فصلنامه علمی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره نوزدهم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۱

(شماره مسلسل ۷۳)

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: ٦۱۳٥۷٤۳۳۳۷؛ صندوق پستی: ٦۱۳٥٥/۱٥٦؛ تلفکس: ۳۳۳٥۶۶۴- 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 © ۲۰۰۸-۲۰۲۲ 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 نوزدهم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۱

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 مصطفی عمادزاده	استاد بازنشسته دانشگاه اصفهان
دکتر عبد المجید آهنگری	دانشیار بازنشسته 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

مدل‌سازی و سنجش اثرگذاری شوک‌های مثبت جانب عرضه در بخش مالی اقتصاد ایران.....۱

داود منظور، سجاد رجبی، رضا رنجبران

بررسی رابطه ریسک اطلاعاتی با احتمال وقوع حباب قیمتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران.....۳۷

حبیب انصاری سامانی، مریم امینیان دهکردی

تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر تورم در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی..... ٦٧

ابوالفضل شاه‌آبادی، بهاره کرمي و هانیه ارغند

برآورد نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده با رویکرد منحنی لافر..... ۹۳

مسعود سعادت مهر

جهانی شدن، انباشت سرمایهٔ انسانی و رشد اقتصادی در منتخبی از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه..... ۱۱۱

سیده صفیه حسینی یزدی، مصطفی عمادزاده، سعید دائی کریم زاده

بررسی تاثیر فساد بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان: رویکرد سیستم معادلات همزمان.....۱۵۱

سیامک شکوهی‌فرد، رویا آل‌عمران، نادر مهرگان، فرزاد رحیم‌زاده

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۱ ۱۹(۲) ۳۶-۱

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

مدل‌سازی و سنجش اثرگذاری شوک‌های مثبت جانب عرضه در بخش مالی اقتصاد ایران

داود منظور *، سجاد رجبی** ، رضا رنجبران ***

* دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد انرژی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه امام صادق(ع)، تهران، ایران.
** دانشجوی دکتری اقتصاد نفت و گاز، گروه اقتصاد انرژی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه امام صادق(ع) تهران، ایران. (نویسنده‌ی مسئول)
*** دانشجوی دکتری مدیریت قراردادهای بین‌المللی نفت و گاز، گروه اقتصاد انرژی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه امام صادق(ع) تهران، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی JEL: C67, Q11, G21, G22
تاریخ دریافت: ۱۱ شهریور ۱۳۹۸ تاریخ بازنگری: ۱۰ بهمن ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۱۲ بهمن ۱۳۹۹	واژگان کلیدی: شوک مثبت، عرضه، بانک، بیمه، نهاد مالی، داده-ستانده

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: sajadrajabi@isu.ac.ir
0000-0003-4431-6704

آدرس پستی:
تهران، بزرگراه چمران،پل مدیریت،دانشگاه امام صادق(ع):
۱۴۶۵۹۴۳۶۸۱

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: نویسنده ها 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

بخش مالی یکی از مهم‌ترین عوامل در شکل‌دهی تولید و همچنین یکی از ضروري‌ترین حلقه‌های ایجاد بخش‌های مختلف اقتصادی است، لذا شناخت اثر تغییر این بخش بر سایر بخش‌های اقتصاد ضروری است. هدف این مقاله ارزیابی جایگاه واسطه‌های مالی در کشور و تبیین تأثیر و تأثرات آن بر سایر بخش‌های اقتصادی از روش حذف فرضی جزئی دیازنباخر و لهر (۲۰۱۳) است. این مقاله بدنبال بررسی آثار و تبعات بروز شوک مثبت ۱۰ درصدی در زیربخش‌های مالی اقتصادایران شامل زیربخش بانک، زیربخش بیمه و زیربخش واسطه‌های مالی است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهند در صورت افزایش ۱۰ درصدی عرضه خدمات بانکی در اقتصادایران، بخش «ساختمان‌هاي مسکوني» با افزایش ۱/۱۲درصدی ارزش‌افزوده مواجه خواهد شد که معادل ۰/۵۲درصد افزایش است. پس‌ازاین بخش نیز فعالیت‌های ساختمان‌های غیرمسکونی، تأمین اجتماعي اجباري و دامداری به ترتیب با ۰/۱۰و ۰/۸۵ و ۰/۷۹درصد افزایش ارزش‌افزوده روبه‌رو می‌شوند. در صورت افزایش ۱۰درصدی عرضه خدمات واسطه‌های مالی در اقتصادایران، بخش ساخت محصولات اساسی آهن و فولادبا افزایش ۰/۶درصدی ارزش‌افزوده مواجه خواهدشد که معادل ۰/۰۶درصد افزایش است. پس‌ازاین بخش نیز فعالیت‌های ساخت سایر فلزات اساسی و ریخته‌گری فلزات، ساخت، تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری و ساخت وسایل نقلیه‌ی موتوری و سایر تجهیزات حمل‌ونقل و قطعات و وسایل الحاقی آن‌هابه ترتیب با ۰/۵۲ و ۰/۴۸ و ۰/۴۷درصد افزایش ارزش‌افزوده روبه‌رو می‌شوند. در صورت افزایش ۱۰درصدی عرضه خدمات بیمه در اقتصادایران، بخش ساختمان‌های غیرمسکونی با افزایش ۰/۵۳ درصدی ارزش‌افزوده که برابر ۱۹۴۰۱۶۶ میلیون ریال می‌باشد، مواجه خواهدشد به‌طوری‌که ستانده واسطه‌ای آن ۱۲۲۴۲۰۳ میلیون ریال معادل ۰/۲۶ درصد افزایش را شاهد است. پس‌ازاین بخش نیز فعالیت‌های استخراج زغال‌سنگ و لینیت، ساخت، تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری و استخراج سنگ، شن و خاک رس به ترتیب با ۰/۴۶ و ۰/۳۹ و ۰/۳۰درصد افزایش ارزش‌افزوده روبه‌رو می‌شوند. درنهایت تمام انواع خدمات مالی تجمیع و افزایش عرضه ۱۰درصدی بخش مالی در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفت و نتایج نشان داد بخش ساختمان‌های غیرمسکونی با افزایش ۱/۶۹درصدی ارزش‌افزوده که برابر ۶۱۴۶۲۷ میلیون ریال می‌باشد، مواجه خواهد شد به‌طوری‌که ستانده واسطه‌ای آن به میزان ۳۸۷۸۲۶۳ میلیون ریال (۰/۸۲درصد) با افزایش روبه‌رو می‌شود. پس‌ازآن نیز بخش‌های ساخت، تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری، ساختمان‌هاي مسکوني و دامداری به ترتیب با ۱/۵۷ و ۱/۵۰ و ۱/۴۰درصد افزایش ارزش‌افزوده روبه‌رو می‌شوند.

ارجاع به مقاله:
منظور، داود.، رجبی، سجاد و رنجبران، رضا. (۱۴۰۱). مدل‌سازی و سنجش اثرگذاری شوک‌های مثبت جانب عرضه در بخش مالی اقتصاد ایران. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۱۹(۲)، ۳۶-۱.
10.22055/JQE.2021.30929.2142

© 2022 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

یکی از اصلی‌ترین مسائل در زمینه‌های مختلف اقتصادی، مسئله تأمین مالی می‌باشد. به وجود آمدن مدل‌های جدید تأمین مالی که به‌تبع مدل‌ها و شیوه‌های جدید تولید در جوامع گسترش یافتند، سبب شده است که یکی از مسائل اصلی بخش‌های مختلف اقتصادی تحت تأثیر نهادها و واسطه‌های مالی و سیاست‌های آن‌ها قرار گیرد و به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر در رشد و توسعه اقتصادی قلمداد شود و در عملکرد بخش‌های مختلف اقتصادی نقش چشم‌گیری ایفا کند.

وجود علیت از واسطه‌های مالی به رشد و توسعه اقتصادی در یک اقتصاد به این مفهوم است که توسعه اقتصادی وابسته به توسعه واسطه‌های مالی بوده و کمبود یا عدم دسترسی به این عامل سبب عملکرد ضعیف در فرآیند توسعه خواهد شد و کاهش اشتغال و درآمد و بخش‌های مختلف اقتصادی را در پی خواهد داشت (Vali Nejad, 2001). بنابراین کشف شدت این علیت‌ها، جهت اثرگذاری و روابط میان واسطه‌های مالی با سایر بخش‌های اقتصادی و ارزش‌افزوده کشور دارای اهمیت فراوان بوده و می‌تواند در برنامه‌ریزی‌های صحیح برای تولید و اتخاذ سیاست‌های بخشی و کلان اقتصادی در جهت تعیین میزان افزایش یا کاهش کمی و کیفی نهادهای واسطه مالی راهگشا باشد. واسطه‌های مالی در اقتصاد ایران شامل نهادهای بانکی و غیر بانکی اعم از بانک، شرکت مالی، شرکت بیمه، بورس اوراق بهادار، شرکت کارگزاری می‌باشد (Dalali Esfahani, Vaez Barzani, & Rafiei, 2008).

یکی از مهم‌ترین روش‌های اقتصادی برای کشف این روابط و تجزیه‌وتحلیل پیوندهای موجود بین بخش‌های اقتصادی، استفاده از ظرفیت‌ها و تکنیک‌های روش داده- ستانده است. تجزیه‌وتحلیل پیوندها که برای بررسی وابستگی در ساختار تولید به کار می‌رود، در رویکرد تجزیه‌وتحلیل داده-ستانده[1]، قدمت بسیار طولانی دارد. اندازهٔ پیوندهای پسین و پیشین برای تجزیه‌وتحلیل روابط وابستگی بین بخش‌های اقتصادی و تعیین استراتژی توسعه مناسب برای بخش‌هایی که دارای تأثیر متوسط به بالا بر اقتصاد دارند، به کار می‌رود. درواقع

[1] Input-Output Analysis

از هنگام ارائه اولین کار توسط چنری-واتانابه در سال ۱۹۵۸، (Rasmussen, 1956) در سال ۱۹۵٦ و (Hirschman, 1958) در سال ۱۹۵۸ که به بررسی پیوندهای بین بخشی[۲] یا هدف مقایسه ساختارهای بین‌المللی کارا پرداخته، این ابزار تحلیلی در ابعاد مختلف پیشرفته‌تر شده و گسترش یافته است (Chenery & Watanabe,1958) و این معیارها که شامل پیوندهای پسین و پیشین می‌شوند، به صورتی وسیع در زمینه‌هایی مانند تحلیل پیوندهای درونی بین بخش‌های مختلف اقتصادی و همچنین شکل‌دهی استراتژی‌های مختلف توسعه مورداستفاده قرارگرفته است. در دهه ۱۹۷۰معیارهای سنتی بسیار کاربرد داشته و اشکال مختلفی از این معیارها مورداستفاده قرار می‌گرفت. اخیراً نیز روش‌های تحلیل پیوندها از جانب تحلیل‌گران داده-ستانده بیش‌ازپیش موردتوجه قرارگرفته است (Sadeghi Shahdani, 2016). از سوی دیگر درزمینه معیارهای ضرایب پیوندهای بین بخشی، برخی از روش‌های گوناگون ارائه‌شده که البته تفاوت‌های عمده‌ای بین این روش‌ها وجود دارد. بر همین اساس بسیار ضروری است تا طبق روشی نوین و دقیق، روابط و هم پیوندی میان بخش‌ها باواسطه‌های مالی تبیین و مشخص گردیده و از تئوری‌های مدل‌سازی جداول داده-ستانده و با تکیه بر روش نوین حذف فرضی تعمیم‌یافته، بهره گرفته خواهد شد.

در این پژوهش با هدف ارزیابی جایگاه واسطه‌های مالی در کشور و تبیین تأثیر و تأثرات آن بر سایر بخش‌ها و ارزش‌افزوده‌ی اقتصاد ایران از روش حذف فرضی جزئی[۳] که توسط دیازنباخر و لهر در سال ۲۰۱۳ معرفی‌شده است، استفاده خواهد شد (Dietzenbacher & Lahr, 2013). نخستین بار است که این روش در بخش مالی اقتصاد ایران در قالب شوک‌های مثبت جانب عرضه اقتصاد، مورداستفاده قرارگرفته و اهمیت بخش مالی در اقتصاد ایران سنجیده و شبیه‌سازی می‌شود. روش حذف فرضی تعمیم‌یافته ضمن برطرف نمودن نارسائی‌های روش‌های پیشین، می‌تواند تصویری واقعی‌تر را از روابط متقابل بخش‌ها ارائه نماید و دلالت‌های سیاستی دقیق‌تری را در پی داشته است. در همین راستا و

[2] Intersectoral Linkage

[3] The Partial Extraction Method

بررسی و واکاوی ابعاد مختلف مسئله، چارچوبی شامل پنج محور سازمان‌دهی و ارائه می‌گردد. بدین‌صورت که در بخش نخست به کنکاش و واکاوی در مطالعات انجام‌گرفته در سطح بین‌الملل و ایران خواهیم پرداخت. در بخش دوم مبانی نظری پژوهش شامل اهمیت واسطه‌های مالی و جایگاه آن در اقتصاد ایران، بخش‌های مالی اقتصاد در جدول داده-ستانده، بیان خواهد شد. بخش سوم مروری است بر روش‌شناسی و توضیح مربوط به روش حذف فرضی جزئی. در بخش چهارم، بر اساس روش مذکور، به تشریح مدل می‌پردازیم؛ ازجمله آن‌که در صورت بروز شوک مثبت ۱۰ درصدی بخش عرضه بر زیر بخش‌های مالی اقتصاد ایران، چه اثراتی ایجاد خواهد شد و مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی که متأثر از این شوک هستند، با چه شدتی اثر می‌پذیرند؟ تحلیل و تجزیه نتایج و یافته‌ها، سیر پردازش پژوهش و نتیجه‌گیری نیز در بخش پنجم تحقیق ارائه خواهد شد.

۲- ادبیات پژوهش

۲-۱- بخش مالی

تأمین مالی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل در شکل‌دهی تولید و همچنین به‌عنوان یکی از ضروري‌ترین حلقه‌های ایجاد بخش‌های مختلف اقتصادی، جایگاه ویژه‌اي در تجارت، رشد و توسعه اقتصاد را دارد. طی سال‌هاي اخیر اهمیت واسطه‌های مالی پس از بحران ۲۰۰۷ - ۲۰۰۸ میلادي موردتوجه قرارگرفته است (Barghi Oskooee & Mohammadi Bilankohi, 2016). وابستگی روزافزون فضاهای گوناگون اقتصادی به تأمین مالی و تبع آن واسطه‌های مالی، به دلیل جایگزینی نیروی ماشین به‌جای نیروی انسانی و تغییرات در شیوه تولید و نظامات تأمین مالی مدرن، سبب شده است که واسطه‌های مالی در کنار سایر عوامل تولید مانند نیروی کار، عاملی مؤثر در رشد و توسعه هر اقتصادی قلمداد شود و در عملکرد بخش‌های مختلف اقتصادی نقش چشم‌گیری ایفا کند (Fazlzadeh & Tajvidi, 2008). وجود علیت از توسعه واسطه‌های مالی به رشد تولید و توسعه اقتصادی در یک اقتصاد به این مفهوم است که اقتصاد با توسعه واسطه‌های مالی دچار تغییر می‌گردد و کمبود یا عدم دسترسی به این عامل سبب عملکرد ضعیف بخش تولید خواهد شد و کاهش

اشتغال و درآمد را در پی خواهد داشت (Jumbe, 2004). لذا کشف رابطه بین واسطه‌های مالی و پیوندهای این بخش با سایر بخش‌ها در اقتصاد ضروری است.

اما واسطه مالی چیست و چه جایگاهی در اقتصاد دارد؟ واسطه مالی یک بنگاه اقتصادی است که مبادلات خاصی انجام می‌دهد. ماهیت واسطه‌های مالی را با ۳ ویژگی زیر می‌توان بیان نمود:

الف) واسطه‌های مالی وجوه را از یک گروه (پس‌انداز کنندگان) می‌گیرند و در اختیار گروه دیگری (بنگاه‌ها و افراد) قرار می‌دهند.

ب) هر یک از دو گروه بسیار بزرگ هستند تا بتوانند تنوع لازم را در ۲ طرف تأمین کنند. لذا شرط واسطه بودن همین زیاد بودن ۲ طرف می‌باشد.

ج) اسناد بدهی/ طلب که در اختیار دریافت‌کنندگان و واگذارکنندگان وجوه قرار دارد، به مقدار تولید بستگی دارد (Hesani, 2003).

واسطه‌های مالی در اقتصاد ایران شامل نهادهای بانکی و غیربانکی اعم از بانک، شرکت مالی، شرکت بیمه، بورس اوراق بهادار، شرکت کارگزاری می‌باشد (Dalali Esfahani et al., 2008).

بازتاب واسطه‌های مالی در جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۶ در سه زیر بخش بانک، سایر خدمات مالی به‌جز تأمین وجوه بیمه و بازنشستگی و بیمه است. هر یک از این زیر بخش‌ها در ساختار طبقه‌بندی رشته فعالیت‌های اقتصادی ایران دارای یک کد اختصاصی می‌باشند و این طبقه‌بندی توسط مرکز آمار ایران منتشرشده است. حال در این قسمت به‌منظور روشن شدن جایگاه واسطه‌های مالی در جدول داده – ستانده، طبقه‌بندی هر یک از زیر بخش‌های آن ذکر خواهد شد. این طبقه‌بندی در **جدول ۱** قابل‌مشاهده است.

جدول ۱. کدهای ISIC مرتبط با بخش‌های مالی
مأخذ: ورژن چهارم طبقه‌بندی ISIC، مرکز آمار ایران، ۱۳۹۶

Tabel 1. ISIC codes related to financial sectors
Resource: International Standard Industrial Classification of All Economic Activities (ISIC) Revision 4, Statistical Center of Iran, 2017

فعالیت	کد ISIC	فعالیت‌های وابسته
فعالیت بانکی	٦٤١١	واسطه‌گری‌های پولی، بانکداری مرکزی، ادارات تابعه بانک مرکزی، انتشار پول رایج کشور، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و نظارت بر عملیات بانکداری
سایر واسطه‌گری‌های پولی	٦٤١٩	بانکداری به‌جز بانک مرکزی، ارائه خدمات بانکی، بانک اقتصاد نوین، بانک انصار، بانک پارسیان، بانک پاسارگاد، بانک تجارت، بانک توسعه صادرات ایران، بانک رفاه کارگران، بانک سامان، بانک سپه، بانک سینا، بانک صادرات، بانک صنعت و معدن، بانک قرض‌الحسنه مهر ایران، بانک کارآفرین، بانک کشاورزی، بانک گردشگری، بانک مسکن، بانک ملت، بانک ملی، پست‌بانک و شعبه بانک با کد ٦٤١٩/١
		فعالیت‌های مالی مؤسسات مالی و اعتباری هستند که شامل مؤسسات مالی و اعتباری، موسسه مالی و اعتباری توسعه، موسسه مالی و اعتباری ثامن‌الائمه، موسسه مالی و اعتباری عسگریین، موسسه مالی و اعتباری قوامین و موسسه مالی و اعتباری مهر با کد ٦٤١٩/٢
شرکت‌های صاحب سهام که شامل شرکت-های صاحب سهام و شرکت‌های هلدینگ	٦٤٢٠	-
تراست‌ها، صندوق‌ها و واحدهای مالی مشابه	٦٤٣٠	تعاونی سهام عدالت، سازمان گسترش و نوسازی صنایع ایران، شرکت سرمایه‌گذاری، شرکت سرمایه‌گذاری آتیه دماوند، شرکت سرمایه‌گذاری امید، شرکت سرمایه‌گذاری بانک ملت، شرکت سرمایه‌گذاری بانک ملی ایران، شرکت سرمایه‌گذاری بهمن، شرکت سرمایه‌گذاری بوعلی، شرکت سرمایه‌گذاری توسعه صنایع بهشهر، شرکت سرمایه‌گذاری

فعالیت	کد ISIC		فعالیت‌های وابسته
			ساپپا، شرکت سرمایه‌گذاری سپه، شرکت سرمایه‌گذاری صنایع پتروشیمی، شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه، شرکت سرمایه‌گذاری غدیر، شرکت سرمایه‌گذاری ملت و شرکت سرمایه‌گذاری ملی ایران
سایر فعالیت‌های خدمات مالی به‌جز فعالیت‌های تأمین وجوه بیمه، و بازنشستگی	٦٤٩١		اجاره‌داری مالی (لیزینگ)، اجاره‌داری مالی، شرکت رایان ساپپا، شرکت لیزینگ، لیزینگ، لیزینگ ایرانیان، لیزینگ بانک پاسارگاد، لیزینگ رازی، لیزینگ سرمایه‌گذاری بانک ملی، لیزینگ شید، لیزینگ صنعت و معدن و لیزنیگ ماشین‌آلات سنگین ایرانیان
اعطای سایر اعتبارها	٦٤٩٢		فعالیت‌های اعطای وام‌های غیر بانکی، تعاونی اعتبار، بانک کارگشایی، صندوق قرض‌الحسنه، صندوق مهر امام رضا و موسسه قرض‌الحسنه
سایر فعالیت‌های خدمات مالی به‌جز فعالیت‌های تأمین وجوه بازنشستگی و بیمه	٦٤٩٩		فعالیت‌های عاملیت (نمایندگی)، نگارش معاملات تعویضی ارز، فعالیت شرکت‌های خرید بیمه عمر بیماران صعب‌العلاج و فعالیت سرمایه‌گذاری
بیمه	٦٥	٦٥١	بیمه: بیمه عمر، بیمه زندگی و عمر و بیمه عمر با کد ٥٦١١
			فعالیت‌های بیمه غیر از بیمه عمر، بیمه آسیا، بیمه البرز، شرکت سهامی بیمه ایران، شرکت سهامی بیمه دانا، شرکت سهامی بیمه سرمایه‌گذاری، شرکت سهامی بیمه صادرات و صندوق بیمه محصولات کشاورزی با کد ٦٥١٢
		٦٥٢	بیمه اتکایی
		٦٥٣	تأمین وجوه بازنشستگی
فعالیت‌های جنبی خدمات مالی و فعالیت-های بیمه	٦٦١		فعالیت‌های جنبی خدمات مالی به‌جز تأمین وجوه بیمه و بازنشستگی شامل فعالیت‌های سرپرستی بازارهای مالی، اداره بازرسی مالی، تالار بورس، سازمان بورس و اوراق بهادار، سازمان سپرده‌گذاری وجوه مرکزی، شرکت بورس کالایی و

فعالیت	کد ISIC	فعالیت‌های وابسته
		شرکت بورس اوراق بهادار تهران است که کد اختصاصی این فعالیت‌ها عبارت است از ٦٦١١
		فعالیت کارگزاری در بازارهای اوراق بهادار و کالا با کد ٦٦١٢ شامل فعالیت‌های کارگزاری در بازارهای اوراق بهادار و کالا به‌جز صرافی‌ها، شرکت کارگزاری بورس و اوراق بهادار، کارگزاری آبان، کارگزاری آتی‌ساز بازار، کارگزاری آرمان تدبیر جهان بخش، کارگزاری امید سهم، کارگزاری بانک تجارت، کارگزاری بانک توسعه صادرات، کارگزاری بانک رفاه، کارگزاری بانک صادرات، کارگزاری بانک کشاورزی، کارگزاری بانک مسکن، کارگزاری بانک ملت، کارگزاری بورس و اوراق بهادار، کارگزاری سیمان گون، کارگزاری کاسپین مهر ایرانیان و کارگزاری سرمایه‌گذاری ملی ایران است. به‌علاوه فعالیت صرافی‌ها با کد ٦٦١٢/٢ شامل فعالیت‌های خدمات ارزی (به‌جز بانک)، خدمات تسعیر ارز و صرافی‌هاست.
		سایر فعالیت‌های جنبی فعالیت‌های خدمات مالی با کد ٦٦١٩ شامل خدمات کارگزاری وام، خدمات مشاوره در امور سرمایه‌گذاری، خدمات مشاوره مالی و خدمات امانی، اعتباری و حضانت بر اساس حق‌الزحمه
فعالیت‌های جنبی تأمین وجوه بیمه و بازنشستگی	٦٦٢	فعالیت‌های ارزشیابی مخاطرات و خسارت، ارزشیابی خسارت، ارزیابی ریسک، ارزیابی و تعیین مطالبات بیمه‌ای، تسویه مطالعات بیمه و تعیین جبران خسارت است که با کد ٦٦٢١
		فعالیت‌های کارگزاران و نمایندگی بیمه شامل فعالیت‌های خدمات دلالی بیمه، نمایندگی بیمه و واسطه بیمه با کد ٦٦٢
		فعالیت‌های مدیریت وجوه بازنشستگی بر اساس حق‌الزحمه، مدیریت صندوق بازنشستگی بر اساس حق‌الزحمه، مدیریت صندوق‌های سرمایه‌گذاری بر اساس حق‌الزحمه و مدیریت سایر صندوق‌های سرمایه‌گذاری بر اساس حق‌الزحمه با کد ٦٦٣

۲-۲- حساب‌های ملی

حساب‌های ملی، درواقع مقادیر تجمیع شده متغیرهای اقتصادی در یک دوره یا مقطع زمانی مشخص هستند که کلیه فعالیت‌های اقتصادی آحاد یک (جامعه) را بدون تفکیک بخشی ارائه می‌کند که توسط سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی به‌عنوان ابزار مناسب جهت ردیابی و کنترل تحولات اقتصادی به کار گرفته می‌شوند. هدف از تهیه و تدوین حساب‌های ملی محاسبه مهم‌ترین متغیرهای جریانی اقتصاد نظیر تولید، مصرف، تشکیل سرمایه، صادرات، واردات، درآمد و رشد اقتصادی در یک دوره معین از زمان و اندازه‌گیری مهم‌ترین متغیرهای موجودی اقتصاد نظیر ثروت، دارایی و بدهی در مقطعی از زمان است که از طریق آن‌ها تصویر وضعیت اقتصادی کشور در آن دوره با مقطع زمانی نشان داده می‌شود. برای حفظ قابلیت مقایسه بین‌المللی، لازم است مجموعه متغیرهای فوق در قالب آمارهای سازگار و مبتنی بر تعاریف و مفاهیم، طبقه‌بندی‌ها، روش‌های محاسباتی و جداول استاندارد توافق شده بین‌المللی تهیه و تنظیم شود (Bemanpoor, 2016).

بخش آمار سازمان ملل متحد، بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول، سازمان توسعه و همکاری اقتصادی و کمیسیون جوامع اروپایی در سال ۲۰۰۸ استانداردهایی را در قالب سیستم بین‌المللی حساب‌های ملی که به‌اختصار SNA[4] نامیده می‌شود، به تصویب رسانده‌اند تا مراکز متولی گردآوری آمار در کشورها بر اساس آن داده‌های اقتصادی کشور خود را ارائه کنند. سیستم حساب‌های ملی از یک مجموعه منسجم، سازوکار و یکپارچه حساب‌ها، ترازنامه‌ها و جداول مبتنی بر تعاریف و مفاهیم، طبقه‌بندی‌ها و قواعد حسابداری توافق شده در سطح بین‌المللی تشکیل یافته است. در این سیستم چارچوب حسابداری جامعی طراحی‌شده است که در آن داده‌های اقتصادی در قالبی تنظیم می‌شود که برای برنامه‌ریزی‌ها، سیاست‌گذاری‌ها، تجزیه‌وتحلیل‌ها و تصمیم‌گیری‌های اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

کل ارزش‌افزوده، کل درآمد مالیاتی. کل هزینه‌های مصرفی، کل تشکیل سرمایه و خالص کل صادرات ازجمله مهم‌ترین متغیرهای حساب‌های ملی هستند. از جهت درجه تجمیع، این داده‌ها تجمیع شده ترین داده‌های ممکن در یک اقتصاد هستند.

[4] System of national account

داده‌های مربوط به حساب‌های ملی ایران معمولاً با یک تأخیر چندماهه تا یک‌ساله تهیه‌شده و توسط بانک مرکزی منتشر می‌گردد. البته در گزارش بانک مرکزی، متغیرهای ارائه‌شده در یک سطح تجمیع کمتر به‌صورت بخشی و یا به تفکیک خصوصی و دولتی بیان می‌شود.

۳-۲- جدول داده-ستانده

پس از نظام حسابداری کلان یا حساب‌های ملی، نوبت به بررسی نظام حسابداری بخشی یا جدول داده-ستانده می‌رسد که داده‌های بخش‌های یک اقتصاد را در بردارد. البته بسته به موضوع موردمطالعه، بخش‌های موردنظر می‌توانند با یک درجه تجمیع بالا، در بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات طبقه‌بندی گردند؛ اما غالباً این طبقه‌بندی‌ها بر اساس کدهای دورقمی یا سه‌رقمی CPC[5] یا ISIC[6] است.

جدول داده-ستانده، که تحلیل داده-ستانده بر اساس آن پی‌ریزی شده است، برای اولین بار توسط لئونتیف برای اقتصاد آمریکا ارائه گردید. واسیلی لئونتیف ازجمله اولین اقتصاددانانی بود که با انتشار اثر خود، شکاف بین تجربه و نظریه اقتصاد در این زمینه را پر نمود و شکلی از مدل تعادل عمومی اقتصاد را در چارچوب الگوی داده-ستانده ارائه داد که در قالبی ساده انجام آزمون‌های آماری را امکان‌پذیر می‌نمود.

جدول تحلیلی داده-ستانده، یک جدول متقارن بخش در بخش با کالا در کالاست. جدول بخش در بخش نشان می‌دهد که هر بخش اقتصادی، چه چیزی به بخش‌های دیگر داده (عرضه محصولات) و چه چیزی از آن‌ها گرفته یا ستانده است (تقاضای نهاده‌ها). جدول کالا در کالا نیز نشان می‌دهد برای تولید هر کالا چه مقدار از کالاهای دیگر استفاده‌شده و کالای تولیدشده در کدام بخش‌ها مصرف‌شده است. برای روشن شدن موضوع ساختار کلی جدول داده-ستانده را در نظر بگیرید **(جدول ۲)**. در جدول داده-ستانده مشخص است که در تولید هر محصول چه میزان هزینه مواد واسطه (ماتریس روابط بین

[5] Central product classification

[6] The international standard of industrial classification of all economic activities

بخشی)، چه میزان هزینه عوامل و چه میزان هزینه مالیات بوده است. همچنین مشخص است که تقاضاکنندگان برای هر کالا چقدر هزینه کرده‌اند.

جدول ۲. ساختار کلی جدول داده-ستانده
مأخذ: فراداده، مرکز آمار ایران، ۱۳۹۶

Tabel 2. The general structure of the input-output table
Resource: Metadata, Statistical Center of Iran, 2017

تقاضاکنندگان	محصولات (بخش‌ها)	
ماتریس تقاضای نهایی	ماتریس روابط بین بخشی	محصولات (بخش‌ها)
-	ماتریس پرداختی به عوامل و مالیات	ارزش‌افزوده

۲-۴- رابطه بین بخش مالی و بخش حقیقی در اقتصاد

یکی از مهم‌ترین سؤالات اقتصاددانان تبیین رابطه بین بخش حقیقی و بخش مالی در اقتصاد است. چراکه درک این رابطه اقتصاددانان را جهت برنامه‌ریزی برای نیل به رشد اقتصادی یاری می‌نماید. به‌عبارت‌دیگر یک سؤال اساسی وجود دارد که آیا رابطه‌ای علی بین بخش مالی و شوک‌های آن و بخش حقیقی وجود دارد یا خیر؛ و این رابطه چه جهتی دارد؟ لذا این پرسشی است بنیادین که می‌بایست قبل از هرگونه مدل‌سازی و سنجش اثرات بخش مالی بر دیگر بخش‌های اقتصادی، بدان پاسخ داد. در مباحث توسعه مالی و ارتباط آن با رشد اقتصادی سه دیدگاه مطرح است: اول پارادایم طرف عرضه که طرفداران این دیدگاه جهت علیت اثرگذاری را از سمت توسعه مالی به سمت رشد اقتصادی می‌دانند. ایشان معتقدند که توسعه مالی از طرق مختلف، رشد اقتصادی را بهبود می‌بخشد. به‌عنوان‌مثال توسعه مالی می‌تواند به مبادله منابع مالی بین واحدهای اقتصادی دارای مازاد و واحدهای اقتصادی دارای کمبود منابع کمک کند. این مبادله احتمالاً تعمیق مالی در نظام مالی را افزایش می‌دهد و موجب افزایش سرمایه‌گذاری‌ها در اقتصاد می‌شود و زمینه رشد اقتصادی را فراهم می‌کند. دوم پارادایم طرف تقاضا است. طرفداران این دیدگاه بر این باورند که تغییر در بازارهای مالی درنتیجه رشد بخش واقعی اقتصاد (به دلیل پیشرفت تکنولوژی یا ارتقای بهره‌وری نیروی کار) به وجود می‌آید. به‌بیان‌دیگر، رشد اقتصادی علت رشد بخش مالی

است. این دیدگاه اولین بار توسط پاتریک بیان شد (Patrick, 1966). او در مطالعه خود بیان می‌دارد که تقاضا برای خدمات مالی به رشد محصول واقعی در بخش‌های مختلف اقتصاد بستگی دارد. بنابراین، شکل‌گیری و گسترش مؤسسات مالی مدرن و افزایش دارایی‌های مالی و خدمات آن‌ها عکس‌العملی در برابر تقاضای سرمایه‌گذاران و پس‌انداز کنندگان برای این خدمات در اقتصاد است. نظریه سوم پارادایم رابطه دوسویه است که بر اساس این نظر بین رشد اقتصادی و توسعه مالی ارتباط دوطرفه وجود دارد، به‌طوری‌که در مراحل اولیه رشد، بخش مالی از طریق گسترش بازارهای مالی و ایجاد مؤسسات مالی و عرضه خدمات و دارایی‌های مالی، نقش مهمی در رشد اقتصادی ایفا می‌کند اما با افزایش رشد اقتصادی و دستیابی به سطوح بالای رشد، گسترش بخش مالی تحت تأثیر رشد اقتصادی قرار می‌گیرد (Mohammadi, nazeman, & khodaparast persarai, 2014).

در مورد اقتصاد ایران مقالات متعددی این رابطه را موردسنجش قرار داده‌اند و بیان کرده‌اند در رابطه بین بخش حقیقی و بخش مالی در ایران دیدگاه طرف عرضه صادق است. به‌عنوان نمونه محمدی و همکاران (۱۳۹۳) با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری به این رسیده‌اند که در اقتصاد ایران، شاخص‌های توسعه مالی و باز بودن تجاری علت کوتاه‌مدت رشد اقتصادی است. در بلندمدت نیز بین هر دو شاخص توسعه مالی و رشد اقتصادی رابطه علیت دوطرفه برقرار است. بنابراین می‌توان بر این اساس رابطه بین توسعه بخش مالی بر دیگر بخش‌های اقتصادی را مدل‌سازی کرد و اثرات تغییر مثبت در بخش مالی بر دیگر بخش‌های اقتصادی را موردسنجش و ارزیابی قرار داد.

۵-۲- مروری بر پیشینه مطالعات

مطالعات داخلی

حسانی (۱۳۸۲) در مقاله‌ای با عنوان ماهیت و وظایف واسطه‌های مالی بانکی و شبه بانکی به بیان نقش و وظیفه واسطه‌های مالی پرداخته و ضمن بیان مسئله وجود اطلاعات نامتقارن و به‌تبع آن انتخاب بد در این زمینه، به بیان وظایف واسطه‌های مالی با تکیه‌بر حل مسئله انتخاب بد و خطر اخلاقی می‌پردازد (Hesani, 2003).

دلالی اصفهانی و همکاران (۱۳۸۷) در مقاله‌ای با عنوان تأثیر واسطه‌های مالی بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از روش الگوی تصحیح خطای برداری(VECM) با به‌کارگیری روش جوهانسون، به این نتیجه دست می‌یابد که این دو دارای رابطه منفی می‌باشند و میزان اثرگذاری بر رشد اقتصادی ایران از این ناحیه بسیار ناچیز است، به‌گونه‌ای که نمی‌توان ارتباط نزدیکی بین واسطه‌گری‌های مالی و رشد اقتصادی در ایران نتیجه گرفت (Dalali Esfahani & el, 2008).

کریم زاده و سلطانی (۱۳۸۹)در پژوهش خود به برآورد رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام صنعت واسطه‌گری‌های مالی با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش ARDL پرداخته‌اند. نتایج مقاله نشان می‌دهد که رابطه بلندمدتی بین شاخص قیمت سهام صنعت واسطه‌گری‌های مالی و متغیرهای کلان پولی وجود دارد. بر اساس یافته‌های پژوهش نقدینگی تأثیر مثبت معنی‌دار و نرخ ارز و سود بانکی تأثیر منفی بی‌معنی بر شاخص قیمت سهام صنعت واسطه‌گری‌های مالی دارند(Shahabadi & Mahmmodi, 2010).

شاه‌آبادی و محمودی (۱۳۸۹)در پژوهشی به بررسی رابطه توسعه واسطه‌های مالی و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی اقتصاد ایران با استفاده از روش هم انباشتگی انگل – گرنجر پرداخته‌اند. در این پژوهش با استفاده از روش تحلیل عاملیُ شاخص‌های متعدد مالی به یک شاخص جامع که بیانگر توسعه مالی است تبدیل‌شده‌اند و با استفاده از روش انگل – گرنجر رابطه آن باارزش‌افزوده بخش کشاورزی تخمین زده‌شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که بین متغیرهای توسعه واسطه‌های مالی و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی رابطه مستقیمی وجود دارد. ولی درباره رابطه علی بین آن‌ها نمی‌توان اظهارنظر کرد (Tarahomi, 2011).

ترحمی (۱۳۸۹) در مقاله خود با عنوان «تحلیل آثار بخش خدمات مالی در اقتصاد ایران» بخش خدمات مالی را یک تابع لئونتیف در نظر می‌گیرد و سعی می‌کند که اثر تعطیلی بخش خدمات مالی در تولید و اشتغال کشور را به‌صورت آثار مستقیم و غیرمستقیم محاسبه کند. در این مقاله برای محاسبه پیوندهای پیشین و پسین از جدول داده ستانده، شاخص پسین ارزش‌افزوده و پیشین تقاضای نهایی، استفاده می‌شود. نتایج حاکی از آن است که با انتخاب الگوی لئونتیف، اگر آثار پیوندهای پیشین بخش خدمات مالی حذف شود، کاهش

اشتغال معادل ۲۱۵۸۱٤ نفر است. درحالی‌که با انتخاب الگوی گش، میزان کاهش اشتغال ٦٨٧٠٣٨ نفر برآورد شده است (Tarahomi, 2011).

آقامحمدی رنانی و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی اثر ارزش محصول واسطه‌گری بانک‌های تجاری بر بی‌ثباتی اقتصادی ایران طی سال‌های ٨٦-١٣٦٠» به بررسی نقش واسطه‌های مالی بر بی‌ثباتی اقتصادی پرداختند. آنان با استفاده از روش آزمون یوهانسون به بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها پرداختند و برای نحوه تعدیل متغیر بی‌ثباتی اقتصادی در کوتاه‌مدت نسبت به خطای بلندمدت، از الگوی تصحیح خطای برداری بهره بردند. نتیجه بررسی آنان حاکی از آن است که بانک‌های تجاری به‌عنوان واسطه‌های مالی در طی بازه زمانی موردنظر تأثیر منفی بر اقتصاد ایران داشته‌اند (Aghamohammadi Renani, Vaez Barzani, Dallali Esfahani & Ghasemi, 2014).

زراءنژاد و حسین پور (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی تأثیر توسعه بازارهای مالی بر نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران» با استفاده هفت معادله رگرسیونی و روش یوهانسون در بازه زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۰ و با استفاده از شش شاخص در ارزیابی شاخص توسعه مالی که شامل بخش بانکی، بخش مالی غیر بانکی، قانون‌گذاری و نظارت، بخش پولی و سیاست‌گذاری پولی، باز بودن بخش مالی و بخش نهادی، به این نتیجه رسیدند که مؤلفه‌های بخش بانکی، بخش مالی غیر بانکی، قانون‌گذاری و نظارت، باز بودن بخش مالی و بخش نهادی می‌توانند باعث کاهش ضریب جینی و بهبود توزیع درآمد گردند (Zarra-Nezhad & Hosseinpoor, 2014).

سپهر دوست و افشاری (۱۳۹۵) در مقاله تحت عنوان «اثر توسعه مالی و اعطای تسهیلات بانکی بر بهره‌وری کل عوامل تولید بر بخش صنعت» با استفاده از روش توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) در بازه زمانی ١٣٦٢ تا ۱۳۹۲ به این نتیجه دست یافتند که در طی دوره موردبررسی، اعتبارات سرمایه‌ای در بلندمدت (٠/٠٤٤) و در کوتاه‌مدت (٠/٠٢٧) با یک وقفه بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت تأثیر مثبت داشته است. اعتبارات جاری در کوتاه‌مدت (٠/٠٣٢)، از تأثیر مثبت بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت برخوردار بوده، اما در بلندمدت تأثیری روی بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت نداشته است. همچنین هزینه‌های تحقیق و توسعه در کوتاه‌مدت (٠/٠١٣) و بلندمدت

(۰/۰۳۹)، تأثیر مثبت و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت ایران داشت (Sepehrdost & Afshari, 2016).

روش حذف فرضی تعمیم‌یافته تاکنون تنها در دو اثر پژوهشی مورداستفاده واقع‌شده است که از علل اصلی آن، می‌توان به جدید بودن این روش اشاره کرد. این روش در اواخر سال ۲۰۱۳ برای اولین بار در مجله علمیEconomic Systems Research مطرح و ارائه گردید. سپس در ایران نخست، حسن دهقان شورکند در پایان‌نامه ارشد خود در سال ۱۳۹۵ از این روش استفاده نمود (Dehghan Shorkand, 2016). وی در پایان‌نامه خود با عنوان به‌کارگیری روش حذف فرضی تعمیم‌یافته در سنجش اهمیت بخش‌های اقتصاد ایران، دو سناریو را پیش می‌گیرد، در سناریوی نخست، آثار کاهش ۱۰ درصدی در عرضه هر بخش اقتصادی موردبررسی قرارگرفته است و حذف جزئی به نحوی انجام پذیرفته که کاهش عرضه، تقاضای نهایی را دست‌خوش تغییر نسازد. در سناریوی دوم، این کاهش، هم تقاضای واسطه‌ای بخش‌ها و هم تقاضای نهایی را تغییر می‌دهد. یافته‌های ایشان نشان می‌دهد، اولاً در پی حذف ۱۰ درصد مبادلات واسطه‌ای هر یک از بخش‌های اقتصادی، کاهش ارزش‌افزوده کل اقتصاد در محدوده‌ای بین حداقل ۰/۰۱ درصد (برای بخش آموزش) و حداکثر ۰/۷۸ درصد (برای بخش صنعت) قرارخواهدگرفت. ثانیاً در سناریو دوم و به دنبال حذف ۱۰ درصدی در عرضه بخش‌ها به تقاضای نهایی، کاهش ارزش‌افزوده کل اقتصادی بسیار معتنابه‌تر از سناریو نخست خواهد شد و در محدوده ۰/۱۴ درصدی (برای بخش هتل و رستوران) و ۲.۹۱ درصدی (برای بخش صنعت) نوسان خواهد کرد (Dehghan Shourkand, 2017).

در دیگر اثر پژوهشی که توسلی و مهاجری در سال ۱۳۹٦ با عنوان ارزیابی جایگاه بخش سلامت در اقتصاد ایران با استفاده از روش حذف فرضی جزئی، ارائه شد، نتایج بیانگر آن بود که در پی حذف جزئی ۱۰ درصدی عرضه بخش سلامت، ارزش‌افزوده کل اقتصاد به میزان ۰/٤۳ درصد کاهش می‌یابد. ثانیاً، بخش بهداشت و درمان خصوصی و دولتی در مقایسه با دو زیر بخش دیگر سلامت، از اهمیت بیشتری برخوردار می‌باشند زیرا با حذف ۱۰ درصدی در عرضه آن‌ها، ارزش‌افزوده کل اقتصاد به ترتیب به میزان ۰/۰۳ و ۰/۰۲ درصد کاهش می‌یابد. ثالثاً بخش ساخت ابزار پزشکی و اپتیکی، آب و برق و گاز، سایر خدمات و واسطه‌گری‌های مالی، بیشترین کاهش نسبی در ارزش‌افزوده را در پی حذف ۱۰ درصدی

بخش سلامت و زیر بخش‌های آن تجربه می‌کنند حال‌آنکه بخش‌های امور عمومی و دفاعی، آموزش و نفت خام و گاز طبیعی، کمترین تعامل و وابستگی را از منظر تغییر در ارزش‌افزوده با بخش سلامت دارند. رابعاً بخش سلامت بیشترین وابستگی را به بخش صنعت دارد و در پی حذف ۱۰ درصدی عرضه بخش صنعت، ارزش‌افزوده بخش سلامت به میزان ۰/۳ درصد کاهش می‌یابد (Tavassoli & Mohajeri, 2017).

نصراللهی و حسینی (۱۳۹٦) در پژوهشی با عنوان «بررسی رابطه بین توسعه بخش مالی و اقتصاد زیرزمینی در ایران» با استفاده از روش مدل یابی معادلات ساختاری و روش شاخص چندگانه-علل چندگانه و باهدف بررسی چگونگی تأثیر توسعه مالی بر بخش زیرزمینی اقتصاد ایران، به بررسی رابطه بین واسطه‌های مالی و اقتصاد زیرزمینی پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه آنان نشان می‌دهد که به ازای هر یک واحد افزایش در توسعه مالی، اندازه اقتصاد زیرزمینی به مقدار ۰/۰۵ درصد کاهش می‌یابد (Nasrollahi & Hosseini, 2017).

سواری و همکاران (۱۳۹۹) به مطالعه رابطه میان توسعه ی بخش مالی و مصرف انرژی بر رشد اقتصادی پرداختند. در این پژوهش به تحلیل نامتقارنی از اثرات مصرف انرژی و توسعه ی مالی بر رشد اقتصادی ایران طی با استفاده از مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی غیرخطی (NARDL) بررسی می شود. از آنجا که در ایران ارتباط غیرخطی و نامتقارن بین مصرف انرژی و توسعه مالی و رشد اقتصادی تواما با هم انجام نگرفته است زیرا تغییرات مثبت یا منفی یک متغیر آثار مشابهی بر متغیر دیگر ندارد، این مقاله بر آن است که روابط غیرخطی این متغیرها را در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۸ بررسی کند. در این تحقیق، برای متغیر توسعه مالی از ۲ شاخص متفاوت (اعتبارات داخلی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی و نقدینگی بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی) استفاده شد. مصرف سرانه انرژی مورد استفاده در این پژوهش از مصرف انواع منابع تجدیدپذیر و تجدید ناپذیر تقسیم بر جمعیت یک کشور میباشد که بر حسب کیلوتن معادل نفت خام در نظر گرفته ایم. از نیروی کار و سرمایه که از مهم ترین عوامل موثر بر رشد اقتصادی هستند استفاده شده است. در واقع، نیروی کار و سرمایه عوامل واسطهای هستند که برای استفاده به انرژی نیاز دارند و انرژی از طریق تاثیری که بر نیروی کار و سرمایه می گذارد، به طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی موثر است. نتایج مطالعه نشان داد که بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و توسعه مالی رابطه ای نامتقارن وجود دارد، به نحوی که در بلندمدت و کوتاه مدت شوک

مثبت مصرف انرژی و توسعه مالی باعث کاهش رشد اقتصادی شده است. شوک مثبت مصرف انرژی این نتایج را نشان می دهد که تلاش تولید کنندگان، برای کاهش مصرف انرژی باعث کاهش رشد اقتصادی در کوتاه مدت می شود. همچنین هر شوک مثبت به توسعه مالی موجب کاهش رشد اقتصادی در ایران میشود. همین امر موجب کاهش مصرف و کاهش دسترسی به منابع مالی و در نهایت موجب کاهش فعالیت های سرمایه گذاری می شود. در این زمینه ضریب منفی نشان دهنده این است که اعتبار اختصاص یافته به مردم توسط بخش بانکی به درستی سرمایه گذاری نشده است. این ناکارآمدی در استفاده از اعتبار باعث کاهش رشد بالقوه اقتصاد ایران شده است. از سوی دیگر، اتکا به درآمدهای نفتی بالا و تخصیص نابهینه اینگونه درآمدها به طرح های سرمایه گذاری بدون توجه به ملاحظات ناظر بر توجیه مالی و بازار باعث کاهش کارایی سرمایه گذاری و تبع آن عدم کارایی ابزارهای مالی و تاثیر منفی توسعه مالی بر رشد اقتصادی بوده است. در بلندمدت، شوک منفی مصرف انرژی و توسعه مالی اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است؛ اما در کوتاه مدت، شوک منفی مصرف انرژی و توسعه مالی به ترتیب اثر منفی و مثبتی بر رشد اقتصادی برجای گذاشته است (Savari, Fatrus, Haji & Najafizadeh, 2020).

صلاح منش و همکاران (۱۴۰۰)، در مطالعه ای به بررسی به بررسی رابطه بین آزادی اقتصادی با توسعه‌ی مالی در نمونه‌ای مشتمل بر ۱۵۲ کشور و در طول دوره‌ی زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۵ ، با تاکید بر طبقه بندی درآمدی کشورها پرداختند. آنها پس از مروری بر شاخص‌های مورد استفاده به عنوان جانشین توسعه‌ی مالی، سه شاخص تعهدات نقدی، نسبت دارایی بانک‌ها و نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی را به عنوان جانشین توسعه‌ی مالی مورد استفاده قرار داده و پس از تصریح مدل‌های مختلف، اثر متغیر آزادی اقتصادی بر هر یک از شاخص‌ها به صورت مجزا مورد ارزیابی قرار دادند. آنان نتیجه گرفتند که که آزادی اقتصادی اثر مثبت و معناداری بر توسعه‌ی مالی دارد. علیرغم مقاوم بودن نتیجه‌ی مذکور نسبت به شاخص‌های مختلف توسعه‌ی مالی ولی میزان اثر آن به نوع شاخص و نمونه‌ی انتخابی حساس است (Salahmanesh, Arman & Alaei, 2021).

مطالعات خارجی

اقتصاددانان نظرات مختلفی در مورد اهمیت سیستم مالی دارند. هیکس معتقد است که سیستم مالی از طریق تجهیز سرمایه برای طرح‌های بزرگ نقش مهمی را در توسعه صنعتی ایفا می‌نماید (Hicks, 1969). به نظر شومپیتر بانک‌ها از طریق شناسایی و تأمین مالی طرح‌های خوب، موجبات رشد ابداعات فنّاورانه را فراهم آورده‌اند(Schumpeter, 1934). برخی از اقتصاددانان نقش توسعه مالی و واسطه‌های مالی را در رشد اقتصادی چندان مهم نمی‌دانند. لوکاس بیان می‌دارد که اقتصاددانان بیش‌ازاندازه بر نقش تأمین مالی در رشد اقتصادی تأکید می‌کنند (Lucas, 1988). به‌هرحال اکثر اقتصاددانان با استدلال‌های تئوریک و شواهد تجربی رابطه توسعه مالی و واسطه‌های آن را با رشد اقتصادی مثبت می‌دانند.

مکایگ و استنگوس در مطالعه بین کشوری در بازه زمانی ۱۹۵۵-۱۹۶۰ با استفاده از روش GMM تأثیر مثبت واسطه‌های مالی را بر رشد اقتصادی را تأیید کردند (McCaig & Stengos, 2005).

هیستو و همکاران (۲۰۱۲) در مقاله‌ای با عنوان «شوک عرضه وام در طول بحران مالی: شواهدی برای منطقه یورو» به دنبال اندازه‌گیری اثرات شوک عرضه وام استفاده از روش پنل برداری خود رگرسیونی در طی بحران مالی هستند. نتایج مطالعه آنان حاکی از این است که شوک‌های عرضه وام به‌طور قابل‌توجهی به افزایش حجم وام و رشد واقعی تولید بر روی اقتصاد کشورهای عضو در طول بحران مالی اثرگذار بوده است (Hristov, Hülsewig & Wollmershäuser, 2012).

دیازنباخر و همکارش لهر (۲۰۱۳) طی مقاله‌ای به تعمیم روش حذف فرضی کلی پرداختند. بدین‌صورت که درروش حذف فرضی کلی، یک بخش به‌طورکلی از جدول داده-ستانده کنار گذاشته می‌شود تا اثرات آن استخراج گردد. حال آن‌که در واقعیت چنین حالتی ممکن نیست و این امر فرضی است در جهت تسهیل مدل‌سازی. اما دیازنباخر و لهر با تعمیم روش مذکور بیان داشتند که بر اساس مدل روش حذفی جزئی یا همان روش تعمیم‌یافته حذف فرضی کلی، می‌توان شرایط واقعی را در نظر گرفت. بدین‌صورت که درصدی از عرضه بخش را کاهش یا افزایش می‌دهیم و اثرات آن را بررسی می‌نماییم (Dietzenbacher & Lahr, 2013). آن‌ها در حذف فرضی جزئی، کاهش ۱۰ درصدی

بخش K ام را مدنظر قراردادند و بر آن اساس معادلات را بیان نمودند. البته در نسخه نهایی مدل ارائه‌شده این کاهش و افزایش می‌تواند درصدهای مختلفی را اخذ کند.

فِتی و کتیرسیوگلو در مقاله‌ای تحت عنوان «نقش بخش مالی در اقتصاد انگلستان، شواهدی از تجزیه‌وتحلیل همبستگی فصلی» به دنبال بررسی کاربردی ارتباط بین توسعه بازار سهام و رشد اقتصادی از طریق کنترل اثرات سرمایه فیزیکی و انسانی، با استفاده از روش همبستگی و داده‌های فصلی هستند. آن‌ها از داده‌های فصلی تعدیل‌شده در بازه زمانی ۱۹٦۵ تا ۲۰۱۱ استفاده کرده‌اند. نتایج تحقیق آنان حاکی از این است که اولاً توسعه بخش مالی یکی از بهترین محرک‌های اقتصاد داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد، ثانیاً ناپایداری بازار سهام تأثیر منفی بر تقاضای اقتصاد دارد. ثالثاً نتیجه می‌گیرند اگر کشوری از زیرساخت قوی و نیروی انسانی تحصیل‌کرده بهره ببرد، می‌تواند رشد اقتصادی رشد اقتصادی را افزایش داده و بازار مالی را نیز توسعه دهد. درنهایت یک بحران مالی جهانی می‌تواند به‌آسانی اقتصاد انگلستان را تحت تأثیر قرار دهد (Fethi & Katircioglu, 2015).

فریتگ و فریک در مقاله‌ای با عنوان «ارتباطات بخش‌های خدمات مالی به‌عنوان کانال توسعه اقتصادی، تحلیل داده –ستانده برای کشورهای نیجریه و کنیا» در پی تحلیل روابط پیشین و پسین بخش خدمات مالی برای دو کشور نیجریه و کنیا با استفاده از تحلیل داده – ستانده برای سال‌های ۲۰۰۷، ۲۰۰۹ و ۲۰۱۱ هستند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که روابط پیشین و پسین بسیار زیادی برای بخش خدمات مالی در کشور نیجریه وجود دارد. همچنین تغییرات در تقاضای نهایی یا ورودی اولیه به بخش مالی، تأثیر گسترده‌ای بر روی بقیه اقتصاد دارند که بخش مالی را به‌عنوان بخش کلیدی طبقه‌بندی می‌کنند. بااین‌حال، در کنیا، ارتباطات بخش‌های خدمات مالی پایین‌تر است که این ممکن است به دلیل تحرک بازار مالی به‌خوبی توسعه‌یافته در کنیا باشد. اما نتایج مربوط به ارتباطات بخش‌ها، مقادیر پیوندهای پایین و اثرات چندگانه را برای هر دو اقتصاد به ارمغان می‌آورند (Freytag & Fricke, 2017).

ابراهی و آلاگایدد در مقاله‌ای با عنوان «توسعه بخش مالی، ناپایداری اقتصادی و شوک در جنوب صحرای آفریقا» به دنبال محاسبه اثرات توسعه بخش مالی بر ناپایداری اقتصادی در طول بازه زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱٤ هستند. نتایج مطالعه آنان بر اساس داده‌های پنل و روش همبستگی استوار است که عبارت‌اند از اینکه: توسعه مالی بر ناپایداری چرخه تجاری

در یک الگوی غیرخطی اثر می‌گذارد. این اثرات بر نوسانات بلندمدت اثرگذار است. به‌طور خاص بخش‌های مالی‌ای که خوبی توسعه‌یافته‌اند، نوسانات را تعدیل می‌کنند Ibrahim (& Alagidede, 2017).

بالک و برون در مطالعه خود با عنوان «شوک عرضه نفت و اقتصاد آمریکا: تخمین مدل DSGE» به دنبال مدل‌سازی شوک‌های طرف عرضه اقتصاد با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی هستند. آن‌ها در این مطالعه در پی محاسبه تولید ناخالص داخلی واقعی هستند که از شوک عرضه نفت متأثر می‌شود. آنان برای این مهم از مدل DSGE استفاده نمودند که این مدل شامل نفت به‌عنوان ورودی در بخش‌های مختلف اقتصادی است. این مدل همچنین تجارت بین‌المللی کالاها و نفت را نیز در برمی‌گیرد. پارامترهای این مدل از طریق کالیبراسیون و برآورد بیزین و با استفاده از داده‌های فصلی برای سال‌های بین ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۵ به‌دست‌آمده است. برآورد آنان نشان می‌دهد که کشش تولید ناخالص داخلی کشور امریکا با توجه به شوک قیمت نفت ۰/۰۱۵ – تعیین می‌شود. همچنین مشخص گردید که کاهش مصرف نفت آمریکا در حالت پایدار واکنش واقعی تولید ناخالص داخلی را به قیمت نفت کاهش می‌دهد (Balke & Brown, 2018).

۳- روش پژوهش

بسیاری از چارچوب‌های نظری رشد و توسعه با بهره جستن از کاربردهای جدول داده-ستانده حاصل می‌شوند. این جدول درواقع، بسیاری از عناصر لازم برای مطالعات مربوط به ساختار اقتصاد هر جامعه را فراهم می‌آورد و راه را برای کوشش‌های طراحی سامانه‌های اجتماعی می‌گشاید. مهم‌ترین کاربرد عملی این جدول، محاسبه پسین و پیشین و به‌واسطه برآورد آن‌ها، شناسایی بخش‌های کلیدی در هر اقتصاد است. روش‌های بسیاری به‌منظور تشخیص بخش‌های کلیدی اقتصادی در متون اقتصادی بیان‌شده است که یکی از پرکاربردترین این روش‌ها روش حذف فرضی جزئی می‌باشد که در پژوهش حاضر از این روش استفاده‌شده است.

۱-۳- حذف فرضی جزئی

روش حذف فرضی جزئی که در قالب روش حذف فرضی تعمیم‌یافته مطرح است، در سال ۲۰۱۳ توسط دیازنباخر و لهر که از پیشگامان مدل‌سازی داده-ستانده هستند، معرفی شد. به روش حذف فرضی کلی سه ایراد عمده وارد بود که در این روش، این نارسایی‌ها و اشکالات بدین نحو پاسخ داده شد که اولاً در این روش، فرض بر آن است که α درصد از داده واسطه‌ای بخش‌های اقتصاد به دلایل گوناگونی حذف می‌گردد تا با آنچه در واقعیت اقتصاد روی می‌دهد، تطابق بالاتری داشته باشد. ثانیاً بر اساس این روش تأکید مطلقی بر ماتریس اثرات واسطه‌ای وجود ندارد و بردار ارزش‌افزوده و تغییرات آن مدنظر قرار می‌گیرد. ثالثاً بر اساس روش حذف فرضی جزئی، لزومی وجود ندارد که α درصد از داده یک بخش کاهش یابد، بلکه می‌توان فرض افزایش α درصد در بخش‌ها را به دلایل متعددی همچون عوامل طبیعی، اکتشاف معادن و مخازن، سیاست‌گذاری اقتصادی و... فرض نمود. رابعاً، در این روش عرضه بخش، محذوف نخواهد بود و به‌تبع آن ماتریس مبادلات واسطه‌ای کوچک‌تر نخواهد شد.

دیازنباخر و لهر روش حذف فرضی جزئی را برای تجزیه تحلیل اثرات محدودیت‌های ظرفیت استفاده کردند. محصولاتی که قبلاً توسط یک بخش تولید می‌شده است، احتمالاً یا دیگر تقاضا نمی‌شوند و یا از منابع خارج از اقتصاد محلی، مانند واردات تأمین می‌شوند (Dehghan Shorkand, 2016). ازآنجاکه ستانده x_k کاهش می‌یابد، نهاده‌های واسطه‌ای مورداستفاده در فعالیت k، z_{ik} (برای تمام iها) نیز به همان میزان درصد کاهش می‌یابند. درنتیجه، ستون k ام نیازهای مستقیم اقتصاد ماتریس A بدون تغییر باقی می‌مانند. در این صورت خواهیم داشت:

$$\bar{a}_{ik} = \frac{\bar{z}_{ik}}{\bar{x}_k} = \frac{(1-\alpha)z_{ik}}{(1-\alpha)x_k} = a_{ik} \qquad i = 1, 2, \ldots, n \qquad (۱)$$

معادله (۱) نشان‌دهنده حذف جزئی است. تمام عناصر به‌جز عنصر قطری kامین سطر ماتریس A، به‌اندازه α درصد کاهش می‌یابد. که این برای تمامی درایه‌ها صادق است و خواهیم داشت:

$$\bar{a}_{kj} = \frac{\bar{z}_{kj}}{\bar{x}_j} = \frac{(1-\alpha) z_{kj}}{(1-\alpha) x_j} = a_{kj} \qquad (۲)$$

مشخص است که این حذف بخشی، صفرتا صد درصد را شامل می‌شود و به‌نوعی، $۰ \leq \alpha \leq ۱$ است و در حالتی که $\alpha = ۱$ باشد، داریم $\bar{a}_{kj} = ۰$ برای تمام $j \neq k$، که همان روش حذف فرضی کامل است.

بنابراین داریم $I - \bar{A} = I - A + \alpha e_k \acute{b}_k$. ازآنجایی‌که ماتریس $\bar{A}$ مجموع قسمتی از ماتریس A قبلی و ماتریس دیگری است، با استفاده از روش‌هایی می‌توان معکوس لئونتیف را محاسبه کرد. به‌طور خلاصه در یک بررسی عالی از هندرسون و سارل[۷] در سال ۱۹۸۱ آورده شده است که نتیجه آن دلالت بر این موضوع دارد که (Henderson & Searle, 1981):

$$\bar{L} = L + \frac{\alpha L e_k \acute{b}_k L}{1 + \alpha \acute{b}_k L e_k} \qquad (۳)$$

پس از مشخص شدن ماتریس معکوس لئونتیف قبل و بعد از تغییرات، می‌توان میزان تغییرات ستانده را با رابطه (٤) محاسبه نمود:

$$\bar{x} - x = (\bar{L} - L) f \qquad (۴)$$

میزان تقاضای نهایی در اثر کاهش αدرصدی عرضه بخشی، می‌تواند به‌اندازه‌ی $\bar{f}_k$ کاهش یابد:

$$\bar{f}_k = (1-\alpha) f_k \qquad (۵)$$

مشخصاً درصورتی‌که شاهد این کاهش در تقاضای نهایی باشیم، ستانده نیز به میزان $\bar{x} - x$ کاهش خواهد داشت که عبارت است از:

[7] Henderson and searle

$$\bar{x} - x = \left(\bar{L} - L\right)\bar{f} \qquad (۶)$$

تغییرات ستانده هر بخش دلالت‌های متعددی برای انواع ضرایب فزاینده داده-ستانده خواهد داشت.

۲-۳- ضریب ارزش‌افزوده

معیار ارزش‌افزوده موردعلاقه اقتصاددانان است زیرا می‌تواند معیار خوبی برای نشان دادن میزان رفاه اقتصادی در جامعه باشد. رفاه افراد در جامعه می‌تواند بر مبنای میزان مصرف آن‌ها نیز تعیین گردد. مصرف افراد تابعی از درآمد قابل‌تصرف آن‌ها می‌باشد و درآمد قابل‌تصرف نیز در داخل GDP قرار دارد و ازآنجایی‌که در نظام حسابداری بخشی، GDP به روش درآمدی و هزینه‌ای منعکس می‌شود، می‌توان از معیار ارزش‌افزوده کل برای اندازه‌گیری رفاه خانوارها استفاده نمود (Tavassoli & Mohajeri, 2017). طبق آنچه لهر و دیازنباخر محاسبه نموده‌اند، جهت محاسبه تغییرات در ارزش‌افزوده کل خواهیم داشت:

$$\overline{VA} - VA = \sum_i v_i\left(\bar{x}_i - x_i\right) = -\tilde{\lambda}_k \sum v_i l_{ik} = -\tilde{\lambda}_k \mu_k \qquad (۷)$$

در این فوق، عبارت v_i بیانگر ضریب ارزش‌افزوده‌ای است که به‌صورت نسبت ارزش‌افزوده بخش iام بر ستانده همان بخش محاسبه می‌گردد. ضرایب فزاینده ارزش‌افزوده به‌صورت $\acute{\mu} = \acute{v}L$ تعریف می‌شوند که μ_i نشان‌دهنده آثار و تبعات افزایش یک واحد تقاضای نهایی بخش i به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم، بر ارزش‌افزوده کل می‌باشد. بنابراین برای محاسبه ارزش‌افزوده کل در تمامی بخش‌ها می‌توان از رابطه $VA = \acute{\mu} x = \acute{\mu} Lf$ بهره گرفت.

شوک‌های جانب عرضه می‌توانند شوک‌هایی مثبت یا منفی باشند که اساساً ماهیت برون‌زا در چارچوب تئوریک دارند. دو صورت مشترک شوک مثبت و منفی عرضه طبق مدل تعادل عمومی، یا ناشی از تغییرات تکنولوژی و نوسانات ضرایب فنی و به‌تبع آن تحول ماتریس‌های A و لئونتیف است و یا افزایش یا کاهش ظرفیت فعالیت‌ها، بنگاه‌ها و صنایع می‌باشد. به‌طور مثال بروز سیل، طوفان، زلزله، جنگ داخلی و خارجی، حملات تروریستی، قرنطینه و... از موارد شوک‌های منفی جانب عرضه هستند و شوک‌های مثبت همچون

حمایت دولت‌ها از یک صنعت یا خدمت، تحولات فنّاورانه، آزادسازی تجارت، افزایش سهولت اعطای اعتبار و تسهیلان به بخش‌های اقتصادی و... هستند.

۳-۳- داده‌های آماری و نرم‌افزار

در این پژوهش از جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۰ که به روش آماری و توسط مرکز آمار ایران گردآوری، تنظیم و عرضه‌شده است به‌عنوان جدول پایه استفاده‌شده است. به‌منظور بهنگام سازی این جدول به سال ۱۳۹٤ نیز از حساب‌های ملی مرکز آمار ایران و روش راس استفاده شد. در این میان روش‌های مختلف بهنگام سازی، راس روشی است که معمولاً به علت دقت بالای آن و نیاز کمتر به آمارهای کوچک و جزئی مورد استقبال دولت‌ها، سازمان‌ها و نهادهای اقتصادی قرار می‌گیرد به‌طوری‌که بانک مرکزی ایران نیز در به‌روزرسانی جداول خود از این روش استفاده می‌کند (CBI, 2010). مطالعات دیگری ازجمله مقاله (مشفق و همکاران، ۱۳۹۳)، پایان‌نامه (ظهوری، ۱۳۹۳)، مقاله (جهانگرد، ۱۳۸٤) تصریح بر دقت و کارایی این روش در ایران داشته‌اند. نکته مهم در بهنگام سازی این جدول، عدم تطابق تعداد بخش‌های جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۰ (۹۹ بخشی بود جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۰) و حساب‌های ملی در سال مقصد یعنی ۱۳۹٦ (۷۵ بخشی بودن) می‌باشد که الزام تجمیع جدول پایه را دلالت دارد. برای تجمیع جدول سال پایه که دارای ۹۹ بخش به ۷۵ بوده از زبان برنامه‌نویسی پایتون و ماژول PyIO استفاده شد.

مدل‌سازی و ورود شوک‌ها نیز در محیط تلفیقی نرم‌افزار اکسل ماکروسافت و نرم‌افزار ریاضیاتی میپل[8] انجام می‌شود بدین‌صورت که محیط اکسل در میپل لینک شده و ورود شوک‌ها در نرم‌افزار اکسل انجام می‌شود و محاسبات ماتریسی اعم از ضرب، تقسیم، جمع و منهای درایه به درایه یا ضرب و معکوس گیری ماتریس‌ها در نرم‌افزار میپل برنامه‌نویسی می‌شود.

۴- نتایج پژوهش

در تشریح مدل حذف فرضی جزئی جهت ارزیابی بخش‌ها و زیر بخش‌های مالی کشور، از جدول داده-ستانده سال ۱۳۹٦ در اسلوب ۷۵ بخش در ۷۵، استفاده‌شده است که پس از

[8] MAPLE

تفکیک واردات، به جدول داخلی تبدیل‌شده، مبنای محاسبات قرارگرفته است. در ابتدا آثار بروز شوک مثبت ۱۰درصدی در زیر بخش‌های مالی تشریح خواهد شد و در جهت تبیین هرچه بهتر و ارزیابی جایگاه این بخش از اقتصاد، به تحلیل ورود شوک مثبت ۱۰درصدی عرضه کل بخش مالی یعنی بخش تجمیع شده بانک، بیمه و سایر خدمات مالی، پرداخته می‌شود.

۴-۱- اثر شوک مثبت ۱۰ درصدی در عرضه زیر بخش بانک

شوک مثبت ده درصدی در عرضه خدمات بانکی کشور، نخست و در بالاترین سطح، خود بخش را با درصد تغییرات افزایشی ارزش‌افزوده به میزان ۸/٦۷ درصد (۱۷۵۹۸۰٦۲ میلیون ریال) مواجه خواهد کرد و در پی بروز چنین شوکی پنج‌بخشی که بیشترین درصد افزایش ارزش‌افزوده را خواهند داشت عبارت‌اند از:

جدول ۳. پنج بخش با بیشترین افزایش ارزش‌افزوده در اثر بروز شوک مثبت ۱۰درصدی عرضه خدمات بانک
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 3. Five sectors with the highest increase in value added due to a positive 10% shock to the supply of bank services
Resource: Research results

ردیف	نام بخش	افزایش ستانده واسطه‌ای (میلیون ریال)	درصد افزایش ستانده واسطه‌ای	افزایش ارزش‌افزوده (میلیون ریال)	درصد افزایش ارزش‌افزوده
۱	ساختمان‌هاي مسكوني	۱۹۸۲۹۳۱	۰/۵۲	۲۸۵۱۵۸۹	۱/۱۲
۲	ساختمان‌های غیرمسکونی	۲۳۳۰۸٤۰	۰/٤۹	۳٦۹٤۰۱۰	۱/۰۱
۳	تأمين اجتماعي اجباري	۱۰۰۰۲۸	۰/٦٤	٤۰۲۱۰۱	۰/۸۵
٤	دامداری	۵۸٤۱٤۱	۰/۱۱	۹٦۰۰۹	۰/۷۹
۵	امور انتظامي	۱۲۷۷۳۳	۰/۷۱	۷۳۰۱۵۸	۰/۷۷

۴-۲- اثر شوک مثبت ۱۰ درصدی در عرضه زیر بخش واسطه‌های مالی

در صورت شبیه‌سازی مدل بروز شوک مثبت عرضه در واسطه‌های مالی، شاهد تغییر افزایش ارزش‌افزوده به میزان ۵۶۳۹۸۶۹ میلیون ریال (۹/۳۲ درصد) در خود بخش خواهیم بود و طبق جدول زیر پنج بخش دیگری از اقتصاد که بالاترین درصد افزایش ارزش‌افزوده را داشته‌اند عبارت‌اند از:

جدول ٤. پنج بخش با بیشترین افزایش ارزش‌افزوده در اثر بروز شوک مثبت ۱۰درصدی عرضه واسطه‌های مالی
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 4. Wave Five sectors with the highest increase in value added due to a positive 10% shock to the supply of financial intermediations
Resource: Research results

ردیف	نام بخش	افزایش ستانده واسطه‌ای (میلیون ریال)	درصد افزایش ستانده واسطه‌ای	افزایش ارزش‌افزوده (میلیون ریال)	درصد افزایش ارزش‌افزوده
۱	ساخت محصولات اساسی آهن و فولاد	۱۶۱۷۴۸	۰/۰۶	۷۵۱۳۵۷	۰/۶۰
۲	ساخت سایر فلزات اساسی و ریخته‌گری فلزات	۲۸۵۸۱	۰/۰۷	۵۶۹۶۲	۰/۵۲
۳	ساخت، تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری	۱۹۰۴۱	۰/۰۶	۱۹۰۶۶۷	۰/۴۸
٤	ساخت وسایل نقلیه‌ی موتوری و سایر تجهیزات حمل‌ونقل و قطعات و وسایل الحاقی آن‌ها	۲۶۰۲۵۰	۰/۰۶۹	۲۵۸۳۰۹	۰/٤۷
۵	دامداری	۳۳۹۷۳۹	۰/۰۶۵	۵۵۸۳۹	۰/٤۶

۴-۳- اثر شوک مثبت ۱۰ درصدی در عرضه زیر بخش بیمه

نتایج مدل‌سازی شوک مثبت ۱۰درصدی عرضه در زیر بخش بیمه نشان‌دهنده آن است که در وهله نخست بیشترین تغییرات افزایشی ارزش‌افزوده در خود این بخش خواهد بود

به‌طوری‌که شاهد افزایش چهار و نیم درصدی و به میزان ٤٣٩٥٣٦٩ میلیون ریال خواهد بود. بر این اساس پنج فعالیتی که از اقتصاد بیشترین اثرپذیری را دارند طبق جدول زیر عبارت‌اند از:

جدول ۵. پنج بخش با بیشترین افزایش ارزش‌افزوده در اثر بروز شوک مثبت ۱۰درصدی عرضه خدمات بیمه
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 5. Five sectors with the highest increase in value added due to a positive shock of 10% in the supply of insurance services
Resource: Research results

ردیف	نام بخش	افزایش ستانده واسطه‌ای (میلیون ریال)	درصد افزایش ستانده واسطه‌ای	افزایش ارزش‌افزوده (میلیون ریال)	درصد افزایش ارزش‌افزوده
۱	ساختمان‌های غیرمسکونی	۱۲۲٤۲۰۳	۰/۲٦	۱۹٤۰۱٦٦	۰/۵۳
۲	استخراج زغال‌سنگ و لینیت	۲۳۵	۰/۱۹	۲٤٦۷	۰/٤٦
۳	ساخت، تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری	۱۵٤۱٤	۰/۰۵	۱۵٤۳۵۱	۰/۳۹
٤	استخراج سنگ، شن و خاک رس	٦٤٦	۰/۰٦	۹۱۵۲	۰/۳
۵	حمل‌ونقل آبي	۱۰۵۷۱۲	۰/۱۲	۱۱۷۹۰۰	۰/۲۷

۴-۴- اثر شوک مثبت ۱۰ درصدی در عرضه کل بخش مالی

درصورتی‌که سه زیر بخش مالی را تجمیع و به‌عنوان یک کل واحد تحلیل شود، بروز شوک مثبت ۱۰ درصدی در این بخش، خود این بخش را با افزایش ۷/۵ درصدی ارزش‌افزوده که به میزان ۲۷۱۹۰۰۳۹/۹۲ میلیون ریال می‌باشد، بهبود خواهد بخشید. طبق جدول زیر نیز ده بخشی که بالاترین اثرپذیری مثبت را از این موضوع از خود نشان می‌دهند عبارت‌اند از:

جدول ٦. ده بخش با بیشترین افزایش ارزش‌افزوده در اثر بروز شوک مثبت ۱۰درصدی عرضه کل بخش مالی
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 6. Ten sectors with the highest increase in value added due to a positive shock of 10% of the supply of the financial sector

Resource: Research results

ردیف	نام بخش	افزایش ستانده واسطه‌ای (میلیون ریال)	درصد افزایش ستانده واسطه‌ای	افزایش ارزش‌افزوده (میلیون ریال)	درصد افزایش ارزش‌افزوده
۱	ساختمان‌های غیرمسکونی	۳۸۷۸۲٦۳	۰/۸۲	٦۱٤٦٤۲۷	۱/٦۹
۲	ساخت، تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری	٦۱۳۲۲	۰/۲۱	٦۱٤۰٤۱	۱/۵۷
۳	ساختمان‌هاي مسكوني	۲٦۵۲۸۷٦	۰/٦۹	۳۸۱۵۰۱۵	۱/۵
٤	دامداری	۱۰۲۹۷۰۳	۰/۱۹	۱٦۹۲٤۱	۱/٤
۵	تأمين اجتماعي اجباري	۱۲۹۲۷۲	۰/۸۳	۵۱۹٦۵۵	۱/۱۰۷
٦	استخراج سنگ، شن و خاک رس	۲۳۲٦	۰/۲۲	۳۲۹۵۲	۱/۱۰۳
۷	حمل‌ونقل آبي	۳۸٦۸۰٤	۰/٤۵	٤۳۱٤۰۲	۰/۹۹
۸	ساخت محصولات اساسی آهن و فولاد	۲۵۳۰۱۸	۰/۱	۱۱۷۵۳۲۸	۰/۹۳
۹	استخراج سایر کانی‌های فلزي و غيرفلزی	٤٦۰	۰/۱۷	۱۳۲۷٤	۰/۹۱
۱۰	امور انتظامي	۱٤٤۸۹۷	۰/۸	۸۲۸۲۷۱	۰/۸۸

۵- نتیجه‌گیری

پیوندهای پسین و پیشین برای تجزیه‌وتحلیل روابط وابستگی بین بخش‌های اقتصادی و تعیین استراتژی توسعه مناسب برای بخش‌هایی که دارای تأثیر متوسط به بالا بر اقتصاد دارند، به کار می‌رود. یکی مهم‌ترین اجزای مهم توسعه و شکوفایی اقتصادی کشورها در برنامه‌ریزی‌های بخش دولتی و خصوصی چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت، توجه به بخش مالی و زیر بخش‌های آن در اقتصاد است. وابستگی روزافزون جوامع به خدمات مالی،

به دلیل جایگزینی روابط و تعاملات میان منطقه‌ای سبب شده است که بخش مالی جایگاه ویژه‌اي در تجارت، رشد و توسعه اقتصاد پیدا کند و در کنار سایر عوامل تولید یعنی سرمایه و نیروی کار، عاملی مؤثر در رشد و توسعه هر اقتصادی قلمداد شود و در عملکرد بخش‌های مختلف اقتصادی نقش چشم‌گیری ایفا کند. ازاین‌رو بسیار ضروری است تا بر پایه روشی دقیق و جامع، بروز شوک‌های مثبت عرضه که به علت پیچیدگی مدل‌سازی آن، کمتر به آن پرداخته‌شده است، شبیه‌سازی شود. مدل‌سازی داده-ستانده در مقایسه با سایر روش‌های تحلیل و بررسی از قبیل مطالعات توصیفی و مدل‌های اقتصادسنجی این قابلیت را دارد که تحلیل‌های مختلف اقتصادی را در سطح بخشی ارائه نموده و تصویری کامل از تعاملات بخش‌های اقتصادی در سال را به نمایش بگذارد. در این مقاله با استفاده از رویکرد تعادل عمومی والراسی جداول داده-ستانده و با به‌کارگیری روش حذف فرضی تعمیم‌یافته دیازنباخر و لهر، به سنجش آثار و نتایج شوک مثبت ۱۰ درصدی عرضه بخش مالی و زیر بخش‌های آن شامل زیر بخش بانک، زیر بخش بیمه و زیر بخش سایر واسطه‌های مالی پرداخته‌شده است. جدول مورداستفاده در این پژوهش جدول داده-ستانده سال ۱۳۹٦ می‌باشد که از طریق روش نیمه آماری راس و بر مبنای جدول داده-ستانده ۱۳۹۰، محاسبه‌شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که:

در صورت افزایش ۱۰ درصدی عرضه خدمات بانکی در اقتصاد ایران، بخش «ساختمان‌هاي مسكوني» با افزایش ۱/۱۲ درصدی ارزش‌افزوده که برابر ۲۸۵۱۵۸۹ میلیون ریال می‌باشد، مواجه خواهد شد به‌طوری‌که ستانده واسطه‌ای آن ۱۹۸۲۹۳۱ میلیون ریال معادل ۰/۵۲ درصد افزایش را شاهد بوده است. پس‌ازاین بخش نیز فعالیت‌های «ساختمان‌های غیرمسکونی»، «تأمين اجتماعي اجباري» و «دامداری» به ترتیب با ۱/۰۱و ۰/۸۵ و ۰/۷۹ درصد افزایش ارزش‌افزوده روبه‌رو می‌شوند.

در صورت افزایش ۱۰ درصدی عرضه خدمات واسطه‌های مالی در اقتصاد ایران، بخش «ساخت محصولات اساسی آهن و فولاد» با افزایش ۰/٦ درصدی ارزش‌افزوده که برابر ۷۵۱۳۵۷ میلیون ریال می‌باشد، مواجه خواهد شد به‌طوری‌که ستانده واسطه‌ای آن ١٦١٧٤٨ میلیون ریال معادل ۰/۰٦ درصد افزایش را شاهد بوده است. پس‌ازاین بخش نیز فعالیت‌های «ساخت سایر فلزات اساسی و ریخته‌گری فلزات»، «ساخت، تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری» و «ساخت وسایل نقلیه‌ی موتوری و سایر تجهیزات حمل‌ونقل

و قطعات و وسایل الحاقی آن‌ها» به ترتیب با ۰/۵۲ و ۰/۴۸ و ۰/۴۷ درصد افزایش ارزش‌افزوده روبه‌رو می‌شوند.

در صورت افزایش ۱۰ درصدی عرضه خدمات بیمه در اقتصاد ایران، بخش «ساختمان‌های غیرمسکونی» با افزایش ۰/۵۳ درصدی ارزش‌افزوده که برابر ۱۹۴۰۱۶۶ میلیون ریال می‌باشد، مواجه خواهد شد به‌طوری‌که ستانده واسطه‌ای آن ۱۲۲۴۲۰۳ میلیون ریال معادل ۰/۲۶ درصد افزایش را شاهد بوده است. پس‌ازاین بخش نیز فعالیت‌های «استخراج زغال‌سنگ و لینیت»، «ساخت، تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری» و «استخراج سنگ، شن و خاک رس» به ترتیب با ۰/۴۶ و ۰/۳۹ و ۰/۳۰ درصد افزایش ارزش‌افزوده روبه‌رو می‌شوند.

در نهایت تمام انواع خدمات مالی تجمیع و افزایش عرضه ۱۰ درصدی بخش مالی در اقتصاد ایران مورد تدقیق قرار گرفت و نتایج نشان داد بخش «ساختمان‌های غیرمسکونی» با افزایش ۱/۶۹ درصدی ارزش‌افزوده که برابر ۶۱۴۶۲۷ میلیون ریال می‌باشد، مواجه خواهد شد به‌طوری‌که ستانده واسطه‌ای آن به میزان ۳۸۷۸۲۶۳ میلیون ریال (۰/۸۲درصد) با افزایش روبه‌رو می‌شود. پس‌ازآن نیز بخش‌های «ساخت، تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری»، «ساختمان‌هاي مسكوني» و «دامداری» به ترتیب با ۱/۵۷ و ۱/۵۰ و ۱/۴۰ درصد افزایش ارزش‌افزوده روبه‌رو می‌شوند.

در نهایت و نظر به نتایج پژوهش حاضر توصیه می‌شود سیاست‌گذاران بخش عمومی در تصمیماتی که منجر به شوک‌های عرضه بخش مالی می‌باشد، بخش‌های متعدد متأثر از بخش مالی را مدنظر قرار داده و مبتنی بر اثرات مستقیم و غیرمستقیم میان‌بخشی اقتصاد، ارزش‌افزوده، عرضه و تقاضای نهایی سایر بخش‌ها را نیز در تحلیل‌ها و سیاست‌های خود وارد نمایند.

هرچند بخش مالی به بزرگی‌بخش‌هایی همچون صنعت یا نفت نمی‌باشد و اثرات شوک به آن ارقام بزرگی را نشان نمی‌دهد اما وسعت اثرگذاری و تعدد بخش‌های وابسته با آن بالاست. همچنین به پژوهشگران حوزه مدل‌سازی داده-ستانده مالی و مدل‌سازان شوک‌های برون‌زا، توصیه می‌شود بر اساس توسعه مدل دیازنباخر و لهر، به تحلیل شوک‌های منفی در سناریوهای مختلف کاهش، افزایش و ثبات تقاضای نهایی بپردازند تا جنبه‌های مخفی شوک‌های عرضه مشخص گردد. همچنین می‌توان در پژوهشی مستقل، اثرپذیری بخش مالی طی سناریوهای مختلف کاهش عرضه را مورد تدقیق قرار داد. در انتها

نیز پیشنهاد می‌شود در مدل تلفیقی ابتدا بر اساس روش‌های اقتصادسنجی کشش‌پذیری تقاضای واسطه‌ای و نهایی هر بخش سنجیده و در مدلی منعطف نسبت به شوک‌های متفاوت یک بخش، در قالب مدل داده-ستانده، بروز شوک‌ها شبیه‌سازی شوند.

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

Aghamohammadi Renani, S., Vaez Barzani, M., Dallali Esfahani, R., & Ghasemi, M. (2013). Analyzing the Impact of Intermediary Products of Commercial Banks on Iran's Economic Instability (1981-2007). *QJER*, *13*(2), 107–128. Retrieved from http://ecor.modares.ac.ir/article-18-2474-fa.html. (in Persian)

Balke, N. S., & Brown, S. P. (2018). Oil supply shocks and the U.S. economy: An estimated DSGE model. *Energy Policy*, *116*, 357–372. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2018.02.027

Barghi Oskooee, M. M., & Mohammadi Bilankohi, A. (2016). The Investigation of Effect of Trade on Energy Consumption in D8 Countries. *jemr*, *7*(25), 217–241. https://doi.org/10.18869/acadpub.jemr.7.25.217 . (in Persian)

Bemanpoor, M. (2016). *Computable general equilibrium modeling (practical approach)*. Tehran: ISU press. (in Persian)

CBI (2010). Metadata: Input-Output table. *Central Bank of the Islamic Republic of Iran*, *1*(1), 1–20. (in Persian)

Chenery, H. B., & Watanabe, T. (1958). International Comparisons of the Structure of Production. *Econometrica*, *26*(4), 487. https://doi.org/10.2307/1907514

Dalali Esfahani, R., Vaez Barzani, M., & Rafiei, R. (2008). The Impact of Financial Intermediaries on Iran's Economic Growth. *Journal of Macroeconomics*, *8.1*(28), 13–30. Retrieved from http://jes.journals.umz.ac.ir/article_105.html . (in Persian)

Dehghan Shourkand, H. (2017). Application of Extended Hypothetical Extraction Method in Measuring the Importance of Economic Sectors of Iran. Allameh Tabataba'i University. Tehran, Iran. (in Persian)

Dietzenbacher, E., & Lahr, M. L. (2013). EXPANDING EXTRACTIONS. *Economic Systems Research*, *25*(3), 341–360. https://doi.org/10.1080/09535314.2013.774266

Fazlzadeh, A., & Tajvidi, M. (2008). Energy Management in Iranian Industries: A Case Study: The Causal Relationship between Electricity Consumption and Small Value Added Value of Small Industries. *Energy Economics Studies*, *19*, 5–29. (in Persian)

Fethi, S., & Katircioglu, S. (2015). The role of the financial sector in the UK economy: Evidence from a seasonal cointegration analysis. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, *28*(1), 717–737. https://doi.org/10.1080/1331677X.2015.1084476

Freytag, A., & Fricke, S. (2017). Sectoral linkages of financial services as channels of economic development—An input–output analysis of the Nigerian and Kenyan economies. *Review of Development Finance*, *7*(1), 36–44. https://doi.org/10.1016/j.rdf.2017.01.004

Henderson, H. V., & Searle, S. R. (1981). On Deriving the Inverse of a Sum of Matrices. *SIAM Review*, *23*(1), 53–60. https://doi.org/10.1137/1023004

Hesani, M. A. (2003). The nature and functions of banking and quasi-banking financial intermediaries. *Religion and Communication*, *20*(9), 37–52. Retrieved from https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/21137 . (in Persian)

Hicks, J. (1969). *A theory of economic history* (Vol. 9). Oxford: Oxford University Press.

Hirschman, A. O. (1958). *The strategy of economic development* (No. 04; HD82, H5.).

Hristov, N., Hülsewig, O., & Wollmershäuser, T. (2012). Loan supply shocks during the financial crisis: Evidence for the Euro area. *Journal of*

International Money and Finance, *31*(3), 569–592. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.10.007

Ibrahim, M., & Alagidede, P. (2017). Financial sector development, economic volatility and shocks in sub-Saharan Africa. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *484*, 66–81. https://doi.org/10.1016/j.physa.2017.04.142

International Standard Industrial Classification of All Economic Activities (ISIC) Revision 4. (2017). Statistical Center of Iran. (in Persian)

Jahangard, E. (2005). Evaluation of input-output table modifing methods in Iran. *Economic Growth and Development Research (EGDR)*, *5*(3), 91–109. Retrieved from https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=62484 . (in Persian)

Jumbe, C. B. (2004). Cointegration and causality between electricity consumption and GDP: Empirical evidence from Malawi. *Energy Economics*, *26*(1), 61–68. https://doi.org/10.1016/S0140-9883(03)00058-6

Karimzadeh, M., & Soltani, A. (2010). Estimation of Long-Term Relationship between Financial Intermediation Industry Stock Price Index and Monetary Macro Variables Using ARDL Method. *Financial Accounting*, *2*(6), 1–18. Retrieved from https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=113935. (in Persian)

Lucas Jr, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*, *22*(1), 3-42.

McCaig, B., & Stengos, T. (2005). Financial intermediation and growth: Some robustness results. *Economics Letters*, *88*(3), 306–312. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2004.12.031

Mohammadi, T., nazeman, h., & khodaparast persarai, Y. (2014). A Dynamic Causality Relation Between Financial Development, Trade Openness and Economic Growth: A Comparison Between Iran and Norway. *Journal of Iranian Energy Economics*, *3*(10), 151–178. Retrieved from https://jiee.atu.ac.ir/article_537.html . (in Persian)

Moshfegh, Z., Ramezanzadeh, G., Sherkat, A., Soleimani, M., & Banoee, A. A. (2014). Evaluation of Conventional RAS and Modified RAS Methods in Updating the Input-Output Coefficients of the Iranian Economy with Emphasis on Different Divisions of Exogenous

Statistics. *Iranian Economic Research*, *19*(58), 117–152. Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_980.html . (in Persian)

Nasrollahi, Z., & Hosseini, A. (2017). Investigating the Relationship between Financial Development and Underground Economy in Iran. *Sustainable Growth and Development Research (Economic Research)*, *17*(2), 1–24. Retrieved from http://ecor.modares.ac.ir/article-18-9592-fa.html. (in Persian)

Patrick, H. T. (1966). Financial development and economic growth in underdeveloped countries. Economic development and Cultural change, 14(2), 174-189.

Rasmussen, P. N. (1956). *Studies in inter-sectoral relations* (Vol. 15). E. Harck.

Sadeghi Shahdani, M. (2016). *Input-Output Modeling* (1st ed.). Tehran: ISU press. (in Persian)

Salahmanesh, A., Arman, A., Alaei, R. (2021). Examining the effect of economic freedom on financial development. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 18(3), 65-98. doi: 10.22055/jqe.2019.28798.2048

Savari, A., Fatrus, M., Haji, G., Najafizadeh, A. (2020). Asymmetric analysis of the effect of energy consumption and financial development on economic growth in Iran: Application of nonlinear ARDL method. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 17(3), 69-90. doi: 10.22055/jqe.2019.28107.2012

Schumpeter, J. A., & Nichol, A. J. (1934). Robinson's economics of imperfect competition. *Journal of political economy*, *42*(2), 249-259.

Sepehrdost, H., & Afshari, F. (2016). Impact of Financial Development and Bank Credit Payments on Total Factor Productivity of Industrial Sector. *Applied Economic Studies in Iran*, *5*(20), 221–251. https://doi.org/10.22084/aes.2016.1673. (in Persian)

Shahabadi, A., & Mahmmodi, H. (2010). Investigating Relationship between Financial Intermediary Development and Values Added of Agricultural Sector (Case Study of Iran). *Economics and Agricultural Development)*, *24*(4). https://doi.org/10.22067/jead2.v1389i4.8199. (in Persian)

Statistical Center of Iran. (2018) Iran's National accounts. https://www.amar.org.ir/ (in Persian)

Tarahomi, F. (2011). The analysis of financial services sector effects in the Iranian economy. *Financial and monetary economics*, *17*(30), 181–208. https://doi.org/10.22067/pm.v17i30.27244 . (in Persian)

Tavassoli, S., & Mohajeri, P. (2017). Assessing the Importance of Health Sector Using The Partial Extraction Method, the Case Study of Iranian Economy. *Economic Growth and Development Research (EGDR)*, *8*(29), 77–96. Retrieved from http://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_3391.html . (in Persian)

Vali Nejad, M. (2001). Security and development, financial development and financial intermediaries. *Political-economic information*, *15*(163-164), 5–27. (in Persian)

Zarra-Nezhad, M., & Hosseinpoor, A. (2014). The Effect of Financial Development on Income Inequality in Iran's Economy. *Econometric modeling*, *1*(1), 1–19. https://doi.org/10.22075/jem.2017.1494. (in Persian)

Zohori, A. (2014). *Evaluation of RAS and GRAS methods in updating input-output tables with positive and negative data in Iranian economy* (Master). Allameh Tabatabai University, Tehran. (in Persian)

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۱ ۱۹(۲) ۶۵-۳۷

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

بررسی رابطه ریسک اطلاعاتی با احتمال وقوع حباب قیمتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

حبیب انصاری سامانی *، مریم امینیان دهکردی **

* دانشیار اقتصاد،گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران (نویسنده ی مسئول).
** کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندیJEL: G14، G12، G10
تاریخ دریافت: ۶ آبان ۱۳۹۸ تاریخ بازنگری: ۷ بهمن ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۱۱ دی ۱۳۹۹	واژگان کلیدی: حباب قیمتی، آزمون ریشه واحد سوپریموم تعمیم یافته، ریسک اطلاعاتی
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول: ایمیل: h.samani@yazd.ac.ir 0000-0002-0075-5097	آدرس پستی: یزد، صفاییه، بلوار دانشگاه، دانشگاه یزد، ساختمان استقلال

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

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

چکیده

هدف اصلی این پژوهش بررسی رابطه میان ریسک اطلاعاتی در قالب دو شاخص ریسک نوسان پذیری و ریسک آربیتراژ با احتمال وقوع حباب قیمتی سهام شرکت‌ها می‌باشد. بدین منظور داده‌های مربوط به ۱۰۹ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۹۷ به‌عنوان نمونه به روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک انتخاب شدند. فرضیه‌های تحقیق در راستای اهداف تحقیق به دنبال بررسی رابطه میان ریسک اطلاعاتی (که شامل ریسک آربیتراژ و ریسک نوسان‌پذیری سهام می‌باشد) و حباب قیمتی سهام که با روش جدیدی اندازه‌گیری شده، طراحی شدند. این نحوه اندازه‌گیری به‌جای وقوع حباب قیمتی، آن را به شکل احتمالی از وقوع حباب در نظر می‌گیرد. متغیر احتمال وقوع حباب قیمتی از طریق آزمون سوپریموم تعمیم یافته که یک آزمون از مجموعه آزمون‌های راست دنباله است و به‌منظور پیش‌بینی دوره‌های وقوع حباب قیمتی استفاده می‌شود، روی داده‌های هفتگی سهام محاسبه شد. سپس از طریق دو مدل رگرسیونی داده‌های پانل تأثیر شاخص‌های ریسک اطلاعاتی در کنار مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر حباب قیمتی بر متغیر وابسته تحقیق بررسی شد.نتایج تخمین مدل اول پژوهش نشان‌دهنده وجود رابطه مثبت و معنادار میان ریسک نوسان‌پذیری سهام با احتمال وقوع حباب قیمتی در سهام شرکت است. این نشان می‌دهد که افزایش ریسک نوسان‌پذیری به‌عنوان شاخصی از ریسک اطلاعاتی می‌تواند عامل مهمی برای تشکیل حباب قیمتی در سهام شرکت شود؛ بنابراین فرضیه اول تحقیق مورد تائید قرار می‌گیرد. همچنین در تائید نتایج تخمین مدل قبل، ریسک آربیتراژ نیز مانند ریسک نوسان‌پذیری رابطه مثبت و معناداری با احتمال وقوع حباب قیمتی دارد. این بدان معنی است که با افزایش ریسک آربیتراژ هر سهم می‌توان انتظار بیشتری برای وقوع حباب قیمتی داشت و این بیانگر این موضوع است که فرضیه دوم تحقیق مورد تائید قرار می‌گیرد. همچنین نتایج نشان داد که اندازه شرکت، ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت و شناوری سهام تأثیر معکوس و معناداری بر متغیر وابسته تحقیق دارند. همچنین متغیر سهم سهامداران نهادی، تأثیر مثبت و معناداری بر احتمال وقوع حباب قیمتی سهام دارند.

ارجاع به مقاله:
انصاری سامانی، حبیب و امینیان دهکردی، مریم. (۱۴۰۱). بررسی رابطه ریسک اطلاعاتی با احتمال وقوع حباب قیمتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۱۹(۲)، ۶۵-۳۷.

10.22055/JQE.2020.31565.2167

© 2022 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

اطلاعات بهنگام شرکت‌ها، یکي از عوامل حساس و مهم در جهت پیشبرد اهداف بلندمدت و کوتاه‌مدت شرکت‌ها می‌باشد. تغییرات در زمان دسترسی به‌موقع به اطلاعات نشان‌دهنده ریسک دسترسی به‌موقع به اطلاعات شرکت‌ها است (Yang, Hung, Zhu & Zhu, 2009: 2; Zhang & Zhang, 2019:2). افزایش و کاهش میزان زمان موردنیاز برای دسترسی به اطلاعات شرکت‌ها به‌نوعی نشان‌دهنده توان مالی شرکت‌ها در ارتباط با انتشار به‌موقع اطلاعات مالی می‌باشد (Cardinaels & van Veen-Dirks, 2010:566). وجود اطلاعات ناقص (مانند ابهام در خصوص میزان عملکرد و وضعیت مالي شرکت) منجر به عدم تقارن اطلاعاتي و افزایش ریسك اطلاعاتي شرکت می‌شود و این امر باعث عدم تمایل سرمایه‌گذاران در انتقال منابع مالی به شرکت و افزایش هزینه تأمین مالی شرکت می‌گردد. لذا، مدیران براي کاهش عدم تقارن اطلاعاتي و اجتناب از پیامدهاي منفي آن، اقدام به افشاي اطلاعات شرکت می‌نمایند (Dutta & Nezlobin, 2017:2; Aflatooni, Zalghi & Azar, 2014).

بحران‌های عظیم در بورس‌های جهان به‌ویژه سپتامبر سیاه ۱۹۹۷ و حادثه یازدهم سپتامبر ۲۰۰۰، افشاي ماجراي ورلدکام، انرون، زیراکس و سپس پارمالات در سطح جهان و سقوط شاخص‌های بورس تهران در سال ۱۳۸۳ باعث گردید تا مقوله شفافیت گزارشگري مالي بیشتر موردتوجه قرار گیرد (Foroghi, Amiri & Mirzae, 2011:16; Youzbashi, 2015). همچنین، با توجه به اینکه نبود اطلاعات قابل‌اتکا مشکلات عدیده‌ای را برای بازارهای مالی به وجود آورده است، بنابراین سرمایه‌گذاران بر شفاف‌سازی اطلاعات تأکید زیادی دارند (Foroghi, Amiri & Mirzae, 2011:16; Fallah Shams & Eskandari, 2018; Youzbashi, 2015). یکي از عواملي که منجر به عدم شفافیت اطلاعات مالي می‌شود، مدیریت سود است (Dechow, Sloan & Sweeney, 1995; Youzbashi, 2015; Foroghi, Amiri & Mirzae, 2011:16). عدم وجود شفافیت در گزارشگري مالي، این امکان را به مدیران می‌دهد که برای حفظ شغل و جایگاه خود، برخی اطلاعات منفی را در شرکت مخفی کنند که این امر باعث می‌شود که اطلاعات منفی در داخل شرکت انباشته شوند (Foroghi, Amiri & Mirzae, 2011:16; Youzbashi, 2015; Fallah Shams

& Eskandari, 2018; Setayesh, taghizadeh & joker, 2017:24). در بازار سهام، قیمت‌ها تحت تأثیر این اطلاعات نادرست، از روند تغییرات بنیادی شرکت جدا شده و در نهایت توده اطلاعات منفی یک‌باره وارد بازار شده و باعث افت شدید قیمت سهام می‌شود (Foroghi, Amiri & Mirzae, 2011; Parvare & Barzegari Khanagha, 2017: 226; Hutton, Marcus & Tehranian, 2009:68). عدم وجود شفافیت در خصوص اطلاعات مالی شرکت‌ها و همچنین دستکاری قیمت‌ها، منجر به ایجاد حباب قیمتي سهام می‌گردد؛ حباب‌ها پدیده‌های قابل مشاهده‌ی اقتصادی هستند و اقتصاددانان اغلب واژه‌ی حباب را برای یک دارایی زمانی به کار می‌برند که قیمت دارایی در همان مسیری که عوامل بنیادی اقتصادی پیش می‌روند حرکت نمی‌کنند. اغلب حباب‌ها صدمات مهمی بر اقتصاد وارد می‌کنند، شاید ساده‌ترین تأثیر آن‌ها انحراف شدید قیمت‌ها از مسیر اصلی خود باشد (Shayan Zeinvand, Mohammadi, Ghabishavi & Abdullahi, 2018: 2). در نهایت این اطلاعات نادرست باعث می‌شود که حباب قیمتی ترکیده و باعث می‌شود که قیمت دارایی‌های مالی با کاهش شدیدی مواجه شود و منجر به ایجاد بحران مالی در بازار سرمایه گردد (Ansari Samani & Nazari, 2016:76; Orlitzky, 2013:239). اگر قیمت سهام در بازار منطقی نبوده و دچار نوسانات شدید و تشکیل حباب‌های قیمتی شود، باعث می‌شود که ارزش‌گذاری اوراق بهادار به درستی و بر مبنای عملکرد واقعی آن‌ها انجام نگیرد و در نهایت قیمت‌ها به عنوان یک نماگر نمی‌توانند عملکرد درست و واقعی آن‌ها را نشان دهند (Shoorvarzy, Ghavami & Hosseinpour, 2013; Hirigoyen & Poulain-Rehm, 2014:19). درواقع اطلاعات مالی در مورد هر شرکت در هنگام برآورد ارزش قیمت سهام بسیار مهم است. سرمایه‌گذاران این اطلاعات مالی عمومی را برای ارزیابی چشم‌انداز پتانسیل آینده هر شرکت در نظر می‌گیرند (Syed & Bajwa, 2018:419). با توجه به پیشینه معرفی شده در تحقیق، با وجود اینکه تاکنون تحقیقات زیادی در حوزه حباب قیمتی و ریسک اطلاعاتی انجام شده است اما تاکنون هیچ تحقیقی در داخل کشور به بررسی تأثیر ریسک اطلاعاتی بر احتمال وقوع حباب قیمتی نپرداخته‌اند. در این تحقیق،

به دنبال بررسی این موضوع خواهیم بود که آیا ریسک اطلاعاتی بر احتمال وقوع حباب قیمتی تأثیر می‌گذارد یا خیر؟

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱- مبانی نظری

دنیای امروز دنیای اطلاعات است و کسی برنده است که اطلاعات بیشتر و مربوطتری در اختیار داشته باشد. بی‌توجهی به این مهم می‌تواند منجر به ایجاد مخاطراتی عمده در تصمیم‌گیری‌ها باشد (Xing & Yan, 2019). مطابق با نظر هالی و پالپو[1] (۲۰۰۱) به دلیل وجود عدم تقارن اطلاعات و تضادهای نمایندگی، نیاز به ارائه گزارش‌های مالی و نیز افشای اطلاعات وجود دارد. از آنجایی که مدیران نسبت به سرمایه‌گذاران با اطلاعات و مسائل بیشتری در زمینه‌های مختلف روبه‌رو می‌شوند لذا برای قیمت‌گذاری سهام باید به اطلاعات قابل‌اتکا تکیه کنند (Khoshnami, 2016; Sita & Westerholm, 2011:9). بنا به نظریه عقلايي، قيمت‌ها با توجه به اطلاعات قابل دسترسي مشاركت‌كنندگان در بازار و بر اساس مدل‌هاي متعارف اقتصادي متناسب با شرايط، شكل مي‌گيرند. در اين صورت ادعا مي‌شود كه قيمت‌هاي بازاري نمي‌توانند متفاوت از ارزش‌هاي بنيادي خود باشند، مگر آنكه اطلاعات نادرست و گمراه كننده‌اي در بازار وجود داشته باشد (West, 1987) همچنین بلانچارد (۱۹۷۹) با بررسی وجود حباب‌های عقلایی نشان داد که حتی اگر همه سرمایه‌گذاران عقلایی باشند، امکان انحراف از مقادیر بنیادی وجود دارد. از این منظر حباب‌ها انحرافاتی نامرتبط با بنیادها هستند (Rasekhi, Shahrazi & Elmi, 2016:27).

ايسلي و اوهرا[2]، (۲۰۰٤)؛ اوهرا، (۲۰۰۳)؛ لئوز و ورچیا[3]، (۲۰۰۵) بیان داشتند که اطلاعات شرکت، برای تصمیمات قیمت‌گذاری سرمایه‌گذاران دارای کیفیت ضعیفی است چرا که ریسک اطلاعات، عامل ریسک غیرقابل تنوع می‌باشد. سرمایه‌گذاران، اوراق بهادار خود را با توجه به ارزیابی‌های خود از جریان‌های نقدی آتی ارزش‌گذاری می‌کنند (Khoshnami, 2016; Sita & Westerholm, 2011:9). واکنش سرمایه‌گذاران به

[1] Healy & Palepu
[2] Easley & O'hara
[3] Leuz &Verrecchia

اطلاعات از دو جنبه قابل‌بررسی می‌باشد؛ اول اینکه اطلاعات منتشر شده دربردارنده اطلاعاتی است که هنوز اثر آن‌ها در قیمت منعکس نشده است؛ بنابراین بایستی، مطابق با تئوري بازار کارا[4]، قیمت به ارزش ذاتي خود نزدیک و تغییر یابد (Ghaemi & Taghizadeh, 2016:237; Berkman, Dimitrov, Jain, Koch & Tice, 2009:378). دوم اینکه در شرایطی که ریسك اطلاعاتي وجود داشته باشد، برخي از سرمایه‌گذاران تصور می‌کنند که گروه دیگری از سرمایه‌گذاران قبلاً از این اطلاعات آگاه شده‌اند بنابراین آن‌ها به اطلاعات جدید واکنش نشان نمی‌دهند (Ghaemi & Taghizadeh, 2016: 237; Kyle, 1985). در شرایطی که در شرکت ریسک اطلاعاتی وجود دارد، دو عامل محتوای اطلاعاتی و هزینه‌های معامله که در تقابل با یکدیگر (هزینه‌های معامله باعث محافظه‌کارتر شدن سرمایه‌گذاران و محتوای اطلاعاتی آن‌ها را به واکنش صریح‌تر وا می‌دارد) هستند، به طور هم زمان بر واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات تأثیر می‌گذارند (Ghaemi & Taghizadeh, 2016:237; Zhang, Cai & Keasey, 2013:252). سرمایه‌گذاران اساس تصمیم‌گیری‌های خود را بر مبنای توازن بین ریسک و بازده قرار می‌دهند و بازده مورد انتظار آتی سرمایه‌گذاری خود را نیز بر اساس اطلاعات و شواهد گزارش شده برآورد می‌کنند. هر چه کیفیت این اطلاعات گزارش شده بیشتر باشد، برآورد بازده مورد انتظار نیز با ابهام کمتری مواجه است که در نهایت باعث می‌شود که ریسک اطلاعاتی نیز کاهش یابد (Khoshnami, 2016).

در بازارهایی که در خصوص عملکرد شرکت‌ها اطلاعاتی در دسترس نمی‌باشد، سرمایه‌گذاران برای انتخاب بهترین فرصت‌های سرمایه‌گذاری با مشکلات بسیاری روبرو می‌شوند که این امر فرایند تجهیز و تخصیص بهینه منابع را با مشکل مواجه خواهد ساخت (Yazdanparast, 2013; Ansari Samani & Nazari, 2016:76; Kheiry, Esmaeilpour Moghadam, & Dehbashi, 2017). همچنین در بازارهایی که از ناکارایی رنج می‌برند، به دلیل عدم وجود اطلاعات کامل، حباب قیمتی رخ می‌دهد (Yazdanparast, 2013; Ansari Samani & Nazari, 2016:76). اصطلاح "حباب" بیانگر وضعیتی است که قیمت یک دارایی از قیمت و ارزش بنیادین آن دارایی بسیار بالاتر

[4] Efficient-market hypothesis

باشد (Abbasi, Mohammadi Mohammadi & Neshatavar, 2018:134). اما معمولا پس از مدتی، این افزایش و انحراف قیمت با انتظارات معکوس و در نتیجه کاهش ناگهانی قیمت همراه است که اغلب زمینه‌ساز بحران‌های مالی می‌شود (Khodabakhshzadeh, Zayandeh Rudi& Jalaei Esfandabadi, 2020:40). از مهم‌ترین نظریه‌ها در توجیه شکل‌گیري حباب در بازار سرمایه نظریه رمه‌اي[5] است. به‌طور معمول ارزش يك سهم در هنگام معامله توسط برآيند رفتار شركت‌كنندگان در بازار مشخص مي‌شود و هر تغييري در رفتار توده‌اي قيمت سهام را دستخوش تغيير مي‌كند. حال اگر در بازار، اكثر سرمايه‌گذاران بي‌اطلاع يا در تعيين قيمت از متغيرها و علائمي بهره‌برداري كنند كه در الگوي بنيادي ناديده گرفته شده باشند، قيمت شكل‌گرفته در بازار با قيمت بنيادي متفاوت خواهد بود (Samadi, Vaez Barzani & Ghasemi, 2011:282). در طی یک دوره حباب، قیمت‌ها برای گروهی از دارایی‌های مالی متورم می‌شود، بنابراین رابطه کمی بین ارزش ذاتی آن گروه از دارایی‌ها با قیمت آن‌ها در بازار به وجود می‌آید (Abbasi, Mohammadi Mohammadi & Neshatavar, 2018:134). حباب پیچیده‌ترین اختلال گريبان گير بازارهاي سرمايه است. سايه حباب با تحت تأثير قرار دادن شفافيت بازار، رشد سرسام‌آور و بدون توجيه اقتصادي را در پي خواهد داشت. ممكن است سود شركت به دلايل اقتصادي بالا برود و يا مديران و سهامداران عمده براي منطقی جلوه دادن قيمت بالاي اوراق بهادار و شارژ مجدد رشد قيمت، سود سهام را به هر دليلی بالا ببرند و در این زمان تنها اخبار خوب، قدرت ورود به بازار را دارند و افراد در مواجه با اخبار خوب دچار عکس‌العمل بیش‌ازحد می‌شوند و سود هر سهم را بسیار بیشتر از حالت معمول بالا می‌برد.

۲-۲- پیشینه پژوهش

کیم و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر ریسک اطلاعاتی خاص شرکت، با کیفیت اقلام تعهدی، بر هزینه سرمایه با استفاده از رفتار تجاری سرمایه‌گذاران نهادی پرداختند. سرمایه‌گذاران نهادی در شرکت‌هایی که کیفیت اقلام تعهدی پایین‌تری دارند، فروش خالص خود را در سال‌های بعد افزایش می‌دهند. علاوه بر این، فروش خالص این سرمایه‌گذاران به

[5] Herding Theory

عوامل ذاتی و اختیاری کیفیت اقلام تعهدی مرتبط است. این رابطه برای مؤسسات خارجی نسبت به مؤسسات داخلی قوی‌تر است و بیشتر در شرایط مطلوب اقتصاد کلان مشاهده می‌شود (Kim, Chung, Lee & Cho, 2019).

جانگ و کانک (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان احتمال سقوط قیمت‌ها، حباب‌های عقلائی و مقطع بازده سهام؛ احتمال (سقوط) سهام خاص را به‌عنوان معیاری برای قیمت‌گذاری بالقوه برآورد کرده‌اند. نتایج نشان داد سهم‌هایی که احتمال سقوط زیادی دارند، به‌طور غیرعادی بازده پایینی دارند. همچنین آن‌ها نتیجه گرفتند که سرمایه‌گذاران نهادی که احتمال سقوط سهام‌ها را پیش وزنی (پیش‌بینی) می‌نمایند، دارای مهارت در زمان‌بندی حباب و سقوط سهام عادی می‌باشند (Jang & Kang, 2019).

تارلی و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان حباب‌های بازار سهام و ضد حباب‌ها؛ با استفاده از یک مدل ارزش‌گذاری منصفانه، به بررسی دوره‌هایی که سهام بیش از حد قیمت‌گذاری می‌شود و یا کمتر از حد قیمت‌گذاری می‌شود (ضدحباب) پرداختند. آن‌ها حباب بازار سهام و حباب‌های ضد حباب را به‌عنوان دوره‌هایی که در آن پویایی ارزش‌گذاری انفجاری است، تعریف نموده‌اند. در این پژوهش، مکانیزمی برای ایجاد و تخریب حباب‌ها و حباب‌های ضد حباب که به تعامل بین ارزش‌گذاری و تغییرات مورد انتظار در سوددهی شرکت بستگی دارد، تعیین‌شده است. به‌طور موضعی، آنان دریافتند که پویایی قیمت‌گذاری در سال ۲۰۱۷ منفجر می‌شود که نشان از تشکیل یک حباب سهام در ایالات‌متحده را می‌دهد (Tarlie, Sakoulis, & Henriksson, 2018).

لیو و همکاران (۲۰۱٦)، در مطالعه‌ای «اشتباه در قیمت‌گذاری حقوق صاحبان سهام» را مورد بررسی قرار دادند، آن‌ها قیمت‌گذاری نادرست سهام چین را بر اساس نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و از طریق مدل گارچ– ام مورد ارزیابی قرار دادند و بیان داشتند که حباب سهام چین با قیمت‌گذاری نادرست بازده مورد نیاز سهامداران و ترجیحات ریسک در زمان‌های مختلف مطابقت دارد (Liu, GU & Lung, 2016).

صحراکاران و رضائی (۱۳۹۷) در پژوهشی «تأثیر ریسک اطلاعات مالی بر رابطه نمایندگی با ساختار سرمایه شرکت‌ها» را طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۹۲ مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که هر چه تضاد منافع بین مدیران افزایش یابد به همان نسبت کسری مالی و میزان تأمین مالی از محل بدهی‌ها نیز افزایش می‌یابد در نتیجه یک رابطه مثبت و

معناداری بین کسری مالی و تغییرات ساختار سرمایه وجود دارد اما تأثیر ریسک اطلاعات بر کسری مالی و تغییرات ساختار سرمایه منفی و معنادار می‌باشد (Sahrakaran & Rezaei, 2018).

رئیسی سرکندیز (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی رفتار بازار و تئوری‌های حاکم بر آن در قالب یک مطالعه تجربی در بورس اوراق بهادار تهران با بهره‌گیری از شاخص ۵۰ شرکت برتر بورس، در بازه زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۷ پرداخت. در خصوص بررسی کارایی اطلاعاتی از آنتروپی شانون استفاده شده است. روش‌های شناسایی حباب‌های قیمتی نیز شامل آزمون‌های شناسایی حباب‌های عقلایی، حباب‌های متناوب سقوط کننده و حباب‌های ذاتی بوده است. نتایج نشان داد که بازار در دوره مورد مطالعه دارای فرم ضعیف کارایی نبوده است و لذا امکان حضور حباب قیمتی در بازار بسیار محتمل بوده است ولی تعیین تعداد و دوره زمانی حبابی بودن قیمت‌ها، به دلیل عدم وجود و ارائه داده‌های مربوط به بازدهی نقدی سهام به صورت ماهیانه توسط بورس اوراق بهادار تهران، امکان پذیر نبوده است (Raeisi sarkandiz, 2018).

انصاری سامانی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی رابطه بین شفافیت و کیفیت افشای اطلاعات مالی با احتمال تشکیل حباب قیمتی در دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۹، برای ۱۵۸ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از آزمون‌های چولگی، وابستگی دیرش و کاربست رگرسیون لجستیک پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که افزایش در متغیرهای شفافیت، شناوری سهم، اهرم مالی، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری و اندازه شرکت باعث کاهش احتمال حبابی شدن قیمت سهم و مالکیت نهادی باعث افزایش احتمال تشکیل حباب قیمتی سهام می‌گردد. به طور کلی، نتایج تجربی از این فرضیه حمایت می‌کند که بین سطح شفافیت اطلاعات مالی و حبابی بودن قیمت سهام شرکت‌ها، رابطه‌ای منفی و معنی‌دار وجود دارد (Ansari Samani, Danesh & Nazari, 2017).

انصاری سامانی و نظری (۱۳۹۵) در تحقیقی به شناسایی و رتبه‌بندی عوامل پیش‌بینی کننده تشکیل حباب قیمتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. بدین منظور از طریق آزمون‌های کشیدگی، تسلسل و چولگی وضعیت حبابی بودن قیمت ۱۵۸ سهم طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲ مشخص شد. نتایج تحقیق نشان داد که افزایش در متغیرهای شفافیت، شناوری سهم، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری، نقدشوندگی سهام، مالکیت نهادی و اندازه شرکت باعث کاهش احتمال حبابی شدن قیمت سهم می‌شود.

پس از آموزش شبکه عصبی با استفاده از داده‌های درون نمونه، شبکه با اطلاعات برون نمونه‌ای بهینه شد. در نهایت با استفاده از تحلیل حساسیت متغیرهای مستقل از طریق شبکه عصبی، این متغیرها بر اساس میزان توانایی پیش بینی حبابی شدن قیمت سهم رتبه‌بندی شدند (Ansari Samani & Nazari, 2016).

شورورزی و همکاران (۱۳۹۲) به مطالعه‌ای تحت عنوان بررسی رابطه بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه و بروز حباب قیمت طی سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۳۸۹ پرداختند. نتایج فرضیه اول و دوم نشان می‌دهد که تفاوت معناداری در شفافیت اطلاعات در شرکت‌های حباب‌دار و غیر حباب‌دار وجود دارد، با این تفاوت که این شفافیت در شرکت‌های حباب‌دار در حد متوسط و در شرکت‌های غیر حباب‌دار خیلی زیاد است. همچنین بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه و ایجاد حباب قیمتی نیز ارتباط وجود دارد (Shoorvarzy, Ghavami & Hosseinpour, 2013).

رهنمای رودپشتی و همکاران (۱۳۹۱) طی تحقیقی کارایی اطلاعاتی و حباب عقلایی قیمتی و زیر بخش‌های آن (شاخص ۵۰ شرکت برتر، ۳۰ شرکت بزرگ، سهام شناور آزاد و شرکت‌های اصل ٤٤) را در سال ۱۳۸۹ مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین عدم کارایی اطلاعاتی و حباب عقلایی قیمت رابطه مستقیم وجود دارد و قیمت سهام و زیر بخش‌های آن نیز در سال ۸۹ دارای حباب بوده‌اند (Rahnamay Roodposhti, Madanchi zaj & Babalooyan, 2012).

۳- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به شواهد ارائه شده در بخش مبانی نظری و جهت نیل به اهداف پژوهش، فرضیه‌های زیر تدوین و آزمون گردیده است:

فرضیه اصلی اول: ریسک نوسان‌پذیری سهام با احتمال تشکیل حباب قیمتی رابطه مثبت و معنی‌دار دارد

فرضیه اصلی دوم: ریسک آربیتراژ سهام با احتمال تشکیل حباب قیمتی رابطه مثبت و معنی‌دار دارد.

٤- روش شناسی پژوهش

٤-۱- جامعه و نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری تحقیق شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ است. در این مطالعه برای انتخاب نمونه از روش حذف سیستماتیک استفاده شده که شرایط آن به‌صورت زیر تعریف شده است:

۱. قبل از سال مالی ۱۳۹۰ در بورس پذیرفته شده باشند و تا پایان سال ۱۳۹۷ از تابلوی بورس خارج مالی نشده باشند؛ ۲. سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد و شرکت‌ها نبایستی سال مالی خود را طی دوره تغییر داده باشند؛ ۳. سهام شرکت‌ها از سال ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۷ در بورس اوراق بهادار تهران معامله‌شده، فعال بوده و وقفه معاملاتی نداشته باشند؛ و ٤. اطلاعات مالی در دوره زمانی مورد نظر در دسترس باشد.

پس از اعمال این محدودیت‌ها، ۱۰۹ شرکت همه شرایط حضور در جامعه آماری را داشتند. تمام ۱۰۹ شرکت برای آزمون فرضیه‌های اصلی انتخاب شده و از نمونه دیگری استفاده نشده است.

۲-۴- مدل پژوهش

برای آزمون فرضیه اصلی اول و دوم به تبعیت از پژوهش انصاری سامانی و همکاران (۱۳۹٦) و انصاری سامانی و نظری (۱۳۹۵) به ترتیب از مدل (۱) و مدل (۲) استفاده شده است.

$$Bi = \beta_0 + \beta_1(VolRiski) + \beta_2(Flti) + \beta_4(Insti) + \beta_7 \quad (۱)$$

$$Bi = \beta_0 + \beta_1(ArbRiski) + \beta_2(Flti) + \beta_4(Insti) + \beta_7 \quad (۲)$$

که در آن: $VolRisk$ نشان‌دهنده ریسک نوسان‌پذیری سهام، $ArbRisk$ نشان‌دهنده ریسک آربیتراژ سهام، FLT نشان‌دهنده شناوری سهم، INST، نشان دهنده سهم مالکان نهادی، $Size$ اندازه شرکت، BM نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری شرکت، B متغیر احتمال شکل‌گیری حباب قیمت سهم به‌عنوان خروجی یا هدف پیش‌بینی مدل در نظر گرفته شده است.

۵- متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آنها

۵-۱- متغیر وابسته

احتمال بروز حباب قیمتی: آزمون دیکی فولر سوپریموم تعمیم یافته

با توجه به انتقادات وارد شده بر روش‌های متعارف کشف حباب‌های قیمتی، با هدف رفع آن‌ها و دستیابی به یک سیستم هشدار دهنده اولیه مناسب به‌منظور پیشگیري از پیامدهاي ناگوار اقتصادي، فیلیپس، شی و یو[6] (۲۰۱٤) روشی مبتنی بر آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته راست دنباله[7] را پیشنهاد کردند. در این روش اقتصادسنجی فرض می‌شود که قیمت‌های دارایی مواجه با خطاهاي قیمت‌گذاری در طی زمان است که منجر به بروز رونق بازاري و شکل‌گیری حباب‌های قیمتی می‌شود. از طریق آزمون سوپریموم دیکی فولر تعمیم یافته می‌توان زمان شکل‌گیری و انفجار حباب قیمتی سهام را تشخیص داد. آماره این آزمون به‌صورت معادله زیر قابل محاسبه است.

$$GSADF(r_0) = \sup\left\{\frac{1/2r_w[w(r_2)^2 - w(r_1)^2 - r_w] - \int_{r_1}^{r_2} w(r)dr[w(r_2) - w(r_1)]}{r_w^{1/2}\left\{r_w \int_{r_1}^{r_2} w(r^2)dr - \left[\int_{r_1}^{r_2} w(r)dr\right]\right\}}\right\} \quad (۳)$$

که در آن: $rw = r2 - r1$ و W فرایند بروانی استاندارد است. همچنین توزیع حدی آماره $SADF$ حالت خاصی از رابطه فوق خواهد بود که در آن $r = 0$ و $r2 = rw \in [r0, 1]$ می‌باشند (Phillips, Shi & Yu, 2014: 323). در صورتی که آماره محاسباتی بالاتر از مقادیر بحرانی باشد سهم در آن دوره مشخص در حال شکل‌دهی حباب است. از این طریق می‌توان سهام حبابی و غیر حبابی را شناسایی نمود. از طریق این آماره می‌توان توان وضعیت سهم در یک دوره خاص را حبابی یا غیر حبابی معرفی کرد.

۵-۲- متغیر مستقل

ریسک اطلاعاتی: بر اساس مطالعه مندل هال[8]، (۲۰۰٤) و قائمی و تقی زاده (۱۳۹۵)، معیارهاي ریسك اطلاعاتي، شامل دو متغیر ریسك آربیتراژ و ریسك نوسان پذیري سهام است.

---

[6] Phillips, Shi & Yu

[7] Right-Tailed Augmented Dickey-Fuller (RTADF)

[8] Mendenhall

۱. ریسک آربیتراژ یا ریسک نگهداری: مدل بازار که در آن، بازده شرکت پس از کسر بازده بدون ریسک و از ۵ روز تا ۲۵۲ روز قبل از اعلان سود برآورد می‌شود. ریسك آربیتراژ، واریانس باقي مانده‌های این مدل است (Zhang, Cai & Keasey, 2013; Ghaemi & Taghizadeh, 2016: 245).

$$Rit - Rf_t = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} * Rmt + e_i \quad (۴)$$

که در آن: Rit، بازده واقعی روزانه سهام شرکت، Rf_t، بازده بدون ریسك روزانه که از نرخ سپرده یك ساله بانکي استفاده می‌شود، Rmt، بازده روزانه بازار که با استفاده از شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران محاسبه می‌شود.

۲. ریسک نوسان پذیری سهام (SIGMA): میزان نوسان هفتگي قیمت سهام، به‌عنوان نماینده ریسک اطلاعات در نظر گرفته می‌شود و با استفاده از انحراف معیار بازده تعدیل شده هفتگي سهام بدست می‌آید (Garfinkel & Sokobin, 2006; Ghaemi & Taghizadeh, 2016: 245).

N: تعداد مقاطع هفته‌های اندازه‌گیری، Rit: بازده شرکت i در هفته t

بازده بازار در هفته t که با استفاده از شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران محاسبه می‌شود.

$$Var(Ri) = \sigma^2 = \sum_{i=1}^{N=52}\left(R_{i,t} - R_{m,t}\right)^2 \quad (۵)$$

بعد از محاسبه واریانس بازده هفتگي تعدیل شده، انحراف معیار آن براي یک دوره یك ساله منتهي به تاریخ اعلان سود (۵۲ هفته) طبق رابطه زیر بدست می‌آید (از یك اعلان سود تا اعلان سود بعدي) (Ghaemi & Taghizadeh, 2016: 245).

تغییرات حجم معاملات (DTO):

$$DTO = \frac{\left\{\sum_{t=-1}^{0}\left[\left(\frac{Vol_{i,t}}{Shs_{i,t}}\right)_{firm} - \left(\frac{Vol_t}{Shs_t}\right)_{mkt}\right]\right\}}{2} - \frac{\left\{\sum_{t=-54}^{-5}\left[\left(\frac{Vol_{i,t}}{Shs_{i,t}}\right)_{firm} - \left(\frac{Vol_t}{Vol_t}\right)_{mkt}\right]\right\}}{50} \quad (۶)$$

$Voli,t$ حجم معاملات شرکت i: تعداد سهام معامله شده شرکت تعداد سهام معامله شده شرکت در زمان t، $Shsi,t$: حجم کل سهام شرکت (تعداد سهام منتشرشده) در زمان t، Vol_t: حجم معاملات بازار در زمان t، $Shst$: حجم کل سهام موجود در بازار در زمان t، t، تاریخ اعلان سود فصلي.

۵-۳- متغیرهای کنترلی

بر اساس مطالعات انصاری سامانی و نظری (۱۳۹۵) و انصاری سامانی و همکاران (۱۳۹۶) متغیرهای کنترلی مؤثر بر حباب قیمتی به شرح **جدول۱** است.

جدول۱. متغیرهای کنترلی و روش محاسبه آنها
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 1. Control variables and how to calculate them
Source: Research calculations

نماد	متغیر	روش محاسبه
Flt	شناوری سهم	درصد سهام معامله شده در شرکت.
Inst	مالکیت نهادی	درصد سهام در اختیار مالکان نهادی به کل سهام شرکت.
Size	اندازه شرکت	لگاریتم طبیعی ارزش بازار شرکت
Bm	ارزش دفتری به ارزش بازار سهام	$Bm = \frac{\text{ارزش دفتری}}{\text{ارزش بازار سهام}}$

۶- نتایج تجربی پژوهش

۶-۱- آماره‌های توصیفی

خلاصه ویژگي‌هاي آمار توصیفی مربوط به متغیرهاي مورد استفاده در این تحقیق در **جدول۲** نشان داده شده است.

جدول۲. نتایج آماره‌های توصیفی مورد استفاده در این تحقیق
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 2. Results of descriptive statistics used in this research
Source: Research calculations

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	کمترین مقدار	بیشترین مقدار	چولگی	کشیدگی
احتمال وقوع حباب قیمتی	۸۷۲	۰/۳۰	۰/۲۶	۰/۰۰	۲/۶۰	۲/۱۱	۱۱/۱۶

ریسک نوسان پذیری	۸۷۲	۰/۶۳	۰/۳٤	۰/۰۱	٦/۸٤	۸/۹۸	۱/۵۱
ریسک آربیتراژ	۸۷۲	۰/۲۷	۰/۳٦	۰/۰۰	۲/۹۳	۳/۵۸	۱٦/٤۳
شناوری سهم	۸۷۲	۰/۱٤	۰/۲۵	۰/۰۰	۲/۵٦	٤/۸۵	۳۰/٦۲
سهم مالکان نهادی	۸۷۲	۰/۱۵	۰/۷۵	۰/۰۰	۰/۸۵	۲/۳٦	٤/۲۱
ارزش دفتری به ارزش بازار	۸۷۲	۰/۰۹	۰/۰٦۸	۰/۰۰	۰/۲٤	۰/۵۹	-۰/۸۵
اندازه شرکت	۸۷۲	۵/٦۲	۰/٦۰	٤/۲۱	۷/۸۵	۰/۷۸	۰/۹۲

با توجه به نتایج آماره‌های توصیفی، میانگین احتمال حباب قیمتی برابر با ۰/۳۰ بوده است. همچنین کم‌ترین و بیشترین مقدار این متغیر برابر با ۰/۰۰ و ۲/٦۰ می‌باشد. میزان چولگی و کشیدگی این متغیر به ترتیب برابر با ۲/۱۱ و ۱۱/۱٦ می‌باشد که حاکی از آن است که این متغیر دارای توزیع نرمال نیست. همچنین مطابق با **جدول۲**، در بین متغیرها اندازه شرکت با مقدار (۵/٦۲) دارای بیشترین میانگین و ارزش دفتری به ارزش بازار با مقدار (۰/۰۹) دارای کمترین میانگین است. مقایسه انحراف معیار متغیرهای مورد بررسی نشان می‌دهد؛ که متغیر سهم مالکان نهادی (۰/۷۵) نسبت به سایر متغیرها دارای بیشترین پراکندگی است و این بدان معناست که این متغیر نوسانات شدیدتری دارد.

۲-۶- آزمون ریشه واحد

پیش از برآورد مدل پژوهش، لازم است مانایی متغیرهای مورد استفاده در تخمین‌ها، مورد آزمون قرار گیرد.

فرضیه‌های مربوط به مانایی متغیرها به صورت زیر می‌باشد:

متغیر ناماناست: H_0

متغیر ماناست: H_1

جدول ۳. بررسی مانایی متغیرهای مدل پژوهش
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 3. Investigating the significance of research model variables
Source: Research calculations

متغیر	آماره LLC	احتمال پذیرش فرضیه صفر
احتمال وقوع حباب قیمتی	-۱۰/۲۸	۰/۰۰۰
ریسک نوسان پذیری	-۳/٦۳	۰/۰۰۰
ریسک آربیتراژ	-٤/٥۹	۰/۰۰۰
شناوری سهم	-۹/٦۳	۰/۰۰۰
سهم مالکان نهادی	-۲/۳۸	۰/۰۰۸۵
ارزش دفتری به ارزش بازار	-٤/٥٦	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	-۳/۷٤	۰/۰۰۰

بر اساس نتایج **جدول ۳**، فرضیه صفر مبتنی بر وجود ریشه واحد و نامانایی متغیرها، در سطح معناداری یک درصد رد می‌شود و در دوره مورد مطالعه، همه متغیرها در سطح مانا هستند. این بدان معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های (۱۳۹۰ - ۱۳۹۷) ثابت بوده است. در نتیجه استفاده از این متغیرها در مدل پژوهش باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود.

۳-۶- آزمون انتخاب نوع داده‌های ترکیبی

آزمون F لیمر

برای تعیین مدل مناسب از بین مدل تلفیقی و مدل تابلویی از آزمون F لیمر استفاده شده است که فرضیه صفر آن، بیانگر مناسب بودن مدل تلفیقی است. نتایج آزمون F لیمر در **جدول ٤** ارائه شده است.

جدول ٤. آزمون F لیمر
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 4. F-limer test
Source: Research calculations

مدل	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه
مدل ۱	۳/٤۹	۰۰/۰	استفاده از مدل پانل
مدل ۲	۵/۹۹	۰۰/۰	استفاده از مدل پانل

در مورد مدل‌های رگرسیونی پژوهش با توجه به سطح معناداری نتایج آزمون F لیمر نشان می‌دهد فرض H_0 (مدل تلفیقی) تأئید نمی‌شود. به‌بیان‌دیگر، آثار فردی یا گروهی وجود دارد و باید از روش داده‌های تابلویی (پانل) برای برآورد مدل رگرسیونی پژوهش استفاده شود که در ادامه برای تعیین نوع مدل پانل (اثرات تصادفی یا اثرات ثابت) از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

آزمون هاسمن

در آزمون هاسمن فرضیه H_0 مبنی بر سازگاری تخمین‌های اثر تصادفی را در مقابل فرضیه H_1 مبنی بر ناسازگاری تخمین‌های اثر تصادفی آزمون می‌نماید.

نتایج آزمون هاسمن در **جدول ۵** ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون هاسمن مدل رگرسیونی
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 5. Hussman test results of regression model
Source: Research calculations

مدل	آماره x^2	سطح معنی‌داری	نتیجه
مدل ۱	۵/۵٤	۰/۱۳	استفاده از اثرات تصادفی
مدل ۲	۷/۹٦	۰/۲٤	استفاده از اثرات تصادفی

نتایج **جدول ۵** نشان داده است که سطح معناداری آماره x^2 آزمون هاسمن برای مدل‌های رگرسیونی پژوهش برابر با ۰/۱۳ و ۰/۲٤ به‌دست آمده است که حاکی از عدم رد فرض صفر H_0

می‌باشد، لذا با توجه به آزمون هاسمن برازش مدل رگرسیونی مزبور این پژوهش با استفاده از مدل داده‌های پانل به روش تصادفی مناسب خواهد بود.

۶-۴- آزمون ناهمسانی واریانس‌ها

یکی از مفروضات معادله رگرسیون، ثابت بودن واریانس هاست. در صورتی که خطاها، واریانس ثابتی نداشته باشند، می‌گویند ناهمسانی واریانس وجود دارد. با توجه به تأثیر مهم ناهمسانی واریانس بر برآورد انحراف معیار ضرایب و همچنین مسئله استنباط آماری، لازم است قبل از پرداختن به هرگونه تخمین، در مورد بود یا نبود ناهمسانی واریانس تحقیق شود. برای آزمون وجود ناهمسانی واریانس از آزمون نسبت درست نمایی (LR) استفاده می‌شود که به علت در دسترس نبودن این آزمون در مدل‌های پانل دیتا در نرم‌افزار Eviews برای اجرای آزمون مذکور از نرم‌افزار STATA استفاده می‌شود. همان‌گونه که در **جدول ٦** مشخص است، بررسی نتایج آزمون ناهمسانی واریانس حاکی از سطح معنی‌داری بیشتر از ۵ درصد است، بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر برابری واریانس پذیرفته می‌شود.

جدول ٦. آزمون ناهمسانی واریانس
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 6. heteroscedasticity Test
Source: Research calculations

مدل	مقدار آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه
مدل ۱	۱/۰۸۹	۰/٤٦٦٢	ناهمسانی در مدل وجود ندارد
مدل ۲	۲/۰۲۳	۰/۱۳۳۰	ناهمسانی در مدل وجود ندارد

۶-۵- آزمون خودهمبستگی

فرض دیگر مدل رگرسیون خطی، صفر بودن کوواریانس بین اجزای خطا در طول زمان یا به صورت مقطعی برای انواع داده‌ها می‌باشد؛ به عبارت دیگر فرض فوق مبین این است که خطاها به یکدیگر وابسته نیستند. برای آزمون وجود خودهمبستگی از آزمون ولدریج استفاده می‌شود که به علت در دسترس نبودن این آزمون در مدل‌های پانل دیتا در نرم‌افزار Eviews برای اجرای آزمون مذکور از نرم‌افزار STATA استفاده می‌شود. همان‌گونه که در **جدول ۷**

مشخص است، بررسی نتایج آزمون خودهمبستگی حاکی از سطح معنی‌داری بیشتر از ۵ درصد است. بر این اساس فرضیه صفر مبنی بر نبود وجود همبستگی پذیرفته می‌شود.

جدول ۷. نتایج آزمون خودهمبستگی
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 7. Autocorrelation test results
Source: Research calculations

مدل	مقدار آماره آزمون	معناداری آزمون ولدریج	نتیجه
مدل ۱	۲/۲۸۹	۰/۱۳٤۰	خودهمبستگی در مدل وجود ندارد
مدل ۲	۲/۲۹٤	۰/۱۳۳٦	خودهمبستگی در مدل وجود ندارد

۷- تخمین مدل رگرسیونی تحقیق

۷-۱ نتایج آزمون مدل اول

نتایج تخمین مدل رگرسیونی به روش پانل و با استفاده از اثرات تصادفی در **جدول ۸** ارائه شده است.

فرضیه اصلی اول: ریسک نوسان‌پذیری سهام با احتمال تشکیل حباب قیمتی رابطه مثبت و معنی‌دار دارد.

جدول ۸. نتایج برازش مدل اول پژوهش (اثرات تصادفی)
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 8. Results of fitting the first research model (random effects)
Source: Research calculations

$B_i = \beta_0 + \beta_1(Vol\text{Risk}_i) + \beta_2(Flt_i) + \beta_4(Inst_i) + \beta_7(Size_i) + \beta_8(BM_i) + \varepsilon_i$			
متغیر	ضرایب رگرسیونی	آماره آزمون t	سطح معنی‌داری
ریسک نوسان پذیری	٤/٤۲	۲۸/۵۱	۰/۰۰۰
شناوری سهم	-۱/۱۴	-۲/٤۵	۰/۰۱۵
سهم مالکان نهادی	۰/۳۹	۵/۹٦	۰/۰۰۰
ارزش دفتری به ارزش بازار	-۵/۲۲	-۲/۹۰	۰/۰۰٤

اندازه شرکت	-۱/۰۲	-۳/٤۰	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۱/۹۵	۱/۱۷	۰/۲٤۲
آماره R2	۰/۷۳	R2تعدیل شده	۰/۷۲
آماره F	۲۳۲/۲۱	احتمال F	۰٫۰۰۰

نتایج تخمین مدل پژوهش نشان‌دهنده وجود رابطه مثبت و معنادار میان ریسک نوسان‌پذیری سهام با احتمال وقوع حباب قیمتی در سهام شرکت است. این نشان می‌دهد که افزایش ریسک نوسان‌پذیری به‌عنوان شاخصی از ریسک اطلاعاتی می‌تواند عامل مهمی برای تشکیل حباب قیمتی در سهام شرکت شود؛ بنابراین فرضیه اول تحقیق مورد تائید قرار می‌گیرد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که شناوری سهام در سطح معناداری ۹۵٪ رابطه معناداری با احتمال وقوع حباب قیمتی دارد و این نشان می‌دهد که با افزایش شناوری سهام احتمال وقوع حباب قیمتی در سهام کاهش می‌یابد. افزایش در سهم مالکان نهادی از سهام شرکت با احتمال وقوع ریسک حباب قیمتی رابطه مستقیم و معناداری (با ضریب ۰٫۰۵ و معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد) دارد. ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت و اندازه شرکت نیز رابطه معکوس و معناداری با احتمال وقوع حباب قیمتی دارد.

۲-۷- نتایج آزمون مدل دوم

نتایج تخمین مدل رگرسیونی به روش پانل و با استفاده از اثرات تصادفی در **جدول ۹** ارائه شده است.

فرضیه اصلی دوم: ریسک آربیتراژ سهام با احتمال تشکیل حباب قیمتی رابطه مثبت و معنی‌دار دارد.

جدول ۹. نتایج برازش مدل دوم پژوهش (اثرات تصادفی)
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 9. Results of fitting the second research model (random effects)
Source: Research calculations

$$B_i = \beta_0 + \beta_1(\mathbf{ArbRisk}_i) + \beta_2(Flt_i) + \beta_4(Inst_i) + \beta_7(Size_i) + \beta_8(BM_i) + \varepsilon_i$$

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	۸/۷۱	۰/۹۱	۰/۳۶۴
ریسک آربیتراژ	۱/۳۲	۴/۸۴	۰/۰۰۰
شناوری سهم	-۲/۲۰	-۲/۸۵	۰/۰۰۵
سهم مالکان نهادی	۰/۶۹	۲/۵۷	۰/۰۱۰
ارزش دفتری به ارزش بازار	-۱۳/۱۵	-۸/۸۵	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	۱/۳۴	۳/۸۹	۰/۰۰۰
آماره R2	۰/۴۹	R2تعدیل شده	۰/۴۸
آمارهF	۹۲/۷۷	احتمال F	۰٫۰۰۰

در **جدول ۹** نتایج تخمین الگوی تحقیق با متغیر ریسک آربیتراژ به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری ریسک اطلاعاتی برای آزمون فرضیه دوم تحقیق آمده است. همان‌طور که جدول نشان می‌دهد، در تائید نتایج تخمین مدل قبل، ریسک آربیتراژ نیز مانند ریسک نوسان‌پذیری رابطه مثبت و معناداری با احتمال وقوع حباب قیمتی دارد. این بدان معنی است که با افزایش ریسک آربیتراژ هر سهم می‌توان انتظار بیشتری برای وقوع حباب قیمتی داشت و این بیانگر این موضوع است که فرضیه دوم تحقیق مورد تائید قرار می‌گیرد. همانند مدل قبلی نتایج تخمین اذعان دارد که شناوری سهام در سطح معناداری ۹۵٪ رابطه معناداری با احتمال وقوع حباب قیمتی دارد و این بیانگر این واقعیت است که با افزایش شناوری سهام احتمال وقوع حباب قیمتی در سهام کاهش می‌یابد. همچنین افزایش در سهم مالکان نهادی از سهام شرکت با احتمال وقوع ریسک حباب قیمتی رابطه مستقیم و معناداری (با ضریب ۰٫۰۵ و معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد) دارد و هرچه شرکت سهامدار نهادی بیشتری داشته باشد احتمال وقوع حباب قیمتی در آن بیشتر است. متغیر ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت رابطه معکوس و معناداری با احتمال وقوع حباب قیمتی دارد ضریب برآوردی این متغیر نشان‌دهنده وجود رابطه معنادار بین سهم سهامداران نهادی با

شفافیت اطلاعات مالی در سطح خطای ۰/۰۵ است؛ زیرا میزان Prob محاسبه شده برای ضریب این متغیر مستقل تحقیق، کمتر از ۰/۰۵ به دست آمده است بنابراین می‌توان گفت که بین سهم سهامداران نهادی با شفافیت اطلاعات مالی در سطح اطمینان ۹۵٪ رابطه معناداری وجود دارد. اندازه شرکت نیز رابطه مثبت و معناداری با احتمال وقوع حباب قیمتی دارد.

۸- بحث و نتیجه‌گیری

عنصر کليدي در تصمیم‌گیری، استفاده از اطلاعات است. زیرا اثربخشی نهايي هر تصمیم به نتايج وقايعي بستگي دارد که به دنبال هر تصمیم روي می‌دهد. لذا فعالان بازارهاي سرمايه نيازمند اطلاعاتي مربوط و قابل‌اتکا جهت تصمیم‌گیری‌های خود هستند؛ بنابراین اینکه کدام اطلاعات و متغیرها که تصمیم‌گیرندگان بازار سرمایه از آن‌ها در جهت پیش‌بینی‌های صحیح خود استفاده می‌نمایند، مربوط و داراي محتواي اطلاعاتي است و منجر به تصمیم درست و به‌تبع آن پیش‌بینی وقایع آینده می‌شود، موضوعي است که محققین سال‌های مديدي را جهت جواب دادن به این مسئله صرف کرده‌اند. مشارکت‌کنندگان بازار سرمایه همیشه به دنبال اطلاعات مالی هستند زیرا خرید دارایی مالی بدون داشتن اطلاعات به‌نوعی قمار و به خطر انداختن عاقلانه سرمایه تلقی می‌شود. در صورت توزیع مناسب اطلاعات میان عاملان بازار ریسک ناشی از اطلاعات از میان خواهد رفت. یافته‌های پژوهش‌ها نشان می‌دهد که به تناسب افزایش سطح ریسک اطلاعاتی، ناپایداری بازار بیشتر شده و عامل دور شدن قیمت‌ها از ارزش‌های بنیادی می‌گردد.

این تحقیق به بررسی تأثیر ریسک اطلاعاتی بر احتمال وقوع حباب قیمتی در بازار سهام پرداخته است. فرضیه‌های تحقیق در راستای اهداف تحقیق به دنبال بررسی رابطه میان ریسک اطلاعاتی که شامل ریسک آربیتراژ و ریسک نوسان‌پذیری سهام است با حباب قیمتی سهام که با روش جدیدی اندازه‌گیری شده، طراحی شدند. این نحوه اندازه‌گیری به‌جای وقوع حباب قیمتی، آن را به شکل احتمالی از وقوع حباب در نظر می‌گیرد. برای این منظور از آزمون سوپریموم دیکی فولر تعمیم یافته فیلیپس و همکاران (۲۰۱٤) که آزمون کمابیش جدیدی است و برای شناسایی حباب‌های چندگانه و رفتار انفجاری در بازار دارایی‌ها ارائه شده استفاده گردید. نتایج آزمون‌های آماری نشان داد که رابطه مثبت و معنی‌داری

میان ریسک اطلاعاتی (ریسک نوسان‌پذیری و ریسک آربیتراژ) با احتمال وقوع قیمتی وجود دارد.

همچنین نتایج نشان داد که سهم سهامداران نهادی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر احتمال وقوع حباب قیمتی دارد این نتایج، مبین مالکان نهادي غیرفعال در شرکت‌ها است درواقع اگر مالکان نهادی سهام شرکت به‌طور مستقیم سهام شرکت را در بازار مدیریت کنند اجازه نخواهند داد که حباب قیمتی در سهام شکل بگیرد. در سهم‌هایی با شناوری بیشتر احتمال وقوع حباب قیمتی کمتر است. متغیر ارزش دفتری به ارزش بازار رابطه منفی و معنی‌داری با احتمال وقوع حباب قیمتی دارد بالا بودن این شاخص درواقع نشان می‌دهد که قیمتی که اکنون یک سهم از یک بنگاه حاضر در بورس به آن قیمت معامله می‌شود از ارزشی که از نظر حسابداری در دفاتر حسابداری آن شرکت ثبت شده بیشتر است و این نشان می‌دهد شرکت در وضعیت مالی و رشدی مناسبی قرار دارد و این باعث می‌شود که رشد قیمتی سهام این شرکت‌ها بدون وقوع حباب در آن‌ها و با دلیل ارزش ذاتی همراه باشد. با بزرگتر شدن اندازه شرکت نیز احتمال وقوع حباب قیمتی در آن کمتر می‌شود. به نظر می‌رسد شرکت‌های کوچک با وجود اطلاعات نامتقارن‌تر، امکان بالقوه دستکاری قیمت می‌توانند کاندیدهای مناسبی برای تشکیل حباب قیمتی باشند.

با توجه به اینکه نتایج آزمون تجربی فرضیه‌های تحقیق هم‌راستا با انتظار نظری، نشان داد که رابطه مثبت و معناداری میان ریسک اطلاعاتی با احتمال وقوع حباب قیمتی وجود دارد، از این رو به مدیران و ناظران و سیاست‌گذاران بازار سرمایه پیشنهاد می‌گردد که در راستای تثبیت یا محدود کردن نوسانات بازار اقدام به کاهش ریسک اطلاعاتی سهام شرکت‌ها نمایند. همچنین به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود برای خریداری سهم به مؤلفه‌های ریسک اطلاعاتی توجه ویژه نمایند. با توجه به ارائه روش اندازه‌گیری در این تحقیق می‌توان از شاخص‌های معرفی شده در این تحقیق به‌منظور معیاری برای شناسایی وضعیت ریسک اطلاعاتی شرکت‌ها استفاده نمود. همچنین با توجه به معرفی یک روش کمابیش جدید برای شناسایی احتمال وقوع حباب قیمتی، به فعالان بازار سرمایه و سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود از این متغیر به‌عنوان روشی برای پیش‌بینی آینده وضعیت سهام استفاده نمایند. همچنین پیشنهادهای موضوعی برای پژوهشگران به منظور انجام تحقیقات آتی به شرح ذیل است:

۱. با توجه به اینکه با تواترهای زمانی در بازه‌های زمانی روزانه، هفتگی و ... هم می‌توان کارهای ارزشمندی انجام داد، توصیه می‌شود که محققان در این بازه‌های زمانی و از مدل‌هایی که تفاوت بازه‌های زمانی متغیرها را در نظر می‌گیرند مثل مدل میداس استفاده کنند.

۲. استفاده از روش‌های غیر رگرسیونی و هوش مصنوعی

۳. استفاده از روش‌های متداول دیگر برای شناسایی حباب قیمتی سهام.

٤. به‌کارگیری مدل‌های معادلات هم‌زمان برای شناسایی و تفکیک اثرات مربوط به هریک از مؤلفه‌های ریسک.

Acknowledgments: We would like to thank the referees for their thoughtful comments and suggestions.

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

Abbasi, Gh., Mohammadi Mohammadi, H., & Neshatavar, M.A. (2018). Investigating the role of price bubble in creating fluctuations in Tehran Stock Exchange (selected companies of petrochemical and automotive industries). *Journal of Financial Economics*, 12 (43), 133-152**.** Available at: https://ecj.iauctb.ac.ir/article_544575.html (in Perison)

Abbaszadeh, M.R., Fadaei, M., Maftounian, M., & Babaei Kelarijani, M. (2016). Investigating the Relationship between Financial Transparency and Tax Avoidance Considering the Institutional Ownership of Companies (Case Study of Tehran Stock Exchange Companies)**.** *Journal of Financial Economics*, 10(35), 45-74. Available at: https://ecj.iauctb.ac.ir/article_527149.html (in Perison)

Aflatooni, A., Zalghi, H., & Azar, A. (2014). Investigating the relationship between the elements of information risk and risk premium. *Journal of*

Financial Accounting Knowledge. *1*(3), 49-64. Available at: https://jfak.journals.ikiu.ac.ir/article_1230.html?lang=en (in Perison)

Ansari Samani, H., & Nazari, F. (2016). Identifying and ranking predictors of stock bubble: Application of Logistic regression and artificial neural network. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 13(4), 75-102. Available at: https://jge.scu.ac.ir/article_12695.html?lang=en (in Perison)

Ansari Samani, H., Danesh, S.H.A., & Nazari, F. (2017). Corporate social responsibility and stock price bubble in listed companies in Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 10(33), 1-16. Available at: https://jfksa.srbiau.ac.ir/article_10073.html?lang=en (in Perison)

Berkman, H., Dimitrov, V., Jain, P.C., Koch, P.D. & Tice, S. (2009). Sell on the news: differences of opinion, short-sales constraints, and returns around earnings announcements. *Journal of Financial Economics*, 92 (3): 376–399.

Cardinaels, E., & van Veen-Dirks, P. M. (2010). Financial versus non-financial information: The impact of information organization and presentation in a Balanced Scorecard. *Accounting, Organizations and Society*, 35(6), 565-578.

Dechow, P., Sloan, R., Sweeney, A. (1995). Detecting Earning Management. *The Accounting Review*, 70, 193-225.

Dutta, S., & Nezlobin, A. (2017). Dynamic effects of information disclosure on investment efficiency. *Journal of Accounting Research*, 55(2), 329-369.

Easley, D., & O'hara, M. (2004). Information and the cost of capital. *The journal of finance*, 59(4), 1553-1583.

Fallah Shams, M.F., & Eskandari, M. (2018). Impact of Asymmetric information for Rising Magnet Effect on Price Limit at Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Engineering and Portfolio Management*, 9(34), 233-248. Available at: https://www,sid.ir/en/Journal/ViewPaper.aspx?ID=608990 (in Perison).

Foroghi, D., Amiri, H., & Mirzae, M. (2011). The Impact of Opacity in Financial Reporting on the Future Stock Price Crash Risk of Listed Companies in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting Reseaarch,* 3(4), 15-40. Available at: https://far.ui.ac.ir/article_16928.html (in Perison)

Garfinkel, J. A., & Sokobin, J. (2006). Volume, opinion divergence, and returns: A study of post–earnings announcement drift. *Journal of Accounting Research*, 44(1), 85-112.

Ghaemi, M.H., & Taghizadeh, M. (2016). Studying the effect of information risk and transaction costs on stock market reaction to earnings news. *Accounting and Auditing Review*, 2(2), 235-252. Available at: https://acctgrev.ut.ac.ir/article_58468.html?lang=en (in Perison)

Healy, P. M., & Palepu, K. G. (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of accounting and economics*, 31(1-3), 405-440.

Hirigoyen, G., & Poulain-Rehm, T. (2014). Relationships between Corporate Social Responsibility and financial performance: What is the Causality? Available at SSRN 2531631.

Huang, X., Zhou, H., & Zhu, H. (2009). A framework for assessing the systemic risk of major financial institutions. *Journal of Banking & Finance*, 33(11), 2036-2049.

Hutton, A.P., Marcus, A.J., & Tehranian, H. (2009). Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk. *Journal of Financial Economics*, 94, 67-86.

Jang, J., & Kang, J. (2019). Probability of price crashes, rational speculative bubbles, and the cross-section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 132(1), 222-247.

Kheiry, M., Esmaeilpour Moghadam, H., & Dehbashi, V. (2017). Investigation the sudden volatility of stock value of the Tehran stock exchange relying on preferences of investors and quality of accounting information. *Management Accounting*, 10(35), 57-66. Available at: https://jma.srbiau.ac.ir/article_11114.html?lang=en (in Perison)

Khodabakhshzadeh, S., Zayandeh Rudi, M., & Jalaei Esfandabadi, S.A. (2020). Investigating the health bubbles in the health sector in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Economics*,14(50), 39-61. Available at: https://ecj.iauctb.ac.ir/article_675469.html (in Perison)

Khoshnami, M. (2016). *Investigating the Relationship between Information Risk and Cost of Capital and Stocks' Return of Companies Listed on the Tehran Stock Exchange*. Master Thesis, Islamic Azad University. (in Perison)

Kim, K. S., Chung, C. Y., Lee, J. H., & Cho, S. (2019). Accruals quality, information risk, and institutional investors' trading behavior: Evidence from the Korean stock market. *The North American Journal of Economics and Finance*, 101081.

Kyle, A.S. (1985). Continuous auctions and insider trading. *Econometrica*, 53 (6): 1315–1335.

Leuz, C., & Verrecchia, R. E. (2005). Firms' capital allocation choices, information quality, and the cost of capital. *Information Quality, and the Cost of Capital (January 2005)*.

Liu, D., GU, H., & Lung, P. (2016). The Equity Mispricing: Evidence from China's Stock Market. *Pacific-Basin Finance Journal*, 39, 211-223.

Martin, T., & Georgios, S., & Roy, H. (2018). Stock Market Bubbles and Anti-Bubbles. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2859795 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2859795.

Mendenhall, R. R. (2004). Arbitrage risk and post-earnings-announcement drift. *The Journal of Business*, 77(4), 875-894.

O'Hara, M. (2003). Presidential address: Liquidity and price discovery. *The Journal of Finance*, 58(4), 1335-1354.

Orlitzky, M. (2013). Corporate social responsibility, noise, and stock market volatility. *Academy of Management Perspectives*, 27(3), 238-254.

Orlowski, L. T. (2012). Financial crisis and extreme market risks: Evidence from Europe. *Review of Financial Economics*, 21(3), 120-130.

Parvare, T., & Barzegari Khanagha, G. (2017). Examining the impact of information disclosure quality and conservatism on accounting information of companies listed on the Tehran Stock Exchang. *Journal of Research in Ecology*.

Phillips, P. C., Shi, S., & Yu, J. (2014). Specification sensitivity in right-tailed unit root testing for explosive behaviour. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76(3), 315-333.

Raeisi sarkandiz, M. (2018). *Price bubble of financial assets: Reasons for creation and methods of identification*. Master Thesis, University of Tabriz, Faculty of Economics and Management**.** (in Perison)

Rahnamay Roodposhti, F., Madanchi zaj, M., & Babalooyan, SH. (2012).Testing the informational Efficiency and Rational Bubble in TSE and its Subsections Using Variance Ratio Test and Stationary Test of Price- Dividend Ratio. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 5(2), 59-75. Available at: https://jfksa.srbiau.ac.ir/article_3081.html?lang=en (in Perison)

Rasekhi, S., Shahrazi, M., & Elmi, Z. (2016). Detecting the Price Bubbles Periods: A Case Study of Tehran Stock Exchange Market. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 13(3),25-55. Available at: 10.22055/JQE.2016.12536 (in Perison)

Sahrakaran, M., & Rezaei, F. (2018). The Effect of Financial Information Risk on Agency Relationship with Firms Capital Structure. *Journal of Asset Management and Financing*, 6(4), 93-102. Available at: https://amf.ui.ac.ir/article_21210.html?lang=en (in Perison)

Samadi, S., Vaez Barzani, M., & Ghasemi, M.R. (2011). Behavioral analysis of price bubble formation in the capital market (Case study of Tehran Stock Exchange, 1997-2008). *Journal of Economics Reseaarch*, 10(39), 273-297. Available at: https://joer.atu.ac.ir/article_2741.html?lang=en (in Perison)

Setayesh, M.H., taghizadeh, R., & joker, M. (2017). Investigation the effect of accrual based Earnings Management and real Earnings Management on Stock Price Crash Risk of the listed companies in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting Knowledge*, 4(1), 23-44. Available at: https:/jfak.journals.ikiu.ac.ir/article_1095.html?lang=en (in Perison)

Shayan zeinvand, A., Mohammadi, Gh., Ghabishavi,A., & Abdollahi, F.(2018). The Effect Of Monetary Policy And General Level Of Prices On Bubble In Stock Prices Through The Asset Price Channel In Iran (1991-2014). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 15(1), 1-26. Available at: 10.22055/JQE.2018.20040.1514

Shoorvarzy, M.R., Ghavami, H., & Hosseinpour, H. (2013). Relationship between Clarity of Stock Market Information and The Appearing of Price bubble. *Monetary & Financial Economics (PREVIOUSLY KNOWLEDGE & DEVELOPMENT)*, 20(5), 27-58. Available at: https:/danesh24.um.ac.ir/article_28625.html (in Perison)

Sita, B. B., & Westerholm, P. J. (2011). The role of trading intensity estimating the implicit bid–ask spread and determining transitory effects. *International Review of Financial Analysis*, 20(5), 306-310.

Syed, A. M., & Bajwa, I. A. (2018). Earnings announcements, stock price reaction and market efficiency–the case of Saudi Arabia. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 11(3), 416-431.

Tarlie, M. B., Sakoulis, G., & Henriksson, R. (2018). Stock market bubbles and anti-bubbles. *International Review of Financial Analysis*.

West, K. (1987). A Specification Test for Speculative Bubbles. *The Quarterly Journal of Economics*, 102, 553-580.

Xing, X., & Yan, S. (2019). Accounting information quality and systematic risk. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 52(1), 85-103.

Yang, Y. C., Zhang, B., & Zhang, C. (2019). Is information risk priced? Evidence from abnormal idiosyncratic volatility. *Journal of Financial Economics*.

Yazdanparast, A. (2013). *Investigating the price bubble in Tehran Stock Exchange in the period before and after the acquisition*. Master Thesis, Islamic Azad University**.** (in Perison)

Youzbashi, S. (2015*). The role of information in buying shares of state-owned companies and solutions to related problems*. Master Thesis, Islamic Azad University. (in Perison)

Zhang, Q., Cai, X.Ch. & Keasey, K. (2013). Market reaction to earnings news: A unified test of information risk and transaction costs. *Journal of Accounting and Economics*, 56 (2): 251-266.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۱ ۱۹(۲) ۹۱-۶۷

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر تورم در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی

ابوالفضل شاه‌آبادی *، بهاره کرمي **، هانیه ارغند ***

* استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادي، دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران (نویسنده مسئول).
** دانشجوي دکتري اقتصاد بخش عمومی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، اقتصاد و کارآفارینی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.
*** کارشناس ارشد علوم اقتصادي، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادي، دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندیJEL: E31,O14, E51, O40
تاریخ دریافت: ۹ دی ۱۳۹۸ تاریخ بازنگری: ۲ اسفند ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۷ اسفند ۱۳۹۹	واژگان کلیدی: تورم، پیچیدگی اقتصادی، تورم انتظاری، رشد نقدینگی، رشد اقتصادی

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل:
a.shahabadi@alzahra.ac.ir
0000-0002-9316-8296

آدرس پستی:
تهران، ده ونک، دانشگاه الزهرا (س)، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، گروه اقتصاد

قدردانی: نویسندگان از نظرات و پیشنهادات ارزشمند داوران که کیفیت این مقاله را بهبود بخشیده‌اند تشکر و قدردانی می‌کنند.
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

نرخ بالای تورم معضل اقتصادی مهمی در کشورهای درحال توسعه از جمله ایران است که با وجود پیشینه طولانی تحلیل و بررسی کماکان مورد بحث است و جزء دغدغه‌های اصلی سیاست‌مداران و اقتصاددانان به شمار می‌رود. براساس شواهد موجود تورم دارای آثار نامطلوبی بر جامعه است بطوری که اقتصاددانان معتقدند هزینه‌هایی که تورم بر جامعه تحمیل می‌کند می‌تواند بسیار جدی‌تر از هزینه‌های ناشی از کند شدن رشد اقتصادی باشد.

با عنایت به اثرات منفی تورم، عوامل مؤثر در ایجاد و تشدید آن در مکاتب مختلف مورد توجه قرار گرفته است. در این خصوص بر اساس مباحث نظری مطرح شده تورم دارای سه منشاء عمده (۱) افزایش تقاضا، (۲) فشار هزینه و (۳) تنگناهای ساختاری است. یکی از مهمترین سیاست‌های کاهش تورم، افزایش عرضه و رشد محصول است. در این راستا پیچیدگی اقتصادی می‌تواند از طریق افزایش ظرفیت و تنوع تولید محصولات پیچیده، باعث شکل‌گیری مازاد عرضه و در نهایت کاهش تورم در اقتصاد شود. رویکرد پیچیدگی اقتصادی مبتنی بر این تفکر است که محصولات تولید شده در اقتصاد معرف میزان دانش، مهارت و فناوری مورد نیاز برای تولید آن‌ها است و با این فرض که کشورها محصولی را تولید نمی‌کنند مگر آنکه دانش و مهارت تولید آن را داشته باشند، میزان انباشت دانش مولد نهفته در اقتصاد کشورها را محاسبه می‌کند. لذا مطالعه حاضر درصدد بررسی ارتباط بین پیچیدگی اقتصادی و نرخ تورم در سی کشور عضو سازمان همکاری اسلامی طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۹۵ است. مدلسازی داده‌ها و اطلاعات آماری در این تحقیق بر پایه مدل‌های پانل و با استفاده از تکنیک گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) قرار گرفته است. همچنین متغیرهای مهم تورم انتظاری، تفاضل رشد نقدینگی و رشد تولید داخلی و وفور منابع طبیعی به عنوان متغیرهای توضیحی مدل لحاظ گردیده است. تحلیل نتایج این مطالعه دلالت بر آن دارد که در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی پیچیدگی اقتصادی تأثیر منفی و معنی‌دار بر نرخ تورم دارد. همچنین نتایج تخمین بیانگر تأثیر مثبت و معنی‌دار متغیرهای تورم انتظاری، تفاوت نرخ رشد نقدینگی با نرخ رشد اقتصادی و متغیر فراوانی منابع طبیعی بر نرخ تورم است. بنابراین نتایج تحقیق تأییدی بر رویکرد انتظارات تورمی، نظریه پولی و همچنین نظریه ساختارگرایان است.

ارجاع به مقاله:
شاه‌آبادی، ابوالفضل.، کرمي، بهاره و ارغند، هانیه. (۱۴۰۱). تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر تورم در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۱۹(۲)، ۹۱-۶۷.
10.22055/JQE.2021.32056.2197

© 2022 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

تورم[1] یکی از متغیرهای اقتصادی است که کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از این‌رو یکی از اساسی‌ترین دغدغه‌های اقتصاددانان چه از بعد نظری و چه از بعد تجربی و سیاستی مسئله تورم است(Pourkazemi, Biravand, & Delfan, 2016). در ادبیات اقتصادی منظور از تورم، افزایش سطح عمومی قیمت‌هاست که غالباً حالتی مداوم و برگشت‌ناپذیر دارد. افزایش نااطمینانی در فعالیت‌های اقتصادی، محدود شدن رشد سرمایه‌گذاری، اختلال در تخصیص بهینه منابع اقتصادی و باز توزیع غیربهینه و ناعادلانه آنها تنها بخشی از مضرات و هزینه‌های تورم بالا محسوب می‌شوند(Ghavam & Tashkini, 2005). بنابراین کنترل تورم و آهنگ افزایش قیمت‌ها همواره جزء مهم برنامه‌هاي سیاستمداران بوده است.

یکی از مؤلفه‌های جدید اقتصادی که اخیراً توجه بیشتری به آن می‌شود و می‌تواند تأثیر قابل توجهی بر نرخ تورم داشته باشد، پیچیدگی اقتصادی[2] است. این متغیر که منعکس‌کننده ظرفیت تولید ملی و تنوع آن است از طریق افزایش سطح قابلیت‌های تولید، می‌تواند موجب رشد اقتصادی و افزایش درآمد سرانه گردد. در واقع بدون افزایش پیچیدگی اقتصادی، رشد اقتصادی ناشی از محصولات مختلف مستمر و باثبات نخواهد بود. زیرا در بلندمدت افزایش محتوای فناوری سبد صادراتی و سطح پیچیدگی بالاتر کالاها ضامن رشد و توسعه اقتصادی خواهد بود(Elahi, Khodadad Kashi, & Sagheb, 2018). نکته قابل ذکر آن است که شاخص پیچیدگی اقتصادی که نه تنها پیچیدگی فناوری به‌کار رفته در تولید کالا را در نظر می‌گیرد بلکه پیچیده بودن زیرساخت‌های فیزیکی و اجتماعی، فرآیند بازاریابی و عرضه در بازار جهانی را نیز مد نظر قرار می‌دهد (Ranjbar, Sagheb, & Ziaee Bigdeli, 2019) در سال‌های اخیر به عنوان راهکاری برای خروج از اقتصاد تک محصولی و کاهش شکنندگی اقتصادها نسبت به نوسانات رابطه مبادله ارائه شده است و می‌تواند با اثرگذاری بر عرضه و تقاضای کل اقتصاد، نرخ تورم را نیز تحت تأثیر قرار دهد. شاخص پیچیدگی اقتصادی(ECI)[3] براي اولین بار توسط گروهي از محققان دانشگاه‌هاي «هاروارد»[4]

---

[1] Inflation

[2] Economic Complexity

[3] Economic Complexity Index

[4] Harvard University

و «ام آی تی»[5] در سال ۲۰۰۷ مورد بحث و بررسی قرار گرفت. این شاخص، متغیر کلیدی برای توضیح رشد و توسعه کشورهاست و توانایی مختلف کشورها برای جمع‌آوری قابلیت‌ها و نیز تفاوت‌های عملکرد آنها را توضیح می‌دهد (Felipe, Kumar, Abdon, & Bacate, 2012).

میزان دانش کشورها نسبت مستقیمی با انواع محصولات تولید شده در آنها دارد. تولید هر محصول نیازمند دارا بودن دانش‌هاي خاصی است و هر چه تولیدات یک کشور متنوع‌تر باشد یعنی دانش شکل گرفته و تجمیع شده بیشتري در آن کشور وجود دارد. در یک اقتصاد پیچیده، افراد برخوردار از دانش‌های مختلف اعم از طراحی، بازاریابی، تأمین مالی، دانش فنی، مدیریت منابع انسانی و حقوق تجاری می‌توانند با یکدیگر تعامل داشته و دانش خود را برای تولید محصولات ترکیب می‌کنند. در جوامعی که بخش‌هایی از این مجموعه قابلیت‌ها غایب باشند امکان ایجاد چنین محصولاتی وجود ندارد. بنابراین اقتصادهاي پیچیده اقتصادهایی هستند که می‌توانند حجم زیادي از دانش مرتبط را در قالب شبکه‌هاي بزرگ افراد گرد هم جمع کرده و مجموعه متنوعی از کالاهاي دانش‌بر را تولید کنند. به عکس، اقتصادهاي ساده پشتوانه ضعیفی از دانش مولد[6] داشته وکالاهاي کمتر و ساده‌تري تولید می‌کنند که مستلزم شبکه کوچک‌تري از تعاملات است (Hidalgo & Hausmann, 2009). دو واژه تنوع[7] و فراگیری[8] از واژگان کلیدی ادبیات پیچیدگی اقتصادی هستند. تنوع محصولات صادراتی به تعداد محصولاتی که توسط یک کشور تولید و صادر می‌شود و فراگیر بودن به تعداد کشورهایی که یک محصول مشخصی را صادر می‌کنند،

[5] Massachusetts Institute of Technology (MIT)

[6] Productive knowledge

[7] Diversification

[8] Ubiquity

اشاره دارد[۹]. کشورهایی که معمولًا به عنوان توسعه‌یافته در نظر گرفته می‌شوند داراي محصولات صادراتی بسیار متنوع هستند و انواع مختلفی از محصولات، از بسیار ساده تا بسیار پیچیده صادر می‌کنند. بالعکس کشورهایی که به صورت کلی کمتر توسعه‌یافته هستند، تنها محصولاتی را صادر می‌کنند که بیشتر کشورها نیز می‌توانند آنها را صادر کنند (Cristelli, Tacchella, & Pietronero, 2015). در واقع انباشت دانش مولد در اقتصادهای پیچیده از طریق افزایش عرضه محصولات متنوع‌تر با پیچیدگی فزاینده، رشد درونزا را برای اقتصاد به دنبال دارد و انتظار می‌رود همراه با رشد اقتصادی شاهد افزایش عرضه کل اقتصاد و کاهش تورم باشیم. هدف از مطالعه حاضر بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر تورم در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی[۱۰] طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۹۵ است. در واقع در مقاله پیش رو به دنبال پاسخ به این سؤال هستیم که «آیا پیچیدگی اقتصادی در کشورهای اسلامی طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۹۵ کاهش تورم را به دنبال داشته است؟» مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است در ادامه به مبانی نظری و مطالعات تجربی می‌پردازیم. در بخش سوم معرفی متغیرها و تدوین مدل ارائه می‌شود، بخش چهارم حقایق آماری و بخش پنجم برآورد مدل است. بخش ششم نیز به نتیجه‌گیری و پیشنهادات اختصاص دارد.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

تورم پدیده‌اي پیچیده و داراي ابعاد گوناگون است. در تعریفی ساده، متداول و مورد قبول اغلب اقتصاددانان تورم وضعیتی است که سطح عمومی قیمت‌ها به طور مداوم و به مرور زمان افزایش می‌یابد، بنابراین عنصر زمان و استمرار افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در تعریف تورم اهمیت بسیاري دارد. نکته قابل توجه در خصوص تورم آن است که علی‌رغم

---

[۹] به منظور محاسبه شاخص پیچیدگی اقتصادي، نخست مزیت نسبی آشکار شده کشورها و سپس ماتریس کشور- محصول محاسبه می‌شود. این ماتریس بیان می‌کند هر کشور در تولید چه محصولاتی رقابت‌پذیر است و بر اساس آن تنوع و فراگیری محصولات محاسبه می‌شوند. در گام بعد دو ماتریس محصول- محصول و کشور- کشور و سپس شاخص پیچیدگی اقتصادي هر کشور محاسبه می‌شود. مقدار کمی این شاخص در محدوده ارقام (۳-) تا (۳+) است به‌طوری که هرچه اعداد به رقم ۳ نزدیکتر شوند پیچیدگی اقتصادی کشورها بیشتر است (شاهمرادی و اشتهاردی، ۱۳۹۷).

[10] Organization of Islamic Cooperation

وجود تعریفی مشخص در این خصوص، دیدگاه واحدي در رابطه با علل ایجاد تورم وجود ندارد. برخی اقتصاددانان رشد بی‌رویه حجم پول[۱۱]، گروهی دیگر اضافه تقاضا در بازار کالا[۱۲]، برخی فشار هزینه و افزایش قیمت نهاده‌هاي توليدي[۱۳] و در نهایت عده‌اي دیگر عوامل ساختاري[۱۴] و تنگناهاي موجود در بخش‌هاي مختلف و ضعف بخش‌هاي کشاورزي و تجارت خارجی را منشأ اصلی تورم می‌دانند. ضمن اینکه در زمان‌هاي مختلف نیز ممکن است نقش و سهم عوامل برشمرده در تورم متفاوت باشد (Azimi, Miri, Taghizadeh, & Samadi, 2013). گرچه بر پایه هر کدام از نظریات تورم می‌توان بخشی از تورم اکثر کشورهای درحال توسعه را توضیح داد. اما در مطالعه حاضر، سعی می‌شود به لحاظ تئوری شرح عمیق‌تری از رویکرد پیچیدگی اقتصادی و تأثیرآن بر تورم مطرح گردد.

دانش، ذخیره انباشته شده‌ای از اطلاعات و مهارت‌هاست که از مصرف اطلاعات توسط گیرنده آن حاصل می‌شود (Zack, 1999). امروزه نقش دانش به عنوان مهم‌ترین عامل ایجاد ارزش افزوده در اقتصادهاي مدرن و ارتقای توان رقابتی کشورها در سطح بازارهاي بین‌المللی محسوب می‌شود. اهمیت این عامل کلیدی از آن جهت است که در طول فرآیند توسعه اقتصادی- اجتماعی، مبانی تولید متحول می‌شود و اساسی‌ترین عامل در این تحول، معطوف علوم و فناوری جدید است و تا توسعه کشور به حد مطلوبی نرسیده، ثبات

---

[11] Monetarism

پولیون معتقدند تورم، در بلندمدت، يك پدیده پولی است و بروز تورم، تنها ناشی از نرخ رشد بالا و دائمی عرضه پول می‌باشد؛ به طوری که با رشد بالا و مستمر عرضه پول، تورم شکل می‌گیرد.

[12] Demand Pull

نظریه تورم جاذبه تقاضا علت بروز تورم را افزایش تقاضای کل می‌داند. کینز چنین، استدلال می‌کند اگر تقاضا برای کالاهای مصرفی بیش از عرضه آنها باشد، این اضافه تقاضا شکاف تورمی ایجاد کرده و قیمت‌ها آنقدر افزایش می‌یابند تا این شکاف پر شود. این همان پدیده‌ای است که کینز آن را تورم خالص می‌نامد.

[13] Cost Push Inflation

فشارهای تورمی سمت عرضه اقتصاد می‌تواند ناشی ازافزایش هزینه‌های تولید ازجمله افزایش نامتناسب دستمزدهای اسمی و یا افزایش قیمت نهاده‌های تولید و... به دلایل مختلف باشد که در کنار سایر عوامل می‌تواند زمینه‌ساز تشدید تورم و حتی بروز پدیده رکود تورمی گردد.

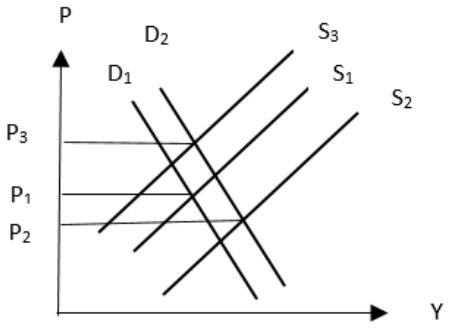
[۱۴] تنگناها و نارسایی‌های بنیادین و ساختاری اقتصاد، از جمله نبود زیرساختهای مورد نیاز، وجود قوانین دست و پاگیر و چسبندگی‌های موجود در بخش‌های مختلف اقتصادی و همچنین وابستگی بیش از حد به واردات باعث تشدید فشارهای تورمی می‌گردد.

ارزش پولی غیرممکن است. از این رو تولید و توسعه تولیدات در مناسبات جدید اقتصاد جهانی نیازمند برخورداری از دانش لازم و فراهم نمودن زمینه توسعه و بکارگیری آن در فرآیند تولید می‌باشد اما پیشرفت دانش، در همه کشورها آثار یکسانی بر فرآیند و ماهیت تولیدات به دنبال نداشته است، چرا که دانش براي استفاده در فرآیند تولید، ابتدا باید کاربردي شود. کاربرد دانش در تولیدات به وسیله شاخص پیچیدگی اقتصادی (ECI) اندازه‌گیری می‌شود بر اساس این شاخص هر چه کاربرد دانش در تولید بیشتر باشد اقتصاد پیچیده‌تر است (Hartmann, Guevara, Jara-Figueroa, Aristarán, & Hidalgo, 2017). باید توجه داشت میزان دانش یک جامعه به طور عمده به میزان دانشی که هر یک از اشخاص در اختیار دارند وابسته نیست، بلکه به تنوع دانش توزیع شده بین افراد و نیز به قابلیت‌هایشان برای ترکیب و استفاده از آن از طریق شبکه‌های تعاملات پیچیده وابسته است. در واقع می‌توان بین دو نوع دانش صریح[15] و ضمنی[16] تمایز قائل شد. بخش‌های مهم دانش، ضمنی هستند که انباشت آن زمان‌بر و هزینه‌بر است. رویکرد پیچیدگی اقتصادی بازتاب چنین دانشی (یا دست‌کم ترکیبی از دو نوع دانش مذکور) است که در ساختار مولد یک اقتصاد تجمیع‌یافته است (Shahmoradi & Eshtheardi, 2018). صرف‌نظر از نوع دانش مانند آموزش رسمی و غیر رسمی، تجربه، مهارت و قوانین، بهره‌وری می‌تواند تحت تأثیر جنبه‌های متفاوتی از دانش قرار گیرد که به دنبال آن تولید نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرد. همچنان که مطالعات نشان داده است همبستگی شدید بین معیار پیچیدگی اقتصادی و رشد تولید ناخالص داخلی و نیز درآمد سرانه کشورها به خصوص در بلندمدت وجود دارد(Stojkoski & Kocarev, 2017). گروهی از اقتصاددانان معتقدند پیچیدگی اقتصادی از طریق کاهش در وابستگی به محصولات اولیه و خام و نیز افزایش حجم و ارزش کالاهای صادراتی، می‌تواند بر رشد تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبتی داشته باشد. البته این نظریه برای کشورهای در حال‌توسعه که وابستگی شدیدی به مواد اولیه و محصولات بخش کشاورزی دارند، صادق است (Herzer & Lehman, 2006). در واقع گسترش دانش در بخش‌هاي مختلف اقتصاد، تغییرات قابل ملاحظه فناوری و ارتقای بهره‌وري موجب انتقال به سمت پایین منحنی عرضه بنگاه و صنعت شده و قیمت‌ها را

[15] Explicit
[16] Tacit

کاهش می‌دهد (Shakeri, 2006). در اقتصادهای پیچیده با تغییر ساختار فناورانه تولید که در آن منابع از فعالیت‌های تولیدی با فناوری (و بهره‌وری) پایین به فعالیت‌های با فناوری بالا و پیچیده منتقل می‌شوند، بنگاه‌هاي منطبق با فناوری جدید با سود مثبت مواجه می‌شوند. بنابراین موانع ورود به زنجیره عرضه کاهش پیدا کرده و تعداد بنگاه‌هاي جدید رو به افزایش می‌گذارد. گسترش بنگاه‌هاي جدید موجب انتقال منحنی عرضه کوتاه‌مدت به سمت راست شده و قیمت‌ها را کاهش می‌دهد. در بررسي اثرات مثبت به کارگیري دانش و فناوری (در قالب پیچیدگی اقتصادی) بر طرف عرضه اقتصاد، بایستي به این نکته نیز توجه کرد که رسیدن به اقتصادی پیچیده برای جوامع درحال توسعه خالی از هزینه نخواهد بود، چرا که ارتقا و بهبود شاخص پیچیدگی اقتصادی در این کشورها، غالباً زمان‌بر بوده و می‌بایست در ابتدا شرایط و بسترهای لازم جهت تحقق آن به درستی مهیا شود. تغییر ساختار تولید، افزایش کیفیت و تنوع محصولات گاهی تولیدکنندگان را با هزینه‌های قابل توجهی روبرو می‌سازد که آنان را مجبور به لحاظ کردن این نوع هزینه‌ها روی قیمت تمام شده محصول می‌کند و این امر نه تنها موجب کاهش قیمت و تورم نمی‌شود، بلکه مطابق با نظریه فشار هزینه با انتقال منحنی عرضه به سمت چپ، افزایش قیمت‌ها را هم به دنبال دارد. لذا به نظر می رسد تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر سمت عرضه اقتصاد کاملاً واضح نیست و به ساختار اقتصادی کشورها بستگی دارد. از سوی دیگر تغییرات طرف تقاضاي اقتصاد را نیز که در نتیجه طرف عرضه به وجود می‌آید و ممکن است نرخ تورم را تغییر دهد نباید نادیده گرفت. با افزایش درآمد سرانه در پی ارتقای پیچیدگی، انتظار می‌رود قدرت خرید و به دنبال آن تقاضای اقتصاد فزونی یابد و این اضافه تقاضا شکاف تورمی و افزایش قیمت‌ها را به همراه دارد. اگرچه احتمال دارد طرف تقاضا قبل از طرف عرضه اقتصاد، واکنش نشان داده و بدین ترتیب موجب افزایش تورم شود. البته این واقعیت را نیز نباید نادیده گرفت که با افزایش پیچیدگی اقتصادی و تولید کالاهای منحصر به فردتر که فاقد جایگزین و دارای کیفیت بالایی هستند، امکان افزایش ارزش و قیمت این محصولات در سطح جهان وجود دارد. در این حالت با ثابت فرض کردن سایر عوامل، حرکت روی منحنی تقاضا به سمت بالا و چپ صورت گرفته و تورم ایجاد می‌گردد. آن چه مسلم است این که تورم متغیري است که از برآیند نیروهاي موجود در سمت عرضه و تقاضاي کل اقتصاد حاصل می‌شود، با توجه به توضیحات مذکور، پیچیدگی اقتصادی در بعد نظري مي‌تواند در هر دو طرف

عرضه و تقاضاي كل اقتصاد اثرگذار باشد، لذا برآيند اين آثار بر سطح عمومي قيمت‌ها و تورم به قدرت نيروهاي اثرگذار بر تقاضا و عرضه كل بستگي دارد. با اين وجود به نظر می‌رسد انتقال به سمت راست منحنی عرضه کل اقتصاد هم به دلیل بهره‌وری بالاتر (Zhu & Li, 2017) و هم به دلیل افزایش تقاضای نیروی کار (Adam, Garas, Katsaiti, & Lapatinas, 2021) از میزان انتقال به سمت راست منحنی تقاضای کل بیشتر باشد و این امر باعث ایجاد مازاد عرضه و بنابراین کاهش سطح عمومی قیمت‌ها شود.



نمودار ۱. انتقال منحنی عرضه و تقاضا و تغییر قیمت‌ها
مأخذ: یافته‌های محقق

Figure 1. The transition of supply and demand curve and the change of prices
Source: Researcher results

گرچه مطالعات خارجی و داخلی متعددی حول موضوع تورم به عنوان یکی از متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان صورت گرفته است اما بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر تورم مسبوق به سابقه نیست. لذا در ادامه تنها به بخشی از مطالعات مشابه در قالب **جدول ۱** پرداخته می‌شود.

جدول ۱. مروری بر مطالعات تجربی
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 1. A review of experimental studies
Source: Research results

نتایج	متغیر مستقل	روش تحقیق	نویسندگان
فناوری نقش بیشتری نسبت به جهانی شدن در کاهش تورم در ایالات متحده دارد.	فناوری و جهانی سازی	مدل ترکیبی جدید از منحنی فیلیپس نیوکینزی با استفاده ازداده‌های فصلی ایالات متحده در ۱۸ سال از سال ۱۹۹۹	Lv, Liu, & Xu, 2019
یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد، پیشرفت‌های فناوری در مهار نوسانات قیمت هنگام کنترل سایر عوامل کلان اقتصادی نقش دارد.	فناوری پیشرفته	مدل پنل دیتا، ۱۷ کشور اروپایی، طی یک دوره ۱۱ ساله	Buchheim & Kedert, 2016
یک درصد افزایش واردات و صادرات به ترتیب تورم را ۳/۲۱ درصد افزایش و ۱/۹۱ درصد کاهش می‌دهد. همچنین آزمون علیت گرنجر حاکی از وجود یک علیت دوجانبه بین تورم و صادرات و علیت یک طرفه از تورم به واردات است.	صادرات و واردات	مدل OLS، با استفاده از داده‌های سری زمانی ماهانه بنگلادش طی دوره ۱۹۹٤ تا ۲۰۱۱	Muktadir-Al-Mukit & Shafiullah, 2014
نتایج بیان‌کننده آن است که متنوع‌سازی صادرات به عنوان عامل ضربه‌گیر در مقابل شوک‌های خارجی عمل و نوسانات ناشی از حضور اقتصاد را در تجارت جهانی تعدیل می‌کند.	لحاظ کردن تنوع صادراتی به شکل متقاطع با باز بودن تجاری	الگوی پنل با استفاده از داده‌های ۱۸ کشور منتخب درحال توسعه طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۵	Azizi & Pedram, 2019
نتایج این مطالعه حاکی از این است که کلیه مؤلفه‌های اقتصاد دانش‌بنیان با ضرایب متفاوت و در سطح اطمینان مختلف بر فلاکت اقتصادی(نرخ تورم+نرخ بیکاری) اثر منفی و معنادار دارد.	مؤلفه‌های اقتصاد دانش‌بنیان	داده های تابلویی و روش GMM، با استفاده از دادههای ۲۰۱۸-۲۰۰۸ دو گروه از کشورهای منتخب	Shahabadi & Heydarkhani , 2020
نتایج حاکي از آن است که صادرات اکثر گروه‌هاي کالاي صنعتي در ایجاد ثبات درآمدهای صادراتی و در نتیجه ثبات اقتصاد کلان کشور نقش مثبت داشته‌اند.	متنوع سازی صادرات غیرنفتی	با استفاده از تابع تجمعي‌صادرات برای اقتصاد ایران در طول دوره ۱۳۷۷-۱۳۵۹	Mousavi & Taghipour 2001

همچنین (Arawatari, Hori, & Mino, 2018; Abbate, Eickmeier, & Prieto 2016; Olayungbo, 2013; Khan, & Saqib, 2011; Sbordone, 2007; Stevenson, 2000) به بررسی رابطه رشد و تورم، اثر عواملی همچون شوک‌های مالی، مخارج دولت، بی ثباتی سیاسی و جهانی شدن بر تورم و تحلیل رابطه بلندمدت بازارهای مسکن منطقه‌ای و تورم طی سه الی چهار دهه اخیر در کشورهای مختلف جهان پرداخته‌اند. در ایران نیز (Ahmadzadeh & Nasri, 2021; Shahabadi, Siyahvashi, & omidi, 2017; Rezazadeh, Khodaverdizadeh, & Mirzayi, 2017; Zobeiri, 2016; Shakeri, Mohammadi ,& Rajabi, 2015; Komeijani & Naghdi, 2008) به ترتیب به بررسی زیان‌های رفاهی تورم، اثر چرخه‌های انتخاباتی، نااطمینانی تورم، شکاف نرخ ارز، قدرت قیمت‌گذاری و تولید بخش‌های اقتصاد بر تورم طی دهه‌های اخیر پرداخته‌اند. با توجه به مطالعات انجام شده در خصوص تورم در داخل و خارج کشور مشاهده می‌شود که تمامی مطالعات نتایج یکسانی را در خصوص ماهیت تورم و عوامل مؤثر بر آن ارائه نمی‌کنند و فقدان چنین پژوهشی در مطالعات و تحقیقات داخلی و خارجی کاملاً محسوس است.

در سال‌های اخیر استقبال خاصی از رویکرد پیچیدگی‌اقتصادي در محافل علمی و دانشگاهی به منظور شناخت ظرفیت‌هاي فناورانه و مسیرتوسعه، جهت برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری اقتصادی شده است. با توجه به اهمیت شاخص پیچیدگی اقتصادی در جهان امروز و نقش انکارناپذیر آن در توضیح‌دهندگی رشد و توسعه اقتصادی، لازم است ارتباط آن با متغیرهای دیگر کلان اقتصادی از جمله تورم بررسی گردد. بر اساس آخرین رتبه‌بندی شاخص پیچیدگی اقتصادی که در سال ۲۰۱۸ توسط دانشگاه هاروارد، برای ۱۳۳ کشور جهان گزارش شده است، اختلاف چشمگیری میان کشورهای توسعه‌یافته و در حال‌توسعه وجود دارد. به طوری که کشورهای ژاپن، سوئیس وکره جنوبی در رتبه‌هاي اول تا سوم قرار دارند. پس از آن‌ها کشورهاي آلمان، سنگاپور، اتریش، جمهوری چک، سوئد و مجارستان رتبه‌هاي چهارم تا نهم را به خود اختصاص داده‌اند. اسلوونی در جایگاه دهم قرار دارد. ایران در شاخص مذکور در رتبه صد ویکم جهان قرار گرفته است و ۳۳ رتبه با آخرین کشور یعنی نیجریه فاصله دارد(The Atlas of Economic Complexity, 2018). سایرکشورهای اسلامی نیز، از این حیث تقریباً وضعیت مشابهی دارند. این در حالی است که کشورهای

توسعه‌یافته عضو OECD[17] در همان سال به طور میانگین دارای نرخ تورم ۱٫۹۱ هستند. در مقابل نرخ تورم سال ۲۰۱۸ در کشورهای درحال‌توسعه اسلامی به طور میانگین حدود ۵/۲۳ درصد است (World Bank, 2018). از این رو تجربه اکثر کشورهای توسعه‌یافته درباره تورم پایین در کنار پیچیدگی اقتصادی بالا از یک سو و تورم بالا در کنار پیچیدگی اقتصادی پایین در اغلب کشورهای در حال توسعه از سوی دیگر، ما را بر آن داشت تا براي اولین بار در مطالعات حوزه تورم، به کمك الگوها و روش‌های نظری و تجربی‌خود، تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر نرخ تورم را مورد بررسی قرار دهیم.

۳- روش‌شناسی پژوهش و تصریح مدل

در این بخش سعی شده است در انتخاب متغیرهای مدل، به نظریات اقتصادی مطرح شده در خصوص منشا تورم، تا حد ممکن توجه شود.

متغیر اصلی پژوهش، شاخص پیچیدگی اقتصادی است. بر اساس آنچه در قسمت مبانی نظری شرح داده شد، رابطه این متغیر با تورم مبهم است.

$$INF = F(ECI) \qquad (۱)$$

نااطمینانی و انتظارات تورمی در تعیین تورم نقش مهمی بازي می‌کنند. نرخ تورم مورد انتظار طبق نظریه آفتالیون[18] در خصوص رواني بودن تورم بر نرخ تورم تأثیرگذار است. آفتالیون معتقد بود متغیرهای انتظارات در مورد قیمت‌ها و عوامل‌اجتماعی و سیاسی نیز بر نرخ تورم مؤثر هستند. وي متذکر شدکه هرگاه صاحبان درآمد، افزایش قیمت‌ها را در آینده پیش‌بینی نمایند پول‌های خود را به سرعت به کالا تبدیل می‌نمایند و با افزایش تقاضای فعلی کالاها و خدمات باعث افزایش قیمت آن‌ها در زمان حال می‌گردند. ازسوی دیگر، تولیدکنندگان و بازرگانان نیز در مواقعی که انتظار افزایش قیمت را داشته باشند به ذخیره انبار خود می‌افزایند و عرضه کالاها وخدمات خود را به آینده موکول می‌نمایند که این موضوع تورم را نیز از طریق کاهش عرضه، دامن می‌زند (Azimi et al, 2013). گرچه می‌توان برای انتظارات تورمی دو جزء انتظارات تورمی آینده‌نگر و گذشته‌نگر قائل شد اما بسیاری از

[17] Organisation for Economic Co-operation and Development

[18] Aftalion

پژوهشگران معتقدند انتظارات تورمی گذشته‌نگر با اهمیت‌تر است (Wimanda, Turner, & Hall, 2011; Fuhrer, 1997). لذا در این مقاله به پیروی از (Elgammal & Eissa, 2016) از تورم با وقفه به عنوان شاخصي براي نشان دادن تورم انتظاري استفاده مي‌شود.

$$INF = F(INF(-1) \cdot ECI) \quad (۲)$$

مطابق با نظر پولیون تورم در بلندمدت یک پدیده پولی است. رشد نقدینگی از جمله عوامل محرک تقاضای کل در اقتصاد است که تورم به همراه دارد. با فرض ثابت بودن سرعت گردش پول، اگر همراه با افزایش نقدينگي، عرضه کالاها و خدمات در اقتصاد به طور متناسب افزایش نیابد این امر سبب افزایش سطح عمومي قیمت‌ها می‌شود و تورم را تشدید مي‌کند. به عبارت دیگر صرف افزایش پول تورم ایجاد نمی‌گردد و در واقع پول بدون پشتوانه تولید، تورم‌زا است در همین راستا به پیروی از مطالعات (Fortun Vargas, 2012; Amiri, 2017) تفاوت رشد نقدینگی با رشد اقتصادی بدین منظور وارد مدل شده است.

$$INF = F(INF(-1) \cdot M2gr - GDPgr \cdot ECI) \quad (۳)$$

دیگر متغیر در نظر گرفته شده در مدل، فراوانی منابع طبیعی است. با توجه به وابستگي کشورهاي درحال توسعه ازجمله ایران به درآمدهاي حاصل از صدور منابع طبیعی، متغیرفراوانی منابع طبیعی طبق نظریه ساختارگرایان به عنوان یک متغیر ساختاري وارد مدل مي‌گردد. در کشورهای دارای منابع طبیعی فراوان، مدیریت اقتصاد کلان متفاوت با سایر کشورهاست و اکثر شاخص‌های کلان اقتصادی از ثروت طبیعی تأثیر می‌پذیرند. عموماً در کشورهای نفتی، دولت‌ها در زمان افزایش درآمدها، مصرف لجام‌گسیخته و بیش از حدی دارند، در اغلب موارد هزینه‌های دولت بر اساس ظرفیت جذب اقتصاد تنظیم نشده و موجب وارد آمدن فشار بر اقتصاد ملی شده و ریسک تورم شتابان را افزایش داده و اثرات جبران‌ناپذیری بر سطح قیمت‌ها و دستمزدها بر جای خواهد گذاشت.(Amiri, 2017) کانال دوم اثرگذاری این متغیر بر تورم بر اساس نظریه بیماری هلندی و پدیده شومی منابع قابل توضیح است. به‌طوری که افزایش وابستگی به درآمدهای نفتی و بروز بیماری هلندی می‌تواند از طریق افزایش واردات به کاهش تورم کالاهای قابل تجارت نیز بیانجامد. بنابراین تأثیر وفور منابع طبیعی تا حدی می‌تواند مبهم باشد. (Bala, Chin, Kaliappan, & Ismail, 2017; Armen, Ghorbannezhad, & Kafili 2017) در کارهای خود از این متغیر استفاده کرده‌اند.

$$INF = F(INF(-1) \cdot M - GDPgr \cdot NAT \cdot ECI) \quad (۴)$$

لذا الگوی نهایی مورد بررسی، با توجه به مطالب ارائه شده در بالا و نیز جهت تبیین رابطه پیچیدگی اقتصادی و نرخ تورم به صورت تابع ذیل ارائه می‌گردد:

$$INF_{it} = C + \beta_1 * INF_{it-1} + \beta_2 * (M2gr_{it} - GDPgr_{it}) + \beta_3 * NAT_{it} + \beta_4 * ECI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

INF: نرخ تورم

INF_{-1}: نرخ تورم دوره قبل

M2 gr: رشد نقدینگی

GDP gr: نرخ رشد اقتصادی

NAT: درآمدهای حاصل از فروش نفت، گاز، زغال سنگ، مواد معدنی و جنگلی به صورت درصدي از توليد ناخالص داخلی

ECI: شاخص پیچیدگی اقتصادی. اطلاعات آماری مربوط به این شاخص از اطلس پیچیدگی اقتصادی جهان که می‌توان از طریق وبگاه دانشگاه هاروارد به آن دسترسی پیدا کرد، استخراج شده است[۱۹].

نمونه آماری این مطالعه شامل سی کشور منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی است که با توجه به محدودیت آماری داده‌ها و شواهد تاریخی مشابه انتخاب شده‌اند. به دلیل آنکه اطلس پیچیدگی اقتصادی جهان داده‌های مربوط به ECI را برای اواسط دهه ۹۰ میلادی به بعد و تا سال ۲۰۱۸ منتشر کرده است، لذا بازه زمانی دوره ۲۰۱۸-۱۹۹۵ را در برمی‌گیرد. کلیه آمار و اطلاعات مورد نیاز براي انجام مطالعه حاضر (به جز داده‌های مربوط به شاخص پیچیدگی اقتصادی) از پایگاه بانک جهانی[۲۰] جمع‌آوری شده است. همچنین مطالعه حاضر بر اساس رویکرد بین کشوری است و با استفاده از روش اقتصادسنجی گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) [۲۱]برای برآورد مدل بهره می‌برد. از مزایای این روش علاوه بر

[19] https://atlas.cid.harvard.edu/rankings

[20] https://data.worldbank.org

[21] Generalized Method of Moments

رفع همبستگی متغیرهای مستقل با اجزاء اخلال و درون‌زایی آن‌ها، رفع ناهمسانی واریانس مدل و کارا بودن آن در هر دو حالت، اثرات ثابت و تصادفی است، از این رو دیگر نیازی به آزمون هاسمن نیست.

۴- حقایق آماری

پیش از تخمین مدل، ابتدا جدولی از موقعیت کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی از لحاظ نرخ تورم و نیز شاخص پیچیدگی اقتصادی طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۸ ارائه داده می‌شود. مطابق **جدول ۲** متوسط نرخ تورم کشورهای منتخب در حدود ۷/۳۸ درصد است. مطابق آمارها از میان کشورهای مذکور، ترکیه با میانگین ۳۰/۱۴ درصد بیشترین و بحرین با میانگین ۱/۵۵ درصد، کمترین میزان تورم را طی دوره مورد بررسی دارند. ایران نیز با میانگین ۱۸/۷٤ درصد در جایگاه سوم اعضای سازمان قرار دارد و جزء کشورهای با تورم بالا است. همان‌گونه که در **جدول ۲** هم مشخص است، اقتصادهای با بیشترین پیچیدگی در بین گروه مورد بررسی عبارت‌اند از مالزی با میانگین ۰/۸۹ و ترکیه با میانگین ۰/۳۷؛ در حالی که بدترین عملکرد در این زمینه را یمن با میانگین ۱/۳۱-، گابن با میانگین ۱/۳٦- و البته نیجریه با میانگین ۱/۹۱- به خود اختصاص داده‌اند. ایران نیز با میانگین ۰/۷٦- (که از میانگین کل کشورهای مورد بررسی یعنی ۰/۵۷- کمتر است) رتبه هجدهم را در میان کشورهای منتخب دارد.

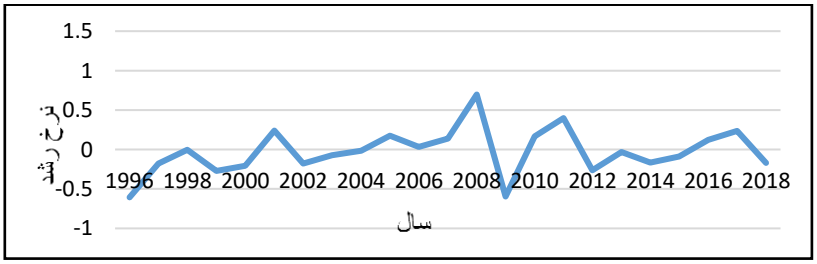
جدول ۲. میانگین نرخ تورم و شاخص پیچیدگی اقتصادی کشورهای اسلامی طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۸
مأخذ: اطلاعات نرخ تورم از پایگاه بانک جهانی و شاخص پیچیدگی اقتصادی از اطلس پیچیدگی اقتصادی جهان استخراج شده است

Tabel 2. Average inflation rate and economic complexity index of the Islamic countries during 1995-2018
Source: Inflation rate data is extracted from the World Bank database and the Economic Complexity Index from the Atlas of Economic Complexity

کشورها	میانگین نرخ تورم (درصد)	میانگین ECI	کشورها	میانگین نرخ تورم (درصد)	میانگین ECI
آلبانی	۵/۰٦ (۱٦)	۰/۳۳-(۱۰)	پاکستان	۷/۹۲ (۱۲)	۰/٦۷-(۱٦)
الجزایر	۵/۷۷ (۱۵)	۱/۱۵-(۲٦)	عربستان	۲/۲۱(۲٦)	۰/۰٦-(۷)
آذربایجان	۲۲/٤۹ (۲)	۰/۸۵-(۲۲)	سنگال	۱/۷۷(۲۹)	۰/۵۷-(۱٤)

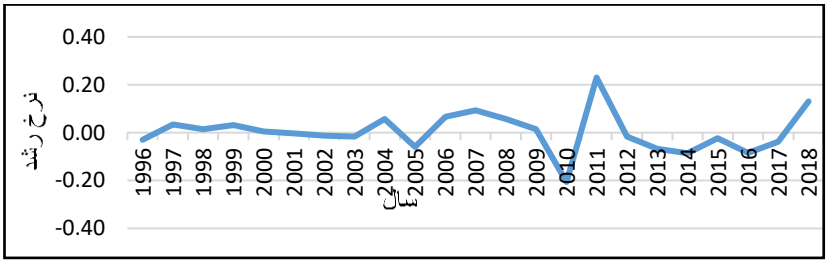
بنگلادش	٦/٣٨ (١٤)	-٠/٨٢(١٩)	تاجیکستان	٩/٩٣(٦)	-٠/٨٣(٢٠)
کامرون	٢/٧(٢١)	-١/١٩(٢٧)	تونس	٤/٠٣ (١٧)	٠/١٣(٤)
مصر	٩/٤٢(١٠)	-٠/٢٤(٩)	ترکیه	٣٠/١٤(١)	٠/٣٧(٢)
گابن	٢/٢٢(٢٥)	-١/٣٦(٢٩)	اوگاندا	٦/٤٤ (١٣)	-٠/٨٣(٢١)
اندونزی	٩/٦٤(٨)	-٠/٠٤(٦)	اردن	٣/٤١(١٩)	٠/٣٢(٣)
ایران	١٨/٧٤(٣)	-٠/٧٦(١٨)	کویت	٢/٩٨(٢٠)	-٠/٩٢(٢٣)
قزاقستان	٩/٤٥(٩)	-٠/٣٤(١١)	لیبی	٢/٤٨(٢٤)	-١/١٣(٢٥)
قرقیزستان	١١/٣٤(٥)	٠/٠٠ (٥)	عمان	٢/٠١(٢٧)	-٠/٦٦(١٥)
مالزی	٢/٥١(٢٢)	٠/٨٩(١)	قطر	٣/٧(١٨)	-٠/٥(١٢)
مالی	٢/٥١ (٢٣)	-٠/٦٩(١٧)	یمن	٩/٧٢ (٧)	-١/٣١(٢٨)
مراکش	١/٨٣ (٢٨)	-٠/٥٣(١٣)	بحرین	١/٥٥(٣٠)	-٠/١٥(٨)
موزامبیک	٨/٣١(١١)	-١/١١(٢٤)	میانگین کل	٧/٣٨	٠/٥٧
نیجریه	١٤/٨٤(٤)	-١/٩١(٣٠)			
اعداد داخل پرانتز رتبه کشورها را در شاخص مورد نظر نشان می‌دهند					

تورم و شاخص پیچیدگی اقتصادی در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۸ با نوساناتی همراه است. مطابق **نمودار ۲** و **نمودار ۳** که روند تغییرات نرخ تورم و شاخص پیچیدگی اقتصادی را طی دو دهه مورد مطالعه نمایش می‌دهد، ملاحظه می‌شود بیشترین نوسان‌های این دو شاخص مربوط به سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۲ است. به نظر می‌رسد بحران مالی سال ۲۰۰۷ و سرایت آن به بازاهای جهانی در وقوع این امر بی‌تأثیر نبوده است.



نمودار ۲. روند تغییر میانگین نرخ تورم درکشورهای اسلامی منتخب طی دوره ۲۰۱۸- ۱۹۹۵
مأخذ: پایگاه بانک جهانی

Figure 2. The trend of changing the average inflation rate in the selected Islamic countries during 1995-2018
Source: World Bank database



نمودار ۳. روند تغییر میانگین ECI در کشورهای اسلامی منتخب طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۹۵
مأخذ: اطلس پیچیدگی اقتصادی جهان

Figure 3. The trend of changing the ECI average in the selected Islamic countries during 1995-2018
Source: The Atlas of Economic Complexity

۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

از آنجا که وجود ریشه واحد در متغیرها ممکن است به نتایج رگرسیون‌هاي جعلي منجر شود و نتایج به دست آمده قابل اتکا نباشند(Granger & Newbold, 1974)، قبل از هر گونه تخمین و تجزیه و تحلیل، باید ایستایي متغیرها بررسي شود. براي بررسي ایستایي متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد ایم، پسران و شین (IPS)[۲۲] و آزمون لوین، لین، چو (LLC)[۲۳] استفاده می‌شود. در این آزمون‌ها فرضیه H_0 دلالت بر ناایستایی متغیرها دارد. همانطور که در جدول ۳ ملاحظه می‌شود، تمامی متغیرها در سطح و با ۹۰ درصد اطمینان ایستا هستند (یعنی I (0)).

[22] Im, Pesaran & Shin
[23] Levin Lin Chu

جدول ۳. نتایج آزمون ایستایی متغیرها
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 3. The results of stationary test of variables
Source: Findings of research

متغیرها	در سطح			
	با عرض از مبدأ		با عرض از مبدأ و روند	
	IPS	LLC	IPS	LLC
INF Prob	-۸/۰۳*** (۰/۰۰)	-۵/۳۸*** (۰/۰۰)	-۵/۹۹*** (۰/۰۰)	-۴/۰۸*** (۰/۰۰)
ECI Prob	-۳/۶۶*** (۰/۰۰)	-۳/۱۴*** (۰/۰۰)	-۱/۷۳** (۰/۰۴)	-۱/۳۵* (۰/۰۸)
M2 gr- GDP gr Prob	-۸/۷۹*** (۰/۰۰)	-۶/۷۳*** (۰/۰۰)	-۶/۵۵*** (۰/۰۰)	-۵/۳۵*** (۰/۰۰)
NAT Prob	-۱/۸۵** (۰/۰۳)	-۲/۹۷*** (۰/۰۰)	۰/۴۴ (۰/۶۷)	-۳/۷۴*** (۰/۰۰)

*** و ** و* به ترتیب دلالت بر معنی‌دار بودن در سطح ۱ و ۵ و ۱۰ درصد دارد.

***,**, * Indicates significance at the level of 1, 5 and 10%, respectively

به دنبال بررسی ایستایی متغیرها در طول زمان لازم است به بررسی تشخیص قابلیت تخمین مدل به وسیله داده‌های ترکیبی (پنل) پرداخته شود که بدین منظور از آزمون لیمر (آماره F) استفاده می‌گردد. آماره F بر اساس رابطه (۶) محاسبه (Baltagi , 2008) و با مقدار F جدول مقایسه می‌شود:

$$F_{(N-1\cdot NT-N-K)} = \frac{R^2_{UR} - R^2_R / N - 1}{1 - R^2_{UR} / NT - N - K} \qquad (۶)$$

در آزمون بالا R^2_R، R^2_{UR}، N، K و T به ترتیب بیانگر ضریب تعیین حاصل از مدل مقید (روش OLS)، ضریب تعیین حاصل از مدل نامقید (روش داده‌های تابلویی)، تعداد مقاطع، تعداد متغیرهای توضیحی و تعداد سال‌های مورد بررسی است. با توجه به مقدار F محاسبه شده در

جدول ٤، فرض H_0 مبنی بر همگنی مقاطع و عرض از مبدأهای یکسان پذیرفته شده و روش ترکیبی بودن داده‌هاي آماري تأیید می‌گردد.

جدول ٤. نتایج برآورد معادله تورم
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 4. The results of inflation equation estimation
Source: Findings of research

		ضرایب	متغیرها
۳۰	تعداد کشورها		
۶۶۰	تعداد مشاهدات	۰/۳۷***	INF(-1)
		(۰٫۰۰)	Prob
۱۱/۲۹***	آماره F	-۰/۳۹***	ECI
(۰٫۰۰)	Prob	(۰٫۰۰)	Prob
۲۸/۰۳	آماره J	۰/۲۱***	M2 growth-GDP growth
(۰٫۳۵)	Prob	(۰٫۰۰)	Prob
	آزمون Arellano-Bond		
-۳/۰۷***	AR(1)	۰/۰۳***	NAT
(۰٫۰۰)	Prob	(۰٫۰۰)	Prob
-۱/۱۷	AR(2)		
(۰٫۲۴)	Prob		

*** و ** و* به ترتیب دلالت بر معنی‌دار بودن در سطح ۱ و ۵ و ۱۰ درصد دارد.

***,**, * Indicates significance at the level of 1, 5 and 10%, respectively

مطابق **جدول ٤** نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد ضریب شاخص پیچیدگی اقتصادی ECI، منفی و به لحاظ آماری در سطح ۵٪ معنی‌دار است. به عبارت دیگر پیچیدگی اقتصادی توانسته است تورم را در کشورهای منتخب کاهش دهد. از جمله مهم‌ترین مؤلفه‌هاي دستیابی به ثبات اقتصاد کلان و مهار تورم توجه خاص به تولیدکالاهای دانش‌بر از رهگذر دانش شکل گرفته در کشورها است. به منظور تحقق این مهم، نیاز به تغییر ساختاري فناوري‌های تولید و حرکت از تولید کالاهاي با فناوري پایین به سمت کالاهایي با سطح فناوري بالا و پیچیده احساس می‌شود. کشورها با فاصله گرفتن از صادرات مواد اولیه و حرکت به سمت تولید و صادرات کالاهای صنعتی و پیچیده‌تر نه تنها از نوسانات قیمتی مواد اولیه -

که خود اثرات سوء بر متغیرهای اقتصاد کلان از جمله تورم دارد- جلوگیری به عمل می‌آورند، بلکه به تدریج با افزایش ظرفیت‌های تولید، تورم را نیز می‌کاهند.

متغیر دیگر موجود در مدل که تأثیر مثبت بر تورم دارد، تورم انتظاری است. تورم انتظاري با تأثير بر تصميم‌گيری عاملان اقتصادی، تقاضاي آتي را تبديل به حال مي‌كند و از این نظر تقاضای کل و نرخ تورم را تشدید می‌نماید. تأثیر مثبت این متغیر بر تورم با مبانی نظری و نیز سایر مطالعات مربوط از جمله Elgammal & Eissa, 2016; Chowdhury, 2014 سازگاراست.

نتایج برآورد همچنین بیانگر تأثیر مثبت و معنی‌دار متغیر ترکیبی تفاوت رشد نقدینگی با رشد اقتصادی بر تورم است. در حال حاضر حرکات همزمان بین رشد حجم پول و تورم در طیف وسیعی از کشورها در دوره‌های زمانی مختلف به اثبات رسیده است و چنانچه رشد نقدینگی در گردش، سرعتی بیشتر از رشد تولید ناخالص داخلی داشته باشد، قدرت خرید جدیدی ایجاد خواهد کرد که منجر به افزایش تقاضا خواهد شد و چنانچه افزایش عرضه متناسب با آن صورت نگرفته باشد به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و بروز پدیده تورم خواهد انجامید. نتایج پژوهش حاضر از این حیث همسو با مطالعات Saumitra & Raja, 2012; Fortun Vargas, 2012 است.

متغیر دیگر موجود در مدل که تأثیر مثبت ومعنی‌دار بر تورم دارد، وفور منابع طبیعی است. در بیشتر کشورهای درحال توسعه که دارای منابع طبیعی فراوان می‌باشند، تکیه اقتصاد بر درآمدهای حاصل از فروش این منابع است که گاهی اوقات از این منابع با عنوان بازدارنده رشد اقتصادی نیز یاد می‌شود. در واقع مشکل اصلی در این کشورها، به مدیریت منابع حاصل از فروش ثروت‌های طبیعی برمی‌گردد. با فقدان مدیریت علمی و صحیح منابع طبیعی، درآمدهای ارزی به بخش‌های غیرمولد اقتصادی هدایت شده و شاهد سرمایه‌گذاری‌های گسترده در بخش‌های غیرتولیدی اقتصاد و به تبع افزایش فشار تقاضا و نوسانات قیمتی خواهیم بود.

در تخمین مدل (۵) برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها از آزمون سارگان استفاده شده است. فرضیه صفر آزمون حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال است وآماره آن J-statistic که درصفحه تخمین گزارش می‌شود، به قرار زیر است:

$$J-\text{statistic}=\frac{1}{T}\acute{u}Z(\frac{S^2\acute{Z}Z}{T})^{-1}\acute{Z}u \quad (۷)$$

آماره گزارش شده برای مدل تصریحی مطابق **جدول ٤** برابر با ۲۸/۰۳ است که احتمال آن بزرگتر از مقدار ۰/۰۵ وگواهی بر پذیرش فرضیه صفر می‌باشد. همچنین برای الگوهای پویای پنل که به روش GMM برآورد می‌گردند، این امکان وجود دارد که خودهمبستگی مرتبه اول و دوم در الگو را با استفاده از آزمون آرلانو- باند[۲٤] مورد بررسی قرار داد. این آزمون نیز برای بررسی اعتبار و صحت متغیرهای ابزاری به کار می‌رود. آرلانو و باند قائلند که در تخمین GMM باید جملات اخلال دارای همبستگی مرتبه اول AR (1) بوده و دارای همبستگی مرتبه دوم AR(2) نباشد.(Nadiri & Mohammadi, 2011) نتایج آزمون مذکور بیانگر آن است که در سطح ۹۹ درصد الگوی مربوطه دارای خودهمبستگی مرتبه اول بوده و همبستگی مرتبه دوم در مدل دیده نمی‌شود.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

تورم یکی از مهم‌ترین مسائل اقتصادي برخی کشورها از جمله ایران است. در این مطالعه تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر نرخ تورم طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۹۵ برای کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌اسلامی با استفاده از روش GMM، بررسی شده است. در این راستا از شاخص پیچیدگی اقتصادی که توسط گروهي از محققان دانشگاه‌هاي هاروارد و ام آی تی، در سال ۲۰۰۷ مطرح و معرفی شده است، استفاده گردید. با توجه به نتایج این بررسی می‌توان استنباط کرد فرضیه کاهش نرخ تورم از طریق پیچیدگی اقتصادی در کشورهای منتخب اسلامی برقرار است. از این‌رو، به نظر می‌رسد می‌توان جهت دستیابی به ثبات قیمتی در اقتصاد کلان کشورهای اسلامی از طریق بهبود شاخص پیچیدگی اقتصادی امیدوار بود. همچنین مشخص شد با افزایش تورم انتظاری، تفاوت نرخ رشد نقدینگی با رشد اقتصادی و ثروت‌های طبیعی، تورم هم افزایش می‌یابد. به این ترتیب نتایج حاصل از برآورد الگو گویای آن است که ضرایب برآورد شده تمامی متغیرها از حیث علامت با مبانی نظری سازگار هستند.

[24] Arellano-Bond

با توجه به نتایج به دست آمده در این مطالعه و در راستای بهبود فضای رقابت‌پذیری اقتصاد، تحقق رشد و توسعه اقتصادی مستمر و نیز مهار نرخ تورم، پیشنهاد زیر ارائه می‌گردد:

- ✓ با توجه به تأثیر مورد انتظار متغیر شاخص پیچیدگی اقتصادی بر نرخ تورم، بنابراین به سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیرندگان اقتصادی پیشنهاد می‌شود تحقیقات انجام شده در مورد شاخص‌های پیچیدگی و فضای محصولات را مورد توجه قرار داده و سیاست‌هاي فناورانه و تدابیر لازم براي بسترسازي محصولات فناورانه با پیچیدگی بالاتر با هدف تنوع‌بخشی به محصولات رقابتی کشورهای اسلامی را اتخاذ کنند که البته در این مسیر لازم است که ابتدا قابلیت‌هاي فناورانه کشورها شناسایی 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.

Reference

Adam, A., Garas, A., Katsaiti, M. S., & Lapatinas, A. (2021). Economic complexity and jobs: an empirical analysis. *Economics of Innovation and New Technology*, 1-28.

Ahmadzadeh, K. & Nasri, S. (2021). Investigating the welfare losses of commodity inflation in the fourth and fifth development plans for selected provinces of Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 18(3), 99-134. doi: 10.22055/jqe.2019.29026.2059 (In Persian)

Amiri, B. (2017). The Effect of Governance Index on Inflation in Selected Countries of G77. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 14(3), 161-185. doi: 10.22055/jqe.2017.18817.1448 (In Persian)

Armen, S. A., Ghorbannezhad, M., & Kafili, V. (2017). Take another look at inflation: VARX approach. *Iranian Scientific Magazine of Applied*

Economic Studies, 6(22), 99-121. URL: https://aes.basu.ac.ir/article_1882_en.html?lang=fa (In Persian)

Azimi, S. R, Miri, A. A, Taghizadeh, K. & Samadi, R. (2013). the Study of Trend and Causes of Iran's Inflation During (2010 -2012) and Measures Fulfilled to Subdue it. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies (qjfep)*. 1(1), 25-58. URL: http://qjfep.ir/article-1-22-en.html (in persian)

Azizi, Z., & Pedram, M. (2019). The Role of Export Diversification on the Relationship between Trade Openness and Volatility of Economic Growth in Selected Developing Countries (1980-2015). *Iran Economic Research Journal*, 23(77), 107-138. URL: https://ijer.atu.ac.ir/article_10149.html (In Persian)

Bala, U., Chin, L. E. E., Kaliappan, S. R., & Ismail, N. W. (2017). The impacts of oil export and food production on inflation in African OPEC members. *International Journal of Economics and Management*, 11 (S3), 573-590.

Buchheim, V., & Kedert, M. (2016). Digitization effect on the inflation rate: An empirical analysis of possible digitization channels. Available at SSRN: http://www.divaportal.org/smash/record.jsf?pid=diva2%3A948969&dswid=-4271

Chowdhury, A. (2014). Inflation and inflation-uncertainty in India: the policy implications of the relationship. *Journal of Economic Studies*, 41(1), 71-86.

Cristelli, M., Tacchella, A., & Pietronero, L. (2015). The heterogeneous dynamics of economic complexity. *Public Library of Science One*, 10(2), e0117174.

Elahi, N., Khodadad Kashi, F., & Sagheb, H. (2018). Technology Content, Sophistication and Revealed Factor Intensities in Export of Iran. *Quarterly journal of Industrial Economic Researches*, 2(3), 57-70. URL: https://indeco.journals.pnu.ac.ir/article_5286_en.html (In Persian)

Elgammal, M. M., & Eissa, M. A. (2016). Key determinants of inflation and monetary policy in the emerging markets: evidence from Vietnam. *Afro-Asian Journal of Finance and Accounting*, *6*(3), 210-223.

Felipe, J., Kumar, U., Abdon, A., & Bacate, M. (2012). Product complexity and economic development. *Structural Change and Economic Dynamics*, *23*(1), 36-68.

Fortun Vargas, J. M. (2012). Money growth and inflation: evidence from post-inflation Bolivia. *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*, 5(4), 353-366

Fuhrer, J. C. (1997). The (un) importance of forward-looking behavior in price specifications. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 338-350.

Ghavam, M. Z., & Tashkini, A. (2005). Experimental analysis of inflation in iranian economy (1959-2002), *Iranian Journal Of Trade Studies (IJTS)*, 9(36). URL: https://www.sid.ir/en/journal/ViewPaper.aspx?id=35583 (In Persian)

Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.

Hartmann, D., Guevara, M. R., Jara-Figueroa, C., Aristarán, M., & Hidalgo, C. A. (2017). Linking economic complexity, institutions, and income inequality. *World development*, 93, 75-93.

Hausmann, R., Hidalgo, C. A., Bustos, S., Coscia, M., Simoes, A., & Yildirim, M. A. (2013). *The Atlas of Economic Complexity: Mapping Paths to Prosperity*. (B. Shahmoradi, Trans.). Cambridge, MA: Harvard University.

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

Lv, L., Liu, Z., & Xu, Y. (2019). Technological progress, globalization and low-inflation: Evidence from the United States. *Public Library of Science One*, 14(4), e0215366.

Mousavi, A. K. A., & Taghipour, A. (2001). A review of relationship between export diversification and stability oF export earnings in Iran. *Iranian Journal Of Trade Studies (IJTS)*, 5(20), 63-94. URL:https://www.sid.ir/en/Journal/ViewPaper.aspx?ID=21765 (In Persian).

Muktadir-Al-Mukit, D., & Shafiullah, A. Z. M. (2014). Export, Import and Inflation: A Study on Bangladesh. *Amity Global Business Review*, 9. Available at SSRN: https://www.researchgate.net/publication/270450475

Nadiri, M., & Mohammadi, T. (2011). Estimating an institutional structure in economic growth using GMM dynamic panel data method. *Economical Modeling*, 5(15), 1-24. URL: http://eco.iaufb.ac.ir/article_555516_en.html?lang=fa (In Persian)

Pourkazemi, M. H., Biravand, A., & Delfan, M. (2016). Designing a Warning System for Hyperinflation for Iran's Economy. *Research and Economic Policy Journal*, 23(76), 145-166. URL: https://www.sid.ir/en/Journal/ViewPaper.aspx?ID=534342 (In Persian)

Ranjbar, O., Sagheb, H., & Ziaee Bigdeli, S. (2019). Analyzing dynamism in Iran's non-oil exports: New evidence using economic complexity theory. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 54(1), 47-73. URL: https://jte.ut.ac.ir/article_70071_en.html?lang=en (In Persian)

Saumitra, B., & Raja, S. (2012). A note on excess money growth and inflation dynamics: evidence from threshold regression, *MPRA Paper* No. 38036.

Shahabadi, A., & Heydarkhani, F. (2020). The Effect of Knowledge-Based Economy Components on Misery Index in Selected Countries. The Journal of Planning and Budgeting, 25(3), 95-116. URL: https://jpbud.ir/browse.php?a_id=1947&sid=1&slc_lang=en (In Persian)

Shahmoradi, B., & Eshtheardi, M. S. A. (2018). Investigating the status of Iran's technological competitiveness in the region, based on the economic complexity approach. *Journal of Science and Technology Policy*, 10(1), 29-39. URL: https://www.sid.ir/en/Journal/ViewPaper.aspx?ID=747719 (In Persian)

Shakeri, A. (2006). *Microeconomics 2 (theories and applications)*, Tehran: Ney. (In Persian)

Stojkoski, V., & Kocarev, L. (2017). The relationship between growth and economic complexity: evidence from Southeastern and Central Europe. Available at SSRN: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/77837/3/MPRA_paper_77837.pdf

Wimanda, R. E., Turner, P. M., & Hall, M. B. (2011). Expectations and the inertia of inflation: the case of Indonesia. *Journal of Policy Modeling*, 33(3): 426-438.

Zack, M. H. (1999). Developing a knowledge strategy. *California Management Review*, 41(3), 125-145.

Zhu, S., & Li, R. (2017). Economic complexity, human capital and economic growth: Empirical research based on cross-country panel data. *Applied Economics*, 49(38), 3815-3828.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۱ ۱۹(۲) ۱۱۰-۹۳

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

برآورد نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده با رویکرد منحنی لافر

مسعود سعادت مهر *

* استادیار اقتصاد، دانشکده ی مدیریت، اقتصاد و حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندیJEL: H62, H26, E26
تاریخ دریافت: ۱۰ بهمن ۱۳۹۸ تاریخ بازنگری: ۹ شهریور ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۱۸ دی ۱۳۹۹	واژگان کلیدی: مالیات بر ارزش افزوده، نرخ مالیات، درآمد مالیاتی، منحنی لافر

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول: ایمیل: masd1352@yahoo.com 0000-0002-6560-1507	آدرس پستی: تهران، سعادت آباد، بالاتر از چهار راه سرو، بلوار پیام، خیابان آهنگرانی، شهرک پاسارگاد، بلوک ۳۴، واحد ۴۲

قدردانی: از تمامی افراد و مؤسساتی 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: نویسنده هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده است.

چکیده

مالیات سهم کمی از درآمدهای دولت را تامین نموده است. شاید مهم‌ترین دلیل آن وجود منابع درآمد نفتی می‌باشد که مالیات را در حاشیه قرار داده است. به همین دلیل بر اصلاح ساختار مالیاتی تاکید شده است. در این راستا، قانون مالیات بر ارزش افزوده جهت اصلاح ساختار مالیاتی در نیمه دوم سال ۱۳۸۷ در ایران به اجرا گذاشته شد مالیات بر ارزش افزوده یک مالیات جدید است که برای کاهش نارسایی‌های سیستم مالیات‌ستانی سنتی و همچنین برای افزایش درآمد دولت به وجود آمد. مالیات بر ارزش افزوده نوعی مالیات بر فروش است که در مراحل مختلف تولید و توزیع کالا و خدمات اخذ می‌شود. متوسط نرخ مالیات بر ارزش افزوده در کشورهای مختلف بین ۵ تا ۱۸ درصد است. در ایران از زمان وضع قانون مالیات بر ارزش افزوده در خصوص تعیین نرخ مالیات بحث و مجادلات زیادی بین صاحبنظران و کارشناسان وجود داشت. این نرخ در زمان اجرای قانون مالیات بر ارزش افزوده ۳ درصد تعیین شد و مقرر گردید هر ساله به مقدار یک درصد افزایش یابد به طوری که در سال ۱۳۹۷ به ۹ درصد رسید.

ارجاع به مقاله:

سعادت مهر، مسعود. (۱۴۰۱). برآورد نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده با رویکرد منحنی لافر. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۱۹(۲)، ۱۱۰-۹۳.

10.22055/jqe.2021.32452.2211

© 2022 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 اغلب کشورها، مالیات مهم‌ترین منابع درآمدی دولت است. اما در ایران از دیرباز مالیات سهم کمی از درآمدهای دولت را تامین نموده است. شاید مهم‌ترین دلیل آن وجود منابع درآمد نفتی می‌باشد که مالیات را در حاشیه قرار داده است. به همین دلیل بر اصلاح ساختار مالیاتی تاکید شده است. در این راستا، قانون مالیات بر ارزش افزوده جهت اصلاح ساختار مالیاتی در نیمه دوم سال ۱۳۸۷ در ایران به اجرا گذاشته شد. مالیات بر ارزش افزوده دارای توان بالای درآمدز ایی برای دولت است و از اتکاء دولت به درآمدهای حاصل از فروش نفت می‌کاهد (Tahmasebi Beldaji, Afzali, & Bustani, 2004). مالیات بر ارزش افزوده، یک نوع مالیات است که در مراحل تولید و توزیع کالا و خدمات به صورت درصدی از ارزش افزوده اخذ می‌گردد. در این نظام مالیاتی، خرید کالا و خدمات واسطه‌ای از پرداخت مالیات معاف است که این امر باعث از بین رفتن مالیات مضاعف می‌شود (Arshadi, 2011).

تعیین نرخ مالیات بر ارزش افزوده بعد از تصویب قانون مالیات بر ارزش افزوده در ایران یکی از مباحث بحث برانگیز بوده است. متوسط نرخ مالیات بر ارزش افزوده در کشورهای مختلف بین ۵ تا ۱۸ درصد است. این نرخ در ایران در زمان اجرای قانون مالیات بر ارزش افزوده ۳ درصد تعیین شد و سالانه روند افزایشی داشت به طوری که در سال ۱۳۹۷ به ۹ درصد رسید(Arshadi, 2011). پایین بودن نرخ مالیات به طور مستقیم باعث کاهش درآمدهای مالیاتی دولت می‌شود اما از طرف دیگر با کاهش نرخ مالیات، انگیزه فعالیتهای تولیدی بیشتر شده و درآمد ملی افزایش می یابد که به تبع آن درآمد مالیاتی دولت افزایش می‌یابد. افزایش نرخ مالیات اثری کاملا معکوس این استدلال دارد. بنابراین تعیین میزان نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده از اهمیت بالایی برخوردار است به گونه‌ای که آرتور لافر[1] در سال ۱۹۸۰ به بحث تعیین نرخ بهینه مالیات پرداخته است. منحنی لافر[2] حاکی این حقیقت است که با افزایش نرخ مالیات، درآمد دولت از محل جمع‌آوری مالیات افزایش می‌یابد. هرچند این افزایش درآمد دارای محدودیتی است و چنانچه نرخ‌های مالیاتی از نقطه خاصی تجاوز کنند درآمدهای مالیاتی تنزل خواهد نمود، چراکه با وجود نرخ‌های مالیاتی بالا مردم انگیزه کار کردن را از دست خواهند داد. بنابراین شناخت میزانی از نرخ

[1] Arthur Laffer
[2] Laffer Curve

مالیات که درآمدهای مالیاتی را ماگزیمم می‌کند بسیار ضروری به نظر می‌رسد. از طرفی، با توجه به این که مالیات بر ارزش افزوده در ایران از سال ۱۳۸۷ به اجرا درآمده است لازم است تا نرخ بهینه این نوع مالیات مشخص شود به گونه‌ای که هم درآمد مالیاتی دولت حداکثر شده و هم این که مانع رشد اقتصادی نشود. از این رو، تحقیق حاضر به این بحث در اقتصاد ایران پرداخته است.

این تحقیق در هفت بخش تدوین شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم تاریخچه و چگونگی مالیات بر ارزش افزوده در ایران و جهان آمده است. در بخش سوم، منحنی لافر تشریح شده و بخش چهارم به پیشینه داخلی و خارجی اختصاص یافته است. روش و داده‌ها در بخش پنجم بیان شده و تجزیه و تحلیل داده ها موضوع بخش ششم است. در بخش هفتم نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

۲- مالیات بر ارزش افزوده

۲-۱- تاریخچه و مفهوم

مالیات بر ارزش افزوده یک مالیات جدید است که برای کاهش نارسایی‌های سیستم مالیات‌ستانی سنتی و همچنین برای افزایش درآمد دولت به وجود آمد. این مالیات اولین بار در سال ۱۹۱۸ توسط یک بازرگان آلمانی به نام وون زیمنس[۳] مطرح گردید. در دهه ۱۹۲۰ مطالعات دیگری در این رابطه ارائه شد که مهم‌ترین آنها آثار موریس لوره[۴] بود که به پدر مالیات بر ارزش افزوده شهرت دارد. مالیات بر ارزش افزوده برای نخستین بار در فرانسه در سال ۱۹۴۸ به اجرا درآمد. این مالیات پس از اصلاح سیستم مالیات بر فروش تحت عنوان مالیات بر ارزش افزوده از نوع مصرف اعمال گردید. البته این مالیات به طور کامل برای نخستین بار در سال ۱۹۶۸ در برزیل پیاده شد. اتحادیه اروپا به منظور هماهنگ‌سازی سیستم‌های مالیاتی و حمایت از تجارت، تمام اعضا شورای اقتصادی این اتحادیه را ملزم کرد تا از اول ژانویه ۱۹۷۰ این سیستم را در کشور خود اعمال کنند. در این بازه زمانی، مالیات بر ارزش افزوده مهم‌ترین منبع درآمدی دولت در فرانسه، بلژیک، آلمان، دانمارک، هلند، سوئد

[3] Von Siemens

[4] Maurice Laure

و نروژ بود. این مالیات در دهه‌های ۸۰ و ۹۰ به طور فزاینده‌ای رشد کرد به گونه‌ای که در دو دهه پایانی قرن ۲۰ سریع‌ترین رشد را در کشورهای جهان داشت (Komijani, 1995).

مالیات بر ارزش افزوده نوعی مالیات بر فروش است که در مراحل مختلف تولید و توزیع کالا و خدمات اخذ می‌شود. مالیات بر ارزش افزوده در هر مرحله از رنجیره واردات - تولید – توزیع به عامل اقتصادی مرحله بعدی انتقال می‌یابد تا در آخر از طریق مصرف‌کننده نهایی پرداخت شود (Ziaee Bigdeli & Tahmasebi Beldaji, 2004). سیستم مالیات بر ارزش افزوده را بر مبنای دو اصل مبدا و مقصد می‌توان اجرا کرد. بر طبق اصل مبدا، کلیه محصولاتی که در داخل تولید می شوند، مشمول مالیات بر ارزش افزوده هستند. بر طبق اصل مقصد، کلیه محصولاتی که در داخل مصرف می‌شوند مشمول مالیات بر ارزش افزوده می‌باشند (Ghiasvand & Moghari, 2011).

۲-۲- پایه مالیات بر ارزش افزوده

پایه مالیات بر ارزش افزوده بر اساس سه روش، درآمدی، تولیدی و مصرفی تعیین می‌شود.

مالیات برمبنای تولید: در این شیوه تمام کالاها و خدمات تولید شده مشمول مالیات می باشند و هیچ گونه معافیت مالیاتی حتی برای خرید کالاهای سرمایه‌ای لحاظ نمی شود. از این رو، در این روش تمام مخارج تولید ناخالص داخلی بجز دستمزدهای پرداختی دولت را شامل خواهد بود. این روش به دلیل عدم لحاظ معافیت‌های مالیاتی به کاهش انگیزه سرمایه گذاری و تولید منجر می‌شود. با این وجود این روش کسترده ترین پایه مالیاتی را ایجاد می‌کند (Farabi, 2011).

مالیات بر مبنای درآمد: از ویژگی های مهم مالیات برارزش افزوده برمبنای درآمدی این است که استهلاک را در شامل نمی‌شود و به جای سرمایه‌گذاری کل، سرمایه‌گذاری خالص را در بر می گیرد. در این شیوه، پایه مالیاتی شامل مجموع پرداختی ها به عوامل تولید پس از کسر هزینه های دستمزدی است (Farabi, 2011).

مالیات بر مبنای مصرف : در این شیوه هزینه های سرایه ای در سال اول که سال خرید تجهیزات است کسر می شود. از این روش برای تشویق سرمایه گذاری استفاده می‌شود. در اکثر کشورهای اروپایی و بسیاری ازکشورهای درحال توسعه این شیوه را برای محاسبه پایه مالیات برارزش افزوده بکار می برند (Naderan, 2001).

۳-۲- محاسبه مالیات بر ارزش افزوده

برای محاسبه و دریافت مالیات بر ارزش افزوده از سه روش تجمعی، تفریقی و اعتباری استفاده وجود دارد.

روش تجمعی[5]: در این روش هم برای سودها و هم برای دستمزدها نرخ های مالیاتی متفاوتی وضع می‌شود. برای محاسبه ارزش افزوده، تمام پرداختی‌ها به موارد غیر مشمول مالیات (سود و دستمزد) از ارزش محصول کسر می‌گردد. پس از محاسبه ارزش افزوده، نرخ مالیات در ارزش افزوده ضرب شده تا مقدار مالیات بر ارزش افزوده به دست آید.

روش تفریقی[6] : در این شیوه، ارزش افزوده از تفاضل ارزش محصول منهای ارزش کالاهای واسطه‌ای خریداری شده محاسبه می‌شود. پس از این کار، از حاصل ضرب نرخ مالیات در ارزش افزوده مقدار مالیات به دست می‌آید.

روش صورت حساب‌های اعتباری[7] : این شیوه متداولترین روش برای اخذ مالیات بر ارزش افزوده می‌باشد. این روش برای اولین بار در فرانسه اجرا شد و پس از آن در کشورهای اروپایی دیگر نیز توسعه یافت. در این روش یک حد آستانه تعریف می‌شود و هر عامل اقتصادی که حجم مبادلات وی از حد آستانه فراتر رود بایستی یک حساب اعتباری در سازمان امور مالیاتی ایجاد کند. مودی هنگام فروش کالای خود، مقدار مالیات بر ارزش افزوده را از خریدار اخذ نموده و آن را به طور جداگانه و مشخص در فاکتور فروش لحاظ می‌کند. سازمان امور مالیاتی بر اساس فاکتورهای فروش هر عامل اقتصادی، برای وی بدهی مالیاتی در نظر می‌گیرد. به همین ترتیب هر عامل اقتصادی هنگام خرید کالاهای واسطه‌ای، مقدار مالیات بر ارزش افزوده آن را به فروشنده پرداخت نموده و از او فاکتور می‌گیرد به طوری که در این فاکتور مقدار مالیات بر ارزش افزوده دقیقاً قید شده است. سازمان امور مالیاتی برای هر عامل اقتصادی به اندازه مالیات های پرداخت شده مربوط به خریدهای وی، اعتبار مالیاتی ایجاد می‌کند. با کسر اعتبار مالیاتی هر عامل اقتصادی از بدهی مالیاتی او، خالص بدهی مالیاتی محاسبه شده که مودی بایستی آن را پرداخت نماید (Farabi, 2011).

---

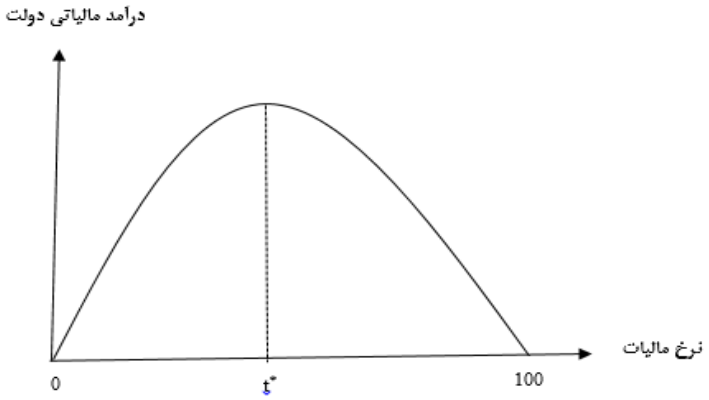
[5] Addition Method

[6] Subtraction Method

[7] Credit – Invoice Method

۳-منحنی لافر

به اعتقاد لافر با افزایش نرخ مالیات، درآمد مالیاتی دولت افزایش می یابد تا این که نرخ مالیات به یک حد ماگزیمم می‌رسد از آن نقطه به بعد افزایش نرخ مالیات باعث کاهش درآمد مالیاتی دولت می‌شود. بنابراین برای افزایش درآمد مالیاتی دولت لازم نیست که حتما نرخ مالیات بر درآمد افزایش یابد چه بسا افزایش نرخ مالیات از یک سطحی به بعد درآمد مالیاتی را کاهش دهد. وقتی نرخ مالیات بیش از حد افزایش می یابد، انگیزه تولید کاهش یافته و به تبع آن تولید و درآمد ملی کاهش می یابد از این رو درآمد مالیاتی دولت که خود تابع درآمد ملی است نیز کاهش خواهد یافت. بنابراین جهت افزایش درآمد مالیاتی دولت باید نرخ مالیات کاهش یابد با این کار انگیزه فعالیت اقتصادی در کشور افزایش یافته و درآمد ملی و به تبع آن مالیات نیز افزایش می یابد. **نمودار ۱** منحنی لافر را نشان می‌دهد. هنگامی که نرخ مالیات بر درآمد برابر صفر است، درآمد مالیاتی دولت نیز صفر خواهد بود. با افزایش نرخ مالیات، درآمد مالیاتی شروع به افزایش می‌کند این افزایش تا جایی که نرخ مالیات به t^* برسد ادامه دارد. از آن زمان به بعد افزایش نرخ مالیات با کاهش درآمد مالیاتی دولت همراه است. قبل از لافر، اقتصاددان دیگری نیز به این موضوع پرداخته‌اند. از نظر لافر، هنگامی که نرخ مالیات افزایش می یابد، درآمدهای مالیاتی تحت تاثیر دو اثر قرار می‌گیرد. اثر اول به اثر حسابی است. از آنجا که درآمد مالیاتی از حاصل ضرب نرخ مالیات در درآمد ملی به دست می آید، وقتی که نرخ مالیات صفر باشد درآمد مالیاتی دولت نیز صفر است. اثر دوم، اثر اقتصادی است که بر مبنانی انگیزه فعالیت اقتصادی به دست می آید. وقتی نرخ مالیات به ۱۰۰ درصد افزایش یابد، انگیزه فعالیت اقتصادی وجود ندارد در این صورت درآمد ملی صفر شده و به تبع آن درآمد مالیاتی نیز صفر خواهد بود. با توجه به این دواثر، منحنی لافر به صورت **نمودار ۱** پیشنهاد گردید (Rostaei, 2005).



نمودار ۱.منحنی لافر
مأخذ: Rostaei, 2005
Figure 1. Laffer curve
Source: Rostaei, 2005

۴- سوابق تجربی

بلک لو و ری (۲۰۰۰) در مقاله ای تحت عنوان "مالیاتهای بهینه بر کالاها در استرالیا" به محاسبه نرخ های بهینه مالیات بر کالاهای مختلف در کشور استرالیا پرداخته اند. آنها برای محاسبه نرخ های بهینه مالیات بر کالاها از قاعده رمزی در دنیای چند نفره استفاده نموده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد نرخ های بهینه مالیات بر کالاهای مختلف یکسان نیست (Blacklow & Ray, 2002).

آسانو و فوکوشیما (۲۰۰۶) به محاسبه نرخ‌های بهینه مالیات بر کالاهای مختلف در سطوح درآمدی مختلف در کشور ژاپن پرداخته‌اند. نتایج این بررسی نشان داد که نرخ‌های بهینه مالیات بر کالاهای مختلف تقریباً یکسان است. به عبارت دیگر بر اساس این مقاله سیستم تک نرخی مالیات می‌تواند مناسب‌تر باشد(Asano & Fukushima, 2006).

گارن و کاتاراما (۲۰۱۵) به بررسی نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده در کشورهای عضو اتحادیه اروپا پرداخته اند. این تحقیق به روش پانل دیتا و بر مبنای منحنی لافر انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده در اتحادیه اروپا ۲۴/۳ درصد می‌باشد (Guran & Catarama, 2015).

گودیس و کاستا (۲۰۱۵) در یک تحقیق، نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده را با استفاده از منحنی لافر برای کشورهای اتحادیه اروپا برآورد نموده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده در شرایط رونق ۲۲ و در شرایط رکود ۲۱ درصد است (Guedes & Costa, 2015).

آلتونوز (۲۰۱۷) منحنی لافر را برای انواع مالیات در کشور ترکیه تخمین زده است. این کار با استفاده از داده‌های سری زمانی انجام شده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که نرخ های مالیات حداکثر کننده درآمدهای مالیاتی در ترکیه با بنیان‌های نظری سازگاری دارد (Altunoz, 2017).

روستایی (۱۳۸۴) در یک تحقیق به بررسی نرخ بهینه مالیات در ایران با استفاده از منحنی لافر پرداخته است. این تحقیق با استفاده از داده های سری زمانی و به روش OLS انجام شده است. نتایج نشان داد که مالیات بر درآمد در ایران از منحنی لافر تبعیت نموده و نرخ بهینه مالیات بر درآمد ۷۰ درصد می‌باشد(Rostaei, 2005).

غیاثوند و موقری (۱۳۹۰) در یک تحقیق به برآورد درآمد مالیاتی ناشی از اجرای قانون مالیات بر ارزش افزوده در ایران پرداخته‌اند. این تحقیق به روش جدول داده – ستاده انجام شده است. نتایج نشان داد که قانون مالیات بر ارزش افزوده با نرخ ۱/۵ درصد تاثیر قابل توجه‌ای در کاهش کسری بودجه ندارد (Ghiasvand & Moghari, 2011).

فارابی(۱۳۹۰) در مقاله ای تحت عنوان" مالیات بر ارزش افزوده و آثار آن " ضمن بیان سازوکارهای اجرایی مالیات بر ارزش افزوده به تشریح دو مؤلفه نحوه نرخ گذاری و معافیت در نظام مالیات بر ارز ش افزوده پرداخته است. وی در این مقاله ۳ کشور کره جنوبی، ترکیه و اندونزی را از حیث دو مؤلفه مذکور و نیز ماهیت مالیات بر ارزش افزوده در حال اجرا و روش های مهار تورم ناشی از اجرای این مالیات با ایران مقایسه نموده است (Farabi, 2011).

غلامی (۱۳۹۳) به بررسی مقایسه‌ای مالیات بر ارزش افزوده در ایران و ۲۲ کشور دیگر پرداخته است. یافته‌ها تحقیق نشان می‌دهد که مالیات بر ارزش افزوده در ایران از نوع مصرفی است. نرخ مالیات بر ارزش افزوده تقریباً در تمام کشورها بجز اتریش و هند همانند ایران به صورت واحد می‌باشد (Ghoolami, 2014).

سیدنورانی و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی سیستم دونرخی مالیات بر ارزش افزوده در ایران پرداخته اند. این کار با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده ال و به روش داده‌های

تابلویی برای ۹ گروه کالایی انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که نرخ مالیات برای کالاهای خوراکی بایستی ۸ درصد و برای کالاهای لوکس ۲۶ درصد باشد (Seid Norani, Mohammadi, & Amirshahi, 2015).

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده با تاکید بر کالاهای مضر و پسماند با استفاده از الگوی رشد درون‌زا پرداخته اند. نتایج نشان داد در صورت کاهش درآمدهای نفتی، نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده افزایش خواهد یافت. همچنین با افزایش حساسیت اجتماعی نسبت به کالاهای مضر و پسماند، نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده نیز باید افزایش یابد (Jafari Samimi, Karimi Petanlar, Azami, 2016).

مطالعه تحقیقات انجام شده در ایران به ویژه در حوزه نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده نشان می‌دهد که تاکنون مطالعه‌ای جهت تعیین نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده در اقتصاد ایران انجام نشده است. این در حالی است که با توجه به اجرایی شدن مالیات بر ارزش افزوده در اقتصاد ایران از سال ۱۳۸۷، تعیین نرخ مالیات بر ارزش افزوده یکی از مباحث مطرح می باشد. بنابراین تحقیق حاضر، با الگو گرفتن از مطالعات خارجی انجام شده، به این موضوع پرداخته و به همین دلیل متمایز از تحقیقات قبلی در اقتصاد ایران است.

۵- مواد و روش

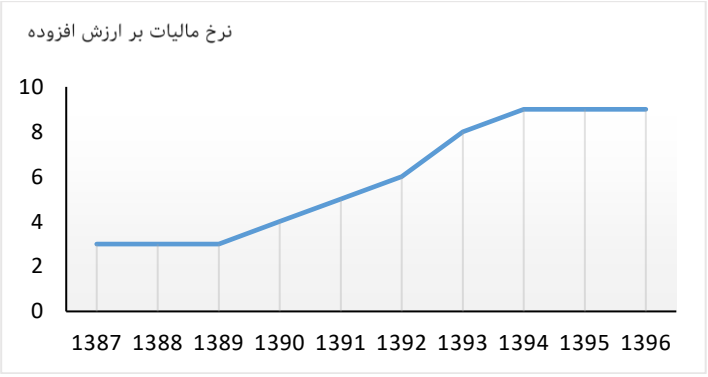
در این تحقیق جهت تعیین نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده در اقتصاد ایران از منحنی لافر استفاده شده است. از این رو، با توجه به مقاله گارن و کاتاراما (۲۰۱۵) و مطالعه آلتونز (۲۰۱۷)، مدل تحقیق به صورت معادله (۱) در نظر گرفته شده است.

$$VAT_t = \beta_0 VAT_{t-1} + \beta_1 Rtax_t + \beta_2 (Rtax)_t^2 + \varepsilon_t \quad (۱)$$

در رابطه (۱) نماد VAT_t درآمد مالیاتی دولت حاصل از مالیات بر ارزش افزوده، VAT_{t-1} درآمد مالیاتی با یک دوره وقفه، Rtax نرخ مالیات بر ارزش افزوده می‌باشند. این تحقیق با استفاده از روش پنل دیتا در دوره زمانی ۹۷-۱۳۸۷ با استفاده از داده‌های ۲۴ استان که اطلاعات آنها در دسترس بوده، انجام شده است. داده‌های تحقیق از سالنامه‌های آماری استان ها جمع‌آوری گردید. سال ۱۳۸۷ آغاز اجرای قانون مالیات بر ارزش افزوده و

سال ۱۳۹۷ آخرین سالی است که اطلاعات و آمار آن موجود می‌باشد. تجزیه و تحلیل داده‌ها و تخمین مدل با استفاده از نرم افزار EViews 9 انجام شده است.

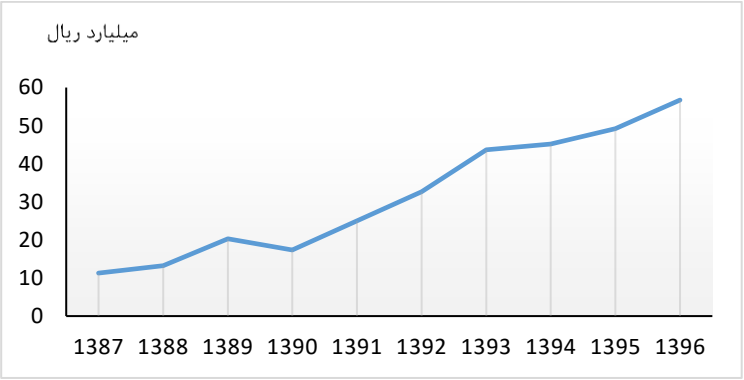
نمودار ۲ روند نرخ مالیات بر ارزش افزوده را در اقتصاد ایران نشان می دهد. قانون مالیات بر ارزش افزوده از سال ۱۳۸۷ در اقتصاد ایران اجرا شده است. نرخ مالیات در این سال ۳ درصد تعیین شده و تا سال ۸۹ در همین نرخ باقی مانده است. از سال ۸۹ به بعد نرخ مالیات بر ارزش افزوده روند افزایش داشته به طوری که در سال ۱۳۹۴ به ۹ درصد رسیده است. از سال ۹۴ تا سال ۹۶ در همین نرخ ۹ درصد ثابت باقی مانده است.



نمودار ۲.روند نرخ مالیات بر ارزش افزوده در ایران
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 2. Value Added Tax rate trend in Iran
Source: Research calculations

نمودار ۳ روند درآمد مالیاتی حاصل از مالیات بر ارزش افزوده را نشان می دهد. لازم به ذکر است که این رقم با توجه به شاخص قیمت به صورت واقعی محاسبه شده است. همان طور که مشاهده می شود. درآمد مالیات بر ارزش افزوده از زمان اجرا تا سال ۱۳۹۶ به جز در سال ۱۳۸۹ در بقیه سال‌ها روند افزایشی داشته است. از مقایسه نمودارهای ۲ و ۳ می تواند دریافت که با افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده، درآمد مالیاتی واقعی دولت نیز از روند افزایش برخوردار بوده است.



نمودار ۳.روند درآمد مالیاتی حاصل از مالیات بر ارزش افزوده در ایران
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 3. Tax revenue trend obtained from value added tax
Source: Research calculations

۶- تخمین مدل

قبل از تخمین مدل ابتدا به توصیف آماری متغیرهای می‌پردازیم. با توجه به **جدول ۱**، میانگین نرخ مالیات بر ارزش افزوده در بازه زمانی مورد مطالعه، برابر ۵/۱۲ درصد بوده که با انحراف معیار ۲/۲۱ همراه بوده است. مقادیر حداکثر و حداقل این متغیر به ترتیب ۹ و ۳ می باشد. مقدار درآمد مالیاتی حاصل از مالیات بر ارزش افزوده به طور متوسط در این بازه زمانی در استان های کشور ۳۱/۵ میلیارد ریال با انحراف معیار ۱۶/۳ است. حداکثر درآمد مالیاتی ۵۶/۷ و حداقل آن ۱۱/۳ میلیارد ریال می‌باشد.

جدول ۱. آمارهای توصیفی متغیرهای پژوهش
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 1. Descriptive statistics of research variables
Source: Research calculations

متغیرها	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	مینیمم	ماگزیمم
VAT	۱۹۲	۳۱/۵	۱۶/۳	۱۱/۳	۵۶/۷
Rtax	۱۹۲	۵/۱۲	۲/۲۱	۳	۹

برای برآورد مدل داده‌های ترکیبی ابتدا از آزمون لیمر برای تشخیص یکسان بودن عرض از مبدأ مقاطع (Pool) و یا متفاوت بودن عرض از مبدأ مقاطع (Panel) استفاده می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون یکسان بودن عرض از مبدأ مقاطع است. با توجه به **جدول ۲** فرضیه صفر در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد شده بنابراین عرض از مبدأ مقاطع یکسان نبوده و داده‌ها را بایستی به صورت پنل تخمین زد.

جدول ۲. نتایج آزمون لیمر و هاسمن
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 2. Lemaire and Hausman test results
Source: Research calculations

نتیجه	Prob	آماره	نوع آزمون
یکسان نبودن عرض از مبدا مقاطع	۰/۰۰۰	۲۲/۳۷	لیمر
تایید وجود اثر تصادفی	۰/٦٥۹	۰/۱۹٤	هاسمن

اگر بعد از انجام دادن آزمون F لیمر فرضیه صفر رد شده باشد، این پرسش مطرح می‌شود که مدل در قالب کدام یک از روش‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی، قابل بررسی است. آزمون هاسمن بر پایه وجود یا عدم وجود ارتباط بین خطای رگرسیون تخمین زده شده و متغیرهای مستقل مدل استوار است. اگر چنین ارتباطی وجود داشته باشد، مدل اثر ثابت و اگر این ارتباط وجود نداشته باشد، مدل اثرات تصادفی کاربرد خواهد داشت. با توجه به **جدول ۲** فرضیه صفر رد می‌شود، لذا مدل پانل با اثرات تصادفی تخمین زده می‌شود. نتایج تخمین مدل در **جدول ۳** آمده است.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 3. Model Estimation Results
Source: Research calculations

نتیجه	prob	آماره t	ضریب	متغیر
عدم معنی داری	۰/٦۹٥	-۰/۳۹۱	-۵۴۱۳	C
معنی دار	۰/۰۰۰	۱٤/۸۳	۰/۷۵۲	Vat(-1)
معنی دار	۰/۰۲۱	٤/۸۳٤	٤۳۱۹	Rtax
معنی دار	۰/۰۳۲	۳/٤۹٦	-۲۰۹	$(Rtax)^2$
$DW = ۰/۹۰ R^2 =$	F = ۲/۲۱		۶۹/۱۲ (۰/۰۰۰)	

با توجه به **جدول ۳** مقدار آماره F برابر ۱۲/۶۹ بوده که کلیت رگرسیون را تأیید می‌کند. ضریب تعیین مدل نیز در سطح بالایی (۹۰ درصد) قرار دارد. به عبارتی ۹۰ درصد از رفتار سپر مالیات بر ارزش افزوده توسط متغیرهای مدل توضیح داده شده است. بنابراین مدل قابل قبول می‌باشد. کلیه متغیرهای مدل در سطح خطای کمتر از ۵ درصد معنی دار می باشند. ضریب متغیر نرخ مالیات بر ارزش افزوده (Rtax) مثبت و ضریب مربع نرخ مالیات بر ارزش افزوده ($Rtax^2$) منفی بوده که با مبانی نظری منحنی لافر سازگار است. ضریب متغیر Rtax برابر ۴۳۱۹ و ضریب متغیر $Rtax^2$ برابر ۲۰۹- می‌باشد. در نتیجه با افزایش یک واحد نرخ مالیات بر ارزش افزوده، مقدار درآمد مالیاتی دولت با ضرب ۴۳۱۹ در نرخ مالیات افزایش و با ضرب ۲۱۹ در مربع نرخ مالیات کاهش می یابد. به این ترتیب، افزایش نرخ مالیات از یک طرف درآمد مالیاتی دولت را به طور مستقیم افزایش داده و از طرف دیگر به طور غیر مستقیم با کاهش انگیزه تولید و رشد اقتصادی، درآمد مالیاتی دولت را کاهش می‌دهد. تا زمانی که اثر مستقیم بیشتر از اثر غیر مستقیم باشدف افزایش نرخ مالیات با افزایش نرخ مالیات با درآمد مالیاتی دولت همراه است. اما از نقطه ای که اثر غیرمستقیم بر اثر مستقیم پیشی می گیرد درآمد مالیاتی دولت با افزایش نرخ مالیات کاهش می‌یابد. بنابراین نرخ مالیات بر ارزش افزوده دارای یک نقطه بهینه می‌باشد. با توجه به نتایج حاصل در **جدول ۳** و با حذف متغیرهای کنترل می توان منحنی لافر را به صورت رابطه (۲) نوشت.

$$VAT_t = 4319\ Rtax_t - 209\ (Rtax)_t^2 \qquad (۲)$$

برای محاسبه نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده، از رابطه (۲) نسبت به نرخ مالیات مشتق گرفته و مساوی صفر قرار می دهیم در این صورت خواهیم داشت:

$$4319 - 418\ Rtax_t = 0 \qquad (۳)$$

با توجه به رابطه (۳) نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده ایران ۱۰/۳۳ می‌باشد. برای این که این نرخ، ماگزیمم درآمد مالیاتی را ایجاد کند بایستی مشتق دوم تابع مالیات بر ارزش افزوده منفی باشد. با توجه به رابطه ۳ مشتق دوم تابع مالیات برابر ۴۱۸- بوده و شرط دوم حداکثرسازی درآمد مالیاتی نیز برقرار است.

۷- نتیجه‌گیری

در این تحقیق تابع مالیات بر ارزش افزوده بر اساس منحنی لافر در اقتصاد ایران برآورد گردید. برای این کار از داده‌های مربوط به نرخ مالیات بر ارزش افزوده و درآمد مالیاتی حاصل از آن در ۲۴ استان کشور در دوره زمانی ۹۶-۱۳۸۷ استفاده شد. برای تخمین مدل از روش پنل دیتا استفاده گردید. نتایج تحقیق نشان داد که مالیات بر ارزش افزوده در اقتصاد ایران دارای اثرات لافری است. به گونه‌ای که افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده با اثر مستقیم باعث افزایش درآمد مالیاتی دولت و با اثر غیر مستقیم از طریق کاهش انگیزه تولید باعث کاهش درآمد مالیاتی دولت می‌شود. از این رو، نتیجه تحقیق نشان داد که نرخ مالیات دارای یک مقدار بهینه است که در آن نرخ، درآمد مالیاتی دولت ماگزیمم خواهد شد. نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده محاسبه شده در این تحقیق ۱۰/۳۳ درصد می‌باشد. با توجه به این که نرخ مالیات بر ارزش افزوده در سال ۱۳۹۸ برابر ۹ درصد تعیین شده است از این رو پیشنهاد می‌گردد در سال های آتی این نرخ به ۱۰/۳۳ درصد افزایش یابد با این کار درامد مالیاتی دولت افزایش خواهد یافت. افزایش نرخ مالیات بیش از این مقدار باعث کاهش درآمد مالیاتی دولت می‌شود. لذا پیشنهاد می‌گردد نرخ مالیات بر ارزش افزوده از ۱۰/۳۳ درصد تجاوز ننماید.

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

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

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

Reference

Altunoz, U. (2017). The Application of the Laffer Curve in the Economy of Turkey. *The Journal of International Social Research*, 10(50), 654-659. Available at: https://www.sosyalarastirmalar.com/articles/the-application-of-the-laffer-curve-in-the-economy-of-turkey.pdf

Arshadi, A., Najafizadeh, S.A. & Mahdavein, M. (2011). Effect of Value Added Tax on The Price Effects in Iran the Investigation of Value

Added Tax Effects on Prices in Iran. *Journal of Economic Research and Policies*, 19(58), 127-158. (in persian). Available at: https://www.sid.ir/en/Journal/ViewPaper.aspx?ID=264068

Asano, S., Luiza, A., & Fukushima, T. (2006). Some Empirical Evidence on Demand System and Optimal Commodity Taxation. *Japanese Economic Review*, 57(1), 50-68. Available at: https://econpapers.repec.org/article/blajecrev/v_3a57_3ay_3a2006_3ai_3a1_3ap_3a50-68.htm

Blacklow, P., & Ray. R. (2000). Optimal Commodity Taxes in Australia and their Sensitivity to Consumer Preference and Demographic Specification. *The Australian Economic Review*, 35(1), 45-54. Available at: https://www.researchgate.net/publication/5075375_Optimal_Commodity_Taxes_in_Australia_and_their_Sensitivity_to_Consumer_Preference_and_Demographic_Specification

Chehreghani, A., Zarra Nezhad, M. & Khodapanah, M. (2020). A General Equilibrium Analysis of Inflation, Production and Consumption Effects of the Value Added Tax (VAT) in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 16(4), 1-41. (in Persian). Available at: 10.22055/JQE.2019.26229.1894

Farabi, H. (2011, June). Value Added Tax and its Effects (experience of countries and implementation in Iran). *Economic Journal*, 11(3), 63-90. (in Persian). Available at: https://ejip.ir/article-1-147-fa.html

Ghiasvand, A., & Movagharisadat Mahalle, R. (2011). Tax Revenue Estimation Resulting From Value Added Tax Implementation Law in IRAN. *Economics Research*, 11(42), 141-159. (in persian). Available at: https://joer.atu.ac.ir/article_2616.html?lang=en

Ghoolami, A. (2014). A Review of the VAT System in Iran and Selected Countries. *Fiscal and Economic Policies*, 2(5), 5-22. (in Persian). Available at: http://qjfep.ir/article-1-114-en.html

Guedes, F.O., & Costa, L. (2015). The Value Added Tax Laffer Curve and the Business Cycle in the EU27: An Empirical Approach. *Economic Issues*, 20(2), 29-43. Available at: https://ideas.repec.org/a/eis/articl/215guedesdeoliveira.html

Guran, S.G., & Catarama, D.F. (2015). The Influence of Value Added Tax on Economic Growth. University of Economic Studies of Bucharest. *Financial Management and Investments*, 18(2), 1-13. Available at: http://www.dafi.ase.ro/revista/9/Guran%20Stefan%20Gabriel%20THE%20INFLUENCE%20OF%20VAT%20ON%20ECONOMIC%20GROWTH.pdf

Jafari Samimi, A., Karimi Petanlar, S., & Azami, K. (2018). The Effect of VAT on Productivity and Determine the Optimal Rate its in Iran: A Combination of Stochastic Frontier Approach and Pattern of Endogenous Growth. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 15(3), 129-155. (in Persian). Available at: 10.22055/JQE.2018.22965.1699

Jafari Samimi, A., Karimi, S., & Azami, K. (2016). The Use of an Endogenous Growth Model to Calculate the Optimal Rate of Value Added Tax with Emphasis on Harmful Products and Waste. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 10(34), 95-114. (in Persian). Available at: http://eco.iaufb.ac.ir/article_585184.html?lang=en

Komijani, A. (1995). *An analysis of value added tax and a preliminary study of its feasibility in the economy* (Vol.1): Tehran, Iran's Ministery of Economic Affairs and Finance,(in Persian).

Naderan, A., (2001). Value Added Tax, Methods and Effects. *Economics Research*, 1(1), 57-71. (in Persian). Available at: https://joer.atu.ac.ir/article_3158_8f16baacd851aed4e8c32a39c7eb6815.pdf?lang=en

Rostaei, Z., (2005). *Investigation and testing of Laffer curve in Iranian tax system*: *Two case studies.*(Unpublished Master dissertation). University of Al-Zahra. Tehran, Iran.

Seid Norani, S.M., Mohammadi, T., & Amirshahi, S. (2015). Two Different Rates on Value Added Tax. Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 23(73), 62-92. Available at: http://qjerp.ir/article-1-1112-en.html (in Persian)

Tahmasebi Beldaji, F., Afzali, A., & Bustani, R. (2004). *A look at value added tax and how it is implemented in Iran* (1) : Tehran, Iran's Ministery of Economic Affairs and Finance, (in Persian).

Ziaee Bigdeli, M. T., & Tahmasebi Beldaji, F. (2004). *Value added tax* (1): Tehran, Economic Affairs Research Institute, (in Persian).

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۰ ۱۸(۴) ۱۵۰-۱۱۱

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

جهانی شدن، انباشت سرمایهٔ انسانی و رشد اقتصادی در منتخبی از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه

سیده صفیه حسینی یزدی*، مصطفی عمادزاده**، سعید دائی کریم زاده***

** دانشجوی دکتری قتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده حقوق و علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران.*

*** استاد بازنشسته اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری واقتصاد، دانشگاه اصفهان و عضو هیات علمی دانشگاه شیخ بهایی اصفهان، ایران (نویسنده مسئول).*

**** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده حقوق وعلوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران.*

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی JEL: Q40 ,F6 ,E24
تاریخ دریافت: ۷ اسفند ۱۳۹۸	واژگان کلیدی:
تاریخ بازنگری: ٦ مهر ۱۳۹۹	جهانی شدن، انباشت سرمایه انسانی، رشد اقتصادی، گشتاورهای تعمیم یافته
تاریخ پذیرش: ۲٦ آذر ۱۳۹۹	

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:	آدرس پستی:
ایمیل: emadzadeh@shbu.ac.ir	اصفهان، خیابان جی شرقی، ارغوانیه، بلوار دانشگاه دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشکده حقوق و علوم انسانی
0000-0003-3506-6766	

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله مستخرج از رساله دکتری سیده صفیه حسینی یزدی به راهنمایی آقای دکتر مصطفی عماد زاده در گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان (خوراسگان) است.

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

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

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

چکیده

با توجه به نشات رشداقتصادی از سرمایه انسانی، کشورهای منابع محور فاقد سرمایه انسانی ضروری هستند. در این پژوهش، با تحلیل نظری و مدل سازی شرایط اقتصاد کلان، به بررسی هم‌زمان ارتباط متقابل بین سه متغیر جهانی شدن، انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با مقایسه تطبیقی بین ۲۳ کشور منتخب در حال توسعه و ۳۳ کشور توسعه‌یافته طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۷ با تکنیک اقتصادسنجی داده‌های تابلویی سیستمی مبتنی‌بر تخمین گشتاورها است. هم‌چنین از متغیر درجه توسعه‌یافتگی کشورها به عنوان متغیر موهومی استفاده شد. نتایج بیانگر آن است که که افزایش شاخص‌های جهانی شدن، رشد اقتصادی و امید به زندگی بر افزایش شاخص سرمایه انسانی موثر هستند و افزایش نرخ شهرنشینی نتوانسته ابزار موثر در بهبود شاخص سرمایه انسانی در کشورهای منتخب باشد. همچنین افزایش شاخص‌های سرمایه انسانی، رشد اقتصادی، نرخ رشد جمعیت و توسعه زیر ساخت‌های ارتباط از راه دور و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر افزایش جهانی شدن موثر است؛ و تاثیر شاخص‌های سرمایه انسانی، جهانی شدن، نیروی کار و سرمایه‌گذاری بر افزایش رشد اقتصادی در دو گروه کشورهای منتخب موثر است. بطور کلی افزایش جهانی شدن باعث استفاده بیشتر از عوامل تولید و کارایی بیشتر در سطح بین المللی و منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود.بررسی ضرایب تکاثری (فزاینده) متغیرهای وابسته مدل محاسبه و برای دو گروه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه مورد مطالعه نشان داد که در کشورهای توسعه یافته، تغییر شاخص‌های جهانی شدن و رشد اقتصادی تاثیر بیشتری بر شاخص سرمایه انسانی نسبت به کشورهای در حال توسعه دارد و ضریب فزاینده سرمایه انسانی نسبت به شاخص جهانی شدن در کشورهای توسعه یافته بیشتر از کشورهای در حال توسعه است ، پس تغییرات شاخص سرمایه انسانی تاثیر بیشتری بر شاخص‌های جهانی شدن کشورهای توسعه یافته می‌گذارد. اما ضریب تکاثر رشد اقتصادی بر شاخص جهانی شدن در کشورهای در حال توسعه بیش از ۲ برابر این ضریب در کشورهای توسعه یافته بیانگر آن است که در بازه زمانی پژوهش ، تغییر مشخصی از رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه، منجر به بهبود شاخص‌های مرتبط با جهانی شدن نسبت به کشورهای توسعه یافته می‌گرددکه می‌تواند به دلیل وجود ظرفیت‌های خالی و پتانسیل‌های بالقوه بیشتر در کشورهای در حال توسعه نسبت به توسعه یافته‌ها باشد. بنابراین تغییرات متغیرهای جهانی شدن و سرمایه انسانی، اثرات بیشتری بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته نسبت به در حال توسعه دارد.

ارجاع به مقاله:

حسینی یزدی، سیده صفیه.، عمادزاده، مصطفی و دائی کریم زاده، سعید. (۱۴۰۱). جهانی شدن، انباشت سرمایهٔ انسانی و رشد اقتصادی در منتخبی از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۱۹(۲)، ۱۵۰-۱۱۱.

doi 10.22055/JQE.2020.32690.2222

© 2022 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

جهان همواره در حال تحول و تغییر است و هر چه زمان می‌گذرد، بر سرعت و گستره تغییرات و تحولات افزوده می‌شود، بویژه هنگامی‌که با مسائلی چون جهانی شدن و توسعه فناوری اطلاعات همراه هستیم. رقابت‌های اقتصادی و صنعتی میان کشورهای جهان آن‌ها را بر آن داشته تا با نگاه به آینده، دست به برنامه‌ریزی برای رشد و توسعه و رفاه جوامع خود بزنند. در این راستا، دسترسی به اطلاعات و دانش و توانمندسازی جامعه و نیروی انسانی در این راه و از همه مهم‌تر، کاهش فاصله دانش میان قشرهای مختلف جامعه از یک سو و میان کشورهای جهان از سوی دیگر، تلاش دولت‌ها 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 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 بهره وری بیشتری برخوردار می‌شوند و بالاخره سرمایه انسانی، بهره‌وری سرمایه‌های فیزیکی و نیروی کار را هم ارتقا می بخشد.

کشورها باید به فرآیند جهانی شدن به عنوان یک فرصت نگریسته و از این رهگذر به بازسازی و افزایش ظرفیت دانش و فناوری خود بپردازند و بر شایستگی‌های محوری خود جهت ایجاد توان رقابتی بیافزایند. ایجاد تکنولوژی مستقل به وسیله نیروی انسانی متخصص بسیار شبیه به ظهور منابع فراوان، جهت تخصیص به مراکز تحقیق و توسعه در شرکت های تولیدی است که با بالا بردن کیفیت کالا و پایین آوردن قیمت تمام شده آن، افزایش صادرات کالا و توسعه بازارهای جهانی را در برداشته و به سمت مرحله دانش بنیان و تحول ساختاری حرکت می‌کنند. کره جنوبی، ژاپن و چین از جمله کشور های موفقی هستند که از طریق جهانی شدن و مشارکت با شرکت‌های چند ملیتی به عنوان ابزار سیاستی جهت دستیابی به اهداف تکنولوژیکی و افزایش انباشت سرمایه انسانی، مسیر رشد و توسعه اقتصادی را پیمودند.

پژوهش حاضر تلاش می‌کند، با تحلیل نظری و الگوسازی شرایط اقتصاد کلان، به بررسی هم‌زمان ارتباط متقابل بین سه فاکتور مهم جهانی شدن، انباشت سرمایه انسانی و

رشد اقتصادی با مقایسه تطبیقی بین کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۷، با استفاده از روش معادلات هم‌زمان بر مبنای تخمین زننده گشتاورهای تعمیم یافته (GMM[1])، بپردازد. هم‌چنین عوامل موثر بر هر یک از این سه فاکتور نیز بصورت هم‌زمان مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در این راستا، یکی از سوالاتی که پیش می‌آید آن است آیا ارتباطی بین سه متغیر مهم مذکور در کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه وجود دارد؟ در اینصورت، این ارتباط چگونه بوده و چه کیفیتی دارد؟ هم‌چنین، چه عوامل مهمی بر هریک از سه متغیر جهانی شدن، انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی موثر است و نحوه تاثیر این عوامل در هر دو گروه کشورهای مورد مطالعه چگونه است؟

لذا، بدنبال پاسخ به سوالات تحقیق، در این مطالعه ضمن بررسی هم‌زمان سه شاخص مذکور برای این کشورها، به مقایسه تطبیقی برای دو گروه کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته منتخب در قالب یک الگوی هم‌زمان پرداخته شده است که وجه تمایز اصلی (پیشبرد) این مطالعه نسبت به مطالعات پیشین داخلی است. این مقاله به صورت ذیل سازماندهی شده است. بخش بعدی به ادبیات نظری تحقیق اختصاص دارد. سپس مدل تحقیق و داده‌های مورد استفاده در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفته است. پس از آن به برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی و یافته‌های ناشی از تخمین مدل تحقیق پرداخته شده است. در بخش پایانی نیز، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری حاصل از تحقیق بیان شده است.

۲- مبانی نظری تحقیق

جهان همواره در حال تغییر و تحول است. هر چه زمان می‌گذرد، بر سرعت و گستره تغییرات و تحولات افزوده می‌شود؛ بویژه هنگامی که با مسائلی چون جهانی شدن و توسعه فناوری اطلاعات همراه هستیم. رقابت‌های اقتصادی و صنعتی میان کشورهای جهان آنها را بر آن داشته تا با نگاه به آینده، دست به برنامه‌ریزی برای رشد و توسعه و رفاه جوامع خود بزنند. در این راستا، دسترسی به اطلاعات و دانش و توانمندسازی جامعه و نیروی انسانی در این راه و از همه مهم‌تر، کاهش فاصله دانش میان قشرهای مختلف جامعه و نیز میان کشورهای جهان، تلاش دولت‌ها را بر آن می‌دارد که توجه جدی‌تری به آموزش، توسعه و رشد اقتصادی

[1] Generalized Method of Moments

و جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بنمایند؛ چرا که امروزه، نیروی انسانی ماهر و متخصص، عامل اصلی نوآوری، رقابت‌پذیری و رشد اقتصادی خواهد بود. لذا در این قسمت به معرفی سه شاخص مورد بررسی در این پژوهش می‌پردازیم.

۱-۲- انباشت سرمایه انسانی[۲]

تبدیل شدن کشورها به جوامع پیشرفته و ثروتمند، در گرو تحول شگرف در کیفیت منابع 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 به همراه هم ارتقا می‌بخشد. انجمن‌های علمی آموزش و توسعه منابع انسانی، سازمان‌ها و شرکت‌های دانش بنیان و مراکز تحقیقاتی و از همه مهم‌تر دانشگاه‌ها در هر کشوری به عنوان متولی امر آموزش و توسعه، همواره رشد و ارتقای منابع انسانی، افزایش دانش تخصصی و بکارگیری آخرین سیستم‌ها و تکنیک‌های آموزشی را در دستور کار خود داشته‌اند (Solarin & Eric, 2015).

لوکاس (۱۹۸۸) انباشت سرمایه انسانی را موتور رشد اقتصادی می‌داند. سرمایه انسانی مقدار زمانی است که افراد برای فراگیری مهارت‌ها بکار می‌گیرند (Samadi, A., Marzban, H., Asadean fallaheh, K,2012; Lucas, 1988). برای اندازه‌گیری سرمایه انسانی شاخص‌های مختلفی در متون پیشنهاد شده است که برخی از آنها عبارتند از: ۱- ارزش پولی یا میزان کل سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی که شامل ارزش بازاری و غیربازاری سرمایه‌گذاری در رابطه با سرمایه انسانی است؛ ۲- نرخ کل ثبت نام مدارس؛ ۳- کل ثبت نام از کلاس اول تا هشتم؛ ٤- ثبت نام در دبیرستان؛ ٥- ثبت نام در دانشگاه؛ ٦- کل سرمایه‌گذاری در آموزش رسمی؛ ۷- کل سرمایه‌گذاری در آموزش رسمی از کلاس اول تا هشتم؛ ۸- کل سرمایه‌گذاری در آموزش رسمی در دبیرستان و ۹- کل سرمایه‌گذاری در دانشگاه (In, Francisand Doucouliagos, 1997). هم‌چنین از نرخ با سوادی بزرگسالان و میزان برخورداری آموزشی به عنوان متغیر جانشین سرمایه انسانی استفاده شده است (Samadi et al., 2012). نیلی و نفیسی از شاخص پراکندگی سال‌های

[2] Human capital accumulation

تحصیل شاغلین به عنوان شاخص سرمایه انسانی استفاده کرده‌اند (Nili & Nafisi, 2004). هم‌چنین تقوی و محمدی (Taghavi & Mohammadi, 2006) از رشد سطح سواد بزرگسالان و متوسط سال‌های تحص Jamshidیل نیروی کار، علمی و جمشیدنژاد (Elmi & Jamshid Nejhad, 2007) از میانگین سال‌های آموزش نیروی کار و صالحی از نرخ ثبت نام مدارس در مقاطع مختلف تحصیلی و مخارج آموزشی به عنوان متغیرهای نماینده سرمایه انسانی استفاده کرده‌اند (Salehi, 2002). اما در اغلب مطالعات از متوسط تعداد سال‌های تحصیل افراد شاغل استفاده می‌شود (Samadi et al., 2012). در این پژوهش نیز از شاخص متوسط مدت زمان تحصیل افراد استفاده شده است.

۲-۲- جهانی شدن[3]

فرآیند جهانی شدن ابعاد گسترده‌ای را در برمی‌گیرد و تنها منحصر به یک تعریف ساده و یا یک ویژگی خاص نیست. تبادل آزادانه نیروی کار و سایر عوامل تولید بین کشورها، آزادی ورود و خروج سرمایه، تبادل آزادانه کالاها و خدمات، شفافیت‌های مالی بین‌المللی و بسیاری عوامل دیگر می‌تواند زمینه‌ساز فرآیند جهانی شدن اقتصاد در یک کشور باشد. اما شاید بتوان عضویت یک کشور در سازمان تجارت جهانی (WTO[4]) را به عنوان یکی از مهم‌ترین زمینه‌های جهانی شدن عنوان کرد. چرا که عضویت در این سازمان در کنار توسعه مالی، می‌تواند زمینه افزایش صادرات و واردات را فرآهم آورد. در واقع با عضویت یک کشور در سازمان تجارت جهانی، توسعه مالی نمود بیشتری پیدا می‌کند (Jalaee, S.A., Jafari, M., Jafari, S,2014). مهم‌ترین ویژگی جهانی شدن که اقتصاد را تحت تاثیر قرار می‌دهد عبارت است از: الف) جهانی شدن رفتارهای اقتصادی ب) بکارگیری تجارت جهانی به عنوان محرک توسعه اقتصادی ج) تمرکز اقتصادی و رقابت‌پذیری (Razavi & Salimi far, 2013). در این پژوهش در مجموع از سه شاخص جهانی شدن اقتصادی، جهانی شدن اجتماعی و جهانی شدن سیاسی استفاده شده است.

---

[3] Globalization Index

[4] World Trade Organization

۳-۲- رشد اقتصادی (تولید ناخالص داخلی[5])

رشد اقتصادي، فرآيندي است كه طي آن، ظرفيت مولد يک اقتصاد طي زمان افزايش مي‌يابد كه در اين حالت، سطح درآمد و توليد بالا مي‌رود. در واقع، رشد اقتصادي ناظر به افزايش ارزش كالاها و خدمات توليد شده در يک اقتصاد است كه معمولاً به عنوان درصد افزايش در توليد ناخالص داخلي يا درآمد ناخالص داخلي اندازه‌گيري مي‌شود. تولید ناخالص داخلی یک متغیر جریان است که بیانگر ارزش کالاها و خدمات نهایی تولید شده در یک بازه زمانی معین در کشور است. رشد اقتصادی در مدل‌های مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است. نخستین گروه از مدل‌های رشد درونزا، شامل مدل‌های رومر (Romer, 1990)، ربلو (Rebelo, 1991)، بارو (Barro, 1991) و بن حبیب و جوانیک (Benhabib & Jovanovic, 1989) است که چارلز جونز (Jones, 1995) آنها را به عنوان مدل‌های AK بیان می‌کند. این مدل‌ها بصورت Y=AK بوده و در آن A، مبین اصلی فناوری است. K، نشان دهنده سرمایه فیزیکی و انسانی است. در این مدل بازده نزولی نسبت به سرمایه وجود ندارد و این امر به دو دلیل است؛ اول اینکه به دلیل وجود برخی آثار خارجی است که توسط فناوری نهفته در سرمایه پدید می‌آید و تمایل به بازده نزولی را خنثی می‌کند. دوم اینکه تنوع رو به افزایش یا کیفیت در حال پیشرفت ماشین‌آلات یا نهاده‌های واسطه‌ای تمایل به بازده‌های نزولی را خنثی می‌کنند (Ahmadvand, N., Fotros, M. (2018).).

موج دوم مدل‌های رشد درونزا، مدل‌های مبتنی بر تحقیق و توسعه (R&D) است که بر نقش دورنزای فناوری جهت رشد بلندمدت تاکید دارد. این الگو چگونگی ترکیب ذخیره سرمایه فیزیکی و نیروی کار برای تولید محصول با استفاده از سرمایه مبتنی بر دانش را ارائه می‌کند و به جای دنبال کردن فرض نظریه نئوکلاسیک و اثر برونزا بودن تغییرات تکنولوژیک، دارای این مزیت است که در جهت توصیف نیروهای موثر و تغییرات فناوری تلاش می‌کند (Ahmadvand, N., Fotros, M. (2018).). در مدل‌های رشد مبتنی بر فعالیت‌های R&D برای سطح معین فناوری، بازده نسبت به مقیاس برای نیروی کار و سرمایه ثابت است و با میزان مشخصی از نهاده‌ها، سطح تولید بیشتری حاصل می‌شود. نوآوری فناورانه در بخش سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه، ذخایر علمی و تولید دانش را تحت تاثیر قرار می‌دهد و ذخایر علمی در تولید کالای نهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد و به افزایش نرخ

[5] Gross Domestic Product

رشد تولید می‌انجامد (Haji Mohammadi & Arsalan bod, 2015). در این مدل‌ها نوآوری محرک رشد پایدار بوده و سرمایه‌گذاری تکنولوژیک از طریق تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان نیروهای موثر در تغییرات فناوری، موجب افزایش پتانسیل‌های تقلید تکنولوژیکی، رشد بهره‌وری و ظرفیت انتقال فناوری می‌شوند (Ahmadvand, N., Fotros, M. (2018).

۲-۴- ارتباط سرمایه انسانی و رشد اقتصادی

در مطالعات و بررسی‌هایی که بر روی عوامل به وجود آورنده رشد اقتصادی صورت گرفته، کمتر از ۵۰ درصد رشد را به عوامل اصلی تولید (کار، سرمایه، زمین) و بقیه را به عوامل ناشناخته‌ای مانند تغییر تکنولوژی، افزایش بهره وری و عامل باقیمانده نسبت داده‌اند. عامل کیفی مؤثر در فرایند تولید، سرمایه انسانی است که قابل تبین به وسیله عامل کار نیست و به نظر نمی‌رسد که منبعی غیر از آموزش داشته باشد (Emadzade & Baktush, 2005). نقش نیروی انسانی در فرآیند تولید از منظر نظریه‌های اقتصادی، در طول زمان دچار دگرگونی‌های قابل توجهی شده است. این دگرگونی‌ها، دامنه‌ای را در بر می‌گیرد که در یک سوی آن مفهومی به نام نیروی کار وجود دارد که تنها با توانمندی‌های فیزیکی ارزیابی می‌شود و در سوی دیگر، مفهوم سرمایه انسانی قرار دارد که حاصل انباشت دانش، مهارت و تجربه در انسان‌ها است (Hooshmand, Shabani, Hooshmand & Zabihi, 2008).

سرمایه انسانی موجب می‌شود تا بتوان از سرمایه‌های فیزیکی به صورت مناسب‌تری بهره‌برداری نمود. سرمایه انسانی در واقع مکمل سرمایه فیزیکی است و فقدان هر یک از بازده اقتصادی دیگری خواهد کاست. در توضیح رشد اقتصادی گذشته جوامع پیشرفته صنعتی، سرمایه انسانی از نقش مهمی برخوردار بوده است؛ گفته می‌شود که سهم مهمی از رشد اقتصادی این کشورها ناشی از توسعه سرمایه انسانی آنها است. امروزه دیگر مسلم شده است که مهم ترین عامل تولید، نیروی انسانی کارآمد است. بهره‌مندی نیروی انسانی از قابلیت و کیفیت بیشتر، علاوه بر این که نقش عمده‌ای را در افزایش تولید ایفا می‌کند سبب استفاده گسترده‌تر از منابع فیزیکی و طبیعی می‌گردد. در واقع می‌توان گفت که سرمایه‌های فیزیکی تنها زمانی بیشتر مولد خواهد شد که کشور دارای مقادیر لازم سرمایه انسانی باشد (Mahdavi & Naderian, 2010).

نیروی انسانی کارآمد، امکان افزایش تولید و ارزش افزوده را فراهم می‌آورد و بی‌توجهی به این عامل مهم می‌تواند از دلایل توسعه نیافتگی در برخی از کشورهای در حال توسعه باشد. سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و افزایش سهم آن در کل سرمایه‌گذاری کشور، باعث بهره‌برداری بهتر از سرمایه‌ی فیزیکی می‌گردد و عامل مهمی در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی به شمار می‌رود (Rabiee, 2009).

۵-۲- ارتباط جهانی شدن و رشد اقتصادی

تأثیر متقابل جهانی شدن و رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین مباحث اقتصادی در هزاره سوم می‌باشد. جهانی شدن معمولا به پیوستگی جهانی بازارهای کالا، سرمایه، خدمات و همچنین جریان‌های بین‌المللی نیروی‌کار و محصولات فکری و فرهنگی و جریان‌های مشابه دلالت می‌کند. رشد اقتصادی نیز اغلب به افزایش نسبی محصول ناخالص داخلی در دو دوره متوالی اطلاق می‌شود. متغیرهای زیادی، رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهند، در یک رویکرد نظری یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر رشد اقتصادی جهانی شدن می‌باشد. یکی از نتایج جهانی شدن، این است که کشورها می‌توانند از امکانات تولیدی یکدیگر استفاده کنند و از انزوای تجاری خارج شوند و به این ترتیب از سطح کارایی تولید و رفاه اجتماعی برخوردار شوند (Jafari samimi & Bahreini, 2015).

جهانی شدن در مفهوم کلی آن می‌تواند از کانال‌های مختلفی از جمله: آزادسازی تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و جریان‌های سرمایه، ارتباطات فردی و گردشگری بین‌المللی، جریان اطلاعات، روابط سیاسی بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارد.صندوق بین المللی پول، جهانی شدن را به صورت رشد وابستگی متقابل اقتصادی کشورها در سراسر جهان از طریق افزایش حجم و تنوع مبادلات کالا و خدمات و جریان سرمایه در ماورای مرزها و همچنین از طریق گسترش فناوری تعریف می‌کند. سیاست آزادسازی تجاری، رشد اقتصادی را تقویت می‌کند (Sachs & Warner, 1995). رشد تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با رشد سریع تر اقتصادی ارتباط مستقیم دارد (Dollar & Kraay, 2001). فرآیند جهانی شدن موجب پیشرفت اساسی در زمینه‌ی ارتباطات، حذف موانع تجاری، رشد سریع اقتصاد، افزایش سطح زندگی، سرعت گرفتن نوآوری و ارتقا فن آوری می‌شود (Jafari samimii & Bahreini, 2015).

۶-۲- ارتباط سرمایه انسانی و جهانی شدن

پیشرفت‌های فناوری و فشارهای اقتصادی، سیاسی و ملی باعث ایجاد موقعیت‌ها و سازمان‌های جدید تجاری در فرآیند جهانی شدن شده است. در این راستا، بخش آموزش به رغم عمومی بودن و طبیعت غیر تجاری‌اش، به میزان قابل توجهی تحت تأثیر جهانی شدن قرار گرفته است. جهانی شدن به واسطه برداشته شدن مرزهای گمرگی، ایجاد بازارهای مشترک، رشد و توزیع درآمد و ...، می‌تواند به طور مستقیم بر آموزش تأثیر گذار باشد؛ علاوه بر آن، جهانی شدن به واسطه عواملی همچون تأثیر بر روی فرهنگ و آداب و رسوم، بر عرصه آموزش و سرمایه انسانی تأثیرگذار است (Akhavan Behbahani, 2004).

بنابراین، مطابق با موارد مطرح شده، پژوهش حاضر تلاش می‌کند، با تحلیل نظری و الگوسازی شرایط اقتصاد کلان، به ارزیابی ارتباط جهانی شدن، انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی بپردازد، و با مقایسه تطبیقی بین کشورهای منتخب به نتایج جدید دست یابد. انتخاب کشورها بر اساس شاخص انباشت سرمایه انسانی (متوسط سال‌های تحصیل) است، که به دو گروه توسعه یافته و در حال توسعه تقسیم می‌شود. به عبارت دیگر، این پژوهش سعی دارد تا با بهره‌گیری از سیستم معادلات همزمان و استفاده از رویکرد اقتصاد سنجی گشتاوردهای تعمیم‌یافته ارتباط متقابل و همزمان بین سه شاخص جهانی شدن، رشد اقتصادی و انباشت سرمایه انسانی در کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه را بررسی نماید.

۳- پیشینه مطالعات

از الزامات هر پژوهش، شناخت مطالعات انجام شده در زمینه مورد نظر است. سولارین و اریک (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر جهانی شدن اقتصاد بر سرمایه با استفاده از روش آزمون کرانه ARDL در فاصله زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۱ پرداختند، بطوری که نتایج همجمعی نشان می‌داد رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها ایجاد شده و از طرفی در بلندمدت جهانی شدن اقتصادی، تاثیر منفی بر سرمایه انسانی در نیجریه داشته است؛ که این امر ممکن است در نتیجه تحرک نیروی کار و انعطاف پذیری بالای شغلی کارگران از نیجریه به خارج از کشور بوده باشد. اما رشد اقتصادی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی رابطه مثبت و معناداری را با سرمایه انسانی داشته است (Solarin & Eric, 2015). پلنسکو (۲۰۱۵)، در

مطالعه‌ای به بررسی تاثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی با استفاده از روش داده‌های تابلویی، به دنبال آشکار سازی نقش سرمایه انسانی به عنوان یکی از مولفه های رشد و هم چنین پرداختن به این استدلال بود که سرمایه گذاری آرام در حوزه سرمایه انسانی باید بر توسعه پایدار اقتصادی کشور ها تاثیرگذار باشد، پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که از لحاظ آماری رابطه مثبت و قابل توجهی، بین تولید ناخالص داخلی و ظرفیت نوآوری سرمایه انسانی (که تعداد حق ثبت اختراعات نشان دهنده آن بوده) و تعیین صلاحیت کارکنان (که تحصیلات ثانویه ودانشگاهی نشان دهنده آن بوده) وجود داشته، که بر اساس نظریه اقتصادی مورد توجه بوده است (Pelinescu, 2015). ولفنز (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای به بررسی جوانب نظری جهانی شدن، رشد اقتصادی و تامین اجتماعی به صورت تحلیلی و توصیفی، بر چندین رویکرد نظری مختلف، نسبت به جهانی سازی و تامین اجتماعی تاکید کرده‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که، جهانی سازی منجر به همگرایی با رشد اقتصادی شده و برخورداری از مزایای تامین اجتماعی سبب افزایش و بهبود انباشت سرمایه انسانی بوده و همین موضوع نقش موثر و مثبت در رشد اقتصادی جامعه را ایفا کرده است (Welfens, 2013).

مک گرو و همکاران (۲۰۰۷)، در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط جهانی شدن، توسعه و امنیت انسانی به صورت تحلیلی و توصیفی پرداختند و بیان کردند که، فقر و توسعه جهانی در برنامه‌های سیاسی جهانی بیش از هر چیزی مشهود هستند و در نهایت این نکته را متذکر شدند که، اگر چه جهانی سازی منجر به تغییراتی در بستر توسعه شده است، اما باید تلاش نمود تا آینده توسعه یافته واقعی، با امنیت انسانی را در جهان و در میان جوامع آسیب پذیر و محروم افزایش داد (McGrew, McGrew & Poku, 2007).

بر اساس نتایج بدست آمده پیشنهاد می‌شود که کشورهای در حال توسعه به منظور بهره بردن از سرمایه‌های انسانی و فناوری اطلاعات و ارتباطات، این دو متغیر را در سرمایه گذاری مستقیم خارجی پیاده سازی نمایند و توسط بکارگیری آنها در سرمایه گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی را افزایش دهند. در صورتی که کشورهای در حال توسعه سرمایه گذاری مستقیم خارجی را به صورت انتقال تکنولوژی برتر داشته باشند، با به کار بردن سرمایه انسانی و فناوری اطلاعات و ارتباطات، قادر خواهند بود که از تکنولوژی برتر که از طریق سرمایه گذاری مستقیم خارجی وارد می‌شود، استفاده مطلوب داشته و رشد و توسعه اقتصادی را در کشور خود ارتقا بخشند.

یزدانی و مارکاری (۱٤۰۰)، در تحقیق نشان دادند که رشد اقتصادی، نتایج وجود یک رابطه مثبت، بلندمدت و معنادار بین جریان‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری در پرتفوی با رشد اقتصادی را تأیید کرده و با توجه به مقادیر ضرایب مربوطه می‌توان نتیجه گرفت در بلندمدت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر بیشتری نسبت به سرمایه‌گذاری در پرتفوی، بر رشد اقتصادی دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری خارجی می‌تواند به عنوان فاکتور تعیین کننده برای نرخ رشد اقتصادی در این کشورها باشد (Yazdani & Markari, 2021).

رفعت (۱۳۹٦)، در مطالعه‌ای به بررسی اثرات سر ریز آزادی جریان سرمایه بر زیر شاخص‌های توسعه انسانی با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته در دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱٤، هفده کشور منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی را مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاکی از آن است که، اثر آزادی جریان سرمایه بر توسعه انسانی و اجزای آن (آموزش، امید به زندگی و سطح زندگی) مثبت و از لحاظ آماری معنا دار بوده و اثر مثبت آن بر شاخص آموزش، بیش از سایر شاخص ها بوده است. اثر کمک‌های خارجی بر توسعه انسانی و آموزش از نظر آماری بی معنی بوده و بر امید زندگی و سطح زندگی منفی و معنادار بوده است (Rafat, 2017). ایمانی و ناهیدی (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر جهانی شدن بر شاخص توسعه انسانی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۳ در قالب مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده پرداخته‌اند، نتایج حاصل شده، گویای تاثیر معنادار آزادسازی تجاری و افزایش حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر روی شاخص توسعه انسانی در ایران بوده، بنابراین با گسترش تجارت و جذب سرمایه گذاری که در نهایت منجر به گسترش تولید و افزایش رفاه می شود به درجات بالاتری از شاخص توسعه انسانی می توان دست یافت (Imani & Nahidi, 2016). حمیدی و سرفرازی (۱۳۹۰)، در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط جهانی شدن و مدیریت منابع انسانی با روش تحلیلی و توصیفی ضمن شناسایی ابعاد مختلف جهانی شدن و تعریف مدیریت منابع انسانی، چالش های ناشی از این پدیده در زمینه مدیریت منابع انسانی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که برای جهانی شدن، به وجود متخصصان، دانش استراتژی لازم، هم در محل کار و هم در مراکز آموزشی نیاز است (Hamidi & Sarfarazi, 2010).

احمدیان یزدی و همکاران (۱۳۹٤)، به بررسی عوامل مؤثر بر انباشت سرمایه انسانی در ایران با تأکید بر رانت نفت در چارچوب الگوی خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۰ پرداختند. براساس نتایج به دست آمده از تخمین الگو، متغیر فراوانی منابع و سرمایه‌گذاری داخلی دارای اثر منفی و معنی دار بر انباشت سرمایه انسانی در ایران هستند. همچنین نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهند که رشد جمعیت و رشد اقتصادی دارای اثر مثبت بر انباشت سرمایه انسانی هستند (Ahmadian Yazdi et al., 2015).

همانطور که ملاحظه می‌شود مطالعات متعددی در خصوص ارتباط بین انباشت سرمایه انسانی و تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی) و نیز ارتباط بین رشد اقتصادی و جهانی شدن برای بازه‌های زمانی مختلف و نیز کشورهای مختلف انجام شده است. اما مطالعه‌ای که در آن بطور همزمان ارتباط بین این سه شاخص مهم را مورد بررسی قرار دهد، بویژه برای کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته به طور همزمان و در قالب یک مدل، انجام نشده است.

۴- معرفی الگو و داده‌ها

یکی از روش‌های اقتصادسنجی مناسب برای حل یا کاهش مشکل درون‌زا بودن شاخص‌ها و همبستگی بین متغیرهای توضیحی، تخمین مدل با استفاده از گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) است (Mohamadi, Mozafari shamsi & Asadi, 2019).

از آنجایی که در تحقیق حاضر با داده‌های تابلویی مواجه هستیم و قصد داریم تا با استفاده از مدل معادلات همزمان تاثیر متقابل متغیرهای جهانی شدن، انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی را بر یکدیگر بسنجیم. لذا رویکرد بکار گرفته شده در این مطالعه تخمین سیستم معادلات همزمان با استفاده از روش GMM است. لازمه استفاده از این روش یافتن متغیر ابزاری مناسب برای رفع مشکل درون‌زا بودن متغیرهای مورد نظر است. اما این روش با محدودیت‌هایی مانند دشوار بودن یافتن متغیر ابزاری مناسب و محدود بودن این نوع متغیرها همراه است. به کار بردن روش GMM، مزیت‌هایی مانند لحاظ نمودن ناهمسانی فردی و حذف تورش‌های موجود در رگرسیون‌های مقطعی دارد که نتیجه آن تخمین‌های دقیق‌تر، با کارایی بالاتر و هم خطی کمتر خواهد بود (Mohamadi et al., 2019). از آنجایی که تحقیق حاضر به بررسی ارتباط بین جهانی شدن، انباشت سرمایه

انسانی و رشد اقتصادی برای ۲۳ کشور منتخب در حال توسعه و ۳۳ کشور توسعه یافته می‌پردازد، به منظور تامین هدف پژوهش رابطه‌های زیر در نظر گرفته شده است. الگوی مورد نظر بر اساس مطالعات صورت گرفته توسط محقق در ادبیات نظری و مطالعات پیشین داخلی و خارجی و بویژه رابطه (۱)، از مقاله سولارین و اریک (۲۰۱۵)، مدنظر قرار گرفته شده است (Solarin & Eric, 2015). رابطه (۲)، از مقاله مکل و وایجرت (۲۰۰۳) مدنظر قرار گرفته شده است (Meckl & Weigert, 2003) و رابطه (۳) از مقاله پلنسکو (۲۰۱۵) مدنظر قرار گرفته شده است (Pelinescu, 2015). البته در هر کدام از این مقالات به صورت یک جریان یک طرفه و یک‌جانبه، تغییرات و تاثیرات این شاخص‌ها را مورد بررسی قرار داده‌اند. ولی در این تحقیق، بررسی ارتباط سه جانبه و همزمان بین متغیرهای مدل صورت می‌گیرد که با استفاده از رویکرد معادلات همزمان داده‌های تابلویی مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) بر اساس سه معادله (۱)، (۲) و (۳) به صورت زیر طراحی شده است.

$$H_{it} = \alpha_1 + \alpha_{2i}G_{it} + \alpha_{3i}Y_{it} + \alpha_{4i}D_1G_{it} + \alpha_{5i}D_1Y_{it} + \alpha_{6i}URB_{it} + \alpha_{7i}LIFE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

$$G_{it} = \beta_1 + \beta_{2i}H_{it} + \beta_{3i}Y_{it} + \beta_{4i}D_1H_{it} + \beta_{5i}D_1Y_{it} + \beta_{6i}CII_{it} + \beta_{7i}FDI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

$$Y_{it} = \gamma_1 + \gamma_{2i}H_{it} + \gamma_{3i}G_{it} + \gamma_{4i}D_1H_{it} + \gamma_{5i}D_1G_{it} + \gamma_{6i}L_{it} + \gamma_{7i}K_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

در سیستم معادلات (۱)، (۲) و (۳)؛ H: شاخص انباشت سرمایه انسانی (که از شاخص متوسط مدت زمان تحصیل که طبق گزارش برنامه توسعه سازمان ملل [6](UNDP) بدست آمده است (براساس تعداد سال‌ها اندازه‌گیری می‌شود))، Y: رشد اقتصادی (لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰ بر حسب دلار آمریکا)، FDI: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (بر حسب درصد GDP)، D: درجه توسعه یافتگی کشورها، این متغیر به صورت متغیر مجازی در نظر گرفته شده است که عدد صفر مربوط به کشورهای در حال توسعه می‌باشد و عدد یک به کشورهای توسعه یافته تعلق دارد، G: شاخص جهانی شدن (از مجموع سه شاخص جهانی شدن اقتصادی، جهانی شدن

[6] United Nations Development Programme

اجتماعی، جهانی شدن سیاسی از سوی موسسه KOF[۷] به صورت سالانه اخذ شده است)، URB: نرخ رشد شهرنشینی (درصدی از کل جمعیت است که در مناطق شهری هر کشور، زندگی می‌کنند)، CII: شاخص توسعه زیرساخت‌های ارتباطات راه دور (لگاریتم طبیعی شاخص ترکیبی توسعه زیرساخت های ارتباطات راه دور شامل مجموع شاخص‌های: تعداد خطوط تلفن ثابت، تعداد تلفن همراه،تعداد کاربران اینترنت است)، LIFE: امید به زندگي (امید به زندگی در هنگام تولد نشان دهنده تعداد سال‌هایی که یک نوزاد تازه متولد شده زندگی می‌کند، اگر الگوهای حاکم بر مرگ و میر در زمان تولدش در طول عمرش یکسان باشد)، L: لگاریتم طبیعی تعداد نیروی کار (شامل افراد با سن ۱۵سال و بالاتر که در طول یک دوره زمانی مشخص برای تولید کالا و خدمات اقدام به عرضه کار یا خدمت می‌کنند) و K: لگاریتم طبیعی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص یا میزان سرمایه‌گذاری انجام شده (به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰ بر حسب دلار آمریکا)، U_{it} :جزء اخلال، $i= 1,2,\ldots, n$: نشان دهنده کشورها، $t= 1,2,\ldots, n$: گویای زمان است.

بازه زمانی این مطالعه از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۷ میلادی است. هم‌چنین، تمامی اطلاعات مورد نیاز برای انجام این مطالعه از تارنمای بانک جهانی[۸]، شاخص جهانی شدن KOF سالانه از سوی این مؤسسه منتشر می‌شود و همراه با آن زیر شاخص‌های جهانی‌شدن اقتصادی جهانی‌شدن اجتماعی و جهانی‌شدن سیاسی نیز ارائه می‌گردد. شاخص انباشت سرمایه انسانی از سایت برنامه توسعه ملل (UNDP) اقتباس شده است.

جامعه آماری در این پژوهش منتخبی از کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته است. کشورهایی که با توجه به طبقه بندی برنامه توسعه ملل در گروه کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته قرار دارند. به دلیل محدودیت آمار و اطلاعات مربوط به این کشورها، در این مطالعه از داده‌های منتخبی از این کشورها استفاده شده است. کشورهای منتخب در حال توسعه این مطالعه شامل کشورهای: الجزایر، آذربایجان، آلبانی، ارمنستان، بلیز، چین، کلمبیا، دومینیکن، فیجی، اکوادور، گابن، اردن، جامائیکا، ایران، مولدوا، پاناما، پاراگوئه، پرو، تایلند، ترکیه، تونس، اوکراین و ونزوئلا است. کشورهای منتخب توسعه یافته این مطالعه شامل کشورهای: آرژانتین، استرلیا، اتریش، بلژیک،

[7] http://globalization.kof.ethz.ch/

[8] www.worldbank.org

جمهوری چک، شیلی، کانادا، دانمارک، استونی، فنلاند، یونان، فرانسه، آلمان، مجارستان، ایرلند، ایسلند، ایتالیا، ژاپن، کره، لیتوانی، لتونی، لوکزامبورگ، هلند، نروژ، نیوزیلند، لهستان، اسلوونی، جمهوری اسلواکی، اسپانیا، سوئیس، سوئد، انگلستان و ایالت متحده آمریکا می‌باشد. در ادامه به تخمین الگو و گزارش نتایج آزمون‌های مربوطه قبل و پس از برآورد نتایج اصلی پرداخته می‌شود و در مورد هر کدام از معادلات به تفصیل نتایج حاصل از تخمین الگو تجزیه و تحلیل می‌شود.

۵- تخمین مدل و تحلیل یافته‌ها

۵-۱- آزمون‌های تشخیصی الگو

در فرآیند تحقیق به روش داده‌های تابلویی، ابتدا لازم است تا همبسته بودن همزمان پسماندها میان مقاطع مورد آزمون قرار بگیرد. به این منظور از آزمون استقلال مقطعی پسران استفاده می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون مبنی بر عدم خود همبستگی (استقلال) میان مقاطع است. چنانچه مقدار آماره محاسبه شده، بزرگتر از مقدار بحرانی مقدار جدول در سطح اطمینان ۹۵ درصد باشد (مقدار احتمال آماره آزمون کوچکتراز ۰/۰۵ باشد) فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی(استقلال) میان مقاطع رد خواهد شد. نتیجه حاصل از انجام این آزمون، انتخاب نوع آزمون مانایی را مشخص می نماید. در صورت وجود همبسسته بودن پسماندها میان مقاطع، برخی از آزمون های مانایی همچون آزمون لوین لین چو (۲۰۰۲) و ایم، پسران و شین (۲۰۰۳) نتایج کاذبی را نتیجه خواهد داد و به همین دلیل از این آزمون‌ها نمی توان در جهت بررسی مانایی متغیرها استفاده نمود (Levin, Lin, Chu, 2002; Im, Pesaran, Shin, 2003). چنانچه نتایج حاصل از آزمون استقلال مقطعی پسران گویای عدم خود همبستگی میان مقاطع باشد، استفاده از آزمون لوین لین چو و پسران شین جهت بررسی مانایی بلامانع خواهدبود (Pesaran et al., 2008).

جدول 1. آزمون وابستگی مقطعی پسران
مأخذ:یافته‌های پژوهش

Tabel 1. Pesaran Cross Section Dependence Test
Source: Research findings

معادله (متغیر وابسته)	آماره آزمون	سطح احتمال (**P-value**)
معادله اول (سرمایه انسانی)	-۱/۷۳۲	۰/۹۱٦۷
معادله دوم (جهانی شدن)	۳/۱۱۸	۰/۰۰۱۸
معادله سوم (رشد اقتصادی)	۹/٦٤۳	۰/۰۰۰۰

نتایج بدست آمده برای کشورهای منتخب در سطح اطمینان ۹۵ درصد حاکی از عدم همبسته بودن پسماندها میان مقاطع در معادله اول یا به عبارتی استقلال مقطعی است و همبسته بودن پسماندها میان مقاطع در معادله دوم و سوم یا به عبارتی وابستگی مقطعی است. برای تحقیق حاضر به دلیل عدم وجود استقلال مقطعی در معادله اول از آزمون لوین لین چو و با وجود همبسته بودن پسماندها میان مقاطع در معادله دوم و سوم در کشورهای منتخب، از آزمون مانایی پسران استفاده می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون مبنی بر وجود ریشه واحد است. در صورتیکه مقدار آماره محاسبه شده بزرگتر از مقدار بحرانی مربوط به سطح اطمینان ۹۵ درصد باشد فرض مبنی بر نامانایی رد خواهد شد.

جدول ۲. آزمون مانایی لوین لین چو
مأخذ:یافته‌های پژوهش

Tabel 2. LLC Unit Root Test
Source: Research findings

نام متغیر	علامت اختصاری متغیر	مقدار آماره آزمون	احتمال	نتیجه آزمون
سرمایه انسانی	H	-٦/۹٦	۰/۰۰۰۰	مانا
رشد اقتصادی	Y	-۵/۹٦	۰/۰۰۰۰	مانا
جهانی شدن	G	-۱٤/۱۷	۰/۰۰۰۰	مانا
امید به زندگی	LIFE	-۷/۲۵	۰/۰۰۰۰	مانا
نرخ رشد شهرنشینی	URB	-۱/٦۵	۰/۰٤۸۷	مانا
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	FDI	-۸/۵۸	۰/۰۰۰۰	مانا

باتوجه به **جدول ۲** همانطور که مشاهده می‌شود، در همه متغیرهای معادله اول، فرضیه صفر رد شده، بنابراین همه متغیرها مانا هستند.

جدول ۳. آزمون مانایی پسران
مأخذ:یافته‌های پژوهش

Tabel 3. Pesaran Unit Root Test
Source: Research findings

نام متغیر	علامت اختصاری متغیر	مقدار آماره آزمون	مقدار آماره محاسبه شده	نتیجه آزمون
سرمایه انسانی	H	-۱/٤٤	-۱/۵۷	متغیر مانا نیست
سرمایه انسانی	H	-۲/۰٦	-۲/۱۵	متغیر مانا نیست (با لحاظ عرض از مبدا)
تفاضل سرمایه انسانی	d.H	-۳/۹٤	-۱/۵۷	متغیر با یک مرتبه تفاضل گیری مانا است
رشد اقتصادی	Y	-۰/۸۲	-۱/۵۷	متغیر مانا نیست
رشد اقتصادی	Y	-۲/۱۸	-۲/۱۵	متغیر مانا است (با لحاظ عرض از مبدا)
تفاضل رشد اقتصادی	d.Y	-۲/۹٦	-۱/۵۷	متغیر با یک مرتبه تفاضل گیری مانا است
جهانی شدن	G	-۱/٦۳	-۱/۵۷	متغیر مانا است
جهانی شدن	G	-۲/٤۲	-۲/۱۵	متغیر مانا است (با لحاظ عرض از مبدا)
توسعه زیر ساخت‌های ارتباط از راه دور	CII	-۲/۱۲	-۱/۵۷	متغیر مانا است
توسعه زیر ساخت‌های ارتباط از راه دور	CII	-۳/۲۵	-۲/۱۵	متغیر مانا است (با لحاظ عرض از مبدا)
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	FDI	-۳/۱۳	-۱/۵۷	متغیر مانا است
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	FDI	-۳/۲۹	-۲/۱۵	متغیر مانا است (با لحاظ عرض از مبدا)

نیروی کار	L	-۰/۹۲	-۱/۵۷	متغیر مانا نیست
نیروی کار	L	-۲/۰۹	-۲/۱۵	متغیر مانا نیست (با لحاظ عرض از مبدا)
تفاضل نیروی کار	d.L	-۳/۸۰	-۱/۵۷	متغیر با یک مرتبه تفاضل گیری مانا است
سرمایه گذاری	K	-۱/۸۸	-۱/۵۷	متغیر مانا است
سرمایه گذاری	K	-۱/۷۷	-۲/۱۵	متغیر مانا نیست (با لحاظ عرض از مبدا)

باتوجه به **جدول ۳** در کشورهای منتخب در برخی متغیرها فرضیه صفر رد شده، بنابراین متغیرها مانا هستند و در برخی موارد فرضیه نامانایی متغیرها تائید می‌شود. لذا لازم است آزمون همجمعی برای بررسی رابطه بین متغیرها بررسی شود. آزمون همجمعی کائو یکی از آزمون‌هایی است که در صورت وجود ترکیبی از متغیرهای مانا و نامانا در مدل، برای رهایی از مشکل رگرسیون کاذب مورد استفاده قرار می‌گیرد (Kao, 1999). در صورتیکه مقدار آماره‌ی محاسبه شده بزرگتر از مقدار بحرانی مربوط به سطح اطمینان ۹۵ درصد باشد (مقدار احتمال آماره آزمون کوچکتر از ۰/۰۵ باشد)، فرضیه صفر رد می‌شود و متغیرها رابطه همجمعی خواهند داشت.

جدول ٤. نتیجه آزمون همجمعی کائو
مأخذ:یافته‌های پژوهش

Tabel 4. Result of the Kao Cointegration Test
Source: Research findings

	آماره آزمون	احتمال
معادله اول	-۵/۰۳	۰/۰۰۰۰
معادله دوم	-۳/۷۳	۰/۰۰۰۱
مدل سوم	-٤/۳۵	۰/۰۰۰۰

برای کشورهای منتخب در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیه مبنی بر وجود همجمعی در سه معادله پذیرفته می‌شود. در حالت کلی می‌توان گفت متغیرها همجمع هستند و یک

رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای سه معادله وجود دارد، بنابراین رگرسیون‌های برآورد شده کاذب نخواهد بود.

۵-۲- برآورد الگو و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

پس از بررسی نتایج آزمون‌های مانایی و استقلال مقطعی، نتایج تخمین مدل معادلات همزمان مورد بررسی، نتایج برآورد مدل برای سال‌های (۲۰۱۷-۱۹۹۵) با رویکرد مورد نظر در **جدول ۵** نشان داده شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل به روش داده های تابلویی سیستمی با رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته طی سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۹۵

مأخذ:یافته‌های پژوهش

Tabel 5. Estimation Results of model using Simultaneous Equation Model with the Generalized Method of Moments (GMM) approach for during 1995-2017

Source: Research findings

معادلات		متغیر های توضیحی	علامت اختصاری متغیر	ضریب	آماره z	احتمال (P>|Z|)
معادله اول (متغیر وابسته: سرمایه انسانی)	H	عرض ازمبدا	b_0	۱/۰٦	۱/۸۵	۰/۰٦٤
		رشد اقتصادی(لگاریتم تولید ناخالص داخلی)	Y	۰/۷۱	۸/۷۷	۰/۰۰۰
		شاخص جهانی شدن	G	۰/۱۲	۱٦/۸۷	۰/۰۰۰
		درجه توسعه یافتگی کشورها× جهانی شدن	D*G	-۰/۰۰۰٤	-۰/۰۵	۰/۹٦۰
		درجه توسعه یافتگی کشورها × رشد اقتصادی	D*Y	۰/۰٦	۲/۳۰	۰/۰۲۱
		امید به زندگی(تعداد سال-ها)	LIFE	۱/۷۲	۲/۱۲	۰/۰۳٤
		نرخ شهرنشینی(درصد)	URB	۰/۳۸	٤/۵۵	۰/۰۰۰
معادله دوم (متغیر وابسته:جهانی شدن)	G	عرض از مبدا	C_0	۱۱/۷۲	۳/۸۲	۰/۰۰۰
		شاخص سرمایه انسانی(تعداد سال‌ها)	H	۲/۲۹	۱٦/۳۳	۰/۰۰۰

		رشد اقتصادی(تغیرات لگاریتم تولید ناخالص داخلی)	Y	۰/۳۵	۸/۹۱	۰/۰۰۰
		درجه توسعه یافتگی کشورها × سرمایه انسانی	D*H	۰/۳٤	۱/۸۰	۰/۰۷۲
		درجه توسعه یافتگی کشورها × رشد اقتصادی	D*Y	۱/۰۸	۱۱/۱۵	۰/۰۰۰
		توسعه زیرساخت‌های ارتباط از راه دور(لگاریتم طبیعی)	CII	۱/۸۵	۱٦/٤٤	۰/۰۰۰
		سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی(درصد)	FDI	۰/٦۱	۳/۹۸	۰/۰۰۰
معادله سوم (متغیر وابسته: رشد اقتصادی)		عرض از مبدا	D_0	۸/۷۳	۳۰/۲۳	۰/۰۰۰
		شاخص سرمایه انسانی(تعداد سال‌ها)	H	۰/۱٤	۱۱/۲۲	۰/۰۰۰
		شاخص جهانی شدن	G	۰/۰٤	۱٦/۲۷	۰/۰۰۰
		درجه توسعه یافتگی کشورها × سرمایه انسانی	D*H	۰/۰۲	۱/۰۸	۰/۲۸۱
		درجه توسعه یافتگی کشورها × جهانی شدن	D*G	۰/۰۱	۵/۱۹	۰/۰۰۰
		نیروی کار (لگاریتم طبیعی تعداد نیروی کار)	L	۰/۹٤	۱۰/۱۱	۰/۰۰۰
		سرمایه‌گذاری (لگاریتم طبیعی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص)	K	۰/۰۷	۱۰/۱۲	۰/۰۰۰
				سطح احتمال		آماره آزمون
آزمون‌های تشخیصی الگو	آزمون درونزایی[9] تفاضل سارگان [10]	معادله اول		۰/۰۰۰		۱۷/۰٦
		معادله دوم		۰/۰۰٦		۹/۹۵
		معادله سوم		۰/۰۰۰		۲۸۲/۱۰
	آزمون شناسایی محدودیت‌های	معادله اول		۰/۰۷۵		۵/٤۵۲
		معادله دوم		۰/۷۵۷		۰/۵۵٤
		معادله سوم		۰/۱۵۲		۳/۹۲۱

[9] Test of Endogeneity

[10] difference-in-sargan

	بیش از حد[11] (آزمون جی هانسن[12])			

همانطور که در **جدول ۵** مشاهده می شود، نتایج حاصل از برآورد الگوی اول حاکی از معنادار بودن شاخص‌های جهانی شدن، رشد اقتصادی، متغیر ضربی درجه توسعه یافتگی کشورها در رشد اقتصادی، متغیر ضربی درجه توسعه یافتگی کشورها در جهانی شدن و نرخ شهرنشینی در سطح اطمینان ۹۵ درصد، امید به زندگی در سطح اطمینان ۹۰ درصد بر شاخص سرمایه انسانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد است. نتایج حاصل از برآورد معادله اول که شاخص انباشت سرمایه انسانی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است، نشان می‌دهد که طی دوره مورد بررسی در سطح اطمینان ۹۵ درصد اثر رشد اقتصادی بر شاخص انباشت سرمایه انسانی در کشورهای منتخب مثبت و معنادار بوده است. بدین صورت که با افزایش یک درصد در رشد اقتصادی و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، شاخص سرمایه انسانی به میزان ۰/۰۰۷۱ واحد (Hill et al, 2011) افزایش می‌یابد. از آنجایی که درجه توسعه یافتگی کشورها متغیر دامی است که عدد صفر به کشورهای در حال توسعه تعلق دارد و عدد یک به کشورهای توسعه یافته تعلق دارد این ضریب مربوط به تاثیرگذاری این شاخص در کشورهای در حال توسعه است. لذا جمع جبری این ضریب و ضریب متغیر دامی در رشد اقتصادی نماینگر تاثیر این شاخص بر سرمایه انسانی در کشورهای توسعه‌یافته است. بدین صورت که با افزایش یک درصد در رشد اقتصادی و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، شاخص سرمایه انسانی در کشورهای توسعه یافته به میزان ۰/۰۰۷۷ واحد (Hill et al, 2011) افزایش می‌یابد. در واقع می‌توان گفت با افزایش رشد اقتصادی و ایجاد شرایط لازم جهت بهبود آموزش موجبات افزايش بازدهي نيروي كار فراهم و فعال مي‌گردد. اين ارتباط مثبت ابتدا بر سودآوري سرمايه‌گذاري در آموزش و در مرحله بعد، در كل اقتصاد آشكار شده و به اين ترتيب مدار بسته رشد سرمايه‌گذاري در سرمايه انساني شكل مي‌گيرد.

همچنین طی دوره مورد بررسی اثر شاخص جهانی شدن در سطح اطمینان ۹۵ درصد بر متغیر وابسته سرمایه انسانی در کشورهای منتخب مثبت و معنادار بوده است. بدین صورت

[11] Valid Over Identifying Restriction

[12] Hansen`s J Test

که با افزایش یک واحد در شاخص جهانی شدن و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، سرمایه انسانی به میزان ۰/۱۲ واحد افزایش می‌یابد. از آنجایی که درجه توسعه یافتگی کشورها متغیر دامی است که عدد صفر به کشورهای در حال توسعه تعلق دارد و عدد یک به کشورهای توسعه یافته تعلق دارد این ضریب مربوط به تاثیرگذاری این شاخص در کشورهای در حال توسعه است. لذا جمع جبری این ضریب و ضریب متغیر دامی در جهانی شدن نماینگر تاثیر این شاخص بر سرمایه انسانی در کشورهای توسعه‌یافته است. از آنجایی که ضریب متغیر حاصل‌ضرب دامی در سرمایه انسانی غیرمعنادار است، پس تفاوت معناداری بین ضریب دو گروه کشور نیست. به عبارتی می‌توان این‌گونه مطرح کرد که رشد تجارت با افزایش درآمد و از طریق گسترش تعاملات فرهنگی بر روی سطح زندگی افراد اثر گذاشته و آن را بالا می‌برد. رشد درآمد و افزایش این تعاملات به نوبه خود، فرصت‌های آموزشی بهتری را موجب شده و منجر به عرضه خدمات اجتماعی و آموزشی مطلوب‌تری می‌گردد. تاثیر متغیر امید به زندگی در سطح اطمینان ۹۵ درصد بر شاخص سرمایه انسانی در کشورهای منتخب مثبت و معنادار بوده است. بدین صورت که با افزایش یک واحد در شاخص امید به زندگی و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، سرمایه انسانی به میزان ۱/۷۲ واحد افزایش می‌یابد. در این حالت که شاخص امید به زندگی در متغیر در درجه توسعه یافتگی کشورها که به صورت دامی است، ضرب نشده است یعنی تفاوتی بین دو گروه کشور قائل نشده و ضریب حاصل متوسط تاثیر بر دو گروه کشور است. به عبارتی با توجه به اینکه امید به زندگی شاخص مهمی است که ارتباطی تنگاتنگ با وضعیت تندرستی افراد دارد، می‌توان سلامتی را می‌توان جزئی مهم از سرمایه انسانی محسوب نمود و به طور معمول انتظار می‌رود افراد سالمی که با مقادیر مشخصی از عوامل تولید مشغول کار هستند، در واحد زمان بهره‌وری بیشتری نسبت به نیروی کار بیمار داشته باشند. افراد با امید زندگی بیشتر به‌طور معمول با انگیزه‌های بیشتر برای کسب درآمد، سختکوش‌تر و کاراتر می‌باشند.

علاوه بر آن، سرمایه‌گذاری برای افزایش خدمات سلامتی می‌تواند بازده سرمایه گذاری‌های دیگر در تربیت نیروی انسانی سالم را در زمینه‌هایی مانند آموزش‌های عمومی و تخصصی بالا ببرد. تندرستی بیشتر می‌تواند توان یادگیری افراد را افزایش دهد که این خود در افزایش بازده سرمایه‌گذاری در تعلیم و تربیت تأثیری حائز اهمیت را دارا است و موجبات افزایش سرمایه انسانی را فراهم می‌آورد. تاثیر نرخ شهرنشینی درسطح اطمینان ۹۵ درصد

بر سرمایه انسانی در کشورهای منتخب مثبت و معنادار بوده است. بدین صورت که با افزایش یک واحد در نرخ شهرنشینی و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، سرمایه انسانی به میزان ۰/۳۸ واحد افزایش می‌یابد. در این حالت که نرخ شهرنشینی در متغیر درجه توسعه یافتگی کشورها که به صورت دامی است، ضرب نشده است یعنی تفاوتی بین دو گروه کشور قائل نشده و ضریب حاصل متوسط تاثیر بر دو گروه کشور است. در هر اقتصاد، ایجاد شهرها می‌تواند به دلیل وجود صرفه جویی های ناشی از مقیاس در تولیدات صنعتی باشد. وجود صرفه جویی های ناشی از مقیاس باعث می‌گردد، کارگران و بنگاه‌ها، به جای آن که در طول جغرافیایی یک اقتصاد پراکنده گردند، در کنار هم جمع شوند. در یک شهر معمولا فعالیت های اقتصادی در ناحیه تجاری مرکزی، متمرکز می شوند و افراد از مناطق مسکونی اطراف به محل کار خود در ناحیه تجاری مرکزی رفت و آمد می‌کنند. در واقع بدین ترتیب شهرها دارای یک سری پیامدهای خارجی مثبت می‌باشند و این پیامدها می‌تواند منجر به افزایش سرمایه انسانی شود.

نتایج برآورد معادله دوم برای سال‌های (۲۰۱۷-۱۹۹۵) حاکی از معنادار بودن تاثیر شاخص‌های سرمایه انسانی، رشد اقتصادی، متغیر ضربی درجه توسعه یافتگی کشورها در رشد اقتصادی و توسعه زیر ساخت‌های ارتباط از راه دور و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در سطح اطمینان ۹۵ درصد، متغیر ضربی درجه توسعه یافتگی کشورها در سرمایه انسانی در سطح اطمینان ۹۰ درصد بر متغیر وابسته جهانی شدن است.

طبق نتایج حاصل از برآورد الگو تاثیر شاخص سرمایه انسانی درسطح اطمینان ۹۵ درصد بر شاخص جهانی شدن در معادله دوم که به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است در کشورهای منتخب مثبت و معنادار بوده است. بدین صورت که با افزایش یک درصد در شاخص سرمایه انسانی و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، شاخص جهانی شدن به میزان ۲/۲۹ واحد افزایش می‌یابد از آنجایی که درجه توسعه یافتگی کشورها متغیر دامی است که عدد صفر به کشورهای در حال توسعه تعلق دارد و عدد یک به کشورهای توسعه یافته تعلق دارد این ضریب مربوط به تاثیرگذاری این شاخص در کشورهای در حال توسعه است. لذا جمع جبری این ضریب و ضریب متغیر دامی در سرمایه انسانی نمایانگر تاثیر این شاخص بر جهانی شدن در کشورهای توسعه‌یافته است. بدین صورت که با افزایش یک درصد در سرمایه انسانی و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، شاخص جهانی شدن در

کشورهای در توسعه‌یافته به میزان ۲/٦۳ واحد افزایش می‌یابد. با توجه به ضریب به دست آمده، می‌توان گفت از آنجایی که تحصیلات یکی از محوري‌ترین روش‌ها در ایجاد و افزایش دانش، مهارت و بهبود نگرش و عملکرد نیروي انسانی تلقی می‌شود و محور اصلی توسعه منابع انسانی است، افزایش آن تمایل به ارتباط در سطح بین‌الملل را افزایش می‌دهد. به عبارتی می‌توان گفت افزایش آموزش موجب منجر به بالا رفتن تون ارتباطات در سطح بین‌الملل و در نهایت افزایش جهانی شدن می‌شود. همچنین تاثیر رشد اقتصادی درسطح اطمینان ۹۵ درصد بر شاخص جهانی شدن در کشورهای منتخب مثبت و معنادار بوده است. بدین صورت که با افزایش یک درصد در رشد اقتصادی و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، شاخص جهانی شدن به میزان ۰/۰۰۳۵ واحد (Hill et al, 2011) افزایش می‌یابد.

از آنجایی که درجه توسعه یافتگی کشورها متغیر دامی است که عدد صفر به کشورهای در حال توسعه تعلق دارد و عدد یک به کشورهای توسعه یافته تعلق دارد این ضریب مربوط به تاثیرگذاری این شاخص در کشورهای در حال توسعه است. لذا جمع جبری این ضریب و ضریب متغیر دامی در رشد اقتصادی نمایانگر تاثیر این شاخص بر جهانی شدن در کشورهای توسعه‌یافته است. بدین صورت که با افزایش یک درصد در رشد اقتصادی و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، شاخص جهانی شدن در کشورهای توسعه یافته به میزان ۰/۰۱٤۳ واحد (Hill et al, 2011) افزایش می‌یابد. در واقع می‌توان گفت در کشورهای منتخب افزایش رشد اقتصادی و نرخ‌های بالاتر رشد، تمایل این کشورها به گسترش مبادلات تجاری در سطح بین‌الملل و با سایر اقتصادها را افزایش می‌دهد. همچنین با افزایش رشد اقتصادی شرایط اقتصادی، اجتماعی و کیفیت نهادها در سطح مناسبی قرار می‌گیرد و موجبات افزایش جهانی شدن را فراهم می‌کند. اثر شاخص توسعه زیر ساخت‌های ارتباط از راه دور درسطح اطمینان ۹۵ درصد بر شاخص جهانی شدن در کشورهای منتخب مثبت و معنادار بوده است. بدین صورت که با افزایش یک در صد در شاخص توسعه زیر ساخت‌های ارتباط از راه دور و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، شاخص جهانی شدن به میزان ۰/۰۱۸۵ واحد (Hill et al, 2011) افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، می‌توان گفت افزایش توسعه زیر ساخت‌های ارتباط از راه دور سبب بهبود ارتباطات شده و هزینه مبادلات شامل سفارش دهی، جمع آوري اطلاعات و جستجو را کاهش می دهد و باعث کاهش هزینه‌هاي تجاري شده و در نتیجه مبادلات تجاری افزایش می‌یابد. همچنین بهبود ارتباطات قابلیت هاي مدیریتی را در فاصله هاي دور افزایش می‌دهد. و فعالیت‌هاي اقتصادي را تسریع کرده و

تعاملات اجتماعي را نيز گسترده‌تر مي‌كند. اين امر منجر به افزيش جهانی شدن خواهد شد. شاخص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در سطح اطمینان ۹۵ درصد به صورت مثبت و معنادار بر شاخص جهانی شدن موثر می‌باشد. بدین صورت که با افزایش یک واحد در شاخص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، شاخص جهانی شدن به میزان ۰/٦١ واحد افزایش می‌یابد. در این حالت که شاخص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در درجه توسعه یافتگی کشورها که به صورت دامی است، ضرب نشده است یعنی تفاوتی بین دو گروه کشور قائل نشده و ضریب حاصل متوسط تاثیر بر دو گروه کشور است.می‌توان گفت در کشورهای مورد بررسی این نتیجه در راستای نظریه های تجاری است که نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و جهانی شدن به عنوان شاخصی برای آزادسازی تجاری در اصل مکمل یکدیگر می‌باشند. در واقع سطوح بالاتری از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، اقتصادهایی بازتر و رقابتی‌تر را در سطح جهان پدید می‌آورند.

نتایج برآورد معادله سوم برای سال‌های (۲۰۱۷-۱۹۹۵) حاکی از معنادار بودن تاثیر شاخص‌های سرمایه انسانی، جهانی شدن، متغیر ضربی درجه توسعه یافتگی کشورها در جهانی، نیروی کار و سرمایه‌گذاری در سطح اطمینان ۹۵ درصد و عدم معناداری متغیر ضربی درجه توسعه‌یافتگی کشورها در سرمایه انسانی بر متغیر وابسته رشد اقتصادی در سطح اطمینان ۹۵ درصد است.

نتایج حاصل از برآورد معادله سوم نشان می‌دهد که طی دوره مورد بررسی در سطح اطمینان ۹۵ درصد اثر شاخص سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی که در معادله سوم به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است، در کشورهای منتخب مثبت و معنادار بوده است. بدین صورت که با افزایش یک واحد در شاخص سرمایه انسانی و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، رشد اقتصادی ١٤ درصد (Hill et al, 2011) افزایش می‌یابد. از آنجایی که درجه توسعه یافتگی کشورها متغیر دامی است که عدد صفر به کشورهای در حال توسعه تعلق دارد و عدد یک به کشورهای توسعه یافته تعلق دارد این ضریب مربوط به تاثیرگذاری این شاخص در کشورهای در حال توسعه است. لذا جمع جبری این ضریب و ضریب متغیر دامی در سرمایه انسانی نماینگر تاثیر این شاخص بر رشد اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته است. از آنجایی که ضریب متغیر حاصل‌ضرب دامی در سرمایه انسانی غیرمعنادار است، پس تفاوت معناداری بین ضریب دو گروه کشور نیست. بنابراین می‌توان گفت سرمایه‌گذاری

در آموزش و تربيت نيروي انساني براي كسب مهارت‌هاي مختلف و پيشبرد امر توليد مي‌تواند با بالا بردن سطح مهارت و تخصص نيروي كار و كارآمد كردن آن و همچنين افزايش قابليت‌هاي آن، موجب ارتقاي كيفيت توليدات شده و كارايي استفاده از سرمايه فيزيكي را بالا برد و در نهايت منجر به افزايش رشد اقتصادی شود.

در واقع مي‌توان از طريق ارتقاي سرمايه انساني، بهره وري نهاده‌هاي توليدي را افزايش داد كه در نهايت موجب افزايش رشد و توسعه اقتصادي مي‌گردد. اثر شاخص جهانی شدن در سطح اطمینان ۹۵ درصد بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب مثبت و معنادار بوده است. بدین صورت که با افزایش یک واحد در شاخص جهانی شدن و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، رشد اقتصادی ٤ درصد (Hill et al, 2011) افزایش می‌یابد. از آنجایی که درجه توسعه یافتگی کشورها متغیر دامی است که عدد صفر به کشورهای در حال توسعه تعلق دارد و عدد یک به کشورهای توسعه یافته تعلق دارد این ضریب مربوط به تاثیرگذاری این شاخص در کشورهای در حال توسه است. لذا جمع جبری این ضریب و ضریب متغیر دامی در سرمایه انسانی نماینگر تاثیر این شاخص بر جهانی شدن در کشورهای توسعه‌یافته است. بدین صورت که با افزایش یک واحد در سرمایه انسانی و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه به میزان ۵ درصد (Hill et al, 2011) افزایش می‌یابد.

بنابراین بر اساس نتایج حاصل از برآورد در کشورهای منتخب می‌توان گفت افزایش جهانی شدن باعث استفاده بیشتر از عوامل توليد و كارايي بيشتر در سطح بين المللي مي‌شود و منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود. دليل اين امر مي‌تواند ناشي از اثر تعامل با بازارهاي جهاني و بهبود تكنولوژي مورد استفاده در كشورها است. بنابراين هر چه اقتصاد كشور بازتر باشد، به واسطه رقابت با ساير كشورها و همچنين انتقال تكنولوژي، ميزان بهره‌وري افزايش مي‌يابد و در نتيجه آن، رشد اقتصادي افزايش مي‌يابد. در واقع می‌توان گفت تجارت امکان دسترسی به بازارهای بزرگتر را فراهم می‌کند و جهانی شدن به بزرگ شدن بازار و بهره‌مندی از برخی منافع بالقوه بازده فزاینده نسبت به مقیاس می‌انجامد. افزایش این شاخص می‌تواند انگیزه‌ای برای اتخاذ سیاست‌های با ثبات و اعمال مدیریت قاعده‌مند کلان اقتصادی برای حفظ ثبات اقتصاد کلان و افزایش قدرت رقابت بنگاه‌های داخلی در بازارهای جهانی باشد، که افزایش قدرت رقابتی تأثیری مثبت بر رشد و توسعه اقتصادی دارد. تاثیر متغیر نیروی کار بر رشد اقتصادی درسطح اطمینان ۹۵ درصد در

کشورهای منتخب مثبت و معنادار بوده است. بدین صورت که با افزایش یک درصد در متغیر نیروی کار و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، رشد اقتصادی ۰/۹٤ درصد افزایش می‌یابد. در واقع می‌توان گفت با توجه به ضریب به دست آمده، رشد نیروی کار طی دوره مورد بررسی در کشورهای منتخب، باعث رشد اقتصادی در این کشورها می‌شود. در این حالت که متغیر نیروی کار در متغیر درجه توسعه‌یافتگی کشورها که به صورت دامی است، ضرب نشده است یعنی تفاوتی بین دو گروه کشور قائل نشده و ضریب حاصل متوسط تاثیر بر دو گروه کشور است.

در نهایت با توجه به نتایج حاصل از برآورد تاثیر متغیر سرمایه‌گذاری درسطح اطمینان ۹۵ درصد بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب مثبت و معنادار بوده است. بدین صورت که با افزایش یک واحد در متغیر سرمایه‌گذاری و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، رشد اقتصادی ۷ درصد (Hill et al, 2011) افزایش می‌یابد. در این حالت که متغیر سرمایه‌گذاری در متغیر درجه توسعه‌یافتگی کشورها که به صورت دامی است، ضرب نشده است یعنی تفاوتی بین دو گروه کشور قائل نشده و ضریب حاصل متوسط تاثیر بر دو گروه کشور است. بر اساس نتایج حاصل از برآورد در کشورهای منتخب می‌توان گفت از آنجایی که سرمایه‌گذاري به معني عام عبارت است از تمام هزينه‌هايي که موجب حفظ، بقا و يا افزايش ظرفيت‌هاي توليد و همچنين ايجاد درآمد می‌شود، لذا یکی از عوامل مهم پیشرفت و رشد اقتصادي به شمار می‌آید.

یکی از مسائل مهم در برآورد رگرسیون به روش داده‌های تابلویی سیستمی و برآورد به روش گشتاورهای تعمیم یافته، موضوع درونزایی متغیرهای توضیحی است. یک متغیر درونزا است، اگر با اجزای اخلال همبستگی معناداری داشته باشد. برای آزمون درونزایی در صورتی که الگو با استفاده از GMM برآورد گردد، انجام آزمون درون‌زایی چیزی را محاسبه می‌کند که هایاشی (۲۰۰۰) آن را آماره C می‌نامد، که با نام آماره تفاضل سارگان[۱۳] نیز شناخته می‌شود (Hayashi, 2000). آماره C می‌تواند به ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی قدرت بخشد. به علاوه آزمون را می‌توان برای تعیین برون‌زا بودن یک زیر مجموعه از رگرسورهای درون‌زا بدون در نظر گرفتن نوع ماتریس وزنی مورد استفاده، به کار برد (Mozafari

[13] difference-in-sargan

(Shamsi & Ghobadi, 2019). در بررسی های این پژوهش فرضیه صفر در هر سه معادله مبنی بر برونزایی متغیرها رد شده، بنابراین متغیرهای سه معادله درونزا هستند. به همین دلیل استفاده از سیستم معادلات مورد استفاده قرار می‌گیرد. در واقع رد فرض صفر در این آزمون بیانگر آن است که وجود مفهوم درونزایی بر تخمین ها اثر معناداری گذاشته و روش‌های سیستمی مبتنی بر گشتاورهای تعمیم یافته مورد نیاز است (Mozafari Shamsi & Ghobadi, 2019).

یکی دیگر از آزمون‌های تشخیصی به منظور الگوهای داده‌های تابلویی سیستمی و برآورد به روش گشتاورهای تعمیم یافته، آزمون جی هانسن است که برای اثبات شرط اعتبار بیش از حد یعنی صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری به کار می‌رود (Mozafari Shamsi & Ghobadi, 2019). در این پژوهش آزمون هانسن برای شناسایی محدودیت‌ها مورد استفاده قرار گرفته است تا شواهدی بر اعتبار ابزارها ارائه کند. بر اساس یافته‌های پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیه صفر در هر سه معادله رد نشده است که حاکی از مناسب بودن مدل ساختاری ارائه شده است.

۳-۵- محاسبه ضرایب تکاثری (فزاینده)

با توجه به نتایج بدست آمده، می‌توان ضرایب تکاثری (فزاینده) متغیرهای وابسته الگو را بر یکدیگر محاسبه و برای دو گروه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه تحلیل نمود. برای انجام این کار، ابتدا در معادله اول ضریب فزاینده تغییر متغیرهای جهانی شدن (G) و رشد اقتصادی (Y) نسبت به متغیر سرمایه انسانی (H) را بدست می‌آوریم. سپس، در معادله دوم ضریب فزاینده متغیرهای شاخص سرمایه انسانی و رشد اقتصادی نسبت به متغیر جهانی شدن را محاسبه می‌کنیم. در نهایت، همین کار را برای متغیر رشد اقتصادی انجام می‌دهیم. نتایج محاسبات ضرایب تکاثری سه متغیر وابسته در سیستم معادلات این پژوهش به شرح ذیل است:

$$H_{it} = a_1 b_0 + a_2 Y_{it} + a_3 G_{it} + a_4 D_1 G_{it} + a_5 D_1 Y_{it} + a_6 URB_{it} + a_7 LIFE_{it} + u_{it} \quad (۴)$$

$$G_{it} = b_1 C_0 + b_2 Y_{it} + b_3 H_{it} + b_4 D_1 H_{it} + b_5 D_1 Y_{it} + b_6 CII_{it} + b_7 FDI_{it} + u_{it} \quad (۵)$$

$$Y_{it} = c_1 D_0 + c_2 H_{it} + c_3 G_{it} + c_4 D_1 H_{it} + c_5 D_1 G_{it} + c_6 L_{it} + c_7 K_{it} + u_{it} \quad (۶)$$

$$H = 1.06b_0 + 0.71Y + 0.12G - 0.0004DG + 0.06DY + 0.38URB + 1.72LIFE \quad (۷)$$

$$G = 11.72C_0 + 0.35Y + 2.29H + 0.34DH + 1.08DY + 1.85CII + 0.61FDI \quad (۸)$$

$$Y = 8.73D_0 + 0.14H + 0.04G + 0.02DH + 0.01DG + 0.94L + 0.07K \quad (۹)$$

الف) ابتدا، با جایگذاری معادلات شماره (۵) و (٦) در معادله شماره (٤) و انجام محاسبات لازم، می‌توان ضریب فزاینده شاخص جهانی شدن و رشد اقتصادی را نسبت به سرمایه انسانی بدست آورد:

$$H = 1.06b_0 + 0.71(8.73D_0 + 0.14H + 0.04G + 0.02DH + 0.01DG + 0.94L + 0.07K) + 0.12(11.72C_0 + 0.35Y + 2.29H + 0.34DH + 1.08DY + 1.85CII + 0.61FDI) - 0.0004DG + 0.06DY + 0.38URB + 1.72LIFE \quad (۱۰)$$

با ساده سازی معادله فوق و در نظر گرفتن تغییرات متغیرهای G و Y خواهیم داشت:

$$H(1 - 0.35 - 0.05D) = A + 0.02G + 0.006DG + 0.04Y + 0.18DY$$

الف) $\frac{\Delta H}{\Delta G} = \frac{0.02+0.06D}{1-0.35-0.05D}$

ب) $\frac{\Delta H}{\Delta Y} = \frac{0.04+0.18D}{1-0.35-0.05D}$

معادلات الف و ب را به ترتیب ضریب تکاثر شاخص جهانی شدن بر سرمایه انسانی و ضریب تکاثر رشد اقتصادی بر سرمایه انسانی می‌گویند. همانطور که پیش‌تر نیز گفته شده، در معادلات فوق D متغیر موهومی (مجازی) است که درجه توسعه یافتگی کشورها را نشان می‌دهد. حال در معادله الف، اگر همه کشورهای مورد مطالعه را توسعه یافته فرض کنیم، متغیر مجازی برابر یک خواهد بود و لذا ضریب فزاینده شاخص جهانی شدن برابر با ۰/۰٤ و اگر کشورها را در حال توسعه فرض کنیم برابر با ۰/۰۳ خواهد بود. در معادله ب نیز ضریب

فزاینده رشد اقتصادی نسبت به شاخص سرمایه انسانی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه به ترتیب برابر است با: ۰/۳٦ و ۰/۰٦:

$$\frac{\Delta H}{\Delta G} = \frac{0.02+0.06D}{1-0.35-0.05D} \rightarrow \begin{cases} D = 1 \rightarrow \frac{\Delta H}{\Delta G} = 0.04 \\ D = 0 \rightarrow \frac{\Delta H}{\Delta G} = 0.03 \end{cases}$$ (الف

$$\frac{\Delta H}{\Delta Y} = \frac{0.04+0.06D}{1-0.35-0.05D} \rightarrow \begin{cases} D = 1 \rightarrow \frac{\Delta H}{\Delta Y} = 0.36 \\ D = 0 \rightarrow \frac{\Delta H}{\Delta Y} = 0.06 \end{cases}$$ (ب

همانطور که ملاحظه می‌شود ضریب فزاینده بدست آمده در هر دو حالت فوق برای کشورهای توسعه یافته بیشتر از کشورهای در حال توسعه است. به این معنی که در کشورهای توسعه یافته مورد مطالعه در این پژوهش، تغییر شاخص‌های جهانی شدن و رشد اقتصادی تاثیر تکاثری بیشتری بر شاخص سرمایه انسانی نسبت به کشورهای در حال توسعه می‌گذارد.

ب) اکنون با جایگذاری معادلات شماره (٤) و (٦) در معادله شماره (٥) و انجام محاسبات ریاضی لازم، ضریب فزاینده شاخص سرمایه انسانی و رشد اقتصادی نسبت به شاخص جهانی شدن بدست می‌آید:

$$\begin{aligned} G = {} & 11.72C_0 + 0.35(8.73D_0 + 0.14H + 0.04G + 0.02DH + \\ & 0.01DG + 0.94L + 0.07K) + 2.29(1.06b_0 + 0.71Y + \\ & 0.12G - 0.0004DG + 0.06DY + 0.38URB + 1.72LIFE) + \\ & 0.34DH + 1.08DY + 1.85CII + 0.61FDI \end{aligned}$$ (۱۱)

با ساده سازی معادله فوق و در نظر گرفتن تغییرات متغیرهای H و Y خواهیم داشت:

$$G(1 - 0.28 - 0.002D) = A + 0.04H + 0.34DH + 1.62Y + 1.21DY$$

$$\frac{\Delta G}{\Delta H} = \frac{0.04+0.34D}{1-0.28-0.002D}$$ (الف

$$\frac{\Delta G}{\Delta Y} = \frac{1.62+1.21D}{1-0.28-0.002D}$$ (ب

معادلات الف و ب را به ترتیب ضریب تکاثر سرمایه انسانی بر شاخص جهانی شدن و ضریب تکاثر رشد اقتصادی نسبت به شاخص جهانی شدن می‌گویند. در معادله الف، متغیر مجازی برای کشورهای توسعه یافته برابر یک است و لذا ضریب فزاینده سرمایه انسانی برابر با ۰/۵۳ و اگر کشورها را در حال توسعه فرض کنیم برابر با ۰/۰۵ خواهد بود. در معادله ب نیز ضریب فزاینده رشد اقتصادی نسبت به شاخص جهانی شدن در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه به ترتیب برابر است با ۳/۹٤ و ۲/۲۵:

$$\frac{\Delta G}{\Delta H} = \frac{0.04+0.34D}{1-0.28-0.002D} \rightarrow \begin{cases} D = 1 \rightarrow \frac{\Delta G}{\Delta H} = 0.53 \\ D = 0 \rightarrow \frac{\Delta G}{\Delta H} = 0.05 \end{cases}$$ (الف

$$\frac{\Delta G}{\Delta Y} = \frac{1.62+1.21D}{1-0.28-0.002D} \rightarrow \begin{cases} D = 1 \rightarrow \frac{\Delta G}{\Delta Y} = 3.94 \\ D = 0 \rightarrow \frac{\Delta G}{\Delta Y} = 2.25 \end{cases}$$ (ب

بر اساس نتایج فوق، ضریب فزاینده سرمایه انسانی نسبت به شاخص جهانی شدن در کشورهای توسعه یافته بیشتر از کشورهای در حال توسعه است و به عبارتی می‌توان گفت که تغییرات شاخص سرمایه انسانی تاثیر بیشتری بر شاخص‌های جهانی شدن کشورهای توسعه یافته می‌گذارد و همچنین ضریب تکاثر رشد اقتصادی بر شاخص جهانی شدن در کشورهای توسعه یافته بیشتر از کشورهای در حال توسعه است.

ج) در نهایت، با جایگذاری معادلات شماره (٤) و (٥) در معادله شماره (٦) و انجام محاسبات ریاضی لازم، ضریب فزاینده شاخص جهانی شدن و سرمایه انسانی نسبت به رشد اقتصادی بدست می‌آید:

$$\begin{aligned} Y = {} & 8.73D_0 + 0.14(1.06b_0 + 0.71Y + 0.12G - 0.0004DG + \\ & 0.06DY + 0.38URB + 1.72LIFE) + 0.04(11.72C_0 + \\ & 0.35Y + 2.29H + 0.34DH + 1.08DY + 1.85CII + \\ & 0.61FDI) + 0.02DH + 0.01DG + 0.94L + 0.07K \end{aligned}$$ (۱۲)

با انجام محاسبات و ساده سازی معادله فوق و در نظر گرفتن تغییرات متغیرهای G و H خواهیم داشت:

$$Y(1 - 0.1 + 0.05D) = A + 0.01G + 0.009DG + 0.09H + 0.03DH$$

$$\frac{\Delta Y}{\Delta G} = \frac{0.01+0.009D}{1-0.1+0.05D}$$ (الف

$$\frac{\Delta Y}{\Delta H} = \frac{0.09+0.03D}{1-0.1+0.05D}$$ (ب

معادله الف ضریب تکاثر (فزاینده) تغییرات شاخص جهانی شدن بر رشد اقتصادی و معادله ب نیز ضریب تکاثر تغییرات سرمایه انسانی نسبت به رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه در بازه زمانی در نظر گرفته شده می‌باشد. با در نظر گرفتن متغیر مجازی پژوهش حاضر (درجه توسعه یافتگی کشورها)، چهار ضریب تکاثر بدست می‌آید که در ذیل ملاحظه می‌شود:

$$\frac{\Delta Y}{\Delta G} = \frac{0.01+0.009D}{1-0.1+0.05D} \rightarrow \begin{cases} D = 1 \rightarrow \frac{\Delta Y}{\Delta G} = 0.02 \\ D = 0 \rightarrow \frac{\Delta Y}{\Delta G} = 0.01 \end{cases}$$ (الف

$$\frac{\Delta Y}{\Delta H} = \frac{0.09+0.03D}{1-0.1+0.05D} \rightarrow \begin{cases} D = 1 \rightarrow \frac{\Delta Y}{\Delta H} = 0.12 \\ D = 0 \rightarrow \frac{\Delta Y}{\Delta H} = 0.1 \end{cases}$$ (ب

بر اساس نتایج بدست آمده ضرایب فزاینده محاسبه شده برای کشورهای توسعه یافته در هر دو حالت بیشتر از ضرایب فزاینده کشورهای در حال توسعه است. به عبارتی می‌توان گفت که تغییرات متغیرهای جهانی شدن و سرمایه انسانی، اثرات بیشتری بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته نسبت به در حال توسعه دارد.

۶- نتیجه گیری

امروزه تمام کشورها به دنبال ارتقای کیفیت نیروی انسانی و گسترش ارتباطات در سطح بین‌الملل و در نهایت دستیابي به رشد اقتصادي می‌باشند که این مهم، نیازمند ایجاد برخي ساز و كارهاي خاص در عرصه هاي اجتماعي، فرهنگي و اقتصادي است که شاخص انباشت سرمایه انسانی و جهانی شدن از جمله این سازو كارهاي خاص در عرصه اقتصادي به شمار مي‌روند. لذا در این مطالعه علاوه بر مرور مفاهیم مربوط به شاخص‌های سرمایه انسانی و جهانی شدن، به بررسی رابطه جهانی شدن، انباشت سرمایهٔ انسانی و رشد اقتصادی در منتخبی از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه پرداخته شده است. بر همین اساس با استفاده از داده سال‌های (۲۰۱۷-۱۹۹۵) و با بهره گیری از تکنیک اقتصادسنجی روش داده های تابلویی سیستمی مبتنی بر رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته رابطه جهانی شدن، انباشت سرمایهٔ انسانی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج آزمون‌های مورد بررسی حاکی از آن است که که در سطح اطمینان ۹۵ درصد افزایش شاخص‌های جهانی شدن، رشد اقتصادی و امید به زندگی(در سطح اطمینان ۹۰درصد) بر افزایش شاخص سرمایه انسانی موثر هستند و افزایش نرخ شهرنشینی توانسته ابزار موثر در جهت بهبود شاخص سرمایه انسانی در کشورهای منتخب باشد. همچنین طبق نتایج می‌توان گفت افزایش شاخص‌های سرمایه انسانی، رشد اقتصادی و توسعه زیر ساخت‌های ارتباط از راه

دور و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر افزایش جهانی شدن موثر است و در نهایت می‌توان گفت تاثیر شاخص‌های سرمایه انسانی، جهانی شدن، نیروی کار و سرمایه‌گذاری بر افزایش رشد اقتصادی در دو گروه کشورهای منتخب موثر است. با توجه به نتایج بدست آمده، ضرایب تکاثری (فزاینده) متغیرهای وابسته مدل بر یکدیگر محاسبه و برای دو گروه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه تحلیل شد. نتایج نشان داد که در کشورهای توسعه یافته مورد مطالعه در این پژوهش، تغییر شاخص‌های جهانی شدن و رشد اقتصادی تاثیر تکاثری بیشتری بر شاخص سرمایه انسانی نسبت به کشورهای در حال توسعه می‌گذارد. بر اساس نتایج، ضریب فزاینده سرمایه انسانی نسبت به شاخص جهانی شدن در کشورهای توسعه یافته بیشتر از کشورهای در حال توسعه است و به عبارتی می‌توان گفت که تغییرات شاخص سرمایه انسانی تاثیر بیشتری بر شاخص‌های جهانی شدن کشورهای توسعه یافته می‌گذارد. اما ضریب تکاثر رشد اقتصادی بر شاخص جهانی شدن در کشورهای در حال توسعه بیش از ۲ برابر این ضریب در کشورهای توسعه یافته است. این نتیجه بدین معنی است که تغییر مشخصی از رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه این پژوهش در بازه زمانی مورد مطالعه منجر به افزایش و بهبود قابل توجه‌تر شاخص‌های مرتبط با جهانی شدن در این کشورها نسبت به کشورهای توسعه می‌گردد. این نتیجه می‌تواند به دلیل وجود ظرفیت‌های خالی و پتانسیل‌های بالقوه بیشتر در کشورهای در حال توسعه نسبت به توسعه یافته‌ها باشد که معمولا اقتصاد این کشورها در ظرفیت کامل قرار دارند و قدرت رشدهای فزاینده را ندارند. به عبارتی می‌توان گفت که تغییرات متغیرهای جهانی شدن و سرمایه انسانی، اثرات بیشتری بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته نسبت به در حال توسعه دارد. با توجه به نتایج تحقیق، چند پیشنهاد سیاستی ارائه می‌گردد:

با توجه به نتایج تحقیق، در اکثر اقتصادها، افزایش سرمایه انسانی سبب افزایش سطح سواد و افزایش قابلیت‌های نیروی کار در یک کشور، تولید بیشتر و کیفیت بالاتر را به همراه توسعه اقتصادی در پی دارد. بنابراین توسعه اقتصادی مستلزم اهمیت دادن به

بحث سرمایه انسانی است. در زمینه سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی به طور مشخص موارد ذیل پیشنهاد می‌گردد:

الف) تحصیلات، تنها در صورتی به رشد اقتصادی بیشتر می‌انجامد که از افراد تحصیل‌کرده در جایی که موجب افزایش بهره‌وری در تولید می‌گردد، استفاده شود. بنابراین تلاش در جهت کاربردی نمودن تحصیلات، استفاده از دانش نوین در عرصه‌های مختلف علمی و بکارگیری دانش آموختگان در تخصص‌های تحصیلی خود، از شروط تأثیرگذاری مثبت آموزش بر رشد اقتصادی است.

ب) همانطور که عنوان گردید، افزایش سطح سواد در افراد و افزایش سرمایه انسانی در کشور، تنها در صورتی منجر به بهبود رشد اقتصادی و دستیابی به توسعه می‌گردد که سایر جنبه‌های مورد نیاز برای عملکرد صحیح اقتصاد از جمله بازارهای آزاد، انتخاب آزاد افراد و موارد مشابه در اقتصاد کشور رعایت گردد.

از سوی دیگر با توجه به تاثیر مثبت رشد اقتصادی بر سرمایه انسانی می‌توان گفت تعمیق سرمایه‌گذاری در بخش آموزش به عنوان یک نیروی محرک برای رشد سرمایه انسانی است. از آنجا که تولید و به کارگیری کارای آن وابستگی زیادی به چارچوب زیرساختاری سرمایه انسانی دارد؛ لذا افزایش مخارج در این بخش و همچنین به کارگیری شیوه های نوین سرمایه‌گذاری در این بخش می‌تواند نقش مهمی در گسترش سرمایه انسانی داشته باشد.

از آنجایی که افزایش جهانی شدن باعث افزایش رشد اقتصادی می‌گردد، بنابراین، این کشورها با گام برداشتن در جهت ایجاد تدریجی شرایط و وضع قوانین و مقررات مناسب و لازم برای توسعه آزادی تجاری، می‌توانند باعث افزایش رشد اقتصادی شوند. همچنین با توجه به تاثیر مثبت و متقابل سرمایه انسانی بر جهانی شدن، هر سیاستی که به تقویت این دو شاخص بیانجامد، می‌تواند سیاست‌گذاری مطلوب قلمداد شود. در این زمینه توجه به نکات زیر ضروری به نظر می‌رسد:

- آثار نهایی جهانی شدن موفق باید در افزایش بهره‌وری، کارایی، استفاده از فناوری‌های جدید و افزایش صادرات نسبت به واردات متجلی شود.
- اجرای آزادسازی و جهانی شدن نباید موجب غفلت از صنایع داخلی شود بلکه باید به موازات آزادسازی حمایت از صنایع داخلی نیز انجام شود.

- همراه با اعمال جهانی شـدن، اجرای سـیاسـت‌های حمایتی دولت برای جبران آثار منفی آزادسازی به ویژه در زمینه اشتغال و حمایت از صنایع آسیب‌دیده از آزادسازی در رقابت جهانی به ویژه در کشورهای در حال توسعه ضروری بنظر می‌رسد.

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

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

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

Reference

Ahmadian Yazdi, F., Ebrahimi Salari, T., Jandaghi, F. & Rajab Zadeh Moghani, N. (2015). Investigating the effective factors on human capital accumulation in Iran in the period 1971-2012. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 4(15), 201-228. Doi: 20.1001.1.23222530.1394.4.15.10.1 (In Persian)

Ahmadvand, N., Fotros, M. (2018). The Impact of Import and Export of Low Technology Industries on Iran Economic Growth. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran (AESI)*, 7(27), 195-215. Doi:10.22084/AES.2017.13026.2408. (In Persian)

Akbarian, R., Ghaedi, A. (2011). Investment in Economic Infrastructures and Economic Growth: The Case of Iran. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 1(3), 48-11. (In Persian)

Akhavan Behbahani, A. (2004). Globalization and health. *Scientific Quartely Journal of Majlis & Rahbord*, 11(43), 283-305. (In Persian)

Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The quarterly journal of economics*, *106*(2), 407-443.

Benhabib, J., & Jovanovic, B. (1989). *Externalities and growth accounting* (No. w3190). National Bureau of Economic Research.

Dollar, D., & Kraay, A. (2001). Trade, Growth, and Poverty. *The Economic Journal*,114,pp
22-49.

Elmi, Z., Jamshid Nejhad, A. (2007). The effect of education on the Iranian economic growth over the 1971-2003. *Journal of Humanities and Social Sciences*, 7(26), 135-154. (In Persian)

Emadzade, M., Baktush, F. (2005). The Impact of Education on the Industrial Sector Value-added. *Quarterly Journal of Knowledge and Development*, 2(16), 37-50. (In Persian)

Haji Mohammadi, F., Arsalan bod, M. (2015). The relationship between higher education and higher education costs with Iran's economic growth in the last half century. *Fourth Conference on the Iranian Islamic Model of Progress*, National Library of the Islamic Republic of Iran, Tehran, Iran. https://4cp.olgou.ir/papers/265.pdf. (In Persian)

Hamidi, H., Sarfarazi, M. (2010). Globalization and Human Resources Management. *Journal of Strategic Studies of public Policy*, 1(1), 1-48. (In Persian)

Hayashi, F. 2000. *Econometrics*. 1st ed. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Lim, G. C. (2011). *Principles of econometrics*. John Wiley & Sons.

Hooshmand, M., Shabani, M.A., Zabihi, A. (2008). The role of human capital on iran's economy growth by using auto regressive distributed lag (ardl) model. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 5(2), 63-83. (In Persian)

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, *115*(1), 53-74.

Imani, R., Nahidi, A. (2016). Investigating the Impact of Globalization on the Human Development Index in Iran. *First International Conference on Management and Economic cohesion in Urban Development, Tabriz, Iran*, 1-17. (In Persian)

In, Francis, & Doucouliagos, Chris. (1997). Human capital formation and US economic growth: A causality analysis. *Applied Economic Letters*, 4, 329-331.

Jafari samimi, A., Bahreini, N. (2015). A Comparison of the Impact of Three Globalization Dimensions (Economic, Social and Political) on Economic Growth in Selected MENA Countries. *Quarterly Journal of Economic Strategy*, 4(13), 1-29. (In Persian)

Jalaee, S.A, Jafari, M., Jafari, S. (2014). The effect of financial development in the economic globalization process in iran. *Journal of Applied*

Economics Studies in Iran, 3(9), 75-92. Dor: 20.1001.1.23222530.1393.3.9.5.7 (In Persian)

Jones, C.I. (1995). Time series Tests of Endogenous Growth Models. *The quarterly Journal of Economics*, 110(2): 495-525.

Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics*, *90*(1), 1-44.

Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, *108*(1), 1-24.

Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary, Economics*, 22(1): 3 -42

Mahdavi, A., Naderian, M. (2010). Investigating Granger causality relationship between human capital and economic growth in Iran. *Journal of Economic Research Revirew*, *10*(38), 287-309. Available at: https://www.sid.ir/en/Journal/ViewPaper.aspx?ID=198719 (In Persian)

McGrew, A. G., McGrew, A., & Poku, N. K. (Eds.). (2007). *Globalization, development and human security*. Polity.

Meckl, J., & Weigert, B. (2003). "Globalization, technical change and the skill premium: magnification effects from human–capital investments". *Journal of International Trade & Economic Development*, *12*(4), 319-336.

Mohamadi, V., Mozafari shamsi, H., Asadi, F. (2019). Investigating the Relationship between Economic Growth, Energy Consumption and Human Development in Selected MENA Countries. *Iranian Energy Economics*, 8(30), 153-184. doi: 10.22054/jiee.2019.10490. (In Persian)

Mozafari Shamsi, H., Ghobadi, S. (2019). Impact of Economic and Political Factors on Financial Corruption, Economic Growth and the Size of Government in Selected Oil Producing Countries: A System Panel Data Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 24(79), 177-207. doi: 10.22054/IJER.2019.10891. (In Persian)

Nili, M., Nafisi, SH. (2004). The Relationship between Human Capital and Economic Growth with Emphasis on the Role of Labor Education Distribution in Iran during 1966-2000. *Iranian Journal of Economic Research*, 5(17), 1-31. (In Persian)

Pelinescu, E. (2015). The impact of human capital on economic growth. *Procedia Economics and Finance*, *22*(1), 184-190.

Pesaran, M. H., Ullah, A., & Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*, *11*(1), 105-127.

Rabiee, M. (2009). The effect of innovation and human capital on economic growth in Iran. *Quarterly Journal of Knowledge and Development*, 16(26), 122-142. (In Persian)

Rafat, M. (2017). The Spillover Effects of Free Movement of Capital on Human Development Sub-index. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic policies*, *5*(19), 139-163. URL: http://qjfep.ir/article-1-588-en.html (In Persian)

Rahnamay Ghara meleki, GH., Motafaker azad, M., Ranj pour, R. & Sadeghi, S.K. (2014). The Impact of Internal R&D Expenditure, Technology Imports and Interaction Effects between Human Capital and Technology Imports on Value added in Iran's Large Industries. *Quarterly Iranian Journal of Trade Studies (IJTC)*, 18(72), 25-59. Available at: pajooheshnameh.itsr.ir/article_10787_8fef9f835cf1ea356506ac97dd76a9b8.pdf?lang=en (In Persian)

Razavi, A., Salimi far, M. (2013). The Effect of Economic Globalization on Economic Growth, Using Vector Auto Regression Model. *Journal of Strategic Studies of public Policy*, 4(12), 9-32. Available: http://sspp.iranjournals.ir/article_4073_555.html?lang=en (In Persian)

Rebelo, S. (1991). Long-run policy analysis and long-run growth. *Journal of political Economy*, *99*(3), 500-521.

Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of political Economy*, *98*(5, Part 2), S71-S102.

Sachs, J., & Warner, A. M. (1995). Economic Reform and the Process of Global Integration, *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, 1-118.

Salehi, M.J. (2002). The effects of human capital on Iran's economic growth. *Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education*, 8(1), 43-74. URL: http://journal.irphe.ac.ir/article-1-577-fa.html. (In Persian)

Samadi, A., Marzban, H., Asadean fallaheh, K. (2012). Social Capital, Human Capital and Economic Growth: The Case of Iran (1971-2008). *Quarterly Journal* of *Applied Economics Studies in Iran (AESI)*, 1(2), 145-176. Dor: 20.1001.1.23222530.1391.1.2.6.0 (In Persian)

Solarin, S. A., & Eric, O. O. (2015). Impact of economic globalization on human capital: Evidence from Nigerian economy. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *5*(3), 786-789.

Taghavi, M., Mohammadi, H. (2006). The Effect of Human Capital on Economic Growth: Case of IRAN. *Quarterly Journal of Economic Research*, 6(22), 15-43. Available at: https://joer.atu.ac.ir/article_3336.html?lang=en (In Persian)

Welfens, P. J. (2013). Theoretical Aspects of Globalization, Economic Growth, and Social Security. In *Social Security and Economic Globalization* (pp. 85-111). Springer, Berlin, Heidelberg.

Yazdani, M., Markari, A. (2021). Interaction of International Capital Flows and Economic Growth in D8 Countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 18(2), 13-25. Available at: https://jqe.scu.ac.ir/article_16711.html?lang=en (in persian)

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۱ ۱۹(۲) ۱۸۵-۱۵۱

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

بررسی تاثیر فساد بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان: رویکرد سیستم معادلات همزمان

سیامک شکوهی‌فرد *، رویا آل‌عمران، نادر مهرگان *** ، فرزاد رحیم‌زاده ******

** دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران.*

*** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران. (نویسنده‌ی مسئول)*

**** استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.*

***** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد و حسابداری، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران.*

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندیJEL: D73, J21, C21
تاریخ دریافت: ۱۸ اسفند ۱۳۹۸ تاریخ بازنگری: ۲۰ دی ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۲۶ آذر ۱۳۹۹	واژگان کلیدی: نرخ مشارکت نیروی کار زنان، فساد، سیستم معادلات همزمان، ایران

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: alemran@iaut.ac.ir
0000-0001-9796-5340

آدرس پستی:
ایران، تبریز، ضلع شرقی اتوبان پاسداران،مجتمع دانشگاه آزاد اسلامی، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری، گروه اقتصاد.

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله از رساله دکتری آقای سیامک شکوهی‌فرد در رشته اقتصاد به راهنمایی رویا آل‌عمران و نادر مهرگان و مشاوره فرزاد رحیم‌زاده در دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز است.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولفان 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

زنان به‌عنوان بخش عمده‌ای از جمعیت کشور نقش تاثیرگذاری در توسعه اقتصادی کشورها ایفا می‌کنند. یکی از شاخص‌های حضور زنان در فعالیت‌های اقتصادی، نرخ مشارکت اقتصادی آن‌هاست که تحت تاثیر عوامل مختلف اجتماعی، اقتصادی، فردی و فرهنگی قرار دارد. همچنین یکی دیگر از متغیرهای مهم تاثیرگذار بر نرخ مشارکت زنان، پدیده فساد می‌باشد. از این‌رو، در این مطالعه با استفاده از سیستم معادلات همزمان، تاثیر شاخص فساد بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان در ایران و کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی در بازه زمانی ۲۰۱۸ - ۲۰۰۵ مطالعه شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهند که اولاً رابطه علی دوطرفه بین نرخ مشارکت نیروی کار زنان و متغیر فساد وجود دارد. ثانیاً در سطح معناداری ۵ درصد، بالا بودن سطح فساد و نرخ بیکاری تاثیر منفی و معنادار بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان در ایران و کشورهای منتخب داشته است. متغیرهای نرخ باسوادی زنان و رشد اقتصادی نیز تاثیر مثبت و معنادار بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان دارند. همچنین نرخ باروری زنان و نسبت شهرنشینی به‌ترتیب تاثیر منفی و مثبت بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان در ایران و کشورهای منتخب داشته اما تاثیر نسبت شهرنشینی در سطح معناداری ۵ درصد به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد.

ارجاع به مقاله:

شکوهی‌فرد، سیامک.، آل‌عمران، رویا.، مهرگان، نادر و رحیم‌زاده، فرزاد. (۱۴۰۱). بررسی تاثیر فساد بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان: رویکرد سیستم معادلات همزمان. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۱۹(۲) ، ۱۵۱-۱۸۵.

10.22055/JQE.2020.32884.2228

© 2022 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

زنان همانند مردان می‌توانند در فعالیت‌های اقتصادی مشارکت داشته باشند. مشارکت نیروی کار زنان برای تقویت و پیشرفت اقتصادی و اجتماعی یک کشور مهم می‌باشد زیرا باعث افزایش سطح کارآیی در اقتصاد شده و عدالت اقتصادی و اجتماعی را در پی خواهد داشت. به‌طور کلی، نرخ مشارکت اقتصادی بالای زنان نشانگر دو مطلب می‌باشد که عبارتند از: الف) پیشرفت زنان در موقعیت‌های اقتصادی و اجتماعی. ب) توانمندسازی زنان. این موارد باعث افزایش عدالت و افزایش استفاده از پتانسیل های انسانی جامعه می‌گردند که می‌توانند در ایجاد ظرفیت بالاتر برای رشد اقتصادی و همچنین کاهش فقر کمک نمایند (Fatima & Sultana, 2009; Mujahid, 2014). با وجود این، حضور زنان در بازار کار برحسب اوضاع محیطی، اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و سیاسی هر کشور متفاوت بوده و به عوامل گوناگونی از جمله سطح تحصیلات زنان، سیاست‌های دولت در جهت تقویت سطح آموزش و اشتغال زنان، توزیع درآمد و هزینه خانوار، نرخ بیکاری، نرخ باروری، شرایط محیطی خانواده و سایر عوامل فرهنگی و اجتماعی بستگی دارد. برای نمونه در کشورهای توسعه یافته سهم زنان در اشتغال و کسب و کارهای پیشرفته افزایش چشمگیری یافته، اما در کشورهای در حال توسعه نقش زنان در بخش کشاورزی، کارهای خانگی بدون دستمزد و فعالیت‌های غیررسمی پررنگ می‌باشد (Komaee & Afshari, 2017).

بر اساس آمار منتشر شده از سوی سازمان بین‌المللی کار[1] (ILO)، به طور کلی در دو دو دهه گذشته نرخ مشارکت اقتصادی روند کاهشی داشته است. در دنیا نرخ مشارکت اقتصادی مردان از ۷۹/۹ درصد در سال ۱۹۹۵ با ۳/۸ درصد کاهش به ۷۶/۱ درصد در سال ۲۰۱۵ رسیده است. از سوی دیگر نرخ مشارکت اقتصادی زنان در سال ۲۰۱۵، ۴۹/۶ درصد می‌باشد که نسبت به سال ۱۹۹۵ حدود ۲/۸ درصد کاهش داشته است. این ارقام بیانگر این می‌باشند که شکاف جنسیتی موجود میان نرخ مشارکتی اقتصادی زنان و مردان برابر با ۲۶/۵- می‌باشد. بر اساس این گزارش، در کل فاصله جنسیتی میان مشارکت اقتصادی زنان و مردان طی دهه‌های اخیر کاهش یافته اما با توجه به ارقام موجود به نظر می‌رسد که این کاهش بیشتر به دلیل کاهش مشارکت نیروی کار مردان در سراسر جهان بوده و ناشی از

[1] International Labour Organisation .

افزایش در میزان مشارکت نیروی کار زنان نمی‌باشد International Labour Office, (2016).

همچنین براساس گزارش بانک جهانی[۲]، در سال ۲۰۱۹، زنان حدود ۴۹/۵۸۴ درصد از جمعیت جهان را تشکیل می‌دهند، در صورتی که فقط ۳۸/۸۵۱ درصد از نیروی کار جهان به زنان اختصاص می‌یابد (World Bank, 2019).

بررسی روند نرخ مشارکت زنان در ایران و کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی[۳] (OIC) نشان می‌دهد که در دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۴، نرخ مشارکت زنان در ایران و در مقایسه با کشورهای منتخب همواره پایین بوده و یک روند کاهشی دارد. لازم به ذکر است این اختلاف در بازه زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۸ بیشتر شده و سپس کاهش یافته است **(نمودار1)**.

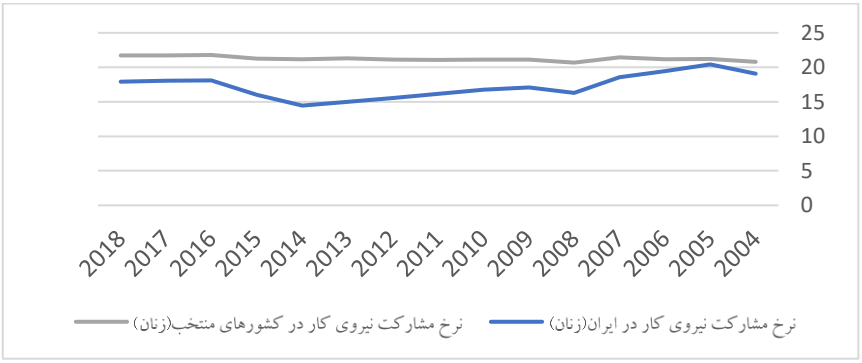
همچنین نسبت نرخ مشارکت نیروی کار زنان به مردان در ایران نشان می‌دهد که این نسبت در دوره زمانی ۲۰۲۰ -۲۰۰۶ تقریبا بین ۲۰ تا ۲۵ درصد متغیر بوده و در سال ۲۰۲۰ به ۲۴/۴ درصد رسیده است. **(نمودار ۲)**.[٤]

[2] World Bank.

[۳] این کشورها عبارتند از: پاکستان، جمهوری آذربایجان، ترکیه، مصر، عربستان سعودی، بحرین، امارات متحده عربی، عمان، اردن، قطر، مراکش و عراق.

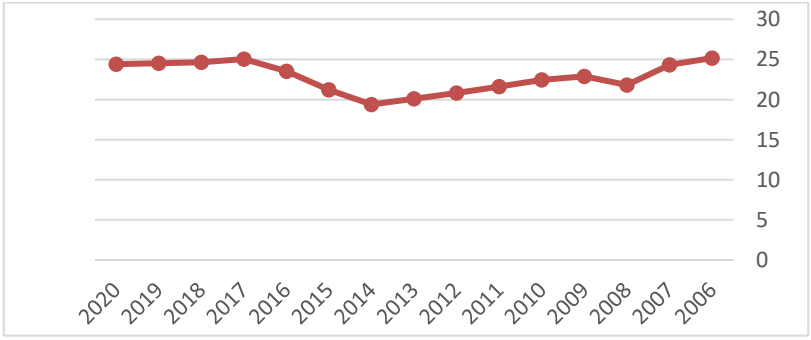
[٤] داده‌ها و اطلاعات مربوطه از آدرس اینترنتی زیر استخراج شده‌اند:

-https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=world-development-indicators#.



نمودار1. نرخ مشارکت نیروی کار زنان در ایران و کشورهای منتخب
مأخذ: پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی، ۲۰۱۹

Figure 1. Female Labor Force Participation Rates in Iran and Selected Countries
Source: World Bank, 2019



نمودار ۲. نسبت نرخ مشارکت نیروی کار زنان به مردان در ایران
مأخذ: پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی، ۲۰۲۰

Figure 2. Ratio of female to male labor force participation rate in Iran
Source: World Bank, 2020

با عنایت به مطالب بیان شده می‌توان گفت که توجه به وضعیت اشتغال زنان و مشارکت دادن بیشتر آنان در بازار کار می‌تواند زمینه بهره‌گیری بهتر جامعه از این نیروی بالقوه و دستیابی به توسعه را فراهم آورد. در متون علمی بازار کار، عوامل متعددی بیان شده‌اند که بر نرخ مشارکت نیروي کار زنان تاثیرگذار می‌باشند که به‌طور کلی عبارتند از: الف)

مشخصات فردي مانند سن، جنس، سطح آموزش، درآمدهاي كاري. ب) مشخصات خانوادگی مانند درآمد سایر اعضاي خانواده، سطح تحصیلات آن‌ها، وضعیت تاهل، اشتغال و بعد خانوار (Moshiri, Taee & Pashazadeh, 2015).

علاوه بر این موارد، یکی از عوامل مهمی که می‌تواند بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان تاثیرگذار باشد، پدیده فساد[5] می‌باشد. فساد از طریق تشویق فعالیت‌ها در اقتصاد پنهان[6] (اقتصاد زیرزمینی)، کاهش بهره‌وری بخش خصوصی و افزایش بار مالیاتی از طریق تغییر مبادله بین پس‌انداز- مصرف، منجر به کاهش عرضه و مشارکت نیروی کار می‌گردد (Cooray & Dzhumashev, 2018). فساد از موانع اصلی رشد اقتصادی، کاهش مشروعیت دولت و بی ثباتی کشورها در طول زمان است (Khodapanah, 2015). به جهت اهمیت پدیده فساد در دنیا، تاکنون چندین شاخص برای اندازه گیری آن ارائه شده است. شاخص ادراک فساد[7] (CPI) یکی از مهم‌ترین شاخص‌هایی است که توسط سازمان بین المللی شفافیت[8] ارائه شده و به اندازه‌گیری فساد و مقایسه آن‌ها در کشورهای مختلف می پردازد. در تازه‌ترین گزارش سازمان بین‌المللی شفافیت از شاخص ادراک فساد در سال ۲۰۱۸، ایران در میان ۱۸۰ کشور موجود در این شاخص در رتبه ۱۳۸ قرار گرفته است. در این رتبه‌بندی، جمهوری اسلامی ایران مانند سال‌های گذشته نمره‌ای پایین‌تر از حد متوسط کسب کرده است و با نمره ۳۰ در رتبه‌ای بسیار نازل در سطح منطقه و جهان قرار گرفته است. همان طور که عنوان شد به لحاظ رتبه و نمره منطقه‌ای ایران به هیچ عنوان وضعیت قابل قبولی نداشته است. به طوری‌که در میان کشورهای منطقه تنها کشورهایی چون عراق، لیبی، یمن و سوریه نمره‌ای پایین تر از ایران کسب کرده‌اند. کشورهای امارات متحده عربی و قطر بهترین نمره و رتبه را در میان کشورهای این منطقه دارا می‌باشند (Transparency International, 2018).

ساختار پژوهش حاضر نیز بدین صورت است که ابتدا مبانی نظری مربوط به موضوع پژوهش ارائه شده و به‌دنبال آن مطالعات تجربی انجام شده در رابطه با موضوع تحقیق

---

[5] Corruption.

[6] Shadow Economy.

[7] Corruption Perceptions Index.

[8] Transparency International.

بیان می‌گردند. در ادامه، مدل تحقیق و متغیرهای آن معرفی شده و سپس نتایج برآورد مدل ارائه و تحلیل می‌گردند. در پایان نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات تحقیق بیان می‌شوند.

۲- ادبیات موضوع

چارچوب نظری در مورد مشارکت اقتصادی نیروی کار زنان اساساً بیانگر تصمیمات زنان برای مشارکت یا عدم مشارکت فعال در بازار کار است. اقتصاددانان سعی کرده‌اند با تجزیه و تحلیل تأثیر برخی عوامل اقتصادی و جمعیت شناختی، تمایل زنان برای مشارکت یا عدم مشارکت در بازار کار را توضیح دهند. تئوری‌های اصلی که عرضه نیروی کار زنان را مطالعه کرده‌اند، در دهه ۱۹۶۰ ارائه شده است. این تئوری‌ها شامل "نظریه انتخاب فراغت- کار"[۹] مینسر[۱۰]، "تئوری تولید خانواده"[۱۱] مینسر و بکر[۱۲] و "نظریه سرمایه انسانی"[۱۳] شولتز و بکر[۱۴] می‌باشند. ساده‌ترین تحلیل انتخاب زنان درباره مشارکت در بازار کار به اوایل دهه ۱۹۶۰ و مدل اقتصاد خردی نئوکلاسیک مینسر[۱۵] (۱۹۶۲) برمی‌گردد که به مدل انتخاب فراغت- کار معروف است. در این مدل فرض می شود خانوارها تأمین‌کننده نیروی کار در اقتصاد بوده، عقلایی عمل کرده و به دنبال حداکثرسازی مطلوبیت خود می‌باشند (Mincer, 1962). ساخاراپولوس و تزاناتوس[۱۶] (۱۹۸۹) در ادامه و براساس تئوری انتخاب بین فراغت و کار مینسر نشان دادند که هرچه نرخ دستمزد بالاتر باشد، جذابیت فراغت کمتر شده و جذابیت کار بیشتر می‌گردد (Psacharopoulos & Tzannatos, 1989). به دنبال نظریه انتخاب فراغت- کار مینسر، تئوری تولید خانوار براساس تحقیقات مینسر و بکر در مورد سرمایه انسانی شکل گرفت. تئوری تولید خانوار صرفاً مطالعه تولید، مصرف و تخصیص زمان خانوار می‌باشد. در این تئوری آمده است که خانواده ها هم تولیدکننده و هم مصرف‌کننده کالا

[9] Mincer
[10] Work- Leisure Choice Theory
[11] Household Production Theory
[12] Mincer and Becker
[13] Human Capital Theory
[14] Schultz and Becker
[15] Mincer
[16] Psacharopoulos and Tzannatos

می‌باشند. بنابراین برای حداکثرسازی مطلوبیت، خانواده ها تلاش می‌کنند نه تنها زمان، بلکه درآمد، کالاها و خدماتی که مصرف و تولید می‌کنند را، به‌صورت کارا تخصیص دهند. این تئوری تولید خانوار را به‌صورت تولید کالاها و خدمات توسط اعضای خانواده تعریف می‌کند که با استفاده از سرمایه و نیروی کار خانوار، تولید شده و همگی برای مصرف خود خانوار می‌باشند (Ehrenbergand & Smith, 2012).

بعد از نظریه تولید خانوار، تئوری سرمایه انسانی شکل گرفت. طبق گفته بکر[17] (۱۹۷۵) سرمایه انسانی به عنوان سرمایه‌گذاری‌های مولد که در افراد تبلور می یابد، تعریف می‌گردد. این تئوری بیشتر نشان می‌دهد که افراد تحصیل کرده، تمایل بیشتری برای مشارکت در بازار کار دارند تا بتوانند از رابطه مثبت بین تحصیلات و نرخ دستمزد استفاده کنند. در ادامه از تئوری سرمایه انسانی برای تجزیه و تحلیل رابطه بین مشارکت نیروی کار و آموزش به‌ویژه برای زنان متاهل استفاده شده است. اقتصاددانان استدلال می‌کنند که این رابطه ممکن است نسبت به مقوله تحصیلات U شکل باشد. بدین صورت که میزان مشارکت برای زنان بی‌سواد بالا، برای زنان در مقطع ابتدایی و متوسطه پایین و برای فارغ التحصیلان دانشگاه نیز دوباره بالا باشد. رابطه مثبت بین تحصیلات و میزان دستمزد می‌تواند وجود چنین رابطه U شکلی را توضیح دهد (Schultz, 1961).

عوامل دیگری نیز بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان در اقتصاد تاثیرگذار هستند که عبارتند از:

- **سطح توسعه اقتصادی**

اگرچه مشارکت نیروی کار زنان همگام با توسعه اقتصادی افزایش می‌یابد، اما این رابطه برای هر کشور متفاوت می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر، مقایسه های بین‌المللی نشان می‌دهند که مشارکت نیروی کار زنان در کشورهای کم درآمد و در کشورهای بسیار توسعه یافته بالا بوده و در کشورهای با درآمد متوسط نسبتاً کم است و یک رابطه U شکل بین درآمد ملی (تولید ناخالص داخلی) و مشارکت نیروی کار زنان ایجاد می‌گردد (Sinha, 1967). به عنوان نمونه فاطیما و سلطانا[18] (۲۰۰۹) با بررسی شواهد بین‌المللی از کشورهای مختلف توانستند یک

[17] Becker

[18] Fatima & Sultana

رابطه U شکل بین میزان مشارکت زنان و توسعه اقتصادی را در کشور پاکستان تأیید کنند (Fatima & Sultana, 2009).

- **سطح تحصیلات**

براساس تئوری‌های ارائه شده، آموزش نقش اساسی در شکل‌گیری ارتباط U شکل بین رشد اقتصادی و میزان مشارکت زنان دارد. دستاوردهای آموزشی زنان باعث می‌گردد تا انگیزه زنان برای مشارکت در بازار کار افزایش یابد (Tsani, Paroussos, Fragiadakis, Charalambidis & Capros, 2013). بنابراین از دیدگاه سیاست‌گذاران اقتصادی، آموزش زنان به‌عنوان یک استراتژی اصلی برای توسعه بلندمدت در نظر گرفته می‌شود (Lincove, 2008).

مطالعات مربوط به مشارکت نیروی کار زنان نشان می‌دهند که مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر میزان مشارکت زنان آموزش می‌باشد. به عنوان نمونه برنکه[19] (۲۰۱۴) سهم روزافزون زنان در بازار کار آلمان را ناشی از سطح تحصیلات عالی زنان می‌داند که باعث شده آن‌ها برای ورود در بازار کار واجد شرایطتر باشند (Brenke, 2014).

- **سایر متغیرهای جمعیت شناختی**

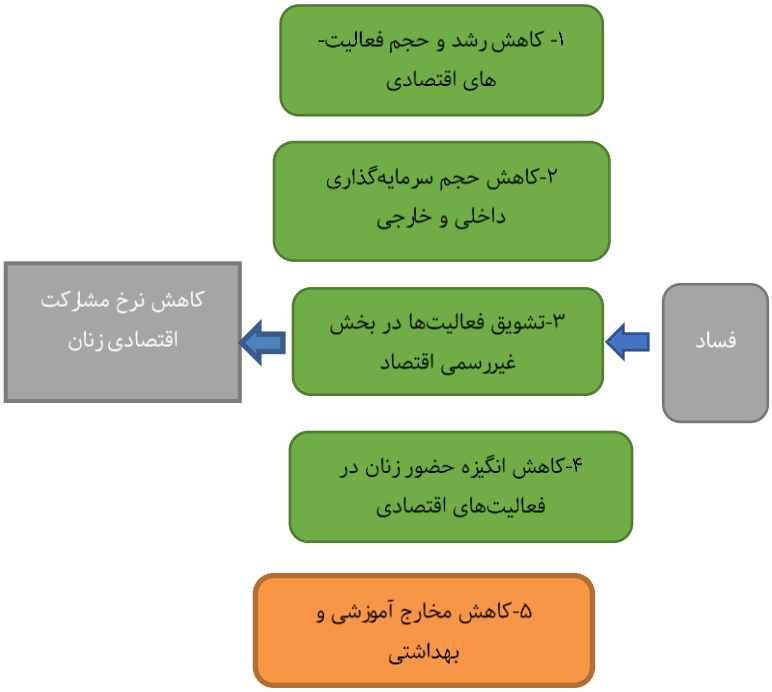
ساخاراپولوس و تزاناتوس (۱۹۸۹) براساس شواهد بین‌المللی برای کشورهای مختلف، دریافتند که جدا از آموزش و بدون در نظر گرفتن کشور تحت بررسی، عواملی همچون سن، نرخ باروری و مذهب بر مشارکت اقتصادی زنان تأثیرگذار می‌باشند (Psacharopoulos & Tzannatos, 1989). همچنین بانك جهاني نشان داد كه مشاركت اقتصادی زنان در تركيه چندبعدي است و تحت تاثير عوامل اقتصادي، اجتماعي و فرهنگي می‌باشد. این عوامل شامل مسئولیت در خانه، مراقبت از کودکان و سالخوردگان، نرخ شهرنشینی و وضعیت تاهل می‌باشند (World Bank, 2010). علاوه بر این، فریدی و همکاران[20] (۲۰۰۹) نتیجه گرفتند که وضعیت تحصیلی خویشاوندان نزدیک، دارایی‌های خانواده، مشارکت همسر در فعالیت‌های اقتصادی، تعداد فرزندان، سن فرزندان و حقوق و دستمزد شوهر در

[19] Brenke
[20] Faridi et al.

تصمیم‌گیری زنان درباره شرکت یا عدم مشارکت در بازار کار تأثیرگذار می‌باشند (Faridi et al, 2009). همچنین خادم و اکرم[21] (۲۰۱۳) در مطالعه خود برای کشور پاکستان در حالت کلی، سه دسته از عوامل مؤثر برای مشارکت زنان در فعالیت‌های اقتصادی را ذکر کردند که عبارتند از: عوامل فردی و جمعیت شناختی (سن، تحصیلات و وضعیت تأهل)، عوامل مرتبط با وضعیت اقتصادی- اجتماعی خانوار (درآمد سرانه خانواده، تعداد افراد وابسته و نوع خانوار) و عوامل مربوط به موقعیت جغرافیایی خانوار (سکونت در منطقه شهری و روستایی) (Khadim & Akram, 2013).

علاوه بر این متغیرها، فساد نیز می‌تواند بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان تاثیرگذار باشد. به‌عبارت دیگر، فساد مهم‌ترین متغیری است که در این پژوهش، تاثیر آن بر نرخ مشارکت زنان، به‌عنوان نوآوری تحقیق، مورد مطالعه قرار می‌گیرد. در کل می‌توان، مبانی نظری تاثیر فساد بر نرخ مشارکت اقتصادی را به شرح زیر ارائه نمود.

[21] Khadim & Akram



نمودار ۳. کانال‌های اثرگذاری فساد بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Figure 3. Channels of the Impact of Corruption on Female Labor Force Participation Rates
Source: Research Findings

در ادبیات مربوط به فساد، دو رویکرد مخالف در مورد تأثیر فساد وجود دارد: ۱) تقویت کارآیی. ۲) کاهش کارآیی. طرفداران رویکرد افزایش بهره‌وری، مانند لف[۲۲] (۱۹۶۴)، نی[۲۳] (۱۹۶۷)، هانتینگتون[۲۴] (۱۹۶۸) و فردریش[۲۵] (۱۹۷۲) استدلال می‌کنند که فساد چرخ‌های تجارت را چرب می‌کند و رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری را تسهیل می‌کند. بنابراین، فساد باعث افزایش کارآیی در یک اقتصاد می‌شود. طرفداران رویکرد کاهش کارآیی، مانند مک

[22] Leff
[23] Nye
[24] Huntington
[25] Friedrich

مولان[۲۶] (۱۹۶۱)، میردال[۲۷] (۱۹۶۸)، کروگر[۲۸] (۱۹۷۴)، شلیفر و ویشن[۲۹] (۱۹۹۳)، مائورو[۳۰] (۱۹۹۵) و تانزی و داوودی[۳۱] (۲۰۰۰) ادعا می‌کنند که فساد چرخ‌های تجارت را کند می‌کند. در نتیجه، مانع از رشد اقتصادی می‌شود و تخصیص منابع را منحرف می‌کند. در نتیجه فساد تأثیر مخربی بر کارآیی دارد (Akcay, 2006).

اکنون دیگر با بي اعتبار شدن مکتب کارآمدي فساد در حوزه نظريه پردازي، مي‌توان شواهد فراواني را دال بر آثار مخرب فساد بر رشد و توسعه اقتصادي يافت. تحقيقات نشان مي‌دهند سطوح بالاي فساد، نرخ رشد را که يکي از شاخص‌هاي توسعه اقتصادي به شمار مي‌رود، کاهش مي دهد (Heidari, Alinazhad, Mohseni Zonozi & Jahangirzadeh, 2014). از این‌رو، می توان انتظار داشت که فساد با کاهش رشد و سطح فعالیت های اقتصادی بر نرخ مشارکت زنان تاثیر منفی داشته باشد (کانال اول).

همچنين مطالعات تجربي صورت گرفته براي کشورهاي مختلف جهان نشان مي‌دهند که فساد هزینه‌های تولید و نااطمینانی را افزایش می‌دهد، لذا موجب کاهش فعالیت‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری می‌شود. علاوه بر اثر منفی بر سرمایه‌گذاری داخلی، بر سرمایه‌گذاری خارجی نیز اثری نامطلوب می‌گذارد (Amarandei, 2013).بنابراین، می‌توان انتظار داشت که فساد با کاهش سطح سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی بر نرخ مشارکت زنان تاثیرگذار باشد (کانال دوم).

علاوه بر این، فساد از طریق تشویق فعالیت‌ها در بخش غیررسمی اقتصاد منجر به کاهش عرضه و مشارکت نیروی کار در بخش رسمی اقتصاد می‌گردد (Cooray & Dzhumashev, 2018). که این موضوع نیز بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان تاثیرگذار می‌باشد. به‌عبارت دیگر، سطح مشارکت اقتصادی زنان در بخش رسمی اقتصاد در صورت وجود فساد و یا عدم وجود آن از هم متفاوت می‌باشد. (کانال سوم).

---

[26] McMullan

[27] Shleifer and Vishny

[28] Krueger

[29] Myrdal

[30] Mauro

[31] Tanzi and Davoodi

به طور کلی فساد در تمام سطوح قدرت اعم از جهانی، ملی، استانی و محلی رخ داده و ممکن است خواسته و یا ناخواسته توسط هرعاملی نظیر افراد، صاحبان کسب وکارها، مقامات دولتی، سیاستمداران، بازیگران دولتی و یا غیردولتی صورت پذیرد (Seifzadeh, 2016). امروزه تقریبا در همه جای دنیا مسأله فساد در شکل‌های مختلف آن به چشم می‌خورد. گزارش‌های سالانه سازمان شفافیت بین‌المللی حاکی از آن است که هیچ کشوری در دنیا عاری از فساد مالی نیست و در تمامی جوامع چه دموکراتیک و چه اقتدارگرا نوعی فساد مشاهده شده است (Shaghaghi Shahri, 2016). از این‌رو یکی از دلایل عمده‌ای که زنان کمتر از مردان وارد بازار کار و سیاست شده‌اند که در نتیجه باعث کاهش نرخ مشارکت اقتصادی آن‌ها می‌شود، این موضوع می‌باشد که آنان با شبکه‌های فساد و نحوه انجام آن آشنایی کامل ندارند. در نتیجه کمتر وارد گروه‌ها و شبکه‌های فساد مالی و اداری موجود می‌شوند (Rivas, 2013). همچنین با توجه به اینکه فساد مالي يك پديده مخاطره‌آميز مي‌باشد و انجام آن نيازمند پذيرش ريسك است، لذا در اين حوزه افرادي ورود پيدا مي‌كنند كه از ويژگي ريسك‌پذيري بالا برخوردار باشند. طبق نتايج به دست آمده از مطالعات تجربي گروه زنان نسبت به مردان از توان ريسك‌پذيري كمتري برخوردارند (Dollar, 2001). بنابراين از آن‌جا كه فعاليت‌هاي فاسد و نادرست موجود همواره با خطر برملا شدن و مجازات روبرو است، زنان، كمتر به انجام فعاليت‌هاي رانت جويانه ترغيب مي‌شوند و در نتيجه با توجه به اين موضوع كه، فساد در اكثر كشورهاي جهان به‌خصوص در كشورهاي در حال توسعه وجود دارد، نتيجتا اين موضوع (فساد موجود) موجب كاهش نرخ مشاركت اقتصادي زنان در مقايسه با مردان مي‌شود (Rivas, 2013) (كانال چهارم).

فساد، درآمد و رشد اقتصادی در کشور را تحت تاثیر قرار داده و می‌تواند مخارج دولت در بخش آموزش و بهداشت را منحرف کرده و باعث تخصیص غیر بهینه منابع در این بخش‌ها گردد (Karimi Petanlar, Babazadeh & Hamidi, 2012). مطالعات مختلف تجربی نشان می‌دهند که فساد بر منابع هزینه شده برای آموزش و بهداشت تأثیر می‌گذارد. مائورو[۳۲] (۱۹۹۸) دریافت که فساد باعث کاهش هزینه‌های دولت برای آموزش و بهداشت می‌شود. مائورو ادعا می‌کند که مقامات دولتی نمی‌خواهند بیشتر برای آموزش و بهداشت هزینه کنند. زیرا این برنامه‌ها، فرصت رانت‌جویی کمتری دارند. به‌همین ترتیب، گوپتا و

[32] Mauro

همکاران[۳۳] (۱۹۹۸) نشان دادند که فساد سطح هزینه‌های اجتماعی را کاهش داده، نابرابری در آموزش را تقویت کرده، تحصیلات متوسطه را پایین آورده و باعث توزیع نابرابر زمین می‌شود. علاوه بر این، آن‌ها دریافتند که فساد نابرابری درآمدی را افزایش می‌دهد. گوپتا و همکاران (۲۰۰۰) استدلال می‌کنند که فساد از دو طریق خدمات بهداشتی و درمانی را تحت تأثیر قرار می‌دهد: ۱- فساد ممکن است هزینه این خدمات را افزایش دهد. ۲- فساد ممکن است کیفیت این خدمات را کاهش دهد. تجزیه و تحلیل تجربی گوپتا و همکاران (۲۰۰۱) نشان می‌دهد که فساد میزان مرگ و میر کودکان و نوزادان، درصد تولد نوزادان با کمبود وزن و میزان ترک تحصیل در دوره ابتدایی را افزایش می‌دهد. همچنین کرای و همکاران[۳۴] (۱۹۹۹) دریافتند که فساد باعث کاهش امید به زندگی و سواد و افزایش مرگ و میر نوزادان می‌شود. از این رو می توان نتیجه گرفت که فساد با کاهش مخارج بهداشتی و آموزشی می‌تواند تاثیری منفی بر سطح آموزش و بهداشت زنان داشته و در نتیجه از این طریق بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان تاثیرگذار باشد (Akcay, 2006) (کانال پنجم).

۳- پیشینه تحقیق

می‌توان منتخبی از مطالعات انجام شده در جهان و ایران، در زمینه موضوع مورد مطالعه به شرح زیر خلاصه نمود. البته در حیطه جست و جوی محقق، مطالعه‌ای که مستقیما تاثیر فساد بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان را مطالعه کند، انجام نشده است. تنها مطالعات نزدیک به موضوع تحقیق، پژوهش‌های جعفری صمیمی و همکاران (۲۰۱۳) و کریمی و همکاران (۱۳۹۶) می‌باشد که در بخش مطالعات داخلی ارائه شده‌اند.

۳-۱- مطالعات خارجی

ریواس (۲۰۱۳) در پژوهشي ميداني در دانشگاه آتونوماي بارسلون تلاش کرده است تا با قرار دادن زنان و مردان در شرایط مشابه و ثابت نگه داشتن سایر شرایط این فرضیه که زنان در موقعیت و سطح برابر با مردان، کمتر مرتکب فساد مي‌شوند را مورد بررسي قرار دهد. نتایج به دست آمده از روش تئوري بازي‌ها نشان مي‌دهد که در شرایط مشابه ٦٥ درصد

[33] Gupta et al.

[34] Croy et al.

زنان به کارکنان ادارات پیشنهاد رشوه مي‌دهند، درحالي‌که این نسبت در مردان ۸۰ درصد است. در نهایت ریواس تأکید مي‌کند که زنان کمتر از مردان مرتکب فساد مي‌شوند و افزایش مشارکت زنان در فعالیت‌هاي گوناگون مي‌تواند به صورت يك سیاست ضد فساد عمل نماید (Rivas, 2013).

آگربرگ (۲۰۱٤) در مطالعه‌ای از طریق جمع‌آوری داده‌های پرسشنامه‌ای، رابطه بین جنسیت و سطح فساد را بررسی کرده است. بدین منظور اطلاعات ۸۵۰۰ پرسشنامه از ۲۰۰ منطقه مختلف در اتحادیه اروپا جمع‌آوری و تحلیل شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهند که به طور کلی زنان، فساد اداری را ناپسند تلقی کرده، همچنین رشوه کمتری پرداخت نموده و در مقایسه با مردان تحمل کمتری نسبت به رفتارهای فسادزا دارا می‌باشند (Agerberg, 2014).

برین و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعه‌اي به دنبال یافتن پاسخ به این سوال هستند که آیا زنان در بازار کار کمتر مرتکب به فساد مي‌شوند. آن‌ها به منظور یافتن پاسخ به این سوال از داده‌هاي آماري ۱۰۵ کشور استفاده نمودند. نتایج حاصل از روش داده‌هاي تابلویي حکایت از این دارد که زنان در بازار کار رشوه کمتري پرداخت مي‌کنند و رابطه منفي بین مشارکت زنان در بازار کار و فساد وجود دارد. همچنین زنان هنگامي‌که در سطوح بالاي مدیریتي حضور دارند کمتر در معرض انجام فساد قرار مي‌گیرند (Breen, Gillanders, Mcnulty & Suzuki, 2015).

کورای و دژیماشف (۲۰۱۸) در پژوهشی رابطه بین فساد و عرضه نیروی کار را برای ۱۳۲ کشور در بازه زمانی ۲۰۱۲- ۱۹۹٦ و با استفاده از روش پانل دیتا مورد مطالعه قرار داده‌اند. مولفان نتیجه گرفته‌اند که فساد تاثیر منفی و معناداری بر عرضه نیروی کار دارا می‌باشد. همچنین مولفان نتیجه گرفته‌اند که افزایش سطح دستمزد، سطح مصرف و کیفیت قوانین، تاثیر منفی فساد بر عرضه نیروی کار را کاهش می‌دهد (Cooray & Dzhumashev, 2018).

جا و سرنگی (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای تاثیر مشارکت نیروی کار زنان و همچنین حضور زنان در مجلس (پارلمان) بر سطح فساد را در ۱۷ کشور اروپایی مورد مطالعه قرار داده‌اند. آن‌ها بدین منظور از روش متغیرهای ابزاری استفاده کرده و نشان داده‌اند که حضور زنان در مجلس تأثیر علی و منفی بر سطح فساد دارا می‌باشد در حالی که مشارکت زنان در سایر فعالیت‌های اقتصادی تاثیری بر سطح فساد دارا نمی‌باشد (Jha & Sarangi, 2018).

دبسکی و همکاران (۲۰۱۸) در مقاله‌ای با موضوع جنسیت و فساد، رابطه بین نرخ مشارکت زنان در بازار کار و سطح فساد را برای ۱۷۷ کشور طی دوره ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۴ مطالعه نموده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهند که با در نظر گرفتن ناهمگنی خاص هر کشور (از طریق اثرات ثابت)، ارتباطی منفی بین میزان مشارکت زنان در بازار کار و سطح فساد وجود ندارد. اما اگر ابعاد خاص فرهنگی هر کشور در مدل مربوطه لحاظ گردد، می‌توان نشان داد که فساد و میزان مشارکت زنان به طور سیستماتیک با هم دارای ارتباط می‌باشند (Debski, Jetter & Mosle, 2018).

لیم (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای، یک مدل رشد درون‌زا با فرض نیروی کار ناهمگن، بیکاری درون‌زا و فساد در بخش دولتی را لحاظ نموده است. در این مطالعه، پویایی فساد و بیکاری درون‌زا با استفاده از تجربیات سیاست‌گذاری عددی[35] در اقتصاد کشورهای آفریقایی با درآمد متوسط و با سطح بالای فساد و بیکاری، مطالعه شده است. یافته اصلی تحقیق نشانگر این موضوع می‌باشد که اگر سیاست های اجتماعی و ضد فساد که با موفقیت تغییرات ساختاری را ایجاد کرده‌اند، در الویت قرار داده شوند، در افزایش رشد اقتصادی موثر خواهند بود (Lim, 2019).

۲-۳- مطالعات داخلی

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای اثرات مشارکت زنان در بازار کار بر فساد را در کشورهای منتخب اسلامی مطالعه کرده‌اند. برای این منظور از روش پانل دیتا و از اطلاعات آماری سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۰ و برای ۲۷ کشور منتخب اسلامی استفاده شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهند که با افزایش میزان مشارکت زنان در بازار کار، فساد در کشورهای منتخب کاهش یافته است (Jafari Samimi , Monfared & Hoseni, 2013).

کریمی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی تأثیر اشتغال زنان در بخش عمومی بر فساد را مطالعه کردند. برای این منظور با استفاده از داده‌های آماری ۴۵ کشور منتخب شامل ایران طی دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۳ تأثیر سهم نسبی اشتغال زنان در کل اشتغال بخش عمومی هم‌زمان با دیگر متغیرهای تأثیرگذار از جمله حاکمیت قانون، درجه باز بودن و تولید

[35] Numerical Policy Experiments.

ناخالص داخلی سرانه بر متغیر وابسته فساد مورد مطالعه قرار گرفته است. نتایج حاصل از برآورد الگو به روش اقتصاد سنجی داده‌های تابلویی منعکس می‌کند که در پی افزایش سهم نسبی اشتغال زنان در کل اشتغال بخش عمومی، فساد مالی کاهش می‌یابد. بنابراین به عنوان یک راهکار برای مقابله و کنترل فساد افزایش سهم نسبی اشتغال زنان در بخش عمومی می‌تواند مورد توجه قرار گیرد. همچنین نتایج نشان می‌دهند که تأثیر درجه باز بودن اقتصاد بر شاخص فساد مالی منفی و تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه و حاکمیت قانون بر آن مثبت و معنی‌دار است و کاهش فساد را در پی دارد (Karimi, Gilak Hakim Abadi & Nabati, 2018).

همچنین پژوهش‌های متعددی وجود دارند که عوامل مختلف اثرگذار بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان را بررسی نموده‌اند که برخی از این مطالعات به صورت خلاصه در قالب **جدول۱** ارائه شده است.

جدول۱. مطالعات تجربی انجام شده در مورد عوامل موثر بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان
مأخذ: یاقته‌های تحقیق

Tabel 1. Emprical Studies about Effective Factors of Female Labor Force Participation Rate
Source: Research Findings

محقق	موضوع	مدل پژوهش	نتایج
خادم و اکرم (۲۰۱۳) (khadim &Akram 2013)	تاثیر عوامل موثر بر تصمیم زنان برای مشارکت در بازار کار پاکستان	مدل رگرسیونی لجستیک[۳۶]	- عواملی مانند ازدواج و محل زندگی (شهر یا روستا) تأثیر مثبت بر مشارکت اقتصادی زنان دارند. - سایر متغیرها از جمله حضور پسر در خانواده و سرپرست خانواده بودن زنان، تأثیر منفی بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان در بخش رسمی اقتصاد دارند.

[36] Logistics

			- آموزش برای زنان اصلی‌ترین سیاست موجود برای مشارکت بیشتر زنان در بازار کار می‌باشد.
وارول (۲۰۱۷) (Varol, 2017)	عوامل موثر بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان در ترکیه	مدل رگرسیونی لوجیت دوجمله‌ای	- درآمد و آموزش تاثیر مثبت و متاهل بودن و فرزند دار شدن تاثیر منفی بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان دارند.
چه و سانجو (۲۰۱۸) (Che & Sundjo, 2018)	عوامل تاثیرگذار بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان در کامرون، طی دوره (۲۰۱۱-۱۹۹۱)	مدل رگرسیونی لوجیت	- بیکاری همسر و همچنین افزایش سن تاثیر مثبت و داشتن فرزند با سن کمتر از ۵ سال و همچنین مسلمان بودن تاثیر منفی بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان دارند.
سرانو و همکاران (۲۰۱۹) (Serrano, Gasparini, Marchionni& Glüzmann, 2019)	تاثیر چرخه‌های اقتصادی بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان در آمریکای لاتین، طی دوره (۲۰۱۴-۱۹۸۷)	روش پانل دیتا	- نرخ مشارکت زنان به‌ویژه زنان متاهل و دارای فرزند دارای روند ضد سیکلی می‌باشد.
باستلو و همکاران (۲۰۱۹) (Bustelo, Flabbi, Piras & Tejada, 2019)	رابطه بین نرخ مشارکت اقتصادی زنان و رشد اقتصادی در کشورهای پرو، مکزیک، کلمبیا، شیلی و آرژانتین، طی دوره (۲۰۱۷-۲۰۰۵)	روش پانل دیتا	- سیاست‌های مراقبت از کودک و افزایش بهره‌وری زنان تاثیر مثبت بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان و رشد اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه دارد.
کلاسن و همکاران (۲۰۱۹) (Klasen, Pieters, Silva, & Ngoc Tu,, 2019)	عوامل موثر بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان در ۸ کشور در حال توسعه (بولیوی، برزیل، هند، اندونزی، اردن، آفریقای جنوبی، تانزانیا و ویتنام) طی دوره، (۲۰۱۸-۲۰۰۰)	روش پانل دیتا	- رابطه بین تحصیلات زنان و مشارکت اقتصادی آنان در برزیل و آفریقای جنوبی، مثبت و خطی، در هند، اردن و اندونزی U شکل و در بولیوی، ویتنام و تانزانیا ترکیبی از دو حالت قبلی می‌باشد.

			- افزایش سطح تحصیلات و کاهش نرخ باروری باعث افزایش میزان مشارکت اقتصادی زنان در بازار کار شده و افزایش درآمد خانوار نیز تاثیری منفی بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان در بازار کار دارا می‌باشد.
میلا علمی و روستایی‌شلمانی (۱۳۹۲) (MilaElmi & RoustaeiShalman, 2014)	عوامل مؤثر بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان با تاکید بر سرمایه انسانی کشورهای اسلامی در حال توسعه، طی دوره (۲۰۱۰-۱۹۹۰)	روش پانل دیتا	- آموزش تاثیر مثبت و معنادار بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان دارد. - نرخ باروری و بیکاری تاثیر منفی و معنادار بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان دارد. - همچنین نتایج مدل بر وجود فرضیهٔ U شکل بین نرخ مشارکت اقتصادی زنان و رشد اقتصادی دلالت دارد.
علیقلی (۱۳۹۵) (Aligholi, 2016)	بررسی رابطه بین مشارکت زنان در نیروی کار و توسعه اقتصادی کشورهای اسلامی، طی دوره، (۲۰۱۳-۱۹۹۰)	روش پانل دیتا	- متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری و نرخ باروری، تاثیر منفی و همچین متغیرهای لگاریتم مربع تولید ناخالص داخلی، نرخ شهرنشینی، نرخ ثبت نام ناخالص زنان در مدارس ابتدایی، نرخ ثبت نام ناخالص زنان در مدارس متوسطه و نرخ ثبت نام ناخالص زنان در مدارس عالی تاثیر مثبت بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان در کشورهای اسلامی دارند. - بین نرخ مشارکت نیروی کار زنان و توسعه اقتصادی

			کشورهای اسلامی یک رابطه غیر خطی و U شکل وجود دارد.
زعفرانچی (۱۳۹۹) (Zafaranchi, 2020)	آزمون الگوی واحد (UM) عرضه کار خانوار	روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[۳۷]	در آزمون قیود الگوی واحد (UM) براساس اطلاعات خرد زوجین هردو شاغل در خانوار ایرانی، قید تجمیع درآمد غیرکاری در مورد زنان متأهل تأیید نشده، اما برقراری قید تقارن اسلاتسکی در برآورد توابع عرضه ساعات کاری زن و شوهر مورد تأیید است. لذا تأثیر درآمد غیرکاری (متفرقه) تفکیک شده زنان یا به عبارتی دیگر درآمد غیرکاری (متفرقه)، که خود آنان دریافت می‌کنند، بر کاهش ساعات کاری آنان بیش‌تر و قابل ملاحظه‌تر است.

در پایان نیز می‌توان بیان کرد که وجه تمایز این مطالعه با مطالعات قبلی و به‌عبارت دیگر نوآوری تحقیق در این می‌باشد که در حیطه جست و جوی محقق، تاکنون در داخل و خارج از کشور، تاثیر فساد بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان مطالعه نشده است. لازم به ذکر است که در مطالعات جعفری صمیمی و همکاران (۲۰۱۳) و همچنین کریمی و همکاران (۱۳۹۶) نیز به ترتیب اثرات مشارکت زنان در بازار کار بر فساد و اشتغال زنان در بخش عمومی بر فساد مطالعه شده (که در این مطالعات فساد به عنوان متغیر وابسته و به ترتیب نرخ مشارکت زنان و نرخ اشتغال به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده است) که با مطالعه پیش‌رو که در آن تاثیر فساد بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان مطالعه شده است (در مطالعه پیش‌رو، فساد به‌عنوان متغیر مستقل و نرخ مشاکت زنان به عنوان متغیر وابسته مطالعه شده است) متفاوت می‌باشد.

[37] Generalized Method of Moments (GMM).

۴- معرفی مدل و روش پژوهش

براساس مطالعات ارائه شده در بخش پیشینه تحقیق، می‌توان عوامل متعددی را در نظر گرفت که بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان تاثیرگذارند. در این مطالعه، متغیرهای نرخ بیکاری، رشد تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی)، آموزش، نرخ باروری و نرخ شهرنشینی با الهام از مطالعات وارول (۲۰۱۷)، کلارسن و همکاران (۲۰۱۹)، میلاعلمی و روستایی شلمانی (۱۳۹۲) و علیقلی (۱۳۹۵) (و همچنین با توجه به دسترس بودن اطلاعات مربوط به این متغیرها) در مدل تحقیق لحاظ شده‌اند. از این‌رو در این مطالعه برای بررسی اثرات فساد بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان می توان فرم تبعی زیر را در نظر گرفت.

(۱)

$$FLFPR = f\ (UN, URB, FERT, FEDU, GROWTH, COR)$$

فرم تبعی بالا را می توان به شکل معادله رگرسیونی زیر ارائه نمود:

(۲)

$$FLPR_{it} = \alpha_i + \beta_1 UN_{it} + \beta_2 URB_{it} + \beta_3 FERT_{it} + \beta_4 FEDU_{it} + \beta_5 GROWTH_{it} + \beta_6 COR_{it} + U_t$$

که در آن:

$FLFPRit$ نرخ مشارکت نیروی کار زنان، $Unit$ نرخ بیکاری، $URBit$ نرخ شهرنشینی، $FERTit$ نرخ باروری، $FEDU_{it}$ نرخ آموزش زنان (نرخ باسوادی زنان) و $GROWTHit$ نرخ رشد اقتصادی کشور iام در زمان t می‌باشد. Uit نیز جمله اخلال رگرسیون می‌باشد. در این مطالعه $CORit$ متغیر فساد بوده و با شاخص ادراک فساد موسسه بین‌المللی شفافیت سنجیده می‌شود. شایان ذکر است تمامی متغیرهای لحاظ شده در مدل رگرسیونی تحقیق در بخش مبانی نظری و مطالعات تجربی تحقیق آورده شده و تاثیر تئوریکی هر یک از متغیرها بر نرخ مشارکت زنان نیز بحث شده است.

در این تحقیق نمونه مورد مطالعه شامل ایران و ۱۲ کشور منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی[۳۸] (که عمدتا کشورهای منطقه نیز در آن قرار دارند) می‌باشد. این کشورها عبارتند از: پاکستان، جمهوری آذربایجان، ترکیه، مصر، عربستان سعودی، بحرین، امارات متحده عربی، عمان، اردن، قطر، مراکش و عراق. داده‌های مربوط به این کشورها در بازه

[38] Organisation of Islamic Cooperation.

زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۵ از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی و سازمان بین‌المللی شفافیت استخراج می‌گردند. لازم به ذکر است باتوجه به در دسترس بودن اطلاعات مربوط به کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی و همچنین شباهت این کشورها از لحاظ شرایط اقتصادی و اجتماعی به همدیگر (ازجمله وجه شباهت این کشورها می‌توان به اسلامی بودن و همچنین در حال توسعه بودن این کشورها اشاره نمود)، در نتیجه این کشورها برای مطالعه انتخاب شده‌اند.

۵- یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که اشاره شد در مطالعات تجربی قبلی (که در بخش پیشینه تحقیق نیز به آن‌ها اشاره گردید) موضوع تاثیرگذاری نرخ مشارکت نیروی کار زنان بر فساد بررسی شده است. از این‌رو در پژوهش پیش‌رو، برخلاف این مطالعات، تاثیر فساد بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان مورد بررسی قرار گرفته است، لذا انجام آزمون علیت بین متغیرهای فساد و نرخ مشارکت اقتصادی زنان ضرورت پیدا می‌کند. در این راستا می‌توان از آزمون علیت گرنجر[۳۹] استفاده نمود. آزمون علیت گرنجر نوعی آزمون خود رگرسیون برداري دو متغیره است که به بررسی وجود یا عدم وجود وقفه‌هاي یک متغیر در معادله متغیر دیگر می‌پردازد. به این صورت که، اگر و تنها اگر تمامی ضرایب با وقفه در معادله برابر صفر باشند، علیت گرنجري وجود ندارد. در این پژوهش، از آزمون علیت گرنجر برای بررسی رابطه علی بین متغیر فساد و نرخ مشارکت زنان استفاده شده و نتایج آن در **جدول ۲** گزارش شده است. براساس این نتایج، رابطه علی دوسویه بین متغیر فساد و نرخ مشارکت زنان وجود دارد.

[39] Granger

جدول ۲. نتایج آزمون علیت گرنجر
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 2. Granger Causality Test Results
Source: Research calculations

فرضیه صفر	تعداد مشاهدات	آماره F	Prob
COR علیت گرنجری FLFPR نیست	۱۷۶	۵/۰۸	*۰/۰۰
FLFPR علیت گرنجریCOR نیست	۱۷۶	۴/۱۴	*۰/۰۱

*: عدم پذیرش فرضیه صفر در سطح معنی‌داری ۵ درصد می‌باشد.

با توجه به وجود رابطه علی دو طرفه بین متغیر فساد و نرخ مشارکت نیروی کار زنان، در این پژوهش از سیستم معادلات همزمان برای برآورد مدل استفاده می‌گردد که به قرار زیر می‌باشند:

(۳)

$$FLFPR_{it} = \alpha_i + \beta_1 UN_{it} + \beta_2 URB_{it} + \beta_3 FERT_{it} + \beta_4 FEDU_{it} + \beta_5 GROWTH_{it} + \beta_6 COR_{it} + U_{it}$$

(۴)

$$COR_{it} = \alpha_i + \beta_7 FLFPR_{it} + \beta_8 W_{it} + \beta_9 PGDP_{it} + \beta_{10} REG_{it} + V_{it}$$

که در آن:

W نرخ دستمزد سرانه، $PGDP$ تولید ناخالص داخلی سرانه و REG کیفیت قانون‌گذاری[40] می‌باشد. شایان ذکر است داده‌های مربوط به دستمزد سرانه و تولید ناخالص داخلی سرانه از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی استخراج شده و متغیرکیفیت قانون‌گذاری با استفاده از شاخص کافمن و همکاران[41] محاسبه می‌گردد.

[40] Regulatory Quality.

[41] Kaufmann et al.

قبل از برآورد مدل، مانا بودن متغیرهای مدل بررسی می‌گردد. برای این کار از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته[42] استفاده می‌گردد. نتایج این آزمون در **جدول۳** ارائه شده و براساس این نتایج در سطح معناداری پنج درصد، تمامي متغیرها در سطح مانا می‌باشند. به بیان ساده‌تر با توجه به این که Prob به دست آمده از آزمون برای هریک از متغیرها کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، لذا فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد (نامانایی) متغیرها رد شده و در نتیجه مانایی متغیرها پذیرفته می‌شود.

جدول۳. نتایج آزمون ریشه واحد
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 3. Unit Root Test Results
Source: Research calculations

متغیر	سطح متغیر	Prob	نتیجه
FLFPR	۵۳/۵	۰/۰۰*	I(۰)
UN	۵۲/۱	۰/۰۰*	I(۰)
URB	٤۹/٦	۰/۰۰*	I(۰)
FERT	٤۵/۵	۰/۰۱*	I(۰)
FEDU	٤۸/۲	۰/۰۰*	I(۰)
GROWTH	٤۱/۷	۰/۰۳*	I(۰)
COR	٤۳/۸	۰/۰۲*	I(۰)
PGDP	۵۰/۱	۰/۰۰*	I(۰)
W	٤۳/۳	۰/۰۲*	I(۰)
REG	٤۸/٤	۰/۰۰*	I(۰)

*: نشان‌دهنده مانا بودن متغیرها در سطح معنی‌داری ۵ درصد می‌باشد..

از این رو با داشتن اطمینان نسبت به مانا بودن متغیرهای مدل، سیستم معادلات همزمان با روش گشتاورهای تعمیم یافته[43] برآورد شده و نتایج آن در **جدول ٤** ارائه می‌شود.

[42] ADF test Statistic.

[43] Generalized Method of Moments.

جدول ٤. تایج برآورد سیستم معادلات
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 4. Equation System Estimation Results
Source: Research calculations

متغیر	مدل اول (متغیر وابسته: نرخ مشارکت نیروی کار زنان)	مدل دوم (متغیر وابسته: فساد)
C	۰/٦٥ (۱/۲۸)	۰/۱۱ (۰/٦٤)
UN	-۰/۲٦ (-۲/۸۹) *	-
URB	۰/۲۱ (۰/۸٦)	-
FERT	-۰/۱۲ (-۲/۲٥) *	-
FEDU	۰/٤۲ (۲/٦۸) *	-
GROWTH	۰/۲۳ (۲/۰۹)*	-
COR	۰/۱۸ (۲/۸۲) *	-
FLFPR	-	۰/۱۲ (۲/٤۲) *
PGDP	-	۰/۱۸ (۱/۹۸)
W	-	۰/۲۸ (۲/٥٦) *
REG	-	۰/۱٤ (۲/۲۳) *
R2	۰/٦۹	۰/۷٤
DW	۱/۸۷	۱/۹۲

*: اعداد داخل پرانتز مقدار آماره t بوده و معنادار بودن ضرایب در سطح معناداری ۵ درصد را نشان می‌دهند.

براساس نتایج برآورد مدل (**جدول ٤**)، شاخص ادراک فساد تاثیر مثبت بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان در ایران و کشورهای منتخب داشته و این تاثیر در سطح معناداری ۵ درصد به لحاظ آماری معنادار است. از آنجا که بالا بودن شاخص ادراک فساد، نشان دهنده پایین بودن سطح فساد در اقتصاد می‌باشد، لذا هر اندازه شاخص ادراک فساد بیشتر باشد (سطح فساد کمتر)، نرخ مشارکت نیروی کار زنان نیز بیشتر خواهد بود. به‌عبارت دیگر، فساد با تاثیر منفی بر رشد اقتصادی و منحرف کردن مخارج دولت به اهداف غیرتولیدی و غیرمولد، نرخ مشارکت نیروی کار زنان در ایران و کشورهای منتخب را کاهش داده است. به عبارتی فساد با ایجاد تاثیری منفی بر رشد اقتصادی، کاهش کارآیی اقتصادی، ایجاد فضای نااطمینانی، کاهش سطح تولید و همچنین گسترش فعالیت در بخش غیررسمی اقتصاد توانسته است در دوره زمانی مورد مطالعه، سطح نرخ مشارکت نیروی کار زنان در کشورهای مدنظر را کاهش دهد. این نتایج با یافته‌های مطالعه کورای و دژیماشف (۲۰۱۸) مطابقت دارد. تاثیر نرخ بیکاری بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان در ایران و کشورهای منتخب منفی بوده و در سطح معناداری ۵ درصد به لحاظ آماری معنادار می‌باشد. زیرا بالا بودن نرخ بیکاری نشانه‌ای از بیماری کل اقتصاد می‌باشد. بیکاری یا کم به‌کار گرفته شدن زنان باعث می‌شود که آن‌ها قادر به مشارکت موثر در توسعه ملی نباشند و فرصت‌های کمتری برای احقاق حقوق شهروندی خود بیابند. به عبارت دیگر بیکاری با افزایش هزینه جست‌وجوی شغل و دشوار کردن یافتن شغل در بازار کار، باعث کاهش نرخ مشارکت نیروی کار زنان می‌شود. منفی بودن تاثیر نرخ بیکاری بر نرخ مشارکت زنان در این مطالعه، با نتایج مطالعه میلا علمی و روستایی‌شلمانی (۱۳۹۲) و علیقلی (۱۳۹۵) مطابقت دارد. متغیر نسبت شهرنشینی تاثیر مثبت بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان داشته، اما این تاثیر در سطح معناداری ۵ درصد به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. این نتایج با یافته های مطالعه خادم و اکرم (۲۰۱۳) متفاوت است. تاثیر نرخ باروری زنان بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان در ایران و کشورهای منتخب منفی بوده و این تاثیر در سطح معناداری ۵ درصد به لحاظ آماری معنادار می‌باشد. به‌عبارت دیگر، بالا بودن نرخ باروری در کشورهای مورد مطالعه، توانایی زنان برای عرضه نیروی کار و مشارکت در فعالیت‌های اقتصادی را محدود کرده و در نتیجه نرخ مشارکت نیروی کار زنان را کاهش می‌دهد. این نتایج با یافته‌های مطالعه میلا علمی و روستایی شلمان (۱۳۹۲) و کلاسن و همکاران (۲۰۱۹) مطابقت دارد. تاثیر رشد اقتصادی بر

نرخ مشارکت نیروی کار زنان در ایران و کشورهای منتخب نیز مثبت بوده و این تاثیر در سطح معناداری ۵ درصد به لحاظ آماری معنادار می‌باشد. زیرا بالا بودن رشد اقتصادی (افزایش تولید ناخالص ملی) با افزایش رشد عوامل تولید (افزایش تولید) و در نتیجه افزایش فرصت‌های کاری ناشی از آن بستر مناسبی را برای کاهش نرخ بیکاری و در نتیجه افزایش نرخ مشارکت نیروی کار زنان فراهم می‌کند. به‌عبارت دیگر رشد اقتصادی به همراه خود ارزش افزوده تمام بخش‌های اقتصادی را افزایش می‌دهد و این امر نیز به‌دنبال خود سطح اشتغال و مشارکت اقتصادی زنان را افزایش می‌دهد. این موضوع با نتایج مطالعات وارول (۲۰۱۷) و سرانو و همکاران (۲۰۱۹) مشابهت دارد. همچنین تاثیر آموزش زنان بر مشارکت نیروی کار زنان در ایران و کشورهای منتخب نیز مثبت بوده و در سطح معناداری ۵ درصد به لحاظ آماری معنادار است. زیرا هر اندازه سطح آموزش و تحصیلات افراد بیشتر باشد، تمایل افراد برای عرضه نیروی کار و مشارکت اقتصادی افزایش می‌یابد. همانند این مطالعه، تاثیر مثبت آموزش بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان در مطالعات خادم و اکرم (۲۰۱۳)، وارول (۲۰۱۷) و کلاسن و همکاران (۲۰۱۹) نیز تایید شده است. در مدل برآوردی شماره ۱، ضریب تعیین رگرسیون (R^2) ۰/٦۹ می‌باشد که نشان می‌دهد مدل از قدرت توضیح‌دهندگی خوبی برخوردار است. آماره دوربین واتسون (DW) مدل نیز ۱/۸۷ می‌باشد که نزدیک به عدد ۲ بوده و بیانگر این است که در جملات اخلال خودهمبستگی وجود ندارد.

در مدل رگرسیونی دوم، نرخ مشارکت نیروی کار زنان بر شاخص ادراک فساد تاثیر مثبت داشته و این تاثیر در سطح معناداری ۵ درصد به لحاظ آماری معنادار می‌باشد. به‌عبارت دیگر با افزایش نرخ مشارکت نیروی کار زنان، میزان شاخص ادراک فساد نیز افزایش می‌یابد (یعنی سطح فساد کاهش می‌یابد). این نتایج با یافته‌های میشالووا و ملنیکوشکا (۲۰۰۹)، ریواس (۲۰۱۳)، جعفری صمیمی و همکاران (۲۰۱۳) و کریمی و همکاران (۱۳۹٦) مطابقت دارد. تاثیر سطح دستمزد سرانه و تولید ناخالص داخلی سرانه بر شاخص ادراک فساد مثبت می‌باشد. از این رو، هر اندازه سطح دستمزد سرانه و تولید ناخالص داخلی سرانه بیشتر باشد، شاخص ادراک فساد نیز بیشتر (سطح فساد کمتر) خواهد بود. در سطح معناداری ۵ درصد، تاثیر متغیر کیفیت قانون‌گذاری نیز بر شاخص ادراک فساد مثبت و معنادار می‌باشد. به‌عبارت دیگر، هر اندازه کیفیت قانون‌گذاری به‌عنوان یکی از بسترهای لازم برای رشد اقتصادی و مبارزه با فساد، بیشتر باشد، شاخص ادراک فساد نیز بیشتر (سطح فساد کمتر) خواهد بود. که این نتیجه نیز با یافته‌های مطالعه کریمی و همکاران

(۱۳۹٦) مطابقت دارد. در رگرسیون برآوردی دوم نیز ضریب تعیین رگرسیون (R^2) ۰/۷٤ می‌باشد که نشان می‌دهد مدل از قدرت توضیح‌دهندگی خوبی برخوردار است. آماره دوربین واتسون (DW) مدل نیز ۱/۹۲ می‌باشد که نزدیک به عدد ۲ بوده و بیانگر این است که در جملات اخلال خودهمبستگی وجود ندارد.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

قشر زنان، تقریبا نیمی از جمعیت در سنین کار هر کشور را تشکیل می‌دهند. مشارکت بالای زنان در نیروی کار می‌تواند از طریق افزایش دادن عرضه نیروی کار، سبب افزایش رشد اقتصادی کشورها شود. از این‌رو، افزایش سهم زنان در نیروی کار به یکی از مسائل کلیدی در اقتصاد کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه تبدیل شده است. براساس مبانی نظری و مطالعات تجربی صورت گرفته، نرخ مشارکت نیروی کار زنان تابع مولفه‌های مختلف اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی بوده و سیاست‌گذاری در راستای افزایش این شاخص زمانی موفق خواهد بود که بتوان از این مولفه‌ها و نوع تاثیرات آن‌ها آگاه شد. می‌توان گفت یکی از مهم‌ترین مولفه‌های تاثیرگذار بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان، متغیر فساد می‌باشد. فساد می‌تواند از طریق کاهش رشد اقتصادی و تغییر سهم عرضه نیروی کار در بخش‌های رسمی و غیررسمی اقتصاد بر نرخ مشارکت نیروی کار تاثیرگذار باشد. از این‌رو در این تحقیق، با استفاده از سیستم معادلات همزمان، تاثیر شاخص فساد بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان در ایران و کشورهای منتخب عضو سازمان همکری اسلامی مطالعه شده است.

نتایج برآورد مدل نشان می‌دهند که فساد و نرخ بیکاری تاثیری منفی بر مشارکت نیروی کار زنان در ایران و کشورهای منتخب داشته و این تاثیر در سطح معناداری ۵ درصد به لحاظ آماری معنادار می‌باشد. به عبارت دیگر فساد با تاثیر منفی بر رشد اقتصادی و منحرف کردن مخارج دولت به اهداف غیرمولد، مشارکت نیروی کار زنان در ایران و کشورهای منتخب را کاهش داده است. به عبارتی فساد با ایجاد تاثیری منفی بر رشد اقتصادی، کاهش کارایی اقتصادی، ایجاد فضای نااطمینانی، کاهش سطح تولید و همچنین گسترش فعالیت در بخش غیررسمی اقتصاد توانسته است در دوره زمانی مورد مطالعه، سطح نرخ مشارکت نیروی کار زنان در کشورهای مدنظر را کاهش دهد. بیکاری نیز با افزایش هزینه جست‌وجوی شغل و دشوار کردن یافتن شغل در بازار کار، باعث کاهش نرخ مشارکت نیروی کار زنان

در کشورهای مورد مطالعه شده است. در سطح معناداری ۵ درصد، متغیرهای نسبت شهرنشینی و رشد اقتصادی نیز تاثیر مثبت بر مشارکت نیروی کار زنان داشته اما این تاثیر در مورد متغیر نرخ شهرنشینی به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. به‌عبارت دیگر، بالا بودن رشد اقتصادی (بالا بودن تولید ناخالص ملی) با افزایش رشد عوامل تولید (افزایش تولید) و در نتیجه افزایش فرصت‌های کاری ناشی از آن بستر مناسبی را برای کاهش نرخ بیکاری و در نتیجه افزایش نرخ مشارکت نیروی کار زنان فراهم می‌کند. همچنین بالا بودن رشد اقتصادی فرصت‌های شغلی را در تمامی بخش‌های اقتصادی برای مردان و زنان افزایش می‌دهد. تاثیر نرخ باروری بر مشارکت نیروی کار زنان در ایران و کشورهای منتخب منفی بوده و این تاثیر در سطح معناداری ۵ درصد به لحاظ آماری معنادار می‌باشد. همچنین تاثیر آموزش بر مشارکت نیروی کار زنان در ایران و کشورهای منتخب نیز مثبت بوده و در سطح معناداری ۵ درصد به لحاظ آماری معنادار است. به‌عبارتی، هر اندازه سطح آموزش و تحصیلات افراد بیشتر باشد، تمایل افراد برای عرضه نیروی کار و مشارکت اقتصادی افزایش پیدا می‌کند.

در مدل برآوردی دوم نیز تاثیر نرخ مشارکت نیروی کار زنان بر شاخص ادراک فساد برآورد شده است. براساس نتایج این برآورد، هر اندازه نرخ مشارکت نیروی کار زنان بیشتر باشد، میزان شاخص ادراک فساد بیشتر (سطح فساد کمتر) خواهد بود. همچنین تاثیر سطح دستمزد سرانه و تولید ناخالص داخلی سرانه بر شاخص ادراک فساد مثبت می‌باشد. به‌عبارت دیگر، هر اندازه سطح دستمزد سرانه و تولید ناخالص داخلی سرانه بیشتر باشد، شاخص ادراک فساد نیز بیشتر (سطح فساد کمتر) خواهد بود. کیفیت قانون‌گذاری نیز بر شاخص ادراک فساد تاثیر مثبت و معنادار داشته و به عبارتی هر اندازه کیفیت قانون‌گذاری بالاتر باشد، شاخص ادراک فساد بیشتر (سطح فساد کمتر) خواهد بود.

در پایان و با توجه به نتایج تحقیق پیشنهاد می‌گردد:

- با عنایت به تاثیر منفی فساد بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان، پیشنهاد می‌گردد تا با اجرای سیاست‌هایی نظیر توسعه دولت الکترونیک، کاهش حجم دولت، بهبود فرهنگ و سطح اخلاق عمومی جامعه با ترویج تقبیح فساد و رشوه، جلوگیری از نفوذ دولت در دستگاه‌های نظارتی و بازرسی، حذف دستورالعمل‌ها و مقررات زاید که امکان سوءاستفاده و فساد را افزایش می‌دهند، اصلاح فرهنگ سازمانی،

گسترش جریان آزاد اطلاعات و تشویق مردم به گزارش فساد، برقراری ثبات در قوانین کسب و کار، اعمال قوانین و مقررات پیشگیرانه و همچنین مقابله جدی و قاطع با مفاسد اقتصادی، سطح فساد در کشور کنترل شده و نتیجتا با کنترل (کاهش) فساد، نرخ مشارکت نیروی کار زنان افزایش یابد.

- با توجه به تاثیر منفی بیکاری بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان، کنترل نرخ بیکاری و کاهش آن برای افزایش نرخ مشارکت نیروی کار زنان پیشنهاد می‌گردد، لذا دولت بایستی به عنوان کارفرمای بزرگ در اقتصاد کشورهای منتخب، نقش پررنگ‌تری در افزایش سرمایه‌گذاری، ایجاد فعالیت‌های اشتغال‌زا و بهبود محیط کسب و کار ایفا نماید.
- با توجه به تاثیر مثبت نرخ شهرنشینی بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان، این نتیجه دلالت بر این دارد که امکانات کاری مناسب‌تری در شهرها تمرکز داشته و یافتن شغل و لذا مشارکت اقتصادی در شهرها و در مقایسه با روستاها محتمل‌تر می‌باشد. لذا پیشنهاد می‌گردد که دولت با اجرای سیاست‌هایی، پدیده مهاجرت به شهرها را کنترل کرده و با ایجاد فضاهای اقتصادی مناسب و همچنین حمایت از روستاییان برای ایجاد کسب و کار در روستاها، ضمن کنترل پدیده مهاجرت، سطح مشارکت نیروی کار زنان در روستاها را نیز ارتقا دهد.
- براساس نتایج به دست آمده، نرخ باروری تاثیر منفی بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان دارا می‌باشد. با عنایت به اهمیت بحث نرخ باروری و تاثیر آن بر جمعیت کشور، دولت بایستی ضمن توجه به این مساله، با سیاست‌های ارشادی، نرخ باروری را در حد بهینه کنترل نماید.
- با عنایت به تاثیر مثبت رشد اقتصادی بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان، دولت بایستی با اجرای سیاست‌های اقتصادی موثر و دستیابی به رشد اقتصادی پایدار، ضمن فراهم نمودن بستر لازم برای رشد عوامل تولید (افزایش تولید) و نتیجتا افزایش فرصت‌های شغلی مناسب (افزایش اشتغال) در بخش‌های مختلف اقتصادی، فضا را برای فعالیت زنان در اقتصاد بیش از پیش مهیا نماید.
- با توجه به تاثیر مثبت آموزش بر نرخ مشارکت نیروی کار زنان، توجه بیش از پیش به آموزش زنان از قبیل: آموزش آکادمیک، فنی و حرفه‌ای و کاربردی به خصوص

در مناطق روستایی و همچنین در مقاطع متوسطه و بالاتر، که توانایی نیروی کار زنان برای ورود به بازار کار را افزایش می‌دهد، پیشنهاد می‌گردد.

Acknowledgments: All individuals and institutions that assisted the authors in conducting this research are acknowledged.

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

Funding: The authors have not received any financial support for the research, authorship and publication of this article.

Reference

Agerberg, M. (2014). Perspectives on Gender and Corruption. Gender differences in regard to corruption in Europe from an individual and institutional perspective. Department of Political Science, University of Gothenburg, *Working Paper*, Series 2014(14).

Akcay, S. (2006). Corruption and human development. *Cato Journal*, 26(1), 29- 46.

Aligholi, M. (2016). The Relationship Between Women's Participation in the Workforce and Economic Development in Islamic Countries. *Women's Studies Sociological and Psychological*, 14(2), 63-86. https://jwsps.alzahra.ac.ir/article_2488.html (in Perison)

Amarandei, C. M. (2013). Corruption and foreign direct investment: evidence from central and eastern European states. *Journal of CES working Paper*, 5(3), 311-322.

Becker, G.S. (1975). Human Capital, University of Chicago Press, Chicago, IL.

Breen, M., Gillanders, R., Mcnulty, G., & Suzuki, A. (2015). Gender and Corruption in business. Helsinki Center of Economic Research, Discussion Papers, 391.

Brenke, K. (2014). Growing importance of women in the German labor market. *DIW Economic Bulletin*, 5(5), 51-61.

Bustelo, M., Flabbi, L., Piras, C., & Tejada, M. (2019). Female labor force participation, labor market dynamic, and growth. *IDB Working Paper Series*, No. 966. Inter-American Development Bank.

Che, G. N., & Sundjo, F. (2018). Determinants of Female Labour Force Participation in Cameroon. *International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting*, 3(2), 88-103.

Cooray, A., & Dzhumashev, R. (2018). The effect of corruption on labour market outcomes. *Economic Modelling*, *74*, 207-218.

Debski, M., Jetter, S., & Mosle, D. (2018). Gender and corruption: The neglected role of culture. *European Journal of Political Economy*, 55(c), 526-537.

Dollar, D., Fisman, R. & Gatti, R. (2001). Are Woman Really the "Fairer" Sex? Corruption and Women in Government.*Journal of Economic Behavior and Organization*, 26(4), 423- 429.

Ehrenberg, R. G., & Smith, R.S. (2012). Modern Labor Economics: Theory and Public Policy. Published by, Prentice Hall (11th Ed).

Faridi, M. Z., Chaudhry, I. S., & Anwar, M. (2009). The socio-economic and demographic determinants of women work participation in Pakistan: evidence from Bahawalpur District.

Fatima, A., & Sultana, H. (2009). Tracing out the U-shape relationship between female labor force participation rate and economic development for Pakistan. *International Journal of Social Economics*, 36(1/2), 182-189.

Gupta, S., Davoodi, H., & Alonso-Terme, R. (1998). Does Corruption Affect Income Inequality and Poverty?, *IMF Working Paper © 1998 International Monetary Fund*, International Monetary Fund Fiscal Affairs Department, https://www.researchgate.net/publication/24054187.

Gupta, S., Davoodi, H., & Tiongson, E. (2000).Corruption and the Provision of Health Care and Education Services, *International Monetary Fund Working Paper* 00/116.

Gupta, S., Davoodi, H., & Tiongson, E. R. (2001). Corruption and the provision of health-care and education service, In: A. K. Jain, Hrsg, *The Political Economy of Corruption, London*: Routledge, 6, 11-141.

Heidari, H., Alinazhad, R., Mohseni Zonozi, S., & Jahangirzadeh, J. (2014). An Investigation of Corruption and Economic Growth Nexus: Some Evidence from D-8 Countries. *Economics Research*, 14(55), 157-183. https://joer.atu.ac.ir/article_926.html (in Perison)

https://data.worldbank.org/.

International Labour Office. (2016). Women at Work: Trends 2016, Geneva: ILO.

Jafari Samimi , A., Monfared, M., & Hoseni, M. (2013). Women`s Participation Rate in Labor Market and Corruption. *Middle-East Journal of Scientific Research,*14(6), 867-872.

Jha, K., & Sarangi, S. (2018). Women and corruption: What positions must they hold to make a difference?. *Journal of Economic Behavior & Organization*,151(c), 219-233.

Karimi Petanlar, S., Babazadeh, M., & Hamidi, N. (2012). The Effect of Fiscal Corruption on the Composition of Government Expenditures: A Case Study of Selected Developing Countries. *Economics Research*, 12(46),141-156. https://joer.atu.ac.ir/article_945.html (in Perison)

Karimi, S., Gilak Hakim Abadi, M., & Nabati, Z. (2018). Financial Corruption and Women Employment in Selected Countries. *Women Studies*, 8(22), 65-81. https://womenstudy.ihcs.ac.ir/article_2996.html (in Perison)

Khadim, Z., & Akram, W. (2013). Female labour force participation in the formal sector: An empirical analysis from PSLM (2007-2008). *Middle East Journal of Scientific Research*, 14(11), 1480- 1488.

Khodapanah (2015). Estimate the index of Corruption in Iran Using Fuzzy Logic and Investigation of its Relationship with the Underground Economy using Hsiao causality test. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 12(3), 1-25. https://jqe.scu.ac.ir/article_11891.html (in Perison)

Klasen, S., Pieters, J., Silva, M.S., & Ngoc Tu, L. T. (2019). What Drives Female Labor Force Participation? Comparable Micro-Level Evidence from Eight Developing and Emerging Economies. IZA Discussion Paper. No. 12067.

Komaee, R., & Afshari, Z. (2017). The Determinants of Female Labor Force Participation in Selected Countries (A Panel Data Analysis). *Women's Studies Sociological and Psychological*, 15(1), 49-77. https://jwsps.alzahra.ac.ir/article_2846.html (in Perison)

Lim, K. Y. (2019). Modelling the dynamics of corruption and unemployment with heterogeneous labour. *Economic Modelling*, 79(c), 98-117.

Lincove, J. A. (2008). Growth, Girls' Education, and Female Labor: A Longitudinal Analysis. *The Journal of Developing Areas*, 41(2), 45-68.

Mauro, P. (1998). Corruption and the composition of government expenditure, *Journal of Public Economics*, 69(2), 263-279.

MilaElmi, Z., & RoustaeiShalman, KH. (2014). Study of Effective Factors on Female Participation Rate in the Eight Developing Countries Group. *Skill Training*, 2(6) :87-102. http://faslnameh.irantvto.ir/article-۱۹۵-۱-fa.html (in Perison)

Mincer, J. (1962). Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply. Aspects of Labor Economics: A Conference. Cambridge, Mass: National Bureau of Economic Research.

Mishalova, J., & Melnykovshka, I. (2009). Gender, Corruption and Sustainable Growth in Transition Countries. *Journal of Applied Economic Science*, 4(3), 1-26.

Moshiri, S., Taee, H., & Pashazadeh, H. (2015). Labour Force Participation in Iran the Role of Education and Gender. *Quarterly Journal of Economic Research*, 15(2) :49-72. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-11700-fa.html (in Perison)

Mujahid, N. (2014). Determinants of female labour force participation: A micro analysis of Pakistan. *International Journal of Economics and Empirical Research*, 2(95), 211-220.

Psacharopoulos, G., & Tzannatos, Z. (1989) Female Labor Force Participation: An International Perspective. *World Bank Research Observer*, 4(2), 187-201.

Rivas, M. F. (2013). An Experiment on Corruption and Gender. *Bulletin of Economic Research*, 65(1), 10-42.

Schultz, T.W. (1961). Investment in human capital, Published by, American Economic Association.

Seifzadeh, A. (2016). Investigating Citizens' Perception of Corruption and Demographic Variables Affecting It (Case Study: Birjand). *Khorasan Socio-Cultural Studies*, 10(4), 93-114. https://www.farhangekhorasan.ir/article_40831.html (in Perison)

Serrano, J., Gasparini, L., Marchionni, M., & Glüzmann, P. (2019). Economic cycle and deceleration of female labor force participation in Latin America. *Journal for Labour Market Research*, 53(13), 1- 21.

Shaghaghi Shahri, V., Rasooli, S., & Tayari, M. (2016). Assessing the deterrent effects of financial corruption on attracting foreign direct investment in the field of Islamic Conference member countries.

Strategic and macro policies, 4(14), 67-90. https://www.jmsp.ir/article_23958.html (in Perison)

Sinha, J. N. (1967). Dynamics of female participation in economic activity in a developing economy. In World Population Conference, Belgrade.

Transparency International. (2018). Corruption Perceptions Index, http://www. transparency.org/cpi2014/results.

Tsani, S., Paroussos, L., Fragiadakis, C., Charalambidis, I., & Capros, P. (2013). Female labour force participation and economic growth in the South Mediterranean countries. *Economics Letters*, 120(2), 323-328.

Varol, F. (2017). The Determinants of Labor Force Participation of Women In Turkey: A Binary Logit Analysis. *Journal of History Culture and Art Research*, 6(2), 92-108.

World Bank. (2010). Labor force participation rate, total, https://data.worldbank.org/.

World Bank. (2019). Labor force participation rate, total, https://data.worldbank.org/.

World Bank. (2020). Labor force participation rate, total, https://data.worldbank.org/.

Zafaranchi, L. (2020). Testing the "Unitary Model" of household labor supply. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 17(4), 61-87. https://jqe.scu.ac.ir/article_14859.html (in Perison)

Transparency International. (2018). Corruption Perceptions Index, http://www. transparency.org/cpi2014/results.

Tsani, S., Paroussos, L., Fragiadakis, C., Charalambidis, I., & Capros, P. (2013). Female labour force participation and economic growth in the South Mediterranean countries. *Economics Letters*, 120(2), 323-328.

Varol, F. (2017). The Determinants of Labor Force Participation of Women In Turkey: A Binary Logit Analysis. *Journal of History Culture and Art Research*, 6(2), 92-108.

World Bank. (2010). Labor force participation rate, total, https://data.worldbank.org/.

World Bank. (2019). Labor force participation rate, total, https://data.worldbank.org/.

World Bank. (2020). Labor force participation rate, total, https://data.worldbank.org/.

Zafaranchi, L. (2020). Testing the "Unitary Model" of household labor supply. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 17(4), 61-87. https://jqe.scu.ac.ir/article_14859.html (in Perison)

MilaElmi, Z., & RoustaeiShalman, KH. (2014). Study of Effective Factors on Female Participation Rate in the Eight Developing Countries Group. *Skill Training*, 2(6) :87-102. http://faslnameh.irantvto.ir/article-۱۹۵-۱-fa.html (in Perison)

Mincer, J. (1962). Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply. Aspects of Labor Economics: A Conference. Cambridge, Mass: National Bureau of Economic Research.

Mishalova, J., & Melnykovshka, I. (2009). Gender, Corruption and Sustainable Growth in Transition Countries. *Journal of Applied Economic Science*, 4(3), 1-26.

Moshiri, S., Taee, H., & Pashazadeh, H. (2015). Labour Force Participation in Iran the Role of Education and Gender. *Quarterly Journal of Economic Research*, 15(2) :49-72. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-11700-fa.html (in Perison)

Mujahid, N. (2014). Determinants of female labour force participation: A micro analysis of Pakistan. *International Journal of Economics and Empirical Research*, 2(95), 211-220.

Psacharopoulos, G., & Tzannatos, Z. (1989) Female Labor Force Participation: An International Perspective. *World Bank Research Observer*, 4(2), 187-201.

Rivas, M. F. (2013). An Experiment on Corruption and Gender. *Bulletin of Economic Research*, 65(1), 10-42.

Schultz, T.W. (1961). Investment in human capital, Published by, American Economic Association.

Seifzadeh, A. (2016). Investigating Citizens' Perception of Corruption and Demographic Variables Affecting It (Case Study: Birjand). *Khorasan Socio-Cultural Studies*, 10(4), 93-114. https://www.farhangekhorasan.ir/article_40831.html (in Perison)

Serrano, J., Gasparini, L., Marchionni, M., & Glüzmann, P. (2019). Economic cycle and deceleration of female labor force participation in Latin America. *Journal for Labour Market Research*, 53(13), 1- 21.

Shaghaghi Shahri, V., Rasooli, S., & Tayari, M. (2016). Assessing the deterrent effects of financial corruption on attracting foreign direct investment in the field of Islamic Conference member countries. *Strategic and macro policies*, 4(14), 67-90. https://www.jmsp.ir/article_23958.html (in Perison)

Sinha, J. N. (1967). Dynamics of female participation in economic activity in a developing economy. In World Population Conference, Belgrade.

Jafari Samimi , A., Monfared, M., & Hoseni, M. (2013). Women`s Participation Rate in Labor Market and Corruption. *Middle-East Journal of Scientific Research,*14(6), 867-872.

Jha, K., & Sarangi, S. (2018). Women and corruption: What positions must they hold to make a difference?. *Journal of Economic Behavior & Organization*,151(c), 219-233.

Karimi Petanlar, S., Babazadeh, M., & Hamidi, N. (2012). The Effect of Fiscal Corruption on the Composition of Government Expenditures: A Case Study of Selected Developing Countries. *Economics Research*, 12(46),141-156. https://joer.atu.ac.ir/article_945.html (in Perison)

Karimi, S., Gilak Hakim Abadi, M., & Nabati, Z. (2018). Financial Corruption and Women Employment in Selected Countries. *Women Studies*, 8(22), 65-81. https://womenstudy.ihcs.ac.ir/article_2996.html (in Perison)

Khadim, Z., & Akram, W. (2013). Female labour force participation in the formal sector: An empirical analysis from PSLM (2007-2008). *Middle East Journal of Scientific Research*, 14(11), 1480- 1488.

Khodapanah (2015). Estimate the index of Corruption in Iran Using Fuzzy Logic and Investigation of its Relationship with the Underground Economy using Hsiao causality test. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 12(3), 1-25. https://jqe.scu.ac.ir/article_11891.html (in Perison)

Klasen, S., Pieters, J., Silva, M.S., & Ngoc Tu, L. T. (2019). What Drives Female Labor Force Participation? Comparable Micro-Level Evidence from Eight Developing and Emerging Economies. IZA Discussion Paper. No. 12067.

Komaee, R., & Afshari, Z. (2017). The Determinants of Female Labor Force Participation in Selected Countries (A Panel Data Analysis). *Women's Studies Sociological and Psychological*, 15(1), 49-77. https://jwsps.alzahra.ac.ir/article_2846.html (in Perison)

Lim, K. Y. (2019). Modelling the dynamics of corruption and unemployment with heterogeneous labour. *Economic Modelling*, 79(c), 98-117.

Lincove, J. A. (2008). Growth, Girls' Education, and Female Labor: A Longitudinal Analysis. *The Journal of Developing Areas*, 41(2), 45-68.

Mauro, P. (1998). Corruption and the composition of government expenditure, *Journal of Public Economics*, 69(2), 263-279.

Che, G. N., & Sundjo, F. (2018). Determinants of Female Labour Force Participation in Cameroon. *International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting*, 3(2), 88-103.

Cooray, A., & Dzhumashev, R. (2018). The effect of corruption on labour market outcomes. *Economic Modelling*, *74*, 207-218.

Debski, M., Jetter, S., & Mosle, D. (2018). Gender and corruption: The neglected role of culture. *European Journal of Political Economy*, 55(c), 526-537.

Dollar, D., Fisman, R. & Gatti, R. (2001). Are Woman Really the "Fairer" Sex? Corruption and Women in Government.*Journal of Economic Behavior and Organization*, 26(4), 423- 429.

Ehrenberg, R. G., & Smith, R.S. (2012). Modern Labor Economics: Theory and Public Policy. Published by, Prentice Hall (11th Ed).

Faridi, M. Z., Chaudhry, I. S., & Anwar, M. (2009). The socio-economic and demographic determinants of women work participation in Pakistan: evidence from Bahawalpur District.

Fatima, A., & Sultana, H. (2009). Tracing out the U-shape relationship between female labor force participation rate and economic development for Pakistan. *International Journal of Social Economics*, 36(1/2), 182-189.

Gupta, S., Davoodi, H., & Alonso-Terme, R. (1998). Does Corruption Affect Income Inequality and Poverty?, *IMF Working Paper © 1998 International Monetary Fund*, International Monetary Fund Fiscal Affairs Department, https://www.researchgate.net/publication/24054187.

Gupta, S., Davoodi, H., & Tiongson, E. (2000).Corruption and the Provision of Health Care and Education Services, *International Monetary Fund Working Paper* 00/116.

Gupta, S., Davoodi, H., & Tiongson, E. R. (2001). Corruption and the provision of health-care and education service, In: A. K. Jain, Hrsg, *The Political Economy of Corruption, London*: Routledge, 6, 11-141.

Heidari, H., Alinazhad, R., Mohseni Zonozi, S., & Jahangirzadeh, J. (2014). An Investigation of Corruption and Economic Growth Nexus: Some Evidence from D-8 Countries. *Economics Research*, 14(55), 157-183. https://joer.atu.ac.ir/article_926.html (in Perison)

https://data.worldbank.org/.

International Labour Office. (2016). Women at Work: Trends 2016, Geneva: ILO.

significant at a significace level of 5%. The impact of female's fertility rate on female labor force participation in iran and selected countries was negative and this effect was statistically significant at the significant level of 5%. Also the impact of education on female labor force participation in iran and selected countries was positive and at the significant level of 5%, it is statistically significant.

CONCLUSION

In general, the results of the model estimate show that having a negative impact on economic growth and diverting government spending to unproductive ends, corruption has reduced the female labor force participation in iran and in selected countries. The high unemployment rate also limits the ability of individuals to supply labor and participate in economic activities. Also, high female's fertility rate in the studied countries is considered as an obstacle to increase the female labor force participation.

Reference

Agerberg, M. (2014). Perspectives on Gender and Corruption. Gender differences in regard to corruption in Europe from an individual and institutional perspective. Department of Political Science, University of Gothenburg, *Working Paper*, Series 2014(14).

Akcay, S. (2006). Corruption and human development. *Cato Journal*, 26(1), 29- 46.

Aligholi, M. (2016). The Relationship Between Women's Participation in the Workforce and Economic Development in Islamic Countries. *Women's Studies Sociological and Psychological*, 14(2), 63-86. https://jwsps.alzahra.ac.ir/article_2488.html (in Perison)

Amarandei, C. M. (2013). Corruption and foreign direct investment: evidence from central and eastern European states. *Journal of CES working Paper*, 5(3), 311-322.

Becker, G.S. (1975). Human Capital, University of Chicago Press, Chicago, IL.

Breen, M., Gillanders, R., Mcnulty, G., & Suzuki, A. (2015). Gender and Corruption in business. Helsinki Center of Economic Research, Discussion Papers, 391.

Brenke, K. (2014). Growing importance of women in the German labor market. *DIW Economic Bulletin*, 5(5), 51-61.

Bustelo, M., Flabbi, L., Piras, C., & Tejada, M. (2019). Female labor force participation, labor market dynamic, and growth. *IDB Working Paper Series*, No. 966. Inter-American Development Bank.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

that women's employment and economic participation require specific policies and measures and paying attention to their role in economic development should be given more than ever attention. In the scientific literature about labor market, several factors have been mentioned that affect the female labor force participation rate,including: 1) Individual characteristics such as age, gender, level of education, working income. 2) Family characteristics such as other family members'income, the level of education, marital status, employment and family size. In addition, one of the important factors that can influence the female labor force participation rate, is corruption. Corruption by encouraging activities in the shadow economy, Reduces private sector productivity and increases the tax burden by changing the saving-consumption swap. This reduces the supply of labor. Also corruption has a direct and negative impact on labor force participation. It also has an indirect and opposite effect on labor force participation. Considering the low female labor force participation rate and the high rate of corruption in Iran, it can be stated that the Iranian labor market requires policies and strategies in order to control corruption as well as increasing the female labor force participation rate in different sectors of the economy.

METHODOLOGY

In this study, the impact of corruption on the female labor force participation rate in the labor market of Iran and selected member countries of the Organization of Islamic Cooperation in the region during the period 2005-2018 was studied using simultaneous equations model. In this study, the sample includes Iran and 12 selected member countries of the Organization of Islamic Cooperation (which mainly includes countries in the region). These countries are: Pakistan, the Republic of Azerbaijan, Turkey, Egypt, Saudi Arabia, Bahrain, the United Arab Emirates, Oman, Jordan, Qatar, Morocco and Iraq. Data regarding these countries is extracted from the database of the World Bank and Transparency International.

FINDINGS

The results show that, first, there is a two-way causal relationship between the female labor force participation rate and the corruption variable. Second, high levels of corruption and unemployment have a negative effect on the female labor force participation rate in Iran and selected countries, and this effect is statistically significant at a significant level of 5%. The variables of urbanization ratio and economic growth also had a positive effect on female labor force participation but the effect of urbanization ratio is not statistically

and the advice of Farzad Rahimzadeh at Tabriz Branch of Islamic Azad University in Iran.

ACKNOWLEDGMENTS: All individuals and institutions that assisted the authors in conducting this research are acknowledged.

CONFLICT OF INTEREST: The authors declare no conflict of interest.

FUNDING: The authors have not received any financial support for the research, authorship and publication of this article.

How to Cite:
ShokouhiFard, Siamak., Aleemran, Roya., Mehrgan, Nader & Rahimzadeh, Farzad. (2022). The Effect of Corruption on Female Labor Force Participation Rates: Simultaneous Equations System Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 19(2), 151-185.
10.22055/JQE.2020.32884.2228

© 2022 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

Among labor market indicators, economic participation rates are considered to be one of the key indicators of labor market supply. The desire to participate in economic activities is, on the one hand, driven by the economic needs of the household and, on the other hand, it provides the demand for firms to employ human forces. Whenever each of these factors in the economy is slowed or reacts to changes in the labor market, an important indicator such as the labor force participation rate is likely to decline. In reviewing the labor market situation of countries it can be stated that the higher the labor force participation rate, the higher level of social welfare. Alongside men, women can also participate in economic activities. Female labor force participation is important for strengthening economic and social development of a country because it will increase the efficiency level in the economy and Will bring about economic and social justice. In general, high female labor force participation rate shows two things: 1) women's progress in economic and social situations. 2) Empowering women. These cases increase justice and the use of human potential in society which can help build higher capacity for economic growth and reduce poverty. It is worth noting

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2022) 19(2) 151-185**

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 Corruption on Female Labor Force Participation Rates: Simultaneous Equations System Approach

Siamak ShokouhiFard *, Roya Aleemran **, Nader Mehrgan ***, Farzad Rahimzadeh ****

** PhD in Economics, Department of Economics, Faculty of Management, Economics and Accounting, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran.*
Email: *siyamak.shokohifard@gmail.com*
*** Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Management, Economics and Accounting, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran. (Corresponding Author)*
Email*: alemran@iaut.ac.ir*
0000-0001-9796-5340
Postal address*: Iran, Tabriz, East Side of Pasdaran Highway, Islamic Azad University Complex, Faculty of Management, Economics and Accounting, Department of Economics.*

**** Professor of Economics, University of Bu Ali Sina, Hamedan, Iran.*
Email: *mehreganader@buas.ac.ir*

***** Assistant Professor, Department of Economic and Accounting, Faculty of Literature and Humanities, University of Guilan, Rasht, Iran.*
Email: *f.rahimzade@guilan.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 8 March 2020 ***Revision: 9 January 2021*** ***Acceptance: 16 December 2020***	***D73, J21, C21***	***Female Labor Force Participation Rate, Corruption, Simultaneous Equations Model, Iran***

FURTHER INFORMATION:
The present article is taken from the doctoral dissertation of Siamak Shokouhifard in the field of Economics with Supervisor of Roya Aleemran and Nader Mehrgan

Razavi, A., Salimi far, M. (2013). The Effect of Economic Globalization on Economic Growth, Using Vector Auto Regression Model. *Journal of Strategic Studies of public Policy*, 4(12), 9-32. Available: http://sspp.iranjournals.ir/article_4073_555.html?lang=en (In Persian)

Rebelo, S. (1991). Long-run policy analysis and long-run growth. *Journal of political Economy*, *99*(3), 500-521.

Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of political Economy*, *98*(5, Part 2), S71-S102.

Sachs, J., & Warner, A. M. (1995). Economic Reform and the Process of Global Integration, *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, 1-118.

Salehi, M.J. (2002). The effects of human capital on Iran's economic growth. *Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education*, 8(1), 43-74. URL: http://journal.irphe.ac.ir/article-1-577-fa.html. (In Persian)

Samadi, A., Marzban, H., Asadean fallaheh, K. (2012). Social Capital, Human Capital and Economic Growth: The Case of Iran (1971-2008). *Quarterly Journal* of *Applied Economics Studies in Iran (AESI)*, 1(2), 145-176. Dor: 20.1001.1.23222530.1391.1.2.6.0 (In Persian)

Solarin, S. A., & Eric, O. O. (2015). Impact of economic globalization on human capital: Evidence from Nigerian economy. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *5*(3), 786-789.

Taghavi, M., Mohammadi, H. (2006). The Effect of Human Capital on Economic Growth: Case of IRAN. *Quarterly Journal of Economic Research*, 6(22), 15-43. Available at: https://joer.atu.ac.ir/article_3336.html?lang=en (In Persian)

Welfens, P. J. (2013). Theoretical Aspects of Globalization, Economic Growth, and Social Security. In *Social Security and Economic Globalization* (pp. 85-111). Springer, Berlin, Heidelberg.

Yazdani, M., Markari, A. (2021). Interaction of International Capital Flows and Economic Growth in D8 Countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 18(2), 13-25. Available at: https://jqe.scu.ac.ir/article_16711.html?lang=en (in persian)

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Meckl, J., & Weigert, B. (2003). "Globalization, technical change and the skill premium: magnification effects from human–capital investments". *Journal of International Trade & Economic Development*, *12*(4), 319-336.

Mohamadi, V., Mozafari shamsi, H., Asadi, F. (2019). Investigating the Relationship between Economic Growth, Energy Consumption and Human Development in Selected MENA Countries. *Iranian Energy Economics*, 8(30), 153-184. doi: 10.22054/jiee.2019.10490. (In Persian)

Mozafari Shamsi, H., Ghobadi, S. (2019). Impact of Economic and Political Factors on Financial Corruption, Economic Growth and the Size of Government in Selected Oil Producing Countries: A System Panel Data Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 24(79), 177-207. doi: 10.22054/IJER.2019.10891. (In Persian)

Nili, M., Nafisi, SH. (2004). The Relationship between Human Capital and Economic Growth with Emphasis on the Role of Labor Education Distribution in Iran during 1966-2000. *Iranian Journal of Economic Research*, 5(17), 1-31. (In Persian)

Pelinescu, E. (2015). The impact of human capital on economic growth. *Procedia Economics and Finance*, *22*(1), 184-190.

Pesaran, M. H., Ullah, A., & Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*, *11*(1), 105-127.

Rabiee, M. (2009). The effect of innovation and human capital on economic growth in Iran. *Quarterly Journal of Knowledge and Development*, 16(26), 122-142. (In Persian)

Rafat, M. (2017). The Spillover Effects of Free Movement of Capital on Human Development Sub-index. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic policies*, *5*(19), 139-163. URL: http://qjfep.ir/article-1-588-en.html (In Persian)

Rahnamay Ghara meleki, GH., Motafaker azad, M., Ranj pour, R. & Sadeghi, S.K. (2014). The Impact of Internal R&D Expenditure, Technology Imports and Interaction Effects between Human Capital and Technology Imports on Value added in Iran's Large Industries. *Quarterly Iranian Journal of Trade Studies (IJTC)*, 18(72), 25-59. Available at: pajooheshnameh.itsr.ir/article_10787_8fef9f835cf1ea356506ac97dd76a9b8.pdf?lang=en (In Persian)

Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Lim, G. C. (2011). *Principles of econometrics*. John Wiley & Sons.

Hooshmand, M., Shabani, M.A., Zabihi, A. (2008). The role of human capital on iran's economy growth by using auto regressive distributed lag (ardl) model. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 5(2), 63-83. (In Persian)

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, *115*(1), 53-74.

Imani, R., Nahidi, A. (2016). Investigating the Impact of Globalization on the Human Development Index in Iran. *First International Conference on Management and Economic cohesion in Urban Development, Tabriz, Iran*, 1-17. (In Persian)

In, Francis, & Doucouliagos, Chris. (1997). Human capital formation and US economic growth: A causality analysis. *Applied Economic Letters*, 4, 329-331.

Jafari samimi, A., Bahreini, N. (2015). A Comparison of the Impact of Three Globalization Dimensions (Economic, Social and Political) on Economic Growth in Selected MENA Countries. *Quarterly Journal of Economic Strategy*, 4(13), 1-29. (In Persian)

Jalaee, S.A, Jafari, M., Jafari, S. (2014). The effect of financial development in the economic globalization process in iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 3(9), 75-92. Dor: 20.1001.1.23222530.1393.3.9.5.7 (In Persian)

Jones, C.I. (1995). Time series Tests of Endogenous Growth Models. *The quarterly Journal of Economics*, 110(2): 495-525.

Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics*, *90*(1), 1-44.

Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, *108*(1), 1-24.

Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary, Economics*, 22(1): 3 -42

Mahdavi, A., Naderian, M. (2010). Investigating Granger causality relationship between human capital and economic growth in Iran. *Journal of Economic Research Revirew*, *10*(38), 287-309. Available at: https://www.sid.ir/en/Journal/ViewPaper.aspx?ID=198719 (In Persian)

McGrew, A. G., McGrew, A., & Poku, N. K. (Eds.). (2007). *Globalization, development and human security*. Polity.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Reference

Ahmadian Yazdi, F., Ebrahimi Salari, T., Jandaghi, F. & Rajab Zadeh Moghani, N. (2015). Investigating the effective factors on human capital accumulation in Iran in the period 1971-2012. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 4(15), 201-228. Doi: 20.1001.1.23222530.1394.4.15.10.1 (In Persian)

Ahmadvand, N., Fotros, M. (2018). The Impact of Import and Export of Low Technology Industries on Iran Economic Growth. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran (AESI)*, 7(27), 195-215. Doi:10.22084/AES.2017.13026.2408. (In Persian)

Akbarian, R., Ghaedi, A. (2011). Investment in Economic Infrastructures and Economic Growth: The Case of Iran. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 1(3), 48-11. (In Persian)

Akhavan Behbahani, A. (2004). Globalization and health. *Scientific Quartely Journal of Majlis & Rahbord*, 11(43), 283-305. (In Persian)

Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The quarterly journal of economics*, *106*(2), 407-443.

Benhabib, J., & Jovanovic, B. (1989). *Externalities and growth accounting* (No. w3190). National Bureau of Economic Research.

Dollar, D., & Kraay, A. (2001). Trade, Growth, and Poverty. *The Economic Journal*,114,pp
22-49.

Elmi, Z., Jamshid Nejhad, A. (2007). The effect of education on the Iranian economic growth over the 1971-2003. *Journal of Humanities and Social Sciences*, 7(26), 135-154. (In Persian)

Emadzade, M., Baktush, F. (2005). The Impact of Education on the Industrial Sector Value-added. *Quarterly Journal of Knowledge and Development*, 2(16), 37-50. (In Persian)

Haji Mohammadi, F., Arsalan bod, M. (2015). The relationship between higher education and higher education costs with Iran's economic growth in the last half century. *Fourth Conference on the Iranian Islamic Model of Progress*, National Library of the Islamic Republic of Iran, Tehran, Iran. https://4cp.olgou.ir/papers/265.pdf. (In Persian)

Hamidi, H., Sarfarazi, M. (2010). Globalization and Human Resources Management. *Journal of Strategic Studies of public Policy*, 1(1), 1-48. (In Persian)

Hayashi, F. 2000. *Econometrics*. 1st ed. Princeton, NJ: Princeton University Press.

and 33 developed countries over the 1995-2017 period was carried out based on the generalized method of moments using systemic panel data.

FINDINGS

The results indicate that, with a 95% confidence interval, an increase in globalization, economic growth, and life expectancy leads to increased human capital. In contrast, an increase in the urbanization rate does not effectively improve the human capital index in the selected countries. Furthermore, increased human capital, economic growth, population growth rate, development of telecommunication infrastructures, and foreign direct investment affect globalization. Finally, human capital, globalization, labor, and investment affect the economic growth in the selected countries.

CONCLUSION

Based on the estimation results in selected countries, it can be concluded that increasing globalization leads to greater use of factors of production, higher efficiency at international levels, and improvement in economic growth through interaction with global markets and improvement in the technology employed in countries. Therefore, increasing the openness of the economy of a country increases productivity through the establishment of competition with other countries and the transfer of technology, which ultimately yields economic growth. Estimation and analysis of the multiplier coefficients of the dependent variables for the two mentioned groups of countries concluded that the changes in globalization and economic growth demonstrate a higher effect on human capital for the studied developed countries. Moreover, the multiplier coefficient effect of human capital on globalization in developed countries was more than that of developing countries. In other words, the changes in human capital demonstrate more significant effects on globalization in developed countries.

On the other hand, for developing countries, the multiplier coefficient effect of economic growth on globalization was more than that of developed countries by twofold. This result indicates that, for developing countries studied in the mentioned period, a change in economic growth leads to a more significant increase and improvement in globalization. These results may be due to more vacant capacities and potentials in developing countries. In developed countries, the economy is often at full capacity and does not allow for a high growth multiplier. Indeed, the changes in globalization and human capital variables affect the economic growth of developed countries more notably compared with developing countries.

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

How to Cite:
Hosseini Yazdi, Seyedeh Safia., Emadzadeh, Mostafa & Daei Karimzadeh, Saeed. (2022). Globalization, Human Capital Accumulation and Economic Growth in selected Developed and Developing Countries. Quarterly Journal *of Quantitative Economics (JQE)*, 19(2), 111-150.
10.22055/JQE.2020.32690.2222

© 2022 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 significance of human capital in improving economic growth and productivity is among the vital issues that have received considerable attention from economists. In specific, attaining economic growth has been an issue of interest for economists in recent decades, which requires certain mechanisms, including human capital index and globalization. Even though economic growth is driven by human capital, most resource-rich countries lack the necessary human capital since their natural capital out crowds' human capital. Globalization assists a country in exploiting the benefits of openness, as it mitigates downside risks. Meanwhile, the increased capital flow that emerges from openness may enable producers to take advantage of a diversified portfolio and invest in riskier projects that yield rapid economic growth and expedite lending and borrowing. In addition, the degree of development of countries has been employed as a dummy variable, where zeros and ones indicate developing and developed countries, respectively.

METHODOLOGY

This research aims to examine the mutual relationship between three variables, namely globalization, human capital accumulation, and economic growth, by theoretical analysis and modeling macroeconomic conditions. Moreover, an adaptive comparison between 23 selected developing countries

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2022) 19(2) 111-150**

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

Globalization, Human Capital Accumulation and Economic Growth in selected Developed and Developing Countries

Seyedeh Safia Hosseini Yazdi*, Mostafa Emadzadeh**, Saeed Daei Karimzadeh***

** Ph.D.student of Economics, Department of Economics, Faculty of Law and Humanities, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.*
***Email**: hosseini447@gmail.com*
*** Retired Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Isfahan university,and faculty Member of sheikh Bahaei University, Isfahan, Iran. (Corresponding Author)*
***Email**: emadzadeh@shbu.ac.ir*
0000-0003-3506-6766
***Postal address**: East Jay St., Arghavanieh, University Blvd, Faculty of Law and Humanities. Islamic Azad University, Isfahan Branch (Khorasgan), Isfahan.*

**** Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Law and Humanities, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.*
***Email**: karimzadeh@khuisf.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 26 February 2020 ***Revision: 27 September 2020*** ***Acceptance: 16 December 2020***	***E24, F6, Q40***	***Globalization, Human Capital Accumulation, Economic Growth, Generalized Method of Moments (GMM)***

FURTHER INFORMATION:
This article is an excerpt from the doctoral dissertation of Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University.

E%20INFLUENCE%20OF%20VAT%20ON%20ECONOMIC%20GROWTH.pdf

Jafari Samimi, A., Karimi Petanlar, S., & Azami, K. (2018). The Effect of VAT on Productivity and Determine the Optimal Rate its in Iran: A Combination of Stochastic Frontier Approach and Pattern of Endogenous Growth. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 15(3), 129-155. (in Persian). Available at: 10.22055/JQE.2018.22965.1699

Jafari Samimi, A., Karimi, S., & Azami, K. (2016). The Use of an Endogenous Growth Model to Calculate the Optimal Rate of Value Added Tax with Emphasis on Harmful Products and Waste. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 10(34), 95-114. (in Persian). Available at: http://eco.iaufb.ac.ir/article_585184.html?lang=en

Komijani, A. (1995). *An analysis of value added tax and a preliminary study of its feasibility in the economy* (Vol.1): Tehran, Iran's Ministery of Economic Affairs and Finance,(in Persian).

Naderan, A., (2001). Value Added Tax, Methods and Effects. *Economics Research*, 1(1), 57-71. (in Persian). Available at: https://joer.atu.ac.ir/article_3158_8f16baacd851aed4e8c32a39c7eb6815.pdf?lang=en

Rostaei, Z., (2005). *Investigation and testing of Laffer curve in Iranian tax system*: *Two case studies.*(Unpublished Master dissertation). University of Al-Zahra. Tehran, Iran.

Seid Norani, S.M., Mohammadi, T., & Amirshahi, S. (2015). Two Different Rates on Value Added Tax. Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 23(73), 62-92. Available at: http://qjerp.ir/article-1-1112-en.html (in Persian)

Tahmasebi Beldaji, F., Afzali, A., & Bustani, R. (2004). *A look at value added tax and how it is implemented in Iran* (1) : Tehran, Iran's Ministery of Economic Affairs and Finance, (in Persian).

Ziaee Bigdeli, M. T., & Tahmasebi Beldaji, F. (2004). *Value added tax* (1): Tehran, Economic Affairs Research Institute, (in Persian).

Asano, S., Luiza, A., & Fukushima, T. (2006). Some Empirical Evidence on Demand System and Optimal Commodity Taxation. *Japanese Economic Review*, 57(1), 50-68. Available at: https://econpapers.repec.org/article/blajecrev/v_3a57_3ay_3a2006_3ai_3a1_3ap_3a50-68.htm

Blacklow, P., & Ray. R. (2000). Optimal Commodity Taxes in Australia and their Sensitivity to Consumer Preference and Demographic Specification. *The Australian Economic Review*, 35(1), 45-54. Available at: https://www.researchgate.net/publication/5075375_Optimal_Commodity_Taxes_in_Australia_and_their_Sensitivity_to_Consumer_Preference_and_Demographic_Specification

Chehreghani, A., Zarra Nezhad, M. & Khodapanah, M. (2020). A General Equilibrium Analysis of Inflation, Production and Consumption Effects of the Value Added Tax (VAT) in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 16(4), 1-41. (in Persian). Available at: 10.22055/JQE.2019.26229.1894

Farabi, H. (2011, June). Value Added Tax and its Effects (experience of countries and implementation in Iran). *Economic Journal*, 11(3), 63-90. (in Persian). Available at: https://ejip.ir/article-1-147-fa.html

Ghiasvand, A., & Movagharisadat Mahalle, R. (2011). Tax Revenue Estimation Resulting From Value Added Tax Implementation Law in IRAN. *Economics Research*, 11(42), 141-159. (in persian). Available at: https://joer.atu.ac.ir/article_2616.html?lang=en

Ghoolami, A. (2014). A Review of the VAT System in Iran and Selected Countries. *Fiscal and Economic Policies*, 2(5), 5-22. (in Persian). Available at: http://qjfep.ir/article-1-114-en.html

Guedes, F.O., & Costa, L. (2015). The Value Added Tax Laffer Curve and the Business Cycle in the EU27: An Empirical Approach. *Economic Issues*, 20(2), 29-43. Available at: https://ideas.repec.org/a/eis/articl/215guedesdeoliveira.html

Guran, S.G., & Catarama, D.F. (2015). The Influence of Value Added Tax on Economic Growth. University of Economic Studies of Bucharest. *Financial Management and Investments*, 18(2), 1-13. Available at: http://www.dafi.ase.ro/revista/9/Guran%20Stefan%20Gabriel%20TH

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

rate and government tax revenue in the period of 2008-2018 was collected from the provincial yearbooks. The year 2008 is the beginning of the implementation of the VAT law and 2018 is the last year that information and statistics were available. Finally, the optimal VAT rate in Iranian economy was estimated using data panel method. In this method, first, using Lemmer test, panel data in model estimation was selected. Then, using Hausman test, the estimation with random effects was confirmed. All analysis and model estimations were performed using EViews 9 software.

FINDINGS

Findings from the statistical description of the data show that VAT rate in Iran in 2008 was set at 3% and remained at the same rate until the end of 2010. From 2010 onward, VAT rate increased so that in 1394 it reached 9%. From 1394 to 1396, it remained constant. Also, the results of model estimation show that VAT in Iran has lufferel effects; i. e, increasing VAT rate directly increases the government's tax revenue and indirectly reduces the government's tax revenue by reducing production incentive. Therefore, VAT rate has an optimal value at which the rate of government tax revenue is maximized.

CONCLUSION

The optimal VAT rate calculated in this study is 10.33%. Considering that VAT rate has been set at 9% in 1398, increasing this rate to 10.33% in the coming years is recommended. This will increase the government tax revenue. An increase in the tax rate above this amount will reduce the government tax revenue. Therefore, exceeding VAT rate over 10.33% is not suggested.

Reference

Altunoz, U. (2017). The Application of the Laffer Curve in the Economy of Turkey. *The Journal of International Social Research*, 10(50), 654-659. Available at: https://www.sosyalarastirmalar.com/articles/the-application-of-the-laffer-curve-in-the-economy-of-turkey.pdf

Arshadi, A., Najafizadeh, S.A. & Mahdavein, M. (2011). Effect of Value Added Tax on The Price Effects in Iran the Investigation of Value Added Tax Effects on Prices in Iran. *Journal of Economic Research and Policies*, 19(58), 127-158. (in persian). Available at: https://www.sid.ir/en/Journal/ViewPaper.aspx?ID=264068

How to Cite:
Sdddatmehr, Masoud. (2022). Estimating the optimal value added tax rate using the Laffer curve approach. Quarterly Journal *of Quantitative Economics (JQE)*, 19(2), 93-110.
10.22055/jqe.2021.32452.2211

© 2022 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 most countries, taxes are the most important source of government revenue. But in Iran, taxes have long provided a small share of government revenues. Perhaps the most important reason is the existence of oil revenue sources that have put the tax on the sideline. For this reason, the emphasis has been on reforming the tax structure. In this regard, the Law on Value Added Tax was implemented in Iran in the second half of 2008 to reform the tax structure. VAT is a new tax that was created to reduce the shortcomings of the traditional tax system and also to increase government revenue. VAT is a type of sales tax that is levied at various stages of production and distribution of goods and services. The average VAT rate in different countries is between 5% and 18%. In Iran, since the enactment of the VAT law, there has been a lot of controversy and debate among experts regarding the determination of tax rates. This rate was set at 3 percent at the time of implementation of the VAT law and was set to increase by one percent each year, so that in 2018 it reached 9 percent. As the tax rate increases, so does government revenue from tax collection. However, this increase in income is limited, and if tax rates exceed a certain point, tax revenues will decline, because due to high tax rates, people will lose motivation to work. Therefore, it is necessary to determine the tax rate that maximizes tax revenues. It is also necessary to determine the optimal rate of this type of tax so that the government's tax revenue is maximized but it does not hinder economic growth. The present study was conducted for this purpose.

METHODOLOGY

This research was conducted in the period of 2008-2018 using data from 24 provinces whose information was available. The research data related to VAT

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2022) 19(2) 93-110**

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

Estimating the optimal value added tax rate using the Laffer curve approach

Masoud Saddatmehr *

** Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Management, Economics and Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran.*
***Email**: masd1352@yahoo.com*

0000-0002-6560-1507

***Postal address**: Iran, Lorestan, Khoramabad, Shahid Shafipoor Boulevard, Kooyh Artesh, Babak 11 Street, Unit 4.*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 30 January 2020	***E26 H26, H62,***	***Value Added Tax, Tax Rate, Tax Revenue, Laffer Curve***
Revision: 30 August 2020		
Acceptance: 07 January 2021		

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

https://www.sid.ir/en/Journal/ViewPaper.aspx?ID=747719 (In Persian)

Shakeri, A. (2006). *Microeconomics 2 (theories and applications)*, Tehran: Ney. (In Persian)

Stojkoski, V., & Kocarev, L. (2017). The relationship between growth and economic complexity: evidence from Southeastern and Central Europe. Available at SSRN: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/77837/3/MPRA_paper_77837.pdf

Wimanda, R. E., Turner, P. M., & Hall, M. B. (2011). Expectations and the inertia of inflation: the case of Indonesia. *Journal of Policy Modeling*, 33(3): 426-438.

Zack, M. H. (1999). Developing a knowledge strategy. *California Management Review*, 41(3), 125-145.

Zhu, S., & Li, R. (2017). Economic complexity, human capital and economic growth: Empirical research based on cross-country panel data. *Applied Economics*, 49(38), 3815-3828.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Lv, L., Liu, Z., & Xu, Y. (2019). Technological progress, globalization and low-inflation: Evidence from the United States. *Public Library of Science One*, 14(4), e0215366.

Mousavi, A. K. A., & Taghipour, A. (2001). A review of relationship between export diversification and stability oF export earnings in Iran. *Iranian Journal Of Trade Studies (IJTS)*, 5(20), 63-94. URL:https://www.sid.ir/en/Journal/ViewPaper.aspx?ID=21765 (In Persian).

Muktadir-Al-Mukit, D., & Shafiullah, A. Z. M. (2014). Export, Import and Inflation: A Study on Bangladesh. *Amity Global Business Review*, 9. Available at SSRN: https://www.researchgate.net/publication/270450475

Nadiri, M., & Mohammadi, T. (2011). Estimating an institutional structure in economic growth using GMM dynamic panel data method. *Economical Modeling*, 5(15), 1-24. URL: http://eco.iaufb.ac.ir/article_555516_en.html?lang=fa (In Persian)

Pourkazemi, M. H., Biravand, A., & Delfan, M. (2016). Designing a Warning System for Hyperinflation for Iran's Economy. *Research and Economic Policy Journal*, 23(76), 145-166. URL: https://www.sid.ir/en/Journal/ViewPaper.aspx?ID=534342 (In Persian)

Ranjbar, O., Sagheb, H., & Ziaee Bigdeli, S. (2019). Analyzing dynamism in Iran's non-oil exports: New evidence using economic complexity theory. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 54(1), 47-73. URL: https://jte.ut.ac.ir/article_70071_en.html?lang=en (In Persian)

Saumitra, B., & Raja, S. (2012). A note on excess money growth and inflation dynamics: evidence from threshold regression, *MPRA Paper* No. 38036.

Shahabadi, A., & Heydarkhani, F. (2020). The Effect of Knowledge-Based Economy Components on Misery Index in Selected Countries. The Journal of Planning and Budgeting, 25(3), 95-116. URL: https://jpbud.ir/browse.php?a_id=1947&sid=1&slc_lang=en (In Persian)

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

Chowdhury, A. (2014). Inflation and inflation-uncertainty in India: the policy implications of the relationship. *Journal of Economic Studies*, 41(1), 71-86.

Cristelli, M., Tacchella, A., & Pietronero, L. (2015). The heterogeneous dynamics of economic complexity. *Public Library of Science One*, 10(2), e0117174.

Elahi, N., Khodadad Kashi, F., & Sagheb, H. (2018). Technology Content, Sophistication and Revealed Factor Intensities in Export of Iran. *Quarterly journal of Industrial Economic Researches*, 2(3), 57-70. URL: https://indeco.journals.pnu.ac.ir/article_5286_en.html (In Persian)

Elgammal, M. M., & Eissa, M. A. (2016). Key determinants of inflation and monetary policy in the emerging markets: evidence from Vietnam. *Afro-Asian Journal of Finance and Accounting*, *6*(3), 210-223.

Felipe, J., Kumar, U., Abdon, A., & Bacate, M. (2012). Product complexity and economic development. *Structural Change and Economic Dynamics*, *23*(1), 36-68.

Fortun Vargas, J. M. (2012). Money growth and inflation: evidence from post-inflation Bolivia. *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*, 5(4), 353-366

Fuhrer, J. C. (1997). The (un) importance of forward-looking behavior in price specifications. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 338-350.

Ghavam, M. Z., & Tashkini, A. (2005). Experimental analysis of inflation in iranian economy (1959-2002), *Iranian Journal Of Trade Studies (IJTS)*, 9(36). URL: https://www.sid.ir/en/journal/ViewPaper.aspx?id=35583 (In Persian)

Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.

Hartmann, D., Guevara, M. R., Jara-Figueroa, C., Aristarán, M., & Hidalgo, C. A. (2017). Linking economic complexity, institutions, and income inequality. *World development*, 93, 75-93.

Hausmann, R., Hidalgo, C. A., Bustos, S., Coscia, M., Simoes, A., & Yildirim, M. A. (2013). *The Atlas of Economic Complexity: Mapping Paths to Prosperity*. (B. Shahmoradi, Trans.). Cambridge, MA: Harvard University.

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

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

it is necessary to first identify the technological capabilities of countries in this direction.

Reference

Adam, A., Garas, A., Katsaiti, M. S., & Lapatinas, A. (2021). Economic complexity and jobs: an empirical analysis. *Economics of Innovation and New Technology*, 1-28.

Ahmadzadeh, K. & Nasri, S. (2021). Investigating the welfare losses of commodity inflation in the fourth and fifth development plans for selected provinces of Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 18(3), 99-134. doi: 10.22055/jqe.2019.29026.2059 (In Persian)

Amiri, B. (2017). The Effect of Governance Index on Inflation in Selected Countries of G77. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 14(3), 161-185. doi: 10.22055/jqe.2017.18817.1448 (In Persian)

Armen, S. A., Ghorbannezhad, M., & Kafili, V. (2017). Take another look at inflation: VARX approach. *Iranian Scientific Magazine of Applied Economic Studies*, 6(22), 99-121. URL: https://aes.basu.ac.ir/article_1882_en.html?lang=fa (In Persian)

Azimi, S. R, Miri, A. A, Taghizadeh, K. & Samadi, R. (2013). the Study of Trend and Causes of Iran's Inflation During (2010 -2012) and Measures Fulfilled to Subdue it. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies (qjfep)*. 1(1), 25-58. URL: http://qjfep.ir/article-1-22-en.html (in persian)

Azizi, Z., & Pedram, M. (2019). The Role of Export Diversification on the Relationship between Trade Openness and Volatility of Economic Growth in Selected Developing Countries (1980-2015). *Iran Economic Research Journal*, 23(77), 107-138. URL: https://ijer.atu.ac.ir/article_10149.html (In Persian)

Bala, U., Chin, L. E. E., Kaliappan, S. R., & Ismail, N. W. (2017). The impacts of oil export and food production on inflation in African OPEC members. *International Journal of Economics and Management*, 11 (S3), 573-590.

Buchheim, V., & Kedert, M. (2016). Digitization effect on the inflation rate: An empirical analysis of possible digitization channels. Available at SSRN: http://www.divaportal.org/smash/record.jsf?pid=diva2%3A948969&dswid=-4271

geographical scope of this study is thirty selected member countries of the Islamic Cooperation Organization, which have been selected due to the statistical limitations of similar data and historical evidence.

Specifying research model
According to the theoretical foundations and experimental studies, the model specified in this study was specified as follows:

$$INF_it = C + \beta_1 * INF_(it - 1) + \beta_2 * (M2gr_it - GDPgr_it) + \beta_3 * NAT_it + \beta_4 * ECI_it + \varepsilon_it$$

In this model i: country, t: time, C: the width of the origin and β: the coefficients of the explanatory variables (slope coefficients). (INF): Inflation Rate. (INF_{-1}): Inflation of the previous period. ($M2_{gr}$): growth of liquidity. (GDP_{gr}): growth of gross domestic production. (NAT): abundance of the natural resources. (ECI): Index of economic complexity.
The GMM model is selected to estimate this research.

FINDINGS

According to the results of this study, the impact of economic factors on inflation in selected countries was estimated. The coefficient of the main variable of the stipulated model, ie the ECI economic complexity index, is negative and statistically significant at the 5% level. Other explanatory variables of the model, which were significant at the 5% level and all had a positive effect on inflation, are expected inflation, difference between the growth of liquidity and the economic growth and abundance of natural resources.

CONCLUSION

The results of the analysis of the model findings showed that the hypothesis of reducing inflation through economic complexity is established in selected Islamic countries. It was also found that with increasing expected inflation, the difference between the growth rate of liquidity and economic growth and natural wealth, inflation increases. Thus, the results of model estimation show that the estimated coefficients of all variables are signally compatible with theoretical foundations. Therefore it is suggested:
Policymakers and economic decision-makers should consider research on the indicators of complexity and product space, And adopt the necessary policies and measures to pave the way for higher-tech technological products with the aim of diversifying the competitive products of Islamic countries. Of course,

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

How to Cite:
Shahabadi, Abolfazl., Karami, Bahareh & Arghand, Hanieh. (2022). The Impact of Economic Complexity on Inflation in the Selected Countries of Organization of Islamic Cooperation. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 18(4), 67-91.
10.22055/JQE.2021.32056.2197

© 2022 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

high inflation rate is an important economic problem in developing countriesincluding Iran, which, despite its long history of analysis, is still under discussion and is one of the main concerns of politicians and economists. According to the available evidence, inflation has adverse effects on society and economists believe that the costs that inflation imposes on society can be much more serious than the costs of slowing the economic growth. Considering the negative effects of inflation, the effective factors of creating and intensifying inflation have been studied in different schools. In this regard, according to the theoretical issues, inflation has three main sources of 1) increasing demand, 2) cost pressure and 3) structural bottlenecks. One of the most important policies to reduce inflation is to increase the product's supply and growth. In this regard, economic complexity can lead to the formation of oversupply and ultimately reduce inflation in the economy through increasing the capacity of production and diversifying the complex products' production. According to the latest ranking of the Economic Complexity Index reported in 2018 by Harvard University for 133 countries, there is a significant difference between developed and developing countries.

METHODOLOGY

The purpose of this study is to investigate the effect of economic complexity on inflation in OIC member countries based on the inter-country approach during the period 1995-2018. The required information was obtained from the World Bank and the Atlas of World Economic Complexity. The

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2022) 19(2) 67-91**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271

The Impact of Economic Complexity on Inflation in the Selected Countries of Organization of Islamic Cooperation

Abolfazl Shahabadi *, Bahareh Karami **, Hanieh Arghand ***

** Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. (Corresponding Author).*
Email: *a.shahabadia@alzahra.ac.ir*
0000-0002-9316-8296
Postal address*:. Faculty of Social and Economic Sciences, Department of Economics, Alzahra University, Dehvanak St., Tehran, Iran.*

*** PhD Student in Public Sector Economics, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Economics and Entrepreneurship, Razi University, Kermanshah, Iran.*
Email*: baharehkarami80@yahoo.com*
**** Master of Economics, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran.*
Email: *ha22.arghand@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 30 Desember 2019 ***Revision: 20 February 2021*** ***Acceptance: 25 February 2021***	***E31,O14, E51, O40***	***Inflation, Economic Complexity, Expected Inflation, Liquidity Growth, Economic Growth***

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.

(1991-2014). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 15(1), 1-26. Available at: 10.22055/JQE.2018.20040.1514

Shoorvarzy, M.R., Ghavami, H., & Hosseinpour, H. (2013). Relationship between Clarity of Stock Market Information and The Appearing of Price bubble. *Monetary & Financial Economics (PREVIOUSLY KNOWLEDGE & DEVELOPMENT)*, 20(5), 27-58. Available at: https:/danesh24.um.ac.ir/article_28625.html (in Perison)

Sita, B. B., & Westerholm, P. J. (2011). The role of trading intensity estimating the implicit bid–ask spread and determining transitory effects. *International Review of Financial Analysis*, 20(5), 306-310.

Syed, A. M., & Bajwa, I. A. (2018). Earnings announcements, stock price reaction and market efficiency–the case of Saudi Arabia. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 11(3), 416-431.

Tarlie, M. B., Sakoulis, G., & Henriksson, R. (2018). Stock market bubbles and anti-bubbles. *International Review of Financial Analysis.*

West, K. (1987). A Specification Test for Speculative Bubbles. *The Quarterly Journal of Economics*, 102, 553-580.

Xing, X., & Yan, S. (2019). Accounting information quality and systematic risk. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 52(1), 85-103.

Yang, Y. C., Zhang, B., & Zhang, C. (2019). Is information risk priced? Evidence from abnormal idiosyncratic volatility. *Journal of Financial Economics.*

Yazdanparast, A. (2013). *Investigating the price bubble in Tehran Stock Exchange in the period before and after the acquisition*. Master Thesis, Islamic Azad University**.** (in Perison)

Youzbashi, S. (2015*). The role of information in buying shares of state-owned companies and solutions to related problems*. Master Thesis, Islamic Azad University. (in Perison)

Zhang, Q., Cai, X.Ch. & Keasey, K. (2013). Market reaction to earnings news: A unified test of information risk and transaction costs. *Journal of Accounting and Economics*, 56 (2): 251-266.

Orlowski, L. T. (2012). Financial crisis and extreme market risks: Evidence from Europe. *Review of Financial Economics*, 21(3), 120-130.

Parvare, T., & Barzegari Khanagha, G. (2017). Examining the impact of information disclosure quality and conservatism on accounting information of companies listed on the Tehran Stock Exchang. *Journal of Research in Ecology*.

Phillips, P. C., Shi, S., & Yu, J. (2014). Specification sensitivity in right-tailed unit root testing for explosive behaviour. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76(3), 315-333.

Raeisi sarkandiz, M. (2018). *Price bubble of financial assets: Reasons for creation and methods of identification*. Master Thesis, University of Tabriz, Faculty of Economics and Management**.** (in Perison)

Rahnamay Roodposhti, F., Madanchi zaj, M., & Babalooyan, SH. (2012).Testing the informational Efficiency and Rational Bubble in TSE and its Subsections Using Variance Ratio Test and Stationary Test of Price- Dividend Ratio. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 5(2), 59-75. Available at: https://jfksa.srbiau.ac.ir/article_3081.html?lang=en (in Perison)

Rasekhi, S., Shahrazi, M., & Elmi, Z. (2016). Detecting the Price Bubbles Periods: A Case Study of Tehran Stock Exchange Market. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 13(3),25-55. Available at: 10.22055/JQE.2016.12536 (in Perison)

Sahrakaran, M., & Rezaei, F. (2018). The Effect of Financial Information Risk on Agency Relationship with Firms Capital Structure. *Journal of Asset Management and Financing*, 6(4), 93-102. Available at: https://amf.ui.ac.ir/article_21210.html?lang=en (in Perison)

Samadi, S., Vaez Barzani, M., & Ghasemi, M.R. (2011). Behavioral analysis of price bubble formation in the capital market (Case study of Tehran Stock Exchange, 1997-2008). *Journal of Economics Reseaarch*, 10(39), 273-297. Available at: https://joer.atu.ac.ir/article_2741.html?lang=en (in Perison)

Setayesh, M.H., taghizadeh, R., & joker, M. (2017). Investigation the effect of accrual based Earnings Management and real Earnings Management on Stock Price Crash Risk of the listed companies in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting Knowledge*, 4(1), 23-44. Available at: https:/jfak.journals.ikiu.ac.ir/article_1095.html?lang=en (in Perison)

Shayan zeinvand, A., Mohammadi, Gh., Ghabishavi,A., & Abdollahi, F.(2018). The Effect Of Monetary Policy And General Level Of Prices On Bubble In Stock Prices Through The Asset Price Channel In Iran

Hutton, A.P., Marcus, A.J., & Tehranian, H. (2009). Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk. *Journal of Financial Economics*, 94, 67-86.

Jang, J., & Kang, J. (2019). Probability of price crashes, rational speculative bubbles, and the cross-section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 132(1), 222-247.

Kheiry, M., Esmaeilpour Moghadam, H., & Dehbashi, V. (2017). Investigation the sudden volatility of stock value of the Tehran stock exchange relying on preferences of investors and quality of accounting information. *Management Accounting*, 10(35), 57-66. Available at: https://jma.srbiau.ac.ir/article_11114.html?lang=en (in Perison)

Khodabakhshzadeh, S., Zayandeh Rudi, M., & Jalaei Esfandabadi, S.A. (2020). Investigating the health bubbles in the health sector in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Economics,*14(50), 39-61. Available at: https://ecj.iauctb.ac.ir/article_675469.html (in Perison)

Khoshnami, M. (2016). *Investigating the Relationship between Information Risk and Cost of Capital and Stocks' Return of Companies Listed on the Tehran Stock Exchange*. Master Thesis, Islamic Azad University**.** (in Perison)

Kim, K. S., Chung, C. Y., Lee, J. H., & Cho, S. (2019). Accruals quality, information risk, and institutional investors' trading behavior: Evidence from the Korean stock market. *The North American Journal of Economics and Finance*, 101081.

Kyle, A.S. (1985). Continuous auctions and insider trading. *Econometrica*, 53 (6): 1315–1335.

Leuz, C., & Verrecchia, R. E. (2005). Firms' capital allocation choices, information quality, and the cost of capital. *Information Quality, and the Cost of Capital (January 2005)*.

Liu, D., GU, H., & Lung, P. (2016). The Equity Mispricing: Evidence from China's Stock Market. *Pacific-Basin Finance Journal*, 39, 211-223.

Martin, T., & Georgios, S., & Roy, H. (2018). Stock Market Bubbles and Anti-Bubbles. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2859795 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2859795.

Mendenhall, R. R. (2004). Arbitrage risk and post-earnings-announcement drift. *The Journal of Business*, 77(4), 875-894.

O'Hara, M. (2003). Presidential address: Liquidity and price discovery. *The Journal of Finance*, 58(4), 1335-1354.

Orlitzky, M. (2013). Corporate social responsibility, noise, and stock market volatility. *Academy of Management Perspectives*, 27(3), 238-254.

around earnings announcements. *Journal of Financial Economics*, 92 (3): 376–399.

Cardinaels, E., & van Veen-Dirks, P. M. (2010). Financial versus non-financial information: The impact of information organization and presentation in a Balanced Scorecard. *Accounting, Organizations and Society*, 35(6), 565-578.

Dechow, P., Sloan, R., Sweeney, A. (1995). Detecting Earning Management. *The Accounting Review*, 70, 193-225.

Dutta, S., & Nezlobin, A. (2017). Dynamic effects of information disclosure on investment efficiency. *Journal of Accounting Research*, 55(2), 329-369.

Easley, D., & O'hara, M. (2004). Information and the cost of capital. *The journal of finance*, 59(4), 1553-1583.

Fallah Shams, M.F., & Eskandari, M. (2018). Impact of Asymmetric information for Rising Magnet Effect on Price Limit at Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Engineering and Portfolio Management*, 9(34), 233-248. Available at: https://www,sid.ir/en/Journal/ViewPaper.aspx?ID=608990 (in Perison).

Foroghi, D., Amiri, H., & Mirzae, M. (2011). The Impact of Opacity in Financial Reporting on the Future Stock Price Crash Risk of Listed Companies in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting Reseaarch*, 3(4), 15-40. Available at: https://far.ui.ac.ir/article_16928.html (in Perison)

Garfinkel, J. A., & Sokobin, J. (2006). Volume, opinion divergence, and returns: A study of post–earnings announcement drift. *Journal of Accounting Research*, 44(1), 85-112.

Ghaemi, M.H., & Taghizadeh, M. (2016). Studying the effect of information risk and transaction costs on stock market reaction to earnings news. *Accounting and Auditing Review*, 2(2), 235-252. Available at: https://acctgrev.ut.ac.ir/article_58468.html?lang=en (in Perison)

Healy, P. M., & Palepu, K. G. (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of accounting and economics*, 31(1-3), 405-440.

Hirigoyen, G., & Poulain-Rehm, T. (2014). Relationships between Corporate Social Responsibility and financial performance: What is the Causality? Available at SSRN 2531631.

Huang, X., Zhou, H., & Zhu, H. (2009). A framework for assessing the systemic risk of major financial institutions. *Journal of Banking & Finance*, 33(11), 2036-2049.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

CONCLUSION

considering that the results of experimental testing of research hypotheses in line with theoretical expectations showed that there is a positive and significant relationship between information risk and the possibility of price bubbles.Therefore, it is necessary for managers, observers and capital market policymakers to stabilize or Limit market fluctuations to reduce the information risk of companies' stocks.

Reference

Abbasi, Gh., Mohammadi Mohammadi, H., & Neshatavar, M.A. (2018). Investigating the role of price bubble in creating fluctuations in Tehran Stock Exchange (selected companies of petrochemical and automotive industries). *Journal of Financial Economics*, 12 (43), 133-152**.** Available at: https://ecj.iauctb.ac.ir/article_544575.html (in Perison)

Abbaszadeh, M.R., Fadaei, M., Maftounian, M., & Babaei Kelarijani, M. (2016). Investigating the Relationship between Financial Transparency and Tax Avoidance Considering the Institutional Ownership of Companies (Case Study of Tehran Stock Exchange Companies)**.** *Journal of Financial Economics*, 10(35), 45-74. Available at: https://ecj.iauctb.ac.ir/article_527149.html (in Perison)

Aflatooni, A., Zalghi, H., & Azar, A. (2014). Investigating the relationship between the elements of information risk and risk premium. *Journal of Financial Accounting Knowledge*. *1*(3), 49-64. Available at: https://jfak.journals.ikiu.ac.ir/article_1230.html?lang=en (in Perison)

Ansari Samani, H., & Nazari, F. (2016). Identifying and ranking predictors of stock bubble: Application of Logistic regression and artificial neural network. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 13(4), 75-102. Available at: https://jge.scu.ac.ir/article_12695.html?lang=en (in Perison)

Ansari Samani, H., Danesh, S.H.A., & Nazari, F. (2017). Corporate social responsibility and stock price bubble in listed companies in Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 10(33), 1-16. Available at: https://jfksa.srbiau.ac.ir/article_10073.html?lang=en (in Perison)

Berkman, H., Dimitrov, V., Jain, P.C., Koch, P.D. & Tice, S. (2009). Sell on the news: differences of opinion, short-sales constraints, and returns

price bubble occurrence. Then, through two regression models of panel data, the effect of information risk indicators along with the most important variables affecting the price bubble on the research dependent variable was investigated.

FINDINGS

The results of estimating the first model of the research indicate the existence of a positive and significant relationship between stock volatility risk and the possibility of price bubbles in the company's stocks. This suggests that increased volatility risk as an indicator of information risk can be an important factor in the formation of a price bubble in corporate stocks; therefore, the first hypothesis of the research is confirmed. Also, in confirming the estimation results of the previous model, arbitrage risk, like volatility risk, has a positive and significant relationship with the probability of price bubbles. This means that by increasing the arbitrage risk per share, one can expect more price bubbles to occur, indicating that the second hypothesis of the research is confirmed.

The results also showed that the share of institutional shareholders has a positive and significant effect on the probability of price bubble. These results indicate inactive institutional owners in companies. In fact, if institutional owners directly manage the company's stock in the market, they will not allow a price bubbleto be formed in the stock. In more floating stocks, the price bubble is less likely to occur. The value of book value to market value has a negative and significant relationship with the probability of price bubbles. That company is more registered, and this shows that the company is in a good financial position and growth.Also,the price of such companies shares will grow without occurring any bubble with the reason of intrinsic value. As the size of the company grows, so does the likelihood of a price bubble. It seems that in small companies, despite more asymmetric information, the potential for price manipulation can be good candidates to create a price bubble.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

How to Cite:
Ansari Samani, Habib & Aminian Dehkordi, Maryam. (2022). Investigating the Relationship between Information Risk with Bubble Price Probability in Companies Listed in Tehran Stock Exchange. Quarterly Journal *of Quantitative Economics(JQE)*, 19(2), 37-65.
10.22055/JQE.2020.31565.2167

© 2022 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 main purpose of this study is to investigate the relationship between information risk in the form of two indicators of volatility risk and arbitrage risk with the probability of price bubble of companies' stocks. For this purpose, data related to 109 companies active in the stock exchange during the period 2011-2017 were selected as a sample by systematic removal sampling method. Lack of transparency regarding companies' financial information as well as price manipulation leads to stock price bubble; finally, this false information causes the price bubble to burst and the price of financial assets to fall sharply, leading to a financial crisis in the capital market. If the stock price in the market is not reasonable and suffers from severe fluctuations and the formation of price bubbles, securities will not be valued properly based on their actual performance, and ultimately prices as an indicator cannot show their correct and real performance. In fact, financial information about each company is very important when estimating the value of stock prices. Investors use this public financial information to assess the future prospects of each company.

METHODOLOGY

The research hypotheses were designed in line with the objectives of the research by examining the relationship between information risk (which includes arbitrage risk and stock volatility risk) and stock price bubbles measured by a new method. This method of measuring the price bubble takes into account the probability of the bubble occurring. The price bubble probability variable was calculated on the weekly stock data through SADF test, which is a set of right-sequence tests used to predict the periods of the

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2022) 19(2) 37-65**

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 Relationship between Information Risk with Bubble Price Probability in Companies Listed in Tehran Stock Exchange

Habib Ansari Samani *, Maryam Aminian Dehkordi**

** Associate Professor of Economics, Faculty of Economics, Management And Accounting, Yazd University, Yazd, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *h.samani@yazd.ac.ir*
*** MSc,. Financial Management, Faculty of Economics, Management And Accounting, Yazd University, Yazd, Iran.*
Email*: m.aminian17@gmail.com*
0000-0002-0075-5097
Postal address*:. Iran, Yazd, Safaieh, University Boulevard, Yazd University, Esteghlal Building.*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 28 October 2019 ***Revision: 26 January 2021*** ***Acceptance: 31 December 2020***	***G14 ،G12 ،G10***	***bubble price, Right-Tailed Augmented Dickey-Fuller, information risk***

Acknowledgments: We would like to thank the referees for their thoughtful comments and suggestions
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.

Zarra-Nezhad, M., & Hosseinpoor, A. (2014). The Effect of Financial Development on Income Inequality in Iran's Economy. *Econometric modeling*, *1*(1), 1–19. https://doi.org/10.22075/jem.2017.1494. (in Persian)

Zohori, A. (2014). *Evaluation of RAS and GRAS methods in updating input-output tables with positive and negative data in Iranian economy* (Master). Allameh Tabatabai University, Tehran. (in Persian)

Rasmussen, P. N. (1956). *Studies in inter-sectoral relations* (Vol. 15). E. Harck.

Sadeghi Shahdani, M. (2016). *Input-Output Modeling* (1st ed.). Tehran: ISU press. (in Persian)

Salahmanesh, A., Arman, A., Alaei, R. (2021). Examining the effect of economic freedom on financial development. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 18(3), 65-98. doi: 10.22055/jqe.2019.28798.2048

Savari, A., Fatrus, M., Haji, G., Najafizadeh, A. (2020). Asymmetric analysis of the effect of energy consumption and financial development on economic growth in Iran: Application of nonlinear ARDL method. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 17(3), 69-90. doi: 10.22055/jqe.2019.28107.2012

Schumpeter, J. A., & Nichol, A. J. (1934). Robinson's economics of imperfect competition. *Journal of political economy*, *42*(2), 249-259.

Sepehrdost, H., & Afshari, F. (2016). Impact of Financial Development and Bank Credit Payments on Total Factor Productivity of Industrial Sector. *Applied Economic Studies in Iran*, *5*(20), 221–251. https://doi.org/10.22084/aes.2016.1673. (in Persian)

Shahabadi, A., & Mahmmodi, H. (2010). Investigating Relationship between Financial Intermediary Development and Values Added of Agricultural Sector (Case Study of Iran). *Economics and Agricultural Development)*, *24*(4). https://doi.org/10.22067/jead2.v1389i4.8199. (in Persian)

Statistical Center of Iran. (2018) Iran's National accounts. https://www.amar.org.ir/ (in Persian)

Tarahomi, F. (2011). The analysis of financial services sector effects in the Iranian economy. *Financial and monetary economics*, *17*(30), 181–208. https://doi.org/10.22067/pm.v17i30.27244 . (in Persian)

Tavassoli, S., & Mohajeri, P. (2017). Assessing the Importance of Health Sector Using The Partial Extraction Method, the Case Study of Iranian Economy. *Economic Growth and Development Research (EGDR)*, *8*(29), 77–96. Retrieved from http://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_3391.html . (in Persian)

Vali Nejad, M. (2001). Security and development, financial development and financial intermediaries. *Political-economic information*, *15*(163-164), 5–27. (in Persian)

Jahangard, E. (2005). Evaluation of input-output table modifing methods in Iran. *Economic Growth and Development Research (EGDR)*, *5*(3), 91–109. Retrieved from https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=62484 . (in Persian)

Jumbe, C. B. (2004). Cointegration and causality between electricity consumption and GDP: Empirical evidence from Malawi. *Energy Economics*, *26*(1), 61–68. https://doi.org/10.1016/S0140-9883(03)00058-6

Karimzadeh, M., & Soltani, A. (2010). Estimation of Long-Term Relationship between Financial Intermediation Industry Stock Price Index and Monetary Macro Variables Using ARDL Method. *Financial Accounting*, *2*(6), 1–18. Retrieved from https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=113935. (in Persian)

Lucas Jr, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*, *22*(1), 3-42.

McCaig, B., & Stengos, T. (2005). Financial intermediation and growth: Some robustness results. *Economics Letters*, *88*(3), 306–312. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2004.12.031

Mohammadi, T., nazeman, h., & khodaparast persarai, Y. (2014). A Dynamic Causality Relation Between Financial Development, Trade Openness and Economic Growth: A Comparison Between Iran and Norway. *Journal of Iranian Energy Economics*, *3*(10), 151–178. Retrieved from https://jiee.atu.ac.ir/article_537.html . (in Persian)

Moshfegh, Z., Ramezanzadeh, G., Sherkat, A., Soleimani, M., & Banoee, A. A. (2014). Evaluation of Conventional RAS and Modified RAS Methods in Updating the Input-Output Coefficients of the Iranian Economy with Emphasis on Different Divisions of Exogenous Statistics. *Iranian Economic Research*, *19*(58), 117–152. Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_980.html . (in Persian)

Nasrollahi, Z., & Hosseini, A. (2017). Investigating the Relationship between Financial Development and Underground Economy in Iran. *Sustainable Growth and Development Research (Economic Research)*, *17*(2), 1–24. Retrieved from http://ecor.modares.ac.ir/article-18-9592-fa.html. (in Persian)

Patrick, H. T. (1966). Financial development and economic growth in underdeveloped countries. Economic development and Cultural change, 14(2), 174-189.

Dietzenbacher, E., & Lahr, M. L. (2013). EXPANDING EXTRACTIONS. *Economic Systems Research*, *25*(3), 341–360. https://doi.org/10.1080/09535314.2013.774266

Fazlzadeh, A., & Tajvidi, M. (2008). Energy Management in Iranian Industries: A Case Study: The Causal Relationship between Electricity Consumption and Small Value Added Value of Small Industries. *Energy Economics Studies*, *19*, 5–29. (in Persian)

Fethi, S., & Katircioglu, S. (2015). The role of the financial sector in the UK economy: Evidence from a seasonal cointegration analysis. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, *28*(1), 717–737. https://doi.org/10.1080/1331677X.2015.1084476

Freytag, A., & Fricke, S. (2017). Sectoral linkages of financial services as channels of economic development—An input–output analysis of the Nigerian and Kenyan economies. *Review of Development Finance*, *7*(1), 36–44. https://doi.org/10.1016/j.rdf.2017.01.004

Henderson, H. V., & Searle, S. R. (1981). On Deriving the Inverse of a Sum of Matrices. *SIAM Review*, *23*(1), 53–60. https://doi.org/10.1137/1023004

Hesani, M. A. (2003). The nature and functions of banking and quasi-banking financial intermediaries. *Religion and Communication*, *20*(9), 37–52. Retrieved from https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/21137 . (in Persian)

Hicks, J. (1969). *A theory of economic history* (Vol. 9). Oxford: Oxford University Press.

Hirschman, A. O. (1958). *The strategy of economic development* (No. 04; HD82, H5.).

Hristov, N., Hülsewig, O., & Wollmershäuser, T. (2012). Loan supply shocks during the financial crisis: Evidence for the Euro area. *Journal of International Money and Finance*, *31*(3), 569–592. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.10.007

Ibrahim, M., & Alagidede, P. (2017). Financial sector development, economic volatility and shocks in sub-Saharan Africa. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *484*, 66–81. https://doi.org/10.1016/j.physa.2017.04.142

International Standard Industrial Classification of All Economic Activities (ISIC) Revision 4. (2017). Statistical Center of Iran. (in Persian)

all types of financial services were aggregated, and a 10% increase in the supply of the financial sector in Iran economy was studied. The results showed that "other constructions" sector faces a 1.69% increase in value-added, equivalent to 614627 million Rials, as its intermediate output will increase by 3878263 million Rials (0.82%). After that, the sectors "Construction, repair, and installation of computer, electronic and optical products," "dwelling constructions," and "farming of animals" face 1.57, 1.50, and 1.40 percent will increase in added value.

Reference

Aghamohammadi Renani, S., Vaez Barzani, M., Dallali Esfahani, R., & Ghasemi, M. (2013). Analyzing the Impact of Intermediary Products of Commercial Banks on Iran's Economic Instability (1981-2007). *QJER*, *13*(2), 107–128. Retrieved from http://ecor.modares.ac.ir/article-18-2474-fa.html. (in Persian)

Balke, N. S., & Brown, S. P. (2018). Oil supply shocks and the U.S. economy: An estimated DSGE model. *Energy Policy*, *116*, 357–372. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2018.02.027

Barghi Oskooee, M. M., & Mohammadi Bilankohi, A. (2016). The Investigation of Effect of Trade on Energy Consumption in D8 Countries. *jemr*, *7*(25), 217–241. https://doi.org/10.18869/acadpub.jemr.7.25.217 . (in Persian)

Bemanpoor, M. (2016). *Computable general equilibrium modeling (practical approach)*. Tehran: ISU press. (in Persian)

CBI (2010). Metadata: Input-Output table. *Central Bank of the Islamic Republic of Iran*, *1*(1), 1–20. (in Persian)

Chenery, H. B., & Watanabe, T. (1958). International Comparisons of the Structure of Production. *Econometrica*, *26*(4), 487. https://doi.org/10.2307/1907514

Dalali Esfahani, R., Vaez Barzani, M., & Rafiei, R. (2008). The Impact of Financial Intermediaries on Iran's Economic Growth. *Journal of Macroeconomics*, *8.1*(28), 13–30. Retrieved from http://jes.journals.umz.ac.ir/article_105.html . (in Persian)

Dehghan Shourkand, H. (2017). Application of Extended Hypothetical Extraction Method in Measuring the Importance of Economic Sectors of Iran. Allameh Tabataba'i University. Tehran, Iran. (in Persian)

FINDINGS

Due to the positive shock in the field of banking services, 5 sectors will face the most added value; dwelling constructions, other constructions, compulsory social security activities and farming of animals. As a result of a positive shock to the financial intermediation services, 5 sectors will face the most added value;manufacturing iron and steel, manufacturing other basic metals and casting metal, the manufacture, repair and installation of computer, electronic and optical products, manufacturing motor vehicles, trailers, and semi-trailers. Due to the positive shock to the insurance services, the sectors that will create the most added value are: other constructions, coal and lignite mining, manufacturing, repair and installation of computer, electronic and optical products, stone, sand and clay mining and transportation.

CONCLUSION

The results of this study show that in case of a 10% increase in the supply of banking services (with codes 6411 and 6419 ISIC) in Iran economy, the "dwelling constructions" sector will face a 1.12% increase in value-added, which is equal to 2851589 million Rials. Its intermediate output has witnessed a growth of 1982931 million Rials, equivalent to 0.52%. After this sector, the activities of "other constructions," "compulsory social security activities," and "farming of animals" face 1.01, 0.85, and 0.79 percent increase in value-added. In case of a 10% increase in the supply of financial intermediations services (with codes 642, 643, 649, 661, 662, and 663 ISIC), the "manufacture of basic iron and steel" with a 0.6% increase in value-added equal to 751357 million Rials will face an intermediate output of 161748 million Rials, equivalent to 0.06% increase. After this section,there are the activities of "Manufacture of other basic metal and casting metals," "manufacture, repair, and installation of computer, electronic and optical products," and "manufacture of motor vehicles, trailers, and semi-trailers" with 0.52 and 0.48% and 0.47% increase in value-added. If the supply of insurance services (with codes 651, 652, and 653 ISIC) in the Iran economy increases by 10%, the "other constructions" sector will face a 0.53% increase in value-added, which is equal to 1940166 million Rials as its intermediate output is 1224203 million. Rials have witnessed a rise of 0.26%. After this sector, the activities of "coal and lignite mining," "manufacturing, repair and installation of computer, electronic and optical products," and "stone, sand and clay mining" activities will face 0.46%, 0.39%, and 0.30% increase in value-added. Finally,

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

How to Cite:
Manzoor, Davood., Rajabi, Sajad & Ranjbaran, Reza. (2022). Modeling and Measuring the Effectiveness of Positive Shocks in the Financial Sector of the Iran's Economy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 19(2), 1-36.
10.22055/JQE.2021.30929.2142

© 2022 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

One of the most important questions for economists is to explain the relationship between the real and financial sectors in economicsbecause understanding this link helps them to plan for economic growth. financial sector is one of the most critical factors in developing products and an essential link in creating different economic sectors, so it is necessary to understand the impact of changing this sector on other sectors. In this regard, the purpose of this article is to evaluate the position of financial intermediations in the country and explain its impact and effects on other economic sectors.

METHODOLOGY

This article, using the Partial Extraction Method of Dietzenbacher & Lahr (2013) ,which is a modified version of Extraction Methods in evaluating economic sectors of the Input-Output table, studies the effects and consequences of 10% positive shock in the financial sub-sectors of Iran including bank, sub-sector insurance, and sub-sector financial intermediations. The table used in this research is the input-output table of 2017, which has been calculated through the semi-statistical method of RAS based on the input-output table of 2011. The input-output analytical table is an industry-industry symmetric table or a commodity-commodity one. The industry-industry table demonstrates what each economic sector has given to other sectors (supply of products) and what it has taken or received from them (demand for inputs).

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2022) 19(2) 1-36**

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

Modeling and Measuring the Effectiveness of Positive Shocks in the Financial Sector of Iran's Economy

Davood Manzoor*, Sajad Rajabi**, Reza Ranjbaran ***

** Associate Professor, Department of Energy Economics, Faculty of Economics, Imam Sadiq University, Tehran, Iran.*
Email: *manzoor@isu.ac.ir*
*** PhD student in Oil and Gas Economics, Department of Energy Economics, Faculty of Economics, Imam Sadiq University, Tehran, Iran. (Corresponding Author)*
Email*: sajadrajabi@isu.ac.ir*
Postal address*: Chamran highway, Modiriat Bridge, Tehran, Tehran, Postal code: 146594368, Iran.*

: 0000-0003-4431-6704
**** PhD Student in Management of international oil and gas contracts, Department of Energy Economics, Faculty of Economics, Imam Sadegh (AS) University, Tehran, Iran.*
Email: *r.ranjbaran@isu.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 2* September *2019	***C67, Q11, G21, G22***	***positive shock, supply,***
Revision: 29 January 2021		***Bank, Insurance,***
Acceptance: 31 January 2021		***Financial institution,***
		input-output

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.

Contents:

Modeling and Measuring the Effectiveness of Positive Shocks in the Financial Sector of Iran's Economy …..……...…….. 1
Davood Manzoor, Sajad Rajabi, Reza Ranjbaran

Investigating the Relationship between Information Risk with Bubble Price Probability in Companies Listed in Tehran Stock Exchange…..9
Habib Ansari Samani, Maryam Aminian Dehkordi

The Impact of Economic Complexity on Inflation in the Selected Countries of Organization of Islamic Cooperation ……....17
Abolfazl Shahabadi, Bahareh Karami, Hanieh Arghand

Estimating the optimal value added tax rate using the Laffer curve approach……...……..24
Masoud Saddatmehr

Globalization, Human Capital Accumulation and Economic Growth in selected Developed and Developing Countries …….....29
Seyedeh Safia Hosseini Yazdi, Mostafa Emadzadeh, Saeed Daei Karimzadeh

The Effect of Corruption on Female Labor Force Participation Rates: Simultaneous Equations System Approach……36
Siamak ShokouhiFard, Roya Aleemran, Nader Mehrgan, Farzad Rahimzadeh

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 19, No. 2, Summer 2022

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	Associate professor, Isfahan University
M. Emadzadeh	Emeritus Professor, Isfahan University
A. Majid Ahangari	Emeritus 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

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 © 2008-2022 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. 19, No. 2, Summer 2022

(Serial number 73)

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.