بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی

برنامه‌ریزی و بودجه

سال بیست و نهم | شماره ۲ | تابستان ۱۴۰۳

شماره ۱۶۵

نمایه در ISC

صاحب امتیاز: مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

اعضای هیئت تحریریه به ترتیب حروف الفبا

دکتر رهی ابوک
دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت مالی و تجارت جهانی، دانشگاه ویلیام پترسون

دکتر سید احمدرضا جلالی نائینی
استاد گروه اقتصاد مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

دکتر ناصر خیابانی
دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر رضا خیراندیش
استاد اقتصاد و رئیس گروه حسابداری، اقتصاد و مالی، دانشکده بازرگانی دانشگاه ایالاتی کلایتون

دکتر سیدجعفر سجادی
استاد دانشکده مهندسی صنایع دانشگاه علم و صنعت ایران

دکتر علی دادپی
دانشیار گروه مالی دانشکده بازرگانی گوپتا دانشگاه دالاس

دکتر عباس شاکری
استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر غلامعلی فرجادی
دانشیار بازنشسته گروه اقتصاد مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

دکتر احمد مجتهد
استاد بازنشسته دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر امیرهوشنگ مهریار
استاد بازنشسته موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

دکتر مسعود نیلی
دانشیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف

مدیر مسئول
دکتر مهدی برکچیان

سردبیر
دکتر سید احمدرضا جلالی‌نائینی

معاون سردبیر
دکتر مهدی فدایی

مدیر اجرایی
ناهید جبلی

نشانی وب سایت مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی
http://www.imps.ac.ir

نشانی وب سایت نشریه برای ارسال مقاله
http://www.jpbud.ir
پست الکترونیک
info@jpbud.ir

شاپا (چاپی) ۹۰۹۲-۲۲۵۱
شاپا (الکترونیکی) ۹۱۰۶-۲۲۵۱

بها: ۵۰۰۰۰ ریال
چاپ: کهن

نشانی: تهران- میدان شهید باهنر (نیاوران)- جمال‌آباد- خیابان شهید مختار عسگری - شماره ۶ - مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی- طبقه پنجم
کدپستی: ۱۹۷۸۹۱۱۱۱۴ تلفن: ۲۶۱۱۶۹۰۴ و دورنگار: ۲۶۱۱۶۹۷۲

براساس نامه وزارت علوم، تحقیقات و فناوری به شماره ۱۵۹۱۰۹ مورخ ۱۳۹۰/۸/۱۷، نشریه برنامه‌ریزی و بودجه از شماره ۱۱۲ دارای اعتبار علمی - پژوهشی است و چاپ مقاله در آن برای ارتقای اعضای هیأت علمی دانشگاه‌ها و مؤسسات آموزشی و پژوهشی مؤثر است.

- درج مطالب در این نشریه لزوماً منعکس‌کننده نظر نشریه برنامه‌ریزی و بودجه نیست.
- نشریه برنامه‌ریزی و بودجه در ویرایش مقاله‌ها، به ترتیبی که آرا و عقاید نویسندگان تغییر نکند، آزاد است.
- نقل و اقتباس مطالب نشریه با ذکر مأخذ مجاز است.

فصلنامه علمی

برنامه‌ریزی و بودجه | سال بیست و نهم | شماره ۲ | تابستان ۱۴۰۳

فهرست مطالب

- **پویایی فقر در ایران** ۳
  محمد اسلامی و محمد حسینی
- **عوامل مؤثر بر اشتغال زنان در کارگاه‌های صنعتی کشور** ۴۱
  منصور عسگری
- **برآورد تمایل به پرداخت برای بهبود خدمات حمل‌ونقل همگانی** ۷۳
  ریحانه‌سادات شاهنگیان و ندا قاسمی
- **تحلیل اثرهای آستانه‌ای کیفیت نهادی بازار بر رشد اقتصادی با تأکید بر صداقت دولت** ۹۵
  عاطفه نواح، سارا قبادی و حسین شریفی رنانی
- **اثر متقابل کمیته حسابرسی و تنوع جنسیتی بر کیفیت گزارشگری مالی** ۱۲۱
  امیرحسین توکلی، مهدی جعفری و سیدجواد عمادی
- **معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه؛ راهبردی در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای در حال توسعه** ۱۴۱
  مصطفی حیدری هراتمه

داوران این شماره به ترتیب حروف الفبا:

دکتر حمیده اصفهانی
دکتر هادی پهلوان
دکتر سیداحمدرضا جلالی‌نائینی
دکتر ژاله زارعی
دکتر سعید شرافتی‌پور
دکتر مرجان صبوری
دکتر مهدی فدائی
دکتر غلامعلی فرجادی
دکتر بابک فرهنگ
دکتر مهدی هادیان

برگردان چکیده ها به انگلیسی
علی رستمیان

ویراستار علمی
دکتر هادی پهلوان

ویراستار ادبی
رضا دیبا

طراح
سعید زراعتی

پویایی فقر در ایران

محمد اسلامی
کارشناسی‌ارشد اقتصاد، مؤسسه پژوهش‌های پیشرفته
تهران، دانشگاه خاتم، تهران، ایران.
محمد حسینی | mo.hoseini@imps.ac.ir
دانشیار، گروه اقتصاد، مؤسسه عالی آموزش و پژوهش
مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

مقاله پژوهشی
دریافت: ۱۴۰۳/۱۲/۲۶ | پذیرش: ۱۴۰۳/۰۴/۳۱

چکیده: درک چگونگی توزیع فقر در جامعه، چه به‌صورت مزمن و چه به‌صورت گذرا، نقش بسزایی در طراحی و اجرای سیاست‌های مؤثر مبارزه با فقر دارد. این مقاله با استفاده از هفت داده پنل موجود که از دهه ۷۰ تا کنون را پوشش می‌دهد، فقر مزمن و روند آن را با دو روش «مؤلفه‌ها» و «شکاف فقر معادل توزیع یکسان» برای ایران تخمین می‌زند. به‌طورکلی نتایج روش مؤلفه‌ها سهم فقر مزمن کمتری را نسبت به روش دوم که این سهم را به‌صورت میانگین ۸۸ درصد اعلام می‌کند، نشان می‌دهد. در طی زمان روند فقر مزمن همگام با روندهای اقتصاد کلان بوده است به‌طوری‌که از پنل دهه ۷۰ تا پنل ابتدایی دهه ۹۰ رو به کاهش و پس از یک دوره ثبات پس از شروع تحریم‌ها، از سال ۹۷ شدیداً رو به افزایش گذاشته است. روش «شکاف فقر معادل توزیع یکسان» قابلیت تفکیک فقر مزمن، به دو مؤلفه میانگین شکاف فقر و نابرابری بین فقرا را دارد. تفکیک فقر مزمن بر این مبنا نشان می‌دهد که افزایش و کاهش فقر اغلب ناشی از افزایش یا کاهش میانگین شکاف فقر است و هزینه نابرابری بین‌فردی نقش خاصی در این روندها ندارد، هرچند به‌طور میانگین همواره سهم بیشتری از فقر مزمن را تشکیل می‌دهد.

کلیدواژه‌ها: پویایی فقر، فقر مزمن، فقر گذرا، درآمد دائمی، نابرابری، ایران.
طبقه‌بندی JEL: O53, I32, D63, D31.

فصلنامه علمی برنامه‌ریزی و بودجه | سال بیست و نهم | شماره ۲ | تابستان ۱۴۰۳ | ص‌ص ۳۹-۳
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | doi 10.52547/jpbud.29.2.3

مقدمه

طولانی شدن فقر باعث شکست‌های اجتماعی-اقتصادی افراد می‌شود . در زمان کوتاه، ممکن است تأثیرهای فقر در ظاهر ناچیز و پنهان باشد؛ اما با گذر زمان، فشار فقر به‌وضوح قابل مشاهده خواهد شد؛ بنابراین اگر یک فرد دوره کوتاهی از طول عمرش را با فقر بگذراند، ممکن است این تأثیر قابل‌ملاحظه نباشد و زندگی اجتماعی یا اقتصادی او را به‌شدت تحت تأثیر قرار ندهد؛ اما هر چه این وضعیت به مدت زمان بیشتری ادامه یابد، تأثیرهای فقر بر فرد افزایش می‌یابد. درواقع فردی که به مدت طولانی و مداوم با فقر مواجه است، از لحاظ اجتماعی و اقتصادی آسیب‌پذیرتر است و ممکن است لطمه‌های جبران‌ناپذیری به وی وارد شود. به‌همین‌ترتیب، فقیر بودن به‌صورت متوالی با وارد و خارج شدن از آن به‌صورت پی‌درپی تفاوت دارد. به‌عبارت‌دیگر، تأثیرهای فقر به مدت مداوم با تأثیرهایی که در طول عمر به‌صورت پراکنده بروز می‌کند، قابل مقایسه نیستند (Punton & Shepherd, 2015).

به‌همین‌ترتیب ممکن است نرخ فقر در یک مقطع زمانی در دو جامعه برابر باشد؛ اما اگر به وضعیت رفاه افراد آن‌ها در طول زمان نگاه کنیم، تفاوت‌های چشمگیری در الگوی فقر و مزمن بودن آن در اعضای دو جامعه مشاهده شود؛ برای مثال در یک جامعه مشاهده می‌شود که گروهی از افراد برای مدت زمان طولانی و هر دوره پس از دوره دیگر فقیر هستند؛ اما در جامعه‌ای دیگر، در هر دوره زمانی، گروهی از افراد زیر خط فقر قرار دارند؛ اما در دوره بعد، این افراد از وضعیت فقر خارج شده و گروه دیگری جایگزین می‌شود. وضعیت جامعه اول نشانگر یک الگوی پایدار و مداوم فقر است، به این معنا که مشکلات ساختاری و کمبودهایی در فرصت‌ها و منابع اجتماعی وجود دارد. از سوی‌دیگر، پویایی و تغییر ترکیب جمعیت فقیر در جامعه دوم نشان‌دهنده این است که امکان خروج از وضعیت فقر در طول زمان وجود دارد. به‌وضوح قابل فهم است که جامعه اول جامعه‌ای به‌مراتب قطبی‌تر است و عمق فاجعه فقر در آن بسیار عمیق‌تر است؛ زیرا یک گروه ثابت از افراد به‌صورت مداوم در شرایط فقر قرار دارند. درمقابل، جامعه دوم دارای ساختاری پویا و قابل تغییر است که افراد مختلف در طول زمان با تجربه وضعیت‌های مختلف فقر هستند و امکان انتقال بین این وضعیت‌ها فراهم است (Carter & Barrett, 2006).

تحلیل فقر به‌صورت ایستا، به‌معنای بررسی وضعیت فقر در یک زمان خاص، نمی‌تواند انواع مختلف این حالات فقر را که از یکدیگر متمایز هستند، به‌خوبی شناسایی کند. این روش تنها اطلاعاتی از وضعیت فقر در یک زمان معین را به ما ارائه می‌دهد و توانایی تفکیک بین جوانب مختلف و پویای این فرایندها را فراهم نمی‌کند. ازاین‌رو، بررسی پویایی (دینامیک) رفاه، یا به‌عبارت‌دیگر، تحلیل رفاه بر اساس داده‌های پنل، به ما امکان می‌دهد که خانوارها یا افراد را در طول زمان دنبال کرده و بررسی

کنیم که کدام افراد ممکن است در آینده به فقر بیفتند، به‌جای اینکه فقط به شناخت فقر گذرا در یک لحظه زمانی معین محدود شویم. همچنین بررسی فقر پایدار یا مزمن می‌تواند ایجاد انگیزه برای پژوهش‌های آینده را به‌وجود آورده و به ما کمک کند تا بفهمیم چه افرادی ممکن است در آینده در معرض خطر فقر قرار گیرند. این نگاه آینده‌نگرانه می‌تواند به جامعه کمک کند تا برنامه‌ها و سیاست‌هایی را برای کاهش فقر و پیشگیری از وقوع آن در آینده اجرا کند.

تعاریف مختلفی از فقر مزمن وجود دارد. به‌طورکلی در شرایط فقر مزمن فرد با محرومیت‌هایی مواجه است که برای مدت زمان طولانی و پیوسته ادامه دارد. درمقابل، فقر گذرا با نوسان‌های درآمد پیرامون خط فقر همراه است. افرادی که در طول زمان مورد بررسی قرار گرفته و به‌طور مداوم زیر خط فقر بوده‌اند (به‌عبارت‌دیگر همیشه فقیر)، و یا کسانی که بیشتر دوره‌های زندگی خود را در زیر خط فقر سپری کرده‌اند؛ اما در تعداد محدودی از دوره‌ها به بالای خط فقر صعود کرده‌اند (به‌طور معمول فقیر) به‌عنوان فقیر مزمن محسوب می‌شوند. فقیر گذرا هم به افرادی اشاره دارد که معیار رفاه آن‌ها در طول زمان به نوسان‌های زیادی حول خط فقر دچار است؛ به‌عبارت‌دیگر، این افراد به‌صورت چرخه‌ای در زمان در نواحی مختلف خط فقر قرار می‌گیرند (به‌عنوان فقیر چرخه‌ای). همچنین، افرادی که در طول زمان، بیشتر در بالای خط فقر هستند؛ اما در مواردی به زیر خط فقر می‌افتند (گاهی فقیر) نیز به‌عنوان فقیر گذرا شناخته می‌شوند (Hulme & Shepherd, 2003).

از منظر سیاست‌گذاری، تمایز گذاشتن بین افرادی که به‌طور مزمن در وضعیت فقر به سر می‌برند و افرادی که با فقر گذرا مواجه می‌شوند، امری بااهمیت است. اگر فقر به‌صورت مزمن و پایدار باشد، تدابیر ساختاری و طولانی‌مدت مانند سرمایه‌گذاری در توسعه سرمایه انسانی و ایجاد زیرساخت‌های لازم برای افزایش توانایی این گروه از افراد می‌تواند به‌عنوان راهکارهایی مؤثرتر و متعادل‌تر مدنظر قرار گیرد. درمقابل، اگر فقر به‌صورت گذرا و موقتی باشد، تمرکز باید به طراحی ابزارهای بیمه و برنامه‌های حمایتی موقتی هدایت شود تا از فقیر شدن خانواده‌هایی که در زمانی ثروتمند هستند اما در مواجهه با مشکلات آسیب‌پذیر شده‌اند، جلوگیری کند. این برنامه‌ها می‌توانند به‌عنوان یک میانبر محافظتی علیه نوسان‌های اقتصادی و افت ناگهانی درآمد عمل کنند. علاوه‌براین، سیاست‌ها می‌توانند به‌طور خاص به طراحی برنامه‌های جلوگیری از فقر برای خانواده‌های غیرفقیر اما در معرض آسیب توجه کنند و از آنها حمایت نمایند. از جهت کاربردهای تفکیک فقر مزمن و گذرا، می‌توان به تحلیل دقیق ترکیب جمعیت هدف، تعیین اولویت‌ها در تخصیص منابع، و ارتقاء تدابیر مستمر برای بهبود طولانی‌مدت وضعیت افراد اشاره کرد. این تفکیک می‌تواند در ارائه سیاست‌های دقیق‌تر و مؤثرتر برای مقابله با فقر و توسعه پایدار کمک کند (Jalan & Ravallion, 1998; Scott, 2019).

برای اندازه‌گیری و درک فقر پایدار، چند روش در ادبیات ارائه شده است. اولین و ساده‌ترین روش رویکرد تعداد دوره[1] است که بر مبنای تعداد دفعه‌هایی که مصرف یا درآمد خانوار زیر خط فقر قرار دارد، آن را به فقیر مزمن یا گذرا تقسیم می‌کند (Israeli & Weber, 2014). روش دوم، رویکرد مؤلفه‌ها[2] است که توسط جالان و راوالیان (۱۹۹۸) ارائه شد. در این روش فرد زمانی به‌صورت مزمن فقیر است که بخش دائمی درآمد او زیر خط فقر باشد و این جزء دائمی فقر را توسط میانگین درآمد یا مخارج در طی زمان اندازه گرفته می‌شود. رویکرد دیگر که توسط دوکلاس و همکاران[3] (۲۰۱۰) ارائه شده است، فقر را به‌صورت داشتن سطحی از بدزیستی[4] در نظر می‌گیرند، برعکس جالان و راوالیان (۱۹۹۸)، که فقر را به‌صورت نداشتن سطحی از بهزیستی[5] در نظر می‌گرفتند. روش آن‌ها که شکاف فقر معادل توزیع یکسان[6] نام دارد، برابر با مقداری از بدزیستی است، اگر به همه افراد و برای هر فرد در همه زمان‌ها برابر توزیع می‌شد.

هدف این مقاله اندازه‌گیری فقر مزمن در ایران با دو روش مؤلفه‌ها (Jalan & Ravallion, 1998) و شکاف فقر معادل توزیع یکسان (Duclos, Araar & Giles, 2010) است. به این‌منظور از هفت پنل چرخشی که بازه ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۱ را در دوره‌های سه‌ساله پوشش می‌دهد و دو پنل دیگر برای دوره ۱۳۸۲-۱۳۸۰ و ۱۳۷۴-۱۳۷۱ استفاده می‌شود. مطالعه فقر مزمن در ایران برای اولین‌بار در صالحی اصفهانی و مجبوری (۲۰۱۳) با استفاده از پنل چهارساله، ۱۳۷۱ تا ۱۳۷۴ انجام شده و نویسندگان مطالعه جدیدتری در مورد سنجش فقر مزمن با روش‌های بالا در سال‌های اخیر نیافتند.

نتایج روش مؤلفه‌ها نشان می‌دهند که غیر از دوره‌های ۱۳۷۴-۱۳۷۱و ۱۳۹۴-۱۳۹۲ فقر غالب در کشور، فقر مزمن است و بیشترین سهم فقر مزمن ۶۳ درصد و برای دوره ۱۴۰۱-۱۳۹۹ اتفاق افتاده است. نتایج برای روش شکاف فقر معادل توزیع یکسان بیان می‌کنند که فقر مزمن با میانگین ۸۸ درصد، فقر غالب است و با تفکیک این فقر به دو جزء میانگین شکاف فقر و هزینه نابرابری بین‌فردی، درمی‌یابیم که هزینه نابرابری عموماً سهم بیشتری از فقر مزمن نسبت به میانگین شکاف دارد.

1. Spell Approach
2. Component Approach
3. Duclos
4. Ill-fare
5. Welfare
6. Equally-distributed Equivalent (EDE) Poverty Gap

مرور ادبیات

در اندازه‌گیری و تحلیل فقر، مفاهیمی نظیر عمق فقر، پیچیدگی فقر و پایداری فقر اهمیت ویژه‌ای دارند. این مفاهیم به ما کمک می‌کنند تا درک بهتر و دقیق‌تری از وضعیت فقر در جامعه داشته باشیم و راهکارهای مؤثرتری برای مقابله با آن ارائه دهیم. عمق فقر به میزان فاصله افراد یا خانوارها از خط فقر مربوط می‌شود. این مفهوم تنها به شمارش افرادی که زیر خط فقر هستند، بسنده نمی‌کند بلکه به چگونگی و میزان فقر آن‌ها نیز توجه دارد. شاخص‌هایی نظیر شکاف فقر که اختلاف میانگین درآمد افراد فقیر با خط فقر را محاسبه می‌کند، شدت فقر که با استفاده از توان دوم شکاف فقر تعیین می‌شود و به وزن‌دهی بیشتر به خانوارهای فقیرتر می‌پردازد، ازجمله این شاخص‌ها هستند (Carter & Barrett, 2006; Bolch, Lopez-Calva, & Ortiz-Juarez, 2023). شدت فقر به این سؤال پاسخ می‌دهد که فقر در جامعه چقدر عمیق و شدید است و چه تفاوت‌هایی بین سطوح مختلف فقر وجود دارد. درنهایت، تداوم به مزمن بودن فقر اشاره دارد و هدف اندازه‌گیری آن، تمایز بین فقر مستمر در طول زمان (فقر مزمن) و فقری است که به‌دلیل تغییرهای بین‌زمانی در درآمد موقتی است (فقر گذرا).

از اوایل دهه هشتاد میلادی اقتصاددانان این حوزه به این نتیجه رسیدند که تحلیل ایستای فقر به‌تنهایی نمی‌تواند به‌خوبی تمام برخی ابعاد مهم معضل فقر را بررسی کند، و از آن زمان رویکردهای پویا به جریان افتاد. هر چند این روش‌ها به‌دلیل دو مشکل داده‌ای هنوز هم در بسیاری کشورهای درحال‌توسعه قابل اجرا نیستند: اول نداشتن داده‌های پنل و دوم نبود داده ثروت که حتی ممکن است داده ایستای آن هم موجود نباشد. داده‌های ثروت افراد در طول زمان یکی از ابزارهای اصلی برای شناسایی افرادی که در تله فقر گیر افتاده‌اند (Carter & Barrett, 2006).

برای اندازه‌گیری و درک فقر پایدار، تا اوایل قرن جدید، دو رویکرد عمده وجود داشته است که عبارت‌اند از، رویکرد تعداد دوره و رویکرد مؤلفه‌ها. رویکرد تعداد دوره به بررسی مدت زمانی می‌پردازد که یک خانوار در وضعیت فقر به سر می‌برد. به‌عبارت‌دیگر، تمرکز این رویکرد بر روی شناسایی و اندازه‌گیری طول دوره‌های زمانی است که در آن‌ها درآمد یا مصرف خانوار زیر سطح معیار خط فقر قرار دارد. فقر مزمن در این رویکرد با تعداد دفعه‌ها یا مدت زمانی که خانوار در شرایط فقر قرار دارد، تعریف می‌شود؛ بنابراین، تأکید بر شمارش تعداد یا طول دوره‌های متوالی فقر است. رویکرد مؤلفه‌ها بر اساس تفکیک درآمد یا مصرف یک خانوار به دو بخش متمایز استوار است: مؤلفه دائمی و مؤلفه گذرا. مؤلفه دائمی به بخشی از درآمد یا مصرف اشاره دارد که ثابت و پیش‌بینی‌پذیر است و به درآمدهای

بلندمدت خانوار مرتبط می‌شود. درمقابل، مؤلفه گذرا به نوسان‌های کوتاه‌مدت در درآمد یا مصرف اشاره دارد که ممکن است ناشی از شرایط اقتصادی موقت یا سایر عوامل فرازونشیب‌آمیز باشد. در این رویکرد، یک خانوار زمانی به‌عنوان فقیر مزمن شناخته می‌شود که مؤلفه دائمی درآمد یا مصرف آن به‌طور مداوم پایین‌تر از خط فقر باشد (Yaqub, 2003; Bolch, Lopez-Calva, & Ortiz-Juarez, 2023).

روش تعداد دوره به لوی[1] (۱۹۷۶) برمی‌گیرد و توسط کو[2] (۱۹۷۸)، دانکن[3] و همکاران (۱۹۸۴) و گایها و دئولالیکار[4] (۱۹۹۳) نیز استفاده شده است. به‌طور متداول در این روش، با استفاده از داده‌های پنل، فرایند بررسی فقر مزمن به‌صورت دوره‌ای و با روش جدول‌بندی[5] انجام می‌شود. هر دوره زمانی (مثلاً یک سال) به‌طور جداگانه بررسی می‌شود تا مشخص شود که آیا خانوار یا فرد در آن دوره زیر خط فقر بوده است یا خیر؟ سپس افرادی که در اکثر دوره‌های زمانی یا در همه آن‌ها فقیر بوده‌اند، به‌عنوان فقیر مزمن در نظر گرفته می‌شوند و کسانی را که فقط در چند دوره زمانی فقیر بوده‌اند، فقیر به‌صورت گذرا در نظر می‌گیرند. درحالی‌که رویکرد تعداد دوره به‌دلیل سادگی و قابلیت اجرایی بالای خود مورد توجه است، با محدودیت‌هایی هم روبه‌روست. یکی از این محدودیت‌ها عدم اطلاع از وضعیت فقر خانوارها در دوره‌های قبل و بعد از جمع‌آوری داده‌هاست. این مسئله توسط بن و الوود[6] (۱۹۸۶) با عنوان اسپل‌های سانسور شده[7] مطرح شده است. بن و الوود بر روی این موضوع تمرکز کرده‌اند که داده‌های موجود ممکن است تنها بخشی از دوره‌های فقر یک خانوار را نشان دهند. به‌عبارت‌دیگر، اگر پژوهشی تنها داده‌های چند سال خاص را جمع‌آوری کند، امکان دارد وضعیت فقر خانوارها در سال‌های قبل یا پس از این بازه زمانی نامعلوم باشد. این وضعیت سانسور شده می‌تواند تصویر ناکاملی از وضعیت فقر و پویایی‌های آن ارائه دهد.

برای غلبه بر محدودیت‌های مرتبط با روش تعداد دوره، یکی از رویکردها، استفاده از روش مدت زمان[8] است. این رویکرد به مدل‌سازی طول دوره‌های فقر می‌پردازد. در این روش، از روش‌هایی مانند توابع بقا[9] و توابع خطر[10] استفاده می‌شود تا احتمال خروج از فقر محاسبه شود. این توابع به تحلیل‌گران اجازه

1. Levy
2. Coe
3. Duncan
4. Gaiha & Deolalikar
5. Tabulation
6. Bane & Ellwood
7. Censored Spells
8. Duration
9. Survival Functions
10. Hazard Functions

می‌دهند تا احتمال اینکه فرد در طول یک دوره زمانی خاص در وضعیت فقر باقی بماند یا از آن خارج شود را تخمین بزنند. این روش می‌تواند به فهم بهتر پویایی‌های فقر و عوامل مؤثر بر طول مدت آن کمک کند. بن و الوود (۱۹۸۶) و راگلز و ویلیامز[1] (۱۹۸۹) از این روش‌ها برای بررسی فقر استفاده کرده‌اند. آن‌ها با بررسی مدت زمانی که افراد در فقر به سر می‌برند و احتمال خروج از آن، درک عمیق‌تری از الگوهای فقر و عوامل مؤثر بر پایداری یا تغییر وضعیت فقر فراهم کرده‌اند. هرچند که این روش‌ها مدت زمان گذرانده شده در فقر را در شناسایی فقرا مزمن لحاظ می‌کنند؛ اما شاخص‌های به‌دست‌آمده برای تعداد فقرا همچنان به زمان حساسیت نشان نمی‌دهند. به‌منظور در نظر گرفتن مدت زمان فقر در معیارهای جمعی، فاستر[2] (۲۰۰۹) نسبت شمارش تعدیل شده بر اساس مدت زمان را معرفی کرد که میانگین زمان گذرانده شده توسط خانوارها در وضعیت فقر را در نظر می‌گیرد. این روش به این صورت عمل می‌کند که برای هر خانوار، مدت زمانی که در فقر به سر برده‌اند را محاسبه می‌کند و سپس این اطلاعات را در محاسبه نسبت فقر تعدیل شده به کار می‌برد. این شاخص نه‌تنها به تعداد خانوارهایی که در فقر به سر می‌برند توجه دارد بلکه به مدت زمانی که آن‌ها در این وضعیت قرار دارند نیز اهمیت می‌دهد.

در رویکرد مؤلفه‌ها برای اندازه‌گیری فقر پایدار، یکی از مهم‌ترین چالش‌ها، تفکیک بخش دائمی درآمد از جنبه‌های گذرا و موقتی آن است. این کار از طریق استفاده از مدل‌های پیش‌بینی خاصی انجام می‌شود که بر داده‌های پنل متکی هستند. دو مدل معروف در این زمینه شامل مدل‌های لیلارد و ویلیس[3] (۱۹۷۸) و دانکن و راجرز[4] (۱۹۹۱) است. در مدل لیلارد و ویلیس، بر اساس ویژگی‌های قابل مشاهده‌ای چون سن و تحصیلات، درآمدهای بلندمدت افراد پیش‌بینی می‌شود. ایده اصلی این است که برخی عوامل ثابت مانند سن، تحصیلات و مهارت‌های شغلی، بر درآمد دائمی فرد تأثیر می‌گذارند. با تجزیه و تحلیل این عوامل، می‌توان بخش دائمی درآمد را از جنبه‌های موقتی و گذرای آن جدا کرد. مدل دانکن و راجرز مشابه مدل قبلی، به‌دنبال تفکیک بخش دائمی از بخش گذرای درآمد است؛ اما با تمرکز بیشتر بر درآمد خانوارها. در این مدل، تلاش می‌شود تا با استفاده از داده‌های پنل و شناسایی عوامل مختلف تأثیرگذار بر درآمد خانوار، بخش دائمی درآمد شناسایی شود. این کار از طریق حذف اثرهای شوک‌های گذرا و موقتی بر درآمد انجام می‌شود تا تصویر واضح‌تری از درآمد بلندمدت و پایدار خانوار به‌دست آید؛ بنابراین، درآمدها یا درآمدهای پیش‌بینی شده از چنین

1. Ruggles & Williams
2. Foster
3. Lillard & Willis
4. Duncan & Rodgers

مدل‌هایی را می‌توان برای تخمین میزان فقر مورد انتظار، سهم مردمی که احتمالاً به‌طور متوسط در یک دوره معیّن فقیر باقی می‌مانند، استفاده کرد.

روشی دیگر در رویکرد مؤلفه‌ها برای شناسایی بخش دائمی درآمد که توسط راوالیان (۱۹۸۸) معرفی شده و بعدها توسط جالان و راوالیان (۱۹۹۸) به کار گرفته شده، بر اساس میانگین درآمد افراد در طول زمان استوار است. این روش از این منطق پیروی می‌کند که درآمد دائمی یک فرد یا خانوار را می‌توان با محاسبه میانگین درآمد آن‌ها در طول یک دوره زمانی معیّن تخمین زد. در این روش، اطلاعات درآمدی از طیف وسیعی از دوره‌ها گردآوری شده و میانگین درآمد محاسبه می‌شود تا تصویری واضح‌تر و پایدارتر از وضعیت مالی یک فرد یا خانوار به‌دست آید. این کار به تمایز بین جنبه‌های موقتی و دائمی درآمد کمک می‌کند. درآمدهای موقتی ممکن است ناشی از شرایط خاصی باشند؛ مانند بیکاری موقت یا درآمدهای فصلی، درحالی‌که درآمد دائمی بیشتر نشان‌دهنده توانایی ثابت یک فرد یا خانوار برای تولید درآمد است. این رویکرد در تحلیل فقر مزمن می‌تواند بسیار مفید است؛ زیرا به‌جای تمرکز بر نوسان‌های کوتاه‌مدت درآمد، توجه را به میزان درآمدی که یک فرد یا خانوار به‌طور معمول در طول زمان کسب می‌کند، معطوف می‌دارد.

بااین‌حال، یکی از محدودیت‌های اصلی رویکرد استفاده از میانگین درآمد برای تعیین مؤلفه دائمی درآمد، این فرضیه زیربنایی است که منابع مالی به‌راحتی و بدون هیچ‌گونه هزینه‌ای در بین دوره‌های مختلف قابل انتقال هستند. به‌عبارت‌دیگر، این رویکرد بر این فرض استوار است که افراد می‌توانند درآمد خود را به‌طور مؤثر در طول زمان جابجا کنند تا بتوانند از پس هزینه‌های خود در دوره‌هایی که درآمد کمتری دارند، برآیند. این فرضیه به اصطلاح «جایگزینی کامل در طول زمان» نامیده می‌شود که به‌معنی توانایی یک فرد یا خانوار برای تعدیل و تنظیم درآمدها و هزینه‌های خود در طول زمان است. درواقعیت، چنین انتقال منابع بدون هزینه و به‌صورت کامل، اغلب دشوار است. محدودیت‌هایی مانند دسترسی محدود به بازارهای مالی، هزینه‌های مرتبط با پس‌انداز و وام، و نبود اطمینان در مورد آینده می‌توانند مانع از جابجایی کامل درآمد در طول زمان شوند. به‌علاوه، عدم توانایی در پیش‌بینی دقیق درآمدها و هزینه‌های آتی نیز می‌تواند به این چالش‌ها دامن بزند (Bolch, Lopez-Calva, & Ortiz-Juarez, 2023; Mai & Mahadevan, 2016). راجرز و راجرز[1] (۱۹۹۳) مفهومی به نام فقر متوسط سالانه را مطرح کردند. این مفهوم بر این فرض استوار است که افراد تا حدی قادر به انجام انتقال‌های مالی بین دوره‌های زمانی هستند؛ اما این انتقال‌ها محدود به میزانی است که با استفاده از پس‌انداز و وام‌گیری

1. Rodgers & Rodgers

با نرخ بهره جاری، پایدار باشد. در این رویکرد، به‌جای استفاده از میانگین درآمد بلندمدت یا اتکاء به مؤلفه دائمی درآمد، فقر متوسط سالانه به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری وضعیت فقر به کار می‌رود. این شاخص تلاش می‌کند، با در نظر گرفتن اینکه چگونه افراد می‌توانند با استفاده از ابزارهای مالی مانند پس‌انداز و وام‌گیری، درآمد خود را در طول زمان تنظیم کنند، تصویری واقع‌بینانه‌تر از فقر ارائه دهد. هرچند که رویکرد فقر متوسط سالانه، یک قدم رو به جلو در درک بهتر پویایی‌های فقر است؛ اما محدودیت‌هایی نیز دارد. یکی از این محدودیت‌ها این است که وقتی نرخ‌های بهره در تجزیه و تحلیل گنجانده می‌شوند، همچنان ممکن است تمام هزینه‌های مرتبط با انتقال درآمد در طول زمان را به‌طور کامل منعکس نکنند. درواقعیت، فقرا ممکن است با هزینه‌های پنهان و چالش‌هایی در هنگام تلاش برای انتقال منابع خود از یک دوره زمانی به دوره دیگر روبرو شوند. این می‌تواند شامل هزینه‌های بالاتر وام‌گیری، دسترسی محدود به ابزارهای پس‌انداز یا سرمایه‌گذاری، و همچنین عدم قطعیت ناشی از نوسان‌های اقتصادی باشد. این عوامل می‌توانند درنهایت بر توانایی فقرا برای انتقال درآمد به‌طور مؤثر در طول زمان تأثیر بگذارند و درنتیجه، دائمیت درآمد را کاهش دهند. علاوه‌براین، هزینه‌های پنهان می‌توانند قابلیت جایگزینی بین زمانی را ناپایدار کنند. این به این معناست که حتی اگر فقرا تا حدی قادر به انتقال درآمد خود از یک دوره به دوره دیگر باشند، هزینه‌های ناشی از این انتقال ممکن است بر توانایی آنها برای حفظ سطح زندگی ثابت در طول زمان تأثیر بگذارد.

فاستر و سانتوس[1] (۲۰۱۳)، یک تغییر الگوواره در تحلیل درآمد دائمی انجام دادند. این رویکرد که به‌نوعی اصلاحی بر مدل‌های پیشین درآمد دائمی است، در نظر می‌گیرد که جایگزینی درآمد بین دوره‌های زمانی مختلف به‌طور کامل ممکن نیست، و این امر به‌خصوص در مورد افراد با درآمدهای پایین‌تر بیشتر صدق می‌کند. این رویکرد، ضمن در نظر گرفتن نوسان‌های درآمد و محدودیت‌های موجود در دسترسی به وام و امکانات اعتباری، تلاش می‌کند تا درآمد دائمی را به‌گونه‌ای تعریف کند که بتواند توانایی واقعی افراد برای حفظ سطح زندگی خود را در طول زمان منعکس کند. این امر به‌خصوص در مورد افراد فقیر که ممکن است با نرخ‌های بهره بالاتر و دسترسی محدود به بازارهای مالی مواجه باشند، اهمیت دارد.

به‌صورت‌کلی در روش مؤلفه‌ها، فرد زمانی به‌صورت مزمن فقیر است که بخش دائمی درآمد او زیر خط فقر باشد و این جزء دائمی فقر را توسط میانگین درآمد یا مخارج در طی زمان اندازه گرفته می‌شود. دوکلاس و همکاران (۲۰۱۰) چندین مشکل برای این روش را بیان می‌کنند، که اساسی‌ترین

1. Foster & Santos

آن‌ها این است که روش مؤلفه‌ها، فرد یا خانواری که چندین دوره در زیر خط فقر بوده؛ اما در یک دوره میزان رفاه او به‌حدی افزایش یافته باشد که میانگین رفاه او از خط فقر بیشتر باشد را به‌عنوان فقیر مزمن در نظر نمی‌گیرد. دو مشکل کلی دیگر روش مؤلفه‌ها این هستند که مقادیر فقری که از این روش به دست می‌آید، در بعضی موارد نمی‌توانند تعریف مقداری[1] داشته باشند و زمانی که به افراد فقیرتر وزن بیشتری در اندازه‌گیری فقر می‌دهیم، نسبت به حالتی که، همه افراد وزن یکسانی دارند، مقدار فقر کاهش می‌یابد. دوکلاس و همکاران (۲۰۱۰) برای رفع این معایب آن‌ها را مطابق قسمتی از ادبیات، فقر را به‌جای تعریف طبق نداشتن سطحی از رفاه یا بهزستی، به‌عنوان مجموع بدزیستی در جامعه در نظر می‌گیرند. این اصلاح باعث رفع مشکلات ذکر شده در روش مؤلفه‌ها می‌شود. در قسمت روش‌شناسی این رویکرد به‌صورت کامل تشریح می‌شود. تخمین فقر مزمن با روش شکاف فقر معادل توزیع یکسان توسط دوکلاس و همکاران (۲۰۱۰) برای چین و پرونو[2] و همکاران (۲۰۲۱) برای اندونزی انجام شده است.

داده

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، عمدتاً توسط مرکز آمار ایران ارائه می‌شوند. این مرکز از سال ۱۳۶۳ شروع به انتشار سری داده‌هایی تحت عنوان هزینه و درآمد خانوار به‌صورت سالانه کرده است. این مجموعه داده‌ها اطلاعات اقتصادی و اجتماعی متنوعی را دربر می‌گیرند که شامل مواردی چون سن افراد خانوار، سطح تحصیلات، نوع اشتغال، میزان درآمد، هزینه‌ها و دیگر جزئیات مرتبط می‌شوند. این داده‌ها هم در سطح شهری و هم در سطح روستایی جمع‌آوری می‌شوند و در سال‌های اخیر، حدود چهل هزار خانوار را در هر سال دربر می‌گیرند. در تحلیل‌هایی که به بررسی پایداری فقر می‌پردازند، دسترسی به داده‌های طولانی‌مدت از اهمیت بالایی برخوردار است. به‌طورکلی، داده‌های هزینه و درآمد خانوار از نوع داده‌های مقطعی هستند، به این معنا که در هر دوره زمانی، اطلاعات از نمونه‌های متفاوتی جمع‌آوری می‌شوند. این ویژگی، بررسی تغییرهای درازمدت در وضعیت اقتصادی یا اجتماعی خانوارهای خاص را دشوار می‌کند. بااین‌حال، از سال ۱۳۸۹، مرکز آمار ایران اقدام به ایجاد یک سری داده‌های پنل چرخشی درون این مجموعه داده‌های مقطعی نموده است. در این رویکرد، بخشی از نمونه‌ها در طی چندین دوره زمانی حفظ می‌شوند و مجدداً بررسی می‌شوند که این امر امکان مطالعه تغییرهای درآمد و هزینه‌های خانوارها و وضعیت فقر آن‌ها را در طول زمان فراهم می‌کند.

1. Cardinal
2. Purwono

جدول (۱) که توسط مرکز آمار ارائه شده است، نحوه طراحی نمونه پنل چرخشی را نشان می‌دهد. تقریباً در هر سال افراد موجود در داده سالانه به سه دسته تقسیم می‌شوند؛ مثلاً برای سال ۱۳۹۲ افراد گروه C تا سال ۱۳۹۴ همچنان در روند آمارگیری قرار دارند و افراد گروه E از سال ۱۳۹۴ تا سال ۱۳۹۶ دنبال می‌شوند؛ البته بین سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ این روند قطع شده است و هیچ گروه مشترکی بین دو سال وجود ندارد، برای سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ هم همین‌طور است. به‌همین‌ترتیب برای تحلیل پیوسته و جامع از وضعیت فقر در ایران، مجموعه‌ای از داده‌های پنل چرخشی که از سال ۱۳۸۹ شروع شده و تا آخرین دوره موجود در سال ۱۴۰۱ ادامه دارند، برگزیده شده‌اند. این مجموعه شامل پنج دسته داده پنل چرخشی است که طیف گسترده‌ای از سال‌ها را پوشش می‌دهند. اولین دوره از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۱، دومین دوره از سال ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴، سومین دوره از سال ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۶، چهارمین دوره از سال ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹ و پنجمین دوره از سال ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۱ را دربر می‌گیرند. علاوه بر این پنج پنل چرخشی ذکر شده، از دو سری داده پنل تحت عنوان «آمارگیری از ویژگی‌های اقتصادی ـ اجتماعی خانوار» که توسط مرکز آمار ایران در دهه ۷۰ و ۸۰ شمسی جمع‌آوری شده‌اند، ولی به‌صورت عمومی منتشر نشده‌اند، استفاده شده است. دور اول این داده از سال ۱۳۷۱ شروع شده و تا ۱۳۷۴ ادامه داشته است و دور بعدی بین سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۸۲ بوده است.

جدول ۱: الگوی چرخش نمونه در آمارگیری هزینه و درآمد خانوار

دوره آمارگیری / گروه چرخش	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶
A	A3				
B	B2	B3			
C	C1	C2	C3		
D		D1	D2	D3	
E			E1	E2	E3
F				F1	F2
G					G1

منبع: مرکز آمار ایران

جدول (۲) خلاصه‌ای از آمارهای کلیدی برخی متغیرها در پنل‌های چرخشی را ارائه می‌دهد. این متغیرها شامل لگاریتم میانگین هزینه‌های سرانه خانوار، میانگین اندازه خانوار، و تعداد کل خانوارها در هر پنل هستند. برای اطمینان از انسجام و مقایسه‌پذیری داده‌ها، هزینه‌های خانوار با استفاده از شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی (CPI) که توسط بانک مرکزی ایران منتشر می‌شود، تعدیل شده‌اند. هزینه‌ها برای دوره‌های زمانی از سال ۱۳۸۹ به بعد به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۵ و برای سال‌های پیش از آن با شاخص سال ۱۳۹۰ به قیمت سال ۱۳۹۵ محاسبه شده‌اند، تا قابل مقایسه باشند. در محاسبه هزینه‌های سرانه خانوار، به‌جای استفاده از اندازه خانوار، از شاخصی تحت عنوان معادل OECD استفاده شده است، این شاخص سرپرست خانوار را معادل یک نفر، اعضای بزرگسال دیگر را معادل ۰/۷ نفر و افراد زیر ۱۵ سال را معادل ۰/۵ نفر در نظر می‌گیرد. این شاخص با تعدیل هزینه‌های خانوار بر اساس سن افراد و موقعیت در سرانه کردن هزینه‌ها نقش بهتری ایفا می‌کند. تعیین مخارج سرانه، اولین گام در اندازه‌گیری فقر است. این متغیر، معیاری از رفاه برای جامعه است که ما را قادر می‌سازد افراد فقیر و غیرفقیر دارای رفاه پایین‌تر یا بالاتر از خط فقر را تفکیک کنیم.

جدول ۲: خلاصه آماری برخی از متغیرهای داده

دوره	لگاریتم میانگین هزینه سرانه	اندازه خانوار	تعداد مشاهده‌ها
۱۳۷۱-۷۴	۱۵/۵۱	۵/۱	۳۳۷۱
۱۳۸۰-۸۲	۱۵/۵۸	۴/۵۳	۵۳۸۹
۱۳۸۹-۹۱	۱۵/۸۷	۳/۸۴	۱۶۸۰۵
۱۳۹۲-۹۴	۱۵/۷۷	۳/۶۱	۸۴۳۹
۱۳۹۴-۹۶	۱۵/۷۸	۳/۵۶	۷۹۵۱
۱۳۹۷-۹۹	۱۵/۵۸	۳/۵۱	۷۲۰۶
۱۳۹۹-۱۴۰۱	۱۵/۴۳	۳/۳۸	۶۴۲۲

لازم به ذکر است که برای تعریف رفاه که در اقتصاد با مطلوبیت (یک ادراک ذهنی از تمام چیزهایی که فرد به آن اهمیت می‌دهد) برابر قرار داده می‌شود، رویکردهای متفاوتی وجود دارد. یکی از این رویکردها، رویکرد رفاه‌گرایانه[1] است، این رویکرد، رفاه را میزان تسلط افراد بر کالاها تعریف می‌کند؛ بنابراین هرچه مردم کالاهای بیشتری در اختیار داشته باشند، رفاه بیشتری دارند. پایه و

1. Welfarist

اساس این رویکرد رفاه فردی است، یعنی هر آنچه فرد به‌عنوان مطلوبیت از مصرف کالاها دریافت می‌کند، و این شامل کالاهای دارای بازار و بدون بازار می‌شود. در این رویکرد افراد یک بازیگر منطقی در نظر گرفته می‌شوند که آن چیزی را انتخاب می‌کنند که از آن مطلوبیت بیشتری می‌گیرند. یک مزیت این رویکرد این است که شخص دیگری برای افراد تعیین نمی‌کند که چه چیزی برای آن‌ها مناسب است، حتی اگر بر خلاف میل خود آن‌ها باشد. رویکرد دیگری که می‌توان گفت به‌عنوان قوی‌ترین بدیل برای رویکرد رفاه‌گرایانه است، رویکرد قابلیت‌ها[1] است که توسط آمارتیا سن (۱۹۸۷) مطرح شده است. این رویکرد استدلال می‌کند که مطلوبیت تنها معیار اندازه‌گیری رفاه نیست و مجموعه‌ای از عملکردها، مانند داشتن امنیت، توانایی طولانی زندگی کردن، شاغل بودن، توانایی شرکت در فعالیت‌های اقتصادی، باسواد بودن و داشتن تغذیه مناسب منجر به ایجاد رفاه می‌شوند. توانایی‌ها به مجموعه‌ای از این عملکردها گفته می‌شود که با توجه به موقعیت فرد، در دسترس او قرار دارند و مطابق این رویکرد فقر ناشی از فقدان این قابلیت‌ها است.

رویکردهای گفته شده برای تعریف و اندازه‌گیری رفاه در قالب نظریه هستند، یعنی در عمل نمی‌توانیم معیار مشخصی از آن‌ها برای اندازه رفاه داشته باشیم؛ به‌عنوان‌مثال، ما معیاری برای اندازه رفاه فرد بر طبق قابلیت‌های او نداریم؛ بنابراین نیاز به یک سری گزینه برای رفاه داریم تا بتوانیم آن را در فضای پولی بیان کنیم. یکی از این گزینه‌ها درآمد و دیگری مخارج است. در توضیح استفاده از مخارج خانوار به جای درآمد آن‌ها در این پژوهش، بنابر توصیه ادبیات مخارج معیار بهتری برای اندازه‌گیری رفاه است؛ زیرا از ثبات بیشتری در طول زندگی افراد برخوردار است و همچنین افراد ممکن است صرف محض احتیاط، درآمد خود را پایین‌تر از آن چیزی که هست، اعلام کنند.

خط فقر

خطوط فقر نقش‌های توصیفی و هنجاری (نرماتیو) دارند؛ توصیفی برای مقایسه فقر در زمان‌ها و مکان‌های مختلف، و هنجاری برای تدوین سیاست‌های ضد فقر. ایده خط فقر به قرن هجدهم برمی‌گردد و به تعریف حداقل درآمد مورد نیاز برای عدم تلقی شدن به‌عنوان فقیر می‌پردازد. تعبیر اقتصادی خط فقر به‌عنوان هزینه دستیابی به سطح معینی از رفاه اقتصادی یا «استاندارد زندگی» در مکان‌های مختلف یا تاریخ‌های مختلف است. این خط می‌تواند به‌صورت عینی (براساس داده‌ها توسط مشاهده‌گران) یا ذهنی (براساس دیدگاه مردم) تعیین شود. خط فقر عینی، خود به دو دسته مطلق

1. Capabilities

و نسبی تقسیم می‌شود. خط فقر مطلق یک معیار ثابت است که بر اساس نیازهای اساسی تعریف می‌شود و با تغییرها در توزیع درآمد یا هزینه‌های خانوار تغییر نمی‌کند. این نوع خط فقر براساس میزان مشخصی از مصرف یا درآمد تعیین می‌شود که برای برآورده کردن نیازهای پایه‌ای ضروری است. از سوی‌دیگر، خط فقر نسبی بر اساس توزیع درآمد یا مخارج در یک جامعه تعریف می‌شود و با تغییرها، این توزیع تغییر می‌کند. خط فقر نسبی معمولاً بر حسب درصدی از میانگین یا میانه درآمد یا مخارج خانوار در یک جامعه تعیین می‌شود. در این روش، فقر در رابطه با وضعیت اقتصادی کل جامعه ارزیابی می‌شود، به این معنی که اگر توزیع درآمد یا هزینه‌ها تغییر کند، خط فقر نیز تغییر خواهد کرد. رایج‌ترین روش برای ایجاد خط فقر نسبی، استفاده از مقداری از میانگین حسابی یا میانه توزیع مصرف یا درآمد به‌عنوان خط فقر است؛ برای مثال، بسیاری از کشورهای اروپایی از خط فقری استفاده می‌کنند که حدود ۵۰ درصد از میانه درآمد ملی تعیین شده است (Ravallion, 2015).

تفاوت در نگرش به فقر در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته، به‌طور عمده بر پایه تفاوت در شرایط اقتصادی و اجتماعی این کشورها استوار است. در کشورهای درحال‌توسعه، تمرکز بر فقر مطلق غالب است؛ زیرا این کشورها اغلب با چالش‌های اساسی مانند کمبود مواد غذایی، بهداشت نامناسب، و دسترسی محدود به آموزش مواجه هستند. در این موارد، خط فقر مطلق بر اساس نیازهای پایه‌ای تعیین می‌شود؛ مانند حداقل کالری مورد نیاز برای زنده ماندن. درمقابل در کشورهای توسعه‌یافته، جایی که نیازهای اولیه به‌طور گسترده‌ای برآورده می‌شوند، تمرکز بیشتر بر فقر نسبی است. در این محیط‌ها، فقر به‌عنوان نداشتن سطح معیشتی استانداردی که در جامعه معمول است، تعریف می‌شود. در اینجا، فقر به‌معنای نداشتن دسترسی به منابع و فرصت‌هایی است که اکثر افراد در آن جامعه از آن بهره‌مند هستند. علاوه‌براین، حتی در مفهوم فقر مطلق نیز می‌توان عناصری از نسبی بودن را مشاهده کرد، به این معنا که حتی معیارهای فقر مطلق در کشورهای مختلف می‌توانند متفاوت باشند و به سطح معیشت و استانداردهای آن کشور وابسته باشند. به‌عبارت‌دیگر، حتی خط فقر مطلق در کشورهای با درآمد بالاتر ممکن است بالاتر باشد؛ زیرا استانداردهای پایه‌ای زندگی در این کشورها بالاتر است (Haughton & Khandker, 2009).

در کشورهای با درآمد سرانه پایین، استفاده از خط فقر نسبی می‌تواند منجر به تعریف یک خط فقر پایین‌تر از حد واقعی نیازهای اساسی شود. این امر به دلیل این است که اگر خط فقر نسبی براساس درصدی از میانگین یا میانه درآمد ملی تعیین شود و درآمد ملی در کل پایین باشد، خط فقر نسبی ممکن است حتی پایین‌تر از سطحی قرار گیرد که افراد برای برآورده ساختن نیازهای اولیه خود نیاز دارند. در مورد کشوری مانند ایران که جزو کشورهای با درآمد متوسط رو به پایین است،

استفاده از خط فقر مطلق می‌تواند مناسب‌تر باشد؛ زیرا ممکن است با بررسی فقر از طریق خط فقر نسبی، افرادی که در تأمین استانداردهای زندگی ناتوان هستند را به‌عنوان غیرفقیر در نظر بگیریم. پس استفاده از خط فقر مطلق واقع‌بینانه‌تر است (Haughton & Khandker, 2009).

برای اندازه‌گیری خط‌های مطلق، سه روش وجود دارد: یکی روش «هزینه نیازهای اساسی»[1]، دیگری روش «انرژی غذایی دریافتی»[2] و روش سوم خط‌های فقر تعیین شده توسط بانک جهانی که به‌صورت، مثلاً دو دلار در روز برای هر نفر در نظر گرفته می‌شود (تحقیق مرکز پژوهش‌های مجلس ایران). روش اندازه‌گیری فقر با استفاده از رویکرد انرژی غذایی دریافتی، خط فقر را بر پایه هزینه یا درآمد خانوار تعریف می‌کند که در آن میزان کالری مصرفی به اندازه ۲۱۰۰ کالری در روز است. یکی از ویژگی‌های برجسته این روش، سهولت و سادگی آن است. این روش همچنین می‌تواند در موقعیت‌هایی که اطلاعات قیمت مواد غذایی محدود است، به‌عنوان گزینه‌ای مطلوب برای روش‌های مبتنی بر تخمین هزینه‌های اساسی مورد استفاده قرار گیرد. بااین‌حال، این روش دارای چندین محدودیت است، ازجمله اینکه تغییرهای قیمت نسبی مواد غذایی و تغییر سلیقه‌ها در جریان شهرنشینی می‌توانند بر ارتباط میان میزان کالری دریافتی و هزینه‌ها تأثیر بگذارند. همچنین خطوط فقر تولید شده توسط این روش ممکن است ماهیتی نسبی پیدا کنند، یعنی این خطوط ممکن است بیش‌ازحد به تغییرهای متوسط درآمد حساس باشند و درنتیجه، تصویری ناقص از وضعیت واقعی فقر ارائه دهند (Ravallion, 2015).

بنا بر ادبیات مربوطه و اینکه برای داده ایران، قیمت و مقدار مواد غذایی‌ای که خانوار مصرف کرده است، در دسترس است، در این پژوهش برای برآورد خط فقر از روش هزینه نیازهای اساسی استفاده می‌شود. برای تعیین خط فقر از روش هزینه نیازهای اساسی، اولین گام تدوین یک بسته غذایی متناسب با نیازهای کالری استاندارد است. این استاندارد که معادل ۲۱۰۰ کالری برای هر فرد در نظر گرفته شده، توسط سازمان غذا و کشاورزی سازمان ملل متحد پیشنهاد شده است. رویکرد اصلی برای تعیین این بسته غذایی، برآورد بر اساس الگوی مصرف است، در این روش، ابتدا یک نرخ فقر تخمینی، مانند ۳۰ درصد، در نظر گرفته می‌شود. سپس، بسته غذایی بر اساس الگوی مصرفی افرادی که در دهک‌های ۲۵ تا ۳۵ قرار دارند، انتخاب می‌شود. این انتخاب به نمایندگی از سطح مصرفی است که برای رسیدن به حداقل کالری لازم کافی است؛ اما رویکردهای دیگری هم مانند استفاده از گروه کارشناسی محلی وجود دارند. در این روش که در برخی کشورها مانند روسیه به کار

1. Cost of Basic Needs (CBN)
2. Food Energy Intake (FEI)

گرفته می‌شود، یک گروه از کارشناسان محلی مسئولیت تعیین بسته غذایی را بر عهده دارند. این کارشناسان با در نظر گرفتن عوامل فرهنگی، غذایی و اقتصادی منطقه، بسته‌ای مناسب را تدوین می‌کنند. پس از تعیین بسته غذایی، مرحله بعدی محاسبه هزینه این بسته برای گروه‌های مختلف جمعیتی و در مناطق متفاوت است. این هزینه‌ها باید به‌صورت جداگانه برای هر یک از زیرگروه‌های نمایه فقر برآورد شوند، تا خط فقر غذایی‌ای دقیق و متناسبی با شرایط مختلف جمعیتی و جغرافیایی به‌دست آید (Ravallion, 2015).

اما خط فقر کل علاوه بر حداقل‌های غذایی، باید هزینه حداقل‌های غیرغذایی را هم دربر داشته باشد؛ اما این بخش غیرغذایی نمی‌تواند به‌صورت بخش غذایی تعیین شود، چرا که طیف گسترده‌ای از هزینه‌ها را دربر می‌گیرد که یک استاندارد حداقلی مانند ۲۱۰۰ کالری در بخش غذایی ندارند. به این‌منظور از روش رایجی که از آن به‌عنوان ضریب اِنگل یاد می‌شود، برای تبدیل خط فقر غذایی به خط فقر کل استفاده می‌شود. ضریب اِنگل برابر است با نسبت مخارج غذایی به مخارج غیرغذایی برای آن دسته از افرادی که در نزدیکی خط فقر غذایی قرار دارند. بعد از تعیین این ضریب، خط فقر کل از ضرب خط فقر غذایی در معکوس ضریب اِنگل به‌دست می‌آید.

در پژوهشی که توسط مرکز پژوهش‌های مجلس ایران[1] انجام شده، رویکرد هزینه نیازهای اساسی به‌کار گرفته شده است تا خط فقر در مناطق مختلف ایران برای سال ۹۵ محاسبه گردد. این پژوهش به‌عنوان راهکاری قابل اتکا برای تعیین خط فقر در ایران و پایان دادن به انواع خط‌های مختلف در کشور ارائه شده است. در پژوهش حاضر نیز، با استناد به همان مطالعه و با استفاده از روش مشابه، خط فقر برای سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۱ محاسبه می‌شود. برای درک دقیق روش‌ها و جزئیات محاسباتی این مطالعه، به مرجع اصلی یعنی مطالعه مرکز پژوهش‌های مجلس ارجاع داده می‌شود. این ارجاع، دسترسی به تفصیل‌های کامل و دقیق این روش را فراهم می‌آورد، درحالی‌که خلاصه‌ای از آن در این متن آورده شده است.

در گام اول این روش، ابتدا خانوارها بر اساس مخارج سرانه آن‌ها دهک‌بندی می‌شوند. در این روش، هزینه سرانه فقط شامل هزینه کالاهای بی‌دوام می‌باشد. در مورد کالاهای بادوام، تنها بخش استهلاک آن‌ها در طول یک سال مدنظر قرار می‌گیرد. به این‌صورت که برای کالاهای بادوام اساسی مانند یخچال، خودرو، رایانه، تلویزیون، ماشین لباس‌شویی و غیره، طول عمر مفید مشخصی در نظر گرفته شده و با استفاده از نرخ استهلاک، میزان استفاده یک‌ساله از این کالاها محاسبه می‌شود. در مورد سایر کالاهای بادوام که در دسته اصلی مذکور نیستند، نرخ استهلاک یکسانی برای همه در نظر گرفته می‌شود. این کار

۱. خط فقر ایران در سال ۱۳۹۵ و مروری بر روش محاسبه آن.

به‌منظور ساده‌سازی محاسبه‌ها و ایجاد روشی استاندارد برای ارزیابی ارزش مصرفی کالاهای بادوام انجام می‌شود؛ بنابراین، هزینه سرانه خانوار به‌عنوان مجموع هزینه‌های کالاهای بی‌دوام به اضافه میزان استفاده یک‌ساله از کالاهای بادوام محاسبه می‌شود. این روش محاسبه به ما امکان می‌دهد تا هزینه واقعی و عملی خانوارها را در نظر بگیریم و آن را به‌عنوان پایه‌ای برای دهک‌بندی و سنجش سطح درآمد و هزینه خانوارها به‌کار ببریم. پس از دهک‌بندی خانوارها براساس هزینه سرانه، نیاز است که یک حدس اولیه در مورد درصد جمعیت فقیر در جامعه ارائه شود. این حدس اولیه بر اساس مطالعه‌ها و تجربه‌های پیشین صورت می‌گیرد. مطالعه‌های قبلی نشان داده‌اند که عموماً دهک دوم جمعیت از نظر درآمدی معمولاً جزو فقرا به حساب می‌آیند؛ بنابراین، به‌منظور تعیین یک نقطه شروع منطقی برای تعیین خط فقر، حدس اولیه این است که افراد تا دهک دوم را می‌توان در دسته‌بندی فقرا قرار داد.

در مرحله بعد باید میزان کالری دریافتی خانوار و هزینه‌ای که برای به‌دست آوردن ۲۱۰۰ کالری در هر روز و برای هر نفر را به‌دست آورد. برای محاسبه میزان کالری دریافتی، با توجه به مقدار مصرفی هر نوع خوراکی و میزان کالری‌ای که دارد، کل کالری دریافتی فرد که از جدول هزینه‌های خوراکی به‌دست می‌آید را می‌بایست حساب کرد؛ اما منبعی دیگر برای دریافت کالری در جدول هزینه‌های خانوار وجود دارد و آن میزان کالری دریافتی از طریق مخارج مربوط به رستوران است. برای به‌دست آوردن میزان کالری از رستوران باید از بخش کالری دریافتی خوراکی، قیمت هر کالری به‌دست آید و هزینه‌های مرتبط به رستوران را بر آن تقسیم کرد، ولی چون غذای خارج از خانه به نسبت کالری‌ای که می‌دهد، گران‌تر از غذای خانه است، این میزان در ۰/۷ ضرب می‌کنیم. بدین‌طریق کل کالری دریافتی و کل مخارج خوراکی در داخل و خارج از خانه به‌دست می‌آید که به‌وسیله آن می‌توانیم هزینه شاخص ۲۱۰۰ کالری را به‌دست بیاوریم. استفاده از شاخص هزینه ۲۱۰۰ کالری و شاخص دیگری به اسم شاخص قیمت هر متر مربع خانه، به‌منظور حقیقی‌سازی هزینه‌های بی‌دوام، اهمیت ویژه‌ای دارد. این امر به‌خصوص در کشورهایی با تنوع قیمتی زیاد بین مناطق مختلف، حائز اهمیت است. به‌دلیل اختلاف‌های قیمتی در مناطق مختلف، دهک‌بندی و صدک‌بندی خانوارها بر اساس هزینه‌های نامعادل می‌تواند به نتایج گمراه‌کننده‌ای بینجامد؛ برای مثال، فرض کنید دو خانوار در ایران وجود دارند: خانواری در شهر تهران و دیگری در شهر زاهدان زندگی می‌کنند. اگر هر دو خانوار به‌طور متوسط هر ماه ۱۰۰ واحد پول هزینه کنند، در صورت عدم حقیقی‌سازی هزینه‌ها، ممکن است تصور شود که هر دو خانوار از سطح رفاه مشابهی برخوردارند و در یک دهک یا صدک قرار می‌گیرند. بااین‌حال، به‌دلیل تفاوت‌های قیمتی بین تهران و زاهدان، خانواری که در زاهدان زندگی می‌کند ممکن است درواقع از سطح رفاه بالاتری برخوردار باشد؛ زیرا با همان میزان

هزینه می‌تواند کالاها و خدمات بیشتری تهیه کند. برای عملی کردن حقیقی‌سازی هزینه‌ها باید مقدار مخارج خوراکی خانوار که معادل با ۲۱۰۰ کالری است را در هر استان به همین مقدار در تهران تقسیم کنیم. در مورد شاخص قیمت مسکن هم به همین صورت قیمت هر متر خانه را برای هر استان تقسیم بر قیمت خانه در تهران می‌شود و از میانگین این دو شاخص، شاخص کل به‌دست می‌آید که با ضرب‌کردن هزینه‌های بی‌دوام در آن، می‌توانیم هزینه‌های بی‌دوام حقیقی شده را داشته باشیم. پس بر اساس این هزینه‌های حقیقی شده، دهک‌بندی دوباره انجام می‌شود و مراحل قبلی انجام می‌شود تا زمانی که تغییرهای فقرا به کمترین میزان خود برسد.

در گام بعدی برای محاسبه خط فقر غذایی، هزینه کل مواد خوراکی یک خانوار را در مقدار ۲۱۰۰ کالری ضرب کرده و بر تعداد کل کالری‌های دریافتی تقسیم می‌کنیم. این عدد نشان‌دهنده هزینه‌ای است که خانوار برای رسیدن به حداقل استانداردهای تغذیه‌ای نیاز دارد. سپس، خانوارهایی که هزینه‌های خوراکی آن‌ها کمتر از این میزان است، به‌عنوان خانوارهای فقیر غذایی شناسایی می‌شوند. حالا که خط فقر غذایی به‌دست آمد، به‌وسیله آن و با استفاده از ضریب اِنگل می‌توان خط فقر کل را حساب کرد. ضریب اِنگل را همان‌طور که گفته شد باید از طریق افراد در بالا و پایین خط فقر غذایی به‌دست آورد، بدین‌ترتیب از خانوارهایی که هزینه‌های خوراکی آن‌ها از بین ۰/۸ خط فقر غذایی تا ۱/۲ آن هستند، برای محاسبه ضریب اِنگل استفاده می‌شوند. میانگین نسبت هزینه‌های خوراکی به کل هزینه‌های این خانوارها در منطقه، برابر می‌شود با ضریب انگل. درنهایت با ضرب کردن خط فقر غذایی در معکوس ضریب اِنگل، خط فقر کلی به دست می‌آید.

در مطالعات اقتصادی، به‌ویژه در مورد فقر، استفاده از روش‌ها و معیارهای یکسان در طول زمان اهمیت بسیاری دارد تا بتوان نتایج به‌دست آمده را مقایسه و تحلیل کرد. در مورد این پژوهش، برای سال‌های پس از ۱۳۸۹، خط فقر بر اساس روش‌های توضیح داده شده محاسبه می‌شود، درحالی‌که برای دو پنل چرخشی اول، از خط فقر دلاری بانک جهانی استفاده شده است. این تصمیم به‌منظور حفظ سازگاری با پژوهش صالحی اصفهانی و مجبوری (۲۰۱۰) است که فقر مزمن و گذرا را برای ایران اندازه گرفته‌اند. استفاده از خط فقر دلاری بانک جهانی برای دوره‌های قبل از ۱۳۸۹، این امکان را فراهم می‌آورد که نتایج به‌دست آمده را با پژوهش قبلی که بر اساس همین معیارها صورت گرفته‌اند، مقایسه کنیم. این مهم است چرا که در غیر این‌صورت، تفاوت‌های به‌دست آمده در نتایج ممکن است ناشی از تغییر در روش‌های محاسبه خط فقر باشد، نه تغییرهای واقعی در سطوح فقر.

در مطالعه صالحی اصفهانی و مجبوری (۲۰۱۰)، خط فقر مورد استفاده قرار گرفته، برای سه ناحیه متفاوت است که اولی صرفاً برای شهر تهران و به مقدار ۴/۱۹ دلار برابری قدرت خرید برای هر

نفر در روز معادل ۱۹۹۹ ریال در سال ۱۳۷۱، دومی برای مناطق شهری دیگر به میزان ۲/۹۶ دلار (۱۴۱۶ریال) و آخری برای مناطق روستایی به مقدار ۲/۳۲ دلار (۱۰۶۵ ریال) است که این موارد برای سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۷۱ تعدیل شده‌اند. برای پنل چرخشی دوم هم از همین خطوط دلاری بانک جهانی استفاده شده است، منتها با مقدار تعدیل شده آن‌ها در سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۸۰.

روش‌شناسی پژوهش

برای بررسی توزیع رفاه افراد درون یک جامعه به تعداد n فرد، طی یک دوره زمانی T، لازم است که فرض بگیریم که، زندگی افراد یا خانوار در این بازه زمانی قابل مقایسه است، همچنین به‌دلیل اینکه طول زندگی افراد نیز محدود است، انتظار می‌رود که مقدار T نیز محدود باشد. منطقاً باید ترجیح بر این باشد که این مقدار T را برای تمام طول عمر یک فرد داشته باشیم؛ اما در مواردی ممکن است خودمان بخواهیم آن را کوتاه کنیم، مثلاً اگر صرفاً به بررسی فقر در دوران کودکی علاقه‌مند باشیم.

اگر ما یک داده پنل متعادل داشته باشیم، پس می‌توانیم برای هر فرد i هزینه‌های او را در طول زمان Tداشته باشیم؛ اما در عمل همه واحدهای پنل به اندازه زمان T داده ندارند و ممکن است به دلیل فرسایش این داده‌ها فقط بتوانیم برای زمان $T < t$ هزینه‌های فرد را داشته باشیم، پس در اینجا فرض می‌کنیم که صرفاً برای زمان $T = t$ می‌توانیم افراد را رصد کنیم. معادلات، تعاریف و توضیحات مربوط به آن‌ها در این بخش مطابق دوکلاس و همکاران (۲۰۱۰) است.

اندازه‌گیری فقر

جامعه‌ای را با جمعیت n در نظر بگیرید که افراد در آن با اندیس i مشخص می‌شوند. برای اندازه‌گیری توزیع رفاه و وضعیت فقر در یک دوره زمانی، فرض می‌کنیم زندگی افراد یا خانوارها در این بازه زمانی قابل مقایسه است. بردار $y_i = (y_{i1}, y_{i2}, \ldots, y_{it})$ بردار هزینه‌های فرد i در طول زمان است و فرض می‌کنیم که هزینه‌های شخص i در دوره y_{it} ، j، به‌وسیله یک خط فقر شناخته شده دوره j نرمال شده است. یعنی فرد i با $y_{ij}=1$، دقیقاً روی خط فقر در زمان j است. با استفاده از این تعریف، شکاف فقر نرمال شده[1] برای هزینه y_{ij} به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$g_{ij} \equiv (1 - y_{ij})_+ \qquad (1)$$

که بردارهای $g_i = (g_{i1}, g_{i2}, \ldots, g_{it})$ بردارهای شکاف فقر نرمال شده برای افراد و در زمان‌های

1. Normalized poverty gap

مختلف هستند. زمانی که هزینه سرانه نرمال شده، y_{ij} ، بالاتر از خط فقر باشد ($y_{ij}>1$)، شکاف فقر g_{ij} برابر با صفر است و اندیس + این نکته را بیان می‌کند. یک معیار شناخته شده برای اندازه‌گیری فقر، شاخص FGT است که توسط فاستر و همکاران (۱۹۸۴) ارائه شده است. برای n فرد و t دوره زمانی، این شاخص به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P_\alpha(g) \equiv (nt)^{-1}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{t} g_{ij}^{\alpha} \qquad (۲)$$

وقتی $\alpha=0$ است، معادله (۲) شاخص سرشمار فقر در t دوره زمانی را برای کل جامعه می‌دهد. زمانی که $\alpha=1$ است، معادله (۲) میانگین شکاف فقر را در t دوره زمانی به‌دست می‌آورد و همچنین وقتی $\alpha=2$ است، معادله (۲) شاخص فقری را به‌دست می‌آورد که به توزیع شکاف‌های فقر نرمال شده حساس می‌باشد و وزن بیشتری را به شکاف فقرهای بیشتر می‌دهد. به‌طور مشابه، این معادله برای فرد i به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P_\alpha(g_i) \equiv t^{-1}\sum_{j=1}^{t} g_{ij}^{\alpha} \qquad (۳)$$

در انتخاب مقدار α عموماً سه اصل[1] که مطلوب بودن شاخص را مشخص می‌کند مبنا قرار می‌گیرند. رایج‌ترین ویژگی مورد توافق، اصل تمرکز[2] خوانده می‌شود که برمبنای آن شاخص فقر نباید تحت تأثیر هرگونه تغییر در درآمد یا مصرف کسانی که فقیر تلقی نمی‌شوند، قرار گیرد. ویژگی دیگری که مطلوب تلقی می‌شود اصل یکنواختی[3] است. این اصل می‌گوید با ثابت نگه داشتن همه چیز اگر درآمد فرد فقیر کاهش پیدا کند، شاخص فقر باید افزایش یابد و بالعکس. یک نمونه دیگر از این اصل که خود به اصل یکنواختی زیرگروهی معروف است که بر آن مبنا اگر جمعیت را به دو گروه با اندازه مساوی تقسیم کنیم و فقر در یک گروه افزایش یابد، درحالی‌که در گروه دیگر بدون تغییر باقی بماند، فقر کل باید افزایش یابد. قطعاً عجیب خواهد بود که اگر بعد از کاهش فقر در مناطق روستایی، بدون هیچ کاهشی برای مردم فقیر در مناطق شهری، و عدم تغییر در ترکیب شهری ـ روستایی جمعیت، فقر در کل کشور کاهش نیابد. اصل آخر که اصل انتقال[4] نامیده می‌شود، بیان می‌کند که هرگاه مبلغ معینی پول از یک فرد بالای خط فقر به یک فرد فقیر انتقال یابد، یا حتی این مبلغ از یک فرد فقیر به یک فرد فقیرتر انتقال یابد، شاخص فقر باید کاهش یابد (Ravallion, 2015).

1. Axiom
2. Focus
3. Monotonicity
4. Transfer

در شاخص FGT، برای $0 \leq \alpha < 1$ دو اصل یکنواختی و انتقال صدق نمی‌کنند. همان‌طور که گفته شد، $P_1(g)$ صرفاً میانگین شکاف فقر را محاسبه می‌کند و به نابرابری بین فقرا حساس نیست و وقتی که بخواهیم به نابرابری بین فقرا توجه داشته باشیم، باید از مقادیر $\alpha > 1$ استفاده شود. ازاین‌رو در این پژوهش مقادیر تا مقدار $\alpha = 2$ ، برای شاخص FGT استفاده می‌شود.

اندازه‌گیری فقر مزمن و گذرای روش مؤلفه‌ها

در این روش معیار مزمن بودن فقر فرد i این است که هزینه‌های او همیشه با میزان هزینه‌های دائمی او برابر باشد. همان‌طور که قبلاً هم اشاره شده است، یک روش برای اندازه‌گیری هزینه‌های دائمی فرد یا خانوار این است که میانگین هزینه‌ها را در طول دوره زمانی به‌دست آوریم. این مقدار مطابق جالان و راوالیان (۱۹۹۸) بدین‌صورت است:

$$\overline{y}_i \equiv t^{-1} \sum_{j=1}^{t} y_{ij} \qquad (۴)$$

مقدار $\overline{y}_i < 1$ بیان می‌دارد که، میانگین هزینه‌های سرانه خانوار کمتر از خط فقر است و بدین‌ترتیب خانوار i به‌عنوان یک خانوار فقیر مزمن در نظر گرفته می‌شود. در حالت معکوس آن یعنی وقتی که $\overline{y}_i > 1$ است که این همان بیشتر بودن میانگین هزینه‌ها از خط فقر است، خانوار دیگر به‌عنوان فقیر مزمن در نظر گرفته نمی‌شود. با استفاده از معادله (۴) می‌توان مقدار کلی فقر مزمن را در جامعه به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$P_\alpha^{Chronic}(y) = n^{-1} \sum_{i=1}^{n} (1 - \overline{y}_i)_+^\alpha \qquad (۵)$$

که علامت + به‌معنای این است که وقتی $\left(۱ - \overline{y}_i\right)$ منفی است، مقدار صفر به خود می‌گیرد. حال که توانستیم مقدار کل فقر مزمن را به‌دست بیاوریم، می‌توانیم میزان کلی فقر گذرا را از طریق اختلاف بین مقدار فقر کل، $P_\alpha(g)$ و فقر مزمن، $P_\alpha^{Chronic}(y)$، به‌صورت معادله زیر به‌دست بیاوریم:

$$P_\alpha^{Transient}(y) \equiv P_\alpha(g) - P_\alpha^{Chronic}(y) \qquad (۶)$$

اندازه‌گیری فقر مزمن و گذرا در روش شکاف فقر معادل توزیع یکسان

این روش تعریف متفاوتی از فقر که مجموع «بدزیستی» در جامعه می‌نامد، ارائه می‌دهد. این مفهوم در برابر «بهزیستی» یا همان رفاه قرار می‌گیرد و به‌وسیله آن می‌توان تفکیک فقر مزمن و فقر گذرا را انجام داد. برای این کار مفهوم شکاف فقر معادل توزیع یکسان تعریف می‌شود که سطحی از بدزیستی فردی است، اگر بدزیستی به‌طور یکسان در تمام زمان‌ها بین افراد تقسیم می‌شد. این

مفهوم که با عبارت $\Gamma_\alpha(g)$ نشان داده می‌شود، همان میزان فقر کل در این روش است و برابر است با:

$$\Gamma_\alpha(g) = P_\alpha(g)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (۷)$$

که در آن عبارت $P_\alpha(g)$، همان مقدار فقر کل در روش مؤلفه‌ها است. $\Gamma_1(g)$ همان میانگین شکاف فقر را اندازه‌گیری می‌کند که همان‌طور که گفته شد قادر به اندازه‌گیری نابرابری بین فقرا نیست. نابرابری در فقر، هزینه اجتماعی فقر را بالاتر از سطحی می‌برد که فقر به‌طور یکسان در بین کل افراد پخش می‌شد. برای مقادیر $\alpha > 1$ رابطه (۷) نابرابری در بین افراد را هم در نظر می‌گیرد و به افراد فقیرتر و زمان‌هایی که شکاف فقر در آن‌ها بیشتر است، وزن بیشتری می‌شود. یعنی در حالتی که شکاف فقر نرمال شده برای همه و در همه زمان‌ها یکسان باشد، ما خواهیم داشت که، $\Gamma_\alpha(g) = \Gamma_1(g)$. هرچه ما از این یکسانی شکاف فقر نرمال شده چه در بین افراد و چه در طی زمان دور شویم، اختلاف بین $\Gamma_\alpha(g)$ و $\Gamma_1(g)$ زمانی که $\alpha = 2$ است، بیشتر می‌شود. پس می‌توان گفت که هزینه نابرابری در توزیع شکاف‌های فقر برابر با اختلاف بین این دو، یعنی به‌صورت زیر در می‌آید:

$$C_\alpha(g) \equiv \Gamma_\alpha(g) - \Gamma_1(g) \quad (۸)$$

این هزینه نابرابری یک مقدار پولی همانند میانگین شکاف فقر و همیشه نامنفی است. هزینه نابرابری کل درواقع، هزینه افزایش در میانگین شکاف فقر است، وقتی که بخواهیم نابرابری را در توزیع شکاف‌های فقر از بین ببریم، بدون اینکه فقر کل تغییری کرده باشد. این هزینه نابرابری شامل هزینه نابرابری بین افراد، $C_\alpha(\gamma_\alpha)$ و همچنین هزینه نابرابری در طول زمان، $\Gamma_\alpha^T(g)$ می‌شود:

$$C_\alpha(g) = C_\alpha(\gamma_\alpha) + \Gamma_\alpha^T(g) \quad (۹)$$

که هزینه نابرابری در طول زمان، $\Gamma_\alpha^T(g)$، همان فقر گذرا است.

معادله (۹) برای کل جامعه است. برای محاسبه فقر گذرای کل ابتدا باید شکاف فقر معادل توزیع یکسان را برای هر فرد یا خانوار i به‌صورت اختصاصی به‌دست آوریم که این مقدار برابر است با:

$$\gamma_\alpha(g_i) = \left(t^{-1} \sum_{j=1}^{t} g_{ij}^{\alpha} \right)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (۱۰)$$

همان‌طور که گفته شد، فقر گذرا از جنس هزینه نابرابری است، بدین‌صورت هزینه نابرابری برای یک خانوار را همانند آنچه در معادله (۸) آمد را برای این خانوار به‌دست می‌آوریم. طبیعتاً در اینجا چون اندازه‌گیری در اینجا در سطح خانوار است، فقط هزینه نابرابری در طی زمان وجود دارد و هزینه نابرابری کل برابر هزینه نابرابری در طی زمان می‌شود:

$$\theta_\alpha(g_i) = \gamma_\alpha(g_i) - \gamma_1(g_i) \quad (۱۱)$$

پس یعنی عبارت $\theta_\alpha(g_i)$ میزان فقر گذرا فقط برای خانوار $\mathbf{i}$ است که اگر بخواهیم میزان کل فقر گذرا را در جامعه به‌دست بیاوریم، فقط کافی است، با همین شیوه آن را برای همه خانوارها حساب کنیم که میانگین آن برابر می‌شود با فقر گذرای کل:

$$\Gamma_\alpha^{Transient}(g) = n^{-1}\sum_{i=1}^{n}\theta_\alpha(g_i) \qquad (۱۲)$$

در اینجا برخلاف روش مؤلفه‌ها که فقر گذرا را از اختلاف بین فقر کل و فقر مزمن به‌دست می‌آوردیم، فقر مزمن را از اختلاف بین فقر کل و گذرا به‌دست می‌آوریم:

$$\Gamma_{(g)}^{Chronic} = \Gamma_\alpha(g) - \Gamma_\alpha^{Transient}(g) \qquad (۱۳)$$

تا اینجا هدف اصلی که به‌دست آوردن فقر مزمن و گذرا بود، به پایان رسید.

بر مبنای معادله‌ی (۸) و (۹) می‌توانیم فقر گذرا را به موارد جزئی‌تری تفکیک کنیم. معادله (۸) بیان می‌کند که هزینه نابرابری کل از اختلاف شکاف فقر معادل توزیع یکسان برای جامعه و میانگین شکاف فقر به‌دست می‌آید؛ بنابراین فقر کل برابر با مجموع هزینه نابرابری کل و میانگین شکاف فقر می‌شود. از معادله (۹) دانستیم که این هزینه نابرابری کل دو بخش هزینه نابرابری بین افراد و در طی زمان را دارد، یعنی می‌توانیم داشته باشیم:

$$\Gamma_\alpha(g) = \Gamma_1(g) + C_\alpha(\gamma_\alpha) + \Gamma_\alpha^{Transient}(g) \qquad (۱۴)$$

با استفاده از این معادله می‌توانیم دریابیم که، فقر مزمن را می‌توان به دو جز میانگین شکاف فقر و هزینه نابرابری در بین افراد تفکیک کرد:

$$\Gamma_\alpha^{Chronic}(g) = \Gamma_1(g) + C_\alpha(\gamma_\alpha) \qquad (۱۵)$$

تجزیه و تحلیل یافته‌ها

این بخش نتایج حاصل از اندازه‌گیری خط فقر سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۱، به همراه اندازه‌گیری فقر مزمن و گذرای هر دو روش مؤلفه‌ها و شکاف فقر معادل توزیع یکسان را ارائه می‌دهد. برای ارائه نتایج خط فقر باید ابتدا تعیین کنیم که چند خط فقر در سطح کشور می‌خواهیم به‌دست بیاوریم. به دلیل اختلاف قیمت‌ها در مکان‌های مختلف، نمی‌توان به یک خط فقر کلی برای کشور اکتفا کرد. حتی به‌دست آوردن دو خط فقر متفاوت برای مناطق شهری و روستایی هم می‌تواند به میزان کافی مناسب نباشد، بهترین کار این است که مناطقی را که از لحاظ قیمتی با هم شباهت دارند را در یک خوشه قرار بدهیم. این کار برای مناطق روستایی و شهری به‌صورت جداگانه انجام می‌شود. همگنی قیمتی باید در میانگین قیمت گروه‌های غذایی مختلف و قیمت مسکن باشد. در مورد بعضی شهرهای

بزرگ مانند تهران و چند کلان‌شهر دیگر حتی می‌توان آن‌ها را از سایر مناطق شهری استان خود جدا کرد، چرا که در جایی مثل تهران سطح قیمت‌ها می‌تواند با تمام مناطق دیگر کشور متفاوت باشد.

جدول (۳) خوشه‌بندی مناطق مختلف کشور را نشان را می‌دهد. تمام مناطق در ۱۲ خوشه تقسیم‌بندی شده‌اند. ۶ خوشه برای مناطق شهری و ۶ خوشه برای مناطق روستایی؛ به‌عنوان‌مثال شهر تهران به‌تنهایی به‌عنوان یک خوشه درآمده است. همان‌طور که گفته شد ممکن است یک کلان‌شهر از سایر مناطق شهری استان خود جدا باشد، مانند شهر شیراز و استان فارس که به ترتیب در خوشه ۲ و ۳ قرار گرفته‌اند. برای سال ۱۳۸۹ که هنوز استان البرز به‌صورت رسمی در تقسیم‌های سیاسی کشور به وجود نیامده بود، مناطقی که الان جز این استان هستند، از استان تهران جدا شده و به نام البرز درآمده‌اند.

جدول ۳: خوشه‌بندی مناطق شهری و روستایی

خوشه	نوع منطقه	مناطق
۱	شهری	شهر تهران
۲	شهری	شهرهای رشت، شیراز، اصفهان، کرج، بندرعباس
۳	شهری	شهرهای تبریز، کرمانشاه، اراک، استان‌های مرکزی، گیلان، مازندران، اصفهان، فارس، قم، قزوین، البرز
۴	شهری	شهرهای ارومیه، اهواز، کرمان، مشهد، همدان، استان‌های چهارمحال و بختیاری، کهگیلویه و بویراحمد، بوشهر، زنجان، سمنان، یزد، هرمزگان
۵	شهری	استان‌های آذربایجان شرقی، کرمانشاه، ایلام، اردبیل
۶	شهری	استان‌های آذربایجان غربی، خوزستان، کردستان، خراسان رضوی ، لرستان، گلستان، خراسان شمالی، خراسان جنوبی، سیستان و بلوچستان
۷	روستایی	استان تهران، البرز
۸	روستایی	استان اصفهان
۹	روستایی	استان گیلان، کهگیلویه و بویراحمد، قزوین
۱۰	روستایی	استان مرکزی، آذربایجان شرقی، فارس، استان چهارمحال و بختیاری، سمنان، هرمزگان، قم
۱۱	روستایی	استان آذربایجان‌غربی، کرمانشاه، خوزستان، کردستان، کرمان، خراسان رضوی، همدان، لرستان، ایلام، خراسان جنوبی
۱۲	روستایی	استان سیستان و بلوچستان، خراسان شمالی

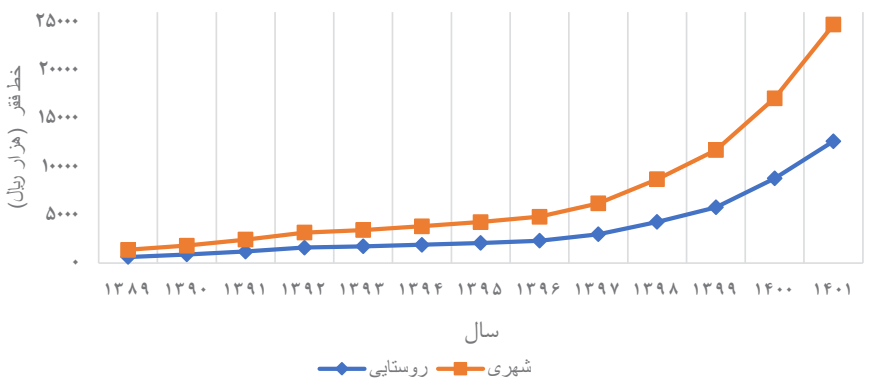
خط فقر برای هریک از این ۱۲ خوشه از طریق روش هزینه نیازهای اساسی به‌دست آمده است. جدول (۴) مقادیر خط فقر کل را در هر ۱۲ خوشه در طی سال‌های مختلف نشان می‌دهد، این مقادیر به‌صورت ریال اسمی هستند. همان‌طور که از این جدول پیداست در همه سال‌ها بیشترین مقدار خط فقر همواره به خوشه اول که همان شهر تهران است، تعلق دارد. کمترین مقدار خط فقر هم همواره مربوط به خوشه دوازدهم بوده است. این مقادیر خط فقر به‌صورت ماهانه و برای یک نفر بزرگسال هستند؛ مثلاً در سال ۱۴۰۱ خط فقر برای شهر تهران تقریباً برابر چهار میلیون تومان است. نمودار (۱) میانگین خط فقر مناطق روستایی و شهری را نشان می‌دهد و مشاهده می‌کنیم خط فقر مناطق شهری از ۱۴۰ هزار تومان در سال ۱۳۸۹ به ۲/۴ میلیون تومان در سال ۱۴۰۱ رسیده است. این مقدار برای مناطق روستایی از ۶۴ هزار تومان به ۱/۲ میلیون تومان بوده است.

جدول ۴: خط فقر در ۱۲ خوشه برای سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۱

خوشه	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵
۱	۲۱۲۰۱۵۲	۲۸۲۳۹۰۹	۳۶۶۵۰۶۹	۴۶۷۸۷۷۷	۵۲۱۷۸۰۴	۵۸۴۲۳۸۶	۶۷۱۴۵۸۹
۲	۱۵۶۷۶۹۶	۲۰۶۱۹۰۴	۲۷۴۷۴۰۴	۳۴۸۲۱۰۷	۳۸۷۱۳۶۲	۴۴۰۶۰۲۴	۵۰۳۶۵۳۶
۳	۱۳۱۶۵۶۴	۱۷۵۰۶۸۶	۲۳۵۹۴۰۲	۳۱۳۳۲۵۹	۳۴۰۳۶۷۳	۳۷۷۲۱۴۶	۴۱۴۵۶۸۹
۴	۱۱۳۹۸۰۴	۱۵۱۸۹۰۰	۲۰۴۷۸۱۶	۲۷۰۵۶۲۷	۲۸۱۰۸۸۷	۳۱۴۴۵۱۰	۳۴۲۰۸۹۴
۵	۱۰۱۷۷۶۷	۱۲۹۶۰۴۸	۱۷۶۳۳۷۴	۲۲۹۴۳۹۷	۲۴۴۰۳۶۷	۲۶۹۲۵۱۹	۲۹۸۱۳۱۶
۶	۶۸۵۰۲۴	۱۰۱۱۲۴۱	۱۴۴۹۳۹۷	۱۹۳۲۲۹۵	۲۰۱۶۷۴۸	۲۰۵۶۳۷۱	۲۲۰۴۵۸۴
۷	۱۰۰۰۵۰۱	۱۳۳۹۸۹۸	۱۷۹۲۸۴۷	۲۴۶۴۴۹۸	۲۷۹۹۹۶۸	۳۱۵۶۱۸۹	۳۴۹۷۶۷۵
۸	۸۰۸۲۸۱	۱۱۲۲۹۵۶	۱۴۱۲۲۶۲	۱۹۹۸۶۰۹	۲۳۴۴۰۵۳	۲۶۳۹۵۰۰	۲۸۷۲۵۶۶
۹	۶۶۱۱۰۰	۹۳۱۴۸۳	۱۲۷۵۶۶۶	۱۷۴۷۰۲۳	۱۸۹۴۸۸۴	۲۰۵۶۴۵۵	۲۳۲۶۸۱۶
۱۰	۶۲۶۰۰۸	۸۷۶۳۲۴	۱۱۸۷۹۴۹	۱۵۵۰۴۲۵	۱۶۶۳۲۱۱	۱۸۳۸۸۰۰	۲۰۲۳۵۶۵
۱۱	۶۰۴۵۷۵	۸۳۰۷۳۰	۱۱۱۵۶۴۵	۱۴۸۹۰۰۲	۱۵۸۶۵۷۷	۱۷۱۴۹۷۱	۱۸۴۶۰۱۶
۱۲	۴۹۱۹۸۰	۷۱۵۰۹۹	۹۸۶۱۷۵	۱۳۰۳۶۶۹	۱۳۲۵۵۰۵	۱۳۹۲۲۹۴	۱۵۳۳۲۵۲

ادامه جدول ۴: خط فقر در ۱۲ خوشه برای سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۱

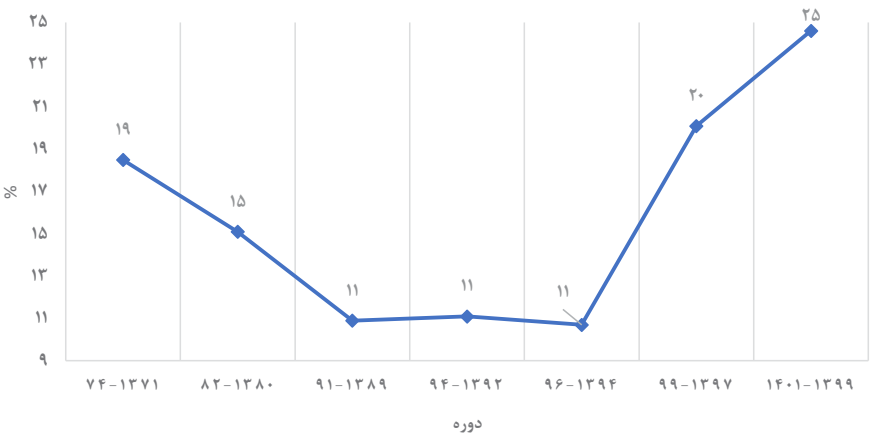
خوشه	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰	۱۴۰۱
۱	۷۶۰۵۴۶۸	۹۷۴۲۱۱۶	۱۳۹۶۶۱۴۹	۱۹۳۰۲۳۸۹	۲۹۱۰۱۱۸۷	۴۰۲۵۴۷۲۶
۲	۵۸۰۹۲۰۸	۷۲۶۴۳۳۴	۹۸۸۶۲۲۱	۱۳۶۲۴۹۸۰	۲۰۴۹۱۲۶۷	۲۸۳۴۵۲۷۶
۳	۴۶۴۰۹۷۱	۶۰۳۳۵۰۰	۸۳۹۸۶۸۹	۱۱۳۰۱۷۱۵	۱۶۳۲۴۹۸۱	۲۴۴۹۸۱۶۱
۴	۳۸۲۶۷۱۶	۵۰۱۷۹۱۱	۷۰۳۶۶۷۸	۹۳۳۲۰۶۴	۱۳۰۴۰۷۸۷	۱۹۲۰۳۹۹۷
۵	۳۳۱۴۰۳۸	۴۵۲۴۴۷۶	۶۵۸۴۸۲۱	۸۵۳۱۹۶۲	۱۲۳۷۳۹۰۴	۱۸۴۵۲۶۷۹
۶	۲۴۴۲۹۵۸	۳۷۴۰۸۰۸	۴۹۶۰۳۰۵	۷۱۷۶۹۶۸	۱۰۳۰۵۸۸۶	۱۶۱۴۰۰۷۵
۷	۳۸۲۱۹۰۸	۴۶۷۶۸۴۲	۶۳۰۹۶۲۵	۹۰۴۹۰۹۳	۱۳۵۰۲۳۵۱	۲۱۱۸۹۵۵۱
۸	۲۹۶۵۷۸۵	۴۱۸۷۹۰۲	۶۳۸۲۷۳۷	۷۶۶۰۱۸۵	۱۱۹۱۶۱۰۳	۱۶۷۶۵۶۳۸
۹	۲۷۶۵۳۷۰	۳۳۰۶۸۸۲	۴۷۱۸۸۷۲	۶۳۹۷۱۸۱	۹۸۳۹۸۰۹	۱۳۵۶۳۶۵۱
۱۰	۲۲۶۵۷۲۶	۲۸۴۳۸۸۰	۴۰۶۶۷۸۴	۵۵۸۲۹۶۶	۸۲۱۲۴۸۱	۱۱۵۹۱۵۲۶
۱۱	۲۰۴۶۸۶۰	۲۷۰۸۹۳۳	۳۸۷۴۷۴۴	۵۳۲۵۶۴۸	۸۲۱۲۲۶۸	۱۱۹۲۷۷۲۶
۱۲	۱۶۸۰۹۸۸	۲۲۴۰۰۱۴	۳۱۰۷۳۹۳	۴۲۸۳۳۴۰	۶۳۵۵۵۲۹	۹۶۴۰۲۹۴



نمودار (۱): روند خط فقر مناطق شهری و روستایی

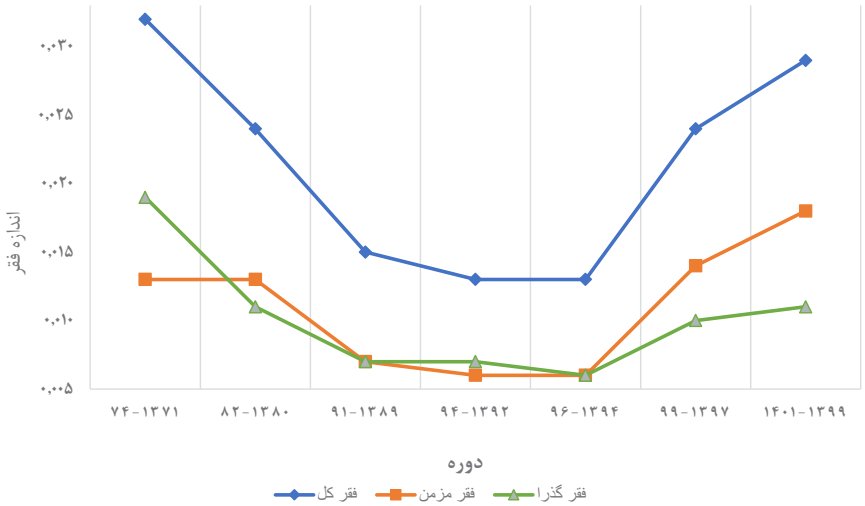
نتایج حاصل از روش مؤلفه‌ها

بعد از محاسبه خط‌های فقر هر سال و نرمال کردن هزینه‌های سرانه برای هر خانوار با استفاده از این خطوط، به بررسی فقر مزمن و گذرا با استفاده از روش مؤلفه‌ها می‌پردازیم. در این روش گفته شد که خانواری که میانگین هزینه‌های سرانه نرمال شده او کمتر از خط فقر باشد، خانوار به‌صورت مزمن فقیر است. درصد افراد فقیر به‌صورت مزمن برای تمام پنل‌های استفاده شده در نمودار (۲) آمده است. این نرخ در پنل ۱۳۷۴-۱۳۷۱، ۱۸/۵ درصد و در پنل ۱۴۰۱-۱۳۹۹ که بیشترین مقدار را داراست، ۲۴/۶ درصد بوده است. کمترین مقدار این نرخ برای پنل‌های از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۶ است که حدود ۱۱ درصد است. همان‌طور که مشهود است بعد از سال ۱۳۹۶ این نرخ رشد زیادی پیدا می‌کند.



نمودار (۲): درصد افراد فقیر مزمن در هر دوره (روش مؤلفه‌ها)

سپس با استفاده از معادله‌های (۵) و (۶) فقر مزمن و گذرا در این روش محاسبه می‌شود. نمودار (۳) و جدول (۵) روند و مقادیر به‌دست آمده برای فقر کل، فقر مزمن و فقر گذرا را نشان می‌دهند. روند همه این مقادیر تقریباً مانند روند درصد افراد فقیر مزمن است. بیشترین مقدار فقر کل برای دوره اول، ۱۳۷۴-۱۳۷۱ است، بعد از آن تا دوره ۱۳۹۶-۱۳۹۴ میزان فقر کل روند کاهشی پیدا می‌کند، به‌طوری‌که به ۴۰ درصد میزان اولیه خود می‌رسد؛ اما در دو دوره آخر فقر کل، دوباره روند افزایشی پیدا می‌کند. در دوره ۱۳۷۴-۱۳۷۱ بیشتر میزان فقر کل را، فقر گذرا تشکیل می‌دهد، یعنی سهم فقر گذرا ۶۰ درصد است.



نمودار (۳): روند فقر کل، مزمن و گذرا در روش مؤلفه‌ها

جدول ۵: مقدار فقر کل، مزمن و گذرا در روش مؤلفه‌ها

دوره	فقر کل	فقر مزمن	فقر گذرا	درصد فقر مزمن
۱۳۷۱-۷۴	۰/۰۳۲	۰/۰۱۳	۰/۰۱۹	۴۰/۱۹
۱۳۸۰-۸۲	۰/۰۲۴	۰/۰۱۳	۰/۰۱۱	۵۳/۹۱
۱۳۸۹-۹۱	۰/۰۱۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۴۹/۹۷
۱۳۹۲-۹۴	۰/۰۱۳	۰/۰۰۶	۰/۰۰۷	۴۵/۳۰
۱۳۹۴-۹۶	۰/۰۱۳	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	۴۹/۵۴
۱۳۹۷-۹۹	۰/۰۲۴	۰/۰۱۴	۰/۰۱۰	۵۹/۵۷
۱۳۹۹-۱۴۰۱	۰/۰۲۹	۰/۰۱۸	۰/۰۱۱	۶۳/۰۰

صالحی اصفهانی و مجبوری (۲۰۱۰) که فقر مزمن و گذرا را با همین داده و روش اندازه‌گیری کرده‌اند، درصد فقر مزمن را ۳۶ درصد و ۴ درصد کمتر از این پژوهش به‌دست آورده‌اند که علت آن اختلاف در روش سرانه کردن هزینه‌ها است. همان‌طور که پیشتر گفته شد، برای سرانه‌کردن هزینه‌ها در این پژوهش از شاخص OECD استفاده شده است و با این روش میانگین هزینه سرانه این دوره از آنچه در خلاصه آماری مقاله مذکور گزارش شده، بیشتر است. هنگامی که روش سرانه کردن مشابه

آن مقاله با اندازه خانوار انجام شود، میانگین هزینه‌های سرانه تقریباً یکسان می‌شوند.

در دوره ۱۳۸۲-۱۳۸۰ فقر غالب، فقر مزمن است؛ البته صرفاً با ۳ درصد اختلاف با فقر گذرا؛ اما با توجه به نمودار (۲) درصد افراد با فقر مزمن در دوره دوم کمتر از دوره اول است، اگر هیچ چیزی غیر از میزان فقر کل تغییر نمی‌کرد، با توجه به اینکه فقر کل در دوره دوم کاهش یافته، احتمالاً این سبقت فقر مزمن از فقر گذرا باید ناشی از افزایش نابرابری باشد. به‌بیان‌دیگر، در حالتی فقر مزمن زیاد می‌شود که نابرابری در بین افراد فقیر مزمن زیاد شود. چون با وجود مقدار $\alpha=2$ به شکاف فقرهای بیشتر، وزن بیشتری داده می‌شود، ممکن است حتی با وجود تعداد کمتری از فقرای مزمن، میزان فقر مزمن با افزایش نابرابری، افزایش پیدا کند.

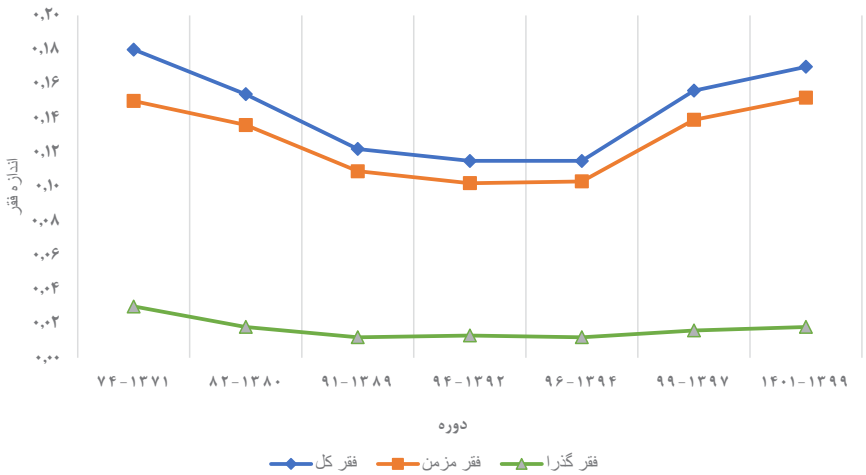
در دو دوره ۱۳۹۱-۱۳۸۹ و ۱۳۹۶-۱۳۹۴ فقر سهم فقر مزمن و گذرا تقریباً برابر است؛ اما بین این دو، در ۱۳۹۴-۱۳۹۲ فقر گذرا با اختلاف نه‌چندان زیادی، غالب می‌شود. درصد فقرای مزمن نیز در این سه دوره تقریباً برابر هستند. در دو پنل آخر، یعنی از سال ۱۳۹۶ به بعد سهم فقر مزمن از فقر کل بیشتر از فقر گذرا است. با توجه به نتایج ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۱ و این نکته که میانگین سهم فقر مزمن در این سال‌ها بیشتر از فقر گذرا است، می‌توانیم بگوییم که در این دوره فقر مزمن در جامعه به‌صورت کلی فقر غالب است.

نتایج حاصل از روش شکاف فقر معادل توزیع یکسان

برای تفکیک فقر کل به فقر مزمن و گذرا با استفاده از روش شکاف فقر معادل توزیع یکسان، ابتدا باید با استفاده از معادله (۷) شکاف فقر معادل توزیع یکسان در جامعه را که همان فقر کل است را به‌دست بیاوریم. سپس با محاسبه هزینه نابرابری برای هر فرد و میانگین آن در جامعه، فقر گذرا را به‌دست بیاوریم. درنهایت با کم کردن فقر گذرا از فقر کل، فقر مزمن به‌دست می‌آید. جدول (۶) و نمودار (۴) نتایج به‌دست آمده برای فقر کل و تفکیک آن به فقر مزمن و گذرا نشان می‌دهند. اصولاً مقدار عددی فقر کل در این روش بیشتر از فقر کل روش مؤلفه‌ها است، چرا که فقر کل در این روش مجذور فقر کل روش اول است و مقادیر آن هم کمتر از یک هستند؛ البته این بزرگتر بودن به‌خودی‌خود اهمیت چندانی ندارد و فقط در مقام مقایسه با فقر کل دوره دیگری اهمیت پیدا می‌کند.

جدول ۶: مقدار فقر کل، مزمن و گذرا در روش شکاف فقر معادل توزیع یکسان

دوره	فقر کل	فقر مزمن	فقر گذرا	درصد فقر مزمن
۱۳۷۱-۷۴	۰/۱۸۰	۰/۱۵۰	۰/۰۳۰	۸۳/۳
۱۳۸۰-۸۲	۰/۱۵۴	۰/۱۳۶	۰/۰۱۸	۸۸/۳
۱۳۸۹-۹۱	۰/۱۲۲	۰/۱۰۹	۰/۰۱۲	۸۹/۳
۱۳۹۲-۹۴	۰/۱۱۵	۰/۱۰۲	۰/۰۱۳	۸۸/۷
۱۳۹۴-۹۶	۰/۱۱۵	۰/۱۰۳	۰/۰۱۲	۸۹/۵
۱۳۹۷-۹۹	۰/۱۵۶	۰/۱۳۹	۰/۰۱۶	۸۹/۱
۱۳۹۹-۱۴۰۱	۰/۱۷۰	۰/۱۵۲	۰/۰۱۸	۸۹/۴



نمودار (۴): روند فقر کل، مزمن و گذرا در روش شکاف فقر معادل توزیع یکسان

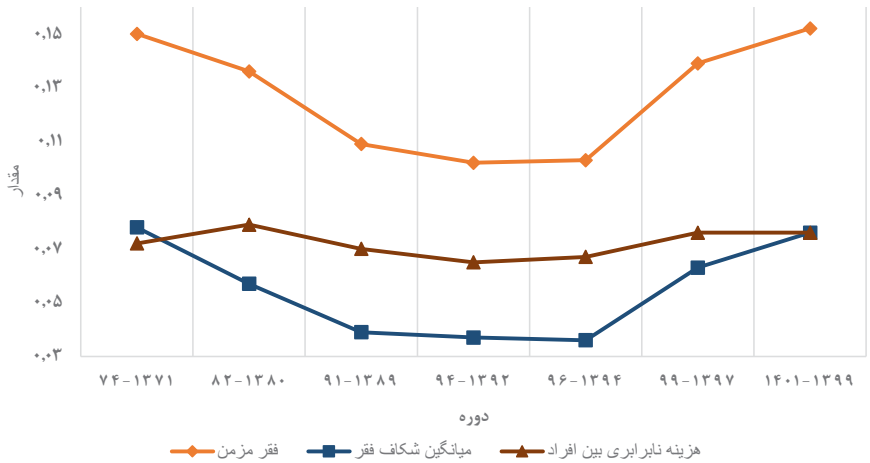
روند کلی این فقر همانند روش مؤلفه‌ها است، بدین‌صورت که با شروع از دوره اول تا دوره سوم روند کاهشی پیدا می‌کند و سپس از سال ۱۳۹۶ به بعد باز افزایش می‌یابد. بیشترین مقدار فقر مربوط به پنل ۱۳۷۴-۱۳۷۱ است و کمترین آن هم همزمان در دوره‌های ۱۳۹۱-۱۳۸۹ و ۱۳۹۴-۱۳۹۲ اتفاق می‌افتد. در این روش فقر مزمن همواره با اختلاف زیادی فقر غالب است، به‌صورتی‌که میانگین سهم فقر مزمن از فقر کل برای هفت دوره، ۸۸ درصد است که کمترین میزان آن متعلق به دوره

۱۳۷۴-۱۳۷۱، ۸۳ درصد است. در این دوره سهم فقر مزمن در مقایسه با روش قبلی بیش از دو برابر است. حتی برای دوره ۱۴۰۱-۱۳۹۹ که در روش قبلی بیشترین میزان سهم فقر مزمن را داشت، در این روش تقریباً ۴۰ درصد بیشتر از آن است.

این تفاوت در سهم فقر مزمن در دو روش را می‌توان به دو صورت توضیح داد: اولین مورد تفاوت در نگاه کلی به فقر مزمن در دو روش است. در روش مؤلفه‌ها فقر مزمن محروم بودن از یک سطح بهزیستی (رفاه) است؛ اما در روش شکاف فقر معادل توزیع یکسان، فقر مزمن داشتن یک سطحی از بدزیستی (نارفاهی) است. مورد دوم این است که در روش مؤلفه‌ها فقر مزمن در سطح خانوار به‌صورت یک شاخص صفر و یک است؛ البته این به‌معنای این نیست که مقدار اندازه‌گیری شده فقر مزمن صفر و یکی است، ولی فقیر بودن یا نبودن خانوار به این صورت است. در این حالت، بر طبق معادله (۵)، وقتی میانگین هزینه‌های فرد از خط فقر بیشتر باشد، دیگر فرد به‌عنوان فقیر مزمن در نظر گرفته نمی‌شود که این همان داشتن یک سطحی از بهزیستی است که اشاره شد؛ اما مثلاً اگر رفاه فرد در یک بازه ده‌ساله بررسی می‌شود، اگر تا قبل از سال آخر میانگین هزینه‌های او از خط فقر کمتر باشد، ولی هزینه‌هایش در سال آخر آنقدر افزایش پیدا کند که این میانگین را بیشتر از خط فقر بکند، دیگر به‌عنوان فقیر مزمن در نظر گرفته نمی‌شود. به‌بیان‌دیگر، روش مؤلفه‌ها ممکن است فقر مزمن فردی که به‌طور ناگهانی از فقر خارج شود را نادیده بگیرد و او را غیرمزمن بنامد. برای غلبه بر این مشکل روش شکاف فقر معادل توزیع یکسان فقر مزمن را به میانگین بدزیستی در طی زمان ربط می‌دهد؛ یعنی در مثال قبل فرد می‌تواند یک مقدار مثبتی از بدزیستی را داشته باشد، اگرچه میانگین رفاهش از خط فقر بالاتر است. در این روش شاخصی برای تعیین اینکه چه کسی به‌صورت مزمن فقیر است وجود ندارد بلکه هر کسی می‌تواند یک بخش مزمن و یک بخش گذرا در بدزیستی خود داشته باشد؛ بنابراین این رویکرد یک تصویر جامع‌تری از فقر مزمن ارائه می‌دهد و این موضوع باعث می‌شود که سهم آن در این روش با روش مؤلفه‌ها تفاوت چشمگیری داشته باشد.

از دیگر نتایجی که در روش شکاف فقر به‌دست می‌آید، تفکیک فقر مزمن به هزینه نابرابری در میان افراد و میانگین شکاف فقر است. نتایج این تفکیک در نمودار (۵) و جدول (۷) نشان داده شده است. همان‌طور که در این دو نمایان است، غیر از دوره اول، آن هم با اختلاف بسیار کم، در مابقی موارد هزینه نابرابری بین افراد بیشتر از میانگین شکاف فقر است و در دوره ۱۴۰۱-۱۳۹۹ این مقادیر دقیقاً برابراند؛ البته مقدار خالص هزینه نابرابری بین افراد در طی دوره‌های مختلف چندان تفاوتی نداشته است و این میانگین شکاف فقر است که بیشتر باعث افزایش یا کاهش فقر مزمن شده است؛ اما همین مورد هم نشانه

نابرابری زیاد در میان فقرا است. بر طبق معادله (۱۵) در حالت ثبات میزان فقر مزمن، ولی مقادیر هزینه نابرابری بین افراد و میانگین شکاف فقر در جهت مخالف هم تغییر می‌کنند، یعنی اگر یکی افزایش یابد، دیگری باید کاهش یابد؛ بنابراین در صورت ثبات فقر مزمن، یک بده-بستان بین نابرابری و شکاف فقر وجود دارد. از نگاه‌دیگر، با توجه به معادله (۱۵) اگر بخواهیم فقر مزمن را کاهش دهیم، می‌توانید هر کدام از مؤلفه‌های میانگین شکاف فقر و هزینه نابرابری بین افراد یا هر دو را کاهش داد.

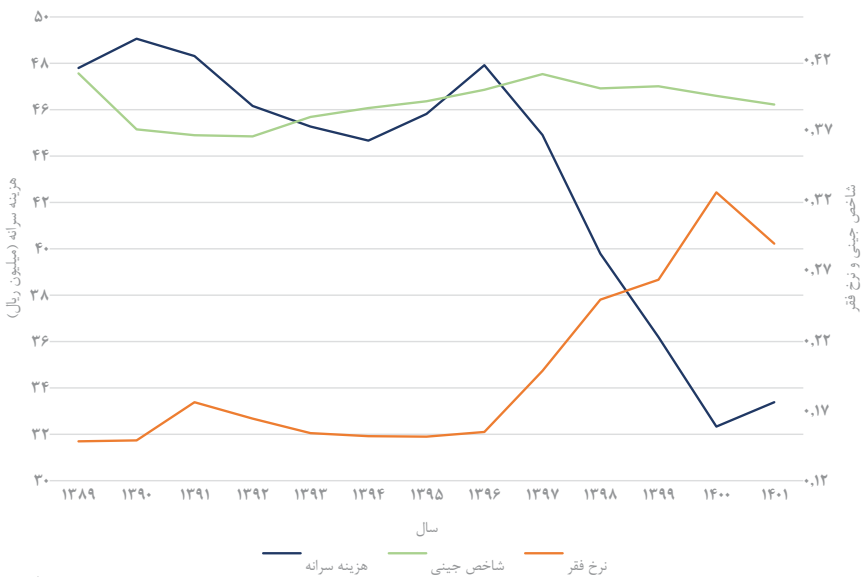


نمودار (۵): تفکیک فقر مزمن

جدول ۷: تفکیک فقر مزمن

دوره	فقر مزمن	میانگین شکاف فقر	هزینه نابرابری بین افراد
۱۳۷۱-۷۴	۰/۱۵۰	۰/۰۷۸ (٪۵۲)	۰/۰۷۲ (٪۴۸)
۱۳۸۰-۸۲	۰/۱۳۶	۰/۰۵۷ (٪۴۲)	۰/۰۷۹ (٪۵۸)
۱۳۸۹-۹۱	۰/۱۰۹	۰/۰۳۹ (٪۳۵)	۰/۰۷۰ (٪۶۵)
۱۳۹۲-۹۴	۰/۱۰۲	۰/۰۳۷ (٪۳۶)	۰/۰۶۵ (٪۶۴)
۱۳۹۴-۹۶	۰/۱۰۳	۰/۰۳۶ (٪۳۵)	۰/۰۶۷ (٪۶۵)
۱۳۹۷-۹۹	۰/۱۳۹	۰/۰۶۳ (٪۴۵)	۰/۰۷۶ (٪۵۵)
۱۳۹۹-۱۴۰۱	۰/۱۵۲	۰/۰۷۶ (٪۵۰)	۰/۰۷۶ (٪۵۰)

جهت مقایسه نتایج به‌دست آمده و روندهای کلان اقتصاد در نمودار (۶) هزینه سرانه (به قیمت سال ۱۴۰۱)، شاخص جینی و نرخ فقر را در کل توزیع برای سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۱ ترسیم شده‌اند. از سال ۱۳۹۶ به بعد که میانگین هزینه سرانه به‌شدت کاهش می‌یابد، نرخ فقر هم روند افزایشی چشمگیری پیدا می‌کند، ولی نابرابری تغییر چندانی از این سال به بعد ندارد. این مسئله که هزینه سرانه کاهش یافته اما نابرابری تغییر زیادی نداشته، با روند مشاهده شده در نمودار (۵) هماهنگ است. درواقع، می‌توان کاهش هزینه سرانه را همسان با افزایش میانگین شکاف فقر در نمودار (۵) دانست و ضریب جینی را با هزینه نابرابری بین افراد و نرخ فقر را مقدار فقر مزمن.



نمودار (۶): روند هزینه سرانه، شاخص جینی و نرخ فقر

منبع: داده شاخص جینی از مرکز آمار ایران آورده شده است.

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش با استفاده از پنج پنل سه‌ساله که ۱۳ سال گذشته در ایران را پوشش می‌دهند و همچنین دو پنل در دهه‌های ۷۰ و ۸۰ شمسی به بررسی بررسی پویایی فقر و تفکیک فقر مزمن از گذرا می‌پردازد.

روش‌های قدیمی‌تری برای سنجش نرخ فقر مزمن استفاده می‌شدند، یکی روش تعداد دوره‌ها و دیگری روش مؤلفه‌ها هستند. این دو روش، هر دو با این ویژگی که مزمن بودن فقر در سطح خانوار را به‌صورت یک شاخص صفر و یک در نظر می‌گیرند، ممکن است دوره‌هایی از زندگی فرد را که فقیر بوده است نادیده بگیرند؛ مثلاً در روش مؤلفه‌ها اگر فقط با یک‌بار جهش مثبت در سطح رفاه، میانگین فرد بالاتر از یک آستانه‌ای قرار بگیرد، آن رفاه از دست رفته در دوره‌های قبل در نظر گرفته نمی‌شود، به همین دلیل دوکلاس و همکاران (۲۰۱۰) روشی به نام شکاف فقر معادل توزیع یکسان، برای اندازه‌گیری فقر مزمن را با میانگین شکاف فقر، که درواقع میانگین بدزیستی یا سطح رفاه از دست رفته را ابداع کرده‌اند.

نتایج حاصل از این روش نشان می‌دهد که فقر غالب در تمام دوره‌های مورد بررسی، فقر مزمن است. در بین دوره‌ها، میانگین فقر مزمن ۸۸ درصد از فقر کل است و ۱۲ درصد باقیمانده سهم فقر گذرا است. در طی زمان روند فقر مزمن همگام با روندهای اقتصاد کلان بوده است به‌طوری‌که از پنل دهه ۷۰ تا پنل ابتدایی دهه ۹۰، رو به کاهش و پس از یک دوره ثبات پس از شروع تحریم‌ها از سال ۱۳۹۷ شدیداً رو به افزایش گذاشته است. همچنین از تفکیک فقر مزمن به دو مؤلفه میانگین شکاف فقر و هزینه نابرابری بین‌فردی، این نتیجه حاصل می‌شود که هزینه نابرابری بین‌فردی تقریباً تغییر چندانی در طی زمان نکرده است و این میانگین شکاف فقر بوده است که در افزایش یا کاهش بوده است. یعنی به‌صورت میانگین افراد فقیر از خط فقر دور شده‌اند ولی اختلاف آن‌ها با یکدیگر حفظ شده است، یا به‌عبارتی به‌صورت مطلق فقیر شده‌اند نه نسبت به دیگران.

با توجه به اینکه نتایج نشان می‌دهند که فقر مزمن با اختلاف زیاد، فقر غالب در جامعه است که این موضوع با استفاده از روش مؤلفه‌ها هم برای بعد از سال ۱۳۹۶ صدق می‌کند، سیاست‌گذاری ضدفقر باید با محوریت تغییرهای ساختاری در اقتصاد صورت پذیرد و موجب رشد بیشتر و افزایش سرمایه انسانی و فیزیکی فقرا شود. سیاست‌های کوتاه‌مدت رفاهی ممکن است صرفاً نابرابری بین فقرا را کاهش دهند؛ اما همچنان بخش بزرگی از آنها زیر خط فقر زندگی را بگذرانند. تهدید بزرگی که فقر مزمن به بار می‌آورد گرفتار کردن بخش زیادی از افراد جامعه در «تله فقر» است که اثرهای منفی آن نه‌تنها در زمان حال که در نسل‌های آینده نیز مشاهده خواهد شد.

اظهاریه قدردانی

نویسندگان از حمایت و همکاری معنوی سردبیر محترم، داوران ناشناس و کارشناسان مجله برنامه‌ریزی و بودجه کمال تشکر را دارند. همچنین از زحمات ویراستار ان علمی و ادبی نشریه قدردانی می‌شود.

منابع

Bane, M. J. & Ellwood, D. T. (1986). Slipping into and out of poverty: the dynamics of spells in: *Journal of human resources*. https://doi.org/10.3386/w1199

Bolch, K., Lopez-Calva, L. F., & Ortiz-Juarez, E. (2023). "When Life Gives You Lemons": Using Cross-Sectional Surveys to Identify Chronic Poverty in the Absence of Panel Data. *Review of Income and Wealth*, 69(2), 474-503. https://doi.org/10.1111/roiw.12566

Carter, M. R. & Barrett, C. B. (2006). The economics of poverty traps and persistent poverty: An asset-based approach. *The Journal of Development Studies*, 42(2):178-199. https://doi.org/10.1080/00220380500405261

Coe, R. D. (1978). Dependency and poverty in the short and long run. Five thousand American families: *Patterns of economic progress*, 6:273-96.

Duclos, J.-Y., Araar, A., and Giles, J. (2010). Chronic and transient poverty: Measurement and estimation, with evidence from China. *Journal of Development Economics*, 91(2):266-277. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2009.09.002

Duncan, Greg J., Richard D. Coe, & Martha S. Hill. (1984). "The Dynamics of Poverty." In Years of Poverty, Years of Plenty: The Changing Economic Fortunes of American Workers & Families, edited by Greg J. Duncan, Richard D. Coe, Mary Corcoran, Martha S. Hill, & James N. Morgan, 33-70. Ann Arbor: Institute for Social Research, University of Michigan.

Duncan, G. J. & Rodgers, W. (1991). Has children's poverty become more persistent? *American Sociological Review*, pages 538-550. https://doi.org/10.2307/2096273

Foster, J., Greer, J., and Thorbecke, E. (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, pages 761-766. https://doi.org/10.2307/1913475

Foster, J. E. (2009). A class of chronic poverty measures. Poverty dynamics: *interdisciplinary perspectives*, pages 59-76. https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780199557547.003.0003

Foster, J. E., & Santos, M. E. (2013). Measuring chronic poverty. *In Poverty and Social Exclusion* (pp. 161-183). Routledge. https://doi.org/10.4324/9780203085172-15

Giha, R. and Deolalikar, A. B. (1993). Persistent, expected and innate poverty: estimates for semi-arid rural south India, 1975-1984. *Cambridge Journal of Economics*, 17(4):409-421. https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.cje.a035246

Hoseini, M. (2021). The household expenditure and income surveys of Iran: *Introduction and data cleaning*. https://m-hoseini.github.io/HEIS

Haughton, J., & Khandker, S. R. (2009). Handbook on poverty+ inequality. World Bank Publications.

Hulme, D. & Shepherd, A. (2003). Conceptualizing chronic poverty. *World development*, 31(3):403-423. https://doi.org/10.1016/S0305-750X(02)00222-X

Israeli, O., & Weber, M. (2014). Defining chronic poverty: comparing different approaches. *Applied Economics*, 46(31), 3874-3881. https://doi.org/10.1080/00036846.2014.946182

Jalan, J. and Ravallion, M. (1998). Transient poverty in postreform rural China. *Journal of Comparative Economics*, 26(2):338-357. https://doi.org/10.1006/jcec.1998.1526

Levy, F. (1976). How Big is the American underclass? University of California, Graduate School of Public Policy.

Lillard, Lee A, and Robert J Willis. 1978. "Dynamic Aspects of Earning Mobility."

Econometrica 46(5): 985-1012. https://doi.org/10.2307/1911432
Mai, Tung, & Mahadevan, Renuka (2016). A research note on the poverty dynamics and cost of poverty inequality: Case study of Indonesia. *Economic Analysis and Policy*, 49, 100-107. https://doi.org/10.1016/j.eap.2015.12.003
Punton, M., & Shepherd, A. (2015, September 9). What is chronic poverty? Findings from the Chronic Poverty Research Centre. ODI. https://www.odi.org/publications/10485-what-chronic-poverty-findingschronic-poverty-research-centre.
Purwono, R., Wardana, W. W., Haryanto, T., and Mubin, M. K. (2021). Poverty dynamics in Indonesia: Empirical evidence from three main approaches. *World Development Perspectives*, 23:100346. https://doi.org/10.1016/j.wdp.2021.100346
Ravallion, M. (1988). Expected poverty under risk-induced welfare variability. *The Economic Journal*, 98(393):1171-1182. https://doi.org/10.2307/2233725
Ravallion, M. (2015). The economics of poverty: History, measurement, and policy. Oxford University Press. https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780190212766.001.0001
Rodgers, J. R. and Rodgers, J. L. (1993). Chronic poverty in the United States. *Journal of Human Resources*, pages 25-54. https://doi.org/10.2307/146087
Ruggles, P. and Williams, R. (1989). Longitudinal measures of poverty: Accounting for income and assets over time. *Review of Income and Wealth*, 35(3):225-243. https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.1989.tb00591.x
Salehi-Isfahani, D. and Majbouri, M. (2013). Mobility and the dynamics of poverty in iran: Evidence from the 1992-1995 panel survey. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 53(3):257-267. https://doi.org/10.1016/j.qref.2010.04.001
Scott, D. (2019). Income shocks and poverty traps: Asset smoothing in rural Ethiopia. Technical report, CREDIT Research Paper.
Sen, A. (1982). Poverty and famines: an essay on entitlement and deprivation. Oxford university press. https://doi.org/10.1093/0198284632.001.0001
Sen, Amartya. (1987). Commodities and Capabilities. Amsterdam: North-Holland.
Yaqub, S. (2003). Chronic poverty: Scrutinising patterns, correlates and explorations'. Chronic Poverty Research Centre Working Paper No, 21. https://doi.org/10.2139/ssrn.1754450

نحوه ارجاع به مقاله:

اسلامی، محمد، و حسینی، محمد (۱۴۰۳). پویایی فقر در ایران. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۹(۲)، ۳۹-۳.

Eslami, M. & Hoseini, M. (2024). Poverty Dynamics in Iran. *Planning and Budgeting*, 29(2). 3-39.

DOI: https://doi.org/10.52547/jpbud.29.2.3

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://Creativecommons.org/licenses/by/4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

عوامل موثر بر اشتغال زنان در کارگاه‌های صنعتی کشور[1]

منصور عسگری | m.asgari@itsr.ir

مدیر گروه پژوهشی مدل‌سازی و مطالعات منطقه‌ای، دانشیار

موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ایران.

مقاله پژوهشی

دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۱۶ | پذیرش: ۱۴۰۳/۰۵/۲۴

چکیده: زنان به‌عنوان نیمی از جمعیت، سهم مهمی در توسعه و رشد هر کشوری دارند. از زمان انقلاب صنعتی کشورهای توسعه یافته امروزی با سهیم کردن زنان در اشتغال و استفاده بهینه از توانایی این جمعیت، شاخص‌های توسعه خود را روز به‌روز ارتقا داده‌اند. بخش صنعت بدلیل دارا بودن زیر ساخت‌های مناسب تولید، همواره مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گرفته که یکی از موضوعات مهم در این بخش، مسئله اشتغال زنان و عملکرد متغیرهای مرتبط بر اشتغال زنان در این بخش است. بازار کار در اقتصاد ایران به‌دلایل مختلف اقتصادی و اجتماعی دارای اهمیت ویژه‌ای است به‌گونه‌ای در سال‌های اخیر همواره عرضه نیروی کار بر تقاضای آن فزونی داشته است که این مسئله در آینده دارای ابعاد وسیع‌تری نیز خواهد شد که ضرورت ارزیابی و تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر اشتغال را بیان می‌کند. هم‌چنین، بازار کار به‌دلیل تأثیرپذیری از سایر بازارهای اقتصادی و هم‌چنین مؤثر بودن بر آن‌ها یکی از بازارهای مهم چهارگانه در اقتصاد است که در آن، تعادل و عدم تعادل عرضه و تقاضای نیروی یکی از شاخص‌های مهم عملکردی اقتصاد کلان در هر کشوری است. با توجه به اهمیت اشتغال زنان در کارگاه‌های صنعتی کشور، این مقاله به ارزیابی عوامل مؤثر بر اشتغال زنان در کارگاه‌های صنعتی به تفکیک کدهای دو رقمی استاندارد بین‌المللی تمامی فعالیت‌های صنعتی ویرایش چهارم (ISIC) و اشتغال ۱۰ نفر به بالا در طی دوره ۹۹-۱۳۸۳می‌پردازد. این مقاله با توجه به ماهیت تحقیق به استخراج تابع تقاضای نیروی کار از طریق حداقل کردن تابع هزینه بنگاه طبق قضیه لم شفارد پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای ارزش‌افزوده و اشتغال دوره قبل از سایر متغیرهای مؤثر بر اشتغال دارای سهم بیشتری است.

کلیدواژه‌ها: اشتغال زنان، کارگاه‌های صنعتی، ارزش افزوده، پنل دیتا، ایران.

طبقه‌بندی JEL: C23, J20, L60.

۱. این مقاله برگرفته از طرح مطالعاتی "طراحی الگوی کلان‌سنجی بخش‌های صنعت، معدن و تجارت ایران" در موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی است.

فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی | سال بیست و نهم | شماره ۲ | تابستان ۱۴۰۳ | ص ص ۷۲-۴۱

شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | doi 10.52547/jpbud.29.2.41

مقدمه

نقش اشتغال در پویایی زندگی انسان انکار ناپذیر است و می‌توان آن را کانون ارتباطات انسانی و اجتماعی تلقی نمود. در جهت این پویایی بی‌تردید یکی از موضوعات مهم و مورد توجه در حوزه زنان، وضعیت و جایگاه اشتغال آنها و تمهیدات سیاستی، قانونی و برنامه‌های اندیشیده شده برای آن، جهت تحقق وضعیت مطلوب نظام سیاست‌گذاری است. بی‌شک، محتوا و چگونه پرداختن نظام سیاست‌گذاری به این موضوع، یکی از عوامل تأثیرگذار در تعیین وضعیت و جایگاه مطلوب برای آن به‌شمار می‌رود. از آن جایی که جهت‌گیری‌های سیاسی، عقاید، گرایش‌ها، اعتقادات، ارزش‌ها، ایدئولوژی و کلیشه‌ها تعیین‌کننده خط مشی دولت‌ها و سیاست‌های آنان در ابعاد اجتماعی و اقتصادی است. اشتغال، حفظ و ایجاد آن یکی از اساسی‌ترین نیازهای جوامع بشری محسوب می‌شود. بیکاری یکی از پدیده‌های مخرب اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی است که رفع آن، همواره یکی از دغدغه‌های برنامه‌ریزان در هر کشوری است. اشتغال و بیکاری از جمله موضوعات مهم اقتصادی اجتماعی است به‌گونه‌ای که افزایش اشتغال و کاهش بیکاری یکی از شاخص‌های توسعه یافتگی جوامع تلقی می‌گردد آلتونجی و ژونگ[1] (۲۰۲۱). شرایط فعلی حاکم بر اقتصاد ایران که تا حدود زیادی حاصل تشدید تحریم‌های اقتصادی و ضرورت پیاده‌سازی سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی از طریق افزایش حمایت از تولیدات داخلی، تلاش در راستای فراهم کردن زیر ساخت‌های مناسب تولید به‌ویژه در بخش صنعت، سبب شده است که این بخش مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گرفته که یکی از موضوعات مهم آن، مسئله اشتغال و عملکرد متغیرهای مرتبط بر اشتغال در این بخش است. از سوی دیگر، بازار کار در اقتصاد ایران به‌دلایل مختلف اقتصادی و اجتماعی دارای اهمیت ویژه‌ای است به‌گونه‌ای در سال‌های اخیر همواره عرضه نیروی کار بر تقاضای آن فزونی داشته است که این مسئله در آینده دارای ابعاد وسیع‌تری نیز خواهد شد که ضرورت ارزیابی و تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر اشتغال را بیان می‌کند. در حال حاضر، بیکاری و تبعات ناشی از آن، یکی از معضلات اساسی کشور به‌شمار می‌آید بیکاری در کشور ما متأثر از خیل عظیم جوانانی است که در چند سال اخیر به جویندگان شغل به بازار کار کشور اضافه شده‌اند و دیگری ناشی از کاهش تقاضای اشتغال به‌دلایل مختلف از جمله کاهش تقاضا برای کالاها و خدمات و نهایتاً کاهش تقاضای نیروی کار در بخش‌های مختلف اقتصادی به‌ویژه بخش صنعت کشور است. تجربیات متعدد کشورهای مختلف نشان داده که غالباً بین وضعیت عرضه تقاضای نیروی کار، یک عدم تعادل وجود دارد که این ناهماهنگی در کشور ما به‌خصوص در بین فارغ‌التحصیلان دانشگاهی

1. Altonji and Zhong

مشهودتر است.

یک واحد اقتصادی (بنگاه) با استفاده از نهاده‌های مختلف به امر تولید محصول می‌پردازد. بدیهی است که میزان به‌کارگیری نهاده‌های تولید از طرف بنگاه، به میزان تولید بستگی دارد و از آنجا که این میزان تولید نیز تابعی از تقاضا برای آن محصول است. در نتیجه تقاضا برای محصول بنگاه، عامل مهمی در تعیین میزان به‌کارگیری نهاده‌های تولید در بنگاه است و هرچه تقاضا برای محصول بنگاه بیشتر باشد تقاضای آن بنگاه برای نهاده‌ها نیز بیشتر خواهد شد[1]. مسئله اشتغال و کاهش بیکاری به روشنی و با تأکید خاصی در سیاست‌های کلی به چشم می‌خورد. در این سیاست‌ها ابعاد مختلف اشتغال از قبیل ایجاد شغل برای گروه‌های خاص نظیر جوانان، چگونگی ایجاد شغل و ماهیت مشاغل مورد توجه و عنایت قرار گرفته است.

در این میان، صنایع دارای ۱۰ نفر کارکن و بیشتر با توجه به ویژگی‌های رفتای و شرایط خاص خود از نظر ساختار تولید، نحوه مدیریت، نحوه تأمین مالی و هم‌چنین چگونگی فعالیت در بازار عوامل تولید و بازار محصول، تفاوت‌های آشکاری را با صنایع بزرگ از خود نشان می‌دهند که این امر ضرورت وجود چارچوب تحلیلی مستقل برای مباحث مربوط به این صنایع را ایجاب می‌کند. در سال ۱۴۰۱ بالغ بر ۲۳/۷ میلیون نفر در کشور شاغل بوده‌اند که ۸۴/۶ درصد را مردان و حدود ۱۵/۵ درصد از آنان را زنان تشکیل داده‌اند[2]. سهم اشتغال بخش‌های کشاورزی ۱۴/۸، بخش صنعت[3] ۳۳/۶ و بخش خدمات ۵۱/۶ درصد بوده است و این در حالی است که سهم زنان در بخش کشاورزی ۱۳/۸، بخش صنعت ۲۶/۶ و بخش خدمات بالغ بر ۵۹/۶ درصد بوده است. از سوی دیگر، تحول سهم زنان در کل فعالیت‌های اقتصاد در دره زمانی ۱۳۹۰ الی ۱۴۰۰ گویای آن است که نرخ مشارکت زنان از حدود ۱۳ درصد در سال ۱۳۹۰ به حدود ۱۴ درصد در سال ۱۴۰۰ افزایش یافته است، جزئیات این تحولات نشان می‌دهد سهم اشتغال زنان در حوزه صنعت، کشاورزی و خدمات در این دوره به‌ترتیب تغییرات ۱/۱، ۴/۹ و ۱/۳ درصد را تجربه کرده‌اند. همچنین در سال ۱۴۰۱ بیشترین سهم اشتغال زنان به گروه «فعالیت‌های مربوط به سلامت انسان و مددکاری اجتماعی»، «آموزش» و «هنر، سرگرمی و تفریح» اختصاص داشته است. از مهم‌ترین نکات قابل توجه در خصوص وضعیت اشتغال زنان در بازار کار ایران، کم‌رنگ بودن نقش زنان تحصیل‌کرده در فعالیت‌های تخصصی و فنی است که سهم حدود ۲۰

---

۱ . رضوی و مشرفی

۲. مرکز آمار ایران

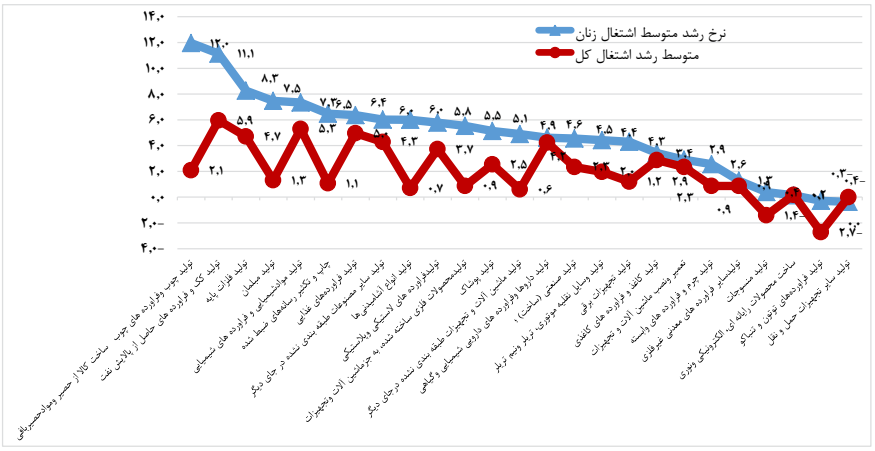
۳. شامل استخراج معدن، صنعت، ساختمان، تامین آب، برق و گاز

درصدی زنان از اشتغال در گروه فعالیت‌های حرفه‌ای و تخصصی شاهدی بر این ادعا است.

هدف اصلی این مقاله تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر تقاضای اشتغال زنان در کارگاه‌های صنعتی ۲۴گانه به تفکیک کدهای دو رقمی استاندارد بین‌المللی تمامی فعالیت‌های صنعتی ویرایش چهارم (ISIC) و اشتغال ۱۰ نفر به بالا در طی دوره ۹۹-۱۳۸۳ است. این مقاله در بخش‌های بعدی شامل بیان مسئله و اهمیت موضوع، مبانی نظری، مطالعات انجام‌شده، تصریح مدل، نتایج تجربی و جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی ادامه خواهد یافت.

شواهد موضوع

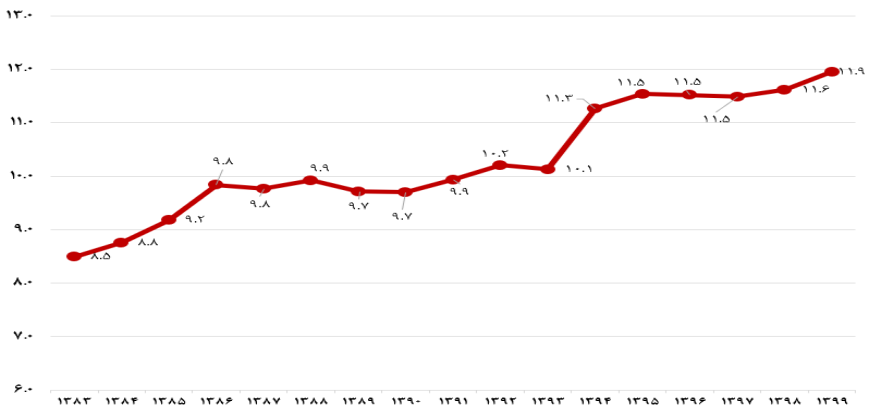
یکی از مسائل اساسی در اقتصاد ایران، کم توجهی به ظرفیت‌های بالقوه بخش صنعت به‌ویژه در اشتغال‌زایی زنان، مهار بیکاری و ایجاد ارزش‌افزوده است. در چند سال اخیر بیکاری یکی از مشکلات حاد اقتصاد ایران محسوب می‌شود که ناشی از نرخ بالای زاد و ولد دهه اول انقلاب، افزایش نرخ مشارکت و محدود ماندن تقاضای نیروی کار و رشد کند سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف اقتصادی است. در سال ۱۳۹۹ بالغ بر ۲۲۵ هزار نفر از کارکنان کارگاه‌های صنعتی ده نفرکارکن و بیشتر را زنان تشکیل می‌دادند که این رقم در سال ۱۳۸۳ بالغ بر ۱۱۹ هزار نفر بوده است. طی دوره ۹۹-۱۳۸۳ اشتغال زنان در کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفرکارکن و بیشتر به‌طور متوسط ۴/۵ درصد رشد داشته است و این در حالی است که، اشتغال کل طی همین دوره از رشد ۲/۳ درصدی برخوردار بوده است. صنعت تولید چوب و فراورده‌های چوب ساخت کالا از حصیر و مواد حصیربافی به‌عنوان یک صنعت در حال رشد (رشد متوسط ارزش‌افزوده ۲۲ درصد)، در کشور طی دوره مورد بررسی بیشترین رشد شاغلان زن (رشد ۱۲ درصدی) را در بین رشته فعالیت‌های صنعتی داشته است؛ نکته حائز اهمیت آن است که در این رشته فعالیت رشد کل شاغلان (۲/۱ درصد) کمتر از رشد شاغلان زن بوده است. دومین رشته فعالیتی که با رشد بخش زنان شاغل طی دوره مورد بررسی روبه‌رو بوده است، تولید کک و فراورده‌های حاصل از پالایش نفت با رشد ۱۱/۱ درصدی است، در این رشته فعالیت نیز رشد کل شاغلان (۵/۹ درصد) کمتر از رشد شاغلان زن بوده است. سومین رشته فعالیت نیز صنایع تولید فلزات پایه با متوسط رشد دوره ۸/۳ درصدی است که این رشته فعالیت نیز اشتغال کل آن به متوسط رشد ۴/۷ درصدی داشته است. نمودار (۱) متوسط رشد اشتغال کل و اشتغال زنان را طی دوره ۹۹-۱۳۸۳ نشان‌می‌دهد.



نمودار ۱. متوسط رشد اشتغال زنان و اشتغال کل در کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفرکارکن و بیشتر طی دوره ۹۹-۱۳۸۳

منبع: کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفرکارکن و بیشتر، مرکز آمار ایران و محاسبات تحقیق

بررسی سهم اشتغال زنان در کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر طی دوره ۹۹-۱۳۸۳ نشان می‌دهد که این سهم در حال رشد بوده و از ۸/۵ درصد در سال ۱۳۸۳ با متوسط رشد ۴/۵ درصدی در سال ۱۳۹۹ به سهم ۱۱/۹ درصدی رسیده است. نمودار (۲) نیز نشان‌می‌دهد در سال ۱۳۹۴ جهش در این سهم مشاهده شده و از ۱۰/۱ درصد به ۱۱/۳ درصد افزایش یافته است و در سال‌های بعد به‌طور متناوب هر ساله سهم آن رشد داشته تا در پایان دوره مورد مطالعه ۱۳۹۹ به سهم ۱۱/۹ درصدی رسیده است. نمودار (۲) سهم اشتغال زنان در کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفرکارکن و بیشتر را طی دوره ۱۳۸۳-۹۹ نشان می‌دهد.



نمودار ۲. سهم اشتغال زنان از اشتغال کل در کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفرکارکن و بیشتر طی دوره ۹۹-۱۳۸۳

منبع: کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفرکارکن و بیشتر، مرکز آمار ایران و محاسبات تحقیق

هم‌چنین سهم بخش‌های ۲۴ گانه صنعتی دارای ۱۰ نفر کار کن و بیشتر از اشتغال کل صنعت در جدول (۱) ارائه شده است که نشان می‌دهد تولید پوشاک در سال ۱۳۹۹ با سهم ۴۵/۸ درصدی از اشتغال زنان بالاترین سهم و پس از آن تولید سایر مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر با سهم ۴۳/۳ درصدی در در تبه دوم قرار دارند. کمترین سهم زنان از اشتغال در رشته فعالیت‌های صنعتی مربوط به رشته فعالیت تعمیر و نصب ماشین‌آلات و تجهیزات با سهم ۳/۸ درصدی و صنایع تولید سایر تجهیزات حمل و نقل با سهم ۵ درصدی در سال ۱۳۹۹ بوده است.

جدول ۱. سهم اشتغال زنان از بخش‌های ۲۴ گانه کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰ نفر کارکن و بیشتر

کد	عنوان فعالیت	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	متوسط دوره
۱۴	تولید پوشاک	۳۰/۸	۳۶/۷	۳۷/۸	۴۵/۴	۴۶/۵	۴۸/۳	۴۸/۹	۴۸/۶	۴۹/۲	۵۱/۴	۵۰/۰	۶۱/۴	۵۲/۷	۵۱/۰	۵۲/۷	۵۰/۳	۴۵/۸	۴۷/۵
۳۲	تولید سایر مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۲۶/۴	۲۹/۳	۲۷/۴	۲۷/۳	۲۸/۴	۲۷/۷	۲۶/۰	۲۶/۳	۳۰/۴	۳۱/۲	۲۶/۸	۲۶/۸	۲۷/۲	۲۸/۹	۲۸/۷	۳۱/۳	۳۴/۴	۲۸/۵
۲۱	تولید داروها و فراورده‌های دارویی شیمیایی و گیاهی	۲۲/۰	۲۱/۵	۲۲/۸	۲۳/۰	۲۲/۶	۲۱/۵	۲۲/۰	۲۱/۵	۲۲/۲	۲۱/۰	۲۰/۴	۲۲/۷	۲۲/۴	۲۳/۴	۲۴/۷	۲۶/۶	۲۳/۲	۲۲/۶
۲۶	ساخت محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری	۲۱/۱	۲۰/۴	۱۸/۵	۱۹/۰	۱۸/۶	۲۱/۹	۲۱/۱	۲۴/۱	۲۲/۸	۲۰/۳	۲۱/۱	۲۱/۸	۲۱/۵	۲۰/۹	۲۰/۱	۲۰/۹	۲۱/۰	۲۰/۹
۲۷	تولید تجهیزات برقی	۱۰/۰	۱۰/۸	۱۰/۷	۱۱/۱	۱۲/۲	۱۲/۹	۱۳/۵	۱۳/۵	۱۳/۳	۱۳/۸	۱۴/۸	۱۴/۴	۱۵/۵	۱۵/۳	۱۴/۳	۱۴/۲	۱۶/۱	۱۳/۳
۱۰	تولید فراورده‌های غذایی	۱۲/۹	۱۳/۲	۱۳/۸	۱۶/۱	۱۶/۰	۱۶/۰	۱۵/۳	۱۵/۹	۱۵/۵	۱۵/۹	۱۵/۷	۱۵/۸	۱۷/۳	۱۶/۲	۱۶/۴	۱۶/۵	۱۵/۹	۱۵/۶
۱۸	چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط‌شده	۶/۸	۷/۱	۷/۴	۱۰/۹	۹/۸	۱۰/۷	۱۰/۶	۱۰/۳	۹/۱	۸/۷	۱۲/۶	۱۶/۱	۱۵/۳	۱۵/۴	۱۸/۰	۱۶/۱	۱۵/۶	۱۱/۸
۱۲	تولید فراورده‌های توتون و تنباکو	۱۰/۴	۱۰/۷	۱۰/۸	۱۲/۲	۷/۸	۵/۹	۶/۰	۵/۹	۶/۰	۴/۳	۶/۱	۱۴/۲	۱۳/۷	۱۴/۳	۱۴/۲	۱۵/۷	۱۵/۴	۱۰/۲
۱۳	تولید منسوجات	۱۰/۸	۱۰/۰	۱۳/۴	۱۳/۳	۱۲/۴	۱۳/۴	۱۳/۱	۱۲/۰	۱۱/۴	۱۲/۲	۱۲/۳	۱۲/۳	۱۳/۷	۱۴/۶	۱۴/۳	۱۳/۷	۱۴/۴	۱۲/۸
۲۲	تولید فراورده‌های لاستیکی و پلاستیکی	۹/۷	۹/۸	۱۰/۴	۱۱/۵	۱۱/۵	۱۳/۳	۱۲/۰	۱۲/۱	۱۲/۶	۱۳/۴	۱۳/۵	۱۴/۲	۱۴/۹	۱۲/۹	۱۳/۴	۱۲/۸	۱۳/۳	۱۲/۴
۲۰	تولید مواد شیمیایی و فراورده‌های شیمیایی	۹/۲	۹/۲	۹/۶	۹/۷	۹/۰	۸/۵	۸/۶	۸/۷	۹/۲	۹/۴	۹/۴	۱۰/۸	۱۰/۶	۱۰/۶	۱۱/۲	۱۱/۵	۱۲/۵	۹/۹
کل	تولید صنعتی (ساخت)	۸/۵	۸/۸	۹/۲	۹/۸	۹/۸	۹/۹	۹/۷	۹/۷	۹/۹	۱۰/۲	۱۰/۱	۱۱/۳	۱۱/۵	۱۱/۵	۱۱/۵	۱۱/۶	۱۱/۹	۱۰/۳
۱۵	تولید چرم و فراورده‌های وابسته	۹/۱	۵/۷	۷/۸	۹/۲	۱۱/۶	۹/۰	۹/۷	۱۱/۳	۱۱/۷	۱۲/۹	۱۲/۶	۱۲/۴	۱۱/۰	۱۵/۲	۱۱/۳	۱۰/۲	۱۱/۹	۱۰/۷

ادامه جدول ۱. سهم اشتغال زنان از بخش‌های ۲۴ گانه کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰ نفر کارکن و بیشتر

کد	عنوان فعالیت	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	متوسط دوره
۱۷	تولید کاغذ و فراورده‌های کاغذی	۱۰/۷	۱۲/۱	۱۲/۷	۱۳/۷	۱۴/۶	۱۶/۵	۱۴/۸	۱۳/۹	۱۴/۱	۱۴/۴	۱۴/۸	۱۴/۹	۱۳/۶	۱۲/۶	۱۱/۶	۱۱/۰	۱۱/۷	۱۳/۴
۲۹	تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر	۷/۷	۷/۶	۵/۷	۶/۷	۷/۵	۷/۲	۸/۰	۷/۹	۷/۹	۸/۲	۶/۰	۸/۹	۹/۱	۱۰/۲	۹/۷	۱۲/۶	۱۱/۳	۸/۴
۲۸	تولید ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده	۵/۰	۵/۸	۶/۱	۷/۱	۶/۶	۷/۱	۷/۴	۷/۸	۷/۷	۷/۹	۸/۸	۸/۸	۸/۷	۹/۶	۹/۴	۹/۳	۹/۷	۷/۸
۱۶	تولید چوب و فراورده‌های چوب و چوب‌پنبه	۲/۱	۱/۵	۱/۸	۲/۹	۳/۰	۲/۸	۳/۷	۴/۷	۵/۱	۴/۷	۴/۳	۵/۵	۶/۰	۷/۲	۸/۹	۹/۵	۹/۱	۴/۹
۱۱	تولید انواع آشامیدنی‌ها	۴/۰	۵/۱	۴/۹	۶/۲	۶/۰	۶/۹	۸/۳	۶/۳	۷/۹	۷/۸	۷/۳	۷/۸	۷/۸	۹/۲	۸/۳	۸/۶	۹/۱	۷/۱
۲۵	تولید محصولات فلزی ساخته‌شده، به‌جز ماشین‌آلات	۴/۱	۵/۰	۴/۹	۵/۶	۵/۱	۵/۲	۵/۲	۵/۸	۶/۲	۶/۵	۶/۹	۷/۷	۷/۳	۷/۶	۷/۴	۷/۶	۸/۵	۶/۳
۳۱	تولید مبلمان	۳/۰	۳/۱	۴/۱	۵/۳	۵/۳	۵/۴	۶/۶	۷/۰	۸/۵	۶/۸	۷/۴	۹/۴	۸/۷	۸/۱	۸/۷	۷/۶	۷/۸	۶/۶
۱۹	تولید کک و فراورده‌های حاصل از پالایش نفت	۳/۱	۳/۴	۳/۸	۴/۴	۴/۵	۳/۹	۳/۵	۳/۹	۵/۵	۵/۶	۵/۲	۵/۹	۶/۰	۶/۴	۶/۲	۵/۱	۶/۶	۴/۹
۲۳	تولیدسایرفراورده‌های‌معدنی‌غیرفلزی	۵/۳	۵/۴	۶/۵	۶/۲	۵/۸	۵/۸	۵/۵	۴/۸	۵/۱	۵/۰	۵/۲	۵/۶	۵/۴	۵/۵	۵/۴	۵/۳	۵/۷	۵/۵
۲۴	تولید فلزات پایه	۲/۴	۲/۶	۲/۷	۳/۰	۳/۸	۳/۹	۳/۷	۳/۹	۳/۴	۴/۱	۶/۳	۴/۱	۴/۲	۴/۰	۳/۷	۳/۹	۴/۰	۳/۶
۳۰	تولید سایر تجهیزات حمل و نقل	۴/۲	۴/۳	۴/۵	۴/۲	۳/۹	۴/۲	۳/۸	۶/۳	۴/۷	۴/۷	۵/۶	۳/۲	۳/۴	۴/۳	۴/۰	۴/۰	۴/۰	۴/۳
۳۳	تعمیر و نصب ماشین‌آلات و تجهیزات	۳/۵	۳/۲	۳/۵	۵/۰	۳/۳	۲/۷	۳/۷	۴/۵	۴/۰	۴/۶	۳/۷	۴/۲	۵/۶	۳/۳	۳/۹	۳/۴	۳/۸	۳/۹
	متوسط فعالیت در دوره	۹/۷	۱۰/۱	۱۰/۴	۱۱/۶	۱۱/۴	۱۱/۶	۱۱/۶	۱۱/۹	۱۲/۱	۱۲/۲	۱۲/۲	۱۳/۶	۱۳/۳	۱۳/۵	۱۳/۵	۱۳/۶	۱۳/۷	۱۲/۱

منبع: مرکز آمار ایران و محاسبات تحقیق

مبانی نظری

عواملی نظیر سطح تولید، قیمت‌های نسبی عوامل تولید (نیروی کار، سرمایه و سوخت) به‌عنوان عوامل اصلی و عوامل دیگری مانند تغییرات فناورانه (که باعث افزایش کارایی سرمایه و نیروی کار می‌شود)، سرمایه‌گذاری و کارایی آن، میزان به‌کارگیری ظرفیت‌های موجود، بهره‌وری نیروی کار و سرمایه، نوع تکنیک تولید رایج کشور (تحت تأثیر قیمت نسبی عوامل تولید)، میزان جانشینی بین عوامل تولید و انعطاف آن، مجموعه سیاست‌های پولی، ارزی، مالی و چگونگی ثبات و سازگاری مجموعه قوانین و مقررات ناظر بر بازار کار (قوانین بیمه بیکاری، مالیات بر شرکت‌ها، صادرات، واردات و...)، ساختار و نوع بازار، نحوه مدیریت (به‌عنوان عامل تلفیق کنند و بهره‌برداری بهینه از آنها)، امنیت سرمایه‌گذاری و شفاف بودن حقوق مالکیت فردی بر تقاضای کار مؤثر است.

تقاضای نیروی کار

مک‌کانل و همکاران[1] (۲۰۲۰) و (۲۰۱۶) و ارنبرگ و اسمیت[2] (۲۰۰۶) نشان دادند که بنگاه‌ها برای تولید کالا و خدمات، به ترکیب مختلف عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه) اقدام می‌کنند. ترکیب سرمایه و نیروی کار در تولید کل در هر بنگاه به تقاضای هر بنگاه برای نیروی کار و سرمایه و فناوری موجود در بازار بستگی دارد و تغییر هر یک از این عوامل بر تقاضای نیروی کار بنگاه مؤثر است. تغیر در دستمزد نیروی کار، باعث آشکار شدن دو اثر مقیاس و جانشینی می‌شود، یعنی آن‌که افزایش دستمزد موجب افزایش هزینه نیروی کار در تولید خواهد شد و در نتیجه، کارفرمایان تمایل خواهند داشت تا از طریق تغییر در فناوری (جایگزینی سرمایه به‌جای کار)، هزینه‌های تولید بنگاه را کاهش دهند که در این صورت، به‌علت حرکت فناوری تولید به‌سوی فناوری سرمایه‌بر (اثر جانشینی)، اشتغال مؤثر کاهش خواهد یافت، زیرا در فرآیند تولید، افزایش دستمزد باعث می‌شود تا سرمایه جایگزین نیروی کار شود (افزایش قیمت محصول که در پی افزایش هزینه تولید از جانب افزایش دستمزد می‌شود نهایتاً باعث کاهش تقاضا برای محصول خواهد شد و در نتیجه چنین امری است که کارفرمایان، سطح تولید و اشتغال را کاهش خواهند داد که به اثر مقیاس معروف است.

از طرف دیگر، تغییر قیمت سرمایه نیز بر تقاضای نیروی کار مؤثر است، یعنی آن‌که کاهش در قیمت سرمایه (با فرض ثبات قیمت سایر عوامل) باعث کاهش هزینه‌های تولید می‌شود و کاهش

1. McConnell *et al*.
2. Ehrenberg and Smith

در هزینه‌های تولیدی نیز با افزایش تولید، تقاضای نیروی کار افزایش خواهد داد. بر این اساس، اثر مقیاس در قیمت سرمایه، منجر به افزایش در تقاضای نیروی کار در هر سطح دستمزدی می‌گردد و با توجه به اثر جانشینی و بیشتر شدن تمایل بنگاه‌ها در به‌کارگیری فناوری سرمایه‌بر (به‌دلیل ارزان بودن سرمایه)، میزان سرمایه بیشتری جایگزین نیروی کار خواهد شد، بدین ترتیب کاهش قیمت سرمایه دو اثر متضاد بر تقاضای نیروی کار خواهد داشت و هرچه اثر مقیاس بزرگ‌تر باشد تقاضای نیروی کار افزایش بیشتری خواهد داشت. به‌طور کلی تقاضا برای هر نهاده‌ای مانند نیروی کار از تقاضا برای محصول ناشی می‌شود که به آن تقاضای مشتق شده گویند همیرش[1] (۱۹۹۳). به‌منظور استخراج تابع تقاضای نیروی کار، تابع تولید نئوکلاسیک را با فرض همگن بودن نیروی کار و سرمایه به‌صورت زیر درنظر می‌گیریم:

$$Q = F(K, L)$$
$$F_L, F_K \succ 0, \qquad F_{LL}F_{KK} \succ 0 \qquad (1)$$

در این تابع، Q میزان تولید، L نیروی کار و K سرمایه بنگاه است. F_L و F_K به‌ترتیب تولید نهایی بنگاه نسبت به نیروی کار و سرمایه و F_{LL} و F_{KK} مشتق دوم تولید نسبت به عوامل مذکور است.

فرض همگن بودن نیروی کار باتوجه به ویژگی‌های نیروی کار و مطالعات انجام شده، ممکن است فرض نامطلوبی تلقی شود. عده‌ای از کارگران از مهارت بالایی برخوردارند و سهم به‌مراتب بیشتری در تولید بنگاه ایفا می‌کنند. در مقابل، عده‌ای دیگر از کارگران نیز کم‌تجربه و غیر ماهر هستند. مطالعات تجربی حاکی از آن است که نیروی کار غیر ماهر و سرمایه جانشین یکدیگر بوده، اما نیروی کار ماهر و سرمایه مکمل یکدیگر محسوب می‌شوند کلارک و فریمن[2] (۱۹۸۰). مطابق شواهد مذکور، ۱۰ درصد افزایش در قیمت سرمایه اشتغال کارگران غیر ماهر را ۵ درصد افزایش و اشتغال کارگران ماهر را ۵ درصد کاهش می‌دهد[3]. در بسیاری از موارد، تجزیه و تحلیل اثر سیاست‌های دولت در بازار کار مستلزم تفکیک نیروی کار به سطوح ماهر و غیر ماهر است.

همچنین بایستی توجه داشت که تابع تولید مذکور تمایز بین ساعات کار و تعداد کارگران قائل نیست. این تمایز در ارزیابی سیاست‌های اشتغال می‌تواند بسیار مفید باشد. با فرض ثابت بودن سرمایه، تابع تقاضای کوتاه‌مدت برای یک بنگاه گیرنده قیمت که در بازار رقابتی عمل می‌کند از

1. Hamermesh
2. Clark & Freeman

۳ . همان

حداکثر کردن سود به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$W = PF_L \qquad (۲)$$

شیب منحنی تقاضای کوتاه‌مدت کار از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$\frac{dL}{dW} = \frac{1}{PF_{LL}} < 0 \qquad (۳)$$

که W دستمزد پرداختی بنگاه و P قیمت محصول بنگاه است، PF_L منحنی تولید ارزش نهایی بنگاه که دارای شیب منفی است را مشخص می‌کند و می‌توان آن را منحنی تقاضای کوتاه‌مدت درنظر گرفت. تابع تقاضای کوتاه مدت نیروی کار به‌صورت زیر می‌باشد:

$$L^d = L^d\left(\frac{W}{P},\ K\right) \qquad (۴)$$

با تغییرات دستمزد، تقاضای نیروی کار متأثر از دو اثر جانشینی[1] و اثر مقیاس[2] تغییر می‌کنند. اثر جانشینی دلالت بر آن دارد که با فرض ثابت بودن تولید، بنگاه به‌دنبال کاهش دستمزد روی منحنی تولید همسان، نیروی کار ارزان‌تر را جایگزین سرمایه می‌کند. از طرف دیگر اگر سرمایه و کار نهاده‌هایی نرمال باشند، کاهش دستمزد هزینه نهایی تولید را کاهش داده و منجر به افزایش تولید و اشتغال می‌گردد. افزایش در اشتغال که ناشی از افزایش تولید بنگاه (با ثابت نگه‌داشتن قیمت نهاده‌ها) است، به اثر مقیاس شهرت دارد. اگر نهاده‌های کار و سرمایه نرمال فرض شوند اثر مقیاس مثبت خواهد بود. بدین مفهوم که با افزایش تولید، تقاضای نهاده نیز بالا می‌رود. همان‌طور که عنوان شد با افزایش دستمزد و با فرض ثابت بودن تولید، بنگاه سرمایه را جایگزین نیروی کار می‌کند. اثر جانشینی مذکور ارتباط نزدیکی با کشش جانشینی[3] در تابع تولید دارد که با فرض وجود تنها دو عامل تولید K و L، کشش جانشینی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\sigma_{KL} = \frac{(\%\Delta)K/L}{(\%\Delta)F_L/F_K} = \frac{dLn(K/L)}{dLn(F_L/F_K)} = \frac{dLn(K/L)}{dLn(W/R)} \qquad (۵)$$

در اینجا $\%\Delta$ (درصد تغییرات است)،

کشش جانشینی معیاری است که درجه سهولت جایگزینی بین عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه) را در پاسخ به تغییرات قیمت نسبی عوامل مذکور تعیین می‌کند. در توابع تولید لئونتیف که

1. Substitution Effect
2 . Scale Effect
3 . Elasticity of Substitution

سرمایه و نیروی کار با نسبت ثابتی مورد استفاده قرار می‌گیرند، $\sigma_{KL} = 0$ خواهد بود. در توابع تولید خطی یعنی با فرض خطی بودن توابع تولید همسان، $\sigma_{KL} = \infty$ است.

با فرض ثابت بودن تولید، رابطه زیر بین کشش جانشینی و کشش تقاضای نیروی کار و سرمایه نسبت به تغییرات دستمزد برقرار است.

$$E_{LL/Q} = (v_L - 1)\sigma_{KL}$$
$$E_{KL/Q} = v_L \sigma_{KL} \qquad (۶)$$

که در آن $E_{LL/Q}$ کشش تقاضای نیروی کار نسبت به دستمزد و $E_{LL/Q}$ کشش تقاضای سرمایه نسبت به دستمزد با فرض ثابت بودن تولید و v_L سهم نیروی کار در کل هزینه‌ها است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$v_L = \frac{F_L L}{F_L L_L + F_K - K} \qquad (۷)$$

مطابق رابطه (۶)، شیب تقاضای نیروی کار (با فرض ثابت بودن تولید) مطابق انتظار منفی است زیرا تنها اثر جانشینی را منعکس می‌کند. مطابق این روابط هرچه سهم نیروی کار از کل تولید بیشتر باشد، کشش‌های جانشینی و همچنین متقاطع بزرگ‌تر هستند و با افزایش کشش جانشینی، تقاضای نیروی کار با کشش‌تر می‌شود.

جملات $E_{LL/Q}$ و $E_{KL/Q}$ تنها خواص کشش‌های مختلف تقاضا را بیان می‌کنند، اما خود تابع تقاضا را مشخص نمی‌سازند. برای تصریح یا مشخص کردن تابع تقاضا با فرض ثابت بودن تولید، کافیست در کنار تابع تولید و شرایط حداکثر نمودن سود را نیز در نظر بگیریم:

$$Q = F(K,\ L)$$
$$W = F_L P, \quad R = F_K P \qquad (۸)$$

که هزینه بنگاه به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C = WL + RK \qquad (۹)$$

با حل کردن سیستم حاصله، تابع هزینه به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$C = C(W, R, Q) \qquad (۱۰)$$

تابع مذکور حداقل هزینه موردنیاز برای تولید Q واحد از محصول را در قیمت‌های مشخص نهاده‌ها (R, W) به‌دست می‌دهد. این تابع مقعر بوده و همگن از درجه یک نسبت به قیمت نهاده‌هاست. با فرض بازدهی ثابت به مقیاس خواهیم داشت:

$$C = QG(W, R) \qquad (۱۱)$$

تابع تقاضای نیروی کار (با فرض ثابت بودن تولید) مطابق لم شفارد از مشتق تابع هزینه به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\frac{\partial C}{\partial W} = L^d = L^d(W,R,Q) \qquad (۱۲)$$

اما از آنجایی که هزینه بنگاه همگن از درجه واحد نسبت به قیمت نهاده‌ها است، بنابراین $\frac{\partial C}{\partial W}$ همگن از درجه صفر بوده و خواهیم داشت:

$$L^d = L^d\left(\frac{W}{R}, Q\right) \qquad (۱۳)$$

مشتق دوم تابع هزینه نیز خواص توابع تقاضا را با فرض ثابت بودن تولید شرح می‌دهد. مطابق تعریف داریم:

$$\frac{\partial^2 C}{\partial W^2}\cdot\frac{W}{L} = E_{LL/Q}$$
$$\frac{\partial^2 C}{\partial R\,\partial W}\cdot\frac{W}{K} = E_{KL/Q} \qquad (۱۴)$$

بنابراین مدل مذکور پیش‌بینی می‌کند که تقاضا برای کار رابطه معکوس با نرخ دستمزد و رابطه مثبت با قیمت سایر نهاده‌های جانشین داشته باشد.

کشش‌های تقاضای نیروی کار مقید یعنی $E_{LL/Q}$ که قبلاً مورد بحث قرار گرفت، تنها اثر جانشینی را اندازه‌گیری می‌کند و بنابراین همواره منفی است. کشش تقاضای نیروی کار بدون قید تولید E_{LL} از دو مؤلفه اثر جانشینی و اثر مقیاس تشکیل شده و مطابق رابطه اسلاتسکی داریم:

$$E_{LL} = E_{LL/Q} + E_{LQ}\eta v_L \qquad (۱۵)$$

E_{LQ} کشش تقاضای نیروی کار نسبت به تولید و η کشش تقاضای محصول است، $E_{LL/Q}$ اثر جانشینی و $E_{LQ}\eta v_L$ اثر مقیاس را اندازه‌گیری می‌کند. در شرایط بازدهی ثابت به مقیاس، E_{LQ} برابر واحد است. چنانچه نهاده‌های تولید نرمال $E_{LQ} \succ 0$ فرض شوند، کشش تقاضا برای نیروی کار همواره منفی خواهد بود.

زنان در بازار کار از حیث نوع شغل، موقعیت اشتغال و میزان درآمد ناشی از کار با شرایطی متفاوت نسبت به مردان روبه‌رو هستند که نظریه‌هایی به‌منظور تحلیل و تعیین این تفاوت‌ها شکل گرفته است. نظریه‌های اصلی در این خصوص؛ نظریه نئوکلاسیک، نظریه تفکیک شدن بازار کار و نظریه جنسیت هستند.

نظریه نئوکلاسیک: این نظریه برای تبیین تفاوت‌های جنسیتی و اختلاف درآمد بین کار مردان

و زنان به متغیرهایی نظیر مسئولیت‌های خانوادگی، نیروی جمعیتی، آموزش‌های عمومی غیبت و جابه‌جایی از کار توجه دارد و این عوامل را در میزان بهره‌وری نیروی کار مؤثر می‌داند واچتر[1] (۲۰۱۲).

نظریه تفکیک بازار کار: در این نظریه بین دو گروه از مشاغل تفاوت وجود دارد؛ مشاغل گروه اول که از لحاظ پرداخت دستمزد، تأمین بیشتر فرصت‌های بیشتر وضع نسبتاً خوبی دارند. مشاغل گروه دوم با دستمزد کمتر، تأمین کمتر و محدودیت در زمینه امکان پیشرفت روبه‌رو هستند. در مشاغل گروه اول، ثبات کارگر در کار برای کارفرما مهم است که جابه‌جای در کار زنان دیده می‌شود و احتمال حذف آنها در مشاغل گروه را بیشتر می‌کند ازوجی و همکاران (۲۰۰۶).

نظریه مبتنی بر جنسیت: نکته اصلی این نظریه آن است که موقعیت تبعی زنان در بازار کار و خانواده مرتبط و جزئی از یک سیستم اجتماعی است که زنان تابع مردان هستند (همان).

مروری بر مطالعات انجام‌شده

مطالعات خارجی و داخلی چندی در خصوص تقاضای نیروی کار در بخش صنعت انجام شده که نتایج متفاوتی را برای کشورهای مختلف به‌دنبال داشته است که در ادامه به چند مورد از مطالعات انجام شده در این زمینه اشاره می‌کنیم.

رابوستاو و بیوچلی[2] (۲۰۲۱)، به بررسی پویایی اشتغال زنان در کشور در حال توسعه طی دوره ۲۰۱۵ - ۱۹۹۶ پرداخته و نتیجه‌گیری می‌کنند دستمزد ماهانه زنان به میزان سالیانه ۱۹ درصد بعد از مرخصی زایمان آنان کاهش می‌یابد که این روند کاهشی در سال دهم به حدود ۳۷ درصد می‌رسد.

مک‌کلوی[3] (۲۰۲۰)، اشتغال زنان و تأمین نیروی کار را در هند مورد مطالعه قرار داده و نتیجه‌گیری می‌کند در شرایطی که اشتغال زنان کم است، زنان جایگاه کمی در بازار نیروی کار دارند و به‌دلیل وجود کارهای خانه اشتغال زنان ناپایدار است.

آلون و همکاران[4] (۲۰۲۰)، در تجزیه و تحلیل اثرات رکود اقتصادی بر اشتغال زنان در ایالات متحده آمریکا طی دوره ۲۰۱۴ - ۱۹۶۲ می‌پردازند، در این مطالعه نتایج نشان می‌دهد، در رکودهای اقتصادی اخیر ایالات متحده آمریکا کاهش اشتغال مردان نسبت به زنان بیشتر دیده می‌شود اما در رکود اقتصادی ناشی از کووید- ۱۹ بیکاری در میان زنان بیشتر بوده است.

1. Wachter
2. Rabosto & Bucheli
3. McKelway
4. Alon *et al.*

کلاینگر و وبر[1] (۲۰۲۰)، رابطه بین تولید و اشتغال را در آلمان طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۷۱ مورد بررسی قرار داده و نتیجه‌گیری می‌کنند در طی رکود بزرگ، بهره‌وری به‌شدت کاهش یافته و منجر به کاهش اشتغال شده، و این در حالی است که متوسط رشد تولید ناخالص داخلی و اشتغال همچنان رو به افزایش است.

خودجا و پلات[2] (۲۰۱۸)، ورود به بازار کار و ورود زنان به کشورهای با مناطق مختلف انگلیس را در سال ۲۰۰۹ مورد بررسی قرار می‌دهند و نتیجه‌گیری می‌کنند میزان مشارکت زنان در بازار کار از نظر منشأ قومی تفاوت زیادی دارد که این اختلافات را می‌توان به تفاوت‌های ترکیبی در سرمایه انسانی، شرایط خانواده و نگرش جنسیتی نسبت داد.

پرز و ویلاریل[3] (۲۰۱۷) در مطالعه خود به بررسی اثر تغییرات ساختاری بر رشد بهره‌وری در صنایع مختلف کشور مکزیک در دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۰ با استفاده از الگوی انتقال سهم پرداختند، نتایج نشان‌می‌دهد سهم اشتغال بخش‌هایی مانند خدمات تجاری، خدمات اطلاعات و ارتباطات و تجهیزات حمل و نقل در اقتصاد این کشور افزایش یافته است. از سوی دیگر تغییرات ساختاری موجب افزایش بهره‌وری کل اقتصاد و اشتغال این کشور شده است.

کونینگز و لیمن[4] (۲۰۰۱) در مطالعه‌ای قواعد مارشال و تقاضای نیروی کار در روسیه، نگاهی به مبانی، با استفاده از اطلاعات مربوط به ۴۸۰۰ بنگاه‌های دولتی، خصوصی و مختلط در چهار منطقه روسیه در سه بخش تولیدات صنعتی و معدنی، ساختمان و تجارت و توزیع، توابع تقاضای نیروی کار را برای سال ۱۹۹۷ برآورد کرده است. نتایج نشان می‌دهد؛ اگر معادله تقاضای نیروی کار برای تمام مناطق و تمام بخش‌ها به‌صورت جمعی تخمین زده شود تقاضای نیروی کار از دیدگاه بین‌المللی بی‌کشش خواهد بود و بنگاه‌های متوسط و بزرگ روسی که کاملاً در مرحله گذار وارد شده‌اند در زمینه روابط متقابل دستمزد و اشتغال هنوز رفتار خاصی از خود بروز ندادند.

توماس[5] (۱۹۹۸) در مقاله عکس‌العمل دستمزدها و تغییرات عرضه کار نسبت به شوک‌های اشتغال در اروپا و آمریکا، درجه انعطاف‌پذیری بازار کار را در انگلستان، فرانسه، آلمان و ایتالیا را در دوره‌های (۹۲-۱۹۷۳) و (۷۱-۱۹۶۵) مقایسه می‌نماید. نتایج نشان می‌دهد که طی دوره مورد مطالعه دستمزد واقعی تأثیر معنی‌داری بر سطح اشتغال نداشته است.

1. Klinger & Weber
2. Khoudja & Platt
3. Perez & Villarreal
4. Konings and Lehmann
5. Thomas

حلاجی و همکاران (۲۰۲۴)، برآورد عرضه و تقاضای نیروی کار در ایران و بررسی شکاف میان این دو تا سال ۱۴۳۰ را بررسی نموده‌اند. در این مطالعه برای پیش‌بینی عرضه، نخست جمعیت به تفکیک سن با روش کوهورت تا سال ۱۴۳۰ برآورد شده و سپس با دو سناریو نرخ مشارکت نیروی کار جمعیت فعال یا عرضه نیروی کار پیش بینی شده است. هم‌چنین سناریوی واقع بینانه که نرخ مشارکت نیروی کار متناسب با روند «متوسط سال‌های تحصیل زنان» پیش‌بینی شده که جمعیت فعال در سال ۱۴۳۰ به ۳۰/۳۵ میلیون نفر می‌رسد از طرف دیگر با استفاده از کشش تولیدی اشتغال و دو سناریو برای رشد اقتصادی ایران تقاضا برای نیروی کار تا سال ۱۴۳۰ پیش‌بینی شده است، با فرض رشد اقتصادی متوسط ۲/۶ درصد در سال و کشش تولیدی ۰/۷ میزان تقاضا برای نیروی کار در سال ۱۴۳۰ حدود ۴۰/۲۶ میلیون نفر پیش بینی شده است. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که تا سال ۱۴۱۰ بیکاری در ایران وجود دارد هرچند که روند آن کاهشی است، در سال ۱۴۱۰ بیکاری به صفر می‌رسد یعنی عرضه و تقاضا با هم برابر می‌شوند از سال ۱۴۱۰ به‌بعد مازاد تقاضای نیروی کار با روند افزایشی شروع می‌شود به‌طوری‌که در سال ۱۴۳۰ مازاد تقاضا برای نیروی کار به حدود ۱۰ میلیون نفر می‌رسد در نهایت در این مقاله برای جذب مازاد نیروی استفاده از نیروی کار خارجی و افزایش نرخ مشارکت اقتصادی زنان پیشنهاد شده است.

پاکاری و همکاران (۲۰۲۳)، در مقاله‌ای به بررسی اثر سیاست صنعتی و تغییرات ساختاری بنگاه‌های اقتصادی بر تولید و اشتغال پرداختند. نتایج مطالعه ایشان نشان داد که در کنار عوامل سنتی مؤثر بر افزایش اشتغال، به‌ترتیب تغییرات ساختاری یک دوره قبل، سرمایه‌گذاری در جذب فناوری دوره قبل و هزینه‌های تحقیق و توسعه در ایران و کشورهای مورد بررسی، اثر مثبت و معنادار بر اشتغال صنعتی دارند و شاخص بهره‌وری نیروی کار اثر منفی بر اشتغال صنعتی می‌گذارد.

امینی و نیک‌بین (۲۰۲۲)، در مطالعه خود، به این موضوع پرداخته‌اند که در سه دهه اخیر هرچند نرخ مشارکت نیروی کار پایین بوده است ولی نرخ مشارکت زنان و نرخ بیکاری زنان افزایش قابل ملاحظه‌ای داشته و از نرخ بیکار مردان بیشتر بوده است. در این مقاله عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار بر حسب جنسیت (زنان و مردان) شناسایی شده و براساس نتایج الگوی پویا به‌روش گشتاورهای تعمیم یافته چند معادله‌ای تولید ناخالص داخلی غیرنفتی اثر مثبت معنادار و دستمزدهای نسبی، هزینه نیروی کار نسبت به سرمایه و سرمایه سرانه اثر منفی و معنادار بر تقاضای نیروی کار بر حسب جنسیت دارند. نتایج این مطالعه حاکی از این است که سرعت تعدیل نیروی کار به‌سمت سطح مطلوب برای نیروی کار زن کندتر از نیروی کار مرد است. همچنین اثر مثبت تولید ناخالص داخلی

غیرنفتی بر تقاضای نیروی کار زنان بیشتر از مردان است. بنابراین در شرایط رکودی، زنان نسبت به مردان فرصت‌های شغلی بیش تری را از دست می‌دهند. یافته دیگر آنکه نیروی کار زن و مرد جانشین هستند بنابراین اجرای سیاست‌های یارانه دستمزد و معافیت حق بیمه کارفرما برای استخدام زنان تأثیر مثبت و معناداری بر اشتغال نیروی کار زن دارد. علاوه بر این نیروی کار و سرمایه جانشین هم هستند و اجرای سیاست‌هایی که به افزایش هزینه نیروی کار نسبت به سرمایه منجر شود به کاهش منتهی شده و پیشرفت فناوری از طریق افزایش سرمایه سرانه اثر منفی قابل توجهی بر اشتغال نیروی کار زن و مرد دارد.

فرتاش (۲۰۲۱)، در بررسی اسناد سیاست توسعه صنعتی در ایران، نشان داد که سیاست توسعه صنعتی از مهم‌ترین برنامه‌ها و مداخلاتی محسوب می‌شود که تقریباً در تمام کشورهای توسعه یافته توسط دولت‌ها دنبال شده است. وی با استفاده از جمع‌آوری پرسش‌نامه چالش‌های اجرایی سیاست صنعتی در ایران را استخراج نمود. یافته‌ها نشان داد که لازم است اسناد سیاست صنعتی با تمرکز بر ارتقا توانمندی فناورانه و تولیدی، هم‌راستایی توسعه صنعتی و سایر سیاست‌های ملی، حمایت مدت‌دار مبتنی بر عملکرد و شایستگی، خلق پویای مزیت‌های نسبی فناورانه، اولویت‌گذاری علمی و اصولی تعداد کمی بخش با پتانسیل توسعه، حمایت از رویکرد صادرات‌محور و تقویت رقابت‌پذیری بین المللی بنگاه‌ها را مورد توجه قرار دهد.

نریمانی و همکاران (۲۰۲۱)، در مطالعه خود به بررسی اتخاذ سیاست صنعتی جهت توسعه صنایع پایین دست پتروشیمی گازی در ایران پرداختند. نتایج مطالعه ایشان نشان داد محوریت تحولات ساختاری توسعه صنعتی در این صنعت، الگوی تأمین خوراک و توانمندی‌های خدمات مهندسی است. در لایه نهادی، موضوعات قانونی، ساختار بازار و هماهنگی‌های سیاست تولیدی و سیاست بازرگانی اهمیت دارد.

برخورداری و فروغی‌فر (۲۰۲۰)، به بررسی آثار شوک‌های پولی در چارچوب مکانیسم انتقال پولی غیر سیستماتیک بر اشتغال استان‌های مختلف کشور را با استفاده از مدل TVP-FAVAR و با استفاده از ضرایب متغیر در زمان برای داده‌های فصلی (۴)۹۴-(۱)۱۳۸۴ مورد بررسی قرار داده‌اند و نتیجه‌گیری می‌کنند تفاوت‌های مشخصی بین پاسخ اشتغال استان‌های مختلف به شوک‌های پولی وجود دارد، هم‌چنین پاسخ مربوط به هر استان در زمان‌های مختلف، متفاوت بوده و شرایط اقتصادی منطقه نقش مهمی در واکنش هر استان به شوک‌های پولی دارد و بیان می‌کنند نتایج این مطالعه شواهدی را برای نامتقارن بودن اثرات سیاست پولی در مناطق مختلف ارائه می‌کند و پیشنهاد می‌کنند

بانک مرکزی در تصمیم‌گیری‌های سیاستی و اقتصادی، تفاوت‌های منطقه‌ای را در نظر داشته باشد.

صیدایی و همکاران (۱۳۹۰)، در مقاله بررسی وضعیت اشتغال و بیکاری در ایران طی سال‌های ۱۳۳۵ تا ۱۳۸۹، به‌دنبال شناخت و ارزیابی وضع موجود بیکاری و اشتغال‌زایی از سال ۱۳۳۵ تا ۱۳۸۹ بوده و هم‌چنین به بررسی میزان اشتغال در بخش‌های سه گانه اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که با وجود کاهش محسوس در نرخ بیکاری برخی استان‌ها، نرخ بیکاری در کشور (۱۴/۶ درصد)، رقم بالایی را نسبت به کشورهای توسعه یافته دارد و دلیل آن هم رشد روز افزون جمعیت و افزایش عرضه نیروی کار و هم‌چنین پایین بودن ظرفیت‌های تولیدی است.

اکبریان و محتشمی (۲۰۰۷)، در مطالعه خود اثر آزادسازی اقتصاد را بر اشتغال بخش صنعت در ایران بررسی می‌کنند که تابع تقاضای نیروی کار در بخش صنعت به‌صورت تابعی از ارزش‌افزوده حقیقی، نرخ دستمزد حقیقی، هزینه استفاده از سرمایه و شاخص‌های جهانی شدن در نظر گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد به‌غیر از نرخ دستمزد حقیقی، سایر متغیرها دارای رابطه مثبت و معنی‌دار با اشتغال در بخش صنعت در دوره مورد مطالعه در ایران هستند.

غلامی (۱۳۸۵)، در مطالعه جهانگردی، ایجاد اشتغال و افزایش سرشار درآمد ملی، نشان می‌دهد که با توجه به درصد بالای بیکاری در بین جوانان و جاذبه جهانگردی که ایران را جزء ۱۰ کشور مهم و نخست جهان قرار داده است می‌توان از این صنعت در ایجاد اشتغال و کسب درآمد و حتی جایگزینی صنعت نفت استفاده نمود.

ازوجی و عسگری (۲۰۰۶)، در مطالعه خود ادعا می‌کنند بازار کار به دلیل تاثیرپذیری از سایر بازارهای اقتصادی و نیز تاثیرگذاری بر آنها، از جمله بازارهای مهم در اقتصاد است و تجربه بسیاری از کشورها بیانگر این واقعیت است که بازار کار در این کشورها از تعادل نسبی برخوردار بوده و در صورت عدم تعادل، با اتخاذ سیاست‌های مناسب بازار کار و یا استراتژی کلان اقتصادی با رویکرد ایجاد اشتغال بیشتر، این عدم تعادل را کاهش داده‌اند. این مطالعه به ارزیابی عوامل موثر بر رشد اشتغال برخی از کشورها در قالب اتحادیه‌های تجاری و منطقه‌ای با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی و آمار و اطلاعات ۴۵ کشور، در بین اتحادیه‌های تجاری مهم جهان پرداخته است، نتایج نشان می‌دهد رشد اقتصادی، درجه باز بودن تجاری، جریان سرمایه بین‌المللی و انعطاف‌پذیری بازار کار، نقش تعیین‌کننده در ایجاد اشتغال اتحادیه‌های تجاری و منطقه‌ای دارد که با توجه به اهمیت اشتغال در برنامه‌های توسعه جمهوری اسلامی ایران، استفاده از تجارب سایر کشورها در حل معضل بیکاری و افزایش اشتغال در فرایند رشد اقتصادی سریعتر و تعامل با اقتصاد منطقه‌ای و جهانی و در نهایت کاهش عدم تعادل‌های

بازار کار ضروری است. بنابراین به‌کارگیری و تنظیم سیاست‌های اصولی کلان اقتصادی و سیاست‌های مناسب بازار کار، زمینه را برای سطح اشتغال بالاتر و تعادل پایدار در بازار کار فراهم خواهد ساخت.

مهاجرانی (۱۳۸۴)، در تحقیق بیکاری: علت‌ها، ابعاد و نوسان‌های آن در ایران، نشان می‌دهد بیکاری یکی از مهم‌ترین مشکلات اجتماعی در بسیاری از کشورهای در حال توسعه است که به‌ویژه در مناطق شهری و در میان جوانان و تحصیل‌کرده افزایش یافته است. عرضه روبه‌رشد و تقاضای ناکافی نیروی کار عامل اصلی بیکاری در این کشورها است.

امینی (۲۰۰۲)، در مقاله‌ای به تحلیل عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار در چهارده بخش اقتصادی پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد، به‌ترتیب سطح تولید، هزینه‌های واقعی استفاده از نیروی کار و سرمایه بیشترین تأثیر را بر اشتغال دارند. متغیر تولید در همه بخش‌های اقتصادی (به‌جز بخش بازرگانی، رستوران و هتلداری) اثر مثبت و معنی‌داری بر اشتغال دارد. هزینه‌های واقعی استفاده از نیروی کار در همه بخش‌های اقتصادی، اثر منفی و معنی‌داری بر اشتغال دارد. هزینه‌های واقعی استفاده از سرمایه در سه بخش، اثر معنی‌داری بر تقاضای نیروی کار نداشته و در سه بخش دیگر، این تأثیر مثبت و معنی‌دار و در هشت بخش باقی‌مانده، این تأثیر منفی و معنی‌دار است. بنابراین کار و سرمایه در سه بخش جانشین هم و در هشت بخش مکمل هستند ولی میزان این جانشینی و مکمل بودن چندان قابل ملاحظه نمی‌باشد. در مجموع سیاست کاهش هزینه‌های واقعی استفاده از سرمایه در مقایسه با سیاست کاهش هزینه‌های واقعی استفاده از نیروی کار، تأثیر مثبت بسیار کمتری بر تقاضای نیروی کار دارد.

تصریح مدل

در این قسمت با توجه به ماهیت تحقیق به استخراج تابع تقاضای نیروی کار با استفاده از روش حداقل کردن تابع هزینه بنگاه پرداخته می‌شود. در این روش که یکی از موضوعات مهم در بحث بنگاه‌های اقتصادی را دنبال می‌کند به مسئله حداقل نمودن مخارج بنگاه در یک سطح مشخصی از تولید و قیمت می‌پردازد و به‌وسیله مشتق‌گیری از تابع هزینه. نسبت به قیمت‌های نهاده‌ها، سیستم معادلات تقاضا به‌دست می‌آید. از حداقل سازی کل مخارج نهاده نسبت به محدودیت تکنولوژی برای ستانده مفروض و قیمت‌های مفروض نهاده‌ها، توابع تقاضا برای نهاده‌ها به‌صورت تابعی از ستانده و قیمت‌های نهاده‌ها به‌دست می‌آید. با استفاده از لم شفارد می‌توان بین تابع هزینه تولیدکننده و توابع تقاضای نهاده‌ها ارتباط برقرار نمود. براساس لم شفارد با مشتق‌گیری از تابع هزینه تولیدکننده نسبت

قیمت‌های نهاده‌ها، توابع تقاضای نهاده‌ها به‌دست می‌آید. برای تشریح این روش فرض می‌شود که نیروی کار و سرمایه دو عامل اصلی تولید هستند.

تابع هزینه بنگاه به‌صورت زیر است:

$$C = C(w, r, y) \quad (۱۶)$$

که در آن w و r و y به‌ترتیب نرخ دستمزد، نرخ بهره یا هزینه اجاره هر واحد سرمایه و سطح تولید است. این تابع با هر یک از متغیرها رابطه مستقیم دارد و نسبت به قیمت‌های کار و سرمایه همگن از درجه یک است. اگر نسبت به w از تابع هزینه مشتق جزئی گرفته شود تابع تقاضای عامل کار به‌دست می‌آید:

$$L^d = \frac{\partial C(w, r, y)}{\partial w} = L^d(w, r, y) \quad (۱۷)$$

تابع تقاضای عامل کار نسبت به قیمت نهاده‌ها همگن از درجه صفر است. پس با استفاده از این ویژگی تابع تقاضای عامل کار را به‌صورت زیر نیز می‌توان نوشت:

$$L^d = L\left(y, \frac{w}{r}\right) \quad (۱۸)$$

پس تقاضای نیروی کار به دو عامل یکی سطح تولید و دیگری قیمت نسبی عامل کار یا $\frac{w}{r}$ بستگی دارد که با تولید رابطه مستقیم داشته و با قیمت نسبی عامل کار نسبت معکوس دارد. توابع تقاضا برای نهاده‌ها به‌صورت تابعی از ستانده و قیمت نهاده‌ها به‌دست می‌آید. با استفاده از لم شفارد با مشتق‌گیری از تابع هزینه تولیدکننده نسبت قیمت‌های نهاده‌ها، توابع تقاضای نهاده‌ها به‌دست می‌آید. برای تشریح این روش فرض می‌شود که نیروی کار و سرمایه دو عامل اصلی تولید هستند.

رابطه تقاضای نیروی کار با متغیرهای مستقل به‌صورت زیر است:

$$\frac{\partial L^d}{\partial y} > 0, \quad \frac{\partial L^d}{\partial\left(w/r\right)} < 0 \quad (۱۹)$$

به‌بیان دیگر با افزایش سطح تولید و ثابت بودن قیمت نسبی نیروی کار، تقاضا برای نیروی کار افزایش خواهد یافت، یعنی برای تولید بیشتر به نیروی کار بیشتری نیاز دارد. از طرف دیگر، با افزایش قیمت نسبی نیروی کار و ثابت بودن سطح تولید، تقاضا برای نیروی کار کاهش می‌یابد یعنی سرمایه جایگزین نیروی کار می‌شود. به‌عبارت دیگر تکنیک تولید سرمایه برتر می‌شود، چون با افزایش سرمایه و کاهش نیروی کار، سرمایه سرانه $\left(\frac{K}{L}\right)$ که مبین سرمایه‌بری است افزایش می‌یابد.

با توجه به مبانی نظری مطرح‌شده، اشتغال در صنایع کشور را می‌توان گفت اشتغال در یک دوره زمانی تابعی از دستمزد، ارزش‌افزوده، نسبت سرمایه به تولید و اشتغال در دوره قبل است. به‌عبارت دیگر فرم کلی آن به‌صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$L_t = f(w_t, v_t, \frac{k_t}{y_t}, L_{t-1}) \quad (۲۰)$$

که در آن L_t اشتغال دوره t؛

W_t دستمزد واقعی نیروی کار در دوره t؛

V_t ارزش‌افزوده در دوره t؛

K_t موجودی سرمایه در دوره t؛

y_t ارزش تولیدات در دوره t؛

L_{t-1} اشتغال با یک وقفه یک‌ساله.

بدین ترتیب فرم کلی تابع تقاضای اشتغال را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

$$L_t = f(w_t, v_t, (\frac{k_t}{y_t}), L_{t-1}) \quad (۲۱)$$

انتظار بر این است که در تخمین مدل یاد شده رابطه بین این متغیر وابسته و متغیرهای مستقل به‌صورت زیر ظاهر شوند:

۱) بین اشتغال (L) و دستمزد (w) ارتباط منفی وجود دارد به‌طوری که افزایش سطح دستمزد منجر به کاهش اشتغال خواهد شد. هرچه هزینه واقعی نیروی کار افزایش یابد بنگاه‌ها ترجیح می‌دهند که نیروی کار کمتر جذب نمایند و یا تغییر در سطح اشتغال کمتر از قبل باشد بنابراین تغییر در سطح دستمزد واقعی کارخانه‌ای منجر به تغییر مثبت و هم جهت هزینه واقعی نیروی کار برای بنگاه‌ها خواهد شد. در این صورت می‌توان گفت ارتباط معکوس بین تغییر سطح دستمزد واقعی کارخانه‌ای برای اشتغال عامل کار وجود دارد.

۲) انتظار بر این است که ارزش‌افزوده (v) موجب افزایش سطح اشتغال در بنگاه‌های صنعتی خواهد شد.

۳) با افزایش نسبت سرمایه به تولید $(\frac{k_t}{y_t})$ تقاضا برای نیروی کار کمتر خواهد شد بنابراین انتظار داریم رابطه این دو متغیر معکوس باشد، زیرا این افزایش به معنی سرمایه‌برتر شدن فرآیند تولید است.

۴) اشتغال با وقفه (L-1) ارتباط مستقیم با رشد اشتغال خواهد داشت. زیرا که در مدل‌های با وقفه در الگوی پویای تقاضای کار ضریب متغیر وابسته (L) با علامت مورد انتظار ظاهر گردد و این

ضریب را از عدد یک کم نماییم ضریب تعدیل در بازار کار به‌دست خواهد آمد. به‌عبارت دیگر اگر ضریب متغیر وابسته با یک وقفه زمانی را λ بنامیم و از عدد یک کسر نماییم عددی که به‌دست می‌آید $1-\lambda=\gamma$ خواهد بود که معنی ضریب تعدیل در بازار کار خواهد بود و این عدد γ به‌صورت درصد نشان داده می‌شود که این، میزان اختلاف بین تقاضای واقعی و مطلوب در هر دوره از بین می‌رود و هرچه این ضریب (تعدیل) به یک نزدیک‌تر باشد انعطاف‌پذیری بازار کار بیشتر خواهد شد و درواقع جریان ورود به بازار کار و خروج از بازار کار به‌دلیل انعطاف‌پذیری بازار کار به‌ویژه از ناحیه قوانین و مقررات ناظر بر بازار کار بیشتر است و برعکس. بدین ترتیب هرچه ضریب تغییر اشتغال با یک وقفه زمانی کمتر باشد بیانگر جریانات بیشتر ورود و خروج فعالان بازار کار (عرضه نیروی کار) است و انعطاف‌پذیری بازار ناشی از عوامل مختلف بیشتر خواهد بود و بنگاه‌ها و کارفرمایان عدم تعادل را ناشی از هزینه‌های تعدیل نیروی کار ترجیح می‌دهند.

بدین ترتیب باتوجه به فرم کلی مدل موردنظر برای تخمین الگوی اشتغال به‌صورت ذیل ارائه می‌گردد[1]:

$$LL_{it}=\alpha_0+\beta_1 Lw_{it}+\beta_2 Lv_{it}+\beta_3(\frac{k}{y})_{it}+\beta_4 LL_{it-1}+\varepsilon_{it} \qquad (۲۲)$$
$$i=1-24, \qquad t=1383-1399$$

به‌طوری که LL_{it}: لگاریتم اشتغال زنان در بخش iام در زمان t

LW_{it}: لگاریتم دستمزد زنان در بخش iام در زمان t

LV_{it}: لگاریتم ارزش‌افزوده در بخش iام در زمان t

$(\frac{k}{y})_{it}$: نسبت موجودی سرمایه به تولید در بخش iام در زمان t

LL_{it-1}: لگاریتم اشتغال زنان در بخش iام در زمان t-1

α: ضریب ثابت

β_iها: ضرایب متغیرهای مستقل،

t: دوره ۱۳۹۹-۱۳۸۳

i: فعالیت‌های ۴۲ گانه کدهای چهار رقمی ISIC کارگاه‌های صنعتی بخش صنعت که دارای ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، ارائه شده در جدول (۱).

1 . McConnell, Brue & Macpherson (2020), McConnell, Brue, Macpherson (2016) and Ehrenberg, Smith (2006),

نتایج تجربی

لازم به ذکر است که با عنایت به موارد مطرح شده در قسمت های قبلی مقاله، هدف پژوهش در این مطالعه، استخراج تابع تقاضای نیروی کار از حداقل‌سازی تابع هزینه بنگاه است که در ادامه به معرفی روش برآورد تحقیق می‌پردازیم. تلفیق آمارهای‌سری‌زمانی[1] با آمارهای‌مقطعی[2] نه‌تنها می‌تواند اطلاعات سودمندی برای تخمین مدل‌های اقتصادسنجی فراهم می‌آورد بلکه بر مبنای نتایج به‌دست آمده می‌توان استنباط‌های سیاستگذاری و برنامه‌ریزی درخور توجهی به عمل آورد.

نتایج تجربی حاصل از برآورد مدل تحقیق یا رابطه ۲۲ را ارائه می‌کنیم. مدل تحت بررسی این مطالعه پس از انجام آزمون‌های مانایی، آزمون قابلیت برآورد به‌صورت پانل (آزمون F لیمر) و آزمون هاسمن (آزمون H) با استفاده از داده‌های تشریح شده در فوق تخمین زده می‌شود.

برای انجام آزمون مانایی از آزمون ایم، پسران و شین[3] (IPS) همراه با متغیر روند زمانی و عرض از مبداء استفاده شده است که نتایج در جدول (۲) ارائه شده است. در این آزمون فرضیه H0 آن است که متغیر مورد نظر ریشه واحد دارد (غیر ساکن است) و فرضیه H1 آن است که متغیر مورد نظر ساکن است و وقفه بهینه بر اساس معیار شواترز تعیین شده‌است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	تفاضل مرتبه اول متغیرها		سطح متغیرها	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
LL	-۶/۲۵	۰/۰۰*	-۱/۸۸	۰/۰۹
LW	-۴/۸۳	۰/۰۰*	-۱/۴۹	۰/۰۸
LV	-۵/۳۲	۰/۰۰*	-۰/۷۱	۰/۵۴
KY	-۵/۴۹	۰/۰۰*	-۱/۴۴	۰/۰۶
LL(-1)	-۵/۱۹	۰/۰۰*	-۰/۳۳	۰/۵۳

منبع: محاسبات تحقیق *: رد فرضیه H_0

با توجه به نتایج جدول (۲) ضرورت دارد که محاسبات وجود روابط بلندمدت همگرایی در بین

1. Time Series Data
2. Cross–Sectional Data
3. Im-Pesaran-Shin Unit Test (IPS)

متغیرهای الگو انجام گیرد که نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است.

لازم به ذکر است که در این قسمت از آزمون همگرایی پدرونی (۲۰۰۱)[1] استفاده شده و قضاوت بر اساس آماره‌های Panel PP-Statistic و Group PP-Statistic صورت گرفته است.

جدول ۳. نتایج آزمون همگرایی پدرونی

آزمون	آماره	احتمال
Panel PP-Statistic	-۲/۹۲	۰/۰۰*
Group PP-Statistic	-۳/۲۹	۰/۰۰*

منبع: محاسبات تحقیق *: رد فرضیه H_0

با توجه به نتایج جدول فوق فرضیه عدم وجود رابطه همگرایی در بین متغیرهای الگو رد می‌شود که این به معنی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو است. در ادامه جهت برآورد الگوی مورد نظر تحقیق در ابتدا باید آزمون F لیمر انجام شود. بر اساس این آزمون ۵۳/۳۴=(۲۷/۳۳۶) F و احتمال برابر (۰/۰۰) آن، نتیجه می‌گیریم که روش پانل دیتا برای محاسبات این تحقیق مناسب است. پس می‌توانیم ادعا کنیم که ناهمگنی در مقاطع وجود دارد و تفاوت‌های فردی قابل لحاظ کردن است و روش داده‌های ترکیبی برای محاسبات این تحقیق مناسب است. در ادامه جهت مشخص نمودن این‌که خطای تخمین ناشی از تغییر در مقاطع است و یا این‌که در طی زمان رخ داده است که این موضوع سبب می‌شود با دو اثر ثابت و اثر تصادفی روبه‌رو باشیم که برای مشخص شدن این مسئله از آزمون هاسمن استفاده می‌کنیم. با توجه به آماره کای مربع و احتمال آن، مدل اثرات ثابت کارا تر است (آماره کای مربع برابر ۳۶/۱۵ و با احتمال ۰/۰۰).

در ادامه چون مدل اثرات ثابت پذیرفته شده است باید آزمون ناهمسان واریانس برای آن انجام شود که نتایج نشان می‌دهد که فرضیه همسانی واریانس در بین مقاطع رد می‌شود و فرضیه مقابل یعنی ناهمسان واریانس پذیرفته می‌شود.

$$\chi^2_{(26)} = 36.15 \quad , \text{Prob} \succ \chi^2 = (0.00)$$

1. Pedroni Panel Cointegration Test (2001)

حال نتایج تخمین در جدول (۴) ارائه می‌شود:

جدول ۴. نتایج تخمین الگو

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t
LW	-۰/۰۳	-۲/۳۸
LV	۰/۱۳	۳/۱۵
KY	۰/۱۴	۲/۴۵
LL(-1)	۰/۴۱	۶/۳۱
عرض از مبدا	۲/۴۴	۲/۱۸
دوره زمانی	۹۹-۱۳۸۳	
تعداد مقاطع	۲۴	
احتمال آماره F	۰/۰۰	
$\bar{R}^2$	۰/۸۷	

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به این‌که مدل اثرات ثابت به‌عنوان مدل برتر انتخاب شده است جدول (۳)، نتایج نشان می‌دهد کلیه متغیرها در سطح ۹۵ درصد با معنی هستند و دارای علامت مورد انتظار نیز است. کشش تقاضای نیروی کار زنان در صنایع دارای ۱۰ نفر کارکن و بیشتر نسبت به دستمزد برابر ۰/۰۳- است، بدین معنی که با فرض ثبات سایر شرایط با افزایش یک درصد در دستمزد تقاضای برای کارگر حدود ۰/۰۳ کاهش خواهد یافت. کشش تقاضای نیروی کار زنان نسبت به ارزش‌افزوده برابر با ۰/۱۳ است. قدرت جانشینی نیروی کار به‌جای سرمایه نیز برابر ۰/۱۴ است یعنی این‌که با افزایش موجودی سرمایه به تولید از تقاضا برای نیروی کار کاهش می‌یابد که سرمایه مکمل آن می‌شود که می‌نواند علامتی از حرکت صنایع سمت سرمایه‌برتر شدن باشد که با توجه به شواهد موجود در اقتصاد ایران و ایران جهان چنین ادعای می‌تواند درست باشد. هم‌چنین اشتغال در هر دوره وابستگی در حدود ۰/۴۱ به اشتغال دوره قبل دارد که این مسئله با توجه به ساختار صنایع ایران قابل قبول است و در نهایت این‌که تفاوت تقاضای نیروی کار در بخش صنعت ایران ناشی از تفاوت در بین بخش‌های صنعتی است.

جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

بازار کار و وضعیت اشتغال در هر کشوری یکی از مهم‌ترین شاخص‌های اقتصادی و نمایانگر وضعیت توسعه اجتماعی و اقتصادی در آن کشور است. به‌طور کلی اشتغال متغیر جریانی است که تحولات آن تحت‌تأثیر عملکرد سایر شاخص‌ها و بخش‌های اقتصادی بوده و میزان موفقیت سیاست‌ها و برنامه‌های توسعه محور را نشان می‌دهد. بازار کار در ایران طی دهه‌های اخیر تحولات زیادی را تجربه کرده است و افزایش و ایجاد اشتغال، افزایش سطح دستمزد نیروی کار، ارتقا میزان مهارت و آموزش نیروی کار، بهبود کیفیت و بهره‌وریِ نیروی کار و افزایش حمایت‌های قانونی و تأمین اجتماعی همواره یکی از دغدغه‌های مهم برنامه‌ریزان و مسئولان اقتصادی و اقشار مختلف جامعه بوده است، از این‌رو، پرداختن به موضوع اشتغال و عوامل مؤثر بر آن، در کشور و ارزیابی روند تحولات آن ضرورتی اجتناب‌ناپذیر است.

این تحقیق به تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر تقاضای اشتغال زنان در فعالیت‌های ۲۴گانه صنعت به تفکیک کدهای دو رقمی استاندارد بین‌المللی تمامی فعالیت‌های صنعتی ویرایش چهارم (ISIC) و اشتغال ۱۰ نفر به بالا در طی دوره ۹۹-۱۳۸۳ به استخراج تابع تقاضای نیروی کار از طریق حداقل کردن تابع هزینه بنگاه طبق قضیه لم شفارد پرداخته و مدل مورد استفاده در این تحقیق مدل اثرات ثابت با استفاده از داده‌های پنل دیتا پرداخته است. در این مقاله به‌منظور جلوگیری از بروز رگرسیون‌های کاذب آزمون‌های ریشه واحد پنل انجام شده است و سایر آزمون‌های ضروری جهت تخمین الگوی تقاضای اشتغال زنان در روش پنل دیتا انجام گردیده است و مدل اثرات ثابت به‌عنوان مدل برتر انتخاب شده و تحلیل‌ها نیز بر اساس این مدل انجام شده است که خلاصه نتایج به‌دست آمده از این تحقیق به شرح زیر است:

نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای دستمزد، اشتغال دوره قبل، ارزش افزوده و نسبت موجودی سرمایه به نیروی کار متغیرهای مؤثر بر تقاضای اشتغال زنان در بخش صنعت هستند. کشش تقاضای نیروی کار زنان در صنایع دارای ۱۰ نفر کارکن و بیشتر نسبت به دستمزد زنان برابر ۰/۰۳- است، کشش تقاضای نیروی کار زنان نسبت به ارزش افزوده برابر با ۰/۱۴ است و اشتغال زنان در هر دوره وابستگی در حدود ۰/۴۱ به اشتغال دوره قبل دارد.

اشتغال زنان در صنایع دارای ۱۰ نفر کارکن و بیشتر از ۱۱۰۲۵۲ نفر در ۱۳۸۳ به ۲۲۵۱۵۰ نفر در ۱۳۹۹ افزایش یافته است.

سهم اشتغال زنان از اشتغال کل صنعت از حدود ۸/۵ درصد در سال ۱۳۸۳ به بیش از ۱۱/۹

درصد در سال ۱۳۹۹ افزایش یافته است.

اشتغال کل صنایع دارای ۱۰ نفر کارکن و بیشتر از ۱۳۰۱۷۲۳ نفر در سال ۱۳۸۳ به ۱۸۸۴۴۷۳ نفر در سال ۱۳۹۹ افزایش یافته که نرخ رشد متوسط سالیانه آن نیز برابر ۲/۶ درصد بوده است و نرخ رشد اشتغال زنان در همین دوره به‌طور متوسط سالیانه ۴/۵ درصد افزایش یافته است.

در ادامه به ارائه توصیه‌های سیاستی مستخرج از این مطالعه و سایر مطالعات مرتبط می‌پرداریم:

مهم‌ترین عامل در توسعه اشتغال صنعتی، افزایش ارزش‌افزوده این بخش است که تحقق آن مستلزم هماهنگی سیاست‌های پولی، مالی، ارزی و تجاری، صنعتی و تعامل گسترده با اقتصاد جهانی و جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است که توصیه می‌گردد.

پرهیز دولت از دخالت‌های دستوری در قیمت‌ها، حذف اختلالات قیمتی در بازارهای ارز و پول، کاهش تدریجی تعرفه‌های گمرکی در راستای کاهش قاچاق کالاهای وارداتی و توسعه فضای رقابتی از جمله اقدامات دیگر برای فراهم کردن گسترش ارزش افزوده بخش صنعت است.

بهبود عوامل محیطی کسب و کار مانند قوانین کار، تأمین اجتماعی و مالیات، آسان سازی ورود و خروج بنگاه‌ها به بازار و رسیدگی عادلانه و سریع به اختلافات کارگری و کارفرمایی، پیش شرط دیگر افزایش تولید و اشتغال در بنگاه‌ها است.

مواجهه کلینیکی بنگاه‌های صنعتی مشکل‌دار از طریق ایجاد، توسعه و تقویت نهادهای تسهیل‌گر و توانمندساز در عرصه کسب و کار برای عارضه‌یابی بنگاه‌ها، ارائه مشاوره‌های هدفمند به فعالان اقتصادی و پایدارسازی بنگاه‌ها، تکمیل و تقویت زنجیره ارزش فعالیت‌های اقتصادی در بخش غیردولتی اقدام مؤثر دیگر در گسترش بخش صنعت کشور است.

ایجاد زیر ساخت نظام آمار و اطلاعات یکپارچه برای برنامه‌ریزی توسعه اشتغال در بخش صنعت ضروری است به‌گونه‌ای که در حال حاضر، فقط اطلاعات کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود، در حالی که بخش اعظم اشتغال در صنایع کوچک و خرد با کارکنان کمتر از ۱۰ نفر است.

یکی از تفاوت‌های اساسی ساختار بازار کار به تفکیک جنسیت، اختلاف قابل ملاحظه نرخ مشارکت زنان و مردان است. چنانچه بر اساس نتایج طرح آمارگیری نیروی کار در بهار ۱۴۰۳، نرخ مشارکت مردان ۶۸/۳ و نرخ مشارکت زنان ۱۴/۱ درصد است و به‌معنای آن است که شرایط حاکم بر اقتصاد به‌گونه‌ای است که نه‌تنها چشم‌انداز روشن در خصوص یافتن شغل وجود ندارد، بلکه فراهم نبودن فرصت‌های برابر میان زنان و مردان باعث شده زنان تمایل کمتری به عرضه نیروی کار خود

داشته باشند. مواردی نظیر شکاف دستمزد زن و مرد، تبعیض جنسیتی در جذب نیروی کار، وجود سقف‌های شیشه‌ای در روند رشد و ارتقاء نیروی انسانی در بنگاه‌ها و سازمان‌ها، وضعیت تأهل و تعداد فرزندان، ویژگی‌های فرهنگی و نگاه سنتی به نقش زن، باعث شده زنان انگیزه کافی برای ورود به بازار کار را نداشته باشند. از سوی دیگر، می‌توان گفت نرخ مشارکت سمت عرضه نیروی کار را نمایندگی می‌کند، نرخ بیکاری به‌نوعی تصویری از سمت تقاضای کار ارائه می‌نماید که در این زمینه نیز شکاف بین زنان و مردان قابل توجه است چنانچه در بهار ۱۴۰۳ نرخ بیکاری مردان ۶/۸ و نرخ بیکاری زنان ۱۴/۸ درصد گزارش شده است، یعنی در بازار کار زنانی وجود دارند که حاضرند نیروی کار خود را عرضه کرده ولی در مقابل، تقاضایی برای نیروی کار عرضه شده آنها وجود نداشته است. این مسئله به‌روشنی نشان می‌دهد نه‌تنها فرصت‌های شغلی نیز به‌طور برابر توزیع نمی‌شوند، بلکه بنگاه‌ها در جذب نیروی کار و نیروی متخصص مردان را ترجیح بدهند. چنانچه در تفکیک رشته فعالیتی نیز ۳۵ درصد از مردان شاغل در بخش صنعت که به‌طور معمول تخصصی‌تر است شاغل‌اند و ۵۰ درصد از مردان شاغل در بخش خدمات که کمتر تخصصی است اشتغال دارند که این نسبت برای زنان متفاوت است یعنی ۲۵ درصد از زنان، شاغل در بخش صنعت و ۶۰ درصد در بخش خدمات اشتغال دارند.

در مقام ارزیابی سیاست‌گذاری‌های اشتغال، از مقایسه این شرایط می‌توان نتیجه گرفت وجود تبعیض‌های جنسیتی فرهنگی و اجتماعی باعث شده زنان سهم کمتری از موقعیت شغلی و جذب موقعیت‌ها داشته باشند و سیاست‌گذاری‌های اشتغال نتوانسته است در جهت رفع و بهبود تبعیض‌های فرهنگی و اجتماعی موثر باشد. به‌منظور اصلاح سیاست‌گذاری رفع شکاف‌های دستمزدی زن و مرد می‌توان در انگیزه عرضه نیروی کار و بهبود مشارکت پایین زنان موثر باشد. اگرچه در ظاهر در پایه حقوق تبعیضی بین زن و مرد وجود ندارد، اما الحاقات حقوق که اغلب مشمول مردان است می‌تواند به تفاوت دستمزد منجر شود. همچنین در سمت تقاضای کار وقتی درکنار سیاست‌های حمایتی زنان برای بهبود شرایط شغلی و سازگاری با برخی مسائل نظیر بارداری، فرزندآوری و نگهداری از فرزند، سازوکار جبرانی مناسب برای بنگاه در نظر گرفته نشود، باعث می‌شود بنگاه جذب نیروی انسانی مرد را ترجیح دهد. بنابراین در جهت موثر شدن این‌گونه سیاست‌های حمایتی ضرورت دارد در کنار سیاست حمایتی برای ایفای نقش زن و مادر، سیاست جبرانی برای بنگاه کارفرما نیز افزوده شود، تا سیاست‌های حمایتی ضد انگیزه برای جذب زنان نشود. همچنین سیاست‌گذاری در جهت افزایش مهارت و تخصص زنان به افزایش جذب زنان در مشاغل تخصصی نیز کمک خواهد کرد. در نهایت سیاست‌گذاری‌های اصلاح فرهنگی در خصوصی باورها و نگاه تبعیض‌آمیز نسبت به زنان که اگرچه تدریجی و زمان‌بر خواهد بود اما ضروری است.

اظهاریه قدردانی

با توجه به آن‌که مقاله حاضر بر گرفته از طرح تحقیقاتی است که در موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی انجام شده، نویسنده مقاله از مساعدت موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی و همکاران طرح تحقیقاتی "طراحی الگوی کلان‌سنجی بخش‌های صنعت، معدن و تجارت ایران" و داوران و ویراستار محترم فصلنامه علمی پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه تشکر و قدردانی می‌کند.

منابع

الف) انگلیسی

Akbarian, R. and Mohtashami, A. (2007). The Effect of Economic Liberalization on Employment in Industrial Sector in Iran, Iranian Journal of Economic Research, Vol. 8, Issue 29, pp. 171-196(in Persian)

Alon, T., Doepke, M., Olmstead-Rumsey, J., & Tertilt, M. (2020). This time it's different: the role of women's employment in a pandemic recession . National Bureau of Economic Research, (No. w27660). https://doi.org/10.3386/w27660

Altonji, J. G., and Zhong, L. (2021). The Labor Market Returns to Advanced Degrees. *Journal of Labor Economics*, Volume 39(2). https://doi.org/10.1086/710959

Amini, A. (2002). Analyzing Effective Factors on Economic Sectors' Labor Demand and Employment Projections in the 3rd Development Plan. *Journal of Planning and Budgeting*, Vol. 7, Issue 2, pp. 53-86. (in Persian)

Amini, A. and Nikbin, B. (2022). Estimation and Analysis of Gender-Specific Labor Demand Functions in Iran. *Journal of Planning and Budgeting* Vol. 26, Issue 4, pp. 35-64, 10.52547/jpbud.26.4.65 (in Persian) https://doi.org/10.52547/jpbud.26.4.35

Barkhordari, S. and Froughi far, M. (2020). The Dynamic Regional Effects of Monetary Policy on Employment in Iran (TVP-FAVAR Approach). *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, Vol. 6, Issue 4, pp. 109-136. (in Persian)

Clark, K. & Freeman, R. (1980). How Elastic is the Demand for Labor?. *Review of Economics and Statistics*, 62:509-520. https://doi.org/10.2307/1924775

Ehrenberg, R. G. & Smith, R. S. (2006). Modern Labor Economics Theory and Public Policy. Ninth Edition. Prentice Hall, New York.

Ezoji, A. and Asgari, M. (2006). Analysis on Factors Affecting Employment Growth within Trade and Reginal unions and Drawing Policy Recommendation on Labor Market "A Case Study of Iran". *Quarterly Journal of The Economic Research*, Vol. 5, No. 4. pp. 21-50.(in Persian)

Fartash, K. (2021). Special Issue on Historical Analysis of Technology Development and Innovation Experiences in I.R.Iran. *Journal of Improvement Management*, Vol. 15, Issue 3, pp. 1-10, https://www.doi.org/10.22034/jmi.2021.305149.2655(in Persian)

Hallaji, A; Ghavidel Doostkouei, S; Soufi Majidpour, M. and Heydari, A. A. (2024).

Estimating the supply of and demand for labor force until 2050 in Iran. The Economic Research (Sustainable Growth and Development), Vol. 24, No. 1, pp. 253-282, http://dx.doi.org/10.22034/24.1.255(in Persian)
Hamermesh, D. S. (1993). Labor Demand. Princeton University Press. https://doi.org/10.1515/9780691222998
Khoudja, Y., & Platt, L. (2018). Labour market entries and exits of women from different origin countries in the UK. *Social science research*, 69, 1-18. https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2017.10.003 PMid:29169530
Klinger, S., & Weber, E. (2020). GDP-employment decoupling in Germany. *Structural Change and Economic Dynamics*, 52, 82-98. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2019.10.003
Konings, J. & Lehmann, H. (2001). Marshall and Labor Demand in Russia: Going Back to Basics. *William Davidson working paper*, Number 392. https://doi.org/10.2139/ssrn.286601
McConnell, C. R.; Brue, S. L. & Macpherson, D. A. (2016). Labor Economics. Eleventh Edition. Published by McGraw-Hill Education. New York
McConnell, C. R.; Brue, S. L. & Macpherson, D. A. (2020). Labor Economics. Twelfth Edition. Published by McGraw-Hill Education. New York
McKelway, M. (2020). Essays on the Empowerment and Employment of Women in India, Doctoral dissertation, Massachusetts Institute of Technology.
Narimani, M; Saeedi, M. and Shojamoradi, A. (2021). Designing an Industrial Policy Model Base on Ha-Joon Chang Ideas for the Development of Downstream Gas Petrochemical Industries in Iran. *Journal of Improvement Management* Vol. 14, Issue 4, pp. 55-82, https://doi.org/10.22034/jmi.2021.120058(in Persian)
Padilla-Pérez, P., & Villarreal, F. (2017). Structural Change and Productivity Growth in Mexico, 1990-2014. *Structural Change and Economic Dynamics*, 41, 53-63 https://doi.org/10.1016/j.strueco.2017.02.002
Pakari, A; Mirzayi, H. and Nesabian, S. (2023). The Effect of Industrial Policy and Structural Changes of Economic Enterprises on Production and Employment. *Journal of Trade Studies*, Vol. 27, Issue 106, pp. 67-104, https://doi.org/10.22034/ijts.2023.1972743.3740(in Persian)
Rabosto, M. Q. & Bucheli, M. (2021). Motherhood Penalties: the Effect of Childbirth on Women's Employment Dynamics in a Developing Country. Department of Economics, Documentos de Trabajo, working papers, 0121.
Razavi, M. Moshrefi, R. (2004). Dynamic Analysis of Labor Employment Behavior in Iran. *Iranian Journal of Economic* Research Vol. 6, No. 18, pp. 1-37. (in Persian)
Thomas, H. T. (1998). The Response of Wages and Labor Supply Movement to Employment Shoke Across Europe and UK. IMF Working Paper, wp/94/158. https://doi.org/10.5089/9781451857535.001
Wachter, M. L. (2012). Neoclassical Labor Economics: Its Implications for Labor and Employment Law. All Faculty Scholarship. 546. https://doi.org/10.4337/9781781006115.00007

ب) فارسی

صیدایی، سیداسکندر؛ بهاری، عیسی و زارعی، امیر (۱۳۹۰). بررسی وضعیت اشتغال و بیکاری در ایران طی سال‌های ۱۳۸۹ - ۱۳۳۵. *فصلنامه راهبرد یأس*، شماره ۲۵، صفحه ۲۴۶-۲۱۶.

غلامی، غلامحسین (۱۳۸۵). جهانگردی، ایجاد اشتغال و افزایش سر شار درآمد ملی. *ماهنامه جمعیت*، شماره ۵۷ و ۵۸، صفحه ۶۰-۵۱.

مهاجرانی، علی‌اصغر (۱۳۸۴). بیکاری: علت‌ها، ابعاد و نوسان‌های آن در ایران. *فصلنامه اطلاعات سیاسی و اقتصادی*، شماره ۲۱۹ و ۲۲۰، صفحه ۱۱۹-۱۱۴.

مرکز آمار ایران، نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، سال‌های مختلف، https://www.amar.org.ir

نحوه ارجاع به مقاله:

عسگری، منصور (۱۴۰۳). عوامل موثر بر اشتغال زنـان در کارگـاه‌هـای صـنعتی کشـور. *برنامـه‌ریـزی و بودجـه*، ۲۹(۲)، ۷۲-۴۱.

Asgari, M. (2024). Determining Factors in Women's Employment Demand in Iran's Manufacturing Sector. *Planning and Budgeting*, 29(2). 41-72.
DOI: https://doi.org/10.52547/jpbud.29.2.41

Copyrights:
Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://Creativecommons.org/licenses/by/4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

برآورد تمایل به پرداخت برای بهبود خدمات حمل‌ونقل همگانی

ریحانه‌سادات شاهنگیان | r.shahangian@imps.ac.ir
استادیار، گروه اقتصاد و سیستم‌ها، مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

ندا قاسمی
کارشناسی ارشد مهندسی صنایع، گروه اقتصاد و سیستم‌ها، مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران.

مقاله پژوهشی

دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۱۹ | پذیرش: ۱۴۰۳/۰۶/۰۵

چکیده: این پژوهش به بررسی تمایل به پرداخت برای بهبود خدمات حمل‌ونقل همگانی به‌عنوان یکی از سیاست‌های مدیریت تقاضای حمل‌ونقل می‌پردازد. بهبود خدمات پیشنهادی شامل کاهش ازدحام داخل وسایل و زمان دسترسی مترو و اتوبوس و کاهش زمان سفر و افزایش قابلیت اطمینان اتوبوس است. اطلاعات مورد استفاده از نوع رجحان بیان شده است و افراد وسیله نقلیه انتخابی خود را در مواجهه با فرانامه‌های (سناریوهای) فرضی اعلام کرده‌اند. برای شناسایی عوامل مؤثر بر انتخاب وسیله، و تعیین تمایل به پرداخت، از مدل لوجیت آشیانه‌ای استفاده شده است. همان‌گونه که انتظار می‌رود نتایج مطالعه نشان می‌دهد که بهبود وضعیت ازدحام در مترو و اتوبوس مطلوبیت این گزینه‌ها را افزایش می‌دهد. همچنین افزایش قابلیت اطمینان اتوبوس بر احتمال انتخاب این گزینه اثر مثبت دارد. کاهش زمان دسترسی در حالی در افزایش مطلوبیت مترو اثر مثبت دارد که بر مطلوبیت اتوبوس بی‌تأثیر است. از سوی‌دیگر کاهش زمان سفر مطابق انتظار بر مطلوبیت اتوبوس می‌افزاید. بررسی تمایل به پرداخت نشان می‌دهد که تمایل به پرداخت برای بهبود وضعیت ازدحام در مترو حدود ۱/۴ برابر اتوبوس و در هر دو بیش از رقم موجود بلیت آنهاست. همچنین تمایل به پرداخت برای افزایش قابلیت اطمینان اتوبوس در حدود قیمت بلیت آن است.

کلیدواژه‌ها: مدیریت تقاضای حمل‌ونقل، حمل‌ونقل همگانی، انتخاب وسیله، انتخاب گسسته، تمایل به پرداخت.

طبقه‌بندی JEL: R41, L91,O18, R48.

فصلنامه علمی پژوهش‌های مدیریت و برنامه‌ریزی شهری
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | doi 10.52547/jpbud.29.2.75
سال بیست و نهم | شماره ۲ | تابستان ۱۴۰۳ | ص ص ۹۳-۷۳

مقدمه

حمل‌ونقل به‌عنوان یکی از بنیادی‌ترین نیازهای افراد در شهرها شناخته می‌شود. از سویی با افزایش نیاز به جابه‌جایی، راه‌بندان و ازدحام در معابر از مهمترین معضل‌های این حوزه است. با توجه به هزینه بالای سرمایه‌گذاری برای توسعه زیرساخت‌های حمل‌ونقلی و نیز این واقعیت که هر اندازه ظرفیت راه‌ها و بزرگراه‌ها افزایش یابد، تقاضای سفر نیز متناسب با آن افزایش خواهد داشت و مشکل راه‌بندان و ازدحام در سطح دیگری از عرضه نمایان خواهد شد، برنامه‌ریزان با تمرکز بر سیاست‌های مدیریت تقاضای حمل‌ونقل[1] تلاش می‌کنند با راه‌حل‌های کم‌هزینه‌تر از شدت معضل‌های ترافیکی و تبعات آن نظیر آلودگی‌های محیط زیستی بکاهند.

سیاست‌های مدیریت تقاضا عمدتاً شامل دو دسته سیاست‌های بازدارنده استفاده از خودروی شخصی و مشوق استفاده از حمل‌ونقل همگانی هستند. مطالعات نشان داده‌اند که با اجرای بسته‌های ترکیبی از سیاست‌های هر دو دسته، نتایج بهتری در کاهش استفاده از خودروی شخصی حاصل می‌شود (به‌عنوان‌نمونه Meyer, 1999; Bianco, 2000; Zahabi *et al*., 2012; Piatkowski *et al*., 2019). روش‌های بازدارنده استفاده از خودروی شخصی اغلب مبتنی بر افزایش هزینه‌های این وسیله از طریق افزایش قیمت سوخت، قیمت‌گذاری محدوده‌های مختلف شهر، قیمت‌گذاری پارکینگ و أخذ انواع عوارض است. از طرف‌دیگر، استفاده از حمل‌ونقل همگانی در اثر مسائلی مانند زمان زیاد دسترسی به ایستگاه، زمان زیاد سفر، ازدحام و شلوغی، نبود قابلیت اطمینان و ... جذابیت چندانی برای شهروندان ندارد. مطالعات نشان می‌دهند که بهبود این خصوصیات می‌تواند با افزایش مطلوبیت این وسایل، احتمال انتخاب آنها توسط مردم را افزایش دهد (Batarce *et al*., 2016). به‌این‌ترتیب، برنامه‌ریزان حمل‌ونقل از روش‌های افزایش کیفیت خدمات حمل‌ونقل به‌عنوان سیاست‌های تشویقی در راستای افزایش سهم حمل‌ونقل همگانی در سفرها استفاده می‌کنند.

در عمل ارتقاء کیفیت خدمات حمل‌ونقل همگانی نیازمند سرمایه‌گذاری و صرف هزینه‌ای است که باید از طریق درآمد حاصل از استفاده از آنها صرفه اقتصادی این سرمایه‌گذاری تضمین شود. یکی از شیوه‌های تخمین عواید حاصل از ارائه خدمتی جدید یا ارتقاء کیفیت خدمات موجود، استفاده از مفهوم تمایل به پرداخت[2] است. به این ترتیب که با در نظر گرفتن شرایط فرضی پیشنهادی و ارائه آنها در قالب فرانامه‌هایی به افراد، ضمن به‌دست آوردن توابع مطلوبیت استفاده از هر گزینه، می‌توان به

1. Transportation Demand Management (TDM)
2. Willingness to Pay (WTP)

تخمینی از هزینه‌ای که افراد حاضراند برای دستیابی به خدمت پیشنهادی پرداخت کنند، دست یافت. این مطالعه با تمرکز بر بهبود حمل‌ونقل همگانی شامل مترو و اتوبوس از نظر زمان دسترسی، ازدحام، زمان سفر و قابلیت اطمینان، با استفاده از مدل لوجیت آشیانه‌ای[1]، از مجموعه مدل‌های انتخاب گسسته، تمایل به پرداخت افراد برای هر یک از این خصوصیات را به‌دست آورده است. همچنین مدل نهایی شمایی کلی از تصویر فرایند انتخاب افراد بین گزینه‌های مختلف را به نمایش گذاشته است.

درمقاله حاضر پس از معرفی و بیان مسئله، در ادامه به مروری بر پژوهش‌های پیشین در حوزه تمایل به پرداخت، بر اساس سیاست‌های مدیریت تقاضا، پرداخته شده است. سپس مبانی نظری مطالعه ارائه شده و در ادامه ضمن معرفی فرایند گردآوری اطلاعات در خصوص نمونه مورد استفاده توضیحاتی آمده است. سپس نتایج مدل انتخاب وسیله ساخته‌شده گزارش شده، مقادیر تمایل به پرداخت محاسبه‌شده ارائه شده و درنهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادها برای ادامه مطالعه آمده است.

پژوهش‌های پیشین

مدیریت تقاضای حمل‌ونقل عنوانی کلی است که به مجموعه‌ای از راهبردها که بهره‌وری سیستم حمل‌ونقل را افزایش می‌دهند اطلاق می‌شود. مدیریت تقاضا به جابه‌جایی به‌عنوان ابزاری برای رسیدن به مقصد توجه می‌کند و نه به‌عنوان هدف. به‌این‌ترتیب، در شرایط وجود ازدحام و راه‌بندان، به روش‌های کاراتر نظیر حمل‌ونقل همگانی، پیاده‌روی و دوچرخه‌سواری، همپیمایی و حتی دورکاری اولویت می‌دهد. تعداد سیاست‌های مدیریت تقاضا زیاد و آثار آنها متنوع است. بعضی از این سیاست‌ها گزینه‌های موجود برای مسافران را بهبود می‌بخشند، بعضی مشوق‌هایی برای تغییر در برنامه سفر افراد، مسیر حرکتشان، وسیله سفرشان و یا مقصدشان ارائه می‌دهند. بعضی با روش‌های جایگزین نیاز به حضور فیزیکی افراد را کاهش می‌دهند. گرچه هر یک از این سیاست‌ها به‌تنهایی تأثیر اندکی بر کل سفرها دارد، آثار تجمعی آنها می‌تواند معنادار باشد (Victoria Transport Policy Institute, 2024).

با توجه به هدف مدیریت تقاضای حمل‌ونقل، پژوهش‌های زیادی در این حوزه انجام شده‌اند. این مطالعات عمدتاً با استفاده از مدل‌های انتخاب گسسته و اغلب بر اساس مجموعه داده‌های رجحان بیان‌شده[2] در پاسخ به فرانامه‌هایی که شرایط فرضی اجرای سیاست‌ها را تصویر می‌کند، عوامل مؤثر بر انتخاب افراد را شناسایی می‌کنند. بیشتر این مطالعات با هدف شناسایی فرایند انتخاب افراد، عوامل مؤثر بر این انتخاب‌ها و نیز تخمین اثرهای اجرای سیاست‌های مدیریت حمل‌ونقل انجام می‌شوند

1. Nested Logit Model
2. Stated Preference (SP)

(به‌عنوان نمونه Abbasi *et al*., 2022). گروهی از مطالعات سیاست‌های بازدارنده استفاده از خودروی شخصی را بررسی می‌کنند و گروهی دیگر آثار اجرای سیاست‌های مشوق استفاده از حمل‌ونقل همگانی یا فعال را مد نظر قرار می‌دهند (به‌عنوان نمونه Han & Burris, 2018; Halvorsen *et al*., 2016; Kroes *et al*., 2014; Li & Hensher, 2011; Tirachini *et al*., 2017). تعدادی از پژوهش‌ها بسته‌های سیاستی ترکیبی از هر دو دسته سیاست را مطالعه می‌کنند (به‌عنوان نمونه Wicki *et al*., 2020). تعدادی زیادی از این پژوهش‌ها به‌صورت مطالعات موردی در کشورهای مختلف دنیا انجام و نتایج آنها گزارش شده است. در ایران نیز پژوهش‌های متنوعی در حوزه مدیریت تقاضای حمل‌ونقل انجام شده است (به‌عنوان نمونه Shahangian *et al*., 2012; Baghestani *et al*., 2023).

در حوزه اقتصاد رفتاری، حداکثر قیمتی که مشتری حاضر است برای خرید یک واحد از تولید یا خدمت هزینه کند با مفهوم تمایل به پرداخت شناخته می‌شود (Varian, 1992) و از این مفهوم در حوزه‌های مختلف مطالعات، شامل پژوهش‌های حوزه حمل‌ونقل استفاده شده است. ابولی و مازولا در مطالعه‌ای با استفاده از روش رجحان بیان‌شده به همراه مدل‌های لوجیت چندگانه[1] و لوجیت ترکیبی[2]، تمایل به پرداخت کاربران جهت بهبود کیفیت خدمات اتوبوس را محاسبه کردند. داده‌های مطالعه از طریق پرسشگری در منطقه‌ی کوزانزا[3] در جنوب ایتالیا جمع‌آوری شد. پاسخ‌دهندگان بین گزینه‌ای که نماینده سرویس فعلی و دو گزینه دیگر به نمایندگی از خدمات اتوبوس فرضی بود، گزینه‌ای را انتخاب کردند. نتایج مطالعه نشان داد که کاربران به پرداخت هزینه برای بهبود برخی جنبه‌های کیفیت خدمات مانند راحتی و ایمنی در طول سفر تمایل داشتند (Eboli & Mazzulla, 2008).

ورکو (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای، تقاضا برای بهبود خدمات حمل‌ونقل همگانی در امارات متحده عربی را بررسی کرد. نتایج حاصل از مدل‌های پروبیت و لوجیت نشان می‌دهد که ساکنان مایل به پرداخت هزینه برای بهبود کیفیت خدمات اتوبوس هستند (Worku, 2013). لی و چیا (۲۰۱۴) تمایل کاربران به پرداخت هزینه برای بهبود کیفیت خدمات مونوریل در پنانگ[4] مالزی را بررسی کردند. برای تحلیل داده‌های پژوهش از مدل رگرسیون[5] استفاده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که برای کاهش ترافیک و جلوگیری از مشکلات زیست‌محیطی، لازم است که مردم از خطرهای افزایش بیش‌ازحد کربن‌دی‌اکسید در هوا آگاه شوند. همچنین باید مزایای استفاده از مونوریل مانند هزینه کمتر و زمان سفر سریع‌تر به افرادی که تجربه

1. Mixed Logit
2. Multinominal Logit
3. Cosenza
4. Penang
5. Regression Model

استفاده از آن را ندارند از طریق رسانه‌های جمعی مانند روزنامه، مجله، شبکه‌های رادیویی و برنامه‌های تلویزیونی اطلاع‌رسانی شود. به‌علاوه، برای کاهش استفاده از وسیله نقلیه شخصی، دولت باید جریمه سنگین برای پارک خودرو در محل‌های غیرمجاز در نظر بگیرد و می‌تواند از درآمد آن، برای بهبود بیشتر سیستم حمل‌ونقل همگانی استفاده کند. بنا بر آنچه گفته شد جلوگیری از مشکلات محیط زیستی، تجربه در استفاده از مونوریل و مشکل ناکافی بودن مکان‌های مجاز پارک خودرو، تأثیر قابل‌توجهی بر تمایل به پرداخت هزینه با مونوریل برای سفر به محل کار دارد. درحالی‌که سن، جنسیت، قومیت، درآمد، تحصیلات و دیدگاه شخصی در مورد سیستم حمل‌ونقل همگانی تأثیری بر آن ندارد (Lee & Cheah, 2014).

واسودون و لونانی (۲۰۱۷) با استفاده از یک رویکرد آزمایشی رجحان بیان‌شده، تمایل به پرداخت هزینه برای بهبود زمان سفر و راحتی را در سه شهر چنای[1]، حیدرآباد و دهلی‌نو بررسی کردند. یافته‌ها نشان می‌دهد افراد مایل به پرداخت هزینه به شرط بهبود کیفیت خدمات هستند. همچنین تمایل افراد به پرداخت هزینه برای بهبود راحتی بیشتر از بهبود زمان سفر است (Vasudevan & Lunani, 2017).

باچوک و پونراهونو (۲۰۱۷) تمایل به پرداخت مسافران برای بهبود کیفیت خدمات اتوبوس در ۴ ایالت مالزی را بررسی کرده‌اند. این پژوهش با هدف شناسایی ویژگی مسافران اتوبوس و تعیین تعداد مسافرانی است که مایل به پرداخت کرایه اضافی برای بهبود کیفیت خدمات اتوبوس هستند، انجام شد. سؤال‌های پرسشنامه شامل خصوصیات اجتماعی، خصوصیات سفر، مقایسه خدمات سرویس اتوبوس فعلی و سرویس‌های جایگزین و میزان کرایه افزایشی بود. مطالعه نشان داد که کاربران بسیار مشتاق بودند که شاهد پیشرفت‌های بیشتری در بهبود کیفیت خدمات اتوبوس‌ها به‌ویژه در مورد زمان سفر، زمان انتظار، سر وقت بودن و افزایش تواتر اتوبوس و موضوع‌های ایمنی، راحتی و کیفیت وسایل نقلیه باشند. نتایج حاکی از آن است که کاربران تمایل دارند که به شرط بهبود کیفیت خدمات اتوبوس، کرایه اضافه پرداخت کنند (Bachok & Ponarhono, 2017).

پوجیاتی و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی تمایل به پرداخت مسافران برای بهبود کیفیت اتوبوس‌های سریع‌السیر در شهر سمارانگ[2] مالزی پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که درصد تمایل به پرداخت برای بهبود کیفیت خدمات اتوبوس تندرو بالاتر از تعرفه تعیین‌شده توسط دولت است. این خدمات شامل خدمات بلیت، مناسب بودن هزینه، شرایط، سرعت و زمان انتظار برای اتوبوس، همچنین محل و شرایط توقف ایستگاه است (Pujiati *et al*., 2019).

1. Chennai
2. Semarang

تن و لین (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان «درک عمومی از وسایل نقلیه با انرژی‌های نوین یهاها»، تمایل به پرداخت کرایه بیشتر برای اتوبوس‌های جدید را در ۴ شهر چین بررسی کردند. دلیل انتخاب این شهرها شدت آلودگی هوا نسبت به بقیه شهرهای چین است. ۱۰۲۸ پرسشنامه توزیع و جمع‌آوری شده است که ۹۴۰ پرسشنامه معتبر بوده و برای تجزیه و تحلیل مورد استفاده قرار گرفت. در اولین سؤال، از مصاحبه‌شوندگان پرسیده شده که آیا مایل‌اند هزینه بیشتری برای کرایه اتوبوس‌های جدید بپردازند یا خیر؟ اگر پاسخ منفی بوده از آنها خواسته شده دلیل آن را بیان کنند. اگر پاسخ مثبت بوده از آنها درخواست شده که محدوده مبلغ اضافی را که مایل به پرداخت هستند، انتخاب کنند. نتایج حاصل از مدل رگرسیون نشان می‌دهد که تمایل به پرداخت بیشتر برای کرایه اتوبوس‌های با انرژی نوین تحت تأثیر دانش مردم در مورد این وسایل و نقش آنها در بهبود کیفیت هوای شهری است. همچنین درآمد و دیدگاه افراد در مورد کیفیت هوا بر تمایل به پرداخت آنها مؤثر است؛ بنابراین پیشنهاد کرده‌اند که اطلاعات بیشتری در مورد این نوع فناوری‌های نو در اختیار مردم قرار گیرد (Tan & Lin, 2019).

بوامباله و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه خود در مورد پایتخت دو کشور اوگاندا و بنگلادش به بررسی تمایل به پرداخت برای شیوه‌های مختلف پیشگیری از ابتلا به کووید –۱۹ در حمل‌ونقل همگانی پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که افراد مایل به پرداخت هزینه اضافه برای بهبود شاخص‌های عدم سرایت بیماری هستند. همچنین نشان داده شد که افراد حاضراند برای کاهش ظرفیت وسایل نقلیه، کرایه‌ای بیش از آنچه تا زمان انجام مطالعه به رقم کرایه افزوده شده بود، پرداخت کنند (Bwambale *et al*., 2023).

کرمانشاه و علیمردانی (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای به بررسی میزان تمایل به پرداخت افراد برای بهای بنزین و تأثیر افزایش قیمت بنزین بر تابع تقاضای حمل‌ونقل پرداختند. بدین‌منظور به‌صورت تصادفی میان رانندگان شهر تهران پرسشنامه‌ای با روش رجحان بیان‌شده پخش شد و به‌صورت روش بازگشت پستی اطلاعات آن جمع‌آوری گردید. بر اساس اطلاعات حاصل از ۲۵۸ پرسشنامه، مدل‌های انتخاب یک‌مرحله‌ای رتبه‌ای و دومرحله‌ای دوگانه و رتبه‌ای پرداخت‌شده و بدین‌طریق میزان تمایل به پرداخت قیمت بنزین در صورت استفاده از وسیله نقلیه شخصی و عوامل اثرگذار بر آن تعیین گردید. نتایج مدل‌ها نشان داد که داشتن مزیت‌های اجتماعی مانند سطح تحصیل بالا یا شغل تخصصی و داشتن سن بیشتر برای مردان بر افزایش تمایل به پرداخت مؤثر است. به‌علاوه مقایسه مدل‌های یک‌مرحله‌ای و دومرحله‌ای نشان داد که این دو نوع مدل با یکدیگر تفاوت آشکاری ندارند (کرمانشاه و علیمردانی، ۲۰۰۸).

میربها و همکاران (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به ارائه مدل تمایل به پرداخت کاربران جهت ورود به

محدوده قیمت‌گذاری شده در شهر تهران پرداختند. نتایج مدل لوجیت دوگانه[1] نشان داد که تنها ۲۷ درصد از افراد مایل به پرداخت عوارض پنج هزار تومان به ازای هر ورود به محدوده با استفاده از خودروی شخصی خود هستند. به علاوه افرادی که زمان سفر طولانی‌تری دارند، تمایل بیشتری به پرداخت این هزینه از خود نشان می‌دهند و نیز متغیرهایی مانند شغل افراد یا قیمت میانگین خودروی در دسترس افراد به‌طور مثبت در تصمیم‌گیری افراد برای ورود به محدوده مؤثر هستند (میربها و دیگران، ۲۰۱۳).

ایران‌منش و سیدابریشمی (۲۰۲۰) در مطالعه خود عوامل تأثیرگذار بر و تمایل به پرداخت رانندگان برای استفاده از خودرو با سوخت جایگزین در شهر تهران را بررسی کردند. بدین‌منظور به طراحی پرسشنامه‌ای شامل دو بخش رجحان آشکارشده و بیان‌شده پرداختند و پس از آن از طریق مصاحبه حضوری در مراکز معاینه فنی و جایگاه‌های سوخت گاز طبیعی شهر تهران، تعداد ۳۶۵ نمونه جمع‌آوری کردند. نتایج مدل لوجیت چندگانه نشان داد که افراد برای ورود بدون محدودیت به محدوده زوج و فرد، تمایل به پرداخت پنج میلیون تومان برای خرید خودرو دوگانه‌سوز، ۱۲ میلیون تومان برای خرید خودروی هیبریدی برقی و برای دسترسی رایگان به محدوده طرح ترافیک، تمایل به پرداخت ۱۰ میلیون تومان برای خرید خودروی دوگانه‌سوز دارند. همچنین افزایش شتاب و محدوده رانندگی اثر قابل‌توجهی در گرایش به خرید خودرو هیبرید برقی داشته است (ایران‌منش و سیدابریشمی، ۲۰۲۰).

با توجه به آنچه که در مرور مطالعات پیشین مشاهده شد، بررسی تمایل به پرداخت برای وجوه مختلف حمل‌ونقل، اعم از بهبود حمل‌ونقل همگانی، قیمت‌گذاری بنزین و یا قیمت‌گذاری محدوده روشی مرسوم برای رسیدن به شناخت بهتر از جامعه مورد مطالعه و آثار اجرای سیاست‌های مدیریت تقاضای حمل‌ونقل است. بررسی مطالعات صورت گرفته در ایران توسط نویسندگان این مقاله، منجر به یافتن پژوهشی متمرکز بر مسئله تمایل به پرداخت برای بهبود حمل‌ونقل همگانی در کشور نشد؛ درحالی‌که تعدادی از مطالعات همان‌گونه که پیشتر اشاره شد، به مسئله تمایل به پرداخت در خصوص روش‌های بازدارنده استفاده از خودروی شخصی پرداخته‌اند. از طرفی، با در نظر گرفتن این نکته که اثرگذاری سیاست‌های مدیریت تقاضا در شرایط وجود بسته‌های ترکیبی از سیاست‌های مشوق استفاده از حمل‌ونقل همگانی در کنار سیاست‌های بازدارنده استفاده از خودروی شخصی می‌توانند بیشترین تأثیر مثبت را داشته باشند، این مطالعه با تمرکز بر اهمیت بهبود حمل‌ونقل همگانی سیاست‌های بهبود خصوصیات این وسایل را در کنار قیمت‌گذاری بنزین و خودروی کرایه بررسی کرده است.

1. Binary logit

مبانی نظری

«تمایل به پرداخت» بالاترین قیمتی است که فرد می‌پذیرد که برای خرید یک کالا یا خدمات پرداخت کند (Breidert, 2006). روش‌های برآورد تمایل به پرداخت را می‌توان با توجه به اینکه آیا نظرسنجی هستند و یا مبتنی بر داده‌هایی از مشاهده‌ها هستند، تفکیک کرد. داده‌های حاصل از مشاهده‌ها، رجحان آشکارشده و داده‌های به‌دست‌آمده از طریق نظرسنجی‌ها اغلب از نوع رجحان بیان‌شده هستند. در نظرسنجی‌ها، پاسخ‌دهندگان انتخاب و یا تمایل خود را برای تعدادی از کالاها یا ویژگی‌های مورد نظر آنها نشان می‌دهند؛ بنابراین رفتار انتخاب واقعی در این روش مشاهده نمی‌شود. در میان نظرسنجی‌ها، رجحان افراد با استفاده از نظرسنجی‌های مستقیم و غیرمستقیم استخراج می‌شود (Breidert *et al*. 2006).

رایج‌ترین رویکرد مستقیم برای برآورد تمایل به پرداخت، روش ارزش‌گذاری مشروط است که از افراد خواسته می‌شود تا میزان تمایل به پرداخت خود را به‌صورت مستقیم بیان کنند (Venkatachalam, 2004). این روش در اشکال مختلف انتخاب دوگانه مانند دوگانه یک‌بعدی ، دوگانه دوبعدی و دوگانه سه‌بعدی قابل استفاده است. منظور از دوگانه بودن تنها امکان پاسخ بله یا خیر به فرانامه‌هاست و هر چه ابعاد پرسش‌ها بیشتر باشد اطلاعات بیشتری از تصمیم‌گیرنده دریافت شده و مدل دقیق‌تر خواهد بود (Bateman & Willis, 2001). از جمله ایرادهایی که استفاده از پرسشنامه‌ها به‌صورت مستقیم دارد این است که به‌طور کلی افراد انگیزه‌ای به آشکار ساختن تمایل به پرداخت خود ندارند و ممکن است قیمت‌ها را بیش‌ازحد یا کمتر از مقدار واقعی خود جلوه دهند. حتی اگر ارزش‌گذاری واقعی خود از یک کالا یا سیاست را آشکار کنند، این ارزش‌گذاری لزوماً به‌معنای رفتار انتخاب واقعی نیست (Hanna & Dodge, 1997). از طرفی پرسیدن مستقیم تمایل به پرداخت افراد به‌خصوص در مورد انتخاب‌های پیچیده و ناآشنا، برای پاسخ‌دهندگان پرسشی چالش‌برانگیز بوده و ممکن است باعث ایجاد خطا در انتخاب شود. همچنین با استخراج مستقیم تمایل به پرداخت تمرکز غیرطبیعی بر قیمت به وجود می‌آید (Breidert *et al*. 2006).

برآورد تمایل به پرداخت از طریق پرسشنامه‌های غیرمستقیم با استفاده از دو رویکرد تجزیه و تحلیل مشترک و تجزیه و تحلیل انتخاب گسسته صورت می‌گیرد. در هنگام استفاده از رویکرد مشترک، گزینه‌های مختلف با تغییر در ویژگی‌های گزینه به پاسخ‌دهندگان ارائه می‌شوند. به‌منظور سنجش میزان تمایل به پرداخت از طریق این رویکرد، از پاسخ‌دهندگان خواسته می‌شود تا گزینه‌هایی که در اختیار آنها قرار داده شده است را بر حسب میزان تمایل خود برای انتخاب آن گزینه مرتب کرده یا به آنها امتیاز دهند. به‌عبارت‌دیگر روش‌های تجزیه و تحلیل مشترک فرایند تصمیم‌گیری را

در پرسشنامه ندارند و پاسخ‌دهنده فقط محصولات ارائه شده را اولویت‌بندی می‌کند. این نکته به‌عنوان ضعف اصلی روش‌های تجزیه و تحلیل مشترک شناخته می‌شود (Breidert *et al*. 2006). درمقابل، هنگام استفاده از روش انتخاب گسسته از تصمیم‌گیرندگان خواسته می‌شود تا از میان گزینه‌های موجود با ویژگی‌های مختلف، گزینه دلخواه خود را انتخاب کنند (McFadden, 1986)؛ بنابراین رویکرد تجزیه و تحلیل انتخاب گسسته دو ویژگی مهم، یعنی پرسشگری غیرمستقیم و قابلیت در معرض انتخاب قرار گرفتن پاسخ‌دهندگان را به‌طور همزمان برای پژوهشگران فراهم می‌کند.

در این مطالعه، از میان روش‌های ذکر شده به‌منظور برآورد تمایل به پرداخت، روش غیرمستقیم طراحی پرسشنامه با رویکرد تجزیه و تحلیل انتخاب گسسته ملاک عمل قرار گرفته است. بر این اساس مقدار تمایل به پرداخت برای هر متغیر از تقسیم ضریب آن بر ضریب متغیر هزینه‌ای موجود در تابع مطلوبیت به‌دست می‌آید (Jedidi & Jagpal, 2009).

گردآوری اطلاعات و نمونه مورد استفاده

اطلاعات مورد استفاده در این پژوهش در دی ماه ۱۳۹۸ و از شهروندان تهرانی از طریق پرسشنامه برخط گردآوری شده است. بنا به گزارش گزیده آمار و اطلاعات حمل‌ونقل و ترافیک تهران ۱۳۹۸، جمعیت تهران در آن زمان ۹/۳ میلیون نفر و تعداد سفرهای روزانه ۱۹/۳ میلیون تخمین زده شده است. طول شبکه معابر اصلی شامل بزرگراه‌ها و معابر شریانی ۱٫۸۳۰ کیلومتر، تعداد خطوط مترو ۷ خط با طول ۲۳۷ کیلومتر و ۱۲۶ ایستگاه فعال گزارش شده است. همچنین در تهران ۹ خط اتوبوس تندرو با مجموع طول ۱۶۵ کیلومتر فعال بوده‌اند. اتوبوس‌رانی تهران و حومه با ۲۲۰ خط و طول تقریبی ۲٫۷۰۰ کیلومتر در شهر فعال بوده است. تعداد سفرهای سالانه با مترو ۷۴۸ میلیون سفر، اتوبوس‌رانی (شامل اتوبوس‌های تندرو) و مینی‌بوسرانی ۴۹۳ میلیون سفر، درمجموع با ۳۲۴ خط فعال، متوسط هزینه هر مسافر در طول یک سفر با اتوبوس حدود ۶٫۰۰۰ تومان تخمین زده شده است. بر اساس اطلاعات سازمان تاکسیرانی، سالانه ۱٫۲۶۰ میلیون سفر، یعنی روزانه حدود ۳/۵ میلیون سفر، توسط تاکسی‌های ثبت شده در این سازمان انجام شده است.

حداقل مجموع دریافتی ماهانه در سال ۱۳۹۸ برای سرپرست خانوار متأهل با دو فرزند حدود ۲ میلیون تومان و مبلغ معاف از مالیات درآمد سالانه ۳۳ میلیون تومان بوده است.

نمونه مورد استفاده شامل ۱۲۴ زن و ۱۱۵ مرد بوده است. از افراد خواسته شده یک سفر غیرپیاده خود را که در یکی از روزهای غیر تعطیل هفته گذشته انجام داده‌اند در نظر بگیرند و ضمن پاسخگویی

به پرسش‌هایی در مورد سفر مذکور، به فرانامه‌های فرضی که در ادامه پرسش‌ها از آنها در مورد سفر مورد نظر پرسیده شده، پاسخ دهند. چنانچه پیشتر بیان شد، با توجه به وضعیت عملکرد مترو، اتوبوس و تاکسی در شهر تهران و با در نظر گرفتن مطالعات پیشین متمرکز بر بهبود حمل‌ونقل همگانی، بهبود در حوزه‌های زمان دسترسی، زمان سفر، وضعیت ازدحام و قابلیت اطمینان حمل‌ونقل همگانی در مطالعه حاضر بررسی شده است. به هر یک از پاسخگویان ۴ سناریو ترکیبی از سطوح مختلف خصوصیات مذکور ارائه شده از آنها خواسته شده وسیله نقلیه انتخابی خود را در شرایط مواجهه با فرانامه مورد نظر تعیین کنند.

جدول (۱) جزئیات خصوصیات اقتصادی ـ اجتماعی نمونه را نشان می‌دهد. جدول (۲) سطوح مختلف خصوصیات وسایل نقلیه مطرح شده در فرانامه‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۱: خصوصیات اقتصادی ـ اجتماعی نمونه

ویژگی اجتماعی-اقتصادی		فراوانی مطلق	فراوانی نسبی	ویژگی اجتماعی ـ اقتصادی		فراوانی مطلق	فراوانی نسبی
جنسیت	زن	۱۲۴	۵۱/۹	وضعیت تأهل	مجرد	۱۶۲	۶۷/۸
	مرد	۱۱۵	۴۸/۱		متأهل	۷۷	۳۲/۲
گروه سنی	تا ۲۴ سال	۵۵	۲۳/۰	تعداد اعضای خانواده	۱ یا ۲ نفر	۵۷	۲۳/۸
	۲۵ تا ۳۰ سال	۱۱۵	۴۸/۱		۳ نفر	۷۱	۲۹/۷
	۳۱ تا ۴۰ سال	۴۳	۱۸/۰		۴ نفر	۸۸	۳۶/۸
	بیشتر از ۴۱ سال	۲۵	۱۰/۵		۵ نفر و بیشتر	۲۳	۹/۶
تعداد افراد دارای گواهینامه در خانواده	۰ نفر	۳	۱/۳	سطح تحصیلات	دیپلم و کمتر	۱۴	۵/۹
	۱ نفر	۳۷	۱۵/۵		فوق دیپلم	۱۱	۴/۶
	۲ نفر	۷۶	۳۱/۸		کارشناسی	۹۹	۴۱/۴
	۳ نفر	۷۶	۳۱/۸		کارشناسی ارشد	۱۰۶	۴۴/۴
	۴ نفر	۴۷	۱۹/۷		دکتری	۹	۳/۸
گروه شغلی	شغل آزاد	۳۷	۱۵/۵	درآمد	کمتر از ۲ میلیون تومان	۲۰	۸/۴
	دانشجو	۶۸	۲۸/۵		۲ تا ۵ میلیون تومان	۱۰۹	۴۵/۶
	کارمند تمام‌وقت	۹۵	۳۹/۷		۶ تا ۱۰ میلیون تومان	۷۵	۳۱/۴
	کارمند پاره‌وقت	۱۲	۵/۰		بیش از ۱۰ میلیون تومان	۳۵	۱۴/۶
	بدون شغل/ بازنشسته/ خانه‌دار	۲۷	۱۱/۳				

مدل‌سازی انتخاب وسیله

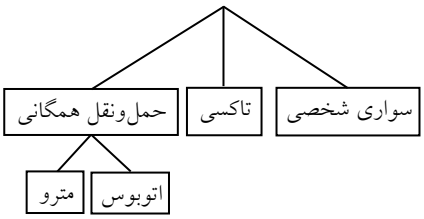
پاسخگویان بسته به اینکه به خودروی شخصی دسترسی داشته‌اند یا خیر، از بین ۴ یا ۳ گزینه مترو، اتوبوس، تاکسی و خودروی شخصی، وسیله نقلیه انتخابی سفر خود را مشخص کرده‌اند. مدل‌سازی انتخاب وسیله با مدل لوجیت چندگانه آغاز شد و در ادامه برای آزمون استقلال گزینه‌های نامرتبط[1] تعدادی ساختار آشیانه‌ای که فرض استقلال گزینه‌های نامرتبط را آزاد می‌کند، مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به تأیید ساختار آشیانه‌ای برای مدل‌سازی انتخاب وسیله، درنهایت این مدل گزارش شده است. شکل ۱ ساختار آشیانه‌ای نهایی را نمایش می‌دهد. بر اساس این ساختار می‌توان گفت که همان‌طور که انتظار می‌رود مترو و اتوبوس به دلیل شباهت‌های فراوان با یکدیگر در یک دسته «حمل‌ونقل همگانی» و نه هر یک به‌تنهایی، در رقابت با دو گزینه تاکسی و سواری شخصی قرار می‌گیرند. به‌عبارت‌دیگر، در سطح اولِ انتخاب، افراد بین گزینه‌های حمل‌ونقل همگانی، تاکسی و سواری شخصی (در صورتی که گواهینامه رانندگی داشته باشند و به سواری شخصی نیز دسترسی داشته باشند) وسیله سفر خود را انتخاب می‌کنند و در صورتی که گزینه اول آنها حمل‌ونقل همگانی باشد در سطح بعد تصمیم می‌گیرند که با مترو سفر کنند و یا با اتوبوس.

جدول ۲: سطوح خصوصیات مختلف وسایل نقلیه در فرانامه‌ها

وسیله	خصوصیت	سطوح
مترو	زمان دسترسی مترو	حالت فعلی ـ ۱۰ دقیقه کمتر از وضع فعلی
	ازدحام	به‌سختی سوار شدن/ به‌راحتی سوار شدن
	بلیت مترو	۲,۰۰۰ تومان* / ۳,۰۰۰ تومان
اتوبوس	زمان سفر اتوبوس	۱۰ دقیقه کمتر از وضع فعلی / ۱۵ دقیقه کمتر از وضع فعلی
	زمان دسترسی اتوبوس	حالت فعلی ـ ۱۰ دقیقه کمتر از وضع فعلی
	ازدحام اتوبوس	به‌سختی سوار شدن/ به‌راحتی سوار شدن
	قابلیت اطمینان اتوبوس	با تأخیر/ به موقع
	بلیت اتوبوس	۱,۰۰۰ تومان بیشتر از وضع فعلی/ ۲,۰۰۰ تومان بیشتر از وضع فعلی
تاکسی	زمان سفر تاکسی	۱۰ دقیقه کمتر از وضع فعلی / ۱۰ دقیقه بیشتر از وضع فعلی
	کرایه تاکسی	۳,۰۰۰ تومان بیشتر از وضع فعلی / ۵,۰۰۰ تومان بیشتر از وضع فعلی
سواری شخصی	زمان سفر خودروی شخصی	۱۰ دقیقه کمتر از وضع فعلی / ۱۰ دقیقه بیشتر از وضع فعلی
	هزینه سوخت	هر لیتر ۱,۵۰۰ تومان، هر لیتر ۳,۰۰۰ تومان**

* قیمت بلیت متروی تک‌سفره در زمان گردآوری اطلاعات ۱,۲۰۰ تومان بوده است.
** قیمت بنزین از آبان ۹۸ به ازای هر لیتر بنزین سهمیه ۱,۵۰۰ تومان و هر لیتر بنزین آزاد ۳,۰۰۰ تومان بوده است.

1. Independence of Irrelevant Alternatives (IIA)



شکل ۱: ساختار آشیانه‌ای مدل نهایی

در جدول (۳) متغیرهای معنادار شناخته شده در مدل نهایی و در جدول (۴) ضرایب مدل نشان داده شده است. چنانچه مشاهده می‌شود در مدل‌سازی از مجموعه متغیرهای اقتصادی- اجتماعی فرد و خانوار، اطلاعات سفر و نیز مشخصات عملکردی و هزینه‌ای گزینه‌های موجود برای انجام سفر استفاده شده است. همان‌طور که از نتایج ارائه شده در جدول (۴) مشخص است هزینه سفر، وضعیت ازدحام، و زمان دسترسی که هر سه خصوصیت تعریف شده در فرانامه‌ها برای مترو هستند در تابع مطلوبیت نهایی آن ظاهر شده‌اند. همچنین در حالی هزینه سفر، وضعیت ازدحام، قابلیت اطمینان و زمان سفر اتوبوس در تابع مطلوبیت این گزینه دیده می‌شوند که زمان دسترسی به ایستگاه اتوبوس معنادار شناخته نشده است. در خصوص تاکسی نیز متغیر هزینه معنادار شناخته شده و زمان سفر در مطلوبیت این گزینه مؤثر شناخته نشده است. در مورد وسیله نقلیه شخصی هم مدل نهایی نشان می‌دهد که نسبت به زمان سفر حساسیت معناداری وجود ندارد؛ اما قیمت بنزین بر انتخاب گزینه اثر دارد.

جدول ۳: تعریف متغیرهای مدل نهایی

ردیف	نام متغیر	توصیف	توضیحات
۱	Age1	سن کمتر از ۲۵ سال	۰: خیر، ۱: بله
۲	Age2	سن بیش از ۲۵ سال	۰: خیر، ۱: بله
۳	Age3	سن بیش از ۴۱ سال	۰: خیر، ۱: بله
۴	Bconges	وضعیت ازدحام اتوبوس	۰: به‌سختی سوار شدن، ۱: به‌راحتی سوار شدن
۵	Bfare	کرایه اتوبوس	تومان
۶	Breli	قابلیت اطمینان اتوبوس	۰: با تاخیر، ۱: به‌موقع
۷	Busttm	زمان سفر اتوبوس	دقیقه
۸	Carttm	زمان سفر با خودروی شخصی	دقیقه

ادامه جدول ۳: تعریف متغیرهای مدل نهایی

ردیف	نام متغیر	توصیف	توضیحات
۹	Comp	وجود همراه در سفر	۰: خیر، ۱: بله
۱۰	Edu0	سطح تحصیلات دیپلم و کمتر	۰: خیر، ۱: بله
۱۱	Edu1	سطح تحصیلات فوق دیپلم	۰: خیر، ۱: بله
۱۲	Edu4	تحصیلات دکتری	۰: خیر، ۱: بله
۱۳	Freegas	استفاده از بنزین آزاد	۰: خیر، ۱: بله
۱۴	Fuelfee	هزینه بنزین	هر لیتر ۱۵۰۰ تومان، هر لیتر ۳۰۰۰ تومان
۱۵	Gen	جنسیت	۰: مرد، ۱: زن
۱۶	HHC	تعداد خودروی خانوار	
۱۷	HHDLN	تعداد گواهینامه رانندگی خانوار	
۱۸	Income1	درآمد ماهیانه خانوار تا ۲ میلیون تومان	۰: خیر، ۱: بله
۱۹	Income4	درآمد ماهیانه خانوار بیش از ۱۰ میلیون تومان	۰: خیر، ۱: بله
۲۰	Macct	زمان دسترسی مترو	دقیقه
۲۱	Mar	وضعیت تأهل	۰: مجرد، ۱: متأهل
۲۲	Mconges	وضعیت ازدحام مترو	۰: به‌سختی سوار شدن، ۱: به‌راحتی سوار شدن
۲۳	Mfare	کرایه مترو	۲۰۰۰ تومان، ۳۰۰۰ تومان
۲۴	Parttime	کارمند پاره‌وقت	۰: خیر، ۱: بله
۲۵	Purp3	هدف سفر کار	۰: خیر، ۱: بله
۲۶	Tfare	کرایه تاکسی	تومان

در تمامی توابع مطلوبیت چنانچه انتظار می‌رود متغیرهای هزینه‌ای با علامت منفی ظاهر شده‌اند. بهبود وضعیت ازدحام و قابلیت اطمینان در تابع مطلوبیت مترو و اتوبوس با علامت مثبت مورد انتظار معنادار شناخته شده‌اند. متغیر زمان دسترسی به مترو و زمان سفر اتوبوس که هر دو ماهیت هزینه‌ای برای سفر دارند نیز مشابه متغیرهایی که به هزینه مستقیم انواع وسایل نقلیه اشاره دارند با علامت منفی در مدل نهایی دیده می‌شوند.

مدل نهایی نشان می‌دهد که در نمونه حاضر برای گروهی که تحصیلات زیر دیپلم داشته‌اند، مترو مطلوبیت بیشتر و برعکس برای گروهی که مدرک تحصیلی فوق دیپلم داشته‌اند، مترو مطلوبیت کمتری دارد. همچنین نشان داده شده است که چنانچه می‌توان انتظار داشت افزایش تعداد خودروی

خانوار از مطلوبیت استفاده از مترو توسط افراد می‌کاهد. بر اساس نتایج مدل نهایی مشخص است که مترو برای افرادی که درآمد خانوار در آنها کمتر از ۲ میلیون تومان در ماه است، مطلوبیت بیشتری دارد. از طرفی وجود متغیر درآمدی مربوط به خانوارهای با درآمد ماهیانه بیش از ۱۰ میلیون تومان با علامت منفی در مدل اتوبوس نشان می‌دهد که اعضای این خانوارها تمایل کمتری به استفاده از اتوبوس دارند.

جدول ۴: ضرایب و شاخص برازش مدل نهایی

مترو		اتوبوس		تاکسی		سواری شخصی	
متغیر	ضریب	متغیر	ضریب	متغیر	ضریب	متغیر	ضریب
ثابت	۲/۰۷۱۱**	ثابت	۱/۶۹۷۸**	ثابت	۱/۰۱۱۴	ثابت	-
Mfare	-۰/۰۰۰۳*	Bfare	-۰/۰۰۰۳***	Tfare	-۰/۰۰۱۹**	Fuelfee	-۰/۰۰۰۲*
Mconges	۱/۱۹۲۶***	Bconges	۰/۸۲۷۲***	Age3	-۱/۳۳۳۱*	Age2	۰/۹۷۲۲***
Macct	-۰/۰۵۶۱***	Breli	۰/۴۱۴۱**	Comp	۰/۹۴۹۳***	Edu4	-۰/۸۵۵۳*
Edu0	۰/۶۶۷۷**	Busttm	-۰/۰۰۶۵*	Gen	۰/۴۹۸۸**	Freegas	۱/۶۲۲۲***
Edu1	-۱/۱۶۶۹**	Income4	-۰/۴۷۵۶*	Parttime	-۱/۳۷۶۱*	HHDLN	۰/۴۲۱۳***
HHC	-۰/۱۸۹۷*			Purp3	۰/۴۳۴۰*	Mar	۱/۰۰۰۳***
Income1	۰/۵۸۸۱**						
k			۲۸				
L(0)			-۱۴۳۷/۷۴۲۶				
L(β)			-۹۰۴/۲۲۲۱				
$\rho^2 = 1 - \frac{L(\beta)}{L(0)}$			۰/۳۷۱۰				
IV[1]			۰/۸۵۶۷***				

*،**، *** سطح اطمینان ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ را نشان می‌دهد.

تابع مطلوبیت تاکسی نشان می‌دهد که مطلوبیت این گزینه برای افراد بیش از ۴۱ سال کمتر از سایر گروه‌های سنی است. زنان و کسانی که با همراه سفر می‌کنند تمایل بیشتری به استفاده از تاکسی دارند. کسانی که اشتغال پاره‌وقت دارند تمایل کمتری به استفاده از تاکسی دارند و به‌طورکلی تاکسی برای انجام سفرهای با هدف کار مطلوب‌تر است.

1. Inclusive Value parameter

تابع مطلوبیت نهایی سواری شخصی نشان می‌دهد که افراد با سن بیش از ۲۵ سال تمایل بیشتری به استفاده از خودروی شخصی دارند، درحالی‌که مطلوبیت این گزینه برای افرادی که تحصیلات دکتری دارند، کمتر است. از طرفی وجود متغیر استفاده از بنزین آزاد در مدل نهایی، مؤید این مطلب است که کسانی که به‌طور معمول از بنزین آزاد برای خودروشان استفاده می‌کنند، در شرایط مواجهه با حمل‌ونقل همگانی بهبودیافته، همچنان تمایل بیشتری به استفاده از خودروی شخصی خود دارند. تعداد دارندگان گواهینامه رانندگی در خانوار بر مطلوبیت این وسیله اثر مثبت دارد، و درنهایت افراد متأهل تمایل بیشتری به استفاده از سواری شخصی خود دارند.

چنانچه مشاهده می‌شود مدل نهایی با ρ^2 معادل ۰/۳۷ در محدوده قابل پذیرش پیشنهادی مک‌فادن (بین ۰/۲ تا ۰/۴) قرار گرفته است (McFadden, 1979). و مقدار IV معادل ۰/۸۶ ساختار آشیانه‌ای مدل نهایی را تأیید می‌کند.

مقادیر تمایل به پرداخت

همان‌طور که پیشتر ذکر شد این پژوهش به‌دنبال تخمین مقادیر تمایل به پرداخت برای بهبود خصوصیات حمل‌ونقل همگانی شامل مترو و اتوبوس است. سه شاخص بهبود وضعیت ازدحام، بهبود قابلیت اطمینان و کاهش ۵ دقیقه‌ای زمان سفر برای اتوبوس و دو شاخص بهبود ازدحام و کاهش ۱۰ دقیقه‌ای زمان دسترسی به ایستگاه برای مترو در نظر گرفته شده‌اند. جدول (۵) مقادیر تمایل به پرداخت به‌دست‌آمده برای هر یک از این خصوصیات را نشان می‌دهد.

جدول ۵: مقادیر تمایل به پرداخت برای بهبود عملکرد حمل‌ونقل همگانی

اتوبوس			مترو	
بهبود ازدحام (به‌راحتی سوار شدن)	بهبود قابلیت اطمینان (به‌موقع و تأخیر نداشتن)	بهبود ۵ دقیقه‌ای زمان سفر	بهبود ازدحام (به‌راحتی سوار شدن)	بهبود ۱۰ دقیقه‌ای زمان‌دسترسی
۲/۷۵۷ تومان	۱/۳۸۰ تومان	۲۱ تومان	۳/۹۷۵ تومان	۱۸۷ تومان

چنانچه مشاهده می‌شود در مورد اتوبوس افراد حاضراند برای بهبود وضعیت ازدحام حدود ۲/۷۵۷ تومان برای هر سفر پرداخت کنند. این بدین‌معناست که افراد تمایل دارند حتی بیش از مقدار پیشنهادی اضافه شده به کرایه اتوبوس (یعنی تا سقف ۲۰۰۰ تومان) برای بهبود وضعیت ازدحام این وسیله پرداخت کنند. با توجه به اینکه نرخ مصوب بلیت اتوبوس برای سفرهای تا ۲/۵ کیلومتر در سال

۱۳۹۸ معادل ۱/۶۲۵ تومان بوده است، روشن است که افراد تمایل دارند برای بلیت اتوبوس قیمتی در حدود ۲/۷ برابر کرایه فعلی اتوبوس پرداخت کنند و ازدحام به نحوی کم شود که افراد بتوانند به‌راحتی سوار وسیله نقلیه شوند. همچنین می‌توان گفت که افراد مایل‌اند برای افزایش قابلیت اطمینان اتوبوس کرایه‌ای معادل ۱/۹ برابر کرایه فعلی پرداخت کنند. عدد کوچک تمایل به پرداخت برای بهبود زمان سفر اتوبوس نشان می‌دهد که زمان سفر حمل‌ونقل همگانی نقش کلیدی در انتخاب این وسیله ندارد.

همان‌طور که در جدول (۵) نشان داده شده است افراد تمایل به پرداخت ۳/۹۷۵ تومان برای کاهش ازدحام مترو دارند. از مقایسه این عدد با قیمت ۱/۲۰۰ تومان بلیت تک‌سفره مشخص است که افراد مایل‌اند که بلیت مترو را به قیمتی ۴/۳ برابر قیمت موجود تهیه کنند و درعوض بتوانند راحت سوار مترو شوند. در جدول (۵) همچنین آمده است که برای بهبود ۱۰ دقیقه‌ای زمان دسترسی به ایستگاه مترو، افراد مایل به پرداخت ۱۸۷ تومان هستند که این عدد نیز در مقایسه با رقمی که افراد برای بهبود وضعیت ازدحام حاضر به پرداخت آن هستند، بسیار ناچیز است.

از مقایسه مقادیر تمایل به پرداخت افراد برای کاهش ازدحام در اتوبوس و مترو می‌توان نتیجه گرفت که بهبود ازدحام در مترو برای افراد از اهمیت بیشتری برخوردار است و افراد حاضر به پرداخت مبلغ بیشتری برای آن هستند.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر با هدف شناسایی عوامل مؤثر بر انتخاب وسیله افراد در شرایط مواجهه با حمل‌ونقل همگانی بهبودیافته انجام شد. مدل نهایی که از نوع مدل لوجیت آشیانه‌ای است، نشان می‌دهد که مترو و اتوبوس به‌طور جداگانه در رقابت با تاکسی و سواری شخصی قرار نمی‌گیرند و افراد در مرحله اولِ انتخاب وسیله سفر خود بین گزینه‌های سواری شخصی، تاکسی و حمل‌ونقل همگانی تصمیم‌گیری می‌کنند و در ادامه اگر گزینه انتخابی آنها حمل‌ونقل همگانی باشد، بین مترو و اتوبوس انتخاب می‌کنند.

خصوصیات بهبودیافته حمل‌ونقل همگانی پیشنهادی این مطالعه شامل بهبود زمان سفر و زمان دسترسی، کاهش ازدحام و افزایش قابلیت اطمینان اتوبوس و بهبود زمان دسترسی و وضعیت ازدحام مترو است. مدل نهایی نشان داد که از مجموعه این شاخص‌ها تنها کاهش زمان دسترسی اتوبوس تأثیری بر مطلوبیت این گزینه ندارد و بهبود در وضعیت سایر خصوصیات بر مطلوبیت گزینه‌ها (یعنی اتوبوس و مترو) که رابطه مستقیمی با احتمال انتخاب آنها دارد، می‌افزاید. مدل نهایی همچنین تأثیر متفاوت خصوصیات اقتصادی – اجتماعی افراد بر انتخاب گزینه‌های مختلف را نشان داد.

در ادامه با محاسبه مقادیر تمایل به پرداخت برای بهبود هر یک از خصوصیات بهبودیافته تعریف شده در مطالعه نشان داده شد که تمایل به پرداخت برای بهبود وضعیت ازدحام به‌طوری‌که امکان سوار شدن راحت به وسیله فراهم شود، در هر دو گزینه مترو و اتوبوس از تمایل به پرداخت برای بهبود سایر خصوصیات بیشتر است. عدد به‌دست‌آمده نشان داد که افراد برای بهبود وضعیت ازدحام در مترو در مقایسه با اتوبوس مایل به پرداخت عددی حدود ۱/۵ برابر هستند. همچنین از رقم به‌دست‌آمده برای تمایل به پرداخت برای بهبود قابلیت اطمینان اتوبوس می‌توان دریافت که افراد حاضراند رقمی نزدیک به کرایه اتوبوس خود برای افزایش اقبلیت اطمینان این وسیله بیشتر کرایه پرداخت کنند. از طرفی کوچک بودن مقادیر تمایل به پرداخت برای زمان سفر اتوبوس و زمان دسترسی مترو نشان داد که علی‌رغم اهمیت این خصوصیات در انتخاب این وسایل به‌عنوان وسیله نقلیه سفر، افراد تمایلی به پرداخت کرایه بیشتر برای بهبود وضعیت این خصوصیات در حدود ۵ تا ۱۰ دقیقه ندارند.

نتایج بررسی‌های انجام شده در این پژوهش می‌تواند به سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان حمل‌ونقل تصویر دقیق‌تری از عوامل مؤثر بر انتخاب وسایل نقلیه ارائه دهد. بر اساس آنچه گفته شد، پیشنهاد می‌شود که سرمایه‌گذاری در بهبود زیرساخت‌های حمل‌ونقل همگانی با هدف بهبود وضعیت ازدحام درون وسایل نقلیه در اولویت قرار گیرد. همچنین با استفاده از راهکارهایی برای افزایش قابلیت اطمینان خدمات اتوبوس‌رانی، می‌توان مطلوبیت این وسایل نقلیه را افزایش داد. اگرچه ارقام به‌دست‌آمده برای تمایل به پرداخت در این مطالعه به دلیل تعداد کم نمونه و فاصله زمانی انجام مطالعه تا امروز چندان قابل اتکا به‌نظر نمی‌رسد، می‌تواند به‌عنوان مبنایی برای طراحی آزمایش‌هایی برای وضعیت فعلی و گردآوری نمونه بزرگتری از اطلاعات مورد استفاده قرار گیرد. همچنین می‌توان با تعریف دقیق‌تر و متنوع‌تر از وضعیت ازدحام، مثلاً تعریف تعداد افراد حاضر در سطحی مشخص یا احتمال یافتن صندلی و ... سطوح مختلف تمایل به پرداخت برای سطوح مختلف ازدحام را به‌دست‌آورده و بر اساس نتایج آن سیاست‌گذاری کرد. گردآوری اطلاعات مطالعه موجود بلافاصله پس از افزایش قیمت بنزین در سال ۱۳۹۸ باعث شد که امکان بررسی اثر افزایش مجدد قیمت بنزین فراهم نباشد. در ادامه این مطالعه می‌توان اثر افزایش منطقی قیمت بنزین را به‌عنوان یک عامل بازدارنده برای استفاده از خودروی شخصی در کنار بهبود خصوصیات حمل‌ونقل همگانی مد نظر قرار داد و انتظار می‌رود در چنین شرایطی اثر مشوق‌های استفاده از خودروهای همگانی معنادارتر باشد و حتی مقادیر تمایل به پرداخت برای بهبود خصوصیات حمل‌ونقل همگانی اعداد بالاتر و واقعی‌تری را نشان دهند.

اظهاریه قدردانی

نویسندگان از حمایت و همکاری معنوی سردبیر محترم، داوران ناشناس و کارشناسان مجله برنامه‌ریزی و بودجه کمال تشکر را دارند. همچنین از زحمات ویراستار ان علمی و ادبی نشریه قدردانی می‌شود.

منابع

الف) انگلیسی

Abbasi, M., Piccioni, C., Sarreshtehdari, A. and Lee, Y. J. (2022). Modeling travel mode choice under the effect of congestion pricing: The case study of Tehran. *Advances in Transportation Studies*, 56, pp. 89-106.

Alimardani, P, and Kermanshah, M. (2008). *An analysis of the willingness to pay for gasoline prices, Sharif Journal of Civil Engineering*, 24 (44), pp. 13-20. (written in Persian)

Bachok, S., and Ponrahono, Z. (2017). Modelling willingness to pay for improved public transport services: The challenges of non-response to stated preference hypothetical questions. *Planning Malaysia*, 15(1).

Baghestani. A., Tayarani, M., Mamdoohi, A. R., Habibian, M. and Gao. O. (2023). Travel demand management implications during the COVID-19 pandemic: The case study of Tehran. *Sustainability*, 15, 1209. https://doi.org/10.3390/su15021209

Batarce, M., Muñoz, J. C., and Ortúzar, J. D. (2016). Valuing crowding in public transport: Implications for cost-benefit analysis. *Transportation Research Part A*, 91, pp. 358-378. https://doi.org/10.1016/j.tra.2016.06.025

Bateman, I. J., and Willis, K. G. (eds) (2001). Valuing Environmental Preferences: Theory and Practice of the Contingent Valuation Method in the US, EU, and developing Countries, *Oxford*, pp. 645.

Bianco, M. J. (2000). Effective transportation demand management: Combining parking pricing, transit incentives, and transportation management in a commercial district of Portland, Oregon. *Transportation Research Record*, 1711(1), pp. 46-54. https://doi.org/10.3141/1711-07

Breidert, C. (2006), Estimation of willingness-to-pay, theory, measurement, application, Deutscher Universitätsverlag Wiesbaden.

Breidert, C., Hahsler, M., and Reutterer, T. (2006), A review of methods for measuring willingness-to-pay. *Innovative Marketing*, 2(4), pp. 8-32.

Bwambale, A., Uzondu, C., Islam, M., Rahman, F., Batool, Z., Isolo Mukwaya, P., Wadud, Z. (2023). Willingness to pay for COVID-19 mitigation measures in public transport and paratransit in low-income countries. *Transportation Research Part A*, 167. https://doi.org/10.1016/j.tra.2022.103561

Eboli, L. and Mazzulla, G. (2008). Willingness-to-pay of public transport users for improvement in service quality. *European Transport, IStIEE, Institute for the Study of Transport within the European Economic Integration*, 38, pp. 107-118.

Halvorsen, A., Koutsopoulos, H. N., Lau, S., Au, T., and Zhao, J. (2016). Reducing subway

crowding: Analysis of an off-peak discount experiment in Hong Kong. *Transportation Research Record*, 2544, pp. 38–46. https://doi.org/10.3141/2544-05

Han, N. A., and Burris, M. W. (2018). The potential impact of incentives on managed lane travel. *Journal of Transportation Technologies*, 8 (4).

Hanna, N., and Dodge, H. R. (1997). Pricing: policies and procedures. Macmillan International Higher Education.

IranManesh. M, and Seyedabrishami, S. (2020). Analysis of effective factors and willingness to pay for alternative fuel vehicles in Tehran. *Modares Civil Engineering Journal*, 20(3), pp 203-214. (written in Persian)

Jedidi, K., and Jagpal, S. (2009). Willingness to pay: Measurement and managerial implications. In Rao, V. R. (Eds.), Handbook of pricing research in marketing, Edward Elgar Publishing.

Kroes, E., Kouwenhoven, M., Debrincat, L., and Pauget, N. (2014). Value of crowding on public transport in Île-de-France, France. *Transportation Research Record*, 2417, pp. 37–45. https://doi.org/10.3141/2417-05

Lee, L. Y., and Cheah, Y. K. (2014). Willingness-to-pay for monorail services: Case study in Penang, Malaysia. *Pertanika Journal of Social Sciences & Humanities*, 22(1), 165-179.

Li, Z., and Hensher, D. A. (2011). Crowding and public transport: A review of willingness to pay evidence and its relevance in project appraisal. *Transport Policy*, 18 (6), pp. 880–887. https://doi.org/10.1016/j.tranpol.2011.06.003

McFadden, D. (1979). Quantitive Methods for Analysing Travel Behaviour of Individuals: Some Recent Development. In D. A. Hensher & P. R. Stopher (Eds), Behavioural Travel Modelling, Routledge.

McFadden, D. (1986). The choice theory approach to market research. *Marketing Science*, 5(4), pp. 275–297. https://doi.org/10.1287/mksc.5.4.275

Meyer, M. D. (1999). Demand management as an element of transportation policy: Using carrots and sticks to influence travel behavior. *Transportation Research Part A*, 33 (7–8), pp. 575–599. https://doi.org/10.1016/S0965-8564(99)00008-7

Mirbaha, B, Sherafatipour, S. and Seyedabrishami, S. (2013) Presenting a willingness to pay model for users entering the congested priced urban areas (Case study of Tehran), The 12th International Conference on Traffic and Transportation Engineering, Tehran, Iran. (written in Persian)

Piatkowski, D. P., Marshall, W. E., and Krizek K.J. (2019). Carrots versus sticks: Assessing intervention effectiveness and implementation challenges for active transport. *Journal of Planning Education and Research*, 39(1). pp. 50–64. https://doi.org/10.1177/0739456X17715306

Pujiati, A., Nihayah, D. M., Bowo, P. A., and Prastiwi, F. S. (2019). Willingness to pay for improving the quality of public transportation. *Jurnal Ekonomi dan Kebijakan*, 12(2), pp. 365-381. https://doi.org/10.15294/jejak.v12i2.20302

Selected report on Tehran transportation and traffic statistics and information for 2019, Last visited in June 2024, https://www.ictte.ir/page_4588.html. (written in Persian)

Shahangian, R. S., Kermanshah, M. and Mokhtarian, P. L. (2012). Gender differences in response to policies targeting commute to automobile-restricted central business district: Stated preference study of mode choice in Tehran, Iran. *Transportation Research*

Record, 2320, pp. 80-89. https://doi.org/10.3141/2320-10
Tan, R., and Lin, B. (2019). Public perception of new energy vehicles: Evidence from willingness to pay for new energy bus fares in China. *Energy policy*, 130, pp. 347-354. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2019.04.010
Tirachini, A., Hurtubia, R., Dekker, T., and Daziano, R. A. (2017). Estimation of crowding discomfort in public transport: Results from Santiago de Chile. *Transportation Research Part A*, 103, pp. 311–326. https://doi.org/10.1016/j.tra.2017.06.008
Varian, H. R. (1992). *Microeconomic Analysis*, Viva Norton., New York.
Vasudevan, V., and Lunani, K. (2017). Willingness to pay for improvement in service quality of public transit system. In: Tandon, M., Ghosh, P. (eds) Mobility Engineering, Springer, Singapore.
Venkatachalam, L. (2004). The contingent valuation method: A review. *Environmental Impact Assessment Review*, 24(1), pp. 89–124. https://doi.org/10.1016/S0195-9255(03)00138-0
Victoria Transport Policy Institute (2024, May). Why Manage Transportation Demand? https://www.vtpi.org/tdm/tdm51.htm
Wicki, M., Huber, R. A., and Bernauer, M. (2020). Can policy-packaging increase public support for costly policies? Insights from a choice experiment on policies against vehicle emissions. *Journal of Public Policy*, 4, pp. 599 – 625. https://doi.org/10.1017/S0143814X19000205
Worku, G. B. (2013). Demand for improved public transport services in the UAE: A Contingent valuation study in Dubai. *International Journal of Business and Management*, 8(10), pp. 108- 125.
Zahabi, S. A. H., Miranda-Moreno, L. F., Patterson, Z., and Varla, P. (2012). Valuating the effects of land use and strategies for parking and transit supply on mode choice of downtown commuters. *Journal of Transport and Land Use*, 5(2), pp. 103-119.

نحوه ارجاع به مقاله:

شاهنگیان، ریحانه‌سادات، و قاسمی، ندا (۱۴۰۳). برآورد تمایل به پرداخت برای بهبود خدمات حمل‌ونقل همگانی. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۹(۲)، ۹۳-۷۳.

Shahangian, R. & Ghasemi, N. (2024). Estimation of the willingness to pay for public transport improvements. *Planning and Budgeting*, 29(2), 73-93.
DOI: https://doi.org/10.52547/jpbud.29.2.73

Copyrights:
Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://Creativecommons.org/licenses/by/4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

تحلیل اثرهای آستانه‌ای کیفیت نهادی بازار بر رشد اقتصادی با تأکید بر صداقت دولت

عاطفه نواح |
دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، گروه حسابداری، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.

سارا قبادی | sghobadi@iau.ac.ir
استادیار، گروه حسابداری، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران. (نویسنده مسئول)

حسین شریفی رنانی | h.sharifi@khuisf.ac.ir
دانشیار، گروه حسابداری، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.

مقاله پژوهشی

دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۰۸ | پذیرش: ۱۴۰۳/۰۴/۱۰

چکیده: مطابق با الگوهای رشد نهادی، برخورداری از نهادهای کارآمد بر رشد اقتصادی اثر مثبت دارد. در میان نهادهای موجود در هر کشور، نهادهای بازاری می‌توانند با جلوگیری از شکست در بازار و ایجاد مقاومت در برابر شوک‌ها از رشد اقتصادی حمایت کنند. دراین‌میان صداقت دولت که به‌مثابه کاهش فساد در بدنه دولت است، می‌تواند به اثرگذاری بهتر نهادها بر رشد اقتصادی کمک کند. هدف مقاله حاضر تحلیل اثرهای آستانه‌ای کیفیت نهادی بازار بر رشد اقتصادی ۱۹ کشور منتخب درحال‌توسعه با درآمد متوسط رو به پایین با تأکید بر صداقت دولت، طی سال‌های ۲۰۲۲-۲۰۱۴ است. بدین‌منظور کیفیت نهادی بازار از میانگین شاخص‌های نهاد تنظیم‌کننده بازار (میانگین دو شاخص مقررات و کنترل‌های اعمال شده در بازار اعتبارات و مقررات و کنترل‌های اعمال شده در بازار کار) و نهاد تثبیت‌کننده بازار (شاخص دسترسی پول سالم) محاسبه شد. نتایج نشان داد که صداقت دولت متغیر انتقال تابع رشد اقتصادی با یک حدآستانه برابر با ۰/۰۱۷ درصد و دو رژیم آستانه‌ای است که در هر دو رژیم اثر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است. شاخص کیفیت نهادی بازار در رژیم اول اثر معناداری بر رشد نداشته؛ اما با رسیدن شاخص صداقت دولت به حدآستانه و ورود به رژیم دوم، اثر کیفیت نهادی بر رشد اقتصادی مثبت بوده است. متغیرهای کنترلی موجود در الگو شامل سرمایه انسانی، سرمایه سرانه، فناوری و تجارت خارجی نیز بر رشد اقتصادی اثر مثبت داشته‌اند.

کلیدواژه‌ها: رشد اقتصادی، نهاد تثبیت‌کننده بازار، نهاد تنظیم‌کننده بازار، صداقت دولت، دسترسی به پول سالم.

طبقه‌بندی JEL: O47, O43, L51.

فصلنامه علمی پژوهش‌های توسعه و برنامه‌ریزی بودجه | شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | doi 10.52547/jpbud.29.2.97 | سال بیست و نهم | شماره ۲ | تابستان ۱۴۰۳ | ص ص ۱۱۹-۹۵

مقدمه

رشد اقتصادی، منافع و مزایای فراوانی را با خود به همراه دارد، ازاین‌رو هر اقتصادی تلاش می‌کند تا رشد اقتصادی را به‌عنوان یک هدف دنبال نماید. برهمین‌اساس سیاست‌گذاران اقتصادی، همواره به‌دنبال رسیدن به نرخ‌های رشد بالاتر در کشورشان می‌باشند (قلی‌زاده و براتی، ۲۰۱۱). یافته‌های حاصل از مطالعات مختلف در زمینه رشد اقتصادی مؤید آن است که توضیح نرخ رشد اقتصادی، فقط از طریق عوامل مرسوم مانند سرمایه و نیروی کار، نتایج دقیقی به‌دست نمی‌دهد (Eftimoski and Mcloughlin, 2019). تحقیقات نیک و کیفر[1] (۱۹۹۵)، موآرو[2] (۱۹۹۵)، هال و جونز[3] (۱۹۹۹)، عاصم‌اغلو، جانسونو رابینسون[4] (۲۰۰۱)، استرلی و لوین[5] (۲۰۰۳) و رودریک، سابرامانیان و تربی[6] (۲۰۰۴) نشان داده‌اند که سرمایه‌های انسانی و فیزیکی و فناوری به‌عنوان عوامل مستقیم تأثیرگذار بر رشد و رفاه اقتصادی و نهادها به‌عنوان عوامل بنیادین یا عمیقا تأثیرگذار بر رشد اقتصادی مطرح هستند. بر اساس این مطالعات، تنها عاملی که در بلندمدت باعث دستیابی به استانداردهای مطلوب زندگی می‌شود، برخورداری از نهادهای شایسته است. همچنین به‌منظور حصول اطمینان از رشد اقتصادی پایدار و ترمیم‌پذیری نظام اقتصادی نسبت به تکانه‌های موجود، بایستی راهبردهای مبتنی بر جهش رشد با فرایند انباشت نهادسازی توأم گردد (محمدی و ندیری، ۲۰۱۴).

نهادهای قوام‌دهنده بازار شامل نهادهای تنظیم‌کننده بازار، نهادهای تثبیت‌کننده بازار، نهادهای مشروعیت بخش به بازار و نهادهای خالق بازار که توسط رودریک (۲۰۰۵) معرفی شده‌اند، از مجموعه نهادهایی هستند که با ممانعت از شکست بازار، ایجاد انعطاف‌پذیری در برابر شوک‌ها، توزیع مجدد منابع و مهار تعارض‌های اجتماعی و حفاظت از حقوق مالکیت به رشد اقتصادی کمک می‌نمایند (Rodrik, 2005). قوانین و مقررات حاکم بر بازار اعتبارات و بازار کار ازجمله عواملی است که می‌تواند بر شکست بازار و درنتیجه رشد اقتصادی تأثیرگذار باشد. قوانین اصولاً به‌دلیل شکست‌های بازار تصویب و اجرا می‌شوند و از یک دیدگاه سبب افزایش رفاه و بهزیستی اجتماعی می‌شوند؛ البته باید در نظر داشت که قوانین و مقررات اضافی و پیچیده هم به‌نوبه‌خود باعث افزایش ناکارآمدی می‌شوند. در بازار اعتبارات از طریق قانون‌زدایی و رفع ممنوعیت، بازارهای اقتصادی ایجاد می‌شوند که با

1. Knack and Keefer
2. Mauro
3. Hall and Jones
4. Acemoglu, Johnson and Robinson
5. Easterly and Levine
6. Rodrik, Subramanian and Trebbi

توزیع ریسک میان افراد و درنتیجه کاهش ریسک، باعث افزایش سرمایه‌گذاری و به‌دنبال آن افزایش رشد اقتصادی می‌شوند. قوانین وضع شده در بازار کار مانند قوانین مربوط به اخراج کارگر و حداقل دستمزد نیز، نقش مهمی در عرضه و تقاضای نیروی کار ایفا می‌کنند و برهمین‌اساس بر سرمایه‌گذاری و رشد تأثیر مهمی دارند. این قوانین گاهی هم با ایجاد تغییرهای ساختاری در اقتصاد از گسترش و توسعه بنگاه‌ها جلوگیری می‌کنند و در برخی مواقع با انعطاف‌ناپذیر نمودن بازار کار باعث کاهش قدرت رقابتی می‌شود (صامتی و دیگران، ۲۰۱۰). علاوه بر مبحث شکست بازار، انعطاف‌پذیری در برابر شوک‌ها نیز به‌عنوان یکی دیگر از پیامدهای نهادی مطرح است. بهاتاچاریا[1] (۲۰۰۹) معتقد است دسترسی به پول سالم معیاری برای سنجش انعطاف‌پذیری در برابر شوک‌ها است. دسترسی به پول سالم بر اهمیت پول و ثبات قیمت نسبی در فرایند مبادله تمرکز دارد. پول سالم یا به تعبیری پول با قدرت خرید نسبتاً پایدار در طول زمان، هزینه‌های مبادله را کاهش می‌دهد و مبادله را تسهیل می‌کند و درنتیجه آزادی اقتصادی را ارتقا می‌دهد (Gwartney *et al*., 2022).

صداقت دولت[2] یکی از مفاهیم مهم اقتصادی است که در پیوند میان نهادهای بازار و رشد اقتصادی نقش اساسی دارد. صداقت دولت مفهومی است که با ادراک فساد[3]، ریسک رشوه‌خواری[4] و کنترل فساد[5] در دستگاه‌های دولتی در ارتباط است (Heritage, 2023)[6]. رشوه و فساد اقتصادی به‌عنوان پدیده‌ای شایع در اقتصادهای نوظهور، مانعی مهم برای توسعه اقتصادی محسوب می‌شود. سطح بالای صداقت دولت و به‌تعبیردیگر سطح پایین فساد و رشوه‌خواری می‌تواند با فراهم نمودن زمینه‌های لازم، به اثرگذاری بهتر نهادهای موجود بر رشد اقتصادی کمک نماید. درعوض کنترل نامناسب و میزان بالای فساد، می‌تواند با تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و بی‌ثباتی سیاسی رشد اقتصادی را کاهش دهد (حیدری هراتمه، ۲۰۲۲). درحقیقت وجود فساد و رشوه‌خواری با ایجاد عدم قطعیت در ارتباط با حقوق شخصی و اجتماعی و عدم اطمینان از بازگشت سرمایه و همچنین با هدر دادن سهم قابل‌ملاحظه‌ای از هر واحد پولی سرمایه‌گذاری شده، انگیزه سرمایه‌گذاری در بازار را کاهش می‌دهد و موجی از ناامیدی و دلسردی نسبت به سرمایه‌گذاری‌های جدید را به‌وجود می‌آورد (Tanzi and Davoodi, 1998).

1. Bhattacharyya
2. Government Integrity
3. Perceptions of Corruption
4. Bribery Risk
5. Control of Corruption
6. https://www.heritage.org/

مبنی بر اهمیت مباحث مطرح شده، در این پژوهش هدف آن است تا ضمن تحلیل اثرهای آستانه‌ای کیفیت نهادی بازار بر رشد اقتصادی ۱۹ کشور منتخب با درآمد متوسط رو به پایین، به تعیین نقش صداقت دولت در نحوه اثرگذاری کیفیت نهادی بازار بر رشد اقتصادی پرداخته شود. به‌منظور تأمین هدف پژوهش از روش رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PStR) با در نظر گرفتن دوره زمانی (۲۰۲۲-۲۰۱۴) استفاده می‌شود. دراین‌راستا جهت تعیین کیفیت نهادی بازار از میانگین نهادهای تنظیم‌کننده و تثبیت‌کننده بازار استفاده می‌شود به‌طوری‌که در سنجش وضعیت نهادهای تنظیم‌کننده بازار از میانگین دو شاخص مقررات و کنترل‌های اعمال شده در بازار اعتبارات و بازار کار و در سنجش وضعیت نهادهای تثبیت‌کننده بازار از شاخص دسترسی به پول سالم استفاده می‌شود. نوآوری برجسته این پژوهش را می‌توان به تعیین نقش صداقت دولت در نحوه اثرگذاری کیفیت نهادی بازار بر رشد اقتصادی قبل و بعد از حد آستانه نسبت داد. براین‌اساس مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم می‌شود. پس از بیان مقدمه، بخش دوم به ارائه مبانی نظری موجود در حوزه رشد اقتصادی و ارتباط آن با نهادهای بازار و صداقت دولت می‌پردازد. در بخش سوم، به برخی از مهمترین و مرتبط‌ترین مطالعات انجام شده با موضوع پژوهش اشاره می‌شود. بخش چهارم دربرگیرنده تصریح الگو و معرفی متغیرها و همچنین نتیجه آزمون‌های آماری و برآورد الگو می‌باشد. درنهایت در بخش ششم به ارائه نتایج حاصل از پژوهش و برخی از پیشنهادهای سیاستی پرداخته می‌شود.

مبانی نظری

رشد اقتصادی با تأکید بر نهادهای بازار

عمده‌ترین نتیجه‌ای که از پژوهش‌ها و سیاست‌های توسعه‌ای در طول ۵۰ سال گذشته می‌توان گرفت این است که رشد اقتصادی، مؤثرترین روش برای رهایی از فقر و افزایش دسترسی جامعه به ابزارهای لازم برای برخورداری از یک زندگی بهتر است (Turrey and Maqbool, 2018). در این بین پریچت (۲۰۲۰) نیز نشان می‌دهد که به لحاظ تجربی در کشورهای با درآمد متوسط، رشد اقتصادی به‌عنوان یک ابزار کافی برای کاهش فقر محسوب می‌شود (Pritchett, 2020). مبنی بر اهمیت رشد اقتصادی، نظریه‌های متعددی تلاش نموده‌اند تا عوامل بنیادین رشد را تعیین نمایند. با گذشت زمان برخی از این نظریه‌ها با از دست دادن مقبولیت خود، جای خود را به نظریه‌های

جدید داده‌اند. درهمین‌راستا، پس از آنکه مدل‌های رشد سولو[1] (۱۹۵۶) و سوان[2] (۱۹۵۶)، رومر[3] (۱۹۸۶) و لوکاس[4] (۱۹۸۸) نتوانستند دلیل تفاوت کشورها در رشد اقتصادی را تبیین کنند (Rodrik,2005)، موج جدیدی از نظریه‌های رشد تحت عنوان مدل‌های نهادی و اقتصاد سیاسی شکل گرفتند (Snowdon and Vane, 2005). از نظر نورث (۱۹۹۰)، نهادها محدودیت‌های طراحی شده توسط انسان‌ها هستند که باعث شکل‌گیری تعامل‌های بشری می‌شوند. درحقیقت نهادها مجموعه انتخاب‌های افراد را تعیین و آن را محدود می‌کنند.

عاصم اوغلو و همکارانش (۲۰۰۵) بر این باورند که روند تکامل در نظریه‌های رشد علاوه بر جلب توجهات به سوی نهادها، باعث شده است تا اندیشمندان به این نکته دقت نمایند که تفاوت میان عواملی همچون مالیات، فناوری و سرمایه انسانی به‌دلیل تفاوت در نهادها است. عاصم‌اوغلو و رابینسون (۲۰۱۰)، ضمن تأکید بر اهمیت نهادهای اقتصادی در رشد اقتصادی، معتقدند نهادهای اقتصادی با تأثیر ویژه بر سرمایه‌گذاری در منابع فیزیکی، انسانی، فناوری و همچنین سازمان‌های تولید، باعث شکل‌گیری انگیزه کنشگران اصلی اقتصادی می‌شوند. همچنین از نظر آن‌ها، نهادهای سیاسی همچون شکل حکمرانی یعنی مردم‌سالاری یا دیکتاتوری بودن و محدودیت‌های سیاست‌مداران و نخبگان نیز باعث شکل‌گیری انگیزه‌ها در فضای سیاسی می‌شوند. کوز[5] (۱۹۶۰)، کاهش عدم اطمینان و کاهش هزینه‌های مبادله در فعالیت‌های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی را به‌عنوان مهمترین کارکرد نهادها مطرح می‌کند. علاوه بر این نهادها به واسطه حمایت از حقوق مالکیت، تضمین اجرای قراردادها، بهبود انگیزه‌های کارآفرینی، حفظ ثبات در سطح کلان اقتصادی، مدیریت ریسک‌پذیری و خطرجویی واسطه‌های مالی، ارائه شبکه‌های تأمین اجتماعی و افزایش میزان پاسخگویی و انتقادپذیری حاکمان نیز، مجموعه‌ای از بسترهای مناسب سیاسی، فرهنگی، اقتصادی را در راستای کسب و انباشت مهارت برای افراد جامعه و همچنین انباشت سرمایه و تولید محصول برای بنگاه‌ها فراهم می‌کنند (North, 1990).

رودریک (۲۰۰۵)، نهادها را به چهار گروه مختلف شامل نهادهای خالق بازار[6]، نهادهای تنظیم‌کننده

1. Solow
2. Swan
3. Romer
4. Lucas
5. Coase
6. Market Creating Institutions

بازار[1]، نهادهای تثبیت‌کننده بازار[2] و نهادهای مشروعیت‌بخش به بازار[3] تقسیم کرده است، به‌طوری‌که این تقسیم‌بندی ضمن پوشش دادن تمامی ابعاد نهادها، آن‌ها را بر پایه کارکرد و وظایف اصلی‌شان از یکدیگر متمایز می‌سازد. اهمیت این تقسیم‌بندی از آنجا ناشی می‌شود که بازارها به‌خودی‌خود، ایجاد، تنظیم، تثبیت و توجیه نمی‌شوند. به‌عبارتی‌دیگر، اقتصادها برای ایجاد ساختار انگیزشی جهت تقویت و ثبات آهنگ رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری و کارآفرینی، علاوه بر نهادهای حامی حقوق مالکیت و اجرای قراردادها، نیازمند نهادهایی هستند که زمینه لازم برای تسهیل مبادله، مقابله با شوک‌های تصادفی و تقسیم هزینه ناشی از شوک‌های ایجاد شده را فراهم نمایند. به‌طورکلی می‌توان گفت بازارها از یک‌سو به منظور کاهش سوءاستفاده از قدرت، درونی کردن آثار بیرونی، رفع معضل عدم تقارن اطلاعات، ایجاد استانداردهای تولید، ایمنی و غیره، به قوانین و مقررات تعریف‌شده و از سوی‌دیگر به منظور حل مشکلات بیکاری و تورم به ترتیبات مالی و پولی نیاز دارند (Rodrik, 2005 & 2007).

نهادهای خالق بازار با تضمین الزام به اجرای قراردادها، از حقوق مالکیت محافظت می‌کنند. درحقیقت نهادهای خالق بازار، به حاکمیت قانون، کیفیت اجرای قوانین، اجرای شدن قراردادها، خطر مصادره اموال، نحوه تغییر مقام‌های سیاسی و مواردی از این دست اشاره دارد. نهادهای تنظیم‌کننده بازار نهادهایی هستند که ضمن ممانعت از شکست بازار، باعث تنظیم آهنگ رشد اقتصادی در بلندمدت می‌شوند. زمانی که هزینه‌های مبادله در فرایند عملکرد اقتصادی مانع از درونی‌شدن آثار خارجی به‌کارگیری فناوری‌های نوین در بنگاه شوند، شکست بازار به‌وقوع می‌پیوندد. همچنین شکست بازار می‌تواند به‌دنبال اعمال کلاه‌بردارانه و ضدرقابتی، وجود اطلاعات ناقص یا متقارن نیز رخ دهد. از آن جایی که شکست بازار در کشورهای درحال‌توسعه پدیده‌ای فراگیر است، وجود نهادهای تنظیم‌کننده بازار از اهمیت و ضرورت بالایی برخوردار است. به‌طورکلی می‌توان گفت نهادهای تنظیم‌کننده بازار، مجموعه قواعد، قوانین و مقرراتی هستند که شکست‌های بازار و مشکلات سازمان‌ها را کاهش می‌دهند. نهادهای تثبیت‌کننده بازار، نهادهایی هستند که ضمن ایجاد انعطاف‌پذیری در برابر شوک‌ها، از طریق کاهش فشارهای تورمی و عدم ثبات در سطح کلان اقتصادی، از بحران‌های مالی نیز پیشگیری می‌کنند. توانمندی نهادهای تثبیت‌کننده بازار را می‌توان از طریق اقدام‌هایی همچون استقلال‌بخشی به بانک مرکزی و ایجاد شفافیت و اعتبار در فرایند بودجه‌ریزی و همانند آن افزایش داد. باید در نظر داشت که یکی از دلایل موفقیت اقتصادی کشورهای پیشرفته

1. Market Regulating Institutions
2. Market Stabilizing Institutions
3. Market Legitimizing Institutions

امروزی، وجود نهادهای پولی و مالی تثبیت‌کننده است. نهادهای مشروعیت‌بخش به بازار نیز ضمن توزیع مجدد منابع، تعارض‌های اجتماعی را مهار نموده و در هنگام بروز شوک‌ها، زمینه لازم برای حمایت‌های اجتماعی را فراهم می‌کنند (Rodrik, 2005 & 2007).

صداقت دولت و رشد اقتصادی

واژه صداقت، به فضیلت، فسادناپذیری، اجتناب از فریب و رفتار تصنعی اشاره دارد (Benner & Haan, 2008). هوبرتس و همکاران[1] (۲۰۰۷)، صداقت را به‌عنوان کیفیت عمل بر اساس ارزش ها، هنجارها و اخلاق مناسب در نظر می‌گیرند (Nafi & Kamaluddin, 2019). در مدیریت دولتی، صداقت به درستکاری و امانت‌داری کارکنان در انجام وظایف رسمی، پرهیز از فساد و سوءاستفاده از قدرت اشاره دارد. کارکنان دولتی به پشتوانه برخورداری از معیارهای صداقت قادرند تا ضمن حفظ نظم و انضباط کاری، قوانین و مقررات سازمان خود را رعایت کنند و در قبال اعمال خود نیز پاسخگو باشند. این موضوع می‌تواند به‌عنوان عاملی مهم در القای ارزش‌های اخلاقی محسوب شود (Abd Aziz *et al*., 2015; Mwirigi *et al*., 2017; Kyrychenko, 2018). صداقت مقامات دولتی به‌عنوان یک عامل کلیدی در ایجاد اعتماد عمومی به دولت و همچنین به‌عنوان مفهومی محوری در حکمرانی خوب در نظر گرفته می‌شود (Nafi & Kamaluddin, 2019). از نظر لیو[2] (۲۰۰۳)، صداقت دولت به مهربان و وفادار بودن دولت نسبت به مردم و پرهیز دولت از اقدام‌های فریبکارانه و غیراخلاقی اشاره دارد. در این بین زو[3] (۲۰۰۴) خاطر نشان می‌کند که صداقت دولت هسته صداقت اجتماعی[4] است و ادارات دولتی باید اقدام‌هایی را برای تقویت صداقت دولت و هدایت مسیر به سمت صداقت اجتماعی انجام دهند (Du *et al*., 2018). ای (۲۰۰۵) نیز استدلال می‌کند که صداقت دولت با میزان اعمال قدرت دولت برای حمایت از منافع عمومی ارتباط مستقیم دارد. درحقیقت زمانی که دولت، صداقت خود را از دست می‌دهد، مسئولیت و منافع عمومی از بین می‌روند و به‌دنبال آن با از بین رفتن اقتدار دولت، بحران‌های سیاسی و ناآرامی‌های اجتماعی به‌وجود می‌آیند.

از نظر سازمان هریتیج (۲۰۲۳) صداقت دولت سه مؤلفه ادراک فساد، ریسک رشوه‌خواری و کنترل فساد را دربر می‌گیرد. فساد از طریق ناامنی و اجبار و تهدید در روابط اقتصادی، آزادی اقتصادی را از بین

1. Huberts *et al*.
2. Liu
3. Zou
4. Social Integrity

می‌برد. یکی از بزرگترین نگرانی‌ها در ارتباط با فقدان صداقت دولت، وجود فساد نظام‌مند در نهادهای دولتی و تصمیم‌گیری در قالب اعمالی مانند رشوه‌دهی، اخاذی، تبعیض خویشاوندی، همدستی، اختلاس و سوءاستفاده از روابط است. فقدان صداقت دولت به‌واسطه افزایش هزینه فعالیت‌های اقتصادی، اعتماد عمومی و نشاط اقتصادی را کاهش می‌دهد. اقتصاددانان پنج کانال عمده برای اثرگذاری فساد بر رشد اقتصادی را شناسایی کرده‌اند. اولین مجرا مخدوش نمودن انگیزه‌ها و نیروهای بازار و تخصیص نادرست منابع است. دومین مجرا سوق‌دادن منابع انسانی به سوی فعالیت‌های رانت‌جویانه به جای فعالیت‌های مولد است. سومین مجرا ایجاد مالیات ناکارآمد بر تجارت و درنتیجه افزایش هزینه‌های تولید و کاهش سودآوری سرمایه‌گذاری است. چهارمین مجرا کاهش کیفیت منابع و درنتیجه کاهش بهره‌وری سرمایه‌گذاری است. پنجمین مجرا، اتلاف منابع و کاهش هزینه‌های عمومی به‌دنبال رفتارهای رانت‌جویانه است (Mauro, 1995; Tanzi, 1998; Gupta, 2000; Gyimah-Brempong, 2002). علی‌رغم وجود اجماع گسترده پیرامون تأثیر منفی فساد بر رشد و توسعه اقتصادی، برخی از محققان استدلال می‌کنند که فساد ممکن است منافع اقتصادی نیز به‌دنبال داشته باشد؛ زیرا ضمن فراهم نمودن فرصت‌هایی برای دور زدن مقررات ناکارآمد و تشریفات اداری، فرصت اصلاح ناکامی‌ها و ناکارآمدی‌های دولت به‌وسیله بخش خصوصی را نیز فراهم می‌نماید. همچنین به‌طور بالقوه می‌تواند با حذف موانع دیوان‌سالارانه و کاهش هزینه‌های مبادله، زمینه ورود شرکت‌ها به بازار و درنتیجه رشد اقتصادی را ایجاد نماید (Chene, 2014).

مروری بر مطالعات پیشین

مطالعات داخلی

مرور بر مطالعات داخلی حاکی از وجود دو گروه عمده از مطالعه‌ها با محوریت بررسی تأثیر نهادها بر رشد اقتصادی و تأثیر فساد بر رشد اقتصادی است. در ادامه ابتدا به مطالعه‌های داخلی مربوطه در زمینه اثرگذاری نهادها بر رشد اقتصادی و سپس اثرگذاری فساد بر رشد اقتصادی پرداخته می‌شود:

پورعلی و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) به بررسی تأثیر شاخص‌های کلان اقتصادی و نهادی (شاخص ترکیبی حکمرانی خوب) بر رشد اقتصادی در ۱۵ کشور منتخب درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۹ پرداختند و نتیجه گرفتند که در بین متغیرهای کلان اقتصادی، تورم و بدهی‌های خارجی دارای تأثیر منفی بر رشد اقتصادی می‌باشند و تجارت بین‌الملل،

سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی دارای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی بوده‌اند. در ارتباط با متغیرهای نهادی نیز، شاخص ترکیبی عوامل نهادی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است. نتیجه مطالعه خیاط رسولی و همکاران (۲۰۲۱) که با به‌کارگیری روش خودرگرسیون‌برداری تابلویی (PVAR) به تحلیل اثر کیفیت نهادی و نوع سیستم مالی بر رشد اقتصادی منتخبی از کشورهای اسلامی طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۶ پرداختند، حاکی از آن بود که کیفیت نهادی دولت و نظام مالی مبتنی بر بانک بیشترین اثر را روی رشد اقتصادی کشورهای منتخب داشته است. مبارک و همکاران (۲۰۱۸) نیز با به‌کارگیری روش رگرسیونی انتقال ملایم داده‌های ترکیبی (PStR) به بررسی رابطه بین کیفیت نهادی، حقوق مالکیت فکری و سرمایه انسانی با رشد اقتصادی کشورهای گروه ۷ و گروه ۸ کشور اسلامی درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۶ پرداخته و نشان دادند که در این گروه از کشورها با رد فرضیه خطی بودن، یک مدل دو رژیمی با اندازه آستانه‌ای ۰/۱۹۲۱ برای شاخص‌های کیفیت نهادی وجود داشته است. از طرفی شاخص‌های کیفیت نهادی، آزادی اقتصادی، حقوق مالکیت، سرمایه انسانی و سایر متغیرهای کنترلی بر رشد اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه اثر مثبت داشته‌اند که با شدت بیشتر در مقادیر بالاتر از حد آستانه‌ای محاسبه شده برای شاخص‌های کیفیت نهادی، شاخص‌های آزادی اقتصادی، حقوق مالکیت است. علاوه‌براین، متغیر سرمایه فیزیکی در هر دو رژیم تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است. گوهری و همکاران (۲۰۱۸) با به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (GMM-Sys[1]) به تحلیل اثر کیفیت نهادی و توسعه بخش بانکی بر رشد اقتصادی ۲۴ کشور درحال‌توسعه با درآمد متوسط رو به بالا طی سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۹۶ پرداختند و نشان دادند که ارتقای کیفیت نهادی در کنار اثربخشی مثبت آن بر رشد اقتصادی از اندازه تأثیر منفی توسعه بخش بانکی بر رشد اقتصادی می‌کاهد. در کشورهای صادرکننده نفت نیز میزان اثرپذیری رشد اقتصادی از کیفیت نهادی در سطحی پایین‌تر از کشورهای غیرنفتی قرار دارد. محمدی و ندیری (۲۰۱۴) با استفاده از روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) به بررسی تأثیر نهادهای خالق بازار، تنظیم‌کننده بازار، تبیت‌کننده بازار و مشروعیت‌بخش به بازار بر رشد اقتصادی منتخبی از کشورهای جهان طی دوره زمانی (۲۰۰۹-۱۹۸۰) پرداخته و بدین‌نتیجه دست یافتند که نهادهای خالق بازار و نهادهای تثبیت‌کننده بازار بر تولید ناخالص داخلی سرانه تأثیرگذار هستند، درحالی‌که تأثیرگذاری نهادهای تنظیم‌کننده بازار و مشروعیت‌بخش به بازار بر رشد اقتصادی محل تردید می‌باشد.

1. System Generalized Method of Moments

از میان مطالعات داخلی که با محوریت بررسی اثرگذاری فساد بر رشد اقتصادی انجام شده است، می‌توان به مطالعات زیر اشاره نمود:

حیدری هراتمه (۲۰۲۲) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) به تحلیل اثر فساد بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در ۴۴ کشور منتخب جهان طی دوره زمانی (۱۳۹۹-۱۳۸۶) پرداخت و نشان داد که فساد ضمن ممانعت از رشد اقتصادی، با منحرف کردن سرمایه‌گذاری بین‌المللی بر سرمایه‌گذاری در یک اقتصاد باز نیز تأثیر می‌گذارد. حسنی‌مقدم و همکاران (۲۰۲۱) نیز با استفاده از روش برآوردی گشتاورهای تعمیم‌یافته تابلویی (PGMM) و خودرگرسیون‌برداری تابلویی (PVAR) به بررسی نقش کنترل فساد در اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی در منتخبی از کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا طی دوره زمانی (۲۰۱۹-۲۰۰۲) میلادی پرداخته و نتیجه گرفتند که متغیرهای کنترل فساد و همچنین اثر متقاطع کنترل فساد و نقدینگی و اثر متقاطع کنترل فساد و مخارج مصرفی نهایی دولت بر رشد اقتصادی اثر مثبت داشته‌اند. از طرفی متغیرهای نقدینگی و مخارج مصرفی نهایی دولت بر رشد اقتصادی بدون کنترل فساد اثر منفی داشته‌اند. نتایج مطالعه محسنی زنوزی و همکاران (۲۰۱۷) با به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تابلویی (GMM) برای تحلیل اثر کنترل فساد و نقدینگی بر رشد اقتصادی ۳۱ کشور منتخب درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۲ حاکی از آن بود که کنترل فساد رشد اقتصادی را در کشورهای مورد بررسی افزایش داده است. از طرفی در صورت کنترل همزمان فساد و نقدینگی، نقدینگی بیشتر می‌تواند از طریق کنترل فساد به رشد اقتصادی بیشتر بی‌انجامد. از دیگر نتایج این مطالعه اثر مثبت جهانی‌سازی و سرمایه سرانه بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب می‌باشد. حیدری و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی (PSTR) به بررسی تأثیرهای آستانه‌ای بالقوه در رابطه بین شاخص کنترل فساد و رشد تولید ناخالص داخلی در کشورهای عضو گروه دی هشت طی دوره زمانی (۲۰۱۱-۱۹۹۶) میلادی پرداختند و نشان دادند که رابطه‌ای غیرخطی و مدلی با دو رژیم وجود داشته که در هر دو رژیم متغیر کنترل فساد بر رشد تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت داشته، به‌طوری‌که این تأثیر در رژیم دوم و پس از عبور از سطح بالای فساد به سطوح پایین‌تر آن، افزایش داشته است.

مطالعات خارجی

مرور بر مطالعات خارجی نیز حاکی از وجود سه گروه عمده از مطالعات با محوریت بررسی تأثیر صداقت دولت بر رشد اقتصادی، تأثیر فساد بر رشد اقتصادی و تأثیر نهادها بر رشد اقتصادی است.

در ادامه ابتدا به مطالعات خارجی مربوطه در زمینه اثرگذاری صداقت دولت بر رشد اقتصادی، سپس اثرگذاری فساد بر رشد اقتصادی و درنهایت تأثیر نهادها بر رشد اقتصادی پرداخته می‌شود:

نتیجه مطالعه احمد و همکاران[1] (۲۰۲۳) که با استفاده از رویکردهای حداقل مربعات معمولی[2]، مدل اثرهای تصادفی و حداقل مربعات قوی[3] به بررسی اثرهای تجزیه شده و ترکیبی آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای بنگلادش، هند، پاکستان و سریلانکا طی دوره زمانی (۲۰۲۱-۱۹۹۵) پرداخته، حاکی از آن است که حقوق مالکیت، آزادی تجارت، انتخاب سرمایه‌گذاری و آزادی مالی تأثیر مثبت، قوی و قابل‌توجهی بر رشد اقتصادی دارند، این در حالی است که افزایش بار مالیاتی مانع از توسعه اقتصادی می‌شود. در این میان تأثیر صداقت دولت بر رشد اقتصادی غیرقطعی و مبهم بوده است. سرولو-رویو و همکاران[4] (۲۰۲۳) با استفاده از روش تحلیل مقایسه‌ای کیفی[5] (QCA) به تحلیل اثر صداقت دولت، آزادی کسب‌وکار، آزادی کار و بار مالیاتی بر رشد تولید ناخالص داخلی و بیکاری ۲۳ کشور عضو منطقه یورو طی دوره زمانی (۲۰۱۹-۲۰۱۵) پرداختند و بدین‌نتیجه دست یافتند که ترکیب سطوح بالای آزادی کسب‌وکار، آزادی کار و صداقت دولت باعث ایجاد سطوح بالایی از رشد اقتصادی و کاهش نرخ بیکاری می‌شود. نتایج مطالعه اوزیلماز[6] (۲۰۲۲) که با استفاده از روش رگرسیون چندک مقطعی[7] و رگرسیون حداقل مربعات تلفیقی[8] به بررسی تأثیر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی ۱۵۵ کشور جهان با در نظر گرفتن داده‌های سال ۲۰۲۱ میلادی پرداخته است، حاکی از آن است که صداقت دولت، آزادی تجارت، سلامت مالی، آزادی کسب‌وکار، آزادی مالی، حقوق مالکیت و آزادی پولی تأثیر مثبت و مخارج دولت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته‌اند.

از جدیدترین مطالعات خارجی با محوریت بررسی اثرگذاری فساد بر رشد اقتصادی، می‌توان به مطالعه زیر اشاره نمود:

بیرت و همکاران[9] (۲۰۲۳) با استفاده از تحلیل رگرسیون درختی[10] به بررسی اثرهای مستقیم و غیرمستقیم بالقوه فساد بر رشد اقتصادی ۱۰۳ کشور منتخب جهان طی دوره زمانی (۲۰۱۷-۱۹۹۶)

1. Ahmed *et al*.
2. Ordinary Least Squares
3. Robust Least Squares
4. Cervello-Royo *et al*.
5. The Qualitative Comparative Analysis
6. Özyilmaz
7. Cross-Section Quantile Regression
8. Pooled Least Squares Regression
9. Beyaert *et al.*
10. Regression-Tree Analysis

پرداختند و نشان دادند که فساد هیچ تأثیر مستقیمی بر رشد اقتصادی ندارد؛ اما به‌طور غیرمستقیم رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. علاوه بر این اقتصاد کشورهایی که به کنترل فساد می‌پردازند در مقایسه با اقتصاد کشورهایی که با میزان بالای فساد مواجه هستند، از ثبات بیشتر برخوردار است.

در ادامه نیز به یکی از جدیدترین مطالعات خارجی در زمینه بررسی اثر آستانه‌ای نهادها بر رشد اقتصادی اشاره می‌شود.

اوگبارو[1] (۲۰۱۹) با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای پویای تابلویی (PDStR) به تحلیل اثر آستانه‌ای کیفیت نهادی بر رشد اقتصادی ناشی شده از استفاده از زیرساخت‌های کارآمد در ۴۱ کشور عضو صحرای آفریقا طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۶ پرداخت و بدین نتیجه دست یافت که رابطه بین استفاده از زیرساخت‌های اقتصادی کارآمد و رشد اقتصادی با توجه به کیفیت نهادی غیرخطی بوده است. حد آستانه شاخص کیفیت نهادی که استفاده کارآمد از زیرساخت ها را در تحریک رشد تضمین می کند، برابر با ۰/۴۱۰ بوده است. به‌طور متوسط، کشورهای منطقه صحرای آفریقا زیر این سطح آستانه عمل می کنند و ازاین‌رو رشد ضعیفی دارند.

روش پژوهش

تصریح الگو و معرفی متغیرها

برای دستیابی به هدف این مقاله که تعیین و تحلیل حد آستانه اثرگذاری شاخص کیفیت نهادی بازار بر رشد اقتصادی با تأکید بر صداقت دولت در ۱۹ کشور منتخب درحال‌توسعه با درآمد متوسط رو به پایین[2] طی دوره زمانی ۲۰۲۲-۲۰۱۴ است، از الگوی رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PStR) که روشی برای تعیین حد آستانه است، استفاده می‌شود. بدین‌منظور از مطالعات گونزالز و همکاران[3] (۲۰۱۷) و کولیتاز و هارولین[4] (۲۰۰۶) پیروی می شود که بر اساس الگویی دارای دو حد آستانه و یک تابع انتقال و به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$GDPPG_{it}=\pi_i+\alpha_1 k_{it}+\alpha_2 TSE_{it}+\alpha_3 INT_{it}+\alpha_4 TRD_{it}+\lambda_0 IQ_{it}F(IQ_{it},GI_{it};\gamma,c)+\mu_{it} \quad (1)$$
$$t=1,\dots..,T \quad i=1,\dots,N$$

1. Ogbaro

۲. کشورهای منتخب شامل الجزایر، آنگولا، بنگلادش، کامرون، مصر، هندوراس، هند، اندونزی، ایران، کنیا، پاکستان، فیلیپین، کنگو، سنگال، سریلانکا، تانزانیا، تونس، مراکش و نیکاراگوئه است.

3. González *et al*.

4. Colletaz and Hurlin

در معادله (۱) π_i اثرهای ثابت مقاطع، α_iها ضرایب برآوردی، λ_0 ضریب تابع انتقال t بیانگر زمان، i نشان‌دهنده مقاطع (کشورها) و μ_{it} نیز جز خطا است. $GDPPG_{it}$ بیانگر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه (نسبت تولید ناخالص داخلی به جمعیت) به‌عنوان متغیر وابسته است. داده‌های مربوط به این متغیر از تارنمای بانک جهانی (WDI) استخراج می‌شود. GI_{it} متغیرهای مستقل اثرگذار بر رشد اقتصادی شامل متغیر نهادی صداقت دولت است که دربرگیرنده معیارهای کنترل فساد، ریسک رشوه‌خواری و ادراک فساد است. مقیاس این شاخص رتبه است و داده‌های مربوط به آن از تارنمای سازمان هریتیج استخراج می شود.

IQ_{it} کیفیت نهادی بازار است که از میانگین ساده نهاد تنظیم‌کننده بازار و نهاد تثبیت‌کننده بازار حاصل می‌شود. به‌منظور سنجش کیفیت نهادهای تنظیم‌کننده بازار از میانگین دو شاخص مقررات و کنترل‌های اعمال شده در بازار اعتبارات و مقررات و کنترل‌های اعمال شده در بازار کار استفاده می‌شود. برای سنجش کیفیت نهادهای تثبیت‌کننده بازار نیز از شاخص دسترسی پول سالم استفاده می‌شود و داده‌های مربوط به هر سه شاخص از تارنمای سازمان فریزر[1] استخراج می‌شود.

دیگر متغیرهای مستقل شامل متغیرهای پایه‌ای مدل‌های رشد اقتصادی همچون K_{it} سرمایه فیزیکی سرانه (انباشت سرمایه ناخالص به قیمت ثابت سال ۲۰۱۵ میلادی بر حسب دلار تقسیم بر نیروی کار)، TSE_{it} سرمایه انسانی (درصد ثبت نام ناخالص در مقطع متوسطه)، INT_{it} فناوری (درصدی از جمعیت که از اینترنت استفاده می‌کنند) و TRD_{it} تجارت خارجی (نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی) می‌باشد که داده‌های مربوط به این متغیرها از تارنمای بانک جهانی (WDI) استخراج می‌شود.

تابع $F(IQ_{it},GI_{it};\gamma,c)$ بیانگر تابع انتقالی است که پیوسته و کراندار بوده و بین صفر و یک قرار می‌گیرد. در این الگو متغیر انتقال از بین متغیرهای توضیحی یا وقفه متغیر وابسته و یا متغیر دیگری که خارج از الگو است ولی از لحاظ مبانی نظری با الگو مورد مطالعه مرتبط است و عامل ایجاد رابطه غیرخطی می‌باشد، قابل انتخاب است (شهبازی و سعیدپور، ۲۰۱۳). در این مقاله متغیر صداقت دولت (GI_{it}) به‌عنوان متغیر انتقال و متغیر کیفیت نهادی بازار (IQ_{it}) به‌عنوان متغیر دارای اثرهای آستانه‌ای در نظر گرفته می‌شود. تابع انتقال به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۱۷)، به‌صورت لاجستیکی به‌صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$F(IQ_{it}, GI_{it}; \gamma, c) = [1 + \exp(-\gamma\pi(IQ_{it} - c_i)]^{-1}, \gamma > 0, c_1 \leq c_1 \leq \cdots \leq c_m. \qquad (۲)$$

1. Fraser Institute

در معادله (۲) c_j برداری m بعدی از مقدار حدهای آستانه‌ای است. γ نیز پارامتر شیب است که سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد.

در الگوی PStR ضرایب تخمینی با توجه به مشاهدات متغیر انتقال و پارامتر شیب به‌صورت پیوسته میان دو حالت حدی F=1 و F=0 تغییر می‌یابد که این دو حالت حدی به‌صورت زیر تصریح می‌گردند:

$$Y=\begin{cases}\mu_i + \hat{\beta}_0 X_{it} + u_{iu} & F=0\\ \mu_i+(\hat{\beta}_0+\hat{\beta}_1)X_{it}+u_{it} & F=1\end{cases} \qquad (۳)$$

ازآنجا که پارامترهای، با پارامتر شیب در تابع انتقال متناسب هستند، می‌توان آزمون خطی بودن را انجام داد. مبنای کار در این آزمون، آماره‌های ضریب لاگرانژ والد (LM_W)، ضریب لاگرانژ فیشر (LM_F) و نسبت درست‌نمایی (LR) است که توسط کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) ارائه شده‌اند. گام بعدی پس از تأیید وجود رابطه غیرخطی میان متغیرها، اطمینان از نبود رابطه غیرخطی در باقیمانده‌ها است. پس از اطمینان از غیرخطی بودن رابطه بین متغیرها، عدم وجود رابطه غیرخطی بین باقیمانده‌ها و انتخاب یک تابع انتقال، لازم است به تعیین انتخاب تعداد حدهای آستانه‌ای برای مدل نهایی پرداخته شود. گونزالز و همکاران (۲۰۱۷)، برای تبیین تغییرپذیری پارامترها، لحاظ کردن یک یا دو مقدار آستانه‌ای (m=1 یا m=2) را کافی دانسته و بیان می‌کنند که برای m=1، مدل PStR با توجه به مقادیر کمتر و بیشتر متغیر انتقال (q_{it}) در مقایسه با مقدار حد آستانه‌ای (C_1) و با یک تابع انتقال یکنواخت، دو رژیم حدی وجود خواهد داشت. چنانچه پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند، مدل PStR به مدل دو رژیمی آستانه‌ای تابلویی PTR تبدیل می‌شود. درواقع، تابع انتقال زمانی که $q_{it} > C_1$ باشد، مقدار یک و در غیر این‌صورت مقدار صفر را اختیار می‌کند. در حالت m=۲، نقطه حداقل تابع انتقال در $\frac{(C_1+C_2)}{2}$ رخ می‌دهد و مقدار یک را برای مقادیر کمتر و بیشتر متغیر انتقال (IQ_{it}) لحاظ می‌کند و درصورتی‌که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند، مدل PStR تبدیل به یک مدل آستانه‌ای سه رژیمی می‌شود. اگر پارامتر شیب به سمت صفر میل کند، با هر تعداد حد آستانه‌ای، مدل PStR، یک مدل رگرسیونی خطی یا همگن با اثرهای ثابت خواهد بود.

نتیجه آزمون‌های آماری و برآورد الگو

آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مورد استفاده در الگوی پژوهش در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: آمار توصیفی

متغیر	نماد	میانگین	حداقل	حداکثر
رشد تولید ناخالص داخلی سرانه	GDPPG	۲۶۱۵/۰۱۶	۸۷۴/۳۶۷	۵۴۰۱/۴۵۶
صداقت دولت	GI	۳۰/۷	۱۲/۸	۴۸/۱
کیفیت نهادی بازار	IQ	۷/۱۱۴	۴/۴۴۵	۸/۸۲۸
سرمایه فیزیکی سرانه	K	۵۴۰۲۵۹	۲۶۸۴/۵۷	۶۸۹۹۷۹۳
سرمایه انسانی (درصد ثبت‌نام ناخالص در مقطع متوسطه)	TSE	۲۴/۳۵۱	۳/۰۹۲	۷۲/۹۶۱
افرادی که از اینترنت استفاده می‌کنند (درصدی از جمعیت)	INT	۳۲/۷۱۹	۴/۴	۸۵
تجارت خارجی (درصدی از تولید ناخالص داخلی)	TRD	۵۸/۷۵۷	۲۴/۷۰۱	۱۳۰/۷۷۷

منبع: یافته‌های پژوهش

برای بررسی مانایی داده‌های پانل می‌توان از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته[1]، لوین، لین و چاو[2]، فیشر[3]، ایم، شین و پسران[4]، هادری[5] و پسران استفاده کرد که البته انتخاب آزمون مناسب از بین این آزمون‌ها در گام اول نیازمند بررسی وجود وابستگی مقطعی است، به‌طوری‌که در صورت وجود وابستگی مقطعی لازم است از آزمون پسران استفاده شود و در غیر این‌صورت می‌توان از سایر آزمون‌ها استفاده نمود. نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران برای متغیرهای مدل (۱) در جدول (۲) ارائه شده است. فرضیه صفر در این آزمون عدم وجود وابستگی مقطعی در متغیرهای مورد آزمون است و فرضیه مخالف از وجود وابستگی مقطعی حکایت دارد.

1. Augmented Dicky Fuller
2. Levin, Lin, Chu
3. Fisher
4 .Im, Shin and Pesaran
5. Hadri

جدول ۲: نتیجه آزمون استقلال مقطعی پسران

آماره CD	احتمال آماره
۷/۶۴	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج به‌دست آمده در جدول (۲) نشان می‌دهد که احتمال آماره آزمون CD از ۰/۰۵ کوچکتر است، بدین‌ترتیب فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی مقطعی در مدل پژوهش رد می‌شود و مقاطع به یکدیگر وابسته هستند. با توجه به وجود وابستگی مقطعی بین متغیرها، برای آزمون مانایی از آزمون پسران (CIPS)، که وجود وابستگی بین مقاطع را در نظر می‌گیرد، استفاده می‌شود. جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد داده‌های پانلی را در سطح نمایش می‌دهد.

جدول ۳: نتایج آزمون مانایی پسران CIPS

نام متغیر	نماد متغیر	آماره t	احتمال آماره
رشد تولید ناخالص داخلی سرانه	$GDPPG_{it}$	-۲/۲۲۷	*<۰/۱
شاخص صداقت دولت	GL_{it}	-۵/۱۸۰	<۰/۰۱
کیفیت نهادی بازار	IQ_{it}	-۶/۷۳۳	<۰/۰۱
تجارت خارجی	TRD_{it}	-۵/۷۳۷	<۰/۰۱
سرمایه انسانی	TSE_{it}	-۳/۳۵۷	<۰/۰۱
فناوری	P_{it}	-۵/۱۷۵	<۰/۰۱
سرمایه فیزیکی سرانه	K_{it}	-۷/۲۷۲	<۰/۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

* متغیر در سطح اطمینان ۹۰ درصد مانا است.

مطابق با نتایج جدول (۳) آزمون مانایی عدم وجود ریشه واحد را برای تمام متغیرهای موجود در مدل پژوهش تأیید می‌کند. بدین‌ترتیب بدون نگرانی از ایجاد رگرسیون کاذب می‌توان به برآورد مدل اقدام نمود.

همان‌طور که پیش‌تر بیان شد شرط استفاده از روش PStR اطمینان از غیرخطی بودن مدل است. بدین‌ترتیب آزمون تشخیص خطی یا غیرخطی بودن مدل با فرضیه صفر خطی بودن مدل و فرضیه

مخالف غیرخطی بودن مدل انجام می‌شود. درصورتی‌که احتمال آماره از ۰/۰۵ کوچکتر باشد، فرضیه خطی بودن رد می‌شود و غیرخطی بودن مدل نتیجه گرفته می‌شود. نتایج مربوط به آزمون تشخیصی خطی بودن مدل در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴: نتیجه آزمون خطی بودن مدل

آماره LR	احتمال آماره
۱/۹۸	۰/۰۴۳

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با نتایج جدول (۴)، آماره LR برای تشخیص خطی بودن مدل در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد از وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مدل حکایت دارد.

اکنون که از غیرخطی بودن مدل اطمینان حاصل شد، اقدام به تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای می‌شود. بر اساس پیشنهاد کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) مدل در دو حالت وجود یک حد آستانه و وجود دو حد آستانه تخمین زده می‌شود. سپس در هر یک از این حالات مقادیر مجموع مجذور باقیمانده‌ها با استفاده از معیارهای آکائیک و شوارتز بیزین[1] با یکدیگر مقایسه می‌شود و مدلی که دارای مقدار آماره کوچکتری است، پذیرفته می‌شود. درصورتی‌که نتایج معیارهای آکائیک و شوارتز با هم یکسان نباشد، بهتر است معیار شوارتز بیزین ملاک انتخاب قرار بگیرد.

جدول ۵: نتیجه آزمون تعیین تعداد حدهای آستانه‌ای

تعداد حد آستانه	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار آکائیک	معیار شوارتز بیزین
۱	۰/۱۸۸۵	-۶۶۹/۱۵	-۶۴۴/۰۲
۲	۰/۱۸۱۵	-۶۶۴/۷۳	-۶۳۶/۴۵

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که مدل با وجود یک حد آستانه از معیار آکائیک و شوارتز- بیزین کوچکتری نسبت به مدل دارای یک حد آستانه برخوردار است؛ بنابراین مدل با وجود یک حدآستانه کارایی بیشتری دارد. نتایج حاصل از برآورد مدل با یک حدآستانه و دو رژیم حدی در جدول (۶) ارائه شده است.

1. Akaike information criterion &Schwarz _Bayesian information criterion

جدول ۶: نتایج برآورد مدل پژوهش به روش PStR

متغیر وابسته: رشد سرانه $GDPPG_{it}$				متغیر انتقال: صداقت دولت GI_{it}			
متغیرهای آستانه‌ای							
		بخش خطی (رژیم اول)			**بخش غیرخطی (رژیم دوم)**		
نام متغیر	نماد	ضریب	آماره t	احتمال آماره	ضریب	آماره t	احتمال آماره
شاخص کیفیت نهادی بازار	IQ_{it}	۰/۰۲۶	۰/۴۸	۰/۶۳۵	۰/۱۱۴	۲/۱۷	۰/۰۳۲
شاخص صداقت دولت	GI_{it}	۰/۶۶۴	۴/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۰۰	۳/۳۶	۰/۰۰۱
متغیرهای کنترل							
نام متغیر	**نماد**	**ضریب**		**آماره t**		**احتمال آماره**	
سرمایه انسانی	TSE_{it}	۰/۱۲۴		۱/۸۶		۰/۰۶۵	
سرمایه فیزیکی سرانه	K_{it}	۰/۱۸۸		۳/۹۱		۰/۰۰۰	
فناوری	INT_{it}	۰/۰۹۴		۳/۶۶		۰/۰۰۰	
تجارت خارجی	TRD_{it}	۰/۱۱۹		۲/۳۷		۰/۰۱۹	
عرض از مبدأ	C	۰/۱۳۹		۳/۱۳		۰/۰۰۲	
حدآستانه متغیر انتقال صداقت دولت GI_{it} = ۰/۰۱۷				شیب تابع انتقال = ۰/۵۷			

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با نتایج جدول (۶) مقدار حدآستانه متغیر انتقال صداقت دولت برابر با ۰/۰۱۷ درصد حاصل شده است که نشان می‌دهد وقتی شاخص صداقت دولت که بین صفر تا یک استانداردسازی شده است به ۰/۰۱۷ درصد برسد نحوه یا میزان اثرگذاری متغیر صداقت دولت بر رشد اقتصادی تغییر خواهد یافت و تابع رشد اقتصادی از یک رژیم به رژیم دیگری منتقل می‌شود. به‌عبارتی این حد نقطه انتقال تابع رشد اقتصادی است و شروع رژیم حدی دوم را نشان می‌دهد. شیب تابع انتقال که سرعت انتقال رشد اقتصادی از رژیم اول به رژیم دوم را نشان می‌دهد، برابر با ۰/۵۷ حاصل شده است. ضریب برآوردی شاخص صداقت دولت در رژیم اول (قبل از رسیدن این متغیر به حدآستانه خود) برابر با ۰/۶۶۴ و در رژیم دوم (بعد از عبور این متغیر از حدآستانه خود) برابر با ۰/۱ است. به‌عبارتی در رژیم اول و دوم یک درصد افزایش در صداقت دولت به ترتیب منجر به ۰/۶۶۴ و ۰/۱ درصد افزایش در رشد اقتصادی شده است. ملاحظه می‌شود که صداقت دولت در هر دو رژیم اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است، هرچند در رژیم دوم این اثر کاهش یافته است. ضریب برآوردی شاخص کیفیت نهادی

بازار در رژیم اول (قبل از رسیدن متغیر انتقال صداقت دولت به حدآستانه) اثری مثبت اما از نظر آماری بی‌معنایی داشته است. این در حالی است که در رژیم دوم (بعد از عبور متغیر انتقال صداقت دولت از حدآستانه) اثر شاخص کیفیت نهادی بازار معنادار شده و ضریب برآوردی آن برابر با ۰/۱۱۴ است، بدین‌معنا که در رژیم دوم یک درصد افزایش در کیفیت نهادی بازار منجر به ۰/۱۱۴ درصد افزایش در رشد اقتصادی شده است. ضرایب متغیرهای کنترلی موجود در مدل نیز بیانگر اثر مثبت و معنادار سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی سرانه، فناوری و تجارت خارجی بر رشد اقتصادی است.

پس از برآورد مدل به روش PStR لازم است از عدم وجود رابطه غیرخطی اضافه در اجزای باقیمانده یا به‌عبارتی اجزای اخلال اطمینان حاصل کرد. فرضیه صفر این آزمون دال بر عدم وجود رابطه غیرخطی اضافی در اجزای خطاست و فرضیه مخالف بر وجود رابطه غیرخطی اضافی در اجزای خطا دلالت دارد. نتیجه آزمون مذکور در جدول (۷) گزارش شده است.

جدول ۷: نتیجه آزمون باقی نماندن رابطه غیرخطی اضافی در جزء خطا

آماره F	احتمال آماره
۱۵/۹۸	۰/۱۰۰۰

منبع: یافته های پژوهش

مطابق با نتایج جدول (۷)، با توجه به اینکه احتمال آماره F از ۰/۰۵ بزرگتر است، فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم وجود رابطه غیرخطی اضافه در اجزای خطا رد نمی‌شود. بدین‌ترتیب می‌توان از صحت مدل برآورد شده مطمئن بود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

در مقاله حاضر که با هدف تحلیل اثرهای آستانه‌ای کیفیت نهادی بازار بر رشد اقتصادی با تأکید بر صداقت دولت در منتخبی از کشورهای درحال‌توسعه با درآمد متوسط رو به پایین طی دوره زمانی ۲۰۲۲-۲۰۱۴ و با روش StR انجام شد، نتایج زیر حاصل شد:

- شاخص صداقت دولت که به‌منزله کاهش فساد در بدنه دولت می‌باشد، متغیر انتقال برای تابع رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه است که دارای یک حدآستانه می‌باشد و منجر به ایجاد دو رژیم حدی برای تابع رشد اقتصادی شده است، به‌طوری‌که مقدار حدآستانه شاخص صداقت دولت برابر با

۰/۰۱۷ درصد حاصل شده است. شیب تابع انتقال نیز برابر با ۰/۵۷ است که از سرعت انتقال از رژیم اول به دوم حکایت دارد. از طرفی شاخص صداقت دولت در هر دو رژیم اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی برجای گذاشته است که این نتیجه با نتایج مطالعات حیدری هراتمه (۲۰۲۲)، حسنیمقدم و همکاران (۲۰۲۱)، محسنی زنوزی و همکاران (۲۰۱۷)، حیدری و همکاران (۲۰۱۴)، سرولو-رویو و همکاران (۲۰۲۳) و اوزیلماز (۲۰۲۲) مطابقت دارد.

- شاخص کیفیت نهادی بازار که از میانگین دو شاخص نهاد تنظیم‌کننده بازار و نهاد تثبیت‌کننده بازار حاصل شده است، در رژیم اول اثر معناداری بر رشد اقتصادی نداشته اما با رسیدن متغیر انتقال (صداقت دولت) به حدآستانه و ورود به رژیم دوم اثر این شاخص بر رشد اقتصادی مثبت و معنادار است. بدین‌ترتیب تا زمانی‌که صداقت دولت پایین (فساد دولت بالا) بوده، کیفیت نهادی بازار اثر معناداری بر رشد اقتصادی نداشته است. با افزایش صداقت دولت (کاهش فساد دولت) بهبود کیفیت نهادی بازار منجر به ارتقای رشد اقتصادی شده است. بی‌معنا بودن اثر شاخص کیفیت نهادی در رژیم اول با نتیجه مطالعه محمدی و ندیری (۲۰۱۴) مطابقت دارد. اثر مثبت شاخص کیفیت نهادی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در رژیم دوم با نتایج حاصل از مطالعات یزدان‌شناس با حقوق و همکاران (۲۰۲۲)، پورعلی و همکاران (۲۰۲۱)، خیاط رسولی و همکاران (۲۰۲۱)، مبارک و همکاران (۲۰۱۸)، گوهری و همکاران (۲۰۱۸)، محمدی و ندیری (۲۰۱۴)، اوگبارو (۲۰۱۹) سازگار است.

- سایر نتایج از اثر مثبت سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی سرانه، فناوری و تجارت خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب طی دوره مورد مطالعه حکایت دارد که با نتایج مطالعات پورعلی و همکاران (۲۰۲۱) و مبارک و همکاران (۲۰۱۸) مطابقت دارد.

با توجه به اینکه متغیر صداقت دولت در هر دو رژیم به افزایش رشد اقتصادی منجر شده است و همچنین با افزایش خود و رسیدن به حدآستانه ۰/۰۱۷ درصد منجر به اثرگذاری بهبوددهنده کیفیت نهادی بازار بر رشد اقتصادی شده است، لازم است انجام اقدام‌هایی در جهت افزایش صداقت دولت یا به‌عبارتی کاهش فساد و رشوه‌خواری در دستور کار دولت‌های کشورهای مورد بررسی قرار بگیرد. از اقدام‌هایی که به کاهش فساد و در نتیجه افزایش صداقت دولت منتهی می‌شود، دسترسی هر چه بیشتر به اطلاعات شفاف است که باعث می‌شود معاملات پنهان، توافقات غیررسمی و تبادلات غیرقانونی در بازار کمتر شکل بگیرند. به‌منظور دسترسی به اطلاعات شفاف لازم است که محدودیت‌های موجود در زمینه افشای فسادهای مالی و اقتصادی برداشته شود تا عموم مردم به‌طور یکسان به این اطلاعات دسترسی داشته باشند. پژوهش حاضر که جهت تعیین کیفیت نهادی بازار که از میانگین نهادهای تنظیمکننده

(دربرگیرنده میانگین دو شاخص مقررات و کنترل‌های اعمال شده در بازار اعتبارات و مقررات و کنترلهای اعمال شده در بازار کار) و نهادهای تثبیتکننده بازار (شاخص دسترسی به پول سالم) بر رشد اقتصادی با تعیین نقش صداقت دولت در نحوه اثرگذاری کیفیت نهادی بازار بر رشد اقتصادی قبل و بعد از حدآستانه انجام شد با محدودیت‌هایی مواجه بود. دسترسی به داده‌های آماری تنها برای ۱۹ کشور درحال‌توسعه با درآمد متوسط رو به پایین و کامل نبوده، داده‌ها برای دوره‌های زمانی قبل از سال ۲۰۱۴ و بعد از سال ۲۰۲۲ منجر به محدود شدن قلمرو مکانی و زمانی پژوهش شد.

اظهاریه قدردانی

نویسندگان از حمایت و همکاری معنوی سردبیر محترم، داوران ناشناس و کارشناسان مجله برنامه‌ریزی و بودجه کمال تشکر را دارند. همچنین از زحمات ویراستاران علمی و ادبی نشریه قدردانی می‌شود.

منابع

الف) انگلیسی

Abd Aziz, M. A., Ab Rahman, H., Alam, M. M., & Said, J. (2015). Enhancement of the accountability of public sectors through integrity system, internal control system and leadership practices: A review study. *Procedia Economics and Finance*, 28, 163-169. https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)01096-5

Ace moglu, D., & Robinson, J. A. (2010). The role of institutions in growth and development. https://doi.org/10.5202/rei.v1i2.1

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2001). The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. *American economic review*, 91(5), 1369-1401. https://doi.org/10.1257/aer.91.5.1369

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2005). Institutions as the fundamental cause. https://doi.org/10.3386/w10481 PMCid:PMC544586

Ahmed, S., Mushtaq, M., Fahlevi, M., Aljuaid, M., & Saniuk, S. (2023). Decomposed and composed effects of economic freedom on economic growth in south Asia. *Heliyon*, 9(2). https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e13478 PMid:36846654 PMCid:PMC9950822

Benner, H., & de Haan, I. (2008). SAINT: A tool to assess the integrity of public sector organizations. *International Journal of Government Auditing*, 35(2), 16.

Beyaert, A., García-Solanes, J., & Lopez-Gomez, L. (2023). Corruption, quality of institutions and growth. *Applied Economic Analysis*, 31(91), 55-72. DOI:10.1108/AEA-11-2021-0297 https://doi.org/10.1108/AEA-11-2021-0297

Bhattacharyya, Sambit. (2009). Unbundled institutions, human capital and growth. *Journal of*

Comparative Economics, Elsevier, 37(1): 106-120. https://doi.org/10.1016/j.jce.2008.08.001 https://doi.org/10.1016/j.jce.2008.08.001
Cervelló-Royo, R., Devece, C., & Blanco-González Tejero, C. (2023). Economic freedom influences economic growth and unemployment: an analysis of the Eurozone. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 36(2), 2175007. https://doi.org/10.1080/1331677X.2023.2175007
Chêne, M. (2014). The impact of corruption on growth and inequality. Transparency International, 1-11.
Colletaz, G., & Hurlin, C. (2006). Threshold effects of the public capital productivity: an international panel smooth transition approach.
Du, J., Li, W., Lin, B., & Wang, Y. (2018). Government integrity and corporate investment efficiency. *China Journal of Accounting Research*, 11(3), 213-232. https://doi.org/10.1016/j.cjar.2017.03.002
E, Z. H. (2005). The exploration of our government integrity problems. *Legal Forum 20* (6), 91-95.
Easterly, W., & Levine, R. (2003). Tropics, germs, and crops: how endowments influence economic development. *Journal of monetary economics*, 50(1), 3-39. https://doi.org/10.1016/S0304-3932(02)00200-3
Eftimoski, M., & McLoughlin, K. (2019). Housing policy and economic growth in China. RBA Bulletin, March, viewed, 31.Growth. Elsevier. p. 385.
Gholizadeh, A. A., & Barati, J. (2011). The Impact of Housing and Non- Housing Investment on GDP in Open Economy: Case Study of Iran. *Journal of economics and regional development*, 18(1), 127-151. Doi:10.22067/erd.v18i1.13678
Gohari, L., Karimi Moughari, Z., & Zaroki, S. (2018). An Interactive Effect of Institutional Quality and Banking Development on Economic Growth: The Applied of Financial Combined Indicator. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 5(1), 183-212. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_7109_02f5bc9e75eb49ce86f837348f99be74.pdf
Gonzalez, A., Teräsvirta, T., Van Dijk, D., & Yang, Y. (2017). Panel smooth transition regression models.
Gupta, S., Davoodi, H. R., & Tiongson, E. (2000). Corruption and the provision of health care and education services. https://doi.org/10.2139/ssrn.879858
Gwartney, J., Lawson, R., Hall, J., Murphy, R., Djankov, S., & McMahon, F. (2022). Economic freedom of the world: 2022 annual report. Fraser Institute. https://doi.org/10.53095/88975001
Gyimah-Brempong, K. (2002). Corruption, economic growth, and income inequality in Africa. *Economics of governance*, 3, 183-209. https://doi.org/10.1007/s101010200045
Hall, R. E., & Jones, C. I. (1999). Why do some countries produce so much more output per worker than others? The quarterly journal of economics, https://doi.org/10.1162/003355399555954
Hasanimoghadam, R., Farhang, A., Abounoori, A., & Mohammadpour, A. (2021). The effect of corruption control and economic policies on economic growth in the Middle East and North Africa (MENA). Journal of Econometric Modelling, 6(4), 61-91. Doi: 10.22075/jem.2021.24662.1643
Heidari Haratemeh, M. (2022). Investigating the Impact of Corruption on Investment and Economic Growth. *Iranian Pattern of Progress*, 10(2), 135-160. Dor: 20.1001.1.23295

599.1401.10.2.3.9

Heidari, H., Alinazhad, R., Mohseni Zonozi, S. J., & Jahangirzadeh, J. (2014). An Investigation of Corruption and Economic Growth Nexus: Some Evidence from D-8 Countries. *Economics Research*, 14(55), 157-183. https://joer.atu.ac.ir/article_926_fd74a9de310a6d34ebf694bb430eabad.pdf

Huberts, L. W., Kaptein, M., & Lasthuizen, K. (2007). A study of the impact of three leadership styles on integrity violations committed by police officers. *Policing: an international journal of police strategies & management*, 30(4), 587-607. https://doi.org/10.1108/13639510710833884

khayyat rasouli M, aleemran R, mehregan N, mohammadzade P. The impact of Government Effectiveness and type of financial systems on the economic growth of selected Islamic countreies. *mieaoi* 2021; 9 (33) :89-119. URL: http://mieaoi.ir/article-1-968-fa.html

Knack, S., & Keefer, P. (1995). Institutions and economic performance: cross-country tests using alternative institutional measures. *Economics & politics*, 7(3), 207-227. https://doi.org/10.1111/j.1468-0343.1995.tb00111.x

Kyrychenko, V. (2018). Indonesia's Higher Education: Context, Policy, and Perspective. *Asian Journal of Contemporary Education*, 2(2), 159-172. https://doi.org/10.18488/journal.137.2018.22.159.172

Liu, S.S. (2003). The debate on government credit. *China Legal Sci*. 20 (3), 32-38. https://www.jstor.org/stable/26653276

Mauro, P. (1995). Corruption and growth. *The quarterly journal of economics*, 110(3), 681-712. https://doi.org/10.2307/2946696

Mohammadi T, Nadiri M. (2014). Investigating Effect of Market Creating Institutions and Other Institutions on Economic Growth (Cross Country Approach). *QJER*; 13 (4) :177-207 URL: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-2702-fa.html

Mohseni Zonouzi, S. J., Hekmati Farid, S., & Talebpour, S. (2017). The Impact of Corruption and Liquidity Control on Economic Growth in Selected Developing Countries. *Journal of Economics and Modelling*, 7(28), 85-106. Dor:20.1001.1.24765775.1395.7.28.4.9

Mubarak, Asghar, Hejbar Kiani, Kambyz, Memaranjad, Abbas, Pikarjo, Kambyz. (2018). Investigating the effects of institutional quality, property rights and human capital on economic growth (case study of D8, G7 countries). *Applied Economics*, 9(28), 1-14.Dor: 20.1001.1.22516212.1398.9.0.7.9

Mwirigi, F. S., Muthaa, G., Mutisya, S., & Ronoh, R. (2017). Perceived Influence Of Communication At Home On Secondary School Students' Academic Performance In Meru County, Kenya. *International Journal of Asian Social Science*, 7(2), 161-168. https://doi.org/10.18488/journal.1/2017.7.2/1.2.161.168

Nafi., N. B., & Kamaluddin, A. (2019). Good Governance and Integrity: Academic Institution Perspective. *International Journal of Higher Education*, 8(3), 1-12. https://doi.org/10.5430/ijhe.v8n3p1

North, D.C. (1990). Institutions, Institutional Change and Economic Performance. Cambridge University Press, Cambridge. https://doi.org/10.1017/CBO9780511808678

Ogbaro, E. O. (2019). Threshold Effects of Institutional Quality in the Infrastructure-Growth Nexus. *Journal of Quantitative Methods*, 3(2), 45-61. https://doi.org/10.29145/2019/jqm/030203

ÖZYILMAZ, A. (2022). The role of economic freedoms in economic growth. Journal of Management and Economics Research, 20(3), 59-74. DOI:10.11611/yead.1144488
Pourali, Munireh; Rajaei, Yadollah; Dalmanpour, Mohammad .(2021). Effects of macroeconomic and institutional variables on the economic growth of selected developing countries, *Applied Economics Quarterly*, (10) 32-33: 96-79. https://sanad.iau.ir/fa/Article/803991?FullText=FullText
Pritchett, L. (2022). National development delivers: and how! and how?. Economic Modelling, 107, 105717. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105717
Review of Economics and Institutions, 1(2), 1 -33.
Rodrik, D. (2005). Growth strategies. *Handbook of Economic Growth* 1 (1): 967-1014. https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01014-2
Rodrik, D. (2007). Institutions for High-Quality Growth in One Economics, Many Recipes: Globalization, Institutions, and Economic Growth. Princeton University Press. https://doi.org/10.1515/9781400829354
Rodrik, D., Subramanian, A., & Trebbi, F. (2004). Institutions rule: the primacy of institutions over geography and integration in economic development. *Journal of economic growth*, 9, 131-165. https://doi.org/10.1023/B:JOEG.0000031425.72248.85
Sameti, M., Shahnazi, R., & dehghan shabani, Z. (2010). Property Right, Regulation and Economic Growth. *Iranian Journal of Economic Research*, 15(44), 85-109. https://ijer.atu.ac.ir/article_3394.html
Shahbazi, K., & Saeidpour, L. (2013). Threshold Effects of Financial Development on Economic Growth in D-8 Countries. *Economic Growth and Development Research*, 3(12), 38-21. Dor:20.1001.1.22285954.1392.3.12.2.6
Snowdon, B., & Vane, H. R. (2005). Modern macroeconomics: its origins, development and current state. Edward Elgar Publishing.
Tanzi, V., & Davoodi, H. (1998). Corruption, public investment, and growth. In The Welfare State, Public Investment, and Growth: Selected Papers from the 53 rd Congress of the International Institute of Public Finance (pp. 41-60). Springer Japan. https://doi.org/10.1007/978-4-431-67939-4_4
Turrey, A. A., & Maqbool, T. (2018). Relationship between Economic Growth and Poverty: A Study of Developing and Less Developed Countries. Towards Excellence: An Indexed Refereed. *Journal of Higher Education*, 10(1), 51-57. https://www.researchgate.net/publication/330900686
Yazdanshenas Bahoghogh, M., Khalili, F., Afshari rad, M., & Hashemi Dizaj, A. (2022). The Non-Linear Effects of Good Governance Index and Natural Recourses Abundance on Economic Growth in D8 Countries (Smoothing Transition Regression in Panel Data). *Journal of Development and Capital*, 7(1), 157-180. doi: 10.22103/jdc.2021.18367.1164
Zou, D.S. (2004). The absence of government's good faith and approach to remold. J. Chongqing Univ. (Soc. Sci. Ed.) 10 (3), 45-48. https://www.heritage.org/index/freedom-from-corruption

نحوه ارجاع به مقاله:

نواح، عاطفه؛ قبادی، سارا، و شریفی‌رنانی، حسین (۱۴۰۳). تحلیل اثرهای آستانه‌ای کیفیت نهادی بازار بر رشد اقتصادی با تأکید بر صداقت دولت. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۹(۲)، ۱۱۹-۹۵.

Navvah, A., Ghobadi, S. & Sharifi Renani, H. (2024). The Threshold Effects of Market Institutional Quality on Economic Growth with an Emphasis on Government Integrity. *Planning and Budgeting*, 29(2). 95-119.

DOI: https://doi.org/10.52547/jpbud.29.2.95

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://Creativecommons.org/licenses/by/4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

اثر متقابل کمیته حسابرسی و تنوع‌جنسیتی بر کیفیت گزارشگری‌مالی

امیرحسین توکلی
کارشناسی‌ارشد حسابرسی، دانشگاه غیرانتفاعی طلوع مهر، قم، ایران.

مهدی جعفری | jafari@tolouemehr.ac.ir
استادیار، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه غیرانتفاعی طلوع مهر، قم، ایران (نویسنده مسئول).

سیدجواد عمادی
استادیار، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، مؤسسه غیرانتفاعی راهبرد شمال، رشت، ایران.

مقاله پژوهشی

دریافت: ۱۴۰۳/۰۴/۱۸ | پذیرش: ۱۴۰۳/۰۶/۲۸

چکیده: کیفیت گزارشگری مالی نشانگر صحت و درستی گزارش‌های مالی در ارائه اطلاعات مرتبط با وضعیت شرکت، به‌ویژه جریان‌های نقد پیش‌بینی شده با هدف مطلع کردن سرمایه‌گذاران است. بسیاری از محققان دریافته‌اند که هیئت‌مدیره متنوع از نظر تعادل‌جنسیتی نقش کلیدی در ارتقای عملکرد سازمان‌ها ایفا می‌کند؛ بنابراین می‌توان ادعا کرد که تنوع هیئت‌مدیره می‌تواند پیش‌بینی‌کننده‌ای برای گزارشگری مالی باکیفیت باشد. کمیته حسابرسی، کمیته‌ای عملیاتی از هیئت‌مدیره یک شرکت است که مسئول نظارت بر گزارشگری مالی و افشای اطلاعات است؛ بنابراین، پژوهش حاضر به بررسی اثر متقابل کمیته حسابرسی تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره بر کیفیت گزارشگری مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد تشکیل کمیته حسابرسی با استفاده از ظرفیت مدیران زن باید امری مهم تلقی گردد، و به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌گردد برای حضور مدیران زن در اعضای کمیته حسابرسی در زمان سرمایه‌گذاری، دقت لازم به عمل‌آورند. همچنین کمیته حسابرسی رابطه بین تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره و کیفیت گزارشگری مالی را تقویت می‌کند.

کلیدواژه‌ها: کیفیت گزارشگری مالی، تنوع‌جنسیتی، هیئت‌مدیره، کمیته حسابرسی، اثر متقابل، مدیران زن.

طبقه‌بندی JEL: M42, M41, J16.

مقدمه

گزارش‌های مالی باید حاوی اطلاعات مربوط، قابل اعتماد، قابل مقایسه و قابل فهم باشد تا برای کاربران در تصمیم‌گیری و قضاوت مفید باشد. ازآن‌جا که در تهیه و تنظیم گزارش‌های مالی، برآوردها و مفروض‌های متعددی لحاظ می‌گردد و وضعیت اقتصادی ترسیم شده برای آنها در شرایط عدم اطمینان است، بنابراین، این گزارش‌ها اغلب نمی‌توانند به دور از تعصب و جانبداری باشند (Johnson, 2005). برای اینکه این گزارش‌ها بتوانند داده‌های مناسبی برای تصمیم‌گیری‌ها ارائه دهند، درستی و صحت این داده‌ها تا حد مشخصی، اجتناب‌ناپذیر است.

کشورهای توسعه‌یافته به دلایلی همچون، افزایش بدهی‌های ناشی از خسارت به محیط زیست، تشدید فعالیت‌های شرکت‌های سهامی برای کسب مزایای رقابتی، گسترش عملیات بین‌المللی و نقش و تأثیر برآوردهای مدیریت در ارقام مندرج در صورت‌ها و گزارش‌های مالی، شاهد ظهور و تکامل شتابان کمیته حسابرسی بوده‌اند. یکی از وظایف اصلی این کمیته، نظارت بر عملکرد مدیریت در امور جاری و ارزیابی داده‌های مالی است که به‌مثابه ابزاری برای سازوکار نظارت بر کاهش اطلاعات نامتقارن بین اعضای موظف و غیرموظف هیئت‌مدیره محسوب می‌شود؛ بنابراین، از منظر حسابداری، برای بهبود دقت و کیفیت اطلاعات مالی، ایجاد کمیته حسابرسی ضروری است و موجب این اطمینان می‌شود که برای گزارشگری و افشای بیشتر، پاسخگویی مسئولان مورد کنترل و نظارت قرار می‌گیرد. انجام این مطالعه از بسیاری جهات به توسعه ادبیات موجود کمک می‌کند: نخست، با در نظر گرفتن کارایی نظارت‌های داخلی، این پژوهش ادبیات تنوع‌جنسیتی در کمیته حسابرسی و کیفیت گزارشگری مالی را گسترش می‌دهد. یافته‌ها حاکی از نقش زنان در کاهش مدیریت سود است. دوم، این یک سند پیشگام برای رسیدگی به سؤال‌های مطرح شده در پژوهش‌های قبلی در مورد تنوع‌جنسیتی در کمیته حسابرسی و ارتباط آن با کارایی این کمیته است (Bilal *et al*., 2018)؛ بنابراین، هدف این پژوهش، بررسی اثر متقابل کمیته حسابرسی و تنوع‌جنسیتی بر کیفیت گزارشگری مالی است.

در ادامه ابتدا به تشریح مبانی نظری و سپس پیشینه پژوهش و توسعه نظری فرضیه‌ها پرداخته می‌شود. بعد، مدل‌های آزمون فرضیه‌ها و تعریف عملیاتی متغیرها معرفی خواهند شد. سپس، یافته‌های پژوهش در قالب تحلیل‌های آماری ارائه، و در انتهای مقاله به بحث و نتیجه‌گیری پرداخته خواهد شد.

مبانی نظری

کمیته‌های حسابرسی در درجه اول موظف به نظارت بر فرایند گزارشگری مالی و اطمینان از گزارشگری مالی واقعی و منصفانه هستند. طبق این تعریف، کمیته حسابرسی زمانی مؤثر است که کیفیت گزارشگری مالی آن به حداکثر برسد. بااین‌حال، این تعریف کلی در زمینه حاکمیت شرکتی به دو دلیل مشکل‌ساز است (Groff and Valentinčič, 2011): اول اینکه هیچ تعریف پذیرفته شده جهانی از کیفیت گزارشگری مالی وجود ندارد. دوم، این مدیران هستند که درنهایت و قانوناً مسئول گزارش‌دهی درست و منصفانه هستند، نه کمیته‌های حسابرسی.

گزارش‌های مالی می‌بایست داده‌های متقن و قابل اعتماد برای سیاست‌گذاری و تصمیم‌گیری ارائه نمایند. کمیته حسابرسی به‌عنوان یکی از کمیته‌های فرعی هیئت‌مدیره بنگاه اقتصادی، مسئول نهایی نظارت بر کلیه عملیات مالی بنگاه است. از وظایف دیگر کمیته حسابرسی می‌توان به ارزیابی نتایج حسابرسی، تعیین حدود خدمات حسابرسان، عزل و انتصاب حسابرسان مستقل و حل اختلاف‌ها بین حسابرسان و مدیریت اشاره نمود. استقلال کمیته حسابرسی با انتخاب اعضای این کمیته خارج از بنگاه افزایش می‌یابد. در این‌صورت، حسابرسان می‌توانند اختلاف‌نظر با مدیریت درباره اصول و روش‌های حسابداری، نشانه‌های احتمالی سوءاستفاده‌های مدیریت یا سایر اعمال غیرقانونی مسئولان بنگاه را سریع‌تر و صریح‌تر در کمیته حسابرسی پیگیری نمایند (آریاپناه و دیگران، ۲۰۲۳).

کارایی کمیته حسابرسی، زمانی افزایش می‌یابد که اعضای این کمیته مهارت، توانایی و قدرت لازم و کافی برای نظارت و ارائه راهنمایی در موقع لزوم در مورد کیفیت گزارشگری مالی، کنترل‌های داخلی، و مدیریت ریسک داشته باشند (Brennan & Kirwan, 2015)؛ بنابراین، با استقلال کمیته حسابرسی و برخورداری اعضای این کمیته از تخصص مالی لازم و کافی، مشکلاتی در مورد کنترل داخلی ایجاد نخواهد شد. اثربخشی کمیته حسابرسی معمولاً بر حسب مشارکت آن در فعالیت‌های نظارتی مختلف بررسی می‌شود. سه حوزه نظارتی این کمیته شامل نظارت بر فرایند گزارشگری مالی، نظارت بر کنترل‌های داخلی و مدیریت ریسک و نظارت بر فعالیت حسابرس خارجی است (Kusnadi *et al*., 2016).

نظارت بر فرایند گزارشگری مالی شامل نظارت بر سیاست‌های حسابداری، انطباق با مقررات و تحقیقات ویژه در موارد مشکوک یا مشکل‌ساز حسابداری است. مسائلی که کمیته حسابرسی با آن مواجه می‌شود به مدیرانی گزارش می‌شود که درنهایت مسئول صحت صورت‌های مالی شرکت هستند. درواقع، انتظار می‌رود که نظارت بر فرایند گزارشگری مالی به‌طور مثبت با کیفیت گزارشگری مالی مرتبط باشد. علاوه‌براین، کمیته حسابرسی موظف است شایستگی، صلاحیت و استقلال حسابرسان خارجی را ارزیابی کرده و به هیئت‌مدیره

گزارش دهد (Groff and Valentinčič, 2011)؛ بنابراین، انتظار می‌رود مشارکت بیشتر کمیته حسابرسی در این فعالیت‌ها منجر به کیفیت بالاتر خدمات حسابرسی خارجی و به‌نوبه‌خود کیفیت بالاتر گزارشگری مالی شود.

شواهد حاکی از آن است که استقلال کمیته حسابرسی و تخصص مالی به‌طور مثبتی با کیفیت گزارشگری مالی مرتبط است. همچنین کوسنادی و همکاران (۲۰۱۶)، دریافتند که استقلال کمیته حسابرسی، کیفیت گزارشگری مالی را افزایش می‌دهد و کمیته‌ای با تخصص مالی مختلط، تمایل به ارتباط مثبت با کیفیت گزارشگری مالی دارد. برخی از نویسندگان همچنین شایستگی‌ها را به‌عنوان یک ساختار یکپارچه که هم استقلال و هم تخصص مالی را دربرمی‌گیرد، بررسی کرده‌اند (Abernathy *et al*., 2013). آن‌ها معمولاً متوجه می‌شوند که کیفیت گزارشگری مالی زمانی افزایش می‌یابد که صلاحیت‌ها بالاتر باشد.

تنوع‌جنسیتی در هیئت مدیره، ساختارهای محکم ایجاد می‌کند که عملکرد شرکت را افزایش می‌دهد (Green & Homroy, 2018). نظریه‌های سازمانی نشان می‌دهد که سهامدار اصلی، نماینده‌ای را استخدام می‌کند تا در جهت منافع وی اقدام نماید. باوجوداین، تعارض سازمانی، هزینه نمایندگی را افزایش می‌دهد که نماینده مطابق گرایش‌ها و منافع سهامدار اصلی عمل نمی‌کند (Jensen & Meckling, 1976). براساس نظریه سازمانی، اقدام‌هایی از قبیل تغییر ساختار هیئت‌مدیره از طریق استخدام مدیران جدید، استخدام کارشناسان مالی برای کمیته حسابرسی و تنوع‌جنسیتی، برای نظارت بر نماینده، موجب افزایش هزینه‌ها و کاهش ارزش شرکت می‌شود؛ بنابراین، تنوع‌جنسیتی در هیئت‌مدیره‌ها و کمیته‌های فرعی آن از جمله کمیته حسابرسی، نقش مهمی در بهبود سازوکارهای حاکمیت، افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران و بهبود نظارت و گزارشگری مالی محافظ‌کاران دارند، ازاین‌رو نظریه وابستگی به منابع را پشتیبانی می‌کنند. این مباحث با نظریه سلسله مراتب سازمانی و نظریه ذینفعان سازگاری دارد. همچنین، تنوع‌جنسیتی در هیئت‌مدیره موجب هم‌افزایی کارایی مدیران می‌شود، درنتیجه کیفیت گزارشگری مالی را افزایش می‌دهد(Singoei, 2022).

پیشینه پژوهش

سینگانیا و همکاران[1] (۲۰۲۳)، به بررسی تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره بر کیفیت گزارش پایداری با استفاده از رویکرد لاجیت[2] ترتیبی تعمیم‌یافته به بررسی نقش تنوع‌جنسیتی در افشای پایداری در کشور هند، طی دوره‌ای هشت‌ساله پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش مدیران زن

1. Singhania *et al.*
2. Logit approach

و تعداد مدیران زن مستقل در هیئت‌مدیره، کیفیت گزارش‌دهی بهبود می‌یابد.

المزیقر و همکاران[1] (۲۰۲۳)، به بررسی تأثیر متقابل تخصص صنعت حسابرس و حاکمیت هیئت‌مدیره بر به‌روزشدن گزارشگری مالی در امارات متحده عربی طی دوره هفت‌ساله بین سال‌های ۲۰۱۱ و ۲۰۱۷ با استفاده از روش داده‌های ترکیبی پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که استقلال هیئت‌مدیره و حسابرسان متخصص صنعت تأثیر معناداری بر به‌روزبودن گزارش‌های مالی ندارند. همچنین به‌روزبودن گزارش‌گری مالی توسط شرکت‌های پذیرفته شده در امارات متحده عربی تحت تأثیر متقابل بین تخصص صنعت حسابرسان و حاکمیت هیئت‌مدیره شرکت‌ها قرار دارد. به‌روزبودن گزارش‌گری مالی با استقلال هیئت‌مدیره برای شرکت‌هایی که توسط حسابرسان متخصص صنعت حسابرسی می‌شوند، ارتباط مثبت دارد. درواقع، حسابرسان متخصص در صنعت، نقش حاکمیت هیئت‌مدیره مؤثر را تکمیل می‌کنند.

پورتر و شروود[2] (۲۰۲۳)، به بررسی رابطه بین مقررات کمیسیون بورس و اوراق بهادار با محوریت استقلال هیئت‌مدیره و کیفیت گزارشگری مالی و بررسی مسیرهای مختلف استقلال هیئت‌مدیره بین سال‌های ۲۰۰۱ و ۲۰۰۸ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که شرکت‌ها هنگام رعایت الزام‌های استقلال، چندین مسیر انتخاب می‌کنند و اینکه چگونه شرکت‌ها الزام‌های کمیسیون بورس و اوراق بهادار را عملیاتی می‌کنند بر کیفیت گزارشگری مالی تأثیر می‌گذارد.

الدیاستی و الامر[3] (۲۰۲۳)، به بررسی تأثیر رهبری زن بر کیفیت گزارشگری مالی در بورس اوراق بهادار مصر طی دوره ۲۰۲۰-۲۰۱۱ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که مدیران زن و زنان در کمیته حسابرسی با کیفیت گزارشگری مالی ارتباط مثبت دارند. علاوه‌براین، مدیران زن اجرایی، کمتر درگیر شیوه‌های مدیریت سود هستند.

سینگوئی[4] (۲۰۲۲)، به بررسی اثر تعدیل‌کننده فعالیت‌های کمیته حسابرسی بر تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره بر کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار نایروبی طی دوره ۲۰۱۷-۲۰۱۱ پرداخته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که تنوع‌جنسیتی بر کیفیت گزارشگری مالی تأثیر مثبت و معنادار دارد. همچنین، فعالیت‌های کمیته حسابرسی رابطه بین تنوع‌جنسیتی و کیفیت گزارشگری مالی را به‌طور مثبت تعدیل می‌نماید.

1. Almuzaiqer *et al.*
2. Porter and Sherwood
3. El-Dyasty and Elamer
4. Singoei

مردسی[1] (۲۰۲۲)، به بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر کیفیت گزارشگری مالی بر اساس نمونه‌ای در بورس اوراق بهادار آمستردام متشکل از ۹۰ شرکت غیرمالی در دوره ۲۰۱۷-۲۰۱۰ پرداخته است. این مطالعه از رویکرد کمی و داده‌های ثانویه به‌عنوان منبع اصلی اطلاعات برای تجزیه و تحلیل استفاده می‌کند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که سازوکار حاکمیت شرکتی، عمدتاً اعضای مستقل، کارشناس مالی و اندازه کمیته حسابرسی رابطه آماری معناداری با مدیریت سود واقعی دارد. همچنین، تأثیر جلسات کمیته حسابرسی بر مدیریت سود واقعی معنادار نیست.

بالا و همکاران[2] (۲۰۲۱)، به بررسی اثر میانجی قیمت حسابرسی بر پیوند بین کمیته حسابرسی و کیفیت گزارشگری مالی پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که کمیته حسابرسی بزرگتر متشکل از مدیران و سهامداران، دستکاری سود را به شکل هموارسازی مصنوعی و صلاحدید مدیران در مورد سود کاهش دهد. همچنین، اندازه کمیته حسابرسی بزرگتر با افزایش قیمت حسابرسی مرتبط است و افزایش قیمت خدمات حسابرسی، احتمال دستکاری سود را به حداقل می‌رساند. قیمت حسابرسی تا حدی و به‌طور قابل‌توجهی واسطه ارتباط بین کمیته حسابرسی و کیفیت گزارشگری مالی است.

اورادی و ایزدی[3] (۲۰۲۰)، به بررسی ارتباط بین تنوع‌جنسیتی در کمیته‌های حسابرسی و بروز تجدید ارائه‌های مالی در نمونه‌ای متشکل از ۶۸۳ مشاهدات سالانه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس ایران برای دوره زمانی ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۷ با استفاده از مدل رگرسیون لجستیک پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که حضور حداقل یک عضو زن در کمیته‌های حسابرسی، احتمال بروز تجدید ارائه‌های مالی را کاهش می‌دهد. علاوه‌براین، اعضای زن مستقل و متخصص مالی در کمیته‌های حسابرسی به‌شدت با کاهش تجدید ارائه‌های مالی مرتبط هستند و حضور اعضای زن در کمیته حسابرسی می‌تواند احتمال استخدام حسابرسان با کیفیت بالاتر را افزایش دهد.

شرفی و همکاران (۲۰۲۳)، به بررسی ارتباط بین ویژگی‌های کمیته حسابرسی و کیفیت گزارشگری مالی با تأکید بر استقلال هیئت‌مدیره در بازه زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که ارتباط مثبت و معناداری بین کمیته حسابرسی و کیفیت گزارشگری مالی برقرار است که استقلال هیئت‌مدیره این رابطه را تشدید می‌کند.

ارواحی و رجایی‌زاده هرندی (۱۴۰۱)، به بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی و کیفیت حسابرسی داخلی بر کیفیت گزارشگری مالی طی سال‌های ۱۳۹۳ الی ۱۳۹۹ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد ارتباط

1. Mardessi
2. Bala *et al.*
3. Oradi and Izadi

مثبت و معناداری بین حاکمیت شرکتی و کیفیت حسابرسی داخلی با کیفیت گزارشگری مالی برقرار است.

نسل موسوی و همکاران (۱۴۰۰)، به بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر رابطه بین ویژگی‌های کمیته حسابرسی و کیفیت گزارشگری مالی در نمونه شامل ۱۲۰ شرکت در بازه زمانی ۱۳۹۳ الی ۱۳۹۸ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد ارتباط مثبت و معناداری بین ویژگی‌های کمیته حسابرسی و کیفیت گزارشگری مالی برقرار است که این رابطه توسط کیفیت حسابرسی تقویت می‌شود.

خانی و همکاران (۱۴۰۰)، به بررسی تأثیر تنوع اعضای هیئت‌مدیره بر گزارشگری مالی متقلبانه به واسطه نقش عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته شده در ۱۲۷ شرکت عضو بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۸ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد ارتباط منفی و معناداری بین رقابت در بازار، ضعف کنترل داخلی با اظهارنظر مشروط حسابرس برقرار است؛ درحالی‌که، حق‌الزحمه حسابرسی بر این روابط تأثیری ندارد.

روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۳ الی ۱۴۰۱ است. برای نمونه‌گیری از روش حذف سامانمند استفاده خواهد شد. شرکت‌هایی که دارای ویژگی‌های زیر باشند، به‌عنوان نمونه آماری انتخاب خواهند شد:

۱. از شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی و بیمه‌ای نباشند.
۲. شرکت‌هایی که طی دوره پژوهش به‌طور کامل و پیوسته فعالیت داشته و در دسترس باشند.
۳. شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها به پایان اسفندماه ختم می‌شود.
۴. صورت‌های مالی و اطلاعات شرکت‌ها و متغیرهای مورد نیاز پژوهش، در دسترس باشند.

با توجه به شرایط فوق‌الذکر، ۱۳۳ شرکت به‌عنوان نمونه آماری این پژوهش، انتخاب شد.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری مطرح شده، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر هستند:

فرضیه اصلی: ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر شدت اثر تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره و کیفیت گزارشگری مالی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی اول: اندازه کمیته حسابرسی بر شدت اثر تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره و کیفیت

گزارشگری مالی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی دوم: استقلال کمیته حسابرسی بر شدت اثر تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره و کیفیت گزارشگری مالی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی سوم: تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی بر شدت اثر تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره و کیفیت گزارشگری مالی تأثیر دارد.

مدل مورد استفاده جهت آزمون فرضیه‌ها

جهت آزمون فرضیه اصلی، از مدل رگرسیونی چندگانه مبتنی بر داده‌های ترکیبی طبق پژوهش سینگوئی[1] (۲۰۲۲) برحسب رابطه (۳-۱) و (۳-۲) استفاده شده است:

(۳-۱)

$$FRQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 BGD_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 AGE_{it} + \beta_5 ROA_{it} + \beta_6 MTB_{it} + \varepsilon_{it}$$

(۳-۲)

$$FRQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 BGD_{it} + \beta_2 ACSIZE_{it} + \beta_3 ACIND_{it} + \beta_4 ACKNOW_{it} + \beta_5 BGD_{it} \times \text{ACSIZE}_{it} + \beta_6 BGD_{it} \times \text{ACIND}_{it} + \beta_7 BGD_{it} \times \text{ACKNOW}_{it} + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 LEV_{it} + \beta_{10} AGE_{it} + \beta_{11} ROA_{it} + \beta_{12} MTB_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در این مدل‌ها: FRQ_{it}: کیفیت گزارشگری مالی، BGD_{it}: تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره، $ACSIZE_{it}$: اندازه کمیته حسابرسی، $ACIND_{it}$: استقلال کمیته حسابرسی، $ACKNOW_{it}$: تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی، $SIZE_{it}$: اندازه شرکت، LEV_{it}: اهرم مالی، AGE_{it}: سن شرکت، ROA_{it}: بازده دارایی، MTB_{it}: رشد شرکت.

متغیرهای مورد بررسی

متغیرهای این پژوهش شامل متغیرهای وابسته، مستقل، تعدیلگر و کنترلی است که در ادامه به توصیف آن‌ها پرداخته، و مدل‌ها و روش‌های اندازه‌گیری آن‌ها به تفصیل بررسی شده است.

متغیر وابسته

متغیر وابسته در این پژوهش، کیفیت گزارشگری مالی است که به شرح زیر اندازه‌گیری شده است:

کیفیت گزارشگری مالی (FRQ_{it}): توان انتقال داده‌های مالی به کاربران بالقوه است. برای محاسبه

1. Singoei

این معیار از مدل کاسزینک[1] (۱۹۹۹) مطابق با رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$TA_{it} = \beta_0 + +\beta_1 \Delta SALES_{it} + \beta_2 PPE_{it} + \beta_3 \Delta CFO_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۳-۳)$$

$$\mathrm{TA} = \mathrm{NI} - \mathrm{CFO} \quad (۱)$$

در آن TA نماینده کل اقلام تعهدی، جریان نقدی عملیاتی؛ $\Delta SALES$ تغییرات فروش؛ PPE ناخالص دارایی‌های ثابت مشهود؛ ΔCFO تغییر در جریان نقد عملیاتی؛ CFO وجه نقد حاصل از عملیات و NI سود خالص است.

برای همگن و استانداردسازی اطلاعات شرکت‌های مختلف، کلیه متغیرها بر جمع کل دارایی‌های ابتدای سال تقسیم می‌شود. باقیمانده مدل بیانگر کیفیت گزارشگری مالی است. به‌منظور تفسیر بهتر نتایج، مقدار آن در منفی یک ضرب می‌شود، درنتیجه، مقدار بالاتر بیانگر کیفیت گزارشگری بیشتر است (Gomariz & Ballesta, 2014).

متغیر مستقل

متغیر مستقل در این پژوهش، تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره است که در زیر بررسی شده است:

تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره (BGD_{it}): تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره با محاسبه وجود زن در هیئت‌مدیره یک شرکت اندازه‌گیری می‌شود. مانند پژوهش آین و همکاران[2] (۲۰۲۱) در صورت وجود حداقل یک زن در هیئت‌مدیره عدد یک و در غیر این‌صورت برابر با صفر خواهد بود.

۳-۶-۳- متغیر تعدیلگر

متغیر تعدیلگر این پژوهش ویژگی‌های کمیته حسابرسی است که در ادامه توضیح داده می‌شود:

ویژگی‌های کمیته حسابرسی: برای ارزیابی ویژگی‌های کمیته حسابرسی از سه معیار زیر استفاده می‌شود:

۱) اندازه کمیته حسابرسی ($ACSIZE_{it}$): برابر است با تعداد اعضای کمیته حسابرسی (Singoei, 2022).

۲) استقلال کمیته حسابرسی ($ACIND_{it}$): نسبت اعضای مستقل کمیته حسابرسی بر کل تعداد اعضای کمیته حسابرسی (Singoei, 2022).

۳) تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی ($ACKNOW_{it}$): از نسبت اعضای متخصص مالی به‌کل اعضای کمیته حسابرسی استفاده می‌شود (Singoei, 2022).

1. Kasznik
2. Ain *et al.*

متغیرهای کنترلی

متغیرهای کنترلی این پژوهش شامل اندازه شرکت، اهرم مالی، عمر شرکت، بازده دارایی و رشد شرکت است که در ادامه توضیح‌هایی به شرح داده شده است:

۱. اندازه شرکت ($SIZE_{it}$): از لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها در پایان سال مالی، اندازه شرکت محاسبه می‌شود.

۲. اهرم مالی (LEV_{it}): از نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها در پایان سال مالی محاسبه می‌شود.

۳. عمر شرکت (AGE_{it}): لگاریتم طبیعی تعداد سال‌هایی که شرکت در بورس اوراق بهادار تهران پذیرش شده است.

۴. بازده دارایی (ROA_{it}): سود خالص تقسیم بر کل دارایی‌ها است.

۵. رشد شرکت (MTB_{it}): از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام شرکت محاسبه می‌شود.

برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از اقتصادسنجی پانل دیتا و نرم‌افزار ایویوز[1] و از آمار توصیفی و آمار استنباطی استفاده شده است. تمامی اطلاعات مورد نیاز از ترازنامه، صورت سود و زیان و صورت جریان وجه نقد شرکت‌های نمونه، یادداشت‌های توضیحی پیوست صورت‌های مالی شرکت‌های نمونه و از طریق تارنمای کدال[2] جمع‌آوری شده است. داده‌های ترکیبی (پانل دیتا) از ترکیب دو دسته داده‌های سری زمانی و مقطعی حاصل می‌شود. ادغام داده‌های سری زمانی و مقطعی و ضرورت استفاده از آن بیشتر به دلیل افزایش تعداد مشاهده‌ها، بالا بودن درجه آزادی، کاهش ناهمسانی واریانس و کاهش هم‌خطی میان متغیرها است. پس از جمع‌آوری داده‌ها و تعریف آن در نرم‌افزارها، نخستین گام محاسبه آماره‌های توصیفی از متغیرهای مورد استفاده خواهد بود. این آماره‌ها شامل میانگین، میانه، انحراف استاندارد و سایر اطلاعات مورد استفاده است. پس از بررسی آماره‌های توصیفی برای تعیین ارتباط ابتدایی بین متغیرها، از آزمون همبستگی، استفاده و درنهایت فرضیه‌های پژوهش با توجه به نتایج آزمون‌ها به روش تلفیقی یا اثرهای ثابت یا تصادفی مورد آزمون قرار می‌گیرند، و نسبت به تأیید یا رد فرضیه پژوهشی تصمیم‌گیری می‌شود.

1. Eviews
2. www.codal.ir

یافته‌های پژوهش

در این بخش داده‌های مربوط به ۱۳۳ شرکت طی سال‌های ۱۴۰۱-۱۳۹۳ بررسی می‌شوند. جدول (۱) آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده را نشان می‌دهد.

جدول ۱: آمار توصیفی

نماد	متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	مشاهده‌ها
FRQ	کیفیت گزارشگری مالی	-۰/۰۰۲	۰/۰۱۶	۰/۷۷۷	-۰/۷۹۱	۰/۱۹۹	۱۱۹۷
ACsize	اندازه کمیته حسابرسی	۳/۱۶۶	۳/۰۰۰	۵/۰۰۰	۳/۰۰۰	۰/۵۳۳	۹۲۳
ACind	استقلال کمیته حسابرسی	۰/۷۲۹	۰/۶۶۶	۱/۰۰۰	۰/۳۳۳	۰/۱۸۴	۹۲۳
ACkno	تخصص مالی اعضای کمیته	۰/۷۴۵	۰/۶۶۶	۱/۰۰۰	۰/۲۰۰	۰/۲۵۰	۹۲۳
SIZE	اندازه شرکت	۱۵/۲۲۵	۱۴/۹۳۹	۲۱/۵۷۱	۱۱/۱۱۶	۱/۷۹۱	۱۱۹۷
LEV	اهرم مالی	۰/۵۲۲	۰/۵۲۴	۰/۹۴۵	۰/۰۹۰	۰/۲۰۷	۱۱۹۷
AGE	سن شرکت	۲/۹۰۶	۲/۹۴۴	۳/۶۱۰	۱/۷۹۱	۰/۴۰۴	۱۱۹۷
ROA	بازده دارایی	۰/۱۶۵	۰/۱۳۱	۰/۸۳۰	-۰/۵۶۲	۰/۱۶۹	۱۱۹۷
MTB	رشد شرکت	۲/۷۳۷	۱/۸۶۸	۱۴/۷۲۰	-۰/۶۸۶	۲/۴۲۶	۱۱۹۷

نماد	متغیر	درصد یک	درصد صفر	مشاهده‌ها
BGD	تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره	۱۲/۱۱	۸۷/۸۹	۱۱۹۷

منبع: یافته پژوهش

بر اساس جدول (۱)، میانگین کیفیت گزارشگری مالی برابر ۰/۰۰۲- است. متوسط تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره حدوداً ۱۲ درصد است که نشان می‌دهد در ۱۲ درصد مشاهده‌ها، حداقل یک زن در عضویت هیئت‌مدیره شرکت بوده است. میانگین اندازه کمیته حسابرسی، استقلال کمیته حسابرسی و تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی به ترتیب برابر ۳/۱۶۶، ۰/۷۲۹ و ۰/۷۴۵ است که بیانگر این است که ۷۲ درصد مشاهده‌ها دارای کمیته حسابرسی مستقل و در ۷۴ درصد مشاهده‌ها اعضای متخصص مالی در هیئت‌مدیره بوده‌اند. بازده دارایی‌ها با میانگین ۰/۱۶۵ بیانگر این موضوع است که شرکت تا چه حد در تبدیل پولی که سرمایه‌گذاری نموده است به سود خالص موفق بوده است. میانگین اهرم مالی برابر با ۰/۵۲۲ می‌باشد که نشان می‌دهد این شرکت‌ها حدود ۵۲ درصد منابع

مالی خود را از طریق بدهی تأمین می‌کنند، می‌توان عنوان کرد که ۵۲ درصد از شرکت‌ها ریسک مالی بالایی را پذیرفته‌اند. متغیر اندازه شرکت، دارای میانگین ۱۵/۲۲۵ است. رشد شرکت دارای میانگین ۲/۷۳۷ است که بیانگر فرصت‌های رشد در شرکت‌های مورد مطالعه است.

۴-۳- بررسی پایایی متغیرهای پژوهش

پیش از برآورد مؤلفه‌های مدل، چگونگی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون فیلیپس ـ پرون[1] بررسی شده است. نتایج کمی آزمون پایایی متغیرهای پژوهش در جدول (۲) آمده است:

جدول۲: آزمون فیلیپس ـ پرون

متغیرها	آماره‌ی آزمون فیلیپس ـ پرون	سطح معناداری
کیفیت گزارشگری مالی	-۲۲/۷۷۶	۰/۰۰۰
تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره	-۲۳/۶۳۰	۰/۰۰۰
اندازه کمیته حسابرسی	-۱۳/۳۴۰	۰/۰۰۰
استقلال کمیته حسابرسی	-۱۲/۹۰۶	۰/۰۰۰
تخصص مالی اعضای کمیته	-۱۱/۵۶۱	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	-۱۲/۳۰۶	۰/۰۰۰
اهرم مالی	-۱۲/۶۵۹	۰/۰۰۰
سن شرکت	-۹/۸۹۸	۰/۰۰۰
بازده دارایی	-۱۸/۳۲۶	۰/۰۰۰
رشد شرکت	-۲۱/۶۰۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته پژوهش

همان‌طور که ملاحظه می‌شود متغیرهای پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد پایا هستند. می‌توان مؤلفه‌ها را بدون نگرانی از کاذب بودن آن‌ها برآورد کرد.

1. Phillips-Perron (PP)

۴-۴- نتایج آزمون واریانس ناهمسانی

برای بررسی همسان بودن واریانس خطاهای مدل معمولاً از آزمون وایت[1] (۱۹۸۰) در نرم‌افزار ایویوز[2] استفاده می‌شود. نتایج حاصل از انجام آزمون وایت به شرح جدول (۳) است.

جدول ۳: نتیجه آزمون وایت

مدل	آماره F	احتمال	نتیجه
اصلی	۷/۰۷۳	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس

منبع: یافته پژوهش

۴-۵- بررسی هم‌خطی

در این مطالعه برای بررسی عدم وجود هم‌خطی از معیار عامل تورم واریانس (VIF) استفاده شد. وقتی که شاخص کمتر از ۵ باشد، نشان‌دهنده عدم وجود هم‌خطی است. با توجه به جدول (۴) نتایج حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که در مدل‌های پژوهش، میزان تورم واریانس متغیرهای توضیحی در حد مجاز خود قرار داشته و بنابراین از این بابت مشکلی وجود ندارد.

جدول ۴: آزمون هم‌خطی بین متغیرها

نماد	متغیر	عامل تورم واریانس
BGD	تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره	۲/۶۹۲
ACSIZE	اندازه کمیته حسابرسی	۱/۳۱۹
ACIND	استقلال کمیته حسابرسی	۱/۱۹۵
ACKNOW	تخصص مالی اعضای کمیته	۱/۱۹۲
BGD×ACSIZE	تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره× اندازه کمیته حسابرسی	۲/۵۶۸
BGD×ACIND	تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره× استقلال کمیته حسابرسی	۲/۱۸۴
BGD×ACKNOW	تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره× تخصص مالی اعضا	۲/۲۳۴
SIZE	اندازه شرکت	۱/۲۴۱
LEV	اهرم مالی	۱/۷۱۱

1. White
2. Eviews

ادامه جدول ۴: آزمون هم‌خطی بین متغیرها

نماد	متغیر	فرضیه اصلی عامل تورم واریانس
AGE	سن شرکت	۱/۰۶۶
ROA	بازده دارایی	۱/۹۸۱
MTB	رشد شرکت	۱/۲۳۲

منبع: یافته پژوهش

۴-۶- بررسی نتایج کمی حاصل از برآورد مدل‌ها

با توجه به اینکه داده‌های استفاده شده در این پژوهش با هم ترکیب می‌شوند (سال ـ شرکت) و داده‌های ترکیبی هم برای انتخاب بین تابلویی و روش‌های داده تلفیقی در برآورد مدل، به‌کار گرفته شد. به‌منظور بررسی نتایج از آزمون اف لیمر استفاده می‌شود، اگر احتمال آماره اف بیشتر از ۰/۰۵ باشد، روش داده‌های تلفیقی باید استفاده شود، در غیر این‌صورت روش داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. در مورد پذیرفته شده روش داده تابلویی، برای انتخاب بین روش تصادفی یا ثابت، باید از آزمون هاسمن استفاده کرد. اگر نتیجه آزمون هاسمن بیش از ۰/۰۵ باشد باید از روش اثرهای تصادفی استفاده شود در غیراین‌صورت روش اثرهای ثابت استفاده می‌شود. خلاصه نتایج آزمون اف لیمر و هاسمن در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵: آزمون اف لیمر و هاسمن

مدل	آزمون اف لیمر			آزمون هاسمن		
	آماره اف لیمر	احتمال	نتیجه	آماره کای دو	احتمال	نتیجه
اصلی	۴/۷۰۸	۰/۰۰۰	تابلویی	۱۰۸/۴۶۴	۰/۰۰۰	اثرهای ثابت

منبع: یافته پژوهش

۴-۸- نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

نتایج حاصل از بررسی پژوهش در جدول (۶) آمده است:

جدول ۶: نتایج آزمون فرضیه اصلی

$$FRQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 BGD_{it} + \beta_2 ACSIZE_{it} + \beta_3 ACIND_{it} + \beta_4 ACKNOW_{it} + \beta_5 BGD_{it} \times \text{ACSIZE}_{it} + \beta_6 BGD_{it} \times \text{ACIND}_{it} + \beta_7 BGD_{it} \times \text{ACKNOW}_{it} + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 LEV_{it} + \beta_{10} AGE_{it} + \beta_{11} ROA_{it} + \beta_{12} MTB_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر	نماد متغیر	ضریب	خطای‌استاندارد	آماره t	احتمال آماره t
تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره	BGD	۰/۸۴۷	۰/۰۸۲	۱۰/۲۶۲	۰/۰۰۰
اندازه کمیته حسابرسی	ACSIZE	۰/۰۲۳	۰/۰۰۷	۲/۹۸۸	۰/۰۰۲
استقلال کمیته حسابرسی	ACIND	۰/۱۳۲	۰/۰۲۱	۶/۰۷۴	۰/۰۰۰
تخصص مالی اعضای کمیته	ACKNOW	۰/۰۵۲	۰/۰۱۴	۳/۷۴۷	۰/۰۰۰
تنوع جنسیتی× اندازه کمیته	BGD×Acsize	۰/۱۶۳	۰/۰۲۲	۷/۳۰۱	۰/۰۰۰
تنوع جنسیتی× استقلال کمیته	BGD×ACin	۰/۳۳۶	۰/۰۵۹	۵/۶۴۱	۰/۰۰۰
تنوع جنسیتی× تخصص مالی اعضا	BGD×Ackno	۰/۰۷۳	۰/۰۳۷	۱/۹۷۳	۰/۰۴۸
اندازه شرکت	SIZE	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	-۰/۸۳۸	۰/۴۰۲
اهرم مالی	LEV	۰/۱۴۸	۰/۰۲۰	۷/۱۳۵	۰/۰۰۰
سن شرکت	AGE	-۰/۰۵۰	۰/۰۰۸	-۵/۶۱۱	۰/۰۰۰
بازده دارایی	ROA	-۰/۶۳۳	۰/۰۳۰	-۲۰/۵۰۶	۰/۰۰۰
رشد شرکت	MTB	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۲/۲۳۱	۰/۰۲۵
مقدار ثابت	C	-۰/۰۲۰	۰/۰۵۳	-۰/۳۸۲	۰/۷۰۲
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره دوربین ـ واتسون		آماره F	احتمال آماره F
۰/۶۱۱	۰/۶۰۶	۱/۷۱۶		۱۱۹/۵۰۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته پژوهش

مطابق با جدول (۶)، احتمال آماره F در آزمون مدل کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین، با اطمینان ۹۵ درصد، مدل‌ها معنادار است. علاوه‌براین، ضریب تعیین تعدیل شده تقریباً ۶۰ درصد است.

سطح معناداری آماره t متغیرهای تعاملی (تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره × ویژگی‌های کمیته حسابرسی) کوچک‌تر از ۰/۰۵ بوده که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، معنادار هستند. علامت مثبت متغیرهای تعاملی بیانگر این است که ویژگی‌های کمیته حسابرسی باعث تقویت رابطه بین تنوع‌جنسیتی

هیئت‌مدیره و کیفیت گزارشگری مالی می‌شود؛ بنابراین، فرضیه «ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر شدت اثر تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره و کیفیت گزارشگری مالی تأثیر دارد»، رد نمی‌شود. همچنین در بررسی متغیرهای کنترلی، متغیر اهرم مالی و رشد شرکت تأثیر مثبت و معنادار بر کیفیت گزارشگری مالی و متغیر سن شرکت و بازده دارایی تأثیر منفی و معنادار بر کیفیت گزارشگری مالی دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

بسیاری از محققان دریافته‌اند که هیئت‌مدیره متنوع از نظر تعادل‌جنسیتی نقش کلیدی در ارتقای عملکرد سازمان‌ها ایفا می‌کند؛ بنابراین می‌توان ادعا کرد که تنوع هیئت‌مدیره می‌تواند پیش‌بینی‌کننده‌ای برای گزارشگری مالی باکیفیت باشد. کمیته حسابرسی، کمیته‌ای عملیاتی از هیئت‌مدیره یک شرکت است که مسئول نظارت بر گزارشگری مالی و افشای اطلاعات است؛ بنابراین، این پژوهش به‌دنبال بررسی اثر متقابل کمیته حسابرسی تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره بر کیفیت گزارشگری مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. در مطالعه حاضر، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان جامعه آماری پژوهش و نمونه شامل ۱۳۳ شرکت در بورس اوراق بهادار تهران با روش حذف نظام‌مند پذیرفته شدند که اطلاعات مورد نیاز برای متغیرهای این پژوهش بین سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۴۰۱ در دسترس بود، انتخاب شد. نتایج بررسی فرضیه‌های پژوهش به شرح ذیل ارائه می‌گردد.

فرضیه اصلی پژوهش به این صورت بیان شده است:

ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر شدت اثر تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره و کیفیت گزارشگری مالی تأثیر دارد.

برای آزمون فرضیه مذکور ویژگی‌های کمیته حسابرسی و تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره به‌عنوان عوامل در ارتباط با کیفیت گزارشگری مالی در کنار متغیرهای کنترلی پژوهش بررسی شد. این فرضیه با استفاده از مدل دوم تخمین زده شد. بعد از اجرای آزمون مشخص گردید که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، متغیر تعاملی (تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره × ویژگی‌های کمیته حسابرسی) ارتباط معناداری با کیفیت گزارشگری مالی دارند. همچنین متغیرهای کنترلی اندازه شرکت، اهرم مالی و رشد شرکت دارای ارتباط مثبت و معنادار و متغیرهای سن شرکت و بازده دارایی ارتباط منفی و معناداری با کیفیت گزارشگری مالی دارند؛ بنابراین در مورد فرضیه دوم این نتیجه حاصل می‌شود که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، ویژگی‌های کمیته حسابرسی رابطه بین تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره و کیفیت

گزارشگری مالی را تقویت می‌کند.

بر اساس نتایج پژوهش حاضر، پیشنهادهای زیر بیان می‌شود:

- با توجه به اینکه کمیته حسابرسی در صورت استقرار و عملکرد صحیح واحدهای اقتصادی، تأثیر مثبتی بر عملکرد واحد حسابداری و واحد حسابرسی داخلی، همچنین کیفیت گزارشگری مالی هر واحد اقتصادی دارد و از سوی‌دیگر، ویژگی‌های کمیته حسابرسی رابطه بین تنوع‌جنسیتی هیئت‌مدیره و کیفیت گزارشگری مالی را تقویت می‌کند؛ بنابراین، تشکیل کمیته حسابرسی با استفاده از ظرفیت مدیران زن باید امری مهم تلقی گردد، و به سرمایه‌گذاران نیز پیشنهاد می‌گردد برای حضور مدیران زن در اعضای کمیته حسابرسی در زمان سرمایه‌گذاری، دقت لازم به عمل‌آورند.

اظهاریه قدردانی

از زحمات ارزشمند ویراستار علمی «نشریه برنامه‌ریزی و بودجه» تشکر و قدردانی می‌گردد.

منابع

الف) انگلیسی

Abernathy, J.L.; Herrmann, D.; Kang, T. & Krishnan, G.V. (2013). Audit committee financial expertise and properties of analyst earnings forecasts. Adv. Acc. 29 (1), 1-11. https://doi.org/10.1016/j.adiac.2012.12.001

Ain, Q. U.; Yuan X.; Javaid H. M.; Zhao J. & Xiang L. (2021). Board gender diversity and dividend policy in Chinese listed firms. SAGE Open 11, 1-19. https://doi.org/10.1177/21582440219978O7

Almuzaiqer, M.A.; Ahmad, M. & Fatima, A.H. (2023). "The interaction effect of auditor industry specialisation and board governance on financial reporting timeliness: evidence from the UAE", Journal of Economic and Administrative Sciences, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. https://doi.org/10.1108/JEAS-03-2022-0069

Ariapanah, M., Amri-Asrami, M., & Jalali, F. (2023). The effect of gender diversity in the audit committee and the efficiency of internal controls on the quality of financial reporting and business credit. Budget and Finance Strategic Research, 4(1), 37-60. {In Persian}

Bala, H.; Noor, A. A. & Shaari, H. (2021). "Audit committee and financial reporting quality: the mediating effect of audit price in Nigeria," Afro-Asian Journal of Finance and Accounting, Inderscience Enterprises Ltd, vol. 11(2), pages 167-197. https://doi.org/10.1504/AAJFA.2021.113554

Bilal, S.; Chen, B., & Komal, B. (2018). "Audit committee financial expertise and earnings quality: A meta-analysis". Journal of Business Research, 84, 253-270.

https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2017.11.048
Brennan, N., & Kirwan. C. (2015). "Audit committees: practices, practitioners and praxis of governance". Accounting, Auditing & Accountability Journal. 28, 466 - 493. https://doi.org/10.1108/AAAJ-01-2015-1925
El-Dyasty, M.M. & Elamer, A.A. (2023). "Female leadership and financial reporting quality in Egypt", Journal of Applied Accounting Research, Vol. 24 No. 3, pp. 583-605.. https://doi.org/10.1108/JAAR-11-2021-0315
Gomariz, F. C. & Ballesta, j. (2014). "Financial Reporting Quality, Debt Maturity and Investment Efficiency". Journal of Banking & Finance, Vol .40, Pp. 494-506. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.07.013
Green, C. P. & Homroy, S. (2018). "Female directors, board committees and firm performance". European Economic Review, 102, 19-38. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2017.12.003
Groff, M.Z., Valentinčič, A., (2011). "Determinants of voluntary audit committee formation in a two-tier board system of a post-transitional economy - the case of Slovenia". Acc. Europe 8 (2), 235 -256..https://doi.org/10.1080/17449480.2011.621674
Jensen, M. & Meckling, W. (1976). "Theory of the firm: Managerial behaviour, agency costs and ownership structure". Journal of Financial Economics, 3(4), 305-360. https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X
Johnson, T. (2005). Relevance and Reliability Article from the FASB Report Feb. 28.
Krishnan, J. (2005). "Audit committee quality and internal control: An empirical analysis". The Accounting Review, 80(2), 649-675. https://doi.org/10.2308/accr.2005.80.2.649
Kusnadi, Y.; Leong, K. S.; Suwardy, T., & Wang, J. (2016). "Audit committees and financial reporting quality in Singapore". Journal of Business Ethics, 139(1), 197-214. https://doi.org/10.2139/ssrn.2467456
Mardessi, S. (2022). "Audit committee and financial reporting quality: the moderating effect of audit quality". Journal of Financial Crime, Vol. 29 No. 1, pp. 368-388. https://doi.org/10.1108/JFC-01-2021-0010
Oradi, J. & Izadi, J. (2020). "Audit committee gender diversity and financial reporting: evidence from restatements". Managerial Auditing Journal, Vol. 35 No. 1, pp. 67-92. https://doi.org/10.1108/MAJ-10-2018-2048
Porter, C. & Sherwood, M. (2023), "The effect of increases in board independence on financial reporting quality". Accounting Research Journal, Vol. 36 No. 2/3, pp. 109-128. https://doi.org/10.1108/ARJ-12-2021-0344
sharafi, H. , Pakmaram, A. , & khodadadeh shamloo, N. (2023). The Relationship between Audit Committee Quality and Financial Reporting Quality with Emphasis on Board Independence. Journal of Accounting and Management Vision, 6(80), 69-89. {In Persian}
Singhania, S.; Singh, J.; Aggrawal, D. & Rana, S. (2023). "Board gender diversity and sustainability reporting quality: a generalized ordered logit approach". Kybernetes, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. DOI: 10.1108/K-07-2022-0963 https://doi.org/10.1108/K-07-2022-0963
Singoei Dickson Kipchumba, (2022). "Board Gender Diversity, Audit Committee Activities and Financial Reporting Quality of Firms Listed in Nairobi Securities Exchange, Kenya". Eastern Journal of Economics and Finance, Online Science Publishing, Vol. 7(1), pages 1-13. https://doi.org/10.55284/eastjecofin.v7i1.681

ب) فارسی

ارواحی، سمانه؛ رجایی‌زاده هرندی، احسان. (۱۴۰۱). بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی و کیفیت حسابرسی داخلی بر کیفیت گزارشگری مالی. *فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری*، ۶(۸۴)، ۳۹ـ۵۵.

خانی، حسین؛ گیلانی‌نیا صومعه‌سرایی، بهانم و فدایی کلورزی، اسماعیل. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر تنوع اعضای هیئت‌مدیره بر گزارشگری مالی متقلبانه به واسطه نقش عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری*، ۵(۶۱)، ۶۳ـ۸۳.

نسل موسوی، سیدحسین؛ عنایت‌پور شیاده، ابراهیم و آذین‌فر، آرش. (۱۴۰۰). تأثیر کیفیت حسابرسی بر رابط هبین ویژگی‌های کمیته حسابرسی و کیفیت گزارشگری مالی. *فصلنامه علمی پیشرفت‌های مالی و سرمایه‌گذاری*. ۲(۵)، ۲۳ـ۴۴.

نحوه ارجاع به مقاله:

تـوکلی، امیرحسـین؛ جعفـری، مهـدی، و عمـادی، سـیدجواد (۱۴۰۳). اثـر متقابـل کمیتـه حسابرسـی و تنوع‌جنسیتی بر کیفیت گزارشگری مالی. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۹(۲)، ۱۴۰-۱۲۱.

Tavakoli, A.H, Jafari, M. & Emadi, J. (2024). The Interaction Effect of Audit Committee and Gender Diversity on The Quality of Financial Reporting.. *Planning and Budgeting*, 29(2). 121-140.

DOI: https://doi.org/10.52547/jpbud.29.2.121

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://Creativecommons.org/licenses/by/4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه؛ راهبردی در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای درحال توسعه

مصطفی حیدری هراتمه | heidarimu@yahoo.com
دانشیار، دانشگاه آزاد اسلامی واحد نراق، نراق، ایران.

مقاله پژوهشی

دریافت: ۱۴۰۲/۰۷/۲۴ | پذیرش: ۱۴۰۳/۰۱/۲۷

چکیده: در دهه‌های اخیر، معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو/چندجانبه تبدیل به مهمترین مکانیزم قانونی بین‌المللی برای تشویق و دلگرمی سرمایه‌گذاران خارجی جهت جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تبدیل شده‌اند. بنابراین کشورهای درحال توسعه، معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه را جهت جذب سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی منعقد می‌کنند. در این راستا مطالعه حاضر با هدف بررسی تاثیر معاهده‌های سرمایه‌گذاری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای درحال توسعه در نظر گرفته شد. ازین‌رو با استفاده از داده‌های اقتصادی ۲۱ کشور درحال توسعه در دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۱، تاثیر معاهده‌های سرمایه‌گذاری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، از طریق یک مدل جاذبه، مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد: معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه تاثیر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. با اضافه شدن متغیرهای کیفیت نهادی، رابطه استعماری و متغیر ساختگی توافق تجارت آزاد به مدل، با انعقاد معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه، کشور میزبان به سرمایه‌گذاران خارجی یک چارچوب نهادی خارجی ارائه می‌دهد که به طور قابل اعتمادی آنها را متعهد می‌کند که از سرمایه‌گذاری خود، بهتر از توان نهادهای داخلی محافظت کنند، در این صورت آنها جایگزین هستند و انتظار یک رابطه منفی وجود دارد. از سوی دیگر، انعقاد معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه ممکن است به عنوان یک دستگاه سیگنال‌دهی، عمل کند و به سرمایه‌گذاران خارجی اعلام کند که کشور در حفاظت از سرمایه‌گذاری آنها جدی است، بنابراین یک فاکتور تعاملی بین معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه و کیفیت نهادی به مدل توسعه‌یافته اضافه شد که مثبت و معنی‌دار و نشان‌دهنده قابلیت جایگزینی است.

کلیدواژه‌ها: معاهده سرمایه‌گذاری دو جانبه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، مدل جاذبه، کیفیت نهادی، قرارداد تجارت آزاد، کشورهای درحال‌توسعه.

طبقه‌بندی JEL: C50, F21, F02.

فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | doi 10.52547/jpbud.29.2.143
سال بیست و نهم | شماره ۲ | تابستان ۱۴۰۳ | ص ص ۱۶۱-۱۴۱

مقدمه

معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه، که حمایت‌ها و حقوق خاصی را برای سرمایه‌گذاران خارجی در کشورهای میزبان ارائه می‌کند با این امید که انجام این کار باعث جذب یا حفظ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شود، از زمان انعقاد اولین معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه بین کشورها به شدت افزایش یافته است. در حالی که بیشتر ادبیات بر اثرات معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه بین صادرکنندگان سرمایه در کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای میزبان درحال توسعه متمرکز شده است، تحقیقات اندکی تا به امروز جهت بررسی آثار معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه بین کشورهای درحال توسعه صورت گرفته است. معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه به اصطلاح "جنوب-جنوب" در حال گسترش هستند. با این حال تأثیر معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریان سرمایه‌گذاری تا حد زیادی ناشناخته است (Taipei Times, 2018). بنابراین، چندین پرسش بدون پاسخ در این رابطه وجود دارد: آیا معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه بین دو کشور درحال توسعه بر جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بین این دو کشور تأثیر می‌گذارد؟ چه عواملی بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بین کشورهای درحال توسعه تأثیر می‌گذارند و آیا این عوامل با عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در یک کشور توسعه‌یافته متفاوت است؟ تحقیقات تجربی قبلی در مورد عوامل تعیین‌کننده برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، از جمله تأثیر معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، عمدتاً بر جریان‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از کشورهای مبدأ توسعه‌یافته به کشورهای مقصدهای درحال توسعه متمرکز شده‌اند. این مطالعه از این جهت متفاوت است که بر پیوند بین معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه و جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بین کشورهای درحال توسعه تمرکز دارد. این پیوند به دلیل داده‌های پراکنده دوجانبه در مورد جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بین کشورهای درحال توسعه به ندرت مورد بررسی قرار گرفته است. با این حال، این محدویت تا حدی با انتشار آمارهای دوجانبه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی توسط آنکتاد (۲۰۰۵)[1] برطرف شده، که به محققان اجازه می‌دهد مجموعه داده‌های جدیدی ایجاد کنند که شامل جریان‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دوجانبه برای تمام کشورهای توسعه‌یافته ـ درحال توسعه، توسعه‌یافته ـ توسعه‌یافته و درحال توسعه‌یافته ـ درحال توسعه، در دسترس است. علاوه بر این، با استفاده از یک مدل گرانشی یا جاذبه که مشارکت معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه را به عنوان یک عامل تعیین کننده درونزای جریان‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه در نظر می‌گیرد و همچنین اجازه می‌دهد تا جریان سرمایه‌گذاری دوجانبه صفر شود، این مقاله تحقیقات قبلی را در مورد معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه و جریان‌های سرمایه‌گذاری

1. UNCTAD

مستقیم خارجی گسترش می‌دهد. همچنین این مطالعه به رابطه بین کیفیت نهادی داخلی و معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه می‌پردازد. تعداد کمی از مطالعات مکمل یا جایگزین‌پذیری موسسات و معاهده‌های سرمایه‌گذاری را ارزیابی کرده‌اند و هیچ مطالعه‌ای ارزیابی نکرده است که آیا این رابطه بین جفت کشورهای توسعه‌یافته ـ درحال توسعه و درحال توسعه ـ درحال توسعه تفاوت دارد یا خیر. در ادامه ادبیات مربوط به عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مرور می‌شود و با این اولویت که بر ادبیاتی تمرکز می‌کند که به تأثیر معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در جفت کشورهای توسعه‌یافته - توسعه‌یافته، توسعه‌یافته ـ درحال توسعه، درحال توسعه ـ درحال توسعه، می‌پردازد. سپس متغیرها و داده‌های مورد استفاده برای تخمین تجربی تشریح و در نهایت یافته‌ها و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

چارچوب و مبانی نظری پژوهش

معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه به عنوان ابزاری برای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مطرح شده است. کشورهای میزبان به امید افزایش جذب سرمایه‌های خارجی، مشتاق هستند برای شرکت‌های سرمایه‌گذاری خارجی، معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه منعقد و امضا کنند. ادعا می‌شود که افزایش متعاقب معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه بین کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه نتیجه رقابت بین کشورهای میزبان برای مجموعه محدودی از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است (Bengoa, Sanchez-Robles, Shachmurove, 2020). با این حال، ادبیات تجربی به نتایج متناقضی در مورد تأثیر معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه بر سطوح سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رسیده است (Aisbett, Busse & Nunnenkamp, 2017) و (Blonigen & Piger, 2014) با استفاده از داده‌های کل و دوجانبه، همبستگی قوی بین معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پیدا کردند. در حالی که هالوارد-دریمایر[1] (۲۰۰۹) و توبین و رز-آکرمن[2] (۲۰۰۵) همبستگی کمی بین معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه و جریان‌های ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پیدا کردند. با این حال، در یک مطالعه بعدی، رز-آکرمن (۲۰۰۹) نشان داد که این یافته‌های متناقض، نتیجه چارچوب‌های مفهومی توسعه نیافته است، و دریافت که برخلاف نتایج قبلی او، معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه در واقع جریان‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تحت شرایط پیچیده داخلی تحریک می‌کنند. اما تحت شرایط پیچیده داخلی. بوته و میلنر[3] (۲۰۰۸) همچنین در تلاش برای مقابله با این

1. Hallward-Driemeier
2. Tobin & Rose-Ackerman
3. Buthe & Milner

اختلافات قبلی، یک استدلال نظری در مورد ماهیت سیاسی معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه برای توضیح نتایج متنوع مطالعات قبلی ارائه کردند، و در نهایت دریافتند که معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه با داده‌های مونادیک[1] (مثلا به پاسخ‌دهندگان یک سوال واحد در مورد اینکه معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه داده باعث هدایت جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می شود/ نمی‌شود) به طور قابل ملاحظه‌ای جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را از کشورهای توسعه‌یافته به کشورهای میزبان درحال توسعه افزایش می‌دهند. کنفرانس تجارت و توسعه سازمان ملل متحد (UNCTAD)[2] در سال ۱۹۹۸، برای اولین بار تاثیر معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه را بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با استفاده از داده‌های دوجانبه برای ۱۴ کشور داخلی و ۷۲ کشور میزبان بررسی کرد. مطالعه سری زمانی آنها نشان داد که معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه تأثیر مثبت و در عین حال کمی ضعیف بر جریان کل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند. تجزیه و تحلیل مقطعی جداگانه این مطالعه تأثیر مثبت معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه را بر جریان کل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نسبت به تولید ناخالص داخلی نشان داد. نتیجه‌گیری کلی آنها این است که در حالی که معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه نقشی در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند، تاثیر آن در مقایسه با عوامل تعیین‌کننده اصلی مانند اندازه بازار ناچیز است. هالوارد-دریمایر (۲۰۰۹)، پس از بررسی تأثیر معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریان های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دوجانبه بین ۲۰ کشور مبدا به ۳۱ کشور میزبان (در حال توسعه) از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۰ به نتیجه مشابهی می‌رسد. یافته‌های او تأثیر منفی و کمی مثبت معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه را بر افزایش سطوح سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نشان می‌دهد و استدلال می‌کند که این تأثیر تا حدی توسط سایر تعاملات بین کشورهای میزبان و میزبان، از جمله موانع تجاری، سایر معاهده‌های اقتصادی و اطلاعات ناقص، پنهان شده است. او همچنین دریافته است که معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه به‌جای جایگزینی برای نهادهای داخلی قوی، به‌عنوان تعریف و تمجید عمل می‌کنند، و او را به این نتیجه می‌رساند که «این امر عقلانیت مرکزی برخی از کشورهای کمتر توسعه‌یافته را برای انعقاد این توافق‌ها به امید دور زدن نیاز به تقویت حقوق مالکیت و نهاده به طور کلی تر تضعیف می‌کند». سایر مطالعات جدیدتر تأثیر مثبت معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را نشان داده است. ایگر و فافرمایر (۲۰۰۴) در یک تحلیل دوتایی دیگر، به اثرات علامت‌دهی نگاه می‌کنند و دریافتند

1. Monadic Data
2. UN Trade and Development

که هر دو معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه امضا و تایید شده تأثیر مثبتی بر «مجموع سرمایه‌های انباشته‌ای که توسط سرمایه‌گذاران یک کشور مورد نظر تا یک تاریخ معین وارد سایر کشورهای خارجی شده» (FDI)[1]، ۱۹ کشور و ۵۴ کشور میزبان از ۱۹۹۷-۱۹۸۲ دارند. در حالی که هر دو نوع معاهده یک تأثیر دارند، آنها متوجه می‌شوند که معاهده‌های تصویب شده است، تأثیر بیشتری نسبت به قراردادهای امضا شده دارند، که نشان می‌دهد معاهده‌های سرمایه‌گذاری به عنوان مکانیزمی برای تعهد و اجرای معتبر، نه صرفا سیگنال‌دهی (علامت‌دهی) عمل می‌کنند (Business Today, 2021). به طور مشابه، با داده‌های مونادیک، نیومایر و پرس (۲۰۰۵)، نه تنها به این موضوع می‌پردازند که آیا معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را افزایش می‌دهند، بلکه به ستایش و تمجید یا جایگزینی برای نهادهای قوی سیاسی و اقتصادی داخلی می‌پردازند. آنها دریافتند که معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه باعث افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بین صادرکنندگان سرمایه و کشورهای میزبان (غیر OECD[2]) کشورهای غیرسازمان همکاری و توسعه اقتصادی می‌شوند، اما این نتایج در مورد اینکه آیا معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه جایگزینی برای حکمرانی خوب و نهادها هستند، قطعی نیست. توبین و رز آکرمن (۲۰۰۶)، دریافتند که تعداد معاهده‌های، تأثیر مثبتی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در دوره‌های اولیه دارد، اما تأثیر حاشیه‌ای آنها کاهش می‌یابد و تعداد معاهده‌های جهانی افزایش می‌یابد. علاوه بر این، آنها دریافتند که معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه و محیط های سیاسی برای سرمایه‌گذاری قابل تمجید و ستایش هستند. حال این پرسش مطرح می‌شود که، چرا معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را همانطور که پیش‌بینی می شد افزایش می‌دهند؟ معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه را می‌توان به‌عنوان ابزارهای قانونی که بخشی از قانونی‌سازی نسبتاً اخیر سیاست بین‌الملل هستند، در نظر گرفت (Bhasin & Manocha, 2016; Dixon & Haslam, 2016). به عنوان ابزارهای قانونی، آنها به سرمایه‌گذاران بالقوه سیگنال می‌دهند که کشورهای میزبان آماده هستند تا محیط میزبانی مطلوبی را برای شرکت‌های خارجی بدون ترس از سلب مالکیت و مالیات بیش از حد فراهم کنند. با نگاهی به معاهده‌های سرمایه‌گذاری بین ایالات متحده و کشورهای درحال توسعه، هافتل[3] (۲۰۰۸)، استدلال می‌کند که معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه به عنوان تعهدات معتبری عمل می‌کنند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را در هنگام تصویب افزایش می‌دهد، نه فقط وقتی امضا شده باشد: بنابراین تنها زمانی که معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه اجرا می‌شوند، دارای تعهدات قانونی قوی

1. The Stock of Outward
2. Organisation for Economic Co-operation and Development
3. Haftel

هستند و می‌توانند به دلیل عدم رعایت جریمه شوند، که برای سرمایه‌گذاران مهم است. از سوی دیگر، الکینز، گوزمن و سیمونز[1] (۲۰۰۶) و نیومایر و اسپِس[2] (۲۰۰۵) ، دریافتند که تمام معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه (امضا شده و در حال اجرا) به عنوان ابزارهای سیگنال دهی به سرمایه‌گذاران خارجی عمل می‌کنند، که نشان می‌دهد کشور میزبان آماده انجام اصلاحات آزادسازی است. و/ یا مفاد سرمایه‌گذاری مندرج در معاهده را در پیش‌بینی امضای معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه‌ی بیشتری در آینده رعایت کنید. بوته و میلنر (۲۰۰۹) نگاهی جامع به مطالعات قبلی در مورد رابطه بین معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند و یک نظریه سیاسی، سیاستی از معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه و سرمایه‌گذاری پیشنهاد می‌کنند تا توضیح دهند که چرا معاهده‌های سرمایه‌گذاری باید بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر بگذارد. به عنوان ابزارهای قانونی که حقوق و تعهدات خاصی را ایجاد می‌کنند، بخشی از "قانونی‌سازی[3]" سیاست بین‌المللی در دهه های اخیر هستند (Singh, Shreeti & Urdhwareshe, 2022). این معاهده‌های از ارائه وضعیت، مطلوب ترین کشور، تا گنجاندن شروط داوری، که به طرف‌های خصوصی اجازه می‌دهد تا رسیدگی‌های داوری الزام‌آور را علیه دولت طرف امضاکننده دیگر آغاز کنند، یک کارکرد حقوقی بین‌المللی ایفا می‌کنند. اما در حالی که آنها ابزاری کاملاً قانونی هستند (که برای رفع نگرانی‌های حقوقی ایجاد شده‌اند)، بوته و میلنر (۲۰۰۹)، استدلال می‌کنند که آنها برای رسیدگی به یک مشکل سیاسی، سیاستی وجود دارند: نگرانی‌های کشور میزبان عمدتاً از فقدان دانش در مورد تعهد آینده دولت میزبان به سیاست‌های آزادسازی اقتصادی ناشی می‌شود (Dutt, 2021)، از جمله مقرراتی که انجام می‌دهند، معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه به سرمایه‌گذاران خارجی حقوقی می‌دهند که فراتر از جریان‌های سرمایه بدون مانع است و غرامت برای سلب مالکیت را تضمین می‌کند. در عوض، آنها تعهدی به سیاست‌های لیبرال اقتصادی در طیف وسیعی از موضوعات را تشکیل می‌دهند، همانطور که در تصمیمات داوری تأکید شده است (Colen, Persyn & Guariso, 2016). با این حال همان طوری که کنفرانس تجارت و توسعه سازمان ملل دهه‌ای پیش در بررسی معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو جانبه بیان داشت: «کشورهای زیادی با جریانات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وجود دارند که فاقد معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو جانبه هستند و یا تعداد کمی از آن‌ها را امضا کرده‌اند». با این حال، بسیاری کشورهای درحال توسعه تعداد زیادی معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو جانبه امضا کرده‌اند. بنابراین پرسش این است که آیا کشورهایی که معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو جانبه بیشتری امضا کرده‌اند، در جذب سرمایه‌گذاران

1. Elkins, Guzman & Simmons
2. Neumayer & Spess
3.Legalization

خارجی موفق‌تر بوده‌اند یا خیر؟ بنابراین سئوال اصلی تحقیق عبارت است از اینکه معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای در حال توسعه و توامان باهم چه تاثیر دارد؟.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نوع هدف کاربردی و از لحاظ روش یک تحقیق توصیفی و همبستگی است. جهت آزمون عملی و تجربی فرضیه‌ها، ۲۱ کشور در حال توسعه (ایران، پاکستان، ترکیه، مصر، عراق، کویت، عربستان، بحرین، اردن، عمان، قطر، امارات متحده عربی، ارمنستان، گرجستان، قزاقستان، تاجیکستان، آذربایجان، ترکمنستان، فیلیپین، تایوان، تایلند) برای دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۱ به عنوان نمونه تحقیق با تکنیک حداکثر درستنمایی شبه پواسن PPML[1] (با توجه به رویه معمول در پژوهش‌ها که لازم است قبل از انجام برآورد مدل، ابتدا آزمون ریشه واحد برای متغیرها انجام شود، در مطالعه حاضر انجام آزمون ریشه واحد موضوعیت ندارد؛ چرا که ممکن است جریان‌های سرمایه‌گذاری در بعضی از سال‌ها در کشورهای مورد بررسی، محقق نشود. در نتیجه روند مشترک بین متغیرها به علت عدم وجود داده‌های آماری پیوسته، قابل احصاء نیست. لازم به توضیح است یکی از شرایط اولیه به منظور انجام آزمون ریشه واحد، تحقق شرایط ذکر شده است بنابراین از برآوردکننده PPML استفاده گردید) و استفاده از نرم‌افزار Eviews 13 در نظر گرفته شد. متغیرهای تحقیق و چگونگی اندازه‌گیری آنها عبارتند از:

الف : داده‌های پژوهش

- **FDI: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی**

متغیر وابسته، جریان‌های مجموع سرمایه‌های انباشته‌ای که از طریق سرمایه‌گذاران یک کشور خارجی تا یک تاریخ معین وارد کشور هدف شده به صورت دوجانبه است (جریان دوجانبه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی). داده‌ها از آمار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دوجانبه کنفرانس سازمان ملل متحد در تجارت و توسعه (UNCTAD)[2] است. یکی از مشکلات متغیر وابسته، که در مدل گرانشی یا جاذبه با تصریح لگاریتمی معمول است، تفوق و تعدد صفر است. برای رفع مشکل ورودی‌ها و صفرهای منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در هنگام گرفتن تصریح لگاریتمی، همه مقادیر منفی و صفر با ۱ برابر در نظر گرفته می‌شود تا از حذف مقادیر صفر جلوگیری شود (Hallward-Driemeier, Mary, 2009).

1. Poisson Pseudo Maximum Likelihood
2. United Nations Conference on Trade and Development

● **BIT: معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو جانبه**

متغیر توضیحی اصلی یک متغیر ساختگی برای یک معاهده سرمایه‌گذاری دو جانبه امضا شده بین دو کشور است. این داده‌ها از پایگاه داده توافقنامه‌های سرمایه‌گذاری بین‌المللی UNCTAD است. پیش‌بینی می‌شود که ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دوجانبه به طور مثبت تحت تأثیر امضای یک معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو جانبه باشد.

● **سایر متغیرهای توضیحی**

تولید ناخالص داخلی و جمعیت از پایگاه داده شاخص‌های توسعه جهانی بانک جهانی است. اندازه بازار (GDP)[1] به‌دلیل دسترسی بیشتر به‌بازار، جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود. علامت (نوع تاثیرگذاری) جمعیت کشور میزبان مبهم است چون از یک طرف ممکن است نشان‌دهنده یک پایگاه مصرف‌کننده بزرگتر باشد، بنابراین تأثیر مثبت خواهد داشت، از سوی دیگر، جمعیت اغلب با سطوح درآمد پایین‌تر همبستگی دارد. همچنین متغیرهای؛ D_{ijt}، $Cont_{ijt}$ و $ComLan_{ijt}$ از پایگاه داده CEPII[2] به عنوان متغیرهای توضیحی هستند. پیش‌بینی می‌شود که همسایگی یا همجواری و زبان مشترک، تأثیر مثبتی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته باشند، در حالی که فاصله، که نماینده‌ای برای هزینه‌های مبادله است، پیش‌بینی می‌شود که پیش‌بینی کننده منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باشد. (Tobin & Rose-Ackerman ,2005)

● **اثرات ثابت**

در مدل‌های اصلی، اثرات ثابت، سال، میزبان و منبع (مبدا) گنجانده شده است. در برآوردهای متناوب (یکی‌درمیان بودن)، از اثرات ثابت سال ـ کشور استفاده می‌شود (Ranjan, Singh, James & Singh, 2018).

ب : تصریح مدل پژوهش

تجزیه و تحلیل تجربی بر اساس مدل جاذبه استاندارد[3] است که معمولاً برای آزمون جریان های تجاری بین جفت کشورها استفاده می‌شود. به طور سنتی، مدل جاذبه استاندارد، جریان‌های تجاری دوجانبه را به اندازه اقتصاد منبع (مبدا) و میزبان، فاصله بین آنها و زبان مشترک مرتبط می‌کند. اسکوفگارد پولسن[4] (۲۰۱۰)، از مدل جاذبه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پشتیبانی نظری می‌کنند. مشخصات مدل اصلی به شرح زیر است:

1. Gross Domestic Product
2. "Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales
3. The Standard Gravity Model
4. Skovgaard Poulsen

$$\ln(FDI_{ijt})=\beta_0 + \beta_1 \ln(GDP_{it}) + \beta_2 \ln(GDP_{jt}) + \beta_3 \ln(POP_{it}) + \beta_4 \ln(POP_{jt}) + \beta_5 \ln(D_{ijt}) + \beta_6 Cont_{ijt} + \beta_7 ComLan_{ijt} + \beta_8 BIT_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

که در آن FDI_{ijt} جریان دوجانبه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از کشور i به کشور j در زمان t است. متغیرهای گرانش استاندارد فاصله، همسایگی یا همجواری و زبان مشترک به ترتیب توسط $Cont_{ijt}$، D_{ijt} و $ComLan_{ijt}$ گرفته شده‌اند. WGI_{jt} یک پروکسی برای کیفیت نهادی کشور میزبان است، BIT_{ijt} یک متغیر ساختگی برای یک معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه بین کشور i و کشور j در زمان t است εijt عبارت‌های جملات خطا هستند. به طور کلی مدل جاذبه به صورت چهار فرم به شرح زیر برآورد شده است:

مدل جاذبه با متغیرهای:	مدل جاذبه با متغیرهای:	مدل جاذبه با متغیرهای:	مدل جاذبه با متغیرهای:
ln GDP source	ln GDP source	ln GDP source	ln GDP source
ln GDP host	ln GDP host	ln GDP host	ln GDP host
ln POP source	ln POP source	ln POP source	ln POP source
ln POP host	ln POP host	ln POP host	ln POP host
ln Distance	ln Distance	ln Distance	ln Distance
Contiguity	Contiguity	Contiguity	Contiguity
Common Language	Common Language	Common Language	Common Language
BIT	Former Colony	Former Colony	Former Colony
Constant	Colonial Sibling	Colonial Sibling	Colonial Sibling
Year fixed effects	FTA	FTA	FTA
Country fixed effects	Institutions	Institutions	Institutions
Country-year FE	BIT	BIT	BIT
R2	BIT * Institutions	BIT * Institutions	BIT * Institutions
	Constant	Constant	Constant
	Year fixed effects	Year fixed effects	Year fixed effects
	Country fixed effects	Country fixed effects	Country fixed effects
	Country-year FE	Country-year FE	Country-year FE
	R2	Host-year FE	Sigma u
		R2	Sigma e
			Rho
تخمین اول مدل	**تخمین دوم مدل**	**تخمین سوم مدل**	**تخمین چهارم مدل**
وابسته: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	وابسته: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	وابسته: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	وابسته: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

ج : برآورد مدل

برای برآورد مدل پژوهش از تخمین‌زننده حداکثر درستنمایی نمای پوآسون یا شبه حداکثر درستنمایی پواسون PPML[1] به دلیل توانایی آن در محاسبه صفرها در متغیر وابسته ناشی از تصریح لگاریتمی مدل گرانشی یا جاذبه، استفاده شده است.

تجزیه و تحلیل دادها

نتایج مدل پایه، با استفاده ازروش PPML، در جدول (۱) نمایش داده شده است. مدل پژوهش فقط شامل جفت کشورهای درحال توسعه است. با توجه به متغیرهای کنترلی، تاثیر بازار بزرگ و زبان مشترک در همه مدل‌ها مثبت و معنی‌دار، اما تاثیر متغیر فاصله منفی و معنی‌دار است. همچنین همانطور که پیش‌بینی می‌شود، جمعیت کشور میزبان و متغیر همسایگی یا همجواری به جز در مورد جفت کشورهای درحال توسعه (مدل ۳)، تعیین‌کننده معنی‌دار برای جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیست، این یافته‌ها ممکن است همسو با تحقیقات قبلی بوده و انها را حمایت کند که نشان می‌دهد مقدار قابل‌توجه و معنی‌دار از جریان‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بین کشورهای درحال توسعه درون منطقه‌ای است، بنابراین احتمال بیشتری دارد که به هم پیوسته باشند. متغیر توضیحی اصلی، اینکه آیا معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه بین جفت کشورهای مورد نظر امضا شده است یا خیر، مثبت و معنی‌دار است (۲۸ درصد). این نتیجه ممکن است نشان دهد که نهادهای کشورهای مبدأ (منبع) درحال توسعه مسافت پیموده شده بیشتری را از معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه به دست می‌آورند. که ممکن است از تخصص داخلی و خارجی (شبکه‌ها، گزینه‌های قانونی و غیره) که شرکت‌های بزرگتر از کشورهای توسعه‌یافته ممکن است در هنگام سرمایه‌گذاری در کشورهای درحال توسعه داشته باشند، برخوردار نباشند.

1. Poisson Pseudo-maximum-likelihood

جدول ۱ : تأثیر BIT بر FDI

Model Estimator	مدل تخمین‌زننده	مدل PPML
ln GDP source	لگاریتم GDP مبدا	۰/۳۳ (۰/۰۹)***
ln GDP host	لگاریتم GDP میزبان	۰/۴۳ (۰/۰۰۷)***
ln POP source	لگاریتم POP مبدا	-۰/۷۶ (۰/۸۹)
ln POP host	لگاریتم POP میزبان	۲/۱۳ (۰/۳۵)***
ln Distance	لگاریتم فاصله	-۰/۵۲ (۰/۰۶)***
Contiguity	همسایگی یا همجواری	۰/۳۴ (۰/۰۶)***
Common Language	زبان مشترک	۰/۲۷ (۰/۰۵)***
BIT	معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه	۰/۲۸ (۰/۰۵۸)***
Constant	جزء ثابت	-۴۲/۳۳ (۳/۳۲)***
R2	ضریب تشخیص	۰/۳۸

* در سطح ۰/۱٪ معنی‌دار ** در سطح ۰/۰۵٪ معنی‌دار *** در سطح ۰/۰۱٪ معنی‌دار

همانطور که قبلا ذکر شد، تصمیمات مکان‌یابی شرکت‌های چند ملیتی (MNCs)[1] ممکن است تحت تاثیر کیفیت نهادهای کشور میزبان قرار گیرد. برای به دست آوردن این تأثیر، متغیرهایی برای کیفیت نهادی و رابطه استعماری[2] و همچنین یک متغیر ساختگی برای حضور یک توافق تجارت آزاد، به مدل اصلی اضافه می‌شوند (Ung & Kim, 2020). علاوه بر این، پرسش‌های بی‌پاسخی در مورد اینکه آیا معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه جایگزین یا تمجید از کیفیت نهادی داخلی هستند، وجود دارد. از یک طرف، با امضای یک معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه، یک کشور میزبان به سرمایه‌گذاران خارجی یک چارچوب نهادی خارجی ارائه می‌دهد که به طور قابل اعتمادی آنها را متعهد می‌کند که از سرمایه‌گذاری خود بهتر از توان نهادهای داخلی محافظت کنند. در این صورت آنها جایگزین هستند و انتظار یک رابطه منفی وجود دارد. از سوی دیگر، امضای معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه ممکن است به عنوان یک دستگاه سیگنال‌دهی عمل کند و به سرمایه‌گذاران خارجی اعلام کند که کشور در حفاظت از سرمایه‌گذاری آنها جدی است و معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه لایه دیگری در بالای نهادهای داخلی است (Kox & Rojas-Romagosa, 2020). برای آزمون این رابطه، یک اصطلاح تعاملی بین معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه و کیفیت نهادی به مدل توسعه‌یافته اضافه می‌شود. نتایج مدل توسعه‌یافته، که شامل متغیرهای نهادی و شرایط تعاملی است، در

1. Multinational Corporations
2. Colonial Relationship

جدول (۲) گزارش شده است. دو مدل شامل جفت کشورهای درحال توسعه است. از نظر متغیرهای کنترلی، اندازه بازار، جمعیت کشور میزبان، روابط استعماری و قرارداد تجارت آزاد (FTA)[1] همگی مثبت و معنی‌دار هستند. مشابه مدل پایه، فاصله بر جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر منفی می‌گذارد، در حالی که همسایگی و همجواری برای جفت کشورهای درحال توسعه یک عامل تعیین‌کننده مثبت است. نهادها تأثیر مثبتی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند، مانند معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه. تأثیر معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای جفت کشورهای درحال توسعه بیشتر است. متغیر تعاملی بین معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه و کیفیت نهادی منفی است، که نشان‌دهنده قابلیت جایگزینی است. همچنین قابل توجه و معنی‌دار است.

جدول ۲ : تأثیر BIT بر FDI

Estimator Model	مدل تخمین‌زننده	۱ PPML	۲ PPML
ln GDP source	لگاریتم GDP مبدا	۰/۳۴ (۰/۱۵)**	۰/۳۶ (۰/۱۶)**
ln GDP host	لگاریتم GDP میزبان	۰/۳۶ (۰/۰۴)***	۰/۳۴ (۰/۰۶)***
ln POP source	لگاریتم POP مبدا	-۰/۷۳ (۰/۷۸)	-۰/۷۶ (۰/۷۹)
ln POP host	لگاریتم POP میزبان	۲/۴۴ (۰/۲۹)***	۲/۲۱ (۰/۳۵)***
ln Distance	لگاریتم فاصله	-۰/۴۵ (۰/۰۵)***	-۰/۴۶ (۰/۰۷)***
Contiguity	همسایگی یا همجواری	۰/۲۶ (۰/۰۶)***	۰/۲۵ (۰/۰۸)***
Common Language	زبان مشترک	۰/۱۴ (۰/۱۶)	۰/۱۳ (۰/۱۵)
Former Colony	مستعمره گذشته	۰/۵۱ (۰/۰۷)***	۰/۵۱ (۰/۰۹)***
Colonial Sibling	هم نژاد استعماری	۰/۴۳ (۰/۱۸)**	۰/۴۶ (۰/۱۷)**
FTA	قرارداد تجارت آزاد	۰/۲۳ (۰/۰۵)***	۰/۲۴ (۰/۰۴)***
Institutions	نهادها	۰/۳۱ (۰/۱۵)*	۰/۳۴ (۰/۱۶)*
BIT	معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه	۰/۳۳۷ (۰/۰۴۴)***	۰/۳۰۸ (۰/۰۴۸)***
BIT * Institutions	تعامل نهادها با BIT		-۰/۰۴۸ (۰/۱۳۸)
Constant	جزء ثابت	-۴۴/۷۵ (۲/۶۴)***	-۴۲/۶۳ (۳/۰۲)***
R2	ضریب تشخیص	۰/۴۱	۰/۳۹

* در سطح ۰/۱٪ معنی‌دار ** در سطح ۰/۰۵٪ معنی‌دار *** در سطح ۰/۰۱٪ معنی‌دار

1. Free-Trade Agreement

مدل‌های گرانشی یا جاذبه معمولاً شامل پایدارهای چندجانبه برای کنترل تأثیرات عوامل می‌شوند. جدول (۳) نتایج مدل توسعه‌یافته را با گنجاندن اثرات ثابت سال ـ منبع و سال ـ میزبان برای کنترل پایداری‌های چندجانبه نشان می‌دهد. دو مدل فقط شامل جفت کشورهای درحال توسعه هستند. نهایتا اینکه نتایج، بجزء عدم معنی‌دار برخی از متغیرهای کنترلی، با دو مدل جدول (۲)، به ویژه ضرایب بزرگتر بر روی متغیر ساختگی معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه بین دو کشور در حال توسعه، نسبتاً سازگار هستند.

جدول ۳ : تاثیر BITs بر FDI، اثرات ثابت کشور ـ سال (کنترل پایداری‌های چندجانبه)

Model Estimator	مدل تخمین‌زننده	۱ PPML	۲ PPML
ln GDP source	لگاریتم GDP مبدا	۰/۴۳ (۰/۳۷)	۰/۴۴ (۰/۳۲)
ln GDP host	لگاریتم GDP میزبان	-۰/۱۱ (۰/۲۵)	۰/۱۲ (۰/۲۹)
ln POP source	لگاریتم POP مبدا	-۰/۶۴ (۰/۰۹)***	-۰/۶۴ (۰/۰۸)***
ln POP host	لگاریتم POP میزبان	۰/۴۱ (۰/۳۵)	۰/۱۶ (۰/۲۹)
ln Distance	لگاریتم فاصله	-۰/۴۱ (۰/۰۵)***	-۰/۴۳ (۰/۰۶)***
Contiguity	همسایگی یا همجواری	۰/۱۸ (۰/۰۶)**	۰/۱۹ (۰/۰۵)**
Common Language	زبان مشترک	۰/۱۱ (۰/۱۵)	۰/۱۱ (۰/۱۶)
Former Colony	مستعمره گذشته	۰/۴۲ (۰/۲۴)*	۰/۴۲ (۰/۲۴) *
Colonial Sibling	هم نژاد استعماری	۰/۵۴ (۰/۱۱)***	۰/۵۳ (۰/۱۲)***
FTA	قرارداد تجارت آزاد	۰/۲۲ (۰/۰۵)***	۰/۲۲ (۰/۰۵)***
Institutions	نهادها	۰/۰۹ (۰/۵۶)	-۰/۲۱ (۰/۴۲)
BIT	BIT	۰/۳۱۹ (۰/۰۵۸)***	۰/۲۷۹ (۰/۰۳۸)***
BIT * Institutions	تعامل نهادها با BIT		-۰/۰۵۷۲ (۰/۱۸۹)
Constant	جزء ثابت	-۵/۳۶ (۸/۷۲)	-۸/۵۹ (۹/۷۴)
R2	ضریب تشخیص	۰/۴۹	۰/۴۸

* در سطح ۰/۱٪ معنی‌دار ** در سطح ۰/۰۵٪ معنی‌دار *** در سطح ۰/۰۱٪ معنی‌دار

با این حال، نمی‌توان رد نمود که امضای یک معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه ممکن است برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی درون‌زا باشد. هنگامی که سرمایه‌گذاران در یک کشور مستقر می‌شوند، ممکن است در قالب نهادهای پاسخگو، چه داخلی و چه خارجی، حمایت هایی را درخواست کنند، بنابراین تأثیر بازخوردی بر نهادها و علائم معاهده ارائه می‌دهند. علاوه بر این، کشورهایی که به بیرون نگاه می‌کنند (آنهایی که به دنبال سرمایه‌گذاری خارجی هستند) ممکن است نهادهای با کیفیت بالاتری داشته

باشند و معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه را امضا کرده باشند. برای پرداختن به این مسائل، مدل‌های پایه با متغیرهای ابزاری مجدداً برآورد می‌شوند. به دلیل فقدان ابزارهای برون‌زای قابل قبول، به ابزارهای درون‌زا از مقادیر تاخیری متغیرهای درون‌زا تکیه می‌گردد. به دلیل ماهیت تغییرناپذیر زمانی، بسیاری از متغیرها، از تخمین‌زننده هاسمن-تیلور[1] استفاده می‌گردد، یک مدل اثرات تصادفی تبدیل‌شده با متغیرهای ابزاری که می‌تواند بین متغیرهای متغیر زمانی و متغیرهای ثابت زمانی تمایز قائل شود.

نتایج مدل با متغیر ابزاری توسعه‌یافته در جدول (۴) گزارش شده است.. هر دو مدل شامل جفت کشورهای درحال توسعه است. از نظر متغیر توضیحی اصلی، معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه، برای جفت کشورهای درحال توسعه مثبت و معنی‌دار است.

جدول ۴ : تأثیر BITها بر (هاسمن-تیلور) IV، FDI

Model Estimator	مدل تخمین‌زننده	۱ PPML	۲ PPML
ln GDP source	لگاریتم GDP مبدا	۰/۳۱ (۰/۰۴)***	۰/۳۰ (۰/۰۳)***
ln GDP host	لگاریتم GDP میزبان	۰/۴۲ (۰/۰۴)***	۰/۴۱ (۰/۰۵)***
ln POP source	لگاریتم POP مبدا	-۱/۷۳ (۰/۲۸)***	-۱/۷۶ (۰/۲۹)***
ln POP host	لگاریتم POP میزبان	۱/۸۴ (۰/۲۲)***	۱/۷۱ (۰/۲۳)***
ln Distance	لگاریتم فاصله	-۰/۴۸ (۰/۰۶)***	-۰/۵۱ (۰/۰۴)***
Contiguity	همسایگی یا همجواری	۰/۵۴ (۰/۰۶)***	۰/۲۵ (۰/۰۸)***
Common Language	زبان مشترک	۰/۴۳ (۰/۰۶)***	۰/۴۲ (۰/۱۱)***
Former Colony	مستعمره گذشته	۱/۵۱ (۰/۱۷)***	۱/۵۲ (۰/۱۹)***
Colonial Sibling	هم نژاد استعماری	۰/۳۱ (۰/۱۸)	۰/۲۲ (۰/۱۷)
FTA	قرارداد تجارت آزاد	-۰/۰۶ (۰/۰۸)	-۰/۰۷ (۰/۰۹)
Institutions	نهادها	۰/۲۹ (۰/۰۵)***	۰/۳۱ (۰/۰۶)***
BIT	معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه	۰/۲۳۷ (۰/۰۴۷)***	۰/۱۷۶ (۰/۰۲۶)***
BIT * Institutions	تعامل نهادها با BIT		-۰/۰۶۵ (۰/۱۵۷)
Constant	جزء ثابت	-۳۲/۷۵ (۲/۷۴)***	-۲۹/۶۳ (۳/۱۳)***
Sigma u		۰/۸۷	۰/۸۶
Sigma e		۱/۲۱	۱/۲۴
Rho		۰/۳۶	۰/۳۷

* در سطح ۰/۱٪ معنی‌دار ** در سطح ۰/۰۵٪ معنی‌دار *** در سطح ۰/۰۱٪ معنی‌دار

1. Hausman-Taylor

نتیجه‌گیری

بیشتر تحقیقات در مورد تأثیر معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بین کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه میزبان متمرکز شده‌اند و تحقیقات کمی، بین کشورهای درحال توسعه صورت گرفته است. جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای درحال توسعه در سایه معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه، جهت جذب سرمایه‌گذاری های مستقیم خارجی و مکانیزمی قانونی بین‌المللی برای تشویق و دلگرمی سرمایه‌گذاران خارجی در حال افزایش است. مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دوجانبه برای ۲۱ کشور در دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۱، معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه در کشورهای درحال توسعه و تأثیر آن بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، و کانال‌های نظری که از طریق آن تغییرات در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رخ می‌دهد، را از طریق یک مدل جاذبه، مورد بررسی قرار داد. علاوه بر آن، تعامل بین معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه و نهادهای کشور میزبان و اینکه چگونه این رابطه بین شرکای درحال توسعه -درحال توسعه متفاوت است، را ارزیابی می‌کند. نتایج ناشی از برآورد مدل نشان داد: ۱) متغیرهای کنترلی، بازار بزرگ و زبان مشترک مثبت و معنی‌دار، اما تاثیر متغیر فاصله منفی و معنی‌دار است. متغیرهای جمعیت کشور میزبان و متغیر همسایگی در مورد جفت کشورهای درحال توسعه، تعیین کننده معنی‌دار برای جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی هستند. ۲) با اضافه شدن متغیرهایی کیفیت نهادی، رابطه استعماری و متغیر ساختگی برای حضور یک توافق تجارت آزاد، به مدل، با امضای یک معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه، یک کشور میزبان به سرمایه‌گذاران خارجی یک چارچوب نهادی خارجی ارائه می‌دهد که به طور قابل اعتمادی آنها را متعهد می‌کند که از سرمایه‌گذاری خود، بهتر از توان نهادهای داخلی محافظت کنند. در این صورت آنها جایگزین هستند و انتظار یک رابطه منفی وجود دارد. از سوی دیگر، امضای معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه ممکن است به عنوان یک دستگاه سیگنال‌دهی، عمل کند و به سرمایه‌گذاران خارجی اعلام کند که کشور در حفاظت از سرمایه‌گذاری آنها جدی است، بنابراین یک فاکتور تعاملی بین معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه و کیفیت نهادی به مدل توسعه‌یافته اضافه می‌شود. متغیر تعاملی بین معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه و کیفیت نهادی، منفی قابل توجه و معنی‌دار است، که نشان‌دهنده قابلیت جایگزینی است. ۳) با گنجاندن اثرات ثابت سال ـ منبع و سال ـ میزبان برای کنترل پایداری‌های چندجانبه مدل نشان می‌دهد. نتایج، بجزء عدم معنی‌دار برخی از متغیرهای کنترلی، با هر دو مدل جدول (۲)، به ویژه ضرایب بزرگتر بر روی متغیر ساختگی معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه بین دو کشور درحال توسعه، نسبتاً سازگار هستند. د) هنگامی که سرمایه‌گذاران در یک کشور مستقر می‌شوند، در

قالب نهادهای پاسخگو، حمایت‌هایی را درخواست می‌کنند یا اینکه کشورهایی که به دنبال سرمایه‌گذاری خارجی هستند، ممکن است نهادهای با کیفیت بالاتری داشته باشند و معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه را امضا کرده باشند (Falvey & Foster-McGregor, 2017)، بنابراین جهت بررسی تأثیر بازخوردی بر نهادها و علائم معاهده، مدل‌های پایه با متغیرهای ابزاری همچون مقادیر با وقفه متغیرهای درونزا و به دلیل ماهیت تغییرناپذیر زمانی، بسیاری از متغیرها، از تخمین زننده هاسمن-تیلور استفاده گردید. یک مدل اثرات تصادفی تبدیل‌شده با متغیرهای ابزاری که می‌تواند بین متغیرهای متغیر زمانی و متغیرهای ثابت زمانی تمایز قائل شود. از نظر متغیر توضیحی اصلی، معاهده سرمایه‌گذاری دوجانبه، برای جفت کشورهای درحال توسعه مثبت و معنی‌دار است. نهایتا با توجه به کمبود داده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه بین کشورهای درحال توسعه تا همین اواخر، این موضوع تعجب‌آور نیست که مطالعات بیشتر متوجه کشورهای توسعه‌یافته باشد و در کشورهای درحال توسعه کمتر صورت گرفته باشد. بنابراین این پرسش مطرح می گردد که آیا معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو جانبه بر روی جریان‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به روشی که برای کشورهای بزرگ و توسعه‌یافته عمل می‌کند، انتظار می‌رود که برای کشورهای کوچک درحال توسعه نیز، همسان عمل کنند؟ از یک طرف، نهادهای کشورهای درحال توسعه ممکن است به محیط‌های نهادی کمتر مستحکم در سایر کشورهای درحال توسعه جذب شوند، بنابراین کمتر به مکانیسم‌های تعهد معتبر برای غلبه بر آن مانع نیاز دارند. از سوی دیگر، «اثرات همسایگی»[1] ممکن است اهمیتی نداشته باشد و با توجه به اینکه شرکت‌های کشورهای درحال توسعه عموماً کوچک‌تر از شرکت‌های چندملیتی کشورهای توسعه‌یافته هستند، ممکن است منابع کمتری در اختیار داشته باشند تا با محیط‌های نهادی کمتر قوی و در عین حال متفاوت مقابله کنند (Kotyrlo, E., & Kalachyhin, 2023). در این مورد، معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو جانبه ممکن است حفاظت بیشتری از این شرکت‌ها ارائه دهد و ممکن است اهمیت بیشتری داشته باشد. نتایج تجربی نشان می‌دهد که معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو جانبه برای سرمایه‌گذاری در اکثر جفت کشورها اهمیت دارند، اما برای جفت کشورهای درحال توسعه اهمیت زیادی خواهد داشت. این یک نتیجه جالب است که شایسته است به صورت نظری در تحقیقات آینده به آن پرداخته شود. این مطالعه همچنین به دنبال بررسی این موضوع است که آیا معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو جانبه و موسسات کشور میزبان مکمل یا جایگزین هستند. نتایج نشان می‌دهد که آنها در واقع جایگزین هستند، اما این نتایج برای جفت کشورهای درحال توسعه قابل توجه و معنی‌دار نیست. بنابراین پیام پژوهش به کشورهای درحال توسعه این است که تسلیم

1. NeighboRhood Effect

معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو جانبه شدن، و برآورده کردن آن ها، بازدهی مطلوبی در افزایش جریانات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برایشان به همراه دارد. بنابراین می توان ادعا نمود که مطالعه حاضر، شواهد تجربی قوی ارائه می‌دهد که معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو جانبه، اهداف مورد نظر خود را برآورده می‌کند. همچنین کشورهایی که دارای کیفیت نهادی ضعیفی هستند، می‌توانند بهره بیشتری از معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو جانبه ببرند. با این حال نتایج مطالعه حاضر با نتایج مطالعات دیگر متفاوت است. به عنوان مثال، مطالعه سالاکیوز و سالیوان[1] (۲۰۰۵)، و هالواردریمیر، مری (۲۰۰۹)، تاثیر سیگنال‌دهی معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو جانبه را در نظر نمی گیرد و از نمونه کوچکی که برای نمایندگی مناسب نیست، برخوردار است. تحلیل سالاکیوز و سالیوان (۲۰۰۵)، مقطعی است، بنابراین نمی‌تواند محاسبه کند که چه میزانی از معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو جانبه، جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را با گذر زمان در کشورهای درحال توسعه افزایش می‌دهد. اما نتایج مطالعه حاضر با نتایج مطالعه الکینز، گوزمن و سیمونز (۲۰۰۵) و نیومایر و پرس (۲۰۰۵) همسو و مطابقت دارد چرا که آنها دریافتند که تمام معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه (امضا شده و در حال اجرا) به عنوان ابزارهای سیگنال‌دهی به سرمایه‌گذاران خارجی عمل می‌کنند، که نشان می‌دهد کشور میزبان آماده انجام اصلاحات آزادسازی است. و یا مفاد سرمایه‌گذاری مندرج در معاهده را در پیش‌بینی امضای معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه‌ی بیشتری در آینده رعایت شود. پس آنچه که می‌توان ادعا کرد این است که معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو جانبه به هدف خود عمل می‌کند و کشورهای درحال توسعه که معاهده‌های سرمایه‌گذاری دو جانبه‌های بیشتری با کشورهای توسعه‌یافته امضا کرده‌اند در عوض جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتری دریافت کرده‌اند. در سال‌های اخیر، معاهده‌های و راهبردهای ترویج و ترفیع سرمایه‌گذاری خارجی به طور چشمگیری تغییر کرده است. آزادسازی گسترده سیاست‌های اقتصادی به طور موثری باعث افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شده است. با تشویق سرمایه‌گذاران خارجی برای ورود به بازارهای بین‌المللی، بسیاری از کشورها شاهد رشد تصاعدی در اقتصاد و صنایع داخلی خود هستند (Bengoa, M., Sanchez-Robles, B., & Shachmurove, 2020). افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نه تنها برای صنایع نوظهور یا در حال رشد، سرمایه به ارمغان می‌آورد، بلکه می‌تواند با ایجاد دسترسی بیشتر به منابع مالی، فرصت‌های شغلی بیشتر و سرریزهای دانش و فناوری، اقتصاد کشور را تقویت کند. بنابراین معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه به عنوان مکانیزمی قانونی بین‌المللی برای تشویق و دلگرمی سرمایه‌گذاران خارجی جهت جذب سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی، می‌تواند

1. Salacuse & Sullivan

یک راهبرد در این زمینه باشد. چون معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه به سرمایه‌گذاران سیگنال می‌دهند که در صورت بروز آشفتگی‌های سیاسی، سرمایه‌گذاری‌ها از نظر قانونی تحت قوانین بین‌المللی محافظت می‌شوند و احتمال ریسک نهادهای خارجی را کاهش می‌دهند. اما تأثیر واقعی آنها بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی قابل بحث است. بنابراین جهت رسیدن به یک اجماع نظری، لازم است مطالعه‌های گسترده‌ای با در نظر گرفتن همه جوانب معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه و آثار آن بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، صورت بگیرد.

اظهاریه قدردانی

نویسندگان از حمایت و همکاری معنوی سردبیر محترم، داوران ناشناس و کارشناسان مجله برنامه‌ریزی و بودجه کمال تشکر را دارند. همچنین از زحمات ویراستاران علمی و ادبی نشریه قدردانی می‌شود.

منابع

Aisbett, E., Busse, M., & Nunnenkamp, P. (2017). Bilateral investment treaties as deterrents of host-country discretion: The impact of investor-state disputes on foreign direct investment in developing countries. *Review of World Economics, 154*, 119–155. [DOI:10.1007/s10290-017-0285-1]

Falvey, R., & Foster-McGregor, N. (2017). Heterogeneous effects of bilateral investment treaties. *Review of World Economics, 153*(4), 631–656. [https://doi.org/10.1007/s10290-017-0287-z] [DOI:10.1007/s10290-017-0287-z.]

Bengoa, M., Sanchez-Robles, B., & Shachmurove, Y. (2020). Do trade and investment agreements promote foreign direct investment within Latin America? Evidence from a Structural Gravity Model. *Mathematics, 8*(11), 1882. [DOI:10.3390/math8111882]

Bhasin, N., & Manocha, R. (2016). Do bilateral investment treaties promote FDI inflows? Evidence from India. *Vikalpa, 41*(4), 275–287. [https://doi.org/10.1177/025609091666668 1] [DOI:10.1177/0256090916666681.]

Blonigen, B. A., & Piger, J. (2014). Determinants of foreign direct investment. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique, 47*(3), 775–812. [https://doi.org/10.1111/caje.12091] [DOI:10.1111/caje.12091.]

Business Today. (2021). US replaces Mauritius as second largest source of FDI in India in 2020-21. [https://www.businesstoday.in/latest/economy-politics/story/us-replaces-mauritius-as-second-largest-s]

Buthe, Tim and Helen Milner (2008). The Politics of Foreign Direct Investment into Developing Countries: Increasing FDI through International Trade Agreements?" American Journal of Political Science 52, no.4 (October): 741-62. [DOI:10.1111/j.1540-5907.2008.00340.x]

Colen, L., Persyn, D., & Guariso, A. (2016). Bilateral investment treaties and FDI: Does the sector matter? *World Development, 83*, 193–206. [https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.01.020] [DOI:10.1016/j.worlddev.2016.01.020.]

Dixon, J., & Haslam, P. A. (2016). Does the quality of investment protection affect FDI flows to developing countries? Evidence from Latin America. *The World Economy, 39*(8), 1080–1108. [https://doi.org/10.1111/twec.12299] [DOI:10.1111/twec.12299..]

Dutt, S. (2021). Standing committee report summary India and bilateral investment treaties. PRS Legislative Research. [https://prsindia.org/policy/report-summaries/india-and-bilateral-investment-treaties.]

Egger, Peter and Michael Pfaermayer (2009). The Impact of Bilateral Investment Treaties on Foreign Direct Investment. In Karl P. Sauvant and Lisa E. Sachs, editors, The Effects of Treaties on Foreign Direct Investment. Bilateral Investment Treaties, Double Taxation Treaties, and Investment Flows. Oxford, UK: Oxford University Press. [DOI:10.1093/acprof:oso/9780195388534.003.0008]

Elkins, Zachary, Andrew T. Guzman and Beth A. Simmons (2006). "Competing for capital: the diffusion of bilateral investment treaties, 1960-2000," *International Organization, 60*, 4, pp. 811– 846. [DOI:10.1017/S0020818306060279]

Guzman, Andrew, and Beth A Simmons. 2005. Power Plays and Capacity Constraints: The Selection of Defendants in WTO Disputes. *Journal of Legal Studies 34* (2):557---98. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1518416

Guzman, Andrew T. (1998). "Why LDCs sign treaties that hurt them: explaining the popularity of bilateral investment treaties," Virginia Journal of International Law, 38, 4, pp. 639–688.

Hafner-Burton, Emilie, Miles Kahler, and Alexander H. Montgomery (2009). "Network Analysis for International Relations," *International Organization, 63*, 3, p. 559-92. [DOI:10.1017/S0020818309090195]

Haftel, Yoram Z. (2008). "The effect of U.S. BITs on FDI inflows to developing countries: signaling or credible commitment?" (Unpublished manuscript, University of Illinois, Chicago).

Hallward-Driemeier, Mary (2009). Do Bilateral Investment Treaties Attract FDI? Only a Bit... and they could bite. In Karl P. Sauvant and Lisa E. Sachs, editors, The Effects of Treaties on Foreign Direct Investment. Bilateral Investment Treaties, Double Taxation Treaties, and Investment Flows. Oxford, UK: Oxford University Press. [DOI:10.1093/acprof:oso/9780195388534.003.0013]

Kotyrlo, E., & Kalachyhin, H. M. (2023). The effects of India's bilateral investment treaties termination on foreign direct investment inflows. **Economics of Transition and Institutional Change, 31**(4), 1007-1033. [DOI:10.1111/ecot.12363]

Kox, H. L. M., & Rojas-Romagosa, H. (2020). How trade and investment agreements affect bilateral foreign direct investment: Results from a structural gravity model. *World Economy, 43*(12), 1–40. (September 2019). [https://doi.org/10.1111/twec.13002] [DOI:10.1111/twec.13002.]

Milner, Helen, and Tim Buthe (2009) "Bilateral Investment Treaties and Foreign Direct Investment: A Political Analysis." The Impact of Bilateral Investment Treaties and Double Taxation Treaties on Foreign Direct Investment. Karl Sauvant, ed., NY: Oxford

University Press.
Neumayer, Eric and Laura Spess (2005). “Do bilateral investment treaties increase foreign direct investment to developing countries?” *World Development, 33*, 10, pp. 1567–1585. [DOI:10.1016/j.worlddev.2005.07.001]
Ranjan, P., Singh, H. V., James, K., & Singh, R. (2018). India’s model bilateral investment treaty: Is India too risk averse. Accessed June 9, 2020. [https://www.brookings.edu/research/indias-model-bilateral-investment-treaty-are-we-too-risk-averse/.]
Rose-Ackerman, Susan (2009). The Global BITs Regime and the Domestic Environment for Investment. In Karl P. Sauvant and Lisa E. Sachs, editors, The Effects of Treaties on Foreign Direct Investment. Bilateral Investment Treaties, Double Taxation Treaties, and Investment Flows. Oxford, UK: Oxford University Press. [DOI:10.1093/acprof:oso/9780195388534.003.0011]
Salacuse, J. W., & Sullivan, N. P. (2005). Do BITs really work? An evaluation of bilateral investment treaties and their grand bargain. *Harvard International Law Journal, 46*, 67–130. https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2977408
Taipei Times. (2018). Taiwan, India sign updated bilateral investment pact. Accessed December 3, 2022. [https://www.taipeitimes.com/News/taiwan/archives/2018/12/19/2003706400#:~:text=Taiwan%20and%20India%]
Tobin, Jennifer and Susan Rose-Ackerman (2005). “Foreign direct investment and the business environment in developing countries: The impact of bilateral investment treaties,” Yale Law & Economics Research Paper, No. 293, May 2. [DOI:10.2139/ssrn.557121]
Singh, J., Shreeti, V., & Urdhwareshe, P. (2022). The impact of bilateral investment treaties on FDI inflows into India: Some empirical results. *Foreign Trade Review, 57*(3), 310-323. [DOI:10.1177/00157325211027374]
Skovgaard Poulsen, Lauge N., Bilateral Investment Treaties and Preferential Trade Agreements: Is a BIT Really Better Than a Lot? (September 1, 2010). Investment Treaty News Quarterly, Vol. 1, No. 1, p. 16, September 2010, Available at SSRN: https://www.iisd.org/itn/en/2010/09/23/bilateral-investment-treaties-and-preferential-trade-agreements-is-a-bit-really-better-than-a-lot/
ung, H. J., & Kim, E. M. (2020). International treaties and foreign direct investment: An empirical analysis of effects of bilateral investment treaties on South Korea’s FDI. Journal of the Asia Pacific Economy, 25(3), 402–417. [https://doi.org/10.1080/13547860.2019.1686915] [DOI:10.1080/13547860.2019.1686915.]
UNCTAD, United Nations Conference on Trade and Development (2005). “South-South Cooperation in International Investment Agreements.” UNCTAD Series on International Investment Policies for Development. [www.unctad.org.]
UNCTAD, United Nations Conference on Trade and Development (2008). “Recent developments in international investment agreements (2007–June 2008).” IIA Monitor, No. 2 (UNCTAD/WEB/DIAE/IA/2008/1).
Yackee, Jason (2009). Do BITs Really Work? Revisiting the Empirical Link between Investment Treaties and Foreign Direct Investment. In Karl P. Sauvant and Lisa E. Sachs, editors,The Effects of Treaties on Foreign Direct Investment. Bilateral Investment Treaties, Double Taxation Treaties, and Investment Flows. Oxford, UK: Oxford University Press. [DOI:10.1093/acprof:oso/9780195388534.003.0014]

نحوه ارجاع به مقاله:

حیدری هراتمه، مصطفی (۱۴۰۳). معاهده‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه؛ راهبردی در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای درحال‌توسعه. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۹(۲)، ۱۶۱-۱۴۱.

Heidari Haratemeh, M. (2024). Bilateral Investment Treaties; A strategy for Attracting Foreign Direct Investment in developing countries. *Planning and Budgeting*, 29(2). 141-161.

DOI: https://doi.org/10.52547/jpbud.29.2.141

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://Creativecommons.org/licenses/by/4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

راهنمای اشتراک نشریه برنامه‌ریزی و بودجه

لطفاً در صورت تمایل به اشتراک فصلنامه، برگ اشتراک را تکمیل نمایید و پس از واریز حق اشتراک سالانه به مبلغ ۲۰۰۰۰۰ ریال به شماره حساب ۴۰۰۱۰۰۴۶۰۳۰۰۰۴۶۷ و شبا IR ۴۸۰۱۰۰۰۰۴۰۰۱۰۰۴۶۰۳۰۰۰۴۶۷ و شناسه درآمدی فروش مجلات ۳۱۰۰۹۹۸۷۴۱۴۰۱۰۷۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۶ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در وجه مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، فرم اشتراک را همراه با اصل فیش بانکی به نشانی: تهران، میدان شهید باهنر (نیاوران)، جمال‌آباد، خیابان شهید مختار عسگری، مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، شماره ۶، طبقه پنجم، دفتر نشریات علمی مؤسسه ارسال فرمایید.
برای کسب اطلاعات بیشتر نیز می‌توانید با تلفن: ۲۶۱۱۶۹۰۴ تماس حاصل نمایید.

(لطفاً یک نسخه از تصویر رسید بانکی را تا هنگام دریافت فصلنامه نزد خود نگه دارید)

فصلنامه علمی

برنامه‌ریزی و بودجه

برگ اشتراک نشریه برنامه‌ریزی و بودجه

شخصی:

نام: ..... نام خانوادگی: .....

میزان تحصیلات: ..... رشته تحصیلی: .....

اداری:

نام دستگاه درخواست کننده: ..... قسمت/ واحد: .....

شماره فیش بانکی/ حواله بانکی: ..... تاریخ: .....

مبلغ واریزی: ..... ریال .....

نشانی برای تحویل نشریه: استان: ..... شهر/ شهرستان: .....

خیابان: ..... کوچه: ..... پلاک: ..... طبقه: ..... کدپستی: .....

صندوق پستی: ..... شماره تماس: ..... پست الکترونیک: .....

شماره اشتراک (درصورت مشترک بودن): .....

این نشریه مقاله‌هایی را در فرآیند داوری قرار می‌دهد که:

- ارزش علمی ـ پژوهشی داشته باشد؛
- در جهت اهداف و در قالب موضوع‌های تعیین شده برای نشریه باشد؛
- حاصل مطالعه، تجربه و پژوهش‌های دست اول نویسنده باشد؛

مقاله‌ها قبلاً در نشریه دیگری چاپ نشده باشد یا برای انتشار آن اقدام همزمان انجام نگرفته باشد؛

ساختار کلی نشریه

بدنه اصلی مقاله باید شامل چکیده، کلیدواژه، طبقه‌بندی JEL، مقدمه، مبانی نظری و پیشینه پژوهش، روش پژوهش، تجزیه و تحلیل یافته‌ها، نتیجه‌گیری و پیشنهادها و منابع باشد.

شیوه استناد به صورت درون متنی به سبک استناددهی انجمن روانشناسان آمریکا (APA) باشد.

فهرست منابع نیز به صورت الفبایی، بر اساس سبک انجمن روانشناسان آمریکا در انتهای مقاله به صورت یکسان و مطابق روش زیر تنظیم شده باشد:

- **برای کتاب:** نام خانوادگی، نام کوچک نویسنده (سال نشر). عنوان کتاب (ایتالیک)، احتمالاً نام و نام خانوادگی مترجم یا مترجمان، محل نشر: نام ناشر.
- **برای نشریه:** نام خانوادگی نویسنده، نام کوچک (سال نشر). عنوان مقاله، احتمالاً نام و نام خانوادگی مترجم یا مترجمان، نام نشریه (ایتالیک)، دوره (شماره انتشار)، شماره صفحه‌ها.

(برای آگاهی کامل از شیوه استناددهی به سایت، با نشانی https://www.landmark.edu/library/citation-guides apa-citation-style-guide/ مراجعه‌فرمایید.)

- رسم‌الخط، نقطه‌گذاری و واژه‌های معادل در زبان فارسی بر مبنای مصوبات فرهنگستان زبان و ادب فارسی به نشانی http://www.persianacademy.ir است.
- معادل‌های فارسی واژگان، اسامی و همچنین اصطلاح‌های خارجی مهم در متن، با اعداد تک از ۱ شماره‌گذاری و در زیرنویس هر صفحه آورده شود.
- ابتدا منابع فارسی و سپس منابع انگلیسی آورده شوند.
- تمامی منابع از راه نرم‌افزار اندنوت یا دیگر نرم افزارهای مشابه رفرنس‌دهی اشاره شوند.

سایر نکته‌ها

- هر مقاله از حدود ۲۵ صفحه کاغذ قطع وزیری (۲۳*۱۷) حروف‌نگاری شده تجاوز نکند؛
- مقاله حاوی چکیده فارسی و انگلیسی بین ۱۵۰ تا ۲۰۰ کلمه باشد؛
- کلیدواژه‌ها (دست‌کم ۵ تا ۷ واژه) پس از چکیده درج شود؛
- طبقه‌بندی JEL (الزاما ۳ کد) بعد از کلیدواژه‌ها درج شود؛
- متن مقاله‌ها با نرم‌افزار Word 2013 یا Word 2010 و فونت ۱۱/۵ B Nazanin و واژه‌های انگلیسی با قلم Time New Raman 10 نوشته شود و فایل مقاله از طریق وب‌سایت نشریه ارسال شود؛
- عنوان جدول‌ها در بالا و عنوان شکل‌ها و نمودارها در پایین آنها و شماره جدول‌ها و شکل‌ها و نمودارها در عنوان آنها با رقم و بدون نگارش واژه «شماره» درج شود. [مانند: جدول ۲. توزیع فراوانی...] اعداد داخل جداول به فارسی نوشته شود.
- اعداد و نوشته‌های داخل جدول حتما باید به صورت فارسی نوشته شود بجای نقطه در اعداد فارسی باید ممیز (/) گذاشته شود.
- فرمول‌ها چپ‌چین و با شماره مشخص می‌شوند. شماره فرمول‌ها نیز با رقم و بدون نگارش واژه «شماره» درج شود. مانند: (۴) عدد روبروی فرمول باشد.
- تمام صفحه‌ها از صفحه عنوان تا پایان آن، شماره‌گذاری شوند. شماره‌گذاری از یک شروع و به ترتیب ادامه یابد.
- زیر نام نویسنده یا نویسندگان، مرتبه علمی دانشگاهی، محل اشتغال، نشانی کامل، شماره تلفن، دورنگار و نشانی پست الکترونیکی درج و نویسنده مسؤول مکاتبات مشخص گردد.

– نویسندگان باید از صحت مقالهٔ ارسال شده به فصل نامه اطمینان کامل کسب کنند. چرا که تا مراحل اولیه داوری امکان تصحیح مقاله برای آنان وجود ندارد.

– نویسندگان موظف هستند تا تنها اصلاحات مورد نظر داور را به درستی انجام دهند. تغییر در مقاله اعم از اضافه یا کم نمودن هر بخشی از مقاله، که بدون نظر داور انجام شده باشد، تقلب محسوب شده و سریعاً از فرایند فصل نامه حذف خواهد شد و تمام عواقب ناشی از آن بر عهدهٔ تک‌تک نویسندگان خواهد بود.

بررسی مقاله‌ها

مقاله‌های دریافت شده نخست توسط دبیرخانه نشریه مورد بررسی قرار می‌گیرد و پس از طرح در جلسه هیأت تحریریه، در صورتی که با خط‌مشی نشریه تطابق داشته باشد به منظور ارزیابی برای سه نفر از داوران صاحب‌نظر ارسال خواهد شد. داوران از سوی اعضای هیأت تحریریه برای هر مقاله انتخاب می‌شود. مقاله‌ها ابتدا به ترتیب تاریخ دریافت و سپس به ترتیب دریافت نظرمثبت داوران منتشر می‌شود. پس از دریافت مقاله، تغییرات در ترتیب و مشخصات نویسندگان مقاله به هیچ وجه اعمال نخواهد شد. در صورت هرگونه تغییر مقاله باید با اطلاعات جدید نویسندگان مجددا برای نشریه ارسال شود. اصل مقاله‌های ارسالی در آرشیو مجله نگهداری می‌شود و مسترد نخواهد شد. در صورت انصراف نویسندگان از چاپ مقاله در نشریه این امر حداکثر به مدت دو هفته پس از ارسال مقاله با نامه کتبی انصراف به نام سردبیر و به امضای کلیه نویسندگان قابل اجرا است.

ISSN: 2251-9092 | doi 10.52547/jpbud.29.2.143 | The Journal of PLANNING & BUDGETING | PP 141-161 | Summer 2024 | No. 2 | Vol. 29

Bilateral Investment Treaties: A Strategy for Attracting Foreign Direct Investment in Developing Countries

Mostafa Heidari Haratemeh[1] | heidarimu@yahoo.com

Received: 19/Jun/2024 | Accepted: 11/Sep/2024

Abstract In recent decades, bilateral and multilateral investment treaties have become key international legal tools to encourage foreign direct investment (FDI) by providing protections that attract foreign investors. Consequently, many developing countries enter into bilateral investment treaties (BITs) to boost FDI inflows. This study aims to investigate the impact of these treaties on FDI in developing countries, analyzing economic data from 21 developing nations from 2007 to 2022 through an attraction model. The findings indicate that BITs have a consistently positive and significant impact on FDI across all models, with a particularly strong effect observed among developing countries. Additional variables—including institutional quality, colonial ties, and a free trade agreement dummy variable—were added to the model. When a BIT is concluded, the host country provides foreign investors with a reliable institutional framework that may offer better investment protection than domestic institutions. In this context, BITs and domestic institutional quality appear to be substitutes, leading to an expected negative relationship. On the other hand, BITs can also serve as a signaling mechanism, indicating to foreign investors that the host country is committed to safeguarding their investments. To capture this effect, an interaction term between BITs and institutional quality was added to the model. This interaction variable is negative across most country pairs, indicating substitutability, but is positive and significant among pairs of developing countries, highlighting a unique dynamic in these contexts.

Keywords: Bilateral Investment Treaty, Foreign Direct Investment, Gravity Model, Institutional Quality, Free Trade Agreement, Developing Countries.

JEL Classification: F02, F21, C50.

1. Associate Professor, Islamic Azad University, Naraq branch, Naraq, Iran.

The Interaction Effect of Audit Committee and Gender Diversity on The Quality of Financial Reporting

Amir Hossein Tavakoli[1]
Mahdi Jafari[2] | jafari@tolouemehr.ac.ir
Sayed Javad Emadi[3]

Received: 08/Jul/2024 | Accepted: 18/Sep/2024

Abstract The quality of financial reporting refers to the accuracy and correctness of financial reports in expressing information related to the company's operations, especially the expected cash flows, in order to inform investors. Many researchers have found that a diversity of the board of director in terms of gender balance plays a key role in improving the performance of organizations, so it can be argued that diversity of the board of directors can be a predictor of quality financial reporting. An audit committee is an operational committee of a company's board that is responsible for overseeing financial reporting and information disclosure. Based on the stated contents, the present study examines the effect of the audit committee on the relationship between the gender diversity of board of directors and the quality of financial reporting in companies listed on the Tehran Stock Exchange. The findings of the study indicate that forming an audit committee utilizing the potential of female directors should be considered significant. It is recommended that investors carefully consider the presence of female directors on audit committee memberships when making investment decisions. Additionally, the audit committee strengthens the relationship between gender diversity on the board of directors and the quality of financial reporting.

Keywords: Quality of Financial Reporting, Gender Diversity, Board of Directors, Audit Committee, Interaction Effect, Female Directors

JEL Classification: J16, M41, M42.

1. M.A. in the Auditing, Tolouemehr University, Qom, Iran.
2. Assistant professor, Department of Accounting, Faculty of Management and Accounting, Tolouemehr University, Qom, Iran. (Corresponding Author).
3. Assistant professor, Department of Accounting, Faculty of Management and Accounting, Rahbord Shomal Higher Education Institute, Rasht, Iran.

The Journal of PLANNING & BUDGETING | Vol. 29 | No. 2 | Summer 2024 | PP 121-140 | doi 10.52547/jpbud.29.2.123 | ISSN: 2251-9092

The Journal of PLANNING & BUDGETING
Vol. 29 | No. 2 | Summer 2024 | PP 95-119
doi 10.52547/jpbud.29.2.97 | ISSN: 2251-9092

The Threshold Effects of Market Institutional Quality on Economic Growth with an Emphasis on Government Integrity

Atefeh Navah[1]
Sara Ghobadi[2] | sghobadi@iau.ac.ir
Hossein Sharifi Renani[3] | h.sharifi@khuisf.ac.ir

Received: 27/Apr/2024 | Accepted: 02/Jul/2024

Abstract According to institutional growth models, efficient institutions positively influence economic growth. Among these institutions, market institutions play a vital role by preventing market failures and enhancing resilience to economic shocks. Government integrity—specifically through reducing corruption—can further strengthen the impact of these institutions on growth. This article aims to analyze the threshold effects of market institutional quality on the economic growth of 19 selected lower-middle-income developing countries, with a focus on government integrity, over the period 2014–2022. To measure market institutional quality, this study uses an index composed of the market regulator (averaging indicators for regulations and controls in the credit and labor markets) and the market stabilizer (measured by access to sound money). The results indicate that government integrity acts as a transition variable in the economic growth model, with a threshold of 0.017% and two identified regimes, each showing a positive impact on growth. While the market institutional quality index does not significantly impact growth in the first regime, once the government integrity index crosses the threshold into the second regime, market institutional quality positively affects economic growth. Additional control variables—including human capital, capital per capita, technology, and foreign trade—also demonstrate positive effects on economic growth.

Keywords: Economic Growth, Market Stabilizing Institutions, Market Regulating Institutions, Government Integrity, Sound Money.

JEL Classification: L51, O43, O47.

1. Ph.D. Student in Economics Science, Department of Accounting, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.
2. Assistant, Professor of Economics, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. (Corresponding Author).
3. Associate Professor, Department of Accounting, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.

Estimation of the Willingness to Pay for Public Transport Improvements

ReyhanehSadat Shahangian[1] | r.shahangian@imps.ac.ir
Neda Ghasemi[2]

Received: 08/Jun/2024 | Accepted: 26/Aug/2024

Abstract This research examines people's willingness to pay (WTP) for improvements in public transportation as part of transportation demand management (TDM) policies. Proposed enhancements include reduced in-vehicle congestion, shorter access times for buses and metro services, increased bus reliability, and decreased travel times. An online stated preference (SP) survey was conducted to assess preferred transportation modes under hypothetical scenarios, and a nested logit model was applied to identify the factors influencing mode choice and to estimate WTP. The findings indicate that reduced congestion makes both buses and trains more attractive, while improved reliability significantly enhances bus appeal. Shortened access time positively impacts metro usage but has little effect on bus preference. Improved travel time for buses also emerges as an important factor. Additionally, the study reveals that people are willing to pay 1.4 times more for congestion improvements on the metro than for similar improvements on buses. Overall, these WTP values exceed current ticket prices, although the WTP for improved bus reliability is nearly equivalent to the current fare.

Keywords: Transportation Demand Management (TDM), Public Transport, Mode Choice, Discrete Choice, Willingness to Pay (WTP)

JEL Classification: R48, O18, L91, R41.

1. Assistant Professor, Department of Economics and System, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran. (Corresponding Author)
2. M.A. in Systems Engineering, Department of Economics and System, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran.

The Journal of PLANNING & BUDGETING | Vol. 29 | No. 2 | Summer 2024 | PP 73-93 | doi 10.52547/jpbud.29.2.75 | ISSN: 2251-9092

The Journal of PLANNING & BUDGETING
ISSN: 2251-9092 | doi 10.52547/jpbud.29.2.41 | Vol. 29 | No. 2 | Summer 2024 | PP 41-72

Factors Affecting Women's Employment Demand in Iran's Industrial Workshops

Mansour Asgari[1] | m.asgari@itsr.ir

Received: 05/May/2024 | Accepted: 14/Aug/2024

Abstract Women, as half of the population, play a significant role in the development and growth of any country. The industrial sector has consistently drawn the attention of policymakers, with one of its key concerns being women's employment and the impact of related variables on their participation in this sector. In Iran, the labor market holds particular importance due to various economic and social factors. Over recent years, the supply of labor has consistently exceeded demand, a trend that is expected to intensify in the future, necessitating the evaluation and analysis of influencing factors. Moreover, the labor market is one of the four critical markets in the economy, given its profound influence on and interaction with other economic markets. The balance or imbalance of labor supply and demand serves as a crucial indicator of macroeconomic performance in any country. Given the importance of women's employment in Iran's industrial workshops, this article assesses the factors affecting women's participation in 24 industrial activities, categorized according to the two-digit codes of the International Standard Industrial Classification (ISIC), fourth edition. The analysis focuses on industrial enterprises employing 10 or more people during the period from 2004 to 2020. This research derives the labor demand function by minimizing the firm's cost function, in accordance with Shephard's Lemma. The findings reveal that value-added and employment levels from the previous period have a greater impact on women's employment compared to other influencing variables.

Keywords: Women's Employment, Manufacturing, Value Added, Panel Data, Iran.

JEL Classification: C23, J20, L60.

1. Associate Professor, Research group modeling and logic studies, Institute of Business Studies and Research, Tehran, Iran.

Poverty Dynamics in Iran

Mohammad Eslami[2]
Mohammad Hoseini[1] | mo.hoseini@imps.ac.ir

Received: 16/Mar/2024 | Accepted: 30/Jun/2024

Abstract Understanding the distribution of poverty within society—whether chronic or transient—is crucial for designing and implementing effective poverty reduction policies. This paper uses seven panels of data spanning different periods from the 1990s to the 2020s to estimate chronic poverty trends in Iran, applying two methods: the components method and the equally distributed equivalent (EDE) poverty gap method. The components method reveals a lower proportion of chronic poverty compared to the EDE approach, which estimates this figure at an average of 88%. Over time, chronic poverty trends have paralleled broader macroeconomic conditions, declining from the 1990s through the early 2010s, stabilizing briefly, and then increasing again by the late 2010s. The EDE poverty gap method also distinguishes chronic poverty into two parts: the average poverty gap and an inequality component. The findings suggest that changes in chronic poverty are primarily driven by fluctuations in the average poverty gap, with inter-individual inequality playing a less prominent role, despite consistently comprising a larger share of chronic poverty.

Keywords: Poverty Dynamics, Chronic Poverty, Transient Poverty, Permanent Income, Inequality, Iran.

JEL Classification: D31, D63, I32, O53.

1. M.A in Economics, Tehran Institute for Advanced Studies, Khatam University, Tehran, Iran.
2. Associate Professor, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran (Corresponding Author).

The Journal of PLANNING & BUDGETING | Vol. 29 | No. 2 | Summer 2024 | PP 3-39 | doi 10.52547/jpbud.29.2.3 | ISSN: 2251-9092

The Journal of
PLANNING & BUDGETING

Vol. 29 | No. 2 | Summer 2024

The Journal Referees of this Issue

H. Esfahani, Ph.D.
M. Fadaee, Ph.D.
B. Farhang, Ph.D.
Gh. Farjadi, Ph.D.
M. Hadian, Ph.D.
A. Jalali-Naini, Ph.D.
H. Pahlevan, Ph.D.
M. Sabouri, Ph.D.
S. Sherafatipour, Ph.D.
Zh. Zarei, Ph.D.

Abstracts Translator:
Ali Rostamiaan

Editor:
Hadi Pahlevan
Reza Diba

Designer:
Saeed Zeraati

Table of Contents

- **Poverty Dynamics in Iran** | 3
  Mohammad Eslami and Mohammad Hoseini
- **Factors Affecting Women's Employment Demand in Iran's Industrial Workshops** | 41
  Mansour Asgari
- **Estimation of the Willingness to Pay for Public Transport Improvements** | 73
  ReyhanehSadat Shahangian and Neda Ghasemi
- **The Threshold Effects of Market Institutional Quality on Economic Growth with an Emphasis on Government Integrity** | 95
  Atefeh Navah, Sara Ghobadi and Hossein Sharifi Renani
- **The Interaction Effect of Audit Committee and Gender Diversity on The Quality of Financial Reporting** | 121
  Amir Hossein Tavakoli, Mahdi Jafari and Sayed javad emadi
- **Bilateral Investment Treaties; A Strategy for Attracting Foreign Direct Investment in Developing Countries** | 141
  Mostafa Heidari Haratemeh

The Journal of
PLANNING & BUDGETING
Volume 29 | No. 2 | Summer 2024
No. 165
Indexed in ISC

Copyright © Institue for Management and Planning Studies

Institute for Management and Planning Studies

Editorial Board in Alphabetical Order

Rahi Abouk
Associate Professor, Department of Economics, Finance and Global Business, William Paterson University (NewJersey)

Ali Dadpay
Associate Professor of Finance Gupta College of Business, University of Dallas

Gholamali Farjadi
Emeritus, Professor, Department of Economics, Institute for Management and Planning Studies (Iran)

Ahmad Reza Jalali-Naini
Professor, Department of Economics, Institute for Management and Planning Studies (Iran)

Reza Kheirandish
Professor of Economics and Chair Department of Accounting, Economics, and Finance College of Business, Clayton State University

Naser Khiabani
Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University (Iran)

Amir Houshang Mehryar
Emeritus, Institute for Management and Planning Studies (Iran)

Ahmad Mojtahed
Professor, Faculty of Economics Allameh Tabataba'i University (Iran)

Masoud Nili
Associate Professor, Faculty of Management and Economics, Sharif University of Technology (Iran)

Abbas Shakeri
Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University (Iran)

Jafar sajjadi
Professor, Faculty of Industrial Engineering (SIE), Iran University of Science & Technology (Iran)

Managing Director:
Mahdi Barakchian, Ph.D.

Editor-in-Chief:
Ahmad Reza Jalali-Naini, Ph.D.

Deputy Editor:
Mehdi Fadaee, Ph.D.

Executive Director:
Nahid Jebeli

Institue for Management and Planning Studies
Website
http://www.imps.ac.ir

Journal Website:
http://www.jpbud.ir

Email: info@jpbud.ir

ISSN: 2251-9092
eISSN: 2251-9106

Fifth Floor, No. 5, Mokhtar Asgari St., Jamal-Abad St., Bahonar Sq. (Niavaran), Tehran, Iran
Postal Code: 1978911114 Tele: (+98-21) 26116904, Fax: (+98-21) 26116972

Based on the letter issued by Iranian Ministry of Science, Research and Technology (ref. number 159109, dated Nov. 8, 2011), Journal of Budgeting and Planning is graded as a Scholarly-Scientific journal as of its issue number 112; thereupon, publishing articles would be influential in promoting the scientific degree of the faculty members of the universities and educational and research institutes.

The opinions expressed by authors in this Journal should not necessarily be considered as reflecting the views of the Journal of Planning & Budgeting