

بررسی تأثیر شهرنشینی بر نابرابری درآمد در ایران

سیدمحمد رضا سیدنورانی[†] و محسن راجی اسدآبادی^{‡*}

[†] دانشگاه علامه طباطبایی

[‡] دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز

چکیده. رشد چشم‌گیر شهرنشینی همراه با گسترش شهرها از نظر وسعت و افزایش جمعیت باعث ایجاد ساختارهای اداری متنوع جهت ارائه خدمات و ترکیب‌های مختلف اداری شده است. شهرها به دلیل تفاوت‌های ساختاری، کالبدی، اجتماعی و اقتصادی به بخش‌های مختلفی تقسیم شده‌اند و ناهماهنگی اداری و اجتماعی باعث فساد و توزیع نابرابر درآمد و شکاف طبقاتی می‌شود.

هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر شهرنشینی بر نابرابری درآمد در ایران طی دوره ۱۳۶۵-۱۳۹۵ است. برای تحلیل موضوع از الگوی خودتوضیح‌برداری، روش جوهانسون- جوسیلیوس و روش تصحیح خطا استفاده شده است. نتایج بیان داشت که در بلندمدت، رابطه مثبت و معناداری بین شهرنشینی و نابرابری درآمد در ایران وجود دارد و یک درصد افزایش در متغیرهای، تولید ناخالص داخلی، اشتغال، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بازده تجاری، فساد، تورم و سهم تولید در تولید ناخالص داخلی، به ترتیب موجب افزایش ۰/۲۷، ۲/۳۹، ۶/۳۴، ۵/۲، ۸/۴۹، ۵/۲۸ و ۱/۰۵ درصد در نابرابری درآمد می‌شوند و از بین انواع متغیرهای نام‌برده، اثر فساد بر نابرابری درآمد، در مقایسه با سایر متغیرها بیشتر است و باید راه‌های مبارزه با فساد را در اولویت قرار داد. همچنین نتایج بر اساس ضریب جمله تصحیح خطا، حاکی از آن است که در هر دوره حدود ۰/۸۳ از عدم تعادل کوتاه‌مدت، برای رسیدن به تعادل بلندمدت، تعدیل می‌شود.

واژه‌های کلیدی: شهرنشینی، نابرابری درآمد، تصحیح خطا، جوهانسون - جوسیلیوس، فساد.

* نویسنده‌ی عهده‌دار مکاتبات

دریافت: ۱۳۹۸/۹/۱۸، پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۱۳.

۱- مقدمه

شهرنشینی یک نتیجه‌ی واقعی از توسعه است؛ زیرا همان‌طور که کشورها توسعه می‌یابند، نسبت شهروندان که در مناطق شهری زندگی می‌کنند، شروع به تقسیم جمعیت از مناطق روستایی به شهرها می‌کنند [۱۹]، [۱]، [۹]. یک دلیل برای شهرنشینی رو به رشد در سراسر جهان، تنوع قابل توجه ثروت و منابع، در تمام شهرهای مختلف است [۲۳]. با توجه به این دیدگاه، بانک جهانی^۱ گزارش داده است که بین سال‌های ۲۰۱۰ و ۲۰۳۰، نسبت آفریقایی‌هایی که در مناطق شهری زندگی می‌کنند، از ۳۶ درصد به ۵۰ درصد افزایش می‌یابد [۳۷]. چنین رشدی در شهرنشینی می‌تواند تأثیرات مثبت (مثلاً رشد اقتصادی، تغییرات اقتصادی) یا عواقب زیان‌آور (مثلاً افزایش نابرابری، فقر شهری و زاغه‌نشینی) بر سلامت بشر داشته باشد [۳۷] و [۲۴]. در سطح جهانی، گزارش سازمان ملل متحد نشان می‌دهد که در سال ۲۰۱۴، حدود ۵۴ درصد از جمعیت جهان در مناطق شهری ساکن هستند و تا سال ۲۰۵۰ نرخ شهرنشینی جهانی می‌تواند به حدود ۶۶ درصد افزایش یابد. زیرا کمتر از ۳۰ درصد از افراد جهان در سال ۱۹۵۰ در مناطق شهری زندگی می‌کردند [۳۱].

در میان مناطق جهان، آفریقا و آسیا، سریع‌ترین نرخ‌های شهری‌سازی را تجربه کرده‌اند. این امر ممکن است به خاطر اهمیت اقتصادی نسبی شهرهایشان به‌عنوان کشورهایی که درآمد پایین دارند باشد و تمایل دارند که تولید ناخالص داخلی خود را از طریق شهر بالا ببرند [۲۵]. آژانس صندوق جمعیت سازمان ملل متحد (۲۰۰۷)، پیشنهاد کرده است که هیچ کشوری در دوران مدرن رشد اقتصادی پایدار بدون شهرنشینی پیشرفت نداشته است [۳۲]. علاوه بر این، آنز و باکلی، استدلال کرده‌اند که در قرن گذشته، هیچ کشوری هیچگاه وضعیت درآمد متوسط را بدون تغییر جمعیت قابل توجه به شهرها به دست نیاورده است [۱]. به طور مشابه، کاستلز-کینتانا و روئولا مشاهده کرده‌اند که رشد اقتصادی و توسعه به شدت با سرعت شهرنشینی و نابرابری درآمد در سرتاسر کشورها ارتباط دارد [۹]. به طور مشخص، اکثر مراکز شهری در کشورهای در حال توسعه در حال مبارزه با چالش‌های نابرابری مربوط به مسکن مناسب، تحصیل، حمل و نقل و مراقبت‌های بهداشتی هستند. این پژوهش همچنین با مطالعات تجربی تحقیق نظیر مطالعات آدامس و کلوبد همسو است [۲]. اما با مطالعاتی نظیر مطالعات آدامز و محمود به روش‌های مختلف متفاوت

است [۳]. با توجه به نتایج مطالعات مطرح شده این مطالعه به دنبال این مسئله است که تأثیر شهرنشینی با نابرابری درآمد در ایران چگونه است و اینکه کدام یک از متغیرهای مدل اثر بیشتری بر نابرابری درآمد در ایران دارد پس به عنوان دغدغه اصلی این مطالعه مطرح می‌شود.

بر مبنای مزیت‌های ذکر شده این مطالعه در نظر دارد برای اولین بار، با به‌کارگیری الگوی خود توضیح‌برداری، جوهانسون - جوسیلیوس و تصحیح خطا در طی سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۵ رابطه بین تأثیر شهرنشینی بر نابرابری درآمد در ایران را مورد توجه و بررسی قرار دهد. که فرضیات زیر را آزمون می‌کند: ۱- بین نابرابری درآمد و شهرنشینی در ایران رابطه علیت مثبت برقرار است پس به صورت مکمل با هم مرتبط هستند ۲ - با استفاده از الگوی خودتوضیح‌برداری، جوهانسون - جوسیلیوس و تصحیح خطا نشان می‌دهد که بین متغیرهای، تولید ناخالص داخلی، اشتغال، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بازده تجاری، فساد، تورم و سهم تولید در تولید ناخالص داخلی، اثر فساد بر نابرابری درآمد بیشتر است. بنا بر این متغیرهای به کارگرفته شده در مدل نابرابری درآمد، تولید ناخالص داخلی، اشتغال، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بازده تجاری، فساد، تورم و سهم تولید در تولید ناخالص داخلی است. سازماندهی این قسمت از تحقیق به صورت زیر خواهد بود، بخش اول مقدمه، بخش دوم ادبیات نظری و پیشینه پژوهش بیان شده، بخش سوم معرفی مدل پژوهش و روش تخمین، بخش چهارم یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج و نهایتاً در بخش پایانی به نتیجه‌گیری و بحث پرداخته شده است.

۲- ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

مطالعات مختلفی، روابط میان شهرنشینی را از یک طرف و رشد اقتصادی و نابرابری درآمد را از سوی دیگر بررسی کرده است [۱۹]، [۲۰]، [۱۶]، [۶]، [۳۴]، [۱]، [۱۳]، [۲۴]، [۱۱]، [۱۴]، [۳۵] و [۲].

کانزنتس در کارهای ذهنی خود، یک رابطه U شکل معکوس را بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی مشاهده کرد. او همچنین خاطرنشان کرد که ماهیت توزیع درآمد در اقتصادهای پیشرفته به علت صنعتی شدن و شهرنشینی به عنوان اقتصادهای انتقال یافته از کشاورزی به صنعت تبدیل شده است. این بدان معناست که، از بخش کشاورزی دارای بهره‌وری کم

اقتصادی، مردم روستایی به بخش‌های غیر کشاورزی دارای بهره‌وری بالا در مراکز شهری حرکت می‌کنند. هرچند که بهره‌وری برای شهروندان بیشتر از مردم روستایی است [۱۹]. با الهام از مطالعات ([۲۶]، [۱۹]، [۴])، رابینسون در [۲۸] یک مدل برای درک رابطه بین شهرنشینی و نابرابری درآمد را پیشنهاد کرد. او تصور می‌کرد که اقتصاد دارای معیشت و ساختار سرمایه‌داری است که به ترتیب با بخش‌های پایین دستمزد کشاورزی و با درآمد بالا غیر کشاورزی شناخته می‌شود. وی سپس استدلال کرد که در غیاب سیاست‌های مقابله‌ای و برای یک دوره طولانی، یک کشور در حال توسعه باید انتظار نابرابری درآمد فزاینده یا تغییر نکرده را داشته باشد. در هماهنگی با این فرضیه، لیده و مسیسی [۲۴] دریافتند که برای کشورهای در حال توسعه رشد اقتصادی تأثیر مثبتی بر شهرنشینی دارد اما شهرنشینی رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. برخی از محققان نیز اظهار داشتند که رابطه بین شهرنشینی و نابرابری درآمدی می‌تواند مثبت یا منفی باشد [۱۸] و [۲۹]. در این راستا، کانور و ژانگ در [۲۰] کشف کردند که شهرنشینی نابرابری درآمد را در فیلیپین، اندونزی و هند افزایش داده است، در عوض، نابرابری درآمد در چین کاهش یافته است. علاوه بر این، در [۲۰] پیش‌بینی شده که در آینده، شهرنشینی کاهش نابرابری درآمد را در چین ادامه خواهد داد، با این استدلال که چین ممکن است پیش از این "نقطه عطفی" را گذراند. در مطالعه آنها در مورد تأثیر تمرکززدایی مالی بر نابرابری درآمد در اندونزی، [۲۹] اثر ناخالصی شهرنشینی بر نابرابری درآمد را بررسی کرده‌اند. علاوه بر این، در حالی که برخی مطالعات قبلی به بررسی میزان اندازه نابرابری درآمد و میزان همبستگی درآمد در سطح شهر پرداخته‌اند [۷]، [۱۵]، [۱۱] و [۳۰] برخی از محققان ارتباط بین اندازه شهر و نابرابری درآمد را در مقیاس وسیع اقتصادی مورد بررسی قرار داده‌اند [۲۷]، [۳۵] و [۱۲].

در [۱۰] رابطه بین اندازه شهر و نابرابری درآمد را کشف شده و دریافتند که، نابرابری درآمد در ابتدا کاهش می‌یابد، به حداقل می‌رسد و بعد از آن افزایش می‌یابد. با بررسی‌هایی که تحقیق انجام داد می‌توان نتیجه گرفت که مطالعه‌ای که با استفاده از روش‌های الگوی خودتوضیح‌برداری، روش جوهانسون-جوسیلیوس و روش تصحیح خطا برای بررسی تأثیر شهرنشینی بر نابرابری درآمد پرداخته شده باشد، انجام نشده است. بنا بر این این مطالعه از این جهت حائز اهمیت است.

۳- روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ روش علمی- تحلیلی و از نظر هدف؛ کاربردی بوده و روش جمع‌آوری اطلاعات نیز از نوع اسنادی-کتابخانه‌ای است. آمار و اطلاعات متغیرهای مورد نیاز در مدل به صورت سری زمانی سالانه ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۵ از بانک اطلاعات سری زمانی، وزارت نیرو و بانک جهانی استخراج شده است. برای شناسایی و توضیح رابطه بلندمدت بین متغیرها چندین روش پیشنهاد شده است. روش انگل-گرنجر، ARDL و روش معروف جوهانسون-جوسیلیوس در ابتدا روش انگل-گرنجر معرفی شد اما به دلیل عدم توجه به تعاملات پویای کوتاه‌مدت بین متغیرها در استفاده از این روش چندان مورد توجه قرار نمی‌گیرد و از اعتبار کافی برخوردار نیست. زیرا فرضیه‌های به دست آمده با استفاده از داده‌های آزمون‌های مشترک باطل هستند. بنابراین باید از روش‌هایی استفاده کرد تا الگوی پویایی بلندمدت را تغییر دهند و منجر به برآوردهای دقیق‌تر از ضرایب مدل شوند. مدل جوهانسون و جوسیلیوس یک مدل جایگزین بود که توانست با فرموله کردن روشی برای هم‌انباشتگی بردار یک در تعیین بردار هم‌انباشتگی از طریق حداکثر راست‌نمایی صورت می‌گیرد نقایص روش انگل-گرنجر را حل کند. اساس کار آن را یک مدل خود رگرسیون برداری (VAR) به صورت رابطه ۱ تشکیل می‌دهد.

$$(۱) \quad X_t = \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

که در آن X_t ، نشان‌دهنده یک بردار حاوی متغیرها، Φ_i ، ماتریس ضرایب و ε_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 ۱ را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری^۲ به صورت رابطه‌ی ۲ نوشت [۱۷].

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

(۲) که در آن ماتریس‌های Γ و Π به ترتیب نشان‌دهنده روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای مدل هستند. با فرض این که ماتریس Π دارای درجه r هست، ماتریس Π را می‌توان به صورت رابطه ۳ تجزیه کرد [۲۲].

$$(۳) \quad \Pi = a\beta$$

در رابطه (۲)، α ، ماتریس تنظیم رابطه کوتاه‌مدت به رابطه بلندمدت با ابعاد $P \times r$ است و β بردار همگرایی بین متغیرهای $P \times r$ است. اگر رتبه‌ی 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 مرتبه‌ی 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 بردار هم‌انباشتگی^۳ وجود دارد و از روش جوهانسون برای برآورد بردارهای هم‌انباشتگی استفاده می‌شود [۳۳]. الگوی برآورد جوهانسن-جوسیلیوس، حداکثر احتمال را برای α و β فراهم می‌کند. همچنین برای تعیین درجه ماتریس Π و دستیابی به روابط همگرایی r از آزمون‌های ماتریس اثر (χ trace) و حداکثر مقادیر ویژه (χ max) استفاده می‌شود. برای استفاده از روش جوهانسن-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 استفاده از معیارهای آکاییک (AIC)، شوارتز (SBC) و حنان کوین (HQC) تعیین نمود. پس از آن با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر (χ trace) و حداکثر مقادیر ویژه (χ max) به تعیین بردارهای همگرایی و استخراج رابطه بلندمدت پرداخته شود [۸].

۴- یافته‌های پژوهش

در این قسمت از پژوهش به برآورد مدل پرداخته می‌شود، تا مشخص شود که از بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی، اشتغال، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بازده تجاری، فساد، تورم و سهم تولید در تولید ناخالص داخلی، اثر کدام یک بر نابرابری درآمد بیشتر است و برای انجام این کار ابتدا تحلیل همبستگی میان متغیرهای مدل را بررسی می‌کنیم با هدف اینکه ضریب همبستگی میان نابرابری درآمد به‌عنوان متغیر وابسته بر سایر

متغیرهای مستقل به چه صورت خواهد بود. سپس با ارائه مدل اقتصادسنجی به بررسی تأثیر شهرنشینی بر نابرابری درآمد می‌پردازیم.

۴-۱- تحلیل همبستگی

برای اینکه بتوان همبستگی بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته را برآورد کرد ز نمودار 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 ۰/۱ است و در صورت عدم وجود رابطه بین دو متغیر برابر صفر خواهد بود. از این رو نتایج حاصل از همبستگی پیرسون در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱- ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرهای مدل

میزان تولید برق		متغیر
میانگین = ۱۵۶/۱۹		
میانگین ضریب همبستگی سطح معناداری		
۰/۰۰۰۰	۰/۳۲۷	تولید ناخالص داخلی ۷۵/۳۰
۰/۰۰۰۰	۰/۴۰۰	اشتغال ۲۱/۸
۰/۰۰۰۰	۰/۷۳۴	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ۲۳/۵۴
۰/۰۰۰۰	۰/۵۴۰	بازده تجاری ۲۵/۳۲
۰/۰۰۰۰	۰/۸۲۲	فساد ۲۴/۵۲
۰/۰۰۰۰	۰/۸۰۶	تورم ۲۳/۱۹
۰/۰۰۰۰	۰/۵۰۴	سهم تولید در تولید ناخالص داخلی ۱۲/۵۴

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از جدول ۱ نشان می‌دهد که بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی (اشتغال، $r=0/327$, $p<0/01$)، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (بازده تجاری، $r=0/734$, $p<0/01$)، فساد (تورم، $r=0/822$, $p<0/01$) و سهم تولید در تولید ناخالص داخلی (سهم تولید در تولید ناخالص داخلی، $r=0/504$, $p<0/01$) در سطح ۹۹ درصد اطمینان با نابرابری درآمد ارتباط دارند که نشان‌دهنده‌ی رابطه مثبت و قوی بین این متغیرها است. اما همانطور که در جدول ۱ نمایان است متغیر فساد با ضریب همبستگی پیرسون ۰/۸۲۲ بیشترین اثر را بر میزان نابرابری درآمد دارد و نسبت به سایر انرژی‌ها در اولویت قرار دارد.

۴-۲- مدل سازی اقتصادسنجی

با توجه به آمارهای توصیفی و یافته‌های به دست آمده در این تحقیق، برای اینکه بتوان تأثیر شهرنشینی بر نابرابری درآمد را برآورد نمود از مدل اقتصادسنجی الگوی خودتوضیح برداری، روش جوهانسون - جوسیلیوس و روش تصحیح خطا استفاده شد که برگرفته از مدل آدو بوده و مطابق رابطه ۴ می‌باشد [۵].

$$(۴) \quad LININ = \beta_1 + \beta_2 LGDP + \beta_3 LOC + \beta_4 LFODIN + \beta_5 LTRRE \\ + \beta_6 LCO + \beta_7 LIN + + \beta_8 LTSHPG + U$$

که در آن:

4ININ : نابرابری درآمد

5GDP : تولید ناخالص داخلی

6OC : اشتغال

7FODIN : سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

8TRRE : بازده تجاری

9CO : فساد

^{10}IN : تورم

$^{11}TSHPG$: سهم تولید در تولید ناخالص داخلی

U : جملات پسماند مدل

L : علامت لگاریتم

قبل از تخمین معادله برای بررسی مانایی داده‌ها آزمون ریشه واحد انجام شده است. از آنجایی که داده‌های متغیرهای مورد بحث در این پژوهش به صورت سری زمانی است. از این رو ضروری است که ابتدا متغیرهای مدل به لحاظ ایستایی و نایستایی آزمون شود و به علت در دسترس نبودن تمام داده‌ها و ایجاد رابطه علی و دو طرفه میان داده‌ها، از آزمون ریشه واحد - دیکی فولر^{۱۲} استفاده شده است.

با توجه به این که در مطالعه حاضر فرضیه‌ی صفر مبتنی بر عدم وجود خودرگرسیونی 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 دارد که از آن میان می‌توان از آزمون‌های انگل-گرنجر^{۱۳}، جوهانسون-جوسیلیوس^{۱۴}، ARDL^{۱۵} و همچنین آزمون کرانه‌ها^{۱۶} نام برد.

جدول ۲- آزمون ریشه‌ی واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته

متغیرها	آماره محاسبه شده	ارزش احتمال	نتیجه
نابرابری درآمد	-۲/۵۴۲۱	۰/۰۰۲۳	I(۱)
تولید ناخالص داخلی	-۳/۳۲۱۴	۰/۰۰۰۰	I(۱)
اشتغال	-۳/۳۲۵۴	۰/۰۰۰۰	I(۱)
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	-۳/۹۸۵۴	۰/۰۲۲۱	I(۱)
بازده تجاری	-۳/۰۰۲۳	۰/۰۰۰۰	I(۱)
فساد	-۳/۸۶۵۴	۰/۰۰۷۴	I(۱)
تورم	-۳/۹۶۴۴	۰/۰۰۰۰	I(۱)
سهم تولید در تولید ناخالص داخلی	-۳/۵۵۴۱	۰/۰۰۰۰	I(۱)

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۲-۱- تعیین طول وقفه بهینه

تخمین مدل هم‌انباشتگی جوهانسون- جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح‌برداری^{۱۷} است که در این بین به دست 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^{۱۸} برای تعیین طول وقفه بهینه استفاده شده و نتایج مربوط به آن در جدول ۳ نشان داده شده است. در جدول ۳ کمترین مقدار معیار شوارتز-بیزین در وقفه‌ی یک به دست آمده است و می‌توان بیان داشت که وقفه‌ی بهینه الگوی VAR وقفه‌ی یک است.

جدول ۳- نتایج آزمون تعیین طول وقفه بهینه در الگوی VAR

تعداد وقفه	SC
۰	۹۸/۳۲۵۱
۱	۶۳/۵۲۴۶
۲	۸۵/۲۳۶۵

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۲-۲- بررسی بردار همگرایی

با توجه به اینکه متغیرهای مدل، دارای مرتبه‌ی هم‌انباشتگی یکسان بوده و همگی پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول هستند؛ می‌توان از آزمون هم‌جمعی جوهانسون جوسیلیوس برای تعیین بردارهای همگرایی استفاده نمود. بر اساس انتخاب مقدار وقفه‌ی بهینه‌ی یک؛ به‌عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح‌برداری، با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر^{۱۹} و حداکثر مقادیر ویژه^{۲۰}، به تعیین تعداد بردارهای همگرایی پرداخته شده است. جداول ۴ و ۵ نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای همگرایی توسط این دو آزمون را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جداول ۴ و ۵ ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج هر دو آماره‌ی آزمون ماتریس اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه، وجود هفت بردار همگرایی بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود.

جدول ۴- نتایج آزمون ماتریس اثر (χ trace)

ارزش احتمال در سطح %۹۵	مقدار بحرانی در سطح %۹۵	مقدار آماره آزمون	فرضیه مقابل	فرضیه‌ی صفر
۰/۰۰۰۰	۱۵۶/۸۹	۶۸۰/۵۴	$r \geq 1$	$r = 0^*$
۰/۰۰۰۰	۱۲۵/۳۲	۴۲۵/۵۱	$r \geq 2$	$r \leq 1^*$
۰/۰۰۰۰	۹۰/۷۱	۳۲۱/۲۳	$r \geq 3$	$r \leq 2^*$
۰/۰۰۰۰	۷۰/۸۲	۲۳۴/۵۴	$r \geq 4$	$r \leq 3^*$
۰/۰۰۰۰	۵۷/۲۵	۱۲۵/۴۸	$r \geq 5$	$r \leq 4$
۰/۰۰۰۱	۳۹/۲۳	۷۵/۶۵	$r \geq 6$	$r \leq 5$
۰/۰۰۲۲	۱۲/۴۰	۵۴/۳۲	$r \geq 7$	$r \leq 6$
۰/۵۵۵۶	۳/۸۴	۰/۳۴	$r \geq 8$	$r \leq 7$
۰/۶۵۲۳	۳/۵۴	۰/۲۴	$r \geq 9$	$r \leq 8$

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه، مطابق رابطه‌ی ۴ بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده 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 معنی‌دار باشد. همان‌طور که در بردار بهینه انتخاب شده ملاحظه می‌شود؛ ضرایب تمامی متغیرهای مدل، بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنادار است.

جدول ۵- نتایج آزمون حداکثر مقدار پرویژه ($\chi \max$)

ارزش احتمال در سطح ۹۵٪	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	مقدار آماره آزمون	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۰/۰۰۰۱	۶۵/۳۲	۳۵۴/۸۵	$r = 1$	$r = 0^*$
۰/۰۰۰۰	۵۴/۳۲	۱۶۵/۹۸	$r = 2$	$r \leq 1^*$
۰/۰۰۰۰	۴۰/۲۱	۸۵/۶۵	$r = 3$	$r \leq 2^*$
۰/۰۰۰۰	۳۲/۵۴	۷۵/۵۵	$r = 4$	$r \leq 3^*$
۰/۰۰۰۱	۲۲/۶۲	۵۴/۵۲	$r = 5$	$r \leq 4$
۰/۰۳۵۱	۲۰/۱۳	۳۳/۲۰	$r = 6$	$r \leq 5$
۰/۰۴۲۳	۱۲/۲۶	۱۲/۵۲	$r = 7$	$r \leq 6$
۰/۵۵۵۶	۳/۸۴	۰/۳۴	$r = 8$	$r \leq 7$
۰/۶۵۲۳	۳/۵۴	۰/۲۴	$r = 9$	$r \leq 8$

منبع: یافته‌های پژوهش

$$LININ = 588520 + 0.27 LGDP + 239 LOC + 634 FODIN + 52 TRRE + 849$$

$$t = 3.12 \quad t = 2.95 \quad t = 2.88 \quad t = 1.90$$

(۵)

$$CO + 528 IN + 1.05 TSHPG \quad t = 5.52 \quad t = 1.85 \quad t = 1.88$$

بر اساس رابطه ۵ می‌توان بیان داشت که در بلندمدت، و یک درصد افزایش در متغیرهای، تولید ناخالص داخلی، اشتغال، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بازده تجاری، فساد، تورم و سهم تولید در تولید ناخالص داخلی، به ترتیب موجب افزایش ۰/۲۷، ۲/۳۹، ۶/۳۴، ۵/۲، ۸/۴۹، ۵/۲۸ و ۱/۰۵ درصد در نابرابری درآمد می‌شوند. در مرحله‌ی بعد الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شده 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
$\Delta(LGDP)$	-	-	-
C	۰/۲۳۰۲	۰/۰۳۲۸	۱/۹۸۵۲
$ECM(-1)$	-۱/۸۳۲۶	۰/۱۸۵۴	-۳/۰۰۲۳

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول ۶ ملاحظه می‌شود که ضریب جمله تصحیح خطا $\{ECM(-1)\}$ ؛ معنی‌دار بوده و بین اعداد صفر و منفی یک بوده و برابر با $0/83-$ به دست آمده است. این عدد بیانگر این مطلب است که در هر دوره $0/83$ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

۵- پیشنهادات سیاسی

عوامل	پیشنهادات
شفافیت و عدم ابهام	۱. شفافیت در قوانین
	۲. مکانیزه کردن ارتباطات بین کارکنان دولت و ارباب رجوع
	۳. افزایش آگاهی مردم نسبت به حقوق و وظایف خود
	۴. ساده‌سازی سیستم‌ها و روش‌های انجام امور اداری
	۵. تعریف و تعیین واضح شرح وظایف و اختیارات تمام رده‌های اداری
	۶. مشخص شدن منابع مالی احزاب
	۷. الزام تمام آحاد جامعه به شفاف‌سازی وضعیت خود در چارچوب قوانین از لحاظ مالی (درآمد و هزینه‌ها)
	۸. ایجاد شفافیت در قراردادهای خارجی
	۹. مشخص شدن دقیق شرایط صدور مجوزهای فعالیت‌های اقتصادی
	۱۰. افزایش شفافیت در برآورد هزینه و درآمدهای دولت در بودجه سالانه
	۱۱. ایجاد شفافیت در فرآیند برگزاری مناقصات مزایده‌ها و به‌طور کلی معاملات دولتی
	۱۲. اصلاح نظام مالیاتی در جهت ایجاد شفافیت و ...
عدالت‌محوری در قوانین	۱. اعمال مجازات‌های شدید برای مرتکبین فساد
	۲. لزوم انجام حسابرسی جامع
	۳. لزوم واقع‌بینی در مبارزه
	۴. ایجاد سیستم‌های کنترل داخلی
	۵. آموزش قضات و کارکنان
	۶. اصلاح ساختار نظام اداری
	۷. افزایش امنیت شغلی و ثبات برای کارکنان و مدیران دولت
	۸. تدوین منشور اخلاقی کارکنان دولتی
	۹. لزوم اصلاحاتی در مدیریت منابع انسانی
	۱۰. پرهیز از برخورد دوگانه در مبارزه با فساد
	۱۱. تسریع در صدور و اجرای احکام برای متخلفین

۱۲. به روز کردن قوانین سازمان‌های دولتی مانند: قوانین ثبت، شرکت‌ها و....

۱. الگوسازی با ایجاد شفافیت در وضعیت مالی هیئت رهبری جامعه
۲. دارای قبح فرهنگی و اجتماعی کردن قانون‌گریزی و قانون‌ستیزی
۳. فرهنگ‌سازی از سوی سازمان‌های دولتی دارای نفوذ در بخش‌های اقتصادی
۴. ترویج فضائل اخلاقی در راستای مقابله با فساد اداری و...
۵. تقویت ارزش‌های اجتماعی مانند مناعت طبع و پاسخگویی و انتقادپذیری
۶. تلاش در ریشه‌دار کردن این باور که دولت متعلق به مردم می‌باشد و نفع و ضرر آن به مردم برمی‌گردد
۷. ایجاد عزم ملی و تقویت باورهای مردم برای جدیت مقابله با فساد و مهمتر اینکه افزایش هزینه اجتماعی متخلفین و

فرهنگ‌سازی

۱. تقویت نقش احزاب و به‌طور کلی فعالان سیاسی به‌عنوان پل ارتباطی دولت و مردم
۲. کمک به ایجاد و تقویت تشکل‌های صنفی خودجوش مردمی
۳. الزام دادگاه‌ها به استفاده از نظر مشورتی تشکل‌های مختلف صنفی در مبارزه با فساد
۴. استفاده از نقش رسانه ملی، روزنامه‌ها و کتب و نشریات و فضای مجازی
۵. تشویق نهادهای مردمی که می‌توانند در امر پژوهش و افشای اطلاعات مربوط به فساد مالی فعال باشند
۶. ایجاد ارتباط مستمر بین دستگاه‌های درگیر مبارزه با فساد با تشکل‌های مبارزه با فساد محلی و بین‌المللی مانند برنامه‌های بانک جهانی
۷. استفاده از بخش خصوصی در خصوص ایجاد بانک اطلاعاتی، اعتبارسنجی و حسابرسی

افزایش مشارکت مردم

- ۱ - افزایش رقابت سالم در فضای شیشه‌ای
- ۲ - ارتباط بیشتر اداری و اقتصاد در کشور
- ۳ - کمک توسعه روستاها
- ۴ - ارائه خدمات مطلوب در روستاها به‌منظور جلوگیری از مهاجرت به شهرها
- ۵ - ارزان‌تر تمام شدن قیمت تمام‌شده خدمات توسط دولت و ...

ثبات، نگاه بلندمدت و ملی

۱. قانون محاسبات عمومی مصوب ۱۳۶۶
۲. قانون مالیات‌های مستقیم سال‌های ۱۳۶۶ و ۱۳۷۰
۳. قانون تجارت، مصوب سال‌های ۱۳۱۱ و ۱۳۴۷
۴. سازمان حسابرسی مصوب سال ۱۳۶۶
۵. قانون نظام صنفی مصوب سال‌های ۱۳۵۹ و ۱۳۶۸
۶. قانون ثبت شرکت‌ها مصوب سال ۱۳۱۰
۷. قانون ثبت اسناد و املاک مصوب ۱۳۱۰

نظارت بر عدم مغایرت یا انطباق قوانین با سیاست‌های کلی نظام

۱. اصلاح تعارضات در قوانین مصوب کشور	
۲. جلوگیری از تبعیض	نظارت و
۳. کمک به اصلاح موارد دست و پا گیر	ارزیابی تأثیر
۴. راهنمایی افراد در کاهش هزینه‌ها و افزایش کارایی	اجرای قانون
۵. بالاتر رفتن اثربخشی عوامل و کارکنان و	
<hr/>	
۱. آگاه‌سازی مردم و کارکنان با قوانین به صورت عملی	
۲. آگاه‌سازی مردم و کارکنان در جهت ارائه خدمات	آموزش‌های
۳. کمک کردن به مردم و کارکنان برای بهتر زندگی کردن	اداری و
۴. ایجاد فضای دوستانه و رقابتی جهت ارائه بهتر خدمات به مردم با آموزش	همگانی
۵. ایجاد محیط‌های برای خلاقیت و نوآوری	

۶- نتیجه‌گیری

به‌طور کلی هدف مدیریت یکپارچه شهری بهبود کیفیت زندگی شهروندان به‌گونه‌ای پایدار است. از این منظر مدیریت یکپارچه شهری بیش از آنکه شکل یا فرمی سازمانی-ساختاری به‌خصوص و ویژه باشد، نوعی شبکه ارتباطی و تعاملی مبتنی بر مشروعیت مدیریت شهری و اعتماد به توانمندی‌های آن و پذیرش ضرورت مشارکت تمام ذی‌نفعان شهری در مدیریت شهری از سوی دولت به‌شمار می‌رود. ایجاد و گسترش این اعتماد، تنها از مجرای تحولات ساختاری در درون مدیریت شهری، ارتباطات میان مدیریت شهری و سایر دستگاه‌های ذی‌ربط یا حتی اصلاحات قانونی محقق نمی‌شود، بلکه از طریق نهادسازی به‌منظور تمرکززدایی از قدرت و توزیع آن در میان تمام ذی‌نفعان و کنشگران شهری اعم از شهروندان، مدیریت شهری، دولت، بخش خصوصی، ان‌جی‌اوها و ... قابل دستیابی است.

هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر شهرنشینی بر نابرابری درآمد در ایران طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۶۰ است. برای تحلیل موضوع از الگوی خودتوضیح‌برداری، روش جوهانسون-جوسیلیوس و روش تصحیح خطا استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده در این مطالعه حاکی از آن است که در بلندمدت یک درصد افزایش در متغیرهای، تولید ناخالص داخلی، اشتغال، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بازده تجاری، فساد، تورم و سهم تولید در تولید ناخالص داخلی، به ترتیب موجب افزایش ۰/۲۷، ۲/۳۹، ۶/۳۴، ۵/۲،

۸/۴۹، ۵/۲۸ و ۱/۰۵ درصد در نابرابری درآمد شده است که نشان‌دهنده‌ی تأثیر مثبت و معنی‌دار شهرنشینی بر فساد ایران است.

این پژوهش همچنین با مطالعات تجربی تحقیق نظیر [۱۹] و [۱۱] همسو است و مشخص شد که از بین انواع متغیرهای مدل اثر فساد بر میزان نابرابری درآمد در مقایسه با سایر متغیرها بیشتر است بنابراین باید راه‌های مبارزه با فساد را در اولویت قرار دهیم. همچنین نتایج بر اساس ضریب جمله تصحیح خطا، حاکی از آن است که در هر دوره حدود ۰/۸۳ از عدم تعادل کوتاه‌مدت، برای رسیدن به تعادل بلندمدت، تعدیل می‌شود. بنابراین با توجه به نتایج به‌دست آمده از پژوهش، توصیه‌ی سیاستی این است که برای جلوگیری از افزایش نابرابری در بلندمدت از بین انواع متغیرهای (تولید ناخالص داخلی، اشتغال، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بازده تجاری، فساد، تورم و سهم تولید در تولید ناخالص داخلی)، در ایران بخش فساد و راه‌های مقابله با آن در اولویت قرار داده شود و مورد حمایت دولت قرار گیرد به این صورت که تلاش در جهت تحقق عدالت اجتماعی و ایجاد فرصت‌های برابر و ارتقای شاخص‌هایی از قبیل آموزش، سلامت، تأمین غذا، افزایش درآمد سرانه و مبارزه با فساد.

اصلاح نظام اداری و قضایی به‌منظور، افزایش تحرک و کارایی، بهبود خدمت‌رسانی به مردم، تأمین کرامت و معیشت کارکنان، به‌کارگیری مدیران و قضات امین و... برقراری ارتباط منطقی و منظم بین سازمان‌ها با مؤسسات و مراکز تحقیقاتی (طرح‌های برون‌سپاری شده) برون‌سپاری طرح‌های مطالعاتی، با هدف استفاده از امکانات تحقیقاتی بیرون از سازمان در مورد رفع مشکل واحدهای عملیاتی و مبارزه با فساد، یکی از راهکارهای اثربخش افزایش کارایی و بهره‌وری واحد تحقیق و توسعه است. این امر در صورتی محقق خواهد شد که ساز و کار مناسبی برای برقراری ارتباط با مؤسسات و مراکز برون‌سازمانی صورت پذیرد.

علاوه بر این از آنجا که امروزه همه دولت‌ها درگیر مسائل سیاستی و از بین بردن الگوهای غلط در جامعه هستند، مبارزه با فساد می‌تواند یکی از گزینه‌ها برای از بین بردن این نوع الگوها باشد و برای کسانی که الگوی مبارزه با فساد را به اجرا در آورده‌اند، امتیازات و گواهینامه‌های مختلف قائل شوند.

توضیحات

1. World Development Indicators
2. Vector Error Correction Model (VECM)
3. Co-integration Vector
4. Income Inequality
5. Gross domestic product
6. Occupation
7. Foreign direct investment
8. Trade returns
9. Corruption
10. Inflation
11. The share of production in GDP
12. Augmented Dickey-Fuller Test
13. Angel-Granger
14. Johansen- Juselius
15. Autoregressive Distributed Lag Models
16. Bounds Test
17. Vector Autoregressive Model (VAR)
18. Schwartz _ Besin
19. Trace Matrix
20. Maximum Eigen Value

مرجع‌ها

- [1] Annez, P.C. and Buckley, R.M. (2009). Urbanization and Growth: Setting the Context. Urban and Growth. Edited by: Spence M, Annez PC, Buckley RM Washington. 2009, DC: World Bank, 1-45.
- [2] Adams, S., and Klobodu, E.K.M. (2018). Urbanization, Economic Structure, Political Regime, and Income Inequality. Social Indicators Research, 1-25.

- [3] Adams, R.H., and Mahmood, Z. (1992). The Effects of Migration and Remittances on Inequality in Rural Pakistan [with Comments]. *The Pakistan Development Review*, **31**, 1189–1206.
- [4] Adelman, I., and Morris, C.T. (1973). *Economic Growth and Social Equity in Developing Countries*. Stanford University Press, **1**, 22–36.
- [5] Adu, G. (2012). Studies on Economic Growth and Inflation, *Acta Universitatis agriculturae Sueciae (1652–6880)*, **14**, 1–26.
- [6] Bertinelli, L., and Black, D. (2004). Urbanization and growth. *Journal of Urban Economics*, **56**, 80–96.
- [7] Baum–Snow, N., and Pavan, R. (2013). Inequality and city size. *Review of Economics and Statistics*, **95**, 1535–1548.
- [8] Babaei, M.J., Molaei, M.A., and Dehghani, A. (2015). Estimating the function of copper consumption in Iran Between 1991–2011 using Johansen model. *Journal of Mining and Environment*, **6**, 183–189.
- [9] Castells– Quintana, D. (2018). Beyond Kuznets: Inequality and the size and distribution of cities. *Journal of Regional Science*, **58**, 564–580.
- [10] Castells–Quintana, D., and Royuela, V. (2015). Are increasing urbanisation and inequalities symptoms of growth? *Applied Spatial Analysis and Policy*, **8**, 291–308.
- [11] Chen, G., Glasmeier, A.K., Zhang, M., and Shao, Y. (2016). Urbanization and income inequality in post-reform China: a causal analysis based on time series data. *PloS one*, **11**, 158–226.
- [12] Duranton, G., and Puga, D. (2004). Micro-foundations of urban agglomeration economies. In V. Henderson and J. Thisse (Eds.), *Handbook of regional and urban economics (Vol. 4, pp. 2063–2117)*. Amsterdam: North–Holland, 4(2), 12–23.
- [13] Fay, M. and Opal, C. (2000). Urbanization without growth: A not-so-uncommon phenomenon. *The World Bank Policy Research Working Paper Series* 238– 241.

- [14] Gollin, D., Jedwab, R., and Vollrath, D. (2016). Urbanization with and without Industrialization. *Journal of Economic Growth*, **21**, 35–70.
- [15] Glaeser, E., Resseger, M., and Tobio, K. (2015). Inequality in cities. *Journal of Regional Science*, **49**, 617–646.
- [16] Henderson, V. (2003). The urbanization process and economic growth: The so–what question. *Journal of Economic Growth*, **8**, 47–71.
- [17] Halada, K., Masanori, S. and Kiyoshi, L. (2008). Forecasting of the Consumption of Metals up to 2050. *Materials Transactions*, **49** 402–410.
- [18] Jones, B.G., and Koné, S. (1996). An exploration of relationships between urbanization and per capita income: United States and countries of the world. *Papers in Regional Science*, **75**, 135–153.
- [19] Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, **45**, 1–28.
- [20] Kanbur, R., and Zhang, X. (1999). Which regional inequality? The evolution of rural–urban and inland–coastal inequality in China from 1983 to 1995. *Journal of Comparative Economics*, **27**, 686–701.
- [21] Kanbur, R. and Zhuang, J. (2013). Urbanization and Inequality in Asia. *Asian Development Review*, **30**, 131–147.
- [22] Kirchgassner, G., Wolters, J., and Hassler, U. (2012). Introduction to modern time series analysis. *Springer Science and Business Media*, **6**, 228–242.
- [23] Liddle, B. (2017). Urbanization and inequality/poverty. *Urban Science*, **1**, 1–7.
- [24] Liddle, B., and Messinis, G. (2015). Which comes first–urbanization or economic growth? Evidence from heterogeneous panel causality tests. *Applied Economics Letters*, **22**, 349–355.
- [25] Liddle, B. (2013). Urban density and climate change: a STIRPAT

- analysis using city-level data. *Journal of Transport Geography*, **28**, 22-29.
- [26] Lewis, W.A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School*, **22**, 139-191.
- [27] Nord, S. (1980). An empirical analysis of income inequality and city size. *Southern Economic Journal*, **46**, 863-872.
- [28] Robinson, S. (1976). A note on the U hypothesis relating income inequality and economic development. *The American Economic Review*, **66**, 437-440.
- [29] Siddique, M.A.B., Wibowo, H., and Wu, Y. (2014). Fiscal Decentralisation and Inequality in Indonesia: 1999-2008. University of Western Australia, Business School Discussion Paper 14.22.
- [30] Sarkar, S., Phibbs, P., Simpson, R., and 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**, 603-622.
- [31] United Nations (2014). *World Urbanization Prospects. The 2014 Revision*. New York: United Nations.
- [32] United Nations Population Fund (2007). *State of world population 2007: Unleashing the Potential of Urban Growth*. United Nations, Washington, DC.
- [33] Walter, E. (1995). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley Sons, Inc. USA, P. 433
- [34] Wan, G., and Zhou, Z. (2005). Income Inequality in Rural China: Regression-based Decomposition Using Household Data. *Review of Development Economics*, **9**, 107-120.
- [35] Wu, D., and Rao, P. (2017). Urbanization and Income Inequality in China: An Empirical Investigation at Provincial Level. *Social Indicators Research*, **131**, 189-214.

- [36] White, M. (1981). Optimal inequality in a system of cities or regions. *Journal of Regional Science*, **21**, 375–387.
- [37] World Bank (2015). Urbanization in Africa: Trends, promises, and challenges. URL (Accessed 7 October 2017) <http://www.worldbank.org/en/events/2015/06/01/urbanization-in-africa-trends-promises-and-challenges>.

سیدمحمدرضا سیدنورانی

دکترای اقتصاد

تهران . خیابان شهید بهشتی، نبش احمد قصیر، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
رایانشانی: seyednourani@atu.as.ir

محسن راجی اسدآبادی

دانشجوی دکترای اقتصاد

شیراز، کیلومتر ۵ شهر صدرا، پردیس دانشگاه آزاد اسلامی شیراز، بخش عمومی دانشگاه.
رایانشانی: raji.asadabadi@gmail.com