فصلنامه علمی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره بیستم، شماره سوم، پاییز ۱۴۰۲

(شماره مسلسل ۷۸)

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 این نشریه به معني تأیید مواضع نویسندگان نیست.

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

فصلنامه علمی اقتصاد مقداری

عنوان اختصاری: JQE

محورهای مطالعاتی: اقتصاد نظری و اقتصاد کاربردی

دوره انتشار: فصلنامه

صاحب امتیاز: دانشگاه شهید چمران اهواز

پروانه انتشار: شماره۱۲٤/۷۲۰ مورخ ۱۳۸۳/۱/۲۹ به زبان فارسی- انگلیسی

نشانی: اهواز- دانشگاه شهید چمران اهواز- دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی- دفتر فصلنامه علمی- پژوهشی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)؛ کد پستی: ٦١٣٥٧٤٣٣٣٧؛ صندوق پستی: ٦١٣٥٥/١٥٦؛ تلفکس: ۳۳۳۵۶۶۴- ۰۶۱۳

پست الکترونیکی: jqe@scu.ac.ir؛

آدرس سامانه: jqe.scu.ac.ir

آدرس: اهواز- گلستان- دانشگاه شهید چمران اهواز- دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی- دفتر مجله اقصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)

DOI: 10.22055 / JQE

دسترسی: آزاد

دارای مجوز: CC BY-NC 4.0

زبان: فارسی - انگلیسی

نوع داوری: داوری همتا، دو سویه نامشخص

هزینه ارسال مقاله :۱۰۰۰۰۰۰ ریال که بعد از تایید مقاله برای ارسال به داوری اخذ می‌شود.

هزینه چاپ مقاله: ۲۵۰۰۰۰۰ ریال که بعد از پذیرش مقاله برای چاپ اخذ می‌شود.

شاپا چاپی: ۲۰۰۸-۵۸۵۰

شاپا الکترونیکی: ۲۷۱۷-٤۲۷۱

کپی رایت © ۲۰۲۳ دانشگاه شهید چمران اهواز.

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

فصلنامه علمی ـ پژوهشی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره بیستم، شماره سوم، پاییز ۱۴۰۲

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 ٤٥٠ کلمه (مطابق با فرم شماره٤) ارسال شود.

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

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

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

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

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

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

فهرست مقالات

بررسی رفتار توده‌وار قیمت در بورس اوراق بهادار تهران.....۱
غلامحسین اسدی، حسین عبده تبریزی، محمدرضا حمیدی‌زاده، سجاد فرازمند
ارزیابی اثرات کوتاه مدت و بلندمدت سرمایه گذاری مستقیم خارجی، سرمایه انسانی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی گروه‌های مختلف درآمدی کشورهای در حال توسعه (کاربردی از رهیافت هم‌انباشتگی پنل).....۳۵
ندا لیلیان، مهرزاد ابراهیمی، هاشم زارع و علی حقیقت
تأثیر سرمایه‌گذاری نامشهود بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران... ۷۸
اسفندیار جهانگرد، تیمور محمدی، علی‌اصغر سالم، فروغ اسمعیلی‌صدرآبادی
تأثیر حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته؛ با تأکید بر کنترل فساد..... ۱۱۰
فاطمه مرادی، محمد جعفری، شهرام فتاحی
شکاف جنسیتی دستمزد شاغلان بخش دولتی و خصوصی در بازار نیروی کار شهری ایران: رهیافت تجزیه مبتنی بر مدل توبیت با متغیر ابزاری..... ۱۳۶
ناهید چشمه قصابانی، علی اکبر ناجی میدانی و سید سعید ملک الساداتی
عوامل موثر بر قیمت مسکن با رویکرد زیست محیطی (مقایسه برخی کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه).....۱۶۵
نصیبه کاکویی، کامبیز هژبر کیانی، فرهاد غفاری، علی امامی میبدی

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) پاییز ۱۴۰۲ ۲۰(۳) ۳۴-۱

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

بررسی رفتار توده‌وار قیمت در بورس اوراق بهادار تهران

غلامحسین اسدی*، حسین عبده تبریزی**، محمدرضا حمیدی‌زاده***، سجاد فرازمند****

** دانشیار مالی، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. (نویسنده‌ی مسئول)*

*** استاد مدعو مالی، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.*

**** استاد بازرگانی، گروه مدیریت بازرگانی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.*

**** دانشجوی دکتری مدیریت مالی، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: *۲۳ آذر۱۳۹۹*
تاریخ بازنگری: *۲۵ بهمن۱۳۹۹*
تاریخ پذیرش: *۱۲ اسفند۱۳۹۹*

طبقه‌بندی JEL: *G11, G17, G40, G41, C63.*

واژگان کلیدی:
بازار مالی، رفتار توده‌وار قیمت، تصمیم‌گیری، مدل‌سازی، روش مونت‌کارلو.

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل:
h-assadi@sbu.ac.ir
0000-0002-5333-1853

آدرس پستی:
تهران، ولنجک، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده مدیریت و حسابداری، گروه مدیریت و بیمه.

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامۀ دکتری آقای سجاد فرازمند در رشته مدیریت مالی به راهنمایی آقایان دکتر غلامحسین اسدی و حسین عبده تبریزی در دانشگاه شهید بهشتی 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

گرچه رفتار توده‌وار در نظریات موجود عمدتاً بر اساس نوعی تقلید و تکرار رفتار تعریف می‌شود، اما ارائه مدل ریاضی که توانایی شناسایی این پدیده را داشته باشد، با دشواری همراه است. ازاین‌رو در این تحقیق تلاش می‌شود، با استفاده از روش مونت‌کارلو و داده‌های قیمت سهام شرکت‌های بورس و فرابورس تهران، طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸، رفتار توده‌وار در بین شرکت‌های نمونه بررسی شود. نظر به این‌که بازار سرمایه ایران با پدیده بسته شدن نماد مواجه است و این امر می‌تواند مقادیر رفتار توده‌وار قیمت را تحت تأثیر قرار دهد، نتایج حاصل با بازار سهام نیویورک به‌عنوان یک بازار توسعه‌یافته از حیث رفتار توده‌وار قیمت، بررسی شده‌اند. یافتهٔ اول بیانگر وجود رفتار توده‌وار در ۲۹٫۶ درصد از موارد ممکن در نمونهٔ تحقیق است. یافتهٔ دوم از وجود رفتار توده‌وار به میزان متوسط ۴٫۰۷ درصد حکایت دارد. یافتهٔ سوم، منعکس‌کنندهٔ افزایش مقدار رفتار توده‌وار همراه با افزایش بازده مطلق است که نشان می‌دهد با افزایش تغییرات قیمت در سطح شرکت‌ها، مقدار رفتار توده‌وار نیز افزایش می‌یابد. همچنین، نتایج برآورد نشان می‌دهد مقدار رفتار توده‌وار در هنگام افزایش شدید قیمت‌ها بیشتر از هنگام کاهش شدید قیمت‌ها است. نکته مهم دیگر این‌که با افزایش میزان معاملات، مقدار رفتار توده‌وار افزایش می‌یابد.

ارجاع به مقاله:

اسدی، غلامحسین.، عبده تبریزی، حسین.، حمیدی‌زاده، حمید و فرازمند، سجاد. (۱۴۰۲). بررسی رفتار توده‌وار قیمت در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه *اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۰(۳)، ۱-۳۴.

doi 10.22055/jqe.2021.36054.2310

© 2023 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

سرمایه‌گذاران و متخصصان، بروز رفتار توده‌وار را یکی از شایع‌ترین پدیده‌های رفتاری در بازارهای مالی می‌دانند. این رفتار در حالت حدی هنگامی مشاهده می‌شود که سرمایه‌گذاران حتی با داشتن اطلاعات بنیادی مخالف، همچون یک گله یا گروه، هم‌زمان محصول مالی مشابهی را می‌خرند (می‌فروشند). از نظر کینز به دلیل اینکه افراد نمی‌دانند اطلاعات مناسب کدام است یا نمی‌توانند اطلاعات جدید را به‌خوبی پردازش کنند، رفتار رایج بین سایرین را دنبال می‌کنند و به رفتار توده‌وار روی می‌آورند. در ادبیات موضوع دلایل عمدة عقلایی و غیرعقلایی مانند یکسان بودن اطلاعات در دسترس، فشار گروهی و احساسات سرمایه‌گذاران برای توجیه بروز رفتار توده‌وار ارائه شده است (Banerjee, 1992؛ Bikhchandani, Hirshleifer, & Welch, 1992؛ Friedman, 1984؛ Barberis & Shleifer, 2003). متفکران کلاسیک در تحلیل رفتار توده‌وار بیشتر به منشأ فکری شکل‌گیری این پدیده توجه داشته‌اند، اما در تعاریف جدید به‌خصوص در تعاریف حوزة مالی، به آثار رفتاری این پدیده در معاملات مالی توجه می‌شود. به‌عنوان یکی از موردتوجه‌ترین نمونه‌ها می‌توان به تعریف لیتیمی (۲۰۱۷) اشاره کرد که در آن رفتار توده‌وار، وضعیتی قلمداد می‌شود که در آن سرمایه‌گذاران، اطلاعات و عقاید شخصی خود را کنار گذاشته و رفتار معاملاتی دیگران را حتی درصورتی‌که با اطلاعات خودشان مطابقت ندارد، تقلید می‌کنند (Litimi, 2017)؛ اما از دیدگاه نظریه‌پردازان متأخر، رفتار تقلیدی حاصل از اطلاعات خصوصی و بنیادی یکسان نیز نوعی رفتار توده‌وار است (Bikhchandani & Sharma, 2000)؛ درنتیجه بر اساس ادبیات تحقیق انجام رفتار تقلیدی خواه بنا بر اطلاعات خصوصی و بنیادی یکسان باشد یا نباشد را می‌توان نوعی رفتار توده‌وار قلمداد کرد.

گسترش رفتار توده‌وار موجب ناپایداری و افزایش نوسان پذیری بازارهای مالی می‌شود. مسئله مهم آن است که چنانچه افراد بر اساس اطلاعات خصوصی مستقل خودشان به رفتار توده‌وار روی آورده باشند، رفتار توده‌وار قابل تعدیل شدن است؛ اما در غیر این صورت، رفتار توده‌وار ممکن است مانع انعکاس اطلاعات بنیادی در قیمت‌ها شود و بازگشت به تعادل قیمت‌ها در معرض خطر جدی قرار دهد. به دلیل دشواری دسترسی به اطلاعات خصوصی افراد به‌سختی می‌توان مشخص کرد که افراد مستقلاً بنا بر اطلاعات بنیادی خود، عمل کرده‌اند یا همان‌طور که بسیاری از نظریات رفتار توده‌وار می‌گویند،

رفتاری تقلیدی انجام داده‌اند (Sharma, 2004). درنتیجه علی‌رغم اینکه طیف وسیعی از نظریات و مدل‌های متفاوت برای شناسایی و بررسی رفتار توده‌وار ارائه‌شده است؛ مدل‌های موجود در شناسایی این پدیده در عمل با چالش‌های عمده‌ای مواجه هستند. فقدان ریز اطلاعات معاملات سرمایه‌گذاران (Demirer & Zhang, 2019)، سوگیری در شناسایی بیش از حد رفتار توده‌وار (Xie, Xu & Zhang, 2015) و تشابه سنجه رفتار توده‌وار با سنجه‌های احساسات بازار (Zhou, 2018)، ازجمله مهم‌ترین این نقدها است. درنتیجه ارائهٔ مدل اندازه‌گیری مناسب رفتار توده‌وار در بازارهای مالی همچنان با چالش‌های عمده مواجه است و یکی از مسائل حل‌نشدهٔ ادبیات موضوع حال حاضر است (Bohl et al., 2017؛ Stavroyiannis et al., 2019).

نظر به اهمیت مسئله، طیف غنی از نظریه‌ها به پدیدهٔ رفتار توده‌وار توجه داشته‌اند و عقلایی یا غیر عقلایی بودن رفتار توده‌وار را بررسی کرده‌اند. برخی رفتار توده‌وار را میان اشخاص حقیقی نظیر تحلیلگران مالی، سرمایه‌گذاران نهادی و اشخاص حقوقی، نظیر صندوق‌های بازنشستگی یا سرمایه‌گذاری بررسی کرده‌اند (Graham, 1999؛ Wermers, 1999؛ Welch, 2000؛ Clement & Tse, 2005). برخی اثر رفتار توده‌وار بر بازارها را بررسی کرده‌اند (Babalos, Balcilar & Gupta, 2015؛ Litimi, BenSaïda & Bouraoui, 2016) و علت وقوع این پدیده را فزونی عدم تقارن اطلاعات و عدم رسیدن بلوغ در این بازارها بیان کرده‌اند (چانگ، Chang, Cheng & Khorana, 2000)؛ لذا دشواری شناسایی رفتار توده‌وار موجب شده است تا روش‌های مختلف موجود برای شناسایی و اندازه‌گیری رفتار توده‌وار با چالش‌ها و نقدهای جدی مواجه شوند (Xie, Xu & Zhang, 2015، Zhou, 2018، Demirer & Zhang, 2019). ازاین‌رو، در این مقاله سعی می‌شود با بررسی مدل‌های موجود برای اندازه‌گیری رفتار توده‌وار، مزایا و ضعف‌های مدل مختلف نقد و بررسی شود و بر مبنای آنها از مدل رفتار توده‌وار مناسبی برای اندازه‌گیری استفاده شود؛ بنابراین پرسش این است که آیا مدل رفتار توده‌وار قیمت که قدرت تفکیک رفتار توده‌وار از سایر پدیده‌های رفتاری را دارد، می‌تواند تفسیر مناسبی از بازار مالی ایران باشد. در پاسخ به این پرسش، سعی شده است به دلیل بسته شدن نمادهای معاملاتی نتایج بازار سرمایه ایران، در قالب آزمون قوت با نتایج بازار بورس نیویورک مقایسه شود. بدین منظور، مقاله در پنج بخش تنظیم‌شده است. پس از مقدمه، مبانی نظری و تجربی پژوهش برای

تطابق مفهومی و تجربی مدل رفتار توده‌وار قیمت با تعاریف و نظریات موجود ارائه می‌شود. در بخش سوم روش تحقیق ارائه خواهد شد. بخش چهارم به توصیف نتایج حاصل از مدل رفتار توده‌وار قیمت می‌پردازد؛ و در بخش پنجم، نتایج تحقیق ارائه می‌شود.

۲- ادبیات تحقیق

۲-۱- بررسی مدل‌های رفتار توده‌وار

در این بخش ابتدا مدل‌های نظری ذهنیتی بر اساس تحقیق شارما (۲۰۰٤) توصیف می‌شوند (Sharma, 2004). اولین گروه، مدل‌های مبتنی بر اطلاعات هستند. نظریه‌پردازان این مدل‌ها، بنرجی (۱۹۹۲)، ولچ (۱۹۹۲) و بیچندانی، هراشلایفر و ولچ (۱۹۹۲)، بر این باورند که انسان‌ها با مشاهدهٔ معاملات نفرات قبلی، ممکن است به طور کامل اطلاعات و تحلیل‌های خود را کنار گذاشته و معاملات دیگران را تکرار کنند (Banerjee, 1992؛ Bikhchandani, Hirshleifer, & Welch, 1992 ؛Welch, 1992). در این شرایط، افراد درون آبشار اطلاعات قرار می‌گیرند. افراد درون آبشار اطلاعات می‌دانند که این آبشار بر مبنای اطلاعات اندکی شکل‌گرفته است؛ بنابراین با تغییر مختصری در اطلاعات و تصمیمات آبشار می‌تواند تغییر شکل دهد. دومین گروه، مدل‌های رفتار توده‌وار تصاحب اطلاعات هستند. بر اساس مدل فروت، شارفستین و اشتاین (۱۹۹۲) دلیل شکل‌گیری رفتار توده‌وار، افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاران است؛ چراکه گروه مطلع برای کسب سود در کوتاه‌مدت تلاش می‌کنند سایرین نیز معاملاتی شبیه آن‌ها داشته باشند (Froot, Scharfstein & Stein, 1992). هراشلایفر، سابرمانیم و تیتمن (۱۹۹٤) نیز اعتقاد دارند، افراد سهام مشابه یا منابع اطلاعات مشابه را استفاده می‌کنند (Hirshleifer, Subrahmanyam & Titman, 1994). آن‌ها در مدل خود برخلاف اغلب مدل‌های تصاحب اطلاعات، فرض می‌کنند، تعدادی افراد، اطلاعاتی خصوصی را از قبل از سایرین دریافت می‌کنند. این رخداد باعث می‌شود طبق مدل آن‌ها، تحت شرایطی سرمایه‌گذاران روی برخی سهم‌ها تمرکز کنند و رفتار توده‌وار شکل گیرد. گروه سوم، مدل‌های مالک - نماینده هستند. شارفستین و اشتاین (۱۹۹۰) و ترومن (۱۹۹٤) توسعه‌دهندگان این مدل‌ها هستند (Truemann, 1994). بر اساس مدل‌ها، هنگامی‌که مالکین نمی‌توانند انتخاب سهام نمایندگان را با قطعیت مناسب ارزیابی کنند، برای نماینده منطقی است که تصمیمات

سایرین را تقلید کند تا از ارزیابی‌های منفی مالکین مصون بماند. گروه چهارم نظریه‌پردازان معتقدند افراد ممکن است در مورد ریسک، اندازه و یا سایر ویژگی‌های محصولات مالی رجحان یا گریز[1] مشترک داشته باشند (Gompers & Metrick, 2001). این موضوع می‌تواند باعث شود افراد مختلف به محصولات مالی مشابهی تمایل پیدا کنند و تصور شود که آن‌ها رفتار یکدیگر را تقلید می‌کنند. آخرین و یکی از قدیمی‌ترین گروه نظریات رفتار توده‌وار، این پدیده را نتیجة مد زودگذر (هوس) می‌داند (Friedman, 1984)؛ یا آن را ناشی از معامله‌گران بازخوردی می‌دانند که بر اساس روندهای گذشته اقدام به معامله می‌کنند. این معاملات ممکن است سرمایه‌ها را به سمت محصولات با بازده گذشته خوب ببرد و از محصولات دارای وضعیت بنیادی مناسب دور کند (Barberis & Shleifer, 2003).

۲-۲- مدل‌های اندازه‌گیری رفتار توده‌وار

شیوة شناسایی و اندازه‌گیری رفتار توده‌وار[2] یکی دیگر از مباحث اصلی در ادبیات رفتار توده‌وار است. روش‌های اندازه‌گیری احساسات سرمایه‌گذاران را به‌طورکلی می‌توان به گروه کیفی و کمی تقسیم‌بندی کرد. گروه کیفی شامل روش‌های مبتنی بر زمینه‌یابی است که طی آن نظرات مشارکت‌کنندگان در بازار برای استخراج دیدگاه‌های آن‌ها جمع‌آوری می‌شود (Zou, 2018). در ادامه انواع مدل‌های کمی در چهار گروه طبقه‌بندی و بررسی می‌شوند.

۲-۲-۱- مدل‌های مبتنی بر مالکیت

مطالعات اولیه مانند شناسایی رفتار توده‌وار توسط لاکانیشاک، اشلایفر و ویشنی (۱۹۹۲) و برخی مطالعات دنباله‌رو آن‌ها نظیر سیاس (۲۰۰٤) انجام شد (Lakonishok, Shleifer & Vishny, 1992؛ Sias, 2004). تمرکز این مطالعات بر تغییرات دارایی‌های سرمایه‌گذاران است. لاکانیشاک، اشلایفر و ویشنی (۱۹۹۲) به طور مشخص از تقاضای هم‌زمان سرمایه‌گذاران برای یک دارایی استفاده کردند و سنجه رفتار توده‌وار خود را به‌صورت رابطه (۱) تعریف کردند (مدل LSV).

---

[1] Preference or Aversion

[2] Herding measurement

$$H(i) = \left| \frac{B(i)}{B(i) + S(i)} - p(t) \right| - AF(i) \qquad (۱)$$

که در آن، مقدار رفتار توده‌وار با H(i) نشان داده‌شده است؛ B(i) (S(i)) نشانگر تعداد مدیرانی است که سهام i را در زمان بررسی خریداری کرده‌اند (یا فروخته‌اند)؛ p(t) میانگین نسبت اول؛ AF(i) عامل تعدیل در مدل است که مقدار آن برابر مقدار $\left| \frac{B(i)}{B(i)+S(i)} - p(t) \right|$ در حالت تصادفی است[۳]. در مطالعات بسیاری تلاش شده است با دنبال کردن منطق اساسی این مدل، به توسعه‌ی روش‌های شناسایی رفتار توده‌وار میان افراد بپردازند. در این زمینه می‌توان به مطالعات ورمرز (۱۹۹۹)، سیاس (۲۰۰٤)، والتر و وبر (۲۰۰٦)، پوکت و یان (۲۰۰۷)، بلاندو (۲۰۱۰)، آلدا و فروز (۲۰۱٦) و لی و همکاران (۲۰۱۸) اشاره کرد (Wermers, 1999؛ Walter & Weber, 2006؛ Puckett & Yan, 2008؛ Bellando, 2010؛ Alda, 2018؛ Li et al, 2018). فقدان این اطلاعات علت کاربرد کمتر این مدل‌ها به‌خصوص در بازارهای کمتر توسعه‌یافته است (Demirer & Zhang, 2019). همچنین، این سنجه در اندازه‌گیری شدت رفتار توده‌وار و تعیین پایداری رفتار توده‌وار دچار ضعف اساسی است (Bellando, 2010). نقد دیگر وارد بر این مدل‌ها، نامناسب بودن آن‌ها در اندازه‌گیری رفتار توده‌وار در سطح کل بازار است (Lee, 2017).

۲-۲-۲- مدل‌های مبتنی بر فضای حالت

وانگ و سامون (۲۰۰٤) بر مبنای پراکندگی مقطعی حساسیت دارایی‌ها به عوامل بنیادی، مدل دیگری برای اندازه‌گیری رفتار توده‌وار مختلف پیشنهاد کردند (Hwang & Salmon, 2004). آن‌ها انحراف معیار مقطعی بتای متغیر بازمان را به‌صورت رابطه (۲) تعریف کردند.

---

[۳] به دلیل اینکه در حالت تصادفی مدیران ممکن است خریدار هر سهمی در بازار باشند و در این حالت علی رغم عدم وجود رفتار توده وار، سنجه مدل آنها بدون عامل تعدیل (*AF(i)*) برابر صفر نخواهد بود، عامل تعدیل به فرمول پیشنهادی افزوده شده است.

$$std_c(\beta_{imt}) = \sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(\beta_{imt} - E_c(\beta_{imt}))} \quad (۲)$$

که در آن، β_{imt} ضریب بتای مقطعی دارایی i و $E_c(\beta_{imt})$ و $std_c(\beta_{imt})$ نیز به ترتیب امید ریاضی و انحراف معیار مربوط به آن است. طبق مدل آن‌ها، در دوره‌های بروز رفتار توده‌وار، $std_c(\beta_{imt})$ از مقدار واقعی تورش‌دار آن یعنی $d_c(\beta_{imt}^b)$ متفاوت است. درنتیجه، مدل شناسایی رفتار توده‌وار آن‌ها به‌صورت رابطه (۳) محاسبه می‌شود.

$$log\ std_c(\beta_{imt}^b) = Log\ std_c(\beta_{imt}) + \log(1 - h_{mt}) \quad (۳)$$

در این مدل برابر صفر شدن h_{mt} معادل عدم وجود رفتار توده‌وار است. بین صفر و یک بودن h_{mt} به معنی وجود رفتار توده‌وار و برابر یک بودن آن به معنی وجود رفتار توده‌وار کامل تعبیر می‌شود. مدل‌های مبتنی بر فضای حالت دارای این مزیت هستند که به تغییرپذیری بتاها در طول زمان توجه می‌کنند. نخستین نقد وارد بر این مدل‌ها، وجود فرض اتورگرسیو بودن عامل رفتار توده‌وار است که برای سادگی محاسبات انجام شده است. نیاز به تخمین بتاهای متغیر بازمان و عدم وجود توافق بر روی روش اندازه‌گیری آن نقد دوم وارد بر آن‌ها است. معنی‌دار شدن واریانس در اغلب موارد و درنتیجه کاهش قدرت تمایز مدل موضوع سومین نقد است که موجب شناسایی بیش‌از حد رفتار توده‌وار می‌شود (Xie, Xu & Zhang, 2015). هوانگ، رابسم و سامون (۲۰۱۸) در تلاش برای رفع ضعف‌ها، مدل مزبور را اصلاح کردند و مدل به‌روزرسانی بتای استاندارد را معرفی نمودند (Hwang, Rubesam & Salmon, 2018). برای بررسی مدل‌های بیشتر می‌توان به مطالعات بولا و مرگنر (۲۰۰۸)، آرجون و پناگار (۲۰۱۷)، هوانگ، رابسم و سامون (۲۰۱۸) جونیور و همکاران (۲۰۱۹) مراجعه کرد (Bulla & Mergner, 2008؛ Arjoon & Bhatnagar, 2017؛ Júnior et al, 2020).

۳-۲-۲- مدل‌های مبتنی بر پراکندگی بازده

کریستی و هاونگ (۱۹۹۵) برای شناسایی رفتار توده‌وار از اطلاعات بازده استفاده کردند و برای اولین‌بار انحراف معیار مقطعی بازده سهام را به‌صورت وسیله‌ای برای اندازه‌گیری رفتار توده‌وار در سطح بازار معرفی کردند (مدل CH). آن‌ها متوجه شدند در زمان بروز تغییرات

قیمتی شدید، پراکندگی بازدهی زیادی رخ می‌دهد که برخلاف رفتار توده‌وار است (Christie & Huang, 1995). در راستای رفع این مسئله، چانگ، چنگ و خورانا (۲۰۰۰) به توسعه مدل کریستی و هاونگ پرداختند. آن‌ها برای اندازه‌گیری پراکندگی بازده مطابق رابطه (٤) از انحراف مطلق مقطعی استفاده کردند (مدل CCK).

$$CSAD_t \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left| R_{i,t}\ R_{m,t} \right| \qquad (۴)$$

که در آن، N بیانگر تعداد سهام، $R_{i,t}$ بازده سهام i و $R_{m,t}$ بازده مقدار بازده بازار در زمان t هستند. آن‌ها با فرض صحت CAPM، چنین استدلال کردند که در مواقع بروز رفتار توده‌وار رابطه بازده بازار و انحراف مطلق مقطعی بازده غیرخطی خواهد بود و درنتیجه ضریب β_1 در رابطه زیر معنی‌دار و منفی خواهد بود.

$$CSAD_t = \alpha + \beta_1 \left| R_{m,t} \right| + \beta_1 R_{m,t}^2 + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

رفتار توده‌وار در این گروه، در واقع به‌صورت انحراف از مدل‌های عقلایی قیمت‌گذاری دارایی‌ها، شناسایی می‌شود. این مدل‌ها، در گسترة وسیعی از مطالعات نظیر چیانگ و ژنگ (۲۰۱۰) و دمیرر، کوتان و ژانگ (۲۰۱٤)، گالاریوتیس و همکاران (۲۰۱۵) و اکونومو، هساپیس و فیلیپاس (۲۰۱۸) استفاده شد (Chiang & Zheng، 2010؛ Galariotis, Rong & Spyrou ، 2015؛ Economou, Hassapis & Philippas، 2018). نتایج این مطالعات در خصوص وجود یا عدم وجود رفتار توده‌وار دارای اختلاف است. یکی از دلایل اختلاف نتایج، و تمرکز سنجه رفتار توده‌وار بر رفتار بازار و تشابه آن با سنجه‌های احساسات بازار عنوان شده است. (Lee, 2017؛ Zhou, 2018). سنجه‌های مبتنی بر پراکندگی بازده برخلاف سنجه‌های مبتنی بر مالکیت، ممکن است دچار تورش شوند. چراکه بر انحراف از مدل‌های قیمت‌گذاری نظری مبتنی هستند. درنتیجه، ضرایب رفتار توده‌وار آن‌ها ممکن است تحت تأثیر خطای تصریح مدل‌ها قرار گیرند و به‌اشتباه به رفتار توده‌وار منتسب شوند.

۴-۲-۲- مدل‌های مبتنی بر هوش مصنوعی

مدل‌های بازار سرمایه مصنوعی، گروهی دیگر از روش‌ها هستند که برای درک رفتار توده‌وار به کار می‌روند. ابعاد و پیچیدگی زیاد مدل‌های مالی و متغیرهای اثرگذار بر رفتار توده‌وار یکی از موارد مهم در برخورد با پدیدة رفتار توده‌وار است و برای غلبه بر آن‌ها می‌توان از

هوش مصنوعی کمک گرفت. در این روش‌ها اغلب تلاش می‌شود با استفاده از روش‌های محاسباتی نرم، نظیر شبکه‌های عصبی مصنوعی و ... مکانیسم کلی رفتار توده‌وار را مدل-سازی و شبیه‌سازی شود. کریکن و ال - اروی (۲۰۱۸) در مدل بازار سهام مصنوعی سعی کردند (Krichene, H., & El-Aroui, 2018). آنها رفتار نماینده‌ها را با شبیه‌سازی شبکه اجتماعی ترکیب کردند تا مکانیسم‌های معاملات و سطوح گوناگون عدم تقارن اطلاعات و رفتار توده‌وار را بازتولید نمایند. شن (۲۰۱۸) از شبکه عصبی پس انتشار خطا برای پیش‌بینی رفتار توده‌وار استفاده کرد (Shen, 2018). او با استفاده از اطلاعات قیمت و حجم معاملات به‌عنوان معرف رفتار توده‌وار و درنظرگرفتن نظریه سرایت عاطفی به‌عنوان مبنای رفتار توده‌وار، موفق به شناسایی این رفتار و آثار مترتب بر آن شد. خطای اندک و ثبات نتایج ازجمله عمده‌ترین مزایای این روش‌های محاسباتی است. باوجود این، کاهش امکان تفسیرپذیری نتایج، یکی از مهم‌ترین ضعف‌های این مدل‌ها است. برای بررسی نمونه‌های بیشتر می‌توان به مطالعات کاستانتینی و همکاران (۲۰۰۵) پارک و سروی (۲۰۱۲)، چن و ژنگ (۲۰۱۵) ری و بیشاپ (۲۰۱٦) مراجعه کرد (Costantini et al, 2005؛ Park & Sgroi, 2012؛ Chen, Tan & Zheng, 2015؛ Wray & Bishop, 2016).

همان‌طور که ملاحظه شد به‌رغم گستردگی فراوان نظریه‌های رفتار توده‌وار، نظریه‌هایی که قادر به ارائه مدل‌های ریاضی هستند اغلب دارای رویکرد ذهنیتی (عقلایی و آبشار اطلاعات) هستند.

۳-۲- بررسی مطالعات تجربی

مطالعات تجربی بسیاری در حوزه‌های گوناگون علمی رفتار توده‌وار انجام شده است. در این بخش مطالعات تجربی مرتبط با حوزة بازارهای مالی بررسی خواهند شد. اغلب این مطالعات در دو گروه قابل طبقه‌بندی است. گروه اول، به بررسی رفتار توده‌وار در میان گروه‌های مشخص، نظیر تحلیلگران مالی، سرمایه‌گذاران نهادی، صندوق‌های بازنشستگی یا سرمایه‌گذاری می‌پردازند (Graham, 1999؛ Wermers, 1999؛ Welch, 2000؛ Clement & Tse, 2005). گروه دوم مطالعات، رفتار توده‌وار در سطح کلان و تأثیرات آن بر بازار را بررسی می‌کنند (Babalos, Balcilar, & Gupta, 2015؛ Litimi, BenSaïda & Bouraoui, 2016). به لحاظ تنوع قلمرو نیز، در مطالعات تجربی بسیاری، وقوع این

پدیده در کشورهای مختلف گزارش شده است. وقوع این پدیده در بازارهای نوظهور بیشتر گزارش شده است. علت این فزونی عدم تقارن اطلاعات و عدم رسیدن بلوغ در این بازارها پنداشته شده است (Chang, Cheng & Khorana, 2000). چیانگ و ژنگ (۲۰۱۰) به بررسی رفتار توده‌وار در بازار جهانی پرداختند. نتایج بیانگر وجود رفتار توده‌وار در سطح بازارهای آسیایی و توسعه‌یافته به‌استثنای امریکا بود؛ اما شواهدی از وجود رفتار توده‌وار در کشورهای امریکای لاتین نیافتند. تان، چیانگ، مسون و نلینگ (۲۰۰۸) رفتار توده‌وار را در بازار سهام چین بررسی کردند (Chiang, Mason & Nelling, 2008). آن‌ها شواهدی معنی‌دار از رفتار توده‌وار در هر دو شرایط صعودی و نزولی بازار گزارش کردند. یااو، ما و هی (۲۰۱٤) نیز به بررسی رفتار توده‌وار در بورس چین پرداختند و شواهدی از وجود آن پیدا کردند (Yao, Ma & He, 2014).

مطالعات تجربی بسیاری وقوع رفتار توده‌وار را در دوره‌های بروز تغییرات قیمت شدید بررسی کردند و شواهد متفاوتی را ارائه کردند. بعضی از آن‌ها مانند چیانگ و همکاران (۲۰۱۳)، گالاریوتیس، رانگ و اسپایرو (۲۰۱۵)، اسلامی بیدگلی و شهریاری (۱۳۸٦)، پورزمانی (۱۳۹۱)، باباجانی، عبادی و مرادی (۱۳۹۳) و کباری و همکاران (۱۳۹۵)، شواهدی از وجود رفتار توده‌وار در مقطع زمانی روزانه ارائه داده‌اند (Chiang et al, 2013؛ Galariotis, Rong & Spyrou, 2015). بررسی روابط متقابل در سطح تجربی را میتوان در مطالعاتی نظیر رضاقلی‌زاده و همکاران (۱٤۰۲) و ایزدی و همکاران (۱٤۰۲) بررسی نمود. باوجود این در مطالعات چیانگ و ژنگ (۲۰۱۰)، چن (۲۰۱۳) وقوع رفتار توده‌وار در دوره‌های مختلف زمانی، تأیید نشده است. چوانگ و کیم (۲۰۱۷) رابطه رفتار توده‌وار و تغییرات شدید قیمت را بررسی کردند و متوجه شدند سهم‌هایی که رفتار توده‌وار در آن‌ها بیشتر (کمتر) شکل می‌گیرد در دوره‌های بحران بیشترین افت (افزایش) قیمت‌ها را تجربه می‌کنند (Chung & Kim, 2017؛ Chen, 2013). جیانگ و ورادو (۲۰۱۸) ارتباط بین رفتار توده‌وار و مهارت را در سطح صندوق‌های سرمایه‌گذاری بررسی کردند (Jiang & Verardo, 2018). نتایج آن‌ها حاکی از پایدار بودن برتری مدیرانی است که پاد توده‌وار عمل می‌کنند. ویدال-تامس، ایبونز و فارینوز (۲۰۱۹) به بررسی رفتار توده‌وار در بازار ارز پرداختند (Vidal-Tomás, Ibáñez & Farinós, 2019). نتایج آن‌ها نشان داد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نسبت به مدل‌های

رفتار توده‌وار توانایی بیشتری برای توضیح پراکندگی شدید قیمت‌ها دارند. آن‌ها شواهدی از رفتار توده‌وار در بازارهای نزولی به دست آورند.

یکی از دلایل اختلاف نتایج تحقیقات رفتار توده‌وار به نقص سنجه‌های اندازه‌گیری رفتار توده‌وار نسبت‌داده‌شده است. چراکه سنجه‌های مبتنی بر پراکندگی که در اغلب مطالعات از آن استفاده می‌شود، تنها نوع خاصی از رفتار توده‌وار (رفتار توده‌وار به سمت بازار) را نشان می‌دهد (Spyrou, 2013). بیچندانی و شارما[4] (۲۰۰۱) با بررسی شاخص‌های مبتنی بر پراکندگی نشان می‌دهند رفتار توده‌وار شناسایی شده توسط این شاخص‌ها ممکن است ناشی از عوامل دیگری باشد (Lee, 2017). ازاین‌رو در این تحقیق تلاش می‌شود برای برطرف‌کردن مشکلات سنجه‌های موجود، با دنبال‌کردن تعریف و منطق تحقیقات پیشین سنجه مناسبی ارائه نماید.

۳- روش تحقیق

بیچندانی، هراشلایفر و ولچ (۱۹۹۲) از اولین ارائه‌دهندگان مدل مفهومی برای رفتار توده‌وار هستند (مدل BHW). آنها فرض می‌کنند سرمایه گذران در یک زنجیره بر اساس سیگنال شخصی و رفتار دیگران تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را اتخاذ می‌کنند. در این مدل ابتدا فرض می‌شوند سرمایه‌گذار یک سیگنال همراه با عدم قطعیت در مورد آینده سهام (خوب یا بد) دریافت کرده است. اگر سرمایه‌گذار اول اقدام به خرید کند، آنگاه سرمایه‌گذار دوم با دو حالت روبرو است. اگر سیگنال مثبت دریافت کرده باشد، با معامله نفر اول هماهنگ است و خرید می‌کند؛ اما اگر سیگنال منفی دریافت کرده باشد، طبق قضیه بیز احتمال پسین بازده مثبت ۰٫۵ خواهد بود و تصمیم‌گیری او مشابه بازی شیر یا خط است. اگر نفر اول و دوم هر دو اقدام به خرید کرده باشند، نفر سوم سیگنال دریافتی آن‌ها را مثبت ارزیابی می‌کند و بدون توجه به سیگنال دریافتی خود، اقدام به خرید خواهد کرد. سرمایه‌گذاران بعدی نیز به همین ترتیب اقدام به خرید خواهند کرد و بر اساس آن آبشار خرید شکل می‌گیرد. سپس، در حالت کلی نشان می‌دهند که اگر تعداد خریداران، حداقل دو مورد بیشتر از فروشندگان باشد، آبشار خرید شکل می‌گیرد (Bikhchandani,

[4] Bikhchandani & Sharma

(Hirshleifer, & Welch, 1998). بحث مهم آن‌ها، این است که تحت فروض مطرح‌شده احتمال زیادی برای شکل‌گیری آبشارهای خریدوفروش وجود دارد و این احتمال با افزایش تعداد معاملات، بیشتر می‌شود و بازارها را با شکنندگی مواجه می‌سازد (Sharma, 2004).

در زمان بروز رفتار توده‌وار، تعداد خرید (فروش) نسبت به حالت عادی (رفتار مستقل) بیشتر خواهد بود. طبق قانون عرضه و تقاضا نیز، افزایش تعداد خرید (فروش) موجب افزایش (کاهش) قیمت‌ها خواهد شد؛ درنتیجه، در هنگام بروز رفتار توده‌وار با افزایش تعداد معاملات، می‌توان انتظار افزایش (کاهش) قیمت‌ها را داشت. در صورتی‌که این رفتار، بین گروهی از سهم‌ها تسری یابد، وضعیتی شکل می‌گیرد که در آن افزایش قیمت‌ها هم‌زمان و مشابه هم صورت می‌گیرد. این تغییرات قیمت بر اساس منشأ شکل‌گیری آن الزاماً بر اساس دلایل بنیادی نبوده و می‌تواند بر اساس تکرار و تقلید رفتار دیگران باشد. درنتیجه، بر اساس تعاریف رفتار توده‌وار، این پدیده را می‌توان به رفتار توده‌وار منتسب دانست. منطق بنیادین این استدلال با منطق حاکم بر مدل‌های مبتنی بر مالکیت، فضای حالت و مدل‌های مبتنی بر پراکندگی همسو است. بر مبنای استدلال فوق و در ادامه‌ی مطالعات بیچندانی، هراشلایفر و ولچ (۱۹۹۸)، شارما (۲۰۰٤) و لی (۲۰۱۷) رفتار توده‌وار قیمت بر اساس مدل زیر اندازه‌گیری می‌شود:

$$Price\ Herding\ Rate_{i,j} = HR_{i,j} = 1 - \frac{|\Delta r_i - \Delta r_j|}{\mathrm{mx}(\Delta r_i \quad \Delta r_j)} \qquad (۶)$$

به‌طوری‌که، $HR_{i,j}$ رفتار توده‌وار قیمتی، Δr_i تغییرات بازده محصول مالی i و Δr_j تغییرات بازده محصول مالی j را نشان می‌دهد. این سنجه درواقع یکسانی تغییرات دو محصول مالی را اندازه‌گیری می‌کند. هر چه میزان آن بیشتر باشد، رفتار توده‌وار بیشتری اتفاق افتاده است. اگر قیمت یک محصول مالی ۵ درصد افزایش یابد و محصول دیگر به همان میزان یعنی ۵ درصد افزایش یابد، مقدار سنجه ۱۰۰ خواهد بود. اگر محصول دوم کاهش ۵ درصدی داشته باشد، سنجه ۱۰۰- خواهد بود؛ و اگر محصول دوم تغییر قیمت نداشته باشد مقدار سنجه صفر خواهد بود. به این صورت می‌توان یکسانی تغییرات دو محصول مالی را بررسی کرد و در صورت وجود تعدادی محصول مالی با تغییرات قیمت مشابه، رفتار آن‌ها را به توده‌واری نسبت داد. واضح است که پس از در اختیار داشتن این تعریف ریاضی می‌توان دلایل وجود توده‌واری را بررسی نمود.

منطق بنیادین مدل رفتار توده‌وار قیمت با منطق موجود در پیشینهٔ پژوهش همسو است، چراکه اغلب روش‌های اندازه‌گیری رفتار توده‌وار، به دنبال تعیین میزان رفتارهای تقلیدی و تکراری هستند. برای مثال در مدل LSV (Lakonishok, Shleifer & Vishny, 1992)، نوفسینگر و سیاس (۱۹۹۹) و ورمرز (۱۹۹۹) رفتار توده‌وار به گروهی از خریداران نهادی اطلاق می‌شود که معاملات مشابه انجام می‌دهند (Nofsinger & Sias, 1999). در مدل‌های مبتنی بر پراکندگی مانند مدل کریستی و هاونگ (۱۹۹۵) و چانگ، چنگ و خورانا (۲۰۰۰) نیز رفتار توده‌وار در صورتی معنی‌دار در نظر گرفته می‌شود که انجام معاملات مشابه بیش از مقدار پیش‌بینی‌شده توسط یک مدل قیمت‌گذاری عقلایی باشد. مشخص است که اندازه‌گیری رفتار تکراری، منطق اصلی در پس این سنجه‌های اندازه‌گیری است. همچنین، درک شهودی از رفتار توده‌وار در طبیعت (Stavroyiannis et al., 2019) با سنجه رفتار توده‌وار قیمت همسو است؛ چراکه در هر دو مورد پیمودن مسیر مشابه توسط اعضا به معنی وجود یک توده یا گروه می‌شود. در یک بازار با n محصول، رفتار توده‌وار دوبه‌دوی محصولات مالی، ماتریس رفتار توده‌وار را به‌صورت رابطهٔ زیر تشکیل می‌دهد.

$$Herding\ Rate\ Matrix = \begin{bmatrix} HR_{1,1} & HR_{1,2} & \cdots & HR_{1,n} \\ HR_{2,1} & HR_{2,2} & \cdots & HR_{2,n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ HR_{n,1} & HR_{n,2} & \cdots & HR_{n,n} \end{bmatrix} \quad (۷)$$

در این ماتریس، هر $HR_{i,j}$ بیانگر میزان رفتار توده‌وار بین محصول مالی i و j است. n نیز بیانگر تعداد محصولات نمونه است. با در دسترس بودن ماتریس رفتار توده‌وار، می‌توان مقدار رفتار توده‌وار برای هر محصول (نرخ انفرادی رفتار توده‌وار) را از رابطه (۸) محاسبه کرد.

$$HR_i \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} HR_{i,j} \quad (۸)$$

هر چه HR_i بیشتر باشد، تغییرات قیمت محصول مالی i با تغییرات قیمت محصولات دیگر رابطه قوی‌تری خواهد داشت. قیمت محصولات مالی عموماً دارای بعد زمانی هستند. درنتیجه مناسب است که سنجه رفتار توده‌وار برای سری زمانی نیز قابل‌تعریف و بررسی باشد. ازاین‌رو، در ادامه سنجه رفتار توده‌وار با بعد زمان معرفی می‌شود. با به‌کارگیری

منطق مشابه در تعریف سنجه رفتار توده‌وار در رابطهٔ (٦)، سنجهٔ زمانی رفتار توده‌وار نیز به‌صورت رابطه (۹) به دست می‌آید.

$$HR_{i,j,t} = 1 - \frac{|\Delta r_{i,t} - \Delta r_{j,t}|}{\max(\Delta r_{i,t}, \Delta r_{j,t})} \quad (۹)$$

در رابطه فوق $HR_{i,j,t}$ میزان رفتار توده‌وار بین دو محصول i و j را در زمان t نشان می‌دهد. بنابراین خروجی $HR_{i,j,t}$ نیز به‌صورت یک سری زمانی خواهد بود. در حالتی که قیمت محصولات به‌صورت سری زمانی باشند، نرخ بین شرکتی رفتار توده‌وار ($HR_{i,j}$) یعنی رفتار توده‌وار بین دو سه i و j به کمک میانگین‌گیری از رابطه (۱۰) به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$HR_{i,j} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} HR_{i,j,t} \quad (۱۰)$$

در رابطه فوق، t معرف زمان مربوط به هر داده (روز مربوطه) و T به ترتیب، بیانگر کل زمان داده‌ها است. فرضیه صفر اول تحقیق برابر شدن مقدار رفتار توده‌وار به‌دست‌آمده از نمونه با مقدار رفتار توده‌وار حاصل از حرکت تصادفی قیمت‌ها است۵. فرضیه دیگر تحقیق مربوط به رفتار توده‌وار در شرایط تغییرات شدید قیمت است. شدت‌گرفتن رفتار توده‌وار هنگام افزایش یا کاهش شدید قیمت‌ها موضوع تحقیقات بسیاری در ادبیات موضوع است. با در اختیار داشتن سنجه رفتار توده‌وار، امکان بررسی تغییرات آن بر اساس میزان تغییرات قیمت (بازده) نیز وجود دارد؛ لذا داده‌های قیمت برحسب میزان بازدهی در قالب ۲۰ گروه طبقه‌بندی می‌شوند. سپس مقدار رفتار توده‌وار در هر طبقه به‌صورت جداگانه محاسبه می‌شود و معنی‌دار بودن رفتار توده‌وار در هر طبقه بررسی می‌شود. بررسی معنی‌داری مقادیر به‌دست‌آمده مجدداً با استفاده از روش مونت‌کارلو انجام می‌شود.

باتوجه‌به در دسترس نبودن تابع توزیع سنجه رفتار توده‌وار، برای بررسی فرضیات تحقیق از روش مونت‌کارلو استفاده می‌شود. در این روش با انجام نمونه‌گیری تصادفی با تعداد زیاد، توزیع آماری پارامتر موردنظر برآورد می‌شود و مقادیر بحرانی باتوجه‌به سطح

---

۵ در اغلب شبیه سازی های آزمون های تجربی، سنجه رفتار توده وار با فرض حرکت تصادفی، در حدود صفر بدست آمد؛ لذا عدم وجود رفتار توده وار را به صورت تجربی نیز میتوان تقریبا معادل تصادفی بودن تغییرات قیمت دانست.

اطمینان مدنظر تعیین می‌شوند (Fagiolo et al., 2019)؛ بنابراین، برای استفاده از روش مونت‌کارلو لازم است توزیعی برای بازده قیمت‌ها در نظر گرفته شود. بر اساس مدل حرکت براونی هندسی، می‌توان فرض کرد، بازده سهام در دوره‌های زمانی ثابت (روزانه یا بیشتر)، مستقل و دارای توزیع نرمال هستند (Dmouj, 2006)؛ لذا در این مطالعه فرض می‌شود، توزیع بازده قیمتی در دوره مورد بررسی نرمال است. سپس، میانگین و انحراف معیار بازده برای هر سهم محاسبه می‌شود و در پی آن، نمونه تصادفی بازده نرمال با پارامترهای موجود در تعداد زیاد ایجاد می‌شود. در روش مونت‌کارلو، تعداد ۱۰۰۰ تکرار را مناسب و تعداد ۱۰٫۰۰۰ تکرار را اغلب کافی در نظر می‌گیرند. ازاین‌رو، در این تحقیق برای شبیه‌سازی‌ها، تعداد ۱۰٫۰۰۰ تکرار استفاده می‌شود. همچنین، برای بررسی بیشتر آزمون قوت با ۱۰۰٫۰۰۰ تکرار برای تعدادی سهام انتخابی انجام می‌شود تا معنی‌داری انجام تکرار بیشتر بر نتایج مشخص شود. نمودار همگرایی میانگین و واریانس سنجه رفتار توده‌وار قیمت یک نمونه با ۱۰۰٫۰۰۰ تکرار در پیوست ۱ ارائه‌شده است. این شبیه‌سازی‌ها در نهایت، برآورد میانگین، انحراف معیار و مقادیر بحرانی آزمون را ارائه می‌دهند. درنتیجه، امکان بررسی فرضیات مختلف در خصوص رفتار توده‌وار امکان‌پذیر می‌شود.

مدل رفتار توده‌وار قیمت نسبت به روش‌های قبلی بررسی رفتار توده‌وار، دارای پنج مزیت عمده است. اولین و مهم‌ترین مزیت آن است که در این روش، بررسی رفتار توده‌وار از سایر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها یا مدل‌های کمکی دیگر، بی‌نیاز است. در اغلب روش‌های دیگر بررسی رفتار توده‌وار، لازم است مدلی دیگر مانند مدل قیمت‌گذاری عقلایی دارایی مبنای بررسی قرار داده شود تا انحراف از آن به‌عنوان رفتار توده‌وار در نظر گرفته شود. درنتیجه، کلیه خطاها و نقدهای مرتبط به مدل‌های قیمت‌گذاری به بررسی رفتار توده‌وار نیز انتقال می‌یابند درحالی‌که روش رفتار توده‌وار قیمت، این ضعف را برطرف ساخته است. مزیت دوم آن که، سنجه رفتار توده‌وار قیمت با درک شهودی از رفتار توده‌وار و رفتار توده‌وار قابل‌مشاهده در طبیعت نظیر رفتار گروه‌های پرندگان، ماهی‌ها و غیره هماهنگ است. سومین مزیت، هماهنگی سنجه رفتار توده‌وار قیمت با درک ما از نحوه حرکت قیمت‌ها در بازار کارا است. چراکه در بازار کارا، تغییر قیمت‌ها به‌صورت تصادفی انجام می‌گیرد و درنتیجه سنجه رفتار توده‌وار قیمت باید نزدیک به صفر باشد، درنتیجه معنی‌دار شدن سنجه رفتار توده‌وار قیمت به معنی وجود رفتار توده‌وار در بازار است.

۴- داده‌ها و تحلیل

جامعة آماری این پژوهش، شامل داده‌های روزانه کلیه شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران، طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ است. اولین فیلتر اعمال‌شده بر داده‌ها، تاریخ پذیرش شرکت‌ها است. برای هماهنگی و بهبود مقایسه پذیری نتایج، شرکت‌های دارای حداقل ۲۰۰۰ داده انتخاب‌شده‌اند. انتخاب تعداد نمونة بیشتر باعث کاهش شدید تعداد شرکت‌های قابل‌بررسی می‌شود. براین‌اساس، تعداد ۲۰۰۰ داده انتخاب شده است. فیلتر دوم داده‌ها، تعداد روزهای بسته بودن نماد موردنظر است. بسته بودن نماد و عدم تغییرات قیمت آن، می‌تواند نوعی رفتار شناسایی شود و محاسبات رفتار توده‌وار را تحت تأثیر قرار دهد. ازاین‌رو، شرکت‌هایی که نماد آن‌ها طی یک سال آخر تحقیق متوقف بوده‌اند، برای جلوگیری از شناسایی رفتار توده‌وار کاذب از داده‌ها حذف می‌شوند. با انجام این تعدیلات نمونة نهایی شامل ۲۸۶ سهم شد. تاریخ شروع داده‌ها از ۵/ ۱۳۹۰/۴ و پایان آن ۱۳۹۸/۷/۶ به‌صورت روزانه است. تاریخ پایانی داده‌ها بر اساس آخرین داده‌های در دسترس در زمان گردآوری بوده است. تاریخ شروع درنتیجه اعمال فیلتر ۲۰۰۰ دادة روزانه مدنظر به‌دست‌آمده است. داده‌ها از پایگاه دادة شرکت مدیریت فناوری بورس تهران و نرم‌افزار tseclient جمع‌آوری‌شده‌اند. داده‌های بورس نیویورک نیز در قلمروی زمانی مشابه از پایگاه دادۀ Yahoo Finance استخراج شد. آمار توصیفی داده‌های تحقیق در **جدول ۱**ارائه‌شده است. نمونة تصادفی تحقیق شامل ۲۸۶ سهام است که در ۲۰۰۰ روز بررسی‌شده‌اند، درنتیجه، ۵۸۰٫۰۰۰ روز -سهام بررسی می‌شوند. میانگین بازده روزانة ۰٫۱۲ درصد است. انحراف معیار بازده نیز ۳٫۵۴ درصد است. میانگین حجم معاملات روزانه در دوره بررسی ۲۵۳۰۸۴۳ سهم است. توجه به میانگین تعداد معاملات که برابر ۲۱۲/۲۵است، این نکته را روشن می‌سازد که در هر معامله به طور متوسط ۱۱۹۲۳ سهم ردوبدل شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی داده‌های تحقیق
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 1. Descriptive statistics of research data
Source: Research results

	تعداد سهام	تعداد روز	میانگین	انحراف معیار	میانه	مینیمم	ماکزیمم
قیمت (ریال)	۲۸۶	۲۰۰۰	۵۷۰۲	۷۰۷۵	۳۱۸۸	۱۴۴	۱۰۰۰۰۰
بازده (درصد)	۲۸۶	۱۹۹۹	۰٫۱۲٪	%۳/۵۴	%۰	%-۹۲/۴۸	%۱۰۵۰/.۸۷
حجم معاملات	۲۸۶	۲۰۰۰	۲۵۳۰۸۴۳	۲۰۷۸۷۲۸۶	۱۳۰۷۱۸	۰	۴۸۸۵۶۵۹۲۲۷
تعداد معاملات	۲۸۶	۲۰۰۰	۲۱۲/۲۵	۷۶۱/۵۴	۳۸	۰	۱۳۷۴۸۷

فرض صفر اول تحقیق عدم وجود رفتار توده‌وار است که به تعبیر ریاضی معادل، معنی‌دار نبودن تفاوت مقدار سنجه رفتار توده‌وار تفاوت با صفر است. این فرض را می‌توان معادل معنی‌دار نبودن تفاوت تغییرات بازده سهام با رفتار تصادفی دانست. برای بررسی این فرضیه ابتدا متوسط نرخ انفرادی رفتار توده‌وار (HR_i) محاسبه می‌شود. این متغیر نشان می‌دهد شرکت فرضی الف با شرکت‌های دیگر موجود در نمونه چه مقدار رفتار توده‌وار دارد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد در سطح خطای ۱ درصد از بین تمام روابط توده‌وار ممکن میان اعضای نمونه، ۲۹/٦ درصد از روابط توده‌وار معنی‌دار هستند. نتایج تفصیلی در **جدول ۲** ارائه‌شده است. باتوجه‌به سطر اول این جدول، میانگین نرخ انفرادی رفتار توده‌وار مثبت و برابر ٤٫۱۰ است؛ بنابراین، با افزایش (کاهش) ۱۰۰ درصدی قیمت یک سهام در نمونه آماری تحقیق، قیمت سهام سایر شرکت‌ها به طور متوسط ٤٫۰۷ درصد افزایش (کاهش) می‌یابند. بیشترین نرخ انفرادی رفتار توده‌وار متعلق به شرکت زامیاد با نرخ ۷٫۲۰ است. بیشترین نرخ رفتار توده‌وار برای این شرکت ۳۶٫٤٥ است که بین سهام زامیاد و سایپا بوده است. کمترین نرخ رفتار توده‌وار متعلق به شرکت فولاد خراسان است اما در سطوح معنی‌داری یک، پنج و ده درصد تفاوت معنی‌داری با صفر ندارد.

جدول ۲. برآورد مقادیر متوسط نرخ رفتار توده‌وار
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 2. Estimation of the average values of herding rate
Source: Research results

	تعداد سهام	تعداد روز	میانگین	انحراف معیار	میانه	مینیمم	ماکزیمم
نرخ انفرادی رفتار توده‌وار HR_i	۲۸۶	۱۹۹۹	۴٫۱۰	۱٫۵۲	۴٫۳۰	-۰٫۰۵	۷٫۲۰
نرخ بین شرکتی رفتار توده‌وار $HR_{i,j}$	۲۸۶	۱۹۹۹	۴٫۱۲	۲٫۹۰	۳٫۷۳	-۱٫۷۹	۳۶٫۴۵

نرخ رفتار توده‌وار معنی‌دار منفی در نمونه تحقیق ملاحظه نمی‌شود. نامنفی بودن نرخ انفرادی رفتار توده‌وار شرکت‌ها، این سؤال را در ذهن ایجاد می‌کند که آیا رفتار توده‌وار دوبه‌دوی شرکت‌ها نیز همواره نامنفی است یا بین شرکت‌های مختلف ممکن است رفتار توده‌وار معکوس وجود داشته باشد. برای بررسی این مسئله باید مقادیر رفتار توده‌وار میان سهم‌های مختلف یعنی $HR_{i,j}$ بررسی شود. همان‌طور که در سطر دوم **جدول ۲** مشخص است، میانگین نرخ بین شرکتی رفتار توده‌وار در حدود مقادیر انفرادی است. کمترین مقدار برابر ۱٫۸- است که این مقدار در سطوح پنج و ده درصد معنی‌دار نیست. بنابراین، در طول زمان و به طور متوسط، تغییر قیمت یک محصول، موجب رفتار توده‌وار شرکت‌های دیگر در جهت عکس نمی‌شود.

۲-۴- رفتار توده‌وار و بازده قیمت

یکی از مباحث موردتوجه در این مقاله ارتباط بین رفتار توده‌وار و بازدهی قیمت‌ها است. بر اساس ادبیات موضوع، انتظار اولیه آن است که هنگام افزایش یا کاهش شدید قیمت‌ها، رفتار توده‌وار معنی‌دار باشد و افزایش پیدا کند. برای بررسی این فرضیه، داده‌های قیمت موجود، بر اساس میزان بازده روزانه در ۲۰ طبقه، دسته‌بندی‌شده‌اند و میزان رفتار توده‌وار در هر طبقه جداگانه محاسبه‌شده است. معنی‌داری مقادیر به‌دست‌آمده نیز با استفاده از روش مونت‌کارلو بررسی‌شده‌اند. همان‌طور که در **جدول ۳** و **نمودار ۱** ملاحظه می‌شود، رفتار توده‌وار تقریباً به‌صورت متقارن است و با افزایش مقدار مطلق بازده سهام، مقدار رفتار

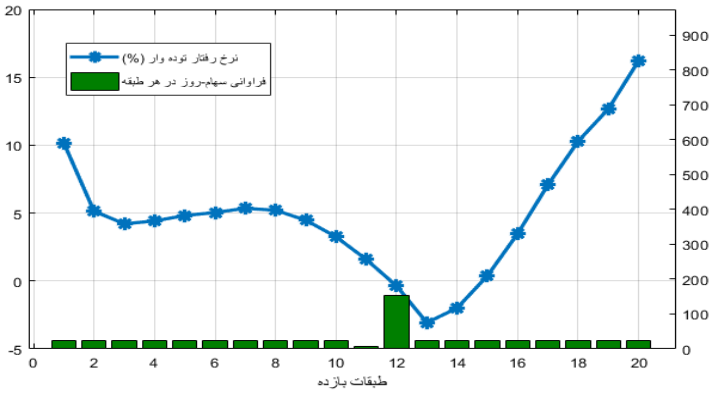
توده‌وار ابتدا کاهشی و سپس افزایشی است. سطرهای میانی **جدول ۳** نشان می‌دهند، در روزهایی که تغییرات قیمت زیادی رخ نمی‌دهد، میزان رفتار توده‌وار اندک است. برای مثال، در طبقه دوازدهم، میانگین نرخ رفتار توده‌وار در حدود صفر است؛ اما با افزایش میزان بازدهی، میانگین رفتار توده‌وار نیز مثبت و صعودی می‌شوند و به بالغبر ۱۶ درصد می‌شود. این موضوع بیان می‌کند که در هنگام افزایش قیمت یک سهم، قیمت سهم‌های دیگری نیز تمایل به افزایش پیدا می‌کنند و هرقدر افزایش قیمت شدیدتر باشد، میزان تقلید رفتار قیمت آن‌ها افزایش می‌یابد. در هنگام کاهش قیمت‌ها، روند مشابه ملاحظه می‌شود. همان‌طور که در **نمودار ۱** ملاحظه می‌شود، با کاهش قیمت‌ها و شدت‌گرفتن بازدهی منفی، میانگین نرخ رفتار توده‌وار نیز افزایش می‌یابد و هرقدر کاهش قیمت‌ها بیشتر شود، مقدار رفتار توده‌وار افزایش می‌یابد. درنتیجه هرقدر مقدار مطلق بازده قیمت افزوده‌شده (تغییرات قیمت شدیدتر بوده)، میزان رفتار توده‌وار نیز افزایش‌یافته است.

جدول ۳. برآورد نرخ رفتار توده‌وار بر اساس بازده قیمت
مأخذ: نتایج پژوهش

Table *3.* Estimation of herding rate by price return
Source: Research results

	مشخصات طبقه (%)		فراوانی	میانگین نرخ رفتار توده‌وار	انحراف معیار	مقدار بحرانی پایین ۱%	مقدار بحرانی بالا ۱%
طبقه ۱	-۹۲٫۴۸	-۳٫۸۹	۲۲۸۶۸	۱۰٫۰۹	۲۱٫۰۳	-۲٫۹۷	۲٫۹۸
طبقه ۲	-۳٫۸۹	-۳٫۰۱	۲۲۸۶۹	۵٫۳۱	۱۷٫۶۵	-۰٫۴۶	۰٫۴۵
طبقه ۳	-۳٫۰۱	-۲٫۱۳	۲۲۸۶۹	۴٫۴۷	۱۵٫۷۷	-۰٫۶	۰٫۶۱
طبقه ۴	-۲٫۱۳	-۱٫۴۷	۲۲۸۶۸	۴٫۶۶	۱۳٫۸۵	-۰٫۶۶	۰٫۶۴
طبقه ۵	-۱٫۴۷	-۰٫۹۸	۲۲۸۶۹	۵٫۰۲	۱۱٫۷۴	-۰٫۷۴	۰٫۷
طبقه ۶	-۰٫۹۸	-۰٫۶۳	۲۲۸۶۳	۵٫۱۹	۱۰٫۲۴	-۰٫۸۳	۰٫۸۲
طبقه ۷	-۰٫۶۳	-۰٫۳۹	۲۲۸۷۴	۵٫۴۶	۸٫۶۴	-۰٫۸۸	۰٫۸۷
طبقه ۸	-۰٫۳۹	-۰٫۲۱	۲۲۸۶۸	۵٫۲۹	۷٫۰۶	-۱٫۱۷	۱٫۱۴
طبقه ۹	-۰٫۲۱	-۰٫۱	۲۲۸۶۹	۴٫۵۲	۵٫۵۶	-۱٫۶۹	۱٫۶۵
طبقه ۱۰	-۰٫۱	-۰٫۰۲	۲۲۸۶۸	۳٫۲۷	۳٫۹۶	-۲٫۴۶	۲٫۴۷

طبقه ۱۱	-۰٫۰۲	۰	۶۳۹۶	۱٫۵۸	۲٫۲۶	-۲٫۵۳	۲٫۵۸
طبقه ۱۲	۰	۰٫۱۲	۱۵۳۶۷۸	-۰٫۳۷	۱٫۶۶	-۲٫۹۲	۲٫۹۹
طبقه ۱۳	۰٫۱۲	۰٫۳۴	۲۲۸۷۵	-۳٫۱۳	۶٫۵۲	-۲٫۲۱	۲٫۳۲
طبقه ۱۴	۰٫۳۴	۰٫۷۳	۲۲۸۶۹	-۲٫۱	۹٫۰۱	-۱٫۵۵	۱٫۵۳
طبقه ۱۵	۰٫۷۳	۱٫۲۹	۲۲۸۶۸	۰٫۲۲	۱۱٫۵۵	-۱٫۰۹	۱٫۱
طبقه ۱۶	۱٫۲۹	۲٫۰۹	۲۲۸۶۸	۳٫۳	۱۴٫۲	-۰٫۸۹	۰٫۹
طبقه ۱۷	۲٫۰۹	۳٫۰۹	۲۲۸۶۹	۶٫۹۲	۱۶٫۲۸	-۰٫۶۶	۰٫۶۸
طبقه ۱۸	۳٫۰۹	۳٫۸۶	۲۲۸۶۹	۱۰٫۲۶	۱۷٫۲۹	-۰٫۳۷	۰٫۳۸
طبقه ۱۹	۳٫۸۶	۴٫۴۷	۲۲۸۶۸	۱۲٫۷۶	۱۸٫۵۴	-۰٫۲۳	۰٫۲۳
طبقه ۲۰	۴٫۴۷	۱۰۵۰٫۸۷	۲۲۸۶۹	۱۶٫۳۴	۲۱٫۱۹	-۲٫۹۷	۲٫۹۹



نمودار ۱. مقدار رفتار توده‌وار برحسب طبقات مختلف بازده قیمت

مأخذ: نتایج پژوهش

Figure1. Estimation of herding rate by price return

Source: Research results

۳-۴- رفتار توده‌وار و مقدار معاملات

طبق نظر رفتارگرایان، هنگامی‌که سرمایه‌گذاران اطلاعات و عقاید خصوصی خود را کنار می‌گذارند تا تصمیمات دیگران را تقلید کنند، میزان معاملات برخی سهم‌های خاص را شدت می‌دهند و حجم معاملات آن‌ها را به میزان قابل‌توجه افزایش می‌دهد. درنتیجه، حجم معاملات ممکن است، عنصری حیاتی در تشریح رفتار توده‌وار باشد (Jlassi & BenSaïda,

2014). ارتباط بین میزان معاملات و رفتار توده در مطالعات اندکی بررسی‌شده است. لاکانیشاک، اشلایفر و ویشنی (۱۹۹۲) اولین مطالعه‌ای است که ارتباط مقدار معاملات و رفتار توده‌وار در آن بررسی‌شده است. مطالعات دیگر نیز به کمک مدل کریستی و هاونگ و سایر مدل‌ها این ارتباط را بررسی کردند (Lan & Lia, 2011 ؛Hachicha, 2010). باوجود مطالعات گوناگون، نتایج آن‌ها در مورد نحوه ارتباط مقدار معاملات و رفتار توده‌وار همچنان محل اختلاف است. ازاین‌رو در این تحقیق با کمک سنجه رفتار توده‌وار قیمت ارتباط رفتار توده‌وار و مقدار مطالعات بررسی‌شده است. در این راه، ابتدا داده‌های قیمت بر اساس تعداد و حجم معاملات در ۲۰ گروه طبقه‌بندی‌شده‌اند. سپس میزان رفتار توده‌وار هر گروه همانند بخش‌های قبلی محاسبه و تحلیل‌شده است. نتایج در **جدول ٤** ارائه‌شده است. نتایج نشان می‌دهد ارتباط بین رفتار توده‌وار با هر دو شاخص میزان معاملات مثبت و معنی‌دار است.

جدول ۴. برآورد نرخ رفتار توده‌وار بر اساس تعداد و حجم معاملات

مأخذ: نتایج پژوهش

Table 4. Estimation of mass behavior rate by the number and volume of transactions

Source: Research results

	میانگین رفتار توده‌وار بر اساس حجم معاملات	انحراف معیار رفتار توده‌وار بر اساس حجم معاملات	میانگین رفتار توده‌وار بر اساس تعداد معاملات	انحراف معیار رفتار توده‌وار بر اساس تعداد معاملات
طبقه ۱	۰	۰٫۰۱	۰	۱٫۲۷
طبقه دو	۱٫۰۳	۰٫۰۵	۰٫۸۱	۵٫۲۳
طبقه ۳	۱٫۷۹	۰٫۰۷	۲٫۰۷	۷٫۳۶
طبقه ۴	۲٫۷۶	۰٫۰۹	۲٫۹۵	۸٫۸۴
طبقه ۵	۳٫۳۷	۰٫۱	۳٫۹۳	۱۰٫۲
طبقه ۶	۳٫۶۸	۰٫۱۱	۴٫۴۴	۱۱٫۳۳
طبقه ۷	۴٫۲۸	۰٫۱۲	۴٫۸۳	۱۲٫۱
طبقه ۸	۴٫۶۹	۰٫۱۳	۵٫۱	۱۲٫۷۳
طبقه ۹	۵٫۱۳	۰٫۱۴	۴٫۹۹	۱۳٫۱۲
طبقه ۱۰	۵٫۰۸	۰٫۱۴	۵٫۱۳	۱۳٫۸۳
طبقه ۱۱	۵٫۵۸	۰٫۱۴	۵٫۴۴	۱۴٫۰۸

طبقه ۱۲	۵٫۳	۰٫۱۵	۵٫۰۷	۱۴٫۱۷
طبقه ۱۳	۵٫۶۴	۰٫۱۵	۵٫۶۴	۱۴٫۶۶
طبقه ۱۴	۵٫۹۹	۰٫۱۵	۵٫۷۹	۱۵
طبقه ۱۵	۶٫۴۲	۰٫۱۶	۶٫۲۴	۱۵٫۴۴
طبقه ۱۶	۶٫۷۴	۰٫۱۶	۶٫۳۳	۱۵٫۷۷
طبقه ۱۷	۷٫۲۶	۰٫۱۶	۶٫۸۱	۱۶٫۲۹
طبقه ۱۸	۷٫۰۳	۰٫۱۷	۷٫۲۴	۱۷٫۲۴
طبقه ۱۹	۷٫۹۲	۰٫۱۷	۶٫۸۶	۱۷٫۷۵
طبقه ۲۰	۸	۰٫۱۸	۶٫۲۴	۱۹٫۰۵

۴-۴- آزمون قوت نتایج در بورس نیویورک

یکی از ویژگی‌های بورس نیویورک مقدار کم بسته بودن نمادها در این بازار است. به‌طوری‌که در نمونهٔ بورس نیویورک فقط ۱ شرکت از ۱ هزار و ٦٠٧ شرکت بیش از ۱۰۰ روز متوقف بوده است، درحالی‌که این مقدار در بازار سرمایه ایران بالغبر ۱۵ درصد است؛ در نتیجه، استفاده از داده‌های این بازار برای بررسی و کنترل اثر بسته بودن نماد شرکت‌ها بر مقادیر رفتار توده‌وار ممکن است مفید واقع شود. ازاین‌رو، رفتار توده‌وار قیمت در این بازار نیز بررسی می‌شود. محاسبه مقادیر رفتار توده‌وار و نقاط بحرانی همانند قبل با استفاده از آزمون فرض به روش مونت کارلو انجام شده است. مقادیر نرخ رفتار توده‌وار انفرادی و بین شرکتی به همراه نمودارها و مقادیر بحرانی مربوطه در پیوست‌های انتهای مقاله ارائه شده است. نتایج برآورد میزان رفتار توده‌وار بورس نیویورک مربوط به هر طبقه در **جدول ۵** ارائه شده است.

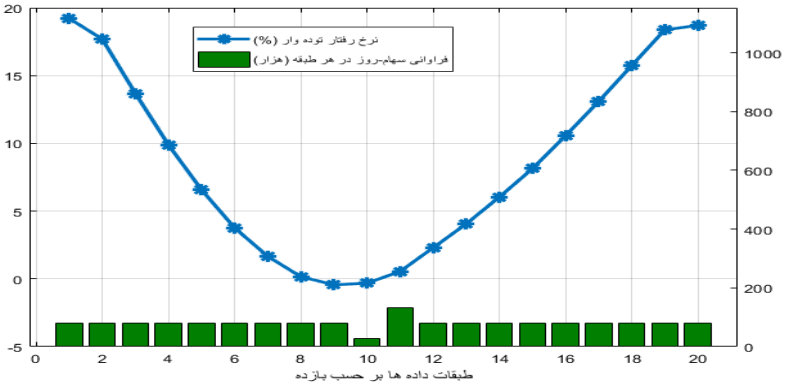
جدول ۵. برآورد میزان رفتار توده‌وار بر اساس طبقات بازده قیمت و حجم معاملات در بورس نیویورک
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 5. Estimation of mass behavior rate by price return and volume of transactions in NYSE

Source: Research results

	طبقه‌بندی در اساس بازده قیمت				طبقه‌بندی در اساس حجم معاملات			
	میانگین میزان رفتار توده‌وار	انحراف معیار رفتار توده‌وار	مقدار بحرانی پایین ۵%	مقدار بحرانی بالا ۵%	میانگین نرخ رفتار توده‌وار	انحراف معیار رفتار توده‌وار	مقدار بحرانی پایین ۵%	مقدار بحرانی بالا ۵%
طبقهٔ ۱	۱۹٫۲۲	۲۰٫۳۱	-۲٫۱۴	۲٫۰۹	۵٫۷۸	۰٫۱۶	-۲٫۲۹	۲٫۲۹
طبقهٔ ۲	۱۷٫۶۹	۲۲٫۴۱	-۰٫۵۳	۰٫۵۵	۶٫۳۹	۰٫۱۷	-۲٫۲۸	۲٫۲۷
طبقهٔ ۳	۱۳٫۶۹	۲۲٫۱۴	-۰٫۴۲	۰٫۴۳	۷٫۰۷	۰٫۱۷	-۲٫۲۹	۲٫۲۴
طبقهٔ ۴	۹٫۸۹	۲۱٫۱۹	-۰٫۳۸	۰٫۳۹	۷٫۳۹	۰٫۱۷	-۲٫۲۶	۲٫۲۴
طبقهٔ ۵	۶٫۵۷	۱۹٫۴۹	-۰٫۳۹	۰٫۳۹	۷٫۷۸	۰٫۱۷	-۲٫۲۸	۲٫۲۵
طبقهٔ ۶	۳٫۷۶	۱۷٫۱۹	-۰٫۴۳	۰٫۴۳	۷٫۴۶	۰٫۱۷	-۲٫۳۱	۲٫۲۶
طبقهٔ ۷	۱٫۶۷	۱۴٫۲	-۰٫۵۱	۰٫۵۱	۷٫۶۵	۰٫۱۸	-۲٫۲۷	۲٫۲۵
طبقه ۸	۰٫۱۶	۱۰٫۴۹	-۰٫۷۴	۰٫۷۳	۸٫۰۱	۰٫۱۸	-۲٫۲۴	۲٫۲۹
طبقهٔ ۹	-۰٫۴۴	۶٫۲۳	-۱٫۵۱	۱٫۴۹	۸٫۱۸	۰٫۱۸	-۲٫۲۹	۲٫۳۱
طبقهٔ ۱۰	-۰٫۳۲	۲٫۶۸	-۱٫۷۹	۱٫۷۹	۸٫۳۲	۰٫۱۸	-۲٫۲۴	۲٫۲
طبقهٔ ۱۱	۰٫۵۵	۳٫۳۶	-۲٫۲۳	۲٫۱۴	۸٫۲۸	۰٫۱۸	-۲٫۲۷	۲٫۲۹
طبقهٔ ۱۲	۲٫۳	۸٫۵۱	-۰٫۹	۰٫۹۱	۸٫۱۱	۰٫۱۸	-۲٫۲۶	۲٫۳۱
طبقهٔ ۱۳	۴٫۰۶	۱۲٫۰۳	-۰٫۵۴	۰٫۵۵	۸٫۱۵	۰٫۱۸	-۲٫۲۶	۲٫۲۳
طبقهٔ ۱۴	۶٫۰۴	۱۴٫۹۵	-۰٫۴۴	۰٫۴۲	۸٫۰۴	۰٫۱۸	-۲٫۲۳	۲٫۲
طبقهٔ ۱۵	۸٫۱۳	۱۷٫۲	-۰٫۳۷	۰٫۳۷	۷٫۶۷	۰٫۱۸	-۲٫۲۴	۲٫۲۵
طبقهٔ ۱۶	۱۰٫۵۶	۱۸٫۸۸	-۰٫۳۵	۰٫۳۴	۸٫۱۶	۰٫۱۸	-۲٫۲۵	۲٫۲۸
طبقهٔ ۱۷	۱۳٫۰۹	۱۹٫۹۳	-۰٫۳۵	۰٫۳۵	۸٫۰۶	۰٫۱۸	-۲٫۲۴	۲٫۲۱
طبقهٔ ۱۸	۱۵٫۷۴	۲۰٫۵۱	-۰٫۴	۰٫۳۹	۸٫۰۹	۰٫۱۸	-۲٫۲۹	۲٫۲۶
طبقهٔ ۱۹	۱۸٫۳۸	۲۰٫۱۵	-۰٫۵۴	۰٫۵۴	۷٫۴۳	۰٫۱۸	-۲٫۲۷	۲٫۲۴
طبقهٔ ۲۰	۱۸٫۷	۱۸٫۰۱	-۲٫۳۶	۲٫۲۳	۶٫۳۹	۰٫۱۸	-۲٫۲۸	۲٫۲۵

همان‌طور که در **جدول** ۵ و **نمودار ۲** ملاحظه می‌شود، رفتار توده‌وار بر اساس طبقات بازده قیمت، ابتدا کاهشی و سپس افزایشی است. سطرهای میانی این جدول نشان می‌دهند، در مواقعی که تغییرات قیمت زیادی وجود ندارد، میزان رفتار توده‌وار اندک است. برای مثال در طبقهٔ دهم، میزان رفتار توده‌وار در سطح خطای ۵ درصد تفاوت معناداری با صفر ندارد؛ بنابراین، به‌طورکلی با افزایش قیمت سهام در بازار، قیمت یک سهم متوسط نیز تمایل به همراهی پیدا می‌کند و هرقدر افزایش کلی قیمت‌ها شدیدتر باشد، میزان همراهی قیمت سهم متوسط (مقدار رفتار توده‌وار) نیز افزایش می‌یابد. طبقه‌بندی داده‌های بورس نیویورک بر اساس حجم معاملات نشان می‌دهد در طبقات مختلف، رفتار توده‌وار قیمت مثبت و معنادار است. همانند بازار ایران، در این بازار نیز با افزایش حجم معاملات، مقدار رفتار توده‌وار شدت می‌گیرد و در طبقهٔ انتهایی که مربوط به بیشترین حجم معاملات است، رفتار توده‌وار کاهش می‌یابد. این امر می‌تواند ناشی از تغییر هیجانات در شرایط افزایش شدید قیمت‌ها و تغییر روند آن‌ها باشد. به طور خلاصه، در بورس نیویورک، شواهدی معنادار و مثبت از رفتار توده‌وار قیمت یافت شد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که هرچه مقدار مطلق بازده قیمت افزایش یابد (تغییرات قیمت شدیدتر باشد)، مقدار رفتار توده‌وار نیز افزایش می‌یابد. در طبقات مختلف، حجم معاملات نیز شواهد رفتار توده‌وار قیمت معنادار و مثبت است. به‌استثنای طبقهٔ مربوط به بیشترین حجم معاملات با افزایش حجم معاملات، مقادیر رفتار توده‌وار به شدت افزایش می‌یابند.



نمودار ۲. میزان رفتار توده‌وار برحسب طبقات مختلف بازده قیمت در بورس نیویورک

مأخذ: نتایج پژوهش

Figure2. Estimation of mass behavior rate by price return and volume of transactions in NYSE

Source: Research results

۵- نتیجه‌گیری

این تحقیق به بررسی رفتار توده‌وار بین قیمت سهام ۲۸٦ شرکت بورس تهران بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸، با استفاده از مدل‌های مبتنی بر مالکیت، فضای حالت و پراکندگی و روش مونت‌کارلو پرداخته است. نتایج نشان داد که در سطح خطای ۱ درصد از بین تمام روابط توده‌وار ممکن میان اعضای نمونه، ۲۹/٦ درصد از روابط توده‌وار معنی‌دار هستند. میانگین نرخ رفتار توده‌وار در نمونه نیز ٤٫۰۷ درصد است. همچنین، مقدار رفتار توده‌وار در بین برخی از شرکت‌ها بالغ‌بر ۳٦ درصد است. این شواهد، نشانگر فراوانی رفتار توده‌وار در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران است. به‌علاوه، نتایج نشان داد با افزایش تغییرات مطلق قیمت، رفتار توده‌وار شدت می‌گیرد و در هنگام بروز تغییرات قیمت شدید، میزان رفتار توده‌وار به حداکثر خود می‌رسد. همچنین، در بازارهای شدیداً صعودی، رفتار توده‌وار بیشتری نسبت به بازار شدیداً نزولی به وجود می‌آید. برآورد مقدار رفتار توده‌وار بر اساس میزان معاملات با دو شاخص حجم و تعداد معاملات نشان می‌دهد که در هر دو مورد رابطه معنی‌دار و مثبت است؛ بنابراین، انتظار می‌رود هر چه مقدار معاملات در سطح بازار بیشتر

شود، مقدار رفتار توده‌وار نیز افزایش یابد. این نتایج با مدل BHW، مفهوم آبشار اطلاعات (Bikhchandani, Hirshleifer, & Welch, 1992)، نظریهٔ انطباق اجتماعی (Raafat, Chater, Frith, 2009) مدل‌های رفتار توده‌وار مبتنی بر اطلاعات (Banerjee, 1992؛ Chamley, 2004) انطباق دارد؛ چرا که از منظر آن‌ها، رفتار و اعمال دیگران حاوی اطلاعات نسبتاً مهم است و در نتیجه افراد در کنار اطلاعات خود به رفتار دیگران نیز وزن می‌دهند. در این وضعیت، با افزایش معاملات مشابه، وزن اطلاعات شخصی در برابر اطلاعات حاصل از رفتار دیگران ناچیز می‌شود و اتفاق‌نظر دربارهٔ یک تصمیم معاملاتی شکل می‌گیرد و رفتار توده‌وار رخ می‌دهد. در انتها، برای بررسی اثر شرایط خاص بازار سرمایهٔ ایران از نظر بسته‌بودن نماد شرکت‌ها، رفتار توده‌وار قیمت در بورس نیویورک نیز بررسی شد. نتایج بیانگر شواهد رفتار توده‌وار قیمت معنادار در این بازار است. همچنین، مشخص شد با افزایش بازده و حجم معاملات، رفتار توده‌وار قیمت نیز معنادار و مثبت می‌شود و شدت می‌گیرد. علاوه بر این، مقادیر رفتار توده‌وار قیمت در بورس نیویورک به طور متوسط دوبرابر بازار سرمایهٔ ایران است. این امر می‌تواند در انتشار سریع‌تر و هماهنگ اخبار بنیادی و عکس‌العمل سریع‌تر به آن‌ها در بازار ریشه داشته باشد. این نتایج با مطالعهٔ وانگ و سامون (۲۰۰٤) مطابقت دارد که در آن مقدار رفتار توده‌وار بازار امریکا بیشتر از مقدار مشابه در بورس کرهٔ جنوبی به‌دست‌آمده است. به نظر می‌رسد باتوجه‌به مقدار اندک بسته‌بودن سهام در بورس نیویورک، معنادار بودن مقادیر رفتار توده‌وار قیمت در آن بازار به معنی آن است که، مقادیر به‌دست‌آمده برای بازار تهران نیز احتمالاً چندان تحت تأثیر بسته‌بودن نمادها نیست و می‌توان به رفتار توده‌وار شناسایی‌شده در بازار اتکا کرد.

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

Alda, M. (2018). Do the most skillful managers herd? Journal of Pension Economics & Finance, 17(4), 488-512.

Arjoon, V., & Bhatnagar, C. S. (2017). Dynamic herding analysis in a frontier market. Research in International Business and Finance, 42, 496-508.

Babajani, J., Ebadi, J., Moradi, N. (2014). Investigating collective behavior in joint investment funds in Tehran Stock Exchange, Financial Accounting Empirical Studies, 12(47), 47-71. doi: 10.22054/QJMA.2015.2536 [in Persian].

Babalos, V., Balcilar, M., & Gupta, R. (2015). Herding behavior in real estate markets: novel evidence from a Markov-switching model. Journal of Behavioral and Experimental Finance, 8, 40-43.

Banerjee, A. V. (1992). A simple model of herd behavior. The quarterly journal of economics, 107(3), 797-817.

Barberis, N., & Shleifer, A. (2003). Style investing. Journal of financial Economics, 68(2), 161-199.

Bellando, R. (2010). Measuring herding intensity: a hard task. Available at SSRN 1622700.

Bikhchandani, S., Hirshleifer, D., & Welch, I. (1992). A theory of fads, fashion, custom, and cultural change as informational cascades. Journal of political Economy, 100(5), 992-1026.

Bikhchandani, S., Hirshleifer, D., & Welch, I. (1998). Learning from the behavior of others: Conformity, fads, and informational cascades. Journal of economic perspectives, 12(3), 151-170.

Bikhchandani, S., & Sharma, S. (2000). Herd behavior in financial markets. IMF Staff papers, 47(3), 279-310.

Bohl, M. T., Branger, N., & Trede, M. (2017). The case for herding is stronger than you think. Journal of Banking & Finance, 85, 30-40.

Chamley, C. (2004). Rational herds: Economic models of social learning. Cambridge University Press.

Chang, E. C., Cheng, J. W., & Khorana, A. (2000). An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective. Journal of Banking & Finance, 24(10), 1651-1679.

Chen, J.-J., Tan, L., & Zheng, B. (2015). Agent-based model with multi-level herding for complex financial systems. Scientific Reports, 5(1), 8399.

Chen, T. (2013). Do investors herd in global stock markets? Journal of Behavioral Finance, 14(3), 230-239.

Chiang, T. C., Li, J., Tan, L., & Nelling, E. (2013). Dynamic herding behavior in Pacific-Basin markets: Evidence and implications. Multinational Finance Journal, 17(3/4), 165-200.

Chiang, T. C., & Zheng, D. (2010). An empirical analysis of herd behavior in global stock markets. Journal of Banking & Finance, 34(8), 1911-1921.

Christie, W. G., & Huang, R. D. (1995). Following the pied piper: do individual returns herd around the market? Financial Analysts Journal, 51(4), 31-37.

Clement, M. B., & Tse, S. Y. (2005). Financial analyst characteristics and herding behavior in forecasting. The Journal of finance, 60(1), 307-341.

Costantini, D., Donadio, S., Garibaldi, U., & Viarengo, P. (2005). Herding and clustering: Ewens vs. Simon–Yule models. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 355(1), 224-231.

Demirer, R., & Zhang, H. (2019). Do firm characteristics matter in explaining the herding effect on returns? Review of Financial Economics, 37(2), 256-271.

Dmouj, A. (2006). Stock price modelling: Theory and Practice. Masters Degree Thesis, Vrije Universiteit.

Eslami Bidgoli, Gh., & Shahriari, S. (2008). Investigating and testing the collective behavior of investors using the deviations of stock returns from the total market return in Tehran Stock Exchange during the years 2004 to 2006. Accounting and Auditing Review, 14(30) [in Persian].

Fagiolo, G., Guerini, M., Lamperti, F., Moneta, A., & Roventini, A. (2019). Validation of agent-based models in economics and finance. Computer simulation validation: fundamental concepts, methodological frameworks, and philosophical perspectives, 763-787.

Froot, K. A., Scharfstein, D. S., & Stein, J. C. (1992). Herd on the street: Informational inefficiencies in a market with short-term speculation. The Journal of finance, 47(4), 1461-1484.

Galariotis, E. C., Rong, W., & Spyrou, S. I. (2015). Herding on fundamental information: A comparative study. Journal of Banking & Finance, 50, 589-598.

Gompers, P. A., & Metrick, A. (2001). Institutional investors and equity prices. The quarterly journal of economics, 116(1), 229-259.

Graham, J. R. (1999). Herding among investment newsletters: Theory and evidence. The Journal of finance, 54(1), 237-268.

Hazem, K., & Mhamed-Ali, E.-A. (2018). Artificial stock markets with different maturity levels: simulation of information asymmetry and herd behavior using agent-based and network models. Journal of Economic Interaction and Coordination, 13(3), 511-535. https://doi.org/10.1007/s11403-017-0191-6 (Journal of Economic Interaction and Coordination)

Hirshleifer, D., Subrahmanyam, A., & Titman, S. (1994). Security analysis and trading patterns when some investors receive information before others. The Journal of finance, 49(5), 1665-1698.

Hwang, S., Rubesam, A., & Salmon, M. (2021). Beta herding through overconfidence: A behavioral explanation of the low-beta anomaly. Journal of International Money and Finance, 111, 102318.

Hwang, S., & Salmon, M. (2004). Market stress and herding. Journal of Empirical Finance, 11(4), 585-616.

Izadi, M., Shakeri Hosein Abad, A., Milani, M., & Mohammadi, T. (2023). The Formation of Bubble Price in the Stock Market and Its effect on the Iran Business Cycles. Quarterly Journal of Quantitative Economics, 20(2), 72-99. doi: 10.22055/jqe.2021.37190.2371

Jiang, H., & Verardo, M. (2018). Does herding behavior reveal skill? An analysis of mutual fund performance. The Journal of finance, 73(5), 2229-2269.

Jlassi, M., & Bensaïda, A. (2014). Herding behavior and trading volume: Evidence from the American indexes. International Review of Management and Business Research, 3(2), 705-722.

Júnior, G. d. S. R., Palazzi, R. B., Klotzle, M. C., & Pinto, A. C. F. (2020). Analyzing herding behavior in commodities markets – an empirical approach. Finance Research Letters, 35(C). https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.08.033 (Finance Research Letters)

Kobari, M., Fadaeinejad, M., Asadi, G. H., & Hamidizadeh, M. (2016). Herd Behavioral in Tehran Stock Exchange Based on Market Microstructure (case study:Mokhaberat Company). Financial Research Journal, 18(3), 519-540. doi: 10.22059/jfr.2016.62454 [in Persian].

Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1992). The impact of institutional trading on stock prices. Journal of financial Economics, 32(1), 23-43.

Lan, Q. Q., & Lai, R. N. (2011). Herding and trading volume. Available at SSRN 1914208.

Lee, K. (2017). Herd behavior of the overall market: Evidence based on the cross-sectional comovement of returns. The North American Journal of Economics and Finance, 42, 266-284.

Li, Y., Liu, F., Fan, W., Lim, E. T., & Liu, Y. (2018). Early Winner Takes All: Exploring the Impact of Initial Herd on Overfunding in Crowdfunding Context.

Litimi, H. (2017). Herd behavior in the French stock market. Review of Accounting and Finance, 16(4), 497-515.

Litimi, H., BenSaïda, A., & Bouraoui, O. (2016). Herding and excessive risk in the American stock market: A sectoral analysis. Research in International Business and Finance, 38, 6-21.

Mergner, S., & Bulla, J. (2008). Time-varying beta risk of Pan-European industry portfolios: A comparison of alternative modeling techniques. The European Journal of Finance, 14(8), 771-802.

Nofsinger, J. R., & Sias, R. W. (1999). Herding and feedback trading by institutional and individual investors. The Journal of finance, 54(6), 2263-2295.

Park, A., & Sgroi, D. (2012). Herding, contrarianism and delay in financial market trading. European Economic Review, 56(6), 1020-1037.

Peter Chung, Y., & Thomas Kim, S. (2017). Extreme returns and herding of trade imbalances. Review of Finance, 21(6), 2379-2399.

Pourzmani, Z. (2011). Appraising the Herding Behavior on Institutional Investors with Christie and Huang Model in Tehran Stock Exchange, Investment knowledge, (1)3, 147-16 [in Persian].

Puckett, A., & Yan, X. (2007). The determinants and impact of short-term institutional herding.

Raafat, R. M., Chater, N., & Frith, C. (2009). Herding in humans. Trends in cognitive sciences, 13(10), 420-428.

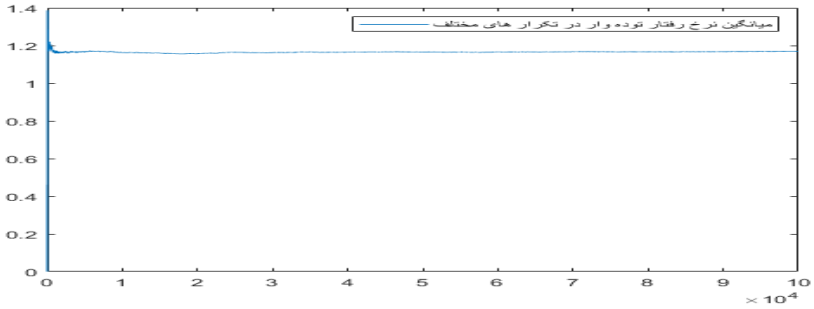
Rezagholizadeh, M., elmi, Z., & mohammadi majd, S. (2023). The Effect of Financial Stress on the Stock Return of Accepted Industries in Tehran Stock Exchange. Quarterly Journal of Quantitative Economics, 20(1), 32-73. doi: 10.22055/jqe.2021.35405.2284

Sharma, V. (2004). Two essays on herding in financial markets. Virginia Polytechnic Institute and State University.

Shen, C. (2018). Testing for herding behaviour among energy sectors in Chinese stock exchange. Journal of Physics: Conference Series,

Shiller, R. J., Fischer, S., & Friedman, B. M. (1984). Stock prices and social dynamics. Brookings papers on economic activity, 1984(2), 457-510.
Spyrou, S. (2013). Herding in financial markets: a review of the literature. Review of Behavioral Finance, 5(2), 175-194.
Stavroyiannis, S., Babalos, V., Bekiros, S., & Lahmiri, S. (2019). Is anti-herding behavior spurious? Finance Research Letters, 29, 379-383.
Tan, L., Chiang, T. C., Mason, J. R., & Nelling, E. (2008). Herding behavior in Chinese stock markets: An examination of A and B shares. Pacific-Basin finance journal, 16(1-2), 61-77.
Trueman, B. (1994). Analyst Forecasts and Herding Behavior. The Review of Financial Studies, 7(1), 97-124. https://doi.org/10.1093/rfs/7.1.97
Vidal-Tomás, D., Ibáñez, A. M., & Farinós, J. E. (2019). Herding in the cryptocurrency market: CSSD and CSAD approaches. Finance Research Letters, 30, 181-186.
Vieito, J. P., Espinosa, C., Wong, W.-K., Batmunkh, M.-U., Choijil, E., & Hussien, M. (2023). Herding behavior in integrated financial markets: the case of MILA. International Journal of Emerging Markets, ahead-of-print(ahead-of-print). https://doi.org/10.1108/IJOEM-08-2021-1202
Walter, A., & Moritz Weber, F. (2006). Herding in the German mutual fund industry. European Financial Management, 12(3), 375-406.
Welch, I. (1992). Sequential sales, learning, and cascades. The Journal of finance, 47(2), 695-732.
Welch, I. (2000). Herding among security analysts. Journal of financial Economics, 58(3), 369-396.
Wermers, R. (1999). Mutual fund herding and the impact on stock prices. The Journal of finance, 54(2), 581-622.
Wray, C. M., & Bishop, S. R. (2016). A financial market model incorporating herd behaviour. PloS one, 11(3), e0151790.
Xie, T., Xu, Y., & Zhang, X. (2015). A new method of measuring herding in stock market and its empirical results in Chinese A-share market. International Review of Economics & Finance, 37, 324-339.
Yao, J., Ma, C., & He, W. P. (2014). Investor herding behaviour of Chinese stock market. International Review of Economics & Finance, 29, 12-29.
Zhou, G. (2018). Measuring investor sentiment. Annual Review of Financial Economics, 10, 239-259.

پیوست‌ها

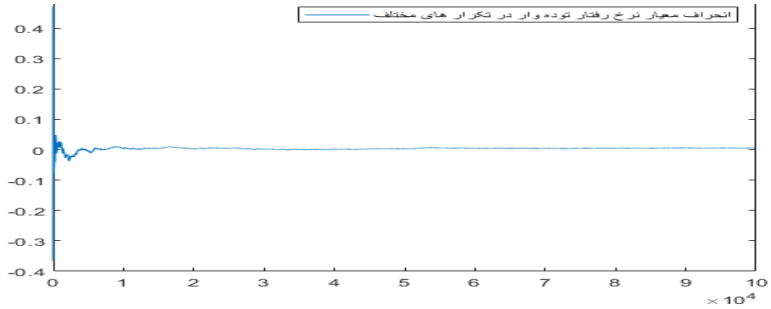


پیوست ب- میانگین نرخ رفتار توده‌وار در ۱۰۰/۰۰۰ تکرار

مأخذ: نتایج پژوهش

Appendix A. Average herding rate in 100.000 repetitions

Source: Research results



پیوست أ- انحراف معیار نرخ رفتار توده‌وار در ۱۰۰/۰۰۰ تکرار

مأخذ: نتایج پژوهش

Appendix B. Standard deviation herding rate in 100.000 repetitions

Source: Research results

پیوست ج- برآورد مقادیر نرخ رفتار توده‌وار بورس نیویورک
مأخذ: نتایج پژوهش

Appendix C. Estimation of Herding in New York Stock Exchange

Source: Research results

	تعداد سهام	میانگین	انحراف معیار	میانه	مینیمم	ماکزیمم
مقدرا رفتار توده‌وار انفرادی HR_i	۱۶۰۷	۷٫۹۰۹	۳٫۱۳۱	۸٫۴۹۳	-۰٫۱۷۵	۱۳٫۸۷۶
مقدار رفتار توده‌وار بین شرکتی $HR_{i,j}$	۱۶۰۷	۷٫۹۱۴	۵٫۵۱۲	۷٫۷۷۷	-۶٫۳۵۷	۶۶٫۲۴۶

پیوست د- برآورد مقادیر بحرانی میزان رفتار توده‌وار بورس نیویورک
مأخذ: نتایج پژوهش

Appendix C. Estimation of Critical values of herding in New York Stock Exchange

Source: Research results

مقدار بحرانی پایین ۱٪	مقدار بحرانی بالا ۱٪	مقدار بحرانی پایین ۵٪	مقدار بحرانی بالا ۵٪	مقدار بحرانی پایین ۱۰٪	مقدار بحرانی بالا ۱۰٪
-۳٫۰۱	۳٫۰۱	-۲٫۲۹۱	۲٫۲۸۴	-۱٫۹۲	۱٫۹۲

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) پاییز ۱۴۰۲ ۲۰(۳) ۷۷-۳۵

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

ارزیابی اثرات کوتاه مدت و بلندمدت سرمایه گذاری مستقیم خارجی، سرمایه انسانی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی گروه‌های مختلف درآمدی کشورهای در حال توسعه (کاربردی از رهیافت هم‌انباشتگی پنل)

ندا لیلیان *، مهرزاد ابراهیمی ** ، هاشم زارع *** و علی حقیقت****

** دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران. (نویسنده‌ی مسئول)*

*** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.*

**** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.*

***** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.*

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی JEL: J24، I20، O47، O13
تاریخ دریافت: ۲۱ بهمن ۱۳۹۹ تاریخ بازنگری: ۱۱ تیر ۱۴۰۰ تاریخ پذیرش: ۳ مرداد ۱۴۰۰	واژگان کلیدی: سرمایه گذاری مستقیم خارجی، سرمایه انسانی، توسعه مالی، رشد اقتصادی، کشورهای در حال توسعه
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول: ایمیل: neda.leylian@gmail.com 0000-0001-8413-4580	آدرس پستی: شیراز، شهر صدرا، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز، دانشکده اقتصاد و مدیریت.

قدردانی: از داوران محترم بابت پیشنهادات ارزنده شان در بهبود این مقاله تشکر می‌کنیم.

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

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

چکیده

یکی از مهمترین اهداف کشورها به ویژه کشورهای در حال توسعه رشد و توسعه اقتصادی است. هدف از پژوهش حاضر ارزیابی اثرات کوتاه مدت و بلندمدت سرمایه گذاری مستقیم خارجی، سرمایه انسانی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی گروه‌های مختلف درآمدی کشورهای در حال توسعه است. نمونه آماری شامل ۲۷ کشور در حال توسعه در دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ هستند که به چهار دسته درآمد پایین، درآمد کمتر از متوسط، درآمد بالاتر از متوسط و درآمد بالا تقسیم‌بندی شدند. جهت بررسی هم‌انباشتگی، از روش‌های FMOLS و DOLS استفاده شد. نتایج تخمین بلندمدت نشان داد که سرمایه گذاری مستقیم خارجی به تنهایی به میزان ۰/۲۷ بر رشد اقتصادی کشورهای درآمد بالا موثر است و هنگامی که با سرمایه انسانی و توسعه مالی ترکیب شود، تاثیر آن بر رشد اقتصادی به ترتیب به میزان ۰/۴۲ و ۰/۱۰۴ خواهد بود. اما در سایر گروه‌های درآمدی کشورهای در حال توسعه، تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی با سرمایه انسانی و توسعه مالی تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی نداشته است. نتایج تخمین کوتاه مدت نشان داد که سرمایه گذاری مستقیم خارجی به تنهایی بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد بالا تاثیری ندارد، اما تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی و تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی به ترتیب به میزان ۰/۴۸ و ۲/۱۳ بر رشد اقتصادی موثر است. همچنین جزء صحیح خطای تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی با توسعه مالی و سرمایه انسانی نشان می‌دهد که در هر دوره به ترتیب ۷۸ درصد و ۹۵ درصد از عدم تعادل‌های موجود در سیستم جهت رسیدن به تعادل بلندمدت برطرف می‌شود. اما در سایر گروه‌های درآمدی، سرعت تعدیل بسیار ناچیز است و یا اصلا وجود ندارد.

ارجاع به مقاله:

لیلیان، ندا.، ابراهیمی، مهرزاد.، زارع، هاشم و حقیقت، علی. (۱۴۰۲). ارزیابی اثرات کوتاه مدت و بلندمدت سرمایه گذاری مستقیم خارجی، سرمایه انسانی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی گروه‌های مختلف درآمدی کشورهای در حال توسعه (کاربردی از رهیافت هم انباشتگی پنل). *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۲۰(۳)، ۳۵-۷۷.

10.22055/jqe.2021.36604.2339

© 2023 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 اهداف کشورها، به ویژه کشورهای در حال توسعه، رشد و توسعه اقتصادی[1] است. در راستای این هدف، افزایش میزان تولید کالاها و خدمات با توجه به افزایش مداوم توان تولیدی مدنظر است. رشد اقتصادی منجر به برآورده شده بهتر نیازهای مصرف کنندگان و بهبود استانداردهای زندگی می‌شود (Moosavi jahromi, 2018). در نظریه‌های اقتصادی، سرمایه گذاري يك عامل مهم و بنيادي است كه نقش تعيين كننده‌اي در رشد اقتصادي دارد. اقتصاددانان توسعه به تاثیر مثبت سرمایه گذاری مستقیم خارجی (FDI[2]) بر رشد اقتصادی به ویژه در کشورهای در حال توسعه معتقدند (Ahmed, Ghani, Mohamad & Derus, 2015). تاثیر بالای سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی، نشان دهنده نقش موثر آن در توسعه و رونق اقتصادی کشورهای در حال توسعه است. سرمایه گذاری مستقیم خارجی منجر به انتقال دانش فنی، توسعه منابع انسانی، اشاعه مهارت‌های مدیریتی و گسترش تجارت بین الملل به ویژه دستیابی به بازارهای جدید صادراتی شده و بهره‌وری را در اقتصاد افزایش می‌دهد و در نهایت منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود. از دیگر نتایج توسعه سرمایه گذاری مستقیم خارجی، تنوع بخشی به ترکیب صادرات در کشور میزبان، ارتقاء بهره وری عوامل تولید، توسعه دانش فنی و انجام فعالیت بر مبنای تحقیق و توسعه است (Arvin, Pradhan & Nair, 2021).

از سوی دیگر، سرمایه انساني[3]، به عنوان یک عامل مهم برای رشد اقتصادي مدرن معرفی شده است (Han & Lee, 2020). برای رشد اقتصادی، تنها افزایش میزان نیروی انسانی حائز اهمیت نیست، بلکه کارایی و بهره وری نیروی انسانی نیز عاملی مهم برای رشد اقتصادی است. بهبود کیفیت نیروی انسانی، سبب تواناتر و ماهرتر شدن نیروی کار شده و از سوی دیگر، بهبود دانش و تکنولوژی، منجر به افزایش کارایی در عملکرد عامل سرمایه می‌شود. یکی از معضلات مهم کشورهای در حال توسعه، ایجاد شرایط و بسترسازی برای رشد قوه ابتکار و خلاقیت است. خلق چنین شرایطی بستگی به نهادهای اجتماعی دارد تا در

---

[1] Economic Growth & Development

[2] Foreign Direct Investment

[3] Human Capital

کنار احداث بنگاه‌های تولیدی مستقل، امکان ارتقاء افراد درگیر در روند توسعه اقتصادی را فراهم کند (Vischer, 2012).

همچنین توسعه مالی، با بررسی ارتباط میان بخش واقعی اقتصاد و سیستم مالی، وارد نظریه‌ها و ادبیات اقتصادی شد. توسعه مالی فرآیندی است که منجر به توسعه خدمات واسطه‌های مالی و افزایش کیفیت، کمیت و کارایی آنها می‌شود. توسعه مالی با افزایش بهره وری اقتصادی (Bahrambeigi, Fotros, Haji & Torkamani, 2023)، می‌تواند بر رشد اقتصادی کشورها موثر باشد. مطالعات تجربی مانند لوین[4] (۱۹۹۷)، سینگ[5] (۲۰۰۷) و اوسی و کیم[6] (۲۰۲۰) تاثیر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی را نشان داده‌اند. گسترش فرصت‌های سرمایه گذاری در نظام‌های مالی کارآمد، توسط پوشش ریسک، متنوع سازی ریسک، شناسایی فرصت‌های کسب و کار و تامین مالی برای آن و تسهیل تبادل کالاها و خدمات صورت می‌گیرد. همچنین افزایش کارایی سیستم مالی به دلیل افزایش سرمایه گذاری و سرعت بخشیدن به انباشت سرمایه و بهبود تخصیص منابع، منجر به فراهم آوردن رشد بالاتر اقتصادی می‌شود (Creane, Rishi Goyal, Moshfigh & Randa, 2004).

با توجه به مطالب گفته شده می‌توان گفت که سرمایه انسانی و توسعه مالی، عاملانی برای تسریع رشد اقتصادی هستند. در اینجا می‌توان نقش سرمایه گذاری مستقیم خارجی را نیز ارزیابی نمود. سرمایه انسانی برای انتقال تکنولوژی‌هایی که مرتبط با سرمایه گذاری مستقیم خارجی هستند، یک عامل تسهیل کننده است. همچنین شواهدی مبنی بر نقش مکمل سرمایه انسانی در تاثیرگذاری سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی وجود دارد. در این رابطه سو و لیو[7] (۲۰۱۶) نتیجه می‌گیرند که نقش مکمل سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی، از نقش مکمل تکنولوژی بر رشد بیشتر است. همچنین ونگ[8] (۱۹۹۰) معتقد است هر چه میزان سرمایه انسانی در کشور میزبان بیشتر باشد، فرآیند انتقال تکنولوژی با سرعت بیشتر و کیفیت بالاتری انجام خواهد شد. بنابراین فرآیند انتقال

---

[4] Levine

[5] Singh

[6] Osei & Kim

[7] Su & Liu

[8] Wang

تکنولوژی با سطح سرمایه انسانی در کشور میزبان، به طور مثبت در رابطه است. لذا می‌توان گفت که افزایش سطح سرمایه گذاری در بخش آموزش از طریق کانال بهبود انتقال تکنولوژی، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد (Su & Liu, 2016). همچنین مطالعات نشان می‌دهد که تاثیرات مثبت سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی، وابسته به سیاست‌ها و محیط کشور میزبان مانند توسعه مالی است (Blomstrom, Lipsey & Zejan, 1992; Borensztein, Gregorio & Lee, 1998; Nair-Reichert & Weinhold, 2001; Ford, Rork & Elmslie, 2008; Alfaro, Chanda, Kalemli-Ozcan & Sayek, 2004, 2010; Azman-Saini, Law & Ahmad, 2010; Bluedorn, Duttagupta, Guajardo & Topalova, 2013; Bilir, Chor & Manova, 2014; Makiela & Ouattara, 2018; Kong, Guo, Wang, Sui & Zhou, 2020; Osei & Kim, 2020). سرریز فناوری به شرکت‌های داخلی هنگامی کارآمدتر هستند که بازارهای مالی در اقتصاد میزبان توسعه بیشتری داشته باشد؛ زیرا این امر به شرکت‌های خارجی این اجازه را می‌دهد که سرمایه گذاری خود را در کشور میزبان توسعه دهند. این بدان معناست که بازار مالی با عملکرد خوب پیش شرط مهمی برای نقش موثر سرمایه گذاری مستقیم خارجی در افزایش رشد اقتصادی است (Osei & Kim, 2020).

همچنین کشورهای در حال توسعه از نظر سطح درآمد سرانه با یکدیگر تفاوت‌های زیادی دارند که این عامل می‌تواند تفاوت‌هایی را در نقش سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی آنان نشان دهد. به عنوان مثال کشوری مانند امارات متحده عربی با متوسط درآمد سرانه ۴۳۳۹۲/۱۰ دلار از نظر سطح درآمد سرانه، سیاست‌های سرمایه گذاری و رشد و توسعه اقتصادی با کشوری مانند مالاوی با متوسط درآمد سرانه ۳۲۵/۱۵ تفاوت‌های بسیاری دارد. چنانچه محققان برخی از کشورهای در حال توسعه که درآمد سرانه آنها بسیار بالا است را در سال‌های آتی نزدیک به درجه توسعه یافتگی می‌دانند (Brida, Carrera & Segarra, 2020). لذا ارزیابی نقش مکمل سرمایه انسانی و توسعه مالی در تاثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی برای کشورهای در حال توسعه، باید به تفکیک درآمد سرانه انجام شود تا بتوان به نتایج مطلوب و قابل مقایسه برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی برای این کشورها دست یافت.

بنابراین سرمایه انسانی و توسعه مالی می‌توانند بر تاثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی به عنوان مکمل عمل نمایند. از آنجا که سرمایه انسانی و توسعه

مالی به عنوان عاملانی مهم که تاثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی را بر رشد اقتصادی تشدید می‌کنند تلقی می‌شود، اهمیت انجام این پژوهش برای کشورهای در حال توسعه مشخص می‌گردد. همچنین به دلیل تفاوت‌های زیاد در سطح درآمد سرانه کشورهای در حال توسعه، بررسی این کشورها به تفکیک گروه‌های مختلف درآمدی ضرورت دارد. بنابراین این مطالعه با هدف ارزیابی اثرات کوتاه مدت و بلندمدت سرمایه گذاری مستقیم خارجی، سرمایه انسانی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی گروه‌های مختلف درآمدی کشورهای در حال توسعه انجام شده است.

۲- مبانی نظری

رشد اقتصادی به معنای افزایش تولید ناخالص ملی یک کشور طی یک دوره زمانی معین است. تجربه کشورها در مسیر دستیابی به رشد اقتصادی، باعث شده است تا مطالعات زیادی به بررسی الگوهای رشد اقتصادی بپردازند (Sajadieh, Bakhtiari & ghobadi, 2022). رشد اقتصادی بر اساس نظر تودارو[9]، فرآیندی پایدار است که در اثر آن، ظرفیت تولید اقتصادی در کشور طی زمان افزایش می‌یابد و سبب افزایش درآمد ملی می‌شود. از نظر کوزنتس[10] رشد اقتصادی مفهوم دقیق‌تری دارد که به صورت زیر تعریف می‌شود: افزایش بلندمدت ظرفیت تولیدی به منظور عرضه هر چه متنوع‌تر کالاهای اقتصادی به مردم رشد اقتصادی نام دارد (Mohamandzadeh Asl, 2002). رشد اقتصادی از سال‌های دور مورد توجه محققان و علمای اقتصاد قرار داشته است. موضوع انباشت سرمایه در ایالات متحده، اروپای غربی و ژاپن، برخی از محققان را به سوی الگوهای رشد اقتصادی رهنمون ساخت. بر اساس الگوهای رشد، انباشت سرمایه به همراه نیروی کار، منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی و در نهایت سبب توسعه و ترقی اقتصاد می‌شود. لذا الگویی که به صورت ترکیبی از سرمایه و نیروی کار بود تحت عنوان الگوهای رشد اقتصادی نام گرفت (Xu & Li, 2019).

---

[9] Todaro

[10] Kuznets

به مرور زمان روابط و ابزارهای ریاضی در روابط میان نیروی کار، سرمایه و تولید به وجود آمد که ماحصل آن مطرح شدن الگوی رشد هارود دومار[11] بود. بر اساس این الگو، رشد اقتصادی بر اساس نرخ پس انداز، نسبت سرمایه به تولید و نرخ استهلاک تعیین می‌شود. پس از هارود دومار، رابرت سولو[12] الگوی رشد اقتصادی که به الگوی رشد نئوکلاسیک معروف است را مطرح نمود. بر اساس الگوی سولو، سرمایه، نیروی کار و دانش فنی تعیین کننده تولید و رشد اقتصادی هستند (Alvarado, Iñiguez & Ponce, 2017).

پس از سولو، پژوهش‌های انجام شده در زمینه رشد اقتصادی، به نقش سرمایه انسانی مربوط می‌شود. این مطالعات با استفاده از تابع تولید به دو گروه اصلی تقسیم می‌شود که وجه تمایز این دو گروه، بر اساس نوع متغیر نماینده سرمایه انسانی یا روش محاسبه آن است. آنچه محور اساسی این نوع مطالعات را تشکیل می‌دهد، این است که سرمایه انسانی، در رشد اقتصادی اهمیت زیادی دارد. اما بر اساس شرح سرمایه انسانی و محاسبه آن، پژوهشگران نتایج متفاوتی از اهمیت این عامل به دست آورده‌اند و نتایج به دست آمده به روش مورد استفاده آنان برای محاسبه سرمایه انسانی به میزان زیادی بستگی دارد. به عنوان مثال، شولتز[13] (۱۹۶۱)، میزان سرمایه آموزشی را به عنوان نماینده سرمایه انسانی در نظر گرفته و آن را در تابع تولید جای داده است. گریلیخز[14] (۱۹۶۴) برای اولین بار، آموزش را به صورت یک متغیر با عنوان سرمایه انسانی در تابع تولید وارد کرده و با اندازه گیری سهم آن در تولید به این نتیجه رسید که سرمایه انسانی تاثیر زیادی در افزایش رشد اقتصادی دارد. والترز و رابینسون[15] (۱۹۸۳)، با الگو گرفتن از گریلیخز (۱۹۶۴)، تابع تولیدی به صورت کاب-داگلاس ارائه نمودند که فقط شامل سه متغیر سرمایه، نیروی کار و آموزش بود. این محققان از چندین شاخص برای آموزش شامل تعداد مدارک اخذ شده به عنوان معیاری از توسعه سطوح آموزشی بالاتر از متوسطه و مخارج آموزشی استفاده نمودند. نتایج نشان داد که گسترش آموزش نقش مهمی در تولید داشته است. هان و لی[16] (۲۰۱۹)

---

[11] Harrod-Domar Growth Model
[12] Robert Solow
[13] Schultz
[14] Griliches
[15] Walters & Rubinson
[16] Han & Lee

نیروی کار را از نظر سطح تحصیلات از یکدیگر تفکیک نموده و معتقدند که سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی تاثیر قابل توجهی دارد (Han & Lee, 2020).

در این میان، در الگوی رشد نئوکلاسیک‌ها، سرمایه گذاری مستقیم خارجی نیز وارد الگوهای رشد شد. نئوکلاسیک‌ها سرمایه گذاری مستقیم خارجی را به علت خصوصی سازی، تشویق صادرات، حذف مقررات دست و پاگیر دولتی و انحرافات قیمتی، به عنوان عاملی برای افزایش رشد اقتصادی کشور میزبان معرفی می‌کنند که در نهایت، به علت انتقال سرمایه، تکنولوژی نوین و مدیریت کارآمد، منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود (Alvarado, Iñiguez & Ponce, 2017). آروین[17] و همکاران (۲۰۲۱) معتقدند که سرمایه گذاری مستقیم خارجی به همراه فاکتورهای دیگری مانند درجه باز بودن تجاری بر رشد اقتصادی موثرند (Arvin, Pradhan & Nair, 2021). اوسی و کیم (۲۰۲۰) نشان می‌دهند که سرمایه گذاری مستقیم خارجی به طور کلی منجر به تقویت رشد اقتصادی می‌شود (Osei & Kim, 2020). سوند[18] (۲۰۱۷) بر اساس مطالعات خود به این نتیجه رسید که سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه آفریقایی تاثیرگذار است. کیسیلسکا و کولتونیاک[19] (۲۰۱۷) نشان دادند که سرمایه گذاری مستقیم خارجی تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی کشور لهستان داشته است (Sunde, 2017).

از اواسط دهه ۱۹۸۰، پژوهش‌های انجام شده بر روی رشد اقتصادی توسط رومر[20] (۱۹۸۶) و لوکاس[21] (۱۹۸۸) وارد مرحله‌ای جدید شد. در مطالعات نوین برای درک بیشتر رشد اقتصادی در بلندمدت باید از محدودیت‌های الگوی رشد نئوکلاسیک که در آنها، نرخ رشد سرانه بلندمدت توسط نرخ رشد تکنولوژی برون‌زا تعیین می‌شود، دوری می‌شد. ازآنجا که در این تحقیقات، نرخ رشد بلندمدت در داخل الگو تعیین می‌گردد، به آنها الگوهای رشد درون‌زا گفته می‌شود. این الگوها، تغییرات تکنولوژی را تابعی از تصمیمات در درون اقتصاد می‌دانند. برون‌زا بودن نرخ رشد تکنولوژی قادر به نشان دادن اثرات انباشت سرمایه و

---

[17] Arvin

[18] Sunde

[19] Ciesielska & Koltuniak

[20] Romer

[21] Lucas

تصمیمات اقتصادی بر روی نرخ رشد تکنولوژی نیست. برخلاص الگوی رشد برون‌زا، در الگوی درون‌زا، عواملی که بر رشد و توسعه تکنولوژی موثر هستند نیز در نظر گرفته می‌شود (Ghafari, Jalooli & Changi Ashtiani, 2015).

طی دهه‌های اخیر، ارزیابی تاثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی مورد توجه بسیاری از سیاستگذاران و اقتصاددانان بوده است؛ اگر چه نظریات و دیدگاه‌های متفاوتی میان اقتصاددانان در رابطه با نقش توسعه مالی بر رشد اقتصادی وجود دارد. به عنوان مثال، لوین[۲۲] (۱۹۹۷) معتقد است واسطه‌های مالی منجر به افزایش تخصیص بهینه منابع به سرمایه می‌شوند که در نهایت کارایی اقتصادی و رشد اقتصادی را در بر دارند. اما از سوی دیگر، لوکاس (۱۹۸۸) این ارتباط را اغراق آمیز می‌داند. در نظریات جدید رشد اقتصادی، همبستگی شدیدی میان نوآوری و رشد اقتصادی وجود دارد که این نوآوری، توسط ابزارهای جدید توسعه مالی در بازارهای مالی امکان پذیر است. در مدل‌های رشد با واسطه‌های مالی، توسط ابزارهای نوین مالی، توجه به اهدافی مانند تحرک پذیری پس انداز و کاهش ریسک مورد توجه قرار می‌گیرند که در نهایت منجر به رشد اقتصادی می‌شود (Li & Wei, 2021; Hosseini, Ashrafi & Siami araqi, 2011). از سوی دیگر، تعدادی از مطالعات رابطه معکوس میان توسعه مالی و رشد اقتصادی را پیدا کرده‌اند که نشان می‌دهد توسعه مالی رشد اقتصادی را تا یک آستانه خاص ارتقا می‌بخشد و فراتر از آن، اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی محو شده یا منجر به کاهش رشد می‌شود (Beck, Georgiadis & Straub, 2014; Law & Singh, 2014; Arcand, Berkes & Panizza, 2015; Samargandi, Fidrmuc & Ghosh, 2015).

ادبیات پژوهش بر اساس نقش مکمل سرمایه انسانی در ارتباط میان سرمایه گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی بسیار کم است. سو و لیو (۲۰۱٦) معتقدند هنگامی که سرمایه انسانی در رابطه میان سرمایه گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در شهرهای چین به عنوان مکمل قراربگیرد، این ارتباط تشدید می‌شود (Su & Liu, 2016). بلومستروم[۲۳] و همکاران (۲۰۰۱) مطرح کردند در صورتی که کشور میزبان از نظر سطح آموزشی قابل قبول باشد، سرمایه گذاری مستقیم خارجی می‌تواند به رشد اقتصادی آن

---

[22] Levine

[23] Blomstrom

کشور کمک کند (Blomstrom, Kokko & Globerman, 2001). موریسی و آدومکردمونگکل[۲۴] (۲۰۱۶) معتقدند که افزایش سطح سرمایه گذاری آموزشی از کانال بهبود انتقال تکنولوژی در کنار ورود سرمایه گذاری مستقیم خارجی، می‌تواند منجر به افزایش رشد اقتصادی گردد (Morrissey & Udomkerdmongkol, 2016). بر اساس مطالعات کوتاریدی و استنگوس[۲۵] (۲۰۱۰) سرمایه انسانی در کنار سرمایه گذاری مستقیم خارجی، منجر به بهبود رشد اقتصادی کشورهای OECD می‌شود (Kottaridi & Stengos, 2010). گوی دیبی[۲۶] (۲۰۱۴) به این نتیجه رسید که سرمایه گذاری مستقیم خارجی در کشورهای آفریقایی بر رشد اقتصادی تاثیر بسزایی دارد و علی رغم سهم پایین سرمایه انسانی در این کشورها، تاثیر مثبت سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد کم نمی‌شود (Gui-Diby, 2014). ایمسیراروج[۲۷] (۲۰۱۶) نشان داد که سرمایه گذاری مستقیم خارجی منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود؛ اما هنگامی که سرمایه انسانی در این رابطه قرار بگیرد، رشد اقتصادی تشدید خواهد شد. همچنین در حیطه نقش مکمل توسعه مالی در تاثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی نیز مطالعات بسیار اندکی صورت گرفته است (Iamsiraroj, 2016). اوسی و کیم (۲۰۲۰) معتقدند که سرمایه گذاری مستقیم خارجی در کنار توسعه مالی اثر تشدید کننده بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد سرانه متوسط و بالا دارد (Osei & Kim, 2020).

پژوهش‌های انجام شده در داخل کشور بر اساس نقش سرمایه گذاری مستقیم خارجی و یا سرمایه انسانی و توسعه مالی به تنهایی، بر رشد اقتصادی بسیار زیاد است؛ اما مطالعاتی که در حیطه نقش مکمل سرمایه انسانی و توسعه مالی بر تاثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی صورت گرفته باشد بسیار اندک است. لیلیان و همکاران (۱۴۰۰) نشان دادند که سرمایه انسانی به تنهایی بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی تاثیر ندارد و سرمایه گذاری مستقیم خارجی به تنهایی بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی تاثیر منفی دارد. اما در صورتی که سرمایه انسانی با سرمایه گذاری مستقیم خارجی ترکیب شود

---

[24] Morrissey & Udomkerdmongkol

[25] Kottaridi & Stengos

[26] Gui-Diby

[27] Iamsiraroj

تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی دارد (Leylian, Ebrahimi, Zare & Haghighat, 2021). حسینی و مولایی (۱۳۸۵) نشان می‌دهند که اثر توام سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی دارای تاثیر مثبت است (Hosseini & Molaee, 2006). نجارزاده و ملکی (۱۳۸۴) نیز به این نتیجه رسیدند که تاثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای صادر کننده نفت (شامل اندونزی، مالزی، ونزوئلا، عربستان و ایران) تحت تاثیر سرمایه انسانی قرار دارد (Najarzadeh & Maleki, 2005). پورشهابی و اسفندیاری (۱۳۹۶) معتقدند که اگر چه سرمایه گذاری مستقیم خارجی اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه آسیایی دارد اما توسعه مالی به دلیل ضعیف بودن نهادها و ناکارایی در تخصیص اعتبارات اثر بازدارنده بر رشد اقتصادی این کشورها داشته است (Poorshahabi & Esfandiari, 2017). خلیلی عراقی و سلیمی شندی (۱۳۹۳) نشان دادند که اثر ترکیبی سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد بالا که از سطح توسعه مالی بیشتری برخوردار هستند، بیشتر از کشورهای با درآمد پایین و متوسط است (Khalili araqi & Salimi shendi, 2014).

با توجه به بررسی ادبیات پژوهش، از آنجا که نقش مکمل سرمایه انسانی و توسعه مالی در کمتر پژوهشی مورد بررسی قرار گرفته، پژوهش حاضر دارای جنبه‌هایی از نوآوری می‌باشد. همچنین پژوهش حاضر در گروه‌های مختلف درآمدی کشورهای در حال توسعه انجام و مقایسه شده که تاکنون در هیچ پژوهش داخلی به این صورت بررسی نشده است.

۳- روش پژوهش

این مطالعه، به لحاظ هدف، از نوع تحقیقات کاربردی؛ و از نظر شیوه گردآوری داده‌ها، توصیفی-همبستگی است. جامعه آماری پژوهش، داده‌های آماری مربوط به کشورهای در حال توسعه در دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ است. اطلاعات مورد نیاز جهت جمع‌آوری داده‌های آماری از سایت بانک جهانی[۲۸] استخراج شده است. در این مطالعه، کشورهای در حال توسعه در سه قاره آسیا، آفریقا و آمریکای جنوبی انتخاب شدند. سپس کشورهای مورد مطالعه به چهار دسته درآمد پایین، درآمد کمتر از متوسط، درآمد بالاتر از متوسط و درآمد بالا تقسیم‌بندی شدند. کشورهای مورد مطالعه در تحقیق حاضر، ۹ کشور آسیایی، ۹ کشور

[28] www.worldbank.org

آفریقایی و ۹ کشور آمریکای جنوبی است. این کشورها به علت در دسترس بودن و کامل بودن داده‌های آماری آنها در سایت بانک جهانی انتخاب شدند؛ به ویژه در مورد متغیر سرمایه انسانی، که کمتر کشوری داده‌های این متغیر را به صورت کامل در اختیار داشت. بنابراین در نهایت ۲۷ کشور در سه قاره گفته شده به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند. پس از انتخاب کشورها، در مرحله بعد، کشورها به لحاظ درآمد سرانه تقسیم بندی شدند. طبق تعریف بانک جهانی، کشورهای با درآمد سرانه بالا به کشورهایی اطلاق می‌شود که درآمد سرانه سالانه آن از ۱۲۰۵۵ دلار بیشتر باشد. کشورهایی با درآمد کمتر از ۹۹۵ دلار جزء کشورهای با درآمد سرانه پایین، کشورهای تا درآمد سرانه ۳۸۹۵ دلار جزء کشورهای با درآمد سرانه کمتر از متوسط و بیشتر از ۳۸۹۵ دلار جزء کشورهای با درآمد سرانه بالاتر از متوسط طبقه بندی می شوند.

جهت تقسیم بندی کشورها، از درآمد سرانه آنها در دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ میانگین گرفته شده است. نتایج به صورت **جدول ۱** است.

جدول ۱. متوسط درآمد سرانه و تقسیم‌بندی کشورهای منتخب در حال توسعه در دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰
مأخذ:بانک جهانی

Tabel 1. Average of income per capita and classification of selected developing countries in the period 2000-2019
Source: world bank

ردیف	نام قاره	نام کشور	متوسط درآمد سرانه	تقسیم‌بندی درآمد سرانه
۱	آسیا	ایران	۴۴۲۱/۵۳	بالاتر از متوسط
۲	آسیا	ارمنستان	۲۷۱۰/۴۸	کمتر از متوسط
۳	آسیا	بحرین	۱۶۹۸۰/۴۱	بالا
۴	آسیا	امارات متحده عربی	۴۳۳۹۲/۱۰	بالا
۵	آسیا	هندوستان	۱۱۲۵/۱۱	کمتر از متوسط
۶	آسیا	بنگلادش	۷۵۰/۴۱	پایین
۷	آسیا	مالزی	۶۶۳۲/۶۹	بالاتر از متوسط
۸	آسیا	عربستان سعودی	۱۴۲۱۰/۵	بالا
۹	آسیا	ترکیه	۸۹۶۶/۸۱	بالاتر از متوسط
۱۰	آفریقا	زیمبابوه	۵۸۰/۷۷	پایین
۱۱	آفریقا	اوگاندا	۴۱۵/۷۴	پایین

۱۲	آفریقا	آفریقای جنوبی	۵۴۵۰/۴۴	بالاتر از متوسط
۱۳	آفریقا	تانزانیا	۵۹۰/۱۰	پایین
۱۴	آفریقا	چاد	۶۶۰/۲۸	پایین
۱۵	آفریقا	سنگال	۸۸۰/۴۵	پایین
۱۶	آفریقا	سودان	۱۶۶۶/۱۱	کمتر از متوسط
۱۷	آفریقا	نیجریه	۱۵۲۰/۴۴	کمتر از متوسط
۱۸	آفریقا	مالاوی	۳۲۵/۱۵	پایین
۱۹	آمریکای جنوبی	آرژانتین	۷۷۹۶/۲۵	بالاتر از متوسط
۲۰	آمریکای جنوبی	بولیوی	۱۴۹۳/۰۲	کمتر از متوسط
۲۱	آمریکای جنوبی	شیلی	۸۶۳۶/۹۳	بالاتر از متوسط
۲۲	آمریکای جنوبی	کلمبیا	۴۸۹۶/۸۵	بالاتر از متوسط
۲۳	آمریکای جنوبی	اکوادور	۳۴۸۹/۴۴	کمتر از متوسط
۲۴	آمریکای جنوبی	مکزیک	۷۵۹۸/۷۷	بالاتر از متوسط
۲۵	آمریکای جنوبی	پاراگوئه	۲۵۶۳/۵۸	کمتر از متوسط
۲۶	آمریکای جنوبی	اروگوئه	۹۱۹۰/۴۴	بالاتر از متوسط
۲۷	آمریکای جنوبی	ونزوئلا	۹۹۶۹/۱۲	بالاتر از متوسط

مطابق با جدول فوق چهار گروه درآمدی برای کشورهای در حال توسعه به شرح زیر تعریف می‌شود:

۱- کشورهای با درآمد سرانه بالا؛ که شامل امارات متحده عربی، بحرین و عربستان سعودی هستند.

۲- کشورهای با درآمد سرانه بالاتر از متوسط؛ که شامل ایران، مالزی، ترکیه، آفریقای جنوبی، آرژانتین، شیلی، کلمبیا، مکزیک، اروگوئه و ونزوئلا هستند.

۳- کشورهای با درآمد سرانه کمتر از متوسط؛ که شامل ارمنستان، هندوستان، سودان، نیجریه، بولیوی، اکوادور و پاراگوئه هستند.

۴- کشورهای با درآمد سرانه پایین؛ که شامل بنگلادش، زیمبابوه، اوگاندا، تانزانیا، چاد، سنگال و مالاوی هستند.

۴- الگو و متغیرهای پژوهش

الگوی پژوهش حاضر بر اساس مطالعات سو و لیو (۲۰۱۶) و اوسی و کیم (۲۰۲۰) الگویی است که می‌تواند تاثیر سرمایه انسانی و توسعه مالی را به عنوان عوامل تشدید کننده اثر

سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی نشان دهد. همچنین الگوی به کار گرفته شده، برای اقتصادهای ناپایدار[۲۹] (مانند اقتصاد کشورهای در حال توسعه) طراحی شده است که برای پژوهش حاضر بسیار مناسب است. لازم به ذکر است که الگوی نهایی به صورت محقق ساخته و از ترکیب الگوی دو مطالعه گفته شده بدست آمده است.

در ابتدا توسط مطالعات انجام شده در زمینه نقش ترکیب سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی در رشد اقصادی، به ویژه مطالعه سو و لیو (۲۰۱۶)، این نتیجه گرفته می‌شود که داده‌ها در یک الگوی تولید کل قرار می‌گیرند. در این الگو، الگوی رشد نئوکلاسیک برای تطبیق سرمایه گذاری مستقیم خارجی و تعامل آن با سرمایه انسانی و توسعه مالی گسترش داده شد. در ابتدا، تابع تولید کاب داگلاس به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Y_t=K_tH_t(A_tL_t) \quad (۱)$$

در الگوی فوق، Y: تولید ناخالص داخلی واقعی؛ K: سرمایه فیزیکی؛ H: سرمایه انسانی؛ L: نیروی کار؛ A: تکنولوژی؛ t: شاخص زمان می‌باشند.

فرض بر آن است که تابع تولید بازده ثابت نسبت به مقیاس است. همچنین فرض می‌شود نیروی کار و تکنولوژی با توجه به توابع زیر رشد می‌کنند:

$$L_t= L_0e^{nt} \quad (۲)$$

$$A_t= A_0e^{gt}F^{\theta} \quad (۳)$$

که در توابع فوق، n: نرخ رشد جمعیت؛ g: نرخ رشد تکنولوژی؛ F: بخشی از تکنولوژی که مربوط به سرمایه گذاری مستقیم خارجی است (سو و لیو، ۲۰۱۶).

فرض می‌شود که سرمایه گذاری مستقیم خارجی به دو روش منجر به افزایش بهره-وری می‌شود. روش اول آن که تکنولوژی نوین در سرمایه گذاری مستقیم خارجی، مستقیماً منجر به افزایش بهره وری اقتصادی می‌شود. روش دوم آن که سرمایه گذاری مستقیم خارجی به دلیل انتقال فناوری نوین، منجر به افزایش بهره‌وری شرکت‌ها در کشور میزبان شده و در نهایت، بهره‌وری کل اقتصاد را افزایش می‌دهد. این اثرات مربوط به اثرات مستقیم

[۲۹] اقتصاد ناپایدار به معنای مستدام نبودن و عدم ثبات در اقتصاد می‌باشد.

است. اثرات غیرمستقیمی که در تاثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر بهره وری وجود دارد، توسط سرمایه انسانی اندازه گیری می‌شود. جهت اندازه گیری اثرات گفته شده، از کشش استفاده شده است. بنابراین توابع زیر، سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی را به صورت زیر تعیین می‌کنند.

$$\dot{K} = s_k Y_t - \delta K \qquad (۴)$$

$$\dot{H} = s_h Y_t - \delta H \qquad (۵)$$

که در آن؛ S_k ، S_h و δ به ترتیب بیانگر سهم درآمد سرمایه گذاری شده در سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و نرخ استهلاک می‌باشند. k=K/AL، h=H/AL و y=Y/AL به ترتیب برابر با سهم سرمایه فیزیکی در واحد نیروی کار موثر، سهم سرمایه انسانی در واحد نیروی کار موثر و سهم تولید در واحد نیروی کار موثر هستند. همچنین نرخ رشد k و h به صورت زیر است:

$$k = s_k y_t - (n+g+\delta)k_t \qquad (۶)$$

$$h = s_h y_t - (n+g+\delta)h_t \qquad (۷)$$

میزان سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی در واحد نیروی کار موثر در حالت پایدار ثابت بوده و توسط آن تعیین می‌شود.

$$k^* = \left(\frac{S_k^{1-\beta} S_h^{\beta}}{n+g+\delta}\right)^{1/1-\alpha-\beta} \qquad (۸)$$

$$h^* = \left(\frac{S_k^{\alpha} S_h^{1-\alpha}}{n+g+\delta}\right)^{1/1-\alpha-\beta} \qquad (۹)$$

در مرحله بعد، توسط وارد نمودن k و h به تابع تولید و گرفتن لگاریتم از هر دو طرف معادله، رابطه زیر برای درآمد سرانه بدست می‌آید:

$$Log\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) = Log\, A_t + \frac{1}{1-\alpha-\beta} log(n+g+\delta) + \frac{1}{1-\alpha-\beta} log(s_k) + \frac{1}{1-\alpha-\beta} log(s_h) \qquad (۱۰)$$

برای ساده کردن مشخصات تجربی، فرض شد که θ در معادله (۳) کشش پیشرفت تکنولوژی با توجه به سرمایه گذاری مستقیم خارجی به صورت فرم زیر نوشته می‌شود:

$$\theta = \vartheta_0 + \vartheta_1 log(h) \qquad (۱۱)$$

سپس معادلات (۹) و (۱۰) با یکدیگر ترکیب می‌شوند و A_t به جای $A_{0e}^{gt}F^{\theta 0+\theta 1 log(h)}$ جایگزین می‌شود. در نتیجه یک معادله برای درآمد پایدار که تابعی از نرخ رشد جمعیت، نرخ سرمایه گذاری در سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی است، به صورت زیر به دست می‌آید:

$$Log(\frac{Y_t}{L_t}) = Log\, A_0 + gt + \vartheta_0 log(F) + \vartheta_1 log(F)*log(h) + \frac{1}{1-\alpha-\beta} log(n+g+\delta) + \frac{1}{1-\alpha-\beta} log(s_k) + \frac{1}{1-\alpha-\beta} log(s_k) + \frac{1}{1-\alpha-\beta} log(h) \qquad (۱۲)$$

معادله (۱۲) برای اقتصادهای پایدار تعریف می‌شود. اما از آنجا که اقتصاد کشورهای در حال توسعه در حالت پایدار قرار ندارند، این مدل باید به صورت پویا بررسی شود. اگر y^* که در معادله (۱۲) وجود دارد را درآمد سرانه در زمان t در نظر بگیریم، سرعت همگرایی در حالت پایدار به صورت زیر است:

$$\frac{dlogy}{dt} = \eta (logy^* - logy_t) \qquad (۱۳)$$

که در آن:

$$\eta = (n+g+\delta)(1-\alpha-\beta)$$

از دوره صفر تا دوره t:

$$logy_t = (1-e^{-\eta t})logy^* + e^{-\eta t} logy_0 \qquad (۱۴)$$

بدین صورت، با جاگذاری $logy^*$ به جای معادله (۱۲) و مرتب سازی آن، معادله زیر به دست می‌آید:

$$log(\frac{Y}{L})_t - log(\frac{Y}{L})_0 = (1-e^{-\eta t})log(\frac{Y}{L})_0 + (1-e^{-\eta t})log(n+g+\delta) + (1-e^{-\eta t})\frac{1}{1-\alpha-\beta} log(s_k) + (1-e^{-\eta t})\frac{1}{1-\alpha-\beta} log(h) + logA_0 + gt + \vartheta_0(1-e^{-\eta t})\, log(F) + \vartheta_1(1-e^{-\eta t})\, log(F)*log(h) \qquad (۱۵)$$

معادله (۱۵) تاثیرات نرخ رشد جمعیت، سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی و تاثیر آن با سرمایه انسانی را توصیف می‌کند. با فرض $\eta>0$ اقتصاد به حالت پایدار خود همگرا می‌شود. همچنین با توجه به آن که $\alpha>0$ و $\beta>0$ و $\beta+\alpha<1$ است، می‌توان گفت که نرخ رشد درآمد سرانه رابطه مثبت با سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی و

رابطه منفی با نرخ رشد جمعیت دارد. همچنین پیش‌بینی می‌شود که سرمایه گذاری مستقیم خارجی رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد و سرمایه انسانی تاثیر مثبت سرمایه گذاری مستقیم خارجی را بر رشد اقتصادی شدیدتر می‌کند. این امر به معنای رابطه مکمل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی است. با نوشتن معادله (۱۵) به عنوان یک رگرسیون داده‌های ترکیبی معادله زیر به دست می‌آید:

$$log(y_{it})-log(y_{i0}) = \mu_0 + \mu_1 log(y_{i0}) + \mu_2 log(n_{it}+g+\delta) + \mu_3 log(s_{kit}) + \mu_4 log(h_{it}) + \mu_5 log(FDI_{it}) + \mu_6 log(FDI_{it})*log(h_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۱۶)$$

پس از استخراج معادله (۱۶)، مدل ارائه شده برای بررسی نقش همزمان سرمایه گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی بر اساس مطالعه اوسی و کیم (۲۰۲۰) گسترش داده شده است. لذا فرض می‌شود سرمایه گذاری مستقیم خارجی توسط معادله (۱۷) بر رشد اقتصادی تاثیر می‌گذارد.

$$log(y_{it})-log(y_{i0}) = \gamma_0 + \gamma_1 log(y_{i0}) + \sigma log(FDI_{it}) + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۷)$$

که در آن؛ X_{it} مجموعه‌ای از متغیرهای مستقل شامل سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی است. با فرض آن که ضریب FDI در معادله (۱۷) یعنی σ به سطح توسعه مالی بستگی دارد، می‌توان تعامل FDI و توسعه مالی را به صورت زیر معرفی کرد:

$$\sigma = \gamma_1 + \gamma_2 log(FIN_{it}) \quad (۱۸)$$

با جاگذاری معادله (۱۸) در معادله (۱۷) معادله زیر بدست می‌آید:

$$log(y_{it})-log(y_{i0}) = \gamma_0 + \gamma_1 log(y_{i0}) + \gamma_2 log(FDI_{it}) + \gamma_3 log(FDI_{it})*log(FIN_{it}) + \gamma_4 log(FIN_{it}) + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۹)$$

لذا می‌توان معادله (۱۹) را در معادله (۱۶) به صورت زیر جاگذاری نمود:

$$log(y_{it})-log(y_{i0}) = \mu_0 + \mu_1 log(y_{i0}) + \mu_2 log(n_{it}+g+\delta) + \mu_3 log(s_{kit}) + \mu_4 log(h_{it}) + \mu_5 log(FDI_{it}) + \mu_6 log(FIN_{it}) + \mu_7 log(FDI_{it})*log(FIN_{it}) + \mu_8 log(FDI_{it})*log(h_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۲۰)$$

که در معادله (۲۰) متغیرها به این شرح هستند:

$Log(y_{it})-log(y_{i0})$: اختلاف میان لگاریتم نرخ رشد اقتصادی در کشور i در زمان صفر تا t؛ $Log(y_{i0})$: لگاریتم درآمد سرانه در زمان صفر؛ $Log(n+g+\delta)$: لگاریتم حاصل‌جمع نرخ رشد جمعیت، نرخ رشد تکنولوژی و نرخ استهلاک (نرخ استهلاک به دلیل عدم دسترسی به

داده‌های آماری، برابر صفر در نظر گرفته شده است)؛ $Log(S_k)$: لگاریتم سهم سرمایه فیزیکی در کل تولید؛ $Log(h_i)$: لگاریتم سهم سرمایه انسانی در کل نیروی کار؛ $Log(FDI_{it})$: لگاریتم سهم سرمایه گذاری مستقیم خارجی از تولید ناخالص داخلی در کشور i؛ $log(FIN_{it})$: لگاریتم شاخص توسعه مالی؛ $log(FDI_{it})*log(FIN_{it})$: متغیر تعاملی لگاریتم سرمایه گذاری مستقیم خارجی با لگاریتم شاخص توسعه مالی؛ $Log(FDI_{it})*Log(h_{it})$: متغیر تعاملی لگاریتم سرمایه گذاری مستقیم خارجی با لگاریتم سرمایه انسانی. بنابراین برای بررسی اینکه آیا سرمایه انسانی و توسعه مالی در رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه مکمل سرمایه گذاری مستقیم خارجی است یا خیر، یک متغیر تعاملی (تعدیلگر) بین سرمایه گذاری مستقیم خارجی با سرمایه انسانی و همچنین با شاخص توسعه مالی در الگو قرار داده شده است (Su & Liu, 2016; Osei & Kim, 2020).

متغیرهای تحقیق به طور مستقیم از سایت اینترنتی بانک جهانی قابل استخراج بودند. برای متغیر نرخ رشد تکنولوژی، از نرخ رشد تکنولوژی کشورها در کلیه بخش‌های اقتصادی و برای متغیر سرمایه انسانی، از درصد نیروی کار دارای تحصیلات عالیه استفاده شد (Su & Liu, 2016). برای ارزیابی شاخص توسعه مالی کشورهای منتخب در حال توسعه از شاخص نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی (DCPS) استفاده شده است. بالا بودن این نسبت علاوه بر سطح بالای سرمایه گذاری داخلی نشان دهنده توسعه سیستم‌های مالی یک کشور نیز می‌باشد (Hosseini, Ashrafi & Siami araqi, 2011).

بر اساس معادله ۲۰، داده‌های آماری به تفکیک گروه‌های مختلف درآمدی کشورهای در حال توسعه، در دوره زمانی مورد مطالعه برآورد شدند. از آنجایی که هدف اصلی این پژوهش بررسی اثر کوتاه مدت و بلندمدت سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی است، لذا با توجه به بُعد زمانی کوچک، استفاده از سایر الگوها مانند ARDL و P-VAR برای تخمین روابط بلندمدت، منجر به تورش برآورد و ارائه نتایج ناسازگار می‌شوند (Karimi & Heidarian, 2017). به همین دلیل، بررسی روابط بلندمدت توسط آزمون‌های هم‌انباشتگی انجام شد که در ادامه مورد بحث قرار گرفته است.

برای ارزیابی وجود یا عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت میان متغیرها، از آزمون کائو[۳۰] (۱۹۹۹) استفاده شده است. سپس الگوی رگرسیون توسط روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS[۳۱]) و حداقل مربعات کاملا اصلاح شده (FMOLS[۳۲]) تخمین زده شد. روش DOLS توسط استاک و واتسون[۳۳] (۱۹۹۳) ارائه شد که در روش حداقل مربعات معمولی، تعدیلاتی ایجاد نمودند. این روش دارای مزایایی نسبت به دیگر تخمین زننده‌های بردار هم‌انباشتگی است؛ از جمله این که در نمونه‌های کوچک هم کاربرد دارد، از ایجاد تورش همزمان جلوگیری کرده و دارای توزیع مجانبی نرمال است (Fotros, Aghazadeh & Jabraili, 2011). روش FMOLS نیز یکی از روش‌های ناپارامتریک است که در آن، همبستگی میان اجزای خطای الگو و تفاضل مرتبه اول متغیرهای مستقل با وجود ضریب ثابت، به منظور تصحیح خودهمبستگی سریالی اندازه گیری شده و به صورت ناپارامتریکی، تخمین زننده حداقل مربعات معمولی را اصلاح می‌کند (Phillips & Hansen, 1990). کائو و چیانگ[۳۴] (۲۰۰۰) در مطالعه خود نشان دادند که تخمین‌زننده‌های DOLS و FMOLS به دلیل تورش نمونه‌ای اندکی که دارند، نتایج تقریبا یکسانی ارائه می‌کنند و بنابراین جهت تجزیه و تحلیل مناسب هستند (Kao & Chiang, 2000).

برای بررسی روابط کوتاه مدت، پس از تایید وجود هم‌انباشتگی میان سری‌ها، جهت علیت بین متغیرها نیز باید تعیین شود. بدین منظور، نمی‌توان از تحلیل‌های هم‌انباشتگی استفاده نمود. لذا می‌توان برای بررسی جهت علیت میان متغیرهای مستقل با متغیر وابسته (رشد اقتصادی) از الگوی تصحیح خطای برداری پنلی (PVECM) استفاده نمود که در این مطالعه، از همین مدل استفاده شده است. این الگو، امکان بدست آوردن اثرات بازخورد میان متغیرها را فراهم می‌آورد. لی[۳۵] (۲۰۰۱) به این نتیجه رسید که رابطه VECM می‌تواند در یک چارچوب علیت زمانی، پویایی رابطه را نیز محاسبه کند. بدین منظور، در مطالعه حاضر ابتدا الگوی بلندمدت جهت بدست آوردن اجزای خطا توسط رویکرد دو مرحله‌ای انگل

---

[30] Kao
[31] Dynamic Ordinary Least Square
[32] Fully Modified Ordinary Least Square
[33] Stock & Watson
[34] Kao & Chiang
[35] Li

گرنجر برآورد شده و سپس باقیمانه‌های باوقفه به عنوان جمله تصحیح خطا تعیین شده است. مناسب‌ترین وقفه توسط معیار شوارتز –بیزین تعیین می‌شود. همچنین معناداری آماری ECT (یعنی آماره t)، علیت بلندمدت و معناداری آماره نسبی F، علیت کوتاه مدت را نشان می‌دهند (Karimi & Heidarian, 2017). کلیه تحلیل‌های رگرسیون توسط نرم افزار Eviews11 انجام شده است.

۵- یافته‌ها

در ابتدا جهت بررسی روند متغیرها، از آمار توصیفی استفاده شده است. لازم به ذکر است که در اینجا داده‌ها قبل از تغییرات لازم برای ورود به مدل توسط پارامترهای توصیفی بررسی شده‌اند. نتایج توصیفی در **جدول ۲** نشان می‌دهد که میانگین رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد بالا بیشتر از سایر کشورها است؛ اما میانگین رشد در کشورهای درآمد کمتر از متوسط و درآمد پایین، از کشورهای درآمد بالاتر از متوسط بیشتر است. نرخ رشد جمعیت، سهم درآمد سرمایه گذاری شده در سرمایه فیزیکی و شاخص توسعه مالی در کشورهای با درآمد بالا نیز بیشتر از سایر کشورها است.

جدول ۲. نتایج آمار توصیفی متغیرها
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 2. Results of the Descriptive Statistics
Source: Research calculations

نام متغیر	درآمد بالا		درآمد بالاتر از متوسط		درآمد کمتر از متوسط		درآمد پایین	
	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
رشد اقتصادی	۵/۶۳۳	۵/۲۰۸	۳/۵۵	۴/۱۸	۵/۲۷	۴/۶۶	۴/۷۶	۶/۰۸
نرخ رشد جمعیت	۵/۵۸۸	۴/۰۰۳	۱/۲۲	۰/۴۴	۱/۵۵	۰/۸۹	۳/۱۸	۱/۱۲
نرخ رشد تکنولوژی	۱/۰۸۱	۱/۵۴۲	۱۳/۲۹	۱۴/۹۳	۱۰/۹۲	۱۳/۰۵	۴/۲۲	۴/۹۷
سهم درآمد سرمایه گذاری شده در سرمایه فیزیکی	۲۳/۰۸۱	۴/۴۷۸	۲۲/۹۹	۶/۵۲	۲۱/۶۴	۸/۴۶	۲۱/۶۱	۸/۹۵
سهم سرمایه انسانی در نیروی کار موثر	۶۱/۳۳۲	۶/۴۲۲	۷۲/۰۲	۱۳/۰۲	۶۱/۲۴	۱۶/۹۹	۷۷/۳۹	۱۳/۲۸

سرمایه گذاری مستقیم خارجی	۳/۰۳۹	۳/۰۵۳	۲/۹۳	۲/۳۴	۲/۶۵	۲/۱۵	۳/۸۹	۵/۷۹
شاخص توسعه مالی	۶۳/۶	۱/۱۲۵	۳۵/۳	۳/۰۲	۳۰/۶	۴/۳۳	۱۹/۱	۱۰/۲۳

در مرحله بعد، برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های ترکیبی ایم، پسران و شین[۳۶] (IPS) و لوین، لین و چو[۳۷] (LLC) استفاده شده است. نتایج این آزمون برای ۴ گروه درآمدی کشورهای در حال توسعه به شرح جدول (۳) می‌باشد. همانطور که ملاحظه می‌شود، تنها در کشورهای در حال توسعه با درآمد بالا کلیه متغیرها نامانا و یا هم انباشته از درجه ۱ یا به عبارتی I(1) هستند و بنابراین می‌توان آزمون هم‌انباشتگی پنل را برای بررسی روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرها در این کشورها برآورد نمود. اما در مورد سایر کشورها، برخی از متغیرها I(0) هستند و از آنجا که متغیرهای الگو طبق آزمون‌های ریشه واحد جواب یکسانی در مورد مانایی متغیرها در سایر کشورها گزارش نمی‌دهند، برای پرهیز از وجود رگرسیون کاذب در تخمین‌ها، باید هم‌انباشتگی میان متغیر وابسته و متغیرهای مستقل بررسی شود (Soori, 2015). برای این منظور در مرحله بعد، از آزمون کائو استفاده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد IPS و LLC
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 3. Results of the unit root test IPS & LLC
Source: Research calculations

نوع آزمون	نام متغیر	درآمد بالا		درآمد بالاتر از متوسط		درآمد کمتر از متوسط		درآمد پایین	
		سطح احتمال	آماره t	سطح احتمال	آماره t	سطح احتمال	آماره t	سطح احتمال	آماره t
IPS	$Log(y_{it})-Log(y_{i0})$	۰/۸۶	-۰/۱۲	۰/۰۰	۵/۴۸	۰/۳۴	۱/۳۸	۰/۰۰	-۷/۹۲
	$Log(y_{i0})$	۰/۷۴	-۰/۲۰	۰/۰۱	۲/۰۸	۰/۲۹	۰/۴۴	۰/۰۰	۲/۵۱
	$Log(n+g)$	۰/۴۱	-۱/۲۳	۰/۰۱	۲/۲۸	۰/۰۰	۲/۷۲	۰/۰۴	۱/۷۱
	$Log(S_k)$	۰/۳۵	-۱/۳۴	۰/۰۰	۲/۸۱	۰/۰۱	۲/۱۱	۰/۰۴	۱/۶۸
	$Log(h_{it})$	۰/۲۲	-۱/۷۵	۰/۰۰	۴/۱۵	۰/۰۰	۴/۷۹	۰/۰۰	۳/۱۷
	$Log(FDI_{it})$	۰/۳۱	-۱/۴۱	۰/۰۵	۱/۵۷	۰/۰۰	۲/۶۳	۰/۰۵	۱/۶۰

[36] Im, Pesaran & Shin
[37] Levin, Lin & Chu

	$Log(FIN_{it})$	۰/۹۳	۱/۵۴	۰/۶۹	۰/۵۱	۰/۵۱	۰/۰۴	۰/۹۱	۱/۳۳
	$Log(FDI_{it})*Log(FIN_{it})$	۰/۰۷	-۱/۴۵	۰/۰۲	-۲/۰۹	۰/۱۱	-۱/۲۴	۰/۰۸	-۱/۳۶
	$Log(FDI_i)*Log(h_i)$	۰/۴۰	-۱/۲۶	۰/۰۲	۱/۸۹	۰/۰۰	۲/۶۹	۰/۰۲	۱/۸۰
LLC	$Log(y_{it})-Log(y_{i0})$	۰/۷۸	-۰/۱۵	۰/۰۰	۵/۹۹	۰/۳۵	۱/۴۰	۰/۰۰	-۷/۹۹
	$Log(y_{i0})$	۰/۷۰	-۰/۲۵	۰/۰۱	۲/۱۰	۰/۳۰	۰/۴۶	۰/۰۰	۲/۶۶
	$Log(n+g)$	۰/۹۳	۱/۵۲	۰/۰۱	۲/۵۵	۰/۰۰	۲/۷۶	۰/۰۴	۱/۷۵
	$Log(S_k)$	۰/۲۷	-۰/۵۸	۰/۰۰	۲/۹۶	۰/۰۱	۲/۱۳	۰/۰۴	۱/۷۴
	$Log(h_{it})$	۰/۳۸	-۰/۲۸	۰/۰۰	۴/۳۰	۰/۰۰	۴/۸۹	۰/۰۰	۳/۲۴
	$Log(FDI_{it})$	۰/۱۵	-۱/۰۴	۰/۰۵	۱/۵۸	۰/۰۰	۲/۹۰	۰/۰۵	۱/۵۵
	$Log(FIN_{it})$	۰/۸۲	۰/۹۲	۰/۶۵	۰/۳۹	۰/۴۳	-۰/۱۶	۰/۸۱	۰/۹۰
	$Log(FDI_{it})*Log(FIN_{it})$	۰/۰۵۴	-۱/۶۰	۰/۴۰	-۰/۲۴	۰/۸۱	۰/۸۷	۰/۰۰	-۳/۱۷
	$Log(FDI_i)*Log(h_i)$	۰/۰۵۶	-۱/۶۳	۰/۰۲	۱/۹۱	۰/۰۰	۲/۷۷	۰/۰۳	۱/۷۸

۵-۱- تخمین بلندمدت

پس از بررسی مانایی متغیرها، برای اثبات وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها از آزمون کائو استفاده شده است. لازم به ذکر است که در اینجا آزمون کائو برای تمامی گروه‌های درآمدی کشورهای در حال توسعه انجام شده است. آزمون کائو با استفاده از آماره آزمون ساکن پذیری ADF انجام می‌شود. فرضیه صفر این آزمون نشان دهنده عدم هم‌انباشتگی و فرضیه مقابل آن اشاره به هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو دارد (Molaei, Golkhandan & Golkhandan, 2014). بر اساس **جدول ٤** و مطابق با آماره t آزمون ADF رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها وجود دارد. بنابراین وجود روابط بلندمدت میان متغیرها در تمامی گروه‌های درآمدی کشورهای در حال توسعه تایید می‌شود.

جدول ٤. نتایج آزمون کائو در گروه‌های مختلف درآمدی کشورهای در حال توسعه
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 4. Results of the Kao test in the different income groups of developing countries
Source: Research calculations

آماره	درآمد بالا		درآمد بالاتر از متوسط		درآمد کمتر از متوسط		درآمد پایین	
	مقدار آماره	سطح احتمال	مقدار آماره	سطح احتمال	مقدار آماره	سطح احتمال	مقدار آماره	سطح احتمال
ADF-Statistic	-۲/۸۱	۰/۰۰	-۴/۱۲	۰/۰۰	-۲/۶۹	۰/۰۰	-۳/۰۷	۰/۰۰

پس از تایید روابط هم‌انباشتگی پنهان بین متغیرها در گروه‌های درآمدی کشورهای در حال توسعه، می‌توان به تخمین ضرایب بلندمدت پرداخت. بنابراین به منظور به دست آوردن بردارهای هم‌انباشتگی از دو روش رایج در حوزه‌ی پنل هم‌انباشتگی یعنی روش حداقل مربعات کاملا اصلاح شده (FMOLS) و روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) استفاده شده است. نتایج تخمین بلندمدت در **جدول ۵** نمایش داده شده است. در کشورهای در حال توسعه با درآمد بالا، بر اساس نتایج رگرسیون FMOLS، متغیر $Log(S_k)$ و بر اساس نتایج رگرسیون DOLS، متغیرهای $Log(S_k)$، $Log(h_i)$، $Log(FDI_i)$، $Log(FIN_{it})$ و $Log(FDI_{it})*Log(FIN_{it})$ در سطح احتمال ۱، ۵ یا ۱۰ درصد معنادار نشدند. لذا به دلیل آن که در رگرسیون FMOLS متغیرهای بیشتری معنادار هستند، از این روش برای تفسیر متغیرها استفاده می‌شود. نتایج تخمین الگو در روش FMOLS بر اساس تحلیل کشش‌ها در بلندمدت نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در درآمد سرانه در دوره صفر، نرخ رشد جمعیت و تکنولوژی، سرمایه انسانی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی، متغیر تعاملی سرمایه گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی و متغیر تعاملی سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی، به ترتیب ۲/۱۷، ۱/۳۴، ۳/۲۲، ۰/۲۷، ۰/۳۱-، ۰/۱۰۴ و ۰/۴۲ درصد تغییر در رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه با درآمد سرانه بالا را به دنبال دارد.

در کشورهای در حال توسعه با درآمد بالاتر از متوسط، بر اساس نتایج رگرسیون FMOLS، متغیرهای $Log(n+g)$، $Log(S_k)$، $Log(h_i)$، $Log(FDI_{it})$ و $Log(FDI_i)*Log(h_i)$ و بر اساس نتایج رگرسیون DOLS، متغیر $Log(n+g)$ در سطح احتمال ۱، ۵ یا ۱۰ درصد معنادار نشدند. لذا به دلیل آن که در رگرسیون DOLS متغیرهای بیشتری معنادار هستند، از این روش برای تفسیر متغیرها استفاده می‌شود. نتایج تخمین الگو در روش DOLS بر اساس تحلیل کشش‌ها در بلندمدت نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در درآمد سرانه در دوره صفر سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی، متغیر تعاملی سرمایه گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی و متغیر تعاملی سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی، به ترتیب ۰/۴۲، ۱/۵۲-، ۲/۵۵، ۳/۵۲، ۰/۲۷، ۰/۲۸- و ۰/۵۷- درصد تغییر در رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه با درآمد سرانه بالاتر از متوسط را به دنبال دارد.

در کشورهای در حال توسعه با درآمد کمتر از متوسط، بر اساس نتایج رگرسیون FMOLS، متغیرهای $Log(S_k)$، $Log(FDI_{it})$، $Log(FIN_{it})$، $Log(FDI_{it})*Log(FIN_{it})$ و

$Log(FDI_i)*Log(h_i)$ و بر اساس نتایج رگرسیون DOLS، تمامی متغیرها به جز $Log(h_i)$ در سطح احتمال ۱، ۵ یا ۱۰ درصد معنادار نشدند. لذا به دلیل آن که در رگرسیون FMOLS متغیرهای بیشتری معنادار هستند، از این روش برای تفسیر متغیرها استفاده می‌شود. نتایج تخمین الگو در روش FMOLS بر اساس تحلیل کشش‌ها در بلندمدت نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در درآمد سرانه در دوره صفر، نرخ رشد جمعیت و تکنولوژی و سرمایه انسانی به ترتیب ۰/۲۷، ۰/۶۱ و ۳/۲۴- درصد تغییر در رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه با درآمد سرانه کمتر از متوسط را به دنبال دارد.

در کشورهای در حال توسعه با درآمد پایین، بر اساس نتایج رگرسیون FMOLS، متغیرهای $Log(n+g)$، $Log(S_k)$، $Log(FIN_{it})$ و $Log(FDI_{it})*Log(FIN_{it})$ و بر اساس نتایج رگرسیون DOLS، متغیرهای $Log(n+g)$، $Log(FDI_{it})$، $Log(FIN_{it})$، $Log(FDI_{it})*Log(FIN_{it})$ و $Log(FDI_i)*Log(h_i)$ در سطح احتمال ۱، ۵ یا ۱۰ درصد معنادار نشدند. لذا به دلیل آن که در رگرسیون FMOLS متغیرهای بیشتری معنادار هستند، از این روش برای تفسیر متغیرها استفاده می‌شود. نتایج تخمین الگو در روش FMOLS بر اساس تحلیل کشش‌ها در بلندمدت نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در درآمد سرانه در دوره صفر، سرمایه انسانی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی و متغیر تعاملی سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی به ترتیب ۴/۲۶، ۸/۹۰-، ۲۱/۶۷- و ۴/۵۲- درصد تغییر در رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه با درآمد سرانه پایین را به دنبال دارد.

جدول ۵. نتایج تخمین بلندمدت (رابطه هم‌انباشتگی) در گروه‌های مختلف درآمدی کشورهای در حال توسعه
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 5. Results of the long run estimation (cointegration relationship) in different income groups of developing countries
Source: Research calculations

گروه‌های درآمدی	متغیر	روش FMOLS			روش DOLS		
		ضریب	آماره t	سطح احتمال	ضریب	آماره t	سطح احتمال
درآمد بالا	$Log(y_{i0})$	۲/۱۷*	۸/۸۰	۰/۰۰	۲/۰۶*	۷/۲۶	۰/۰۰
	$Log(n+g)$	۱/۳۴*	۳/۷۵	۰/۰۰	۱/۳۹*	۳/۰۸	۰/۰۰
	$Log(S_k)$	۰/۸۰	۰/۹۶	۰/۳۴	۰/۹۱	۰/۸۹	۰/۳۷

	Log(h_i)	***۳/۲۲	۱/۷۲	۰/۰۹	۳/۰۶	۱/۳۰	۰/۲۰
	Log(FDI_{it})	***۰/۲۷	۱/۸۶	۰/۰۷	۰/۲۴	۱/۳۷	۰/۱۷
	Log(FIN_{it})	**-۰/۳۱	-۲/۱۱	۰/۰۴	-۰/۲۲	-۱/۰۲	۰/۳۱
	Log(FDI_{it})*Log(FIN_{it})	*۰/۱۰۴	۳/۳۰	۰/۰۰	۰/۰۷	۰/۵۱	۰/۶۱
	Log(FDI_i)*Log(h_i)	*۰/۴۲	۳/۳۶	۰/۰۰	**۰/۳۶	۲/۳۶	۰/۰۲
	ضریب تعیین	۰/۸۶			۰/۸۲		
درآمد بالاتر از متوسط	Log(y_{i0})	*۰/۶۲	۵/۵۶	۰/۰۰	*۰/۴۲	۴/۸۳	۰/۰۰
	Log(n+g)	-۰/۳۵	-۱/۰۴	۰/۳۰	-۰/۱۵	-۱/۰۷	۰/۲۸
	Log(S_k)	-۰/۲۲	-۰/۲۸	۰/۷۷	*-۱/۵۲	-۲/۷۸	۰/۰۰
	Log(h_i)	۰/۵۶	۰/۴۱	۰/۶۷	*۲/۵۵	۳/۶۳	۰/۰۰
	Log(FDI_{it})	-۰/۰۱	-۰/۰۰۴	۰/۹۹	*۳/۵۲	۲/۷۲	۰/۰۰
	Log(FIN_{it})	**۰/۴۴	۲/۳۶	۰/۰۲	**۰/۲۷	۲/۱۲	۰/۰۳
	Log(FDI_{it})*Log(FIN_{it})	-۰/۳۰ ***	-۱/۸۰	۰/۰۷	**-۰/۲۸	-۲/۲۳	۰/۰۲
	Log(FDI_i)*Log(h_i)	۰/۲۵	۰/۴۰	۰/۶۸	-۰/۵۷ ***	-۱/۸۰	۰/۰۷
	ضریب تعیین	۰/۳۴			۰/۴۲		
درآمد کمتر از متوسط	Log(y_{i0})	**۰/۲۷	۲/۰۷	۰/۰۴	۰/۱۴	۱/۳۱	۰/۱۹
	Log(n+g)	*۰/۶۱	۲/۹۲	۰/۰۰	۰/۳۱	۱/۶۱	۰/۱۱
	Log(S_k)	-۰/۳۰	-۰/۹۳	۰/۳۵	-۰/۰۰۶	-۰/۰۲	۰/۹۸
	Log(h_i)	*-۳/۲۴	-۲/۴۰	۰/۰۱	*-۳/۱۵	-۲/۵۰	۰/۰۱
	Log(FDI_{it})	۰/۴۲	۰/۲۰	۰/۸۳	-۰/۴۵	-۰/۲۵	۰/۷۹
	Log(FIN_{it})	-۰/۰۶	-۰/۴۵	۰/۶۵	-۰/۱۱	-۰/۸۰	۰/۴۲
	Log(FDI_{it})*Log(FIN_{it})	۰/۰۲	۰/۱۴	۰/۸۸	۰/۱۲	۰/۹۹	۰/۳۲
	Log(FDI_i)*Log(h_i)	-۰/۱۵	-۰/۳۲	۰/۷۴	-۰/۰۰۰۶	-۰/۰۰۱	۰/۹۹
	ضریب تعیین	۰/۳۵			۰/۳۶		
درآمد پایین	Log(y_{i0})	*۴/۲۶	۱۳/۲۴	۰/۰۰	*۲/۱۱	۳/۸۰	۰/۰۰
	Log(n+g)	-۰/۴۲	-۱/۲۴	۰/۲۱	۰/۲۶	۱/۰۳	۰/۳۱
	Log(S_k)	-۰/۸۹	-۱/۱۱	۰/۲۷	-۰/۹۹ **	۲/۱۶	۰/۰۳
	Log(h_i)	*-۸/۹۰	-۳/۶۸	۰/۰۰	*-۸/۶۹	-۲/۹۳	۰/۰۰
	Log(FDI_{it})	*-۲۱/۶۷	-۲/۶۵	۰/۰۱	-۲/۲۵	-۰/۴۲	۰/۶۷
	Log(FIN_{it})	-۰/۱۱	-۰/۳۸	۰/۷۱	-۰/۳۸	-۰/۹۷	۰/۳۳

	$Log(FDI_{it})*Log(FIN_{it})$	۰/۲۴	۰/۹۴	۰/۳۴	۰/۲۶	۰/۷۷	۰/۴۴
	$Log(FDI_i)*Log(h_i)$	-۴/۵۲	-۲/۴۲	۰/۰۱	۰/۳۴	۰/۲۶	۰/۷۹
	ضریب تعیین	۰/۲۵			۰/۲۸		

* ضرایب در سطح احتمال ۱ درصد معنادار هستند.؛ ** ضرایب در سطح احتمال ۵ درصد معنادار هستند؛ *** ضرایب در سطح احتمال ۱۰ درصد معنادار هستند.

۲-۵- تخمین کوتاه مدت

در این بخش، برای بررسی روابط کوتاه مدت در کشورهای در حال توسعه، از بررسی علیت پنلی VECM میان تک تک متغیرهای مورد بررسی استفاده شده است. **جدول ٦** آزمون‌های کوتاه مدت و بلندمدت علیت میان متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. میزان وقفه بهینه بر اساس معیارها آکائیک و شوارتز، وقفه یک انتخاب شده است. نتایج مربوط به ضرایب کوتاه مدت برای کشورهای در حال توسعه با درآمد بالا نشان می‌دهد که سرمایه فیزیکی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی در کوتاه مدت تاثیر معنادار بر رشد اقتصادی ندارند. نتایج بررسی ضرایب کوتاه مدت معنادار نشان می‌دهد که متغیرهای درآمد سرانه در دوره صفر، نرخ رشد جمعیت و تکنولوژی، سرمایه انسانی، توسعه مالی، تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی و تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی به ترتیب به میزان ۰/۰۵، ۱/۶۵، ۲/۷۸، ۱/۵۳، ۰/۴۸ و ۲/۱۳ بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه با درآمد بالا تاثیر دارند. این نتیجه نشان می‌دهد که در کوتاه مدت سرمایه گذاری مستقیم خارجی به تنهایی بر رشد اقتصادی تاثیری ندارد اما در کنار سرمایه انسانی و توسعه مالی تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی این کشورها دارند. با توجه به نتایج ECT در کشورهای با درآمد بالا، جزء صحیح خطای سرمایه گذاری مستقیم خارجی، سرمایه انسانی و توسعه مالی به ترتیب برابر ۰/۴۳-، ۰/۰۶- و ۰/۳۹- است که نشان می‌دهد سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است؛ به عبارت دیگر، در هر دوره به ترتیب ۴۳ درصد، ۶ درصد و ۳۹ درصد از عدم تعادل‌های موجود در سیستم جهت رسیدن به تعادل بلندمدت برطرف می‌شود. همچنین جزء صحیح خطای تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی با توسعه مالی و سرمایه انسانی به ترتیب برابر ۰/۷۸- و ۰/۹۵- است که نشان دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است؛ به عبارتی در هر دوره به ترتیب ۷۸ درصد و ۹۵ درصد از عدم تعادل‌های موجود در سیستم جهت رسیدن به تعادل بلندمدت برطرف می‌شود.

نتایج مربوط به ضرایب کوتاه مدت برای کشورهای در حال توسعه با درآمد بالاتر از متوسط نشان می‌دهد که درآمد سرانه در دوره صفر و تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی در کوتاه مدت تاثیر معنادار بر رشد اقتصادی ندارند. نتایج بررسی ضرایب کوتاه مدت معنادار نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ رشد جمعیت و تکنولوژی، سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی و تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی به ترتیب به میزان ۰/۰۵-، ۰/۶۸، ۳/۷۸، ۳/۷۴، ۰/۵۸ و ۰/۴۰- بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه با درآمد بالاتر از متوسط تاثیر دارند. این نتیجه نشان می‌دهد که در کوتاه مدت نیز تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی با سرمایه انسانی و توسعه مالی تاثیر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه با درآمد بالاتر از متوسط ندارد. با توجه به نتایج ECT در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط، جزء صحیح خطای سرمایه گذاری مستقیم خارجی، سرمایه انسانی و توسعه مالی به ترتیب برابر ۰/۰۱، ۰/۰۰۲ و ۰/۰۹ است که نشان دهنده سرعت ناچیز تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است. همچنین جزء صحیح خطای تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی با توسعه مالی و سرمایه انسانی معنادار نیستند.

نتایج مربوط به ضرایب کوتاه مدت برای کشورهای در حال توسعه با درآمد کمتر از متوسط نشان می‌دهد که درآمد سرانه در دوره صفر، نرخ رشد جمعیت و تکنولوژی، سرمایه فیزیکی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی، تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی و تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی تاثیر معنادار بر رشد اقتصادی ندارند. نتایج بررسی ضرایب کوتاه مدت معنادار نشان می‌دهد که متغیر سرمایه انسانی به میزان ۰/۷۱ بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه با درآمد کمتر از متوسط تاثیر دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که در کوتاه مدت نیز تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی با سرمایه انسانی و توسعه مالی تاثیر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه با درآمد کمتر از متوسط ندارد. با توجه به نتایج ECT در کشورهای با درآمد کمتر از متوسط، جزء صحیح خطای سرمایه گذاری مستقیم خارجی، سرمایه انسانی، توسعه مالی، تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی با سرمایه انسانی و توسعه مالی هیچ کدام معنادار نشدند.

نتایج مربوط به ضرایب کوتاه مدت برای کشورهای در حال توسعه با درآمد پایین نشان می‌دهد که درآمد سرانه در دوره صفر، سرمایه گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی،

تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی اثیر معنادار بر رشد اقتصادی ندارند. نتایج بررسی ضرایب کوتاه مدت معنادار نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ رشد جمعیت و تکنولوژی، سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی به ترتیب به میزان ۰/۵۴، ۱/۰۲، ۴/۴۶ و ۲/۴۸- بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه با درآمد کمتر از متوسط تاثیر دارند. این نتیجه نشان می‌دهد که در کوتاه مدت نیز تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی با سرمایه انسانی و توسعه مالی تاثیر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه با درآمد پایین ندارد. با توجه به نتایج ECT در کشورهای با درآمد پایین، تنها جزء صحیح خطای سرمایه گذاری مستقیم خارجی معنادار شد و برابر ۰/۰۷ بدست آمد که نشان دهنده سرعت ناچیز تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است.

جدول ٦. نتایج تخمین علیت پنلی VECM در گروه‌های مختلف درآمدی کشورهای در حال توسعه
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 6. Results of the PVECM causality in different income groups of developing countries
Source: Research calculations

	متغیرهای مستقل	منابع علت و معلول (متغیرهای مستقل)									
		کوتاه مدت									بلندمدت
		ΔLY1Y0	ΔLY0	ΔLNG	ΔLK	ΔLH	ΔLFDI	ΔLFIN	ΔLFDI*LFIN	ΔLFDI*LH	ECT
کشورهای در حال توسعه با درآمد بالا	تفاوت لگاریتم نرخ رشد اقتصادی در دوره صفر تا t (ΔLY1Y0)		-۲/۴۹** (-۲/۵۶)	*۰/۱۱ (۲/۸۹)	۰/۰۳**- (-۲/۵۰)	۰/۰۲** (۲/۰۴)	-۰/۱۷** (-۲/۴۶)	-۰/۱۶** (-۲/۲۴)	*-۱/۲۳ (-۲/۹۴)	-۰/۷۲ (-۱/۴۷)	-۱/۲۶* (-۳/۱۹)
	لگاریتم درآمد سرانه در دوره صفر (ΔLY0)	**۰/۰۵ (۲/۰۹)		۰/۰۴ (۱/۶۳)	۰/۰۰۵- (-۰/۴۶)	۰/۰۰۱- (-۰/۳۵)	-۰/۰۴ (-۰/۶۲)	-۰/۰۲ (-۰/۹۸)	**-۰/۲۶ (-۲/۰۴)	-۰/۲۰ (-۰/۶۸)	-۳/۸۶** (۲/۳۹)
	لگاریتم مجموع نرخ	*۱/۶۵	-۱/۵۵		۰/۰۵-	۰/۰۰۲	۰/۴۸-	۰/۵۹**-	-۳/۷۷ (-۱/۲۸)	-۲/۳۱ (-۰/۶۷)	-۰/۱۷

	رشد جمعیت و تکنولوژی (ΔLNG)	(۳/۲۰)	(۰/۴۳)		(۰/۳۸)	(۰/۰۶)	(۰/۵۹)	(۰/۰۴)			(۰/۷۹)
	لگاریتم سرمایه فیزیکی (ΔLK)	-۰/۸۰ (۰/۹۶)	۴/۲۲ (۰/۷۲)	۰/۲۶ (۰/۵۹)		۰/۰۶ (۰/۹۸)	۰/۴۵ - (۰/۳۴)	۰/۱۹ (۰/۴۱)	۰/۰۲ (۰/۰۰۴)	-۱/۶۸ (-۰/۲۹)	۰/۰۶ (۰/۵۸)
	لگاریتم سرمایه انسانی (ΔLH)	*۲/۷۸ (۲/۸۵)	۶/۰۴ *۵ (۲/۸۵)	-۱/۱۷ (۰/۶۸)	-۰/۱۲ (۰/۱۵)		۷/۱۶ - (۱/۳۷)	۱/۹۳ (۱/۰۴)	-۲۳/۸۲ (-۱/۲۸)	-۳۰/۹۳ (-۱/۴۱)	-۰/۰۶ *** (۱/۹۲)
	لگاریتم سرمایه گذاری مستقیم خارجی (ΔLFDI)	-۷/۲۲ (-۱/۶۲)	۶/۴۸ **۴ (۲/۰۷)	۰/۲۵ -۲ (۰/۹۵)	۰/۱۹ (۰/۱۷)	۰/۳۵ -۰ (۰/۰۴)		۱/۶۰ (۰/۶۳)	۲/۴۵ (۰/۰۹)	-۴/۵۲ (-۰/۱۵)	-۰/۴۳ ** (۲/۶۸)
	لگاریتم توسعه مالی (ΔLFIN)	*۱/۵۳ ** (۱/۸۳)	۵/۷۳ - (۰/۹۲)	۰/۵۱ ** (۰/۰۹)	۰/۰۹ - (۰/۴۱)	۰/۰۸ (۰/۱۹)	*۱/۱۷ ** (۰/۸۲)		۱/۹۸ (۰/۳۹)	**۴/۶۸ (۲/۷۸)	-۰/۳۹ *** (-۱/۷۱)
	لگاریتم تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی (ΔLFDI*LFIN)	*۰/۴۸ ** (۱/۹۶)	*۲/۶۲ * (۲/۰۶)	۰/۲۵ ** (۰/۳۲)	۰/۰۴ - (۰/۴۷)	۰/۰۳ - (۰/۰۸)	۰/۶۸ - (۱/۲۰)	۰/۴۰ ** (۲/۰۱)		**-۲/۸۱ (-۲/۱۸)	-۰/۷۸ ** (۲/۴۴)
	لگاریتم تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه	*۲/۱۳ ** (۱/۹۷)	۱/۵۵ ***-۷ (۱/۹۷)	۰/۷۶ ** (۰/۱۳)	۰/۰۰۴ -۰ (۰/۰۱)	*۰/۱۱ * (۰/۰۹)	۰/۹۴ ** (۰/۴۶)	۰/۷۴ ** (۰/۰۲)	**۰/۸۹ (۲/۱۲)		-۰/۹۵ ** (۲/۷۳)

	انسانی (ΔLFDI*L) (H										
کشورهای در حال توسعه با درآمد بالاتر از متوسط	تفاوت لگاریتم نرخ رشد اقتصادی در دوره صفر تا t (ΔLY1Y0)		۰/۳۲* (۲/۸۴)	۰/۰۲- (-۰/۴۵)	۰/۰۰۳ (۰/۲۵)	۰۰۰۱- (-۰/۰۳)	-۰/۰۷ (-۰/۶۲)	۰/۰۴ (۰/۷۶)	-۰/۰۸ (-۰/۲۱)	-۰/۲۱** (-۲/۴۲)	۰/۰۱۷ (۰/۵۵)
	لگاریتم درآمد سرانه در دوره صفر (ΔLY0)	۰/۰۰۹ (۰/۲۸)		۰/۰۰۳- (-۰/۱۸)	۰/۰۰۱ (۰/۳۲)	۰۰۰۱ (۰/۱۲)	۰/۰۵- (-۰/۳۸)	۰/۰۰۷- (-۰/۵۲)	۰/۱۹*** (۱/۹۶)	-۰/۲۱ (-۰/۳۴)	۰/۰۳ (۰/۲۶)
	لگاریتم مجموع نرخ رشد جمعیت و تکنولوژی (ΔLNG)	-۰/۰۵** (-۲/۳۲)	۰/۱۲** (۲/۲۰)		۰/۰۲- (-۱/۰۱)	۰/۰۰۸- (-۰/۰۳)	-۰/۰۷ (-۰/۳۸)	۰/۰۳- (-۰/۴۳)	-۰/۲۲ (-۰/۳۳)	-۰/۳۲ (-۰/۴۱)	-۰/۰۳*** (-۱/۹۶)
	لگاریتم سرمایه فیزیکی (ΔLK)	۰/۶۸** (۲/۰۵)	۱/۵۷** (۲/۶۷)	۰/۳۵ (۰/۰۵)		۰/۰۴- (-۰/۲۷)	۰/۸۷- (-۰/۲۳)	-۰/۰۶ (-۰/۱۹)	-۳/۵۲ (-۱/۳۸)	-۳/۹۶ (-۱/۲۸)	۰/۰۱* (۳/۲۱)
	لگاریتم سرمایه انسانی (ΔLH)	۳/۷۸** (۲/۰۸)	۴/۱۱ (۰/۳۳)	۰/۳۶ (۰/۲۰)	۰/۲۰- (-۰/۴۹)		۳/۹۷** (۲/۰۴)	-۱/۰۶ (-۰/۶۶)	۱۸/۲۷ (۱/۳۴)	۱۷/۸۳** (۲/۰۸)	۰/۰۰۲*** (۱/۷۳)
	لگاریتم سرمایه گذاری مستقیم خارجی (ΔLFDI)	۳/۷۴** (۲/۵۲)	-۱/۱۹ (-۰/۲۲)	۰/۳۱- (-۰/۴۰)	۰/۲۷ (۰/۵۶)	۰/۲۴* (۰/۲۸)		۰/۶۰* (۰/۸۸)	۱۵/۲۰** (۲/۶۲)	۱۸/۰۷** (۲/۵۷)	۰/۰۹* (۲/۸۸)
	لگاریتم توسعه مالی (ΔLFIN)	۰/۵۸** (۲/۵۸)	۰/۴۵ (۰/۵۵)	-۰/۰۱ (-۰/۱۳)	۰/۰۰۵- (-۰/۰۲۱)	۰/۰۰۸- (-۰/۷۱)	۰/۳۴- (-۰/۹۶)		-۰/۶۶ (-۰/۷۵)	-۱/۰۵ (-۰/۹۹)	۰/۰۰۵* (۳/۳۶)

	لگاریتم تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی (ΔLFDI*L FIN)	-۰/۴۰** (۲/۳۳)	-۰/۲۰ (-۰/۳۳)	۰/۰۱ (۰/۱۳)	۰/۰۲ (۰/۹۸)	۰/۰۰۹ (۰/۰۸)	۰/۰۵ (-۰/۲۹)	۰/۰۹ (-۱/۲۰)		-۰/۲۳ (-۰/۲۸)	۰/۳۶ (۱/۰۵)
	لگاریتم تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی (ΔLFDI*L H)	-۰/۵۴ (-۱/۶۰)	۰/۴۲ (۰/۳۵)	۰/۰۶ (۰/۳۲)	۰/۰۸ -***(-۰/۹۹)	۰/۰۷ -*(-۰/۰۱)	-۱/۰۵ *(-۰/۸۵)	-۰/۰۷ (-۰/۴۷)	-۳/۶۳** (-۲/۷۴)		۰/۳۴ (۱/۴۱)
کشورهای در حال توسعه با درآمد کمتر از متوسط	تفاوت لگاریتم نرخ رشد اقتصادی در دوره صفر تا t (ΔLY1Y0)		-۱/۱۱* (-۳/۳۲)	۰/۰۲ (-۰/۳۶)	۰/۰۳ (۱/۰۴)	۰/۰۰۵ (۰/۶۸)	-۰/۰۶ (-۰/۶۰)	۰/۱۴* (۲/۵۹)	-۰/۱۱ (-۰/۳۱)	-۰/۲۰ (-۰/۵۱)	-۰/۳۷** (-۲/۷۰)
	لگاریتم درآمد سرانه در دوره صفر (ΔLY0)	-۰/۰۰۶ (-۰/۱۷)		-۰/۰۱ (-۰/۷۲)	۰/۰۰۲ (-۰/۳۰)	۰/۰۰۴ -***(-۰/۸۰)	-۰/۰۱ (-۰/۴۲)	۰/۰۰۲ (۰/۱۴)	-۰/۰۴ (-۰/۳۸)	-۰/۰۴ (-۰/۳۸)	۱/۷۴* (۴/۶۴)
	لگاریتم مجموع نرخ رشد جمعیت و تکنولوژی (ΔLNG)	۰/۰۰۴ (۰/۰۲)	-۰/۴۱ (-۰/۵۵)		۰/۰۳ (۰/۵۸)	۰/۰۲ (-۰/۳۰)	۰/۲۱ (۱/۰۱)	-۰/۱۴ (-۱/۱۰)	۰/۸۷ (۱/۱۱)	۰/۹۴ (۱/۰۷)	۰/۰۵ (۰/۷۶)

	لگاریتم سرمایه فیزیکی (ΔLK)	-۰/۴۴ (۰/۷۳) (-)	-۲/۲۳ (۱/۳۶) (-)	۰/۰۵ - (۰/۱۶) (-۰)		۰/۰۲ - (۰/۴۳) (-۰)	۰/۳۳ (۰/۷۳) (۰)	-۰/۲۱ (۰/۸۰) (-)	۱/۱۷ (۰/۶۸)	۱/۴۴ (۰/۷۴)	۰/۰۰۲ - (-۰/۰۷) (
	لگاریتم سرمایه انسانی (ΔLH)	۰/۷۱** (۲/۳۱) (	۴/۱۲ (۰/۶۶) (	۰/۸۱ ** (۰/۷۰) (۲	-۰/۴۱ (۰/۹۲) (-۰)		۰/۸۶ (۰/۵۰) (۰)	۰/۴۱ (۰/۴۱) (	۱/۹۳ (۰/۲۹)	۳/۶۵ (۰/۵۰)	۰/۰۰۸ - (۰/۹۹) (-
	لگاریتم سرمایه گذاری مستقیم خارجی (ΔLFDI)	۲/۲۲ (۰/۸۹) (	۵/۲۳ (۰/۷۶) (	۰/۰۳ - (۰/۰۲) (-۰)	۰/۱۹ (۰/۳۸) (۰)	-۰/۱۱ (۰/۶۸) (-۰)		۲/۳۸ ** - (۰/۱۷) (-۲)	۷/۳۷ (۱/۰۳)	۱۱/۱۰ (۱/۳۸)	۰/۰۶ (۰/۶۱)
	لگاریتم توسعه مالی (ΔLFIN)	۰/۰۴ (۰/۳۶) (	-۰/۹۴ (۱/۲۶) (-)	-۰/۰۱ (۰/۱۱) (-)	۰/۰۲ - (۰/۴۱) (-)	۰/۰۰۵ (۰/۳۰) (۰)	۰/۰۴ (۰/۱۹) (۰)		۰/۲۶ (۰/۳۳)	۰/۱۵ (۰/۱۷)	-۰/۱۰ (-۱/۶۷) (
	لگاریتم تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی (ΔLFDI*LFIN)	۰/۰۸ (۰/۳۶) (	-۰/۷۷ (۱/۳۴) (-)	۰/۱۳ (۰/۱۸) (۱)	-۰/۰۳۹ (-۰/۹۴) (-۰)	-۰/۰۰۲ (-۰/۱۴) (-۰)	-۰/۰۱ (-۰/۰۹) (-۰)	۰/۰۹ (۰/۹۸) (۰)		-۰/۰۳ (-۰/۰۵)	۰/۰۶ (۰/۱۵) (
	لگاریتم تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی (ΔLFDI*LH)	۰/۰۵۹ - (-۱/۰۳) (	-۰/۵۸ (۰/۳۷) (-)	-۰/۱۱ (۰/۳۸) (-۰)	-۰/۰۱ (-۰/۱۳) (-۰)	۰/۰۳ (۰/۷۶) (۰)	۰/۶۵ - (-۰/۴۸) (-۱)	۰/۴۸ *** (۱/۹۱) (	***-۱/۹۹ (-۱/۲۱)		۰/۱۸ (۰/۴۱)

کشورهای در حال توسعه با درآمد پایین	تفاوت لگاریتم نرخ رشد اقتصادی در دوره صفر تا t (ΔLY1Y0)		۰/۲۲ (۰/۶۶)	۰/۰۱ (۰/۲۰)	-۰/۰۱ (-۰/۶۰)	۰/۰۰۳ (۰/۴۰)	۰/۰۹ (-۱/۷۱)	۰/۰۵ (۱/۱۹)	-۰/۲۴ (-۱/۱۸)	-۰/۴۰*** (-۱/۷۳)	۰/۰۰۴ (-۰/۲۰)
	لگاریتم درآمد سرانه در دوره صفر (ΔLY0)	-۰/۰۲ (-۰/۵۰)		۰/۰۰۹ (۰/۴۵)	-۰/۰۰۰۸ (-۰/۰۹)	-۰/۰۰۲ (-۰/۹۶)	-۰/۰۰۵ (-۰/۲۵)	۰/۰۴** (۰/۵۰)	۰/۰۳ (۰/۴۳)	-۰/۰۳ (-۰/۳۰)	۰/۰۷ (۰/۹۰)
	لگاریتم مجموع نرخ رشد جمعیت و تکنولوژی (ΔLNG)	۰/۵۴* (۲/۵۲)	۰/۴۱ (۰/۵۸)		۰/۰۲ (۰/۴۲)	-۰/۰۰۶ (-۰/۴۴)	-۰/۱۰ (-۰/۹۲)	-۰/۱۴ (-۱/۴۳)	-۰/۴۷ (-۱/۰۷)	-۰/۴۷ (-۰/۹۴)	۰/۰۰۵ (-۰/۴۱)
	لگاریتم سرمایه فیزیکی (ΔLK)	۱/۰۲** (۱/۷۷)	-۱/۸۱ (-۰/۹۴)	۰/۲۸ (۰/۹۱)		۰/۰۰۹ (۰/۲۳)	۰/۰۲ (۰/۰۶)	-۰/۵۱** (-۱/۹۸)	-۰/۴۱ (-۰/۳۵)	۰/۱۳ (۰/۰۹)	۰/۰۰۳ (-۰/۶۵)
	لگاریتم سرمایه انسانی (ΔLH)	۴/۴۶** (۱/۸۹)	۱۴/۴۸*** (۱/۸۵)	۰/۳۵ (۰/۲۷)	۰/۴۷ (۰/۸۶)		۰/۸۴ (-۰/۶۷)	۰/۷۱ (۰/۶۷)	-۱/۶۰ (-۰/۳۳)	-۳/۷۱ (-۰/۶۷)	۰/۰۰۲ (-۱/۳۳)
	لگاریتم سرمایه گذاری مستقیم خارجی (ΔLFDI)	۹/۵۵ (۱/۶۴)	۹/۰۲ (۰/۴۶)	۲/۰۱ (۰/۶۲)	۲/۲۷ (۱/۶۹)	۰/۱۲ (۰/۲۹)		۰/۱۸ (۰/۰۶)	۰/۷۸ (۰/۰۶)	-۱/۴۰ (-۰/۱۰)	۰/۰۷* (۵/۶۳)
	لگاریتم توسعه مالی (ΔLFIN)	-۰/۱۷ (-۰/۴۵)	۰/۴۱ (۰/۳۳)	-۰/۱۱ (-۰/۵۵)	۰/۰۳ (۰/۳۹)	-۰/۰۴ (-۱/۴۷)	۰/۰۵ (-۰/۲۸)		۰/۵۷ (۰/۷۶)	-۰/۲۷ (-۰/۳۱)	-۰/۰۱ (-۱/۲۳)
	لگاریتم تعامل سرمایه	۰/۴۵ (۱/۵۶)	۰/۰۰۱ (۰/۰۰۱)	۰/۰۴ (۰/۲۶)	۰/۰۴ -	۰/۰۳ (۱/۳۵)	۰/۲۲ -	۰/۲۹** -		-۰/۹۴ (-۱/۴۰)	۰/۱۹ (۰/۹۴)

	گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی (ΔLFDI*L FIN)				(۰/۶۰) (-۰)		(۰/۴۳) (-۱)	(۰/۲۸) (-۲)			
	لگاریتم تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی (ΔLFDI*L H)	-۲/۴۸ *** (-۱/۸۷)	-۲/۰۸ (۰/۴۷)	۰/۴۷ - (۰/۶۵)	۰/۵۰ - (۰/۶۳)	۰/۰۵ - (۰/۵۱)	۰/۳۲ (۰/۴۶)	۰/۱۹ (۰/۳۲)	۰/۷۶ (۰/۲۸)		-۰/۳۰ * (۰/۵۵)

اعداد بالا ضرایب آماره آزمون‌های مربوط به متغیرها و اعداد داخل پرانتز، آماره t آنها می‌باشد.

* ضرایب در سطح احتمال ۱ درصد معنادار هستند.؛ ** ضرایب در سطح احتمال ۵ درصد معنادار هستند؛ *** ضرایب در سطح احتمال ۱۰ درصد معنادار هستند.

۶- نتیجه گیری و پیشنهادها

یکی از عوامل ایجاد کننده و بهبود دهنده رشد اقتصادی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی است، به طوری که به همراه ایجاد سرمایه گذاری در کشور، پیامدهای دیگری مانند ورود تکنولوژی و دانش روز را به همراه خواهد داشت. در مطالعه حاضر نقش سرمایه گذاری مستقیم خارجی و همچنین سرمایه انسانی و توسعه مالی و تعامل دو به دوی آنها در رشد اقتصادی گروه‌های مختلف درآمدی کشورهای در حال توسعه در دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ ارزیابی گردید. بدین ترتیب الگویی مورد بررسی قرار گرفت که در آن تاثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی، سرمایه انسانی، توسعه مالی و همچنین تاثیر تعامل این متغیرها با یکدیگر بر رشد اقتصادی نشان داده شود.

نتایج تخمین بلندمدت نشان داد که در کشورهای در حال توسعه با درآمد بالا، سرمایه گذاری مستقیم خارجی هنگامی که با سرمایه انسانی ترکیب شود، تاثیر آن بر رشد اقتصادی بیشتر خواهد بود. اما هنگامی که سرمایه گذاری مستقیم خارجی با توسعه مالی

ترکیب شود، تاثیر آن بر رشد اقتصادی اندکی کمتر است. اما در سایر گروه‌های درآمدی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی در کنار سرمایه انسانی و توسعه مالی، تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی در بلندمدت نداشته است. در کوتاه مدت، سرمایه گذاری مستقیم خارجی به تنهایی بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد بالا نقشی ندارد؛ اما هنگامی که با سرمایه انسانی و توسعه مالی ترکیب شود، تاثیر آن بر رشد اقتصادی مثبت است. در سایر گروه‌های درآمدی نیز تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی با سرمایه انسانی و توسعه مالی، تاثیر مثبتی بر رشد اقتصادی در کوتاه مدت نداشته است. همچنین نتایج ECT نشان داد که تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی با توسعه مالی و سرمایه انسانی به سمت تعادل بلندمدت تنها برای کشورهای در حال توسعه با درآمد بالا دارای سرعت تعدیل بالایی است و در سایر گروه‌های درآمدی، سرعت تعدیل بسیار ناچیز است و یا اصلا وجود ندارد.

این نتایج نشان می‌دهد که کشورهای با درآمد بالا دریافتند که افزایش بهره‌وری با به کار بردن سرمایه انسانی در کنار انتقال تکنولوژی‌های نوین امکان پذیر است و این موضوع به عنوان عاملی فزاینده برای رشد اقتصادی عمل می‌کند. بنابراین کشورهای در حال توسعه با درآمد بالا امکان سرمایه گذاری بیشتر در بخش آموزش نیروی کار را فراهم می‌کنند. لذا در این کشورها سطح بالای سرمایه انسانی منجر شده که در کنار سرمایه گذاری مستقیم خارجی، منجر به افزایش رشد اقتصادی شود. از طرفی این کشورها ظرفیت تحقیق و توسعه بالاتری دارند و سرمایه گذاران خارجی ترجیح می‌دهند شرکت‌های وابسته به تکنولوژی خود را در کشورهایی که ظرفیت تحقیق و توسعه بالاتری دارند برپا کنند. از آنجا که ظرفیت تحقیق و توسعه بالاتر برای کشورها با وجود سرمایه انسانی و نیروی کار آموزش دیده محیا می‌شود، بنابراین تنها برای کشورهای با درآمد بالا این امر میسر شده است. لذا تنها کشورهای با درآمد بالا توانسته‌اند از سرمایه انسانی در سرمایه گذاری‌های خارجی خود استفاده کنند و تاثیر آن در بلندمدت بر رشد اقتصادی این کشورها ظاهر شده است. همچنین در کشورهای در حال توسعه با درآمد بالا، به دلیل ظرفیت نهادی بالا در ساختار اقتصادی که منجر به کارایی فراگیر در مکانیزم تخصیص اعتبارات این کشورها شده است، اثر تعاملی سرمایه گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کوتاه مدت و بلندمدت مثبت است. توسعه مالی یکی از کلیدهای بالقوه در افزایش سرمایه گذاری بخش خصوصی است که در کشورهای در حال توسعه با درآمد بالا، زمینه مناسب جهت تخصیص بهینه اعتبارات فراهم شده است. مقایسه تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی

با سرمایه انسانی و توسعه مالی نشان می‌دهد که کشورهای در حال توسعه با درآمد بالا، در تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی با سرمایه انسانی موفق‌تر عمل نموده‌اند.

نتایج این مطالعه از نظر نقش مکمل سرمایه انسانی در تاثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد بالا، با تحقیق سو و لیو (۲۰۱۶) که بیان نمودند تنها در شهرهای چین که دارای درآمد سرانه بالاتری هستند این رابطه وجود دارد، همخوانی دارد. همچنین نتایج این تحقیق با نتایج مطالعات بلومستروم و همکاران (۲۰۰۱)، آدومکردمونگکل (۲۰۱۶)، کوتاریدی و استنگوس (۲۰۱۰)، ایمسیراروج (۲۰۱۶) و لیلیان و همکاران (۱۴۰۰) از نظر نقش مکمل سرمایه انسانی در تاثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی همخوانی دارد. نتایج بدست آمده از لحاظ تاثیر مثبت تعامل سرمایه گذاری مستقیم خارجی با توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد بالا نیز با نتایج پژوهش‌های لوین (۱۹۹۷)، لی و وی (۲۰۲۱) و حسینی و همکاران (۱۳۹۰) همخوانی دارد.

لذا توصیه می‌شود کشورهای در حال توسعه به منظور بهره بردن از سرمایه‌های انسانی و نیروی کار تحصیل کرده و دارای توانایی بالاتر، آن را در ورود سرمایه خارجی و استفاده از تکنولوژی نوین به کار ببرند تا با افزایش تولید ناخالص داخلی بتوانند 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، قادر خواهند بود که از تکنولوژی برتر که از طریق سرمایه گذاری مستقیم خارجی وارد می‌شود، استفاده مطلوب داشته باشند. سرمایه انسانی به عنوان نیروی کار متخصص می‌توانند از تکنولوژی نوین که از کشورهای توسعه یافته وارد می‌شوند به نحو بهینه استفاده نمایند و آن را در رشد تولید به کار ببرند. بنابراین سرمایه گذاری مستقیم خارجی توسط به کارگیری سرمایه انسانی، می‌تواند بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه تاثیر مثبت داشته باشد؛ که زمینه‌ساز توسعه اقتصادی برای این کشورها خواهد بود. با توجه به آن که تنها برای کشورهای در حال توسعه با درآمد بالا، سرمایه انسانی در تاثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه مدت نقش مکمل و موثر داشت، توصیه می‌شود سایر کشورهای در حال توسعه از تجربیات این کشورها برای ارتقای رشد اقتصادی خود بهره ببرند. بر این اساس، لازم است با توجه به اهمیت ورود تکنولوژی نوین به کشور و استفاده از سرمایه انسانی جهت تولید، بهبود زیرساخت‌های تولیدی و همچنین وضع

قوانین و مقررات مناسب، اقدامات لازم برای این منظور صورت گیرد. همچنین سیاستگذاران کشورهای در حال توسعه، باید منابع و اعتبارات بانکی را برای تاثیرگذاری بیشتر اعتبارات تخصیص داده شده بخش مالی، به سمت فعالیت‌های تولیدی و سرمایه گذاری سوق دهند. لازم است بانک‌ها در کشورهای در حال توسعه در تخصیص اعتبارات خود به بخش‌های تولیدی و واقعی اقتصاد توجه بیشتری کرده و با این اقدام موجب سرمایه گذاری بیشتر بخش خصوصی شده و بازدهی بخش غیرمولد را توسط این اقدام کاهش دهند. در نهایت پیشنهاد می‌شود با تامین منابع مالی مورد نیاز سرمایه گذاران از طریق گسترش بازارهای مالی و سهام نیز گسترش شرکت‌های سرمایه گذاری به منابع مالی بانک‌ها را کاهش داده و به بانک‌ها اجازه داد اقدام به انتخاب پروژه‌های سرمایه گذاری به کمک تحلیل هزینه – فایده واقعی نمایند. در این زمینه، دولت با کاهش اتکای خود به منابع بانکی و تامین کسری بودجه خود از روش‌های دیگر می‌تواند به این امر کمک کند.

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

Ahmed, K.T., Ghani, G.M., Mohamad, N. & Derus, A.M. (2015). Does inward FDI crowd-out domestic investment? Evidence from, *Procedia- Social and Behavioral Sciences*, 172, 419-426. https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.01.395

Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S. & Sayek, S. (2004). FDI and economic growth: the role of local financial markets, *J. Int. Econ*. 64 (1), 89–112. https://doi.org/10.1016/S0022-1996(03)00081-3

Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S. & Sayek, S. (2010.) Does foreign direct investment promote growth? exploring the role of financial markets on linkages. *J. Dev. Econ.* 91 (2), 242–256. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2009.09.004

Alvarado, R., Iñiguez, M. & Ponce, P. (2017). Foreign direct investment and economic growth in Latin America. *Economic Analysis and Policy*, 56, 176-187. https://doi.org/10.1016/j.eap.2017.09.006

Arcand, J.L., Berkes, E. & Panizza, U. (2015). Too much finance? *J. Econ. Growth*, 20(2), 105–148. https://doi.org/10.1007/s10887-015-9115-2

Arvin, M.B., Pradhan, R.P. & Nair, M. (2021). Uncovering Interlinks Among ICT Connectivity and Penetration, Trade Openness, Foreign Direct Investment, and Economic Growth: The Case of the G-20 Countries, *Telematics and Informatics*, 60. https://doi.org/10.1016/j.tele.2021.101567

Azman-Saini, W.N.W., Law, S.H. & Ahmad, A.H. (2010). FDI and economic growth: new evidence on the role of financial markets. *Econ. Lett*. 107 (2), 211–213. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2010.01.027

bahrambeigi, F., fotros, M. H., haji, G., & torkamani, E. (2023). The Effect of Financial Development Regimes on Energy Intensity in Iran: Markov-Switching Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 20*(2), 32-71. doi: 10.22055/jqe.2021.36681.2345

Barkhordari, S., Abrishami, H. & Zolfaghari, M., (2019). The impact of financial development on human development in developing countries with a focus on institutional, social and economic characteristics, *Journal of Financial Economics*, 48, 217-237. (In Persian) https://dorl.net/dor/20.1001.1.25383833.1398.13.48.8.3

Beck, R., Georgiadis, G., & Straub, R. (2014). The finance and growth nexus revisited. Econ.Lett. 124 (3), 382–385. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2014.06.024

Bilir, K., Chor, D., Manova, K. (2014). Host-country Financial Development and Multinational Activity. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series* No. 20046. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2019.02.008

Blomstrom, M., Lipsey, R.E., & Zejan, M. (1992). What Explains Developing Country Growth*? National Bureau of Economic Research Working Paper Series* No. 4132. http://www.nber.org/papers/w4132

Blomstrom, M., Kokko, A. & Globerman, S. (2001). The Determinants of Host Country Spillovers from Foreign Direct Investment: Review and Synthesis of the Literature. *Inward Investment Technological Change and Growth*, 239, 34-65. http://dx.doi.org/10.1057/9780230598447_2

Bluedorn, J., Duttagupta, R., Guajardo, J. & Topalova, P. (2013). Capital Flows Are Fickle: Anytime, Anywhere. *International Monetary Fund*, Research Department.

https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Capital-Flows-are-Fickle-Anytime-Anywhere-40885

Borensztein, E., De Gregorio, J. & Lee, J.W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth?, *J. Int. Econ*. 45 (1), 115–135. https://doi.org/10.1016/S0022-1996(97)00033-0

Brida, J.G., Carrera, E. & Segarra, V. (2020). Clustering and regime dynamics for economic growth and income inequality. *Structural Change and Economic Dynamics*, 52, 99-108. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2019.09.010

Ciesielska, D. & Kołtuniak, M. (2017). Outward foreign direct investments and home country's economic growth. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 482: 127-146. https://doi.org/10.1016/j.physa.2017.04.057

Creane, S., A. Rishi Goyal, M. Moshfigh & S. Randa (2004). Financial Sector Development in the Middle East and North Africa, *IMF Working Paper*, 04/201 (Washington: International Monetary Fund). https://www.imf.org/external/pubs/ft/med/2003/eng/creane/

Dadgar, Y. & Nazari, R. (2009). Evaluation of Financial Development Indicators in Iran, International Conference on Financing System Development in Iran (with Financial Innovation Approach), *Sharif University of Technology Studies Center*. 1. (In Persian) https://civilica.com/doc/72379/

Fotros, M., Aghazadeh, A. & Jabraili, S. (2011). The effect of economic growth on renewable energy consumption Comparative comparison of selected member countries of the Organization for Economic Cooperation and Development and non-members (including Iran). *Quarterly Journal of Research and Policy Economic*, 60, 98-81. (In Persian) http://qjerp.ir/article-1-187-en.html

Ford, T.C., Rork, J.C. & Elmslie, B.T. (2008). Foreign direct investment, economic growth, and the human capital threshold: evidence from us states. Rev. *Int. Econ*. 16 (1), 96–113. 10.1111/j.1467-9396.2007.00726.x

Ghafari, H., Jalooli, M., & Changi Ashtiani, A. (2015). Social instability and economic growth, Analysis based on ARDL Model, *Quarterly Journal of Economic Reseach (Sustainable Growth and Development)*, 15(4): 25-50. (In Persian) http://ecor.modares.ac.ir/article-18-10064-fa.html

Griliches, Z. (1964). Research expenditures, education, and the aggregate agricultural production function. *The American Economic Review*, 961-974. https://www.jstor.org/stable/1809481

Gui-Diby, S.L. (2014). Impact of foreign direct investments on economic growth in Africa: Evidence from three decades of panel data analysis, *Research in Economics*, 68, 248-256. https://doi.org/10.1016/j.rie.2014.04.003

Han, J. & Lee, J. (2020). Demographic change, human capital, and economic growth in Korea, *Japan and the World Economy*, 53. https://doi.org/10.1016/j.japwor.2019.100984

Hosseini, S.M., Ashrafi, Y., Siami araqi, E. (2011). Investigating the Relationship between Financial Development and Economic Growth in Iran with the Introduction of New Variables, *Journal of Economic Research and Policy*, 19(60), 126-113. (In Persian) http://qjerp.ir/article-1-184-fa.html

Hosseini, S.S. & Molaei, M. (2006). The Impact of Foreign Direct Investment on Economic Growth in Iran. *Economic Research Journal*, 6(2), 57-80. (In Persian) https://joer.atu.ac.ir/article_3367.html

Iamsiraroj, S. (2016). The Foreign direct investment -economic growth nexus. *International Review of Economic & Finance*, 42, 116-133.

Kao, C. & Chiang, M.H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *Advances in Econometrics*, 15, 179–222. https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1016/S0731-9053(00)15007-8/full/html

Karimi, M. & Heidarian, M. (2017). A Study of Short-Term and Long-Term Effects of Electricity Consumption on Economic Growth in Iranian Provinces (Analysis of FMOLS-PMG and VECM Causality Models). *Econometric Modeling Quarterly*, 2(2), 149-117. (In Persian) https://doi.org/10.22075/jem.2018.2881

Khalili araqi, M. & Salimi Shendi, R. (2014), The Relationship between Foreign Direct Investment, Financial Development and Economic Growth: A Case Study of Selected Asian Countries. *Journal of Economic Research and Policy*, 22(71), 156-143. (In Persian)

Kong, Q., Guo, R., Wang, Y., Sui, X. & Zhou, S. (2020). Home-country environment and firms' outward foreign direct investment decision: evidence from Chinese firms. *Economic Modelling*, 85, 390–399. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.11.014

Kottaridi, C. & Stengos, T. (2010). Foreign direct investment, human capital and non-linearities in economic growth. *Journal of Macroeconomics*, 32(3), 858-871. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2010.01.004

Law, S.H. & Singh, N. (2014). Does too much finance harm economic growth? *J. Bank. Finance*, 41 (Suppl. C), 36–44. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.12.020

Levine, R., (1997). Financial development and economic growth: views and agenda. *Journal of Economic Literature*, 35 (2), 688–726. https://doi.org/10.1596/1813-9450-1678

Leylian, N., Ebrahimi, M., Zare, H., & Haghighat, A. (2021). Investigating the Effect of Foreign Direct Investment and Human Capital on Agricultural Economic Growth in Selected Asian Developing Countries, *Journal of Agricultural Economics Research*, 13(2), 109-126. (In Persian) https://dorl.net/dor/20.1001.1.20086407.1400.13.2.6.7

Li, X. (2001). Government revenue, government expenditure, and temporal causality: Evidence from China. *Applied Economics*, 33(4), 485-497. https://doi.org/10.1080/00036840122982

Li, G. & Wei, W. (2021). Financial development, openness, innovation, carbon emissions, and economic growth in China. *Energy Economics*, 97. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105194

Lucas, R. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22: 3-42. https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7

Makiela, K. & Ouattara, B. (2018). Foreign direct investment and economic growth: exploring the transmission channels. *Economic Modelling*, 72, 296–305. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.02.007

Mohamandzadeh Asl, N. (2002). Testing the theory of neoclassical growth, *Economic Reseach*, 14. (In Persian). https://joer.atu.ac.ir/article_3185.html

Molaei, H., Golkhandan, A. & Golkhandan, D. (2014). Asymmetry of the effects of oil shocks on the economic growth of oil exporting countries: An application of the nonlinear approach of hidden panel integration. *Iranian Journal of Energy Economics*, 3(10). 229 -201. (In Persian) https://jiee.atu.ac.ir/article_539.html

Moosavi Jahromi, Y. (2018*). Economic Development and planning*. Payame noor University Press, Tehran. (In Persian).

Morrissey, O. & Udomkerdmongkol, M. (2016). Response to Institutions, Foreign Direct Investment, and Domestic Investment: Crowding Out or Crowding In?. *World Development*, 88, 10-11. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.08.001

Nair-Reichert, U. & Weinhold, D. (2001). Causality tests for cross-country panels: a new look at FDI and economic growth in developing countries. Oxf. Bull, *Econ. Stat*. 63(2), 153–171. 10.1111/1468-0084.00214

Najarzadeh, R. & Maleki, M. (2005). Investigating the Impact of Foreign Direct Investment on Economic Growth with Emphasis on Oil Exporting Countries. *Iranian Journal of Economic Research*, 7(23), 163-147. (In Persian) https://ijer.atu.ac.ir/article_3769.html

Osei, M.J. & Kim, J. (2020). Foreign direct investment and economic growth: Is more financial development better?. *Economic Modelling*, 93, 154-161. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.07.009

Phillips, P. C. B. & Hansen, B.E. (1990). Statistical inference in instrumental variable regression with I (1) processes, *Review of Economic Studies*, 57, 99–125. https://doi.org/10.2307/2297545

Poorshahabi, F. & Esfandiyari, M. (2017). The role of financial development in attracting foreign direct investment and promoting economic growth, *Journal of Economic growth and development research*. 7(28), 113-126. (In Persian) https://dorl.net/dor/20.1001.1.22285954.1396.7.28.7.1

Romer, D. (1986). *Advanced macroeconomics*, McGraw Hill.

Sajadieh, F., Bakhtiari, S., & ghobadi, S. (2022). Evaluation the Role of Household Risk Management on Economic Growth: Case Study of Selected OIC Member Countries with emphasis on Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 19*(3), 93-124. doi: 10.22055/jqe.2020.32698.2219

Samargandi, N., Fidrmuc, J. & Ghosh, S. (2015). Is the relationship between financial development and economic growth monotonic? evidence from a sample of middle-income countries. *World Dev*. 68, 66–81. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2014.11.010

Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American economic review*, 51(1): 1-17. https://www.jstor.org/stable/1818907

Singh, T. (2007). Financial development and economic growth nexus: time series evidence from India. *Applied economics*, 1, 13. https://econpapers.repec.org/scripts/redir.pf?u=https%3A%2F%2Fdoi

.org%2F10.1080%252F00036840600892886;h=repec:taf:applec:v:40:y:2008:i:12:p:1615-1627

Souri, A. (2015). *Econometrics*. 2nd edition, Cultural Studies Publishing. (In Persian)

Stock, J.H. & Watson, M.W. (1993). A simple estimator of co-integrating vectors in higher order integrated systems, *Econometrica*, 61, 783-820. https://doi.org/10.2307/2951763

Su, Y. & Liu, Z. (2016). The impact of foreign direct investment and human capital on economic growth: Evidence from Chinese cities. *China Economic Review*, 37, 97-109. https://doi.org/10.1016/j.chieco.2015.12.007

Sunde, T. (2017). Foreign direct investment, exports and economic growth: ADRL and causality analysis for South Africa. *Research in International Business and Finance*, 41, 434-444. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.04.035

Vischer, T. (2012). *Individual preferences, Human capital, and economic development*, Dissertation of the University of St. Gallen.

Walters, P. B. & Rubinson, R. (1983). Educational expansion and economic output in the United States, 1890-1969: A production function analysis. *American Sociological Review*, 480-493. https://doi.org/10.2307/2117716

Wang, J. Y. (1990). Growth, Technology Transfer and the Long-Run Theory of International Capital Movements. *Journal of International Economics*, 29, 255-71. https://doi.org/10.2307/2117716

Xu, Y. & Li, A. (2019). The relationship between innovative human capital and interprovincial economic growth based on panel data model and spatial econometrics. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 365. https://doi.org/10.1016/j.cam.2019.112381

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) پاییز ۱۴۰۲ ۲۰(۳) ۱۰۹-۷۸

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

تأثیر سرمایه‌گذاری نامشهود بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران

اسفندیار جهانگرد*، تیمور محمدی**، علی‌اصغر سالم ***، فروغ اسمعیلی‌صدرآبادی****

*دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی تهران،ایران.

** استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی تهران،ایران.

*** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی تهران،ایران.

****استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی تهران،ایران. (نویسنده مسئول)

اطلاعات مقاله

طبقه‌بندیJEL: C23،O47 ،O32 ،O34 ،E22 ،D24

تاریخ دریافت: ۱ اردیبهشت ۱۴۰۰
تاریخ بازنگری:٤ تیر ۱٤۰۰
تاریخ پذیرش:۳مرداد ۱٤۰۰

واژگان کلیدی:
سرمایه‌گذاری نامشهود، بهره‌وری کل عوامل تولید، رویکرد CHS، داده‌های پانلی

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل:
f_esmaeilisadrabadi@sbu.ac.ir
0000-0002-3508-7148

آدرس پستی:
تهران، بزرگراه شهید چمران، خیابان یمن،میدان شهریاری، بلوار دانشجو، دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی تهران، کدپستی: ۱۹۸۳۹۶۹۴۱۱

اطلاعات تکمیلی:

قدردانی: از تمامی‌افراد و موسساتی که در انجام‌این 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 انتشاراین مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

امروزه بخش بزرگی از مطالعات در زمینه رشد اقتصادی، مربوط به سرمایه انسانی، فناوری اطلاعات و ارتباطات، تحقیق و توسعه، نوآوری، طراحی، حقوق صاحبان برند، آموزش‌های خاص شرکت و کارآیی سازمان در قالب ادبیات جدیدی در اقتصاد به نام سرمایه‌گذاری نا مشهود، می‌باشد . سرمایه‌گذاری نامشهود، به عنوان‌یک مؤلفه مهم و رو به رشد سرمایه‌گذاری کل، به طور فزاینده‌ای برای تجزیه و تحلیل روند متغیرهای اقتصادی فعلی و پیش بینی رشداینده اهمیت دارد.یکی از موضوعات مهم در هر اقتصادی تأثیر سرمایه‌گذاری نامشهود بر متغیرهای حقیقی اقتصاد است. اما برای بررسی‌این مهم ابتدا لازم است با توجه به تعاریف بین المللی و مطالعات معتبر بین المللی و منابع آماری‌ایران، سرمایه‌گذاری نامشهود در فعالیت‌های اقتصادی را برآورد نموده و نحوه‌ی عملکرد آن را شناسایی کرد. دراین مطالعه از رویکرد CHS (رویکرد جامع و پذیرفته شده‌ای که در اکثر مطالعات مهم، ازاین رویکرد استفاده شده است) برای اندازه‌گیری سرمایه‌گذاری نامشهود استفاده شده است. یکی از فعالیت‌های مهم در کارکردهای اقتصادایران، فعالیتهای صنایع کارخانه‌ای مورد تایید مرکز آمارایران[1] است که‌این مقاله ابتدا درصدد برآورد سهم و روند سرمایه‌های نامشهود دراین فعالیت‌ها با رویکرد CHS بوده که با توجه به کمبود مطالعه دراین زمینه برای اقتصادایران بسیار مهم است. همچنین نحوه‌ی تأثیر آن بر بهره‌وری کل عوامل تولید نیز از مبحث‌های بعدی‌این مطالعه است که می‌تواند راهشگای رهیافت‌های اقتصادی و تصمیمات مهمی‌دراین زمینه باشد. برای‌یافتن پاسخ پرسش‌های تحقیق و نزدیک شدن به فرضیه‌های آن از دوره زمانی مورد مطالعه ۱۳۹۶-۱۳۷۵ برای کارگاههای صنعتی ده نفر کارکن و بالاتر، به تفکیک کد آیسیک (ISIC) چهاررقمی‌استفاده شده است. مدل مورد استفاده داده‌های پانلی با روش GMM است. نتایج حاکی ازاین است که سرمایه‌گذاری نامشهود اثر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارد. در ادامه تحقیق، نیروی‌کار را به نیروی‌کار حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای تقسیم‌بندی شده است. تخمین مدل اقتصادی‌این پژوهش نشان می‌دهد که اثرگذاری نیروی‌کار ماهر بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع‌ایران، نسبت به نیروی‌کار غیر ماهر در حدود ۶ برابر است.

ارجاع به مقاله:
جهانگرد، اسفندیار.، محمدی، تیمور.، سالم، علی‌اصغر و اسماعیلی صدرآبادی، فروغ. (۱۴۰۲). تأثیر سرمایه‌گذاری نامشهود بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای‌ایران. *فصلنامه علمی‌پژوهشی اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۰ (۳)، ۷۸-۱۰۹.

doi 10.22055/jqe.2021.37224.2363

© 2023 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/)

[1] https://www.amar.org.ir/

۱- مقدمه

در حساب‌های ملی، هزینه‌های در رابطه با سرمایه نامشهود شامل، پایگاه داده‌های رایانه ای، تحقیق و توسعه، طراحی، حقوق صاحبان برند، آموزش خاص شرکت و کارآیی سازمان به عنوان سرمایه‌گذاری در حال گسترش است. (Corrado, Hulten, & Sichel, 2005) به عنوان مثال وقتی این دیدگاه گسترده از سرمایه‌گذاری در تجزیه و تحلیل منابع رشد گنجانده شد، سرمایه‌گذاری‌های نامشهود یک پنجم تا یک سوم رشد بهره‌وری نیروی‌کار در بخش صنعت اقتصاد ایالات متحده و اتحادیه اروپا و شرق و جنوب آسیا (هند، چین و ژاپن) را به خود اختصاص داده است. (Liang,2021؛ Bhattacharya & Rath,2020؛ Rico & Cebrer-Bares,2020؛ Hintzmann, Masllorens& Ramos Lobo,2021؛ Corrado, Hulten,& Sichel ,2009؛Corrado, Haskel, Jona- Iommi ,2013 ؛ Marrano, Haskel, & Wallis ,2009؛ Fukao, Miyagawa, Mukai, Shinoda, & Tonogi, 2009؛ van Ark, Hao, Corrado, & Hulten, 2009) به منظور مدیریت منابع نامشهود به عنوان منبع رشد در سطح کلان اقتصادی و محرک ایجاد ارزش برای بنگاه‌های انفرادی، اندازه‌گیری آنها بسیار مهم است (Corrado, Haskel, Iommi,2012). آشکار است مطالعات زیادی به سرمایه‌گذاری نامشهود پرداخته است که‌این خود نشان دهنده‌ی اهمیت‌این موضوع می‌باشد.

یکی از موضوعات مهم در اقتصاد نحوه‌ی اندازه‌گیری سرمایه‌گذاری نامشهود می‌باشد. در ایران تاکنون مطالعات کمی در حوزه‌ی اندازه‌گیری سرمایه‌گذاری نامشهود، با توجه به بضاعت آماری که در نحوه‌ی محاسبه و برآورد این نوع سرمایه‌گذاری وجود دارد، انجام شده است. به عنوان مثال در مطالعه‌ی استادزاد و هادیان (۱۳۹۵) به اثر R&D بر رشد اقتصادی و مطالعه رحیمی‌راد و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی عوامل مؤثر بر شدت هزینه‌های تحقیق و توسعه در کارگاه‌های صنعتی ایران پرداخته‌اند، اما تاکنون مطالعه‌ای که تمام اجزای سرمایه‌گذاری نامشهود در ایران را اندازه‌گیری کند و به بررسی تأثیر آن بر متغیرهای اقتصادی بپردازد، صورت نگرفته است (Ostadzad, & Hadian,2016, Rahimi Rad, Heydari, & Najarzadeh, 2017). در ایران مطالعاتی به شناسایی عوامل مؤثر در تعیین ارزش دارایی‌های نامشهود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است. اما اندازه‌گیری سرمایه‌گذاری نامشهود با تعاریف جامع

بین المللی و به تفکیک کد آیسیک چهاررقمی تاکنون انجام نشده است در نتیجه دراین تحقیق سعی بر آن شده است که با استفاده از رویکرد کورادو و همکاران (۲۰۰۵) که به عنوان روشی قابل استناد در اکثر مطالعات معتبر کشورهای جهان برای اندازه‌گیری سرمایه‌گذاری نامشهود، تعریف شده است و همچنین با توجه به تعاریف جامع پذیرفته شده در سطح بین المللی از سرمایه‌گذاری نامشهود به نوعی این مهم برای ایران پیاده‌سازی و به برآورد این متغیر مهم اقتصادی پرداخته شده است.(Mashayikhi, Birami,& Birami, 2013؛ Corrado, Haskel, Jona- Iommi,2005؛ Fukao, Miyagawa, Mukai, Shinoda, & Tonogi, 2009).

در ادامه مطالعه به صورت زیر دنبال می‌شود: در قسمت دوم مبانی نظری و ادبیات موضوع و قسمت سوم روند متغیرها و روش‌شناسی تحقیق آورده شده است؛ سپس در قسمت‌های چهارم و پنجم،تصریح مدل بهره‌وری و تخمین و تفسیر نتایج و در نهایت در بخش پایانی نتیجه گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه شده است.

۲- مباحث نظری و ادبیات موضوع

۲-۱- مباحث نظری و ادبیات موضوع سرمایه‌گذاری نامشهود

اولین مطالعه داخلی مربوط به استادزاد و هادیان (۱۳۹۵) است که در مطالعه‌ای با عنوان "برآورد سری زمانی ارزش سطح دانش در اقتصاد ایران "به اهمیت تحقیق و توسعه[2] بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. (Ostadzad, & Hadian, I.,2016) از دیدگاه آن‌ها سرمایه‌گذاری در بخش تحقیق و توسعه سبب افزایش سطح دانش و افزایش سطح دانش، افزایش بهره‌وری را درپی خواهد داشت و از کانال افزایش بهره‌وری رشد اقتصادی بهبود می‌یابد. آنها سری زمانی سرمایه و نیروی‌کار در دوره‌های مختلف در بخش R&D محاسبه و پس از آن سطح دانش به عنوان‌یک متغیر غیرقابل مشاهده در تولید در نظر گرفته شده و با بسط یک الگوریتم بازگشتی چند هدفه سری زمانی برای ارزش دانش طی دوره ۱۳۵۳-۱۳۹۲ برآورد شده است.

راعی و قلعه نو(۱۴۰۰) در مطالعه‌ی خود به بررسی اقتصاد دانش بنیان بر صادرات غیرنفتی ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های(۱۳۹۵-۱۳۵۷) و مدل خود

---

[2] R&D

توضیح با وقفه توزیعی پرداخته‌اند (Raei & dahmardeh, 2021). براساس نتایج بدست آمده شاخص آموزش و توسعه منابع انسانی (ET) در کوتاه مدت بیشترین تأثیر مثبت را بر صادرات غیر نفتی ایران داشته است، که این مسئله می‌تواند نشان دهنده این باشد که در واقع سرمایه‌گذاری در زمینه آموزش و توسعه منابع انسانی توانسته است در کوتاه مدت منجر به افزایش صادرات غیر نفتی درایران شود.

ابراهیمی و همکاران (۱٤۰۱) الگوی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه با نقش میانجی سرمایه انسانی و فناوری اطلاعات و ارتباطات را ارائه کرده‌اند (Leylian, Ebrahimi, Zare & Haghighat, 2022). نتایج نشان داد که تنها برای کشورهای با درآمد بالا، متغیرهای سرمایه انسانی و فناوری اطلاعات و ارتباطات در تأثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی، نقش میانجی دارد. بدین صورت که در کشورهای با درآمد بالا، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به میزان ۰/٦۰۹ بر سرمایه انسانی تأثیر گذار است و سرمایه انسانی به میزان ۰/٤۲۸بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد و همچنین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر فناوری اطلاعات و ارتباطات به میزان ۰/٤۸۲ تأثیر گذار است و فناوری اطلاعات و ارتباطات به میزان ۰/۳٤۸ بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد.

کورادو،هالتن و شیل (۲۰۰۵)، در مطالعه‌ای تحت عنوان " اندازه‌گیری سرمایه در اقتصاد جدید" به گسترش چارچوب مفهومی مدل منبع رشد با پیوند دادن آن به یک نوع از مدل استاندارد انتخاب بین جمعی توسعه‌یافته درهالتن پرداخته‌اند (Corrado, Hulten,1979؛Hulten & Sichel, 2005). در چارچوب این مدل گسترش‌یافته، تعیین این که چه مقدار هزینه مصرف فعلی هستند و چه مقدار سرمایه‌گذاری است از حداکثرسازی مطلوبیت مصرف کننده حاصل می‌شود، و هر مبلغ سرمایه‌گذاری در نظر گرفته شده برای‌اینده به جای مصرف فعلی به عنوان سرمایه‌گذاری درنظر گرفته می‌شوند.

در ادامه مطالعه کواردو، و همکاران در سال ۲۰۰۹، در تحقیق خود عنوان می‌کنند که داده‌های کلان اقتصادی منتشر شده به طور سنتی، بسیاری از سرمایه‌گذاری‌های نامشهود را از تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری شده، نادیده گرفته شده است.این وضعیت شروع به تغییر کرده است، اما برآوردهای آنها نشان می‌دهد که هنوز ۸۰۰ میلیارد دلار از داده‌های منتشر شده درایالات متحده در نظر گرفته نشده است (ازسال ۲۰۰۳)، و این منجر

به محرومیت بیش از ۳تریلیون دلار سهام سرمایه غیرمستقیم شده است. برای ارزیابی اهمیت این حذف، سرمایه نامشهود را به چارچوب استاندارد رشد منابع مورد استفاده BLS اضافه کرده‌اند، بالتبع درج لیست آنها از دارایی‌های نامشهود، تفاوت قابل توجهی در الگوهای مشاهده شده از رشد اقتصادی ایالات متحده ایجاد می‌کند. هنگامی‌که نامشهودها به عنوان سرمایه در نظر گرفته می‌شوند، تغییر نسبت تولید به کارگر با سرعت بیشتری افزایش می‌یابد و عمیق شدن این سرمایه منجر به منبع مبهم رشد بهره‌وری نیروی‌کار می‌گردد. به همین‌ترتیب نقش بهره‌وری چند عاملی کاهش می‌یابد، و به نظر می‌رسد سهم درآمدکارگر در ۵۰ سال گذشته به میزان قابل توجهی کاهش‌یافته است (Corrado, 2005, Hulten, Sichel).

باز هم کورادو و همکاران در سال ۲۰۱۲ مطالعه‌ی خود را گسترش دادند و یک چارچوب کلی برای برآورد سرمایه نامشهود تجاری پیشنهاد و پیاده سازی کرده‌اند. سهم اصلی دراین مقاله تولید برآوردهای "هماهنگ" از سرمایه‌گذاری نامشهود برای ۲۷کشور اتحادیه اروپا و حساب‌های جدید رشد مداوم محاسبه شده از جمله سرمایه غیرمستقیم برای ۱۴ کشور اتحادیه اروپا است. تخمین‌های جدیدی برای ایالات متحده با استفاده از همین رویکرد ارائه شده است. نکته‌ی بسیار مهم دراین مقاله این است که سرمایه‌های نامشهود سرمایه‌گذاری در نوآوری را نشان می‌دهد. بدین معنی که پیوند بین بهره وری، دارایی‌های نا مشهود و نوآوری ریشه در ادبیات بی شماری دارد(Corrado, Haskel, Cecilia,Massimiliano,2012).(از جمله کار در بازده سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه و فناوری اطلاعات و ارتباطات و مطالعات نوآوری در صنایع خدمات[۳]).

کیوجی در مقاله خود با نام "سرمایه‌گذاری نامشهود در ژاپن: اندازه‌گیری و کمک به رشد اقتصادی"به‌اندازه‌گیری دارایی‌های نامشهود، ساخت سهام سرمایه دارایی‌های نامشهود و به بررسی سهم سرمایه نامشهود در رشد اقتصادی ژاپن پرداخته است.این مقاله هم از رویه CHS، برای اندازه‌گیری سرمایه‌گذاری نامشهود با استفاده از نسخه ۲۰۰۶ پایگاه داده بهره‌وری صنعت ژاپن پیروی کرده است. نتایج حاکی ازاین است که نسبت

[۳] البته، محققان و استراتژیست های تجاری دیر به انقلاب خدمات رسیدند و ادبیات دراین زمینه بسیار پراکنده و کمتر شناخته شده از کار در مورد تأثیرات افزایش بهره وری سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه و فناوری اطلاعات و ارتباطات است (Corrado. et al 2012).

سرمایه‌گذاری نامشهود به تولید ناخالص داخلی در ژاپن طی ۲۰ سال گذشته افزایش‌یافته است و اکنون در ۷٫۵٪ است. بااین حال، نسبت‌های سرمایه‌گذاری نامشهود به تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری نامشهود به مشهود در ژاپن کوچکتر از مقادیر برآورد شده ایالات متحده توسط کوآردو و همکاران (۲۰۰۶) است (Hamagata, Miyagawa & Kyoj, Tongi, 2007؛ Hulten Sichel,2005, Corrado، 2006).

چن (۲۰۱۷) در رساله‌ی خود با عنوان " سرمایه نامشهود و رشد اقتصادی " با استفاده از داده‌های ۱۲۶۶ شرکت‌های تولیدی آمریکایی به نحوه‌ی اندازه‌گیری سرمایه‌گذاری نامشهود پرداخته است. در بخش دوم مطالعه او، مسائل مربوط به مفهوم و اندازه‌گیری سرمایه نامشهود را در نظر می‌گیرد. این کار با بحث در مورد تعریف سرمایه نامشهود آغاز می‌شود: چه چیزی است و چگونه می‌توان آن را اندازه‌گیری کرد؟ او از رویکرد CHS برای بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاری نامشهود و بهره‌وری کل عوامل تولید استفاده کرده است. نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری نامشهود، اثر مثبت و معنی داری بر شرکت‌های تولیدی آمریکا دارد(Wen Chen, 2017)[٤].

لیانگ (۲۰۲۱) در مطالعه‌ی خود تحت عنوان "سرمایه‌گذاری نامشهود درایالات متحده " ازیک مدل رشد کمی‌که سرمایه‌گذاری نامشهود به عنوان متغیر درونزا است در صنایع ایالات متحده استفاده کرده است. وی اندازه‌ی کلی میزان پرداختی به سرمایه‌گذاری نامشهود مورد بررسی قرار داده است. این پرداخت‌ها حدود ۱۹٪ از تولید کل را تشکیل می‌دهندو تقریباً با سرمایه فیزیکی برابری می‌کند(Liang, 2021).

اسمعیلی و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه ی خود با عنوان " بهره وری کل عوامل تولید و سرمایه نامشهود در سطوح مختلف فناوری: مطالعه موردی صنایع تولیدی ایران" با استفاده از رویکرد CHS به بررسی نقش ICT و سایر عوامل نامشهود به جز ICT را بر رشد TFP در سطوح مختلف فناوری پرداخته اند. نتایج نشان می‌دهد که سایر عوامل نامشهود به جز ICT در صنایع با فناوری پیشرفته و متوسط به بالا تأثیر بیشتری نسبت به فناوری

[٤] برای جزئیات بیشتر در مورد ساخت داده های سرمایه‌گذاری نامشهود در حوزه‌ی صنعت می‌توان به مطالعه‌ی Niebel et al. (۲۰۱۳) مراجعه کرد.

اطلاعات و ارتباطات بر TFP دارند و بالعکس (EsmaeilySadrabadi & Jahangard, 2022).

اسمعیلی و همکاران (۱۴۰۲) به این سوال پاسخ داده اند که آیا فناوری اطلاعات و ارتباطات وزن سنگین‌تری نسبت به مابقی مولفه‌های سرمایه گذاری نامشهود دارد؟ نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که ICT نقش پررنگی بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارد. همچنین ضریب آن نسبت به دیگر مولفه‌های سرمایه‌گذاری نامشهود، بالاتر است (EsmaeilySadrabadi, Jahangard, Mohammadi & Salem, 2023).

۲-۲- بهره‌وری و سرمایه‌گذاری نامشهود

پیش از ورود به مدل بهره‌وری با احتساب سرمایه‌گذاری نامشهود، مطالعات انجام شده دراین زمینه بررسی می‌شود.

حیدری و سنگین آبادی (۱۳۹۲) در مقاله‌ای تحت عنوان " تأثیر تحقیق و توسعه بر رشد اقتصادی درایران " به بررسی تأثیر کوتاه مدت و بلندمدت تحقیق و توسعه‌ی داخلی و تحقیق و توسعه‌ی خارجی (از کانالهای واردات کالاهای سرمایه‌ای و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی) بر رشد اقتصادی، با به کارگیری مدل‌های رشد درون زا وآزمون کرانه‌ها طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸٦-۱۳۵۱ درایران پرداخته است (Heydari & Sanginabadi ,2012). نتایج آزمون کرانه‌ها وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای هر دو مدل رشد که در آنها تحقیق وتوسعه‌ی وارداتی به‌ترتیب از کانال‌های واردات کالاهای سرمایه‌ای و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در نظر گرفته شده است، را تأیید می‌کند.

رحیمی‌راد ؛حیدری و نجارزاده (۱۳۹۷) در مقاله‌ی " بررسی عوامل مؤثر بر شدت هزینه‌های تحقیق و توسعه در کارگاه‌های صنعتی ایران" به عوامل اثرگذار بر هزینه تحقیق و توسعه در صنایع ایران پرداخته است (Rahimi, Heydari & Najarzadeh ,2017). از دیدگاه آنها با توجه به مبانی نظری و مطالعات پیشین، عواملی مانند اندازه‌ی بنگاه، نیروی انسانی تحصیل کرده، سود بنگاه، سرمایه‌گذاری بنگاه، شاخص درجه‌ی باز بودن تجاری صنایع و رشد ارزش افزوده اسمی به عنوان متغیرهای اثرگذار در مدل وارد شدند. معادلات رگرسیون پژوهش با استفاده از داده‌های مربوط به صنایع کارخانه‌ای ایران برحسب کدهای دورقم ISIC برای صنایع با سطح تکنولوژی بالا، متوسط و پایین در بازه زمانی۱۳۹۳-۱۳۷٤

برآورد شد. نتایج برآورد معادلات شدت تحقیق و توسعه در بخش صنعت درایران نشان می‌دهد که در صنایع با تکنولوژی بالا، کارگاه‌هایی که نسبت بالاتری از کارکنان آن‌ها دارای تحصیلات دانشگاهی هستند از نظر تجاری منبسطتر هستند، دارای اندازه بزرگ‌تری بوده و نسبت تشکیل سرمایه به ارزش افزوده بیشتری دارند و به طور متوسط سهم بالاتری از ارزش افزوده خلق شده را صرف تحقیق و توسعه می‌کنند. یافته‌های این مقاله نشان می‌دهد که عوامل مهمی‌مانند سودآوری و رشد ارزش افزوده تأثیری بر تصمیم بنگاه‌ها به هزینه‌کردن تحقیق و توسعه دراین صنایع نداشته است. در صنایع با سطح تکنولوژی متوسط و پایین هیچ یک از متغیرها از معناداری خاصی برخوردار نبوده که نشان می‌دهد در ایران این صنایع هنوز به مرحله‌ای نرسیده‌اند که تحقیق و توسعه در راهبردهای آن‌ها نقش مهمی داشته باشد. براین اساس با توجه به عوامل بسیار متفاوت اثرگذار بر تصمیم بنگاه‌ها به تحقیق و توسعه برحسب سطح فناوری، اتخاذ سیاست‌های جداگانه برای صنایع با هریک ازاین سه سطح تکنولوژی درایران ضروری به نظر می‌رسد.

روحانی ؛امینی و خسروی (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای با عنوان "اثر نوآوری در ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید: مطالعه موردی کشورهای منتخب درحال‌توسعه با درآمد متوسط " به بررسی اثر نوآوری در ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید در بین کشورهای درحال‌توسعه با درآمد متوسط مورد مطالعه قرار داده است (Rouhani, Khosrovinejad, Amini 2013). آنها بهره‌وری کل عوامل را تابعی از متغیرهای جایگزین نوآوری (شامل تعداد اختراعات ثبت شده دریک میلیون نفر جمعیت، هزینه تحقیق و توسعه از تولید ناخالص داخلی و تعداد پژوهشگران دریک میلیون نفر جمعیت)، متغیر سرمایه انسانی و در نهایت، متغیر درجه باز بودن اقتصاد در نظر گرفته‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل برای ۱٦ کشور درحال‌توسعه با درآمد متوسط طی سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۹٦ به روش پانل دیتا بیان‌کننده آن است که تمام متغیرهای مورد بررسی با بهره‌وری کل عوامل تولید رابطه مثبت و معناداری دارند.

تیمر و آرک (۲۰۰۸)، به عامل شکاف بهره‌وری بین ایالات متحده آمریکا و اروپا پرداخته‌اند. این مقاله نشان می‌دهد که کندشدن بهره‌وری اروپا ناشی از کندتر شدن رشد اقتصاد دانش در اروپا در مقایسه با ایالات متحده است. آنها توضیحات مختلفی را در نظر گرفته‌اند که منحصر به فرد نیستند. به عنوان مثال، سهم رشد پایین‌تر از سرمایه‌گذاری در

فناوری اطلاعات و ارتباطات در اروپا، سهم نسبتاً ناچیز از صنایع تولیدکننده فن‌آوری در اروپا و کندتر شدن رشد بهره‌وری چند فاکتوری (که می‌تواند به عنوان‌یک واسطه پیشرفت در فن‌آوری و نوآوری تلقی شود) را می‌توان نام برد. این مقاله بر نقش اساسی بخش‌های خدمات بازار در حسابداری برای واگرایی رشد بهره‌وری بین دو منطقه تأکید دارد (Timmer & van Ark, 2008).

باتاچاریا و نارایان‌رت (۲۰۲۰) با استفاده از جدیدترین داده‌های نظرسنجی بانک جهانی، تأثیر نوآوری بر بهره‌وری نیروی‌کار را بررسی می‌کند و نتایج را بین بخش تولید چین و هند مقایسه می‌کند. دراین مطالعه از داده‌های مقطعی مبتنی بر دو نظرسنجی استفاده می‌کنند که به‌ترتیب توسط بانک جهانی در سال ۲۰۱۲ و ۲۰۱۴ برای چین و هند انجام شده است. با به کارگیری تکنیک رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS)، دریافتند که نوآوری بر بهره‌وری نیروی‌کار برای شرکت‌های تولیدی چینی و هندی تأثیر مثبت می‌گذارد، اما تأثیر آن در تولید هند نسبت به چین ضعیف‌تر است (Bhattacharya & Rath, 2020).

ریکو و بوراس (۲۰۲۰) در مطالعه خود به بررسی دو دیدگاه خرد و کلان برای تجزیه و تحلیل چگونگی تأثیر سرمایه نامشهود داخلی و خارجی بر بهره‌وری شرکت‌ها و همچنین رشد اقتصادی پرداخته‌اند. آنها مدلی تخمین زده‌اند که در آن بهره‌وری کل عوامل شرکت‌ها از طریق سرمایه نامشهود داخلی و خارجی را توضیح می‌دهد. برای‌این منظور، فاکتورهای نامشهود از نظر فناوری، سرمایه انسانی و سرمایه کارآفرینی در نظر گرفته‌اند. در مطالعه موردی کشور اسپانیا، یافته‌ها حاکی از آن است که اثر سرمایه‌گذاری نامشهود بر بهره‌وری شرکت‌ها مثبت است (Rico & Cebrer-Bares, 2020).

هینتزمن، ماسلورنس و لوبو (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای تحت عنوان "دارایی نامشهود و رشد بهره‌وری نیروی‌کار" به سهم رشد بهره‌وری نیروی‌کار در بخش تولیدی در دسته‌های مختلف دارایی‌های نامشهود(اطلاعات رایانه‌ای، دارایی‌های نوآورانه و صلاحیت‌های اقتصادی) برای مجموعه‌ای از ۱۸ کشور اروپایی بین ۱۹۹۵ و ۲۰۱۷ پرداخته است. یافته‌ها حاکی از این است که هر سه دسته مختلف دارایی‌های نامشهود به رشد بهره‌وری نیروی‌کار کمک می‌کنند. به طور خاص، تبلیغات و بازاریابی، سرمایه سازمانی، تحقیق و توسعه (R&D) و طراحی عوامل اصلی رشد بهره‌وری نیروی‌کار می‌باشد (Hintzmann, Masllorens & Lobo, 2021).

همانطور که مطالعات نشان می‌دهد، یکی از عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید به رغم تابع تولید ساده که از نیروی‌کار و سرمایه فیزیکی استفاده شده است، سرمایه‌گذاری نامشهود می‌باشد. مطالعات بر روی کشورهای مختلف که به آن اشاره شد، هم گواه براین موضوع می‌باشد که سرمایه‌گذاری نامشهود، وزن قابل ملاحظه‌ای بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارد. دراین مطالعه نیز با اتکا به مطالعات ذکر شده، سعی در توضیح مدلی دارد که سرمایه‌گذاری نامشهود هم در تابع تولید به عنوان مولفه‌ی اصلی، می‌باشد و انتظار بر این است که در اقتصاد ایران در حوزه‌ی صنایع کارخانه‌ای، سرمایه‌گذاری نامشهود تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر بهره‌وری داشته باشد.

از مطالعات داخلی مانند رحیمی‌راد ؛حیدری و نجارزاده (۱۳۹۷) و یا استادزاد و هادیان (۱۳۹۵) که در مباحث نظری به آن اشاره شده است، می‌توان این نتیجه را حاصل کرد که تاکنون مطالعه‌ای در اقتصاد ایران به صورت کامل سرمایه‌گذاری نامشهود اندازه گرفته شود و اثر آن بر بهره‌وری کل عوامل تولید را بررسی کند، انجام نشده است. بنابراین دراین مقاله سعی بر آن شده است با لحاظ تمام عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری نامشهود و اندازه‌گیری آن، به اثرگذاری آن بر بهره‌وری کل عوامل تولید پرداخته شود.

۳- روند متغیرها و روش شناسی تحقیق

۳-۱- اندازه‌گیری سرمایه‌گذاری نامشهود در اقتصادایران

حساب‌های ملی کنونی مطابق استاندارد[5] مجموعه‌ای از نامشهودهای خاص را تحت عنوان دارایی "محصولات مالکیت فکری" [6] یعنی تحقیق و توسعه، اکتشاف مواد معدنی، نرم‌افزار رایانه‌ای و بانک‌های اطلاعاتی، سرگرمی، اصالت ادبی و هنری ثبت می‌کند. وجه مشخصه این محصولات این است که ارزش آن‌ها ناشی از تلاش فکری است و آن‌ها را به طوری کلی می‌توان به شیوه زیر بیان کرد: محصولات مالکیت فکری نتیجه‌ی توسعه، پژوهش، تحقیق و نوآوری است که منجر به دانشی می‌شود که پژوهشگران می‌توانند آن را در بازار عرضه کنند و یا به نفع خود در تولید استفاده کنند زیرا استفاده از این دانش به وسیله قانون یا

[5] SNA(2008)

[6] Intellectual property

هر نوع ابزار حمایتی دیگر محدود می‌شود. در "اقتصاد دانش بنیان" امروزی، دارایی‌های نامشهود مانند تحقیق و پژوهش، نرم‌افزار و دیگر مالکیت فکری اهمیت بیشتری پیدا کرده است. [۷] همچنین اهمیت روزافزون سرمایه‌گذاری‌های نامشهود را می‌توان به نمودی از انعکاس سهم آنها در رشد تولید ناخالص داخلی دانست. تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در دارایی‌های نامشهود با تعریف[۸] ESA (2010) به طور میانگین بیش از یک‌سوم از کل سرمایه‌گذاری را در رشد تولید ناخالص داخلی واقعی را به خود اختصاص داده است. [۹] همچنین با مقایسه کردن تغییر مرز دارایی حسابهای ملی بین[۱۰] SNA (2008)که اجرایی شده است و SNA (1993) به این نتیجه خواهیم رسید که با در نظر گرفتن سرمایه‌گذاری تحقیق و توسعه که قبلاً به عنوان سرمایه‌گذاری مورد استفاده قرار نمی‌گرفت (بلکه به عنوان مصرف متوسط بود)، میانگین سهم تشکیل سرمایه ثابت نامشهود در رشد تولید ناخالص داخلی تقریباً دو برابر شده است.

برای محاسبه‌ی سرمایه‌گذاری نامشهود همانطور که قبلا به آن ذکر شد، از رویکرد کورادو که پیشرو در این زمینه هستند، کمک گرفته شده است(Corrado, 2005, Hulten,& Sichel ,2009). قبل از بحث در مورد چگونگی سنجش سرمایه‌گذاری نامشهود، یک سؤال مدنظر است: "چرا نیاز به طبقه بندی مجدد هزینه‌ها روی نامشهودها و مشهودها بعنوان سرمایه‌گذاری است؟ "این استدلال بطور رسمی کورادو و همکاران (۲۰۰۵) ارائه کرده‌اند، اما پاسخ ساده این است: هرگونه استفاده از منابعی که باعث کاهش مصرف و تولید فعلی به منظور افزایش آن درآینده می‌شود" باید به عنوان سرمایه‌گذاری، تلقی شود. هزینه‌های دارایی‌های مشهود، مانند ساختمان‌های اداری، ماشین‌آلات، وسایل نقلیه و تجهیزات مطمئناً این معیار را برآورده می‌کند، اما هزینه‌هایی که شرکت‌ها نیز در هزینه‌های تجاری، تحقیق و توسعه و ساختارهای سازمانی خرج می‌کنند، به عنوان سرمایه‌گذاری تلقی می‌شود. هزینه‌های این دارایی‌ها، که دراین جا به طور نامشهود نامیده می‌شوند، به ارزش شرکت‌های انفرادی و رشد اقتصاد کمک می‌کنند. اگرچه کمتر کسی با

---

[7] System of National Accounts

[8] European system of accounts,ESA

[9] Goodridge Peter,Haskel Jonathan & Wallis Gavin

[10] System of National Accounts

مزایای بالقوه پایدار سرمایه نامشهود و نقش آنها به عنوان نهاده‌های تولیدی ناآشنا است، اما در مورد اندازه‌ی سرمایه‌گذاری نامشهود در سطح اقتصاد اطلاعات کمی وجود دارد و این شرکت‌های تولیدی از فقدان داده قابل معامله در بازار برای ارزیابی، رنج می‌برند.

همانطور که ادبیات موضوع به آن اشاره شد، آنها سرمایه‌گذاری نامشهود را به سه دسته تقسیم کرده‌اند:

جدول ۱. دسته بندی سرمایه‌گذاری نامشهود با رویکرد CHS
مأخذ: مطالعات,Corrado et al ۲۰۰۵

Tabel 1. Intangible investment classification with CHS approach
Source:studies Corrado et al, 2005

نام گروه	نوع سرمایه دانش
الف) اطلاعات رایانه‌ای	دانش مرتبط به برنامه‌ها و نرم‌افزارهای رایانه‌ای وبانک‌های اطلاعاتی کامپیوتری
ب) دارایی نوآورانه	دانش به دست آمده از طریق تحقیق علمی و پژوهشی و فعالیتهای خلاقانه و غیر علمی
ج) صلاحیت‌های اقتصادی	دانش تعبیه شده در منابع انسانی و ساختاری خاص شرکت، از جمله نام‌های تجاری

کورادو و همکاران (۲۰۰۵) تقسیم بندی **جدول ۱** را گسترش دادند و سرمایه‌گذاری نامشهود را شامل نه بند می‌نامند:

جدول ۲. جزئیات سرمایه‌گذاری نامشهود با رویکردCHS
مأخذ: مطالعات,Corrado et al ۲۰۰۵

Tabel 2. Details of intangible investment with CHS approach
Source:studies Corrado et al, 2005

الف) اطلاعات رایانه‌ای ۱- نرم‌افزار رایانه‌ای : هزینه‌های نرم‌افزاری را که برای استفاده شخصی یک شرکت ایجاد شده است، پوشش می‌دهد. که شامل سه مؤلفه است: استفاده شخصی، خریداری شده و نرم‌افزار سفارشی. ۲- بانک اطلاعاتی رایانه‌ای
ب) دارایی نوآورانه ۳- علم و مهندسی تحقیق و توسعه (هزینه‌های محصولات جدید و فرآیندهای تولید جدید، که معمولاً منجر به ثبت اختراع یا مجوز می‌شود): عمدتاً تحقیق و توسعه در ساخت، انتشار نرم‌افزار و صنایع ارتباطات از راه دور ٤- اکتشاف مواد معدنی (هزینه برای به دست آوردن ذخایر جدید): به طور عمده تحقیق و توسعه در صنایع معدن ۵- حق چاپ و مجوز برای توسعه سرگرمی و اصالت هنری به طور عمده تحقیق و توسعه در صنایع بخش اطلاعات (به جز انتشار نرم‌افزار) ٦- سایر هزینه‌های توسعه محصول، طراحی و تحقیقات (لزوماً منجر به ثبت اختراع یا حق چاپ نمی‌شود): به طور عمده تحقیق و توسعه در امور مالی و سایر خدمات.
ج) صلاحیت‌های اقتصادی ۷- حقوق صاحبان سهام (هزینه‌های تبلیغاتی و تحقیقات بازار برای توسعه مارک‌ها و علائم تجاری): خرید خدمات تبلیغاتی؛ مخارج تبلیغاتی و هزینه‌های مربوط به تحقیقات بازار ۸- سرمایه انسانی خاص شرکت (هزینه‌های توسعه مهارت‌های نیروی کار،یعنی آموزش کار و پرداخت شهریه برای آموزش مرتبط با شغل) ۹- ساختار سازمانی (هزینه‌های تغییر سازمانی و توسعه؛ هزینه‌های تشکیل شرکت): هیچ اطلاعات آماری گسترده و اجماع کاملی درباره‌ی این حوزه وجود ندارد.

در ایران و با توجه به داده‌های مرکز آمار ایران داده‌های " نرم‌افزارهای کامپیوتری "، "اطلاعات و ارتباطات" برای بند الف- **جدول ۲** با توجه به کدهای آیسیک‌های چهاررقمی برای دوره‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۶ می‌توان استفاده کرد." تحقیقات و آزمایشگاه "و "خدمات آموزشی " می‌توان به بند ب قسمت سه و شش پوشش داد. بند ب-۴ در مورد اکتشافات معدنی است و به طور کلی تحقیق و توسعه‌ی در حوزه‌ی معدن است که حیطه‌ی موضوع این مقاله که صنایع کارخانه‌ای می‌باشد، نیست. شایان ذکر است کدهای آیسیک ۴ رقمی در مورد اکتشافات، در صنایع کارخانه‌ای، موضوع مورد بحث این تحقیق است که از مولفه‌های خدمات آموزشی و تحقیقات و آزمایشگاه آن‌ها محاسبه شده است. بند ب – ۵ در مورد اثر تحقیق و توسعه‌ی در حوزه‌ی هنر و سرگرمی می‌پردازد که تا جاییکه که به کدهای آیسیک مربوط به صنایع کارخانه‌ای باشد، تمام مولفه‌های مربوط به سرمایه‌گذاری نامشهود آورده شده است. اما به صورت مجزا چون حیطه‌ی مطالعه‌ی این تحقیق نیست به آن پرداخته نشده است. در قسمت ج (صلاحیت‌های اقتصادی) می‌توان زیر قسمت‌های ۷ و ۸ را پوشش داد. همانطور که قسمت ۹ به آن اشاره کرده است، اطلاعات کاملی دراین زمینه نیست که برای ایران هم دراین زمینه، داده‌های وجود ندارد. می‌توان " تبلیغات، آگهی، نمایشگاه و مطبوعات " را برای بند ج-۷ استفاده کرد. بند ج – ۸ در مورد سرمایه انسانی خاص شرکت‌ها صحبت می‌کند، که میزان هزینه‌هایی که برای آموزش و بالابردن سطح نیروی انسانی را بیان می‌کند، که می‌توان در اقتصادایران با خدمات آموزشی پوشش داده شود.

در مجموع "نرم‌افزارهای کامپیوتری"، "اطلاعات و ارتباطات"، "تحقیقات و آزمایشگاه"، " تبلیغات، آگهی، نمایشگاه و مطبوعات " و " خدمات آموزشی " به تفکیک کد آیسیک چهاررقمی می‌تواند رویکرد CHS را پوشش دهد.

۲-۳- داده‌های آماری ایران برای برآورد سرمایه‌گذاری نامشهود

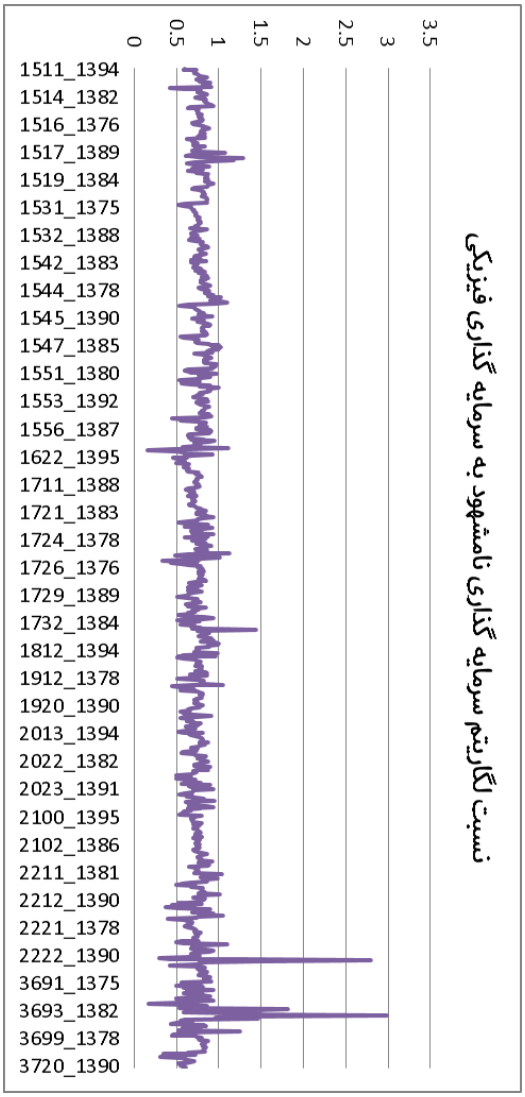
برای بدست آوردن داده‌ها از داده‌های درگاه مرکز آمارایران استفاده شده است. سال‌های مورد استفاده از سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۶ می‌باشد. مولفه‌های مورد برآورد، سرمایه‌گذاری نامشهود، سرمایه‌گذاری فیزیکی، نیروی‌کار و میزان تولیدات، برای محاسبه شاخص بهره‌وری عوامل تولید می‌باشد. داده‌های بدست آمده به تفکیک کد آیسیک چهاررقمی می‌باشد. در مجموع ۱۳۵ کد آیسیک چهاررقمی برای برآورد موجود است که با احتساب کوچک بودن یا

صفر بودن بعضی از داده‌ها در کدها، آنها را با کدهای مشابه ادغام کردیم و در نتیجه تعداد کدها به ۱۳۲ کد تقلیل یافت که تعداد کل داده‌ها برای سال‌های ۷۵ تا ۹۶ برابر ۲۱۹۰ مورد می‌باشد. با مراجعه به **جدول ۱ و جدول ۲** و با توجه به داده‌های مرکز آمار ایران داده‌های "نرم‌افزارهای کامپیوتری "، "تحقیقات و آزمایشگاه"، " تبلیغات، آگهی،نمایشگاه و مطبوعات" و "خدمات آموزشی " به تفکیک کد آیسیک چهاررقمی برای مطالعه رویکرد CHS مناسب باشد.

۳-۳- تأثیر سرمایه‌گذاری نامشهود بر بهره‌وری کل عوامل تولید

دراین قسمت به میزان تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری نامشهود بر بهره‌وری کل عوامل تولید پرداخته شده است. **شکل ۱** نسبت سرمایه‌گذاری نامشهود به سرمایه‌گذاری فیزیکی به تفکیک کد آیسیک چهاررقمی را نشان می‌دهد که در بعضی از کدها نسبت بالای آن قابل ملاحظه بوده است. به عنوان مثال کدهای تولید کالاهای ورزشی (۱۳۸۲،۱۳۸۱،۱۳۸۷)، تکثیررسانه‌های ضبط شده (۱۳۸۷) بالاترین نسبت سرمایه‌گذاری نامشهود به فیزیکی را دارند و ضرایب آن به ترتیب ۲/۹۸ و ۲/۷۹ درصد است. بعد از آن باز هم تولید وسایل نقیله هوایی و فضایی، تولید و تعمیر انواع کشتی [۱۱]، تولید ابزارهای اپتیکی و تجهیزات عکاسی، تولید کالاهای ورزشی، تولید تجهیزات کنترل عملیات صنعتی، تولید ماشین آلات متالوژی ـ ذوب فلز، تولید ماشین آلات اداری وحسابگر و محاسباتی و "غیره " طی سال‌های مختلف سهم سرمایه‌گذاری نامشهود از سرمایه‌گذاری فیزیکی بالاتر است.

[۱۱] نمودار ۱۳ تمام کد ٤ رقمی‌را برای سال های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹٦ را نشان می‌دهد. علت تکرار بعضی از کدها در توضیحات بدلیل تحلیل آن ها در سال‌های مختلف است.



شکل ۱. نسبت لگاریتم سرمایه‌گذاری نا مشهود به سرمایه‌گذاری فیزیکی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Figure 1. The ratio of the intangible investment logarithm to the physical investment

Source: Author's Computation

۳- تصریح مدل بهره‌وری کل عوامل تولید

این بخش مدلی را ارائه می‌دهد که رابطه‌ی سرمایه‌گذاری نامشهود با بهره‌وری عوامل را تشریح می‌کند .فرض کنید که می‌توان ارزش‌افزوده صنعت بر حسب کد آیسیک چهاررقمی و ده نفر کارکن و بالاتر را در صنعت i و زمان t ($Q_{i,t}$) به صورت زیر نوشت:

$$Q_{i,t} = A_{i,t}F_{i,t}(L_{i,t}, K_{i,t}, R_{i,t})$$

(۱)

در سمت راست، L و K نیروی‌کار و سرمایه مشهود هستند. به همین‌ترتیب R جریان خدمات سرمایه نامشهود و A یک اصطلاح تغییر است که امکان تغییر در بهره‌وری را فراهم می‌کند که L، K و R به بازده تبدیل می‌شوند. از معادله (۱) دیفرانسیل می‌گیریم

$$\Delta lnQ_{i,t} = \epsilon_{i,t}^{L}\,\Delta lnL_{i,t} + \epsilon_{i,t}^{K}\,\Delta lnK_{i,t} + \epsilon_{i,t}^{R}\,\Delta lnR_{i,t} + \Delta lnA_{i,t}$$

(۲)

بطوریکه ϵ^{X} بیانگر کشش تولیدی عامل X است که در اصل با توجه به نهاده، صنعت و زمان متفاوت است. برای بررسی تجربی نقش نامشهودها به عنوان محرک رشد از ادبیات موجود استفاده می‌شود و دردو مرحله انجام می‌شود. ابتدا شرایط ϵ را در نظر بگیرید. برای یک شرکت با کمترین هزینه داریم:

$$\epsilon_{i,t}^{X} = S_{i,t}^{X}, X = L, K, R$$

(۳)

جایی که s سهم پرداختهای این فاکتور نسبت به ارزش افزوده است. بنابراین این به سادگی شرط مرتبه اول یک بنگاه را از نظر کشش‌های تولید را بیان می‌کند. اگر معادله (۱) کاب داگلاس [۱۲]باشد، ϵ در طول زمان ثابت است و معادله (۲) ممکن است به یک مدل رگرسیون با ضرایب ثابت تبدیل شود. اگر (۱) مثلاً کشش جانشینی ثابت [۱۳] باشد، ϵ پس با گذشت زمان در تمام سطوح متفاوت خواهد بود، بنابراین (۲) ممکن است به عنوان مدل رگرسیون با تعامل بین همه نهاده‌ها نوشته شود. حال فرض کنید که یک شرکت می‌تواند از متغیرهای K، L یا R در سایر شرکت‌ها، صنایع یا کشورها بهره‌مند شود. بنابراین، همانطور

---

[12] Cobb-Douglas

[13] CES

که گریلیچز اشاره کرد، کشش صنعت ΔlnR در Δ lnQ ترکیبی از کشش نهاده و ستانده است. درنتیجه ما می‌توانیم استیروه دنبال کنیم و داریم (Griliches, 1992؛ Stiroh, 2002):

$$\in_{i,t}^{X} = S_{i,t}^{X} + d_{i,t}^{X}, X = L, K, R$$

(۴)

که نشان می‌دهد کشش‌های تولیدی عوامل با وزن عوامل برابر هستند به علاوه، دراینجا انعطاف پذیری انحراف از وزن عوامل به دلیل سرریز وجود دارد. همه اینها را در می‌توان در معادله (۲) نشان داد:

$$\mathbf{\Delta lnQ_{i,t} = \left(s_{i,t}^{L} + d_{i,t}^{L}\right)\Delta lnL_{i,t} + \left(s_{i,t}^{K} + d_{i,t}^{K}\right)\Delta lnK_{i,t} + \left(s_{i,t}^{R} + d_{i,t}^{R}\right)\Delta lnR_{i,t} + \Delta lnA_{i,t}}$$

(۵)

دوم، $\Delta \ln Q_{i,t}$ در نظر بگیرید. همانطور که گریلیچز و شانکرمن خاطر نشان کردند، اگر نهاده‌های R&D در L و K متعارف بگنجانیم ویک مدل رگرسیون برای تعیین کشش تولیدی R&D استفاده شود، نتایج دارای انحراف خواهد بود. نکته اصلی این استدلال این است که نامشهودها (مانند تحقیق و توسعه) دارایی‌های طولانی مدت هستند و نه نهاده‌های واسطه‌ای، و باید به عنوان سرمایه‌گذاری در ارزش افزوده گنجانده شوند[۱۴] (Griliches, 1980؛ Schankerma, 1981). با بیان ارزش افزوده معمولی به عنوان V (که در آن نامشهودها به عنوان واسطه رفتار می‌شوند)، می‌توانیم به صورت زیر بنویسیم:

$$\Delta lnQ_{i,t} = \left(1 - s_{i,t}^{R}\right)\Delta lnV_{i,t} + s_{i,t}^{R}\Delta lnN_{i,t} \qquad (۶)$$

بطوریکه N یک سرمایه‌گذاری نامشهود واقعی است و ما سهم هزینه‌های سرمایه گذاری نامشهود را در Q اسمی‌به عنوان s^R تقریب داده‌ایم. با جایگزینی (۶) به (۵) داریم:

[۱۴] مانند کورادو و همکاران، ۲۰۰۵، ۲۰۰۹

$$\Delta \ln Q_{i,t} = \left(1 - s_{i,t}^{R}\right)\Delta \ln V_{i,t} + s_{i,t}^{R}\Delta \ln N_{i,t} = \left(s_{i,t}^{L} + d_{i,t}^{L}\right)\Delta \ln L_{i,t} + \left(s_{i,t}^{K} + d_{i,t}^{K}\right)\Delta \ln K_{i,t} + \left(s_{i,t}^{R} + d_{i,t}^{R}\right)\Delta \ln R_{i,t} + \Delta \ln A_{i,t} \quad (۷)$$

اگر عبارت بالا را برحسب $\Delta \ln V_{i,t}$ داریم:

$$\Delta \mathbf{lnV}_{\mathbf{i,t}} = \left(\left(\mathbf{s}_{\mathbf{i,t}}^{\mathbf{L}} + \mathbf{d}_{\mathbf{i,t}}^{\mathbf{L}}\right) \Big/ \left(\mathbf{1} - \mathbf{s}_{\mathbf{i,t}}^{\mathbf{R}}\right)\right)\Delta \mathbf{lnL}_{\mathbf{i,t}} + \left(\left(\mathbf{s}_{\mathbf{i,t}}^{\mathbf{K}} + \mathbf{d}_{\mathbf{i,t}}^{\mathbf{K}}\right) \Big/ \left(\mathbf{1} - \mathbf{s}_{\mathbf{i,t}}^{\mathbf{R}}\right)\right)\Delta \mathbf{lnK}_{\mathbf{i,t}} + \left(\mathbf{d}_{\mathbf{i,t}}^{\mathbf{R}} / \left(\mathbf{1} - \mathbf{s}_{\mathbf{i,t}}^{\mathbf{R}}\right)\right)\Delta \mathbf{lnR}_{\mathbf{i,t}} + \Delta \mathbf{lnA}_{\mathbf{i,t}} \quad (۸)$$

برای سادگی فرض کرده‌ایم که $\Delta \ln R = \Delta \ln N$ (مانند حالت "مصرف حداکثر" حالت پایدار). برای مدلسازی بهره‌وری عوامل از مطالعات کیوز، کریستنسن و دایورت[۱۵]کمک گرفته شده است و شاخص $\Delta \ln TFP$ با تابع تولید ترانسلوگ به صورت زیر ساخته می‌شود(Caves, Christensen, & Diewert ,1982):

$$\Delta lnTFP_{i,t} = d_{i,t}^{L}\Delta lnL_{i,t} + d_{i,t}^{K}\Delta lnK_{i,t} + d_{i,t}^{R}\Delta lnR_{i,t} + \Delta lnA_{i,t} \quad (۹)$$

جایی که $\Delta \ln TFP_{i,t} = \Delta \ln TFPQ_{i,t}$ و $\Delta \ln TFPQ_{i,t}$ به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\Delta \ln TFP_{i,t}^{Q} = \Delta \ln Q_{i,t} - s_{i,t}^{L}\Delta \ln L_{i,t} - s_{i,t}^{K}\Delta \ln K_{i,t} - s_{i,t}^{R}\Delta \ln R_{i,t} \quad (۱۰)$$

بدیهی است که این رویکردها دارای مزایا و مضراتی هستند اما تخمین این رگرسیون به طور بالقوه از عواملی که در TFP نقش بسزایی داشتند و سرکوب شدند، آشکار می‌سازد.

[15] Caves, Christensen, and Diewert

۴- تخمین و تفسیر نتایج مدل

قبل از ورود به تخمین مدل، به بررسی ایستایی متغیرهای مورد بررسی پرداخته‌ایم. برای این منظور از آزمون‌های لوین، لیو و چو[۱۶](LLC)،ایم پسران و شین[۱۷](IPS) و فیشر[۱۸](ADF) برای بررسی ایستایی متغیرهای مدل استفاده شده است. **جدول ۳** آزمون ریشه واحد متغیرهای مورد بررسی را نشان می‌دهد.

جدول ۳.نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Tabel 3. Unit root test results of model variables
Source: Author's Computation

متغیر	آزمون‌ها					
	LLC		IPS		ADF	
	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول
TFP	-۴/۷۹ (۰/۰۰۰۰)	-۱۶/۱۶ (۰/۰۰۰۰)	۶/۵۵ (۱/۰۰۰۰)	-۱۷/۶۹ (۰/۰۰۰۰)	۱۷۸/۶۱ (۱/۰۰۰۰)	۸۱۹/۲۵ (۰/۰۰۰۰)
LK	-۱/۸۹ (۰/۰۲۹۴)	-۲۱/۲۷ (۰/۰۰۰۰)	۳/۱۹ (۰/۹۹۹۳)	-۲۵ (۰/۰۰۰۰)	۱۸۶/۸۶ (۰/۹۹۹)	۱۱۰۳/۶۴ (۰/۰۰۰۰)

[16] Levin, Lin & Chu
[17] Im, Pesaran, and Shin W-stat
[18] ADF – Fisher Chi-square

LINT	-۱۳/۴۴ (۰/۰۰۰۰)	-۱۸/۳۶ (۰/۰۰۰۰)	-۳/۵۶ (۰/۰۰۰۰)	-۲۰/۹۱ (۰/۰۰۰۰)	۳۶۵/۶۲ (۰/۰۰۰۰)	۹۵۵/۱۱ (۰/۰۰۰۰)
LL	-۴/۵۳ (۰/۰۰۰۰)	-۱۱/۵۴ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۷۲ (۰/۲۳۵۷)	-۱۳/۵۲ (۰/۰۰۰۰)	۲۷۷/۹۳ (۰/۲۶۶۰)	۶۶۲/۹۷ (۰/۰۰۰۰)
LPROF	-۱/۲۶ (۰/۱۰۳۵)	-۲/۷۳ (۰/۰۰۳۱)	-۱/۷۸ (۰/۰۳۷۲)	-۱۸/۱۸ (۰/۰۰۰۰)	۲۸۴/۲۵ (۰/۱۲۵۵)	۸۱۵/۷۷ (۰/۰۰۰۰)
LNPROF	۱/۹۲ (۰/۹۷۲۳)	-۱۸/۶۶ (۰/۰۰۰۰)	-۱/۸۴ (۰/۰۳۲۷)	-۱۳/۴۶ (۰/۰۰۰۰)	۵۰۴/۲۲۱ (۰/۰۰۰۰)	۱۹۱۴/۵۷ (۰/۰۰۰۰)

همان طورکه ملاحظه می‌شود، فرضیه صفر آزمون ریشه واحد، مبنی بر وجود ناایستایی در اکثر متغیرها بدون لحاظ روند زمانی و تفاضل گیری و در بعضی از آن‌ها با تفاضل مرتبه اول[۱۹] در سطح ۹۹ درصد رد شده است. بنابراین این اطمینان حاصل شده است که، تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل ایستا هستند.

[۱۹] از آنجا که پایه و اساس روش GMM استفاده از تفاضل گیری است، پس مساله تفاضل مرتبه اول‌این متغیرها هم به صورت خودکار دراین روش برطرف می‌شود.

دراین مطالعه به منظور بررسی سازگاری تخمین زننده GMM از آزمون سارگان استفاده شده است. برای تجزیه و تحلیلهای آماری و اقتصادسنجی نیز از نرم‌افزار Eviews9 استفاده شده است. **جدول ٤** برآورد مدل ۱۰ را با تخمین GMM نشان می‌دهد[۲۰]:

جدول ۴.نتایج مدل بهره‌وری عوامل تولید با داده‌های صنایع کارخانه‌ای در سطح کدهای ۴ رقمی ۱۳۷۵-۱۳۹۶) متغیر وابسته بهره‌وری کل عوامل تولید(TFP)

مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 4. Results of production factor productivity model with factory industry data at the level of 4-digit codes 1996-2018 (dependent variable of total productivity of TFP production factors)

Source: Author's Computation

متغیر (Variable)	ضریب برآورد شده (Coefficient)	انحراف استاندارد (Std. Error)	آماره t (t-Statistic)	احتمال (Prob.)
LTFP(-1)	۰/٤٤۰	۰/۰۰۰	٤۸۹/۳۱	۰/۰۰۰۰
سرمایه گذاری نامشهود (ΔLINT)	۰/۳٥٦	۰/۰۰۱	۲٥٤/۷۷	۰/۰۰۰۰
متغیر (Variable)	ضریب برآورد شده (Coefficient)	انحراف استاندارد (Std. Error)	آماره t (t-Statistic)	احتمال (Prob.)
سرمایه‌گذاری فیزیکی (ΔLK)	۰/۲۳٤	۰/۰۰۱	۱۳٤/۲٥	۰/۰۰۰۰

[۲۰] لازم به ذکر است که برای بدست آوردن موجودی سرمایه از روش PIM و برای بهره وری عوامل تولید از شاخص دیویژیا استفاده شده است.

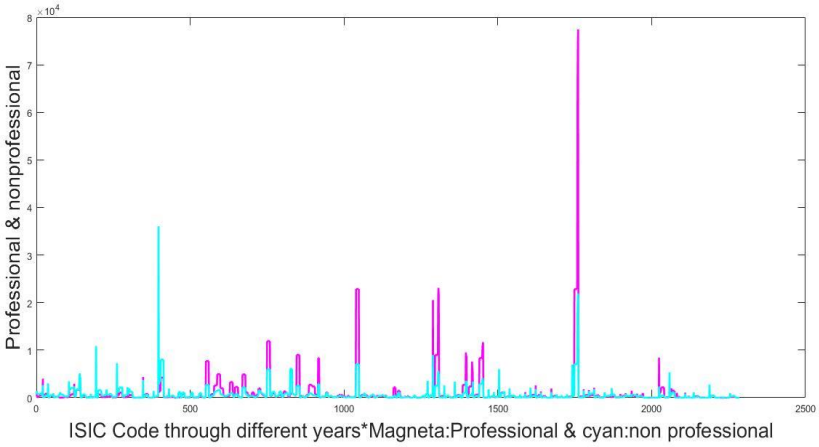
نیروی کار (ΔLL)	۰/۲۲۸	۰/۰۰۳	٦۳/۲٤	۰/۰۰۰۰
Sargan, J-statistic	۱۲۹/۹٦ (۰/٤۳٤۷)		تعداد مشاهدات (N)	۱۸۷٤
S.E. of regression	۰/٥٦۸۹		Instrument rank	۱۳۲
Arellano-Bond Serial Correlation Test:				
AR(1)	-۳/٥۷ (۰/۰۰۰۰۲)		AR(2)	۱/٥۹ (۰/۱۰۹۷)

توضیحات: متغیر وابسته بهره‌وری کل عوامل تولید است که محاسبه‌ی آن به روش دیویژیا است. روش برآورد گشتاور تعمیم‌یافته است. انحراف معیارها نسبت به واریانس ناهمسانی تصحیح شده است. به منظور بررسی سازگاری تخمین زننده GMM از آزمون سارگان استفاده شده است.

جدول ٤ برآورد معادله‌ی (۱۰) یا همان میزان اثرگذاری سه متغیر مستقل را بر بهره‌وری کل عوامل تولید نشان می‌دهد. همانطور که دیده می‌شود، برخلاف رویکرد سنتی، سرمایه‌گذاری نامشهود در کالاهای واسطه‌ای گنجانده نشده است بلکه به عنوان عامل مهم و اصلی در تابع تولید آمده است. تعداد بالای مشاهدات به تخمین دقیق‌تر مدل کمک کرده است. ضریب اثر گذاری اشتغال با احتساب نیروی‌کار حرفه‌ای و غیر حرفه‌ای[۲۱]، تقریبا به طور متوسط برابر ۰/۲۲ می‌باشد که اثر مثبت و معنی داری بر TFP دارد. همچنین اگر سرمایه فیزیکی ده درصد رشد یابد، بهره‌وری کل عوامل تولید تقریبا به طور متوسط ۲٫۳ درصد درهمان جهت به صورت معنی دار رشد می‌کند. نکته‌ی قابل توجه میزان اثر گذاری سرمایه‌گذاری نامشهود می‌باشد که اگراین نوع سرمایه‌گذاری میان صنایع مختلف کارخانه‌ای

[۲۱] تعریف نیروی کار حرفه‌ای و غیر حرفه‌ای در قسمت بعد آمده است.

ده درصد رشد یابد، می‌تواند به طور متوسط به رشد بهره‌وری عوامل تولید به میزان ۳٫۵ درصد کمک کند. که در واقع نقش سرمایه‌گذاری‌های نامشهود در صنایع کارخانه‌ای در دنیای امروزی را پررنگ نشان می‌دهد. نکته‌ای که حائز اهمیت است، در مدل بالا نیروی‌کار از مجموع نیروی‌کار ساده و ماهر تشکیل شده است. در **شکل ۲**،ترکیب نیروی‌کار ساده و ماهر را نشان می‌دهد. در بیشتر صنایع تعداد نیروی‌کار ماهر [۲۲] از غیر ماهر[۲۳] بیشتر و یا با هم برابر است. نیروی‌کار ماهر را با سطح تحصیلات از نیروی‌کار غیرماهر جدا شده است (مشیری، ۱۳۹۵).



شکل ۲. نیروی‌کار ماهر و غیر ماهر به تفکیک کد طبقه بندی رتبه فعالیت‌های اقتصادی چهاررقمی
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Figure 2. Skilled and unskilled workforce by four-digit ISIC code
Source: Author's Computation

در تولید قطعات و لوازم الحاقی وسایل نقلیه موتوری، تولید موتور برقی، دینام وترانسفورماتور و دستگاه‌های توزیع و کنترل برق، تولید محصولات اولیه آهن و فولاد، تولید

[۲۲] نیروی کار باسواد با تحصیلات لیسانس، فوق لیسانس ، دکتری و نیروی کار متخصص

[۲۳] نیروی کار بی سواد و نیروی کار باسواد با تحصیلات دیپلم و فوق دیپلم و نیروی کار غیر متخصص

سایر محصولات شیمیایی، آماده‌سازی و ریسندگی الیاف منسوج - بافت منسوجات و "غیره "دارای بالاترین میزان نیروی‌کار ماهر هستند و کشتار دام و طیور، پاك کردن و درجه‌بندی و بسته‌بندی خرما، عمل‌آوری و حفاظت ماهی و فراورده‌های ماهی و سایر حیوانات دریایی از فساد، تولید فرآورده لبنی، تولید قندوشکر و "غیره " دارای بالاترین میزان نیروی‌کار غیرماهر هستند.

جدول ٤، میزان اثرگذاری متغیرهای مستقل بر متغیرهای وابسته را به صورت کلی نشان می‌داد. دراین قسمت نیروی‌کار را به دوقسمت ماهر و غیرماهر تقسیم کرده و دوباره مدل برآورد می‌شود تا میزان تأثیرگذاری نیروی‌کار ماهر که میزان تحصیلات بالای‌این گروه را نشان می‌دهد بر بهره‌وری کل عوامل تولید نشان دهد. **جدول ۵** این روند را نمایش می‌دهد:

جدول ۵ .نتایج مدل بهره‌وری عوامل تولید مجزا شدن نیروی‌کار ماهر و غیرماهر با داده‌های صنایع کارخانه‌ای در سطح کدهای ۴ رقمی۱۳۷۵-۱۳۹۶
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 5. Results of productivity model of production factors Separation of skilled and unskilled labor force with data of factory industries at the level of 4-digit codes 1996-2018
Source: Author's Computation

متغیر (Variable)	ضریب برآورد شده (Coefficient)	انحراف استاندارد (Std. Error)	آماره t (t-Statistic)	احتمال (Prob.)
LTFP(-1)	۰/۳۹۱	۰/۰۰۰۰	٤١٣/٧١	۰/۰۰۰۰
سرمایه گذاری نامشهود (ΔLINT)	۰/۳۹۸	۰/۰۰۱	٢٣٦/٥٥	۰/۰۰۰۰
سرمایه‌گذاری فیزیکی (ΔLK)	۰/۲۸۱	۰/۰۰۰	٤٧٥/٧٩	۰/۰۰۰۰

نیروی کارماهر (ΔLPROF)	۰/۰٦٤	۰/۰۰۲	۲۵/۹۱	۰/۰۰۰۰
نیروی‌کار غیر ماهر(ΔLNONPROF)	۰/۰۰۹	۰/۰۰۳	۲۱/٤۳	۰/۰۰۰۰
Sargan, J-statistic	۱۲٦/۹۵ (۰/۵۰۹٤)		تعداد مشاهدات (N)	۱۹٤٤
S.E. of regression	۰/٤۷۷۲		Instrument rank	۱۳۳
Arellano-Bond Serial Correlation Test:				
AR(1)	-٤/۰۰۳ (۰/۰۰۰۱)		AR(2)	۰/۸۱۹ (۰/٤۱۲۲)

توضیحات:مدل برآورد شده با تخمین GMM زده شده است. متغیر وابسته TFP می‌باشد. دلیل اینکه تعداد مشاهدات نسبت به مدل کل کمتر شده است، این است که در بعضی از کدها تعداد نیروی ماهر یا غیرماهر اندک بود و با کدهای نزدیک به آن ادغام شده است.

همانطور که مشاهده می‌شود، به ازای ده درصد افزایش نیروی‌کار ماهر، بهره‌وری کل عوامل تولید به طور متوسط تقریبا ۰/۶ درصد تغییر می‌کند. در حالی که این رقم برای نیروی‌کار غیرماهر تقریبا ۰/۱ درصد است. این نتایج نشان می‌دهد علاوه براینکه سرمایه‌گذاری نامشهود بر بهره‌وری تأثیر مثبت و معنی داری دارد، نیروی‌کار ماهر هم به رشد بهره‌وری صنایع کارخانه‌ای کمک می‌کند.

۵- نتیجه گیری

اهمیت سرمایه‌گذاری نامشهود نسبت به سطح سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مشهود که ما قصد داریم با آنها سرمایه‌گذاری کنیم، از جمله زیرساخت‌های حمل و نقل، ماشین آلات و

نیروگاه‌ها و غیره در حال رشد است. در نتیجه، نقش سرمایه‌گذاری نامشهود برای درک و پیش بینی روند بهره وری، رشد اقتصادی و نوآوری اهمیت فزاینده‌ای پیدا می‌کند. اهمیت سرمایه‌گذاری نامشهود مانند تحقیق و توسعه یا نرم‌افزار، برای توصیف بهره‌وری، رقابت‌پذیری و رشد اقتصادی، مدت‌هاست که توسط ادبیات اقتصادی و آمارشناسان به رسمیت شناخته شده است. در نظر گرفتن سرمایه‌گذاری در نامشهودها به یک فهم بهتر از تفاوت در روند تحولات بهره‌وری در سراسر کشور می‌انجامد. دراین تحقیق ابتدا سعی شد به اندازه‌گیری سرمایه‌گذاری نامشهود با رویکرد CHS برای کدهای آیسیک چهاررقمی صنایع کارخانه‌ای ده نفر کارکن و بالاتر پرداخته شود. میزان سهم بالای سرمایه‌گذاری نامشهود نسبت به تولیدات کل هر صنعتی نشان دهنده‌ی اهمیت این موضوع می‌باشد. سپس متغیر سرمایه‌گذاری نامشهود را به عنوان جزء اصلی در کنار سرمایه‌گذاری فیزیکی و نیروی‌کار در تابع تولید آورده شد. مشاهدات نشان داد که سرمایه‌گذاری نامشهود اثر مثبت و معنی داری بر بهره‌وری کل عوامل تولید گذاشته است و ضریب بالای آن نشان دهنده‌ی میزان تأثیر گذاری سرمایه‌گذاری نامشهود بر TFP می‌باشد و حذف آن در تابع تولید، برآورد TFP را با خطای اریبی همراه کرد. برای اینکه میزان تأثیر نیروی کار حرفه‌ای را در بهره‌وری عوامل تولید نشان داده شود، نیروی‌کار به ماهر و غیرماهر جدا کردیم و نتایج از میزان اثر گذاری بیشتر به میزان تقریبا شش برابری نیروی‌کار حرفه‌ای و متخصص بر بهره‌وری عوامل تولید حاکی است. در نتیجه در صنایع کارخانه‌ای ایران، پیشنهاد می‌شود با تمرکز بیشتر در تحقیق و توسعه صنایع، ICT، استخدام نیروی‌کار ماهر و متخصص و توجه بیشتر به تبلیغات و برند سازی و حمایت دولت از اقتصاد دانش بنیان و به طور کلی با سرمایه‌گذاری بیشتر بر موارد ۹ گانه رویکرد CHS سرمایه‌گذاری نامشهود، باعث بهره‌وری عوامل تولید در صنایع کشور شد.

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

Amini, A, Khosrovinejad, A, & Rouhani, Sh. (2013). The effect of innovation in improving TFP: a case study of selected middle-income developing countries. *Economic Research, 54(3)*, 175-212 (In Persian).

Ark, V., O'Mahony, M., & Timmer, M. (2008). The Productivity Gap between Europe and the United States: Trends and Causes. *Journal of Economic Perspectives*, 22 (1), 25–44. Doi:10.1257/jep.22.1.25.

Bhattacharya, P., & Rath, N. (2020). Innovation and Firm-level Labour Productivity: A Comparison of Chinese and Indian Manufacturing Based on Enterprise Surveys. *Science, Technology & Society* , 25(3),1–17. Doi:10.1177/0971721820912902.

Chen, W. (2017). Intangible Capital and Economic Growth.PhD thesis. *University Of Groningen*.

Corrado, C., Hulten, C., & Sichel, D. (2005). Measuring capital and technology: an expanded framework. *National Bureau of Economic Research*. University of Chicago Press.

Corrado, C., Hulten, C., & Sichel, D. (2009). Intangible capital and U.S. economic growth. *Review of Income and Wealth*. 55(3). doi:10.1111/j.1475-4991.2009.00343.x.

Corrado, C., Haskel, J., Jona-Lasinio, C., & Iommi, M. (2012). Intangible Capital and Growth in Advanced Economies: Measurement Methods and Comparative Results. *ZA Discussion Papers.*Institute for the Study ofLabor IZA. Bonn. 6733 .

Corrado, C., Haskel, J., & Jona-Lasinio, C. (2014). Intangibles and Industry Productivity Growth: Evidence from the EU.*IARIW 33rdGeneral ConferenceRotterdam. The Netherlands*. 24-30.

Corrado, C., Haskel, J., & Jona-Lasinio, C. (2021). Artificial Inteligence and productivity:an intangible assets approach. *Oxford Review of Economic Policy*, 37(3), 435-458. Doi:10.1093/oxrep/grab018.

European Commission, International Monetary Fund, Organisation for Economic Co-operation and Development, United Nations, & World Bank.System of National Accounts. (2008) . *Chapter 10: The capital account*

Esmaeily Sadrabadi F., & Jahangard, E. (2022). Total Factor Productivity and Intangible Capital in Different Levels of Technology: A Case Study of Iranian Manufacturing Industries. *International Journal of New*

Political Economy. Volume 3, Issue 2, Page (s): 27-50. doi: https://doi.org/10.52547/jep.3.2.27

EsmaeilySadrabadi, F., Jahangard, E., Mohammadi, T., & Salem, AA. (2023). Intangible Capital in Industries with Higher Digital Technology Intensity and Total Factor Productivity. *Iranian Journal of Economic Research.* Volume 28, Issue 94, page(s):7-46.Doi:https://doi.org/10.22054/ijer.2021.60583.969 (In Persian).

Goodridge, P., Haskel, J., & Wallis, G. (2013). Can intangible investment explain the UK productivity puzzle? *Nationalinst Institute Economic Review*. 224. Imperial College, London, Imperial College Business School.

Griliches, Z. (1979). Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth.*Bell Journal of economics*., 10 (1). Doi: 10.2307/3003321

Griliches, Z. (1991) .The Search for R&D Spillovers. *NBER Working Paper*. 3768.

Griliches, Z. (1992). Output Measurement in the Service Sectors.*National Bureauof Economic research*.University of Chicago Press.

Griliches, Z., & Mairesse, J. (1995). Production Function:The Search For The Identification.*National Burea Of Economic Research*. 50-67.

Griliche, Z., & Regev, H. (1995). Firm Productivity in Israeli Industry. *Journal of Econometrics*, 65, 175–203.

Hintzmann, C., Lladós Masllorens, J., & Ramos, R. (2021). Intangible Assets and Labor Productivity Growth, *Economies*,MDPI. IN3 Working Paper Series 15(004). Doi:10.7238/in3wps.v0i0. 2711.

Heydari, H., & Sanginabadi, B. (2012). The impact of research and development on economic growth in Iran, *Economic Research*, 48(2), 1-23. (In Persian). doi: 20.1001.1.00398969.1392.48.2.1.5

Kyoj, F., Hamagata, S., Miyagawa, T., & Tongi, O. (2007). Intangible Investment in Japan: Measurement and Contribution to Economic Growth. *RIETI Discussion Paper Series 07-E-034.*

Leylian, N., Ebrahimi, M., Zare, H., & Haghighat, A. (2022). Presenting the foreign direct investment model and economic growth of developing countries with the mediating role of human capital and information and communication technology. *Quarterly Journal of Quantitative*

Economics (JQE), 19(3), 125-153, (In Persian). doi: 10.22055/jqe.2021.32814.2225

Liang , Y. (2021). Intangible capital in U.S. manufacturing. *Economics Letters* 199, 109-697.

Mashayekhi, B., Beirami, H., & Beirami, H. (2015). Valuation of Intangible Assets by Using of Artificial Neural Network. *Empirical Research in Accounting*, *4*(4), 223-238. doi: 10.22051/jera.2015.1911

Mashayikhi, B., Birami, H., & Birami, H. (2013). Determining the value of intangible assets using artificial neural network, *Accounting Experimental Research*, 14(4), 223-238.(In Persian.Doi:10.22051/JERA.2015.1911.

Moshiri, S. (2016). Estimating the direct and spillover effects of investment in information and communication technology on the production of Iranian industries with an emphasis on the role of human capital and absorption capacity, *Economic Research*, 2(52), 395- 426. (In Persian)doi:10.22059/jte.2017.61859.

O'Mahony, M., & Timmer, P. (2009). Output,Input and productivity mewsures at the industry level:the EU klems database.*The Economic Journal*.119 . 374-403.

Ostadzad, AH., & Hadian, I. (2016). Estimating the time series of knowledge level for Iranian economy (1974-2013) .*Economic Research*, 51(53), 709-734 (In Persian). doi:10.22059/JTE.2016.58944.

Rahimi Rad, S., Heydari, H., & Najarzadeh, R.(2017). Investigating factors affecting the intensity of research and development costs in industrial workshops of Iran, *Economic Research Quarterly*, 71, 53-90(In Persian). doi:10.22054/joer.2018.9829

Raei, SS, & dahmardeh, N. (2021). The Impact of the Knowledge-Based Economy on Iran Non-oil Export. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 18 (2), 43-55 (In Persian). doi:10.22055/jqe.2020.26777.1922

Rico, P., & Cabrer-Borrás, B. (2020). Intangible capital and business productivity. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 33, 3034-3048.

Stiglitz, J. E. (1994). Whither Socialism? *Cambridge Mass. : MIT Press*.

Stiglitz, J. E. (1996). Some Lessons from the East Asian Miracle. *The World Bank Research Observer*, 11, 151-177.

World Bank. (1993). The east asian miracle: Economic Growth and Public Policy. *Oxford: Oxford University Press for the World Bank.*

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) پاییز ۱۴۰۲ ۲۰(۳) ۱۳۵-۱۱۰

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

تأثیر حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته با تأکید بر کنترل فساد

فاطمه مرادی*، محمد جعفری**، شهرام فتاحی***

* دانشجوی دکترا، اقتصاد بخش عمومی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، ایران

** دانشیار، اقتصاد بخش عمومی، دانشکده علوم اقتصاد و اداری، دانشگاه لرستان، ایران (نویسنده مسئول)

*** دانشیار اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۵ اردیبهشت ۱۴۰۰
تاریخ بازنگری: ۱۶ مرداد ۱۴۰۰
تاریخ پذیرش: ۸ شهریور ۱۴۰۰

طبقه‌بندی JEL: C_{30}، O_{15}، D_{73}

واژگان کلیدی:
حکمرانی خوب، کنترل فساد، ثبات سیاسی، نابرابری درآمد، پانل کوانتایل پویا

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

آدرس پستی:
استان لرستان - شهرستان خرم آباد - کیلومتر ۵ جاده تهران – دانشگاه لرستان، دانشکده علوم اقتصاد و اداری، گروه اقتصاد، کد پستی: ۶۸۱۵۱-۴۴۳۱۶

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه‌ی دکتری خانم فاطمه مرادی در رشته اقتصاد بخش عمومی به راهنمایی محمد جعفری و شهرام فتاحی در دانشگاه لرستان است.

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

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

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

چکیده

توزیع نابرابر درآمد در جامعه موجب بروز مشکلات بسیاری در حوزه‌های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی هر کشور خواهد شد، به همین دلیل یکی از مهمترین وظایف دولت‌ها توزیع مناسب درآمد در جامعه است. دولت‌ها برای رفع نابرابری درآمد راه‌حل‌های کوتاه‌مدت توصیه می‌کنند، در حالی که اجرای این سیاست‌های کوتاه‌مدت بدون شناخت عوامل تأثیرگذار می‌تواند پیامدهای نامطلوبی بر توزیع درآمد داشته باشد. به همین منظور برای مقابله با مشکل نابرابری درآمد و برقراری توزیع عادلانه درآمد لازم است عوامل مؤثر بر آن را شناسایی کرد و سیاست‌های مناسب و کارآ در راستای بهبود توزیع درآمد اتخاذ شود. با توجه به روند فزاینده نابرابری درآمد، نرخ بالای بیکاری و ناکارآمدی اقتصادی در جوامع مختلف به ویژه در کشورهای در حال توسعه و نقش ویژه دولت در جهت رسیدن به توزیع مناسب و عادلانه درآمد، مطرح کردن موضوع حکمرانی خوب نیاز است. براساس بانک جهانی، حکمرانی خوب از شش شاخص؛ کنترل فساد، کارایی و اثر بخشی دولت، ثبات سیاسی، کیفیت قانون و مقررات، حاکمیت قانون و حق اظهار نظر و پاسخگویی تشکیل شده است که متغیر کنترل فساد، یکی از مهم‌ترین اجزای آن به شمار می‌آید. این پژوهش یکی از مطالعات اولیه ای است که نسبت به سایر مطالعات از سه جنبه تکنیکی، منطقه‌ای و زمانی می‌تواند مورد بررسی قرار گیرد. هدف از این پژوهش بررسی اثر حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته؛ با تأکید بر کنترل فساد طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۰ می‌باشد. در این پژوهش از سه شاخص ثبات سیاسی، حاکمیت قانون و کنترل فساد به عنوان حکمرانی خوب استفاده شده است با استفاده از رگرسیون پانل کوانتایل پویا، از یک طرف به بررسی اثر شاخص‌های حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد پرداخته و از طرف دیگر اثر درآمدهای مالیاتی به همراه نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان متغیرهای ابزاری بر نابرابری درآمد بررسی شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیون پانل کوانتایل پویا نشان می‌دهد که کنترل فساد و حاکمیت قانون در هر دو گروه کشورها در چارک‌های ۲۵، ۵۰ و ۷۵ به ترتیب اثر مثبت و منفی و معناداری بر نابرابری درآمد دارند. ثبات سیاسی نیز در هردو گروه کشورها در چارک‌های ۲۵ و ۵۰ اثر منفی و در چارک ۷۵ اثر مثبت و معنادری دارد، همچنین درآمدهای مالیاتی، نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی سرانه در چارک‌های مذکور در کشورهای منتخب اثرات متفاوتی بر نابرابری درآمد دارند.

ارجاع به مقاله:
مرادی، فاطمه.، جعفری، محمد و فتاحی، شهرام. (۱۴۰۲). تأثیر حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته؛ با تأکید بر کنترل فساد. *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۰ (۳)، ۱۱۰-۱۳۵.

doi 10.22055/jqe.2021.37420.2374

© 2023 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 طول دو دهه‌ی اخیر، نابرابری درآمد در سطح جهانی افزایش یافته است، به طوری که در محافل سیاسی به دلیل پیامدهای آن بر رشد اقتصادی و ثبات اقتصادی بسیار قابل توجه قرار گرفته است. توزیع نابرابر بیشتر از بی‌عدالتی اقتصادی، فرصت‌های نابرابر و بی‌ثباتی اجتماعی نشأت می‌گیرد و همچنین از بی‌ثباتی سیاسی، نابرابری قدرت سیاسی و بحران‌های مالی به وجود می‌آید. بنابراین توزیع نابرابر در هر کشور به اقتصاد، اجتماع و تحولات سیاسی آن صدمه می‌زند. در حقیقت، ﴿چگونه می‌توان نابرابری درآمد را بهبود بخشید﴾، برای بسیاری از کشورها به یک فریاد نبرد تبدیل شده است (Chiu & Lee, 2019). یکی از مسائل مهم، بحث ناشی از نابرابری درآمد مرتبط با رشد اقتصادی بالاتر در کشورهای با درآمد بالا است اما مانع رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه می‌باشد. علاوه بر این، نرخ نابرابری درآمد در سراسر کشورها به طور متفاوت رشد کرده است، این نشان‌دهنده‌ی این است که زمینه‌های ملی و ساختاری بر مسیر نابرابری تأثیر می‌گذارد (Bojanic & Collins, 2019). از این رو، شناسایی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد که می‌تواند منجر به اقدامات مناسب کشورها به ویژه کشورهای در حال توسعه برای رسیدن به رشد اقتصادی آنها کمک کند، مهم و ضروری است. حکمرانی خوب به مفهوم مجموعه‌ای از ارزش‌ها، سیاست‌ها و نهادها است که جامعه بوسیله آن از طریق سه بخش دولت، خصوصی و مدنی، مسائل اقتصاد، سیاست و اجتماعی خود را مدیریت می‌کند(Badesar, Ahmadi & Mobranjnhad, 2020). در سال‌های پیش از جنگ جهانی دوم کمتر از حکمرانی خوب استفاده شده است، در طول دهه ۱۹۸۰ با مفهومی جدید روی کار آمد که مسائل فراتر از دولت را دربرگرفت. این اصطلاح در فرهنگ آکسفورد مترادف با واژه دولت[1] بکار رفته است. اما در طول دهه‌های بعدی اندیشمندان سیاسی این اصطلاح را برای متمایز کردن آن از دولت استفاده کردند. در حقیقت، حکمرانی خوب مفهوم بسیار گسترده‌ای دارد که نتیجه مشارکت سه نهاد دولت، جامعه مدنی و بخش خصوصی است که برای رسیدن به توزیع برابر درآمد و رشد اقتصادی به هر سه آنها نیاز است(Moradi & Salmanpour,2017). حال با توجه به مشکلاتی از قبیل

[1] Government

فقر، فساد، تبعیض، بیکاری، تخصیص نادرست منابع، بی‌ثباتی اقتصادی و سیاسی و نرخ بالای تورم که بسیاری از کشورها به دلیل مسئله‌ی توزیع نابرابر درآمد با آنها مواجه هستند، لازم است که عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد شناسایی شود و راهکارهای مناسب برای حل این مسئله اتخاذ شود. به همین دلیل توجه به شاخص‌های حکمرانی خوب از جمله کنترل فساد ضرورت پیدا می‌کند تا کشورها به بازسازی دولت به طور اساسی بپردازند. توجه به نقش شاخص‌های حکمرانی خوب و نبود آن به خصوص در کشورهای در حال توسعه و تأثیر آن بر توزیع درآمد که یکی از مهم‌ترین اهداف دولت‌ها به شمار می‌رود، بسیار با اهمیت و ضروری است. از این رو، هدف عمده این تحقیق، بررسی تأثیر شاخص‌های حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد با تأکید بر کنترل فساد با استفاده از روش رگرسیون پانل کوانتایل پویا طی دوره ۲۰۱۷ -۲۰۰۰ برای کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته است که داده‌ها و اطلاعات لازم برای پژوهش از طریق سایت‌های اینترنتی از جمله شاخص توسعه جهانی(۲۰۱۹)[۲] و شاخص‌های حکمرانی در جهان(۲۰۱۸)[۳] تهیه شده است. با توجه به هدف این مقاله، سوال اصلی این است که آیا شاخص‌های حکمرانی خوب به ویژه کنترل فساد می‌توانند باعث بهبود در توزیع درآمد در کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته شوند؟

ادامه مقاله به شرح زیر سامان‌دهی شده است:

بخش دوم به ادبیات موضوع که در این بخش به مبانی نظری و پیشینه‌ی تحقیق پرداخته می‌شود، بخش سوم به روش‌شناسی پژوهش و معرفی متغیرها، بخش چهارم ارائه نتایج و تحلیل آن و بخش پنجم به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲- پیشینه تحقیق

۲-۱- پژوهش‌های خارجی

تاکنون ادبیات مطالعات بسیاری در زمینه حکمرانی خوب و نابرابری درآمد صورت گرفته است، مطالعات خارجی مختلفی به این موضوع پرداخته‌اند که نتایج مختلفی را به دست آورده‌اند و در زیر به برخی از آنها اشاره شده است:

---

[2] World Development Indicator(WDI)

[3] Worldwide Governance Indictors(WGI)

باگات و ویتری(۲۰۲۰) با استفاده از رگرسیون پانل به بررسی رشد اقتصادی، نابرابری درآمد و حاکمیت قانون برای ۱۳٤ کشور و دوره زمانی ۲۰۱۹- ۱۹۸٤ پرداخته‌اند. آنها رابطه مثبتی بین حاکمیت قانون و تولید ناخالص داخلی سرانه یافتند، که این رابطه‌ی مثبت با گذشت زمان قوی‌تر می‌شود. همچنین بیان می‌کنند، در کشورهایی که پیروی بیشتری از حاکمیت قانون دارند، نابرابری درآمد کمتر است و کشورهای دارای تولید ناخالص داخلی سرانه بالاتر با نابرابری درآمد کمتری مواجه هستند. با این حال، زمانی که حاکمیت قانون در این کشورها کنترل شود، این رابطه منفی بین تولید ناخالص داخلی سرانه و نابرابری درآمد مشاهده نمی‌شود. این موضوع، نقش حاکمیت قانون در کاهش نابرابری درآمد مشاهده نمی‌شود. این موضوع، نقش حاکمیت قانون در کاهش نابرابری درآمد را نشان می‌دهد(Bhagat & Wittry, 2020).

اپستین و گانگ(۲۰۱۹) در ارتباط با نابرابری، حکمرانی خوب و فساد همه‌گیر بیان کرده‌اند که بسیاری از افراد با فرار از پرداخت مالیات، توانایی توسعه اقتصادی دولت را محدود می‌کنند و در مواجه با فساد گسترده برای ایجاد و اجرای سیاست‌هایی که حکمرانی خوب را نشان دهند، چالش‌هایی وجود دارد. آنها پیشنهاد می‌کنند که دولت باید یک سیاست مدیریت مالیاتی مؤثر طراحی کند تا فساد را به حداقل برساند و نسبت به نیازهای حال و آینده جامعه حساس باشد و برای انجام این کار، باید آنچه که باعث گستردگی فساد می‌شود را در نظر بگیرند(Epstein & Gang, 2019).

بوژانیک و کالینز(۲۰۱۹) با استفاده از مجموعه داده‌های پانلی از کشورهای عضو OECD و کشورهای غیر OECD از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۱٦ به اثرات تمرکز زدایی بر نابرابری درآمد پرداخته‌اند. آنها بیان می‌کنند که تمرکز زدایی، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد، اما این اثر کاهشی سرانجام با افزایش پیشرفت اقتصادی معکوس می‌شود و این حاکی از آن است که آستانه‌ای وجود دارد که در آن درآمدهای برابر تمرکز زدایی محقق می‌شود. همچنین، آنها یافتند که آستانه توسعه که در آن تمرکز زدایی بیشتر وجود دارد کاهش بیشتر نابرابری برای کشورهای غیر عضو OECD کمتر از کشورهای عضو OECD است. نتایج نشان می‌دهد که اثر نهایی تمرکز زدایی بر نابرابری درآمد در ابعاد دیگر به میزان تمرکز زدایی بستگی دارد(Bojanic & Collins, 2019).

چیو و لی(۲۰۱۹) در تحقیقی اثرات غیرخطی توسعه مالی و خطرات کشوری ناشی از نابرابری درآمد وقتی که ریسک کشورها از طریق نمونه گسترده ۵۹ کشور برای دوره زمانی ۲۰۱۵ -۱۹۸۵ تعیین شده را بررسی کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که روابط بین نابرابری درآمد، توسعه مالی

و خطرات کشور درجات مختلف ریسک کشور است. برای نمونه کامل، شواهدی از فرضیه گسترش نابرابری در شرایط ناپایداری اقتصادی، ثبات مالی و محیط‌های سیاسی پایدار پیدا کردند. برای نمونه‌های فرعی، در محیط‌های مالی، درآمدهای بالا نابرابری درآمدی کشورها می‌تواند از طریق توسعه مالی بهبود یابد. آنها در نهایت بیان می‌کنند که در کشورهای با درآمد پایین رابطه‌ی مثبتی بین توسعه مالی و نابرابری وجود دارد(Chiu & Lee, 2019).

هانگ و هونگ هو(۲۰۱۸) با تجزیه و تحلیل داده‌های پانلی در دوره زمانی ۱۹۹٦ تا ۲۰۱۵ به بررسی اثر کیفیت حکمرانی(از جمله کیفیت دموکراتیک و کیفیت فنی) بر نابرابری درآمد در ده کشور آسیایی که به اقتصادهای پیشرفته و بازار نو ظهور و اقتصادهای در حال توسعه دسته‌بندی کرده‌اند، پرداخته‌اند. نتایج آنها نشان داد که کیفیت دموکراتیک و کیفیت فنی بر نابرابری درآمد در بازرهای نو ظهور و اقتصادهای در حال توسعه اثری منفی و معناداری دارند. در اقتصادهای پیشرفته، اثرات کیفیت دموکراتیک و کیفیت فنی بر نابرابری درآمد به ترتیب مثبت و بی‌معنا و مثبت و معنادار است. نتایج آنها حاکی از آن است که حکمرانی خوب برای کاهش نابرابری درآمد در اقتصادهای در حال توسعه و بازارهای نو ظهور مفید است، اما ممکن است برای اقتصادهای پیشرفته مؤثر نباشد(Huang & Hong Ho, 2018).

اوسلاتی و لبیدی(۲۰۱۵) در مطالعه‌ای رشد، نابرابری و حکمرانی در کشورهای منتخب منا را بررسی کرده‌اند. آنها ۲۲ کشور از منطقه منا برای دوره زمانی ۲۰۱۰ – ۱۹۹٦ در نظر گرفتند و با استفاده از تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم یافته[4] پانل پویا به این نتیجه رسیدند که رابطه‌ی مثبت بین رشد و نابرابری درآمد وجود دارد در حالی که بین رشد و حکمرانی برای شاخص‌های کنترل فساد و حق اظهارنظر و پاسخگویی رابطه‌ای وجود ندارد. رابطه‌ی معکوس، که به دنبال تعیین اثر رشد و حکمرانی بر نابرابری درآمد می‌باشد، تنها از طریق متغیر رشد ارائه شده و همبستگی مثبتی با نابرابری درآمد دارد(Ouselati & Labidi, 2015).

۲-۲- پژوهش‌های داخلی

در مطالعات داخلی در مورد اثر حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد پژوهش زیادی صورت نگرفته، اما پژوهش‌هایی در مورد حکمرانی خوب و توزیع درآمد به صورت مجزا صورت گرفته که می‌توان به برخی از آنها به صورت زیر اشاره کرد:

[4] Generalized Method of Moments (GMM)

مرادی و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از روشPanel Var ، اثر شاخص‌های حکمرانی خوب بر کنترل فساد را در دوره زمانی ۲۰۱۵- ۲۰۰۴ بین کشورهای خاورمیانه و جنوب شرق آسیا بررسی کردند. طبق نتایج پژوهش آنها، متغیر کیفیت قوانین و مقررات رابطه مثبت و متغیر کارایی و اثر بخشی دولت رابطه منفی و معناداری بر کنترل فساد در کشورهای خاورمیانه دارند؛ این در حالی است که متغیرهای ثبات سیاسی، حاکمیت قانون و حق اظهارنظر و پاسخگویی در کشورهای جنوب شرق آسیا اثر مثبت و معناداری بر کنترل فساد دارند(Moradi, et al., 2017).

زاینده‌رودی و همکاران(۱۳۹۶) به بررسی اثر شاخص‌های حکمرانی خوب بر توزیع درآمد با استفاده از پانل داده‌ها طی دوره زمانی ۲۰۱۳- ۱۹۹۹ برای کشورهای منتخب جنوب غربی آسیا پرداخته است. نتایج آنها نشان‌دهنده اثر منفی و معنادار شاخص‌های کیفیت حکمرانی، ثبات سیاسی و اثربخشی دولت بر کاهش نابرابری است(Zayandehroudi, et al., 2017).

مرادی و سلمانپور (۱۳۹٦) در پژوهش خود به بررسی اثر حکمرانی خوب بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب با استفاده از روش رگرسیون داده‌های پانل با اثرات ثابت برای دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. آنها یافتند که همه شاخص‌های حکمرانی خوب به جز شاخص کنترل فساد اثر منفی و معناداری بر ضریب جینی کشورهای مورد نظر دارند و افزایش این متغیرها باعث تساوی در توزیع درآمد می‌شوند. همچنین بیان می‌کنند که شاخص کنترل فساد به همراه متغیرهای دیگر که به عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شده‌اند، از جمله درآمدهای مالیاتی دولت و نرخ تورم و بیکاری اثر مثبت و معناداری بر نابرابری توزیع درآمد این کشورها دارند (Moradi & Salmanpour, 2017).

ادیب‌پور و محمدی ویایی (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای تحت عنوان اثر فساد اقتصادی بر نابرابری توزیع درآمد به بررسی اثر فساد اقتصادی بر ضریب جینی به عنوان شاخص نشان‌دهنده توزیع درآمد در دو گروه از کشورهای با درآمد بالا شامل آلمان، ایتالیا، کانادا، فرانسه و ژاپن و کشورهای با درآمد متوسط شامل ایران، مالزی، چین، هند و ترکیه طی دوره زمانی ۲۰۱۲- ۲۰۰۰ پرداخته‌اند. آنها با استفاده از الگوی داده‌های تلفیقی نشان دادند که فساد اثر مثبت و معناداری بر ضریب جینی دارد، به این معنا که با افزایش فساد اقتصادی در هر دو گروه از کشورها نابرابری درآمد افزایش خواهد یافت. همچنین ، نتایج انها حاکی از آن است که اثر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در کشورهای با درآمد بالا منفی و برای کشورهای با درامد متوسط مثبت است و مالیات و

نرخ بیکاری به ترتیب اثر منفی و مثبت و معناداری بر نابرابری توزیع درآمد دارند (Adibopour & Mohammadi Viaei, 2015).

خسرو آبادی و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای به رابطه حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب جنوب غربی آسیا و کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه با استفاده از روش پانل داده‌ها طی دوره زمانی ۲۰۱۰- ۱۹۹۹ می‌پردازند. آنها یافتند که شاخص‌های حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد در گروه کشورهای منتخب اثری منفی دارند، به طوری که این شاخص‌ها باعث کاهش هزینه‌های معاملاتی، افزایش سرمایه‌گذاری و افزایش تولید، افزایش اشتغال و کاهش بیکاری می‌شوند که در نهایت به کاهش نابرابری توزیع درآمد کمک می‌کنند (Khosrowabadi, et al., 2015).

شاه آبادی و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از داده‌های پانل در دو گروه کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه برای دروه زمانی ۲۰۱۰- ۱۹۹٦ به بررسی اثر حکمرانی خوب بر رشد بیکاری پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد که اثر منفی و معناداری بین شاخص‌های حکمرانی خوب (به جز شاخص شفافیت و پاسخگویی و کیفیت مقررات تنظیمی در کشورهای در حال توسعه) و رشد بیکاری در هر دو گروه از کشورهای مورد مطالعه وجود دارد(Shahabadi, et al., 2013).

نوآوری این پژوهش نسبت به سایر مطالعات را از سه جهت تکنیکی، منطقه‌ای و زمانی می‌توان سنجید. روش اقتصادسنجی مورد استفاده در این پژوهش که در سایر مطالعات مورد استفاده قرار نگرفته است، روش رگرسیون پانل کوانتایل پویا است؛ همچنین منطقه مورد بررسی در پژوهش حاضر، کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته در بازه زمانی ۲۰۱۷- ۲۰۰۰ است که این مناطق و بازه‌ی زمانی مدنظر کمتر در مطالعات قبلی استفاده شده است.

۳- مبانی نظری

تأثیر هر سیاست کلان اقتصادی با مطالعه تأثیر آن بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد بررسی شده است. در سال‌های اخیر سیاست‌ها به سمت کاهش سطح فقر و نابرابری از طریق کیفیت زندگی در جامعه با فراهم کردن حکمرانی مؤثر و کارآمد، هدایت شده است. این فلسفه جدید اقتصادی در تغییرات گسترده در جهت‌گیری سیاسی کشورها نتیجه گرفته است که اکنون اولویت بر موضوع حکمرانی متمرکز شده و به سمت ماهیت کیفی رشد و توسعه آن تغییر یافته است. چارچوب

حکمرانی به عنوان یکی از ضروریات برای رشد معنی‌دار و رفاه به یک فرایند پایدار در نظر گرفته شده است. چارچوب حکمرانی برای رشد اقتصادی پایدار همراه با سایر عوامل سیاسی مانند سیاست‌های دولت برای تخصیص منابع برای کاهش فقر و کاهش دادن نابرابری اقتصادی بسیار مهم است (Shafique & Haq، ۲۰۰٦). بر طبق جدیدترین تعریف بانک جهانی، حکمرانی خوب، در اتخاذ سیاست‌های پیش‌بینی شده، آشکار و صریح دولت (که نشان‌دهنده شفافیت فعالیت‌های دولت است)؛ بوروکراسی شفاف؛ پاسخگویی دستگاههای اجرایی در قبال فعالیت‌های خود؛ مشارکت فعال مردم در امور اجتماعی و سیاسی و نیز برابری همه افراد در برابر قانون، تبلور می‌یابد .به طور کلی می‌توان گفت که حکمرانی خوب، تمرین مدیریت (سیاسی، اقتصادی، اجرایی و...) منابع یک کشور، برای رسیدن به اهداف تعیین شده می‌باشد. این تمرین در برگیرنده راهکارها و نهادهایی است که افراد و گروه‌های اجتماعی از طریق آن، توانایی دنبال کردن علایق و حقوق قانونی خود را با توجه به محدودیت‌ها داشته باشند (Faraji Dizji, Zighami Dahagani & Sadeghi Saqdel, 2023). حکمرانی خوب هنگامی آشکار می‌شود که یک کشور توانایی مشخصی برای امورات به طور مؤثر از طریق تبلیغات مناسب، سیاسی و نهادهای اقتصادی داشته باشد. علاوه بر این، حکمرانی خوب به افراد و گروه‌ها برای استفاده‌ی کامل از فرصت‌های منافع، حقوق و مسئولیت‌ها اجازه می‌دهد. بر این اساس، حکمرانی به عنوان فعالیت‌های قوی سازمان‌های اجتماعی، اقتصادی و سیاسی تعریف شده است و بر فعالیت‌های اقتصادی اثرگذار است (Alshammari, Alshuwaiee & Aleissa, ۲۰۱۹). به عبارت دیگر، حکمرانی روشی برای اعمال قدرت در مدیریت منابع اقتصادی و اجتماعی یک کشور است. معیارهای حکمرانی خوب با توجه به شرایط هر کشور دارای وزن و روابط متفاوتی هستند. حکمرانی خوب در زمینه‌هایی از جمله سیاست‌گذاری شفاف، مدیریت حرفه‌ای، پاسخگویی دولت و جامعه مدنی قوی بازتاب دارد. همانطور که توسط بانک جهانی گفته شده است، دولت‌های عضو باید مکانیزم‌های تخصیص منابع خود را بهبود بخشند و سیاست‌هایی را برای بهبود روابط بین شهروندان و دولت به اجرا درآورند. شاخص حکمرانی و زیر مجموعه‌های بسیاری از کشورها توسط سازمان‌های بین المللی مانند بانک جهانی ارزیابی و رتبه‌بندی شده‌اند. شاخص‌های حکمرانی از نظر رشد و توسعه اقتصادی نقش بسیار مهمی در محیط اقتصادی دارند. نقش حکمرانی در شکل‌گیری قوانین، امنیت اقتصادی و اجتماعی و سایر شرایط ضروری این است که زمینه‌هایی را برای تولید کارآمد فراهم می‌کند که در نهایت بر رشد اقتصادی در هر کشور تأثیر می‌گذارد. در یک نشست مشترک از بانکداران و

مؤسسات تجاری کامدسوس[5] حکمرانی خوب را این چنین تعریف کرد که مهم‌ترین شرط برای دستیابی به رشد اقتصادی و توزیع عادلانه درآمد در جامعه این است دولت به جای آن که به نفع بخش‌های خاصی از جامعه فعالیت کند باید به کل جامعه خدمت کند. شاخص‌های حکمرانی خوب نه تنها می‌توانند بلافاصله بر منافع افراد فقیر تأثیر بگذارند(به طور مثال، خدمات آموزشی و بهداشتی)، بلکه از طرفی می‌توانند بر توزیع ظرفیت کسب درآمد خانواده نیز تأثیر بگذارند و موجب شکل‌گیری توزیع مناسب درآمد در طی زمان شوند (Moradi & Salmanpour,۲۰۱۷). بنابراین حکمرانی به عنوان یکی از ورودی‌های اساسی برای رفاه مردم در نظر گرفته شده است. بانک جهانی شاخص‌های حکمرانی را به شش مؤلفه تقسیم کرده است:

- حق اظهارنظر و پاسخگویی[6]: گرایش‌های روند سیاسی، آزادی‌های مدنی، حقوق سیاسی و استقبال رسانه‌ها را می‌سنجد، پاسخگویی یعنی اینکه شهروندان که در زندگی سیاسی از طریق انتخابات در تصمیمات عمومی شرکت می‌کنند (Mira & Hammadache، ۲۰۱۷).

- ثبات سیاسی و عدم خشونت[7]: این شاخص درجه احتمال تداوم حیات مؤثر دولت، میزان ثبات رژیم حاکم و رهبران آن و تداوم سیاست‌های جاری در صورت مرگ و میر یا تغییر رهبران فعلی را اندازه می‌گیرد(Moradi & Salmanpour,۲۰۱۷).

- اثربخشی دولت[8]: این شاخص عملکرد دولت در انجام وظایف محوله مانند کیفیت تدوین و تدارک خدمات عمومی یا کیفیت نظام اداری، صلاحیت و شایستگی کارگزاران و میزان استقلال خدمات عمومی از فشارهای سیاسی را می‌سنجد. انجام وظایفی مانند تأمین کالاها و خدمات عمومی و ایجاد زیر ساخت‌های فیزیکی ضروری برای تولید، آموزش‌های همگانی، که از طریق کاهش هزینه‌های معاملاتی موجب افزایش رقابت در اقتصاد، افزایش بهره‌وری و رشد کارآفرینی و در نهایت باعث ارتقاء سطح رفاه اجتماعی و بهبود توزیع درآمد در جامعه می‌شود(Shahabadi, Nilforoshan & Khaleghi, 2013).

---

[5] Camdessus

[6] Voice and accountability

[7] Political stability and no violence

[8] Government effectiveness

- حاکمیت قانون[۹]: حاکمیت قانون یک سیستم با دوام از قوانین، نهادها، هنجارها و تعهد جامعه است که از برابری همه شهروندان در برابر قانون حمایت می‌کند، شکل حکومت غیر خودسرانه را تضمین می‌کند و به طور کلی مانع استفاده خودسرانه از قدرت(استبداد، مطلق‌گرایی، اقتدارگرایی و...) می‌شود. به عبارتی، میزان احترام قائل شده توسط شهروندان و دولتمردان یک کشور برای نهادهایی با هدف وضع قوانین، اجرای آنها و حل اختلافات را می‌سنجد. همچنین برای هدایت صحیح منابع سرمایه‌گذاری مولد، به حقوق مالکیت و حسن اجرای قراردادها توجه کرده که منجر به افزایش تولید و اشتغال و در نهایت موجب بهبود توزیع درآمد می‌شود(Khosrowabadi, Zayandehroudi & Shakibaei, 2016).
- کیفیت قوانین و مقررات[۱۰]: این شاخص بر سیاست‌هایی که برای بازار مناسب یا نامناسب تمرکز کرده است، از جمله سیاست‌های مانند کنترل کردن قیمت‌ها، نظارت بر واردات و صادرات، نبود نظارت کافی بر سیستم بانکی. همچنین این شاخص به درک بهتر وضعیت تجاری برای سرمایه‌گذاران خارجی کمک می‌کند (Mira & Hammadache، ۲۰۱۷).

- کنترل فساد[۱۱]: بیانگر استفاده از قدرت و امکانات عمومی برای کسب منافع شخصی می‌باشد؛ به طوری که گوپتا، داوودی، و الونسو-ترمه(۱۹۹۸)[۱۲] نشان دادند که فساد از راه‌هایی از قبیل کاهش رشد، مالیات‌های تنازلی، هدف‌گیری ناکارآمدتر طرح‌های اجتماعی، دسترسی نابرابر به آموزش، انحرافات سیاسی به نفع نابرابری در تملک دارایی، کاهش هزینه‌های اجتماعی و افزایش مخاطرات سرمایه‌گذاری و کاهش سرمایه‌گذاری برای فقرا، نابرابری درآمد و فقر را افزایش می‌دهد (Zayandehroudi, Khosrowabadi & Shakibaei, 2017). فساد می‌تواند نقش مهم و بزرگی در هر اقتصادی به ویژه در کشورهای در حال توسعه داشته باشد، از جمله می‌توان به نقش آن در توزیع درآمد اشاره کرد.

---

[9] Rule of law

[10] Regulatory Quality

[11] Control of corruption

[12] Gupta, Davoodi and Alonso-Terme(1998)

فساد را می‌توان به سه فعالیت تقسیم کرد: رشوه‌خواری، اخاذی و اختلاس. در مورد فساد دولتی(عمومی)- خصوصی(شخصی)؛ فساد را می‌توان انتقال از یک شخص به یک مقام رسمی خاص تلقی کرد. در مورد فساد عمومی؛ فساد را می‌توان انتقال مردم به برخی مقامات دولتی دانست یا مقامات دولتی که رشوه یا وجوهی دریافت می‌کنند. این می‌تواند به نابرابری درآمد بالا در میان مردم ، به ویژه در سطوح متوسط و پایین جامعه منجر شود. در اجرای رشوه و اخاذی، مردم ثروتمند گزینه‌ها و منابع بیشتری برای پرداخت هزینه‌های اخاذی، رشوه و نظارت بر مقامات دولتی نسبت به افراد فقیرتر دارند (Dwiputri, Arsyad & Pradiptyo ,۲۰۱۸). فساد زمانی رخ می‌دهد که بخش‌های عمومی و خصوصی با هم مواجه می‌شوند. هرگاه یک مقام دولتی قدرت و اختیار بر توزیع منافع و هزینه‌ها به بخش خصوصی داشته باشد، مشوق‌هایی برای رشوه‌خواری ایجاد می‌کند. بنابراین، فساد به بزرگی منافع و هزینه‌های تحت کنترل مقامات دولتی بستگی دارد. افراد و شرکت‌های خصوصی حاضر به پرداخت رشوه برای به دست آوردن این منافع و جلوگیری از هزینه‌ها هستند (Rahmani & Isfahani, 2016). هرگز ارتباط میان کنترل فساد و توزیع مناسب درآمد را نمی‌توان قاطعانه بیان کرد، زیرا عوامل متعددی در کیفیت این ارتباط وجود دارند که گاه به عنوان منشأ ایجاد فساد مالی و گاه به عنوان نتیجه فساد مالی شناخته شده‌اند. از جمله این عوامل می‌توان به دیوان سالاری ناکارآمد، فقدان حاکمیت قانون، ناکارآیی نظام قضایی، کیفیت بد قوانین و مقررات و ... اشاره کرد که بیشتر در کشورهای توسعه نیافته مشاهده می‌شود، می‌توانند مشوق کارگزاران بخش خصوصی باشند تا برای کاهش هزینه‌های تولید و افزایش سرمایه‌گذاری، به سمت فساد مالی سوق داده شوند و شرایط بهبود توزیع درآمد را مهیا کنند. اما از طرفی پدیده‌هایی چون ایجاد اختلال در تخصیص مناسب کالاهای عمومی، هدایت غیر بهینه نخبگان جامعه میان کارآفرینی و رانت‌جویی، کاهش مشروعیت دولت‌ها در ایجاد نهادهای حامی بازار می‌توانند به عملکرد مناسب هر اقتصادی اعم از توسعه یافته یا در حال توسعه آسیب رسانده و در نهایت نابرابری درآمد را افزایش دهد (Moradi & ۲۰۱۷ Salmanpour,).

۴- روش تحقیق

برآورد مدل داده‌های پانل پویا از طریق رویکرد رگرسیون کوانتایل در دهه اخیر به طور فزاینده‌ای مورد توجه قرار گرفته است. این نوع از مدل‌هایی است که از طریق قرار دادن مقادیر با وقفه متغیر وابسته گرفته می‌شود. در نتیجه این امکان وجود دارد که اثر پویا برای دو بُعد زمان و مقطع تعریف شود (Elhoussainy, Ahmed & Hossameldin, 2018). از نقدهایی که بر حداقل مربعات (ols) سنتی وارد است این است که تنها تقریبی از میانگین شرطی توزیع ارائه می‌کند و در نتیجه توصیف ناقصی از توزیع شرطی ارائه می‌دهد. از این‌رو، رگرسیون کوانتایل که توسط کونکر و باست[13] (۱۹۷۸) معرفی شد، حداقل مربعات کلاسیک را به مدل‌هایی برای توابع کوانتایل شرطی تعمیم می‌دهد و تخمین توابع کوانتایل شرطی که هر یک از آنها رفتار یک نقطه خاص در توزیع شرطی را مشخص می‌کند، امکان‌پذیر می‌سازد و بنابراین توزیع شرطی را نشان می‌دهد. به عبارتی، بررسی توابع رگرسیون کوانتایل در تمام محدوده های τ، توصیف کامل‌تری از رابطه بین x و y فراهم می‌کند. برای توابع حداقل مربعات، مجذور خطاها با توجه به میانگین شرطی به حداقل می‌رسد، در حالی که توابع کوانتایل با به حداقل رساندن مجموع وزنی نامتقارن خطاهای باقیمانده تخمین زده می‌شوند. از این‌رو نسبت به خطاهای ناهمسانی واریانس، داده های پرت متغیر وابسته و یا زمانی که جملات خطا غیر نرمال هستند، غیر حساس است. همچنین، هانگ، شانگ و وانگ[14] (۲۰۱۰) بحث می‌کنند که علاوه بر توصیف کامل توزیع شرطی، مدل‌های رگرسیون کوانتایل از یک نمایش برنامه ریزی خطی استفاده می‌کند که انجام بررسی‌ها را ساده می‌سازد.

برای متغیر تصادفی Y، چندک τth توسط مقدار y تعریف می‌شود به طوری که احتمال یافتن y کوچک‌تر، مقداری کم‌تر از یا برابر با τ باشد، و احتمال یافتن y بزرگ‌تر، مقداری کم‌تر از یا برابر با $1-\tau$ است. به طور مشابه، تابع رگرسیون کوانتایل τth یعنی$\mathbf{B}(\tau)$، به یک تابع خطی یا درجه دو از طریق داده‌ها برازش می‌شود بطوری که تقریباً τ نسبت مشاهدات کم‌تر از $\mathbf{B}(\tau)$ و ۱ - τ نسبت مشاهدات بیشتر از $\mathbf{B}(\tau)$ باشد. تخمین $\mathrm{b}(\tau)$ از$\mathbf{B}(\tau)$ از طریق به حداقل رساندن مقادیر مطلق باقیمانده‌هایی به دست می‌آید که در آن باقیمانده‌های مثبت به وزن‌های برابر با τ

[13] Koenker & Bassett

[14] Hung, Shang & Wang

و باقیمانده‌های منفی به وزن‌های برابر با $\tau - 1$ است. رگرسیون کوانتایل پایه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_i = x'_i\beta_\theta + u_{\theta i} \qquad with \qquad Quant_\theta(y_i|x_i) = x_i\beta_\theta \tag{۱}$$

که در آن x_i نشان‌دهنده بردار رگرسورها است، β_θ برداری از پارامترها را نشان می‌دهد که تخمین زده می‌شود، و $u_{\theta i}$ برداری از باقیمانده‌ها است$Quant_\theta(y_i|x_i)$ که θ^{th} چندک شرطی y_i بر x_i داده‌شده را نشان می‌دهد. θ^{th}چندک رگرسیون، مسأله زیر را حل می‌کند:

$$min\beta = \sum_i \theta|y_i - x_i\beta| + \sum_i(1-\theta)|y_i - x_i\beta| = min\,\beta \sum_i \rho_\theta\, u_{\theta it}, \theta \epsilon\, (0,1) \tag{۲}$$

جایی که $\rho\theta$ به عنوان " تابع کنترل" شناخته می‌شود و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\rho(\varepsilon) = \theta\varepsilon \quad \text{if } \varepsilon \geq 0$$
$$(\theta - 1)\varepsilon \quad \text{if } < 0$$

معادله (۲) با تکنیک برنامه‌ریزی خطی حل می‌شود. رگرسیون میانه، که یک مورد خاص از رگرسیون کوانتایل است، با جایگذاری $u(\tau) = 0.5$ بدست‌می‌آید. مقدار دیگر توزیع شرطی را می‌توان از طریق تغییر $u(\tau)$ بدست آورد(McCord, Haran, Davis & McCord, 2020).

۲-۴- معرفی متغیرهای مورداستفاده در مدل

در این مطالعه با استفاده از داده‌های پانلی پویا، روابط پویا با حضور متغیر وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی مدل‌سازی می‌شود. در این حالت همانطور که بیان شد برآوردهای حداقل مربعات معمولی مناسب نیست و بر اساس روش رگرسیون پانل کوانتایل پویا به بررسی اثر حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته پرداخته شده است. برای این منظور مدل مورد بررسی که به تبعیت از مدل مقالات یول‌یولو و همکارن[۱۵](۲۰۱٦) و مرادی و سلمانپور(۱۳۹۶) می‌باشد، به شرح زیر است:

[15] Güloğlu, et al.

$$QGINI_{it}(\tau|X_{it}) = \beta_1(\tau)(gini_{i,t-1}) + \beta_2(\tau)(gdpp_{it}) + \beta_3(\tau)(inf_{it}) + \beta_4(\tau)(tr_{it}) + \beta_5(\tau)(ps_{it}) + \beta_6(\tau)(rl_{it}) + \beta_7(\tau)(cc_{it}) + \mu_\tau \quad (۳)$$

در این الگو i مقاطع و t دوره زمانی را نشان می‌دهد و علاوه بر متغیرهای اصلی، متغیرهای درآمدهای مالیاتی، تولید ناخالص داخلی سرانه و نرخ تورم به عنوان متغیرهای ابزاری به کار رفته‌اند. همچنین، به دلیل عدم دسترسی به داده‌های مربوط کشورهای منتخب و برآورد نتایج بهتر، از بین شش شاخص‌های حکمرانی خوب از سه شاخص ثبات سیاسی و عدم خشونت، حاکمیت قانون و کنترل فساد استفاده شده است. بنابراین متغیرهای به کار رفته در این مطالعه شامل ۷ متغیر (٦ متغیر مستقل و یک متغیر وابسته) به شرح **جدول ۱** است:

جدول ۱. متغیرهای مورداستفاده در مدل و علامت انتظاری
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 1. Variables used in the model and the expected sign
Source: Research Findings

	علامت اختصاری	متغیر	علامت انتظاری
متغیر وابسته	Gini	ضریب جینی (شاخص نابرابری درآمد)	وابسته
متغیرهای بیرونی (اقتصاد کلان)	gdpp	تولید ناخالص داخلی سرانه	-
	INF	نرخ تورم انتظاری	نامعلوم
	tr	درآمدهای مالیاتی	نامعلوم
	ps	ثبات سیاسی و عدم خشونت	نامعلوم
	rl	حاکمیت قانون	-
	cc	کنترل فساد	+

به منظور بررسی اثر شاخص‌های حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد از داده‌های کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته استفاده شده است. داده‌ها و اطلاعات لازم برای پژوهش از طریق سایت‌های اینترنتی از جمله WDI[16](2019) و WGI[17](2018) طی دوره زمانی ۲۰۱۷ -۲۰۰۰

[16] World Development Indicator(WDI)
[17] Worldwide Governance Indictors(WGI)

استخراج شده است. در این پژوهش به دلیل در دسترس نبودن داده‌های تمام کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته، کشورهای منتخب به صورت **جدول ۲** و **جدول ۳** دسته‌بندی می‌شوند.

جدول ۲. کشورهای منتخب توسعه یافته
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 1. Selected developed countries
Source: Research Findings

ردیف	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹
کشور	فرانسه	فنلاند	آلمان	ایتالیا	دانمارک	انگلستان	نروژ	مجارستان	لتونی

جدول ۳. کشورهای منتخب در حال توسعه
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 2. Selected developing countries
Source: Research Findings

ردیف	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷
کشور	ارمنستان	ایران	اوکراین	بلغارستان	بلاروس	گرجستان	رومانی

۵- یافته‌های تحقیق

۵-۱- آزمون مانایی

در این بخش، مانایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون لوین- لین- چو[18] با روند زمانی استفاده شده است.

لوین- لین- چو نشان دادند که در داده‌های ترکیبی، استفاده از آزمون ریشه واحد مربوط به این داده‌ها، قدرت بیشتری نسبت به استفاده از آزمون ریشه واحد برای هر مقطع به صورت جداگانه دارد. از این‌رو در این پژوهش، از آزمون لوین- لین- چو برای بررسی مانایی متغیرها استفاده می‌شود. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در تمام پانل‌ها است.

[18] Levin-Lin-Chu

چنانچه ارزش احتمال[19] محاسبه شده کمتر از پنج درصد باشد، فرضیه‌ی صفر برای آن متغیر رد می‌شود. خلاصه نتایج آزمون مانایی متغیرها در **جدول ٤** ارائه شده است.

جدول ۴. آزمون ریشه واحد
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 3. Unit root test
Source: Research Findings

متغیرها	کشورهای توسعه یافته		درجه مانایی	کشورهای در حال توسعه		درجه مانایی
	احتمال	آماره		احتمال	آماره	
Gini	۰/۰۰	-٤/۹۰	I(0)	۰/۰۰	-۲/۹۰	I(0)
Gdpp	۰/۰۰	-۳/۳۳	I(0)	۰/۰۱	-۲/۰٦	I(0)
Inf	۰/۰۰	-۳/۸۵	I(0)	۰/۰۰	-۳/۹۹	I(0)
Tr	۰/۰۰	-۲/۵۰	I(0)	۰/۰۳	-۱/۸۷	I(0)
Ps	۰/۰۰	-٤/۰٤	I(0)	۰/۰۰	-۳/٤۱	I(0)
Rl	۰/۰۰	-٤/۱٦	I(0)	۰/۰۰	-۲/۹۳	I(0)
Cc	۰/۰۱	-۲/۱۹	I(0)	۰/۰۰	-۳/۰۱۲	I(0)

با توجه به نتایج **جدول ٤**، فرضیه‌ی صفر آزمون مانایی برای متغیرهای پژوهش رد شده است و متغیرهای الگو مانا هستند.

۲-۵- برآورد مدل

برای برآورد تأثیر شاخص‌های حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد از داده‌های ترکیبی و رگرسیون پانل کوانتایل پویا و از نرم‌افزار Stata15 استفاده شده است. داده‌های ترکیبی به دلیل نشان دادن تغییرات زمانی و مقطعی، می‌تواند اطلاعات بیشتری را پوشش دهد. بسیاری از نکاتی که در تحلیل سری‌های زمانی قابل مشاهده نیستند، در تحلیل داده‌های ترکیبی مشخص می‌شوند؛ به ویژه ناهمگنی‌هایی که معمولا ً در تحلیل سری‌های زمانی از آنها چشم پوشی می‌شود و قابل مشاهده نیستند، در تحلیل داده‌های ترکیبی امکان بررسی آنها وجود دارد (Zayandehroudi

[19] P-Value

(et al., 2017). بعد از نتایج آزمون مانایی، به نتایج حاصل از برآورد مدل به صورت زیر پرداخته می‌شود:

جدول ۵. نتایج برآورد رگرسیون پانل کوانتایل پویا برای کشورهای توسعه یافته
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 4. Results of dynamic quantile panel regression estimation for developed countries
Source: Research Findings

متغیرها	Qrpd25	Qrpd50	Qrpd75
$Gini_{i,\ t-1}$	۰/۷۵ (۱۳۸/۹۱)	۰/۸٦ (٦۸/۹۵)	۰/۸٦ (٦۱/٤۸)
Gdpp	-۵/٤۹ (-۵/۰۵)	-۰/۰۰۰ (-۱۰/۸۸)	-۰/۰۰۰ (-۳/۱۹)
Inf	۵/۸٦ (۱٤/۵۷)	-۳/۵۱ (-۷/۳۷)	-۱/٦٤ (-۱۲/۹۱)
Tr	-۰/۰۰۷ (-٤/٦۹)	-۰/۰۰٦ (-۲/۵۰)	۰/۰٤ (۷/٦۹)
Ps	-۰/۰۲ (-۲۳/۱۹)	-۰/۰۰۵ (-۳/٤۷)	۰/۰۱ (۲/۲۲)
Rl	-۰/۰٤ (-۹/۳۱)	-۰/۰۲ (-٤/۹٦)	-۰/۰٤ (-۲/۱۷)
Cc	۰/۰۲ (۵/۷٤)	۰/۰۱ (۳/۷۱)	۰/۰٤ (۲/۳٦)

مقادیر درون پرانتز نشان‌دهنده آماره z می‌باشند و اعداد همگی در سطوح ۱، ۵ و۱۰ درصد معنادار هستند.
The values in parentheses represent the statistic z, and the numbers are all significant at the levels of ۱, ۵, and .۱۰٪

با توجه به نتایج برآورد رگرسیون پانل کوانتایل پویا در کشورهای توسعه یافته می‌توان بیان کرد که در هر سه چارک متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و حاکمیت قانون اثر منفی و کنترل فساد اثر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد دارند. متغیرهای درآمدهای مالیاتی و ثبات سیاسی در چارک‌های ۲۵ و ۵۰ اثر منفی و در چارک ۷۵ اثری مثبت و معناداری دارند و همچنین نرخ تورم در چارک ۲۵ اثر مثبت و در دو چارک بعدی اثر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد دارد.

بنابراین، می‌توان گفت که در کشورهای منتخب توسعه یافته از بین متغیرهای ابزاری و شاخص‌های حکمرانی خوب، متغیرهای نرخ تورم و حاکمیت قانون بیشترین تأثیر را بر نابرابری درآمد دارند.

جدول ۶. نتایج برآورد رگرسیون پانل کوانتایل پویا برای کشورهای در حال توسعه
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 5. Results of dynamic quantile panel regression estimation for developing countries
Source: Research Findings

متغیرها	Qrpd25	Qrpd50	Qrpd75
$Gini_{i,\ t-1}$	۰/۸۷ (۲۰۶/۵۳)	۰/۹٤ (۲۵٦/۳۵)	۰/۹۸ (۲۷۹/۹۱)
Gdpp	۰/۰۰۰ (۱۵/۳۰)	-۰/۰۰۰ (-۳/۵۷)	-۰/۰۰۰ (-۱۵/۱۲)
Inf	-۰/۰۲ (-۸/۹۵)	-۰/۰۱ (-۱۵/۹۱)	۰/۰۰٦ (۵/۱۱)
Tr	۰/۰۱ (۳/۲۷)	۰/۰۱ (۱۱/۰۱)	۰/۰۲ (۱٦/۲٤)
Ps	-۰/۰٤ (-۲۳/۲۹)	-۰/۰۱ (-۱۱/٤۹)	۰/۰۱ (۱۱/۸٤)
Rl	-۰/۰۳ (-۱۳/۸۰)	-۰/۰۰۸ (-۹/۱۲)	-۰/۰۰٦ (-۵/۹۸)
Cc	۰/۰۳ (۱۲/۷۹)	۰/۰۲ (۲۹/۲۲)	۰/۰۲ (۱٦/۸۱)

مقادیر درون پرانتز نشان‌دهنده آماره z می‌باشند و اعداد همگی در سطوح ۱، ۵ و۱۰ درصد معنادار هستند.
The values in parentheses represent the statistic z, and the numbers are all significant at the levels of ۱, ۵, and .۱۰٪

طبق **جدول ٦**، نتایج تخمین مدل در کشورهای منتخب در حال توسعه مشاهده می‌شود که در هر سه چارک فوق متغیرهای درآمدهای مالیاتی و کنترل فساد اثر مثبت و حاکمیت قانون اثر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد دارند. متغیرهای نرخ تورم و ثبات سیاسی در چارک‌های ۲۵ و ۵۰ اثر منفی و در چارک ۷۵ اثری مثبت دارند و همچنین تولید ناخالص داخلی اثر نامشخص و بسیار ناچیزی بر نابرابری درآمد دارد. بنابراین، در کشورهای منتخب در حال توسعه از بین متغیرهای

ابزاری و شاخص‌های حکمرانی خوب، متغیرهای درآمدهای مالیاتی و کنترل فساد بیشترین تأثیر را بر نابرابری درآمد دارند.

با توجه به جداول برآورد رگرسیون پانل کوانتایل پویا در کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه، می‌توان اثرات متغیرهای به‌کار رفته در مدل را به صورت زیر بیان کرد:

تولید ناخالص داخلی سرانه نماینده‌ای مناسب از سطح درآمد ملی است و درآمد سرانه که می‌تواند به عنوان شاخص توسعه یافتگی به حساب آید، در کشورهای توسعه یافته اثر منفی و معناداری دارد که بیشترین اثر را در چارک ۲۵ و در چارک‌های بعدی اثر ناچیزی دارد، در حالی که این متغیر در کشورهای در حال توسعه اثر نامشخص و ناچیزی بر نابرابری درآمد(ضریب جینی) دارد.

اگر سطح عمومی قیمت کالاها و خدمات افزایش یابد، قدرت خرید مردم کاهش می‌یابد و منجر به کاهش درآمدهای واقعی گروه‌های با درآمد ثابت مانند کارمندان و کارگران می‌شود و سطح رفاه این اقشار را کاهش می‌دهد اما از طرفی افزایش نرخ تورم منجر به افزایش ارزش دارایی‌های ثابت ثروتمندان می‌شود. بنابراین می‌توان گفت که افزایش نرخ تورم باعث افزایش ثروت ثروتمندان و کاهش درآمد واقعی گروه‌های با درآمد ثابت می‌شود و در واقع منجر به افزایش نابرابری درآمد و اختلاف طبقاتی در جامعه خواهد شد، به طوری که در کشورهای توسعه یافته در چارک ۲۵ و در کشورهای در حال توسعه چارک ۷۵ اثر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد دارد.

اثر مالیات بر توزیع درآمد به عوامل زیادی از جمله به نوع سیستم مالیاتی انتخاب شده در اقتصاد، بود و نبود فرار مالیاتی، نرخ‌های مالیاتی، ساختار بودجه‌ای، مخارج دولت و ... بستگی دارد. در کشورهای در حال توسعه به دلیل ساختار بودجه‌ای، مخارج دولت، فرار مالیاتی و به ویژه این که در مالیات‌های غیر مستقیم نرخ واحدی برای تمام معاملات مشمول مالیات در نظر می‌گیرند و از آنجایی که میل نهایی افراد کم درآمد به مصرف کالاها و خدمات بیشتر از افراد پر درآمد است، سبب بدتر شدن توزیع درآمد خواهد شد. طبق جداول نتایج برآورد مدل، در کشورهای در حال توسعه یافته درآمدهای مالیاتی اثر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد دارد و این می‌تواند به دلیل موارد ذکر شده در این گروه از کشورها باشد. در حالی که در کشورهای توسعه یافته در چارک ۲۵ و ۵۰ اثر منفی و در چارک ۷۵ اثر مثبت و معناداری دارد.

طبق نتایج برآورد مدل، در هر دو گروه کشورهای منتخب، ضریب شاخص ثبات سیاسی نشان می‌دهد که در چارک‌های ۲۵ و ۵۰ این شاخص رابطه منفی و معکوس و در چارک ۷۵ در هر دو گروه کشورها، اثر مثبت و مستقیمی بر نابرابری درآمد دارد. در دو چارک اول می‌توان گفت که با بی‌ثباتی سیاسی، انگیزه پس‌انداز ضعیف و مصرف‌گرایی تقویت می‌شود که در نهایت منجر به کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری مجدد خواهد شد. زمانی که در جامعه بی ثباتی سیاسی وجود داشته باشد صاحبان سرمایه ترجیح می‌دهند که سرمایه‌گذاری خود را به آینده موکول کنند و این منجر به کاهش رشد اقتصادی و به دنبال آن افزایش نابرابری درآمد خواهد شد.

یکی دیگر از شاخص‌های حکمرانی خوب، حاکمیت قانون است که طبق نتایج برآورد مدل، در کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه در تمام چارک‌ها اثر منفی و معکوسی بر نابرابری درآمد(ضریب جینی) دارد. ضریب این شاخص در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه یافته کمتر است و این می‌تواند به دلیل نداشتن وزارت دادگستری و قوه قضاییه قاطع و مستقل از فشارهای سیاسی و دستگاه دولتی و بی عدالتی و همچنین حمایت نکردن از حقوق مالکیت معنوی باشد که منجر به افزایش ریسک سرمایه‌گذاری، کاهش تولید، افزایش بیکاری و در نهایت توزیع نابرابر درآمد در این کشورها شود.

طبق نتایج جداول برآورد مدل در کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه، در تمام چارک‌ها شاخص کنترل فساد که یکی از شاخص‌های حکمرانی خوب است تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد (ضریب جینی) دارد. این نتیجه مطابق مطالعات، مرادی و سلمانپور (۱۳۹٦)، ادیب پور و محمدی(۱۳۹۵)، زاینده‌رودی و همکاران(۱۳۹٦)، جو هانگ و هونگ هو (۲۰۱۸)[20] و می و لیو[21] (۲۰۱٤) است. به دلیل قوانین و مقررات ناکارآمد و یا اتخاذ سیاست‌های نامناسب در کشورها و افزایش سهم بخش خدمات از تولید ناخالص داخلی به خصوص در کشورهای در حال توسعه منجر به افزایش فعالیت‌ها به سمت بخش خدمات شده و از طریق پیمانکاری و ارائه کالاها و خدمات به بخش دولتی، انحصارات دولتی برای منافع شخصی دولتمردان به وجود می‌آید و با قدرت انحصاری، تقاضای رشوه و رانت افزایش خواهد یافت. از طرفی افزایش

[20] Ju Huang and Hong Ho

[21] Mi and Liu

ناامنی و نااطمینانی اقتصادی منجر به خروج سرمایه از کشورها، کاهش درآمد ملی و توزیع نابرابر درآمد می‌شود.

۶- نتیجه‌گیری

توزیع درآمد و ایجاد و حفظ عدالت اجتماعی از اهداف اصلی اقتصادی است که بیشتر کشورها در پی آن هستند. توزیع نابرابر بیشتر از بی‌عدالتی اقتصادی، فرصت‌های نابرابر و بی‌ثباتی اجتماعی نشأت می‌گیرد و همچنین از بی‌ثباتی سیاسی، نابرابری قدرت سیاسی و بحران‌های مالی به وجود می‌آید. از این رو، شناسایی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد که می‌تواند منجر به اقدامات مناسب کشورها به ویژه کشورهای در حال توسعه برای رسیدن به رشد اقتصادی آنها کمک کند، مهم و ضروری است. هدف این مطالعه بررسی تأثیر شاخص‌های حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه؛ با تأکید بر کنترل فساد به روش پانل کوانتایل پویا طی دوره ۲۰۱۷ -۲۰۰۰ بود. با توجه به نتایج می‌توان اثرات شاخص‌های حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد به صورت زیر بیان کرد:

شاخص‌های حاکمیت قانون و کنترل فساد در هر دو گروه کشورهای منتخب و در تمام چارک‌ها به ترتیب اثرات منفی و مثبت معناداری بر نابرابری درآمد دارند. تأثیر منفی حاکمیت قانون بر نابرابری درآمد بیانگر این است که با بهبود حاکمیت قانون و با اتخاذ قوانین مناسب و قوانین با ثبات، نابرابری درآمد در این کشورها کاهش می‌یابد و مثبت بودن اثر کنترل فساد بر نابرابری درآمد در این دو گروه کشورها می‌تواند نتیجه‌ی اتخاذ سیاست‌های نامناسب و هدایت کردن بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بخش خدمات به بخش‌های دولتی باشد که منجر به افزایش یافتن قدرت انحصاری دولتمردان و ایجاد محیطی نااطمینان و ناامن اقتصادی برای سرمایه‌گذاری می‌شود که در نهایت خروج سرمایه از کشورها، کاهش تولید و درآمد ملی و افزایش نابرابری درآمد در این کشورها را به دنبال دارد.

همچنین ضریب شاخص ثبات سیاسی نشان می‌دهد که در دو چارک اول در هر دو گروه کشورها، اثر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد(ضریب جینی) دارد و این می‌تواند به این معنا باشد که با بی‌ثباتی سیاسی، انگیزه سرمایه‌گذاری ضعیف و مصرف‌گرایی در این جوامع تقویت شود که در نتیجه منجر به کاهش تولید و نابرابری درآمد می‌شود. این در حالی است که در چارک

سوم در هر دو گروه کشورهای مورد مطالعه، شاخص ثبات سیاسی تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد دارد، به این معنا که با افزایش ثبات سیاسی توزیع درآمد برابرتر می‌شود.

از بین متغیرهای ابزاری به کار رفته شده در این مطالعه، متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه اثر ناچیز و بسیار کمی بر نابرابری درآمد در هردو گروه کشورها دارد. درآمدهای مالیاتی در کشورهای توسعه یافته به دلیل نرخ‌های مالیاتی متناسب با فعالیت‌های اقتصادی و هزینه کردن مناسب درآمدهای مالیاتی در جهت رفاه و امنیت عمومی، نظارت کافی بر سیستم مالیاتی این کشورها منجر به افزایش امنیت اقتصادی، رونق کسب و کار، افزایش تولید و درآمد ملی می‌شود که در نتیجه نابرابری درآمد در این کشورها را کاهش می‌دهد. این در حالی است که درآمدهای مالیاتی در کشورهای در حال توسعه در تمام چارک‌ها اثر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد دارد و این می‌تواند به دلیل کارایی ضعیف سیستم مالیاتی، اخذ مالیات از اقشار کم درآمد یا از گروه‌های با درآمد ثابت از جمله کارمندان و کارگران در این کشورها باشد که منجر به فرار مالیاتی افراد با درآمدهای بالا می‌شود و در نهایت افزایش نابرابری درآمد در این کشورها را به دنبال دارد.

همچنین نرخ تورم در کشورهای توسعه یافته در چارک اول اثر مثبت و در چارک‌های دوم و سوم اثر منفی و در کشورهای در حال توسعه در چارک‌های اول و دوم اثر منفی و در چارک سوم اثر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد دارد. ضریب این متغیر در کشورهای توسعه یافته بیشتر از کشورهای در حال توسعه است، در واقع طبق ضرایب نرخ تورم اثرگذاری این متغیر بر نابرابری درآمد در کشورهای توسعه یافته بیشتر است .

با توجه به اثر مثبت کنترل فساد بر نابرابری درآمد در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌ها و راه‌های مبارزه با فساد بررسی شود و نظارت کافی و دقیق بر اجرای این سیاست‌ها و تصمیم‌گیری‌ها برای کاهش فساد صورت گیرد، چرا که با اتخاذ سیاست‌های نامناسب و نبود نظارت کافی نه تنها فساد کنترل نمی‌شود بلکه منجر به ناامنی اقتصادی و کاهش سرمایه‌گذاری و در نهایت افزایش نابرابری درآمد در این کشورها می‌شود .

طبق ضریب منفی شاخص حاکمیت قانون در هر دو گروه از کشورهای مورد مطالعه، می‌توان توصیه کرد که این کشورها برای کاهش نابرابری درآمد یک سیستم قضایی کارآمد و مستقل از فشارهای سیاسی و در جهت دفاع از حقوق مالکیت با هدف تقویت انگیزه

سرمایه‌گذاری، نوآوری و ایجاد محیط رقابتی برای فعالان اقتصادی و اجتماعی برقرار کنند تا در نهایت باعث افزایش درآمد ملی و کاهش نابرابری در این کشورها شود.

با توجه به این که درآمدهای مالیاتی در کشورهای در حال توسعه ضریب مثبتی دارد، پیشنهاد می‌شود که این کشورها نرخ‌های مالیاتی را متناسب با فعالیت‌های اقتصادی در نظر بگیرند و اخذ مالیات از اقشار جامعه عادلانه و متناسب با درآمدها باشد به طوری که اختلاف طبقاتی به حداقل برسد، سیاست‌های لازم برای جلوگیری از فرار مالیاتی صورت گیرد و همچنین درآمدهای مالیاتی را در جهت رفاه عمومی و امنیت اجتماعی هزینه کنند تا با افزایش امنیت اقتصادی و اجتماعی، درآمد ملی افزایش و نابرابری درآمد در این کشورها کاهش یابد.

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

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

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

Referenc

Adibopour, M., &Mohammadi Viaei, A. (2015). The Effect of Corruption on Income Distribution Inequality. *Quarterly Journal of Strategic and Macro Policies, 14 (4)*, 168 -153. [In Persian]

Alshammari, N., Alshuwaiee, W., & Aleissa, N. (2019). Does “Good” Governance Promote Economic Growth According to Countries’ Conditional Income Distribution. *Journal of reviews on Global Economics* (8), 1-16.

Bhagat, S., & Wittry, M. (2020). Economic Growth, Income Inequality, and the Rule of Law. *Harvard Business Law Review*.

Badesar, S. N., Ahmadi, S. M. S., & Mobranjnhad, A. S. (2020). Assessment of Good governance Indicators in the Water Sector. *J. Env. Sci. Tech*., 22(2), 86- 275.

Bojanic, A. N., & Collins, L. A. (2019). Differential effects of decentralization on income inequality: evidence from developed and developing countries. *Empirical Economics*, 1-36.

Chiu, Y- B., & Lee, C-C. (2019). Financial development, income inequality, and country risk. *Journal of International Money and Finance*, 1-46.

Dwiputri, I. N., Arsyad, L., & Pradiptyo, R. (2018). The corruption-income inequality trap: a study of Asian countries. *Economics Discussion Paper* (18),1- 24.

Epstein, G. S., & Gang, I. N. (2019). Inequality, good governance, and endemic corruption. *International Tax and Public Finance*, 1-19.

Elhoussainy, A. R., Ahmed, A. E., & Hossameldin, M. A. (2018). Estimating Quantile Regression for Dynamic Panel Data using two-stage approach. *Far East Journal of Mathematical Sciences (FJMS)* (103(2)), 451-465.

Faraji Dizji, S., Zighami Dahagani, F., & Sadeghi Saqdel, H. (2023). Effects of natural resource rent and good governance on happiness in selected countries(Generalized moment approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*,(2)20, 1- 31. https://doi.org/10.22055/jqe.2020.31073.2146 [In Persian].

Huang, Ch- Ju., & Haong Ho, Y. (2018). The Impact of Governance on Income Inequality in Ten Asian Countries. *Journal of Reviews on Global Economics*(7), 217- 224.

Khosrowabadi, M., Zayandehroudi, M., & Shakibaei, A. (2015). The relationship between good governance and income inequality in selected countries of Southwest Asia and member countries of the Organization for Economic Cooperation and Development. *Social Welfare Quarterly*, 16 (61), 212-181 http://refahj.uswr.ac.ir/article-۱-۲۵۶۹-fa.html [In Persian].

McCord, M., Haran, M., Davis, P., & McCord, J. (2020). Energy performance certificates and house prices: A quantile regression approach. *Journal of European Real Estate Research*.

Moradi, E., Rahnama, A., & Heidarian, S. (2017). The Impact of Good Governance Indices on Corruption Control (Case Study: Middle East and Southeast Asia). *uarterly Journal of Quantitative Economics (JQE),14 (4)*, 182-151. https://doi.org/10.22055/jqe.2018.22775.1679 [In Persian].

Moradi, M., & Salmanpour, A. (2017). The effect of good governance on income distribution in selected member countries of the Organization of Islamic Cooperation. *Sociology of Social Institutions, 4 (10)*, 59-33. Doi:10.22080/ssi.2018.1734 [In Persian].

Mira, R., & Hammadache, A. (2017). Relationship between good governance and economic growth: A contribution to the institutional debate about state failure in developing countries. *Center d'economice de L'Universite Paris Nord (CEPN)*, 1-21.

Oueslati, A., & Labidi, M., A. (2015). Growth, Inequality and Governance: A case of MENA countries. *SSRG International Journal of Economics and Management Studies (SSRG-IJEMS)* (2(4)), 1-7.

Rahmani, T., & Isfahani, P. (2015). Investigating the Factors Affecting the Formation of Corruption with Emphasis on the Combination of Economic Activities. Study of Developing Countries, *Quarterly Journal of Economic Research and Policy, 78(24)*, 228-207. http://qjerp.ir/article-1-1287-fa.html [In Persian].

Shahabadi, A., Nilforoshan, N., & Khaleghi, M. (2013). The Impact of Governance on Unemployment Growth in Selected Developed and Developing Countries. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy, 65(21)*, 164-147. http://qjerp.ir/article-1-618-fa.html [In Persian].

Shafique, S., & Haq, R. (2006). Governance and Income Inequality. *Pakistan development review* (45(4)), 751-760.

Zayandehroudi, M., Khosrowabadi, M., & Shakibaei, A.(2017). Investigating the Impact of Good Governance Indices on Income Distribution Using Data Panel (Case Study: Selected Countries of Southwest Asia). *Quarterly Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development), 3 (17)*, 52-25. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-8785-fa.html [In Persian].

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) پاییز ۱۴۰۲ ۲۰(۳) ۱۶۴-۱۳۶

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

شکاف جنسیتی دستمزد شاغلان بخش دولتی و خصوصی در بازار نیروی کار شهری ایران: رهیافت تجزیه مبتنی بر مدل توبیت با متغیر ابزاری

ناهید چشمه قصابانی* ، علی اکبر ناجی میدانی ** و سید سعید ملک الساداتی ***

** دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.*
*** دانشیار اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران (نویسنده ی مسئول)*
**** استادیار اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران*

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندیJEL: J16, j31, j71
تاریخ دریافت: ۱۹ اردیبهشت ۱۳۹۹ تاریخ بازنگری: ۵ بهمن ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۱۷ بهمن ۱۳۹۹	واژگان کلیدی: شکاف جنسیتی، مدل توبیت، تابع ماینسر، داده سانسور شده
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول: ایمیل: naji@um.ac.ir 0000-0001-8413-4580	آدرس پستی: خراسان رضوی، مشهد، دانشگاه فردوسی مشهد، دانشکده علوم اداری واقتصاد، گروه اقتصاد، کد پستی: ۹۱۷۷۹۴۸۹۷۴.

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه ی دکتری خانم ناهید چشمه قصابانی در رشته اقتصاد گرایش نظری به راهنمایی آقای دکتر سید سعید ملک الساداتی و آقای علی اکبر ناجی میدانی در دانشگاه فردوسی مشهد می‌باشد.

قدردانی: از داوران محترم بابت پیشنهادات ارزنده شان در بهبود این مقاله تشکر می‌کنیم.

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 مروری بر وضعیت شغلی و درآمدی زنان و مقایسه ی آن با مردان، مشخص است که زنان از آسیب پذیرترین بخش های جمعیت کشور هستند. در چهار دهه گذشته زنان ایرانی تبدیل به نیمی از فارغ التحصیلان دانشگاهی کشور شده‌اند اما طبق آمار نتایج نیروی کار سال ۱۳۹٦، نرخ مشارکت زنان در بازار کار ۱٦ درصد بوده که با نرخ مشارکت ٦٤/٥ درصدی مردان تفاوت بسیار دارد. این در حالی است که یکی از شاخص‌های مهم برای سنجش پیشرفت و توسعه هر کشور، وضعیت زنان هر کشور است. در بازار نیروی کار ایران، شکاف مثبت دستمزدی به صورت فزونی دستمزد زنان باوجود تفاوت ناچیز سطح تحصیلات آنان، نسبت به مردان وجود دارد. این مطالعه برآن است تا به بنیادی‌ترین و بدیهی‌ترین نابرابری، یعنی نابرابری دستمزدی، بپردازد و تعیین کند چه میزان از این نابرابری دستمزد ناشی از تبعیض و چه میزان ناشی از ویژگی‌های سرمایه انسانی است. این مقاله با پایه قرار دادن تجزیه اوکساکا و بلایندر و به کارگیری داده‌های خرد در سطح خانوار و با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های سانسور شده، به بررسی شکاف جنسیتی دستمزد شاغلان بخش دولتی و خصوصی در ایران پرداخته است. روش متداول بررسی شکاف دستمزدی با استفاده از تجزیه اوکساکا و بلایندر و رگرسیون حداقل مربعات معمولی است. اما با توجه به اهمیت موضوع و همچنین تصویر موجود از داده‌های سانسور شده، روش محاسبه شکاف دستمزدی موجود دارای تورش بوده و نتایج قابل‌اعتمادی ارائه نمی‌دهد. این مطالعه تلاش می‌کند با کمك داده‌هاي سانسور شده و مدل توبیت، برآورد دقیق‌تری از میزان شکاف جنسیتی دستمزد در بازار نیروی کار ایران در سال ۹٦ جهت مؤثر واقع شدن کاهش تبعیض و رسیدن به توسعه پایدار ارائه دهد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که شکاف جنسیتی دستمزد در هر دو روش، به صورت فزونی میانگین دستمزد مردان نسبت به زنان در بازار کار ایران وجود دارد اما در صورت نادیده گرفتن اریب داده‌های سانسور شده، تفاوت دستمزد زنان و مردان که توسط سرمایه انسانی قابل توضیح است و همچنین تبعیض جنسیتی دستمزد که قابل توضیح با سرمایه انسانی نیست بیش از اندازه برآورد می‌شود که این افزایش برآورد در بخش تبعیض جنسیتی دستمزد به میزان بیشتری محسوس است . در صورتی که زنان از بازده‌ای مشابه مردان برخوردار باشند، میزان تبعیض دستمزدی در روش حداقل مربعات معمولی و توبیت به ترتیب برابر با ۰/۳۱ و ۰/۲۲ خواهد بود.

ارجاع به مقاله:
چشمه قصابانی، ناهید.، ناجی میدانی، علی اکبر و ملک الساداتی، سید سعید. (۱۴۰۲). شکاف جنسیتی دستمزد شاغلان بخش دولتی و خصوصی در بازار نیروی کار شهری ایران: رهیافت تجزیه مبتنی بر مدل توبیت با متغیر ابزاری. فصلنامه *اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۰(۳)، ۱۶۴-۱۳۶.

doi 10.22055/JQE.2021.33507.2248

© 2023 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 سال‌های اخیر دریافتی شاغلان مرد در مقایسه با زنان یکی از مباحث موردتوجه اقتصاددانان و کانون توجه تحقیقات تجربی در بسیاری از کشورها بوده است. عوامل مختلفی می‌تواند نابرابري جنسیتی دستمزد را به دنبال داشته باشد اما باید توجه داشت نابرابري دستمزدی تخصیص غیر بهینه منابع انسانی را در پی دارد و تأثیر منفی بر رشد اقتصادي می‌گذارد(Bidarr Bakht Nia, 2019). آمارهای موجود در ایران نشان می‌دهد که سیاست‌های اتخاذ شده در بازار نیروی کار قادر نبوده است شکاف جنسیتی دستمزد را کاهش دهد. اگرچه با آمار توصیفی موجود می‌توان شکاف جنسیتی را تحلیل کرد و برتري قابل‌توجه میانگین دستمزد مردان نسبت به زنان را نشان داد اما آنچه مشخص نیست و نیاز به بررسی عمیق دارد آن است که چه میزان از شکاف دستمزد ناشی از تبعیض و چه میزان ناشی از تفاوت در ویژگی‌های زنان و مردان است؟ و اینکه، در بین عوامل تأثیرگذار، مؤثرترین عامل بر شکاف و تبعیض دستمزدی بین زنان و مردان کدام است.

مدل تجزیه اوکساکا و بلایندر جهت بررسی شکاف جنسیتی دستمزد اولین بار توسط اوکساکا[1] (۱۹۷۳) مطرح شد و سپس توسط جان و همکاران[2] (۱۹۹۱)، نئومارک[3] (۱۹۸۸) و اوکساکا و رانسون[4] (۱۹۹٤) تعمیم داده شده است. در روش تجزیه اوکساکا و بلایندر و تعمیم‌های آن عمدتاً از روش رگرسیون خطی استفاده شده است و در سال ۲۰۰۳ روش تجزیه با استفاده از متغیرهای باینری توسط فیرلی توسعه داده شده است(Fairlie, 2003). در بسیاری از موارد، در مباحث دستمزدی زنان و مردان با داده‌های سانسور شده مواجه هستیم که نیازمند برآورد یک مدل توبیت است؛ زیرا در حضور داده‌های سانسور شده، روش حداقل مربعات معمولی، پارامترهای ناسازگار و نتایج گمراه‌کننده به دنبال خواهد داشت. در این مقاله شکل توسعه یافته‌ای از روش تجزیه اوکساکا با استفاده از مدل‌های توبیت استفاده شده است.

---

[1] Oaxaca

[2] Juhn et al.

[3] Neumark

[4] Oaxaca &Ransom

این مقاله در طی بررسی این موضوع است که حتی با کنترل کردن عواملی چون سطح تحصیلات، گروه شغلی و نیز سن باز هم تبعیض آشکاری میان دستمزد مردان و زنان در بازار کار کشور وجود دارد. از این رو مقاله پیش رو ضمن اندازه‌گیری دقیق مقدار شکاف دستمزدی مردان و زنان در بازار کار کشور، این اختلاف را به دو بخش ناشی از برخورداری‌های مردان و زنان و نیز تبعیض تجزیه می‌کند.

پژوهش حاضر در ٦ بخش سازمان‌دهی شده است. پس از مقدمه، بخش دوم، ادبیات موضوع را مرور می‌کند. در بخش سوم به‌تصریح مدل و معرفی متغیرها پرداخته می‌شود. در بخش چهارم تحلیل یافته‌های تجربی ارائه می‌گردد و درنهایت بخش پنجم به جمع بندی و نتیجه‌گیری اختصاص‌یافته است.

۲- مبانی نظری

ماینسر نخستین اقتصاددان پیشنهاد دهنده تابع درآمد و عایدي سرمایه انسانی به طور تجربی است. وی معتقد است در بین عوامل تعیین کننده دستمزد مهم ترین عامل، سرمایه انسانی[5] است. در نظریه وی، مفهوم سرمایه انسانی به صورت دارایی‌که یک فرد می‌تواند آن را برای دستیابی به منافع اقتصادی بیشتر در فعالیت‌های بازار کار به خدمت بگیرد. تعریف می شود. پس از ارائه مفهوم نظریه سرمایه انسانی توسط ماینسر، وی در کتاب خود تحت عنوان تحصیلات، تجربه و دریافتی‌ها[6] در سال ۱۹۷٤ تابع دستمزدی ماینسر را ارائه کرد که به طور گسترده‌ای مورد استفاده قرار گرفت. در الگوی تصریح شده توسط ماینسر ، لگاریتم طبیعی دستمزد به عنوان تابعی از مؤلفه‌های سرمایه انسانی شامل تحصیلات، تجربه کاری و همچنین مجذور آن در نظر گرفته شده است (Mincer, 1974)

ماینسر (۱۹۷٤) تفاوت جنسیتی دستمزد را بر مبنای تفاوت در سرمایه انسانی توضیح می‌دهند؛ که پایه آن، انتظار زندگی کاری کوتاه‌تر در زنان به دلیل کار و مشغولیت‌های خانگی است که نشان می‌دهد زنان در تحصیلات و آموزش نمی‌توانند همپای مردان باشند و نتیجه آن سرمایه‌گذاری کمتر در سرمایه انسانی و کاهش درآمد آنان است (Klein, 1998). آنچه در شکاف جنسیتی دستمزد اهمیت دارد، آنست که عواملی غیر از

---

[5] Human capital theory

[6] Schooling, experience and earning

سرمایه انسانی بر تعیین شکاف دستمزدی دخیل هستند. در این زمینه بکر[7] (۱۹۹۳) برای نخستین بار شکاف پرداختی بین زن و مرد را بر مبنای تبعیض ارائه کرد و مطالعات مختلف پس از آن نشان دادند که حتی با کنترل سرمایه انسانی، هنوز تفاوت معناداری بین دستمزدها می‌تواند وجود داشته باشد. سابقه مباحث نظری مطرح‌شده در خصوص شکاف جنسیتی دستمزد را می‌توان به صورت مدون در ادبیات نظریه نئوکلاسیک و تجزیه شدن بازار کار که مبتنی بر سرمایه انسانی و تبعیض شغلی هستند، جستجو کرد. طبق نظریه نئوکلاسیک، زنان نسبت به مردان از انباشت سرمایه کمتری به لحاظ تحصیلات، آموزش و توسعه مهارت‌هاي جدید برخوردار هستند و بنابراین، درمقایسه با مردان با توجه به بهره‌وری کمتر، دستمزدهای کمتری دریافت می‌کنند. طبق این نظریه، سرمایه انسانی عمدتاً شامل دانش و مهارت‌هایی است که بیشتر از طریق آموزش رسمی[8] به دست می‌آید. از فروض اصلی اقتصاددانان نئوکلاسیک این است که در شرایط رقابتی به کارگران دستمزدی معادل ارزش نهایی تولید آن‌ها پرداخت شود بنابراین طبق این دیدگاه، تفاوت دستمزدی مشاهده شده بین مردان و زنان به دلیل بهره‌وری پایین‌تر آنان یا نارسایی‌های بازار نیروی کار است و تبعیض تنها به مواردی اطلاق می‌شود که درازای میزان سرمایه انسانی یکسان، دستمزدهای متفاوتی به افراد پرداخت شود (Noroozi, 2004).

دلیل دیگر شکاف جنسیتی دستمزد که طبق دیدگاه نئوکلاسیک اهمیت بیشتری دارد تجربه شغلی است. زنان با افزایش سن و در طی زمان، با کاهش سرمایه انسانی به علت اختصاص زمان به کار خانگی، به‌ویژه زایمان و متعاقب آن مراقبت از کودکان، مواجه هستند این وقفه شغلی در طی زمان به فرسایش مهارت‌های آنان منجر می‌شود Becker, (1964). از دلالت‌های دیگر تبعیض جنسیتی آن است که زنان به دلیل مسائل خانوادگی ازجمله بارداری و پرورش کودک با انقطاع کاری[9] در آینده مواجه خواهند شد. درنتیجه کارفرمایان تمایل چندانی برای سرمایه‌گذاری در امر افزایش مهارت آنان ندارند. همچنین عامل دیگری که مانع کسب تجربه و انباشت سرمایه انسانی کمتری برای زنان نسبت به

[7] Becker

[8] formal education

[9] career interruptions

مردان می‌شود جداسازی جنسیتی مشاغل و همچنین مرسوم بودن اشتغال پاره‌وقت در بین زنان نسبت به مردان است(Manning & Petrongolo, 2008).

بکر از پیشروان گسترش ایده سرمایه انسانی بود و این ایده را برای درک نحوه فعالیت بازار نیروی کار به کار گرفت. بکر (۱۹۹۳) تبعیض را بیشتر وابسته به سلیقه و طرز تفکر کارفرمایان نسبت به کارکنان می‌داند (Becker, 1964). او معتقد است در مواردی بنگاه‌ها تمایل به استخدام زنان واجد شرایط ندارند، چون چنین استخدامی موجب کاهش بهره‌وری کارکنان شده و به بنگاه آسیب می‌زند و ترجیح آنان اینست که مردان را استخدام کنند. نکته مهم درباره نابرابری و تبعیض اقتصادی بکر که از نظریه سرمایه انسانی نشات می‌گیرد این است که نابرابری در بین دو گروه مانند زنان و مردان بدین مفهوم نیست که گروه با درآمد کمتر مورد تبعیض قرار گرفته است. اختلافات درآمدی به عواملی از قبیل آموزش، مهارت و تجربه بستگی دارد و تنها بعد از بررسی کلیه این عوامل و وجود اختلاف در درآمد می‌توان آن اختلاف را تبعیض نامید.

علاوه بر نقش انباشت سرمایه انسانی و تجربه شغلی در شکل‌گیری شکاف جنسیتی دستمزد، نظریه تجزیه بازار کار[10] و محدودیت نقش‌های منتسب به زنان می‌تواند دلیل دیگری برای تفاوت نرخ دستمزد زنان و مردان باشد. رویکرد تجزیه بازار کار، بین دو نوع از مشاغل تبعیض قائل می‌شود: مشاغل پیشرو که به لحاظ دستمزد بیشتر و فرصت‌های بیشتر وضعیت نسبتاً خوبی دارند و مشاغل ایستا که با دستمزد کمتر و محدودیت امکان پیشرفت روبه‌رو هستند. ازآنجاکه در مشاغل پیشرو، ثبات کارگر در کار براي کارفرما اهمیت دارد، جابه‌جایی بیشتري که در زن‌ها مشاهده می‌شود باعث افزایش احتمال جذب آن‌ها به مشاغل ایستا می‌شود(Noroozi, 2004). در این حالت، زنان در مشاغل خاصی که با وظایف خانگی آنان سازگار است تمرکز می‌یابند که این انتخاب در زنان منجر به اختصاص کارهایی با درآمد کمتر و مهارت پایین‌تر و پیشرفت کمتر آنان می‌شود. با ایده گرفتن از مباحث نظري، در ادامه به مطالعاتی اشاره می‌شود که در کشورهای مختلف به مساله شکاف دستمزدی پرداخته‌اند.

در طول سه دهه گذشته تکنیک‌های مورد استفاده در برآورد شکاف جنسیتی دستمزد به تدریج دچار تحول و دگرگونی شده است. مطالعات اولیه از تکنیک روش حداقل مربعات

[10] segmented labor markets

معمولی و تعریف متغیر دامی استفاده می‌کردند؛ اما بعداً این رویکرد به‌واسطه کاربرد تجزیه اوکساکا و بلایندر (۱۹۷۳) تصحیح شد(keshavarz, 2012). در این تکنیک تابع درآمد به طور جداگانه برای زنان و مردان برآورد می‌شود و سپس میانگین شکاف دستمزد بر اساس مشخصات سرمایه انسانی که توسط متغیرهای مدل قابل توضیح است[11] و تفاوت‌های ساختاری در پرداخت که توسط متغیرهای مدل قابل توضیح نیست[12] تفکیک می‌شود. پیشرفت‌های اخیر که درزمینه تحلیل شکاف دستمزدی حاصل‌شده است، مساله تورش انتخاب نمونه را نیز در معادلات دستمزدی لحاظ می‌کند. در ادامه برخی تحقیقات مرتبط با تحلیل شکاف دستمزدی به صورت خلاصه معرفی شده است:

کشاورز و علویان (۱۳۹۱) با استفاده از داده‌های بودجه خانوار برای سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸٤ و مدل تجزیه مرسوم اوکساکا و بلایندر شکاف جنسیتی دستمزد در بازار نیروی کار ایران را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که شکاف جنسیتی دستمزد در بازار نیروی کار ایران وجود دارد و با افزایش سطح تخصصی مشاغل این شکاف کاهش می‌یابد. طبق این مطالعه طی سال‌های مذکور حدود ۱۷ تا ۲۵ درصد از شکاف جنسیتی دستمزد با تفاوت در سرمایه انسانی قابل توضیح نیست Keshavarz & Alaviyan, 2012).

گوگردچیان و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی شکاف جنسیتی دستمزد با استفاده از داده‌های تابلویی در سه بخش صنعت، کشاورزی و خدمات طی دوره ۱۳۹۰- ۱۳۷۰ پرداختند. بر اساس نتایج این مطالعه، اشتغال اگرچه افزایش دستمزد مردان و زنان را به دنبال دارد اما شکاف جنسیتی دستمزد را افزایش می‌دهد. متغیر تحصیلات باعث افزایش دستمزد زنان و کاهش شکاف جنسیتی دستمزد می‌شود؛ اما در حال تحصیل بودن زنان، از دستمزد نسبی آن‌ها می‌کاهد (Googardchian,Taybi &Ghasavi, 2014).

بائر و ساینینگ (۲۰۱۰) به بررسی شکاف جنسیتی دستمزد در آلمان بر پایه تجزیه اوکساکا و مدل توبیت در سال ۲۰۰٤ پرداختند. آنان در مطالعه خود نشان دادند که روش تجزیه توبیت در حالت سانسور چپ و سانسور دو طرفه نتایج بهتری از تجزیه رگرسیون

[11] Explained gap

[12] un Explained gap

خطی ارائه می‌کند؛ و قسمت بیشتر تفاوت دستمزد ناشی از سرمایه انسانی است Bauer (& sinning, 2010).

هورتاس و همکاران (۲۰۱٦) شکاف جنسیتی دستمزد را در مناطق مختلف اسپانیا با استفاده از داده‌های خرد انطباق کارگر –کارفرما و روش اقتصادسنجی تجزیه اوکساکا و بلایندر بررسی کردند. نتایج حاصل از تجزیه اوکساکا حاکی از آن است که بخش زیادی از تفاوت دستمزد بین زنان و مردان ناشی از تفاوت در موجودی سرمایه انسانی است اما با این حال بخش تبعیض دستمزد بین مردان و زنان قابل‌اغماض نیست. هم‌چنین اسپانیا ناهمگنی وسیع منطقه‌ای را در تبعیض دستمزد به خود اختصاص داده است Huertas et (al., 2016).

هاسپیدو و بنیتو (۲۰۱٤) با استفاده از داده‌های پانل و مدل تجزیه اوکساکا و رگرسیون کوانتیل برای کشور اسپانیا نشان می‌دهند که تبعیض دستمزدی ۳۱ درصدی بین بخش دولتی و خصوصی برای زنان و همچنین تبعیض ۲٦ درصدی بین بخش دولتی و خصوصی برای مردان وجود دارد (Hospido & Benito, 2014).

جوردانو و همکاران (۲۰۱۱) با استفاده از داده‌های خرد ۱۰ کشور اروپایی و مدل تجزیه متعارف، نشان می‌دهند که در بخش دولتی شکاف دستمزد به نفع زنان است و در بخش آموزش و کارمندان اداری شکاف درآمدی در قسمت انتهایی توزیع درآمدی بالاتر بوده، اما در بخش بهداشت و سلامت این شکاف در هر دو سمت توزیع درآمدی وجود دارد (Giordano et Bauer & Sinning al., 2011).

موریکاوا (۲۰۱۶) به بررسی ساختار جنسیتی دستمزد بازار نیروی کار ژاپن در دو بخش دولتی و خصوصی پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که این شکاف بر اساس جنسیت و میزان تحصیلات در بخش دولتی نسبت به بخش خصوصی کوچک‌تر است. هم‌چنین نمودار دستمزد بخش دولتی بر اساس سن نسبت به بخش خصوصی هموارتر بوده و گویای آن است که این بخش از نیروی جوان‌تری برخوردار است؛ همچنین شکاف دستمزدی در هر دو سمت توزیع درآمدی وجود دارد و شکاف دستمزدی در مناطق روستایی بالنسبه بالاتر از کلان‌شهرها است (Morikawa, 2016).

مطالعه ژنگ (۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های سال ۲۰۰۱ برای مردان و زنان بومی کانادا و افراد مهاجر نشان می‌دهد که متوسط دستمزد سالانه کارمندان دولتی از همتایان خود در بخش خصوصی با همان میزان سرمایه انسانی بالاتر است. نتایج با استفاده از تجزیه اوکساکا

و بلایندر متعارف نشان می‌دهد که مهاجران از نرخ دستمزد بالاتری نسبت به بومیان کانادایی برخوردار هستند. مقایسه بومیان کانادا با مهاجران حاکی از آن است که شکاف دستمزدی در بخش خصوصی به‌طور قابل ملاحظه‌ای به نفع بومیان مرد کانادایی است. در حالی که برای زنان بومی، دستمزد در بخش دولتی بالاتر است. هم برای بومیان و هم مهاجران، دستمزد با افزایش تحصیلات و تجربه کاری در بخش‌های دولتی و خصوصی افزایش می‌یابد (Zheng, 2017).

تانسل و همکاران (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های کشور مصر به بررسی شکاف جنسیتی دستمزد بخش عمومی و خصوصی در طی دوره طولانی ۱۹۹۸-۲۰۱۲ پرداختند. در این مطالعه شکاف دستمزدی بخش دولتی و خصوصی با معادلات دستمزدی ماینسر در نقاط مختلف توزیع درآمدی با استفاده از رگرسیون کوانتیل بررسی شده است و مشخصات قابل‌مشاهده و غیرقابل مشاهده اشخاص با استفاده از پانل دیتا و اثرات ثابت در نظر گرفته شده است. ویژگی بازار نیروی کار بخش دولتی مصر پرداخت دستمزد کمتر[13] برای مردان و دستمزد بیشتر[14] برای زنان است. البته شکاف دستمزدی بزرگ‌تر مردان در بخش دولتی در سال‌های اخیر برای مردان جوان و تحصیل‌کرده با حرکت به سمت دهک‌های درآمدی بالاتر کاهش پیدا کرده است (Tansel et al., 2018).

الیوتی و پترونگولا (۲۰۱٤) نشان دادند که خط سیر مشترک بین شکاف جنسیتی دستمزد و ساعات کار در بین کشورها با مهارت آنان نشانگر شکل‌گیری شکاف جنسیتی در بازار نیروی کار است. آنان با استفاده از داده‌های خرد و مدل چندبخشی تعادلی در بین کشورها، دریافتند که تفاوت‌های بین‌المللی در ساختار صنایع، توضیح‌دهنده حدود یک‌سوم از شکاف دستمزدی و ساعتی است (Olivetti & Petrongolo, 2014).

پولاچک و شیانگ (۲۰۱٤) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های ۳۵ کشور، شکاف جنسیتی دستمزد را ا بر اساس رویکرد سرمایه انسانی در طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۷۰ موردبررسی قرار دادند. آنان به بررسی نابرابري دستمزدها با تفکیک آن به چهار بعد نهاد بازار نیروی کار، چانه‌زنی جمعی، قوانین حداقل دستمزد و عوامل فردی که رفتار کاری زنان را متأثر می‌کند، پرداختند. آنان نشان دادند که شکاف جنسیتی دستمزد در بین کشورها

---

[13] wage penalty

[14] wage premium

به‌طور قابل‌توجهی متفاوت است. در کشورهای موردبررسی زنان در بعضی کشورها مانند استرالیا، بلژیک، ایتالیا و سوئد ۸۰٪ مردان دستمزد کسب می‌کنند، این در حالی است که در برخی دیگر مانند اتریش، کانادا و ژاپن زنان حدود ٦٠٪ درآمد دارند آنان هم‌چنین دریافتند شکاف جنسیتی دستمزد با باروری رابطه مثبت و با چانه‌زنی جمعی رابطه معکوس دارد (Polachek & Xiang, 2014).

گارسیا و همکاران (۱۹۹۷) با روش رگرسیون سوئیچینگ به همراه تجزیه اوکساکا و بلایندر و رگرسیون کوانتیل شکاف جنسیتی دستمزد را موردبررسی قراردادند. آنان دریافتند که در بین متغیرهای سرمایه انسانی تحصیلات مهم‌ترین عامل در تفاوت دستمزد است؛ و تنها ۱۹ درصد شکاف دستمزدی بین زنان و مردان توسط تبعیض توضیح داده می‌شود (Garcia et al., 1997).

۳- روش پژوهش

در روش تجزیه مرسوم اوکساکا و بلایندر جهت محاسبه و شبیه‌سازی شکاف جنسیتی دستمزد ابتدا تابع دستمزدی ماینسر با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به صورت جداگانه برای مردان و زنان برآورد می‌شود. رابطه (۱) نوعی تابع ماینسر است که نخستین بار در سال ۱۹٦٥ لگاریتم دستمزد را بر حسب خصوصیات بالقوه نیروی کار بیان می‌کند. در این رابطه w لگاریتم دستمزد ساعتی فرد، X برداری از خصوصیات فرد است که بر میزان دستمزد او تاثیر می‌گذارد. اندیس i معرف فرد و اندیس g نمایانگر جنسیت اعم از مرد، m و یا زن f است. این رابطه یک بار برای مردان و بار دیگر برای زنان برآورد خواهد شد.

$$\boldsymbol{w_{ig} = X_{ig}\beta_{ig} + \varepsilon_{ig} \quad i = 1, \dots, N, \; g \; N_g = N, \quad g = f, m}$$

(۱)

سپس میانگین رابطه (۲) برای مردان و زنان محاسبه و از آن تفاضل گرفته می‌شود:

$$\Delta^{OLS} = \overline{w}_m - \overline{w}_f = \left[E_{\beta m}(w_{im}|X_{im}) - E_{\beta f}\left(w_{if}\middle|X_{if}\right)\right]$$

(۲)

حال با اضافه و کم کردن عبارت$E_{\beta m}(w_{if}|X_{if})$ به سمت راست رابطه (۳) خواهیم داشت:

$$\Delta^{OLS} = \overline{w}_m - \overline{w}_f = \left[E_{\beta m}(w_{im}|X_{im}) - E_{\beta m}\left(w_{if}\middle|X_{if}\right)\right] +$$

$$[E_{\beta m}(w_{if}|X_{if}) - E_{\beta f}(w_{if}|X_{if})] = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)\hat{\beta}_m + \bar{X}_f(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)$$

$$\bar{w}_g = N_g^{-1}\sum_{i=1}^{N_g} w_{ig} \quad ,\bar{X}_g = N_g^{-1}\sum_{i=1}^{N_g} X_{ig}$$

(۳)

در معادله بالا$E_{\beta g}(w_{ig}|X_{ig})$، انتظار شرطی دستمزد$w_{ig}$ نسبت به بردار مشخصات زنان و مردان است. همچنین، $\hat{\beta}_m$ و$\hat{\beta}_f$ نشان‌دهنده ضرایب برآورد شده در معادلهٔ دستمزد مردان و زنان، $\bar{X}_m$ و$\bar{X}_f$ به ترتیب میانگین خصوصیات بالقوه مردان و زنان و$\bar{w}_m - \bar{w}_f$ شکاف جنسیتی دستمزد است؛ بنابراین عبارت اول در سمت راست معادله (۳) نشان‌دهنده تفاوت دستمزد ناشی از تفاوت در مقدار متغیرهای توضیحی و عبارت دوم نشان‌دهنده تفاوت دستمزد ناشی از اختلاف ضرایب است.

سانسور و قطع‌شدگی داده‌های مربوط به متغیر وابسته در تحقیقات اقتصادی مربوط به رفتار عوامل اقتصادی، فراوان دیده می‌شود. در داده‌های آماری دستمزد کاری برای برخی از افراد برابر صفر است. این در حالی است که ممکن است وی در جست‌وجوی کار بوده یا با انتظارات خاصی (دستمزد بالاتر از نرخ‌های موجود بازار) که از دستمزد در ذهن دارد، هنوز نتوانسته باشد کار مناسبی پیدا کند. اگرچه در صورت یافتن کار، دستمزدی برای او منظور خواهد شد اما در نمونه آماری ساعات کاری و در نتیجه دستمزد وی صفر گزارش شده یا سانسور شده است (keshavarz, 2016). از آنجایی که ساختار مدل توبیت به گونه‌ای است که مجموعه شاغلان بالقوه و بالفعل را نشان می‌دهد، در این مطالعه به تبعیت از بائور و ساینینگ از مدل سانسور شده برای برآورد شکاف جنسیتی دستمزد استفاده شده است (Bauer & Sinning, 2010). فرض کنیمw_{ig}^* متغیر دستمزد ساعتی افراد شاغل باشد که توسط مجموعه‌ای از عوامل منعکس شده در بردارX_i تعیین می‌شود. هم‌چنین فرض کنیم در یک زمان معین، گروهی از افراد در جست‌وجوی کار هستند اما در شرایط موجود نتوانسته‌اند کار مناسبی پیدا کنند. طبیعی است که برای افراد شاغل[15] همX_i و هم مقادیرw_{ig}^* قابل‌مشاهده است. در حالی که برای افراد جویای کار[16] ، تنها مقادیر عوامل

[15] Employees

[30] job seeker

موثر بر دستمزد یعنی X_i قابل مشاهده است و مقادیر w_{ig}^* صفر است. از این رو اگر مقادیر مثبت مشاهده‌شده w_{ig}^* را با w_{ig} نشان دهیم ساختار مدل توبیت به وسیله روابط زیر حاصل خواهد شد.

بنابراین مطالعه حاضر، دستمزد نیروی کار را به‌صورت تمایل بالقوه و بالفعل افراد در بازار نیروی اندازه‌گیری می‌کند و جهت رفع مشکل داده‌های سانسور شده در تجزیه اوکساکا، از مدل توبیت استفاده می‌کند(Bauer & Sinning, 2010). که در آن متغیر وابسته به وسیله دو مقدار از بالا a_1 و پایین a_2 سانسور شده است. در معادله (٤)، W^* متغیر تصادفی دستمزد غیرقابل مشاهده، W مقادیر مشاهده‌شده دستمزد و X نشان‌دهنده بردار متغیرهای توضیحی است که قابل‌مشاهده هستند، بنابراین می‌توان نوشت:

$$w_{ig}^* = X_{ig}\beta_{ig} + \varepsilon_{ig}$$

$$w_{ig} = a_1 \qquad if\ w_{ig}^* \le a_1$$

$$w_{ig} = a_2 \qquad if\ w_{ig}^* \ge a_2$$

$$w_{ig} = w_{ig}^* = X_{ig}\beta_{ig} + \varepsilon_{ig} \quad \text{if } a_1 < w_{ig}^* < a_2 \qquad \varepsilon_{ig} \sim N(0, \sigma_g^2)$$

(۴)

بر این اساس، اثر نهایی تغییر متغیرهای توضیحی بر مقدار مورد انتظار متغیر وابسته سانسور شده طبق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\partial E\left(w_{ig}^* \middle| X_{ig}\right) \Big/ \partial X_{ig} = \beta_g$$

یک روش برای حل این مساله می‌تواند استفاده از مدل برآوردگر توبیت در معادله تجزیه اوکساکا متعارف (معادله (۲)) باشد. اگر متغیر وابسته مشاهده شده W به‌جای متغیر پنهان W^* استفاده شود، مدل تجزیه متعارف (معادله (۳)) به پیش‌بینی نادرستی از اجزای معادله منجر می‌شود و نتایج غیرقابل‌اعتمادی حاصل خواهد شد. در واقع کل اثر نهایی بر متغیر وابسته مشاهده شده به صورت معادله زیر بیان می‌شود که در آن Φ نشانگر توزیع تجمعی نرمال استاندارد است که باید روش تجزیه جایگزینی برای آن به کار بست.

$$\partial E(W_{ig}|X_{ig})\big/\partial X_{ig} = \Phi(\beta_g, X_g, \sigma_g)\beta_g$$

با فرض توزیع نرمال و همسانی واریانس جزء خطا، انتظارات غیرشرطی متغیر وابسته با توجه به متغیرهای توضیحی معین، شامل انتظار شرطی متغیر وابسته وزنی با توجه به احتمال مشاهده a_1, a_2 یا مقادیر بین این دو است که ϕ چگالی متغیر سانسور شده است:

$$E(W_{ig}|X_{ig}) = a_1\Phi_1(\beta_g, X_g, \sigma_g) + a_2\Phi_2(\beta_g, X_g, \sigma_g) + \Lambda(\beta_g, X_g, \sigma_g)\left[X_{ig}\beta_g + \sigma\frac{\lambda(\beta_g, X_g, \sigma_g)}{\Lambda(\beta_g, X_g, \sigma_g)}\right]$$

(۵)

که داریم:

$$\Phi_1(\beta_g, X_g, \sigma_g) = \Phi[\sigma_g^{-1}(a_1 - X_{ig}\beta_g)]$$

$$\Phi_2(\beta_g, X_g, \sigma_g) = \Phi[\sigma_g^{-1}(a_2 - X_{ig}\beta_g)]$$

$$\Lambda(0) = \Phi_2 - \Phi_1$$

$$\lambda(\beta_g, X_g, \sigma_g) = \phi[\sigma_g^{-1}(a_1 - X_{ig}\beta_g)] - \phi[\sigma_g^{-1}(a_2 - X_{ig}\beta_g)]$$

معادله (۵) نشان می‌دهد که تجزیه متغیر وابسته دیگر شبیه به معادله (۳) تنها با استفاده از متغیر وابسته مشاهده شده مناسب نیست؛ زیرا انتظار شرطی $E(W_{ig}|X_{ig})$ در مدل توبیت وابسته به جز خطای استاندارد σ_g است. اگرچه پارامتر σ_g علامت اثر نهایی را متأثر نمی‌کند، می‌تواند بزرگنمایی آن را تحت تأثیر قرار دهد که این امر در بحث تجزیه اهمیت دارد. بسته به اینکه کدام σ_g در بخش غیرواقعی معادله تجزیه استفاده شود، دو احتمال برای تجزیه شکاف متوسط بین دو گروه می‌تواند استخراج شود که این دو احتمال عبارت است از:

$$\Delta_f^{Tobit} = \left[E_{\beta_m,\sigma_m}(W_{im}|X_{im}) - E_{\beta_m,\sigma_f}(W_{if}|X_{if})\right] + \left[E_{\beta_m,\sigma_f}(W_{if}|X_{if}) - E_{\beta_f,\sigma_f}(W_{if}|X_{if})\right]$$

(۶)

$$\Delta_m^{Tobit} = \left[E_{\beta_m,\sigma_m}(W_{im}|X_{im}) - E_{\beta_m,\sigma_m}(W_{if}|X_{if})\right] + \left[E_{\beta_m,\sigma_m}(W_{if}|X_{if}) - E_{\beta_f,\sigma_f}(W_{if}|X_{if})\right]$$

(۷)

که اکنون $E_{\beta_g,\sigma_g}(W_{ig}|X_{ig})$ به انتظار شرطی W_{ig} بر اساس بردار ضرایب β_g و خطای استاندارد σ_g اشاره دارد. قسمت اول در سمت راست معادله بالا تفاوت دستمزد ناشی از متغیرهای توضیحی و قسمت دوم تفاوت دستمزد ناشی از اثر ضرایب است.

همان‌طور که مشخص است معادله (۶) (با استفاده از σ_f در محاسبه بخش غیر توضیحی) شباهت زیادی با تجزیه رگرسیون خطی توصیف‌شده در معادله (۳) دارد. دلیل این امر آن است که در معادله (۶)، قسمت غیر توضیحی تنها به واسطه استفاده از بردار ضرایب گروه m، یعنی β_m از میزان $E_{\beta_f,\sigma_f}(W_{if}|X_{if})$ متفاوت است. درحالی که معادله (۷)، هم به واسطه جز خطای استاندارد و هم بردار ضرایب گروه m، یعنی β_m و σ_m از میزان $E_{\beta_f,\sigma_f}(W_{if}|X_{if})$ متفاوت شده است. در نتیجه در این مقاله از معادله (۷) جهت بررسی شکاف دستمزدی استفاده شده است. بنابراین با توجه به هدف مطالعه، در این مقاله معادله زیر استفاده می‌شود:

$$s(\hat{\beta}_g, X_{ig}, \hat{\sigma}_g) \equiv N^{-1}\sum_{i=1}^{N}\left\{\begin{array}{l} a_1\emptyset_1(\hat{\beta}_g, X_{ig}, \hat{\sigma}_g) + a_2\emptyset_2(\hat{\beta}_g, X_{ig}, \hat{\sigma}_g) + \\ \Lambda(\hat{\beta}_g, X_g, \hat{\sigma}_g)\left[X_{ig}\hat{\beta}_g + \hat{\sigma}_g\dfrac{\lambda(\hat{\beta}_g, X_{ig}, \hat{\sigma}_g)}{\Lambda(\hat{\beta}_g, X_{ig}, \hat{\sigma}_g)}\right] \end{array}\right\}$$

و در نهایت معادله (۷) به صورت زیر برآورد می‌شود.

$$\Delta_m^{Tobit} = \left[S(\hat{\beta}_m, X_{im}, \hat{\sigma}_m) - S(\hat{\beta}_m, X_{if}, \hat{\sigma}_m)\right] + \left[S(\hat{\beta}_m, X_{if}, \hat{\sigma}_m) - S(\hat{\beta}_f, X_{if}, \hat{\sigma}_f)\right] \quad (۸)$$

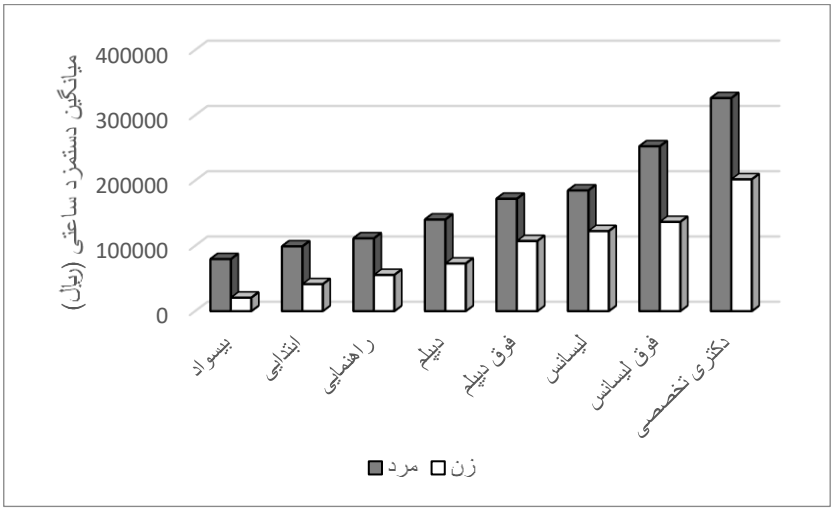
پیداست اگر متغیر وابسته سانسور نشده باشد مثلاً اگر $a_1 \to -\infty$ و $a_2 \to \infty$، معادله (۸) به تجزیه اوکساکا توصیف شده در معادله (۳) تبدیل خواهد شد. در نهایت باید تاکید کرد در رگرسیون دستمزد، متغیر تجربه کاری از مشکل درونزایی برخوردار است و می‌تواند تحت تأثیر تحصیلات قرار بگیرد. که در این حالت متغیر برآورد شده توبیت سازگار نخواهد بود و در نتیجه، در این تحقیق از تجربه کاری به عنوان متغیر ابزاری استفاده می‌شود.

۴- گردآوری و پردازش داده ها

در این مطالعه، برای بررسی شکاف جنسیتی دستمزد در سال ۱۳۹٦، از داده‌های خرد طرح هزینه درآمد خانوارهای شهری استفاده‌شده است که سالیانه توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود. پرسش‌نامه این طرح از ٤ بخش اصلی تشکیل‌شده است که این مطالعه بر بخش اول (ویژگی جمعیتی خانوار) و بخش چهارم (ویژگی‌های شغلی و درآمدی) متمرکز است. با توجه به اینکه هدف این مطالعه بررسی شکاف دستمزدی است به افراد شاغل در مشاغل مزد و حقوق‌بگیری محدودشده است و مشاغل آزاد از نمونه حذف شده‌اند. این مطالعه همچنین به افراد ٦٥-۱۵ سال محدود شده است که در نهایت تعداد مشاهدات آن شامل ۱۰۵۲۲ نفر مرد و ۱۷٦۹ نفر زن شده است.

شکل ۱ تا شکل ۳ شواهدکافی جهت تبعیض دستمزدی در بازار کار ایران در گروه‌های شغلی، سنی و تحصیلی ارائه کرده است و نشان می‌دهد در بازار کار ایران حتی با کنترل کردن عواملی چون سطح تحصیلات، گروه شغلی و نیز سن باز هم تبعیض آشکاری میان دستمزد مردان و زنان وجود دارد.

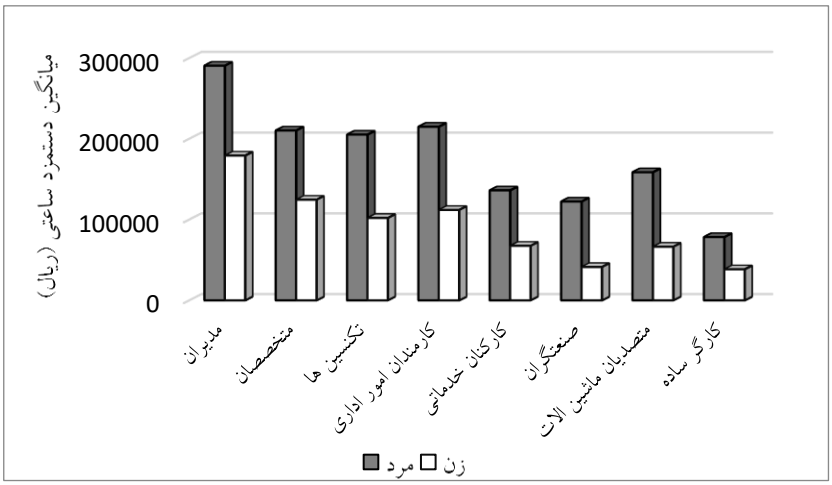
در **شکل ۱** میانگین دستمزد ساعتي زنان و مردان به تفكيك گروه‌هاي تحصيلي ارائه‌شده است. مطابق با اين نمودار با افزايش تحصيلات، ميانگين دستمزد براي هر دو گروه زنان و مردان افزايش پيدا مي‌كند. مضاف بر اين، در تمام گروه‌هاي تحصيلي، به طور ميانگين، زنان دستمزد كمتري نسبت به مردان با تحصيلات مشابه دريافت مي‌كنند.



شکل ۱. میانگین دستمزد ساعتی مردان و زنان در گروه¬های تحصیلی مختلف، ۱۳۹۶
مأخذ: محاسبات محققین بر اساس اطلاعات طرح درآمد هزینه خانوار،۱۳۹٦

Figure 1 . The average wage for women and men according to education groups
Source: Author's calculations according to urban household income and expenditure survey

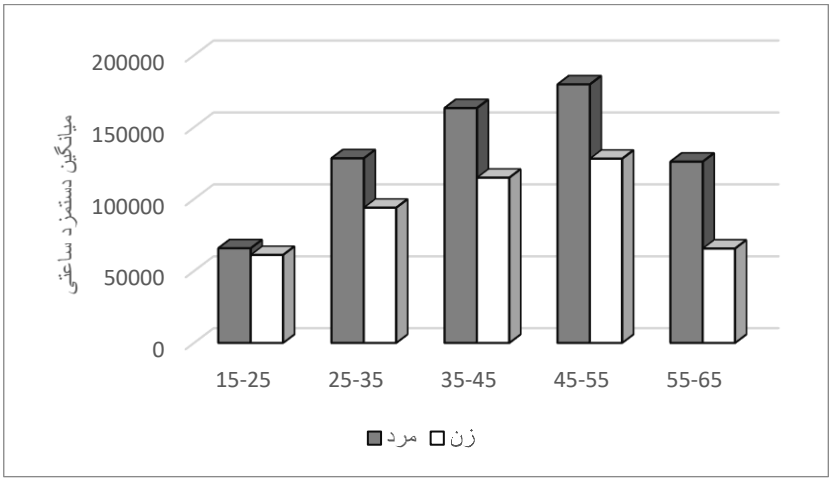
علاوه بر شکاف دستمزدی بین زنان و مردان دارای تحصیلات مشابه، شواهد موجود نشان می‌دهد که این شکاف بین زنان و مردان در گروه‌های عمده شغلی یکسان نیز وجود دارد. **شکل ۲**، میانگین دستمزد ساعتي مردان و زنان را به تفكيك گروه‌هاي عمده شغلي نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود علاوه بر برتري ميانگين كلي دستمزد مردان نسبت به زنان، در تمام گروه‌هاي شغلي نيز دستمزد مردان نسبت به زنان بيشتر است. این اختلاف در حالی است که بیش از ٦٩ درصد از زنان شاغل، در گروه‌های شغلی با تخصص بالا (مدیران و متخصصان و تکنسین‌ها) قرار دارند که پردرآمدترین گروه‌های شغلي به شمار می‌روند؛ و در مقابل اکثریت مطلق یعنی بیش از ٦٠ درصد مردان شاغل، در گروه‌های عمده شغلی کم مهارت (کارگران ساده و صنعتگران) مشغول به کار هستند.



شکل ۲. میانگین دستمزد ساعتی مردان و زنان به تفکیک گروه¬های عمده شغل
مأخذ: محاسبات محققین بر اساس اطلاعات طرح درآمد هزینه خانوار،۱۳۹٦

Figure 2. The average wage for women and men according to occupation groups
Source: Author's calculations according to urban household income and expenditure survey

شکل ۳ شواهد کافی در خصوص وجود شکاف دستمزدی میان زنان و مردان شاغل ارائه کرده و نشان می‌دهد که این شکاف در تمام گروه‌های سنی به نفع مردان است. افزون بر این ملاحظه می‌شود که میانگین دستمزد زنان و مردان شاغل برحسب گروه‌های سنی از الگوی U معکوس تبعیت می‌کند. به گونه‌ای که بیشترین دستمزد هم برای شاغلین زن و هم برای شاغلین مرد در بازار کار ایران در سنین ۴۵-۵۵ سالگی پرداخت می‌شود.



شکل ۳. میانگین دستمزد ساعتی مردان و زنان به تفکیک گروه¬های سنی
مأخذ: محاسبات محققین بر اساس اطلاعات طرح درآمد هزینه خانوار،۱۳۹٦

Figure 3. The average wages for women and men according to age groups
Source: Author's calculations according to urban household income and expenditure survey

در **جدول ۱** آمار توصیفی متغیرهای تحقیق نیز در سال ۱۳۹٦ ارائه شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها به تفکیک زنان و مردان، ۱۳۹۶
مأخذ: محاسبات محققین بر اساس اطلاعات طرح درآمد هزینه خانوار،۱۳۹٦

Tabel 1. Descriptive statistics for the explanatory
Source: Author's calculations according to urban household income and expenditure survey

متغیرها	مردان		زنان	
	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
تعداد مشاهدات	۱۰۵۲۲		۱۷۶۹	
لگاریتم دستمزد	۱۱/۵۷	۰/۹۸۱	۱۱/۱۱	۱/۲۲
لگاریتم دستمزد بخش دولتی	۱۲/۰۲	۰/۹۷	۱۱/۶۹	۰/۷۸
لگاریتم دستمزد بخش خصوصی	۱۱/۴۳	۰/۹۴	۱۰/۶۰	۱/۳۰

تجربه بالقوه (سال)	۲۰/۶۶	۱۲/۷۰	۱۶/۳۳	۱۱/۹۲
دیپلم %	۰/۲۶	۰/۴۴	۰/۱۴۵	۰/۳۵
فوق‌دیپلم و لیسانس%	۰/۲۱	۰/۴۱	۰/۵۲	۰/۴۹
فوق‌لیسانس و بالاتر%	۰/۰۶	۰/۲۴	۰/۱۴	۰/۳۵
متخصصان %	۰/۱۴	۰/۳۴	۰/۵۱	۰/۴۹
تکنسین%	۰/۰۵	۰/۲۲	۰/۱۱	۰/۳۱
کارمندان اداری%	۰/۰۶	۰/۲۴	۰/۰۷	۰/۲۶
کارمندان فروش%	۰/۱۴	۰/۳۵	۰/۱۰	۰/۳۰
صنعتگران%	۰/۲۸	۰/۴۹	۰/۰۸	۰/۲۸
اشتغال دولتی%	۰/۲۳	۰/۴۲	۰/۴۴	۰/۴۹

در **جدول ۱** دستمزد ساعتی شامل درآمد خالص زنان و مردان شاغل در مشاغل مزد و حقوق‌بگیری است که بر ساعات کار آن‌ها تقسیم شده است. در تابع دستمزد ماینسر، دستمزد تابعی از سرمایه انسانی یعنی تحصیلات، تجربه و سایر ویژگی‌های فرد شاغل است. در این مطالعه تحصیلات به چهار سطح زیر دیپلم، دیپلم، فوق‌دیپلم و لیسانس و در نهایت فوق‌لیسانس و دکتری طبقه‌بندی شده است. با توجه به اینکه افراد با سطح تحصیلات پایین ولی تجربه بیشتر ممکن است دستمزد بالاتری دریافت کنند، متغیر تجربه کاری نیز در معادله دستمزد وارد می‌شود. با این حال به دلیل این که در طرح هزینه درآمد خانوار اطلاعات تجربه کاری افراد در دسترس نیست، در این مطالعه، مطابق با سایر مطالعات تجربی مشابه همچون گریگوری، از تجربه کاری بالقوه استفاده شده است (Gregory, 1999). تجربه کاری بالقوه برابر است با سن منهای تعداد سال‌های تحصیل که از آن سن شروع به تحصیل یعنی ٦ سال کسر می‌شود. بر این اساس، سال‌های تحصیل به ترتیب برای افراد بی‌سواد، ابتدایی، راهنمایی، دیپلم، فوق‌دیپلم، کارشناسی، کارشناسی ارشد و دکتری حرفه‌ای و همچنین دکتری تخصصی برابر ۰، ۵، ۸، ۱۲، ۱۴، ۱۸،۲۰ و ۲۵ سال در نظر گرفته شده است.

در طرح هزینه درآمد خانوار در زیرمجموعه مشاغل مزد و حقوق‌بگیری ۹ گروه عمده شغلی تعریف شده است. در قسمت انتهایی **جدول ۱**، درصد گروه‌های عمده شغلی به تفکیک جنسیت ارائه شده است. با توجه به تفاوت دستمزد در گروه‌های عمده شغلی، این متغیر در تابع دستمزدی ماینسر وارد شده است. لازم به ذکر است در این مطالعه در میان ۹ گروه عمده شغلی، با توجه به محدودیت داده‌های موجود برخی مشاغل یعنی مدیران عالی‌رتبه با متخصصان، صنعتگران و کارکنان مشاغل مرتبط با متصدیان ماشین‌آلات و دستگاه‌ها و مونتاژکاران و در نهایت کارکنان ماهر کشاورزی با کارگران ساده ادغام شده و در نهایت شش گروه عمده شغلی[۱۷] در نظر گرفته شده است که مشاغل کشاورزی و کارگران ساده به عنوان گروه مرجع لحاظ شده‌اند. با توجه به ساختار متفاوت دو بخش خصوصی و دولتی در ایران متغیر مجازی اشتغال در بخش دولتی نیز وارد معادله دستمزد شده است که در صورت اشتغال در بخش دولتی عدد یک و در غیر این صورت صفر را اختیار می‌کند.

با توجه به متغیرهای معرفی شده در بخش قبل، نتایج برآورد معادلات دستمزد بر اساس روش OLS و روش توبیت با توجه به سانسور داده‌ها در **جدول ۲** گزارش شده است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد مطابق انتظار، با افزایش مقطع تحصیلی، دستمزد مردان و زنان به میزان معناداری افزایش می‌یابد، اما این افزایش دستمزد برای زنان بیشتر از مردان است که از نرخ بازدهی بالاتر تحصیلی برای زنان نسبت به مردان حکایت دارد. لازم به ذکر است در روش ols، لگاریتم دستمزد مردان و زنان دارای تحصیلات لیسانس به طور میانگین در شرایط مساوی، به ترتیب به اندازه ۱/۵ و ۲/۰۱ واحد بیش از لگاریتم دستمزد مردان و زنان زیر لیسانس است، در صورتی که در روش توبیت با داده‌های سانسور شده، لگاریتم دستمزد مردان و زنان دارای تحصیلات لیسانس، به ترتیب به اندازه ۱/۳ و ۱/۴ واحد بیش از لگاریتم دستمزد مردان و زنان زیر لیسانس است؛ و برای سایر سطوح تحصیلی نیز چنین است. به بیان دیگر اگر سانسور داده‌ها در نظر گرفته شود، بازدهی تحصیلی زنان و مردان به میزان قابل توجهی کاهش پیدا می‌کند. نکته قابل‌توجه این است که تاثیر در نظر گرفتن

---

[۱۷] در این مطالعه شش گروه عمده شغلی شامل گروه مدیران و مقامات عالی‌رتبه و متخصصان، گروه تکنسین‌ها و دستیاران، گروه کارکنان خدمات دفتری، گروه کارکنان خدمات فروش، گروه صنعتگران و کارگران مونتاژ ماشین‌آلات، گروه کارگران بخش کشاورزی و کارگران ساده که به‌عنوان گروه مرجع در نظر گرفته شده است.

سانسور داده‌ها بر کاهش بازده تحصیلی در مورد زنان خیلی بیشتر از مردان است که این موضوع در هر سه مقطع تحصیلی مشهود است. در نتیجه در صورت عدم توجه به غیر تصادفی بودن نمونه شاغلین و استفاده از مدل OLS، بازدهی تحصیلی دچار تورش می‌شود. همچنین، چنانچه انتظار می‌رود دستمزد براي زنان و مردان در گروه‌هاي شغلي با افزايش مهارت افزايش مي‌يابد که این افزایش نیز برای زنان بیشتر از مردان و در روش OLS بیشتر از روش توبیت است.

نتایج برآورد همچنین نشان می‌دهد که اشتغال در بخش دولتی دارای تاثیر مثبت و معناداری بر دستمزد است که این تأثیر در هر دو روش برای زنان بیشتر از مردان است. به بیان دیگر اختلاف دستمزد شاغلان بخش دولتی و خصوصی، در زنان بیش از این اختلاف در میان مردان است. در واقع ضریب اشتغال در بخش دولتی برای زنان بیش از سه برابر در مقایسه با مردان است. همان‌طور که در **جدول ۱** عنوان شد بخش خصوصی میانگین دستمزد کمتری را نسبت به بخش دولتی پرداخت می‌کند و این تفاوت دستمزد برای زنان به مراتب بیشتر از مردان است. نتایج تخمین مدل نشان می‌دهد که تأثیر تجربه بالقوه از الگوی u معکوس تبعیت می‌کند. بدین معنی که افراد با سطوح میانی تجربه بالقوه، از بیشترین میزان دستمزد نسبت به دو سر طیف برخوردار هستند. این نتیجه مطابق انتظار نظری است زیرا با افزایش تجربه، دستمزد با نرخی کاهنده افزایش و سپس در سال‌های پایانی اشتغال کاهش می‌یابد. در این مطالعه با توجه به احتمال درون‌زایی متغیر تجربه کاری، از متغیر ابزاری به عنوان جایگزین تجربه کاری استفاده شده است. در این خصوص لازم به ذکر است که آزمون برونزایی، برون‌زا بودن تجربه کاری فرد در معادله دستمزد را در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌کند. لذا استفاده از متغیر ابزاری برای متغیر تجربه کاری ضروری است.

جدول ۲. تایج برآورد معادلۀ دستمزد مردان و زنان معادله¬های ols و توبیت
مأخذ: محاسبات محققین بر اساس اطلاعات طرح درآمد هزینه خانوار،۱۳۹٦

Tabel 2. Results of the wage regressions for women and men, OLS & Tobit models
Source: Author's calculations according to urban household income and expenditure survey

متغیر	روش حداقل مربعات معمولی		روش رگرسیون سانسور شده با متغیر درونزا	
	لگاریتم دستمزد مردان	لگاریتم دستمزد زنان	لگاریتم دستمزد مردان	لگاریتم دستمزد زنان
تجربه بالقوه	۰/۰۶	۰/۰۳۷	۰/۰۴۰	۰/۰۲۱
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
توان دوم تجربه بالقوه	-۰/۰۰۰۹	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۶	-۰/۰۰۰۳
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
متخصصان	۰/۴۸	۰/۵۰	۰/۲۷	۰/۱۶
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
تکنسین	۰/۴۸	۰/۵۳	۰/۳۲	۰/۲۱
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
کارمندان اداری	۰/۶۲	۰/۷۵	۰/۳۸	۰/۲۸
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
کارمندان فروش	۰/۲۹	۰/۵۵	۰/۲۰	۰/۲۳
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
صنعتگران	۰/۳۶	۰/۲۴	۰/۲۴	۰/۰۶
	۰/۰۰۰	۰/۰۷۳	۰/۰۰۰	۰/۱۷۲
اشتغال بخش دولتی	۰/۱۶	۰/۴۵	۰/۰۷۲	۰/۳۰
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
دیپلم	۰/۳۲	۰/۴۰	۰/۱۹	۰/۲۰
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
دیپلم و فوق لیسانس	۰/۴۴	۰/۷۰	۰/۲۹	۰/۳۶
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

لیسانس و فوق بالاتر	۰/۴۹	۰/۸۰	۰/۳۹	۰/۴۳
	۰٫۰۰۰	۰٫۰۰۰	۰٫۰۰۰	۰٫۰۰۰
ثابت	۳٫۳۴	۲٫۸۷	۴٫۱۰	۴٫۰۴
	۰٫۰۰۰	۰٫۰۰۰	۰٫۰۰۰	۰٫۰۰۰
آزمون درونزایی			Chi2=۹٫۳۴ Prob.=۰٫۰۰۲	Chi2=۳۷٫۴۲ Prob.=۰٫۰۰۰
آزمون نیکویی برازش			Chi2=۲۶۳۵٫۹ Prob.=۰٫۰۰۰	Chi2=۸۰۰٫۸۷ Prob.=۰٫۰۰۰

همان‌طور که در **جدول ۳** مشخص است شکاف دستمزد به شکل تفاوت در لگاریتم دستمزد مردان و زنان در هر دو روش OLS و توبیت با داده‌های سانسور شده مثبت است. امری که با توجه به بالاتر بودن دستمزد مردان نسبت به زنان کاملاً مورد انتظار است. علاوه بر این، علامت بخش قابل توضیح و بخش غیرقابل توضیح شکاف دستمزدی در هر دو روش یکسان اما اندازه آن در دو روش متفاوت است. در واقع در روش OLS که سانسور داده‌ها را در نظر نمی‌گیرد شکاف دستمزدی بیش از حد برآورد شده است. این تورش بیش برآورد، در بخش شکاف غیر قابل توضیح دستمزد بیشتر محسوس است و نشان دهنده آن است که روش OLS تبعیض دستمزدی را بیش از میزان واقعی نشان می‌دهد.

نتایج حاصل از تخمین مدل نشان مي‌دهد که تفاوت در میانگین لگاریتم دستمزد بین مردان و زنان در روش OLS برابر با ۰/۱۱ است که نشان دهنده بیشتر بودن متوسط دستمزد مردان نسبت به زنان در مناطق شهری است. این امر به روشنی در نمودار ۱ نیز مشهود بود. باید افزود در روش OLS، بخش قابل توضیح شکاف دستمزدی برابر با ۰/۲۰- است. این بدان معنی است که اگر زنان داراي ویژگی‌های سرمایه انساني یکسان با مردان باشند، شکاف جنسیتی دستمزد به میزان ۲۰ درصد کاهش مي‌یابد. از طرفی در روش OLS میزان تبعیض یا بخش غیرقابل توضیح شکاف برابر با ۰/۳۱ است. این عدد مثبت از افزایش شکاف جنسیتی دستمزد به ضرر زنان حکایت دارد؛ به عبارت دیگر اگر به زنان بازدهي مشابه مردان داده شود، شکاف جنسیتی دستمزد به میزان ۳۱ درصد افزایش پیدا خواهد کرد.

در نهایت، نتایج حاصل از بررسي شکاف جنسیتي دستمزد به روش توبیت با داده‌های سانسور شده نشان مي‌دهد که میزان تفاوت در میانگین لگاریتم دستمزد بین

مردان و زنان مثبت و برابر ۰/۰۵ است که در اینجا نیز حاکی از بالاتر بودن دستمزد مردان نسبت به زنان در مناطق شهری است. در این روش بخش قابل توضیح شکاف دستمزدی برابر با ۰/۱٦- است. به این معني که اگر زنان داراي ويژگی‌های سرمايه انساني مشابه با مردان باشند، شکاف جنسیتی دستمزد به میزان ۱٦ درصد کاهش مي‌يابد. افزون بر این، در روش توبیت میزان تبعیض یا بخش غیرقابل توضیح شکاف برابر با ۰/۲۲ است. عدد مثبت در این بخش به معنای افزایش شکاف جنسیتی دستمزد به ضرر زنان است. به بیان بهتر اگر به زنان با ضریبی مشابه مردان دستمزد پرداخت شود، شکاف جنسیتی دستمزد به میزان ۲۲ درصد افزایش پیدا خواهد کرد.

جدول ۳. برآورد شکاف جنسیتی دستمزد به روش‌هایOLS و توبیت
مأخذ: محاسبات محققین بر اساس اطلاعات طرح درآمد هزینه خانوار،۱۳۹٦

Tabel 3. Detailed decomposition of the gender pay gap using OLS & Tobit models
Source: Author's calculations according to urban household income and expenditure survey

عنوان	روشOLS		روش توبیت با داده‌های سانسور شده	
	نحوه اندازه‌گیری	مقدار	نحوه اندازه‌گیری	مقدار
شکاف دستمزدی	$\hat{\Delta}^{ols}$	۰/۱۱	$\hat{\Delta}_m^{tobit}$	۰/۰۵
بخش توضیحی شکاف دستمزدی	$(\bar{X}_m - \bar{X}_f)\hat{\beta}_m$	-۰/۲۰	$[S(\hat{\beta}_m, X_{im}, \hat{\sigma}_m) - S(\hat{\beta}_m, X_{if}, \hat{\sigma}_m)]$	-۰/۱۶
بخش غیرقابل توضیح شکاف دستمزدی	$\bar{X}_f(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)$	۰/۳۱	$[S(\hat{\beta}_m, X_{if}, \hat{\sigma}_m) - S(\hat{\beta}_f, X_{if}, \hat{\sigma}_f)]$	۰/۲۲

۵- نتیجه گیری و پیشنهادها

این پژوهش با استفاده از داده‌های خرد طرح بودجه خانوار و با کمک روش تجزیه اوکساکا و بلایندر به بررسی شکاف جنسیتی دستمزد در مناطق شهری ایران در سال ۹۶ پرداخته است. با توجه به مشکل سانسور داده‌ها، روش OLS برآورد سازگاری از ضرایب معادلات دستمزد ارایه نمی‌دهد. در نتیجه در این مقاله علاوه بر روش OLS از برآورد توبیت در معادلات دستمزدی استفاده شده است. نتایج برآورد مدل حکایت از آن دارد که ضریب متغیر تحصیلات در هر دو گروه مردان و زنان در روش OLS نسبت به روش توبیت بیش

از اندازه برآورد می‌شود. البته این ضریب در هر دو روش برای زنان بیش از مردان است که نشان‌دهنده بازدهی بالاتر تحصیلات برای زنان در ایران در مقایسه با مردان است. امری که می‌تواند از شکاف جنسیتی دستمزد در ایران بکاهد. متغیر مجازی اشتغال در بخش دولتی نیز برای زنان بیشتر از مردان است که نشان می‌دهد تفاوت دستمزد شاغلان بخش دولتی نسبت به خصوصی در میان زنان بیش از مردان است.

بر اساس نتایج هر دو روش، تبعیض جنسیتی در بازار نیروی کار ایران وجود دارد. بخش قابل توضیح شکاف دستمزدی در روش OLS برابر با ۰/۲۰- و در روش توبیت ۰/۱۶- است و به این معني است که در صورتي که زنان داراي ویژگی های سرمایه انساني مردان باشند، شکاف جنسیتی دستمزد در روش ols و توبیت به ترتیب به میزان ۲۰ و ١٦ درصد کاهش مي‌یابد. همچنین میزان تبعیض دستمزدی در روش ols و توبیت به ترتیب برابر با ۰/۳۱ و ۰/۲۲ است به عبارتی اگر از زنان بازده‌اي مشابه مردان برخوردار باشند، شکاف جنسیتی دستمزد به میزان ۳۱ و ۲۲ درصد افزایش پیدا خواهد کرد. چنانچه از نتایج برآورد مشخص است، در مدل ols که سانسور داده‌ها در نظر گرفته نشده است شکاف و تبعیض دستمزدی بیش از اندازه برآورد شده است که این تورش برآورد بیش از اندازه دستمزدی، در بخش تبعیض دستمزدی به میزان چشمگیری محسوس است و تبعیض دستمزدی را بیش از میزان واقعی آن نشان می‌دهد. در نتیجه روش محاسبه شکاف دستمزدی موجود بر حسب روش ols دارای تورش بوده و نتایج قابل‌اعتمادی ارائه نمی‌دهد.

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

Azizmohammadlou,H. (2018). Comparative Evaluation of the Effects of Policies Instruments on Employment and Labor Demand in Iranian

Economic Sectors Based on Disequilibrium Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE),3(15*),43-78(in Persian).

Bauer, T. K., & Sinning, M. (2010). Blinder–Oaxaca decomposition for Tobit models. *Applied Economics*, 42(12), 1569-1575.

Becker, G.S. (1964): Human capital. A theoretical and empirical analysis with special reference to education. *The University of Chicago Press*, Chicago

Bidarbakhatnia, N., & Gorgorzadeh, A. (2019). Investigating Factors Affecting Gender Pay Discrimination in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi), 54*(2), 285-301. doi: 10.22059/jte.2019.71285 (in Persian).

Blinder, A.S. (1973): Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455.

Fairlie, R. W. (2003).An extension of the Blinder–Oaxaca decomposition technique to logit and Probit models, Yale University Economic Growth Center, *Discussion Paper*, 873, 1–11.

Googardchian,A., Taybi,K.,Ghasavi,E,. (2014). The effect of women's employment on the gender income gap in Iran (1991-2001). *Quarterly Journal of Economic Modeling Research*; 5(17),145-16(in Persian).

Gregory, R. G. & Borland, J. (1999). Recent developments in public sector labor markets. *Handbook of labor economics*, 3, 3573-3630.

Hospido, L., & Moral Benito, E. (2016). The public sector wage premium in Spain: evidence from longitudinal administrative data. *Labour Economics*, 42, 101-122.

Huertas, I. P. M. Ramos, R. & Simon, H. (2017). Regional differences in the gender wage gap in Spain. *Social Indicators Research*, 134(3), 981-1008.

Juhn, C., Murphy, K. M. and Pierce, B. (1991) Accounting for the slowdown in Black-White wage convergence, in Workers and Their Wages: Changing Patterns in the United States (Ed.) M. H. Kosters, American Enterprise Institute, Washington.

Keshavarz Haddad,Gh. (2016). *Economics of micro-data and policy evaluation*, nashreney, Tehran.

Keshavarz Haddad,GH.,& Alaviyan Ghavanini,A. (2012). Gender wage gap in urban labor market iranian. *Economic Research of Iran*, 17(53), 101-133 (in Persian).

Klein, V. (2013). Britain's Married Women Workers*: History of an Ideology*. Routledge.

Manning, A., & Petrongolo, B. (2008). The part-time pay penalty for women in Britain. *The economic journal*, 118(526), 28-51.

Mincer, J. (1974), *Schooling, experience and earnings*. Columbia University, New York.

Morikawa, M. (2016). A comparison of the wage structure between the public and private sectors in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 39, 73-90.

Neumark, D. (1988). Employers discriminatory behaviour and theestimation of wage discrimination. *The Journal of Human Resources*, 23, 279–295.

Noroozi, L.(2004). Gender differences in employment structures. *Woman in Denelopment and Politics*,2(1),165-178 (in Persian).

Oaxaca, R. (1973): Male–female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709.

Oaxaca, R. L. and Ransom, M. (1988) Searching for the effect of unionism on the wages of union and nonunion workers, *Journal of Labor Research*, 9, 139–48.

Tansel, A., Keskin, H. I., & Ozdemir, Z. A. (2020). Public-private sector wage gap by gender in Egypt: Evidence from quantile regression on panel data, 1998–2018. *World Development*, *135*, 105060.

Zheng, K. (2017). The Wage Gap between the Public and Private Sector Among Canadian-born and Immigrant Workers. Major MA paper, *University of Ottawa*.

Azizmohammadlou,H. (2018). Comparative Evaluation of the Effects of Policies Instruments on Employment and Labor Demand in Iranian

Economic Sectors Based on Disequilibrium Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE),3(15*),43-78(in Persian).

Bauer, T. K., & Sinning, M. (2010). Blinder–Oaxaca decomposition for Tobit models. *Applied Economics*, 42(12), 1569-1575.

Becker, G.S. (1964): Human capital. A theoretical and empirical analysis with special reference to education. *The University of Chicago Press*, Chicago

Bidarbakhatnia, N., & Gorgorzadeh, A. (2019). Investigating Factors Affecting Gender Pay Discrimination in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi), 54*(2), 285-301. doi: 10.22059/jte.2019.71285 (in Persian).

Blinder, A.S. (1973): Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455.

Fairlie, R. W. (2003).An extension of the Blinder–Oaxaca decomposition technique to logit and Probit models, Yale University Economic Growth Center, *Discussion Paper*, 873, 1–11.

Googardchian,A., Taybi,K.,Ghasavi,E,. (2014). The effect of women's employment on the gender income gap in Iran (1991-2001). *Quarterly Journal of Economic Modeling Research*; 5(17),145-16(in Persian).

Gregory, R. G. & Borland, J. (1999). Recent developments in public sector labor markets. *Handbook of labor economics*, 3, 3573-3630.

Hospido, L., & Moral Benito, E. (2016). The public sector wage premium in Spain: evidence from longitudinal administrative data. *Labour Economics*, 42, 101-122.

Huertas, I. P. M. Ramos, R. & Simon, H. (2017). Regional differences in the gender wage gap in Spain. *Social Indicators Research*, 134(3), 981-1008.

Juhn, C., Murphy, K. M. and Pierce, B. (1991) Accounting for the slowdown in Black-White wage convergence, in Workers and Their Wages: Changing Patterns in the United States (Ed.) M. H. Kosters, American Enterprise Institute, Washington.

Keshavarz Haddad,Gh. (2016). *Economics of micro-data and policy evaluation*, nashreney, Tehran.

Keshavarz Haddad,GH.,& Alaviyan Ghavanini,A. (2012). Gender wage gap in urban labor market iranian. *Economic Research of Iran*, 17(53), 101-133 (in Persian).

Klein, V. (2013). Britain's Married Women Workers*: History of an Ideology*. Routledge.

Manning, A., & Petrongolo, B. (2008). The part-time pay penalty for women in Britain. *The economic journal*, 118(526), 28-51.

Mincer, J. (1974), *Schooling, experience and earnings*. Columbia University, New York.

Morikawa, M. (2016). A comparison of the wage structure between the public and private sectors in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 39, 73-90.

Neumark, D. (1988). Employers discriminatory behaviour and theestimation of wage discrimination. *The Journal of Human Resources*, 23, 279–295.

Noroozi, L.(2004). Gender differences in employment structures. *Woman in Denelopment and Politics*,2(1),165-178 (in Persian).

Oaxaca, R. (1973): Male–female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709.

Oaxaca, R. L. and Ransom, M. (1988) Searching for the effect of unionism on the wages of union and nonunion workers, *Journal of Labor Research*, 9, 139–48.

Tansel, A., Keskin, H. I., & Ozdemir, Z. A. (2020). Public-private sector wage gap by gender in Egypt: Evidence from quantile regression on panel data, 1998–2018. *World Development*, *135*, 105060.

Zheng, K. (2017). The Wage Gap between the Public and Private Sector Among Canadian-born and Immigrant Workers. Major MA paper, *University of Ottawa*.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) پاییز ۱۴۰۲ ۲۰(۳) ۱۸۵-۱۶۵

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

عوامل موثر بر قیمت مسکن با رویکرد زیست محیطی (مقایسه برخی کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه)

نصیبه کاکویی*، کامبیز هژبر کیانی**، فرهاد غفاری***، علی امامی میبدی

** دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه علوم و تحقیقات، تهران، ایران.*

*** استاد تمام گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه علوم و تحقیقات، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)*

**** دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه علوم و تحقیقات، تهران، ایران.*

***** استاد تمام گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۳ آذر ۱۳۹۹
تاریخ بازنگری: ۱٤ فروردین ۱۴۰۰
تاریخ پذیرش: ۹ اردیبهشت ۱۴۰۰

طبقه‌بندی JEL: *C23 ,R32 Q53*

واژگان کلیدی:
آلودگی هوا، تکنیک داده‌های تابلویی، تکنیک خودتوضیح برداری با وقفه‌های، گسترده غیرخطی (NARDL)، قیمت مسکن

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: k-kiani@srbiau.ac.ir
0000-0002-3752-4508

آدرس پستی:
تهران، دانشگاه علوم و تحقیقات، دانشکده مدیریت و اقتصاد.

اطلاعات تکمیلی: این مقاله برگرفته از پایان نامه‌ی دکتری خانم نصیبه کاکویی در رشته اقتصاد به راهنمایی کامبیز هژبرکیانی در دانشگاه علوم و تحقیقات، دانشکده مدیریت و اقتصاد است.

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

چکیده

مسکن به عنوان اساسی ترین نیاز زیستی انسان پس از خوراک و پوشاک است که برای حیات و بقای فرد و جامعه بسیار مهم می باشد. به خصوص در سال هاي اخیر با رشد جمعیت، شهرنشینی و تشکیل خانوارهاي جدید، این نیاز بیش از پیش احساس می شود. آلودگی هوا نیز به عنوان یکی از مهمترین دغدغه های زیست محیطی قرن حاضر و پیامد حاصل از افزایش روزافزون جمعیت و شهرنشینی، جان میلیون ها نفر در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته را تهدید می کند. لذا هدف این تحقیق بررسی و مقایسه اثر آلودگی هوا و متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن در برخی از کشورهای توسعه یافته (شامل: نروژ، سوئیس، استرالیا، ایسلند، دانمارک، امریکا، ژاپن و جمهوری چک) و درحال توسعه (شامل: ترکیه، مکزیک، برزیل، چین، کلمبیا، آفریقای جنوبی، اندونزی، هند) و ایران می‌باشد. بدین منظور از مدل اقتصاد کلانی استفاده شده که متغیرهای توضیحی شامل: شاخص آلودگی هوا، درآمد سرانه، نقدینگی، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، نرخ بهره و نرخ ارز برای متغیر وابسته شاخص قیمت مسکن به کار گرفته شد. برآورد مدل در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی (Panel Data) و طی بازه زمانی (۲۰۱۷-۲۰۱۰) و در ایران با بکارگیری تکنیک خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده غیرخطی (NARDL) و طی بازه زمانی (۹۶-۱۳۷۵) انجام شد. لازم به ذکر است شاخصی که برای بیان آلودگی هوا در نظرگرفته شده (PM2.5) است. نتایج حاصل از تخمین مدل بیانگر این واقعیت است که افزایش آلودگی هوا منجر به کاهش ۳۰ درصدی قیمت مسکن در کشورهای توسعه یافته می شود در حالی که در کشورهای درحال توسعه ارتباط میان آلودگی هوا و قیمت مسکن معنادار نیست. در ایران نیز یافته‌های حاصل از برآورد مدل حاکی از تاثیرآلودگی هوا بر اجاره‌بهای مسکن است به نحوی که کاهش سطح آلودگی هوا منجر به افزایش اجاره‌بهای مسکن به میزان ۲۳ درصد و افزایش سطح آلودگی هوا منجر به کاهش اجاره‌بهای مسکن به میزان ۳۶ درصد می‌شود. همچنین برآوردها نشان می‌دهد که در هر دو گروه از کشورهای مورد بررسی و ایران، درآمد سرانه موثر ترین متغیر بر قیمت می‌باشد اما اثر برخی از متغیرها (مانند شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، نرخ ارز و نرخ بهره) بر قیمت مسکن در کشورهای مورد بررسی متفاوت بوده است. در کشورهای توسعه یافته نرخ ارز و در کشورهای درحال توسعه و ایران نقدینگی بر قیمت مسکن اثر معناداری نداشتند.

ارجاع به مقاله:

کاکویی، نصیبه.، هژبر کیانی، کامبیز.، غفاری، فرهاد و امامی میبدی، علی. (۱۴۰۲). عوامل موثر بر قیمت مسکن با رویکرد زیست محیطی (مقایسه برخی کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه). *فصلنامه علمی-پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۲۰ (۳)، ۱۸۵-۱۶۵.

10.22055/jqe.2021.36051.2311

© 2023 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

به مرور زمان و با شکل گیری مطالعات بین رشته ای، میان علوم مختلف از جمله علم اقتصاد با محیط زیست ارتباط ایجاد گردید. اکثر فعالیتهای اقتصادی منجر به ایجاد ضایعات، هرچند اندک می‌شوند (Momenzadeh Vahedi, 2012). از جمله این فعالیت‌ها می‌توان به ساخت مسکن (به عنوان دارایی و سرپناه) اشاره نمود. از یک سو تغییر در قیمت مسکن به عنوان اصلی ترین دارایی در سبد پرتفولیوی خانوارها منجر به تغییر ثروت فرد در طول زمان خواهد شد و از سوی دیگر نوسان‌های قیمت مسکن، علی الخصوص افزایش‌های سریع آن از جمله تهدیدهایی است که هدف دولت ها مبنی بر دسترسی آحاد مردم به مسکن را با چالش مواجه می‌کند (Khalili Araghi, Mehrara, & Azimi, 2012).

آلودگی محیط زیست یکی از مهمترین پیامدهای رشد جمعیت و ساخت مسکن می‌باشد. آلودگی در برخی از کشورها آنچنان جدی و خطرناک شده که علاوه بر سیاست‌ها و اقدامات درون مرزی، سازماندهی آلودگی در حوزه بین الملل را نیز دنبال می‌کنند (Pajooyan & Moradhasel, 2008). از میان انواع آلودگی‌های زیست محیطی، آلودگی هوا از مهمترین مسائل زیست‌محیطی است که امروزه هم کشورهای توسعه یافته و صنعتی و هم کشورهای درحال توسعه با آن دست به گریبان هستند (Laden, Schwartz, Speizer, & Dockery, 2006).

آلودگی هوا تهدیدی جدی برای آینده قلمداد می شود به همین سبب بررسی وضعیت انتشار گازهای آلوده کننده هوا و عوامل موثر بر آن امری ضروری است. به دلیل تشدید انتشار آلاینده ها می توان گفت که مطالعات اقتصادی مرسوم، برای برنامه ریزی های اقتصادی حمایت از محیط زیست کافی نبوده و مقوله محیط زیست نیاز به مطالعه وسیع تر با عوامل اقتصادی جدیدتر دارد (Hemati, Emadzadeh, & Ranjbar, 2018).

لذا در این تحقیق ابتدا با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی[1] اثر آلودگی هوا بر قیمت مسکن در کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه مورد بررسی و مقایسه قرار گرفت و سپس این بررسی برای ایران با استفاده از تکنیک خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده غیرخطی (NARDL)[2] صورت گرفت. لازم به ذکر است که اکثر مطالعاتی که به بررسی اثر آلودگی هوا بر قیمت مسکن پرداختند از متغیرهای خرد و روش هدانیک استفاده نمودند، در حالی که در این مطالعه از اساسی‌ترین متغیرهای کلان تاثیرگذار بر بازار مسکن استفاده گردید.

در این مقاله پس از بیان مقدمه، در بخش دوم مطالعات انجات شده در داخل و خارج کشور ارائه می شود. در بخش سوم مبانی نظری بیان می‌گردد. بخش چهارم به برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتایج اختصاص دارد. نتیجه گیری در بخش پنجم ارائه شده است.

۲- پیشینه تحقیق

زاوادسکاس و همکاران (۲۰۰۷) در پژوهشی اثر آلودگی هوا یا آلودگی صوتی را بر ارزش املاک ویلنیوس[3] (پایتخت کشور لیتوانی) مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که آلودگی تاثیر بسزایی بر قیمت ملک داشته اما این اثر بسته به محل قرار گرفتن ملک و فاصله از منبع آلودگی (اینکه منبع، آلودگی هوا باشد یا آلودگی صوتی) متفاوت بوده است (Zavadskas, Kaklauskas, Šaparauskas, & Kalibatas, 2007).

صادقی و همکاران (۲۰۰۸) به بررسی اثر هوای پاک بر اجاره‌بهای مسکن تبریز با استفاده از روش هدانیک پرداختند. نتایج به دست آمده طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۸٤ نشان داد که با افزایش آلودگی، اجاره بهای اماکن مسکونی کاهش یافته است (Sadeghi, Khosh Akhlagh, Emadzadeh, & Dalali Esfahani, 2008). امامی و همکاران (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای با بکارگیری تکنیک هدانیک میزان تاثیرگذاری آلودگی هوا و فضای سبز سرانه بر قیمت مسکن در شهر تهران را مورد بررسی قرار دادند. بدین منظور از

---

[1] Panel Data

[2] Non-Linear Auto Regressive Distributed Lag Method

[3] Vilnius

داده‌های ۱۷ منطقه تهران برای سال ۱۳۸۳ استفاده گردید. بر اساس نتایج به دست آمده، آلودگی هوا بر قیمت مسکن تاثیر منفی داشته است (Emami maboodi, Azami, & Haghdoost, 2010).

اعظمی (۲۰۰۹) به تخمین تابع قیمت هدانیک زیست محیطی مسکن شهر تهران با استفاده از تکنیک داده‌های ترکیبی طی بازه زمانی ۸۵-۱۳۸۱ پرداخت. نتایج نشان داد که با یک درصد افزایش در آلودگی هوا (برحسبPSI) قیمت واحد مسکونی ۰/۰۷۱ درصد کاهش یافته است (Azami, 2009). مینگوز و همکاران (۲۰۱۰) در مقاله‌ای به بررسی اثر آلودگی هوا بر قیمت مسکن شهر مادرید پرداختند. بدین منظور محققین از داده‌های سه ماهه آخر سال ۲۰۰۹ و روش هدانیک برای تخمین قیمت مسکن استفاده نمودند و سپس با بکارگیری دو روش حداکثر درستنمایی (ML)[4] و روش حداقل مجذورات دو مرحله‌ای (TSLS)[5] به ارزیابی اثر آلودگی بر قیمت مسکن پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که تصمیم برای خرید منزل در مادرید به کیفیت هوای منطقه وابسته نبوده است (Minguez, Fernández-Avilés, & Montero, 2010). اجلالی (۲۰۱۱) به بررسی تاثیر هوای پاک بر قیمت مسکن در شهر تهران به روش هدانیک پرداخت. جامعه آماری، معاملات رهن ثبت شده برای مناطق ۱ تا ۸ و مناطق ۱۳ و ۱٤ در سال ۱۳۸۹ بوده است. نتایج حاصله بیانگر آن بود که برای تمامی مناطق مورد بررسی، به جز دو منطقه، میان قیمت مسکن و کیفیت هوا رابطه مثبت و معناداری وجود داشته است (Ejlali, 2011). آزمی و همکاران (۲۰۱۲) به تجزیه و تحلیل رابطه بین کیفیت هوا و ارزش بازاری ملک مسکونی پرداختند. مطالعه بر روی دو منطقه پتالینگ و کلانگ از شهر سلانگور (کشور مالزی) طی بازه زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰٦ و با استفاده از تکنیک همبستگی پیرسون صورت گرفت. نتایج نشان دهنده وجود همبستگی مثبت میان آلودگی هوا و قیمت املاک در هر دو منطقه بود (Azmi, Azhar, & Nawawi, 2012).

چیارازو و همکاران (۲۰۱٤) به بررسی اثر کیفیت زیست محیطی بر انتخاب محل سکونت و قیمت منازل مسکونی پرداختند. بدین منظور از تکنیک هدانیک و مدل رگرسیون خطی چندگانه استفاده نمودند. حدود مکانی تحقیق، شهر تارنتو (واقع در جنوب ایتالیا که

---

[4] Maximum Likelihood

[5] Two stage least square

بزرگترین کارخانه فولاد اروپا در آن واقع شده است) و حدود زمانی سال ۲۰۱۲ بوده است. نتایج حاصل از بررسی‌ها نشان داد که بهبود کیفیت هوا منجر به افزایش قیمت ملک می‌گردد (Chiarazzo, Coppola, Dell'Olio, Ibeas, & Ottomanelli, 2014). هانگ و لانز (۲۰۱۵) به بررسی ارزش کیفیت هوا بر بازار املاک برای تمام ۲۸۸ شهر چین در سال ۲۰۱۱ پرداختند. نتایج نشان داد که یک میکروگرم کاهش در غلظت PM10 (معیار آلودگی) منجر به افزایش ارزش مسکن به میزان ۸۰ یوان (معادل ۱۱/٦۷ دلار) گردید (Huang & Lanz, 2018). امینی بهبهانی و نفری (۲۰۱۷) به بررسی اثر علیت آلودگی هوا در بازار مسکن شهر تهران پرداختند. محققین با استفاده از تکنیک داده‌های ترکیبی برای محلات مختلف شهر تهران، متوجه شدند که افزایش ۳۰ درصدی در هر میلی متر غلظت دی اکسید نیتروژن در فضای باز منجر به کاهش قیمت مسکن در حدود ۳ تا ٦ درصد می‌شود (Behbahani & Nafari, 2018). سالم و اکابری (۲۰۱۸) در مطالعه خود میزان تمایل به پرداخت برای کیفیت محیط زیست به عنوان یکی از عوامل اثرگذار بر قیمت مسکن را با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی گشتاور تعمیم یافته طی بازه زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۱ برای استان های مختلف ایران مورد بررسی قرار دادند. نتایج بدست آمده حاکی از رابطه منفی و معنادار میان آلودگی هوا و قیمت مسکن بوده اما تمایل به پرداخت خانوارها برای داشتن هوای پاک در استان‌های مختلف متفاوت بوده است (Salem & Akaberi, 2018). ژانگ و ژنگ (۲۰۱۹) در مقاله‌ای به بررسی تعامل پویا میان قیمت مسکن و کیفیت هوا برای ۳۰ استان چین طی بازه زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۳ با استفاده از تکنیک خودرگرسیون برداری پانل[6] پرداختند. محققین ثابت کردند که کیفیت بهتر هوا منجر به افزایش قیمت مسکن می‌شود و همچنین رشد سریع قیمت مسکن نیز به بهبود کیفیت هوا کمک می‌کند. اما تاثیر مثبت قیمت مسکن بر کیفیت هوا برای مناطق توسعه یافته تر مانند شرق چین، شهرهای درجه یک و بازارهای مسکن که سریعتر از حد متوسط رشد می‌کنند، قوی تر است (Zhang & Zheng, 2019).

[6] Panel Var

۳- مبانی نظری

در این قسمت جهت تبیین مبانی نظری شکل گیری قیمت‌ها در بازار مسکن، ابتدا به عوامل موثر بر قیمت مسکن و بازار آن می‌پردازیم.

مطالعه عوامل مؤثر بر رفتار متقاضیان و عرضه کنندگان مسکن به عنوان یک رویکرد اصلی در بررسی قیمت مسکن است. در مورد تقاضای مسکن هدف اصلی آن است که مسکن به عنوان یک دارایی مدنظر قرار گیرد. در این رویکرد میزان اثرگذاری متغیرهای اقتصادی و جمعیتی مانند قیمت مسکن، درآمد، نرخ بهره، اجاره، جمعیت کشور و ساختار آن و نرخ تورم بر انتخاب متقاضیان بررسی می شود.

اما عرضه مسکن کمتر از تقاضای مسکن مورد مطالعه قرار گرفته است. دی پاسکال (۱۹۹۹)[7] نبود واحد استاندارد برای اندازه گیری خدمات مسکن و فقدان اطلاعات از عرضه واحدهای موجود مسکن را به عنوان دو مورد از مشکلات عرضه مسکن مطرح نموده است. عرضه مسکن تابع قیمت حقیقی مسکن با وقفه زمانی، قیمت زمین، هزینه نیروی کار، قیمت سایر پروژه‌های ساختمانی، حجم اعتبارات، قیمت زمین، هزینه ساخت و نرخ بهره می‌باشد (DiPasquale & Wheaton, 1994; Kenny, 1999; Poterba, 1984).

لذا با توجه به این مطالب می‌توان بیان نمود که قیمت مسکن به عوامل مختلفی بستگی دارد که مهمترین این عوامل و نحوه تاثیرگذاری آنها بر قیمت مسکن به شرح ذیل می‌باشد:

الف- درآمد سرانه: بر اساس مبانی نظری خرد و با فرض ثبات سایر شرایط، به دلیل نرمال بودن مسکن با افزایش درآمد سرانه خانوارها، تقاضا برای آن افزایش خواهد یافت. دو دلیل برای این امر عبارتند از: ۱/ افزایش تقاضای مصرفی مسکن: بدین معنی که با افزایش درآمد، خانوارها تمایل دارند که اجاره نشینی را ترک کرده و صاحب مسکن شوند (به خصوص در کلان شهرها که قیمت نسبی مسکن در آنها بالاست) در نتیجه تقاضا برای مسکن افزایش می یابد. ۲/ افزایش تقاضای سرمایه ای مسکن: با افزایش درآمد حقیقی میل نهایی به پس انداز افزایش می یابد و در نتیجه تمایل خانوارها به سرمایه گذاری نیز افزایش خواهد یافت. از آنجایی که بازار مسکن به عنوان یک بخش جذاب برای

[7] DiPasquale

سرمایه‌گذاری پیش روی خانوارها قرار دارد لذا افزایش درآمد سرانه خانوارها منجر به سرمایه‌گذاری بیشتر ایشان در بازار مسکن شود. این سرمایه‌گذاری هم می‌تواند منجر به تغییر عرضه مسکن شود (از طریق ساخت و ساز مسکن جدید توسط خانوارها) و هم بخش تقاضای این بازار را (از طریق خرید مسکن توسط ایشان به عنوان یک کالای بادوام سرمایه ای). مجموع اثرات افزایش درآمد سرانه منتهی با افزایش تقاضا برای مسکن و به تبع آن، افزایش قیمت برای این کالا خواهد شد (Jafari Samimi, (Mila) Elmi, & Hadizadeh, 2007).

ب- نرخ بهره: نرخ بهره بر هر دو سمت بازار مسکن یعنی عرضه و تقاضا تاثیرگذار است. افزایش نرخ بهره منجر به افزایش هزینه استقراض و در نتیجه سقوط عرضه و تقاضا برای مسکن خواهد شد. در مقابل، زمانی که نرخ بهره کاهش یابد (به عنوان مثال به دلیل رشد عرضه پول)، هزینه کاربر از دریافت تسهیلات برای مسکن کاهش و عرضه و تقاضا برای مسکن افزایش خواهد یافت (Jafari Samimi et al., 2007).

ج- نقدینگی: افزایش حجم نقدینگی به عنوان مهم ترین متغیر پولی در اقتصاد کلان منجر به افزایش شاخص قیمت‌ها و در نتیجه افزایش قیمت مسکن می شود.

د- تورم: تورم از دو کانال منجر به افزایش قیمت مسکن می شود. نخست آنکه تورم از کانال افزایش شاخص قیمت مصالح و خدمات ساختمانی منجر به افزایش هزینه تمام شده بنا و در نتیجه افزایش قیمت نهایی مسکن می گردد. از سوی دیگر در شرایط تورمی کارگران ساختمانی تورم واقعی را در نظر گرفته و برای جلوگیری از کاهش قدرت خرید خود، تقاضای دستمزد واقعی بالاتری خواهند کرد. در واقع چه صنعت ساختمان کاربر باشد و چه سرمایه بر، از دید نظری بالا رفتن سطح قیمت‌ها، منجر به افزایش قیمت در این بخش خواهد شد (Jafari Samimi et al., 2007).

ه- آلودگی هوا (به عنوان مهمترین نوع آلودگی‌های زیست محیطی): در زمینه نحوه تاثیرگذاری این متغیر بر قیمت مسکن می توان دو واکنش را در نظر گرفت:

I. آلودگی هوا برای برخی از اقشار جامعه اهیمت چندانی ندارد زیرا این افراد بیشتر تحت تاثیر عواملی مانند امکانات عمومی محله، نزدیکی به مرکز شهر و ... هستند؛ لذا در این حالت آلودگی اثری بر قیمت مسکن ندارد (Mar Iman, Hamidi, & Liew, 2009).

II. در صورتی که مردم به مسئله آلودگی واکنش نشان دهند، تفاوت در مطلوبیت‌های زیست محیطی منجر به تفاوت در قیمت مکسن در مناطق مختلف می گردد. بدین معنی که، مناطقی که از نظر متغیرهای زیست محیطی مانند ٥کیفیت هوا و فضای سبز از دیگر مناطق بهتر باشند، از نوعی رانت برخوردار می‌شوند بنابراین قیمت منازل مسکونی در این مناطق نسبت به سایر مناطق بالاتر در نظر گرفته می‌شود (Emami maboodi et al., 2010).

III. بنابراین با توجه به اثرات متفاوت آلودگی هوا بر قیمت مسکن، در این مطالعه به دنبال پاسخگویی به این پرسش هستیم که: آلودگی هوا چه اثری بر قیمت مسکن در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه دارد؟

ی- نرخ ارز: نرخ ارز بر بخش مسکن از دو جنبه تاثیرگذار می باشد. اولا با افزایش نرخ ارز، افراد اقدام به خرید و فروش ارز خواهند کرد که این امر منجر به کاهش تقاضا برای مسکن و در نتیجه کاهش قیمت مسکن می گردد. ثانیا افزایش نرخ ارز سبب افزایش هزینه کالاها و خدمات مرتبط با ساخت مسکن و در نهایت افزایش قیمت مسکن می شود (Fallahi, Panahi, & Karimi Kandoleh, 2017).

۴- برآورد مدل

۴-۱- تصریح مدل

با توجه به مبانی نظری بیان شده، به منظور بررسی اثر آلودگی هوا بر قیمت مسکن از مدل زیر که بر گرفته از مطالعات کاغذیان، نقدی و پاشایی (۱۳۹۳)، ژانگ و ژنگ (۲۰۱۸) می‌باشد، استفاده شده است:

$$LogRHP_t = \beta_1 + \beta_2 LogAPI_t + \beta_3 LogY_t + \beta_4 LogM2_t + \beta_5 LogCPI_t + \beta_6 LogER_t + \beta_7 IR_t + \varepsilon_t \quad (۱)$$

که در این مدل:

$LogRHP_t$: لگاریتم قیمت مسکن در سال t (به قیمت ثابت) سال ۲۰۱۰)

$LogAPI_t$: لگاریتم شاخص آلودگی هوا در سال t

$LogY_t$: لگاریتم درآمد سرانه در سال t (به قیمت ثابت) سال ۲۰۱۰)

$LogM2_t$: لگاریتم نقدینگی در سال t (به قیمت ثابت) سال ۲۰۱۰)

$LogCPI_t$: لگاریتم شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در سال t (به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰)

$LogER_t$: لگاریتم نرخ ارز در سال t

IR_t : نرخ بهره در سال t

در اینجا ذکر دو نکته ضروری است: اول آنکه شاخصی که برای آلودگی هوا در نظر گرفته شده میزان ذرات معلق PM2.5 می‌باشد. دوم؛ سال پایه برای کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه ۲۰۱۰ و برای ایران ۱۳۹۰ می باشد.

حدود مکانی تحقیق، منتخبی از کشورهای توسعه یافته (شامل: نروژ، سوئیس، استرالیا، ایسلند، دانمارک، امریکا، ژاپن و جمهوری چک) و کشورهای درحال توسعه (شامل: ترکیه، مکزیک، برزیل، چین، کلمبیا، آفریقای جنوبی، اندونزی و هند) و ایران می‌باشد. بازه زمانی تحقیق برای کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه سال های ۲۰۱۷-۲۰۱۰ و برای ایران ۹۶-۱۳۷۵می‌باشد. دسته بندی کشورها بر اساس آمار بانک جهانی[8] و بر مبنای شاخص توسعه انسانی[9] ارائه شده در سال ۲۰۱۸ صورت گرفته است. مبنای انتخاب این دو گروه از کشورها، فرضیه پناهگاه آلودگی است که بیان می‌کند کشورهای پیشرفته برای مسائل زیست محیطی از جمله آلودگی هوا نسبت به کشورهای درحال توسعه اهمیت بیشتری قائل می باشند و این امر موجب شده که کشورهای توسعه یافته صنایع آلاینده خود را به کشورهایی که استانداردهای زیست محیطی ضعیف‌تری دارند، منتقل نمایند.

اطلاعات آماری مورد نظر که به صورت سری زمانی می‌باشد از طریق درگاه اطلاعاتی بانک جهانی[10]، صندوق بین المللی پول[11]، سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، بانک مرکزی ایران[12]، مرکز آمار ایران و ترازنامه انرژی جمع آوری گردید.

---

[8] World Bank Group, WBG

[9] Human Development Index (HDI)

[10] World Bank

[11] International Monetary Fund (IMF)

[12] Central Bank of Iran (CBI)

۲-۴- برآورد مدل برای کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه

با توجه به کوتاه بودن بازه زمانی (به دلیل محدودیت دسترسی به اطلاعات) و نامعتبر بودن نتایج آزمون ریشه واحد در این شرایط، در گام اول مسئله ناهمگنی واحدها با استفاده از آماره آزمون F لیمر مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون فوق برای دو گروه کشور مورد بررسی در جدول ذیل ارائه شده است:

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون F لیمر در کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 1. Results of F-Limer test in developed and developing countries
Source: Research results

		statistic	prob
کشورهای توسعه یافته	Cross-section F	۴۰۰.۲۲	۰/۰۰۰
	Cross-section chi-square	۹۹/۸۶۲	۰/۰۰۰
کشورهای درحال توسعه	Cross-section F	۲۱/۴۳۱	۰/۰۰۰
	Cross- section chi-square	۸۸/۷۳۰	۰/۰۰۰

با توجه به اینکه ارزش احتمال آماره آزمون F برای هر دو گروه کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه کوچکتر از ۰/۰۱ است بنابراین برای برآورد مدل در هر دو گروه از کشورها از تکنیک Panel Data استفاده می گردد.

به عنوان گام بعدی برای بررسی مسئله همبستگی بین اجزای اخلال و متغیرهای توضیحی (یعنی انتخاب میان روش اثرات ثابت و روش اثرات تصادفی) آزمون هاسمن انجام گردیده که نتایج این آزمون به شرح ذیل می‌باشد:

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون هاسمن در کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 2. Results of Hausmann test in developed and developing countries
Source: Research results

		Chi-sq statistic	prob
کشورهای توسعه یافته	Cross-section random	۹۴٫۰۵۸	۰٫۰۰۰
کشورهای درحال توسعه	Cross-section random	۵۳٫۴۸۷	۰٫۰۰۰

با توجه به اینکه ارزش احتمال آماره آزمون هاسمن برای هر دو گروه کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه کوچکتر از ۰/۰۱ می‌باشد، بنابراین الگو در هر دو گروه از کشورها بر اساس روش اثرات ثابت است. نتایج تخمین الگو برای هر دو گروه از کشورها در **جدول ۳** ارائه گردیده است:

جدول ۳. نتایج حاصل از تخمین مدل برای کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 3. Results of model estimation for developed and developing countries
Source: Research results

	کشورهای توسعه یافته	کشورهای درحال توسعه
متغیرها	ضرایب	ضرایب
LAPI	-۰٫۳۰۴ (-۱٫۹۶۳)	-۰٫۲۶۲ (-۱٫۳۸۳)
LY	۰٫۴۲۲ (۴٫۰۷۷)	۰٫۶۶۹ (۳٫۳۵۷)
LM2	۰٫۳۶۱ (۳٫۳۹۲)	-۰٫۲۵۶ (-۱٫۵۳۳)
LCPI	۰٫۱۱۱ (۰٫۳۸۱)	۰٫۴۸۶ (۲٫۱۹۷)
LER	۰٫۰۳۶ (۰٫۴۷۳)	-۰٫۰۴۹ (-۲٫۴۵۱)

IR	۰٫۰۰۵ (۲٫۷۵۵)	-۰٫۰۰۲ (-۲٫۴۰۱)
C	-۳٫۷۴۸ (-۲٫۴۶۴)	۱٫۹۷۶ (۱٫۲۱۵)
	R^2= ۰٫۸۵ D.W= ۱٫۱۲	R^2= ۰٫۸۷ D.W= ۰٫۷۶

با توجه به جدول فوق نتایج حاصل از تخمین مدل بدین شرح می‌باشد:

در کشورهای توسعه یافته آلودگی هوا منجر به کاهش قیمت مسکن به میزان ۳۰ درصد می‌گردد. این رابطه به وسیله تفاوت در واکنش مردم نسبت به آلودگی هوا و اختلاف در مطلوبیت‌های زیست محیطی قابل توجیه است. اما در کشورهای درحال توسعه ارتباط معناداری میان آلودگی هوا و قیمت مسکن وجود ندارد. دلیل این امر را می‌توان در حجم بالای جمعیت این گروه از کشورها (نسبت به کشورهای توسعه یافته) و توجه بیشتر افراد جامعه به عواملی مانند امکانات عمومی محله، نزدیکی به مرکز شهر و ... در مقایسه با آلودگی هوا جستجو کرد.

با توجه به اینکه مسکن کالایی نرمال می‌باشد، افزایش درآمد سرانه خانوارها منجر به افزایش تقاضا برای مسکن و در نتیجه افزایش قیمت آن خواهد شد. لذا اثر درآمد سرانه بر قیمت مسکن در هر دو گروه از کشورهای مورد بررسی مثبت و معنادار است. به گونه ای که در کشورهای توسعه یافته درآمد سرانه سبب افزایش ٤٢ درصدی در قیمت مسکن می‌شود و در کشورهای درحال توسعه این ضریب ٦٦ درصد است.

اثر نقدینگی بر قیمت مسکن در کشورهای توسعه یافته مثبت و معنادار است به نحوی که افزایش نقدینگی منجر به رشد ٣٦ درصدی در قیمت مسکن می‌شود. اما در کشورهای در حال توسعه اثر نقدینگی بر قیمت مسکن معنادار نمی‌باشد. شاید بتوان دلیل این رابطه را در گرایش بیشتر افراد جامعه در کشورهای درحال توسعه به بازارهای موازی مسکن از قبیل بازار ارز و طلا جستجو نمود.

با توجه به ثبات نسبی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در کشورهای توسعه یافته، این شاخص بر قیمت مسکن در کشورهای فوق الذکر اثری ندارد. در کشورهای درحال توسعه اثر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی بر قیمت مسکن مثبت و معنادار و به میزان ٤٨ درصد است. افزایش هزینه‌های تولید به دنبال افزایش هزینه

مصالح ساختمانی و افزایش دستمزد کارگران در شرایط تورمی، دلیل افزایش قیمت مسکن در این گروه از کشورها است.

ثبات نرخ ارز در کشورهای توسعه یافته سبب شده که این متغیر بر قیمت مسکن تاثیر معناداری نداشته باشد. اما در کشورهای درحال توسعه افزایش نرخ ارز سبب کاهش ٤ درصدی قیمت مسکن می‌شود، دلیل این امر تمایل افراد به اختصاص سرمایه های خود به خرید ارز می باشد که این امر منجر به رکود بازار مسکن و کاهش قیمت مسکن می‌گردد.

افزایش نرخ بهره، سبب افزایش قیمت مسکن به میزان ۰/۵ درصد در کشورهای توسعه یافته و کاهش ۰/۲ درصد در کشورهای درحال توسعه می‌شود. این تاثیرات متفاوت را می‌توان در اثرگذاری متفاوت نرخ بهره بر عرضه و تقاضای مسکن در هر گروه از کشورهای مورد بررسی جستجو نمود.

۳-۴- برآورد مدل برای ایران

جدول ٤. نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مدل
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 4. Generalized Dickey-fUller test results for model variables
Source: Research results

نام متغیر	آماره دیکی فولر تعمیم یافته	مقادیر بحرانی مک کینون			وقفه
		۱٪	۵٪	۱۰٪	
LHPI	-۲/۳۰۸	-۴٫۶۱۶	-۳٫۷۱۰	-۳٫۲۹۷	۱
LAPI	-۶٫۷۹۹	-۲٫۶۸۵	-۱٫۹۵۹	-۱٫۶۰۷	۱
LY	-۳٫۴۶۷	-۲٫۶۸۵	-۱٫۹۵۹	-۱٫۶۰۷	۱
LM2	-۲٫۵۸۵	-۲٫۶۸۵	-۱٫۹۵۹	-۱٫۶۰۷	۱
LCPI	-۲٫۰۴۰	-۲٫۶۸۵	-۱٫۹۵۹	-۱٫۶۰۷	۱
IR	-۴٫۱۶۰	-۲٫۶۸۵	-۱٫۹۵۹	-۱٫۶۰۷	۱
LER	-۲٫۲۲۸	-۲٫۶۸۵	-۱٫۹۵۹	-۱٫۶۰۷	۱

(منظور از یک پایایی در تفاضل مرتبه اول می‌باشد.)

همانطور که نتایج آزمون ریشه واحد موجود در **جدول ٤** نشان می‌دهد تمامی متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش I(1) بوده و این بدان معناست که الگوی خودتوضیح برداری

با وقفه‌های گسترده ARDL[13] برای تحلیل رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای تحقیق حاضر، روش مناسبی است. نتایج تخمین کوتاه‌مدت الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده غیرخطی (NARDL)[14] در **جدول ۵** ارائه شده است:

جدول ۵. نتایج برآورد الگوی خود توضیح برداری با وقفه های گسترده غیرخطی (متغیر وابسته لگاریتم شاخص کرایه مسکن اجاره ای)
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 5. Results of NARDL (The dependent variable of the logarithm of the rental housing index)
Source: Research results

Dependent Variable: LHPI				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Probe
LHPI(-1)	۰٫۵۲۹	۰٫۰۹۵	۵٫۵۲۵	۰٫۰۰۰
LAPI_NEG	۰٫۱۱۱	۰٫۰۵۳	۲٫۰۷۳	۰٫۰۶۰
LAPI_POS	-۰٫۱۶۹	۰٫۰۵۵	-۳٫۰۶۴	۰٫۰۰۹
LY	۰٫۴۶۰	۰٫۲۲۰	۲٫۰۸۶	۰٫۰۵۸
LM2	-۰٫۱۱۳	۰٫۰۷۵	-۱٫۵۰۷	۰٫۱۵۷
LCPI	۰٫۶۳۱	۰٫۱۴۲	۴٫۴۳۵	۰٫۰۰۰
LER	۰٫۱۶۱	۰٫۰۶۳	۲٫۵۶۱	۰٫۰۲۴
IR	۰٫۰۰۲	۰٫۰۰۱	۱٫۹۷۶	۰٫۰۷۱
C	-۰٫۰۸۴	۰٫۳۷۷	-۰٫۲۲۳	۰٫۸۲۷
۰٫۹۹R- Squared:				
۰٫۹۹Adjusted R-Squared:				
۱٫۶۰Durbin –Watson Stat:				

ضریب تعیین مدل ۰/۹۹ به دست آمده است که حاکی از قدرت توضیح دهندگی بالای الگو می‌باشد و بیان می کند که ۰/۹۹ درصد تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای مستقل مدل قابل توضیح است. به منظور بررسی فروض کلاسیک (خودهمبستگی و

[13] Auto Regressive Distributed Lag Method
[14] Non-Linear Auto Regressive Distributed Lag Method

ناهمسانی واریانس) از آزمون‌های تشخیصی مربوطه استفاده شده است. نتایج آزمون‌های تشخیصی در جدول ذیل ارائه شده است:

جدول ٦. نتایج آزمون تشخیصی مدل
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 6. Model diagnostic test results
Source: Research results

آزمون	
LM Test (Breusch-Godfrey)	F-Statistic ۲٫۳۵۷ Prob. F(2,11) ۰٫۱۴۰ Obs*R-squared ۶٫۳۰۰ Prob Chi-Squared(2) ۰٫۰۴۲
Normality	Jarque-Bera ۱٫۸۳۲ Probabilit (۰٫۳۹۹)
Heteroscedasticity (Breusch_Pagan-Godfrey)	F-Statistic ۰٫۵۰۱ Prob. F(8,12) ۰٫۸۳۲ Obs*R- Squared ۵٫۲۶۵ Prob Chi-Squared(8) ۰٫۷۲۸ Scaled explainedSS ۱٫۲۰۹ Prob Chi-Squared(8) ۱٫۹۹۶

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که مدل هیچ گونه مشکلی از لحاظ فروض کلاسیکس ندارد. یعنی خود همبستگی و ناهمسانی واریانس وجود ندارد و توزیع اجزای اخلال نرمال می باشد.

با توجه به اینکه در بررسی وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت، میزان آماره F (معادل ۹٫۳۹۹) از میزان I(1) (معادل ۳٫۱۳) بیشتر است، لذا وجود رابطه بلندمدت تایید می‌گردد. نتایج رابطه بلندمدت در جدول ذیل ارائه شده است:

جدول ۷. نتایج برآورد بلندمدت (متغیر وابسته لگاریتم شاخص کرایه مسکن اجاره ای)
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 7. Long-term estimation results (The dependent variable of the logarithm of the rental housing index)
Source: Research results

Dependent Variable: LHPI				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Probe
LAPI_NEG	۰٫۲۳۷	۰٫۰۹۸	۲٫۴۱۵	۰٫۰۳۲
LAPI_POS	-۰٫۳۶۰	۰٫۱۲۸	-۲٫۸۰۳	۰٫۰۱۶
LY	۰٫۹۷۹	۰٫۳۷۴	۲٫۶۱۴	۰٫۰۲۲
LM2	-۰٫۲۴۱	۰٫۱۴۸	-۱٫۶۲۷	۰٫۱۲۹
LCPI	۱٫۳۴۲	۰٫۱۵۱	۸٫۸۹۰	۰٫۰۰۰
LER	۰٫۳۴۳	۰٫۱۲۲	۲٫۸۰۹	۰٫۰۱۵
IR	۰٫۰۰۵	۰٫۰۰۲	۱٫۷۷۴	۰٫۱۰۱
C	-۰٫۱۷۹	۰٫۷۹۳	-۰٫۲۲۵	۰٫۸۲۵

همانطور که از **جدول ۷** فوق قابل استنتاج است اثر شوک‌های منفی و مثبت آلودگی هوا بر قیمت مسکن معنادار می باشد، بدین معنا که کاهش آلودگی هوا منجر به افزایش اجاره بهای مسکن و افزایش سطح آلودگی هوا منجر به کاهش شاخص اجاره بهای مسکن در ایران می‌شود؛ همچنین ضرایب حاکی از آن است که اثر افزایش آلودگی هوا بر شاخص اجاره بهای مسکن بیشتر از کاهش آلودگی هواست. مثبت بودن ضریب درآمد سرانه در **جدول ۷** نشان از افزایش حدودا ۱۰ درصدی شاخص اجاره بها به ازای ۱۰ درصد افزایش در درآمد سرانه دارد. البته مطابق مبانی نظری و مطالعات صورت گرفته می‌بایست اثر درآمد سرانه بر اجاره بها منفی باشد، زیرا افزایش درآمد سرانه منجر به افزایش تقاضا برای خرید مسکن و کاهش تقاضا برای اجاره و در نتیجه کاهش اجاره بها خواهد شد اما با توجه به تورم بالا و رشد قیمت مسکن در ایران به خصوص در سال‌های اخیر، افزایش درآمد سرانه به حدی نبوده که در نهایت منجر به افزایش تقاضا برای خرید مسکن گردد. ضریب متغیر لگاریتم نقدینگی منفی و بی معنا می‌باشد، دلیل این امر وجود قراردادهای سالانه و چسبندگی نرخ اجاره بها است. نتایج رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که ۱۰ درصد افزایش شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، اجاره بهای مسکن ۱۳ درصد افزایش خواهد یافت.

افزایش نرخ ارز از یک سو با کاهش تقاضا برای خرید مسکن (به دلیل افزایش تمایل برای سرمایه گذاری در بازار ارز) و از سوی دیگر با افزایش تورم در ایران منجر به افزایش تقاضا برای اجاره نشینی و به تبع آن افزایش اجاره بهای مسکن می‌گردد. نتایج حاصل از تخمین مدل، حاکی از اثر بی معنای این متغیر بر شاخص اجاره مسکن در بلندمدت طی دوره مورد بررسی می‌باشد، اما در کوتاه‌مدت با افزایش نرخ بهره، تقاضا برای اجاره مسکن و به تبع آن اجاره بها افزایش خواهد یافت.

پس از اینکه وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای اقتصادی تایید گردید اکنون می‌توان از الگوهای تصحیح خطا (ECM)[15] استفاده کرد. با استفاده از این الگوها نیروهای موثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به بلندمدت اندازه گیری می‌شود. ضریب ECM نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت شاخص اجاره بهای مسکن برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می شود. همان طور که از برآورد مدل تصحیح خطا مشاهده می‌شود، ضریب جزء تصحیح خطا ۰/۴۷۰- به دست آمده که به این معناست که در هر دوره ۴۷ درصد از عدم تعادل در قیمت کرایه مسکن تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می شود.

جدول ۸. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا (متغیر وابسته لگاریتم شاخص کرایه مسکن اجاره ای)
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 8. Results of error correction pattern estimation (The dependent variable of the logarithm of the rental housing index)
Source: Research results

Dependent Variable: D(LHPI)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
C	-۰٫۰۸۴	۰٫۰۱۳	۶٫۰۷۴	۰٫۰۰۰
CointEq(-1)*	-۰٫۴۷۰	۰٫۰۴۳	-۱۰٫۹۱۱	۰٫۰۰۰

[15] Error correction model

۵- نتیجه گیری و پیشنهادات

در این مقاله تلاش شد اثر آلودگی هوا و برخی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن مورد بررسی قرار گیرد. در این راستا، از اطلاعات آماری سالانه منتخبی از کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه طی بازه زمانی (۲۰۱۷-۲۰۰۰) و ایران در بازه زمانی (۹۶-۱۳۷۵) استفاده گردید.

نتایج حاصل از اکثر مطالعات پیشین مانند صادقی ۲۰۰۸، امامی ۲۰۰۹، اجلالی ۲۰۱۱، چیارازو ۲۰۱٤، امینی بهبهانی ۲۰۱۷ و ژانگ ۲۰۱۸، حاکی از وجود رابطه منفی میان آلودگی هوا و قیمت مسکن بوده به نحوی که کاهش در آلودگی و بهبود کیفیت هوا منجر به افزایش قیمت و یا اجاره بهای مسکن می‌شود (Chiarazzo et al., 2014; Emami maboodi et al., 2010; Sadeghi et al., 2008; Zhang & Zheng, 2019). بر اساس نتایج به دست آمده در این مطالعه اثر آلودگی هوا بر قیمت مسکن در کشورهای توسعه یافته منفی و معنادار بوده در حالی که این اثر در کشورهای درحال توسعه بی معنا بوده است. همچنین یافته‌ها حاکی از اثر مثبت درآمد سرانه، نقدینگی، نرخ ارز و نرخ بهره و اثر بی معنای شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی بر قیمت مسکن در کشورهای توسعه یافته و اثر مثبت درآمد سرانه، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، اثر منفی نرخ ارز و نرخ بهره و اثر بی معنای نقدینگی بر قیمت مسکن در کشورهای درحال توسعه می‌باشد. نتایج برآورد مدل در ایران نشان می‌دهد که آلودگی هوا تاثیر معناداری بر اجاره‌بهای مسکن دارد. یافته‌ها همچنین نشان داد که اثر درآمد سرانه، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و نرخ ارز بر شاخص اجاره بهای مسکن مثبت و معنادار و اثر نرخ بهره و نقدینگی بر متغیر مستقل بی معنا بوده است.

با توجه به نتایج به دست آمده پیشنهادات ذیل در جهت کنترل قیمت مسکن ارائه می‌گردد:

- ثبات قیمت ها و جلوگیری از رشد بی رویه شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی از طریق کنترل نقدینگی و نرخ ارز.
- مدیریت نرخ ارز: از آنجایی که نوسانات و ناپایداری نرخ ارز می‌تواند آثار مخربی را در اقتصاد کشورها بر جای گذارد، لذا پیش بینی و استفاده از ابزارهایی که اقتصاد کشورها را در مواجهه با نوسانات نرخ ارز توانمند سازد باید مورد توجه قرار گیرد.

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

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

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

Reference

Azmi, A. S. M., Azhar, R. F., & Nawawi, A. H. (2012). The relationship between air quality and property price. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 50*, 839-854.

Amini Behbahani, A., & Nafari, K. (2017). Air Pollution, Housing Prices, and Costs of Sanctions: A Natural Experiment. *University of Illinois at Urbana-Champaign, Department of Economics*, 1-53.

Behbahani, A. A., & Nafari, K. (2018). *Air Pollution, Housing Prices, and Costs of Sanctions: A Natural Experiment*: SSRN.

Chiarazzo, V., Coppola, P., Dell'Olio, L., Ibeas, A., & Ottomanelli, M. (2014). The effects of environmental quality on residential choice location. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 162*, 178-187.

DiPasquale, D., & Wheaton, W. C. (1994). Housing market dynamics and the future of housing prices. *Journal of Urban economics, 35*(1), 1-27.

Emami maboodi, A., Azami, A., & Haghdoost, e. (2010). Environmental Effective Factors on Houses Prices in Tehran: Hedonic Pricing Approach. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi), 44*(2), -. Retrieved from https://jte.ut.ac.ir/article_20013_6b82c36b7a1a292fc95a869bd74fcb17.pdf

Fallahi, F., Panahi, H., & Karimi Kandoleh, M. (2017). Correlation between Stock Exchange, Dollar, and Gold Coins Returns in the Iranian Economy: A Hilbert- Huang Transform Approach. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi), 52*(4), 905-934. doi:10.22059/jte.2017.63695

Hemati, L., Emadzadeh, M., & Ranjbar, H. (2018). Direct and indirect effects of corruption on pollution in Iran; By ARDL approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 15*(2), 83-110.

Huang, X., & Lanz, B. (2018). The value of air quality in Chinese cities: Evidence from labor and property market outcomes. *Environmental and Resource Economics, 71*(4), 849-874.

Jafari Samimi, A., (Mila) Elmi, Z., & Hadizadeh, A. (2007). Affecting Factors On House Price Index. *Iranian Economic Research, 9*(32). Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_3624.html

Kenny, G. (1999). Modelling the demand and supply sides of the housing market: evidence from Ireland. *Economic Modelling, 16*(3), 389-409.

Khalili Araghi, S. M., Mehrara, M., & Azimi, S. R. (2012). A Study of House Price Determinants in Iran, Using Panel Data. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, *20*(63), 33-50. Retrieved from http://qjerp.ir/article-1-467-en.html

Laden, F., Schwartz, J., Speizer, F. E., & Dockery, D. W. (2006). Reduction in fine particulate air pollution and mortality: extended follow-up of the Harvard Six Cities study. *American journal of respiratory and critical care medicine*, *173*(6), 667-672.

Mar Iman, A., Hamidi, N., & Liew, S. (2009). The effects of environmental disamenities on house prices. *Malaysian Journal of Real Estate*, *4*(2), 32-44.

Momenzadeh Vahedi, T. (2012). Investigating the relationship between foreign direct investment and environmental quality in selected countries (in the form of Kuznets environmental hypothesis). *Master Thesis, University of Central Tehran, Faculty of Economics and Accounting.*

Minguez, R., Fernández-Avilés, G., & Montero, J. (2010). Does air pollution affect the price of housing? A joint geostatistics and spatial econometric perspective. *Development, energy, environment, economics. WSEAS Press, Tenerife*.

Pajooyan, J., & Moradhasel, N. (2008). Assessing the relation between economic growth and air pollution. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, *7*(4), 141-160. Retrieved from http://ecor.modares.ac.ir/article-18-1759-en.html

Poterba, J. M. (1984). Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset-market approach. *The Quarterly Journal of Economics*, *99*(4), 729-752.

Sadeghi, S. K., Khosh Akhlagh, R., Emadzadeh, M., & Dalali Esfahani, R. (2008). the effect of air pollution on housing value (Case study: Tabriz metropolis). *Iranian Journal of Economic Research*, *37*(12). Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_3553.html

Salem, A. A., & Akaberi, T. M. (2018). Calculating the willingness to pay to avoid of pollution harmful effects by using the Hedonic price in different provinces of Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *15*(2), 23-50.

Zavadskas, E., Kaklauskas, A., Šaparauskas, J., & Kalibatas, D. (2007). Vilnius urban sustainability assessment with an emphasis on pollution. *Ekologija*, *53*(2), 64-72.

Zhang, L., & Zheng, H. (2019). Public and Private Provision of Clean Air: Evidence from Housing Prices and Air Quality in China. *Available at SSRN 3214297*.

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 20, No. 3, Autumn 2023

(Serial number 78)

On 04/05/2008 and based on the approval No. 3/2602 of the Secretariat of the National Scientific Journals Commission, Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) received a Scientific-Research rank. It is also indexed in the EBSCO, Directory of Open Access Journals (DOAJ), Islamic World Science Citation Centers (ISC), Jihad Scientific Information Database (SID), National Publications Database (Magiran), Noor Specialized Database, and Google Scholar scientific website.

The Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) has signed a memorandum of cooperation with the Scientific Association of Regional Development Economics of Iran for some interactions and the use of existing capacities.

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Abbreviated Title: JQE
Research Areas: Theoretical Economics and Applied Economics
Frequency: Quarterly
Publisher: Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran
Publishing License: No. 124/720, dated: 2004/3/17, Language: Farsi-English
Address: Shahid Chamran University of Ahvaz, Golestan Street, Ahvaz, 61357-43337 Iran
Telefax: +986133335664
E-mails: JQE [at] scu.ac.ir
Website: http://jqe.scu.ac.ir
DOI: 10.22055/JQE
Open Access: Yes
Licenced by: CC BY-NC 4.0
Policy: Peer-Reviewed, Unspecified sides
Language: Persian
Abstracts Available in: English
Submission Fee: 1000000 Rials which will be taken after the approval of the article for submission to the judgment board.
Publication Fee: 250000 Rials which will be taken for publication after accepting the article.
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271
Indexed and Abstracted in: Islamic World Science Citation Center (ISC) www.ISC.gov.ir & www.ricest.ac.ir
Copyright © 2023 Shahid Chamran University of Ahvaz.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) utilizes "Plagiarism Detection Software (iThenticate)" for checking the originality of submitted papers in the reviewing process.

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 20, No. 3, Autumn 2023

Publisher: Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran
Director-in-Charged: Hasan Farazmand (Ph.D.)
Editor-in-Chief: Seyed Aziz Arman (Ph.D.)
Executive Director: Seyed Morteza Afghah (Ph.D.)
Administrative Assistant: Sayed Amin Mansouri (Ph.D.)
Technical and Layout Editor: Azadeh Badvi
Editor of the English article & abstracts: Amir Mashhadi (Ph.D.)

Editorial Board:

S. A. Arman	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
H. Farazmand	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
S. M. Afghah	Associate professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
S. Parvin	Professor, Allame Tabatabaie University
A. Jafari Samimi	Professor, Mazandaran University
R. Chinipardaz	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
M. Sameti	Professor, Isfahan University
M. Salimi Far	Professor, Ferdowsi University
A-M. Jalaee	Professor, Bahonar University of Kerman
M. Zarra Nezhad	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
M.G. Yousefy	Professor, Allame Tabatabaie University
H. Kurdbacheh	Associate professor, Alzahra University
M. Sameti	Professor, Isfahan University
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

Contents:

Investigation of stock price Herding in Tehran Stock Exchange ……1
Gholamhossein Asadi, Hossein Abdo Tabrizi, Mohammadreza Hamidizadeh, Sajjad Farazmand

Assessing the short run and long run effects of foreign direct investment, human capital and financial development on the economic growth of different income groups in developing countries (application of the panel cointegration approach) …….….....9
Neda Leylian, Mehrzad Ebrahimi, Hashem Zare, Ali Haghighat

The effect of intangible investment on the total factor productivity in Iran's industries ……..……..…….....…..…19
Esfandiar Jahangard, Teymour Mohammadi, Ali Asqhar Salem, Forough EsmaeilySadrabadi

The impact of good governance on income inequality in selected developing and developed countries؛ with an emphasis on control of corruption ……...…..30
Fatemeh moradi, Mohamad jafari, Shahram fattahi

Gender pay gap of public-private sectors in the Iranian Labor Market: decomposition approach based on Tobit model with instrumental variable.....36
Nahid cheshme ghasabani, Ali Akbar Naji Meidani, Seyed Saeed Malek sadati

Factors affecting housing prices with an environmental approach (Comparison of some developed and developing countries) ……....42
Nasibeh Kakoui, Kambiz Hojabr Kiani, Farhad Ghafari, Ali Emami Maybodi

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **20(3) 1-34 -**

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

Investigation of stock price Herding in Tehran Stock Exchange

Gholamhossein Asadi*, Hossein Abdo Tabrizi **, Mohammadreza Hamidizadeh ***, Sajjad Farazmand.

** Associate Professor of Finance, Department of Finance and Insurance, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran . (Corresponding Author)*
***Email**: h-assadi@sbu.ac.ir*
0000-0002-5333-1853
***Postal address**: Department of Finance and Insurance, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.*

*** Visiting Professor of Finance, Department of Finance and Insurance, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.*
***Email**: h.abdoh.tabrizi@gmail.com*

**** Professor of Business, Department of Business, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.*
***Email**: m-hamidizadeh@sbu.ac.ir*

***** PhD candidate in Finance, department of finance, faculty of management and accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.*
***Email**: sajad.farazmand@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 13 December 2020 ***Revision: 13 February 2021*** ***Acceptance: 02 March 2021***	***G11, G17, G40, G41, C63.***	***Financial markets, price herding, decision making, modeling, Monte Carlo method***

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

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

How to Cite:
Faraji Dizaji, Sajjad., Zeighami Dehaghani, Fateme & Sadeghi seghdel, Hossein. (2023). The effects of Natural Resources Rents and Good Governance on Happiness in Selected Countries: A Generalized Method of Moments approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 20(3), 1-34.
10.22055/JQE.2020.31073.2146

© 2023 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

Although herding behavior is mainly defined on the basis of imitation and repetition in existing theories, it is difficult to provide a mathematical model which is able to identify this phenomenon.

METHODOLOGY

Therefore, in this paper, using the Monte Carlo method and stock price data of Tehran Stock Exchange and OTC companies, during the years 2011 to 2019, the herding behavior among the sample companies is investigated. Given that the Iranian capital market is facing the phenomenon of closure, and this can affect the values of price herding, the results are examined with the New York Stock Exchange as a market developed.

FINDINGS

The first finding indicates the presence of herding behavior in 29.6% of possible cases in the sample. The second finding indicates the presence of herding at an average of 4.07%. The third finding reflects the increase in the amount of herding along with the increase in absolute return, which shows that as the stock prices change, the values of herding also increases.

Also, the results show that the herding behaves almost symmetrically with increasing the absolute amount of stock returns, the amount of herding behavior is first decreasing and then increasing. Accordingly, when price change are slight, the amount of herding is small; But with drastic increases,

the average herding behavior also becomes positive and upwards, reaching 16%. This means that as the price of one stock rises, the prices of other stocks also tend to rise, and the sharper the price increase, the greater the amount of imitation of price behavior. A similar trend is observed when prices fall. As prices fall and negative returns intensify, the average rate of herding behavior also increases, and the higher the decline in prices, the higher the rate of herding behavior. As a result, the higher the absolute amount of price return, the greater the amount of herding behavior.

The fourth finding of the study indicates the possibility of a relationship between the herding and trading volume. To examine this relationship in the face of a sharp increase in the volume and number of trades, price data are classified into 20 groups based on the number and volume of trades. Then the amount of herding behavior of each group was calculated. The results show that the relationship between both indices of trading and herding is positive and significant and with a sharp increase in the number or volume of trades, herding measure approaches its maximum value. Similar results on the New York Stock Exchange are described below.

CONCLUSION

Evidence of herding behavior in the New York Stock Exchange also shows that this phenomenon occurs almost twice as much as in the Iranian capital market. Faster and more coordinated dissemination of news and faster reactions to them in NYSE can be the main reasons for this. These results are consistent with a study by Hwang and Salmon (2004) in which the amount of herding behavior in the US market was higher than the South Korean stock exchange. It seems that due to the less trading halts in NYSE, the significant values of price herding in that market mean that the values obtained for the Tehran market are probably not affected by the trading halts and the results can be reliable.

Reference

Alda, M. (2018). Do the most skillful managers herd? Journal of Pension Economics & Finance, 17(4), 488-512.

Arjoon, V., & Bhatnagar, C. S. (2017). Dynamic herding analysis in a frontier market. Research in International Business and Finance, 42, 496-508.

Babajani, J., Ebadi, J., Moradi, N. (2014). Investigating collective behavior in joint investment funds in Tehran Stock Exchange, Financial

Accounting Empirical Studies, 12(47), 47-71 . doi: 10.22054/QJMA.2015.2536 [in Persian].

Babalos, V., Balcilar, M., & Gupta, R. (2015). Herding behavior in real estate markets: novel evidence from a Markov-switching model. Journal of Behavioral and Experimental Finance, 8, 40-43.

Banerjee, A. V. (1992). A simple model of herd behavior. The quarterly journal of economics, 107(3), 797-817.

Barberis, N., & Shleifer, A. (2003). Style investing. Journal of financial Economics, 68(2), 161-199.

Bellando, R. (2010). Measuring herding intensity: a hard task. Available at SSRN 1622700.

Bikhchandani, S., Hirshleifer, D., & Welch, I. (1992). A theory of fads, fashion, custom, and cultural change as informational cascades. Journal of political Economy, 100(5), 992-1026.

Bikhchandani, S., Hirshleifer, D., & Welch, I. (1998). Learning from the behavior of others: Conformity, fads, and informational cascades. Journal of economic perspectives, 12(3), 151-170.

Bikhchandani, S., & Sharma, S. (2000). Herd behavior in financial markets. IMF Staff papers, 47(3), 279-310.

Bohl, M. T., Branger, N., & Trede, M. (2017). The case for herding is stronger than you think. Journal of Banking & Finance, 85, 30-40.

Chamley, C. (2004). Rational herds: Economic models of social learning. Cambridge University Press.

Chang, E. C., Cheng, J. W., & Khorana, A. (2000). An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective. Journal of Banking & Finance, 24(10), 1651-1679.

Chen, J.-J., Tan, L., & Zheng, B. (2015). Agent-based model with multi-level herding for complex financial systems. Scientific Reports, 5(1), 8399.

Chen, T. (2013). Do investors herd in global stock markets? Journal of Behavioral Finance, 14(3), 230-239.

Chiang, T. C., Li, J., Tan, L., & Nelling, E. (2013). Dynamic herding behavior in Pacific-Basin markets: Evidence and implications. Multinational Finance Journal, 17(3/4), 165-200.

Chiang, T. C., & Zheng, D. (2010). An empirical analysis of herd behavior in global stock markets. Journal of Banking & Finance, 34(8), 1911-1921.

Christie, W. G., & Huang, R. D. (1995). Following the pied piper: do individual returns herd around the market? Financial Analysts Journal, 51(4), 31-37.

Clement, M. B., & Tse, S. Y. (2005). Financial analyst characteristics and herding behavior in forecasting. The Journal of finance, 60(1), 307-341.

Costantini, D., Donadio, S., Garibaldi, U., & Viarengo, P. (2005). Herding and clustering: Ewens vs. Simon–Yule models. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 355(1), 224-231.

Demirer, R., & Zhang, H. (2019). Do firm characteristics matter in explaining the herding effect on returns? Review of Financial Economics, 37(2), 256-271.

Dmouj, A. (2006). Stock price modelling: Theory and Practice. Masters Degree Thesis, Vrije Universiteit.

Eslami Bidgoli, Gh., & Shahriari, S. (2008). Investigating and testing the collective behavior of investors using the deviations of stock returns from the total market return in Tehran Stock Exchange during the years 2004 to 2006. Accounting and Auditing Review, 14(30) [in Persian].

Fagiolo, G., Guerini, M., Lamperti, F., Moneta, A., & Roventini, A. (2019). Validation of agent-based models in economics and finance. Computer simulation validation: fundamental concepts, methodological frameworks, and philosophical perspectives, 763-787.

Froot, K. A., Scharfstein, D. S., & Stein, J. C. (1992). Herd on the street: Informational inefficiencies in a market with short-term speculation. The Journal of finance, 47(4), 1461-1484.

Galariotis, E. C., Rong, W., & Spyrou, S. I. (2015). Herding on fundamental information: A comparative study. Journal of Banking & Finance, 50, 589-598.

Gompers, P. A., & Metrick, A. (2001). Institutional investors and equity prices. The quarterly journal of economics, 116(1), 229-259.

Graham, J. R. (1999). Herding among investment newsletters: Theory and evidence. The Journal of finance, 54(1), 237-268.

Hazem, K., & Mhamed-Ali, E.-A. (2018). Artificial stock markets with different maturity levels: simulation of information asymmetry and herd behavior using agent-based and network models. Journal of Economic Interaction and Coordination, 13(3), 511-535. https://doi.org/10.1007/s11403-017-0191-6 (Journal of Economic Interaction and Coordination)

Hirshleifer, D., Subrahmanyam, A., & Titman, S. (1994). Security analysis and trading patterns when some investors receive information before others. The Journal of finance, 49(5), 1665-1698.

Hwang, S., Rubesam, A., & Salmon, M. (2021). Beta herding through overconfidence: A behavioral explanation of the low-beta anomaly. Journal of International Money and Finance, 111, 102318.

Hwang, S., & Salmon, M. (2004). Market stress and herding. Journal of Empirical Finance, 11(4), 585-616.

Izadi, M., Shakeri Hosein Abad, A., Milani, M., & Mohammadi, T. (2023). The Formation of Bubble Price in the Stock Market and Its effect on the Iran Business Cycles. Quarterly Journal of Quantitative Economics, 20(2), 72-99. doi: 10.22055/jqe.2021.37190.2371

Jiang, H., & Verardo, M. (2018). Does herding behavior reveal skill? An analysis of mutual fund performance. The Journal of finance, 73(5), 2229-2269.

Jlassi, M., & Bensaïda, A. (2014). Herding behavior and trading volume: Evidence from the American indexes. International Review of Management and Business Research, 3(2), 705-722.

Júnior, G. d. S. R., Palazzi, R. B., Klotzle, M. C., & Pinto, A. C. F. (2020). Analyzing herding behavior in commodities markets – an empirical approach. Finance Research Letters, 35(C). https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.08.033 (Finance Research Letters)

Kobari, M., Fadaeinejad, M., Asadi, G. H., & Hamidizadeh, M. (2016). Herd Behavioral in Tehran Stock Exchange Based on Market Microstructure (case study:Mokhaberat Company). Financial Research Journal, 18(3), 519-540. doi: 10.22059/jfr.2016.62454 [in Persian].

Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1992). The impact of institutional trading on stock prices. Journal of financial Economics, 32(1), 23-43.

Lan, Q. Q., & Lai, R. N. (2011). Herding and trading volume. Available at SSRN 1914208.

Lee, K. (2017). Herd behavior of the overall market: Evidence based on the cross-sectional comovement of returns. The North American Journal of Economics and Finance, 42, 266-284.

Li, Y., Liu, F., Fan, W., Lim, E. T., & Liu, Y. (2018). Early Winner Takes All: Exploring the Impact of Initial Herd on Overfunding in Crowdfunding Context.

Litimi, H. (2017). Herd behavior in the French stock market. Review of Accounting and Finance, 16(4), 497-515.

Litimi, H., BenSaïda, A., & Bouraoui, O. (2016). Herding and excessive risk in the American stock market: A sectoral analysis. Research in International Business and Finance, 38, 6-21.

Mergner, S., & Bulla, J. (2008). Time-varying beta risk of Pan-European industry portfolios: A comparison of alternative modeling techniques. The European Journal of Finance, 14(8), 771-802.

Nofsinger, J. R., & Sias, R. W. (1999). Herding and feedback trading by institutional and individual investors. The Journal of finance, 54(6), 2263-2295.

Park, A., & Sgroi, D. (2012). Herding, contrarianism and delay in financial market trading. European Economic Review, 56(6), 1020-1037.

Peter Chung, Y., & Thomas Kim, S. (2017). Extreme returns and herding of trade imbalances. Review of Finance, 21(6), 2379-2399.

Pourzmani, Z. (2011). Appraising the Herding Behavior on Institutional Investors with Christie and Huang Model in Tehran Stock Exchange, Investment knowledge, (1)3, 147-16 [in Persian].

Puckett, A., & Yan, X. (2007). The determinants and impact of short-term institutional herding.

Raafat, R. M., Chater, N., & Frith, C. (2009). Herding in humans. Trends in cognitive sciences, 13(10), 420-428.

Rezagholizadeh, M., elmi, Z., & mohammadi majd, S. (2023). The Effect of Financial Stress on the Stock Return of Accepted Industries in Tehran Stock Exchange. Quarterly Journal of Quantitative Economics, 20(1), 32-73. doi: 10.22055/jqe.2021.35405.2284

Sharma, V. (2004). Two essays on herding in financial markets. Virginia Polytechnic Institute and State University.

Shen, C. (2018). Testing for herding behaviour among energy sectors in Chinese stock exchange. Journal of Physics: Conference Series,

Shiller, R. J., Fischer, S., & Friedman, B. M. (1984). Stock prices and social dynamics. Brookings papers on economic activity, 1984(2), 457-510.

Spyrou, S. (2013). Herding in financial markets: a review of the literature. Review of Behavioral Finance, 5(2), 175-194.

Stavroyiannis, S., Babalos, V., Bekiros, S., & Lahmiri, S. (2019). Is anti-herding behavior spurious? Finance Research Letters, 29, 379-383.

Tan, L., Chiang, T. C., Mason, J. R., & Nelling, E. (2008). Herding behavior in Chinese stock markets: An examination of A and B shares. Pacific-Basin finance journal, 16(1-2), 61-77.

Trueman, B. (1994). Analyst Forecasts and Herding Behavior. The Review of Financial Studies, 7(1), 97-124. https://doi.org/10.1093/rfs/7.1.97

Vidal-Tomás, D., Ibáñez, A. M., & Farinós, J. E. (2019). Herding in the cryptocurrency market: CSSD and CSAD approaches. Finance Research Letters, 30, 181-186.

Vieito, J. P., Espinosa, C., Wong, W.-K., Batmunkh, M.-U., Choijil, E., & Hussien, M. (2023). Herding behavior in integrated financial markets: the case of MILA. International Journal of Emerging Markets, ahead-of-print(ahead-of-print). https://doi.org/10.1108/IJOEM-08-2021-1202

Walter, A., & Moritz Weber, F. (2006). Herding in the German mutual fund industry. European Financial Management, 12(3), 375-406.

Welch, I. (1992). Sequential sales, learning, and cascades. The Journal of finance, 47(2), 695-732.

Welch, I. (2000). Herding among security analysts. Journal of financial Economics, 58(3), 369-396.

Wermers, R. (1999). Mutual fund herding and the impact on stock prices. The Journal of finance, 54(2), 581-622.

Wray, C. M., & Bishop, S. R. (2016). A financial market model incorporating herd behaviour. PloS one, 11(3), e0151790.

Xie, T., Xu, Y., & Zhang, X. (2015). A new method of measuring herding in stock market and its empirical results in Chinese A-share market. International Review of Economics & Finance, 37, 324-339.

Yao, J., Ma, C., & He, W. P. (2014). Investor herding behaviour of Chinese stock market. International Review of Economics & Finance, 29, 12-29.

Zhou, G. (2018). Measuring investor sentiment. Annual Review of Financial Economics, 10, 239-259.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2023) 20(3) 35-77**

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

Assessing the short run and long run effects of foreign direct investment, human capital and financial development on the economic growth of different income groups in developing countries (application of the panel cointegration approach)

Neda Leylian *, Mehrzad Ebrahimi **, Hashem Zare ***, Ali Haghighat ****

** Ph.D. of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran. (Corresponding Author)*
***Email**: neda.leylian@gmail.com*
***Postal address**: Iran, Shiraz, Sadra City, Islamic Azad University of Shiraz Branch, Faculty of Economics and Management.*
0000-0001-8413-4580

*** Assistance professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.*
***Email**: mhrzad@yahoo.com*

**** Assistance professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.*
***Email**: hashem.zare@gmail.com*

***** Assistance professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.*
***Email**: alihaghighat91@yahoo.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 09 February 2021 ***Revision: 02 July 2021*** ***Acceptance: 25 July 2021***	***J24 ،I20 ،O47 ،O13***	***Foreign direct investment, Human capital, Financial development, Economic growth, Developing countries***

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

How to Cite:
Leylian, Neda., Ebrahimi, Mehrzad., Zare, Hashem & Haghighat, Ali. (2023). Assessing the short run and long run effects of foreign direct investment, human capital and financial development on the economic growth of different income groups in developing countries (application of the panel cointegration approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 20(3), 35-77.
10.22055/jqe.2021.36604.2339

© 2023 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 goals of the countries, especially developing countries, is economic growth and development. Foreign direct investment along with human capital and financial development are important factors that can have a significant impact on economic growth. Human capital can be used as a facilitator for the transfer of technology related to foreign direct investment. In addition, evidences show that human capital plays a complementary role to the impact of foreign direct investment on economic growth. Technology overflow into domestic companies is also more efficient when financial markets in the host economy are more developed. Therefore, the purpose of this study is to evaluate the short-run and long-run effects of foreign direct investment, human capital and financial development on the economic growth of various income groups in developing countries.

METHODOLOGY

The model used for unsustainable economies (developing countries) is designed to be appropriate for the current study. In this model, the effect of

population growth rate and technology, physical capital, human capital, financial development, foreign direct investment, foreign direct investment interaction and financial development and the interaction of foreign direct investment and human capital on economic growth is examined. The statistical population is developing countries in the period 2000-2019. For the study, developing countries were divided into four categories: low-income, lower-middle-income, upper-middle-income, and high-income, which included a total of 27 countries (9 Asian countries, 9 African countries, and 9 South American countries). In this study, first, the significance of variables for developing countries by income groups was investigated. Then, based on the Kao test, the existence of long-run equilibrium relationships among the variables related to the income groups of developing countries was confirmed. FMOLS and DOLS methods were used to investigate the integration.

FINDINGS

The results of long-run estimates show that foreign direct investment alone is 0.27 effective on the economic growth of high-income countries, and when combined with human capital and financial development, its impact on economic growth is 0.42 and It will be 0.104. Thus, the effect of the interaction of foreign direct investment and human capital is greater than the effect of foreign direct investment alone on the economic growth of high-income countries. But in other income groups of developing countries, the interaction of foreign direct investment with human capital and financial development has not had a positive effect on economic growth. Also, the results of short-run estimates showed that foreign direct investment alone does not affect the economic growth of high-income countries, but the interaction of foreign direct investment and financial development and the interaction of foreign direct investment and human capital by 0.48 and respectively. 2.13 affects economic growth. This result shows that in the short run, foreign direct investment alone has no effect on economic growth, but along with human capital and financial development have a positive effect on economic growth in these countries. In other income groups of developing countries, the interaction of foreign direct investment with human capital and financial development has not had a positive effect on economic growth. Also, the correct component of the error of foreign direct investment interaction with financial development and human capital shows that in each

period, 78% and 95% of the imbalances in the system are eliminated to achieve long-run equilibrium, respectively. But in other income groups, the speed of adjustment is very low or non-existent.

CONCLUSION

These results show that high-income countries have realized that it is possible to increase productivity due to the high level of human capital and skilled labor through the transfer of new technologies and technology overflows, and this is a positive factor in Economic growth works. Also in high-income developing countries, due to the high institutional capacity in the economic structure that has led to comprehensive efficiency in the mechanism of credit allocation of these countries, the interactive effect of foreign direct investment and financial development on economic growth in the short-run and long –run is positive.

Reference

Ahmed, K.T., Ghani, G.M., Mohamad, N. & Derus, A.M. (2015). Does inward FDI crowd-out domestic investment? Evidence from, *Procedia- Social and Behavioral Sciences*, 172, 419-426. https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.01.395

Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S. & Sayek, S. (2004). FDI and economic growth: the role of local financial markets, *J. Int. Econ*. 64 (1), 89–112. https://doi.org/10.1016/S0022-1996(03)00081-3

Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S. & Sayek, S. (2010.) Does foreign direct investment promote growth? exploring the role of financial markets on linkages. *J. Dev. Econ.* 91 (2), 242–256. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2009.09.004

Alvarado, R., Iñiguez, M. & Ponce, P. (2017). Foreign direct investment and economic growth in Latin America. *Economic Analysis and Policy*, 56, 176-187. https://doi.org/10.1016/j.eap.2017.09.006

Arcand, J.L., Berkes, E. & Panizza, U. (2015). Too much finance? *J. Econ. Growth*, 20(2), 105–148. https://doi.org/10.1007/s10887-015-9115-2

Arvin, M.B., Pradhan, R.P. & Nair, M. (2021). Uncovering Interlinks Among ICT Connectivity and Penetration, Trade Openness, Foreign Direct Investment, and Economic Growth: The Case of the G-20 Countries, *Telematics and Informatics*, 60. https://doi.org/10.1016/j.tele.2021.101567

Azman-Saini, W.N.W., Law, S.H. & Ahmad, A.H. (2010). FDI and economic growth: new evidence on the role of financial markets. *Econ. Lett*. 107 (2), 211–213. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2010.01.027

bahrambeigi, F., fotros, M. H., haji, G., & torkamani, E. (2023). The Effect of Financial Development Regimes on Energy Intensity in Iran: Markov-Switching Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 20*(2), 32-71. doi: 10.22055/jqe.2021.36681.2345

Barkhordari, S., Abrishami, H. & Zolfaghari, M., (2019). The impact of financial development on human development in developing countries with a focus on institutional, social and economic characteristics, *Journal of Financial Economics*, 48, 217-237. (In Persian) https://dorl.net/dor/20.1001.1.25383833.1398.13.48.8.3

Beck, R., Georgiadis, G., & Straub, R. (2014). The finance and growth nexus revisited. Econ.Lett. 124 (3), 382–385. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2014.06.024

Bilir, K., Chor, D., Manova, K. (2014). Host-country Financial Development and Multinational Activity. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series* No. 20046. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2019.02.008

Blomstrom, M., Lipsey, R.E., & Zejan, M. (1992). What Explains Developing Country Growth*? National Bureau of Economic Research Working Paper Series* No. 4132. http://www.nber.org/papers/w4132

Blomstrom, M., Kokko, A. & Globerman, S. (2001). The Determinants of Host Country Spillovers from Foreign Direct Investment: Review and Synthesis of the Literature. *Inward Investment Technological Change and Growth*, 239, 34-65. http://dx.doi.org/10.1057/9780230598447_2

Bluedorn, J., Duttagupta, R., Guajardo, J. & Topalova, P. (2013). Capital Flows Are Fickle: Anytime, Anywhere. *International Monetary Fund*, Research Department. https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Capital-Flows-are-Fickle-Anytime-Anywhere-40885

Borensztein, E., De Gregorio, J. & Lee, J.W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth?, *J. Int. Econ*. 45 (1), 115–135. https://doi.org/10.1016/S0022-1996(97)00033-0

Brida, J.G., Carrera, E. & Segarra, V. (2020). Clustering and regime dynamics for economic growth and income inequality. *Structural Change and Economic Dynamics*, 52, 99-108. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2019.09.010

Ciesielska, D. & Kołtuniak, M. (2017). Outward foreign direct investments and home country's economic growth. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 482: 127-146. https://doi.org/10.1016/j.physa.2017.04.057

Creane, S., A. Rishi Goyal, M. Moshfigh & S. Randa (2004). Financial Sector Development in the Middle East and North Africa, *IMF Working Paper*, 04/201 (Washington: International Monetary Fund). https://www.imf.org/external/pubs/ft/med/2003/eng/creane/

Dadgar, Y. & Nazari, R. (2009). Evaluation of Financial Development Indicators in Iran, International Conference on Financing System Development in Iran (with Financial Innovation Approach), *Sharif University of Technology Studies Center*. 1. (In Persian) https://civilica.com/doc/72379/

Fotros, M., Aghazadeh, A. & Jabraili, S. (2011). The effect of economic growth on renewable energy consumption Comparative comparison of selected member countries of the Organization for Economic Cooperation and Development and non-members (including Iran). *Quarterly Journal of Research and Policy Economic*, 60, 98-81. (In Persian) http://qjerp.ir/article-1-187-en.html

Ford, T.C., Rork, J.C. & Elmslie, B.T. (2008). Foreign direct investment, economic growth, and the human capital threshold: evidence from us states. Rev. *Int. Econ*. 16 (1), 96–113. 10.1111/j.1467-9396.2007.00726.x

Ghafari, H., Jalooli, M., & Changi Ashtiani, A. (2015). Social instability and economic growth, Analysis based on ARDL Model, *Quarterly Journal of Economic Reseach (Sustainable Growth and Development)*, 15(4): 25-50. (In Persian) http://ecor.modares.ac.ir/article-18-10064-fa.html

Griliches, Z. (1964). Research expenditures, education, and the aggregate agricultural production function. *The American Economic Review*, 961-974. https://www.jstor.org/stable/1809481

Gui-Diby, S.L. (2014). Impact of foreign direct investments on economic growth in Africa: Evidence from three decades of panel data analysis, *Research in Economics*, 68, 248-256. https://doi.org/10.1016/j.rie.2014.04.003

Han, J. & Lee, J. (2020). Demographic change, human capital, and economic growth in Korea, *Japan and the World Economy*, 53. https://doi.org/10.1016/j.japwor.2019.100984

Hosseini, S.M., Ashrafi, Y., Siami araqi, E. (2011). Investigating the Relationship between Financial Development and Economic Growth

in Iran with the Introduction of New Variables, *Journal of Economic Research and Policy*, 19(60), 126-113. (In Persian) http://qjerp.ir/article-1-184-fa.html

Hosseini, S.S. & Molaei, M. (2006). The Impact of Foreign Direct Investment on Economic Growth in Iran. *Economic Research Journal*, 6(2), 57-80. (In Persian) https://joer.atu.ac.ir/article_3367.html

Iamsiraroj, S. (2016). The Foreign direct investment -economic growth nexus. *International Review of Economic & Finance*, 42, 116-133.

Kao, C. & Chiang, M.H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *Advances in Econometrics*, 15, 179–222. https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1016/S0731-9053(00)15007-8/full/html

Karimi, M. & Heidarian, M. (2017). A Study of Short-Term and Long-Term Effects of Electricity Consumption on Economic Growth in Iranian Provinces (Analysis of FMOLS-PMG and VECM Causality Models). *Econometric Modeling Quarterly*, 2(2), 149-117. (In Persian) https://doi.org/10.22075/jem.2018.2881

Khalili araqi, M. & Salimi Shendi, R. (2014), The Relationship between Foreign Direct Investment, Financial Development and Economic Growth: A Case Study of Selected Asian Countries. *Journal of Economic Research and Policy*, 22(71), 156-143. (In Persian)

Kong, Q., Guo, R., Wang, Y., Sui, X. & Zhou, S. (2020). Home-country environment and firms' outward foreign direct investment decision: evidence from Chinese firms. *Economic Modelling*, 85, 390–399. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.11.014

Kottaridi, C. & Stengos, T. (2010). Foreign direct investment, human capital and non-linearities in economic growth. *Journal of Macroeconomics*, 32(3), 858-871. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2010.01.004

Law, S.H. & Singh, N. (2014). Does too much finance harm economic growth? *J. Bank. Finance*, 41 (Suppl. C), 36–44. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.12.020

Levine, R., (1997). Financial development and economic growth: views and agenda. *Journal of Economic Literature*, 35 (2), 688–726. https://doi.org/10.1596/1813-9450-1678

Leylian, N., Ebrahimi, M., Zare, H., & Haghighat, A. (2021). Investigating the Effect of Foreign Direct Investment and Human Capital on Agricultural Economic Growth in Selected Asian Developing Countries, *Journal of Agricultural Economics Research*, 13(2), 109-

126. (In Persian) https://dorl.net/dor/20.1001.1.20086407.1400.13.2.6.7

Li, X. (2001). Government revenue, government expenditure, and temporal causality: Evidence from China. *Applied Economics*, 33(4), 485-497. https://doi.org/10.1080/00036840122982

Li, G. & Wei, W. (2021). Financial development, openness, innovation, carbon emissions, and economic growth in China. *Energy Economics*, 97. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105194

Lucas, R. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22: 3-42. https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7

Makiela, K. & Ouattara, B. (2018). Foreign direct investment and economic growth: exploring the transmission channels. *Economic Modelling*, 72, 296–305. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.02.007

Mohamandzadeh Asl, N. (2002). Testing the theory of neoclassical growth, *Economic Reseach*, 14. (In Persian). https://joer.atu.ac.ir/article_3185.html

Molaei, H., Golkhandan, A. & Golkhandan, D. (2014). Asymmetry of the effects of oil shocks on the economic growth of oil exporting countries: An application of the nonlinear approach of hidden panel integration. *Iranian Journal of Energy Economics*, 3(10). 229 -201. (In Persian) https://jiee.atu.ac.ir/article_539.html

Moosavi Jahromi, Y. (2018*). Economic Development and planning*. Payame noor University Press, Tehran. (In Persian).

Morrissey, O. & Udomkerdmongkol, M. (2016). Response to Institutions, Foreign Direct Investment, and Domestic Investment: Crowding Out or Crowding In?. *World Development*, 88, 10-11. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.08.001

Nair-Reichert, U. & Weinhold, D. (2001). Causality tests for cross-country panels: a new look at FDI and economic growth in developing countries. Oxf. Bull, *Econ. Stat*. 63(2), 153–171. 10.1111/1468-0084.00214

Najarzadeh, R. & Maleki, M. (2005). Investigating the Impact of Foreign Direct Investment on Economic Growth with Emphasis on Oil Exporting Countries. *Iranian Journal of Economic Research*, 7(23), 163-147. (In Persian) https://ijer.atu.ac.ir/article_3769.html

Osei, M.J. & Kim, J. (2020). Foreign direct investment and economic growth: Is more financial development better?. *Economic Modelling*, 93, 154-161. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.07.009

Phillips, P. C. B. & Hansen, B.E. (1990). Statistical inference in instrumental variable regression with I (1) processes, *Review of Economic Studies*, 57, 99–125. https://doi.org/10.2307/2297545

Poorshahabi, F. & Esfandiyari, M. (2017). The role of financial development in attracting foreign direct investment and promoting economic growth, *Journal of Economic growth and development research*. 7(28), 113-126. (In Persian) https://dorl.net/dor/20.1001.1.22285954.1396.7.28.7.1

Romer, D. (1986). *Advanced macroeconomics*, McGraw Hill.

Sajadieh, F., Bakhtiari, S., & ghobadi, S. (2022). Evaluation the Role of Household Risk Management on Economic Growth: Case Study of Selected OIC Member Countries with emphasis on Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *19*(3), 93-124. doi: 10.22055/jqe.2020.32698.2219

Samargandi, N., Fidrmuc, J. & Ghosh, S. (2015). Is the relationship between financial development and economic growth monotonic? evidence from a sample of middle-income countries. *World Dev*. 68, 66–81. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2014.11.010

Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American economic review*, 51(1): 1-17. https://www.jstor.org/stable/1818907

Singh, T. (2007). Financial development and economic growth nexus: time series evidence from India. *Applied economics*, 1, 13. https://econpapers.repec.org/scripts/redir.pf?u=https%3A%2F%2Fdoi.org%2F10.1080%252F00036840600892886;h=repec:taf:applec:v:40:y:2008:i:12:p:1615-1627

Souri, A. (2015). *Econometrics*. 2nd edition, Cultural Studies Publishing. (In Persian)

Stock, J.H. & Watson, M.W. (1993). A simple estimator of co-integrating vectors in higher order integrated systems, *Econometrica*, 61, 783-820. https://doi.org/10.2307/2951763

Su, Y. & Liu, Z. (2016). The impact of foreign direct investment and human capital on economic growth: Evidence from Chinese cities. *China Economic Review*, 37, 97-109. https://doi.org/10.1016/j.chieco.2015.12.007

Sunde, T. (2017). Foreign direct investment, exports and economic growth: ADRL and causality analysis for South Africa. *Research in International Business and Finance*, 41, 434-444. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.04.035

Vischer, T. (2012). *Individual preferences, Human capital, and economic development*, Dissertation of the University of St. Gallen.

Walters, P. B. & Rubinson, R. (1983). Educational expansion and economic output in the United States, 1890-1969: A production function analysis. *American Sociological Review*, 480-493. https://doi.org/10.2307/2117716

Wang, J. Y. (1990). Growth, Technology Transfer and the Long-Run Theory of International Capital Movements. *Journal of International Economics*, 29, 255-71. https://doi.org/10.2307/2117716

Xu, Y. & Li, A. (2019). The relationship between innovative human capital and interprovincial economic growth based on panel data model and spatial econometrics. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 365. https://doi.org/10.1016/j.cam.2019.112381

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2023) 20(3) 78-109**

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 intangible investment on the total factor productivity in Iran's industries

Esfandiar Jahangard *, Teymour Mohammadi ** , Ali Asqhar Salem***, Forough EsmaeilySadrabadi****

**Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran.*
***Email**: Jahangard@atu.ac.ir*
*** Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran.*
***Email**: mohammadi@atu.ac.ir*
**** Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran*
***Email:** salem@atu.ac.ir*
*****Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. (Corresponding Author)*
***Postal address**: Shahid Beheshti University, Shahid Shahriari Square, Evin, Tehran, Iran. Postal Code: 1983969411*
***Email:** f_esmaeilisadrabadi@sbu.ac.ir*
0000-0002-3508-7148

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: April21,2021 ***Revision: June 25, 2021*** ***Acceptance: July 25, 2021***	***D24, E22, O34, O32, O47, C23***	***Intangible capital, Information and Communication Technology, Total Factor Productivity, CHS Approach, Panel Data***

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

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

How to Cite:
Jahangard, Esfandiar., Mohammadi, Teymour., Salem, AliAsghar & Esmaeily Sadrabadi, Forough. (2023). The effect of intangible investment on the totalfactor productivity in Iran's industries. *Quarterly journals of Quantitative Economics (JQE)*, 20(3), 78-109.
10.22055/jqe.2021.37224.2363

© 2023 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 national accounts, costs related to intangible capital include computer databases, research and development, design, brand equity, company-specific training, and organizational efficiency as investments has expanded (Corrado, Hulten, and Sichel, 2005). When this broad view of investment is included in the analysis of the sources of growth, intangible investments account for one-fifth to one-third of labor productivity growth in the industrial sector of the United States and the European Union and East and South Asia (India, China and Japan) (Liang,2021 ؛Bhattacharya and Rath,2020 ؛Rico and Cebrer-Bares,2020 ؛Hintzmann, Masllorens& Ramos Lobo,2021 ؛Corrado, Haskel, Jona- Iommi ,2013؛Corrado, Hulten,and Sichel ,2009 ؛Marrano, Haskel, and Wallis ,2009 ؛Fukao, Miyagawa, Mukai, Shinoda, and Tonogi, 2009 ؛van Ark, Hao, Corrado, and Hulten, 2009). In order to manage intangible resources as a source of growth at the macroeconomic level and a driver of value creation for individual firms, their measurement is very important(Corrado,Jonathan HaskelCecilia, Jona-LasinioMassimiliano Iommi,2012). It is obvious that many studies have focused on intangible investment, which shows the importance of this topic.

Therefore, in this research, focusing on intangible investment, intangible investment has been measured. In Iran, due to the lack of statistics on how to calculate and estimate this type of investment, few studies have been conducted in the field of intangible investment measurement. For example, in the study of Ostadzad and Hadian (2014) on the effect of research and development on economic growth and the study of Rahimi Rad, Heydari and Najarzadeh (2016) investigated the factors affecting the intensity of research and development costs in industrial workshops of Iran. But so far, this study has not been done to measure all the components of intangible investment in Iran and investigate its effect on economic variables.

In Iran, studies have been conducted to identify effective factors in determining the value of intangible assets in companies listed on the Tehran Stock Exchange. However, the measurement of intangible investment with comprehensive international definitions and separated by the four-digit ISIC code has not been done so far. As a result, in this research, it has been tried to use the approach of Corrado et al. (2005), which is a method that can be cited in most Valid studies of the countries of the world have been defined to measure intangible investment, and also according to the comprehensive definitions accepted at the international level of intangible investment, this importance has been implemented for Iran and this important economic variable has been estimated (Mashaikhi, Birami and Birami, 2013; Corrado et al, 2005; Fukao, Miyagawa, Mukai, Shinoda, and Tonogi, 2009).

Therefore, in this study, the CHS approach (a comprehensive and accepted approach that has been used in most important studies) has been used to measure intangible investment(Corrado, Hulten, and Sichel,2005). One of the important activities in the functions of Iran's economy is the activities of factory industries approved by the Iranian Statistics Center. This article first aims to estimate the share and trend of intangible capital in these activities with the CHS approach, which due to the lack of studies in this field is very important for Iran's economy.

Also, how it affects the productivity of the entire production factors is also one of the next topics of this study, which can be the way of economic approaches and important decisions in this field. In order to find answers to the research questions and approach its hypotheses, the studied time period of 1996-2018 has been used for industrial workshops with ten workers and above, separated by the four-digit ISIC code. The model used is panel data with GMM method. The results indicate that intangible investment has a positive and significant effect on the productivity of all production factors. In the continuation of the research, the workforce has been divided into

professional and non-professional workforce. The estimation of the economic model of this research shows that the effect of skilled labor on the total productivity of production factors in Iranian industries is about 6 times compared to unskilled labor.

METHODOLOGY

This section presents a model that describes the relationship between intangible investment and factor productivity. Assume that the added value of the industry according to the four-digit ISIC code and ten workers and above in industry i and time t can be written as follows:

(1) $$Q_{i,t} = A_{i,t}F_{i,t}(L_{i,t}, K_{i,t}, R_{i,t})$$

On the right side, L and K are labor and capital. Similarly, R is the flow of intangible capital services and A is a change term that allows for changes in productivity as L, K, and R become returns. We get the differential from equation (1):

(2) $$=\epsilon_{i,t}^{L}\ \Delta lnL_{i,t} + \epsilon_{i,t}^{K}\ \Delta lnK_{i,t} + \epsilon_{i,t}^{R}\ \Delta lnR_{i,t} + \Delta lnA_{i,t}$$

So that ϵ^X represents the production elasticity of factor X, which is basically different according to input, industry and time. To empirically examine the role of intangibles as growth drivers, existing literature is used and it is done in two stages. First, consider the condition of ϵ. For a company with the lowest cost, we have:

(3) $$\epsilon_{i,t}^{X} = S_{i,t}^{X}\ , X = L, K, R$$

where s is the share of payments of this invoice in relation to added value. So this simply expresses the first-order condition of a firm in terms of production elasticities. If equation (1) is Cobb-Douglas, ϵ is constant over time, and equation (2) may be transformed into a regression model with constant coefficients. . If (1), for example, the elasticity of substitution is constant, then ϵ will vary over time at all levels, so (2) may be written as a regression model with interactions among all inputs. Now suppose that a firm can K, L or R variables can be used in other companies, industries or countries. Therefore, as Griliches pointed out, the industry elasticity ΔlnR in lnQ Δ is a combination of input and output elasticity. As a result, we can follow Stiroh and we have (Griliches, 1992; Stiroh, 2002):

(4) $$\in_{i,t}^{X} = S_{i,t}^{X} + d_{i,t}^{X}, X = L, K, R$$

which shows that the productive elasticities of the factors are equal to the weight of the factors. In addition, here there is the flexibility of deviation from the weight of the factors due to spillover. All this can be shown in equation

(5) $$\Delta lnQ_{i,t} = \left(s_{i,t}^{L} + d_{i,t}^{L}\right)\Delta lnL_{i,t} + \left(s_{i,t}^{K} + d_{i,t}^{K}\right)\Delta lnK_{i,t} + \left(s_{i,t}^{R} + d_{i,t}^{R}\right)\Delta lnR_{i,t} + \Delta lnA_{i,t}$$

Second, consider Δln Qi,t. As Grilichs and Shankerman pointed out, if we include the R&D inputs in conventional L and K and use a regression model to determine the R&D production elasticity, the results will be biased. The main point of this argument is that intangibles (such as research and development) are long-term assets and not intermediate inputs, and should be included as value-added investments (Griliches, 1980; Schankerma, 1981). Adding the normal as V (where the intangibles are treated as intermediates), we can write:

(6) $$\Delta lnQ_{i,t} = \left(1 - s_{i,t}^{R}\right)\Delta lnV_{i,t} + s_{i,t}^{R}\Delta lnN_{i,t}$$

So that N is a real intangible investment and we have approximated the share of intangible investment costs in nominal Q as sR. Substituting (6) into (5), we have:

(7) $$\Delta lnQ_{i,t} = \left(1 - s_{i,t}^{R}\right)\Delta lnV_{i,t} + s_{i,t}^{R}\Delta lnN_{i,t} = \left(s_{i,t}^{L} + d_{i,t}^{L}\right)\Delta lnL_{i,t} + \left(s_{i,t}^{K} + d_{i,t}^{K}\right)\Delta lnK_{i,t} + \left(s_{i,t}^{R} + d_{i,t}^{R}\right)\Delta lnR_{i,t} + \Delta lnA_{i,t}$$

If we have the above expression in terms of ΔlnVi,t:

(8)
$$\Delta lnV_{i,t} = \left(\left(s_{i,t}^{L} + d_{i,t}^{L}\right) \Big/ \left(1 - s_{i,t}^{R}\right)\right) \Delta lnL_{i,t} + \left(\left(s_{i,t}^{K} + d_{i,t}^{K}\right) \Big/ \left(1 - s_{i,t}^{R}\right)\right) \Delta lnK_{i,t} + \left(d_{i,t}^{R} / (1 - s_{i,t}^{R})\right) \Delta lnR_{i,t} + \Delta lnA_{i,t}$$

For simplicity we have assumed that Δ lnR = lnNΔ (as in the steady-state "max consumption" case). To model the efficiency of factors, the studies of Caves, Christensen and Diewert have been used, and the ΔlnTFP index is constructed with the translog production function as follows (Caves, Christensen, & Diewert, 1982):

$$\Delta \mathrm{lnTFP}_{i,t} = d_{i,t}^{L} \Delta \mathrm{lnL}_{i,t} + d_{i,t}^{K} \Delta \mathrm{lnK}_{i,t} + d_{i,t}^{R} \Delta \mathrm{lnR}_{i,t} + \Delta \mathrm{lnA}_{i,t}$$

(9)

where ΔlnTFPi,t= ΔlnTFPQi,t and ΔlnTFPQi,t is calculated as follows:

$$\Delta \mathrm{lnTFP}_{i,t}^{Q} = \Delta \mathrm{lnQ}_{i,t} - s_{i,t}^{L} \Delta \mathrm{lnL}_{i,t} - s_{i,t}^{K} \Delta \mathrm{lnK}_{i,t} - s_{i,t}^{R} \Delta \mathrm{lnR}_{i,t}$$

(10)

Obviously, these approaches have advantages and disadvantages, but the estimation of this regression potentially reveals the factors that played a significant role in TFP and were suppressed.

FINDINGS

To measure the intangible capital from Iranian factory data with four-digit ISIC code during 1996 to 2018 is 2190. The data shows that the ratio of intangible capital to production for all industries is equal to 68.41%, which shows the high impact of intangible capital on Iranian industries[1].

[1] The Statistics Center of Iran has been used to obtain the data. The years used are from 1996 to 2018. The estimated components are intangible investment, physical investment, labor force and production volume, to calculate the productivity index of production factors. The obtained data have been used separately according to the economic activity ranking classification code with version 4 from the Statistics Center of Iran. In the codes, we merged them with similar codes, and as a result, the number of codes is 132, which is the total number of data for the years 1996 to 2018 is equal to 2190, and the volume of data is worth considering for the correct estimation.

The results show that, contrary to the traditional approach, intangible investment is not included in intermediate goods, but is included as an important factor in the production function. The high number of observations has helped to estimate the model more accurately. The employment impact factor, including professional and non-professional labor force, is approximately equal to 22/, which has a positive and significant effect on TFP.Also, if the physical capital grows by ten percent, the total factor productivity will grow significantly by 2.3 percent on average in the same direction. The remarkable thing about the impact of intangible investment is that if this type of investment grows by 10 percent among various manufacturing industries, it can help to increase the TFP by 3.5 percent on average, which actually shows the role of intangible investments in factory industries in today's world.

These results indicate that the production share of Iran's industries is not only focused on physical investment and labor, and there is another type of investment called intangible investment, which is not only effective but also in the extent of its effect on industrial production is superior to the rest of the components.

By studying the world's major industries such as Microsoft, it can be found that its market value in 2006 is much larger compared to the value of its physical investment and labor force, and this difference in value is included in the area of intangible investment.

Therefore, for most industries in different countries, it is not far from reality that the amount of intangible investment has a greater impact than the rest of the effective components. As a result, the hypothesis that there is a positive and significant relationship between intangible investment on the productivity of all production factors can be accepted at the level of 99% with an impact factor of /356.

Also, for a ten percent increase in skilled labor, the TFP changes on average by approximately 0.6 percent, while this figure is approximately 0.1 percent for unskilled labor. These results show that in addition to intangible investment having a positive and significant effect on productivity, skilled labor also helps to grow the productivity of factory industries.

CONCLUSION

The importance of intangible investment is growing relative to the level of investment in the tangible assets we intend to invest with, including transport

infrastructure, machinery and power plants, etc. As a result, the role of intangible investment becomes increasingly important for understanding and predicting productivity trends, economic growth and innovation. The importance of intangible investment, such as research and development or software, to describe productivity, competitiveness and economic growth, has long been recognized by economic literature and statisticians.Considering investment in intangibles leads to a better understanding of differences in productivity trends across countries. In this research, firstly, the measurement of intangible investment with the CHS approach for the four-digit ISIC codes of factory industries with ten employees and above was discussed. The high share of intangible investment compared to the total production of each industry shows the importance of this issue. Then the intangible investment variable was brought as the main component next to physical investment and labor in the production function. Observations showed that intangible investment had a positive and significant effect on the productivity of all production factors. Its high coefficient indicates the impact of intangible investment on TFP, and its omission in the production function caused TFP estimation to have a bias error. In order to show the impact of the professional workforce on the productivity of production factors, we separated the workforce into skilled and unskilled, and the results show that the impact of professional and expert workforce is almost six times greater on TFP.

Reference

Amini, A, Khosrovinejad, A, & Rouhani, Sh. (2013). The effect of innovation in improving TFP: a case study of selected middle-income developing countries. *Economic Research, 54(3),* 175-212 (In Persian).

Ark, V., O'Mahony, M., & Timmer, M. (2008). The Productivity Gap between Europe and the United States: Trends and Causes. *Journal of Economic Perspectives*, 22 (1), 25–44. Doi:10.1257/jep.22.1.25.

Bhattacharya, P., & Rath, N. (2020). Innovation and Firm-level Labour Productivity: A Comparison of Chinese and Indian Manufacturing Based on Enterprise Surveys. *Science, Technology & Society* , 25(3),1–17. Doi:10.1177/0971721820912902.

Chen, W. (2017). Intangible Capital and Economic Growth.PhD thesis. *University Of Groningen*.

Corrado, C., Hulten, C., & Sichel, D. (2005). Measuring capital and technology: an expanded framework. *National Bureau of Economic Research*. University of Chicago Press.

Corrado, C., Hulten, C., & Sichel, D. (2009). Intangible capital and U.S. economic growth. *Review of Income and Wealth*. 55(3). doi:10.1111/j.1475-4991.2009.00343.x.

Corrado, C., Haskel, J., Jona-Lasinio, C., & Iommi, M. (2012). Intangible Capital and Growth in Advanced Economies: Measurement Methods and Comparative Results. *ZA Discussion Papers.*Institute for the Study ofLabor IZA. Bonn. 6733 .

Corrado, C., Haskel, J., & Jona-Lasinio, C. (2014). Intangibles and Industry Productivity Growth: Evidence from the EU.*IARIW 33rdGeneral ConferenceRotterdam. The Netherlands*. 24-30.

Corrado, C., Haskel, J., & Jona-Lasinio, C. (2021). Artificial Inteligence and productivity:an intangible assets approach. *Oxford Review of Economic Policy*, 37(3), 435-458. Doi:10.1093/oxrep/grab018.

European Commission, International Monetary Fund, Organisation for Economic Co-operation and Development, United Nations, & World Bank.System of National Accounts. (2008) . *Chapter 10: The capital account*

Esmaeily Sadrabadi F., & Jahangard, E. (2022). Total Factor Productivity and Intangible Capital in Different Levels of Technology: A Case Study of Iranian Manufacturing Industries. *International Journal of New Political Economy*. Volume 3, Issue 2, Page (s): 27-50. doi: https://doi.org/10.52547/jep.3.2.27

EsmaeilySadrabadi, F., Jahangard, E., Mohammadi, T., & Salem, AA. (2023). Intangible Capital in Industries with Higher Digital Technology Intensity and Total Factor Productivity. *Iranian Journal of Economic Research.* Volume 28, Issue 94, page(s):7-46.Doi:https://doi.org/10.22054/ijer.2021.60583.969 (In Persian).

Goodridge, P., Haskel, J., & Wallis, G. (2013). Can intangible investment explain the UK productivity puzzle? *Nationalinst Institute Economic Review*. 224. Imperial College, London, Imperial College Business School.

Griliches, Z. (1979). Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth.*Bell Journal of economics*., 10 (1). Doi: 10.2307/3003321

Griliches, Z. (1991) .The Search for R&D Spillovers. *NBER Working Paper*. 3768.

Griliches, Z. (1992). Output Measurement in the Service Sectors.*National Bureauof Economic research*.University of Chicago Press.

Griliches, Z., & Mairesse, J. (1995). Production Function:The Search For The Identification.*National Burea Of Economic Research*. 50-67.

Griliche, Z., & Regev, H. (1995). Firm Productivity in Israeli Industry. *Journal of Econometrics*, 65, 175–203.

Hintzmann, C., Lladós Masllorens, J., & Ramos, R. (2021). Intangible Assets and Labor Productivity Growth, *Economies*,MDPI. IN3 Working Paper Series 15(004). Doi:10.7238/in3wps.v0i0. 2711.

Heydari, H., & Sanginabadi, B. (2012). The impact of research and development on economic growth in Iran, *Economic Research*, 48(2), 1-23. (In Persian). doi: 20.1001.1.00398969.1392.48.2.1.5

Kyoj, F., Hamagata, S., Miyagawa, T., & Tongi, O. (2007). Intangible Investment in Japan: Measurement and Contribution to Economic Growth. *RIETI Discussion Paper Series 07-E-034.*

Leylian, N., Ebrahimi, M., Zare, H., & Haghighat, A. (2022). Presenting the foreign direct investment model and economic growth of developing countries with the mediating role of human capital and information and communication technology. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 19(3), 125-153, (In Persian). doi: 10.22055/jqe.2021.32814.2225

Liang , Y. (2021). Intangible capital in U.S. manufacturing. *Economics Letters* 199, 109-697.

Mashayekhi, B., Beirami, H., & Beirami, H. (2015). Valuation of Intangible Assets by Using of Artificial Neural Network. *Empirical Research in Accounting*, *4*(4), 223-238. doi: 10.22051/jera.2015.1911

Mashayikhi, B., Birami, H., & Birami, H. (2013). Determining the value of intangible assets using artificial neural network, *Accounting Experimental Research*, 14(4), 223-238.(In Persian.Doi:10.22051/JERA.2015.1911.

Moshiri, S. (2016). Estimating the direct and spillover effects of investment in information and communication technology on the production of Iranian industries with an emphasis on the role of human capital and

absorption capacity, *Economic Research*, 2(52), 395- 426. (In Persian)doi:10.22059/jte.2017.61859.

O'Mahony, M., & Timmer, P. (2009). Output,Input and productivity mewsures at the industry level:the EU klems database.*The Economic Journal*.119 . 374-403.

Ostadzad, AH., & Hadian, I. (2016). Estimating the time series of knowledge level for Iranian economy (1974-2013) .*Economic Research*, 51(53), 709-734 (In Persian). doi:10.22059/JTE.2016.58944.

Rahimi Rad, S., Heydari, H., & Najarzadeh, R.(2017). Investigating factors affecting the intensity of research and development costs in industrial workshops of Iran, *Economic Research Quarterly*, 71, 53-90(In Persian). doi:10.22054/joer.2018.9829

Raei, SS, & dahmardeh, N. (2021). The Impact of the Knowledge-Based Economy on Iran Non-oil Export. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 18 (2), 43-55 (In Persian). doi:10.22055/jqe.2020.26777.1922

Rico, P., & Cabrer-Borrás, B. (2020). Intangible capital and business productivity. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 33, 3034-3048.

Stiglitz, J. E. (1994). Whither Socialism? *Cambridge Mass. : MIT Press*.

Stiglitz, J. E. (1996). Some Lessons from the East Asian Miracle. *The World Bank Research Observer*, 11, 151-177.

World Bank. (1993). The east asian miracle: Economic Growth and Public Policy. *Oxford: Oxford University Press for the World Bank.*

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2023) 20(3) 110-135**

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 good governance on income inequality in selected developing and developed countries with an emphasis on control of corruption

Fatemeh moradi*, Mohamad jafari**, Shahram fattahi***

** Student of Economics, Faculty of Economics and Administration, University of Lorestan, Khorramabad, Iran.*
Email: *moradi973@yahoo.com*

*** Associate Professor of Economics, Faculty of Economics and Administration, University of Lorestan, Khorramabad, Iran (Corresponding author)*
Email: *jafari.moh@lu.ac.ir*
Orcid: **0000-0001-5237-0941**
Postal address: *Lorestan Province - Khorram Abad City - Kilometer 5 of Tehran Road - Lorestan University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Postal Code: 44316-68151*

**** Associate Professor of Economics, Faculty of Social Sciences, University of Razi, Kermanshah, Iran*
Email: *sh_fatahi@yahoo.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 15 May 2021 ***revision: 7 August 2021*** ***acceptance: 30 August 2021***	***D73،O15 ، C30***	***good governance, Control of corruption, political stability, income inequality, dynamic quantile panel***

Further Information:
This article is taken from the doctoral thesis of Mrs. Fatemeh Moradi in the field of public sector economics under the guidance of Mohammad Jafari and Shahram Fattahi in Lorestan University.

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

How to Cite:
Moradi, Fatemeh., Jafari, Mohammad & Fatahi, Shahram. (2023). The impact of good governance on income inequality in selected developing and developed countries; with an emphasis on corruption control. Quarterly Journal of Quantitative Economics, 20(3), 110-135.
10.22055/jqe.2021.37420.2374

© 2023 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

Unequal distribution of income in society has caused many problems in the areas of economic, social and political will of each country, that's why one of the most important tasks of governments is proper income distribution in society. Governments recommend short-term solutions to address income inequality, while implementing these short-term policies without recognizing the influencing factors can have adverse consequences on revenue distribution. In order to deal with the problem of income inequality and establishing a fair distribution of income should identify its risk factors and appropriate and effective policies be adopted to improve income distribution. Due to the growing trend of income inequality, high unemployment and economic inefficiency in various societies, especially in developing countries, and the special role of government in achieving a fair and equitable distribution of income, the issue of good governance needs to be addressed. Income inequality and good governance are among the most important economic issues in any country. The World Bank has good governance based on six indicators; It has introduced corruption control, government efficiency and effectiveness, political stability, quality of law and regulation, rule of law and the right to comment and be held accountable, one of the most important components of which is the corruption control variable. Indicators of governance play a very important role in the economic environment in terms

of economic growth and development. Governance is considered as one of the basic inputs for the welfare of the people. Therefore, paying attention to the role of indicators of good governance and its absence, especially in developing countries and its impact on income distribution, which is one of the most important goals of governments, is very important and necessary. This study is one of the preliminary studies that can be compared to other studies from three aspects: technical, regional and temporal.The purpose of this study is to investigate the effect of good governance on income inequality in selected developing and developed countries, with emphasis on control of corruption over the period 2017-2000.

METHODOLOGY

In this research, three indicators of political stability, rule of law and corruption control have been used as good governance. Using dynamic quantile panel regression, on one hand, the effect of good governance indicators on income inequality has been investigated, and on the other hand, the effect of tax revenues on Along with the inflation rate and GDP per capita, it has been investigated as instrumental variables on income inequality.

FINDINGS

The results of the estimated the dynamic quantile panel regression model show that control of corruption and rule of law in both countries the quarters 25, 50 and 75 respectively positive and negative and significant effect on income inequality. Political stability in both groups of countries has negative effects in quarters 25 and 50 and in quarter 75 positive and significant. Also the tax revenues, inflation rate and GDP per capita these quarters in the selected countries have different effects on income inequality.

CONCLUSION

Rule of law and corruption control indicators have significant negative and positive effects on income inequality in both groups of selected countries and in all quartiles, respectively. Also, the coefficient of the political stability index shows that in the first two quarters in both groups of countries, it has a negative and significant effect on income inequality (Gini coefficient) and this can mean that with political instability, weak investment motivation and consumerism in these societies. be strengthened, which leads to a decrease in production and income inequality. Meanwhile, in the third quarter in both groups of countries under study, the political stability index has a positive and

significant effect on income inequality, in the sense that with the increase in political stability, income distribution becomes more equal.

Referenc

Adibopour, M., &Mohammadi Viaei, A. (2015). The Effect of Corruption on Income Distribution Inequality. *Quarterly Journal of Strategic and Macro Policies, 14 (4)*, 168 -153. [In Persian]

Alshammari, N., Alshuwaiee, W., & Aleissa, N. (2019). Does "Good" Governance Promote Economic Growth According to Countries' Conditional Income Distribution. *Journal of reviews on Global Economics* (8), 1-16.

Bhagat, S., & Wittry, M. (2020). Economic Growth, Income Inequality, and the Rule of Law. *Harvard Business Law Review*.

Badesar, S. N., Ahmadi, S. M. S., & Mobranjnhad, A. S. (2020). Assessment of Good governance Indicators in the Water Sector. *J. Env. Sci. Tech*., 22(2), 86- 275.

Bojanic, A. N., & Collins, L. A. (2019). Differential effects of decentralization on income inequality: evidence from developed and developing countries. *Empirical Economics*, 1-36.

Chiu, Y- B., & Lee, C-C. (2019). Financial development, income inequality, and country risk. *Journal of International Money and Finance*, 1-46.

Dwiputri, I. N., Arsyad, L., & Pradiptyo, R. (2018). The corruption-income inequality trap: a study of Asian countries. *Economics Discussion Paper* (18),1- 24.

Epstein, G. S., & Gang, I. N. (2019). Inequality, good governance, and endemic corruption. *International Tax and Public Finance*, 1-19.

Elhoussainy, A. R., Ahmed, A. E., & Hossameldin, M. A. (2018). Estimating Quantile Regression for Dynamic Panel Data using two-stage approach. *Far East Journal of Mathematical Sciences (FJMS)* (103(2)), 451-465.

Faraji Dizji, S., Zighami Dahagani, F., & Sadeghi Saqdel, H. (2023). Effects of natural resource rent and good governance on happiness in selected countries(Generalized moment approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*,(2)20, 1- 31. https://doi.org/10.22055/jqe.2020.31073.2146 [In Persian].

Huang, Ch- Ju., & Haong Ho, Y. (2018). The Impact of Governance on Income Inequality in Ten Asian Countries. *Journal of Reviews on Global Economics*(7), 217- 224.

Khosrowabadi, M., Zayandehroudi, M., & Shakibaei, A. (2015). The relationship between good governance and income inequality in selected countries of Southwest Asia and member countries of the Organization for Economic Cooperation and Development. *Social Welfare Quarterly*, 16 (61), 212-181 http://refahj.uswr.ac.ir/article-۱-۲۵۶۹-fa.html [In Persian].

McCord, M., Haran, M., Davis, P., & McCord, J. (2020). Energy performance certificates and house prices: A quantile regression approach. *Journal of European Real Estate Research*.

Moradi, E., Rahnama, A., & Heidarian, S. (2017). The Impact of Good Governance Indices on Corruption Control (Case Study: Middle East and Southeast Asia). *uarterly Journal of Quantitative Economics (JQE),14 (4),* 182-151. https://doi.org/10.22055/jqe.2018.22775.1679 [In Persian].

Moradi, M., & Salmanpour, A. (2017). The effect of good governance on income distribution in selected member countries of the Organization of Islamic Cooperation. *Sociology of Social Institutions, 4 (10),* 59-33. Doi:10.22080/ssi.2018.1734 [In Persian].

Mira, R., & Hammadache, A. (2017). Relationship between good governance and economic growth: A contribution to the institutional debate about state failure in developing countries. *Center d' economice de L' Universite Paris Nord (CEPN),* 1-21.

Oueslati, A., & Labidi, M., A. (2015). Growth, Inequality and Governance: A case of MENA countries. *SSRG International Journal of Economics and Management Studies (SSRG-IJEMS)* (2(4)), 1-7.

Rahmani, T., & Isfahani, P. (2015). Investigating the Factors Affecting the Formation of Corruption with Emphasis on the Combination of Economic Activities. Study of Developing Countries, *Quarterly Journal of Economic Research and Policy, 78(24),* 228-207. http://qjerp.ir/article-1-1287-fa.html [In Persian].

Shahabadi, A., Nilforoshan, N., & Khaleghi, M. (2013). The Impact of Governance on Unemployment Growth in Selected Developed and Developing Countries. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy, 65(21),* 164-147. http://qjerp.ir/article-1-618-fa.html [In Persian].

Shafique, S., & Haq, R. (2006). Governance and Income Inequality. *Pakistan development review* (45(4)), 751-760.

Zayandehroudi, M., Khosrowabadi, M., & Shakibaei, A.(2017). Investigating the Impact of Good Governance Indices on Income Distribution Using Data Panel (Case Study: Selected Countries of Southwest Asia). *Quarterly Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development), 3 (17),* 52-25. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-8785-fa.html [In Persian].

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2023) 20(3) 136-164**

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

Gender pay gap of public-private sectors in the Iranian Labor Market: decomposition approach based on Tobit model with instrumental variable

Nahid cheshme ghasabani *, Ali Akbar Naji Meidani **, Seyed Saeed Malek sadati ***

** Ph.D. Student, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative sciences, Ferdowsi University Of Mashhad (FUM), Mashhad, Iran*

Email: *nahid.ghasabany@gmail.com*

*** Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative sciences, Ferdowsi University Of Mashhad (FUM), Mashhad, Iran . (Corresponding Author)*
Email: *naji@um.ac.ir*
0000-0001-8413-4580
Postal address: *Department of Economics, Faculty of Management and Economic, Ferdowsi University Of Mashhad, Mashhad, Iran, Postal Code:9177948974.*

**** Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative sciences, Ferdowsi University Of Mashhad (FUM), Mashhad, Iran*

Email: *msadati@um.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 8 May 2020 ***Revision: 24 january 2021*** ***Acceptance: 05 February 2021***	***J16, j31, j71***	***Gender pay gap, Tobit Model, Mincer function, Censored data***

FURTHER INFORMATION:
The present article is taken from the doctoral dissertation of Nahid cheshmeghasabani with Supervisor of Ali Akbar Naji Meidani and Seyed Saeed Malek sadati at the University of Ferdowsi University Of Mashhad

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

How to Cite:
cheshme ghasabani, Nahid., Naji Meidani, Ali Akbar & Malek sadati, seyed saeed.(2023). Gender pay gap of public-private sectors in the Iranian Labor Market: decomposition approach based on Tobit model with instrumental variable. *Quarterly journals of Quantitative Economics (JQE)*, 20(3), 136-164.
10.22055/JQE.2021.33507.2248

© 2023 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 important indicators of measuring the development of any country is the situation of females in each country. Overview of the status and income of females compared with males, it is clear that females are the most vulnerable parts of the population. In the last four decades, Iranian females have become half of the country's university graduates, but according to labor force statistics in 2017, the participation rate of females was 16%, relative to the participation rate of 64.5% male. According to the data of urban household income and expenditure survey in 2017, there is an increase in female's hourly wages relative to men, despite the small difference between the level of education of male and female, and the phenomenon of the gender pay gap in the Iranian labor market. This study aims to address the most fundamental and obvious inequality, namely wage inequality, and determine how much of this wage inequality is due to discrimination and how much is due to the characteristics of human capital . In many cases, in the discussion of pay gap, we face censored data, which requires the estimation of a Tobit model; Because in the presence of censored data, ordinary least squares method will lead to inconsistent parameters and misleading results. Investigating the pay gap with a developed model of the Oaxaca

decomposition method using Tobit models,is the pivotal issue in this research which has not been discussed in previous studies.

METHODOLOGY

As stated, the purpose of this article is to investigate the fact that by controlling factors such as the level of education, occupational group, and age, there is still a clear discrimination between the wages of men and women in the labor market. Therefore,This study aims to address the most fundamental and obvious inequality, namely wage inequality, and determine how much of this wage inequality is due to discrimination and how much is due to the characteristics of human capital .

According to theoretical studies, the technique of estimating the wage inequality has been estimated in two forms, the Ols and the definition of dummy variable, and the of Oaxaca and Blinder decomposition. This study attempts addition to OLS model, Provide accurate estimates of the gender pay gap with the help of the censored Tobit model in Iran labor market.

FINDINGS

The results of the study of the gender wage gap of the censored Tobit model show that the wage inequality is positive between men and women. A positive wage inequality means an increase in the gender wage gap to the loss of women. According to the results of the estimation of the models, with the increase in the level of education, significantly the wages of men and women increase. Because women have a higher educational attainment rate than men, wage increases for women are greater than for men. The results show, if is considered data censoring, the educational attainment of men and women significantly decreases. The impact of considering data censoring is much higher on educational attainment for women than men. Also, the private sector has a larger share of employment, but the wage gap in this sector is greater than in the public sector. The results show that potential experience follows an inverted u-shaped pattern. That is, people intermediate levels of potential experience have the highest wage compared to the two ends of the spectrum. In this study, due to the possibility of endogeneity of experience variable, an instrumental variable has been used as a substitute for work experience.

CONCLUSION

According to the available image of the censored data, the method of estimating the Conventional gender pay gap is biased and does not provide reliable results. This study attempts addition to OLS model, Provide accurate estimates of the gender pay gap with the help of the censored Tobit model in Iran labor market. Due to the indigenous of the experience, has been used the Tobit model with an instrumental variable. According to the results, with ignored the bias of censored data, is overestimated the part of the gender pay gap (GPG) attributable to gender differences in observed endowments and part of the GPG is due to that the same endowment generates different returns for male and female workers.

Reference

Azizmohammadlou,H. (2018). Comparative Evaluation of the Effects of Policies Instruments on Employment and Labor Demand in Iranian Economic Sectors Based on Disequilibrium Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE),3(15*),43-78(in Persian).

Bauer, T. K., & Sinning, M. (2010). Blinder–Oaxaca decomposition for Tobit models. *Applied Economics*, 42(12), 1569-1575.

Becker, G.S. (1964): Human capital. A theoretical and empirical analysis with special reference to education. *The University of Chicago Press*, Chicago

Bidarbakhatnia, N., & Gorgorzadeh, A. (2019). Investigating Factors Affecting Gender Pay Discrimination in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi), 54*(2), 285-301. doi: 10.22059/jte.2019.71285 (in Persian).

Blinder, A.S. (1973): Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455.

Fairlie, R. W. (2003).An extension of the Blinder–Oaxaca decomposition technique to logit and Probit models, Yale University Economic Growth Center, *Discussion Paper*, 873, 1–11.

Googardchian,A., Taybi,K.,Ghasavi,E,. (2014). The effect of women's employment on the gender income gap in Iran (1991-2001). *Quarterly Journal of Economic Modeling Research*; 5(17),145-16(in Persian).

Gregory, R. G. & Borland, J. (1999). Recent developments in public sector labor markets. *Handbook of labor economics*, 3, 3573-3630.

Hospido, L., & Moral Benito, E. (2016). The public sector wage premium in Spain: evidence from longitudinal administrative data. *Labour Economics*, 42, 101-122.

Huertas, I. P. M. Ramos, R. & Simon, H. (2017). Regional differences in the gender wage gap in Spain. *Social Indicators Research*, 134(3), 981-1008.

Juhn, C., Murphy, K. M. and Pierce, B. (1991) Accounting for the slowdown in Black-White wage convergence, in Workers and Their Wages: Changing Patterns in the United States (Ed.) M. H. Kosters, American Enterprise Institute, Washington.

Keshavarz Haddad,Gh. (2016). *Economics of micro-data and policy evaluation*, nashreney, Tehran.

Keshavarz Haddad,GH.,& Alaviyan Ghavanini,A. (2012). Gender wage gap in urban labor market iranian. *Economic Research of Iran*, 17(53), 101-133 (in Persian).

Klein, V. (2013). Britain's Married Women Workers*: History of an Ideology*. Routledge.

Manning, A., & Petrongolo, B. (2008). The part-time pay penalty for women in Britain. *The economic journal*, 118(526), 28-51.

Mincer, J. (1974), *Schooling, experience and earnings*. Columbia University, New York.

Morikawa, M. (2016). A comparison of the wage structure between the public and private sectors in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 39, 73-90.

Neumark, D. (1988). Employers discriminatory behaviour and theestimation of wage discrimination. *The Journal of Human Resources*, 23, 279–295.

Noroozi, L.(2004). Gender differences in employment structures. *Woman in Denelopment and Politics*,2(1),165-178 (in Persian).

Oaxaca, R. (1973): Male–female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709.

Oaxaca, R. L. and Ransom, M. (1988) Searching for the effect of unionism on the wages of union and nonunion workers, *Journal of Labor Research*, 9, 139–48.

Tansel, A., Keskin, H. I., & Ozdemir, Z. A. (2020). Public-private sector wage gap by gender in Egypt: Evidence from quantile regression on panel data, 1998–2018. *World Development*, *135*, 105060.

Zheng, K. (2017). The Wage Gap between the Public and Private Sector Among Canadian-born and Immigrant Workers. Major MA paper, *University of Ottawa*.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2023) 20(3) 165-186**

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

Factors affecting housing prices with an environmental approach (Comparison of some developed and developing countries)

Nasibeh Kakoui*, Kambiz Hojabr Kiani**, Farhad Ghafari***, Ali Emami Maybodi****

** PhD Student in Economics, Department of Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.*
Email: *Nasim.kakoui@yahoo.com*

*** Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Science and Research, Tehran, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *K-Kiani@srbiau.ac.ir*
0000-0002-3752-4508
Postal address*: No. 53, Unit 14, Saba Alley, Amirkabir St., Roudhen, Tehran.*
**** Associate Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Science and Research, Tehran, Iran*
.
Email: *ghaffari@srbiau.ac.ir*
***** Professor of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabaei University, Tehran, Iran.*
Email: *Emami@atu.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 13 December 2020 ***Revision: 03 April 2021*** ***Acceptence: 29 April 2021***	***Q53 ,R32 C23***	***Housing price, Air pollution, Econometric technique of panel data, Non Linear ARDL***

Further Information:
This article is taken from the doctoral thesis of Ms. Nasibeh Kakoui in the field of economics under the guidance of Kambiz Hojabr kiani at the University of Science and Research, Faculty of Management and Economics.

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

How to Cite:
Kakoui, Nasibeh., Hojabr Kiani, Kambiz., Ghafari, Farhad & Emami Maybodi, Ali. (2023). Factors affecting housing prices with an environmental approach (Comparison of some developed and developing countries). Quarterly Journal *of Quantitative Economics(JQE)*, 20(3), 165-186.
10.22055/jqe.2021.36051.2311

© 2023 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

Housing, as an asset and shelter after food and clothing, is the most basic human need, which is very important for the life and survival of the individual as well as for the society. Changes in housing prices, on the one hand, as the main asset in households' portfolios, will lead to changes in individual wealth over time, and on the other hand, fluctuations in housing prices, especially their rapid increases, are among the threats that governments aim to provide access to. People face challenges in housing. This issue has become more important especially in recent decades with population growth, urbanization and the formation of new families. Air pollution as one of the most important environmental concerns of this century and the result of increasing population and urbanization and housing construction threatens the lives of millions of people in developing countries as well as in developed and industrialized countries. Therefore, considering the importance of air pollution and its impact on housing and housing prices, this research tries to use the panel data technique of the effect of air pollution on housing prices in developed countries (including: Norway, Switzerland, Australia, Iceland, Denmark, America , Japan and the Czech

Republic) and developing countries (including: Turkey, Mexico, Brazil, China, Colombia, South Africa, Indonesia, India) during the period of time (2010-2017) and then this review for Iran using self-explanatory vector technique with extended non-linear intervals (NARDL) and during the years (1375-1996).

METHODOLOGY

As mentioned in the introduction, the purpose of this research is to analyze the impact of air pollution and some economic variables on housing prices in developing countries, developed countries and Iran. For this purpose, the following model has been used:

$$LogRHP_t = \beta_1 + \beta_2 LogAPI_t + \beta_3 LogY_t + \beta_4 LogM2_t + \beta_5 LogCPI_t + \beta_6 LogER_t + \beta_7\, IR_t + \varepsilon_t$$

Which in this model:

$LogRHP_t$: Logarithm of housing price in year t

$LogAPI_t$: Logarithm of air pollution index in year t

$LogY_t$: Logarithm of per capita income in year t

$LogM2_t$: Logarithm of liquidity in year t

$LogCPI_t$: Logarithm of the price index of consumer goods and services in year t

$LogER_t$: Logarithm of exchange rate in year t

IR_t: Interest rate in year t

It is important to mention two points here: First, the index considered for air pollution is the amount of suspended particles PM2.5. Second; The base year is 2010 for developed and developing countries and 2010 for Iran.

The desired statistical information, which is in the form of a time series, was collected through the information portal of the World Bank, the International Monetary Fund, the Organization for Economic Cooperation and Development, the Central Bank of Iran, the Statistical Center of Iran, and the energy balance sheet.

FINDINGS

The impact of air pollution on housing prices in developed and developing countries:

Due to the short period of time (due to the limited access to information) and the invalidity of the results of the unit root test in these conditions, in the first step, the problem of heterogeneity of units was investigated using

the F-test statistic of Limer. Considering that the probability value of the F test for both groups of developed and developing countries is less than 0.01, therefore, Panel Data technique is used to estimate the model in both groups of countries. As the next step to examine the correlation between disturbance components and explanatory variables (i.e. choosing between the fixed effects method and the random effects method), the Hausman test was performed, and the results of this test indicated a probability value smaller than 0.01 for both groups of countries. Investigating and applying the fixed effects method.

The results of model estimation are as follows:

In developed countries, air pollution leads to a decrease in housing prices by 30%. But in developing countries, there is no significant relationship between air pollution and housing prices. The effect of per capita income on housing prices is positive and significant in both groups of countries under investigation. The effect of liquidity on housing prices is positive and significant in developed countries, but the effect of liquidity on housing prices is not significant in developing countries. Considering the relative stability of the consumer goods and services price index in developed countries, this index has no effect on housing prices in the aforementioned countries. In developing countries, the effect of the price index of consumer goods and services on the price of housing is positive and significant at the rate of 48%.The stability of the exchange rate in developed countries has caused this variable to have no significant effect on housing prices. But in developing countries, an increase in the exchange rate causes a 4% decrease in housing prices. The increase in interest rate causes the housing price to increase by 0.5% in developed countries and decrease by 0.2% in developing countries.

The impact of air pollution on housing prices in Iran:

As the first step, the variables used in the model were tested for reliability. The results of the ADF unit root test showed that all the variables investigated in this research were I(1) and this means that the vector self-explanatory model with wide ARDL intervals is a suitable method for analyzing the short-term and long-term behavior of the variables in this research. Then, in order to check the classical assumptions, relevant diagnostic tests were used, and the obtained results indicated that the model does not have any problems in terms of the classical assumptions, that is, there is no autocorrelation and heterogeneity of variance, and the distribution of disturbance components is normal.

The results of model estimation are as follows:

The effect of negative and positive air pollution shocks on housing prices is significant, which means that the decrease in air pollution leads to an increase in housing rent and an increase in the level of air pollution leads to a decrease in the housing rent index in Iran. An increase in per capita income leads to an increase in housing rent index. The variable coefficient of liquidity logarithm is negative and meaningless. An increase in the price index of consumer goods and services and the exchange rate will lead to an increase in housing rent. The results of the model estimation indicate the insignificant effect of the interest rate of this variable on the housing rental index in the long term, but in the short term, with the increase in the interest rate, the demand for housing rent and consequently the rent will increase.

CONCLUSION

Based on the results obtained in this study, the effect of air pollution on housing prices was negative and significant in developed countries, while this effect was insignificant in developing countries. The results of the model estimation in Iran show that air pollution has a significant effect on housing rent.

According to the obtained results, the following suggestions are presented in order to control housing prices:

- Stability of prices and prevention of excessive growth of the price index of consumer goods and services through control of liquidity and exchange rate.
- Exchange rate management: Since the fluctuations and instability of the exchange rate can leave destructive effects in the economy of the countries, therefore, the forecasting and use of tools that enable the economy of the countries to face the fluctuations of the exchange rate should be considered.

Reference

Azmi, A. S. M., Azhar, R. F., & Nawawi, A. H. (2012). The relationship between air quality and property price. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, *50*, 839-854.

Amini Behbahani, A., & Nafari, K. (2017). Air Pollution, Housing Prices, and Costs of Sanctions: A Natural Experiment. *University of Illinois at Urbana-Champaign, Department of Economics*, 1-53.

Behbahani, A. A., & Nafari, K. (2018). *Air Pollution, Housing Prices, and Costs of Sanctions: A Natural Experiment*: SSRN.

Chiarazzo, V., Coppola, P., Dell'Olio, L., Ibeas, A., & Ottomanelli, M. (2014). The effects of environmental quality on residential choice location. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 162*, 178-187.

DiPasquale, D., & Wheaton, W. C. (1994). Housing market dynamics and the future of housing prices. *Journal of Urban economics, 35*(1), 1-27.

Emami maboodi, A., Azami, A., & Haghdoost, e. (2010). Environmental Effective Factors on Houses Prices in Tehran: Hedonic Pricing Approach. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E-Eghtesadi), 44*(2), -. Retrieved from https://jte.ut.ac.ir/article_20013_6b82c36b7a1a292fc95a869bd74fcb17.pdf

Fallahi, F., Panahi, H., & Karimi Kandoleh, M. (2017). Correlation between Stock Exchange, Dollar, and Gold Coins Returns in the Iranian Economy: A Hilbert- Huang Transform Approach. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi), 52*(4), 905-934. doi:10.22059/jte.2017.63695

Hemati, L., Emadzadeh, M., & Ranjbar, H. (2018). Direct and indirect effects of corruption on pollution in Iran; By ARDL approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 15*(2), 83-110.

Huang, X., & Lanz, B. (2018). The value of air quality in Chinese cities: Evidence from labor and property market outcomes. *Environmental and Resource Economics, 71*(4), 849-874.

Jafari Samimi, A., (Mila) Elmi, Z., & Hadizadeh, A. (2007). Affecting Factors On House Price Index. *Iranian Economic Research, 9*(32). Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_3624.html

Kenny, G. (1999). Modelling the demand and supply sides of the housing market: evidence from Ireland. *Economic Modelling, 16*(3), 389-409.

Khalili Araghi, S. M., Mehrara, M., & Azimi, S. R. (2012). A Study of House Price Determinants in Iran, Using Panel Data. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 20*(63), 33-50. Retrieved from http://qjerp.ir/article-1-467-en.html

Laden, F., Schwartz, J., Speizer, F. E., & Dockery, D. W. (2006). Reduction in fine particulate air pollution and mortality: extended follow-up of

the Harvard Six Cities study. *American journal of respiratory and critical care medicine, 173*(6), 667-672.

Mar Iman, A., Hamidi, N., & Liew, S. (2009). The effects of environmental disamenities on house prices. *Malaysian Journal of Real Estate, 4*(2), 32-44.

Momenzadeh Vahedi, T. (2012). Investigating the relationship between foreign direct investment and environmental quality in selected countries (in the form of Kuznets environmental hypothesis). *Master Thesis, University of Central Tehran, Faculty of Economics and Accounting.*

Minguez, R., Fernández-Avilés, G., & Montero, J. (2010). Does air pollution affect the price of housing? A joint geostatistics and spatial econometric perspective. *Development, energy, environment, economics. WSEAS Press, Tenerife*.

Pajooyan, J., & Moradhasel, N. (2008). Assessing the relation between economic growth and air pollution. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 7*(4), 141-160. Retrieved from http://ecor.modares.ac.ir/article-18-1759-en.html

Poterba, J. M. (1984). Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset-market approach. *The Quarterly Journal of Economics, 99*(4), 729-752.

Sadeghi, S. K., Khosh Akhlagh, R., Emadzadeh, M., & Dalali Esfahani, R. (2008). the effect of air pollution on housing value (Case study: Tabriz metropolis). *Iranian Journal of Economic Research, 37*(12). Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_3553.html

Salem, A. A., & Akaberi, T. M. (2018). Calculating the willingness to pay to avoid of pollution harmful effects by using the Hedonic price in different provinces of Iran.

Zavadskas, E., Kaklauskas, A., Šaparauskas, J., & Kalibatas, D. (2007). Vilnius urban sustainability assessment with an emphasis on pollution. *Ekologija, 53*(2), 64-72.

Zhang, L., & Zheng, H. (2019). Public and Private Provision of Clean Air: Evidence from Housing Prices and Air Quality in China. *Available at SSRN 3214297*.