

## عوامل مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نقش مهاجرت و شهرنشینی

محمدطاهر احمدی شادمهری\*، ابراهیم قاند\*\*، مژگان مرادی\*\*\*

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۸/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱/۲۶)

### چکیده

هدف این مقاله، بررسی عوامل مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نقش مهاجرت و شهرنشینی طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۵ است. برای این منظور از داده‌های بانک اطلاعات سری زمانی (سرشماری‌های کشور، سایت شفافیت بین‌المللی) و بانک جهانی استفاده شده است. برای تحلیل موضوع، از الگوی خود توضیح برداری، روش یوهانسن-جوسیلیوس و روش تصحیح خطا استفاده شد. بر اساس نتایج به دست آمده و همراه با مبانی نظری، اثرگذاری ضرایب متغیرها مورد انتظار بود و از نظر آماری نیز معنادار می‌باشند. همچنین بر اساس ضریب جمله تصحیح خطا، نتایج حاکی از آن است که در هر دوره حدود ۰/۶۴ عدم تعادل کوتاه‌مدت، برای رسیدن به تعادل بلندمدت، تعدیل می‌شود و می‌توان بیان داشت که در بلندمدت، یک درصد افزایش در متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نرخ باسوادی، به ترتیب باعث کاهش ۰/۷۸ و ۱/۸۷ درصدی در نابرابری توزیع درآمد می‌شوند. از طرف دیگر، یک درصد افزایش در متغیرهای فساد، تورم، نرخ بیکاری، نرخ شهرنشینی و نرخ مهاجرت، به ترتیب باعث افزایش ۲/۰۳، ۱/۱۷، ۱/۵۳، ۲/۷۸ و ۴/۳۸ درصد در نابرابری توزیع درآمد می‌شوند. از اینرو، از بین انواع متغیرهای نامبرده، اثر نرخ مهاجرت بر نابرابری توزیع درآمد، در مقایسه با سایر متغیرها بیشتر است.

**کلیدواژه‌ها:** شهرنشینی، مهاجرت، نابرابری توزیع درآمد، تصحیح خطا، روش یوهانسن-جوسیلیوس.

---

\* دانشیار اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول).

E.mail: Shadmhri@um.ac.ir

\*\* دانشجوی دوره دکتری اقتصاد پولی، دانشگاه فردوسی مشهد.

E.mail: ebrahimghaed@mail.um.ac.ir

\*\*\* دانش‌آموخته دوره کارشناسی ارشد برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی، دانشگاه صنعتی شاهرود.

E.mail: mozhgan.m71@gmail.com

## مقدمه

شهرنشینی یک نتیجه واقعی از توسعه است؛ زیرا با توسعه کشورها، شهروندان شروع به مهاجرت از مناطق روستایی به شهرها می‌کنند (کوزنتس<sup>۱</sup>، ۱۹۵۵؛ آنز و باکلی<sup>۲</sup>، ۲۰۰۹؛ کاستلز - کوینتانا<sup>۳</sup>، ۲۰۱۸). یک دلیل برای شهرنشینی رو به رشد در سرتاسر جهان، تنوع قابل توجه ثروت و منابع، در شهرها است (لیدل<sup>۴</sup>، ۲۰۱۷). به بیان دیگر، در بیشتر موارد، دلیل اصلی مهاجرت به شهرها، مسائل اقتصادی و امید به بهبود رفاه مادی است. در گذشته، مهاجرت، وسیله‌ای برای تخصیص بهینه منابع به لحاظ انتقال نیروی انسانی از نواحی کم‌بازده به نواحی پربازده به‌شمار می‌آمد و رشد شهرنشینی با تأثیرات مثبتی مانند رشد اقتصادی همراه بود. اما امروزه شهرنشینی به دلیل رشد فزاینده، به پدیده خطرناکی تبدیل شده است که می‌تواند به مشکلات زیست محیطی، ظهور بخش کاذب و غیررسمی شهرها، رشد حاشیه‌نشینی شهری، نرخ بالای بیکاری، به خطر افتادن امنیت سیاسی و اقتصادی، کاهش جذب سرمایه‌گذاری، کاهش رشد اقتصادی و انواع ناهنجاری-های اجتماعی، از جمله نابرابری درآمدی دامن بزند (ابریشمی و همکاران، ۱۳۹۸). در سطح جهانی، گزارش سازمان ملل متحد (۲۰۰۶) نشان می‌دهد که در سال ۲۰۱۴، حدود ۵۴ درصد از جمعیت جهان در مناطق شهری ساکن بودند و تا سال ۲۰۵۰ این نسبت به حدود ۶۶ درصد افزایش می‌یابد. در میان مناطق جهان، آفریقا و آسیا، سریع‌ترین نرخ‌های شهرنشینی را تجربه کرده‌اند. این امر ممکن است به خاطر اهمیت اقتصادی نسبی شهرهایشان باشد. صندوق جمعیت سازمان ملل متحد (۲۰۰۷) بیان داشته است که در دوره مدرن، هیچ کشوری بدون داشتن شهرنشینی پیشرفته، به رشد اقتصادی پایدار نخواهد رسید. علاوه بر این، آنز و باکلی (۲۰۰۹) استدلال کردند که در قرون گذشته، هیچ کشوری، هیچ‌گاه وضعیت درآمد متوسط را بدون انتقال بخش قابل توجهی از جمعیت به شهرها، به دست نیاورده است. این در حالی است که بر خلاف نظرات فوق کاستلز-کویتانا و روئولا<sup>۵</sup> (۲۰۱۵)، معتقد بودند که در همه کشورها، رشد اقتصادی و توسعه، متأثر از اثری هستند که سرعت شهرنشینی بر نابرابری درآمدی گذارد. همچنین در کشورهای

- 
۱. Kuznets
  ۲. Annez and Buckley
  ۳. Castells-Quintana
  ۴. Liddle
  ۵. Castells-Quintana and Royuela

در حال توسعه، اکثر مراکز شهری، در حال مبارزه با چالش‌های نابرابری مربوط به مسکن مناسب، تحصیل، حمل و نقل و مراقبت‌های بهداشتی هستند.

تغییر رویکرد دولت‌ها، به سمت مباحث نابرابری‌های درآمدی نیز موجب گردیده طی سال‌های اخیر، مطالعات چشم‌گیری در خصوص مشخص کردن عوامل تشدیدکننده یا کاهش‌دهنده نابرابری توزیع درآمدی انجام گیرد. با افزایش رشد اقتصادی، توزیع درآمد بهبود یافته و نابرابری درآمد کاهش می‌یابد (نظری و مظاهری، ۱۳۹۰؛ مؤتمنی، ۱۳۹۴؛ دهقانی و همکاران، ۱۳۹۶). به گونه‌ای که براساس گزارش شورای جهانی اقتصاد<sup>۱</sup> (۲۰۱۸)، کشورهای ایسلند، نروژ، دانمارک، جمهوری چک و فنلاند، به ترتیب با دارا بودن ضریب جینی؛ ۰/۲۴۴، ۰/۲۴۹، ۰/۲۵۳، ۰/۲۵۶ و ۰/۲۵۶ درصد در رتبه‌های اول تا پنجم کمترین میزان نابرابری و شکاف طبقاتی در سال ۲۰۱۸ بوده‌اند. در این رده‌بندی، ایران با ضریب جینی ۰/۴۱۳ درصد در سال ۱۳۹۷، در بین ۱۳۶ کشور در رده ۷۵ جهان قرار دارد. در این رده‌بندی، گرچه ضریب جینی و شکاف طبقاتی ایران نسبت به کشورهای روسیه با رتبه ۸۳، مصر با رتبه ۹۶، هند با رتبه ۹۷ و چین با رتبه ۱۰۳ از وضعیت بهتری برخوردار است، اما در مجموع، بر اساس اطلاعات و آمارهای نهادهای بین‌المللی در خصوص شاخص‌های کنترل نابرابری توزیع درآمد، ایران از عملکرد مناسبی برخوردار نبوده و همواره عوامل متعددی بر آن اثرگذار بوده است.

بنابراین، این مقاله به بررسی اثرات شهرنشینی و مهاجرت بر نابرابری درآمد در ایران می‌پردازد. همچنین، اینکه کدام یک از متغیرهای مدل، اثر بیشتری بر نابرابری درآمد در ایران دارد، به‌عنوان دغدغه اصلی این مطالعه مطرح شده است. این مطالعه در نظر دارد برای اولین بار، با به‌کارگیری الگوی خود توضیح برداری<sup>۲</sup> یوهانسن-جوسیلیوس<sup>۳</sup> و تصحیح خطا<sup>۴</sup>، رابطه بین شهرنشینی و مهاجرت و نابرابری درآمد در ایران را طی سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۵ مورد بررسی قرار دهد و این فرضیات را آزمون کند: ۱. بین نابرابری درآمد، شهرنشینی و مهاجرت در ایران رابطه مثبت برقرار است؛ ۲. بر اساس مدل تصحیح خطا و یوهانسن-جوسیلیوس فرض می‌شود که یک رابطه علی دوسویه و بلندمدت میان نابرابری درآمد، شهرنشینی و مهاجرت برقرار است،

- 
1. World Economic Forum
  2. Vector Autoregressive Model (VAR)
  3. Johansen-Juselius
  4. Vector Error Correction Model (VECM)

به بیان دیگر، هرچه میزان شهرنشینی و مهاجرت در کشور بیشتر می‌شود، نابرابری درآمد هم افزایش پیدا می‌کند. به بیان دیگر، دو متغیر شهرنشینی و مهاجرت، به صورت مکمل با هم در ارتباطند؛ از این رو، اینکه اثر کدام یک از این دو متغیر بر نابرابری درآمد بیشتر است، بررسی می‌شود.

### چارچوب نظری

بر اساس نظریه کلاسیک‌ها، در نظر گرفتن منفعت شخصی، موجب انباشت سرمایه می‌گردد و رشد اقتصادی را در پی دارد. طی سال‌های گذشته تصور می‌شد که کشورها با صنعتی شدن، توانایی بیشتری در اجرای هدف‌های خود دارند و این عامل موجب افزایش رشد بخش صنعت نسبت به سایر بخش‌ها می‌شود و هنگامی رشد بخش صنعت افزایش پیدا می‌کند که نیروی کار فراوان در جامعه وجود داشته باشد. این افزایش رشد اقتصادی، بر سایر متغیرها نیز اثر گذار است. به گونه‌ای که طبق نظریه هیرشمن، رشد اقتصادی، توزیع مناسب تر درآمد را به دنبال خواهد داشت (سنت پول و وردیر<sup>۱</sup> ۱۹۹۶). اما نظریه کوزنتس<sup>۲</sup> (۱۹۵۵) بر این باور بود که در مسیر توسعه اقتصادی هر کشور، نابرابری درآمدی رخ می‌دهد. به این معنا که ابتدا نابرابری درآمدی افزایش پیدا می‌کند و پس از ثابت ماندن در یک سطح معین، به تدریج کاهش می‌یابد. او همچنین نشان داد که نابرابری درآمدی در کشورهای توسعه یافته، نسبت به کشورهای درحال توسعه، بیشتر است (آکیتا و میاتا<sup>۳</sup>، ۲۰۰۸). از این رو، نابرابری درآمدی، تفاوت موجود در معیارهای مختلف از نظر رفاه اقتصادی در میان افراد یک گروه، در میان گروه‌های موجود در یک جمعیت، یا در میان مردمان کشورها است. به عبارت دیگر، اگر جامعه‌ای درآمد بالایی داشته باشد ولی درآمد در آن به صورت نامتعادل توزیع گردد، نابرابری توزیع درآمدی به وجود می‌آید (شی و زو<sup>۴</sup>، ۲۰۱۴). نظریه کوزنتس را می‌توان به صورت رابطه (۱) نشان داد:

$$ININ = a + \beta_1 GDP^1 + \beta_2 GDP^2 + \varepsilon t \quad (1)$$

در رابطه بالا  $ININ$  معیار توزیع نابرابری درآمد،  $GDP$  معیار تولید ناخالص داخلی و  $\varepsilon t$  نشان‌دهنده جزء اختلال است. چنانچه  $\beta_1$  عددی مثبت و  $\beta_2$  عددی منفی باشد، نظریه کوزنتس

- 
1. Saint Paul and Verdier
  2. Kuznets
  3. Akita and Miyata
  4. Xie and Zhou

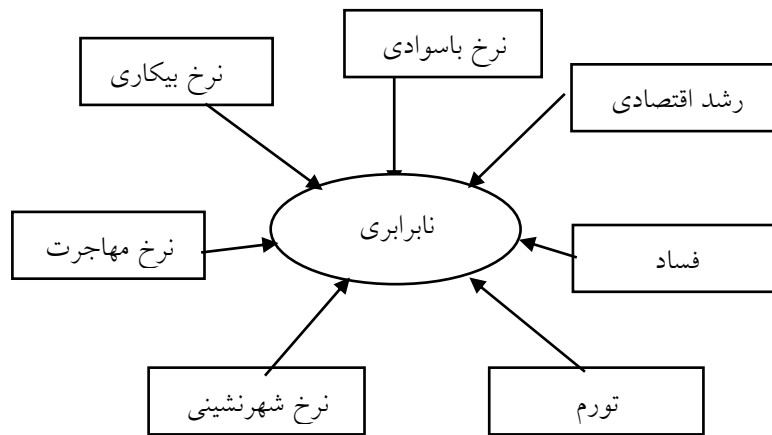
را می‌توان پذیرفت. یعنی با افزایش تولید ناخالص داخلی، نابرابری درآمدی افزایش و پس از ثابت ماندن، کاهش پیدا می‌کند. در شرایطی که سطح فساد اقتصادی خیلی بالا یا خیلی پایین باشد، نابرابری توزیع درآمد، در سطح پایینی خواهد بود و چنانچه سطح فساد اقتصادی متوسط باشد، نابرابری توزیع درآمدی نیز افزایش خواهد یافت. در واقع، این نظریه مشابه منحنی کوزنتس، بر اثرات U شکل وارونه فساد اقتصادی بر نابرابری توزیع درآمد تأکید دارد (مورفی و همکاران<sup>۱</sup>، ۱۹۹۱). به هر حال، فساد اقتصادی بالا و فزاینده، نابرابری توزیع درآمد و فقر را تشدید می‌کند (گوپتا و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۰۲).

همچنین، یکی از عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد، تورم است. وجود تورم، تأثیر نامطلوبی بر نابرابری توزیع درآمد دارد و بین تورم و توزیع درآمد، رابطه مستقیم وجود دارد. در واقع، افزایش تورم باعث افزایش نابرابری توزیع درآمدی در کشور می‌شود و کاهش تورم می‌تواند با ایجاد ثبات در اقتصاد کلان، باعث تحریک سرمایه‌گذاری شده و رشد اقتصادی را در بلندمدت افزایش دهد؛ این کاهش تورم، به‌طور معناداری نابرابری توزیع درآمد را کاهش می‌دهد و البته منجر به افزایش بیکاری شود. بنابراین، به علت اینکه افراد کم‌درآمد با احتمال بالاتری بیکاری را تجربه می‌کنند، افزایش بیکاری، موجب بدتر شدن توزیع درآمد و افزایش نابرابری توزیع درآمدی می‌شود (نیلی و فرح‌بخش، ۱۳۷۷ و شاکری و همکاران، ۱۳۹۲). نرخ شهرنشینی، رابطه مثبت و معناداری با نابرابری توزیع درآمدی دارد (دل‌انگیزان و همکاران، ۱۳۹۶). رشد شهرنشینی ابتدا باعث کاهش نابرابری اقتصادی و پس از یک حد معین، نابرابری اقتصادی را افزایش می‌دهد (مهرگان وزمانی‌شبخانه، ۱۳۹۲). با افزایش شهرنشینی، توزیع درآمد بدتر شده و موجب شکل‌گیری مشاغل کاذب در شهر می‌شود و همچنین سهم تولیدات کشاورزی از تولید ناخالص داخلی را کاهش می‌دهد (کین و ژو<sup>۳</sup>، ۲۰۰۹). علاوه بر این، مهاجرت بی‌رویه نیز موجب افزایش سکونتگاه‌های حاشیه‌ای در شهرها و افزایش نابرابری‌های اقتصادی می‌شود (ربانی‌خوراسگانی و همکاران، ۱۳۸۳). به عبارتی دیگر، مهاجرت در ابتدای امر، موجب کاهش نابرابری توزیع درآمدی شده و بعد از یک حد معین، اثری فزاینده بر شکاف درآمدی دارد (ابریشمی و همکاران، ۱۳۹۸). از این رو، بررسی نظریات حوزه نابرابری توزیع درآمد، بیانگر وجود نگاه چندبعدی در

- 
1. Murphy et al
  2. Gupta et al
  3. Qin and Zhou

سنجش نابرابری توزیع درآمدی است. به گونه‌ای که اهمیت هر یک از ابعاد کمتر از بُعد دیگر نخواهد بود. ابعاد مختلف مؤثر بر نابرابری توزیع درآمدی را می‌توان به صورت زیر نشان داد (شکل ۱). این ابعاد، تمامی نماگرهای مختلف مطرح شده در ادبیات نظری این حوزه را در بر می‌گیرد.

شکل ۱ ابعاد مختلف اثرگذار بر نابرابری درآمدی



#### پیشینه تحقیق

در این بخش به بررسی مطالعات صورت گرفته توسط محققان داخلی و خارجی می‌پردازیم. تعدادی از تحقیقات خارجی که در این زمینه صورت گرفته، عبارتند از مطالعه کوزنتس (۱۹۵۵)، گلاسر و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۵)، لیدل و مسینیس<sup>۲</sup> (۲۰۱۵)، چن و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۶)، گولین و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۶)، ویو و راثو<sup>۵</sup> (۲۰۱۷)، سارکر و همکاران<sup>۶</sup> (۲۰۱۸) و آدامز و کلوبدا

1. Glaeser et al
2. Liddle and Messinis
3. Chen et al
4. Gollin et al
5. Wu and Rao
6. Sarkar et al

(۲۰۱۹) و از تحقیقات داخلی می‌توان به مطالعه باقرزاده (۱۳۹۱)، مهرگان و همکاران (۱۳۹۳)، دل‌انگیزان و همکاران (۱۳۹۶)، ابریشمی و همکاران (۱۳۹۸) اشاره نمود که در این بخش، خلاصه‌ای از یافته‌های شاخص‌ترین مطالعات صورت گرفته، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

رابینسون<sup>۱</sup> (۱۹۷۶) با الهام از مطالعات پیشین (کوزنتس، ۱۹۵۵)، یک مدل را برای درک رابطه بین شهرنشینی، مهاجرت و نابرابری توزیع درآمد پیشنهاد کرد. او تصور می‌کرد که اقتصاد دارای معیشت و ساختار سرمایه‌داری است که به ترتیب با بخش‌های کم‌دستمزد کشاورزی و بخش‌های پردرآمد غیرکشاورزی شناخته می‌شود. وی همچنین استدلال کرد که در غیاب سیاست‌های مقابله‌ای برای یک دوره طولانی، یک کشور در حال توسعه باید انتظار نابرابری توزیع درآمد فزاینده یا تغییر نکرده را داشته باشد. در هماهنگی با این فرضیه، لیدل و مسینیس (۲۰۱۵) دریافتند که برای کشورهای در حال توسعه، شهرنشینی و مهاجرت تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، اما موجب افزایش نابرابری توزیع درآمدی می‌گردد. برخی از محققان دیگر نظیر سدیکو<sup>۲</sup> و همکارانش (۲۰۱۴) و ویو و راثو (۲۰۱۷) نیز اثر ناخالص شهرنشینی بر نابرابری توزیع درآمد را در اندونزی بررسی کردند و اظهار داشتند که رابطه بین شهرنشینی، مهاجرت و نابرابری توزیع درآمدی می‌تواند مثبت یا منفی باشد. در این راستا، کانبور و ژانگ<sup>۳</sup> (۲۰۱۳) متوجه شدند شهرنشینی نابرابری توزیع درآمد را در فیلیپین، اندونزی و هند افزایش داده است، اما در چین خلاف این بوده و با افزایش شهرنشینی نابرابری توزیع درآمد کاهش یافته است.

چن و همکارانش (۲۰۱۶) با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری، به بررسی رابطه علی بین شهرنشینی و نابرابری توزیع درآمد در کشور چین، طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۷۸ پرداختند. آنها نشان دادند که واکنش مثبت ضریب جینی نشان‌دهنده این است که شهرنشینی، نابرابری توزیع درآمدی را در طول زمان بیشتر می‌کند. آنها نتیجه گرفتند که کشور چین باید تمرکز جدی بر بعد اجتماعی شهرنشینی داشته باشد و اصلاحات جامعه چین باید اولویت‌بندی شود تا از دوگانگی اقتصادی بلندمدت و تفکیک اجتماعی دائمی جلوگیری شود.

کاستلز-کیتانا (۲۰۱۸) به بررسی رابطه بین شهرنشینی، اندازه شهر، مهاجرت و نابرابری توزیع درآمد با استفاده از مدل سری زمانی (OLS) در طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۶۰ پرداخت. او

- 
1. Robinson
  2. Siddique
  3. Kanbur and Zhang

دریافت که، نابرابری توزیع درآمد، در ابتدا روند کاهشی می‌یابد، به حداقل می‌رسد و بعد از آن، مجدداً افزایش می‌یابد.

آدامز و کلویدا (۲۰۱۹) با استفاده از تکنیک‌های تخمین پانل ناهمگون، تأثیر شهرنشینی بر نابرابری توزیع درآمد در کشورهای جنوب صحرای آفریقا را در طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۸۴ مورد بررسی قرار دادند. آنها نشان دادند که تولید ناخالص داخلی سرانه، باز بودن تجارت و شهرنشینی بر نابرابری توزیع درآمد تأثیر مثبت دارد. یافته‌های آنها همچنین نشان داده که کیفیت نهادی تأثیر شهرنشینی، نابرابری توزیع درآمد را در بلندمدت تعدیل می‌کند.

دل‌انگیزان و همکارانش (۱۳۹۶) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (DOLS)، تأثیر نرخ شهرنشینی، آزادی اقتصادی و کیفیت حکمرانی را بر نابرابری توزیع درآمد در طی سالهای ۲۰۱۵-۱۹۹۶ مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که در کشورهای با درآمد بالا، متغیرهای نرخ شهرنشینی، شاخص آزادی اقتصادی، کیفیت حکمرانی و تولید ناخالص داخلی، تأثیر منفی و معناداری بر نابرابری توزیع درآمدی دارند و نرخ تورم، رابطه مثبت و معناداری با نابرابری توزیع درآمدی در این گروه کشورها دارد. در کشورهای با درآمد پایین، متغیرهای شاخص آزادی اقتصادی، کیفیت حکمرانی و تولید ناخالص داخلی، رابطه منفی با نابرابری توزیع درآمدی دارند. همچنین نرخ تورم و نرخ شهرنشینی، رابطه مثبت و معناداری با نابرابری توزیع درآمدی دارد.

ابریشمی و همکارانش (۱۳۹۸) با استفاده از داده‌های ترکیبی (پانل) و با بهره‌گیری از مدل اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، به بررسی تأثیر پویایی مهاجرت از روستا به شهر بر نابرابری توزیع درآمدی در مناطق روستایی ایران، طی سالهای ۱۳۹۴-۱۳۸۵ پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که مهاجرت در ابتدای امر، موجب افزایش نابرابری توزیع درآمدی روستایی شده و در دوره بعد، اثری کاهنده بر شکاف درآمدی روستایی گذاشته است.

با بررسی مطالعات انجام شده، می‌توان نتیجه گرفت که مطالعه‌ای که با استفاده از روش‌های الگوی خود توضیح برداری، روش یوهانسن-جوسیلیوس و روش تصحیح خطا به بررسی عوامل مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نقش مهاجرت و شهرنشینی پرداخته شده باشد، انجام نشده است. با توجه به این خلاء مطالعاتی، انجام مطالعه پیش‌رو حائز اهمیت است.



## روش تحقیق و داده‌ها

این پژوهش، از لحاظ روش، علی-تحلیلی و از نظر هدف، کاربردی بوده و روش جمع‌آوری اطلاعات نیز از نوع اسنادی-کتابخانه‌ای است، تمامی داده‌های متغیرهای مورد نظر به صورت سالیانه و بر اساس کل کشور، طی سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۵ مورد آزمون قرار گرفته است و آمار و اطلاعات متغیرهای فساد، نرخ مهاجرت، نرخ شهرنشینی و نرخ باسوادی از بانک اطلاعات سری زمانی (سرشماری‌های کشور، سایت شفافیت بین‌المللی)<sup>۱</sup>؛ تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و نرخ بیکاری از مرکز آمار ایران<sup>۲</sup> و نابرابری توزیع درآمد از بانک جهانی<sup>۳</sup> استخراج شده است.

برای شناسایی و توضیح رابطه بلندمدت بین متغیرها از روش معروف یوهانسن-جوسیلیوس انجام شد. اساس کار را روش خود رگرسیون برداری (VAR) تشکیل می‌دهد. روش خود رگرسیون برداری (VAR)، یکی از روش‌های پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی است، که در آن تمام متغیرهای درونزای مدل تابعی از مقادیر باوقفه متغیرهای درونزا می‌باشند. انتخاب مدل VAR برای این پژوهش به این منظور بوده است که این الگو، رابطه بلندمدت بین متغیرها را تعیین می‌کند و از طرفی، توانایی توضیح روابط کوتاه‌مدت بین متغیرها را نیز دارد و در نهایت، رابطه VAR در راستای ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها است در واقع مدل VAR می‌تواند روابط علت و معلولی را با استفاده از سری‌های زمانی این سیستم در هر اقتصاد خاص مورد مطالعه قرار دهد. این رهیافت برای اقتصاد کلان و برخی از سنجی‌های دیگر در کشورهای جهان سوم که فاقد نظریه اقتصادی منسجم (همانند اقتصادهای پیشرفته و مبتنی بر بازار) می‌باشند، بسیار مفید است و بدین وسیله، می‌توان متغیرهای کلیدی را در آن اقتصاد خاص شناخته و تئوری به دست آمده در مورد آن اقتصاد را توسعه داد. همچنین کاربرد دیگر سیستم‌های VAR، مطالعه زمان‌بندی شوک‌های اقتصادی می‌باشد. از این رو مدل خود رگرسیون برداری (VAR) در این پژوهش به صورت رابطه (۲) بیان می‌شود.

$$X_t = \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

- 
1. Central bank of The Islamic Republic of Iran
  2. National Statistics Portal of Iran
  3. World Development Indicators

که در آن  $X_t$  نشان‌دهنده یک بردار حاوی متغیرها،  $\Phi_i$  ماتریس ضرایب و  $\varepsilon_t$  یک عنصر باقی‌مانده و  $p$  به عنوان حداکثر طول وقفه برای الگوی VAR معرفی می‌شود. در این روش، برای نشان دادن پویایی‌های کوتاه‌مدت، می‌توان دستگاه معادلات (۲) را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری به صورت رابطه (۳) نوشت (حالدا و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۰۸: ۴۱۰-۴۰۲).

$$\Delta X_t = \Pi X_t - 1 + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_t - i + \varepsilon_t \quad (3)$$

در این رابطه، ماتریس‌های  $\Gamma$  و  $\Pi$  به ترتیب، نشان‌دهنده روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای مدل هستند. با فرض اینکه ماتریس  $\Pi$  دارای درجه  $r$  باشد، ماتریس  $\Pi$  را می‌توان به صورت رابطه (۴) تجزیه کرد (کرچگاسنر و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۱۲).

$$\Pi = \alpha\beta \quad (4)$$

در رابطه ۴،  $\alpha$ ، ماتریس تنظیم رابطه کوتاه‌مدت به رابطه بلندمدت با ابعاد  $P \times r$  است و  $\beta$  بردار همگرایی بین متغیرهای  $P \times r$  می‌باشد. اگر رتبه ماتریس  $\Pi$  را  $r$  در نظر بگیریم، این شرط در سه حالت زیر برقرار است:

الف)  $r = n$ ، که در این صورت، تمام متغیرهای بردار  $Y$ ،  $I(0)$  هستند و روش مناسب برای برآورد مدل، تخمین VAR در سطح متغیرها است.

ب)  $r = 0$ ، که در این صورت، هیچ ترکیب خطی پایا از متغیرهای بردار  $Y$  وجود ندارد و روش مناسب برای برآورد مدل، تخمین VAR در تفاضل مرتبه اول متغیرها است.

ج)  $0 < r \leq n-1$ ، که در این صورت،  $r$  ترکیب خطی پایا از متغیرهای بردار  $Y$  یا به عبارت دیگر،  $r$  بردار هم‌انباشتگی<sup>۳</sup> وجود دارد و از روش یوهانسن برای برآورد بردارهای هم‌انباشتگی استفاده می‌شود (والتر<sup>۴</sup>، ۱۹۹۵). الگوی برآورد یوهانسن-جوسیلیوس، حداکثر احتمال را برای  $\alpha$  و  $\beta$  فراهم می‌کند. همچنین برای تعیین درجه ماتریس  $\Pi$  و دستیابی به روابط همگرایی  $r$  از آزمون‌های ماتریس اثر ( $\chi^2$  trace) و حداکثر مقادیر ویژه ( $\chi^2$  max) استفاده می‌شود. برای استفاده از روش یوهانسن-جوسیلیوس، ابتدا باید تعداد بهینه متغیرهای درون‌زا را محاسبه نمود. سپس با استفاده از مقادیر سطح متغیر، مدل VAR را تشکیل و رتبه آن را با

- 
1. Halada et al
  2. Kirchgassner et al
  3. Co-integration Vector
  4. Walter

استفاده از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز (SBC) و حنان کویین (HQC) تعیین نمود. پس از آن، با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر ( $\chi^2$ trace) و حداکثر مقادیر ویژه ( $\chi^2$ max) به تعیین بردارهای هم‌گرایی و استخراج رابطه بلندمدت پرداخته شود (بابایی<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۵). بنابراین، متغیرهای به‌کارگرفته شده در مدل، شامل: نابرابری درآمد، تولید ناخالص داخلی، فساد اقتصادی، تورم، نرخ بیکاری، نرخ شهرنشینی، نرخ مهاجرت و نرخ باسوادی بود که برای تحلیل این متغیرها، از الگوی خود توضیح برداری، روش یوهانسن-جوسیلیوس و روش تصحیح خطا استفاده شد.

### یافته‌ها

در این قسمت از پژوهش، به برآورد مدل پرداخته می‌شود، تا مشخص شود که از بین متغیرهای استفاده شده، شامل: تولید ناخالص داخلی، فساد، تورم، نرخ بیکاری، نرخ شهرنشینی، نرخ مهاجرت و نرخ باسوادی، اثر کدام‌یک بر نابرابری توزیع درآمد بیشتر است. برای انجام این کار، ابتدا تحلیل همبستگی میان متغیرهای مدل بررسی شده است؛ در اینجا، هدف، بررسی ضریب همبستگی میان نابرابری توزیع درآمد به‌عنوان متغیر وابسته بر سایر متغیرهای مستقل است. سپس با ارائه مدل اقتصادسنجی، به بررسی تأثیر متغیرهای تحقیق بر نابرابری توزیع درآمد پرداخته شده است.

### تحلیل همبستگی

برای اینکه بتوان همبستگی بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته را برآورد نمود از تحلیل همبستگی استفاده شد که شدت رابطه و همچنین نوع رابطه (مستقیم یا معکوس) بین متغیرهای مدل را بیان می‌کند و ضریب آن‌ها بین +۱ تا -۱ است و در صورت عدم وجود رابطه بین دو متغیر، برابر صفر خواهد بود. نتایج حاصل از همبستگی پیرسون در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرهای مدل

متغیر	میانگین	ضریب	(P value)
تولید ناخالص داخلی	-۵۳/۲۱	-۰/۲۳۱	۰/۰۰۰۱
میزان فساد	۲۵/۵۵	۰/۴۴۷	۰/۰۰۰۱
نرخ تورم	۱۸/۲۳	۰/۲۹۵	۰/۰۰۲۸
نرخ بیکاری	۱۲/۳۹	۰/۲۰۲	۰/۰۰۱۷
نرخ شهرنشینی	۲۴/۰۲	۰/۴۲۴	۰/۰۰۰۱
نرخ مهاجرت	۳۲/۰۸	۰/۵۸۹	۰/۰۰۰۱
نرخ باسوادی	-۱۹/۲۱	-۰/۴۱۲	۰/۰۰۰۱

نتایج حاصل از جدول ۱ نشان می‌دهد که بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی (p<۰/۰۱، r=-۰/۲۳۱)، فساد (p<۰/۰۱، r=۰/۴۴۷)، تورم (p<۰/۰۱، r=۰/۲۹۵)، نرخ بیکاری (p<۰/۰۱، r=۰/۲۰۲)، نرخ شهرنشینی (p<۰/۰۱، r=۰/۴۲۴)، نرخ مهاجرت (p<۰/۰۱، r=۰/۵۸۹) و نرخ باسوادی (p<۰/۰۱، r=-۰/۴۱۲) در سطح ۹۹ درصد اطمینان، با نابرابری توزیع درآمد ارتباط دارند که نشان‌دهنده رابطه مثبت و قوی بین این متغیرها است. اما همان‌طور که در جدول ۱ نمایان است، متغیر نرخ مهاجرت، با ضریب همبستگی پیرسون ۰/۵۸۹، بیشترین اثر را بر میزان نابرابری توزیع درآمد دارد و نسبت به سایر متغیرها در اولویت قرار دارد.

### مدل‌سازی اقتصادسنجی

با توجه به آمارهای توصیفی و یافته‌های به‌دست آمده در این تحقیق، برای اینکه بتوان تأثیر شهرنشینی بر نابرابری توزیع درآمد را برآورد نمود، از مدل اقتصادسنجی الگوی خود توضیح برداری، روش یوهانسن-جوسیلیوس و روش تصحیح خطا استفاده شد که برگرفته از مدل آدو<sup>۱</sup> (۲۰۱۲) بوده و مطابق رابطه (۵) می‌باشد.

$$LININ = \beta_1 - \beta_2 LGDP + \beta_3 LCO + \beta_4 IN + \beta_5 LUNR + \beta_6 LUR + \beta_7 LLR - \beta_8 LIR + U \quad (5)$$

که در آن:

$ININ^1$ : نابرابری توزیع درآمد کل کشور،  $GDP^2$ : تولید ناخالص داخلی کل کشور،  $CO^3$ : میزان فساد کل کشور،  $IN^4$ : نرخ تورم کل کشور،  $UNR^5$ : نرخ بیکاری کل کشور،  $UR^6$ : نرخ شهرنشینی کل کشور،  $LR^7$ : نرخ مهاجرت کل کشور،  $LIR^8$ : نرخ باسوادی کل کشور،  $L$ : جملات پسماند مدل و علامت لگاریتم است. ابتدا متغیرهای مدل به لحاظ ایستایی و نایستایی آزمون می‌گردد که برای بررسی مانایی داده‌ها، آزمون ریشه واحد دیکی فولر انجام شده است.

جدول ۲. آزمون ریشه واحد دیکی \_ فولر تعمیم یافته

متغیرها	آماره محاسبه شده	ارزش احتمال	نتیجه
ININ	-۳/۴۷۵۶	۰/۰۰۰۰	I(1)
GDP	-۳/۶۸۴۱	۰/۰۰۰۰	I(1)
CO	-۳/۵۰۰۲	۰/۰۰۰۰	I(1)
IN	-۳/۹۲۴۵	۰/۰۰۷۴	I(1)
UNR	-۲/۸۳۵۳	۰/۰۰۰۰	I(1)
UR	-۳/۰۳۲۳	۰/۰۳۲۲	I(1)
LR	-۳/۸۴۲۹	۰/۰۱۱۵	I(1)
LIR	-۲/۹۳۰۹	۰/۰۰۰۲	I(1)

با توجه به اینکه در مطالعه حاضر، فرضیه صفر مبتنی بر عدم وجود خود همبستگی بین جملات اخلاص در آن‌ها رفع شده، همه متغیرها پس از تفاضل‌گیری در مرتبه اول در سطوح اطمینان ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ مانا شده‌اند. در گام بعد، برای بررسی روابط بلندمدت میان متغیرهای الگو، باید طول وقفه بهینه آزمون شود. برای بررسی طول وقفه بهینه، آزمون‌های مختلفی وجود

1. Income Inequality the whole country
2. Gross domestic product the whole country
3. Corruhe the whole country
4. Inflation the whole country
5. Unemployment rate the whole country
6. Urbanization rates the whole country
7. Immigration rates the whole country
8. Literacy rate the whole country

دارد که از آن میان، می‌توان از آزمون‌های انگل-گرنجر<sup>۱</sup>، یوهانسن-جوسیلیوس<sup>۲</sup>ARDL و همچنین آزمون کرانه‌ها<sup>۳</sup> نام برد.

### تعیین طول وقفه بهینه

تخمین مدل هم‌انباشتگی یوهانسن-جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری است که در این بین، به‌دست آوردن طول وقفه‌ی بهینه از مقدمات تخمین مدل‌ها است. با توجه به تعداد متغیرهای الگو و کمتر بودن حجم نمونه مورد مطالعه از صد، از معیار شوارتز-بیزین<sup>۴</sup> برای تعیین طول وقفه بهینه استفاده شده و نتایج مربوط به آن در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون تعیین طول وقفه بهینه در الگوی خود توضیح برداری

SC	تعداد وقفه
۲۰۲/۸۴۱۵	۰
۱۸۴/۲۵۳۶	۱
۱۷۳/۲۳۰۲	۲

در جدول ۳ کمترین مقدار معیار شوارتز-بیزین در وقفه‌ی دو به‌دست آمده است و می‌توان بیان داشت که وقفه بهینه الگوی VAR وقفه دو می‌باشد.

### بررسی بردار همگرایی

توجه به اینکه متغیرهای مدل، در جدول ۱ همگی در تفاضل مرتبه اول پایا شد، جهت تعیین بردارهای هم‌گرایی می‌توان از آزمون هم‌جمعی یوهانسن-جوسیلیوس استفاده نمود. براساس انتخاب مقدار وقفه بهینه دو، به‌عنوان وقفه بهینه مدل خود توضیح برداری، با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر<sup>۵</sup> و حداکثر مقادیر ویژه<sup>۶</sup>، به تعیین تعداد بردارهای هم‌گرایی پرداخته شده است. جداول ۴ و ۵ نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای هم‌گرایی بین متغیرهای وارد شده در مدل را

- 
1. Angel-Granger
  2. Autoregressive Distributed Lag Models
  3. Bounds Test
  4. Schwartz- Besin
  5. Trace Matrix
  6. Maximum Eigen Value

در این دوآزمون نشان می‌دهند.

جدول ۴. نتایج مجموع متغیرهای وارد شده درمدل بر اساس آزمون ماتریس اثر ( $\chi^2$ )

ارزش احتمال	مقدار بحرانی	مقدار آماره	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
در سطح ۹۵٪	در سطح ۹۵٪	آزمون		
۰/۰۰۰۰	۱۲۶/۵۹	۳۵۴/۳۴	$r \geq 1$	$r = 0$ *
۰/۰۰۰۰	۹۵/۳۳	۲۲۵/۴۱	$r \geq 2$	$r \leq 1$ *
۰/۰۰۰۰	۶۳/۸۱	۱۲۳/۲۲	$r \geq 3$	$r \leq 2$ *
۰/۱۱۵۶	۴۶/۲۲	۶۱/۴۳	$r \geq 4$	$r \leq 3$
۰/۱۰۴۳	۲۸/۷۹	۲۶/۵۳	$r \geq 5$	$r \leq 4$
۰/۹۹۶۳	۱۸/۳۵	۲/۸۳	$r \geq 6$	$r \leq 5$
۰/۸۵۶۱	۳/۸۱	۲/۴۶	$r \geq 7$	$r \leq 6$
۰/۸۰۲۵	۲/۵۴	۲/۱۴	$r \geq 8$	$r \leq 7$

\* وجود بردار همگرایی در کل متغیرها

جدول ۵. نتایج مجموع متغیرهای وارد شده درمدل بر اساس آزمون آزمون حداکثر مقادیر ویژه ( $\chi^2_{max}$ )

ارزش احتمال	مقدار بحرانی	مقدار آماره	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
در سطح ۹۵٪	در سطح ۹۵٪	آزمون		
۰/۰۰۰۰	۴۴/۲۲	۱۴۸/۷۵	$r = 1$	$r = 0$ *
۰/۰۰۰۰	۴۳/۰۲	۹۶/۵۸	$r = 2$	$r \leq 1$ *
۰/۰۰۰۰	۳۶/۷۵	۶۳/۷۵	$r = 3$	$r \leq 2$ *
۰/۱۱۶۱	۲۶/۶۴	۳۶/۴۱	$r = 4$	$r \leq 3$
۰/۱۰۶۸	۲۱/۱۲	۲۴/۳۲	$r = 5$	$r \leq 4$
۰/۹۹۰۸	۱۴/۳۲	۲/۹۰	$r = 6$	$r \leq 5$
۰/۸۵۶۱	۳/۸۱	۲/۴۶	$r = 7$	$r \leq 6$
۰/۸۰۲۵	۲/۵۴	۲/۱۴	$r = 8$	$r \leq 7$

\* وجود بردار همگرایی در کل متغیرها

همان‌طور که در جداول ۴ و ۵ ملاحظه می‌شود، تمامی فرضیه‌ها که بر اساس مدل یوهانسن - جوسیلیوس در قسمت روش تحقیق ذکر گردید با نتایج جداول فوق صدق می‌کند و بر اساس نتایج، هر دو آماره آزمون ماتریس اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه، وجود سه بردار هم‌گرایی بین متغیرهای وارد شده در مدل تأیید می‌شود.

در ادامه، مطابق رابطه ۵، رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین، و بردار نرمال شده نسبت

به متغیر درون‌زای اول، انتخاب شده است. این بردار بایستی از نظر علامت ضرایب متناسب با تئوری‌های اقتصادی بوده و همچنین ضرایب متغیرهای توضیحی به لحاظ آماری معنادار باشد. همان‌طور که در بردار بهینه منتخب ملاحظه می‌شود؛ ضرایب بلند مدت تمامی متغیرهای مدل، براساس تعداد مقادیر در رابطه ۵، استنباط و محاسبه شد که براساس چهار چوب نظری مورد انتظار بود و اثر هر کدام از این متغیرها بر نابرابری توزیع درآمد مطابق رابطه ۵ بدست آمد و رابطه معناداری هر کدام از ضرایب متغیرها براساس آماره آزمون  $t$  مشخص گردید، که نتایج رابطه به صورت زیر به دست آمد.

$$\text{LININ} = 3.5610 - 0.78\text{LGDP} + 2.03\text{CO} + 1.17\text{LIN} + 1.53\text{LUNR} + 2.78\text{UR}$$

$$(t = -2.18) \quad (t = 2.25) \quad (t = 2.18) \quad (t = 2.82) \quad (t = 2.32) \quad (6)$$

$$+ 4.38\text{LR} - 1.87\text{LIR}$$

$$(t = 2.56) \quad (t = -1.88)$$

بر اساس رابطه ۶، می‌توان بیان داشت که در بلندمدت، از یک طرف یک درصد افزایش در متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نرخ باسواد، به ترتیب باعث کاهش ۰/۷۸ و ۱/۸۷ درصد در نابرابری توزیع درآمد می‌شوند و از طرف دیگر، یک درصد افزایش در متغیرهای فساد، تورم، نرخ بیکاری، نرخ شهرنشینی و نرخ مهاجرت، به ترتیب باعث افزایش ۲/۰۳، ۱/۱۷، ۱/۵۳، ۲/۷۸ و ۴/۳۸ درصد در نابرابری درآمد می‌شوند و از بین انواع متغیرهای نامبرده، اثر نرخ مهاجرت بر نابرابری توزیع درآمد، در مقایسه با سایر متغیرها بیشتر است. در ادامه، الگوی تصحیح خطای برداری برآوردشده و نتایج مربوط به آن در جدول ۶ نشان داده شده است.

جدول ۶: الگوی تصحیح خطای برداری

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره $t$
$\Delta(\text{LGDP})$	-	-	-
C	۰/۳۶۰۴	۰/۰۲۲۵	۳/۸۰۷۸
$\text{ECM}(-1)$	-۰/۶۴۴۹	۰/۷۵۱۶	-۲/۷۲۵۳

با توجه به جدول ۶، ملاحظه می‌شود که ضریب جمله تصحیح خطای  $\{\text{ECM}(-1)\}$ ؛ معنادار بوده و بین اعداد ۰ و -۱ بوده و برابر با رقم ۰/۶۴- به دست آمده است. این عدد بیان‌گر این مطلب است که در هر دوره، ۰/۶۴ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.



## بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مقاله، بررسی عوامل مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نقش مهاجرت و شهرنشینی طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۰ است. برای تحلیل موضوع، از الگوی خود توضیح برداری، روش یوهانسن-جوسیلیوس و روش تصحیح خطا استفاده شده است. با توجه به یافته‌های پژوهش، اثرگذاری ضرایب متغیرها، بر اساس مبانی نظری، مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنادار هستند. نتایج به‌دست آمده در این مطالعه، حاکی از آن است که در بلندمدت، از یک طرف، یک درصد افزایش در متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نرخ باسوادی، به ترتیب باعث کاهش ۰/۷۸ و ۱/۸۷ درصد در نابرابری توزیع درآمد می‌شوند و از طرف دیگر، یک درصد افزایش در متغیرهای فساد، تورم، نرخ بیکاری، نرخ شهرنشینی و نرخ مهاجرت، به ترتیب باعث افزایش، ۲/۰۳، ۱/۱۷، ۱/۵۳، ۲/۷۸ و ۴/۳۸ درصد در نابرابری درآمد می‌شوند که نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنادار شهرنشینی و مهاجرت بر نابرابری درآمد در ایران است. این پژوهش با مطالعات تجربی تحقیق نظیر مطالعات آدامز و محمود<sup>۱</sup> (۱۹۹۲) اختلاف نظر دارد، اما با مطالعاتی نظیر مطالعات لیدل و مسینیس (۲۰۱۵)، چن و همکاران (۲۰۱۶) و آدامز و کلوبدا (۲۰۱۹) هم‌سو است.

همچنین نتایج با نظریه U وارونه کوزنتس (۱۹۵۵) که اثر شهرنشینی بر نابرابری توزیع درآمد به صورت یک روند غیرخطی بوده، به این صورت که شهرنشینی و مهاجرت ابتدا موجب کاهش نابرابری اقتصادی است اما پس از یک حد معین، نابرابری توزیع درآمد را افزایش می‌دهد، مورد تأیید است. لذا، مشخص شد که از بین انواع متغیرهای نامبرده در مدل، اثر نرخ مهاجرت بر نابرابری توزیع درآمد، در مقایسه با سایر متغیرها بیشتر است. همچنین نتایج بر اساس ضریب جمله تصحیح خطا، حاکی از آن است که در هر دوره، حدود ۰/۶۴ از عدم تعادل کوتاه‌مدت، برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. از این‌رو، این پژوهش می‌تواند زمینه‌ساز سیاست‌های مهمی برای برداشتن موانع ساختاری در راستای کاهش نابرابری درآمد در کل کشور باشد. طبق نتایج به‌دست آمده از پژوهش، پدیده مهاجرت یکی از دلایل اصلی نابرابری درآمد می‌باشد. نظام شهرنشینی و روند سریع آن در کشور، سبب هجوم گسترده به شهرهای با امکانات بیشتر شده است که منجر به پیدایش بخش خدمات متورم، بیکاری پنهان، معضل مسکن، مسائل

---

1. Adams and Mahmood

زیست‌محیطی، گسترش سکونتگاه‌های غیررسمی و مناطق حاشیه‌نشین شده که از عوامل مهم در افزایش نابرابری به شمار می‌آیند.

بنابراین، با توجه به نتایج به‌دست آمده از پژوهش، موارد زیر را می‌توان به‌عنوان راهکارهای سیاستی-پیشنهادی برای کنترل وضعیت نابرابری درآمده ارائه کرد:

- ۱- بهبود وضعیت اقتصادی (در قالب یافتن شغل و بهبود زندگی) مهمترین عامل مهاجرت اختیاری بوده است. اعمال سیاست‌های مناسب اشتغال‌زایی در هر دو منطقه مهاجرپذیر و مهاجرفرست، جابجایی‌های جمعیتی را با استراتژی‌های رفاهی فردی و دولتی هماهنگ می‌کند.
- ۲- اعمال سیاست‌های مرتبط با بهبود سطح مهارت نیروی کار، تضمین اینکه زیرساخت‌های موجود نیازهای اقتصادی را تأمین می‌کنند، تشویق نوآوری و استفاده از تکنولوژی پیشرفته در صنایع کشاورزی، پیش شرط‌های رشد اقتصادی و تضمین رونقی است که همه مردم کشور از آن بهره‌مند خواهند شد.

## منابع

ابریشمی، حمید، سجاد برخوردار و علی‌رضا قباشی (۱۳۹۸). تأثیر پویایی مهاجرت از روستا به شهر بر نابرابری توزیع درآمده: مورد مطالعه مناطق روستایی ایران، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی‌سنجی*، دوره ۳، شماره ۳، صص ۶۲-۳۹.

باقرزاده، علی (۱۳۹۱). تحلیل عامل‌های موثربرکاهش نابرابری درآمده در مناطق روستایی ایران (آزمون مدل خطی اهلوالیاء)، *اقتصاد توسعه و برنامه ریزی*، دوره ۱، شماره ۲، ۱۷-۱.

دل‌انگیزان، سهراب، مریم پشته‌کشی و سهیلا نظری (۱۳۹۶). تأثیر نرخ شهرنشینی، آزادی اقتصادی و کیفیت حکمرانی بر نابرابری توزیع درآمده، اولین همایش بین‌المللی برنامه‌ریزی اقتصادی، توسعه پایدار و متوازن منطقه‌ای رویکردها و کاربردها، دانشگاه کردستان.

دهقانی، علی، محمدحسن حسینی، محمد فتاحی و صمد حکمتی فرید (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمده در ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۰، رهیافت رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم، *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصاد کاربردی ایران*، دوره ۶، شماره ۲۱، صص ۲۱۳-۲۳۶.

ربانی خوراسگانی، رسول، صمد کلانتری و نفیسه یآوری (۱۳۸۳). پدیده حاشیه‌نشینی و پیامدهای اجتماعی، فرهنگی آن (ارزان و دارک اصفهان)، *مجله پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان*، دوره

۱۷، شماره ۲، صص ۱۵۴-۱۱۹.

شاگری، عباس، اسفندیار جهانگرد و سمیه اقلامی (۱۳۹۲). اثر غیرخطی تورم بر نابرابری توزیع درآمد در ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، دوره ۱۳، شماره ۴، صص ۲۷-۵۳.

مهرگان، نادر و صابر زمانی شبخانه (۱۳۹۲). بررسی اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نظریه کوزنتس، فصلنامه علمی پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه، دوره ۱، شماره ۳، صص ۱۹-۳.

مهرگان، نادر، عزت‌اله عباسیان و اردلان، بهرام (۱۳۹۳). تجزیه چندگانه نابرابری توزیع درآمد در ایران با رویکردی به ضریب جینی تعمیم یافته، فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهراء، دوره ۲، شماره ۲، صص ۲۷-۱.

مؤتمنی، مانی (۱۳۹۴). بررسی نوسانات رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران با استفاده از رگرسیون همجمعی کانونی، دوفصلنامه علمی پژوهشی جستارهای اقتصادی، دوره ۳، شماره ۲۳، صص ۱۶۳-۱۷۹.

نظری، روح الله و مظاهری، لیلا (۱۳۹۰). ارتباط تورم و توزیع درآمد در ایران، فصلنامه سیاسی - اقتصادی، دوره ۲۱، شماره ۲۸۴، صص ۲۰۶-۲۲۱.

نیلی، مسعود و علی فرحبخش، (۱۳۷۷). ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد، مجله برنامه‌ریزی و بودجه، دوره ۳، شماره ۱۰، صص ۱۵۴-۱۲۱.

Annez, P. C., & Buckley, R. M. (2009). Urbanization and Growth: Setting the Context. *Urbanization and Growth*, 1: 1-45.

Adams, R. H., & Mahmood, Z. (1992). The Effects of Migration and Remittances on Inequality in Rural Pakistan [with Comments]. *The Pakistan Development Review*, 31(4): 1189-1206.

Adams, S., & Klobodu, E. K. M. (2019). Urbanization, Economic Structure, political regime, and income inequality. *Social Indicators Research*, 142(3): 971-995.

Adu, G. (2012), Studies on Economic Growth and Inflation, *Acta Universitatis Agriculturae Sueciae* (1652-6880), 14: 1-26.

Akita, T., & Miyata, S. (2008). Urbanization, educational expansion, and expenditure inequality in Indonesia in 1996, 1999, and 2002. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 13(2): 147-167.

Babaei, M. J., M. A. Molaei, and A. Dehghani. (2015). Estimating the function of

- copper consumption in Iran Between 1991-2011 using Johansen model. *Journal of Mining and Environment* 6(2): 183-189.
- Compact, U. G. (2006). UN global compact. New York. [Online.] Available from <http://www.unglobalcompact.org> [8 January 2006].
- Castells- Quintana, D. (2018). Beyond Kuznets: Inequality and the size and distribution of cities. *Journal of Regional Science*, 58(3): 564-580.
- Castells-Quintana, D., & Royuela, V. (2015). Are increasing urbanisation and inequalities symptoms of growth? *Applied Spatial Analysis and Policy*, 8(3), 291-308.
- Chen, G., Glasmeier, A. K., Zhang, M., & Shao, Y. (2016). Urbanization and income inequality in post-reform China: a causal analysis based on time series data. *PloS one*, 11(7): 158-226.
- Gupta, S., Davoodi, H., & Alonso-Terme, R. (2002). Does corruption affect income inequality and poverty? *Economics of governance*, 3(1): 23-45.
- Gollin, D., Jedwab, R., & Vollrath, D. (2016). Urbanization with and without Industrialization. *Journal of Economic Growth*, 21(1): 35-70.
- Glaeser, E., Resseger, M., & Tobio, K. (2015). Inequality in cities. *Journal of Regional Science*, 49(4): 617-646.
- Halada, K., Shimada, M., & Ijima, K. (2008). Forecasting of the consumption of metals up to 2050. *Materials Transactions*, 49(3): 402-410.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 45(1):1-28.
- Kanbur, R. & Zhuang, J. (2013). Urbanization and Inequality in Asia. *Asian Development Review*, 30(1): 131-147.
- Kirchgassner, G., Wolters, J., & Hassler, U. (2012). Introduction to modern time series analysis. Springer Science & Business Media, 6(4): 228-242.
- Liddle, B. (2017). Urbanization and inequality/poverty. *Urban Science*, 1(4), 35.
- Liddle, B., & Messinis, G. (2015). Which comes first—urbanization or economic growth? Evidence from heterogeneous panel causality tests. *Applied Economics Letters*, 22(5): 349-355.
- Murphy, K. M., Shleifer, A., & Vishnu, R. W. (1991). The allocation of talent: Implications for growth. *The quarterly journal of economics*, 106(2): 503-530.
- Qin, Y., & Zhou, Y. (2009). Urbanization and income inequality of China's total residents: the test of Kuznets's inverted-U hypothesis. *Journal of Business and Policy Research*, 4(1): 99-110.

- Robinson, S. (1976). A note on the U hypothesis relating income inequality and economic development. *The American Economic Review*, 66(3): 437–440.
- Siddique, M. A. B., Wibowo, H., & Wu, Y. (2014). Fiscal Decentralisation and Inequality in Indonesia: 1999-2008. University of Western Australia, Business School, Economics.
- Sarkar, S., Phibbs, P., Simpson, R., & Wasnik, S. (2018). The scaling of income distribution in Australia: Possible relationships between urban allometry, city size, and economic inequality. *Environment and Planning B: Urban Analytics and City Science*, 45(4): 603-622.
- Saint Paul, G., & Verdier, T. (1996). Inequality, redistribution and growth: A challenge to the conventional political economy approach. *European Economic Review*, 3(40): 719-728.
- UNFPA, U. (2007). State of world population 2007: Unleashing the potential of urban growth. United Nations Population Fund, United Nations Publications.
- World Economic Forum. (2018). The future of jobs report 2018. Geneva: World Economic Forum.
- Wu, D., & Rao, P. (2017). Urbanization and income inequality in China: An empirical investigation at provincial level. *Social Indicators Research*, 131(1): 189-214.
- Walter, E. (1995). *Applied Econometric Time Series*, John Wiles and Sons, Canada-1995, 85(3): 107–118.
- Xie, Y., & Zhou, X. (2014). Income inequality in today's China. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111(19): 6928-6933.