

تحلیل فضایی تأثیر مهاجرت بر رشد منطقه‌ای در ایران (۹۰-۱۳۸۵)

شکوفه فرهمند^{۱*}، رزینا مؤیدفر^۲، نرگس فرج قاسمیان^۱

۱- استادیار، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

sh.farahmand@ase.ui.ac.ir

۲- استادیار، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

moayedfar.r@gmail.com

۳- کارشناس ارشد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

narges.ghasemian1367@gmail.com

چکیده

یکی از مهم‌ترین مدل‌های رشد اقتصادی، مدل رشد منطقه‌ای است. در مدل رشد منطقه‌ای، رشد هر منطقه تحت تأثیر اثرات فضایی مناطق بر یکدیگر است که این تأثیرات فضایی در قالب ماتریس همبستگی فضایی وارد مدل اقتصادسنجی فضایی می‌گردد. هدف این پژوهش ارزیابی تأثیر متغیر مهاجرت و متغیر دوربین مهاجرت بر رشد منطقه‌ای مبتنی بر فرضیه همگرایی است. مدل مورد استفاده در این پژوهش مدل پانل پویای تصادفی (DPD) با کاربرد روش گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی (SGMM) و استفاده از مدل دوربین است. دوره مورد مطالعه ۹۰-۱۳۸۵ و برای ۳۰ استان ایران است. نتایج برآورد مدل اقتصادسنجی فضایی نشان می‌دهد که وقفه متغیر وابسته دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر درآمد سرانه استان‌ها است و به این ترتیب، فرضیه همگرایی اثبات گردید. نرخ مهاجرت، نرخ مشارکت اقتصادی، بودجه عمرانی و جاری استان‌ها و تحصیلات، دارای تأثیر مثبت بر درآمد سرانه استان‌ها است. وقفه فضایی مهاجرت به صورت معناداری متفاوت از صفر است و رشد هر استان متأثر از رشد استان‌های مجاور است. ضریب متغیر فضایی مهاجرت منفی است و مجاورت با استان‌های مهاجرپذیر، اثر منفی بر درآمد سرانه استان‌های مبدأ دارد. نتایج حاصل از آزمون مورآن I و جری C نشان می‌دهد که بین متغیرهای مستقل و وابسته با در نظر گرفتن متغیر مهاجرت و درآمد سرانه به عنوان متغیر دوربین یک رابطه و همبستگی فضایی وجود داشته است. این نتایج نشان می‌دهد که برآورد مدل فوق بدون در نظر گرفتن اثرات فضایی منجر به تورش ضرایب برآورد شده خواهد گردید.

واژه‌های کلیدی: اقتصادسنجی فضایی، تصریح دوربین فضایی، مهاجرت، همگرایی

۱- مقدمه

یکی از نتایج مهم به دست آمده از مدل‌های رشد اقتصادی، فرضیه همگرایی اقتصادی است. اقتصاددانان به این فرضیه به عنوان یک نتیجه از مدل‌های رشد از دهه ۱۹۹۰ به بعد و به دنبال مطالعات گسترده بارو^۱ و سالا-آی-مارتین^۲ توجه کرده‌اند. یکی از ویژگی‌های کشورهای در حال توسعه وجود دوگانگی میان مناطق مختلف کشور است. برخی از مناطق که بیشتر شهرهای بزرگ هستند، از سطح توسعه بالاتری برخوردار بوده و درآمد سرانه‌ی افراد آن مناطق بیشتر است. تحقیقات انجام شده در ایران وجود تفاوت میان استان‌های کشور از لحاظ رشد اقتصادی را نشان می‌دهد و از جمله اهداف برنامه‌های توسعه‌ی کشور، از میان بردن دوگانگی بین استان‌ها و رشد متوازن این مناطق است. لازمه دستیابی به این هدف، بالاتر بودن سرعت رشد در مناطق فقیر نسبت به مناطق ثروتمند است که به عنوان فرضیه همگرایی در مدل‌های رشد مطرح می‌شود (رحمانی، ۱۳۹۰).

مهاجرت و چگونگی توزیع مجدد جمعیت در داخل کشور یکی از اساسی‌ترین عواملی است که سیاست‌گذاران اقتصادی-اجتماعی برای کنترل جمعیت و جهت دادن به جابجایی‌های جمعیتی و نیز هدایت جمعیت به سوی قطب‌های اقتصادی به آن توجه دارند (میرزاصطفی و قاسمی، ۱۳۹۲). همچنین، یکی از مهم‌ترین و تعیین‌کننده‌ترین معضلات کشورهای توسعه‌نیافته (در حال توسعه) مهاجرت است؛ بنابراین عدم توازن منطقه‌ای جریان

مهاجرت را تقویت و تشدید خواهد کرد و این پدیده از محل‌ترین و آزاردهنده‌ترین موانع رشد اقتصاد در سطح ملی است. در این چارچوب با بروز و ظهور پدیده مهاجرت، مناطق مهاجر فرست با تخلیه انواع سرمایه‌ها و در نتیجه کاهش ذخیره سرمایه مواجه شده که در نهایت منتهی به افت تولید خواهد شد. علاوه بر این بروز پدیده مهاجرت در مناطق مهاجرپذیر منجر به شکل‌گیری پدیده تراکم می‌شود که خود موجب افزایش رفت و آمدها، رویه‌های اداری، ... شده که جملگی منجر به افزایش هزینه‌ها و در نتیجه کاهش حاشیه سود و در نهایت تأثیری هر چند اندک بر کاهش رشد اقتصادی خواهد داشت (صفائی‌پور و همکاران، ۱۳۹۰).

اقتصاددانان برای ارزیابی تأثیر مهاجرت بر رشد اقتصادی از مدل‌های همگرایی بهره برده‌اند. دو نظر مثبت و منفی مخالف در ارتباط با رابطه بین مهاجرت و رشد اقتصادی وجود دارد. نظر منفی معتقد است که مهاجرت منجر به کاهش سرمایه انسانی در مبدأ و انباشت سرمایه انسانی در مقصد مهاجرت خواهد شد و از این طریق منجر به تقویت رشد اقتصادی مقصد مهاجرت می‌گردد. نظر مثبت معتقد است که وجود انگیزه مهاجرت منجر به افزایش تمایل برای انباشت سرمایه انسانی برای بهره بردن از موقعیت مهاجرت می‌گردد که اثر آن بر رشد اقتصادی در کشور مبدأ بیشتر از کشور مقصد خواهد بود (انجمنی، ۲۰۱۲).

در ادامه ابتدا به بررسی مبانی نظری مطالعه حاضر پرداخته شده است، سپس پیشینه پژوهش و مطالعات صورت گرفته در این زمینه آورده شده است. سپس روش پژوهش، تصریح مدل اقتصادسنجی پژوهش و

1. Barro

2. Sala-I-Martin

3. Anjomani

در بین استان‌های ایران است. بنابراین، مهاجرت شکاف بین استان‌ها را افزایش می‌دهد.

شاه‌آبادی و پوران (۱۳۸۹) به ارزیابی اثر مهاجرت مغزها بر رشد اقتصادی در ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۳۸ پرداختند. نتایج تجربی این مطالعه بیانگر آن است که تأثیر متقابل متغیر مهاجرت مغزها با انقلاب اسلامی بر رشد اقتصادی، منفی و بسیار معنی‌دار است. همچنین در کنار عامل تولید نیروی کار، انباشت تحقیق و توسعه داخلی و خارجی و سرمایه انسانی نیز که ابزارهای بسیار مهم حصول به اقتصاد دانش‌محور می‌باشند، بر رشد اقتصاد ایران اثر مثبت و مستقیم دارند، اما متغیر انباشت تحقیق و توسعه خارجی اثر معناداری بر رشد اقتصادی ایران ندارد.

زنگنه (۱۳۸۶) به تحلیل کمی مهاجرت و رشد جمعیت شهری در رابطه با تحولات بازار نیروی کار پرداخت. نتایج این تحقیق نشان داد که رشد جمعیت شهری سبزوار در دهه‌های گذشته، به‌طور عمده تحت تأثیر مهاجرت جمعیت از روستاهای تابعه این شهرستان به این شهر بوده است. میزان این مهاجرت در دوره‌های مختلف با عدم توازن کمی و کیفی بازار کار در شهر با نواحی روستایی شهرستان رابطه مثبت و مستقیمی نشان می‌دهد، نتایج این پژوهش حاکی از آن است که شهر سبزوار رشد اقتصادی و جذابیت خود برای مهاجران روستایی را مدیون فعالیت‌های خدماتی بوده است و مشاغل صنعتی نقش ناچیزی در رونق بازار کار این شهر داشته است.

لوئیس و پری^۱ (۲۰۱۴) در مقاله‌ای با عنوان مهاجرت و اقتصاد شهرها و مناطق، به ارزیابی مهاجرت و تأثیر آن بر بهره‌وری و بازار کار شهرها و مناطق پرداختند.

نتایج حاصل از برآورد مدل بیان شده و در نهایت جمع‌بندی ارائه شده است.

۱-۱- پیشینه پژوهش

رحمانی و مظاهری (۱۳۹۳) بررسی تأثیر مهاجرت بر انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه پرداخته‌اند. در این تحقیق با استفاده از داده‌های پانل بین کشوری، اثر فرار مغزها بر انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه در فاصله سال‌های ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۰ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که چشم‌انداز مهاجرت اثری مثبت و معنادار بر انباشت سرمایه انسانی دارد و لذا مکانیسم انگیزش که در ادبیات جدید مورد تأکید قرار گرفته تأیید می‌شود. همچنین خود مهاجرت بالفعل نیز در هر دوره اثر منفی بر انباشت سرمایه انسانی دارد. نتایج پژوهش نشان داد که اثر مهاجرت فرار مغزها بر رشد اقتصادی کشور مبدأ منفی است.

رحمانی و حسن‌زاده (۱۳۹۰) به ارزیابی اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده وجود همگرایی بتا در بین استان‌های ایران را تأیید می‌کند. اما، نتایج برای همگرایی سیگما نشان‌دهنده نبود این نوع همگرایی در بین استان‌های ایران است. به این معنی که پراکندگی درآمد سرانه در بین استان‌های ایران در این سال‌ها افزایش پیدا می‌کند. نتایج نشان می‌دهد خالص ورود مهاجرت رابطه مستقیم با رشد تولید سرانه استان‌ها دارد و با وارد کردن متغیر خالص ورود مهاجرت به معادله همگرایی، ضریب بتا افزایش پیدا می‌کند که نشان‌دهنده اثر منفی مهاجرت بر همگرایی

^۱ Lewis and Peri

و آگاهی از تغییرات در رشد اقتصادی منطقه‌ای و ملی و همچنین الگوهای فضایی از فعالیت‌های اقتصادی به دقت مشخص باشد. این نکته شایان توجه است که رشد ایالات و مناطق مربوطه وابسته به رشد جمعیت بوده که بیشتر رشد جمعیت در نتیجه مهاجرت است.

دی‌ماریا و استریس زوسکی^۲ (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای به ارزیابی تأثیر مهاجرت، انباشت سرمایه انسانی بر توسعه اقتصادی در کشورهای منتخب با استفاده از داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که مهاجرت اگر منجر به انتقال سرمایه انسانی انباشت شده به کشور مقصد گردد رشد اقتصادی ارتقاء مییابد و شاخص‌های توسعه نیز بهبود خواهند یافت.

الگرویزارد و لول^۳ (۲۰۰۷) در مقاله‌ای تحت عنوان مهاجرت مهارت‌دیدگان و رشد با استفاده از آمار و اطلاعات ۹۲ کشور در حال توسعه و توسعه‌یافته در طول دوره ۱۹۹۰-۲۰۰۰ به دنبال تعیین اثر کل مهاجرت مغزها بر رشد اقتصادی به کمک ارزیابی اثر مستقیم و غیرمستقیم مهاجرت مغزها بر رشد اقتصادی می‌باشند. اثر مستقیم فرار مغزها بر رشد اقتصادی را از طریق تأثیر متغیرهایی چون بازدهی مهاجرت، وجوه ارسالی مهاجرین، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، پیوندهای تجاری یا انتشار دانش ارزیابی کرده‌اند و اثر غیرمستقیم را از طریق سرمایه انسانی ارزیابی نمودند. ارزیابی این دو اثر به کمک روش 2SLS انجام شده است و نتایج این تخمین‌ها حاکی از این است که اولاً: بین سرمایه انسانی و مهاجرت مغزها رابطه منفی برقرار است. ثانیاً: اثرات گوناگون مستقیم فرار مغزها بر رشد اقتصادی

آن‌ها نشان دادند که سیاست‌های اجرایی دولت برای مهاجرت‌های داخلی بر روند مهاجرت‌های خارجی مؤثر خواهد بود. تأثیر مهاجرت بین‌المللی بر شاخص‌های اقتصادی کشورها بسیار راحت‌تر از ارزیابی تأثیر مهاجرت داخلی بر اقتصاد مناطق و شهرها است. به‌منظور ارزیابی دقیق مهاجران بر اقتصادهای محلی نیاز به اندازه‌گیری تولید انجام شده توسط مهاجران است. نتایج نشان می‌دهد که تغییر بهره‌وری مهاجران بستگی به بهره‌وری کل عوامل تولید در کشور مقصد و سرمایه انسانی مهاجران دارد. همچنین کارگران مهاجر به سمت مقاصد با دستمزدهای بالاتر در کنار اقتصادهای با بهره‌وری بالا و بحران‌های کمتر حرکت می‌نمایند.

انجمنی^۱ (۲۰۱۲) در مقاله‌ای با عنوان رشد منطقه‌ای و مهاجرت بین ایالتی به ارزیابی یک مدل معادلات هم‌زمان از مهاجرت بین استانی با استفاده از رشد درآمد، رشد اشتغال، رشد بیکاری، رشد جمعیت، مهاجرت ناخالص و اشتغال در تولید به‌عنوان متغیر درون‌زا پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که نه رشد اشتغال و نه رشد درآمد به‌طور مستقیم از عوامل مهم جریان مهاجرت بوده است. مطالعات این محقق نشان می‌دهد که مهاجرت انسان به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل در ترکیب جمعیتی و اقتصادی و اجتماعی در رشد اقتصادی منطقه مقصد اثرگذار بوده است. به همین دلیل سیاست‌گذاران باید به‌طور فزاینده‌ای درباره نقش مهاجرت در بافت چنین مسائل اجتماعی و اقتصادی به‌عنوان رشد منطقه‌ای و رفاه اجتماعی سرمایه‌گذاری کنند و به‌منظور تصمیم‌گیری مناسب باید رابطه بین الگوهای در حال تغییر مهاجرت ایالتی

^۲ Di Maria & Stryszowski

^۳ L. groizard and Llull.

^۱ Ardeshir Anjomani

نمی‌شود. شیوجی این مسئله را با عنوان معمای مهاجرت^۴ مطرح می‌نماید.

پرسون^۵ (۱۹۹۴) همگرایی درآمد سرانه و اثر مهاجرت بر سرعت همگرایی را در ۲۴ ایالت سوئد در سال‌های ۱۹۹۰-۱۹۰۶ بررسی کرد. او ابتدا داده‌های درآمد سرانه را با استفاده از شاخص ملی قیمتی مصرف‌کننده، به درآمد واقعی سرانه تبدیل نمود. داده‌ها نشان می‌داد که در این سال‌ها رابطه‌ی منفی قابل‌توجهی بین میانگین نرخ‌های رشد سالانه‌ی درآمد سرانه‌ی واقعی و لگاریتم درآمد سرانه‌ی واقعی سال ۱۹۰۶ وجود دارد. در این تحقیق، درآمد، با لحاظ کردن تفاوت‌های منطقه‌ای در هزینه‌های زندگی تعدیل می‌شود. بنابراین، ضریب سرعت همگرایی در دو حالت درآمد تعدیلی و غیر تعدیلی برآورد می‌شود که نتایج برآورد برای بتا در حالت درآمد غیر تعدیلی مقدار ۰/۰۲۷ و در حالت درآمد تعدیل‌شده مقدار ۰/۰۴۱ است.

وونگ و یپ^۶ (۱۹۹۹) با استفاده از یک مطالعه بین کشوری و بهره‌گیری از مدل‌های رشد درون‌زا نشان دادند که مهاجرت از کانال افزایش سرمایه انسانی کشورهای مقصد، منجر به تقویت رشد اقتصادی می‌گردد.

تفاوت پژوهش حاضر با مطالعات انجام‌یافته در کشف ارتباط بین مهاجرت و رشد مناطق در ایران است که در این پژوهش تأثیر مهاجرت همراه با متغیرهایی همچون، نرخ مشارکت اقتصادی، نرخ باروری، نرخ تحصیلات، نرخ تورم و بودجه عمرانی و جاری با در نظر گرفتن اثرات فضایی و مجاورت

یکدیگر را پوشش داده و جبران می‌کنند. ثالثاً: اثر کل فرار مغزها بر رشد اقتصادی منفی است ولی معناداری آن کم است، یعنی اثرات مستقیم پیامدهای خارجی منفی، که ناشی از مهاجرت افراد ماهر است، به وسیله‌ی کاهش سرمایه انسانی جبران می‌شود. اگرچه این اثر آنقدر قوی نیست تا تمام نتایج منفی مهاجرت نیروهای کار ماهر بر رشد اقتصادی را جبران نماید.

مودی^۱ (۲۰۰۶) به ارزیابی تأثیر مهاجرت بر رشد در بین ایالت‌های استرالیا پرداخت. نتایج مطالعه نشان داد که در صورتی که مهاجرت همراه با انتقال سرمایه انسانی باشد منتج به افزایش رشد اقتصادی در مناطق مقصد خواهد شد. ولیکن، مهاجرت و انتقال سرمایه انسانی، اثر مثبت بسیار کمی بر افزایش درآمد ملی سرانه داشته است.

استارک و هلمن استین^۲ (۲۰۰۲) نشان دادند که وجود اثر محرک (منافع مغز یا منافع ناشی از مهاجرت) شرط لازم برای ایجاد خالص منافع مغز (منافع ناشی از مهاجرت نیروی انسانی با مهارت بالا) است. ایجاد خالص منافع مغز نیز منجر به افزایش نرخ رشد اقتصادی می‌شود.

شیوجی^۳ (۲۰۰۱) در مطالعه‌ای با عنوان اثر ترکیب مهاجرت بر رشد منطقه‌ای به ارزیابی نقش مهاجرت داخلی در همگرایی درآمدی منطقه‌ای در ژاپن پرداخت. نتایج مطالعه شیوجی که در تناقض با مطالعات قبلی و تئوریک بود نشان داد که مهاجرت از مناطق فقیر به مناطق ثروتمند که یک منبع مهم در نیل به همگرایی است، در مطالعه تجربی او پذیرفته

4. Migration Puzzle

5. Persson

6. Wong and Yip

1. Moody, Cat

2. Stark and Helmenstain

3. Shioji

استان‌های ایران مورد ارزیابی قرار خواهد گرفت؛ و این پژوهش از دو رویکرد متفاوت برای ارزیابی تأثیر متغیرهای مستقل بر رشد درآمد سرانه استفاده خواهد نمود. رویکرد اول از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) یا مدل پانل پویای تصادفی (DPD) در اقتصادسنجی متعارف و برآورد ضرایب مدل آرلانو- باور/بوندل- باند دومرحله‌ای استفاده خواهد نمود. رویکرد دوم نیز از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) یا مدل پانل پویای تصادفی (DPD) با برآوردگر دوربین در اقتصادسنجی فضایی بهره برده است. در این پژوهش از متغیر مهاجرت و درآمد سرانه به‌عنوان متغیر دوربین استفاده شده؛ که این مطالعه را از سایر مطالعات انجام‌گرفته متمایز کرده است.

۱-۲-۲- مبانی نظری پژوهش

۱-۲-۱- تأثیر مهاجرت بر رشد منطقه‌ای

یکی از عواملی که می‌تواند رشد و توسعه منطقه‌ای را تحت تأثیر قرار دهد مهاجرت است تا آنجا که از مهم‌ترین استدلال‌هایی که در اصالت و حقانیت رشد و توسعه منطقه‌ای می‌توان مطرح کرد، توانایی آن در کنترل پدیده جابجایی جمعیت و مهاجرت است (صفایی‌پور و همکاران، ۱۳۹۰). مهاجرت فرآیندی است که نرخ رشد جمعیت یا نرخ رشد عرضه‌ی نیروی کار را تغییر می‌دهد. لذا این مسئله می‌تواند متغیر کلیدی در مدل‌های رشد باشد (رحمانی و حسن‌زاده، ۱۳۹۰).

بحث درباره مهاجرت عموماً با شرح جریان نیروی انسانی بین روستاها یا شهرهایی با امکانات و تحصیلات پایین (مبدأ) به شهرهای بزرگ با امکانات

بیشتر صورت می‌گیرد (صباغ کرمانی، ۱۳۸۰). تأثیر مهاجرت بر رشد و توسعه منطقه‌ای زمانی اهمیت خود را بیشتر عیان می‌کند که توجه شود یکی از مهم‌ترین و تعیین‌کننده‌ترین معضلات کشورهای توسعه‌نیافته (درحال توسعه) مهاجرت و تأثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی است؛ بنابراین عدم‌توازن منطقه‌ای جریان مهاجرت را تقویت و تشدید خواهد کرد و این پدیده از مخمل‌ترین و آزاردهنده‌ترین موانع رشد اقتصاد در سطح ملی است. اختلال مهاجرت در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی، به سبب آثار و پیامدهای آن بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی است. این پیامدها را می‌توان از دو منظر مورد توجه قرار داد: الف) مناطق مهاجرفرست، ب) مناطق مهاجرپذیر. در این چارچوب با بروز و ظهور پدیده مهاجرت، مناطق مهاجرفرست با تخلیه انواع سرمایه‌ها و در نتیجه کاهش ذخیره سرمایه مواجه شده که در نهایت منتهی به افت تولید خواهد شد. علاوه بر این بروز پدیده مهاجرت در مناطق مهاجرپذیر منجر به شکل‌گیری پدیده تراکم می‌شود که خود موجب افزایش رفت‌وآمدها، رویه‌های اداری و ... شده که جملگی منجر به افزایش هزینه‌ها و در نتیجه کاهش حاشیه سود و در نهایت تأثیری هر چند اندک بر کاهش رشد اقتصادی خواهد شد (زنکنه، ۱۳۸۶).

مهاجرت و چگونگی توزیع مجدد جمعیت در داخل کشور یکی از اساسی‌ترین عواملی است که سیاست‌گذاران اقتصادی-اجتماعی به‌منظور برنامه-ریزی برای توسعه با استفاده از ابزارهای کنترل جمعیت و جهت دادن به جابجایی‌های جمعیتی و نیز هدایت جمعیت به‌سوی قطب‌های اقتصادی به آن

معینی رشد منطقه ممکن است از درون تشدید گردیده و به‌طور فزاینده‌ای تداوم و افزایش یابد. کالدور بیان می‌کند که رشد تولید سرانه در مناطق توسط میزان استفاده از صرفه‌جویی به مقیاس در تولید و همچنین منافع ناشی از تخصص فعالیت‌های تولیدی تعیین می‌گردد. این تئوری به توضیح اثرات تراکمی و پخش می‌پردازد که اثر تراکمی به رشد خودتقویت شونده تجمعی در یک منطقه اشاره دارد که باعث عقب‌افتادگی سایر مناطق می‌گردد. اثر پخش نیز به سرایت رشد شدید یک منطقه به سایر مناطق اشاره دارد. بر این اساس گسترش رشد در یک منطقه و افزایش درآمد سرانه آن منطقه منجر به سرریز شدن نهاده‌ها و امکانات به مناطق همجوار شده که رشد مناطق همجوار را نیز افزایش می‌دهد (صبغ کرمانی، ۱۳۸۰).

- مدل قطب رشد

مدل قطب رشد توسط پرو^۳ ارائه و به‌وسیله هریشمن^۴ و هانسن^۵ مورد بررسی قرار گرفت. این الگو تشابه زیادی با علیت‌های تجمعی داشته و جزئیات مکانیزم رشد نامتوازن منطقه‌ای را ارائه می‌دهد. نحوه عمل مدل‌های قطب رشد حول محور دو اثر رشد می‌چرخد که اثر قطبی شدن^۶ و انتشار تدریجی^۷ است. اثر اول در مراحل اولیه توسعه ظاهر شده و موجب می‌گردد که رشد سریعی در قطب‌های رشد صورت گرفته و موجب واگرایی و فزاینده‌گی نابرابری‌ها بین مناطق شود. سپس در مراحل بعدی

توجه دارند و شناخت علمی پدیده مهاجرت به‌عنوان پایه و اساس مدیریت و سیاست‌گذاری در کشور است (میرزا مصطفی و قاسمی، ۱۳۹۲).

افزایش سرمایه انسانی که می‌تواند از طریق مهاجرت از یک منطقه به یک منطقه دیگر رخ دهد، از طریق ایجاد صرفه‌های خارجی مثبت و افزایش بهره‌وری، رشد اقتصادی را در منطقه مقصد افزایش می‌دهد. همچنین سرمایه انسانی موجب افزایش بهره‌وری تحقیق و توسعه داخلی و جذب بیشتر تحقیق و توسعه خارجی می‌شود. لذا نقش سرمایه انسانی در ایجاد سرریزهای دانش و رشد اقتصادی بسیار تعیین‌کننده است. مهاجرت به معنی از دست رفتن سرمایه انسانی است. در دهه‌های اخیر به موازات تکامل نظریه‌های رشد درون‌زا، نظریات مختلفی در مورد نحوه اثرگذاری مهاجرت بر رشد اقتصادی، به‌واسطه سرمایه انسانی مطرح شده است.

موج جدید مدل‌های پویای مهاجرت و رشد و توسعه اقتصاد، احتمال ایجاد منافع ناشی از مهاجرت افراد ماهر را برای اقتصادهای درحال توسعه افزایش می‌دهد. اگر بازده تحصیلات در کشور مبدأ پایین باشد، باز کردن درها برای مهاجرت، نه تنها انباشت سرمایه انسانی را کاهش نمی‌دهد بلکه از طریق ایجاد انگیزه برای کسب تحصیلات و مهارت به منظور مهاجرت، احتمال کسب تحصیلات برای افراد باقی‌مانده را افزایش خواهد داد (اثر محرک).

۱-۲-۲- تئوری‌های رشد منطقه‌ای

- مدل علیت‌های تجمعی

این تئوری که توسط میردال^۱ معرفی و توسط کالدور^۲ بسط داده شد بیان می‌کند که تحت شرایط

^۲. Kaldor

^۳. Perroux

^۴. Herrishman

^۵. hansen

^۶. Polarization effect

^۷. tricking down effect

^۱. Mirdal

توسعه و پس از اینکه قطب‌های رشد به اندازه کافی متمرکز و قوی شدند، رشد آن‌ها به تدریج به سایر مناطق پخش می‌گردد و نهایتاً موجب همگرایی و از بین بردن نابرابری‌ها می‌شود. این الگو بیانگر این است که وقتی اثر قطبی شدن غالب می‌شود، روند نابرابری‌ها فزاینده است و هنگامی که اثر انتشار تدریجی شروع می‌شود، نابرابری‌ها کاهش می‌شود (صبغ کرمانی، ۱۳۸۰).

- مدل موج‌های توسعه

موج‌های توسعه اقتصادی، بر این نظریه استوار است که توسعه اقتصادی بیشتر شبیه به موج است تا یک فرآیند مستمر و هموار. این تئوری با وجود تفاوت‌های اندک دارای شباهت بسیار با مدل قطب رشد است. در حقیقت می‌توان گفت ترکیب این دو الگو، توضیح کامل‌تری از وضعیت رشد اقتصادی مناطق ارائه می‌دهد. ویژگی منحصر به فرد این تئوری آن است که می‌تواند نابرابری فزاینده مجدد در درآمدهای منطقه‌ای را توضیح دهد و آن را به صورت درون‌زا توجیه و تفسیر نماید (صبغ کرمانی، ۱۳۸۰).

- مدل رشد نئوکلاسیک (سولو- سوان)

مدل رشد نئوکلاسیک یا مدل رشد سولو- سوان، یک مدل رشد اقتصادی با ویژگی‌های برون‌زا بودن، بلندمدت بودن و در چارچوب نظریات مکتب کلاسیک است. نتایجی که از این مدل می‌توان به دست آورد فرضیه همگرایی مشروط بین مناطق است که در این پژوهش بررسی خواهد شد. این مدل تلاش می‌کند رشد اقتصادی بلندمدت را با بررسی انباشت سرمایه، رشد جمعیت یا نیروی کار و افزایش در بهره‌وری که به‌طور معمول پیشرفت فنی شناخته

می‌شود توضیح دهد. هسته‌ی اصلی این مدل تابع تولید تراکمی نئوکلاسیک کاب داگلاس است که این امر ارتباط با مبانی اقتصاد خرد را فراهم می‌کند. این مدل جایگزین مدل پساکینزینی هارود- دومار شده است که تابع تولید را به صورت تابع تولید با بازده ثابت نسبت به مقیاس در نظر می‌گیرد (رومر^۱، ۱۳۸۳). در الگوی رشد نئوکلاسیکی که نخستین بار توسط سولو مطرح شد، عامل فناوری به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است. در این الگو افزایش پس‌انداز و انباشت سرمایه به افزایش حالت پایدار تولید و به تبع آن فقط افزایش موقت نرخ رشد منجر می‌شود. در ابتدا ذخیره سرمایه سرانه افزایش می‌یابد و در نتیجه آن تولید سرانه نیز بالا می‌رود؛ اما از آنجا که فرض می‌شود سرمایه بازدهی کاهشی دارد تا زمانی که پس‌اندازهای بالاتر دقیقاً با میزان نهاده سرمایه لازم برای ثابت نگاه‌داشتن سرمایه سرانه برابر شود، افزایش تولید سیر کاهنده خواهد داشت. در وضعیت پایدار، تولید سرانه افزایش پیدا نمی‌کند.

میزان رشدی که تحقق می‌یابد در اثر پیشرفت فن‌آوری است که در چارچوب این نظریه قابل فهم است (شاه‌آبادی و پوران، ۱۳۸۹).

یکی از مهم‌ترین فرضیه‌هایی که می‌توان از مدل رشد درون‌زای نئوکلاسیک به دست آورد، فرضیه همگرایی است؛ که در تئوری‌های رشد و توسعه منطقه‌ای بسیار به آن توجه شده است. این فرضیه بیان می‌کند مناطقی که مقادیر اولیه سرمایه به کار پایین‌تری دارند، نرخ رشد بالاتری را نشان می‌دهند؛ بنابراین به همگرایی به سمت مناطق دارای سرمایه سرانه بالاتر تمایل دارند.

^۱. Romer

پرتوانی است که برخلاف روش حداکثر درستنمایی (ML) نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اختلال ندارد (مشکی، ۱۳۹۰). وجود وقفه متغیر وابسته در سمت راست مدل پانل منجر می‌شود که فرض عدم خودهمبستگی میان متغیرهای مستقل (توضیحی) و جمله‌ی اخلاص به‌عنوان یکی از فروض کلاسیک نقض شود. در نتیجه استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی (در مدل پانل اثرات ثابت و اثرات تصادفی) نتایج تورش‌دار و ناسازگاری ارائه خواهد کرد (بالتاجی، ۲۰۰۸، آرلانو و بوند، ۱۹۹۱). استفاده از روش تعمیم‌یافته گشتاورها (GMM) با به‌کارگیری متغیرهای ابزاری این ایراد یعنی درون‌زایی متغیرهای توضیحی یا ساختار پویای مدل را برطرف می‌نماید و جهت حذف تورش ناشی از درون‌زایی متغیرهای توضیحی، اجازه می‌دهد تمام متغیرهای رگرسیونی حتی با وقفه، اگر همبستگی با اجزاء اخلاص ندارند به‌عنوان متغیر ابزاری وارد مدل شوند (گرین^۱، ۲۰۱۲). روش تفاضلی مرتبه اول گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) ابتدا توسط آرلانو و بوند (۱۹۹۱) مطرح شد. در روش تفاضلی مرتبه اول آرلانو و بوند ابتدا وقفه متغیر وابسته به سمت راست اضافه می‌شود، سپس از متغیرها تفاضل مرتبه اول گرفته می‌شود و مدل به روش برابر قرار دادن گشتاورهای اولیه و مرکزی در نمونه و جامعه مورد برآورد قرار می‌گیرد (پارسیان، ۱۳۸۹). در این روش عرض از مبدأ حذف می‌گردد (یاوری، اشراف‌زاده، ۱۳۸۴). آرلانو و باور^۲ (۱۹۹۵) و بوند^۳ (۱۹۹۸) با لحاظ تغییراتی در روش تفاضلی

این فرضیه که اقتصادهای فقیر تمایل به رشد سریع‌تر از اقتصادهای ثروتمند دارند بدون در نظر گرفتن سایر مشخصات اقتصادها، همگرایی مطلق نامیده می‌شود. در مقابل نوعی دیگر از همگرایی وجود دارد که تحت عنوان همگرایی شرطی مطرح می‌شود. ایده اصلی همگرایی شرطی آن است که هرچه فاصله‌ی اقتصادی از حالت پایدار خودش بیشتر باشد سریع‌تر رشد می‌کند؛ یعنی، حتی اگر کشور فقیری به حالت پایدار خودش نزدیک باشد، رشد پایینی دارد و لزوماً همه‌ی مناطق فقیر تمایل به رشد بالا ندارند و این امر بستگی به ساختار آن‌ها دارد؛ بنابراین مفهومی از همگرایی که در آن یک اقتصاد فقیر تمایل به رشد سریع‌تری نسبت به یک اقتصاد ثروتمند دارد، همگرایی بتا نامیده می‌شود. مفهوم دیگر همگرایی به بررسی پراکندگی درآمد سرانه می‌پردازد. در این مفهوم، اگر پراکندگی که برای مثال از طریق انحراف معیار لگاریتم درآمد یا تولید سرانه گروهی از مناطق محاسبه می‌شود در طول زمان کاهش یابد همگرایی صورت می‌گیرد. این نوع همگرایی را همگرایی سیگما می‌نامند. این حقیقت وجود دارد که حتی اگر همگرایی مطلق وجود داشته باشد پراکندگی درآمد سرانه لزوماً تمایلی به کاهش در طول زمان ندارد.

۲- روش پژوهش

در این مطالعه با توجه به پانل و پویا بودن مدل، به‌منظور برآورد مدل تصریح‌شده از روش برآورد گشتاورهای تعمیم‌یافته بهره گرفته می‌شود. لازم به ذکر است که به دلیل مکان‌مند بودن داده‌های مورد استفاده در نهایت مدل به‌صورت دوربین فضایی گشتاورهای تعمیم‌یافته تصریح و برآورد می‌گردد. برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برآوردگر

^۱. Greene

^۲. Arellano and Bover

^۳. Blundell and Bond

طول تمام دوره‌ی زمانی t مستقل می‌باشند. x_{it} و w_{it} ممکن است شامل وقفه متغیرهای برون‌زا (مستقل) و متغیرهای مجازی باشند ولی در مدل‌های پانل پویا این دو متغیر معادل هم می‌باشند.

برآوردگرهای آرلانو- بوند از قرار دادن ماتریس‌های سطری اضافی در یک ماتریس صفر در سیستم برآوردگرها به دست می‌آیند. بردارهای تبدیل یافته و تبدیل نیافته متغیر مستقل برای یک مقطع جمع می‌شود به طوری که (Z_i) ماتریس ابزارها بدست می‌آید.

(۲)

$$y_i = \begin{pmatrix} y_i^* \\ y_i^L \end{pmatrix} \quad X_i = \begin{pmatrix} X_i^* \\ X_i^L \end{pmatrix}$$

$$Z_i = \begin{pmatrix} Z_{di} & 0 & D_i & 0 & I_i^d \\ 0 & Z_{Li} & 0 & L_i & I_i^L \end{pmatrix}$$

برآوردگرهای روش آرلانو- باور/ بوندل - باند دومرحله‌ای پانل پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM/DPD) بدین صورت محاسبه می‌گردد:

$$\widehat{\beta}_2 = W_2^{-1} Q_{xz} A_2 Q_{zy} \quad (3)$$

واریانس درست برآوردگر (VCE) برای GMM دو مرحله‌ای بدین صورت است:

$$\widehat{V}_{GMM}[\widehat{\beta}_2] = W_2^{-1} \quad (4)$$

بدین ترتیب همان‌طور که در معادلات بالا اثبات گردید، آرلانو و باور (۱۹۹۵)، بوندل و بوند (۱۹۹۸) یک سیستمی از برآوردگرها را پیشنهاد دادند که در یک مرحله از شرایط گشتاوری با وارد کردن وقفه تفاضل به‌عنوان ابزار برای معادلات سطح استفاده می‌کردند و در مرحله بعد از شرایط گشتاوری با وارد کردن وقفه به‌عنوان ابزار برای معادلات تفاضلی استفاده می‌نمود.

مرتب اول گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) متعامد را پیشنهاد دادند. تفاوت این دو روش یعنی آرلانو- بوند و آرلانو- باور/ بوندل- بوند بر اساس شیوه‌ای است که تأثیرات فردی در مدل لحاظ می‌شود (ندیری و محمدی، ۱۳۹۲). از مزایای روش دوم بر روش اول افزایش دقت و کاهش تورش محدودیت حجم نمونه، تخمین‌های کارآمدتر و دقیق‌تر است (بالتاجی، ۲۰۰۸). برای تخمین مدل پانل با ویژگی-های ذکر شده این پژوهش از تخمین‌زن پانل پویای تعمیم‌یافته (DPD) به روش آرلانو- باور/ بوندل- باند دومرحله‌ای^۲ بهره خواهد برد.

به‌منظور تصریح مدل فوق و استخراج برآوردگرهای روش آرلانو- باور/ بوندل - باند دو مرحله‌ای یک مدل پانل پویا (DPD) به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود (آرلانو، ۲۰۰۳).

(۱)

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{i,t-j} + x_{it}\beta_1 + w_{it}\beta_2 + v_i + \varepsilon_{it}$$

α_j : تعداد p پارامتر که باید برآورد گردند. x_{it} : یک بردار $1 \times k_1$ از متغیرهای کاملاً برون‌زا است. β_1 : یک بردار $1 \times k_1$ از پارامترهایی که برآورد خواهند شد. w_{it} : یک بردار $1 \times k_2$ از متغیرهای از پیش تعیین‌شده یا برون‌زا است. β_2 : یک بردار $1 \times k_2$ از پارامترهایی که برآورد خواهند شد. اثر سطح پانلی (که ممکن است با متغیرهای توضیحی همبستگی داشته باشد). ε_{it} : دارای توزیع یکنواخت مستقل ($i.i.d$) در کل نمونه با واریانس σ_ε^2 . در ضمن فرض می‌شود ε_{it} و v_i برای هر مقطع i در

^۱ Baltagi

^۲ Arellano-Bover/ Blundel- Bond Dynamic Panel Data Two Step Estimator

W ماتریس وزنی فضایی است. P ضریب متغیر تأخیر فضایی و نشانگر پارامتر رگرسیون است که باید تخمین زده شود. Y_{it} نشان‌دهنده درآمد سرانه، i استان، t زمان، c عرض از مبدأ، x نشان‌دهنده یک ماتریس $n \times n$ از متغیرهای توضیحی می‌باشند؛ البته متغیر توضیحی در مدل با داده‌های پانل می‌تواند متقارن نباشد. پارامتر β نشان‌دهنده تأثیر متغیرهای توضیحی بر انحراف در متغیر وابسته Y است. برای تعیین ماتریس مجاورت می‌توان از روش مجاورت و همبستگی استفاده کرد (لی سیج^۲، ۱۹۹۹). در روش مجاورت و همبستگی با مشخص کردن اینکه کدام مشاهدات یا مناطق باهم همبسته، همسایه یا مجاور هستند، ماتریس مجاورت تشکیل می‌گردد و با در نظر گرفتن وابستگی فضایی، واحدهایی که دارای رابطه همسایگی یا مجاورت هستند، نسبت به محل-های دورتر می‌باید، درجه وابستگی بیشتری نشان دهند. روش‌های متفاوتی به منظور تشکیل روش ماتریس مجاورت وجود دارد: مجاور رخ مانند، خطی، فیل مانند، خطی دوطرفه، رخ مانند دوطرفه و ملکه (انسلین و گریفیث^۳، ۱۹۸۸).

دلیل اصلی در انتخاب یک تعریف مجاورت، باید مربوط به ماهیت مسئله‌ای باشد که می‌خواهد مدل‌سازی شود. در ماتریس مجاورت عناصر روی قطر اصلی برابر صفر هستند، یعنی مجاورت خود منطقه با خود صفر در نظر گرفته می‌شود. در سایر عناصر ماتریس اگر مناطق با همدیگر مجاور باشند، عدد یک و در صورتی که مجاور نباشند صفر است.

W ماتریس متقارن است. طبق قرارداد همیشه ماتریس دارای قطر اصلی با عناصر صفر است. ماتریس

اقتصادسنجی فضایی زیرشاخه‌ای از اقتصادسنجی است که با رابطه متقابل فضایی و ساختار فضایی در مدل‌های رگرسیونی با داده‌های مقطعی یا ترکیب مقطعی- سری زمانی سروکار دارد (پیلینک و کلاسن^۱، ۱۹۷۹). در داده‌های مکانی دو مشکل در مدل‌سازی روابط می‌تواند رخ دهد: ۱- وابستگی موجود بین مشاهدات. ۲- ناهمسانی فضایی. این دو مسئله که باعث نقض فرض گاس-مارکوف می‌گردد، در اقتصادسنجی مرسوم نادیده گرفته می‌شوند. در ارتباط با وابستگی فضایی، گاس-مارکوف فرض می‌کند که متغیرهای توضیحی در نمونه‌های تکراری ثابت هستند، وابستگی فضایی این فرض را نقض می‌کند. به همین ترتیب، ناهمسانی فضایی این فرض گاس-مارکوف را که یک رابطه خطی یکه بین داده‌های مشاهدات نمونه وجود دارد، نقض می‌کند. برای واردکردن اثرات مکان در مدل‌های رگرسیونی از ماتریس وزنی فضایی استفاده می‌گردد که این ماتریس بر اساس فاصله (طول و عرض جغرافیایی) یا رابطه مجاورت تعریف می‌گردد؛ بنابراین با در نظر گرفتن وابستگی فضایی، واحدهایی که دارای رابطه همسایگی یا مجاورت هستند، نسبت به محل‌ها یا واحدهایی که دورتر هستند باید درجه وابستگی فضایی بالاتری را نشان دهند. این پژوهش از روش داده‌های تابلویی پویا با متغیر تأخیری فضایی که مجاورت فضایی را در نظر می‌گیرد استفاده شده است. فرم عمومی داده‌های تابلویی پویایی فضایی به شکل زیر است:

$$Y_{it} = \alpha + \rho WY_{it} + \beta x_{it} + v_{it} \quad (5)$$

² Lee sage

³ Anselin, L. and D.A. Griffith.

¹ pealinc and klaassen

اثرات ثابت انفرادی (مقطعی) یا اثرات تصادفی انفرادی (مقطعی) را نشان می‌دهد، γ_t نیز اثرات ثابت و تصادفی زمان را نشان می‌دهد. اگر $\tau = 0$ باشد مدل‌ها ایستا خواهند بود و اگر $\tau \neq 0$ باشد مدل‌ها پویا خواهند بود یعنی متغیر وابسته تأخیری نیز وارد مدل خواهد شد که پانل پویای تصادفی فضایی (SDPD) یا همان مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی (SGMM) خواهد بود (کو و یانگ، ۲۰۰۸).

۱-۲- تصریح مدل پژوهش

مدل پانل پویای تصادفی (DPD) به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و تخمین‌زن‌های آرلانو-باور/بوندل-باند در اقتصادسنجی متعارف به صورت زیر تصریح می‌گردد.

(۷)

$$GDP_{it} = \alpha + \beta_1 GDP_{it-1} + \beta_2 IM_{it} + \beta_3 PN_{it} + \beta_4 P_{it} + \beta_5 BU_{it} + \beta_6 Ed_t + \beta_7 FR_{it} + \mu_{it}$$

$$\mu_{it} = a_i + \gamma_t + v_{it}$$

همان‌گونه که قبلاً بیان شد، با توجه به مکان‌مند بودن داده‌های پژوهش باید اثرات فضایی نیز در مدل لحاظ گردد. برای این منظور مدل به صورت پانل پویا در قالب دوربین فضایی تصریح می‌گردد. به عبارت دیگر وقفه‌های فضایی متغیرهای وابسته و مستقل (مهاجرت) در مدل وارد می‌گردند؛ بنابراین تصریح مدل دوربین فضایی در قالب گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی به صورت زیر خواهد بود:

(۸)

$$GDP_{it} = \alpha + \beta_1 GDP_{it-1} + p_1 W_{it} GDP_{it} + \beta_2 IM_{it} + \beta_3 PN_{it} + \beta_4 P_{it} + \beta_5 BU_{it} + \beta_6 Ed_t + \beta_7 FR_t + P_2 W_{it} IM_{it} + a_i + \gamma_t + v_{it}$$

مجاورت تشکیل شده باید استاندارد گردد، تبدیلی که اغلب در کارهای کاربردی به کار برده می‌شود. ماتریس استاندارد شده ماتریسی است که حاصل جمع سطرهای آن واحد باشد، که به آن ماتریس مجاورت مرتبه اول استاندارد شده^۱ گفته می‌شود. پس از استاندارد کردن ماتریس مجاورت باید با استفاده از ضرب این ماتریس در هر متغیر، متغیر تأخیر فضایی آن را ایجاد نمود. متغیر تأخیر فضایی میانگین مشاهدات ناشی از مناطق مجاور را نشان می‌دهد. یکی از مفاهیم اساسی مربوط به مجاورت فضایی، تأخیر (وقفه) فضایی است. تأخیرهای فضایی شبیه به انتقال به عقب در تحلیل سری‌های زمانی است. برخلاف دامنه زمان، تأخیر فضایی به مفهوم انتقال در طول فضا است، ولی از طریق شرطهایی محدود می‌شوند. این شروط هنگامی ایجاد می‌شوند که شخص سعی می‌کند شباهت‌های میان دامنه‌های زمان و فضا ایجاد کند (لیسیج، ۱۹۹۹). به منظور تصریح مدل، می‌بایست تمامی مدل‌های فضایی از جمله: وقفه فضایی (SAR)، خطای فضایی (SEM)، وقفه-خطای فضایی (SARMA) و دوربین فضایی (SDM) را به صورت خلاصه در قالب یک مدل پانل پویای تصادفی (SDPD) نوشت:

(۶)

$$y_{it} = \alpha + \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{itk} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^n D_{ij} Z_{itk} \theta_k + a_i + \gamma_t + v_{it}$$

جزء اخلاص مدل دارای سه بخش است: جزء اخلاص مدل پانل v_{it} ، جزء اخلاص درون‌گروهی γ_t ، جزء اخلاص بین گروهی a_i . W ماتریس فضایی است.

^۱ . Standardized first order

^۲ . Lesage, 1999

^۳ . Kuo and Yang

مدل پانل پویای معمولی و فضایی در جدول زیر ارائه و سپس نتایج باهم مقایسه می‌گردد.

جدول (۲). برآورد ضرایب مدل اقتصادسنجی فضایی و اقتصادسنجی متعارف

متغیر	مدل I	مدل II
GDP_{it-1}	-0.102*** (-2.78)	-0.86** (-1.97)
IM	0.058** (2.37)	0.631** (2.57)
PN	0.494* (1.87)	1.849** (2.45)
P	-0.293*** (-6.31)	2.514*** (10.45)
BU	1.884*** (9.80)	2.849*** (2.85)
ED	0.978*** (57.13)	0.578** (2.23)
FR	0.0009*** (5.75)	0.0002* (0.41)
Cons	-0.28*** (-2.69)	-1.198*** (-389)
WXim	-	-0.135
rho	-	0.337*** (28.98)
آزمون سارگان	آماره کای ۲ (13.579)*	-
همبستگی مرتبه اول	آماره Z	-
همبستگی مرتبه دوم	آماره Z (-1.548)*	-
آزمون مورآن		0.002*** (8.305)
I		
IM		
GDP		0.003*** (3.504)
آزمون جری		0.367* (-8.040)
C		

جدول (۱). معرفی متغیرها و پارامترهای مدل اقتصادسنجی متعارف و فضایی

GDP_{it-1}	درآمد سرانه استان ۱ در زمان t-1
IM	خالص ورود مهاجرت به استان‌ها
PN	نرخ مشارکت اقتصادی در هر استان
P	نرخ تورم در هر استان
BU	مجموع بودجه عمرانی و جاری (از محل درآمدهای ملی، استانی و اختصاصی)
ED	سطح آموزش و تحصیلات در استان‌های ایران
FR	نرخ باروری در استان‌های ایران
α_i	دلالت بر اثرات فردی غیرقابل مشاهده ^۱ دارد
V_{it}	جمله اختلال مدل پانل به طوری که $V_{it} = \mu_{it} + v_{it}$ می‌باشد.
u_{it}	دلالت بر باقیمانده جمله اختلال ^۲ یا جز اختلال حالت ویژه ^۳ دارد؛ که به دو بخش جملات اختلال مقطعی ε_i و جملات اختلال سری زمانی ε_t تقسیم می‌گردد.
Durbin	ترکیب متغیرهای توضیحی با ماتریس وزنی مکانی که تعیین‌کننده همبستگی فضایی متغیرهای مستقل است و با نماد $W_{it}IM_{it}$ ، $W_{it}GDP_{it}$ نشان داده شده است.
α	عرض از مبدأ
β	ضرایب متغیرهای توضیحی به طوری که $K = 1, 2, \dots$

لازم به ذکر است مدل تصریح شده برای ۳۰ استان کشور برای دوره زمانی ۹۰-۱۳۸۵ برآورد گردیده است. در این مطالعه به دلیل محدودیت دسترسی به داده‌های استان البرز، این استان به عنوان بخشی از استان تهران لحاظ شده است. داده‌های مورد استفاده از سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران و بانک مرکزی استخراج گردیده است.

۳- یافته‌های پژوهش

با توجه به مطالب ذکر شده در دو قسمت قبل، در این قسمت نتایج حاصل از برآورد مدل، در قالب دو

^۱. Unobservable Individual Specific Effect

^۲. Reminder Disturbance

^۳. Idiosyncratic error Term

متغیر	مدل I	مدل II
IM		
GDP		0.577** (-8.041)

اعداد داخل پرانتز آماره Z می‌باشند.

** معنادار در سطح اطمینان ۹۰٪.

*** معنادار در سطح اطمینان ۹۵٪.

**** معنادار در سطح اطمینان ۹۹٪.

منبع: یافته‌های پژوهش

برآورد ضرایب به روش آرلانو- باور/ بوندل- باند در مدل اقتصادسنجی متعارف نشان می‌دهد که وقفه درجه اول متغیر وابسته دارای تأثیر منفی بر درآمد سرانه استان است. ضریب وقفه درآمد سرانه استان‌ها منفی و معنادار است و با احتمال ۹۵ درصد اطمینان نشان می‌دهد که درآمد سرانه استان‌های ایران به سمت حالت پایا همگرا است و در واقع فرضیه همگرایی بتا پذیرفته می‌شود؛ که این نتیجه با نتایج مطالعات پیشین صورت گرفته برای استان‌های ایران از جمله رحمانی و حسن‌زاده (۱۳۹۰) سازگار است. متغیر مهاجرت، دارای ضریب ۰/۰۵۹ که با آماره ۲/۳۷ و مقدار احتمال ۰/۰۱۸ در سطح خطای پنج درصد تأثیر معنی‌دار و مثبت بر درآمد سرانه استان‌ها دارد. نرخ مشارکت اقتصادی با ضریب مثبت ۰/۴۹ دارای تأثیر معنی‌دار بر درآمد سرانه استان‌ها است. نرخ تورم با ضریب ۰/۲۹- تأثیر کاملاً معنی‌دار و منفی بر درآمد سرانه استان‌ها دارد. بودجه عمرانی و جاری استان‌ها با ضریب ۱/۸۸ و با احتمال ۹۹ درصد، دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر متغیر وابسته است. تحصیلات نیز با ضریب مثبت ۰/۹۷۸ با احتمال ۹۹ درصد تأثیر مثبت بر درآمد سرانه استان‌ها دارد. ضریب برآوردی متغیر نرخ باروری نیز با ضریب بسیار کوچک ۰/۰۰۹ معنی‌دار است. متغیر

عرض از مبدأ که دارای تفسیر اقتصادی نیست و فقط می‌توان آن را به صورت مکانیکی تفسیر نمود دارای ضریب منفی ۰/۲۸۴ است و به لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. به این ترتیب، بیشترین ضریب برآوردی را در بین متغیرهای مستقل، متغیر بودجه عمرانی و جاری و کمترین ضریب را متغیر نرخ باروری به خود اختصاص داده است ضمن آنکه همه ضرایب برآوردی متغیرها به لحاظ آماری معنادار و جهت اثرگذاری آن‌ها بر متغیر وابسته منطبق با مبانی نظری موجود است. در برآورد مدل اقتصادسنجی فضایی، ضریب برآورد شده برای متغیر نرخ مهاجرت ۰/۶۳ است که نشان می‌دهد متغیر مهاجرت دارای تأثیر مثبت بر درآمد سرانه استان‌ها است. همچنین آماره توزیع نرمال استاندارد این متغیر ۲/۵۷ است که از مقدار آماره جدول بیشتر بوده و با احتمال ۰/۰۱ نشان از معنی‌داری اثرات متغیر مهاجرت بر تغییرات متغیر وابسته یعنی درآمد سرانه استان‌ها در ایران است.

ضریب متغیر وقفه فضایی درآمد سرانه (rho) معنادار و مثبت است. این متغیر بیانگر آن است که درآمد سرانه هر استان تحت تأثیر درآمد سرانه استان‌های مجاورش است، به طوری که هرچه استان‌های مجاور درآمد سرانه بالاتری داشته باشند، درآمد سرانه آن استان بالاتر است و حد اثرگذاری آن به میزان ضریب این متغیر یعنی ۰/۳۳۷ است.

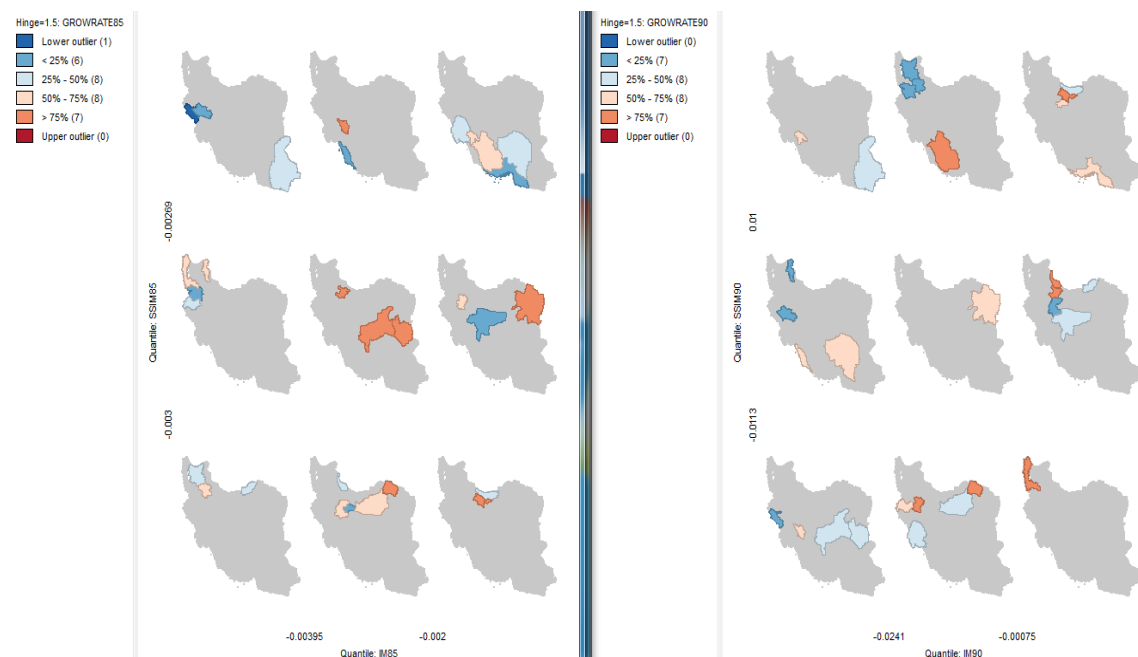
ضریب متغیر دوربین مهاجرت $w * im$ به صورت معناداری متفاوت از صفر است. به این ترتیب مهاجرت هر استان تحت تأثیر مهاجرت استان‌های مجاور خود خواهد بود و وابستگی فضایی در مهاجرت وجود دارد و مهاجرت به هر استان مستقل از مهاجرت سایر استان‌ها نیست. ضریب متغیر فضایی مهاجرت منفی

باید مدل حداقل دارای خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم نباشد. آزمون باند برای خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم نشان می‌دهد که مقدار آماره Z در آزمون خودهمبستگی مرتبه دوم $-۱/۵۴۸$ است که با احتمال $۰/۱۲۱۶۷$ نشان می‌دهد که نمی‌توان فرضیه مقابل مبنی بر وجود خودهمبستگی سریالی مرتبه اول را پذیرفت. به این ترتیب مدل دچار خودهمبستگی سریالی بیشتر از درجه یک نیست. نتایج حاصل از آزمون موران I و جری C نشان می‌دهد که بین متغیرهای مستقل و وابسته با در نظر گرفتن متغیر مهاجرت و درآمد سرانه به عنوان متغیر دورین یک رابطه و همبستگی فضایی وجود داشته است. این نتایج نشان می‌دهد که برآورد مدل فوق بدون در نظر گرفتن اثرات فضایی منجر به تورش ضرایب برآورد شده خواهد گردید. بنابراین با توجه به نتایج به دست آمده از ضرایب برآوردی مدل همچنین نتایج آزمون‌های انجام شده می‌توان استنتاج نمود که مدل اقتصادسنجی فضایی در مقایسه با مدل اقتصادسنجی معمولی دارای برتری نسبی است و باید به نتایج برآوردی از طریق اقتصادسنجی فضایی تأکید نمود.

است که نشان می‌دهد، مهاجرت دارای اثرات فضایی منفی است. به عبارت دیگر، مجاورت با استان‌های مهاجرپذیر، اثر منفی بر درآمد سرانه استان‌های مبدأ دارد. این امر بدین دلیل است که با مهاجرپذیر بودن استان‌های مجاور، مهاجرت به استان مورد نظر کاهش یافته و این اثر منفی بر درآمد سرانه خواهد داشت. به این ترتیب هر قدر یک استان به استان مهاجرپذیر نزدیک‌تر باشد درآمد سرانه آن استان کاهش می‌یابد.

آماره آزمون سارگان $۱۳/۵۷$ است که از آماره جدول کای مربع با درجه آزادی ۱۳ بیشتر است. به این ترتیب در آزمون سارگان نمی‌توان فرضیه صفر را رد کرد و متغیرهای ابزاری انتخاب شده صحیح می‌باشند و هیچ‌گونه همبستگی معنی‌داری بین ابزارها و اجزای جمله خطا وجود ندارد.

نتایج حاصل از آزمون باند نشان می‌دهد که مقدار آماره Z در آزمون خودهمبستگی مرتبه اول $-۳/۳۹۹۳$ است که با احتمال $۰/۰۰۰۷$ نشان می‌دهد که نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی مرتبه اول را پذیرفت. به این ترتیب پویا بودن مدل و استفاده وقفه درجه اول متغیر وابسته به عنوان متغیر مستقل در مدل گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) تأیید می‌گردد؛ اما برای تأیید نبود خودهمبستگی سریالی بالاتر از درجه اول که منجر به تورش دار شدن ضرایب برآوردی مدل دو مرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- بوند می‌گردد،

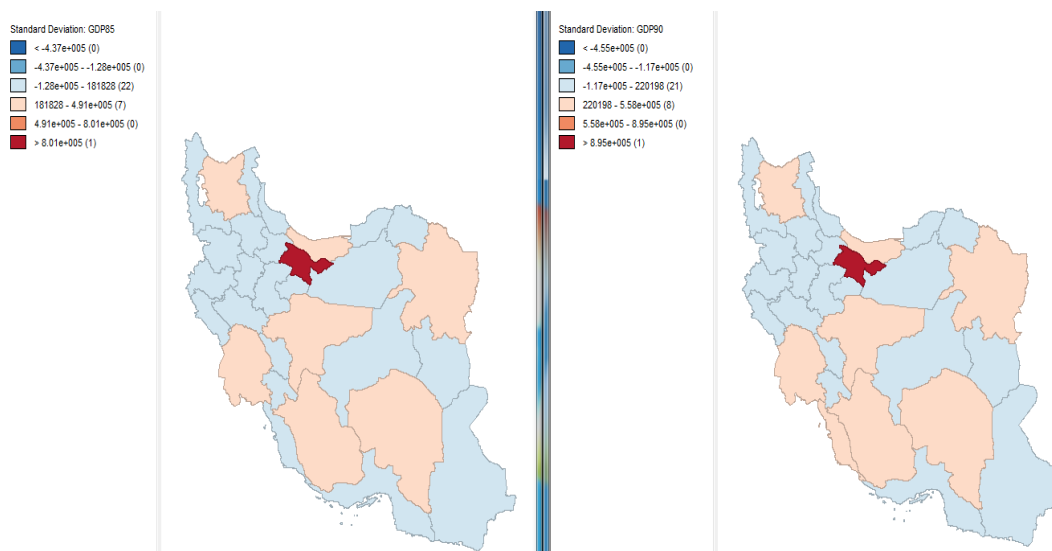


شکل (۱). نقشه‌های شرطی استان ایران در سال‌های ۸۵ و ۹۰

نقشه، استان‌هایی هستند که میزان مهاجرت و تأخیر فضایی آن‌ها متوسط بوده است، ولیکن نرخ رشدی در طیف ۷۵-۵۰ درصد و بالاتر از ۷۵ درصد را دارا می‌باشند. در مقابل، سال ۹۰ پراکندگی در نرخ رشد را با توجه به مهاجرت و تأخیر فضایی آن در محدوده‌های مختلف نشان می‌دهد و نظم منطقی بین افزایش مهاجرت، افزایش تأخیر فضایی مهاجرت و افزایش نرخ رشد مشاهده نمی‌شود.

شکل (۱) وضعیت نرخ رشد را با توجه به مهاجرت و تأخیر فضایی آن بیان می‌کند. نقشه‌های شرطی^۱ فوق، دو محور اصلی عمودی و افقی داشته که با حرکت بر روی آن‌ها به سمت راست (در محور افقی) و بالا (در محور عمودی) به ترتیب، مهاجرت و تأخیر فضایی مهاجرت افزایش می‌یابد. میزان نرخ رشد نیز، با در نظر گرفتن دو متغیر مهاجرت و تأخیر فضایی مهاجرت، با توجه به طیف رنگ‌ها مشخص می‌شود. طیف رنگ قرمز، شامل استان‌هایی با نرخ رشد بالا می‌باشند و طیف رنگ آبی نیز، استان‌هایی با نرخ‌های رشد پایین را نشان می‌دهد. با دقت نظر در نقشه مربوط به سال ۸۵، استنباط می‌شود که سه استان با وجود میزان مهاجرت و تأخیر فضایی مهاجرت بالا، نرخ رشدی در طیف ۵۰-۲۵ درصد و نیز پایین‌تر از ۲۵ درصد را دارا می‌باشند، این در حالی است که در میانه‌های

^۱ . Conditional maps



شکل (۲). نقشه‌های انحراف از میانگین مربوط به درآمد سرانه استان‌های ایران در سال‌های ۸۵ و ۹۰

سرانه استان‌های ایران به سمت یک حالت پایا همگرا هستند. سایر متغیرها دارای اثر مثبت و معنادار بر متغیر وابسته بوده‌اند و تنها متغیر نرخ باروری بصورت معناداری مخالف صفر نشده است. ضریب متغیر فضایی مهاجرت منفی و معنادار شده است که نشان می‌دهد هرچه استانی در مجاورت استان مهاجرپذیرتر باشد درآمد سرانه آن استان کاهش می‌یابد زیرا مهاجرت به‌عنوان متغیر اثرگذار مثبت بر درآمد سرانه استان‌ها، به استان موردنظر کاهش می‌یابد. ضریب وقفه فضایی درآمد سرانه استان‌ها نیز مثبت و معنادار است و گویای آن است که هر چه استان مورد نظر در مجاورت استان با درآمد سرانه بالاتر باشد درآمد سرانه استان مورد نظر نیز افزایش می‌یابد که از طریق اثرات سرریز قابل توجیه است. نتایج آزمون مورآن I و جری C نشان می‌دهد که باوجود دو متغیر وقفه فضایی مهاجرت و وقفه فضایی متغیر وابسته، وابستگی فضایی بین متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته وجود دارد که نادیده گرفتن آن منجر به تورش نتایج برآوردی می‌شود و در

در شکل (۲)، نقشه پراکندگی استان‌ها برحسب متغیر درآمد سرانه ترسیم شده است. با نگاهی اجمالی می‌توان دریافت، درآمد سرانه در سال‌های ۸۵ و ۹۰ نوسان زیادی نداشته است و اکثر استان‌ها درآمد سرانه‌ای در اطراف میانگین درآمد سرانه کل استان‌های ایران را دارا بوده‌اند.

۴- نتیجه‌گیری

در این پژوهش به بررسی اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی مناطق در ایران با دو رویکرد اقتصادسنجی متعارف و فضایی پرداخته شد. نتایج به روش آرلانو-باور/ بوندل-باند در اقتصادسنجی متعارف نشان داد که وقفه درآمد سرانه بر رشد اقتصادی تأثیر منفی و معنادار دارد و فرضیه همگرایی بتا را اثبات نمود. همچنین سایر متغیرها جز متغیر نرخ تورم دارای اثر مثبت و معنادار بر درآمد سرانه استان‌ها هستند. در اقتصادسنجی فضایی با استفاده از مدل دوربین فضایی با منفی و معنادار شدن وقفه متغیر وابسته، همگرایی بتا در بین مناطق ایران تأیید شد و نشان داد که درآمد

نهایت مدل اقتصادسنجی فضایی برتری نسبی بر مدل اقتصادسنجی متعارف خواهد داشت.

منابع

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. نماگرهای اقتصادی، اداره بررسی‌های اقتصادی، سال‌های مختلف.
- پارسیان، احمد. (۱۳۸۹). *مبانی آمار ریاضی*، مرکز نشر دانشگاه صنعتی اصفهان، چاپ نهم.
- رومر، دیوید. (۱۳۸۳). *اقتصاد کلان پیشرفته*. ترجمه مهدی تقوی. انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات.
- رحمانی، تیمور؛ حسن زاده، ابراهیم. (۱۳۹۰). اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران. *مجله تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۲(۵)، ۱۹-۱.
- رحمانی، تیمور؛ مظاهری ماربری، مرتضی. (۱۳۹۳). اثر مهاجرت بر انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در کشورهای درحال توسعه. *مجله پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۵(۱۷)، ۷۴-۶۱.
- رحمانی، تیمور. (۱۳۹۰). *اقتصاد کلان*. تهران: انتشارات برادران.
- رحمت زاده، محمد. (۱۳۸۱). درآمدی بر توسعه فیزیکی و شتابان شهرها و عوارض ناشی از آن. *مجله اطلاعات سیاسی-اقتصادی*، ۱۱(۸۷)، ۲۲۷-۲۲۲.
- رومینا، ابراهیم. (۱۳۹۳). تبیین رابطه فاصله جغرافیایی و توسعه نیافتگی (مورد: استان‌ها در ایران). *فصلنامه برنامه‌ریزی و آمایش فضا*، ۱۸(۴)، ۱۴۸-۱۲۹.
- زنگنه، یعقوب. (۱۳۸۶). تحلیل کمی مهاجرت و رشد جمعیت شهری در رابطه با تحولات بازار نیروی کار. *مجله تحقیقات جغرافیایی*، ۲۳(۳)، ۱۲۴-۱۰۳.
- شاه‌آبادی، ابوالفضل؛ پوران، رقیه. (۱۳۸۹). بررسی و محاسبه اثر مهاجرت مغزها بر رشد اقتصادی از طریق کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم. *فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی*، ۱۴(۵۵)، ۴۶-۱.
- شیخی، محمد؛ عظیمی، میترا. (۱۳۹۲). بررسی شاخص‌های اقتصادی-اجتماعی و روش‌های تعیین محدوده منطقه شهری تهران و ارائه الگوی مناسب برای آن. *فصلنامه برنامه‌ریزی رفاه و توسعه اجتماعی*، ۱۷(۵)، ۶۸-۳۹.
- صباغ کرمانی، مجید. (۱۳۸۰). اقتصاد منطقه‌ای تئوری‌ها و مدل‌ها. ناشر: سمت.
- صفایی پور، مسعود؛ امان پور، سعید و بسطامی‌نیا، امیر. (۱۳۹۰). تحلیل و بررسی نقش مهاجرت در توسعه کالبدی-فضایی شهر یاسوج. *مجله نگرش‌های نو در جغرافیای انسانی (جغرافیای انسانی)*، ۳(۴)، ۱۵۸-۱۴۵.
- فرهمنند، شکوفه. (۱۳۸۰). *ارزیابی همگرایی اقتصادی و تأثیر سرریزهای منطقه‌ای بر رشد درآمد سرانه در ۵۷ کشور عضو OIC (سازمان کنفرانس اسلامی) در دوره ۱۹۹۵-۱۹۷۶*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه اصفهان.
- فرهمنند، شکوفه؛ عسگری، علی و سامتی، مرتضی. (۱۳۸۷). تحلیل فضایی توسعه شهری در ایران (رشد اندازه شهرها). *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۱۳(۱)، ۱۸۵-۱۶۳.
- مشکی، مهدی. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر اجرای سیاست‌های اصل ۴۴ قانون اساسی بر نقد شوندگی بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد داده‌های تلفیقی پویا (DPD) به روش GMM. *فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۵(۲)، ۸۹-۱۰۸.
- میرزامصطفی، مهدی؛ قاسمی، پروانه. (۱۳۹۲). عوامل مؤثر بر مهاجرت‌های استانی با استفاده از مدل جاذبه. *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۱(۳)، ۹۶-۷۱.
- مرکز آمار ایران. (۱۳۹۰). *نتایج تفصیلی سرشماری عمومی نفوس و مسکن*.
- ندیری، محمد؛ محمدی، تیمور. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر نهادهای خالق بازار و سایر نهادها بر رشد اقتصادی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۳(۴)، ۲۰۷-۱۷۷.
- یاوری، کاظم؛ اشرف زاده، حمیدرضا. (۱۳۸۴). *یکپارچگی اقتصادی کشورهای در حال توسعه؛ کاربرد مدل جاذبه با*

Persson, T., & Tabellini, G. (1994). Inequality is Harmful for Growth. *American Economic Association*, 84(3), 600-621.

Sala-i Martin, X. (1996). Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence. *European Economic Review*, 40(6), 1325-1352.

Shioji, E. (2001). Composition Effect of Migration and Regional Growth in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 15, 29-49.

Stark, O., Helmenstein, & Prskawetz, A. (2002). Human Capital Depletion, Human Capital Formation and Migration: a Blessing in a Curse. *Economics Letters*, 60(3), 363-367.

Vidal, J. P. (1999). The Effect of Emigration on Human Capital Formation. *Journal of Population Economics*, 23(5-6), 589-600.

Wong, K. Y., & Chong, K. Y. (1999). Education, Economic Growth and Brain Drain. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 23 (5-6), 699-726.

Groizard, J., & Llull, J. (2007). *Skilled Migration and Growth: Testing Brain Drain and Brain Gain theories*. No 20, DEA Working Papers from Universitat de les Illes Balears, Spain, Department of Applied Economics, <http://www.uib.es/depart/deaweb/deawp/pdf>.

Kuo, C. C., & Yang, C.H. (2008). Knowledge Capital and Spillover on Regional Economic Growth: Evidence from China. *China Economic Review*, 19, 594-604.

داده‌های تلفیقی به روش GMM و همگرایی. مجله پژوهشنامه بازرگانی، ۹(۳۶)، ۲۸-۱.

Anjomani, A. (2012). Regional Growth and Interstate Migration in the United States. *Socio Economic Planning Science*, 36(4), 239-265.

Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Model*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

Anselin, L., & Griffith, D.A. (1988). Do Spatial effects really matter in regression analysis? *Regional Science Association*, 65(1), 11-34.

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment Equations. *Review of Economics Study*, 58(2), 277-297.

Baltagi, B. H. (2008). *Econometric Analysis of panel data*, Chichester. John Wiley & Sons Ltd.

Barro, R. (1991). Economic growth in a cross-section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.

Barro, R. J., & Xavier, S. M. (1992). Regional Growth and Migration; A Japan - U.S. Comparison. *Journal of the Japanese and International Economies*, 6(4), 312-346.

Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.

Beets, G., & Willekens, F. (2009). The Global Economic Crisis and International Migration: An uncertain outlook. *Vienna Yearbook of Population Research*, 7(1), 19-37.

Biene, M., Docquier, F., & Rapoport, H. (2001). Brain Drain and Economic Growth: Theory and Evidence. *Journal of Development Economics*, 64(1), 276-286.

Di Maria, C., & Stryszowski, P. (2009). Migration, Human Capital Accumulation and Economic Development. *Journal of Development Economics*, 90(2), 306-313.

Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis*. New Jersey: Upper Saddle River, Pearson International, 7th ed.

Lesage, J. (1999). *Spatial Econometrics*. Department of Economics University of Toledo.

Lewis, E., & Peri, G. (2014). *Immigration and the Economy of Cities and Regions*. Working paper, <http://econpapers.repec.org/>.

Moody, Cat. (2006). *Migration and Economic Growth: A 21st Century perspective*. New Zealand: Treasury.

Pealnick, J.H.P., & Klaassen, L.H. (1979). *Spatial Econometrics*. Farnborough: Saxon House.