فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی
سال پانزدهم، شماره ۵۷، تابستان ۱۳۹٤، صفحات ۱٤۰-۱۰۹

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 دریافت: ۱۳۹۳/۱۲/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۳/۱۲

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 پایای 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:
zahrakamaledini@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 مجموعه ای 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 می تواند 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 می شود. 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 زیربناهای شهری را با مشکل مواجه سازد. همچنین، این مسأله ممکن است به‌صورت یک معضل در دارایی‌های مشترک مشاهده شود. شاید بسیاری از هزینه های اجتماعی مهاجرت از آنجا پدید می آید که دولت تصمیم می گیرد 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 می گیرد 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.

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.(دهمرده 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، روش های 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 استان های ایران با تأکید بر وابستگی فضایی متغیرها مورد بررسی قرار می گیرد. 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 تاثیر سیاست های مالی دولت بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی داشته و نتایج به دست آمده از این بررسی داده‌های سری زمانی سال های ۱۳۸۶-۱۳۳۸ حاکی از آن است که در ایران بیشتر درآمدهای دولت از

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 داده‌اند 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 کرده‌اند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد 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 چشم‌انداز ۱۴۰۴ مشاهده کرد.

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 داده های 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 اخلال 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 داده های آماری سال ۱۳۸۵ به بررسی رابطهی درجه توسعه‌یافتگی و نرخ شهرنشینی در ۳۳۶ شهرستان کشور پرداخته و به این نتیجه دست یافته‌اند که بین سطح توسعه‌یافتگی شهرستان‌های کشور با نرخ شهرنشینی آنها ارتباط کاملا 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 ۱۳۸۰-۱۳۷۰پرداخته و به این نتایج دست یافته اند که بین استان های ایران همگرایی در درآمد سرانه و جود 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 داده های GDP برای مناطق یا استان های 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 ثرتمند ثروتمندتر می‌شوند.

ابریشمی و همکاران (۱۳۸۷) با بررسی همگرایی بهره وری انرژی در کشورهای اسلامی به وسیله اقتصاد سنجی فضایی به این نتیجه دست یافته اند که در میان کشورهای اسلامی همگرایی سیگما و بتا شرطی و غیرشرطی 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 یافته اند 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 مقدا ر 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 یافته اند 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[1] (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

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

سیلوستر[1] (۲۰۰۰) با مطالعه روی داده‌های ۵۰ کشور به این نتیجه دست یافته که کشورهایی 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[2] (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

برتنلی و استروبل[3] (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 سیستماکی بین رشد اقتصادی و شهرنشینی وجود نداشته‌است.

لو[4] (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 کشوهای توسعه یافته برعکس است.

اسچافار[1] (۲۰۰۸) نیز نشان داده که استان های ساحلی در کشور چین برخلاف استان های داخلی وارد مرحله جدیدی از توسعه اقتصادی شده اند که در آنها رشد اقتصادی شروع به گسترش کرده است. وی عامل این موضوع را توسعه شهرنشینی در استان‌های ساحلی می‌داند.

شابو[2] (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[3] (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 ۳۰۰ 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 سالاآی 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 سالاآی 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

مککـان و هـافمن (۲۰۰۰)، همگرایـی در بهـره‌وری کـل عوامـل تولیـد را بـرای بخـش کشاورزی بررسی کرده و به این نتیجه رسیدند کـه همگرایـی بـه صـورت انفـرادی وجـود ندارد، اما همه مناطق همگرا هستند.

آلجاندرو (۲۰۰۰) در مطالعه خود ارتباط بین همگرایی و رشـد اقتصـادی را بررسـی کـرده و نشان می‌دهد سرعت همگرایی با سرمایه انسانی از ۳/۵۵ تا ۴/۵۸ درصد در حال تغییر است.

گیـانتی[1] (۲۰۰۲) در مقالـه‌ای بـا عنـوان همگرایـی یـا واگرایـی یـا هـر دو اثـرات ادغـام الکترونیکی در نابرابری‌های منطقه‌ای را بررسی می‌کند. این مقاله پیشـنهادی بـرای توضـیح همگرایی در سراسر کشور است. مدل نشان می‌دهدکه حتی اگر این مساله رشد را سـرعت ببخشد و همگرایی را در سراسر کشور به ارمغان آورد، افزایش دانش ملـی بـه دلیـل تعامـل بیشتر بین دو کشور ممکن است اختلافات منطقه‌ای را حتی با تغییر دانش تشدید کنـد. ایـن شواهد دلالت‌های الگو را پشتیبانی می‌کند.

ویگا[2] (۲۰۱۳) جهانی شدن مـالی، همگرایـی و رشـد را از طریـق نقـش سـرمایه‌گـذاری مستقیم خارجی در دوره ۲۰۰۹-۱۹۷۰ بررسی کرد. بـه طـور تجربـی نقـش سـرمایه‌گـذاری مستقیم خارجی در رشد از طریق انتشار فناوری و نوآوری بررسـی مـی‌شـود. بـا اسـتفاده از رگرسیون رشد استاندارد روی رشد تولیـدات یـک اثـر مسـتقیم از سـرمایه‌گـذاری مسـتقیم خارجی که ممکن است نماینـده نـوآوری و اثـر خـارجی باشـد، معرفـی مـی‌شـود. ایـن دو مکانیزم که اثر مثبتی روی رشد تولیدات و رشد تولید ناخالص داخلی دارند، بررسـی مـی-شوند که نتایج با مدل اقتصاد باز سازگار هستند که در آن سرمایه‌گـذاری مسـتقیم خـارجی از طریق انتشار تکنولوژی و نوآوری روی رشد اثر می‌گذارد.

هاوتواچ (۲۰۱۳) در مقاله‌ای با عنوان، «چشم‌انداز همگرایـی درآمـد در اروپـا: بررسـی نقـش پویایی سرمایه انسانی»، نقشی را که بهبود آموزشی در همگرایی درآمدی در آینـده اروپـا بـازی می‌کند، بررسی کرد. نتایج مقاله حکایت از آن دارد که بهبود در سرمایه انسانی در همگرا شـدن 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 می شوند، 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 می دانند. 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):

$$W = f(c_j, c_i, y_i) \qquad (۱)$$

بنابراین با گسترش شهرنشینی نقش کالاهای عمومی در تعیین رفاه افراد هر روز بیشتر می‌شود. آمارتیاسن تابع رفاه اجتماعی را به شکل رابطه ۰۲) تنظیم کرده است:

$$W = \mu(۱-G) \qquad (۲)$$

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

$$f(c_j, c_i, y_i) = \mu(۱-G) \qquad (۳)$$

گسترش شهرنشینی با مصرف کالاهای عمومی، آموزش، بهداشت و سلامت و فرصت های 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:

$$Gini = f(GDP, NU, E, HDI) \qquad (۴)$$

که در آن $Gini$ نماینده ضریب جینی و به عنوان شاخص توزیع درآمد در استان های ایران در نظرگرفته 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 سال‌های اخیر تحولات ساختار اقتصاد جهانی سبب وابستگی هرچه 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 می‌شود.

اندیشمندان معتقدند که پدیده‌های اقتصادی- اجتماعی جوامع با ساختارها و فرهنگ‌های تقریبا مشابه به طرف وضعیت مشابه حرکت می‌کنند و با هم همگرا می‌شوند، در نتیجه از این تفکر یک تصویر متعارف از نظریه‌های مربوط به تغییر پدیده‌های اجتماعی، اقتصادی و تئوری‌های 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 برنامه‌ریزان برای بهبود وضعیت احساس می‌شود. در ادامه نیز مبانی همگرایی و اقتصادسنجی فضایی مطرح می‌شود.

۳-۲- همگرایی

نابرابری‌های منطقه‌ای همواره یکی از دغدغه‌های برنامه‌ریزان دولتی بوده و برنامه‌ریزان درصدد شناخت این نابرابری ها و ارائه سیاست های ویژه برای کاهش آن بوده‌اند. 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)[1] است. بسته به اینکه پارامترهای منطقه ای 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 غیرشرطی مطرح است. در همگرایی غیرشرطی یا مطلق تمام استان های مختلف به یک سطح از تعادل با ثبات همگرا می شوند، اما در همگرایی شرطی هر استان به سطح تعادلی با ثبات خود همگرا می‌شود.

- همگرایی β

بارو وسالا مارتین (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 می شود؛ 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 غیرشرطی توزیع درآمد بیشتر توضیح خواهیم داد.

۳-۲-۱- همگرایی β غیرشرطی

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

1- β -Convergence

$$g_{it} = \alpha + \beta(y)_{i,t-T} + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

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 می‌توان 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:

$$\frac{dln(y(t))}{dt} = \lambda\left[ln(y^*) - ln(y(t)) \right] \quad (۶)$$

که می‌توان نوشت:

$$ln(y(t)) = (۱-e^{-\lambda t}) ln(y^*) + e^{-\lambda t} ln(y(۰))$$

با حذف $y(۰)$ از هر دو طرف معادله خواهیم داشت:

$$ln(y(t)) - ln(y(۰)) = (۱-e^{-\lambda t})\left[ln(y^*) - ln(y(۰)) \right]$$

از آنجا که $(۱-e^{-\lambda t}) = \beta$ در مورد λ می‌توان نوشت:

$$\lambda = \left[-\frac{۱}{T} ln(\beta) \right] \quad (۷)$$

یکی دیگر از مدل‌هایی که بارو و سالا مارتین مطرح می‌کنند، مدل‌های تجربی است که به دو صورت ساده خطی و غیرخطی تخمین زده می‌شود. مدل ساده خطی به صورت رابطه (۸) بیان می‌شود:

$$\frac{۱}{T} ln \frac{y_{iT}}{y_{i.}} = \alpha + \beta ln(y_{i.}) + \varepsilon_i \quad (۸)$$

که در آن β بیانگر ضریب همگرایی و علامت منفی آن بیانگر همگرایی در بین داده‌های 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 رابطه (۹) استفاده کرد:

$$\theta = \frac{-ln(۱+T\beta)}{T} \quad (۹)$$

مدل غیرخطی که از جنبه نظری نسبت به مدل خطی مناسب‌تر است به صورت رابطه (۱۰) بیان می‌شود:

$$\frac{1}{T} ln \frac{y_{iT}}{y_{i.}} = \alpha + \frac{1-exp[-T*\beta]}{T} ln(y_{i.}) + \varepsilon_i \qquad (10)$$

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. بنابر 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 آمارتیاسن، متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نسبت شهرنشینی، اجاره‌بها و شاخص توسعه انسانی را به عنوان متغیرهای توضیحی به مدل همگرایی بارو و سالا مارتین اضافه کرده و مدل‌های همگرایی شرطی روابط (۱۱)، (۱۲) و (۱۳) تخمین زده می‌شود:

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

$$\frac{1}{T} ln \frac{y_{iT}}{y_{i.}} = \alpha + \beta ln(x_{i.}) + \gamma_1 X + \varepsilon_i \qquad (12)$$

$$\frac{1}{T} ln \frac{y_{iT}}{y_{i.}} = \alpha + \frac{1-exp[-T*\beta]}{T} ln(y_{i.}) + \gamma_1 X + \varepsilon_i \qquad (13)$$

در ادامه با توجه به اهمیت اثر مکان بر متغیرهای اقتصادی و برای وارد کردن اثر مجاورت بر توزیع درآمد استانی از روش‌های اقتصاد سنجی فضایی کمک‌گرفته می‌شود از این رو در ادامه الگوی اقتصاد سنجی 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 می گیرد، 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 اقتصاد سنجی 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[1] بین مشاهدات و ۲) ناهمسانی فضایی[2]. اقتصادسنجی مرسوم تا حد زیادی این دو موضوع را نادیده می گیرد، این امر ممکن است به دلیل نقض فروض گاوس- مارکوف[3] استفاده شده در مدل های رگرسیونی رخ دهد.

در خصوص وابستگی فضایی بین مشاهدات، قضیه گاوس‌مارکوف فرض می کند که متغیرهای توضیحی در نمونه گیری‌های تکراری ثابت هستند. وابستگی فضایی این فرض را نقض می کند 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 اقتصاد سنجی فضایی با در نظر گرفتن این دو ویژگی برای داده‌های مکانی، نخستین بار توسط پرفسور انسلین در سال ۱۹۸۸ در کتابش تحت عنوان «اقتصاد سنجی فضایی؛ روش ها 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 بهره برده‌اند. از این رو، لازم است در مطالعات منطقه‌ای در صورت رد ارتباط فضایی بین داده‌ها از اقتصادسنجی متعارف بدون درنظر 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 وقفه های 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)):

$$Y_{it} = f\left(Y_{jt}\right), \qquad i = ۱,۲,\ldots,n \qquad i \neq j \tag{۱۴}$$

این همبستگی می تواند میان مشاهدات مختلف و اجزا اخلال وجود داشته باشد، به این معنا که شاخص i می‌تواند هر مقداری از $i = ۱,۲,\ldots,n$ را اختیار کند. انتظار می‌رود اطلاعات نمونه ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا وابسته به مقادیر مشاهده شده در مکان های دیگر باشد. وابستگی فضایی باید با قضایای اساسی علوم منطقه ای مطابقت داشته باشد. به این معنا که مشاهدات نزدیک‌تر باید منعکس کننده 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.

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:

$$Y_{it} = X_{it}\beta_i + \varepsilon_{it} \qquad (۱۵)$$

که در آن i بیانگر مشاهدات به دست آمده در $i = ۱,۲,\ldots,n$ 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 i و ε_{it} بیانگر خطای تصادفی در رابطه (۱۵) است. راه پیچیده‌تر بیان این مفهوم به صورت رابطه (۱۶) است:

$$Y_{it} = f\left(X_{it}\beta_i + \varepsilon_{it}\right) \qquad (۱۶)$$

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.

۳-۳-٤- معرفی مدل‌های اقتصادسنجی فضایی

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

- مدل خود رگرسیون فضایی مرتبه اول[1]

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[2] استفاده می‌کند.

به عبارت دیگر، این مدل ساده فقط تغییرات y را به صورت ترکیب خطی از طول و عرض جغرافیایی نشان می دهد. در اینجا ماتریس وزنی W شامل اطلاعات مربوط به طول و عرض جغرافیایی بین n کشور $i = ۱,۲,\ldots, j,\ldots n$ 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 می آید که به آن ماتریس وزنی مرتبه اول استاندارد شده می گویند. برای این منظور می‌توان W_y را یک متغیر وقفه‌دار فضایی معرفی کرد و رابطه را به صورت رابطه (۱۷) نوشت:

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij} y_{jt} + \varepsilon_{it} = \rho W y + \varepsilon_{it} \qquad \varepsilon_{it} \sim N\left(۰, \sigma^{۲}\right) \qquad (۱۷)$$

1- FAR

۲- این ماتریس از ضرب کرونکر حاصل می‌شود.

- مدل مختلط رگرسیون- خودرگرسیونی[1]

این مدل تغییرات yرا به صورت یک ترکیب خطی از کشورهای مجاور همانند سری های زمانی خودرگرسیون[2] توضیح می‌دهد و آنچه را در کشورهای مجاور اتفاق می‌افتد با اهمیت تلقی می‌کند. در این راستا روش حداکثر درستنمایی برای تخمین پارامترهای این مدل به‌کار می‌رود. این مدل به صورت رابطه (۱۸) است:

$$y_{\mathrm{it}} = \rho\sum_{j=1}^{\mathrm{n}} W_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^{K}\beta_k x_{ki} + \varepsilon_{it} = \rho W y + X\beta + \varepsilon_{it} \qquad (۱۸)$$
$$\varepsilon_{it} \sim N\left(۰, \sigma^{۲} I_n\right)$$

- مدل خطای فضایی[3]

یکی دیگر از مدل‌های 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 می‌گیرد. این مدل را می‌توان به صورت رابطه (۱۹) نشان داد:

$$y_{\mathrm{it}} = \sum_{k=1}^{k}\beta_k x_{ki} + \varepsilon_{it} = X\beta + u_{it}$$
$$u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۹)$$
$$\varepsilon_{it} \sim N\left(۰, \sigma^{۲} I_n\right)$$

شایان ذکر است که مدل SEMمنجر 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[1]

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

$$y_{it} = \rho W y + X\beta + u_{it}$$
$$u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۲۰)$$
$$\varepsilon_{it} \sim N\left(۰, \sigma^{۲} I_n\right)$$

٤- برآورد مدل

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

معادله اول $Gini_{it} = f\left(y_{i,}\right)$

معادله دوم $Gini_{it} = f\left(y_{i,}, NU_{it}\right)$

معادله سوم $Gini_{it} = f\left(y_{i,}, GDP_{it}, NU_{it}, E_{it}, HDI_{it}\right)$

$i = ۱, \ldots, ۲۵ \qquad t = ۱, \ldots, ۱۱$

که $Gini_{it}$ بیانگر ضریب جینی[2]، $y_{i,}$ 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 i 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 $t = ۱۳۸۰, \ldots, ۱۳۹۰$ 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.

جدول (۱)- معرفی متغیرهای مدل

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

٤-١-آزمون‌های تشخیص همبستگی فضایی

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

در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی فضایی در اجزا اخلال 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 لاگرانژ 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، درست نمایی و ضریب لاگرانژ 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، درست نمایی و ضریب لاگرانژ 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.

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 اخلال از روش *OLS* استفاده می‌شود.

٤-۲- نتایج برآورد مدل *FAR*

نتایج حاصل از برآورد مدل ***FAR*** درجداول (۴) و (۵) نشان می دهد که ضریب فضایی ρ برای هر سه معادله از نظر آماری معنادار بوده و بیانگرهمبستگی فضایی مثبت در میان استان‌ها است.

در مواقعی که استنباط آماری بر اساس مقادیر حدی دقیق‌تر 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 (٤)- نتایج برآورد مدل خودرگرسیون فضایی مرتبه اول با متغیر وابسته ضریب جینی شهری

معادلات	ρ	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

٤-۳- 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 داشته اند که تأثیر منفی نسبت شهرنشینی بر ضریب جینی معنادار اما تأثیر منفی اجاره بها و شاخص توسعه انسانی بر ضریب جینی شهری و روستایی بی‌معنا است.

جدول (٦): نتایج برآورد مدل *SAC* و تخمین *OLS* با متغیر وابسته ضریب جینی شهری:

معادله	C	Yio	$Ln(gdp)$	$Ln(NU)$	$Ln(E)$	$Ln(HDI)$	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)- تایج برآورد مدل *SAC* و تخمین *OLS* با متغیر وابسته ضریب روستایی

معادله	C	Yio	$Ln(gdp)$	$Ln(NU)$	$Ln(E)$	$Ln(HDI)$	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

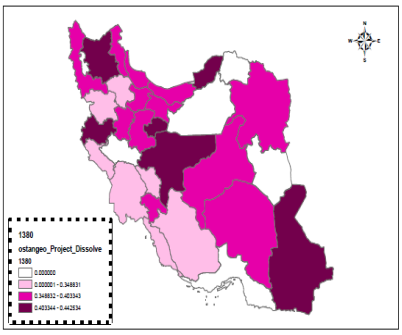
با وجود تاثیر معنادار تولید ناخالص داخلی بر ضریب جینی شهری، تاثیر بی‌معنایی بر ضریب جینی روستایی طی دوره داشته است. در معادلات دوم و سوم نیز تأثیر منفی و معنادار نسبت شهرنشینی بر ضریب جینی تأیید شده است. سرعت همگرایی (θ) در معادله اول با ضریب جینی شهری معادل ۰/۱۴۰۶ و با ضریب جینی روستایی معادل ۰/۰۹۱ 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 و۰/۱۹۱۸ و با

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.

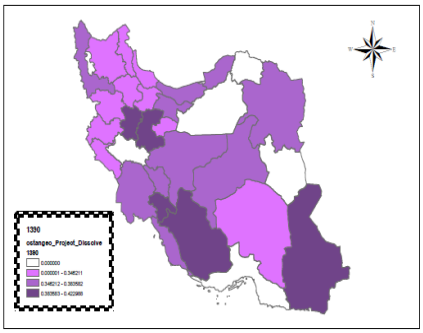
٤-٥- تحلیل کارتوگرافی ضریب جینی و نسبت شهرنشینی

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 (۱)- نقشه فضایی ضریب جینی سال ۱۳۹۰



شکل (۲)- نقشه فضایی ضریب جینی سال ۱۳۸۰



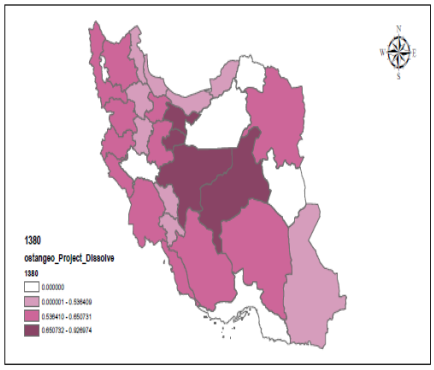
براساس دو شکل (۱) و (۲) که نشان‌دهنده توزیع جغرافیایی توزیع درآمد در سال ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ بین استان‌های کشور هستند، در سال ۱۳۸۰ نابرابرترین توزیع درآمد از آن استان‌های سیستان و بلوچستان، اصفهان، گلستان، کرمانشاه، قم و آذربایجان شرقی است که در طبقه چهارم قرارگرفته‌اند.

در سال ۱۳۹۰ استان های 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

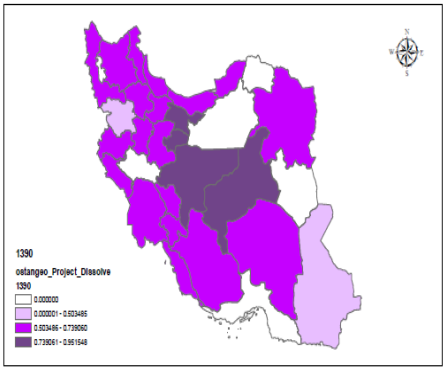
درآمد قرار داشته‌اند که متأسفانه در سال ۱۳۹۰ استان‌های خوزستان، بوشهر و چهارمحال بختیاری به یک طبقه پایین تر و استان فارس به پایین ترین طبقه توزیع درآمد انتقال یافته‌اند. در حالی که استان‌های زنجان، کردستان و ایلام در این دوره ۱۱ ساله توانسته‌اند سطح برابری درآمد خود را حفظ کرده و در طبقه دوم همچنان باقی بمانند. سایر استان ها در سال ۱۳۸۰ در طبقه میانی توزیع درآمد قرار داشته‌اند که استان‌های اردبیل، گیلان، قزوین و کرمان توانسته اند در این دوره ۱۱ ساله با بهبود سطح توزیع درآمد به طبقه دوم منتقل شوند این در حالی است که استان های 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. می توان 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 کلانشهر، می تواند توجیهی برای بهبود توزیع درآمد آن‌ها در این دو دوره زمانی باشد.

شکل (۳)- نقشه فضایی نسبت شهرنشینی سال ۱۳۹۰



شکل (٤)- نقشه فضایی نسبت شهرنشینی سال ۱۳۸۰



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 پایین ترین 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 ۱۳۸۰در طبقه دوم قرار داشته در این دوره با کاهش شهرنشینی مواجه بوده و به پایین ترین طبقه رسیده در حالی که سایر استان‌های این طبقه همچنان در جایگاه خود باقی مانده‌اند.

با مقایسه چهار شکل بالا می توان به این نتیجه دست یافت که تاثیر 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 ثبات 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 تقریبا 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 ۱۳۹۰-۱۳۸۰ 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 استان های ایران کاملا منطقی به نظر می رسد، اما از آنجا که توسعه روستایی متکی بر مشارکت مردمی و منابع و مازادهای 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 می دهند 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.

با مقایسه نقشه های فضایی توزیع درآمد و نسبت شهرنشینی در سال های ۱۳۸۰و ۱۳۹۰ می توان به این نتیجه دست یافت که شهرنشینی و توزیع درآمد استان های کشور روند ثابتی نداشته است به طوری که برخی از استان ها که در این دوره ۱۱ ساله با افزایش شهرنشینی رو به رو بوده اند، بهبود توزیع درآمد را تجربه کرده، اما برخی از استان ها هم به سمت نابرابرتر شدن توزیع درآمد حرکت کرده اند.

همچنین در استان هایی که میزان شهرنشینی ثبات داشته توزیع درآمد در برخی استان ها بهبود یافته و در برخی دیگر ثابت مانده است. می توان گفت که دلیل تغییرات این ضریب در برخی از استان ها، بحث نامتوازن بودن توسعه منطقه ای در دهه های گذشته و تغییر برنامه های بهبود توزیع درآمد با هدف توازن بخشی بین مناطق است. همچنین نوپا بودن بعضی از استان ها و همچنین رو به رشد بودن و تبدیل شدن مرکز آنها به کلانشهر، می تواند 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 بهره وری انرژی در کشورهای اسلامی»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ۱۵، شماره۴، صص ۸-۳۴.

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

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

رحمانی تیمور و ح عسکری (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 تاثیر آن بر روند

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.

عیسی‌زاده، 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 براتپور (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?". *Europan Economic Review* ,No. 46, pp. 539-567.

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: Iimplicaton of Intersta Research Spillovers for Funding Agricultural Research", *Amercan Journal of Agricultural Ecnomics*, 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.