performance of the stock market, mutual funds show less sensitivity to investors' sentiments, and as a result, returns are likely to be more reasonably commensurate with their accepted risk. These funds operate based on the investment goals reflected in their prospectus and as a result, their performance is less subject to upward biases. These factors cause a better

reflection of the net value of assets under the management of mutual investment funds and increase the explanatory power of factor models for them compared to stocks. Despite numerous pieces of research about the risk-adjusted performance of equity funds, few pieces of research have been conducted about the factors explaining the returns of bond funds. Due to the unique characteristics of fixed-income investments such as maturity and credit rating, the necessity of using the appropriate index in evaluating the performance of bond funds is felt. Also, legal quotas limit the investment of bond funds and balanced funds in variable-income securities. They also make it necessary to use the appropriate benchmark rate to measure market risk. Therefore, to measure the performance of equity funds, the return of the stock exchange index[1] has been used, and to measure the performance of bond funds, the return of the Sukuk index[2] has been used as a general index of fixed-income securities, which while strengthening the explanatory power of model three Fama and French factor shows more agreement with performance evaluation theory. To measure the performance of mixed funds, a combination of the return of the stock exchange index and the return of the sukuk index has been used.

METHODOLOGY

The current research is applied in terms of purpose and terms of method, research using regression analysis multivariable which uses the generalized least squares(GLS) model. The statistical population of the research includes those mutual funds under the supervision of the Securities and Exchange Organization of Iran (SEO), that collect, form and manage a portfolio consisting of money and capital market instruments. Also, the time domain of the research includes the monthly periods from the beginning of April 2012 to November 2022. Sampling is based on the methodical elimination of the funds that make up the statistical population, and after removing the funds with a shorter life span than the time domain of the research and removing the samples without sufficient published information, 59 mutual funds form the sample of the research. Data related to the performance of mutual funds through reports published by the Securities and Exchange Organization of

[1] Tehran Stock Exchange Index (TEDPIX)
[2] Iran Fara Bourse Sukuk Index (Sindex)

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Iran, information related to the risk-free rate of return through information published in the Economic Trends of The Central Bank of Iran (CBI) and the IRAN FARA BOURSE (IFB) Data center, The book value data and the number of outstanding shares of the sample companies, which are required to form the size portfolio and the value portfolio in the Fama and French three-factor model, have been extracted from the annual financial reports of the companies published on the publishers' information database (Codal). And all the price data needed for the research has been extracted through the TSEclient software. Excel software was used to classify the data and calculate the research variables, and to analyze the data, Eviews (13 edition) and Stata (17 edition) software were used.

The specified model in the current research is as follows:

$$R_{it} - RFR_t = \alpha_i + \beta_1 MktExcess_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \varepsilon_{it}$$

In this model: R is the Return of fund I in period t, REF t Risk-free rate of return, MktExcess t is the Excess of market return, SMBt is the size portfolio performance and HMLt is the value portfolio performance in period t. The excess market return based on Hebb's research (2020) and the fit between benchmark rates ($R_{Bench,t}$) and the type of fund has been calculated. Based on this, the benchmark rate for equity funds is the return of the TEDPIX, for bond funds, is the return of the Sindex, and for balanced funds is equal to the weighted average of these two indices with a weight of 70% of the TEDPIX and 30% is the Sindex. Excess return or MktExcess in each monthly period is obtained from the difference between the benchmark rate of the period and the monthly risk-free rate of return.

$$MktExcess_t = R_{Bench,t} - RFR_t$$

To ensure the stability of the model variables, their mean, variance, and covariance are stable over time, we are tested by Im, Pesaran, and Shin W-stat and ADF – Fisher Chi-square, To ensure the long-term relationship of the variables, we are tested by Individual Johnson Cointegration test.

To determine the model and integrated diagnosis Panel Model or Pooled Model from Chow's test has been used. For the autocorrelation test which examines the zero covariance between error components and their non-dependence on each other over time or cross-sectionally, from the Wooldridge test and to check the stability of the error variance From the Breusch-Pagan test In Stata software has been used

Due to cross-sectional dependence, which causes the efficiency of the ordinary least squares method to disappear Ordinary least squares (OLS), the model using Estimated from the generalized least squares method in Eviews software And to eliminate the problem of heterogeneity of variance as well, from White correction (Period Cluster) has been used.

FINDINGS

The results of the stability test show that all research variables are stable at the significance level of 5% without the need for differentiation. Also, the results of Johanson's Cointegration test show that the probability of the Dickey-Fuller test statistic is equal to 0.0000, and therefore by rejecting the null hypothesis of the test, the Cointegration of the research variables at a significance level of 5% is confirmed and the ambiguity surrounding the creation of spurious regression is resolved. to be Due to the high correlation between the excess return of mutual funds and the excess return of the market, the variance inflation factor (VIF) test was used to ensure non-collinearity in the model, and the results of the test show that the variance inflation factor for all research variables is very close to 1, and as a result, there is no collinearity between explanatory variables.

According to the results of the Chow test, which shows the probability of the F statistic of the test equal to 0.7052, the research model is of Pooled type.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

The results of the Breusch-Pagan test to check the conditions of variance heterogeneity show that the probability of the test statistic is equal to 0.0000 and therefore, by rejecting the null hypothesis of the test, the existence of variance heterogeneity conditions is confirmed. According to the cross-sectional dependence identified in the model, the final estimation of the research model has been done using the generalized least squares(GLS) method and using White's correction to solve the heterogeneity of variance. The results of the model estimation show that the F statistic of the model (333/7567) and the probability related to it (0.0000) indicate the significance of the model. Among the explanatory variables of the research, the variables of excess market return and size portfolio performance are significant, and value portfolio performance has no significant effect on the risk-adjusted performance of mutual funds. The coefficient of determination of the model is also equal to 76.84% and it shows that a significant part of the changes of the dependent variable is explained by the independent variables of the research. The following table shows the results of the model estimation.

Table 1. Results of Estimating the model using the Generalized least squares(GLS) method

Source: Research calculations

Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MktExcess	0.9863	0.0065	150.8464	0.0000
SMB	0.072	0.0067	10.6472	0.0000
HML	0.0048	0.007	0.68	0.0000
alpha	0.0033	0.0004	7.7331	0.0000
R-squared	0.7685			
Adjusted R-squared	0.7684			
F-statistic	7567.333			
Prob(F-statistic)	0.0000			
S.E. of regression	0.9995			
Mean dependent var	0.1293			
S.D. dependent var	2.093			
Sum squared resid	6833.192			
Durbin-Watson stat	1.94			

The results of the Wooldridge test also show that according to the test statistic (0.010) and its related probability (0.9199), the null hypothesis of the test is not rejected and the research model has no autocorrelation.

CONCLUSION

The purpose of this research is to investigate the explanatory power of the risk-adjusted performance of mutual funds, using the three-factor model of Fama and French, and redefining the benchmark rate in the calculation of excess market returns. The results of the research show that the explanatory power of the Fama and French three-factor model has increased significantly by adjusting the benchmark rate to the type of mutual fund. Also, the research findings indicate the significance and positive effect of excess market return and size portfolio performance. This means that one unit change in the market's excess return factor causes a change of 0.99 units in the excess return of mutual funds, which indicates the diversity of the mutual fund's portfolio and the preservation of the investors' money value in the long term. Also, a change of one unit in the size portfolio performance causes a change of 0.07 units in the excess return of mutual funds. Therefore, investing funds in the stocks of big companies can have a positive effect on their excess returns. The positive effect of the value portfolio performance on the excess return of mutual funds is not statistically significant, and therefore the fund's investment in the shares of companies with a high ratio of book value to market value does not affect their excess return. This shows that although the expectations of investors due to future developments, regarding the growth of stock returns with a high ratio of book value to market value, will increase the return of this type of stock in the medium term, in the long term, it is an influencing factor on stock returns and in The result of excess return of mutual funds is not considered. The significance and positivity of the alpha coefficient, which shows the effect of active management of mutual funds on their risk-adjusted returns, indicate that the studied funds have performed better than the market performance in the research period. However, the coefficient of determination of the research model, which shows the high explanatory power of the market, shows that the contribution of active

management to the performance of mutual funds is not impressive. The reason for this is not considering net transaction costs in factor models.

Considering the interesting results of using a proportional benchmark rate, it is suggested to the researchers investigate the risk-adjusted performance of mutual funds using other factor models and proportional rates. Also, examining the predictive power of factor models about the performance of mutual funds in short and long-term horizons can be the subject of future research.

According to the availability of data related to the Sindex Since March 2011, researchers have been deprived of the possibility of expanding the time scope of the research, which is considered a limitation of the research.

Reference

Abdoh Tabrizi, H., & Asadi Gharehjeloo, B. (2019). An evaluation of mutual funds performance in Iranian capital market by combining market timing models with the Fama and French three factor model. *Journal of Investment Knowledge, 8*(31), 175–192. [in Persian].

Adham, A., Marfoua, M., & Ebrahimi Sarv Olia, M. (2022). Comparison of explanatory power of linear and nonlinear models predicts expected stock returns. *Journal of Securities Exchange, 14*(56), 111–140. https://doi.org/10.22034/jse.2021.11602.1711 [in Persian].

Ahmed, S., Bu, Z., & Tsvetanov, D. (2021). Best of the best: A comparison of factor models. *Journal of Financial and Quantitative Analysis, 56*(4), 1189–1228. https://doi.org/10.1017/s002210902000084x

Ansari, F. and Rezazadeh, A. (2025). The effects of external uncertainty shocks on Iran's macroeconomy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 22*(2), 1-41. doi: 10.22055/jqe.2023.40809.2483 [in Persian].

Badiei, M. (2022). *The effect of systematic risk sources on the performance of mutual funds in Tehran Stock Exchange* [Paper presentation]. 2nd International Conference on Management Laboratory and Innovative Approaches in Management and Economics, Tehran, Iran. https://civilica.com/doc/1588995 [in Persian].

Badiei, M. , Ebrahimi Sarve Oliya, M. H. and Sargolzaei, M. (2023). The Effect of Ownership Structure on the Corporate Financial Performance in Tehran Stock Exchange: a Dynamic Panel Data Analysis. *Financial Management Perspective*, 13(42), 63-90. doi: 10.48308/jfmp.2023.103950 [in Persian].

Badiei, M. , Ebrahimi Sarve Oliya, M. H. and Sargolzaei, M. (2024). Investigating the effect of investor sentiment on the efficiency of asset pricing factor models. *The Journal of Economic Policy*, 15(30), 67-94. doi: 10.22034/epj.2024.20221.2444 [in Persian].

Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics, 9*(1), 3–18. https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90018-0

Barras, L., Scaillet, O., & Wermers, R. (2010). False discoveries in mutual fund performance: Measuring luck in estimated alphas. *The Journal of Finance, 65*(1), 179–216. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01527.x

Basu, S. (1977). Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis. *The Journal of Finance, 32*(3), 663–682. https://doi.org/10.2307/2326312

Black, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. *The Journal of Business, 45*(3), 444–455.

Brealey, R. A., Myers, S. C., & Allen, F. (2016). *Principles of corporate finance*. McGraw-Hill Education.

Brown, K. C., & Reilly, F. K. (2009). *Analysis of investments and management of portfolio*. South-Western Cengage Learning.

Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance, 52*(1), 57–82. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x

Cici, G., & Gibson, S. (2012). The performance of corporate bond mutual funds: Evidence based on security-level data. *Journal of Financial and Quantitative Analysis, 47*(1), 159–178.

Cumby, R. E., & Glen, J. D. (1990). Evaluating the performance of international mutual funds. *The Journal of Finance, 45*(2), 497–521. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb03703.x

Cuthbertson, K., Nitzsche, D., & O'Sullivan, N. (2012). False discoveries in UK mutual fund performance. *European Financial Management, 18*(3), 444–463. https://doi.org/10.1111/j.1468-036X.2010.00552.x

Cuthbertson, K., Nitzsche, D., & O'Sullivan, N. (2022). Mutual fund performance persistence: Factor models and portfolio size. *International Review of Financial Analysis, 82*, 102133. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102133

Davoodi, S. (2021). Stock returns analysis based on Fama and French five-factor model in different time scales with wavelet analysis approach: Case study: Tehran Stock Exchange. *Journal of Securities Exchange, 14*(54), 5–40. https://doi.org/10.22034/jse.2021.10920.1202 [in Persian].

Elton, E. J., & Gruber, M. J. (2011). *Mutual funds* [Working paper]. Social Science Research Network. https://ssrn.com/abstract=2088418

Elton, E. J., & Gruber, M. J. (2020). A review of the performance measurement of long-term mutual funds. *Financial Analysts Journal, 76*(3), 11–26. https://doi.org/10.1080/0015198X.2020.1738126

Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance, 47*(2), 427–465. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x

Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance, 51*(1), 55–84. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05202.x

Fama, E. F., & French, K. R. (2012). Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics, 105*(3), 457–472. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.05.011

Fama, E. F., & French, K. R. (2017). International tests of a five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics, 123*(3), 441–463. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.11.006

Gruber, M. J. (1996). Another puzzle: The growth in actively managed mutual funds. *The Journal of Finance, 51*(3), 783–810. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb02709.x

Hajiannejad, A., Ebrahimi, M., & Izadinia, N. (2014). A comparison between basic Fama and French three factor model and basic Carhart four factors model in explaining the stock return on Tehran Stock Exchange. *Journal of Asset Management and Financing, 2*(3), 17–28. [in Persian].

Hebb, G. (2020). On the performance of Bank-managed mutual funds: Canadian evidence. *Journal of Economics and Finance, 44*, 788–810. https://doi.org/10.1007/s12197-020-09518-4

Holmström, B. (1979). Moral hazard and observability. *The Bell Journal of Economics, 10*(1), 74–91.

Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. (2015). Digesting anomalies: An investment approach. *The Review of Financial Studies, 28*(3), 650–705. https://doi.org/10.1093/rfs/hhu068

Hu, G. X., Chen, C., Shao, Y., & Wang, J. (2019). Fama–French in China: Size and value factors in Chinese stock returns. *International Review of Finance, 19*(1), 3–44. https://doi.org/10.1111/irfi.12157

Islami Bidgoli, G., & Honardoost, A. (2012). Fama and French three-factor model and liquidity risk: Evidence from Tehran Stock Exchange market. *Journal of Investment Knowledge, 1*(2), 97–116. [in Persian].

Jensen, M. C. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945–1964. *The Journal of Finance, 23*(2), 389–416. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00815.x

Kan, R., Robotti, C., & Shanken, J. (2013). Pricing model performance and the two-pass cross-sectional regression methodology. *The Journal of Finance*, *68*(6), 2617–2649. https://doi.org/10.1111/jofi.12095

Kothari, S. P., & Warner, J. B. (2001). Evaluating mutual fund performance. *The Journal of Finance*, *56*(5), 1985–2010.

Lai, M. M., & Lau, S. H. (2010). Evaluating mutual fund performance in an emerging Asian economy: The Malaysian experience. *Journal of Asian Economics*, *21*(4), 378–390. https://doi.org/10.1016/j.asieco.2010.02.002

Li, Z., Yang, G. F., & Jing, L. (2017). Fama-French five factor model in China stock market. *Journal of Financial Research, (6)*, 195–210.

Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, *47*(1), 13–37.

Liu, J., Stambaugh, R. F., & Yuan, Y. (2019). Size and value in China. *Journal of Financial Economics*, *134*(1), 48–69. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2019.03.008

Malkiel, B. G. (1995). Returns from investing in equity mutual funds 1971 to 1991. *The Journal of Finance*, *50*(2), 549–572. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb04795.x

Mateus, I. B., Mateus, C., & Todorovic, N. (2019). Review of new trends in literature on factor models and mutual fund performance. *International Review of Financial Analysis*, *63*, 344–354. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2019.04.004

Nabizade, A., & Sepahvand, F. (2020). The effect of active management on mutual fund performance in Tehran Stock Exchange market. *Financial Research Journal*, *22*(3), 366–387. https://doi.org/10.22059/frj.2020.291722.1006949 [in Persian].

Noorbakhsh, A., & Irani Janyarlou, S. (2020). Comparing the Fama & French three-factor model with the five-factor model of Fama & French in explaining stock returns of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge*, *9*(36), 251–269. [in Persian].

Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *The Review of Financial Studies*, *22*(1), 435–480. https://doi.org/10.1093/rfs/hhn053

Raei, R., & Pouyanfar, A. (2007). *Applied investment management*. SAMT Publications. [in Persian].

Raei, R., Baharvand, S., & Movafaghi, M. (2010). Asset pricing using more determinants (Evidences of Tehran Stock Market using panel data). *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *7*(4), 101–115. https://doi.org/10.22055/jqe.2010.10638 [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 [in Persian].

Rehman, A., & Baloch, Q. B. (2016). Evaluating Pakistan's mutual fund performance: Validating through CAPM and Fama French 3-factor model. *Journal of Managerial Sciences*, *10*(1), 173–182.

Sensoy, B. A. (2009). Performance evaluation and self-designated benchmark indexes in the mutual fund industry. *Journal of Financial Economics*, *92*(1), 25–39. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.05.002

Sha, Y., & Gao, R. (2019). Which is the best: A comparison of asset pricing factor models in the Chinese mutual fund industry. *Economic Modelling*, *83*, 8–16. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.09.020

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, *19*(3), 425–442.

Shen, Y., Zhao, J., & He, X. (2015). Alumni network, fund investment performance and "small circle" effect. *China Economic Quarterly*, *15*(1), 403–428.

Thompson, S. B. (2011). Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time. *Journal of Financial Economics*, *99*(1), 1–10. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.07.004

Yi, L., & Hu, Z. (2016). The effect of style timing ability on fund performance. *Management Review*, *28*(2), 3–14.

Zhao, S., Yan, H., & Zhang, K. (2016). Does Fama-French five factor model outperform three factor model? Evidence from China's A-share market. *Nankai Economic Studies, (1)*, 41–59.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2025) 22(3) 208-254**

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



Analysis of the determinants of education costs in Iran

*Elham fatholahi**

** Ph.D in Economics, Lecturer, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Lorestan University, Khorramabad, Iran.*
Email: *elham.fatholahi@yahoo.com*
0000-0002-8550-9927

Postal address *Lorestan Province - Khorramabad City - Kilometer 5 of Tehran Road - Central Organization of Lorestan University, postal code: 6815144316*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 25 March 2023 ***revision: 17 May 2023*** ***acceptance: 11 September 2023***	***H52,H51***	***Education costs, government, influencing factors, autoregression with distributed lag, error correction model***

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:
fatholahi, Elham. (2025). Analysis of the determinants of education costs in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 22 (3), 208-254. (in Persian)
10.22055/jqe.2023.43353.2551

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

© 2025 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

Education plays an essential role in pursuing the economic growth and development of any country. A well-developed human capital increases productivity and boosts the economic growth of any country and contributes to the economic wealth of individuals. For this reason, the educational system in countries has been a continuous effort to develop a balanced and harmonious intellectual, spiritual, emotional, and physical society. The educational system is designed with the hope of producing knowledgeable, skilled and capable people who support high moral values. In this regard, there are three main goals of education that all countries sought: free access to quality education, wider coverage and adequate provision. These main goals can only be achieved if public education expenditures are allocated. The benefits of government investment in education to help better resource management lead to faster technological innovation and increased productivity. Therefore, it is necessary to expand educational opportunities through increasing public education costs (Yun and Youssef, 2018).

The relatively poor economic growth performance of most developing economies in the past few decades raises the question of whether this is not due to a lack of capacity and, as a result, insufficient education. These problems create an urgent need to analyze the trend of public education expenses and investigate the factors affecting the growth of government education expenses. Determinants of public policy are very important; Because they provide important information for a country to achieve desired results. An analysis that determines the determinants of public education expenditures produces profound findings that may be useful for policy makers to develop an effective education policy in the future. Furthermore, such an analysis would be crucial to address the gap in the literature on the determinants of public education expenditures. This paper will try to integrate several theories to form a relevant model that explains the determinants of public education costs in Iran. To have an opinion contribution. Integrating two contrasting theories into the study model helps determine which of the specific theories best describes the behavior of public education spending

levels. Therefore, the purpose of this article is to provide answers to the questions by looking at the priorities of allocation costs and with a special focus on educational costs.

METHODOLOGY

Economic fluctuations are justified as the main reason for the extensive budget reduction in education (Abdullah, 2017). This shows the important role of economic variables in influencing the allocation of public education costs. The economic variables of real gross domestic product growth rate (GDP), inflation rate (INF) and unemployment rate (UNEM), which are in accordance with Wagner's law and Keynesian countercyclical theory, were selected for analysis. In addition, since past studies have shown that the child population and the elderly population have a significant effect on the allocation of government expenditures, therefore, it is necessary not to ignore demographic variables as determinants of public expenditures. Therefore, instead of focusing on the population of children (age less than 14 years) and the elderly population (age over 65 years), the possible effects of the working age population (age 15 to 64 years) because this group of the population as the largest proportion of the total The population in Iran was investigated on the cost of public education. In an article by Lewis (1961), he pointed out that the educational system can produce educated people who are easily absorbed in the labor market. The fastest way to increase productivity in developing countries is by training adults who are already working. It also explained that education for young children would have a smaller potential contribution compared to efforts to improve the skills of the working-age population. According to this recommendation, the introduction of the working age population (15 to 64 years) is justified, because this group directly contributes to the production of human capital. Demographic concerns arising from past research highlighted the controversial results obtained. Some studies such as Bischof and Prestia (2015) showed positive results between child population and cost allocation. Meanwhile, a research paper by Chatterjee et al. (2014) argued and showed a contradictory result. In another paper by Korban et al. (2015), positive results were found between the elderly population and public education expenditures. However, Grub and Wolter (2005) rejected these findings.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Due to the conflicting issues regarding the effect of different age groups on public education costs, it caused the demographic variables of different age groups to be considered. In addition, according to Okafor and Eya (2011), public debt may affect the public budget to the extent that it favors government spending in certain sectors. In other words, public debt may help to increase the size of public sector budget allocation. Similarly, it is suggested that income size may positively affect the size of the public sector. However, Okoeze (2015) pointed out that public debt may act as a debt. Continuous borrowing of money leads to an increase in the cost of debt service. Similarly, it is suggested that the size of government revenue may positively affect the size of the public sector. Therefore, after the studies of Okafor and Aya (2011) and Okoeze (2015), tax revenue and public debt were included in the model. Therefore, the experimental model of the current research will be developed from the study of Okafor and Aya (2011) and Sagarik (2012). The current research model for the empirical analysis of public education expenditures, which is derived from the model of Sing Yun and Yousef (2018), will use the economic and demographic factors of Iran for the years ۱۹۷۹ to ۲۰۱۹ and is as follows

$$EDU_t = f(GDP_t, UNEM_t, INF_t, TAX_t, DEBT_t, POP1_t, POP2_t, POP3_t) \quad (1)$$

In order to model regression and estimation, the variables of public education expenditure (EDU), tax revenue (TAX), public debt (DEBT), population 0 to 14 years old (POP1), population 15 to 64 years old (POP2) and population 65 years and older (POP3) is used in this research in logarithmic form. Therefore, the desired model is specified as follows:

$$\mathrm{LEDU_t} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{GDP_t} + \beta_2 \mathrm{UNEM_t} + \beta_3 \mathrm{INF_t} + \beta_4 \mathrm{LTAX_t} + \beta_5 \mathrm{LDEBT_t} + \beta_6 LPOP1_t + \beta_7 LPOP2_t + \beta_8 LPOP3_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

which in relation to (2) $\mathrm{EDU_t}$ general cost of education (billions of Rials), GDP real growth rate of gross domestic product (percentage), UNEM unemployment rate (percentage), INF inflation rate (percentage), TAX tax revenue (billions of Rials), DEBT public debt (billions of Rials), $\mathrm{POP1_t}$population 0 to 14 years old, $\mathrm{POP2_t}$population 15 to 64 years old, $\mathrm{POP3_t}$population 65 years old and above, ε is an error and t represents time.

It should be noted that the data used in this research were extracted from the Iranian Statistics Center and Central Bank.

FINDINGS

In summary, the analyzes of the present research allowed distinguishing between long-term and short-term determinants of public education expenditures. Relevant economic and demographic variables were integrated with public education expenditures in the long run. In the light of this study, except for the population variable of 0 to 14 years, the remaining variables were identified as long-term determinants of public education expenditures in Iran. The ARDL marginal test showed a significant negative relationship between the growth rate of real gross domestic product (GDP) and public education expenditures (EDU). Also, a positive result was recorded between the unemployment rate (UNEM) and public education expenditures (EDU). These findings showed that the Keynesian countercyclical theory is true for public education expenditures in Iran. The evidence supporting the Keynesian countercyclical theory simply shows that public education expenditures are increased to stimulate the economy during recessions. Education allocations are prepared in a countercyclical manner in response to deteriorating economic conditions. Keynesian countercyclical theory explains how economic conditions affect government allocation decisions. The level of educational expenses affects the behavior of public education expenses in Iran. A positive relationship was established between public education expenses and the inflation rate in the long run. Higher inflation increased the price of all goods and services, including education expenses. The increase in education expenditure now requires the government to intervene by allocating more expenditure to the education sector. It was significantly positive. This indicates that the increase in working age population (15 to 64 years) (LNPOP2) encourages more government investment to create more productive human capital. The error correction coefficient (ECT(-1)) showed the speed of adjustment towards the long-run equilibrium. The negative and significant sign of this coefficient confirms the existence of a long-run relationship between the variables. However, it is expected that short-term fluctuations in costs Public education resulting from real gross domestic product growth rate (D(GDP)), unemployment rate (D(UNEM)), inflation rate, population under 15 years old (D(LNPOP1), and population over 64 years old (D (LNPOP3). The variables that affect the level of public education expenditures are different in the short and long term.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

CONCLUSION

The present study provided a new insight showing that the response of government education spending to its determinants varies over time. The following policy implications can be drawn based on the findings of the study. First, the empirical findings showed that government education expenditures in the long run are sensitive to the economic variables of GDP growth rate, unemployment rate (UNEM) and inflation rate (INF). Therefore, the government will be able to control these variables. economy in the country to adjust its budget allocation. By finding the allocation of educational expenses in accordance with the Keynesian countercyclical theory in the long run, researches can use this expectation to predict and develop educational policy, which corresponds to changing economic conditions. Now, in the short term, relevant policies should be formed by combining significant indicators of real GDP, unemployment rate, inflation rate, child population and elderly population. This study showed that the demographic variable that the population at working age (LPOP2) has a significant effect on Iran's education costs in the long run. This finding supports Lewis (1961) who suggested that the fastest way to increase productivity in developing countries is through training adults who are already at work. This is clearly the reason why policymakers emphasize the size of the working-age population It explains that a positive and significant result has been shown. Although this implication showed that policymakers increased investment in public education spending as the working-age population increased, the allocation of education spending was not sensitive to child population growth (LPOP1). In this way, it highlighted the weakness of the country's educational policy, which seems to have ignored the child population in its policy-making.

Finally, the policy implications of the country pointed to the need for the government to increase sensitivity and responsiveness to its public education expenditures in response to the needs and demands of society, especially the children population. As Isaacs (2009) emphasized, educational expenditures during childhood are considered as a clear example of investment in human capital, which in adulthood has significant returns for the individual and society. Also, the United Nations (2003) highlighted studies that showed primary education as a powerful tool for reducing poverty and inequality. Investing in the education of children at an early age helps to better manage natural resources and adapt technology and innovation faster,

increases productivity in more efficient and effective policies in the future, and leads to more responsive public education spending policies and, as a result, results. It will bring satisfaction. In addition, the government could consider implementing financial reforms that include a more responsive and participatory education spending policy to improve the efficiency of education allocation. If politicians increase spending by focusing on quantity rather than quality, such investments will only lead to a misallocation of resources that can hinder growth. Policy makers can determine more than the effects of time variables of the factors, use them to formulate their future strategy according to the changes of these variables.

Reference

Abdul Jabbar, N., & Selvaratnam, D. P. (2017). Analysis of the determinants of education expenditures in Malaysia. *Journal of International Business, Economics and Entrepreneurship (JIBE), 2*(1), 1–10.

Abdullah, D. (2017). Public universities and budget cuts in Malaysia. *International Higher Education, 91*, 15–16.

Afghah, S. M., Nouralizadeh, L., Hashemi, S. J., & Ahangari, A. (2024). Analysis of the position of the developed human being in the fundamental transformation document of Iran's education system. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 21*(1), 29–61. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.37772.2385 [In Persian]

Agasisti, T., Egorov, A., Zinchenko, D., & Leshukov, O. (2021). Efficiency of regional higher education systems and regional economic short-run growth: Empirical evidence from Russia. *Industry and Innovation, 28*(4), 507–534.

Ahangari, A. M., & Jafari, E. (2017). *The relationship between government educational expenditures on income distribution in OPEC oil exporting countries* [Paper presentation]. National Conference on New Ideas in Management and Accounting, Islamic Azad University, Zarghan Branch. https://civilica.com/doc/825009/ [In Persian]

Akanbi, O. A., & Schoeman, N. J. (2010). The determinants of public expenditure and expenditure on education in particular in a selection of African countries. *SAJEMS NS, 13*(1), 50–61.

Aleixo, A. M., Leal, S., & Azeiteiro, U. M. (2018). Conceptualization of sustainable higher education institutions, roles, barriers, and challenges

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

for sustainability: An exploratory study in Portugal. *Journal of Cleaner Production, 172*, 1664–1673.

Alesina, A., & Sachs, J. (1988). Political parties and the business cycle in the US, 1948-1984. *Journal of Money, Credit and Banking, 20*(1), 63–82.

Andrews, R. J., & Stange, K. M. (2019). Price regulation, price discrimination, and equality of opportunity in higher education: Evidence from Texas. *American Economic Journal: Economic Policy, 11*(4), 31–65.

Angrist, N., Djankov, S., Goldberg, P. K., & Patrinos, H. A. (2021). Measuring human capital using global learning data. *Nature, 592*(7854), 403–408.

Ansari, A. (2014). The study of internal and external factors effective on increasing the expenditure of education relative to the assigned credits. *Educational and Scholastic Studies, 3*(3), 119–146. https://pma.cfu.ac.ir/article_495.html [In Persian]

Barro, R. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics, 106*(2), 407–443. https://doi.org/10.2307/2937943

Batool, S. M., & Liu, Z. (2021). Exploring the relationships between socio-economic indicators and student enrollment in higher education institutions of Pakistan. *PLoS ONE, 16*(12), e0261577. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0261577

Bayrakdar, S., Demez, S., & Yapar, M. (2015). Testing the validity of Wagner's Law: 1998-2004, the case of Turkey. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 195*, 493–500.

Bischoff, I., & Prasetyia, F. (2019). Determinants of local public expenditures on education: Empirical evidence for Indonesian districts between 2005 and 2012. *International Journal of Education Economics and Development, 10*(2), 115.

Buchanan, J. M. (1975). The independent judiciary in an interest-group perspective: Comment. *Journal of Law & Economics, 18*(3), 903–905.

Burhanuddin, M. D., Muda, R., Nathan, S. B., & Arshad, R. (2017). Real effects of government debt on sustainable economic growth in Malaysia. *Journal of International Studies, 10*(3), 161–172.

Capozza, C., & Divella, M. (2019). Human capital and firms' innovation: Evidence from emerging economies. *Economics of Innovation and New Technology, 28*(7), 741–757.

Chartterji, M., Mohan, S., & Dastidar, S. G. (2014). *Determinants of public education expenditure: Evidence from Indian States*. Scottish Institute for Research in Economics Discussion Paper, University of Dundee.

Chude, N. K., & Chude, D. I. (2013). Impact of government expenditure on economic growth in Nigeria. *International Journal of Business Management Review, 1*(4), 64–71.

Craigwell, R., Bynoe, D., & Lowe, S. (2012). The effectiveness of government expenditure on education and health care in the Caribbean. *International Journal of Development Issues, 11*(1), 4–18.

Cuesta, A., Glewwe, P., & Krause, B. (2016). School infrastructure and educational outcomes: A literature review, with special reference to Latin America. *Economia, 17*(1), 95–130.

Ebi, B. O., & Ubi, P. S. (2017). Education expenditure and access to education: Case study of United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization declaration in Nigeria. *International Journal of Economics and Financial, 7*(5), 290–298.

Edame, G. E. (2014). Trend analysis of public expenditure on infrastructure and economic growth in Nigeria. *International Journal of Asian Social Science, 4*(4), 480–491.

Eecke, W. V. (1998). The concept of a merit good the ethical dimension in economic theory and the history of economic thought or the transformation of economics into socio-economics. *Journal of Socio-Economics, 27*(1), 133–153.

Friedman, M. (1955). The role of government in education. In R. A. Solo (Ed.), *Economics and the public interest*. Rutgers University Press.

Grob, U., & Wolter, S. C. (2005). *Demography change and public spending: A conflict between young and old?* CESIFO Working Paper, No. 1555.

Guandong, B. Y. D., & Muturi, W. M. (2016). The relationship between public expenditure and economic growth in South Sudan. *International Journal of Economics, Commerce and Management, 4*(6), 235–259.

Gueye, H., Lamine, K., Babacar, D., & Abdoul, A. S. (2010). *Senegal: Effective delivery of education services*. A review by AfriMAP and the Open Society Initiative for Africa.

Hajitabar Firouzjaei, M., Khalundi, F., & Hosseini, N. (2014). Analysis of education costs of education districts in Tehran. *Educational Planning Studies, 4*(8), 89–114. https://eps.journals.umz.ac.ir/article_1219_b77a33105fb2d3af58ba68681151e877.pdf [In Persian]

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Hanson, E. L. (2018). *School district expenditures and student achievement*. All Theses, 2937. https://tigerprints.clemson.edu/all_theses/2937

Hanushek, E. A. (1996). Expenditures, efficiency, and equity in education: The federal government's role. *American Economic Review*, *79*(2), 46–51.

Hibbs, D. A. (1994). The partisan model of macroeconomics cycles: More theory and evidence for the United States. *Economics & Politics*, *6*(1), 1–23.

Hosseini Yazdi, S. S., Emadzadeh, M., & Daei-Karimzadeh, S. (2022). Globalization, human capital accumulation and economic growth in selected developed and developing countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *19*(2), 111–150. https://doi.org/10.22055/jqe.2020.32690.2222 [In Persian]

Ihugba, O. A., Ukwunna, J. C., & Obiukwu, S. (2019). Government education expenditure and primary school enrolment in Nigeria: An impact analysis. *Journal of Economics and International Finance*, *11*(3), 24–37.

Imana, D. K. (2017). The determinants of public education expenditures: An empirical analysis of changing patterns and growth of public expenditure on education in Kenya. *Journal of Public Administration and Governance*, *7*(4), 1–18.

Isaacs, J. B. (2009). *A comparative perspective on public spending on children.* Brookings Institution Working Paper. https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2016/07/2_comparative_perspective_isaacs.pdf

Jackson, C. K., Johnson, R., & Persico, C. (2015). The effects of school spending on educational and economic outcomes: Evidence from school finance reforms. *The Quarterly Journal of Economics*, *131*(1), 157–218.

Kelley, A. C. (1976). Demographic change and the size of the government sector. *Southern Economic Journal*, *43*(2), 1056–1066.

Kurban, H., Gallagher, R. M., & Persky, J. J. (2015). Demographic changes and education expenditures: A reinterpretation. *Economics of Education Review*, *45*, 103–108. https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2015.01.001

Lai, W. S., & Yussof, I. (2014). Human capital accumulation and economic growth in Malaysia investigating the long run nexus. *Jurnal Ekonomi Malaysia*, *48*(1), 155–165.

Lewis, W. A. (1961). Education and economic development. *Social and Economic Studies, 10*(2), 113–127.

Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics, 107*(2), 407–437. https://doi.org/10.2307/2118477

Marginson, S. (2016). The worldwide trend to high participation higher education: Dynamics of social stratification in inclusive systems. *Higher Education, 72*(4), 413–434.

Mhlari, H. (209). *The determinants of government expenditure on education and health in SADC countries: A panel data approach* [Master's dissertation, North-West University].

Musgrave, R. (1969). *Fiscal systems*. Yale University Press.

Musgrave, R. A. (1956). A multiple theory of budget determination. *Finanzarchiv / Public Finance Analysis, 17*(3), 333–343.

Mutuku, S., & Korir, J. (2019). Government expenditure and quality of education: A case of public primary schools in Kenya. *Modern Economy, 10*, 2405–2429.

Naape, B., & Matlasedi, N. (2020). Secondary education spending and school attendance in South Africa: An ARDL approach. *Cogent Social Sciences, 6*(1), 1825056. https://doi.org/10.1080/23311886.2020.1825056

Obi, C., Ekesiobi, S., Dimnwobi, K., & Mgbemena, M. (2016). Government education spending and education outcome in Nigeria. *International Journal of Economics, Finance and Management Sciences, 4*(4), 223–234. https://doi.org/10.11648/j.ijefm.20160404.18

Obi, Z. C., & Obi, C. O. (2014). Impact of government expenditure on education: The Nigerian experience. *International Journal of Business and Finance Management Research, 2*, 42–48.

Okafor, C., & Eiya, O. (2011). Determinants of growth in government expenditure: An empirical analysis of Nigeria. *Research Journal of Business Management, 5*(1), 44–50.

Okeke, B. C. (2014). *Impact of public sector spending on health and education outcomes in Nigeria* [Master's dissertation, University of Nigeria, Nsukka].

Oketch, M. (2016). Financing higher education in sub-Saharan Africa: Some reflections and implications for sustainable development. *Higher Education, 72*(4), 525–539.

Owings, W., & Kaplan, L. (2013). *American public school finance* (2nd ed.). Wadsworth.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Peacock, A. T., & Wiseman, J. (1961). *The growth of public expenditure in the United Kingdom*. Princeton University Press.

Poterba, J. M. (1997). Demographic structure and the political economy of public education. *Journal of Policy Analysis and Management, 16*(1), 48–66.

Rabiul, I., Ahmad Bashawir, A. G., Bobby, K., & Belinda Barbara, T. (2016). Education and human capital effect on Malaysian economic growth. *International Journal of Economics and Financial Issues, 6*(4), 1722–1728.

Rajkumar, A. S., & Swaroop, V. (2008). Public spending and outcomes: Does governance matter? *Journal of Development Economics, 86*(1), 96–111.

Rodriguez-Hernandez, C. F., Cascallar, E., & Kyndt, E. (2020). Socio-economic status and academic performance in higher education: A systematic review. *Educational Research Review, 29*, 100305.

Salmi, J., & D'Addio, A. (2021). Policies for achieving inclusion in higher education. *Policy Reviews in Higher Education, 5*(1), 47–72.

Santagaran, S., Mosaei, M., & Kazemipour, S. (2017). The role of government and household educational expenses in Iran's human development. *Iran Social Development Studies Journal, 11*(1), 7–19. https://jisds.srbiau.ac.ir/article_14096.html [In Persian]

Shahabadi, A., Sadeghi Motamed, Z., & Chayani, T. (2022). The effect of types of capital on brain drain in the selected petroleum exporting countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 19*(3), 155–180. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.32924.2233 [In Persian]

Shamsollahi, R., Zahid Gharavi, M., & Asayesh, H. (2020). Investigating the impact of income distribution inequality on government education expenditures in the Iranian economy: New evidence from the autoregression model with wide intervals. *Stable Economy, 2*(4), 135–154. https://sedj.usb.ac.ir/article_6708.html [In Persian]

Smith, A. (1937). *The wealth of nations*. Modern Library. (Original work published 1776)

Taha, R. (2008). Causality between tax revenue and government spending in Malaysia. *The International Journal of Business and Finance Research, 2*(2), 63–73.

Ude, D., & Ekesiobi, S. (2014). Panel investigation of states social spending and social outcome: Perspective of education in Nigeria. *International Journal of Economics, Finance and Management, 3*(5), 244–255.

Ukwueze, E. R. (2015). Determinants of the size of public expenditure in Nigeria. *SAGE Open, 5*(2). https://doi.org/10.1177/2158244015582939

UNESCO Institute for Statistics. (2018). *Data on education*. http://data.uis.unesco.org

United Nations. (2003). *Population, education and development: The concise report*. https://www.un.org/esa/population/publications/concise2003/Concisereport2003.pdf

Wagner, A. (1958). Three extracts on public finance. In R. Musgrave & A. Peacock (Eds.), *Classics in the theory of public finance*. Mcmillan.

Wendlassida Miningou, É. (2019). *Quality education and the efficiency of public expenditure: A cross-country comparative analysis*. Human Development Global Practice.

Wolf, A. (2004). *Does education matter?* Penguin Books Ltd.

World Bank. (2018). *Senegal quality and equity of basic education (P133333)*.

Yang, S., Chen, H. C., Chen, W. C., & Yang, C. H. (2020). Student enrollment and teacher statistics forecasting based on time-series analysis. *Computational Intelligence and Neuroscience, 2020*, 1246920. https://doi.org/10.1155/2020/1246920

Yun, W. S., & Yusoff, R. (2018). The determinants of public education expenditure in Malaysia. *Jurnal Ekonomi Malaysia, 52*(2), 109–122.

Zafer, P., William, A. O., & Leslie, S. K. (2014). The long-term impact of educational and health spending on unemployment rates. *European Journal of Economic and Political Studies, 7*(1), 49–69.