

تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی در استان‌های منتخب کشور ایران (با رویکرد اقتصاد سنجی فضایی)

علیرضا شکیبایی*، زهرا کمال‌الدینی**، فاطمه طالقانی*** و محمدرضا احمدی‌نژاد****

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۳/۱۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۲/۱۳

چکیده

نابرابری‌های منطقه‌ای همواره یکی از دغدغه‌های برنامه‌ریزان دولتی بوده و برنامه‌ریزان درصدد شناخت این نابرابری‌ها و ارائه سیاست‌های ویژه برای کاهش آن بوده‌اند. انگیزه کار در این زمینه منجر به توسعه روش‌ها و شاخص‌های مختلف ارزیابی نابرابری‌های منطقه‌ای شده است. از جمله این روش‌ها، بررسی همگرایی نوع بتا برای توزیع درآمد است. روند شهرنشینی نه تنها در ایران بلکه در هیچ کشوری نمی‌تواند جدای از مسائل اقتصادی بررسی شود و انتظار می‌رود با رشد شهر، مسائل اقتصادی از جمله درآمد خانوارها در آن شهر تحت تأثیر قرار گیرد. یکی از عوامل مؤثر بر توزیع درآمد، شهرنشینی است از این رو در مقاله حاضر تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی در ۲۵ استان منتخب ایران در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ با استفاده از مدل اقتصاد سنجی فضایی عمومی و روش حداقل مربعات معمولی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان‌دهنده وجود همگرایی توزیع درآمد بین استان‌های مورد بررسی در این دوره زمانی است. همچنین در این دوره با افزایش شهرنشینی سرعت همگرایی مشروط برای کاهش فاصله بین وضعیت توزیع درآمد جاری شهری و روستایی و حالت پایایی آن نسبت به سرعت همگرایی مطلق افزایش می‌یابد.

طبقه‌بندی JEL: R19, O15, O47, R12

کلیدواژه‌ها: همگرایی، توزیع درآمد، شهرنشینی، اقتصاد سنجی فضایی، ضریب جینی

* دانشیار اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان، پست الکترونیکی:

ashakibai@uk.ac.ir

** دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه شهید باهنر کرمان، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی:

zahrakamaleadini@gmail.com

*** دانشجوی دکتری دانشگاه شهید باهنر کرمان، پست الکترونیکی:

taleghani.fa@gmail.com

**** دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه شهید باهنر کرمان، پست الکترونیکی:

Ahmadinejad.mr@gmail.com

۱- مقدمه

فرآیند شهرنشینی مجموعه‌ای از عوامل متعدد سیاسی، اقتصادی، تکنولوژیکی، جغرافیایی و فرهنگی است که درجه تأثیر هر یک از آنها در زمان‌ها و مکان‌های مختلف متفاوت است.

شهرنشینی می‌تواند به عنوان گسترش یک شهر، افزایش جمعیت یا مساحت مناطق شهری در طول زمان تعریف شود. عموماً دلیل اصلی افزایش روند شهرنشینی به ویژه در جوامع در حال توسعه، مهاجرت از مناطق روستایی به شهرها است. از طرفی شهرنشینی هم‌اکنون به عنوان بخشی از فرآیند رشد در کشورهای جهان سوم دیده می‌شود. تاریخ نشان داده که شهرها، نیروی محرکه توسعه اقتصادی و اجتماعی کشورهاست. درآمد بیشتر، بهبود سلامتی، زندگی بهتر و مابقی فرصت‌ها، همگی هادی رشد سریع شهرنشینی است.

توزیع فضایی جمعیت، نگرانی بسیاری از کشورها را به دنبال داشته است و ازدحام ناشی از آن، ممکن است تأمین زیربنای شهری را با مشکل مواجه سازد. همچنین، این مسأله ممکن است به صورت یک معضل در دارایی‌های مشترک مشاهده شود. شاید بسیاری از هزینه‌های اجتماعی مهاجرت از آنجا پدید می‌آید که دولت تصمیم می‌گیرد تسهیلاتی در اختیار جمعیت شهری قرار دهد؛ تسهیلاتی که هنوز به روستاییان ارائه نشده است. اگر دولت برای شهرها تسهیلاتی بهتر از روستاها در نظر بگیرد، برخورداری مردم از فرصت‌های فراهم شده برای افزایش سطح سواد، بهداشت و خدمات تفریحی، انگیزه‌های لازم برای مهاجرت روستاییان به شهرها را فراهم می‌آورد. (عیسی‌زاده و مهرانفر، ۱۳۹۱)

یکی از مهم‌ترین اهداف سیاستگذاران اقتصادی در کشور، توزیع مناسب و عادلانه درآمد در بین اقشار مختلف مردم است. مشکل عدم توزیع مناسب درآمد غالباً از دید مسائل عدالت اجتماعی و فقر مورد توجه قرار می‌گیرد و همین امر موجب شده تا راه‌حل‌های کوتاه‌مدت برای رفع این مشکل توصیه شود در حالی که پدیده نابرابری درآمد به خاطر مقاومت نیروهای درونی، پایداری از خود نشان داده و اجرای سیاست‌های کوتاه مدت و بدون شناخت عوامل تأثیرگذار، پیامدهای نامطلوبی بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی به دنبال دارد.

تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی ... ۱۱۱

برای مقابله با مشکل توزیع نابرابر درآمد باید عوامل مؤثر بر آن را شناخت و با اتخاذ سیاست‌های مناسب، در راستای بهبود توزیع درآمد اقدام کرد. (دهمرد و همکاران، ۱۳۸۹) با توجه به تأثیر عملکرد اقتصادی یک منطقه بر عملکرد اقتصادی منطقه مجاور، اندیشمندان اقتصادی بر این باورند که در صورت وجود وابستگی فضایی میان مشاهدات و عدم لحاظ این اثرات، روش‌های تخمین عادی عاری از ایراد نبوده و تأثیر عواملی که پژوهش در پی شناسایی آنها برآمده است دچار خطای تخمین خواهد شد. در این راستا یکی از مباحث مطرح در مناطق، همگرایی است. (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۶)

در مقاله حاضر با مروری بر مطالب فوق، تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد در استان‌های ایران با تأکید بر وابستگی فضایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر حسب سازماندهی مباحث، پس از مقدمه، در بخش دوم ادبیات موضوع با بررسی مطالعات انجام شده روی شهرنشینی، توزیع درآمد و همگرایی ارائه شده است. در بخش سوم به تصریح مدل و در بخش چهارم به برآورد مدل پرداخته شده و در پایان نتیجه‌گیری مقاله ارائه شده است.

۲- ادبیات موضوع

در زمینه شهرنشینی، توزیع درآمد و همگرایی مطالعات زیادی در داخل و خارج انجام شده است که می‌توان به تعدادی از آنها در زیر اشاره کرد.

۲-۱- مطالعات داخلی

الف) در زمینه توزیع درآمد

صمدی و همکاران (۱۳۸۷) در مقاله خود سعی در بررسی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی داشته و نتایج به دست آمده از این بررسی داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۳۸ حاکی از آن است که در ایران بیشتر درآمدهای دولت از

۱۱۲ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال پانزدهم، شماره ۵۷

افراد کم درآمد و بیشتر هزینه های دولت به افراد ثروتمند جامعه تعلق یافته که این به معنی نابرابری اجتماعی و کند شدن رشد اقتصادی است.

سبحانی و مهربانی (۱۳۸۷) در مقاله خود بر اساس داده های دوره ۸۵-۱۳۶۳ در ایران نشان داده اند که انفاق عامل کاهنده نابرابری درآمدها بوده و این اثر معنادار، اما در عین حال کوچک است.

سامتی و همکاران (۱۳۸۸) به این نتایج دست یافته اند که مصارف و درآمدهای دولتی باعث افزایش نابرابری ها شده است. همچنین اثر درآمدهای نفتی بر نابرابری در توزیع درآمد تا حدودی مبهم است و خود این متغیر باعث کاهش نابرابری ها می شود، اما نظام توزیع موجود این اثر را کاهش می دهد و به طور آشکار نرخ رشد عرضه پول، باعث افزایش نابرابری شده است.

سالم و عرب یارمحمدی (۱۳۸۹) در پژوهش خود اثر توسعه مالی بر نابرابری توزیع درآمد در اقتصاد ایران با استفاده از اطلاعات سری زمانی سال های ۱۳۸۶-۱۳۵۲ مدل سازی کرده اند. نتایج به دست آمده نشان می دهد توسعه مالی رابطه منفی و معناداری با توزیع درآمد داشته و این رابطه موافق با فرضیه گرین وود و جیوانویچ غیرخطی است. همچنین همگام با افزایش درآمد سرانه، نابرابری توزیع درآمد در حال افزایش بوده، اما نرخ این افزایش منفی است.

جلایی اسفندآبادی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی و پیش بینی توزیع درآمد مناطق شهری و روستایی ایران در افق ۱۴۰۴ پرداخته و نتایج حاکی از این است که با افزایش نرخ تولید ناخالص داخلی و نرخ شاخص توسعه انسانی و همچنین کاهش نرخ تورم، بیکاری و اندازه دولت در مدل، می توان روند بهبود توزیع درآمد را در مناطق شهری و روستایی ایران در افق سند چشم انداز ۱۴۰۴ مشاهده کرد.

تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی ... ۱۱۳

ب) در زمینه شهرنشینی

سراقی و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی تاثیر جهانی شدن بر فرآیند شهرنشینی در کلانشهر تهران پرداخته‌اند و نتایج نشان می‌دهد که با توجه به بررسی انجام شده، روند شهرنشینی در کلانشهر تهران به دلایل مختلفی نظیر صنعتی شدن شتابان، جهانی شدن و... قبل از انقلاب و در دهه‌های ۴۰ و ۵۰ حالت شدیدتری نسبت به بعد از انقلاب داشته‌است.

فرهمند و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۵ به تحلیل فضایی تاثیر شهرنشینی بر رفاه اجتماعی استان‌های ایران پرداخته‌اند و نتایج نشان داده است که هم برای متغیر وابسته و هم برای جز اختلال خود همبستگی 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 نداده است.

زیاری و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از داده‌های آماری سال ۱۳۸۵ به بررسی رابطی درجه توسعه یافتگی و نرخ شهرنشینی در ۳۳۶ شهرستان کشور پرداخته و به این نتیجه دست یافته‌اند که بین سطح توسعه یافتگی شهرستان‌های کشور با نرخ شهرنشینی آنها ارتباط کاملاً معناداری وجود دارد. همچنین ثابت شده که متغیر درجه توسعه به تنهایی قدرت توضیح‌دهندگی ۳۰ درصد تغییرات متغیر نرخ شهرنشینی را دارد.

ج) در زمینه همگرایی

اکبری و مؤیدفر (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای به بررسی درآمد سرانه بین استان‌های کشور در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۸۰ پرداخته و به این نتایج دست یافته‌اند که بین استان‌های ایران همگرایی در درآمد سرانه وجود دارد و در هر سال ۳۱ درصد از شکاف موجود در رشد اقتصادی مناطق ایران کاهش می‌یابد.

رحمانی (۱۳۸۳) در مقاله‌ای با عنوان «رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران» به دلیل فقدان داده‌های GDP برای مناطق یا استان‌های ایران با استفاده از نظریه خلق درون‌زای سپرده‌های دیداری به طرح آزمونی برای همگرایی مناطق یا استان‌های ایران طی

دوره ۱۳۷۹-۱۳۶۹ پرداخت. در نتیجه این آزمون بیان شده است که شواهد تجربی حمایت چندانی از همگرایی منطقه‌ای در ایران نمی‌کنند.

عسگری و همکاران (۱۳۸۵) به بررسی روند همگرایی درآمد سرانه بین کشورهای جهان پرداخته و به این نتایج رسیده‌اند که در بین کشورهای جهان همگرایی درآمد سرانه وجود ندارد، یعنی کشورهای فقیر فقیرتر و کشورهای ثروتمند ثروتمندتر می‌شوند.

ابریشمی و همکاران (۱۳۸۷) با بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در کشورهای اسلامی به وسیله اقتصاد سنجی فضایی به این نتیجه دست یافته‌اند که در میان کشورهای اسلامی همگرایی سیگما و بتا شرطی و غیر شرطی وجود دارد.

شکیبایی و بطا (۱۳۸۸) همگرایی اقتصادی در منطقه آسیای جنوب غربی را با استفاده از مدل جاذبه بررسی کرده و به این نتایج دست یافته‌اند که پتانسیل تجاری کشور ایران و یکپارچگی اقتصادی کشورهای عضو بلوک منطقه آسیای جنوب غربی در تجارت دو جانبه ۶۱ درصد است و در صورت عدم حضور ایران در این بلوک این مقدار به ۷۱ درصد افزایش می‌یابد.

هرتمنی و تفکری (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای با بررسی همگرایی درآمد سرانه میان کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی به این نتایج دست یافته‌اند که تنها در دو کشور گینه و مالی همگرایی درآمدی ضعیفی وجود دارد و در سایر کشورها عدم همگرایی دیده شده که خیلی قوی نیست و بیشترین عدم همگرایی مربوط به ایران و پس از آن مربوط به کشور مالزی است.

۲-۲- ادبیات خارجی

الف) در زمینه توزیع درآمد

گلوم و راویکومار^۱ (۱۹۹۲) در یک تحلیل نظری، دو نوع آموزش عمومی و خصوصی را در نظر گرفتند و به این نتیجه رسیدند که نابرابری درآمدی در قالب آموزش عمومی

1- Glomm and Ravikumar

تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی ... ۱۱۵

سریع تر کاهش می‌یابد و آموزش خصوصی درآمد بالاتری را حاصل می‌کند، مگر اینکه نابرابری درآمدی اولیه زیاد باشد.

سیلوستر^۱ (۲۰۰۰) با مطالعه روی داده‌های ۵۰ کشور به این نتیجه دست یافته که کشورهای که منابع مالی بیشتری به آموزش عمومی اختصاص داده‌اند در سال‌های بعد دارای نابرابری کمتری بوده‌اند. این تاثیر در کشورهای *OECD* نسبت به کشورهای کمتر توسعه یافته بیشتر است.

شان (۲۰۰۲) در قالب یک مدل خود رگرسیون برداری عملکرد اقتصاد کلان متغیرهایی چون عرضه پول، مخارج دولت، تورم و بیکاری) بر نابرابری درآمدی را بررسی کرده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد مخارج دولت و بیکاری در برابر عوامل کلان اقتصادی دیگر، منابع مهم‌تری برای تغییر پراکندگی درآمد هستند.

بهر^۲ (۲۰۰۴) در ۵۰ ایالت کشور آمریکا به بررسی تاثیر آموزش بر توزیع درآمد و فقر پرداخته که نتیجه بررسی وی نشان می‌دهد افزایش مخارج آموزشی عمومی به ازای هر دانش‌آموز باعث کاهش فقر و نابرابری توزیع درآمد شده است.

ب) در زمینه شهرنشینی

برتلی و استروبل^۳ (۲۰۰۳) به بررسی چگونگی اثر شهرنشینی و غلظت شهری بر رشد اقتصادی در ۳۹ کشور در حال توسعه برای سال‌های ۱۹۹۰-۱۹۶۰ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد هیچ ارتباط سیستماتی بین رشد اقتصادی و شهرنشینی وجود نداشته است.

لو^۴ (۲۰۰۷) در مقاله‌ای آزمون علیت گرنجر بین شهرنشینی و رشد اقتصادی برای ۲۸ کشور برای دوره‌ی ۲۰۰۰-۱۹۵۰ را بررسی کرده است. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت رابطه پایدار بین این دو متغیر وجود دارد. آزمون گرنجر نشان داده که در

1- Silvester

2- Beher

3- Strobl

4- Lo

کشورهای در حال توسعه شهرنشینی علت و متغیرهای اقتصادی معلولند در حالی که در کشورهای توسعه یافته برعکس است.

اسچافار^۱ (۲۰۰۸) نیز نشان داده که استان‌های ساحلی در کشور چین برخلاف استان‌های داخلی وارد مرحله جدیدی از توسعه اقتصادی شده‌اند که در آنها رشد اقتصادی شروع به گسترش کرده است. وی عامل این موضوع را توسعه شهرنشینی در استان‌های ساحلی می‌داند. شابو^۲ (۲۰۱۰) به بررسی رابطه بین شهرنشینی و توسعه اقتصادی در کشورهای در حال توسعه پرداخته است. با توجه به این فرضیه که بین شهرنشینی و توسعه اقتصادی رابطه دو طرفه‌ای وجود دارد؛ از یک طرف شهرنشینی باعث ترویج توسعه اقتصادی است و از طرف دیگر مانعی برای توسعه اقتصادی محسوب می‌شود به این نتیجه دست یافته است که در کشورهای در حال توسعه رابطه ضعیفی بین رشد شهری و توسعه اقتصادی وجود دارد.

کانبور و ژوانگ^۳ (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 این معنی که شهرنشینی باعث افزایش ۳۰ درصدی نابرابری در سطح ملی در فیلیپین، بیش از ۵۰ درصدی در اندونزی و کمتر از ۱۵ درصد در هند شده است.

ج) در زمینه همگرایی

بارو و سالآی مارتین (۱۹۹۰) با بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی و همگرایی در بین مناطق فقیر ایالات متحده به این نتیجه دست یافتند که سرعت همگرایی بتا در بین این کشورها حدود دو درصد در سال است. بارو و سالآی مارتین (۱۹۹۲)، همگرایی سیگما و بتا را بین ۴۸ ناحیه از آمریکا طی دوره زمانی ۱۸۸۰ تا ۱۹۹۰ بررسی کردند. نتیجه بررسی نشان داد که در بین این نواحی همگرایی از نوع سیگما و بتا وجود داشته و مناطق مورد بررسی به لحاظ درآمد سرانه در حال نزدیک شدن به یکدیگر هستند.

1- Schaffar

2- Shabu

3- Kanbur and zhuang

تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی ... ۱۱۷

مککان و هافمن (۲۰۰۰)، همگرایی در بهره‌وری کل عوامل تولید را برای بخش کشاورزی بررسی کرده و به این نتیجه رسیدند که همگرایی به صورت انفرادی وجود ندارد، اما همه مناطق همگرا هستند.

آلجاندری (۲۰۰۰) در مطالعه خود ارتباط بین همگرایی و رشد اقتصادی را بررسی کرده و نشان می‌دهد سرعت همگرایی با سرمایه انسانی از ۳/۵۵ تا ۴/۵۸ درصد در حال تغییر است.

گیانتهی^۱ (۲۰۰۲) در مقاله‌ای با عنوان همگرایی یا واگرایی یا هر دو اثرات ادغام الکترونیکی در نابرابری‌های منطقه‌ای را بررسی می‌کند. این مقاله پیشنهادی برای توضیح همگرایی در سراسر کشور است. مدل نشان می‌دهد که حتی اگر این مساله رشد را سرعت ببخشد و همگرایی را در سراسر کشور به ارمغان آورد، افزایش دانش ملی به دلیل تعامل بیشتر بین دو کشور ممکن است اختلافات منطقه‌ای را حتی با تغییر دانش تشدید کند. این شواهد دلالت‌های الگو را پشتیبانی می‌کند.

ویگا^۲ (۲۰۱۳) جهانی شدن مالی، همگرایی و رشد را از طریق نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در دوره ۲۰۰۹-۱۹۷۰ بررسی کرد. به طور تجربی نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در رشد از طریق انتشار فناوری و نوآوری بررسی می‌شود. با استفاده از رگرسیون رشد استاندارد روی رشد تولیدات یک اثر مستقیم از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی که ممکن است نماینده نوآوری و اثر خارجی باشد، معرفی می‌شود. این دو مکانیزم که اثر مثبتی روی رشد تولیدات و رشد تولید ناخالص داخلی دارند، بررسی می‌شوند که نتایج با مدل اقتصاد باز سازگار هستند که در آن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق انتشار تکنولوژی و نوآوری روی رشد اثر می‌گذارد.

هاوتواچ (۲۰۱۳) در مقاله‌ای با عنوان، «چشم‌انداز همگرایی درآمد در اروپا: بررسی نقش پویایی سرمایه انسانی»، نقشی را که بهبود آموزشی در همگرایی درآمدی در آینده اروپا بازی می‌کند، بررسی کرد. نتایج مقاله حکایت از آن دارد که بهبود در سرمایه انسانی در همگرا شدن بالقوه درآمد اقتصادهای نو ظهور، شرق و مرکز و غرب اروپا نقش مهمی دارد.

1- Giannetti (2002)

2- Veiga (2013)

۳- تصریح مدل

در این بخش مدل مورد استفاده برای توزیع درآمد و همگرایی تصریح می‌شوند، سپس به سبب استفاده از اقتصاد سنجی فضایی، شرح مختصری از این روش ارائه می‌شود.

۳-۱- توزیع درآمد

هدف نهایی هر جامعه ای حداکثر کردن رفاه اجتماعی است. اغلب توابع رفاه اجتماعی، رفاه را تابعی از مصرف یا درآمد در طول زمان می‌دانند. مصرف شامل کالاهای خصوصی و کالاهای عمومی است و درآمد معادل درآمد ملی است. به عبارت دیگر W رفاه جامعه تابع دو بردار c_i ، c_j و y_i به ترتیب کالاهای خصوصی و عمومی (رابطه (۱)) است (کونولی و مونرو، ۱۹۴۰):

$$W = f(c_j, c_i, y_i) \quad (1)$$

بنابراین با گسترش شهرنشینی نقش کالاهای عمومی در تعیین رفاه افراد هر روز بیشتر می‌شود. آمارتیاسن تابع رفاه اجتماعی را به شکل رابطه (۲) تنظیم کرده است:

$$W = \mu(1-G) \quad (2)$$

μ میانگین درآمد جامعه و G ضریب جینی است. به عبارت دیگر، می‌توان بین رفاه جامعه، درآمد و ضریب جینی (نابرابری) یک رابطه تنظیم کرد. با جاگذاری رابطه (۳) برقرار خواهد بود:

$$f(c_j, c_i, y_i) = \mu(1-G) \quad (3)$$

گسترش شهرنشینی با مصرف کالاهای عمومی، آموزش، بهداشت و سلامت و فرصت‌های شغلی بیشتر همراه است که منجر به افزایش GDP هر شهر خواهد شد و انتظار می‌رود به بهبود وضعیت توزیع درآمد منتهی شود. همچنین محدودیت شهرنشینی قیمت‌های بالای مسکن یا اجاره مسکن را همراه دارد که ممکن است منجر به رشد فقر شهری و تشدید نابرابری شود، از این رو رابطه (۴) تصریح می‌شود:

$$Gini = f(GDP, NU, E, HDI) \quad (4)$$

تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی ... ۱۱۹

که در آن *Gini* نماینده ضریب جینی و به عنوان شاخص توزیع درآمد در استان های ایران در نظر گرفته شده است. همچنین *GDP*، *NU*، *E* و *HDI* به ترتیب بیانگر تولید ناخالص داخلی، نسبت شهرنشینی، اجاره بها و شاخص توسعه انسانی هر استان هستند.

در سال های اخیر تحولات ساختار اقتصاد جهانی سبب وابستگی هر چه بیشتر اقتصادها و تأثیرپذیری آنها از یکدیگر شده است. در واقع انگیزه کسب منافع بیشتر، محرک گسترش تعمیق همکاری میان مناطق است. در نظام اقتصادی جدید نیز وضعیت و جهت حرکت اقتصاد هر منطقه علاوه بر اینکه تحت تأثیر شرایط داخلی آن منطقه است، از موقعیت و جهت حرکت مناطق دیگر نیز تأثیر می پذیرد. در بررسی ارتباط میان شرایط داخلی و جهت حرکت اقتصاد مناطق، بحث همگرایی اقتصادی مطرح می شود.

اندیشمندان معتقدند که پدیده های اقتصادی - اجتماعی جوامع با ساختارها و فرهنگ های تقریباً مشابه به طرف وضعیت مشابه حرکت می کنند و با هم همگرا می شوند، در نتیجه از این تفکر یک تصویر متعارف از نظریه های مربوط به تغییر پدیده های اجتماعی، اقتصادی و تئوری های همگرایی مطرح شد که این تئوری قابل تعمیم به متغیرهای کلان اقتصاد است. همچنین یکی از شاخص های مهم اقتصاد کلان توزیع درآمد است که نه تنها کاهش فاصله نابرابری بین اقشار در هر منطقه مهم است بلکه همگرایی وضعیت توزیع درآمد مناطق به وضعیت یکنواخت از اهمیت بالایی برخوردار است چرا که در صورت وجود واگرایی، نیاز به توجه بیشتر سیاستمداران و برنامه ریزان برای بهبود وضعیت احساس می شود. در ادامه نیز مبانی همگرایی و اقتصادسنجی فضایی مطرح می شود.

۳-۲- همگرایی

نابرابری های منطقه ای همواره یکی از دغدغه های برنامه ریزان دولتی بوده و برنامه ریزان درصدد شناخت این نابرابری ها و ارائه سیاست های ویژه برای کاهش آن بوده اند. انگیزه کار در این زمینه منجر به توسعه روش ها و شاخص های مختلف ارزیابی نابرابری های

منطقه‌ای شده است. از جمله این روش‌ها بررسی همگرایی نوع β ^۱ است. بسته به اینکه پارامترهای منطقه‌ای از قبیل نرخ رشد جمعیت، نرخ استهلاک، نرخ رشد تکنولوژی، نرخ پس انداز و سایر پارامترها مشابه یا متفاوت باشند، دو نوع از همگرایی شرطی و غیر شرطی مطرح است. در همگرایی غیر شرطی یا مطلق تمام استان‌های مختلف به یک سطح از تعادل با ثبات همگرا می‌شوند، اما در همگرایی شرطی هر استان به سطح تعادلی با ثبات خود همگرا می‌شود.

- همگرایی β

بارو و سالامارتین (۱۹۹۱) در مطالعات خود به همگرایی β اشاره می‌کنند. این نوع همگرایی اشاره بر تمایل درآمد سرانه به سمت یک تعادل بلندمدت دارد و بر اساس آن دو نظریه مطرح می‌شود؛ اول فرضیه همگرایی مطلق، که مطابق آن اقتصادها به سمت یک حالت پایا همگرا هستند و در این حالت تفاوت آنها به شرایط اولیه آنها بستگی دارد و دوم حالتی است که ساختار اقتصاد کشورها متفاوت است و در نتیجه حالت پایای آنها سطوح متفاوتی دارد که در این شرایط فرضیه همگرایی مشروط طرح می‌شود، یعنی هر اقتصاد به سمت حالت پایای خود میل می‌کند و هر چه فاصله از حالت پایا بیشتر باشد، نرخ رشد بالاتر است. در ادامه در خصوص همگرایی β شرطی و غیر شرطی توزیع درآمد بیشتر توضیح خواهیم داد.

۳-۲-۱- همگرایی β غیر شرطی

همگرایی β غیر شرطی با فرض اینکه درآمد سرانه دارای یک تعادل بلندمدت واحد برای همه استان‌ها و یا مناطق می‌باشد مطرح می‌گردد. در همگرایی β غیر شرطی با استفاده از مدل رگرسیون زیر هر استان مورد بررسی قرار می‌گیرد.

تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی ... ۱۲۱

$$g_{it} = + (y)_{i,t-T} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

که در آن y درآمد سرانه، g نرخ رشد درآمد سرانه $\left[g_{it} = \log(y_{it}) - \log(y_{i,t-T}) \right]$ ، t زمان پایان دوره و T طول دوره مورد بررسی است و به این ترتیب می توان تخمینی برای β به دست آورد که علامت منفی آن دلیلی بر همگرایی باشد. همچنین می توان براساس سطح y^* (سطح تعادل درآمد سرانه) و مقدار $y(t)$ (میزان درآمد سرانه) مقدار λ یا سرعت همگرایی را به صورت تقریبی به دست آورد، در این صورت در تعادل بلندمدت داریم:

$$\frac{d \ln(y(t))}{dt} = \left[\ln(y^*) - \ln(y(t)) \right] \quad (6)$$

که می توان نوشت:

$$\ln(y(t)) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) + e^{-\lambda t} \ln(y(0))$$

با حذف $y(0)$ از هر دو طرف معادله خواهیم داشت:

$$\ln(y(t)) - \ln(y(0)) = (1 - e^{-\lambda t}) \left[\ln(y^*) - \ln(y(0)) \right]$$

از آنجا که $\beta = (1 - e^{-\lambda T})$ در مورد λ می توان نوشت:

$$= \left[-\frac{\lambda}{T} \ln(\beta) \right] \quad (7)$$

یکی دیگر از مدل هایی که بارو و سالامارین مطرح می کنند، مدل های تجربی است که به دو صورت ساده خطی و غیرخطی تخمین زده می شود. مدل ساده خطی به صورت رابطه (۸) بیان می شود:

$$\frac{\lambda}{T} \ln \frac{y_{iT}}{y_i} = \alpha + \beta \ln(y_i) + \varepsilon_i \quad (8)$$

که در آن β بیانگر ضریب همگرایی و علامت منفی آن بیانگر همگرایی در بین داده های تحت بررسی است، y_{iT} میزان درآمد سرانه استان i در زمان T و y_i میزان درآمد سرانه در زمان شروع دوره در استان i است. در اینجا ضریب β بیانگر سرعت همگرایی نیست و برای محاسبه سرعت همگرایی باید از رابطه (۹) استفاده کرد:

$$= \frac{-\ln(1 + T\beta)}{T} \quad (9)$$

مدل غیرخطی که از جنبه نظری نسبت به مدل خطی مناسب تر است به صورت رابطه (۱۰) بیان می شود:

$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_{it}}{y_i} = \alpha + \frac{1 - \exp[-T * \beta]}{T} \ln(y_i) + \varepsilon_i \quad (10)$$

در اینجا ضریب β بیانگر ضریب همگرایی و علامت منفی آن بیانگر همگرایی در بین داده‌های مورد مطالعه است. در این بررسی ضریب β سرعت همگرایی است. بنابراین مطالعات انجام شده می‌توان در ادامه برای بررسی همگرایی وضعیت توزیع درآمد استان‌ها به جای درآمد سرانه از ضریب جینی استفاده کرد.

۳-۲-۲- همگرایی β شرطی

همان گونه که در مبانی نظری نیز مطرح شد، همگرایی غیرشرطی مستقل از شرایط اولیه و ویژگی‌های دیگر یک اقتصاد شکل می‌گیرد در حالی که در همگرایی شرطی، این ویژگی‌ها در نظر گرفته می‌شود. در اینجا دو روش وجود دارد: یکی انتخاب استان‌ها است که دارای ویژگی‌های ساختاری و اقتصادی مشابه به خصوص از لحاظ ساسیت‌های درآمدی و توزیع درآمد هستند و روش دیگر استفاده از متغیرهایی در مدل است که بیانگر این تفاوت‌ها باشند. به این منظور در این مطالعه با استفاده از مدل آمار تپاسن، متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نسبت شهرنشینی، اجاره‌بها و شاخص توسعه انسانی را به عنوان متغیرهای توضیحی به مدل همگرایی بارو و سالو مارتین اضافه کرده و مدل‌های همگرایی شرطی روابط (۱۱)، (۱۲) و (۱۳) تخمین زده می‌شود:

$$g_{it} = \beta(y)_{i,t-T} + \gamma_1 X + \varepsilon_i \quad (11)$$

$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_{it}}{y_i} = \alpha + \beta \ln(x_i) + \gamma_1 X + \varepsilon_i \quad (12)$$

$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_{it}}{y_i} = \alpha + \frac{1 - \exp[-T * \beta]}{T} \ln(y_i) + \gamma_1 X + \varepsilon_i \quad (13)$$

تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی ... ۱۲۳

در ادامه با توجه به اهمیت اثر مکان بر متغیرهای اقتصادی و برای وارد کردن اثر مجاورت بر توزیع درآمد استانی از روش‌های اقتصادسنجی فضایی کمک گرفته می‌شود از این رو در ادامه الگوی اقتصادسنجی فضایی معرفی می‌شود.

۳-۳- اقتصادسنجی فضایی

در قسمت قبل، مبانی نظری فرضیه همگرایی نشان داد که بررسی تغییرات توزیع درآمد در برابر مقادیر واقعی توزیع درآمد نه تنها در طول زمان شکل می‌گیرد، بلکه از نظر آزمون سیر همگرایی مناطق اقتصادی به سمت نقطه تعادل پایدار، دارای ماهیت مکانی است. بنابراین باید در نظر داشت زمانی که محقق با داده‌ها و مشاهدات مکانی و منطقه‌ای روبه‌رو است در صورت ارتباط فضایی بین داده‌ها بکارگیری شیوه‌های اقتصادسنجی مرسوم، نتایج تخمین را دچار خطا می‌سازد.

وجه تمایز اقتصادسنجی فضایی از اقتصادسنجی مرسوم در به کارگیری داده‌هایی است که از نظر مکانی به یکدیگر وابسته هستند. زمانی که داده‌های نمونه‌ای دارای جز مکانی هستند دو مسأله رخ خواهد داد: (۱) وابستگی فضایی^۱ بین مشاهدات و (۲) ناهمسانی فضایی^۲. اقتصادسنجی مرسوم تا حد زیادی این دو موضوع را نادیده می‌گیرد، این امر ممکن است به دلیل نقض فرض گاوس-مارکوف^۳ استفاده شده در مدل‌های رگرسیونی رخ دهد.

در خصوص وابستگی فضایی بین مشاهدات، قضیه گاوس-مارکوف فرض می‌کند که متغیرهای توضیحی در نمونه گیری‌های تکراری ثابت هستند. وابستگی فضایی این فرض را نقض می‌کند که این امر ضرورت وجود روش‌های جایگزین برآورد را افزایش می‌دهد. به طور مشابه، ناهمسانی فضایی نیز این فرض گاوس-مارکوف را که تنها یک رابطه خطی

1- Spatial Dependence or Patial Autocorrelation

2- Spatial Heterogeneity or Spatial Structure

3- Gauss-Markov

مشخص با واریانس ثابت بین مشاهده‌های نمونه‌ای وجود دارد را نقض می‌کند. اگر با حرکت بین داده‌های نمونه‌ای فضایی، رابطه تغییر یابد یا واریانس متغیر باشد، شیوه‌های برآوردی جایگزین به خوبی این تغییرات را مدل‌سازی می‌کنند و نتایج سازگاری به دست می‌دهند.

روش اقتصادسنجی فضایی با در نظر گرفتن این دو ویژگی برای داده‌های مکانی، نخستین بار توسط پرفسور انسلین در سال ۱۹۸۸ در کتابش تحت عنوان «اقتصادسنجی فضایی؛ روش‌ها و الگوها» بیان شد و در چند سال اخیر این روش از طرف دانشمندان علوم منطقه‌ای مورد توجه قرار گرفته و از آن در الگوسازی روابط و تخمین نتایج بهره‌برده‌اند. از این رو، لازم است در مطالعات منطقه‌ای در صورت رد ارتباط فضایی بین داده‌ها از اقتصادسنجی متعارف بدون در نظر گرفتن ابعاد فضا و مکان استفاده کرد.

برای استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی نیاز به آشنایی با مفاهیم آن است که در ادامه شرح مختصری از وابستگی و ناهمسانی فضایی، چگونگی تعیین مکان و وقفه‌های فضایی بیان خواهد شد.

۳-۳-۱- وابستگی فضایی

وابستگی فضایی در مجموعه‌ای از داده‌های نمونه‌ای به این معنی است که مشاهدات در مکان i وابسته به مشاهدات دیگر در مکان j هستند. به بیان دیگر (رابطه (۱۴)):

$$Y_{it} = f(Y_{jt}), \quad i=1,2,\dots,n, \quad i \neq j \quad (14)$$

این همبستگی می‌تواند میان مشاهدات مختلف و اجزا اخلاص وجود داشته باشد، به این معنا که شاخص i می‌تواند هر مقداری از $i=1,2,\dots,n$ 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 باید با قضایای اساسی علوم منطقه‌ای مطابقت داشته باشد. به این معنا که مشاهدات نزدیک‌تر باید منعکس‌کننده درجه وابستگی فضایی بیشتری نسبت به

تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی ... ۱۲۵

آنهايي باشد که از یکدیگر دورتر هستند. به عبارت دیگر، وابستگی فضایی و تاثیرات آن بین مشاهدات باید با افزایش فاصله بین مشاهدات کاهش یابد.

۳-۳-۲- ناهمسانی فضایی

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 رابطه (۱۵) خواهد بود:

$$Y_{it} = X_{it}\beta_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

که در آن t بیانگر مشاهدات به دست آمده در $i=1,2,\dots,n$ نقطه در فضا، X_{it} نشان دهنده بردار $(n \times k)$ از متغیرهای توضیحی همراه با مجموعه پارامترهای β_i مربوط به آن، Y_{it} متغیر وابسته در مشاهده یا مکان t و ε_{it} بیانگر خطای تصادفی در رابطه (۱۵) است. راه پیچیده‌تر بیان این مفهوم به صورت رابطه (۱۶) است:

$$Y_{it} = f(X_{it}\beta_i + \varepsilon_{it}) \quad (16)$$

با در نظر گرفتن رابطه (۱۲)، نمی‌توان انتظار برآورد 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-مارکوف را که می‌گوید تنها یک رابطه خطی مشخص با واریانس ثابت بین مشاهده‌های نمونه‌ای وجود دارد، نقض می‌کند.

۳-۳-۳- چگونگی تعیین مکان در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی

پیش از مطرح شدن مسایلی همچون ناهمسانی فضایی و وابستگی فضایی، ابتدا باید 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 کنند.

۳-۳-۴- معرفی مدل‌های اقتصادسنجی فضایی

این قسمت مشتمل بر چهار زیر بخش است و در هر زیربخش یکی از مدل‌های مورد استفاده در اقتصادسنجی فضایی توضیح داده می‌شود.

- مدل خود رگرسیون فضایی مرتبه اول^۱

این مدل کمترین کاربرد را در میان مدل‌های فضایی دارد، اما بیشترین کاربرد آن در شناسایی همبستگی فضایی است، چراکه تنها از حاصلضرب متغیر وابسته در ماتریس وزنی استاندارد شده^۲ استفاده می‌کند.

به عبارت دیگر، این مدل ساده فقط تغییرات y را به صورت ترکیب خطی از طول و عرض جغرافیایی نشان می‌دهد. در اینجا ماتریس وزنی W شامل اطلاعات مربوط به طول و عرض جغرافیایی بین n کشور $i=1,2,\dots,j,\dots,n$ در فضا است. عناصر W_{ij} چگونگی ارتباط فضایی کشور i با کشور j را نشان می‌دهند و با افزایش فاصله، وزن نسبی W کمتر می‌شود. به منظور نرمال‌سازی این ارتباط فضایی می‌توان ماتریس وزنی را به صورت استاندارد درآورد. به این معنی که حاصلجمع عناصر هر سطر (هر کشور نسبت به بقیه) در آن مساوی با یک باشد، بنابراین یک ماتریس وزنی W براساس مختصات جغرافیایی به دست می‌آید که به آن ماتریس وزنی مرتبه اول استاندارد شده می‌گویند. برای این منظور می‌توان W_y را یک متغیر وقفه‌دار فضایی معرفی کرد و رابطه را به صورت رابطه (۱۷) نوشت:

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{jt} + \varepsilon_{it} = \rho W_y y + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2) \quad (17)$$

تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی ... ۱۲۷

- مدل مختلط رگرسیون - خودرگرسیونی^۱

این مدل تغییرات λ را به صورت یک ترکیب خطی از کشورهای مجاور همانند سری های زمانی خودرگرسیون^۲ توضیح می دهد و آنچه را در کشورهای مجاور اتفاق می افتد با اهمیت تلقی می کند. در این راستا روش حداکثر درستنمایی برای تخمین پارامترهای این مدل به کار می رود. این مدل به صورت رابطه (۱۸) است:

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ki} + \varepsilon_{it} = \rho W y + X\beta + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

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

- مدل خطای فضایی^۳

یکی دیگر از مدل های مطرح شده در زمینه اقتصاد سنجی فضایی، مدل خطای فضایی است. در این مدل محصول دانش با ایجاد شوک در کشورهای همسایه تحت تاثیر قرار می گیرد. این مدل را می توان به صورت رابطه (۱۹) نشان داد:

$$y_{it} = \sum_{k=1}^k \beta_k x_{ki} + \varepsilon_{it} = X\beta + u_{it} \quad (19)$$

$$u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it}$$

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

شایان ذکر است که مدل SEM منجر به حذف سرریزهای فضایی مهم (اثرات غیرمستقیم) خواهد شد در نتیجه برای بررسی سرریزها بیشترین اتکا بر مدل SAR است.

1- SAR

2- AR

3- SEM

– مدل فضایی عمومی^۱

این مدل دربرگیرنده هر دو مدل مختلط رگرسیونی_خودرگرسیونی و خطای فضایی است و به صورت رابطه (۲۰) است. (لسیج و پیس، ۲۰۰۹)

$$\begin{aligned} y_{it} &= \rho W y + X\beta + u_{it} \\ u_{it} &= \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (20)$$

۴- برآورد مدل

براساس ادبیات موضوع، تصریح مدل تابع توزیع درآمد و تصریح مدل همگرایی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\begin{aligned} Gini_{it} &= f(y_{i,t}) && \text{معادله اول} \\ Gini_{it} &= f(y_{i,t}, NU_{it}) && \text{معادله دوم} \\ Gini_{it} &= f(y_{i,t}, GDP_{it}, NU_{it}, E_{it}, HDI_{it}) && \text{معادله سوم} \\ i &= 1, \dots, 25 && t = 1, \dots, 11 \end{aligned}$$

که $Gini_{it}$ بیانگر ضریب جینی^۲، $y_{i,t}$ بیانگر مقدار اولیه متغیر وابسته شهری است و GDP ، NU ، E و HDI به ترتیب بیانگر تولید ناخالص داخلی، نسبت شهرنشینی، اجاره بهای واحد مسکونی و شاخص توسعه انسانی هستند.

در این مطالعه مولفه t معرف استان‌هایی همچون آذربایجان شرقی، آذربایجان 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 است. برای برآورد از داده‌های آنها در دوره زمانی ۱۳۹۰، ...، ۱۳۸۰ t استفاده می‌شود.

1- SAC

۲- در این مطالعه $GiniU_{it}$ و $GiniR_{it}$ که به ترتیب بیانگر ضریب جینی شهری و ضریب جینی روستایی هستند، مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی ... ۱۲۹

جدول (۱) - معرفی متغیرهای مدل

منبع داده	حالت اختصاری	تعریف	متغیر
برگرفته از محاسبات پایان نامه کارشناسی ارشد	<i>HDI</i>	شاخصی ترکیبی از سه معیار توسعه انسانی (سلامت، تحصیلات و استانداردهای زندگی)	شاخص توسعه انسانی
سالنامه های استانی مرکز آمار کشور	<i>GDP</i>	ارزش مجموع کالاها و خدماتی که طی یک دوره معین (یکسال) در یک کشور تولید می شود	تولید ناخالص داخلی
سالنامه های استانی مرکز آمار کشور	<i>NU</i>	نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت کشور	نسبت شهرنشینی
سالنامه های استانی مرکز آمار کشور	<i>E</i>	مبلغ اجاره ماهانه به علاوه سه درصد ودیعه پرداختی برای اجاره یک متر مربع زیربنای مسکونی	اجاره بهای واحد مسکونی
محاسبه شده با استفاده از آمارهای درآمد و هزینه خانوار مرکز آمار کشور	<i>Gini</i>	واحد سنجش میزان نابرابری در توزیع درآمد یا ثروت در یک جامعه	ضریب جینی شهری و روستایی

۴-۱- آزمون های تشخیص همبستگی فضایی

فرضیه صفر آزمون موران، والد، درست نمایی و آزمون *lmerror* عدم همبستگی فضایی در اجزا اخلاص بوده و فرضیه صفر آزمون *lmlag* عدم همبستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته است. علاوه بر انجام این دو آزمون، نیاز به اجرای آزمون های *Lmerror_robust* و *Lmlag_robust* است تا از این طریق نتایج آزمون ها با کارایی بالاتری مورد بررسی قرار گیرند.

۱۳۰ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال پانزدهم، شماره ۵۷

در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی فضایی در اجزا اخلاص از مدل خطای فضایی و در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته از مدل مختلط رگرسیون-خودرگرسیون فضایی استفاده می‌شود، اما در حالتی که هر دو فرضیه صفر رد شوند برای برآورد از مدل فضایی عمومی کمک گرفته می‌شود. در صورتی بعضی از آزمون‌های تشخیص خودهمبستگی همانند موران یا والد یا درست‌نمایی و یا ضریب لاگراتز فرضیه صفر را قبول کردند در صورتی می‌توان از اقتصاد سنجی فضایی استفاده کرد که آزمون‌های دیگر وجود همبستگی فضایی را تایید کنند.

جدول (۲)- آزمون‌های موران، والد، درست‌نمایی و ضریب لاگراتز با متغیر وابسته ضریب جینی شهری

معادلات	Moran	Walds	Lratios	Lmerror	Lmlag	Lmerror_robust	Lmlag_robust
اول	۱/۴۶۱	۲۷/۵۵۵	۴۳/۸۵۶	۰/۷۲۲	۵/۰۱۸۴	۷/۳۲۴۸	۱۱/۶۲۰
	(۰/۱۴۴)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۳۹۵)	(۰/۰۲۵)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۰۰)
دوم	۰/۰۹۷	۲۷/۵۵۵	۴۷/۸۱۶	۰/۰۶۸	۱۱/۲۳۱	۸/۵۶۲	۱۹/۷۲۶
	(۰/۹۲۲)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۷۹۳)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۰)
سوم	۰/۰۶۷	۲۷/۵۵۵	۲/۱۸۷	۰/۰۷۱	۱۱/۱۷۵	‡	‡
	(۰/۹۴۶)	(۰/۰۰۰)	(۰/۱۳۹)	(۰/۷۸۹)	(۰/۰۰۰)		

* اعداد داخل پرانتز برابر با احتمال هستند.

جدول (۳)- آزمون‌های موران، والد، درست‌نمایی و ضریب لاگراتز با متغیر وابسته ضریب جینی روستایی

معادلات	Moran	Walds	Lratios	Lmerror	Lmlag	Lmerror_robust	Lmlag_robust
اول	۰/۱۴۹	۲۱/۳۱۸	۱۴/۸۱۹	۰/۰۴۷	۶/۹۵۳	۷/۶۹۳	۱۴/۵۵۹
	(۰/۸۸۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۸۲۷)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۰)
دوم	-۰/۵۱۸	۲۰/۹۱۸	۸/۹۴۰	۰/۷۳۴	۵/۱۴۹	۱۰/۷۴۹	۱۵/۱۶۴
	(۰/۶۰۴)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۲)	(۰/۳۹۱)	(۰/۰۲۳)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰)
سوم	-۰/۰۴۰	۲۷/۵۴۶	۴/۵۹۷	۱/۹۵۴	۱/۷۷۵
	(۰/۲۹۸)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۳۲)	(۰/۱۶۲)	(۰/۱۸۲)		

* اعداد داخل پرانتز برابر با احتمال هستند.

تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی ... ۱۳۱

نتایج حاصل از جداول (۲) و (۳) حاکی از آن است که برای برآورد معادله اول و دوم از مدل *SAC* و برای معادله سوم به دلیل رد همبستگی فضایی در اجزا اخلاص از روش *OLS* استفاده می شود.

۴-۲- نتایج برآورد مدل *FAR*

نتایج حاصل از برآورد مدل *FAR* در جداول (۴) و (۵) نشان می دهد که ضریب فضایی برای هر سه معادله از نظر آماری معنادار بوده و بیانگر همبستگی فضایی مثبت در میان استان ها است.

در مواقعی که استنباط آماری بر اساس مقادیر حدی دقیق تر از حالت غیر حدی است، توزیع حدی آماره *t* تبدیل به *z* شده و از *z-probability* استفاده می شود. ضریب وقفه فضایی متغیر وابسته (ρ) بیانگر آن است که ضریب جینی هر استان می تواند تحت تأثیر تغییرات ضریب جینی مناطق مجاور قرار گیرد.

جدول (۴)- نتایج برآورد مدل خودرگرسیون فضایی مرتبه اول با متغیر وابسته ضریب جینی شهری

معادلات	P	Asymptot t-stat	z-probability
اول	۰/۹۶۸	۲۹/۶۷۲	۰/۰۰۰
دوم	۰/۹۶۸	۲۹/۶۷۲	۰/۰۰۰
سوم	۰/۹۶۲	۲۴/۷۳۴	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۵)- نتایج برآورد مدل خودرگرسیون فضایی مرتبه اول با متغیر وابسته ضریب جینی روستایی

معادلات	P	Asymptot t-stat	z-probability
اول	۰/۹۹۷	۴۷۸/۹۵۱	۰/۰۰۰
دوم	۰/۹۹۴	۱۹۰/۳۸۵	۰/۰۰۰
سوم	۰/۹۹۴	۱۸۹/۶۹۲	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۳- برآورد مدل

بر اساس جداول (۶) و (۷) مقدار اولیه متغیر وابسته در هر سه معادله تأثیر منفی و معناداری بر ضریب جینی شهری و روستایی داشته است که همگرایی ضریب جینی شهری و روستایی استان‌ها را بیان می‌کند. همچنین در معادله سوم بر اساس تخمین *OLS* نسبت شهرنشینی، اجاره‌بها و شاخص توسعه انسانی تأثیر منفی بر ضریب جینی شهری و روستایی داشته‌اند که تأثیر منفی نسبت شهرنشینی بر ضریب جینی معنادار اما تأثیر منفی اجاره‌بها و شاخص توسعه انسانی بر ضریب جینی شهری و روستایی بی‌معنا است.

جدول (۶): نتایج برآورد مدل *SAC* و تخمین *OLS* با متغیر وابسته ضریب جینی شهری:

معادله	C	Y_{i0}	$Ln(gdp)$	$Ln(NU)$	$Ln(E)$	$Ln(HDI)$	θ	R^2
SAC	...	-۰/۵۱۸ (۰/۰۰۰)	۰/۱۴۰۶	۰/۸۰۳
SAC	...	-۰/۵۲۷ (۰/۰۰۰)	...	-۰/۱۲۲ (۰/۰۰۰)	۰/۱۴۲۵	۰/۸۶۱
OLS	-۵/۶۶۹ (۰/۰۰۱)	-۰/۸۴۱ (۰/۰۰۱)	۰/۰۸۱ (۰/۰۲۷)	-۰/۲۵۹ (۰/۰۴۵)	-۰/۱۱۳ (۰/۲۸۶)	-۰/۰۰۰۵۲ (۰/۹۵۶)	۰/۱۹۱۸	۰/۵۴۵

جدول (۷): نتایج برآورد مدل *SAC* و تخمین *OLS* با متغیر وابسته ضریب روستایی

معادله	C	Y_{i0}	$Ln(gdp)$	$Ln(NU)$	$Ln(E)$	$Ln(HDI)$	θ	R^2
SAC	...	-۰/۳۳۹ (۰/۰۰۰)	۰/۰۹۱	۰/۵۴۳
SAC	...	-۰/۴۳۴ (۰/۰۰۰)	...	-۰/۱۲۵ (۰/۰۲۵)	۰/۱۲۰	۰/۵۵۳
OLS	۱/۵۱۴ (۰/۷۱۵)	-۰/۹۷۴ (۰/۰۵۰)	-۰/۰۷۹ (۰/۴۴۶)	-۰/۰۹۸ (۰/۰۴۵)	-۰/۱۱۳ (۰/۷۵۶)	-۰/۰۴۵ (۰/۰۷۵)	۰/۲۰۶	۰/۳۷۶

با وجود تأثیر معنادار تولید ناخالص داخلی بر ضریب جینی شهری، تأثیر بی‌معنایی بر ضریب جینی روستایی طی دوره داشته است. در معادلات دوم و سوم نیز تأثیر منفی و معنادار نسبت شهرنشینی بر ضریب جینی تأیید شده است. سرعت همگرایی (θ) در معادله اول با ضریب جینی شهری معادل ۰/۱۴۰۶ و با ضریب جینی روستایی معادل ۰/۰۹۱ است، یعنی سالانه ۱۴/۰۶ درصد از شکاف بین توزیع درآمد شهری استان‌ها و ۹/۱ درصد از شکاف بین توزیع درآمد روستایی استان‌ها با حالت پایا برطرف می‌شود اما در معادله دوم و سوم سرعت همگرایی با ضریب جینی شهری به ترتیب معادل ۰/۱۴۲۵ و ۰/۱۹۱۸ و با

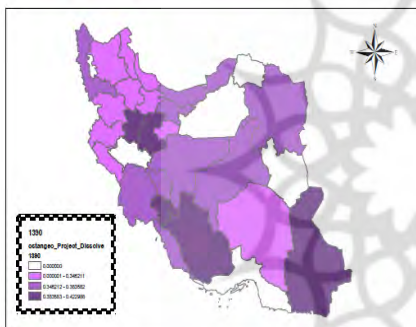
تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی ... ۱۳۳

ضریب جینی روستایی به ترتیب معادل ۰/۱۲۰ و ۰/۲۰۶ است، یعنی سالانه ۱۴/۲۵ و ۱۹/۱۸ درصد از شکاف بین توزیع درآمد شهری و ۱۲ و ۲۰/۶ درصد از شکاف بین توزیع درآمد روستایی و توزیع درآمد سطح تعادلی پر می‌شود. در نتیجه سرعت همگرایی مشروط نسبت به همگرایی مطلق افزایش یافته است.

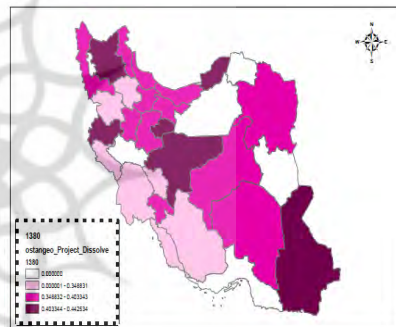
۴-۵- تحلیل کارتوگرافی ضریب جینی و نسبت شهرنشینی

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.

شکل (۲)- نقشه فضایی ضریب جینی سال ۱۳۸۰



شکل (۱)- نقشه فضایی ضریب جینی سال ۱۳۹۰



براساس دو شکل (۱) و (۲) که نشان‌دهنده توزیع جغرافیایی توزیع درآمد در سال ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ بین استان‌های کشور هستند، 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.

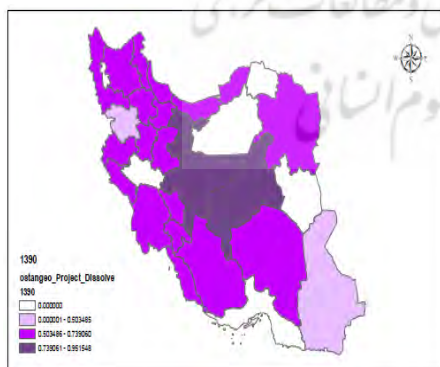
در سال ۱۳۹۰ استان‌های آذربایجان شرقی، قم و کرمانشاه با بهبود چشمگیری در توزیع درآمد به طبقه دوم انتقال یافته‌اند. همچنین استان‌های اصفهان و گلستان به طبقه سوم منتقل شده و در سطح بهتری از توزیع درآمد قرار گرفته‌اند. استان‌های کردستان، زنجان، ایلام، خوزستان، چهارمحال و بختیاری، فارس و بوشهر در سال ۱۳۸۰ در بهترین وضعیت توزیع

۱۳۴ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال پانزدهم، شماره ۵۷

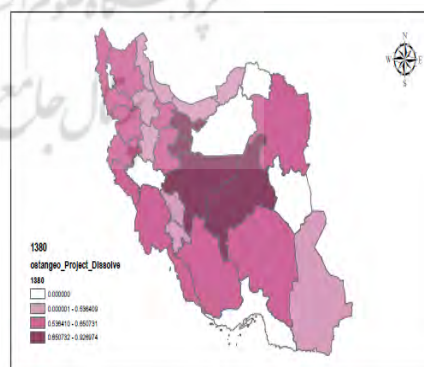
درآمد قرار داشته‌اند که متأسفانه در سال ۱۳۹۰ استان‌های خوزستان، بوشهر و چهارمحال بختیاری به یک طبقه پایین‌تر و استان فارس به پایین‌ترین طبقه توزیع درآمد انتقال یافته‌اند. در حالی که استان‌های زنجان، کردستان و ایلام در این دوره ۱۱ ساله توانسته‌اند سطح برابری درآمد خود را حفظ کرده و در طبقه دوم همچنان باقی بمانند. سایر استان‌ها در سال ۱۳۸۰ در طبقه میانی توزیع درآمد قرار داشته‌اند که استان‌های اردبیل، گیلان، قزوین و کرمان توانسته‌اند در این دوره ۱۱ ساله با بهبود سطح توزیع درآمد به طبقه دوم منتقل شوند 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 کرده‌اند.

خاطر نشان می‌شود طبقه اول که با رنگ سفید نمایش داده شده است پنج استان خراسان شمالی، خراسان جنوبی، لرستان، هرمزگان و سمنان هستند که به علت نقص داده در این دوره زمانی مورد بررسی قرار نگرفته‌اند. می‌توان گفت دلیل تغییرات این ضریب در برخی از استان‌ها، بحث نامتوازن بودن توسعه منطقه‌ای در دهه‌های گذشته و تغییر برنامه‌های بهبود توزیع درآمد با هدف توازن بخشی بین مناطق است. همچنین نوپا بودن بعضی از استان‌ها و همچنین رو به رشد بودن و تبدیل شدن مرکز آنها به کلاشهر، می‌تواند توجیهی برای بهبود توزیع درآمد آن‌ها در این دو دوره زمانی باشد.

شکل (۴) - نقشه فضایی نسبت شهرنشینی سال ۱۳۸۰



شکل (۳) - نقشه فضایی نسبت شهرنشینی سال ۱۳۹۰



تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی ... ۱۳۵

با مشاهده دو شکل (۳) و (۴) که توزیع جغرافیایی شهرنشینی در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ را نشان می‌دهند، بالاترین سطح شهرنشینی در سال ۱۳۸۰ از آن استان‌های تهران، قم، اصفهان و یزد بوده که این سطح طی این دوره ۱۱ 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.

با مقایسه چهار شکل بالا می‌توان به این نتیجه دست یافت که تأثیر شهرنشینی بر توزیع درآمد استان‌های کشور روند ثابتی نداشته است به طوری که برخی از استان‌ها که در این دوره ۱۱ ساله با افزایش شهرنشینی رو به رو بوده‌اند، بهبود توزیع درآمد را تجربه کرده، اما 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 مانده است.

۵- نتیجه‌گیری

با توجه به ارتباط مستقیم بین توزیع برابر درآمد و متغیرهای مهم کلان اقتصادی، توزیع برابر درآمد به یکی از اهداف کلان اقتصادی کشورها تبدیل شده است. با فرض اینکه در پدیده‌های اقتصادی، تمامی جوامع با ساختارهای تقریباً مشابه به طرف یک سطح تعادلی و با ثبات در توزیع درآمد حرکت می‌کنند یا اینکه هر جامعه به سطح تعادلی و با ثبات در توزیع درآمد خود حرکت می‌کند و در کل همگرایی ایجاد می‌شود، مقاله حاضر به دنبال پاسخ به این سوال است که آیا با افزایش شهرنشینی در سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۹۰ سرعت

همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی در بین ۲۵ استان کشور تحت تأثیر قرار گرفته است یا خیر؟

بر اساس نتایج در هر سه معادله ضرایب β منفی و معنادار است و این امر خود حاکی از همگرایی ضریب جینی شهری و روستایی استان‌ها است. نتایج تخمین OLS در همگرایی شرطی β حاکی از آن است که با افزایش تولید ناخالص داخلی، وضعیت توزیع درآمد شهری بدتر شده و وضعیت توزیع درآمد روستایی بهبود یافته است. از آنجایی که رشد اقتصادی ناشی از انباشت سرمایه فیزیکی باعث نابرابری توزیع درآمد می‌شود، نابرابرتر شدن توزیع درآمد شهری ناشی از افزایش تولید ناخالص داخلی در استان‌های ایران کاملاً منطقی به نظر می‌رسد، اما از آنجا که توسعه روستایی متکی بر مشارکت مردمی و منابع و مزاددهای بخش روستایی است از این رو نیاز به انباشت سرمایه که لازمه آن تضاد بین رشد و بهبود توزیع درآمد است، ندارد در صورتی که توسعه شهری الزاما نیاز به انباشت سرمایه بالا دارد.

همچنین افزایش جمعیت شهری موجب بهبود توزیع درآمد شهری و روستایی هر استان می‌شود. این امر به این 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 می‌شود و جمعیت شهری و نیروی کار را افزایش می‌دهد در نتیجه با افزایش نیروی کار نابرابری درآمد کاهش می‌یابد.

ضریب منفی شاخص توسعه انسانی نشان دهنده رابطه مستقیم شاخص توسعه انسانی و توزیع برابر درآمد است، زیرا افزایش جمعیت شهری سبب ارتقای سطح تحصیلات، سطح بهداشت و برخورداری از یک سطح زندگی مناسب می‌شود که بهبود توزیع درآمد را نتیجه می‌دهد.

همچنین محاسبات نشان می‌دهند که با افزایش شهرنشینی سرعت همگرایی مشروط برای کاهش فاصله بین وضعیت توزیع درآمد جاری شهری و روستایی و حالت پایای آن نسبت به سرعت همگرایی مطلق افزایش می‌یابد.

تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی ... ۱۳۷

با مقایسه نقشه‌های فضایی توزیع درآمد و نسبت شهرنشینی در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ می‌توان به این نتیجه دست یافت که شهرنشینی و توزیع درآمد استان‌های کشور روند ثابتی نداشته است به طوری که برخی از استان‌ها که در این دوره ۱۱ ساله با افزایش شهرنشینی رو به رو بوده‌اند، بهبود توزیع درآمد را تجربه کرده، اما برخی از استان‌ها هم به سمت نابرابرتر شدن توزیع درآمد حرکت کرده‌اند.

همچنین در استان‌هایی که میزان شهرنشینی ثابت داشته توزیع درآمد در برخی استان‌ها بهبود یافته و در برخی دیگر ثابت مانده است. می‌توان گفت که دلیل تغییرات این ضریب در برخی از استان‌ها، بحث نامتوازن بودن توسعه منطقه‌ای در دهه‌های گذشته و تغییر برنامه‌های بهبود توزیع درآمد با هدف توازن بخشی بین مناطق است. همچنین نوپا بودن بعضی از استان‌ها و همچنین رو به رشد بودن و تبدیل شدن مرکز آنها به کلانشهر، می‌تواند توجیهی برای بهبود توزیع درآمد آن‌ها در این دو دوره زمانی باشد.

منابع

الف - فارسی

ابریشمی، حمید، ندا علم‌الهدی و میثم امیری (۱۳۸۷)، «بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در کشورهای اسلامی»، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال ۱۵، شماره ۴، صص ۸-۳۴.

اکبری، نعمت‌الله و رزیتا مویدفر (۱۳۸۳)، «بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های آشور»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۱۳، صص ۱-۱۳.

دهمرد، نظر، مهدی صفری و محمدنبی شهیکی تاش (۱۳۸۹)، «تأثیر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران (۱۳۵۳-۱۳۸۶)»، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۴، صص ۲۵-۵۵.

رحمانی تیمور و ح‌عسکری (۱۳۸۳)، «بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران با بکارگیری روند سپرده‌های دیداری»، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۹، صص ۱۲۹-۱۵۴.

سامتی مرتضی (۱۳۸۸)، اقتصاد بخش عمومی (جلد اول)، اصفهان: انتشارات نور علم (۷۵ تا ۹۵).

سراقی عیسی، داریوش ابوالفتحی و حسین ملکی (۱۳۸۸)، «فرآیند جهانی شدن و تأثیر آن بر روند

۱۳۸ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال پانزدهم، شماره ۵۷

شهرنشینی در کلان شهرهای کشورهای در حال توسعه (نمونه مورد: کلانشهر تهران)، نشریه تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی، شماره ۱۳، صص ۱۳۹-۱۷۲.

شکیبایی، علیرضا و فاطمه کبری بطا (۱۳۸۸)، «همگرایی اقتصادی در منطقه آسیای جنوب غربی»، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره، صص ۲۳-۴۷.

عیسی زاده، سعید و جهانبخش مهرانفر (۱۳۹۱)، «بررسی ارتباط میان مصرف انرژی و شهرنشینی در ایران»، فصلنامه راهبرد اقتصادی، شماره ۲، صص ۴۸-۶۸.

عسگری حشمت الله، مهدی تقوی و اصغر زارع برات پور (۱۳۸۵)، «بررسی روند همگرایی درآمد سرانه در بین کشورهای جهان با استفاده از مفهوم همگرایی سیگما و بتا در داده‌های مقطعی و ترکیبی»، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، شماره ۴، صص ۱۱۸-۱۳۴.

هرتمنی امیر و محسن تفکری (۱۳۹۱)، «بررسی همگرایی درآمد سرانه میان کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی»، فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، شماره ۶، صص ۱۶۱-۱۸۲.

ب- انگلیسی

- Alejandro D. (2000), Convergence and Economic Growth in Mexico , *Frontera Norte*, Vol. 13, No. 24, pp. 83-110.
- Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin (1995), *Economic Growth*, MIT Press.
- Barro, R.j. and X. Sala-i-Martin (1990), Eonodmic Growth and Convergence Across the United States , NBER Working paper series. No. 3419.
- Barro, R. J. (1988), Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth, working paper, No. 2588.
- Behr, Todd. (2004); The Effects of State Public K-12 Education Expenditures on Income Distribution , National Education Association (NEA) Research Working Paper.
- Elhorst. J paul (2011), Spatial Panel Models University of Gorningen.
- Giannetti, Mariassunta (2002), The Effects of Integration on Regional Disparities: Convergence or Divergence or Both? . *European Economic Review* ,No. 46, pp. 539-567.

تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی ... ۱۳۹

- Glomm, Gerhard and B. Ravikumar (1992); Public Versus Private Investment in Human Capital: Endogenous Growth and Income Inequality , *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 4, pp. 818-834.
- Kanbur, R. and J. Zhuang (2013), Urbanization and Inequality in Asia , *Asian Development Review*, Vol. 30, No. 1, pp. 131-147.
- LeSage, J. P. and Pace, R. Kelley (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press, Boca Raton, FL.
- Lo, D. (2007), Urbanization and Economic Growth: Testing for Causality , Building and Real Estate Workshop Paper.
- Mccunn, A. and W. Huffman. (2000), Convergence in U.S. Production Growth of Agriculture: Implication of Interstate Research Spillovers for Funding Agricultural Research , *American Journal of Agricultural Economics*, No. 82, pp. 370-388.
- Shan, J. (2002), A Macroeconometric Model of Income Disparity in China , *International Economic Journal*, Vol.16, No. 2, pp. 47-63.
- Sylwester, Kevin (2002); Can Education Expenditures Reduce Income Inequality? , *Economics of Education Review*, Vol. 21, No. 1, pp.43-52.
- Shabu, T. (2010), The Relationship Between Urbanization and Economic Development in Developing Countries , *International Journal of Economic Development Research and Investment*, Vol. 1, No. 2- 3, pp.30-36.
- Schuffar, A. (2008), Regional Income Inequality and Urbanisation Trends in China: 1978-2005 , *Région et Développement*, Vol. .28, pp.88-110.
- Veiga, Francisco and Delfim Gomes JoseNeto (2013), Financial Globalization, Convergence and Growth: the Role of Foreign Direct Investment , *Journal Money and Finance*, Vol .37, pp. 161-186.



پروہشگاہ علوم انسانی و مطالعات فرہنگی
پرتال جامع علوم انسانی