دوفصلنامه مطالعات جمعیتی، دوره ۵، شماره ۱، بهار و تابستان ۱۳۹۸ (۱۴۷-۱۲۷)

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

محمدطاهر احمدی‌شادمهری*، ابراهیم قائد، مژگان مرادی*****

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

چکیده

هدف این مقاله، برر سی عوامل مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نقش مهاجرت و شهرنشینی طی دوره ۱۳۹۵-۱۳٦۵ 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 ا ستفاده شد. بر ا ساس نتایج به‌د ست آمده و هم‌را ستا 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 ا ست که در هر دوره حدود ۰/٦٤ عدم تعادل کوتاه‌مدت، برای ر سیدن به تعادل بلندمدت، تعدیل می‌شود و می‌توان بیان داشت که در بلندمدت، یک درصد افزایش در متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نرخ باسوادی، به‌ترتیب باعث کاهش ۰/۷۸ و ۱/۸۷ درصدی در نابرابری توزیع درآمد می شوند. از طرف دیگر، یک در صد 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 ٤/۳۸ 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[۱]، ۱۹۵۵؛ آنز و باکلی[۲]، ۲۰۰۹؛ کاستلز – کوینتانا[۳]، ۲۰۱۸). یک دلیل برای شهرنشینی رو به رشد در سرتاسر جهان، تنوع قابل‌توجه ثروت و منابع، در شهرها است (لیدل[٤]، 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 به‌دلیل 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، ازجمله نابرابری درآمدی دامن بزند (ابریشمی و همکاران، ۱۳۹۸). در سطح جهانی، گزارش سازمان ملل متحد(۲۰۰٦) نشان می‌دهد که در سال ۲۰۱٤، حدود ٥٤ درصد از جمعیت جهان در مناطق شهری ساکن بودند و تا سال ۲۰۵۰ این نسبت به حدود ٦٦ درصد افزایش می‌یابد. در میان مناطق جهان، آفریقا و آسیا، سریع‌ترین نرخ‌های شهرنشینی را تجربه کرده‌اند. این امرممکن است به‌خاطر اهمیت اقتصادی نسبی شهرهایشان باشد. صندوق جمعیت سازمان ملل متحد (۲۰۰۷) بیان داشته است‌که‌در دوره مدرن، هیچ‌کشوری بدون داشتن شهرنشینی پیشرفته، به رشد اقتصادی پایدار نخواهد رسید. علاوه بر این، آنز و باکلی (۲۰۰۹) استدلال کردند که درقرون گذشته، هیچ کشوری، هیچ‌گاه وضعیت درآمد متوسط را بدون انتقال بخش قابل‌توجهی ازجمعیت به شهرها، به‌دست نیاورده است. این‌در حالی است که بر خلاف نظرات فوق‌کاستلز-کینتانا و روئولا[٥] (۲۰۱٥)، معتقد بودند که درهمه کشورها، رشد اقتصادی و توسعه، متأثر ازاثری هستند که سرعت شهرنشینی بر نابرابری درآمدمی‌گذارد. همچنین درکشورهای

---

۱. Kuznets
۲. Annez and Buckley
۳. Castells-Quintana
٤. Liddle
٥. Castells-Quintana and Royuela

درحال‌توسعه، اکثرمراکز شهری، در حال مبارزه باچالش‌های 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، ۱۳۹٤؛ دهقانی و همکاران، ۱۳۹٦). به گونه‌ای که براساس‌گزارش شورای جهانی اقتصاد[1] (۲۰۱۸)، کشورهای ایسلند، نروژ، دانمارک، جمهوری چک و فنلاند، به‌ترتیب با دارا بودن ضریب جینی؛ ۰/۲٤٤، ۰/۲٤۹، ۰/۲۵۳، ۰/۲۵٦ و ۰/۲۵٦ درصد در رتبه‌های اول تا پنجم کمترین میزان نابرابری و شکاف طبقاتی در سال ۲۰۱۸ بوده‌اند. در این رده‌بندی، ایران با ضریب جینی ۰/٤۱۳ درصد در سال ۱۳۹۷، در بین ۱۳٦ 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 ۹٦، 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 ازعملکرد 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 اولین‌بار، با به‌کارگیری الگوی خود توضیح برداری[2] یوهانسن–جوسیلیوس[3] و تصحیح خطا[4]، رابطه بین شهرنشینی و مهاجرت و نابرابری درآمد در ایران را طی سال‌های ۱۳٦۵تا 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، به‌صورت مکمل با هم در ارتباطند؛ از این‌رو، 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. به‌گونه‌ای که طبق نظریه هیرشمن، رشد اقتصادی، توزیع مناسب تر درآمد را به‌دنبال خواهد داشت (سنت پول و وردیر[1] ۱۹۹۶). اما نظریه کوزنتس[2] (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 توسعه‌یافته، نسبت به کشورهای درحال توسعه، بیشتر است (آکیتا و میاتا[3]، 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. به‌عبارت 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[4]، ۲۰۱٤). نظریه کوزنتس را می‌توان به صورت رابطه (۱) نشان داد:

$$ININ = a + \beta_1 GDP^1 + \beta_2 GDP^2 + \varepsilon t \qquad (۱)$$

در رابطه بالا $ININ$ معیار توزیع نابرابری درآمد، GDP معیار تولید ناخالص داخلی و εt نشان‌دهنده جزء اخلال است. چنانچه β_1 عددی مثبت و β_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[1]، ۱۹۹۱). به هر حال، فساد اقتصادی بالا و فزاینده، نابرابری توزیع درآمد و فقر را تشدید می‌کند (گوپتا و همکاران[2]، ۲۰۰۲).

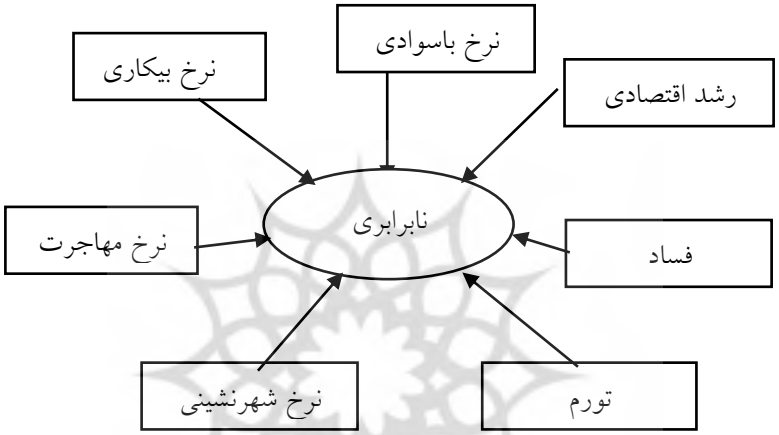
همچنین، یکی از عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد، تورم است. وجود تورم، تأثیر نامطلوبی بر نابرابری توزیع درآمد دارد و بین تورم و توزیع درآمد، رابطه مستقیم وجود دارد. در واقع، افزایش تورم باعث افزایش نابرابری توزیع درآمدی در کشور می‌شود و کاهش تورم می‌تواند با ایجاد ثبات در اقتصاد کلان، باعث تحریک سرمایه‌گذاری 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). رشدشهرنشینی ابتدا باعث کاهش نابرابری اقتصادی و پس از یک حد معین، نابرابری اقتصادی راافزیش 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[3]، ۲۰۰۹). علاوه بر این، مهاجرت بی‌رویه نیز موجب افزایش سکونتگاه‌های حاشیه‌ای در شهرها و افزایش نابرابری‌های اقتصادی می‌شود(ربانی‌خوراسگانی و همکاران، ۱۳۸۳). به‌عبارتی‌دیگر، مهاجرت در ابتدای امر، موجب کاهش نابرابری توزیع درآمدی شـــده و بعد ازیک حد معین، اثری فزاینده بر شکاف درآمدی دارد(ابریشمی و همکاران، ۱۳۹۸).

از این رو، بررسی نظریات حوزه نابرابری توزیع درآمد، بیانگر وجود نگاه چندبُعدی در

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

سنجش نابرابری توزیع درآمدی است. به‌گونه‌ای که اهمیت هر یک از ابعاد کمتر از بُعد دیگر نخواهد بود. ابعاد مختلف مؤثر بر نابرابری توزیع درآمدی را می‌توان به‌صورت 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 برنابرابری 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[1] (۲۰۱۵)، لیدل و مسینیس[2] (۲۰۱۵)، چن و همکاران[3] (۲۰۱۶)، گولین و همکاران[4] (۲۰۱۶)، ویو و رائو[5] (۲۰۱۷)، سارکر و همکاران[6] (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 (۱۳۹٦)، ابریشمی و همکاران (۱۳۹۸) اشاره نمود که در این بخش، خلاصه‌ای از یافته‌های شاخص‌ترین مطالعات صورت‌گرفته، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

رابینسون[1] (۱۹۷٦) 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 کم‌دستمزدِ کشاورزی و بخش‌های پردرآمد غیرکشاورزی شناخته می‌شود. وی همچنین استدلال کرد که در غیاب سیاست‌های مقابله‌ای برای یک دوره طولانی، یک کشور درحال‌توسعه 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 درحال‌توسعه، شهرنشینی و مهاجرت تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، اما موجب افزایش نابرابری توزیع درآمدی می‌گردد. برخی از محققان دیگر نظیر سدیکو[2] و همکارانش (۲۰۱٤) و ویو و رائو (۲۰۱۷) نیز اثر ناخالص شهرنشینی بر نابرابری توزیع درآمد را دراندونزی 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[3] (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 (۲۰۱٦) با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری، به بررسی رابطه علّی بین شهرنشینی و نابرابری توزیع درآمد در کشور چین، طی دوره ۲۰۱٤– 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-کینتانا (۲۰۱۸) به بررسی رابطه بین‌شهرنشینی، اندازه شهر، مهاجرت و نابرابری توزیع درآمد با استفاده از مدل سری زمانی (OLS) در طی دوره ۲۰۱٦–۱۹٦۰ 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 کلوبدا (۲۰۱۹) با استفاده از تکنیک‌های تخمین پانل ناهمگون، تأثیر شهرنشینی بر نابرابری توزیع درآمد در کشورهای جنوب صحرای آفریقا را در طی دوره ۲۰۱٤-۱۹۸٤ 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(۱۳۹٦) 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- ۱۹۹٦ 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 ۱۳۹٤-۱۳۸۵ 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 وروش جمع‌آوری اطلاعات نیز از نوع اسنادی-کتابخانه‌ای است، تمامی داده‌های متغیرهای مورد نظر به صورت سالیانه و بر اساس کل کشور، طی سال‌های ۱۳٦۵ 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)[1]؛ تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و نرخ بیکاری از مرکز آمار ایران[2] و نابرابری توزیع درآمد از بانک جهانی[3] 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) می-باشند، 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 مفید 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.

$$Xt = \sum_{i=1}^{p} \emptyset iXt - i + \varepsilon t \qquad (۲)$$

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

که درآن Xt، نشان‌دهنده یک بردار حاوی متغیرها. Φi، ماتریس ضرایب و εt یک عنصر باقی‌مانده و p به‌عنوان 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 به‌صورت رابطه (۳) نوشت(حلادا و همکاران [1]، ۲۰۰۸: ٤١٠-٤٠٢).

$$\Delta Xt = \Pi Xt - 1 + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma i \Delta Xt - i + \varepsilon t \qquad (۳)$$

در این رابطه، ماتریس‌های Γ و Π به‌ترتیب، نشان‌دهنده روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای مدل هستند. با فرض اینکه ماتریس Π دارای درجه r باشد، ماتریس Π را می‌توان به‌صورت رابطه (٤) تجزیه کرد (کرچگاسنر و همکاران[2]، ۲۰۱۲).

$$\Pi = \alpha\beta \qquad (٤)$$

در رابطه ٤. α ، ماتریس تنظیم رابطه کوتاه‌مدت به رابطه بلندمدت با ابعاد P × r است و β بردار همگرایی بین متغیرهای P × r می‌باشد. اگر رتبه ماتریس Π 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 ≤ n-1 ، که در این صورت، r ترکیب خطی پایا از متغیرهای بردار Y یا به‌عبارت دیگر، r بردار هم‌انباشتگی[3] وجود دارد و از روش یوهانسن برای برآورد بردارهای هم‌انباشتگی استفاده می‌شود (والتر[4]، ۱۹۹۵). الگوی برآورد یوهانسن-جوسیلیوس، حداکثر احتمال را برای α وβ فراهم می‌کند. همچنین برای تعیین درجه ماتریس Π و دستیابی به روابط همگرایی r از آزمون‌های ماتریس اثر (χtrace) و حداکثر مقادیر ویژه (χmax) 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 (χtrace) و حداکثر مقادیر ویژه (χmax) به تعیین بردارهای هم‌گرایی و استخراج رابطه بلندمدت پرداخته شود (بابایی[1] 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.

1. Babaei

جدول۱. ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرهای مدل

متغیر	میانگین	ضریب	میزان نابرابری توزیع درآمد (میانگین = ۱۸٤/٦۹) (P value)
تولید ناخالص داخلی	-۵۳/۲۱	-۰/۲۳۱	۰/۰۰۰۱
میزان فساد	۲۵/۵۵	۰/٤٤۷	۰/۰۰۰۱
نرخ تورم	۱۸/۲۳	۰/۲۹۵	۰/۰۰۲۸
نرخ بیکاری	۱۲/۳۹	۰/۲۰۲	۰/۰۰۱۷
نرخ شهرنشینی	۲٤/۰۲	۰/٤۲٤	۰/۰۰۰۱
نرخ مهاجرت	۳۲/۰۸	۰/۵۸۹	۰/۰۰۰۱
نرخ باسوادی	-۱۹/۲۱	-۰/٤۱۲	۰/۰۰۰۱

نتایج حاصل از جدول ۱ نشان می‌دهد که بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی ($r=-۰/۲۳۱$، $p<۰/۰۱$)، فساد ($r=۰/٤٤۷$، $p<۰/۰۱$)، تورم ($r=۰/۲۹۵$، $p<۰/۰۱$)، نرخ بیکاری ($r=۰/۲۰۲$، $p<۰/۰۱$)، نرخ شهرنشینی ($r=۰/٤۲٤$، $p<۰/۰۱$)، نرخ مهاجرت ($r=۰/۵۸۹$، $p<۰/۰۱$) و نرخ باسوادی ($r=-۰/٤۱۲$، $p<۰/۰۱$) 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[1] (۲۰۱۲) بوده و مطابق رابطه (۵) می‌باشد.

$$LININ=\beta 1-\beta 2LGDP+\beta 3LCO+\beta 4IN+\beta 5\ LUNR+\beta 6\ LUR+\beta 7\ LLR-\beta 8\ LIR+U \qquad (۵)$$

1. Adu

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، U: جملات پسماند مدل و L: علامت لگاریتم است.

ابتدا متغیرهای مدل به لحاظ ایستایی و ناایستایی آزمون می‌گردد که برای بررسی مانایی داده‌ها، آزمون ریشه واحد دیکی فولر انجام شده است.

جدول۲. آزمون ریشه واحد دیکی _ فولر تعمیم‌یافته

متغیرها	آماره محاسبه شده	ارزش احتمال	نتیجه
ININ	-۳/٤٧٥٦	۰/۰۰۰۰	I(1)
GDP	-۳/٦٨٤١	۰/۰۰۰۰	I(1)
CO	-۳/٥۰۰۲	۰/۰۰۰۰	I(1)
IN	-۳/۹۲٤٥	۰/۰۰۷٤	I(1)
UNR	-۲/۸۳٥۳	۰/۰۰۰۰	I(1)
UR	-۳/۰۳۲۳	۰/۰۳۲۲	I(1)
LR	-۳/۸٤۲۹	۰/۰۱۱٥	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 اخلال 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 طول‌وقفه بهینه، آزمون‌های مختلفی وجود

1. Income Inequality the whole country
2. Gross domestic product the whole country
3. Corruption 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[1]، یوهانسن-جوسیلیوس، ARDL[2] و همچنین آزمون کرانه‌ها[3] نام برد.

تعیین طول‌وقفه بهینه

تخمین مدل هم‌انباشتگی یوهانسن-جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری است که در این بین، به‌دست آوردن طول‌وقفه‌ی 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[4] برای تعیین طول وقفه بهینه استفاده شده و نتایج مربوط به آن در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول۳. نتایج آزمون تعیین طول‌وقفه بهینه در الگوی خود توضیح برداری

تعداد وقفه	SC
۰	۲۰۲/۸٤۱۵
۱	۱۸٤/۲۵۳٦
۲	۱۷۳/۲۳۰۲

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 ازآزمون هم‌جمعی یوهانسن-جوسیلیوس استفاده نمود. براساس انتخاب مقداروقفه بهینه دو، به‌عنوان وقفه بهینه مدل خود توضیح برداری، با استفاده از آزمون های ماتریس اثر[5] وحداکثر مقادیر ویژه[6]، به تعیین تعداد بردارهای هم‌گرایی پرداخته شده‌است. جداول٤ و۵ نتایج مربوط به تعیین تعدادبردارهای‌همگرایی 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.

جدول٤. نتایج مجموع متغیرهای وارد شده درمدل بر اساس آزمون ماتریس اثر (χtrace)

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی درسطح ۹۵٪	ارزش احتمال درسطح ۹۵٪
r = 0 *	r ≥ 1	۳٥٤/۳٤	۱۲٦/٥۹	۰/۰۰۰۰
r≤ 1 *	r ≥ 2	۲۲٥/٤۱	۹٥/۳۳	۰/۰۰۰۰
r≤ 2 *	r ≥ 3	۱۲۳/۲۲	٦۳/۸۱	۰/۰۰۰۰
r≤ 3	r ≥ 4	٦۱/٤۳	٤٦/۲۲	۰/۱۱٥٦
r≤ 4	r ≥ 5	۲٦/٥۳	۲۸/۷۹	۰/۱۰٤۳
r≤ 5	r ≥ 6	۲/۸۳	۱۸/۳٥	۰/۹۹٦۳
r≤ 6	r ≥ 7	۲/٤٦	۳/۸۱	۰/۸٥٦۱
r≤ 7	r ≥ 8	۲/۱٤	۲/٥٤	۰/۸۰۲٥

* وجود بردار همگرایی در کل متغیرها

جدول٥. نتایج مجموع متغیرهای وارد شده درمدل بر اساس آزمون آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χmax)

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی درسطح ۹۵٪	ارزش‌احتمال درسطح ۹۵٪
r = 0 *	r = 1	۱٤۸/۷٥	٤٤/۲۲	۰/۰۰۰۰
r≤ 1 *	r = 2	۹٦/٥۸	٤۳/۰۲	۰/۰۰۰۰
r≤ 2 *	r = 3	٦۳/۷٥	۳٦/۷٥	۰/۰۰۰۰
r≤ 3	r = 4	۳٦/٤۱	۲٦/٦٤	۰/۱۱٦۱
r≤ 4	r = 5	۲٤/۳۲	۲۱/۱۲	۰/۱۰٦۸
r≤ 5	r = 6	۲/۹۰	۱٤/۳۲	۰/۹۹۰۸
r≤ 6	r = 7	۲/٤٦	۳/۸۱	۰/۸٥٦۱
r≤ 7	r = 8	۲/۱٤	۲/٥٤	۰/۸۰۲٥

* وجود بردار همگرایی در کل متغیرها

همان‌طور که در جداول ٤ و ٥ ملاحظه می‌شود، تمامی فروضی 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 ٥، رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین، و بردار نرمال‌شده 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 دررابطه ۵، استنباط و محاسبه شد که براساس چهار چوب نظری مورد انتظار بود و اثر هرکدام از این متغیرها بر نابرابری توزیع درآمد مطابق رابطه ۵ بدست آمد ورابطه معناداری هرکدام ازضرایب متغیرها براساس‌آماره‌آزمون t مشخص گردید، که نتایج رابطه به صورت زیر به‌دست آمد.

LININ =3.5610 -0.78LGDP +2.03CO +1.17LIN +1.53LUNR + 2.78UR
(t = -2.18) (t = 2.25) (t =2.18) (t =2.82) (t=2.32) (٦)
+4.38LR - 1.87LIR
(t =2.56) (t = -1.88)

بر اساس رابطه ٦، می‌توان بیان داشت 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 و٤/۳۸ 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 ٦ نشان داده شده است.

جدول٦: الگوی تصحیح خطای برداری

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t
Δ(LGDP)	-	-	-
C	۰/۳٦۰٤	۰/۰۲۲۵	۳/۸۰۷۸
ECM(-1)	-/٦٤٤۹	۰/۷۵۱٦	-۲/۷۲۵۳

با توجه به جدول ٦، ملاحظه می‌شود که ضریب جمله تصحیح خطا{ECM(-1)}؛ معنادار بوده و بین اعداد ۰ و ۱- بوده و برابر با رقم ۰/٦٤- به‌دست آمده است. این عدد بیان‌گر این مطلب است که در هر دوره، ۰/٦٤ 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 ۱۳۹۵-۱۳٦۰ 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 و٤/۳۸ درصد در نابرابری درآمد می‌شوند که نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنادار شهرنشینی و مهاجرت بر نابرابری درآمد در ایران است. این پژوهش بامطالعات تجربی تحقیق نظیر مطالعات آدامز و محمود[1]، (۱۹۹۲) اختلاف نظر دارد، اما با مطالعاتی نظیر مطالعات لیدل و مسینیس (۲۰۱۵)، چن و همکاران (۲۰۱٦) 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 ۰/٦٤ 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 بیشترشده 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 درآمد 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 برخورداری و علی‌رضا قباشی (۱۳۹۸). تأثیر پویایی مهاجرت از روستا به شهر بر نابرابری توزیع درآمدی: مورد مطالعه مناطق روستایی ایران، *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی*، دوره ۳، شماره ۳، صص ٦۲-۳۹.

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

دل‌انگیزان، سهراب، مریم پشته کشی و سهیلا نظری (۱۳۹٦). تأثیر نرخ شهرنشینی، آزادی اقتصادی و کیفیت حکمرانی بر نابرابری توزیع درآمد، 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 (۱۳۹٦). بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۰، رهیافت رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم، *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصاد کاربردی ایران*، دوره ٦، شماره ۲۱، صص ۲۱۳-۲۳٦.

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

۱۷، شماره ۲، صص ۱۵۴-۱۱۹.

شاکری، 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 ٤، 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 الزهرا*، دوره ۲، شماره ۲، صص ۲۷-۱.

مؤتمنی، مانی (۱۳۹٤). 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 در آمد در ایران، *فصلنامه سیاسی – اقتصادی*، دوره ۲۱، شماره ۲۸٤، صص ۲۰٦-۲۲۱.

نیلی، مسعود و علی فرح‌بخش، (۱۳۷۷). ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد، *مجله برنامه‌ریزی و بودجه*، دوره ۳، شماره ۱۰، صص ۱۵٤ -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 Agricalturae 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 totalresidents: the test of Kuznets's inverted-U hypothesis. Journal of Businessand *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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی