

تأثیر شهرنشینی و سرریزهای آن بر توزیع درآمد استان‌های ایران با رهیافت اقتصاد سنجی فضایی

علیرضا شکیبایی

دانشیار اقتصاد دانشگاه شهید باهنر، Ashakibae@yahoo.com

محمد رضا احمدی نژاد*

دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه شهید باهنر، Ahmadinejad.mr@gmail.com

زهرا کمال‌الدینی

دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه شهید باهنر، Zahrakamaledini@gmail.com

فاطمه طالقانی

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان، Taleghani.fa@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۴/۵/۱۹ تاریخ پذیرش: ۹۴/۹/۱۰

چکیده

یکی از اهداف اصلی دولت‌ها گسترش عدالت است که توزیع مناسب درآمدها در جامعه نیز یکی از مهم‌ترین جنبه‌های آن است. توزیع درآمد در هر جامعه‌ای از ساختار اقتصادی - اجتماعی آن جامعه، به ویژه شرایط بازار کار ناشی می‌شود. گسترش شهرنشینی در اثر انتقال جمعیت و نیروی کار کشور از مناطق روستایی به مناطق شهری و از طریق تاثیری که بر بازار کار می‌گذارد، می‌تواند توزیع درآمد را متاثر نماید. مطالعه حاضر به بررسی اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد ۲۵ استان ایران در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی پرداخته‌است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که افزایش نسبت شهرنشینی و شاخص توسعه انسانی منجر به عادلانه‌تر شدن توزیع درآمد در استان‌های ایران گردیده است. همچنین، با مقایسه نقشه‌های فضایی توزیع درآمد و نسبت شهرنشینی در سال‌های ابتدا و انتهای دوره مورد مطالعه، این نتیجه حاصل می‌شود که تأثیر شهرنشینی بر توزیع درآمد استان‌های کشور روند ثابتی نداشته‌است که این موضوع با نتایج تخمین فضایی همخوانی دارد.

واژه‌های کلیدی: توزیع درآمد، شهرنشینی، اقتصاد سنجی فضایی، ضریب جینی.

طبقه‌بندی JEL: R12، R19، O15.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

شهرنشینی که در پی صنعتی شدن یک کشور صورت می‌گیرد، یکی از پی‌آمدهای عمده توسعه اقتصادی است. به گونه‌ای که رشد انفجاری جمعیت شهری در جهان، عمدتاً پس از انقلاب صنعتی و ابتدا در کشورهای اروپایی و سپس در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه نمایان شد. ایران نیز طی سال‌های گذشته، شاهد توسعه سریع شهرها و افزایش چشمگیر جمعیت شهری بوده‌است. جمعیت شهری ایران که در نخستین سرشماری انجام شده در سال ۱۳۳۵ حدود ۳۱ درصد از کل جمعیت بوده، در آخرین سرشماری در سال ۱۳۹۰ به ۷۱/۴ درصد افزایش یافته‌است. پدیده افزایش شهرنشینی را در کشور می‌توان معلول عواملی نظیر مهاجرت روستاییان به شهرها به دلیل توسعه صنعتی، اسکان و تمرکز عشایر در شهرهای نو بنیاد، تبدیل شدن تعدادی از نقاط روستایی به شهر و استحلال آبادی‌های اطراف شهرهای بزرگ، افزایش طبیعی جمعیت نقاط شهری و تبدیل نقاط روستایی به نقاط شهری دانست. به هر صورت روند شهرنشینی نه تنها در ایران بلکه در هیچ کشوری نمی‌تواند فارغ از مسائل اجتماعی، اقتصادی، سیاسی و ... بررسی شود. در این راستا، یکی از مسائل مطرح در ارتباط با تأثیر شهرنشینی، اثرات آن بر توزیع درآمد میان افراد جامعه است.

گسترش شهرنشینی و هجوم گسترده روستائیان به شهرها، سبب پیدایش بخش خدمات متورم، بیکاری پنهان، معضل مسکن، مسایل زیست‌محیطی، گسترش کونتگاه‌های غیررسمی و مناطق حاشیه‌نشین شده و نابرابری را افزایش می‌دهد. همچنین مهاجرت بی‌رویه از روستا به شهر که به دلایل گوناگون صورت می‌پذیرد، تحت شرایطی که صنایع موجود در نقاط شهری، کشش جذب تمام افراد حاضر به کار را نداشته باشد، باعث افزایش بیکاری در نقاط شهری می‌شود که یکی از عوامل ایجاد فقر و نابرابری است (مهرگان و زمانی‌شبخانه، ۱۳۹۲).

اگرچه مسئله توزیع درآمد ابعاد زیاد و گوناگونی دارد اما آنچه که به صورت مستقیم مربوط به عدالت و رفاه اقتصادی می‌شود، توزیع درآمد بین افراد و خانوارها یا توزیع شخصی است که در بسیاری از کشورها و در دوران‌های طولانی یکی از مهم‌ترین مسائل سیاست عمومی بوده است. همچنین توزیع درآمد منطقه‌ای نیز از حیث عدالت و کارایی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این مقاله سعی بر آن است تا اثرات شهرنشینی بر توزیع درآمد استان‌های ایران با استفاده از اقتصادسنجی فضایی مورد بررسی قرار گیرد. در

این راستا پس از مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری ارائه می‌گردد. در بخش سوم پیشینه تحقیق با بررسی مطالعات انجام شده در زمینه اثرات شهرنشینی بر نابرابری درآمدی در ایران و جهان مطرح شده و در بخش چهارم روش تحقیق معرفی می‌شود. در بخش پنجم یافته‌های تحقیق و برآورد مدل شرح داده شده و در پایان نتیجه‌گیری مقاله ارائه می‌گردد.

۲- مبانی نظری

معمولاً اولین مرحله فرایند توسعه با صنعتی‌شدن و شهرنشینی همراه است. در یک کشور صنعتی افراد در مناطق شهری از افزایش بهره‌وری بهره‌مند می‌شوند و شکاف بین درآمدسرانه مناطق شهری و روستایی افزایش می‌یابد. منافع در حال افزایش در مناطق شهری، ساختار درون جامعه را تغییر می‌دهد و بسیاری از افراد در مناطق روستایی برای بدست آوردن مزایای حاصل از صنعتی‌شدن و بهره‌مندی از افزایش درآمد مناطق شهری، تصمیم به مهاجرت به مناطق شهری می‌گیرند. بخشی از جریان مهاجرت ممکن است توسط افراد کم‌درآمد که عمدتاً بدون مهارت و بی‌سواد هستند، شکل گرفته‌باشد. این افراد عمدتاً نگرانی‌های شخصی دارند و اغلب به بخش غیررسمی شهر برای به دست آوردن دستمزد نقل مکان می‌کنند. همچنین افراد با درآمد بالاتر نیز برای بهره‌برداری و استفاده از مزایای جامعه شهری مهاجرت می‌کنند (لیپتون^۱، ۱۹۸۲). در هر صورت، روند شهرنشینی که در پی صنعتی‌شدن اتفاق می‌افتد، ساختار اقتصاد و منافع اجتماعی را تغییر می‌دهد. از آنجایی که فرایند شهرنشینی درآمدافراد را تغییر می‌دهد، تغییرات قابل توجهی در توزیع درآمد چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت ایجاد می‌کند.

تاثیر مهاجرت بر نابرابری توسط کوزنتس^۲ (۱۹۵۵) در مقاله «رشد اقتصادی و نابرابری درآمد» بررسی گردید، که پایه‌ای برای تئوری منحنی U وارونه کوزنتس فراهم ساخت. کوزنتس در مقاله خود نشان می‌دهد که چگونه تغییرات جمعیتی در اثر صنعتی‌شدن، توزیع درآمد در یک کشور را تغییر می‌دهد. کوزنتس ادعا می‌کند شهرنشینی، نابرابری را در اولین مرحله از صنعتی‌شدن افزایش می‌دهد و دو فرض مهم برای تایید ادعای خود مطرح می‌کند:

الف) میانگین درآمدسرانه جمعیت روستایی معمولاً کمتر از میانگین درآمدسرانه جمعیت شهری است.

^۱ Lipton

^۲ Kuznets

ب) نابرابری در درصد سهم‌ها در توزیع درآمد برای جمعیت روستایی تا حدودی محدودتر از سهم‌های جمعیت شهری است.

کوزنتس بیان می‌کند که افزایش جمعیت شهری در مرحله اول به معنای افزایش نابرابری در توزیع درآمد است. بنابراین، با توجه به تئوری شهرنشینی کوزنتس، نابرابری به‌طور ذاتی در طول اولین مرحله صنعتی شدن افزایش می‌یابد.

چارچوب مدل کوزنتس متکی بر نظریه لوئیس^۱ (۱۹۵۴) است که در مقاله‌ای با عنوان «توسعه اقتصادی با عرضه نامحدود نیروی کار» مطرح شده بود. لوئیس ادعا می‌کند که توسعه با افزایش سود و انباشت در بخش سرمایه‌داری تحریک می‌شود. نرخ پس‌انداز برای طبقه سرمایه‌دار در مقایسه با طبقه کارگر نسبتاً بالاتر است. از این رو طبقه کارگر تنها می‌تواند برای هزینه‌های ضروری خود مانند مسکن، تحصیلات و مسائلی از این قبیل پس‌انداز کند. بنابراین، با توجه به مدل لوئیس، مقدار پس‌انداز زمانی رشد می‌کند که درآمد نسبی سرمایه‌دار انافزایش یابد. در مدل او، پس‌انداز به عنوان منبع اصلی انباشت سرمایه معرفی می‌شود، بنابراین لوئیس نتیجه می‌گیرد که واقعیت مهم توسعه اقتصادی این می‌باشد که توزیع درآمد به نفع طبقه‌ای که اهل پس‌انداز کردن است، تغییر می‌کند. در نهایت، پدیده توسعه در مدل لوئیس با پیدایش یک شکاف درآمدی بین منطقه روستایی و شهری مرتبط می‌گردد. توسعه بخش سرمایه‌داری با عرضه نیروی کار بخش معیشتی کشاورزی پشتیبانی خواهد شد، که این موضوع همان‌گونه که کوزنتس ادعا می‌کند، منجر به شهرنشینی می‌شود. در نتیجه، لوئیس پیش‌بینی می‌کند که حداقل در مرحله اول توسعه جمعیت شهری رشد کرده و نابرابری بیشتر می‌شود.

همچنین کوزنتس بیان می‌کند که نابرابری در مراحل بعدی توسعه کاهش خواهد یافت. وی از اثرات بلندمدت شهرنشینی برای تجزیه و تحلیل و درک شهرنشینی به عنوان فرایندی که نابرابری را در بلندمدت کاهش می‌دهد، استفاده می‌کند. کوزنتس ادعا می‌کند که در این سال‌ها موقعیت‌های اقتصادی ساکنان جدید شهری و فرزندان آن‌ها بهبود می‌یابد. تحرک اجتماعی اختلافات اقتصادی را برابرتر می‌سازد، از این رو، نابرابری کاهش می‌یابد. این سازوکار به عنوان نتیجه تحرک اجتماعی، توسط کوزنتس توضیح داده شده است. ابتدا، چون فرایند توسعه قسمت وسیعی از جمعیت شهری را که به ساکنان مقیم شهری تبدیل شده‌اند، در بر می‌گیرد، در نتیجه، نسبت بیشتری از جمعیت شهری از

^۱ Lewis

مزایای زندگی در شهر منتفع می‌شوند. دوم، در جوامع دموکراتیک قدرت سیاسی رو به رشد گروه‌های کم‌درآمد منجر به قانون و سیاست‌های جدید می‌شود که نتایج منفی صنعتی شدن سریع و شهرنشینی را خنثی می‌کنند. سوم، نیروی آزاد فرصت‌های فردی، امکان توسعه زمینه‌های جدید را ایجاد می‌کند که برای کارآفرینان جدید، فرصت‌هایی را به ارمغان می‌آورد. صنایع جدید و سودآور با کارآفرینان جدید اداره خواهند شد، مگر اینکه نسل گروه‌های پردرآمد به صنایع جدید تغییر مسیر ندهند. بنابراین، کوزنتس ادعا می‌کند که توسعه صنایع جدید، تحرک اجتماعی را از طریق ایجاد گروه‌های مختلف درآمدی تهییج می‌کند. در نهایت، بهبود بخش خدمات نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. انتظار می‌رود بخش خدمات در نتیجه روند توسعه و افزایش تولید ناخالص داخلی رشد کند. در مراحل اولیه توسعه، سهم کارگران بخش صنعت در اثر کاهش سهم کارگران بخش کشاورزی افزایش می‌یابد. اما بخش خدمات در ادامه فرایند رشد در بستر شهرها شروع به گسترش می‌کند در حالی که بخش کشاورزی فرایند رو به کاهشی را پیش می‌گیرد (سیرکوین^۱، ۱۹۸۸).

با توجه به مطالعه کوزنتس، رشد بخش خدمات به چند دلیل نابرابری را کاهش می‌دهد. اول اینکه کوزنتس معتقد است درآمدهای بخش خدمات عمدتاً به علت برتری فردی به دست آمده است؛ بنابراین، سطوح بالاتر درآمد بخش خدمات لزوماً توسط نسل‌های بعدی افراد ثروتمند دنبال نمی‌شود. کوزنتس همچنین ادعا می‌کند که احتمال افزایش درآمد افرادی که در حال حاضر در مشاغل با درآمدهای بالا مشغول به کار هستند، محدود شده است. از این رو، درآمد کارگران کم درآمد، در بخش خدمات احتمال افزایش بیشتری دارد. بنابراین، انتظار می‌رود که درآمد در بخش خدمات نسبت به بخش صنعت برابرتر باشد.

به طور خلاصه، کوزنتس افزایش در مرحله اول توسعه و سپس کاهش در مراحل بعد را به عنوان تغییر در توزیع درآمد بیان می‌کند. با این توضیح، کوزنتس رابطه بین نابرابری درآمد و توسعه را به شکل U معکوس توصیف می‌نماید. شهرنشینی فرایند صنعتی شدن را به دنبال خواهد داشت؛ بنابراین، مهاجرت از روستا به شهر به طور ذاتی با بالابردن نسبت جمعیت بخش نابرابرتر کشور، نابرابری را افزایش می‌دهد. در طی فرایند توسعه، با توجه به عواملی مانند تحرک اجتماعی و بهبود بخش خدمات نابرابری کاهش می‌یابد.

^۱ Syrquin

ادعای کوزنتس در چندین مطالعه به تصویر کشیده شده و مورد تحلیل و بررسی قرار گرفته است که می‌توان به مدل‌های زیر اشاره کرد:

در مدل ارائه شده توسط رابینسون^۱ (۱۹۷۶) بیان می‌شود که حتی اگر نابرابری روستایی از نابرابری شهری بالاتر باشد، فرضیه کوزنتس برقرار است. با این وجود، وی فرض می‌کند که نابرابری شهری و روستایی و همچنین شکاف درآمدی شهری-روستایی ثابت است. مدل دیگری که فرضیه کوزنتس را توضیح می‌دهد توسط آناند و کانبور^۲ (۱۹۹۳) مطرح شده است. بر طبق رویکرد کوزنتس، آناند و کانبور فرض می‌کنند که جمعیت به سمت بخش شهری حرکت می‌کند، جایی که نابرابری بیشتر است. این مدل، نابرابری را به دو جزء نابرابری درون بخشی و بین بخشی تجزیه می‌نماید. آنها ابتدا فرض می‌کنند که نابرابری‌های درون گروهی در بخش شهری و روستایی ثابت می‌باشند و تغییرات نابرابری تنها در اثر جابه‌جایی جمعیت رخ می‌دهد. آن‌ها نشان می‌دهند که مولفه‌های درون بخشی می‌بایست به دلیل جمعیت بیشتر در بخش شهری، به شکلی نابرابر افزایش یابند و بنابراین نابرابری بین بخشی تحت فروض مطرح شده باید به صورت منحنی U شکل درآید. اما به طور تجربی نشان می‌دهند که مفروضاتشان برقرار نیستند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که تغییرات نابرابری تنها در اثر جابه‌جایی جمعیت نیست بلکه در اثر تغییرات ابزارها و نابرابری‌های بخشی نیز می‌باشد. این نتیجه با رهیافت کوزنتس سازگار است و مکانیسم‌هایی را که نابرابری شهری را کاهش می‌دهند، شرح می‌دهد. از این رو، توضیح تغییرات نابرابری تنها با کمک شهرنشینی کفایت نمی‌کند و نتایج حاصل از شهرنشینی باید با توجه به درآمدهای متوسط بخشی و نابرابری‌های بخشی نیز بررسی گردد.

شهرنشینی اثرات متفاوتی بر اقتصاد دارد. شهرنشینی، نابرابری کل را از طریق افزایش تاثیر نابرابری شهری بر کل توزیع درآمد تغییر می‌دهد. اما فرایند صنعتی شدن و شهرنشینی نه تنها می‌تواند نابرابری کل را با تغییر سهم‌های بخشی تحت تاثیر قرار دهد بلکه از طریق تغییر نابرابری‌های درون بخشی و بین بخشی نیز این امر امکان پذیر است.

پیشنهاد‌های تکمیلی و انتقادات زیادی بر این استدلال کوزنتس در مورد نابرابری شهری وجود دارد. اولاً سرعت تحرک اجتماعی به شدت به عوامل ساختاری در بخش شهری بستگی دارد. در میان عوامل ساختاری، تمایز بین بخش رسمی و غیررسمی شهری

^۱ Robinson

^۲ Anand and Kanbur

می‌تواند به عنوان مسئله‌ای مهم در نظر گرفته شود. برای بررسی روند مهاجرت، کول و ساندرز^۱ (۱۹۸۶) از مدلی که بین بخش مدرن شهری و بخش معیشتی شهری تمایز قائل می‌شود، استفاده کردند. با توجه به کار آن‌ها، احتمال اینکه تازه‌واردان به بخش معیشتی شهری وارد شوند که در آن موانع اشتغال اندک است و متوسط درآمد در مقایسه با بخش مدرن شهری پایین‌تر است، بیشتر می‌باشد. بسیاری از مطالعات دیگر، مانند مطالعات بانرجی^۲ (۱۹۸۳) و راج^۳ (۱۹۹۳) ادعا می‌کنند که دستمزد در بخش غیررسمی شهر، برابر یا کمی بالاتر از دستمزد روستایی است. با این حال، بسیاری از مهاجران به سمت بخش غیررسمی شهر تغییر جهت می‌دهند تا برای پیدا کردن یک شغل رسمی در آینده امید داشته باشند. سهم‌های بخش‌های غیررسمی-رسمی در طول مراحل مختلف شهرنشینی تغییر می‌کند. با توجه به مطالعه راج (۱۹۹۳)، سهم بیکاری در بخش غیررسمی، از روند U معکوس پیروی می‌کند. بنابراین رشد بخش رسمی شهر، کارگران روستایی را جذب می‌کند اما منجر به رشد بیشتر در بخش غیررسمی شهر می‌شود. از سوی دیگر، چون شهرنشینی ادامه می‌یابد، کاهش زمین و افزایش درآمد کشاورزی تشدید می‌شود، این عوامل باعث تمایل کمتر به ترک بخش روستایی و بیکار ماندن در بخش غیررسمی شهری می‌شود. بنابراین سهم اشتغال در بخش غیررسمی شهر شروع به کاهش می‌کند. از آنجا که دستمزدها به طور کلی در بخش غیررسمی شهر پایین‌تر است، منحنی U وارون مربوط به سهم بخش غیررسمی شهر، می‌تواند یک منحنی U معکوس بین سطح شهرنشینی و نابرابری شهری تشکیل دهد.

همانطور که ذکر شد، بررسی‌ها نشان می‌دهد که شهرنشینی اثرات متفاوتی بر توزیع درآمد شهری برجای می‌گذارد. حال به منظور آزمون تجربی اثر شهرنشینی بر معیار توزیع درآمد یا همان ضریب جینی برای ایران، مدل زیر ارائه می‌گردد که این مدل با توجه به ادبیات موضوع و مبانی نظری و مطابق با مطالعه کوزنتس مطرح گردیده است. در این مدل فرض می‌شود که توزیع درآمد با شهرنشینی ارتباط دارد همچنین بدلیل گسترش شهرنشینی و بهبود فرصت‌های زندگی شاخص توسعه انسانی بر بهبود توزیع درآمد در مرحله دوم رابطه کوزنتس اثرگذار باشد. از آنجا که بخش مسکن و قیمت مسکن و اجاره

^۱ Cole and Sanders

^۲ Benarjee

^۳ Rauch

به عنوان یکی از اقلام مهم بودجه خانوارهای شهری در بهبود توزیع درآمد می‌تواند تاثیرگذار باشد به عنوان یک متغیر به مدل اضافه می‌گردد. لذا مدل زیر معرفی می‌گردد.

$$Gini = f(GDP, NU, NU^2, E, H) \quad (1)$$

در این مدل $Gini$ نشان‌دهنده ضریب جینی و به عنوان شاخص توزیع درآمد در استان‌های ایران در نظر گرفته شده‌است، همچنین GDP ، NU ، E و HDI به ترتیب بیانگر تولید ناخالص داخلی، نسبت شهرنشینی، اجاره بهاء و شاخص توسعه انسانی هر استان می‌باشند. همچنین برای بررسی نظریه کوزنتس و منحنی U وارون، متغیر NU^2 که معرف مجذور نسبت شهرنشینی است به مدل اضافه می‌گردد. در ادامه با توجه به اهمیت اثر مکان بر متغیرهای اقتصادی و برای وارد کردن اثرات فضایی بر توزیع درآمد استانی، از روش‌های اقتصاد سنجی فضایی کمک گرفته می‌شود، از این رو در در بخش‌ها بعد و پس مرور پیشینه تحقیق، الگوی اقتصاد سنجی فضایی معرفی می‌گردد.

۳- پیشینه تحقیق

با توجه به اهمیت توزیع درآمد در مباحث اقتصادی مطالعات خارجی و داخلی متعددی به بررسی عوامل موثر بر این متغیر پرداخته‌اند. از میان مطالعات خارجی که شهرنشینی را به عنوان یک متغیر تاثیرگذار بر توزیع درآمد در نظر گرفته‌اند، بلانک و بلیندر^۱ (۱۹۸۶) در بررسی آثار شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد و فقر در ایالات متحده آمریکا به این نتیجه رسیدند که شهرنشینی تأثیر قابل توجهی روی شکاف درآمدی روستایی-شهری دارد. ماسیمیلیانو^۲ (۲۰۰۸) مطالعه‌ای را تحت عنوان شهرنشینی، نابرابری و رشد اقتصادی، برای کشور هند با استفاده از داده‌های ۱۹۵۱-۲۰۰۱ انجام داد. در این مطالعه بر روند شهرنشینی در هند از سه جنبه نابرابری شهری و روستایی و ارتباط آن با توسعه اقتصادی، ارتباط بین شهرنشینی و رشد اقتصادی و همچنین فرضیه همگرایی در رشد شهرستان‌ها پرداخته شد. نتایج این پژوهش نشان داد که اولاً فرضیه U معکوس کوزنتس تأیید می‌شود، ثانیاً سطح شهرنشینی و توسعه اقتصادی به طور نسبتاً قوی با هم در ارتباط هستند و این ارتباط منفی است و در نهایت، همگرایی در میزان رشد در میان شهرهای هند وجود دارد. کین و ژو^۳ (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای تحت عنوان شهرنشینی و نابرابری

^۱ Blank and Blinder

^۲ Massimiliano

^۳ Qin and Zhuo

درآمدی برای ساکنین چین، نظریه U معکوس کوزنتس را برای سال‌های ۲۰۰۶ - ۱۹۷۸ مورد آزمون قرار دادند. در این بررسی از ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری استفاده شد و متغیرهای مستقل عبارت بودند از سرانه تولید ناخالص داخلی، سهم جمعیت شهری از کل جمعیت، نسبت درآمد قابل تصرف ساکنان شهری، درآمد خالص ساکنان روستایی و متغیر مجازی. متغیر مجازی برای سال‌های قبل از اصلاحات در چین (۱۹۸۳ - ۱۹۷۸) یک و بعد از اصلاحات (۱۹۸۴ به بعد) صفر در نظر گرفته شد. نتایج نشان داده که علاوه بر تایید فرضیه U معکوس کوزنتس، با افزایش شهرنشینی توزیع درآمد بدتر شده و نابرابری افزایش پیدا کرده است. کانبور و ژوانگ^۱ (۲۰۱۳) در مقاله خود به بررسی رابطه شهرنشینی و نابرابری در سه کشور آسیایی پرداخته و نشان داده‌اند که شهرنشینی نابرابری را افزایش می‌دهد. به طوری که به این نتایج دست یافته‌اند که شهرنشینی باعث افزایش ۳۰٪ نابرابری در سطح ملی در فیلیپین، بیش از ۵۰٪ در اندونزی و کمتر از ۱۵٪ در هند شده است.

لی و همکاران^۲ (۲۰۱۴) ارزیابی تفاوت‌های مکانی و زمانی در اثرات شهرنشینی در نابرابری درآمد شهری و روستایی در چین را برای سال ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۰ را انجام دادند. نتایج رگرسیون داده‌های پانل نشان می‌دهد که شهرنشینی شکاف درآمدی را باریک و محدودتر می‌کند. همچنین شهرنشینی تاثیر پایداری بر همه استان‌ها دارد. سو و همکاران^۳ (۲۰۱۵) یک مطالعه فرامنطقه‌ای برای کشور چین انجام داده‌اند و در آن بررسی کردند که آیا شهرنشینی شکاف درآمدی شهری و روستایی را محدودتر و کوچک‌تر می‌کند یا نه؟ آن‌ها دریافتند که الگوهای تعامل بین شهرنشینی و شکاف درآمد شهری و روستایی در مناطق مختلف متفاوت است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که شهرنشینی یک شکاف درآمد شهری و روستایی را به طور عمده در منطقه شرقی چین ایجاد می‌کند. علاوه بر این در یک سوم استان‌ها، سطح شهرنشینی تاثیر قابل توجهی بر روی شکاف درآمد شهری-روستایی دارد، با این حال، شکاف درآمد شهری و روستایی، نقش مهمی در شهرنشینی بازی نمی‌کند. همچنین نتایج حاصل شده برای مناطق شرقی هم‌جهت و هم‌سو با نظریه کوزنتس (۱۹۵۵) است و آن را تصدیق می‌کند.

^۱ Kanbur and zhuang

^۲ Li et al.

^۳ Su et al.

از میان مطالعات داخلی، صمدی (۱۳۸۱) به شناسایی مهم‌ترین منابع افزایش‌دهنده نابرابری توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی ایران پرداخته و از معیار ضریب جینی از طریق عوامل درآمدی پیشنهادی یائو^۱ (۱۹۹۷) و اطلاعات مربوط به سال‌های ۱۳۷۰ و ۱۳۷۵ از مناطق شهری و روستایی استفاده کرده و نتیجه گرفته‌است که نابرابری توزیع درآمد در سال‌های ۱۳۷۰ و ۱۳۷۵ بهبود پیدا کرده، ولی دلایل آن در مناطق شهری و روستایی متفاوت بوده‌است. محقق پیشنهاد نموده‌است که در سیاست‌های فقرزدایی به عوامل کاهش‌دهنده میزان نابرابری به تفکیک مناطق شهری و روستایی توجه شود.

ربانی و همکاران (۱۳۸۳) در مقاله‌ای با استفاده از ابزار پرسشنامه نشان دادند که مهاجرت و توسعه شهرنشینی و ایجاد کلان شهرها، سبب افزایش سکونتگاه‌های حاشیه‌ای در شهرها و افزایش نابرابری‌های اقتصادی شده‌است. فرهمند و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۵ به تحلیل فضایی تأثیر شهرنشینی بر رفاه اجتماعی استان‌های ایران پرداخته‌اند و نتایج نشان داده‌است که هم برای متغیر وابسته و هم برای جزءاخلال خودهمبستگی فضایی وجود دارد و رابطه شهرنشینی و رفاه به صورت U معکوس است. بنابراین برای افزایش رفاه حد بهینه‌ای از میزان شهرنشینی وجود دارد و درجه تمرکز شهری بر رشد رفاه از نظر آماری اثر معناداری را نشان نداده‌است. مهرگان و زمانی‌شبخانه (۱۳۹۲) در مقاله‌ای با عنوان بررسی اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نظریه کوزنتس، با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۵۱ تا ۱۳۸۹ و به کارگیری روش اقتصادسنجی علاوه بر بررسی فرضیه کوزنتس به بررسی اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد پرداخته‌اند. نتایج نشان داده‌است که اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد به شکل یک رابطه غیر خطی است و به روند صنعتی شدن جامعه و تبعات ناشی از رشد شهرنشینی بستگی دارد. همچنین این مقاله فرضیه کوزنتس را تأیید می‌کند. سپهردوست و زمانی‌شبخانه (۱۳۹۲) به بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد مناطق روستایی با تأکید بر فناوری اطلاعات و ارتباطات پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که متغیرهای شهرنشینی و نرخ بیکاری اثر مثبت و معنی‌داری بر توزیع درآمد دارند.

رحیمی‌بدر (۱۳۹۲) برآورد الگوی توزیع درآمد مناطق شهری و روستایی ایران را انجام داده‌است و نتایج نشان داد که در ابتدای دوره، جامعه روستایی از وضعیت درآمدی نابرابرتری برخوردار بوده ولی به تدریج با بهبود وضعیت توزیع درآمد، جامعه روستایی

^۱ Yao

توزیع برابرتری را نسبت به شهر در انتهای دوره نشان می‌دهد. منتظری (۱۳۹۳) در پایان‌نامه خود به بررسی رابطه بین شهرنشینی و توزیع درآمد در بین کشورهای منتخب در حال توسعه پرداخته‌است که نتایج بیانگر اثر منفی شهرنشینی بر توزیع درآمد در کشورهای مورد مطالعه است. صحت (۱۳۹۳) موضوع اثر جهانی شدن بر توزیع درآمد برای منتخبی از کشورهای در حال توسعه را به عنوان پایان‌نامه خود ارائه و مورد بررسی قرار داده‌است. نتایج این مطالعه حاکی از این است که افزایش متغیر شهرنشینی منجر به کاهش توزیع درآمد شده که این اثر نیز، معنی‌دار می‌باشد.

مطالعات انجام شده حاکی از آن است که شهرنشینی بر توزیع درآمد اثرات معناداری داشته و در اغلب موارد این اثر منفی بوده است. در اکثر مطالعات بررسی فرضیه U معکوس کوزنتس مورد توجه قرار گرفته و مطالعات به صورت کشوری بوده‌است، از این رو بررسی تأثیر شهرنشینی بر توزیع درآمد در استان‌های کشور برای شناخت اثرات و بهبود سیاست‌ها با در نظر گرفتن اثرات سرریز به سبب ارتباط بین مناطق می‌تواند امری ضروری باشد. تفاوت این مطالعه با مطالعات قبلی صورت گرفته در این زمینه، در بکارگیری روش‌های متفاوت اقتصادسنجی فضایی است، در مطالعات مشابه با توجه به رد فرضیه صفر عدم همبستگی فضایی در اجزا اخلاص و عدم وابستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته، مدل فضایی عمومی برآورد نشده است و اثرات سرریز درون استانی و بین استانی محاسبه نشده است، در نتیجه اثرات مستقیم، غیر مستقیم و کل که در مطالعات خارج از کشور محاسبه گردیده‌اند، تا کنون در ایران محاسبه نشده‌اند. در مطالعه حاضر این اثرات و میزان تاثیرپذیری استان‌ها در ایران مورد ارزیابی قرار گرفته است.

۴- روش تحقیق

برای بررسی بعد فضا و مکان در جریان تاثیرگذاری شهرنشینی بر توزیع درآمد از روش اقتصادسنجی فضایی استفاده می‌گردد که در ذیل شرح مختصری از آن ارائه می‌گردد.

۴-۱- اقتصادسنجی فضایی

وجه تمایز اقتصادسنجی فضایی از اقتصادسنجی مرسوم در به کارگیری داده‌هایی است که از نظر مکانی به یکدیگر وابسته می‌باشند. زمانی که داده‌های نمونه‌ای دارای جزء مکانی هستند دو مسأله وابستگی فضایی^۱ بین مشاهدات و ناهمسانی فضایی^۲ رخ خواهد داد.

^۱ Spatial dependence or patial autocorrelation

^۲ Spatial heterogeneity or spatial structure

اقتصادسنجی مرسوم تا حد زیادی این دو موضوع را نادیده می‌گیرد، این امر ممکن است به دلیل نقض فرض گاوس-مارکوف^۱ استفاده شده در مدل‌های رگرسیونی رخ دهد. لذا برای استفاده از این روش نیاز به آشنایی با مفاهیم آن می‌باشد که در ادامه شرح مختصری از وابستگی و ناهمسانی فضایی، چگونگی تعیین مکان و وقفه‌های فضایی بیان خواهد شد. وابستگی فضایی در مجموعه‌ای از داده‌های نمونه‌ای به این معنی است که مشاهدات در مکان i وابسته به مشاهدات دیگر در مکان j می‌باشند. به بیان دیگر:

$$Y_{it} = f(Y_{jt}), \quad i = 1, 2, \dots, n, i \neq j \quad (2)$$

این همبستگی می‌تواند میان مشاهدات مختلف و اجزاء اخلاص وجود داشته باشد، به این معنا که شاخص i می‌تواند هر مقداری از $n, \dots, 1$ را اختیار کند. انتظار می‌رود اطلاعات نمونه‌ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا وابسته به مقادیر مشاهده شده در مکان‌های دیگر باشد. وابستگی فضایی می‌بایست با قضایای اساسی علوم منطقه‌ای مطابقت داشته باشد. به این معنا که مشاهدات نزدیک‌تر باید منعکس‌کننده درجه وابستگی فضایی بیش‌تری نسبت به آن‌هایی باشد که از یکدیگر دورتر هستند. به عبارت دیگر، وابستگی فضایی و تاثیرات آن بین مشاهدات باید با افزایش فاصله بین مشاهدات کاهش یابد.

در مورد ناهمسانی فضایی می‌توان این چنین بیان کرد که اصطلاح ناهمسانی فضایی اشاره به انحراف در روابط بین مشاهده‌ها در سطح مکان‌های جغرافیایی دارد. در اغلب موارد انتظار بر روابط گوناگون برای هر نقطه در فضا وجود دارد. به عبارت دیگر، رابطه خطی به صورت زیر به تصویر کشیده می‌شود:

$$Y_{it} = X_{it}\beta_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

که در آن i بیانگر مشاهدات به دست آمده در فضا، X_{it} نشان‌دهنده بردار $(n \times k)$ از متغیرهای توضیحی همراه با مجموعه پارامترهای β_i مربوط به آن، Y_{it} متغیر وابسته در مشاهده یا مکان i و ε_i بیانگر خطای تصادفی در رابطه مذکور است. به بیان دیگر این مفهوم به صورت زیر است:

$$Y_{it} = f(X_{it}\beta_i + \varepsilon_{it}) \quad (4)$$

با در نظر گرفتن رابطه (۴)، نمی‌توان انتظار بر آورد مجموعه‌ای n پارامتری از بردار β_i با توجه به یک نمونه از مشاهدات و تخمین منحصر به فردی برای هر نقطه در فضا را داشت. به طور کلی ناهمسانی فضایی نیز این فرض گاوس-مارکف که می‌گوید تنها یک رابطه خطی

^۱ Gauss-Markov

مشخص با واریانس ثابت بین مشاهده‌های نمونه‌ای وجود دارد را نقض می‌نماید. پیش از مطرح شدن مسائلی همچون ناهمسانی فضایی و وابستگی فضایی، ابتدا می‌بایست به تعیین جنبه مکانی داده‌های نمونه‌ای پرداخت. برای ترسیم مجموعه مشاهدات فضایی می‌توان از منابعی مانند طول و عرض جغرافیایی بهره برد. این اطلاعات افراد را قادر می‌سازند تا فاصله از هر نقطه در فضا و یا مشاهدات واقع در مکانی مجزا در فضا نسبت به مشاهدات واقع در نقاط دیگر را محاسبه نمایند (لسیج و پیس، ۲۰۰۹).

۴-۲- معرفی مدل‌های اقتصادسنجی فضایی

در این قسمت مدل‌های مورد استفاده در اقتصادسنجی فضایی توضیح داده می‌شود که به ترتیب عبارتند از مدل خود رگرسیون فضایی مرتبه اول^۱، مدل مختلط رگرسیون-خود رگرسیونی^۲، مدل خطای فضایی^۳ و مدل فضایی عمومی^۴. تفاوت اصلی آن‌ها در محل قرارگیری ماتریس وزنی فضایی برای رفع همبستگی فضایی است.

- مدل خود رگرسیون فضایی مرتبه اول

این مدل کم‌ترین کاربرد را در میان مدل‌های فضایی دارد اما بیش‌ترین کاربرد آن در شناسایی همبستگی فضایی در میان همسایه‌ها است، چرا که تنها از حاصل ضرب متغیر وابسته در ماتریس وزنی استاندارد شده^۵ استفاده می‌نماید.

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{jt} + \varepsilon_{it} = \rho W y + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2) \quad (5)$$

P ، W_{ij} ، ε_{it} به ترتیب ضریب وقفه فضایی، ماتریس وزنی استاندارد شده و جزء اخلاص است.

- مدل مختلط رگرسیون- خود رگرسیونی

این مدل تغییرات y را به صورت یک ترکیب خطی از مناطق مجاور همانند سری‌های زمانی خود رگرسیون (AR)^۶ توضیح می‌دهد و آنچه که در مناطق مجاور اتفاق می‌افتد را با اهمیت تلقی می‌نماید. در این راستا روش حداکثر درست‌نمایی برای تخمین پارامترهای این مدل به کار می‌رود. مدل مذکور به صورت زیر می‌باشد:

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{ki} + \varepsilon_{it} = \rho W y + X\beta + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

^۱ LeSage and Pace

^۲ FAR (First Order Spatial Autoregressive Model)

^۳ SAR (Mixed Spatial Autoregressive model)

^۴ SEM (Spatial Error Model)

^۵ SAC (The General Spatial Model)

^۶ این ماتریس از ضرب کرونکر حاصل می‌شود.

^۷ Autoregressive model

$$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

ε_{it} ، W_{ij} ، P به ترتیب ضریب وقفه فضایی، ماتریس وزنی استاندارد شده و جزء اخلاص است.

- مدل خطای فضایی

یکی دیگر از مدل‌های مطرح شده در زمینه اقتصادسنجی فضایی، مدل خطای فضایی است که این مدل را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$y_{it} = \sum_{k=1}^k \beta_k x_{ki} + \varepsilon_{it} = X\beta + u_{it} \quad (7)$$

$$u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

شایان ذکر است که مدل خطای فضایی منجر به حذف سرریزهای فضایی (اثرات غیرمستقیم) خواهد شد، در نتیجه برای بررسی سرریزها بیش‌ترین اتکا بر مدل خود رگرسیون فضایی مرتبه اول است.

- مدل فضایی عمومی

این مدل دربرگیرنده هر دو مدل مختلط رگرسیونی-خودرگرسیونی و خطای فضایی است و به صورت زیر می‌باشد.

$$y_{it} = \rho W y + X\beta + u_{it} \quad (8)$$

$$u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

برای تعیین همبستگی فضایی می‌بایست از آزمون‌های موران و والدبا فرضیه صفر عدم همبستگی فضایی استفاده شود. همچنین آزمون‌های ضریب لاگرانژ خطا^۱ (LMerror) و ضریب لاگرانژ وقفه^۲ (LMIag) به ترتیب برای تشخیص عدم همبستگی فضایی در اجزا اخلاص و عدم وابستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته مورد استفاده قرار می‌گیرد. در صورت رد فرضیه صفر عدم همبستگی فضایی در اجزا اخلاص از مدل خطای فضایی و در صورت رد فرضیه صفر عدم وابستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته از مدل مختلط رگرسیون- خودرگرسیونی برای رفع همبستگی فضایی استفاده می‌شود اما در حالتی که هر دو فرضیه صفر رد شوند، از مدل خطای فضایی عمومی کمک گرفته می‌شود. به اضافه برای انتخاب یکی از مدل‌ها با داده‌های تلفیقی^۳، داده‌های تابلویی^۴ با اثر ثابت یا تصادفی از آزمون‌های نسبت درست‌نمایی^۵ و هاسمن استفاده می‌شود. فرضیه صفر آزمون

^۱ Lagrange Multiplier Error

^۲ Lagrange Multiplier Lag

^۳ Pool data

^۴ Panel data

^۵ Likelihood Ratio (LR)

نسبت درست‌نمایی ۱ مدل با داده‌های تلفیقی در مقابل فرضیه یک مدل با اثر ثابت و فرضیه صفر آزمون نسبت درست‌نمایی ۲ مدل با داده‌های تلفیقی در مقابل فرضیه یک مدل با اثر تصادفی است. به علاوه فرضیه صفر آزمون هاسمن مدل با اثر تصادفی در مقابل فرضیه یک مدل با اثر ثابت است که در ادامه نتایج آزمون‌ها ارائه می‌شوند.

۵- یافته‌های تحقیق

۵-۱- مقدمه

در این بخش با استفاده از داده‌های موجود و مدل تصریح شده در بخش مبانی نظری، به برآورد مدل پرداخته می‌شود. در گام نخست، با توجه به مدل تصریح شده و پیشینه تحقیق تابع زیر معرفی می‌شود:

$$Gini_{it} = f(GDP_{it}, NU_{it}, NU^2, E_{it}, HDI_{it}) \quad i = 1, \dots, 25, t = 1, \dots, 1 \quad (9)$$

که $Gini$ نشان‌دهنده ضریب جینی و به عنوان شاخص توزیع درآمد در استان‌های ایران در نظر گرفته شده است. چرا که ضریب جینی متداول‌ترین شاخص نابرابری درآمد است و از نظر آماری، از نسبت اندازه برابری توزیع درآمد مورد بررسی به حداکثر اندازه نابرابری درآمد ممکن در یک توزیع درآمد کاملاً برابر و از نظر ترسیمی، از نسبت مساحت لورنز (سطح بین منحنی لورنز توزیع درآمد و خط برابری کامل توزیع درآمد) به مساحت مثلث زیر خط برابری کامل توزیع درآمد بدست می‌آید. همچنین GDP ، NU ، NU^2 و E و HDI به ترتیب بیانگر تولید ناخالص داخلی، نسبت شهرنشینی، مجذور نسبت شهرنشینی، اجاره بهاء و شاخص توسعه انسانی هر استان می‌باشند. به‌علاوه مؤلفه i بیانگر تعداد ۲۵ استان شامل آذربایجان شرقی، آذر بایجان غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان رضوی، خوزستان، زنجان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، مازندران، مرکزی، همدان و یزد می‌باشد که از داده‌های آنها در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۰ استفاده می‌گردد. داده‌های این مطالعه از سایت سازمان آمار کشور و سالنامه‌های آماری استان‌ها جمع‌آوری گردیده است.

۵-۲- برآورد مدل

در این مرحله قبل از انجام برآورد، از آزمون موران و والد برای تشخیص خودهمبستگی فضایی در اجزا اخلاص استفاده می‌شود. همچنین از آن جایی که نیاز به برگزیدن یکی از مدل‌های خطا فضایی (SEM)، مختلط رگرسیون-خودرگرسیون فضایی (SAR) یا فضایی

عمومی (SAC) برای رفع خودهمبستگی در اجزا اخلاص است، این انتخاب با کمک آزمون‌های ضریب لاگرانژ صورت می‌پذیرد. سپس معادله مطرح شده، با مدل منتخب برآورد می‌گردد. تمامی مراحل در نرم افزار MATLAB انجام می‌شوند.

۵-۲-۱- آزمون‌های تشخیص همبستگی فضایی

برای بررسی و شناسایی همبستگی فضایی در اجزا اخلاص از آزمون‌های موران و والد استفاده می‌شود که فرضیه صفر این دو آزمون عدم همبستگی فضایی است و در صورتی که آماره آزمون موران و والد به ترتیب بزرگ‌تر از $1/96$ و $6/635$ می‌باشند فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی فضایی در اجزا اخلاص رد می‌شود.

جدول (۱): نتایج آزمون‌های موران و والد*

آماره	Moran I-statistic	WALDS
مقدار	۵/۸۷۷ (۰/۰۰۰)	۱۱۰/۱۸۵ (۰/۰۰۰)

* اعداد داخل پرانتز برابر با احتمال هستند.

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از آزمون‌ها در جدول (۱) دلالت بر آن دارند که آماره آزمون موران و والد به ترتیب بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی $1/96$ و $6/635$ می‌باشند. در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی فضایی در اجزا اخلاص رد می‌شود.

۵-۲-۲- آزمون‌های ضریب لاگرانژ

فرض صفر آزمون‌های LMerror و LMlag به ترتیب عدم همبستگی فضایی در اجزاء اخلاص و عدم وابستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته است. علاوه بر انجام این دو آزمون نیاز به اجرای آزمون‌های LMerror_robust و LMlag_robust است تا بدین طریق نتایج آزمون‌ها با کارایی بالاتری مورد بررسی قرار گیرند. نتایج آزمون‌ها در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول (۲): آزمون‌های ضریب لاگرانژ*

آماره	LMerror	LMlag	LMerror_robust	LMlag_robust
مقدار	۳۲/۲۵۶ (۰/۰۰۰)	۵۷/۴۲۲ (۰/۰۰۰)	۱۷/۶۶۲ (۰/۰۰۰)	۴۲/۸۲۷ (۰/۰۰۰)

* اعداد داخل پرانتز برابر با احتمال هستند.

منبع: محاسبات تحقیق

به علت بزرگتر بودن آماره آزمون‌های LMerror, LMerror_robust, LMlag و LMlag_robust از مقدار بحرانی ۶/۶۳۵، می‌بایست از مدل خطای فضایی و مختلط رگرسیون - خودرگرسیونی برای برآورد استفاده نمود. در نتیجه برای برآورد از مدل فضایی عمومی که دربرگیرنده هر دو مدل است، کمک گرفته می‌شود.

۵-۲-۳- آزمون‌های تصریح مدل

در این قسمت از آزمون نسبت درست‌نمایی (LR) برای انتخاب بین سه مدل داده‌های تلفیقی و داده‌های تابلویی با اثر ثابت و همچنین و داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی استفاده می‌گردد. همچنین از آزمون هاسمن جهت گزینش یکی از دو مدل داده‌های تابلویی با وجود اثرات ثابت یا تصادفی کمک گرفته می‌شود (الهورست^۱، ۲۰۱۱). براساس نتایج جدول (۳) مدل داده‌های تابلویی با اثر تصادفی انتخاب می‌گردد.

جدول (۳): آزمون‌های تصریح مدل

آزمون	LR(1)	LR(2)	Hausman
SAR	۲۰۶/۰۶۴ (۰/۰۰۰)	۱۳۲/۰۴ (۰/۰۰۰)	۱۱/۲۴۵ (۰/۱۱۲)
SEM	۱۸۴/۳۸۶ (۰/۰۰۰)	۱۱۲/۰۲۱ (۰/۰۰۰)	۸/۷۴۵ (۰/۹۷۴)

* اعداد داخل پرانتز برابر با احتمال هستند.

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۲-۴- برآورد مدل خود رگرسیون فضایی مرتبه اول

نتایج حاصل از برآورد معادله زیر در جدول ۴ نشان می‌دهد که ضریب فضایی ρ برابر با ۰/۹۸ است که از نظر آماری معنادار می‌باشد و بیانگر همبستگی فضایی مثبت در میان استان‌ها می‌باشد.

$$\ln(Gini)_t = \rho(W * \ln(Gini)_t) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (10)$$

جدول (۴): نتایج برآورد مدل خودرگرسیون فضایی مرتبه اول

معیارها	مقادیر
R^2	-۰/۰۵۶
ρ	۰/۹۸۴
Asymptot t-stat	۱۹۵/۲۴۴
z-probability	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

^۱ Elhorst

۵-۲-۵- نتایج برآورد مدل

جدول (۵): نتایج برآورد مدل‌های مختلط رگرسیون - خودرگرسیونی (SAR)، خطای

فضایی (SEM) و فضایی عمومی (SAC)*

متغیر مدل	C	Ln(GDP)	Ln(NU)	Ln(NU ²)	Ln(E)	Ln(HDI)	ρ	λ
SAC	---	۰/۰۰۳ (۰/۹۱)	-۰/۰۶ (۰/۰۲)	-۰/۰۲۶ (۰/۰۱)	۰/۰۱ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۷ (۰/۰۰۵)	۰/۹۴۵ (۰/۰۰۰)	-۱/۹۵۶ (۰/۰۰۰)
SEM	-۱/۴۲۹ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۵ (۰/۰۱۵)	-۰/۰۹۲ (۰/۲۴)	-۰/۰۴۱ (۰/۱۴)	-۰/۰۲ (۰/۱۱۵)	-۰/۰۰۵ (۰/۲۷۶)	---	۰/۲۱۶ (۰/۰۱۶)
SAR	-۱/۱۵۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۴ (۰/۰۱۹)	-۰/۰۹۹ (۰/۲۰۴)	-۰/۰۴۳ (۰/۱۱۲)	-۰/۰۱۶ (۰/۱۴۳)	-۰/۰۰۵ (۰/۲۲۶)	۰/۲۲۳ (۰/۰۰۸)	---

* اعداد داخل پرانتز برابر با احتمال هستند.

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج برآورد مدل فضایی عمومی‌تر جدول (۵) اثرات متغیرهای تولید ناخالص داخلی و اجاره‌بها واحد مسکونی بر توزیع درآمد مثبت است با این تفاوت که اثر مثبت تولید ناخالص داخلی بر توزیع درآمد بی‌معنی ولی اثر مثبت اجاره‌بها واحد مسکونی بر توزیع درآمد معنی‌دار می‌باشد. به علاوه نسبت شهرنشینی و شاخص توسعه انسانی منجر به کاهش ضریب جینی می‌شوند و هر دو اثر معنادار بر توزیع درآمد دارند همچنین توان دوم متغیر نسبت شهرنشینی منفی است که این رخداد نشان می‌دهد طبق نظریه U معکوس کوزنتس، توزیع درآمد در مرحله دوم قرار دارد. نتایج برآورد مدل مختلط رگرسیون - خودرگرسیونی و مدل خطای فضایی شبیه به هم بوده و نشان می‌دهند تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنادار بر ضریب جینی دارد و نسبت شهرنشینی، شاخص توسعه انسانی و اجاره‌بها منجر به کاهش ضریب جینی می‌شود. با توجه به این که مدل فضایی عمومی دربرگیرنده هر دو مدل خطای فضایی و مختلط رگرسیون - خودرگرسیونی می‌باشد در این مقاله بر نتایج مدل فضایی عمومی تکیه شده است.

۵-۳- بررسی اثرات سرریز فضایی

مهم‌ترین کاربرد مدل فضایی عمومی، بررسی سرریزهای فضایی یا سرایت‌های اثرات متغیر مورد مطالعه، به مناطق مجاور منطقه مورد بررسی، است. چرا که براساس مطالعات لسیج و پیس^۱ (۲۰۰۹) برای به دست آوردن اثر مستقیم در ابتدا تأثیر افزایش متغیر

^۱ LeSage and Pace

توضیحی در استان i بر متغیر وابسته در خود استان i محاسبه (به عبارت دیگر مشتق جزئی^۱ برابر با $\frac{\partial y_i}{\partial x_i}$ می‌باشد) و از آن جایی که $i=1,2,\dots,n$ می‌باشد، از تمامی تاثیرها در کل منطقه میانگین گرفته می‌شود. جهت محاسبه اثر تجمعی غیرمستقیم در ابتدا تاثیر افزایش متغیر توضیحی در استان j بر متغیر وابسته در استان i محاسبه (به عبارت دیگر مشتق جزئی - متقاطع^۲ برابر با $\frac{\partial y_i}{\partial x_j}$ و $i \neq j$ می‌باشد) می‌شود و میانگین این اثرها در کل منطقه بیانگر اثر سرریز ناشی از افزایش متغیر توضیحی در یک استان بر متغیر وابسته در تمامی استان‌های موجود در منطقه است. اثر کل ناشی از افزایش متغیر توضیحی بر روی تمامی استان‌های مورد بررسی برابر با مجموع اثرات مستقیم و غیرمستقیم است. به طور کلی، اثر مستقیم حاکی از سرریزهای درون استانی و اثر غیرمستقیم حاکی از سرریزهای بین استانی است. بر این اساس می‌توان معنی‌داری اثر مستقیم و غیرمستقیم هر یک از متغیرهای توضیحی را بر متغیر وابسته به دست آورد. شایان ذکر است که از هر سه اثر در تمامی استان‌ها و دوره‌های زمانی میانگین گرفته شده است. در این راستا با استفاده از مدل فضایی عمومی می‌توان اثر مستقیم، سرریز و اثر کل را از یکدیگر تفکیک نمود.

جدول (۶): نتایج تفکیک اثرات غیرمستقیم از اثرات مستقیم و کل

اثرات	متغیر	ضرایب	احتمال
مستقیم	Ln(GDP)	۰/۰۰۶	۰/۰۶۵
	Ln(NU)	-۰/۱۱۹	۰/۰۲۹
	Ln(E)	۰/۰۲۱	۰/۰۰۰
	Ln(HDI)	-۰/۰۱۴	۰/۰۰۴
غیرمستقیم	Ln(GDP)	۰/۰۵۴	۰/۰۹۲
	Ln(NU)	-۰/۹۸۴	۰/۰۴۷
	Ln(E)	۰/۱۷۲	۰/۰۰۰
	Ln(HDI)	-۰/۱۱۵	۰/۰۱
کل	Ln(GDP)	۰/۰۶	۰/۰۸۸
	Ln(NU)	-۱/۱۰۳	۰/۰۴۴
	Ln(E)	۰/۱۹۳	۰/۰۰۰
	Ln(HDI)	-۰/۱۲۹	۰/۰۰۱

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۶) نشان می‌دهد که اثر مستقیم و غیرمستقیم تولید ناخالص داخلی بر توزیع درآمد هر استان و استان‌های همسایه مثبت و بی‌معنی است. همچنین اثر مستقیم و

^۱ Own-partial derivatives

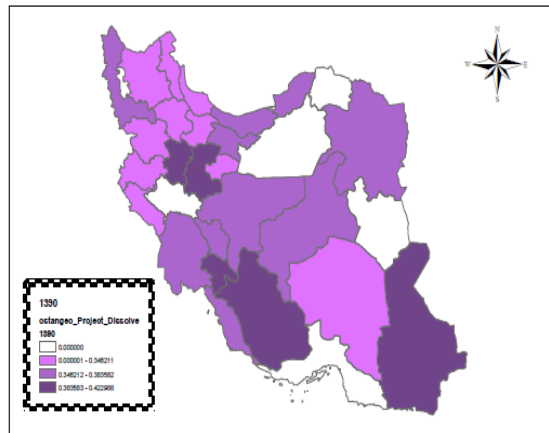
^۲ Cross-partial derivatives

غیرمستقیم متغیرهای شهرنشینی، اجاره بهاء و توسعه انسانی بر توزیع درآمد هر استان و استان‌های همسایه معنی‌دار است با این تفاوت که اثر معنادار اجاره بهاء مثبت و اثر سایر متغیرها منفی است. این نتایج حاکی از وجود سرریزهای درون استانی و بین‌استانی است. به‌علاوه مجموع اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرها با اثر کل هر یک از آنها برابر است.

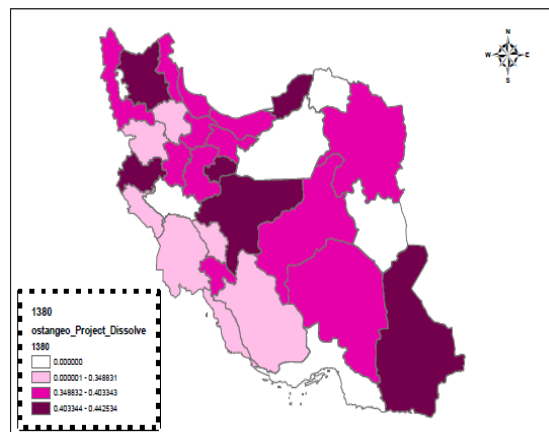
۴-۵- تحلیل کار توگرافی ضریب جینی و نسبت شهرنشینی

به منظور نمایش بهتر نتایج تحقیق و مستندسازی و مصورسازی آن از طریق نرم افزار GIS نتایج به صورت نقشه‌های ذیل آماده و گزارش می‌شوند. براساس شکل ۱ و ۲ که نشان‌دهنده توزیع جغرافیایی توزیع درآمد در سال ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ بین استان‌های کشور می‌باشند، در سال ۱۳۸۰ نابرابرترین توزیع درآمد از آن استان‌های سیستان و بلوچستان، اصفهان، گلستان، کرمانشاه، قم و آذربایجان شرقی است که در طبقه چهارم قرار گرفته‌اند. در سال ۱۳۹۰ استان‌های آذربایجان شرقی، قم و کرمانشاه با بهبود چشم‌گیری در توزیع درآمد به طبقه دوم انتقال یافته‌اند. همچنین استان‌های اصفهان و گلستان به طبقه سوم منتقل شده و در سطح بهتری از توزیع درآمد قرار گرفته‌اند. استان‌های کردستان، زنجان، ایلام، خوزستان، چهارمحال و بختیاری، فارس و بوشهر در سال ۱۳۸۰ در بهترین وضعیت توزیع درآمد قرار داشته‌اند که متأسفانه در سال ۱۳۹۰ استان‌های خوزستان، بوشهر و چهارمحال بختیاری به یک طبقه پایین‌تر و استان فارس به پایین‌ترین طبقه توزیع درآمد انتقال یافته‌اند. در حالی که استان‌های زنجان، کردستان و ایلام در طی این دوره یازده ساله توانسته‌اند سطح برابری درآمد خود را حفظ نموده و در طبقه دوم همچنان باقی بمانند. سایر استان‌ها در سال ۱۳۸۰ در طبقه میانی توزیع درآمد قرار داشته‌اند که استان‌های اردبیل، گیلان، قزوین و کرمان در این دوره یازده ساله با بهبود سطح توزیع درآمد به طبقه دوم منتقل شده‌اند. این در حالی است که استان‌های مرکزی، همدان و کهگیلویه و بویراحمد با نابرابرتر شدن توزیع درآمد در طبقه آخر قرار گرفته‌اند و سایر استان‌ها همچنان جایگاه میانی خود را حفظ نموده‌اند. لازم به ذکر است که طبقه اول که با رنگ سفید نمایش داده شده است پنج استان خراسان شمالی، خراسان جنوبی، لرستان، هرمزگان و سمنان است که به علت نقص داده در این دوره زمانی بررسی نشده‌اند. همچنین شکل شماره ۳ و ۴ توزیع جغرافیایی شهرنشینی در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ را نشان می‌دهند بر اساس این شکل‌ها، استان‌های تهران، قم، اصفهان، و یزد بالاترین سطح

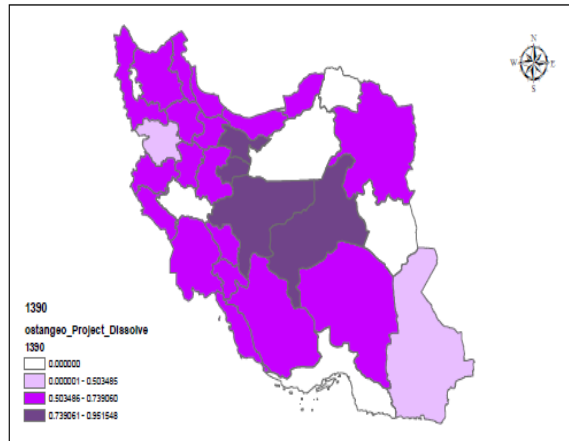
شهرنشینی در سال ۱۳۸۰ را داشته و این سطح در طی دوره یازده ساله همچنان حفظ شده است. استان‌های اردبیل، گیلان، مازندران، گلستان، زنجان، همدان، چهارمحال و بختیاری، کهگیلویه و بویراحمد و سیستان و بلوچستان در سال ۱۳۸۰ در پایین‌ترین سطح شهرنشینی قرار داشته‌اند که تنها استان سیستان و بلوچستان در این دوره زمانی سطح شهرنشینی خود را حفظ کرده و سایر استان‌ها با افزایش شهرنشینی به طبقه دوم منتقل شده‌اند. استان کردستان که در سال ۱۳۸۰ در طبقه دوم قرار داشته در این دوره با کاهش شهرنشینی مواجه بوده و به پایین‌ترین طبقه رسیده در حالی که سایر استانهای این طبقه همچنان در جایگاه خود باقی مانده‌اند.



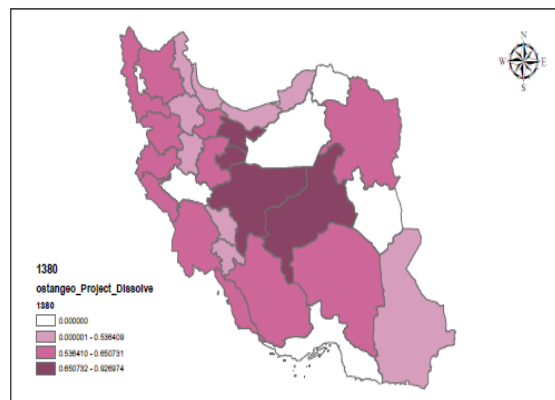
شکل ۱: نقشه فضایی ضریب جینی سال ۱۳۹۰



شکل ۲: نقشه فضایی ضریب جینی سال ۱۳۸۰



شکل ۳: نقشه فضایی نسبت شهرنشینی سال ۱۳۹۰



شکل ۴: نقشه فضایی نسبت شهرنشینی سال ۱۳۸۰

با مقایسه چهار شکل بالا می‌توان به این نتیجه دست‌یافت که تأثیر شهرنشینی بر توزیع درآمد استان‌های کشور روند ثابتی نداشته‌است به طوری که برخی از استان‌ها که در این دوره یازده ساله با افزایش شهرنشینی رو به رو بوده‌اند بهبود توزیع درآمد را تجربه کرده ولی برخی از استان‌ها هم به سمت نابرابرتر شدن توزیع درآمد پیش رفته‌اند. همچنین در استان‌هایی که میزان شهرنشینی ثابت داشته توزیع درآمد در برخی استان‌ها بهبود یافته و در برخی دیگر ثابت مانده‌است. که این موضوع با نتایج تخمین مدل فضایی عمومی که اثر نسبت شهرنشینی بر توزیع درآمد را منفی و بی معنی بدست آورده همخوانی دارد.

۶- نتیجه گیری

مقاله حاضر به بررسی اثرات شهرنشینی بر توزیع درآمد ۲۵ استان در ایران و در دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰ پرداخته است و جهت اندازه‌گیری تأثیر اثرات فضایی بر توزیع درآمد، از روش اقتصادسنجی فضایی در نرم‌افزار MATLAB کمک گرفته شده است. نتایج حاصل از آزمون‌های موران، والد و ضریب لاگرانژ که برای تشخیص همبستگی فضایی مورد استفاده قرار می‌گیرند، تاییدکننده وجود خودهمبستگی فضایی در معادله پیشنهادی می‌باشد که با مدل فضایی عمومی قابل رفع می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد مدل فضایی عمومی با استفاده از اقتصادسنجی فضایی نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی منجر به افزایش ضریب جینی می‌شود که این به معنای نابرابرتر شدن توزیع درآمد است. از آنجایی که رشد اقتصادی ناشی از انباشت سرمایه فیزیکی باعث نابرابری توزیع درآمد می‌گردد، نابرابرتر شدن توزیع درآمد ناشی از افزایش تولید ناخالص داخلی در استان‌های ایران کاملاً منطقی به نظر می‌رسد. به علاوه افزایش جمعیت شهری موجب بهبود توزیع درآمد هر استان می‌شود؛ این امر بدین سبب می‌تواند باشد که تمرکز کارخانه‌ها و شرکت‌های تولیدی در مراکز شهری، باعث حرکت جمعیت روستایی با هدف یافتن شغل، کسب درآمدهای بالاتر و استفاده از امکانات عمومی گسترده، به سمت مناطق شهری می‌گردد و جمعیت شهری و نیروی کار را افزایش می‌دهد. در نتیجه با افزایش نیروی کار، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد. همچنین ضریب منفی دو متغیر شهرنشینی و مجذور آن نشان می‌دهند که طبق نظریه U معکوس کوزنتس، توزیع درآمد در قسمت نزولی این منحنی یعنی در مرحله دوم قرار دارد و این رخداد به این دلیل است که بازه مورد بررسی در این مطالعه بلند مدت نبوده و اثرگذاری شهرنشینی بر توزیع درآمد در ۱۱ سال اخیر مورد مطالعه قرار گرفته است و احتمالاً در دوران اولیه گسترش شهرنشینی جدید، بخش اول منحنی کوزنتس در ایران تجربه شده است. ضریب منفی شاخص توسعه انسانی نشان‌دهنده رابطه مستقیم شاخص توسعه انسانی و توزیع درآمد عادلانه است زیرا افزایش جمعیت شهری سبب ارتقاء سطح تحصیلات، سطح بهداشت و برخورداری از یک سطح زندگی مناسب می‌شود که بهبود توزیع درآمد را نتیجه می‌دهد. همچنین ضریب مثبت اجاره بهاء واحد مسکونی مهر تاییدی بر این مطلب است که افزایش اجاره بهاء توزیع درآمد را ناعادلانه‌تر می‌نماید؛ چرا که بخش مسکن یکی از تأثیرگذارترین بخش‌های اقتصادی بر درآمد خانوارها می‌باشد. بنابراین، با افزایش اجاره بهاء، سهم بیش‌تری از درآمد صرف مسکن می‌شود و قدرت خرید افراد کاهش می‌یابد؛ از این رو، رابطه غیر مستقیم

اجاره بهاء و توزیع درآمد عادلانه منطقی به نظر می‌رسد. همچنین مهم‌ترین کاربرد مدل فضایی عمومی در بررسی سرریزهای فضایی است. منظور از سرریزهای فضایی، سرایت‌های اثرات متغیرمورد مطالعه، به مناطق مجاور منطقه مورد بررسی است که این سرریزها با دو اثر مستقیم و غیرمستقیم اندازه‌گیری می‌شوند. اثر مستقیم حاکی از سرریزهای درون استانی است که برای به‌دست آوردن آن در ابتدا تاثیر افزایش متغیر توضیحی در استان i بر متغیر وابسته در خود استان i محاسبه می‌گردد و از آن جایی که $i=1,2,\dots,n$ می‌باشد، از تمامی تاثیرها در کل استان‌ها میانگین گرفته می‌شود. اثر غیرمستقیم حاکی از سرریزهای بین استانی است و جهت محاسبه اثر تجمعی غیرمستقیم در ابتدا تاثیر افزایش متغیر توضیحی در استان j بر متغیر وابسته در استان i محاسبه می‌شود و میانگین این اثرها در کل استان‌ها بیانگر اثر سرریز ناشی از افزایش متغیر توضیحی در یک استان بر متغیر وابسته در تمامی استان‌های موجود در منطقه می‌باشد. اثر کل برابر با مجموع اثرات مستقیم و غیرمستقیم است. نتایج حاصل از تفکیک اثرات مستقیم و غیرمستقیم حاکی از آن است که سرریزهای درون استانی و بین استانی ناشی از شهرنشینی، اجاره‌بها و شاخص توسعه انسانی منجر به افزایش برابری درآمد می‌شوند و ضریب جینی هر استان، از این متغیرها، در همان استان و استان‌های همسایه تأثیر معناداری می‌پذیرد اما سرریزهای ناشی از تولیدناخالص داخلی منجر به کاهش برابری درآمد می‌شوند که تأثیر معناداری بر توزیع درآمد برجای نمی‌گذارند. این امر خود دلالت بر نقش پررنگ هر استان و همسایه‌های آن در زمینه شهرنشینی، اجاره و شاخص توسعه انسانی دارد. علاوه بر این با مقایسه نقشه‌های فضایی توزیع درآمد و نسبت شهرنشینی در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ می‌توان به این نتیجه دست‌یافت که تأثیر شهرنشینی بر توزیع درآمد استان‌های کشور روند ثابتی نداشته‌است به طوری که برخی از استان‌ها که در این دوره یازده ساله با افزایش شهرنشینی رو به رو بوده‌اند بهبود توزیع درآمد را تجربه کرده ولی برخی از استان‌ها هم به سمت نابرابرتر شدن توزیع درآمد پیش رفته‌اند. همچنین در استان‌هایی که میزان شهرنشینی ثابت داشته توزیع درآمد در برخی استان‌ها بهبود یافته و در برخی دیگر ثابت مانده‌است. که این موضوع با نتایج تخمین مدل فضایی عمومی که اثر نسبت شهرنشینی بر توزیع درآمد را منفی و بی معنی بدست آورده همخوانی دارد.

فهرست منابع

۱. ربانی، رسول، کلانتری، صمد، و یاوری، نفیسه (۱۳۸۳). پدیده حاشیه‌نشینی و پیامدهای اجتماعی- فرهنگی آن. مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، ۲، ۱۵۴-۱۱۹.
۲. رحیمی‌بدر، بیبا (۱۳۹۲). برآورد الگوی توزیع درآمد مناطق شهری و روستایی ایران با استفاده از اشکال مختلف تابعی تصریح شده (پارامتریک) برای منحنی لورنز. فصلنامه راهبرد اقتصادی، ۲(۴)، ۹۵-۱۲۰.
۳. سپهردوست، حمید، و زمانی‌شبخانه، صابر (۱۳۹۲). فصلنامه راهبردهای توسعه روستایی، ۱(۱)، ۲۹-۳۹.
۴. صحت، محسن (۱۳۹۳). بررسی اثر جهانی شدن بر توزیع درآمد: یک رهیافت همجمعی با داده‌های پانلی: (مطالعه موردی: منتخبی از کشورهای در حال توسعه). وزارت علوم، تحقیقات و فناوری.
۵. صمدی، علی حسین (۱۳۸۱). شناسایی مهم‌ترین منابع افزایش‌دهنده نابرابری توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی: تجزیه ضریب جینی (۱۳۷۵، ۱۳۷۰). مجله برنامه و بودجه، ۷۴، ۷۱-۵۸.
۶. فرهمند، شکوفه، ابوطالبی، مینا، و کریمی، محسن (۱۳۹۱). تحلیل فضایی تأثیر شهرنشینی بر رفاه اجتماعی در استان‌های ایران. اولین همایش بین‌المللی اقتصاد سنجی روش‌ها و کاربردها، ۲۰-۱.
۷. منتظری، احمد (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین شهرنشینی و توزیع درآمد مورد مطالعه کشورهای منتخب در حال توسعه. وزارت علوم، تحقیقات و فناوری. دانشگاه شهید چمران اهواز. دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی.
۸. مهرگان، نادر، و زمانی شبخانه، صابر (۱۳۹۲). بررسی اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نظریه کوزنتس. فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه، ۳، ۱۹-۳.
1. Anand, S., & Kanbur, S. M. R. (1993). The kuznets process and the inequality-development relationship. *Journal of Development Economics*, 40, 25-52.
2. Becker, C. M. (2007). Urbanization and rural-urban migration, in ed. by Dutt A. and J. Ros, *International Handbook of Development Economics*, Cheltenham, United Kingdom, and Northampton, Massachusetts: Edward Elgar.
3. Bourguignon, F., & Morrisson, C. (1998). Inequality and development: the role of dualism. *Journal of Development Economics*, 57(2), 233-258.

4. Blank, R. M. &Blinder, A. S. (1986). Macroeconomics, income distribution, and poverty. in Danziger and Weinberg, eds., 180-208.
5. Cole, W. E., &Sanders, R. D. (1985). Internal migration and urbanization in the third world. *American Economic Review*, 75, 481-93.
6. Kanbur, R., & Zhuang, J. (2013). Urbanization and inequality in asia. working paper.
7. Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, XLV(1), 1-28.
8. Lall S. V., Selod, H., & Shalizi, Z. (2006). Rural-urban migration in developing countries: a survey of theoretical predictions and empirical findings. *World Bank Policy Research Working Paper*. 3915.
9. LeSage, J. P. & Pace, R. Kelley. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. 16-24.
10. Lewis, W. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School*, 22(2), 139-191.
11. Li, Y., Wang, X., Zhu, Q., & Zhao, H. (2014). Assessing the spatial and temporal differences in the impacts of factor allocation and urbanization on urban-rural income disparity in China, 2004-2010. *Habitat International*, 42, Pp 76-82.
12. Lipton, M. (1982). Migration from rural areas of poor countries: The impact of rural productivity and income distribution in Sabot R.H. (ed.). *Migration and the labor market in developing countries*, Colo: Westview Press.
13. Massimiliano, C. (2008). Urbanization, inequality and economic growth: evidence from Indian states and towns. *Background note for the World Development Report*, 476.
14. Qin, Y., & Zhou, Y. (2009). Urbanization and income inequality of China's total residents: the test of Kuznets's inverted-U hypothesis. *Journal of Business and Policy Research*, 4(1), 99-110.
15. Rauch, J. E. (1993). Economic development, urban underemployment, and income inequality. *Canadian Journal of Economics*, 26(4), 901-18.
16. Robinson, S. (1976). A note on the U hypothesis relating income inequality and economic development. *American Economic Review*, 66, 437-440.
17. Su, Ch-W., Liu, T-Y., Chang, H-L., & Jiang, X-Zh. (2015). Is urbanization narrowing the urban-rural income gap? a cross-regional study of China. *Habitat International*, 48, 79-86.
18. Syrquin, M. (1988). Patterns of structural change, in H. Chenery and T.N. Srinivasan (eds.). *Handbook of development economics*, 1, 203-273.
19. Yao, S. (1997). Decomposition of gini coefficient by income factors: A new approach and application. *Applied Economics Letters*. 4, 27-31.