

Mohammad Boushehri¹ 1. PhD. Student of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. md.boushehri@ut.ac.ir

Abstract

The present research examines and explains the impact of urbanization growth on economic welfare in Iran over the period 1973–2021. Given the importance of demographic transitions, this study, using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model, seeks to test a quadratic (non-linear) relationship between urbanization growth and economic welfare. The research findings indicate that urbanization growth has a direct and positive effect on economic welfare in the long run. Furthermore, the results support a U-shaped relationship; implying that in the initial stages of urbanization, welfare decreases (or inequality increases), and as development progresses, economic welfare increases—which corroborates the Kuznets curve. Regarding the control variables, ‘per capita income’ and the ‘trade openness index’ exert a positive effect, while ‘inflation’ and ‘oil rent’ have a negative impact on economic welfare in Iran.

Keywords: Economic Well-Being, Urbanization Growth, ARDL, Iran.

JEL Classification: I31, R1, R13**Doi:** 10.22034/eaai.2026.2079815.1073**Article history:****Receive Date:** 3 December 2025**Revise Date:** 6 January 2026**Accept Date:** 31 January 2026

© The Author(s).



تحلیل تأثیر رشد شهرنشینی بر رفاه اقتصادی در ایران



مقاله پژوهشی

محمد بوشهری^۱

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران. md.boushehri@ut.ac.ir

چکیده

پژوهش حاضر به بررسی و تبیین اثر رشد شهرنشینی بر رفاه اقتصادی در ایران طی دوره زمانی سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۴۰۰ می‌پردازد. با توجه به اهمیت تحولات جمعیتی، این مطالعه با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی در پی آزمون ارتباط درجه دوم (غیرخطی) بین رشد شهرنشینی و رفاه اقتصادی است، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد رشد شهرنشینی در بلندمدت اثری مستقیم و مثبت بر رفاه اقتصادی دارد. همچنین، نتایج مؤید وجود یک رابطه U شکل است؛ به این معنا که در مراحل اولیه شهرنشینی، رفاه، کاهش (نابرابری افزایش) یافته و با پیشرفت توسعه، رفاه اقتصادی افزایش می‌یابد که تأییدی بر منحنی کوزنتس است. متغیرهای کنترلی شامل «درآمد سرانه» و «شاخص باز بودن تجاری»، اثر مثبت و «تورم» و «رانت نفتی»، اثر منفی بر رفاه اقتصادی ایران دارند.

واژگان کلیدی: رفاه اقتصادی، رشد شهرنشینی، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، ایران.

شناسه دیجیتال: 10.22034/eaai.2026.2079815.1073

طبقه بندی JEL: R13, R1, I31



© The Author(s).



سابقه مقاله:

تاریخ بازنگری: ۱۶ دی ۱۴۰۴

تاریخ دریافت: ۱۲ آذر ۱۴۰۴

تاریخ پذیرش: ۱۱ بهمن ۱۴۰۴

۱- مقدمه

تمرکز فزاینده جمعیت جهان در شهرها و کلان‌شهرهای بزرگ در کشورهای با درآمد کم و درآمد متوسط، به این معنی است که رابطه بین شهرنشینی و توسعه به یک دغدغه اصلی سیاسی و اقتصادی تبدیل شده است. سهم شهرهای بزرگ در رونق اقتصادهای پیشرفته، توجه اقتصاددانان برجسته را به خود جلب کرده است. ایران نیز دارای سابقه‌ای دیرین در تاریخ شهرنشینی است. سؤال حیاتی این است که آیا رشد سریع جمعیت شهری می‌تواند به افزایش استانداردهای زندگی و کاهش فقر بدون تخریب اکوسیستم کمک کند یا خیر. این مقاله بر ارتباط بین شهرنشینی و رفاه اقتصادی تمرکز دارد. هیچ کشوری بدون صنعتی شدن و شهرنشینی به درآمد متوسطی نرسیده است. هیچ‌کدام از قدرت‌های جهانی اقتصاد بدون شهرهای پُر جنب‌وجوش به درآمد بالایی نرسیده‌اند. ترتیب هجوم جمعیت به شهرها در کشورهای در حال توسعه آشفته به نظر می‌رسد، اما ضروری است. شهرها از طریق تراکم جمعیت، قدرت نوآوری، تولید ثروت، ارتقای کیفیت زندگی و اسکان، افراد بیشتری را در محیطی کوچک‌تر با استفاده از منابع سرانه کمتر و انتشار گازهای گلخانه‌ای کمتر دارند. درک این موضوع که شهرنشینی چه نقشی در پیشرفت‌های اقتصادی و اجتماعی ایفا می‌کند، مهم است. استدلال‌های کنونی ارائه‌شده برای شهرنشینی به‌عنوان محرک توسعه یا برای عملکرد شهرها به‌عنوان «موتورهای رشد»، گسترده هستند. پیوند شهرنشینی و رفاه اقتصادی اغلب به‌صورت خودکار و اجتناب‌ناپذیر به تصویر کشیده می‌شود، مانند نوعی قانون جهانی که بر یک فرایند تاریخی تغییرناپذیر حاکم است. توجه کافی به پویایی شهرنشینی و ماهیت رشد، از جمله راه‌های مختلفی است که شهرها می‌توانند از رشد حمایت کنند.

شهرنشینی فی‌نفسه رفاه اقتصادی را تحریک و حفظ نمی‌کند، بلکه شکلی که شهرنشینی به خود می‌گیرد و اینکه آیا می‌تواند یک محیط توانمند کارآمد را فراهم کند یا خیر، بسیار دارای اهمیت است. رفاه اقتصادی به استاندارد کلی زندگی و کیفیت زندگی افراد و خانوارها در یک اقتصاد اشاره دارد. ابعاد مختلفی از جمله درآمد، ثروت، فرصت‌های شغلی، دسترسی به کالاها و خدمات اساسی، حمایت اجتماعی و رضایت کلی از زندگی را در بر می‌گیرد. اندازه‌گیری رفاه اقتصادی شامل ترکیبی از شاخص‌های عینی و ذهنی است. موضوع رفاه و مسئله شاخص‌سازی برای سنجش و اندازه‌گیری آن، علی‌رغم اهمیت فراوان، از جمله موضوعاتی است که در مطالعات اقتصادی به‌ویژه در ایران مورد توجه جدی قرار نگرفته است. با توجه به

ماهیت رفاه و عنایت به این مطلب که عوامل مختلفی می‌توانند در ایجاد و یا بهبود رفاه نقش داشته باشند، استفاده از شاخص‌های ترکیبی به‌عنوان راه‌حلی برای منظور کردن این عوامل پیشنهاد شده است. یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر رفاه، شهرنشینی است.

در این مطالعه تلاش بر آن است تا نخست، رفاه اقتصادی طی نیم قرن اخیر با شاخصی ترکیبی محاسبه شود. دوم، تأثیر رشد شهرنشینی بر رفاه در ایران طی سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۴۰۰ مورد برآورد و آزمون قرار گیرد. در این راستا ساختار مقاله حاضر بدین‌صورت سازمان‌دهی شده است که پس از مقدمه، در بخش دوم به مبانی نظری و بخش سوم به پیشینه پژوهش پرداخته خواهد شد. در بخش سوم، روش پژوهش و توصیف داده‌ها ارائه خواهد شد. سپس در بخش چهارم، برآورد مدل با داده‌های سری زمانی به روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی انجام می‌شود و یافته‌های پژوهش ارائه می‌گردد. نهایتاً در پایان، نتایج پژوهش و راهکارها آورده می‌شود.

۲- مبانی نظری

۲-۱- شهرنشینی و رفاه

رفاه عبارت است از مجموعه سازمان‌یافته‌ای از قوانین، برنامه‌ها و سیاست‌هایی که در چهارچوب مؤسسات رفاهی و نهادهای اجتماعی جهت پاسخ‌گویی به نیازهای مادی و معنوی و تأمین سعادت انسان عرضه می‌شود تا زمینه رشد او را فراهم نماید (آرمان‌مهر و فرهنگ‌دمنش، ۱۳۹۶). همچنین، رفاه، بیانگر قدرت خرید و توانایی در کسب تسهیلات و امکانات زندگی است (وفائی و همکاران، ۱۳۹۷). با این حال، با توجه به تفاسیر متعددی که از رفاه صورت گرفته، در تعریف کلی آن، ذکر یک نکته حائز اهمیت است؛ اینکه رفاه موجب تأمین کلیه نیازهای مادی و معنوی شود و نه فقط یکی از آن‌ها؛ بنابراین، رفاه را می‌توان مجموعه‌ای از قوانین و سیاست‌هایی دانست که توسط مؤسسات و نهادهای اجتماعی ارائه گردیده تا بتواند نیازهای مادی، معنوی و سعادت انسان‌ها را تأمین کند (زروکی و همکاران، ۱۴۰۱). ادبیات گسترده‌ای در مورد نحوه محاسبه رفاه و شاخص‌های اندازه‌گیری آن وجود دارد. پانیک^۱ (۲۰۰۷) بیان می‌کند که ثروت و پول، هدف نهایی نیست بلکه ابزاری برای دستیابی و رسیدن به رفاه است؛ بنابراین، تفسیر پول و ثروت یعنی رفاه، به‌مرور اعتبار خود را از دست داد و برای تفسیر گسترده‌تر رفاه از مؤلفه‌هایی مانند تولید سرانه، ضریب جینی، جمعیت زیر خط

فقر، امنیت و مواردی از این قبیل استفاده شد (گریو^۲، ۲۰۰۸). در این راستا شاخص‌های اندازه‌گیری رفاه در دو دسته قابل‌تفکیک است؛ در دسته نخست، شاخص‌ها تنها می‌توانند بُعد خاصی از رفاه مانند سرانه درآمد ملی را اندازه‌گیری کنند که به شاخص‌های منفرد معروفند؛ در دسته دوم، شاخص‌ها شامل مجموعه‌ای از شاخص‌های منفرد می‌شوند که به آن‌ها شاخص‌های ترکیبی گویند (کفایی و پورفتحی، ۱۳۹۸). استفاده از شاخص‌های ترکیبی در دهه‌های اخیر بیشتر مورد توجه است، زیرا شاخص‌های منفرد همانند تولید ناخالص داخلی نمی‌توانند تصویر جامعی از رفاه را نمایان کنند (حری و همکاران، ۱۳۹۹). شارپ^۳ (۱۹۹۹)، به مقایسه و رتبه‌بندی شاخص‌های مختلف رفاه اعم از اقتصادی و اجتماعی با توجه به توانمندی‌های هر شاخص پرداخت که از بین شاخص‌های مختلف، شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی از بالاترین امتیاز برخوردار شد.

یکی از مهم‌ترین پدیده‌های جمعیتی حاصل از توسعه اقتصادی و صنعتی شدن کشورها، رشد سریع شهرها و جمعیت شهرنشینی است. در کشورهای در حال توسعه، توسعه شهری و رشد اقتصادی، دوش‌به‌دوش هم پیش می‌روند. با توسعه اقتصادی، ترکیب تولید اقتصاد از تولیدات کشاورزی و روستایی، به سمت تولیدات صنعتی و خدماتی تغییر کرده است و با به‌کارگیری فناوری‌های کاراندوز (سرمایه‌بر)، نیروی کار از بخش کشاورزی به سمت شهرها مهاجرت می‌کند. این تغییر ترکیب تولید، سبب توسعه شهری در اقتصاد می‌گردد؛ زیرا بنگاه‌ها و افراد در شهرها جمع می‌شوند تا بتوانند از صرفه‌جویی‌های محلی و شهری ناشی از مقیاس در صنایع و خدمات بهره‌گیرند (هندرسون^۴، ۲۰۰۰).

رابطه بین شهرنشینی و نابرابری رفاه به کار کلاسیک کوزنتس (۱۹۵۵) برمی‌گردد که یک رابطه U شکل معکوس بین شهرنشینی و نابرابری درآمد را نشان داد. کوزنتس استدلال می‌کند که در مراحل اولیه توسعه یا شهرنشینی، کشورها به احتمال زیاد نابرابری درآمدی بالاتری (رفاه پایین‌تری) را تجربه می‌کنند و انتظار می‌رود این روند با توسعه کشورها کاهش یابد و در نتیجه انتظار می‌رود رفاه افزایش یابد (آبای و همکاران^۵، ۲۰۲۳).

چندین کانال مهم وجود دارد که از طریق آن‌ها شهرنشینی می‌تواند بر رفاه تأثیر بگذارد.

2. Greve

3. Sharpe

4. Henderson

5. Abay et al.

شهرنشینی ارتباط نزدیکی با بهره‌وری بالاتر و تحول ساختاری دارد که منجر به رفاه بیشتر در بلندمدت می‌شود (گلیرز^۶، ۲۰۱۲). رشد شهرهای بزرگ می‌تواند مشاغل غیر کشاورزی ایجاد کند و فرصت‌های درآمدی را افزایش دهد (دی براوو و مولر^۷، ۲۰۱۲). شهرنشینی شامل تغییر فرصت‌های شغلی از کشاورزی به فرصت‌های شغلی صنعتی و غیرکشاورزی پُر درآمدتر است (بلوم و همکاران^۸، ۲۰۰۸؛ هندرسون^۹، ۲۰۱۰). مطابق با این کانال، مطالعات اخیر نشان می‌دهد که نرخ شهرنشینی به‌طور مثبت بر درآمد سرانه (دروش و تورلو^{۱۰}، ۲۰۱۴؛ راولیون و همکاران^{۱۱}، ۲۰۰۷؛ بلوم و همکاران، ۲۰۰۸) و سبد درآمدی متنوع‌تر اثرگذار است (مزگبو و پورتر^{۱۲}، ۲۰۲۰). همچنین شهرنشینی با افزایش سرمایه‌گذاری بر روی فناوری‌های کشاورزی و ایجاد فرصت‌های بازار برای محصولات کشاورزی، بر رفاه خانوارهای روستایی اثرگذار است (سیوان و توفل^{۱۳}، ۲۰۱۷). گسترش شهری ممکن است خانوارهای روستایی را تشویق کند تا الگوهای تولید کشاورزی خود را به‌گونه‌ای تنظیم کنند که بتواند بازده پولی بالاتری ایجاد کند (استیج و همکاران^{۱۴}، ۲۰۱۰؛ واندرکاستیلن و همکاران^{۱۵}، ۲۰۱۸).

سایر مطالعات اخیر نشان می‌دهد که شهرنشینی با افزایش تقاضا برای محصولات کشاورزی با ارزش بالا و مشاغل غیر کشاورزی، پیوندهای بازار را بهبود می‌بخشد (کالی و منون^{۱۶}، ۲۰۰۹؛ یوسف و همکاران^{۱۷}، ۲۰۱۶)؛ بنابراین شهرنشینی دسترسی به بازارها را بهبود می‌بخشد و از این‌رو ممکن است درآمد بیشتری برای حمایت از معیشت روستایی ایجاد کند (کالی و منون، ۲۰۱۳).

مجرای ارتباطی دیگر، رشد اقتصادی است. برخی از اقتصاددانان معتقدند تجمع جغرافیایی فعالیت‌های اقتصادی و رشد اقتصادی، فرایندهای موازی هستند. در بسیاری از مطالعات به این رابطه بین رشد اقتصادی و تجمع جغرافیایی، پرداخته شده است؛ ازجمله

6. Glaeser
7. De Brauw & Mueller
8. Bloom et al.
9. Henderson
10. Dorosh & Thurlow
11. Ravallion et al.
12. Mezgebo & Porter
13. Swain & Teufel
14. Stage et al.
15. Vandecasteele et al.
16. Cali & Menon
17. Youssef et al.

در ارتباط با انقلاب صنعتی اروپا که در قرن ۱۹ شکل گرفت (مارتین و اوتاوینو^{۱۸}، ۲۰۰۱؛ فوجیتا و تیسسه^{۱۹}، ۱۹۹۶). در این دوران، رشد اقتصادی و تجمع (همراه با افزایش شهرنشینی) افزایش یافت. تجمع فعالیت‌های صنعتی از طریق ایجاد صرفه‌جویی ناشی از تجمع محلی، موجب رشد منطقه می‌شود. صرفه‌جویی ناشی از تجمع، زمانی رخ می‌دهد که هزینه‌های تولید بنگاه‌ها در صنعتی خاص با افزایش تولید آن صنعت کاهش یابد که می‌توان علت آن را چنین بیان نمود که تجمع‌های صنعتی، اندوخته فراوانی از نیروی کار دارد که کارایی بازار نیروی کار محلی را از طریق انطباق بین کارگران و کارفرمایان تسهیل می‌نماید. همچنین وجود سرریزهای مفید دانش بین صنایع را بهبود می‌بخشد (مؤسسه مطالعات اقتصادی بین‌المللی وین و همکاران^{۲۰}، ۲۰۱۲)؛ بنابراین شهرنشینی از کانال رشد اقتصادی نیز می‌تواند منجر به افزایش رفاه شود.

۲-۲- نابرابری درآمد و رفاه

مفهوم توزیع درآمد، ارتباط تنگاتنگی با مفهوم رفاه دارد. از سویی، رفاه مفهومی است که با احساس و ادراک و تجربه مرتبط است (دامن کشیده و همکاران، ۱۳۹۵). درجه بالای نابرابری درآمد نشان می‌دهد که درآمد به‌طور نابرابر در یک جامعه توزیع شده است، درحالی‌که درجه پایین درآمد نشان‌دهنده اختلاف کمتری در توزیع درآمد افراد است. در یک جامعه، زمانی که درآمدها تا حدودی مساوی تقسیم شود، احساس رضایت افراد نسبت به زندگی نیز بیشتر خواهد شد. افزون بر این، نابرابری درآمد بالا می‌تواند برای رشد اقتصادی، به‌ویژه در کشورهای درحال توسعه مضر باشد؛ بنابراین، تلاش برای کاهش اختلاف درآمد در هر کشوری برای اطمینان از بهبود رفاه و توسعه اقتصادی آن ضروری می‌باشد (سفری و همکاران^{۲۱}، ۲۰۲۰).

۳- پیشینه پژوهش

در حوزه کاربردی و ادبیات تجربی، مطالعات بسیاری در رابطه با اثرگذاری شهرنشینی بر متغیرهای مختلف (از جمله رشد اقتصادی، شاخص‌های توسعه و توزیع درآمد) انجام شده است. در ادبیات تجربی مطالعه حاضر، نخست مطالعات مرتبط با تأثیر شهرنشینی بر متغیرهای اقتصادی مد نظر قرار گرفته است؛ سپس، مطالعات مرتبط با تأثیر شهرنشینی بر رفاه ارائه می‌شود.

18. Martin & Ottaviano

19. Fujita & Thisse

20. Vienna Institute for International Economic Studies et al.

21. Safari et al.

۳-۱- مطالعات خارجی

آبای و همکاران^{۲۲} (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای به بررسی اثرگذاری رفاهی شهرنشینی بر خانوارهای کشور اتیوپی پرداختند. آنان پیامدهای رفاهی روندهای اخیر شهرنشینی در اتیوپی را با استفاده از داده‌های شدت نور شبانه مبتنی بر ماهواره و بررسی‌های یکپارچه مطالعه استاندارد زندگی در کشاورزی^{۲۳} در سطح خانوار بررسی کردند؛ داده‌های طولی نتایج برآورد اثر ثابت نشان داد رشد شهری اندازه‌گیری شده با شدت نور شبانه، با بهبود رفاه قابل توجهی همراه است. بر اساس نتایج، یک واحد (عدد دیجیتال) افزایش شدت نور شبانه با حدود ۲ درصد بهبود در رفاه خانوار مرتبط است.

ها و همکاران^{۲۴} (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شهرنشینی بر نابرابری درآمد در ویتنام با استفاده از روش رگرسیون داده‌های تابلویی پرداختند. داده‌های تحقیق، ۶۳ استان ویتنام را از سال ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۶ پوشش داده است. نتایج حاکی از آن بود که در بلندمدت، شهرنشینی بر کاهش نابرابری درآمد تأثیر دارد. در کوتاه‌مدت، شهرنشینی تأثیر ناچیزی بر نابرابری درآمد دارد. فرضیه رابطه U شکل معکوس بین شهرنشینی و نابرابری درآمد، تأیید می‌شود.

نارایان^{۲۵} (۲۰۱۴) در مطالعه خود تحت عنوان «شهرنشینی و توسعه» نشان داد که سطح فعلی درآمد سرانه با سطح شهرنشینی همبستگی مثبت دارد؛ یعنی ایالتی با درآمد سرانه بالا از سطح شهرنشینی بالاتری برخوردار است و بالعکس. با توجه به رابطه بین رشد درآمد سرانه و رشد سطح شهرنشینی، این رابطه طی دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ ناچیز است اما در دهه آخر سال ۲۰۰۰ معنی‌دار است. این مقاله نتیجه می‌گیرد که با گذشت زمان ارتباط بین شهرنشینی و توسعه در حال افزایش است.

بروکندر^{۲۶} (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای با استفاده از نوسانات قیمت‌های بین‌المللی کالاها و میزان بارش، برآوردهایی مبتنی بر متغیرهای ابزاری را برای سنجش اثر درون‌کشوری تغییرات سهم بخش کشاورزی و رشد سرانه تولید ناخالص داخلی بر نرخ شهرنشینی ارائه می‌دهد. برای پانلی متشکل از ۴۱ کشور آفریقایی در بازه زمانی ۱۹۶۰-۲۰۰۷، سه یافته اصلی مطالعه عبارتند از:

22. Abay et al.

23. Living Standard Measurement Study-Integrated Surveys on Agriculture (LSMS-ISA)

24. Ha et al.

25. Narayan

26. Brückner

۱- کاهش سهم ارزش افزوده کشاورزی منجر به افزایش معنادار نرخ شهرنشینی می‌شود؛
 ۲- با در نظر گرفتن تغییرات در سهم ارزش افزوده کشاورزی، رشد سرانه تولید ناخالص داخلی تأثیر معناداری بر نرخ شهرنشینی ندارد؛ و ۳- افزایش نرخ شهرنشینی به طور میانگین اثر منفی و معناداری بر رشد سرانه تولید ناخالص داخلی داشته است.

۳-۲- مطالعات داخلی

شاه‌آبادی و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های تجربی دو گروه از کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه‌یافته طی دوره ۲۰۱۵-۲۰۱۹ به بررسی تأثیر درجه شهرنشینی و ساختار سنی جمعیت بر کارآفرینی پرداخته است. برای این منظور، مدل تحقیق با رهیافت داده‌های تابلویی و به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به تفکیک دو گروه از کشورهای منتخب، برآورد شده است. نتایج نشان داد درجه شهرنشینی و ساختار سنی جمعیت بر کارآفرینی در هر دو گروه از کشورهای منتخب، تأثیر مثبت و معناداری دارد؛ اما ضریب تخمینی در کشورهای توسعه‌یافته بزرگ‌تر است. به علاوه، متغیرهای مستقل غیرهدف شامل حکمرانی، آموزش و توسعه مالی نیز با ضرایب تخمینی مختلف، بر کارآفرینی در هر دو گروه از کشورهای منتخب تأثیر مثبت و معناداری دارند.

نوبهار و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط سه متغیر نابرابری درآمد، شهرنشینی و رشد اقتصادی، در دوره زمانی ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۸ پرداختند. با استفاده از آزمون علیت دومیترسکو-هورلین نشان دادند رابطه علیت یک‌طرفه از شهرنشینی به نابرابری درآمدی و رابطه علیت دوطرفه بین تولید ناخالص داخلی و نابرابری درآمدی در استان‌های ایران وجود دارد. نتایج حاصل از برآورد مدل به روش پانل فضایی نشان داد که متغیرهای نرخ شهرنشینی، تولید ناخالص داخلی سرانه و باسواد از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر نابرابری درآمدی در استان‌های کشور هستند.

دانشمند نارویی و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شهرنشینی بر شاخص توسعه انسانی در کشورهای در حال توسعه طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۷ با رویکرد رگرسیون چندکی پرداختند. یافته‌های این مطالعه حاکی از آن بوده که تأثیر نرخ شهرنشینی بر شاخص توسعه انسانی، متقارن، منفی و معنادار بوده و در چندک‌های بالا این اثر بیشتر شده است. زمانی و مهرگان (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۵۱

الی ۱۳۸۹ و به کارگیری روش اقتصادسنجی، علاوه بر مورد آزمون قرار دادن نظریه U وارونه کوزنتس در ارتباط با توزیع درآمد، به بررسی اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد در کشور پرداختند. نتایج نشان داد که اثر رشد شهرنشینی بر توزیع درآمد به شکل یک رابطه غیرخطی بوده و به روند صنعتی شدن جامعه و تبعات ناشی از رشد شهرنشینی بستگی دارد. این مطالعه نشان داد رشد شهرنشینی ابتدا باعث کاهش نابرابری اقتصادی می شود و پس از یک حد معین، نابرابری اقتصادی را افزایش می دهد.

اکثر پژوهش های انجام شده در ایران، به طور معمول در ارتباط با تحلیل تأثیر شهرنشینی بر رشد اقتصادی، توزیع درآمد و رفاه اجتماعی (و نه رفاه اقتصادی) صورت گرفته است. بر این مبنا، اهمیت مطالعه حاضر، تحلیل تأثیر رشد شهرنشینی بر رفاه اقتصادی است. موضوع دیگر مربوط به دوره پژوهش است؛ محاسبه رفاه اقتصادی مبتنی بر شاخص ترکیبی به ندرت طی ۵ دهه مورد محاسبه و تحلیل قرار گرفته است.

۴- روش شناسی پژوهش

۴-۱- شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی

در بین شاخص های رفاه اقتصادی، شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی (IEWB^{۲۷}) به عنوان شاخصی جامع و فراگیر، جهت بررسی الگوی موردنظر پژوهش حاضر استفاده می شود. شاخص IEWB رفاه اقتصادی را تابعی از ابعاد جریان مصرف سرانه مؤثر، خالص انباشت اجتماعی ذخایر و منابع مولد ثروت، نابرابری اقتصادی و ناامنی اقتصادی در نظر می گیرد. در این راستا برای هر یک از این ابعاد به روش خاصی وزن هایی در نظر گرفته می شود؛ بنابراین وزن های اختصاص یافته به هر بُعد با توجه به مشاهدات مختلف، متفاوت خواهد بود (اوزبرگ و شارپ^{۲۸}، ۲۰۰۹). فرم کلی این شاخص به صورت زیر است:

$$IEWB = CF + WS + ID + E \quad (۱)$$

مقدار شاخص رفاه اقتصادی را با اجزای چهارگانه ای اندازه می گیرند که عبارت از جریان مصرف^{۲۹} (CF)، موجودی دارایی مولد^{۳۰} (WS)، توزیع درآمدهای فردی^{۳۱} (ID) و سطح امنیت

27. Index of Economic Well- being

28. Osberg & Sharpe

29. Consumption Flow

30. Wealth Stocks

31. Distribution of Individual Income

اقتصادی^{۳۲} (ES) است (بختیاری و همکاران، ۱۳۹۱). الگوی کلی این شاخص به صورت زیر است:

$$IEWB = \alpha_1 (C + G + WT - RE)(LE) + \alpha_2 (K + RD + HC + NR + FDI - ED) + \alpha_3 [\beta(PHR) + (1 - \beta)GiNi] + \alpha_4 [WWR + b(RHR) + C(PHR) + d(PHR)] \quad (۲)$$

اجزای رابطه ارائه شده به ترتیب عبارتند از:

- جریان مصرف

$$CF = \alpha_1 + (C + G + WT - RE)(LE) \quad (۳)$$

که در آن C سرانه حقیقی مخارج مصرفی نهایی خانوار^{۳۳}، G سرانه حقیقی مخارج مصرفی نهایی دولت^{۳۴}، WT سرانه حقیقی تغییرات در مدت زمان کار^{۳۵}، RE سرانه حقیقی مخارج جبرانی^{۳۶} (جبران خدمات کارکنان، ارزش واقعی سرانه تولید یک ساعت) و LE امید به زندگی در زمان تولد نسبت به سال پایه و کشور پایه^{۳۷} می باشد. مقدار متغیر سرانه حقیقی تغییرات در مدت زمان کار، از رابطه زیر به دست آمده است:

$$WT = \left(\frac{WAP}{POP} \right) \cdot VL_{WAP} \quad (۴)$$

$$VL_{WAP} = \left[1 - \frac{TR}{GDP} \right] \cdot S \quad (۵)$$

$$S = \frac{WR}{WAP} \quad (۶)$$

که در آن، WR جبران خدمات کارکنان^{۳۸}، WAP جمعیت فعال (۱۵ سال به بالا)^{۳۹}، POP جمعیت کل^{۴۰}، VL_{WAP} ارزش افزوده فراغت یک نفر در سن کار^{۴۱}، TR درآمد مالیاتی^{۴۲}،

32. Level of Economic Security

33. Real Per capita Household Consumption Expenditure Etc. (Constant 2010 Us\$)

34. Real Per Capita General Government Final Consumption Expenditure (Constant 2010 Us\$)

35. Real Per capita Value of Variation in Working Time

36. Real Per capita Value of Regrettable Expenditures

37. Index of Life Expectancy Relative to The Base Year and Country

38. Employee Service Compensation

39. Active Population

40. Total Population

41. Added Value of Leisure

42. Tax Income

S توسط جبران خدمات هر فرد^{۴۳} و GDP تولید ناخالص داخلی^{۴۴} می‌باشد. سرانه حقیقی مخارج جبرانی نیز از فرمول زیر به دست می‌آید:

$$RE = \frac{GDP}{WAP} \quad (۷)$$

- انباشت ثروت

نحوه محاسبه مقدار این متغیر و اجزای آن در شاخص بدین صورت است:

$$WS = \alpha_2 [K + RD + HC + NR + FDI - ED] \quad (۸)$$

که در آن، K سرانه حقیقی سرمایه ثابت ناخالص (سرانه حقیقی مصرف سرمایه)^{۴۵}، RD سرانه حقیقی مخارج تحقیق و توسعه^{۴۶}، HC سرانه حقیقی موجودی سرمایه انسانی^{۴۷}، NR سرانه حقیقی موجودی ثروت منابع طبیعی^{۴۸}، FDI سرانه حقیقی خالص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی^{۴۹}، ED سرانه حقیقی هزینه اجتماعی فرسایش محیط‌زیست^{۵۰} (ناشی از انتشار دی اکسید کربن) می‌باشد.

- توزیع درآمد

نحوه محاسبه مقدار این متغیر و اجزای آن در شاخص بدین صورت است:

$$ID = \alpha_3 [(\beta(PHR) + (1 - \beta)Gini)] \quad (۹)$$

که در آن β برابر با ۰/۷۵ وزن نسبی است و شاخص توزیع درآمد از میانگین موزون شدت فقر به دست می‌آید. همچنین PHR نسبت فقر سرپرست خانوار در حداقل درآمد ۱/۲۵ دلار در روز^{۵۱} و $Gini$ برابر با ضریب جینی^{۵۲} است. برای سنجش نحوه توزیع درآمد، شدت فقر و نابرابری، شاخص‌های متعددی وجود دارد. در این پژوهش به علت محدودیت آماری و داده از متغیر ضریب

43. Average Service Vompensation

44. Gross Domestic Product

45. Real Per Capita Capital Stock (Adjusted Savings: Real Per Capita Consumption of Fixed Capital (Constant Us\$))

46. Real Per capita Stock of Research and Development

47. Real Per Capita Stock of Human Capital (Adjusted Savings: Real Per Capita Education Expenditure (Constant Us\$))

48. Real Per capita Stock of Natural Resource Wealth

49. Real Per Capita Foreign Direct Investment Net Inflows

50. Real Per Capita Social Costs ff Environmental Degradation (Adjusted Savings: Real Per Capita Carbon Dioxide Damage (Constant Us\$))

51. Poverty Headcount Ratio at \$1.25 a Day (PPP)

52. Gini Index

جینی به‌عنوان معیاری برای سنجش شدت فقر برای این بُعد استفاده شده است.

- امنیت اقتصادی

نحوه محاسبه مقدار این متغیر و اجزای آن در شاخص، بدین صورت است:

$$ES = \alpha_4 [WWR + b(RHP) + c(PHR) + d(PHR)] \quad (10)$$

که در آن b سهم جمعیتی^{۵۳} است که در معرض ریسک بیماری واقع‌اند که ۱۰۰ درصد در نظر گرفته می‌شود؛ بدین معنی که ۱۰۰ درصد افراد یک جامعه در معرض خطر بیماری هستند. همچنین c نسبت زنان بیکار به جمعیت^{۵۴} و d نسبت جمعیت بالای ۶۵ سال به کل جمعیت را در بر می‌گیرد. جزء اول، نسبت جمعیت ۱۵-۶۵ سال به کل جمعیت است که نشان‌دهنده ریسک بیکاری می‌باشد.

$$WWR = \frac{WR}{52} \quad (11)$$

جزء دوم، نشان‌دهنده سهم مخارج شخصی کل درآمد قابل تصرف است که ریسک امنیت اقتصادی در مقابل بیماری را نشان می‌دهد و از نسبت «مخارج شخصی کل برای سلامتی به درآمد قابل تصرف» به دست می‌آید.

$$RHP = \frac{HP}{Disp} \quad (12)$$

که در آن HP کل هزینه شخصی برای سلامتی و $Disp$ درآمد قابل تصرف^{۵۵} (تولید ناخالص داخلی منهای مالیات) می‌باشد. عبارت سوم، به میزان امنیت اقتصادی زنانی که تحت پوشش تأمین اجتماعی نیستند، اشاره دارد. جزء چهارم، بیانگر فقر سالمندان است و میزان امنیت اقتصادی آن‌ها در جامعه را بیان می‌کند. جهت محاسبه شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی، با توجه به نسبت اهمیت هر یک از اجزای شاخص، به ترتیب به هرکدام از ابعاد، ضرایب مختلفی تعلق می‌گیرد. در این مطالعه نیز با توجه به مطالعات گذشته و به پیروی از مطالعه اوزبرگ و شارپ (۲۰۰۹)، ضرایب اجزای چهارگانه به ترتیب، ۰/۴ به مصرف، ۰/۱ به موجودی منابع مولد و به دو جزء توزیع درآمد و امنیت اقتصادی ضریب یکسان ۰/۲۵ اختصاص داده شده است. توضیح پایانی آنکه، با توجه به متفاوت بودن واحد سنجش هر یک از ابعاد، قبل از

53. Demographic Share

54. Unemployment Female (% of Total Population)

55. Disposable Income

محاسبه میانگین وزنی، مقادیر محاسباتی هر یک از ابعاد نرمالایز می‌شود. بدین مفهوم که اگر بُعد با نشان داده شود، از فرمول زیر آن بُعد، نرمال شده است:

$$x_N = \frac{x_i - x_{min}}{x_{max} - x_{min}} \quad (۱۳)$$

با توجه به روش مذکور شاخص ترکیبی رفاه در دوره زمانی ۱۳۵۲ الی ۱۴۰۰ محاسبه شده است.

۴-۲-۲-۱- ارائه الگوی پژوهش

همان‌طور که در مقدمه اشاره شد هدف اصلی پژوهش حاضر تحلیل و بررسی اثر رشد شهرنشینی بر رفاه اقتصادی در ایران و محاسبه نحوه تأثیرگذاری شکل درجه دوم آن است. در ادامه این الگو بر اساس متغیرهای پژوهش در قالب دو مدل تبیین شده است. لازم به ذکر است داده‌های مطالعه حاضر از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بانک جهانی استخراج شده است.

۴-۲-۱- تصریح الگوی نخست

الگوی نخست پژوهش مبتنی بر معادله (۱۴) است که در آن $IEWB$ به عنوان متغیر وابسته بیانگر شاخص رفاه اقتصادی می‌باشد که در بخش ۴-۱ نحوه محاسبه آن تبیین شد. $URBPG$ بیانگر نرخ رشد شهرنشینی (درصد نرخ رشد جمعیت شهری به کل جمعیت) است. $RGDPPC$ بیانگر درآمد سرانه حقیقی بر حسب میلیون ریال است. Inf نیز بیانگر نرخ تورم، $TRADE$ نشان دهنده درجه باز بودن تجاری (نسبت درصد صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی) و $OILR$ نشانگر رانت نفتی است.

$$\begin{aligned} \Delta IEWB_t = & \phi IEWB_{t-1} + \gamma URBPG_{t-1} + \omega RGDPPC_{t-1} + \delta Inf_{t-1} + \theta TRADE_{t-1} + \\ & \beta OILR_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta IEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma_i \Delta URBPG_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} \omega_i \Delta RGDPPC_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{s-1} \delta_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \theta_i \Delta TRADE_{t-i} + \sum_{i=0}^{v-1} \beta_i \Delta OILR_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (۱۴)$$

۴-۲-۲- تصریح الگوی دوم

الگوی دوم پژوهش با هدف محاسبه نحوه اثرگذاری درجه دوم رشد شهرنشینی بر رفاه اقتصادی و آزمون صحت منحنی کوزنتس در ایران طبق معادله (۱۵) تصریح شده است. تنها تفاوت الگوی دوم با الگوی اول مطالعه حاضر (رابطه ۱۴)، اضافه شدن مجذور رشد شهرنشینی به الگو می‌باشد. در ادامه الگوی دوم با استفاده از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی مورد برآورد قرار می‌گیرد.

$$\begin{aligned} \Delta IEWB_t = & \varphi IEWB_{t-1} + \gamma_1 URBPG_{t-1} + \gamma_2 URBPG_{t-1}^2 + \omega RGDPPC_{t-1} + \delta Inf_{t-1} + \\ & \theta TRADE_{t-1} + \beta OILR_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta IEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma_i \Delta URBPG_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{q_2-1} \gamma_{2i} \Delta URBPG_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{r-1} \omega_i \Delta RGDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \delta_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \theta_i \Delta TRADE_{t-i} \quad (15) \\ & \sum_{i=0}^{u-1} \beta_i \Delta OILR_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

۵- یافته‌های پژوهش

۵-۱- توصیف داده‌های پژوهش

جهت تبیین داده‌ها، میانگین متغیرهای اصلی پژوهش در کل دوره و ۷ زیر دوره، محاسبه شده است که به شرح جدول (۱) می‌باشد. در ادامه به توضیح مبسوط دو متغیر اساسی پژوهش (شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی ورشد شهرنشینی) پرداخته می‌شود. مطابق با جدول (۱) و نمودار (۱)، رفاه اقتصادی از زیردوره برنامه اول تا برنامه پنجم، روند صعودی داشته به نحوی که از رقم ۲۰/۹ در برنامه اول به ۶۰/۳ در برنامه پنجم رسیده است. بیشترین و کمترین رقم شاخص رفاه اقتصادی به ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۵۴ و ۱۳۶۹ با رقم‌های ۶۹/۵۵ و ۱۶/۰۸ بوده است. همچنین لازم به ذکر است میانگین رفاه اقتصادی از زیردوره برنامه چهارم الی آخر از میانگین کل دوره مورد بررسی مطالعه حاضر بیشتر بوده است. روند میانگین درآمد سرانه حقیقی حاکی از آن است که پس از پایان جنگ تا زیردوره برنامه چهارم، روندی صعودی داشته و پس از آن رو به نزول نهاده است. تورم مطابق با داده‌های پژوهش تا برنامه دوم روندی صعودی داشته است. بیشترین میانگین تورم مربوط به برنامه ششم و کمترین مربوط به برنامه سوم بوده است. همچنین، میانگین درجه باز بودن تجاری و رانت نفتی حدوداً روندی نوسانی در بازه زمانی پژوهش داشته است.

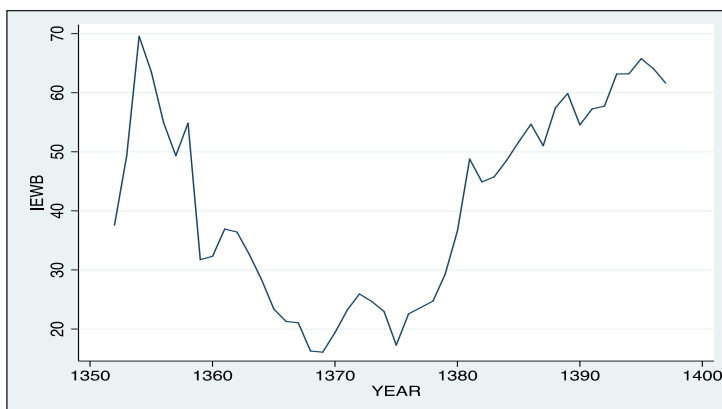
جدول (۱): میانگین متغیرهای پژوهش

زیر دوره	IEWB	URBG	OILR	RGDPPC	INF	TRADE
۱۳۵۲ تا پایان جنگ	۴۰/۲	۱/۵۹	۲۱/۳	۵۹/۲	۱۷/۳۵	۴۲/۷۰
برنامه اول	۲۰/۹	۱/۲۲	۲۱/۶	۳۳/۵	۲۱/۶۰	۳۹/۵۴
برنامه دوم	۲۲/۲	۱/۳۶	۱۷/۴۰	۳۸/۸	۲۵/۷۵	۳۳/۴۳
برنامه سوم	۴۱/۱	۱/۰۹	۲۴/۲	۴۷/۲	۱۴/۱۲	۴۵/۳۹
برنامه چهارم	۵۳/۹	۰/۸۶	۲۶/۳۰	۶۶/۱	۱۴/۸۸	۴۸/۸۷
برنامه پنجم	۶۰/۳	۰/۷۴	۱۹/۳۰	۶۰/۳	۲۰/۵۳	۴۲/۹۳

زیر دوره	IEWB	URBG	OILR	RGDPPC	INF	TRADE
برنامه ششم	۵۸/۸۱	۰/۶۳	۲۰/۵	۵۷/۹۵	۳۴/۲۱	۴۸/۴۵
میانگین کل دوره	۴۱/۸۰	۱/۱۸	۲۱/۷۰	۵۳/۶۱	۲۰/۲۱	۴۳/۰۴
بیشینه	۶۹/۵۵	۲/۱۲	۴۷/۰۴	۱۰۲/۵۳	۴۹/۳۲	۷۶/۱۲
کمینه	۱۶/۰۸	۰/۳۹	۳/۹	۲۲/۵۹	۶/۹	۱۴/۱۴
انحراف معیار	۱۶/۲۴	۰/۴۸	۸/۵۲	۱۸/۰۳	۱۰/۴۴	۱۲/۰۸
ضریب کشیدگی	۱/۵۹	۲/۳۹	۳/۴۱	۳/۲۳	۳/۹	۳/۹۱
ضریب چولگی	-۰/۰۷	۰/۱۴	۰/۵	۰/۶۷	۱/۱۹	۰/۱۷

منبع: یافته‌های پژوهش

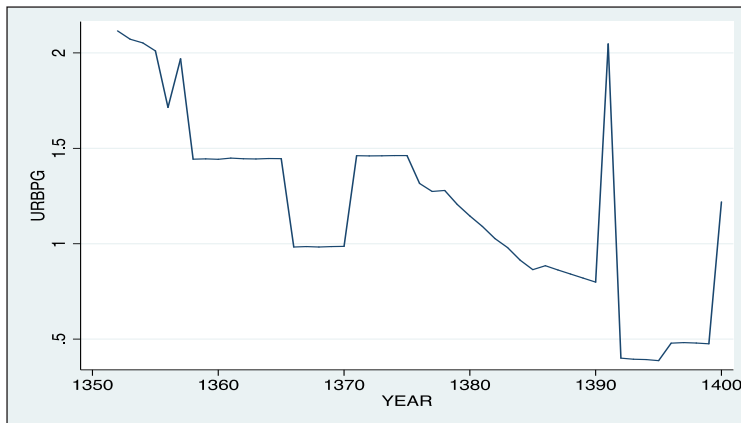
نمودار (۱): روند حرکتی شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی ایران



منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق جدول (۱) و نمودار (۲)، میانگین رشد شهرنشینی از زیردوره ۱۳۵۲ تا پایان جنگ الی آخر، روند نزولی داشته است؛ به نحوی که از رقم ۱/۵۹ به ۰/۶۳ رسیده است. بیشترین و کمترین رشد شهرنشینی به ترتیب در سال ۱۳۵۲ با ۲/۱۲ درصد و سال ۱۳۹۴ با ۰/۳۹ درصد رقم خورده است. همچنین از زیردوره برنامه سوم الی برنامه ششم، میانگین رشد شهرنشینی از میانگین کل دوره مورد بررسی مطالعه حاضر، کمتر بوده است.

نمودار (۲): روند حرکتی رشد شهرنشینی ایران



منبع: یافته‌های پژوهش

۲-۵- برآورد مدل

پیش از برآورد الگو لازم است تا آزمون ایستایی متغیرها انجام شود. برای این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون استفاده شده است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون (جدول ۲) نشان می‌دهد هیچ کدام از متغیرهای مورد بررسی، انباشت از مرتبه دوم نیستند. به نحوی که برخی متغیرها در سطح، ایستا و تعدادی نیز با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. با توجه به نتیجه حاصل از آزمون ریشه واحد می‌توان از رهیافت خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی خطی در برآورد الگو بهره جست.

جدول (۲): آزمون‌های ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس - پرون

فیلیپس پرون ^{۵۷}		دیکی فولر - تعمیم‌یافته ^{۵۶}		متغیرها	
در تفاضل مرتبه اول	در سطح	در تفاضل مرتبه اول	در سطح		
سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون
۰/۰۰۰	-۶/۱۶	۰/۵۱۶	-۱/۵۲	۰/۵۶۱۹	-۱/۴۲
۰/۰۰۰	-۱۱/۳۲	۰/۰۵۲	-۲/۹۰	۰/۰۳۵	-۳/۰۷
۰/۰۰۰	-۷/۹۲	۰/۳۴۶	-۱/۸۶	۰/۴۴۳	-۱/۶۶
۰/۰۰۰	-۸/۰۸	۰/۱۰۵	-۲/۵۷	۰/۰۰۵	-۳/۸۳
۰/۰۰۰	-۵/۸۰	۰/۲۴۷	-۲/۰۹	۰/۳۲۶	-۱/۹۱
۰/۰۰۰	-۹/۹۴	۰/۰۲۶	-۳/۱۹	۰/۰۲۸	-۳/۱۷

منبع: یافته‌های پژوهش

لازم به توضیح آنکه در برآورد الگو، نتایج آزمون‌های تشخیصی حاکی از آن است که در آزمون‌های خودهمبستگی، نرمالیتی و ناهمسانی واریانس، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی، نرمال بودن و همسانی واریانس در جملات پسماند رد نمی‌شود. همچنین به‌منظور اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون کرانه‌ها استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه صفر «عدم وجود رابطه بلندمدت» میان متغیرها است. مقدار آماره این آزمون در هر دو مدل برآوردی مطالعه، از کرانه بالا و پایین در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد بزرگ‌تر است که دال بر رد فرضیه صفر است.

۵-۲-۱- نتایج حاصل از برآورد الگوی نخست

در رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، برآورد کوتاه‌مدت الگوی پویا نیازمند تعیین وقفه بهینه است. با توجه به تعداد مشاهدات از معیار شوارتز - بیزین در تعیین وقفه بهینه استفاده شد که با وقفه بهینه (۱،۰،۰،۰،۰،۰) همراه بوده است. پس از تعیین وقفه بهینه، الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی برآورد و نتایج در جدول (۳) گزارش شده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی نخست در کوتاه‌مدت بیانگر آن است که رشد شهرنشینی

56. Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test

57. Philips-Perron Unit Root Test

با ضریب ۰/۳۹ اثری مثبت بر رفاه اقتصادی دارد و افزایش یک درصدی رشد شهرنشینی در کوتاه‌مدت رفاه اقتصادی را ۰/۳۹ واحد افزایش می‌دهد. رانت نفتی با ضریب ۰/۳۴- به شکل منفی بر رفاه اقتصادی اثرگذار است. درجه باز بودن تجاری و درآمد سرانه حقیقی، در کوتاه‌مدت (به ترتیب با ضرایب ۰/۳۵ و ۰/۳۲) اثری مثبت بر رفاه اقتصادی دارند. تورم نیز مطابق انتظار با ضریب ۰/۲۳- به شکل منفی بر رفاه اثرگذار بوده است. ضریب برآوردی جمله تصحیح خطا برابر با ۰/۵۳- و از نظر آماری معنادار است و بیانگر آن است که با حرکت از یک سال به سال بعد به میزان ۵۳ درصد از انحراف رفاه اقتصادی توسط متغیرهای توضیحی الگو تعدیل می‌شود.

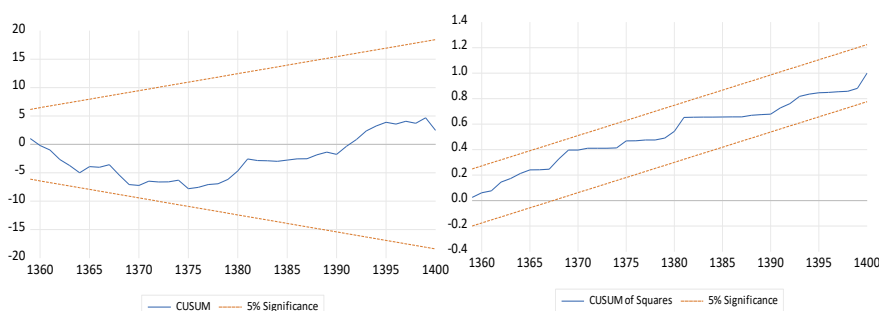
جدول (۳): نتایج برآورد الگوی نخست در کوتاه‌مدت و آزمون‌های تشخیصی

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
$IEWB_{-1}$	۰/۴۷	۴/۷۵	۰/۰۰۰
$URBG$	۰/۳۹	۴/۰۱	۰/۰۰۰
$OILR$	-۰/۳۴	-۱/۹۸	۰/۰۵۴
$TRADE$	۰/۳۵	۲/۷۰	۰/۰۱۰
$RGDPPC$	۰/۳۲	۳/۱۱	۰/۰۰۳
INF	-۰/۲۳	-۳/۴۲	۰/۰۰۱
جمله تصحیح خطا			
آزمون‌های تشخیصی			
نرمالیتی	مقدار آماره	۰/۱۲	
	سطح احتمال	۰/۹۴۱	
ناهمسانی واریانس	مقدار آماره	۷/۵۹	
	سطح احتمال	۰/۲۷۰	
تصریح مدل	مقدار آماره	۰/۰۲۶	
	سطح احتمال	۰/۸۷۱	
خودهمبستگی سریالی	مقدار آماره	۲/۵۱	
	سطح احتمال	۰/۳۴۹	

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از برآورد مدل رگرسیونی و انجام آزمون‌های تشخیصی، نوبت ارائه آزمون‌های ثبات ساختاری است. در این راستا از آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی^{۵۸} و مجذور پسماند تجمعی^{۵۹} که منعکس‌کننده ثبات در ضرایب برآوردی در طول دوره مورد بررسی می‌باشد، استفاده شده است. اگر نمودار پسماند تجمعی و یا مجذور پسماند تجمعی، بین دو خط مقطع مستقیم قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری را نمی‌توان رد نمود. در غیر این صورت، فرضیه رقیب مبنی بر وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. شایان ذکر است که این فاصله در سطح اطمینان ۹۵ درصد و توسط براون و دوربین و اوانس تعیین شده است. نتایج آزمون‌های مذکور در نمودار (۳) منعکس شده است. بر اساس نمودار (۳) می‌توان اظهار داشت که ضرایب برآوردی الگوی نخست (الگوی متقارن) در دوره مورد بررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود شکست ساختاری تأیید نمی‌شود.

نمودار (۳): آزمون ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در الگوی نخست



منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد بلندمدت الگوی نخست در جدول (۴) گزارش شده است. نتایج ضرایب برآوردی الگو نخست در بلندمدت از لحاظ معناداری و علامت ضرایب، مشابه با کوتاه‌مدت است. مطابق با جدول (۴)، رشد شهرنشینی با اثری مثبت بر رفاه اقتصادی همراه است؛ به نحوی که افزایش یک درصدی در رشد شهرنشینی، رفاه اقتصادی را ۰/۷۳ واحد افزایش خواهد داد. درباره اثرگذاری مثبت رشد شهرنشینی بر رفاه اقتصادی، مطابق مبانی نظری می‌توان چنین ادعان داشت که شهرنشینی شامل تغییر فرصت‌های شغلی از کشاورزی به فرصت‌های شغلی صنعتی و غیرکشاورزی و درعین حال پُردرآمدتر است که می‌تواند منجر به

58. Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)

59. Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMQ)

افزایش رفاه از طریق افزایش درآمد گردد. اثرگذاری مثبت شهرنشینی بر رفاه در مطالعاتی همچون آبی و همکاران (۲۰۲۳) و ناوارو و همکاران (۲۰۲۰) تأیید شده است. رانت نفتی با ضریب $0/63$ - به‌طور معکوس بر رفاه اقتصادی اثرگذار است و با افزایش (کاهش) یک درصدی رانت نفتی، $0/63$ واحد رفاه اقتصادی کاهش (افزایش) می‌یابد. رانت نفت از طریق تقویت رونق بخش غیرقابل مبادله اقتصاد همچون بخش خدمات و تضعیف نسبی بخش قابل مبادله اقتصاد، موجب برهم خوردن توازن بخش‌های قابل مبادله و غیرقابل مبادله می‌شود و در نتیجه فرایند رشد اقتصادی را تضعیف می‌کند (مهرآرا و همکاران، ۱۳۹۰) و بنابراین می‌توان کاهش رفاه را انتظار داشت. درجه باز بودن تجاری در بلندمدت نیز بر رفاه اقتصادی به شکل مثبت اثرگذار است؛ بدین صورت که افزایش یک درصدی آن $0/65$ واحد بر رفاه اقتصادی می‌افزاید. افزایش درجه باز بودن تجاری (گسترش تجارت) باعث افزایش تخصص در تولید کالاها و خدمات و در نتیجه افزایش کارایی در بخش‌های صادرات محور شده و بنابراین منجر به تخصیص مجدد منابع از بخش‌های با بهره‌وری پایین به بخش‌های با بهره‌وری بالا می‌گردد و در نهایت از این کانال منجر به افزایش رشد اقتصادی و در نتیجه رفاه خواهد شد. تورم نیز به‌مانند کوتاه‌مدت، اثری منفی بر رفاه اقتصادی دارد؛ به‌طوری‌که افزایشی یک درصدی در نرخ تورم، رفاه اقتصادی را به میزان $0/44$ واحد کاهش می‌دهد که این اثر منفی تورم بر رفاه اقتصادی را می‌توان ناشی از اثر منفی تورم بر قدرت خرید (درآمد حقیقی) و در نتیجه بر مصرف افراد دانست. درآمد سرانه نیز مطابق انتظار در بلندمدت با ضریب $0/6$ ، تأثیر مثبت بر رفاه اقتصادی دارد؛ بدین ترتیب که با افزایش یک واحدی (میلیون ریال) در درآمد سرانه، رفاه اقتصادی به میزان $0/6$ واحد افزایش می‌یابد. مطابق انتظار، افزایش درآمد سرانه از طریق افزایش کمی و کیفی استانداردهای زندگی، تأثیر مثبت بر رفاه اقتصادی دارد.

جدول (۴): نتایج برآورد الگوی نخست در بلندمدت و آزمون کرانه‌ها

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
URBG	۰/۷۳	۵/۲۵	۰/۰۰۰
OILR	-۰/۶۳	-۲/۲۲	۰/۰۳۲
TRADE	۰/۶۵	۲/۵۷	۰/۰۱۴
RGDPPC	۰/۶۰	۴/۸۴	۰/۰۰۰
INF	-۰/۴۴	-۲/۹۱	۰/۰۰۵
آزمون کرانه‌ها			
آماره آزمون	کرانه پایین	کرانه بالا	سطح خطا
۷/۶۱	۳/۵۹	۴/۹۸	۱ درصد
	۲/۶۷	۳/۷۸	۵ درصد
	۲/۲۶	۳/۲۶	۱۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۲-۲- نتایج حاصل از برآورد الگوی دوم

در الگوی دوم نیز به‌مانند الگوی اول، از معیار شوارتز-بیزین برای تعیین وقفه بهینه استفاده شد که با وقفه بهینه (۱،۰،۰،۰،۰،۰) همراه بوده است. پس از تعیین وقفه بهینه، الگوی دوم، برآورد شد که نتایج آن در جدول (۵) گزارش شده است. ضرایب برآوردی الگوی دوم نشان می‌دهد شهرنشینی به‌طور معکوس (با ضریب -۰/۳۲) و مجذور آن به‌طور مستقیم (با ضریب ۰/۰۱) بر رفاه اقتصادی اثرگذار است؛ بنابراین، در کوتاه‌مدت اثر رشد شهرنشینی بر رفاه اقتصادی ایران U شکل است. در کوتاه‌مدت، تورم و رانت نفتی به‌مانند الگوی نخست، به ترتیب با ضرایب -۰/۲۴ و ۰/۳۱، اثری منفی بر رفاه دارد. در ضمن مطابق جدول (۵) درآمد سرانه حقیقی (با ضریب ۰/۳۲) و درجه باز بودن تجاری (با ضریب ۰/۳۳) به شکل مثبت بر رفاه اثرگذار است. ضریب برآوردی جمله تصحیح خطا، منفی و از نظر آماری معنادار است. همچنین قدر مطلق اندازه ضریب مذکور کمتر از واحد بوده و نشان می‌دهد در هر دوره زمانی ۵۶ درصد از عدم تعادل رفاه اقتصادی توسط متغیرهای توضیحی تصحیح گردیده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود. نتایج آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهد که سطح احتمال تمامی آماره‌های برآوردی از ۱۰ درصد بیشتر بوده و در نتیجه فروض کلاسیک استوار است.

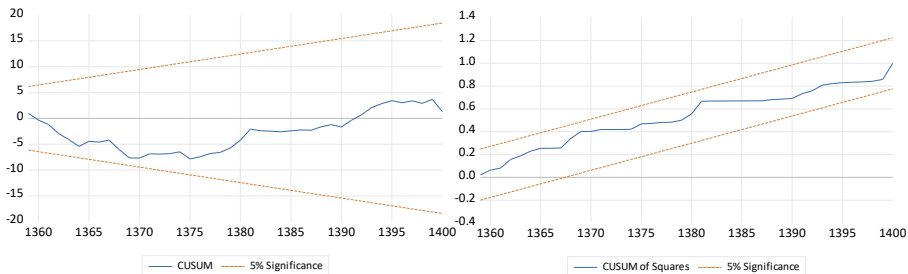
جدول (۵): نتایج برآورد الگوی دوم در کوتاه‌مدت و آزمون‌های تشخیصی

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
$IEWB_{-1}$	۰/۴۴	۴/۴۹	۰۰۰/۰
$URBG$	-۰/۳۲	-۲/۷۱	۰/۰۰۹
$URBG^2$	۰/۰۱	۳/۷۶	۰۰۰/۰
$OILR$	-۰/۳۱	-۱/۸۷	۶۸۰/۰
$TRADE$	۰/۳۳	۲/۵۹	۱۳۰/۰
$RGDPPC$	۰/۳۲	۳/۱۸	۰/۰۰۳
INF	-۰/۲۴	-۳/۵۸	۰/۰۰۰
جمله تصحیح خطا			
آزمون‌های تشخیصی			
نرمالیتی	مقدار آماره	۰/۱۲۱	
	سطح احتمال	۰/۹۴۱	
ناهمسانی واریانس	مقدار آماره	۰/۲۱	
	سطح احتمال	۰/۴۰۷	
تصریح مدل	مقدار آماره	۰/۰۳۱	
	سطح احتمال	۰/۸۶۲	
خودهمبستگی سریالی	مقدار آماره	۳/۱۱	
	سطح احتمال	۰/۲۱۲	

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با نتایج آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در نمودار (۴)، می‌توان اظهار داشت که ضرایب الگو در برآورد نامتقارن نیز در دوره مورد بررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود شکست ساختاری تأیید نمی‌شود.

نمودار (۴): آزمون ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در الگوی دوم



منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج بلندمدت، از حیث علامت و معناداری، در راستای نتایج کوتاه‌مدت است. رشد شهرنشینی به‌مانند کوتاه‌مدت، در بلندمدت نیز به‌صورت U شکل بر رفاه اقتصادی اثرگذار است که مهر تأییدی بر صحت منحنی کوزنتس در ایران (بر اساس مبانی نظری پژوهش مبنی بر اثرگذاری معکوس نابرابری درآمد بر رفاه) است. همچنین، درجه باز بودن تجاری و درآمد سرانه، اثری مثبت اما تورم و رانت نفتی، اثری منفی بر رفاه اقتصادی دارد.

جدول (۷): نتایج برآورد الگوی دوم در بلندمدت و آزمون کرانه‌ها

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
URBG	-۰/۵۸	-۲/۹۵	۰/۰۰۵
URBG ²	۰/۰۱	۴/۵۹	۰/۰۰۰
OILR	-۰/۵۶	-۲/۰۷	۰/۰۴۵
TRADE	۰/۵۹	۲/۴۷	۰/۰۱۸
RGDPPC	۰/۵۸	۴/۹۲	۰/۰۰۰
INF	-۰/۴۳	-۳/۰۶	۰/۰۰۴
آزمون کرانه‌ها			
آماره آزمون	کرانه پایین	کرانه بالا	سطح خطا
۷/۹۶	۲/۶۶	۴/۰۵	۱ درصد
	۲/۰۴	۳/۲۴	۵ درصد
	۱/۷۵	۲/۸۷	۱۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

موضوع پژوهش حاضر به بررسی و تحلیل اثر رشد شهرنشینی بر رفاه اقتصادی ایران اختصاص دارد. همچنین در الگوی مجزا (الگوی دوم)، الگوی درجه دوم شهرنشینی و رفاه اقتصادی در ایران مورد آزمون و برآورد قرار گرفت. بدین منظور ابتدا رفاه اقتصادی با استفاده از شاخص ترکیبی رفاه مبتنی بر چهار بُعد در دوره زمانی ۱۳۵۲-۱۴۰۰ محاسبه و برآورد ضرایب در قالب دو الگو با رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی انجام شد. نتایج حاصل از محاسبه شاخص رفاه و توصیف داده‌ها حاکی از آن است که شاخص رفاه از زیردوره برنامه اول تا زیردوره برنامه پنجم، روند کاملاً افزایشی داشته است؛ به نحوی که از رقم ۲۰/۹ در زیردوره برنامه اول به رقم ۶۰/۳ در زیردوره برنامه پنجم رسیده است. همچنین پس از زیر دوره برنامه سوم در مابقی زیردوره‌ها، میزان رفاه اقتصادی بیشتر از میانگین دوره‌های مورد بررسی پژوهش بوده است. نتایج برآورد حاصل از برآورد الگوی پژوهش در بلندمدت حاکی از آن است که رشد شهرنشینی بر رفاه اقتصادی با اثری مستقیم (مثبت) همراه است. همچنین بر اساس نتایج برآورد الگوی دوم نمایان گردید که اثر رشد شهرنشینی بر رفاه اقتصادی در ایران تابعی غیرخطی و به صورت U شکل است. این بدان معناست که در مراحل اولیه رشد شهرنشینی، به دلیل نبود زیرساخت‌های کافی، گسترش حاشیه‌نشینی و فشار بر منابع شهری، رفاه اقتصادی ابتدا کاهش یافته (نرخ رشد آن کند شده)؛ اما با عبور از یک آستانه معین و استقرار ساختارهای صنعتی و خدماتی در شهرها، شهرنشینی به موتور محرک بهره‌وری و رفاه تبدیل شده است. یکی از یافته‌های مهم، اثر منفی و معنادار رانتهای نفتی بر رفاه اقتصادی بلندمدت است. این امر تأییدی بر فرضیه «بیماری هلندی» در اقتصاد ایران است که در آن وابستگی به درآمدهای نفتی موجب تضعیف بخش‌های تولیدی و نابرابری توزیع درآمد شده است. در مقابل، باز بودن تجارتی با تسهیل ورود تکنولوژی و افزایش رقابت‌پذیری، اثری مثبت بر رفاه داشته است. مطابق انتظار، تورم به عنوان یکی از اصلی‌ترین عوامل فرساینده رفاه در ایران شناسایی شد که از طریق کاهش قدرت خرید حقیقی و بی‌ثباتی در امنیت اقتصادی، مستقیماً مؤلفه‌های جریان مصرف و امنیت را در شاخص IEWB هدف قرار می‌دهد. به طور خلاصه در میان متغیرهای کنترلی مدل، درآمد سرانه و باز بودن تجارت با اثری مثبت و تورم و رانتهای نفتی با اثری منفی بر رفاه اقتصادی همراه است.

با توجه به رابطه U شکل کشف‌شده، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران از تمرکز صرف بر «توسعه کمی» شهرها پرهیز کرده و به سمت «شهرنشینی مولد» حرکت کنند. این امر

مستلزم سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های نوین شهری و تبدیل کلان‌شهرها به قطب‌های نوآوری و خدمات پیشرفته است تا هزینه‌های اولیه شهرنشینی (مانند ترافیک، آلودگی و حاشیه‌نشینی) به حداقل برسد. با توجه به اثر منفی رانت نفتی بر رفاه، ضروری است ساختار بودجه از وابستگی مستقیم به نفت رها شده و این درآمدها به‌جای تزریق به بودجه جاری، در قالب صندوق‌های توسعه‌ای، صرف تقویت انباشت ثروت و موجودی دارایی‌های مولد گردد. از آنجاکه تورم بیشترین آسیب را به دهک‌های پایین در محیط‌های شهری وارد می‌کند، اتخاذ سیاست‌های پولی انضباطی برای مهار تورم، مستقیم‌ترین راه برای بهبود امنیت اقتصادی و توزیع عادلانه‌تر رفاه است. پیشنهاد می‌شود دولت با برقراری تعاملات سازنده بین‌المللی و کاهش موانع تعرفه‌ای، مسیر را برای الحاق به زنجیره‌های ارزش جهانی هموار کند. این امر به‌ویژه در شهرهای بزرگ که دارای پتانسیل صادراتی بالاتری هستند، می‌تواند به افزایش درآمد سرانه و ارتقای استانداردهای زندگی منجر شود. با توجه به پایین بودن نمره مؤلفه «امنیت» در برخی زیردوره‌های پژوهش، پیشنهاد می‌شود پوشش بیمه‌ای برای مشاغل غیررسمی شهری گسترش یابد تا ریسک‌های ناشی از بیکاری و بیماری کاهش یابد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

حامی مالی

حامی مالی وجود ندارد.

References

- Abay, K. A., Tiberti, L., Woldemichael, A., Mezgebo, T. G., & Endale, M. (2023). Can urbanisation improve household welfare? Evidence from Ethiopia. *Journal of African Economies*, 32(1), 81-109. <https://doi.org/10.1093/jae/ejac003>
- Armanmehr, M., & Farahmandmanesh, A. (2018). Investigating the effect of inflation on income inequality of urban households in Iran using the Atkinson approach. *Journal of Economics and Regional Development*, 25(16), 127-152. <https://doi.org/10.22067/erd.v25i15.62836> [In Persian]
- Bakhtiari, S., Ranjbar, H., & Ghorbani, S. (2013). Composite index of economic well being and its measurement for selected developing countries. *Journal of Economic Growth and Development Research*, 3(9), 41-58. <https://sid.ir/paper/192292/en> [In Persian]
- Bloom, D. E., Canning, D., & Fink, G. (2008). Urbanization and the wealth of nations. *Science*, 319(5864), 772-775. <https://doi.org/10.1126/science.1153057>
- Brückner, M. (2012). Economic growth, size of the agricultural sector, and urbanization in Africa. *Journal of Urban Economics*, 71(1), 26-36. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2011.08.004>
- Calì, M., & Menon, C. (2009). Does urbanisation affect rural poverty? Evidence from Indian districts. *LSE Research Online Documents on Economics*. <http://eprints.lse.ac.uk/28352/>
- Calì, M., & Menon, C. (2013). Does urbanization affect rural poverty? Evidence from Indian districts. *The World Bank Economic Review*, 27(2), 171-201. <https://doi.org/10.1093/wber/lht003>
- Daneshmand Naruee, M., Pahlavani, M., & Esfandiari, M. (2022). The impact of urbanization on human development index in the provinces of Iran: Quantile regression method. *Journal of Iranian Economic Issues*, 9(1), 163-184. <https://doi.org/10.30465/ce.2022.39238.1729> [In Persian]
- De Brauw, A., & Mueller, V. (2012). Do limitations in land rights transferability influence mobility rates in Ethiopia? *Journal of African Economies*, 21(4), 548-579. <https://doi.org/10.1093/jae/ejs007>
- Dorosh, P., & Thurlow, J. (2014). Can cities or towns drive African development? Economywide analysis for Ethiopia and Uganda. *World Development*, 63, 113-123. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2013.10.014>

- Fujita, M., & Thisse, J. F. (1996). Economics of agglomeration. *Journal of the Japanese and International Economies*, 10(4), 339-378. <https://doi.org/10.1006/jjie.1996.0021>
- Glaeser, E. (2012). *Triumph of the city: How our greatest invention makes us richer, smarter, greener, healthier, and happier*. Penguin Books.
- Greve, B. (2008). What is welfare? *Central European Journal of Public Policy*, 2(1), 50-73.
- Ha, N. M., Le, N. D., & Trung-Kien, P. (2019). The impact of urbanization on income inequality: A study in Vietnam. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(3), 146. <https://doi.org/10.3390/jrfm12030146>
- Henderson, J. V. (2000). The effects of urban concentration on economic growth. *NBER Working Paper Series*, No. 7503. <https://doi.org/10.3386/w7503>
- Henderson, J. V. (2010). Cities and development. *Journal of Regional Science*, 50(1), 515-540. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2009.00636.x>
- Henderson, J. V., Storeygard, A., & Deichmann, U. (2017). Has climate change driven urbanization in Africa? *Journal of Development Economics*, 124, 60-82. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2016.09.001>
- Horry, H., Jalaei, S. A., & Lashkari, M. (2020). Investigation the effect of business cycle on the index of economic well-being in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 25(82), 149-172. [In Persian]
- Kafaie, S. M. A., & Pourfathy, N. (2019). Investigation of the effect of exchange rate volatility on economic welfare and determination of appropriate monetary policy. *Economic Strategy*, 8(31), 5-42. [In Persian]
- Martin, P., & Ottaviano, G. I. (2001). Growth and agglomeration. *International Economic Review*, 42(4), 947-968. <https://doi.org/10.1111/1468-2354.00141>
- Vienna Institute for International Economic Studies, Applica, & Cambridge Econometrics. (2012). *Analysis of the main factors of regional growth: An in-depth study of the best and worst performing European regions*. <https://wiiw.ac.at/analysis-of-the-main-factors-of-regional-growth-an-in-depth-study-of-the-best-and-worst-performing-european-regions-pj-8.html>
- Mezgebo, T. G., & Porter, C. (2020). From rural to urban, but not through migration: Household livelihood responses to urban reclassification in northern Ethiopia. *Journal of African Economies*, 29(2), 173-191. <https://doi.org/10.1017/S0021871820000051>

- org/10.1093/jae/ejz023
- Narayan, L. (2014). Urbanization and development. *International Journal of Research*, 1(8), 901-908.
- Navarro, M., D'Agostino, A., & Neri, L. (2020). The effect of urbanization on subjective well-being: Explaining cross-regional differences. *Socio-Economic Planning Sciences*, 71, 100824. <https://doi.org/10.1016/j.seps.2020.100824>
- Nobahar, E., Panahi, H., & Mehri, Z. (2023). Investigating the relationship between income inequality, urbanization, and economic growth in provinces of Iran. *Journal of Planning and Budgeting (JPBUD)*, 28(1), 97-122. <https://doi.org/10.61186/jpbud.28.1.97> [In Persian]
- Osberg, L., & Sharpe, A. (2009). New estimates of the index of economic well-being for Canada and the provinces, 1981-2008 (CSLS Research Report 2009-10). Centre for the Study of Living Standards.
- Panich, M. (2007). Does Europe need liberal reforms? *Cambridge Journal of Economics*, 31, 145-169. <https://doi.org/10.1093/cje/bel011>
- Ravallion, M., Chen, S., & Sangraula, P. (2007). New evidence on the urbanization of global poverty. *Population and Development Review*, 33(4), 667-701. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2007.00193.x>
- Safari, M. A. M., Masseran, N., Ibrahim, K., & AL-Dhurafi, N. A. (2020). The power-law distribution for the income of poor households. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 557, 124893. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2020.124893>
- Shahabadi, A., Nikbakht, A., & Ghasemifar, S. (2023). The effect of urbanization degree and age structure of population on entrepreneurship development. *Quarterly Journal of Regional Planning*, 13(51), 1-15. <https://doi.org/10.30495/jzpm.2022.30028.4065> [In Persian]
- Sharpe, A. (1999). *A survey of indicators of economic and social well-being*. Centre for the Study of Living Standards.
- Stage, J., Stage, J., & Mcgranahan, G. (2010). Is urbanization contributing to higher food prices? *Environment and Urbanization*, 22(1), 199-215. <https://doi.org/10.1177/0956247809359644>
- Swain, B. B., & Teufel, N. (2017). The impact of urbanisation on crop-livestock farming system: A comparative case study of India and Bangladesh. *Journal*

of Social and Economic Development, 19, 161-180. <https://doi.org/10.1007/s40847-017-0040-0>

- Vafaei, E., Mohammadzadeh, P., Asgharpour, H., & Fallahi, F. (2019). The analysis of social welfare and welfare convergence in the Iran's provinces for evaluation of Iran's regional development. *Economic Modelling*, 12 ((43) 3), 1-23. <https://sid.ir/paper/406430/en>. [In Persian]
- Vandecasteele, J., Beyene, S. T., Minten, B., & Swinnen, J. (2018). Big cities, small towns, and poor farmers: Evidence from Ethiopia. *World Development*, 106, 393-406. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.02.006>
- Arouri, M., Ben Youssef, A., & Nguyen, C. (2017). Does urbanization reduce rural poverty? Evidence from Vietnam. *Economic Modelling*, 60, 253-270. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.09.022>
- Zamani-Shabkhaneh, S., & Mehregan, N. (2013). The impact of urbanization on income distribution with emphasis on the kuznets' theory. *Planning and Budgeting*, 18(3), 3-19. [In Persian]
- Zaroki, S., Yousefi Barfurushi, A., Yousefzadeh Roshan, Z., & Ahmadi, A. (2023). Analysis of the effect of oil rent on economic well-being in Iran with an emphasis on the underground economy. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 58(3), 395-431. <https://doi.org/10.22059/jte.2023.356519.1008801> [In Persian]