فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال یازدهم، شماره چهل و سوم، تابستان ۱۴۰۰ (۱۰۲-۸۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 11, No. 43, June 2021 (83-102)

بررسی رابطه علّیت فضایی بین مهاجرت، نابرابری درآمد و فقر در شهرستان‌های ایران

***الهام نوبهار[۱]، فهمیده قربانی[۲]**
۱. استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز
(دریافت: ۱۳۹۸/۹/۶ پذیرش: ۱۳۹۹/۱/۱۶)

Spatial Causality between Migration, Income Inequality and Poverty in Iranian Cities

***Elham Nobahar[1], Fahmideh Ghorbani[2]**
1. Assistant Professor in Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz
2. Ph.D. Student in Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz
(Received: 27/Nov/2019 **Accepted:** 4/April/2020**)**

چکیده:
مهاجرت یکی از عوامل اصلی تغییر و تحول جمعیت است و دارای اثرات مثبت و منفی، کوتاه‌مدت و بلندمدت بسیاری است و این اثرات تغییراتی را در ساختار اجتماعی و اقتصادی منطقه مهاجرفرست و مهاجرپذیر ایجاد می‌کند. هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی رابطه علّی خالص مهاجرت با نابرابری درآمد و شاخص فقر در ایران است. در این مطالعه به منظور در نظر گرفتن خصوصیات فضایی متغیرها از روش علّیت فضایی استفاده شده است. جامعه آماری شامل تمامی شهرستان های کشور طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۸۵ می‌باشد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد رابطه بین خالص مهاجرت و نابرابری درآمد به صورت یک‌طرفه از خالص مهاجرت به نابرابری درآمد برقرار است. همچنین برآورد مدل خالص مهاجرت و نابرابری درآمد با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی نشان می‌دهد رابطه بین خالص مهاجرت و نابرابری درآمد معکوس بوده و از معناداری بسیار بالایی برخوردار است. به عبارت دیگر، پدیده مهاجرت موجب افزایش نابرابری درآمد در شهرستان‌های مهاجر فرست و کاهش نابرابری درآمد در شهرستان‌های مهاجرپذیر می‌شود. همچنین نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از عدم وجود رابطه بین خالص مهاجرت و فقر در دوره مورد بررسی است.

واژه‌های کلیدی: علّیت فضایی، خالص مهاجرت، نابرابری درآمد، فقر.
طبقه‌بندیJEL: C21، R23، I39.

Abstract:
Migration is one of the main drivers of population changes and has many positive and negative effects in short and long term, and these impacts change the social and economic structure within the migrant areas. The main purpose of this study is to investigate the relationship between net migration, income inequality and poverty in Iran. In this study, spatial causality method was used to consider the spatial characteristics of variables. The statistical population includes all the cities of Iran during the period 2006-2016. The results of this study show that the causality between net migration and income inequality is unilateral, from net migration to income inequality. Also, estimation of income inequality model by using spatial econometric method shows that the relationship between net migration and income inequality is inverse and significant. In other words, migration increases income inequality in origin cities and reduces income inequality in destination cities. The result of the spatial causality test between net migration and poverty shows that there is no causal relationship between the two variables at the study period.

Key words: Spatial Causality, Income Inequality, Net Migration, Poverty.
JEL: C21, R23, I39.

*** نویسنده مسئول:** الهام نوبهار
E-mail: enobahar@tabrizu.ac.ir
*Corresponding Author: Elham Nobahar

۱- مقدمه

توزیع عادلانه درآمد همواره یکی از دغدغه‌های سیاست‌گذاری در جوامع بشری بوده است. دلیل این امر را می‌توان در تأثیر آن بر سطح رفاه افراد و پیامدهای اقتصادی و سیاسی ناشی از آن دانست. نابرابری درآمد یکی از پدیده‌های نامطلوب زندگی اقتصادی و اجتماعی است، به طوری که همه جوامع بشری به دنبال کاهش و در نهایت حذف آن هستند. در سال‌های اخیر و بعد از عنوان شدن طرح کاهش فقر در جهان، چگونگی توزیع درآمد بیش از قبل مورد توجه قرار گرفت زیرا در دنیای امروز یکی از عوامل اصلی ایجاد کنندهٔ فقر نه تنها کمبود درآمد، بلکه توزیع نامناسب آن است. عوامل متعددی منجر به بروز نابرابری توزیع درآمد می‌شوند که از آن جمله می‌توان به عوامل اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی اشاره کرد. این عوامل به طور مستقیم یا غیرمستقیم بر نابرابری درآمد تأثیرگذارند. در میان عوامل تأثیرگذار بر نابرابری درآمد، مهاجرت از اهمیت خاصی برخوردار است چرا که مهاجرت خود منشأ بسیاری از تغییر و تحولات در اقتصاد می‌باشد. مهاجرت علاوه بر، برهم زدن ترکیب‌های جمعیتی و اشتغال، توزیع درآمد را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد.

مهاجرت فرایندی پویا و برخاسته از شرایط در حال تغییر سیاسی، اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی است. امروزه با توجه به سطح بالای مهاجرت و تحرکات جمعیتی بین نواحی مختلف و به تبع آن شکل‌گیری انواع مشکلات و بحران‌ها، موضوع مهاجرت به یکی از مسائل پیچیده برای جوامع بشری تبدیل شده است. در گذشته مهاجرت وسیله‌ای برای تخصیص بهینه منابع به لحاظ انتقال نیروی انسانی از نواحی کم‌بازده به نواحی پربازده به شمار می‌آمد. در حال حاضر به دلیل رشد فزاینده شهرنشینی، مهاجرت به پدیده خطرناکی تبدیل شده است که می‌تواند منجر به مشکلات زیست‌محیطی، ظهور بخش کاذب و غیر رسمی شهرها و انواع ناهنجاری‌های اقتصادی و اجتماعی از جمله افزایش فقر و نابرابری شود. طی ۵۰ سال گذشته، کشور ایران نیز به علت تغییر در روند فعالیتهای اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، با مهاجرتهای عظیم داخلی روبه رو بوده است. روند مهاجرت در ایران با روند آن در کشورهای توسعه یافته کنونی متفاوت است. در ایران از یک سو به خاطر پایین بودن امکانات و فرصت‌های شغلی و دستمزدهای پایین در مناطق توسعه‌نیافته، افراد تلاش می‌کنند از این مناطق به شهرهای بزرگ مهاجرت کنند. از سوی دیگر به دلیل محدودیت بازار کار در شهرهای بزرگ، برخی از این افراد جذب بازار کار نمی‌شوند و این امر علاوه بر اینکه موجب یک نوع پیچیدگی در مقوله بیکاری می‌شود، تعادل شهری را نیز بر هم زده و موجب گسترش آسیب‌هایی چون فقر و نابرابری درآمد خواهد شد. حال آنکه افزایش فقر و نابرابری نیز به نوبه خود با ایجاد فشار اقتصادی و اجتماعی بر مردم موجبات مهاجرت افراد را فراهم می‌آورد (مصطفائی و همکاران، ۱۳۹۹: ۵۵). بنابراین مهاجرت با نابرابری و فقر پیوند تنگاتنگ و دوسویه دارند. فقر و نابرابری می‌تواند باعث مهاجرت شود و مهاجرت نیز می‌تواند موجب تشدید یا کاهش فقر و نابرابری گردد (دوپوند[1]، ۲۰۰۷: ۱۹۵).

با عنایت به مطالب عنوان شده، هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی رابطه بین خالص مهاجرت با نابرابری درآمد و فقر در شهرستان‌های ایران است. در این راستا رابطه بین متغیرهای تحقیق با استفاده از رویکرد علّیت فضایی مورد بررسی قرار خواهد گرفت. مطالعه حاضر مشتمل بر ۵ بخش شامل مقدمه، مروری بر ادبیات تحقیق، روش‌شناسی تحقیق، تخمین مدل و تفسیر نتایج بوده و در پایان نیز با توجه به مطالب عنوان شده، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

مسئله توزیع درآمد، دیرزمانی است که ذهن اندیشمندان را به خود معطوف داشته و جایگاه ویژه‌ای را در فرهنگ اقتصادی به‌خود اختصاص داده است. توزیع درآمد به توصیف درجه نابرابری موجود بین افراد یک کشور و تشریح چگونگی سهم افراد مختلف یک کشور از درآمد ملی می‌پردازد. به عبارت دیگر بررسی توزیع درآمد و نابرابری آن، مقایسه سهم گروه‌های مختلف جمعیت، از درآمد ملی است (جعفری صمیمی، ۱۳۹۲: ۱۲۴-۱۲۳). به بیانی ساده می‌توان گفت، در صورتی که یک فرد تمامی درآمد یک جامعه را در اختیار داشته باشد توزیع درآمد، ناعادلانه‌ترین وضع ممکن را دارد و زمانی که تمامی افراد به یک نسبت از درآمد کل جامعه بهره‌مند شوند عادلانه‌ترین حالت موجود است. در گذشته اقتصاددانان به جای توجه به توزیع درآمد و رفع نابرابری‌های شدید درآمدی، به ایجاد رشد اقتصادی، به ویژه در کشورهای فقیر تأکید می‌کردند

1. Dupont (2007)

و حتی در برخی مواقع، نابرابری شدید درآمد را لازمه رشد و کارایی اقتصادی می‌دانستند. این طرز تفکر باعث شده بود سیاست‌گذاری اقتصادی به رشد اقتصادی نسبت به توزیع برابر درآمد توجه بیشتری داشته باشند. در سال ۱۹۹۵ کوزنتس[1] برای اولین بار نظریه‌ای داد که بر طبق آن نابرابری درآمد، طی مراحل اولیه رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و بالأخره در مراحل بعدی کاهش می‌یابد. کوزنتس همچنین نشان داد که توزیع درآمد در کشورهای در حال‌توسعه در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته نابرابرتر است (خواجه‌وندپور و عباسیان، ۱۳۹۵: ۱).

می‌توان گفت که نابرابری‌های منطقه‌ای، تداوم چالش‌های توسعه در بیشتر کشورها را نشان می‌دهد (شانکار و شاه[2]، ۲۰۰۳: ۱۴۲۱). امروزه در ادبیات اقتصاد منطقه‌ای، تمایل به بررسی علل و پیامدهای نابرابری‌های منطقه‌ای افزایش یافته است (بونو[3]، ۲۰۰۷: ۴۴). با این حال توجه به نابرابری‌های فضایی و بی‌عدالتی‌های فضایی در مطالعات جغرافیایی در طول دهه ۱۹۷۰ نمایان شد (اسمیت[4]، ۱۹۹۴: ۱۱۵). نابرابری در ابعاد و مقیاس‌های مختلف نظیر نابرابری در سطح جهانی، ملی، منطقه‌ای، شهری، روستایی و ... ظهور می‌کند. این امر هم در کشورهای توسعه‌یافته و هم در حال توسعه در تمامی ابعاد تداوم داشته و دارد. نابرابری‌های منطقه‌ای در تمام اشکال و سطوح آن می‌تواند پیامدهای ناگواری را به همراه داشته باشد (پاسیون[5]، ۲۰۱۳: ۳۸).

تفاوت در شرایط اقتصادی و اجتماعی افراد یا خانوارهای مختلف می‌تواند باعث به وجود آمدن نابرابری در بین افراد آن جامعه شود. بروز چنین نابرابری‌هایی منجر به شکل‌گیری فقر و تغییر در توزیع درآمد می‌شود (باباپور، ۱۳۹۱: ۴۷). با گسترش ابعاد فقر و نابرابری درآمد در مناطق روستایی و شهرهای کوچک افراد تصمیم می‌گیرند برای دستیابی به درآمد بیشتر و بهبود شرایط زندگی به شهرهای بزرگ و توسعه یافته مهاجرت کنند.

کیت گریفین[6] علت مهاجرت نیروی کار را سطح پایین دستمزد و ناامنی مشاغل آزاد دانسته و نشان می‌دهد با مهاجرت، عرضه کار در مناطق مهاجرفرست کاهش و در مناطق مهاجرپذیر افزایش می‌یابد. این فرایند باعث افزایش سطح دستمزد واقعی در مناطق مهاجرفرست شده و در نتیجه باعث بهتر شدن توزیع درآمد در آنها می‌شود. همچنین به عقیده وی مهاجرت باعث کاهش تفاوت‌های موجود در استانداردهای واقعی زندگی می‌شود. به عبارتی وی، دلایل اقتصادی را نه تنها به عنوان پیامد مهاجرت بلکه به عنوان انگیزه مهاجرت می‌داند (شفیعی کاخکی، ۱۳۹۰: ۹۱).

همان‌طور که اشاره شد مهاجرت داخلی و جابه‌جایی جمعیت در بین مناطق یک کشور، یک فرایند مهم اجتماعی در بسیاری از کشورهاست که عکس‌العمل مردم نسبت به عواملی نظیر نابرابری‌های اقتصادی، منطقه‌ای، ناکامی‌های اجتماعی و عدم رضایت در بسیاری از جنبه‌های زندگی را منعکس می‌کند (زالی و عظیمی، ۱۳۹۰: ۸۴). در اکثر کشورهای در حال رشد، شهرهای بزرگ با عدم پیوستگی کامل با شهرهای کوچک، اکثراً سطوح عالی خدماتی، اجتماعی و اقتصادی را به خود اختصاص داده است و شهرهای کوچک با ارتباط ضعیف با جوامع پایین‌تر از خود به صورت فضاهای پیرامونی حاشیه‌ای و وابسته درآمده‌اند. (زیاری، ۱۳۸۷: ۶۹). اما در این میان نحوه جهت‌گیری سیاست دولت‌ها در خصوص مهاجرت، پرسشی است که پاسخ آن منوط به ارزش یا ضد ارزش پنداشتن پدیده مهاجرت است. نگاه به مهاجرت به عنوان تحرک عوامل تولید به منظور افزایش بهره‌وری، بر پایه تلقی مهاجرت به عنوان ارزش می‌باشد. این در حالی است که در برخی موارد مهاجرت به انگیزه ارتقاء کیفیت زندگی، نوعی ناهنجاری اجتماعی است که تحدید و یا تشویق آن موجب دگرگونی ساختار اقتصادی و اجتماعی جوامع خواهد شد. لذا مهاجرت با دو انگیزه درآمد و کیفیت زندگی، مؤثر بر رفاه اقتصادی می‌باشد. زیرا رفاه اقتصادی به کمیت و کیفیت زندگی انسان، درآمد سالانه و تعداد سال‌هایی که از این درآمد بهره‌گیری می‌کند، بستگی دارد (شفیعی کاخکی، ۱۳۹۰: ۹۰). بنابراین، جریان‌های مهاجرت بی‌رویه و برنامه‌ریزی نشده آثار سوء بسیاری در مناطق مهاجرپذیر دارد، بخش عمده‌ای از معضلاتی مانند افزایش بیکاری، ایجاد نابرابری‌های درآمدی، امکانات ناکافی، بهداشت نامناسب، کمبود امکانات حمل و نقل، افزایش میزان آلودگی، ترافیک پرحجم، بزهکاری و معضلات دیگر اجتماعی و به طور کلی کاهش همه‌جانبه کیفیت زندگی منطقه مقصد ناشی از جریان‌های مهاجرت می‌باشد. از سوی دیگر مهاجرت

1. Kuznets (1995)
2. Shankar & Shah (2003)
3. Bono (2007)
4. Smith (1994)
5. Pacione (2013)
۶. گریفین، کیت. راهبردهای توسعه اقتصادی، ترجمه حسن راغفر، محمدحسین هاشمی، نشرنی، چاپ سوم، تهران ۱۳۸۴

داخلی نرخ رشد جویندگان کار را به طور نامتناسبی نسبت به رشد جمعیت افزایش می‌دهد (تودارو، ۱۳۶۷: ۳۹۳). تحرک نیروی کار اثراتی بر نابرابری درآمدی جوامع مهاجرفرست و مهاجرپذیر ایجاد می‌کند. به لحاظ مفهومی، این اثر بستگی به عوامل ساختاری جوامع شهری و روستایی دارد که بر توزیع منافع و هزینه‌های مهاجرت تأثیر می‌گذارد (بلاک و همکاران[1]، ۲۰۰۶: ۱). اگر تصمیم به مهاجرت با توجه به محدودیت‌های اعتباری که اغلب در کشورهای در حال توسعه چنین وضعیتی وجود دارد، الزام‌آور باشد، تصمیم به مهاجرت توسط قشر فقیری که در فعالیت‌های غیرمولد چنین جوامعی گرفتار شده‌اند اتخاذ می‌شود. این نشان می‌دهد که ثروتمندان بیشترین منفعت را از این موضوع خواهند برد. بنابراین مهاجرت به جای محدود کردن شکاف درآمدی در جوامع ارسال کننده مهاجر، موجب گسترش آن می‌شود. در مطالعات آدامز[2] (۱۹۹۳ و ۱۹۹۸)، لیپتون[3] (۱۹۸۰)، استارک و تیلور و یژاکی[4] (۱۹۸۸) به این موضوع اشاره شده است (ابریشمی و همکاران، ۱۳۹۷: ۴۲).

از طرف دیگر مهاجرت بی‌رویه از روستا به شهر یا از شهرهای کوچک به شهرهای بزرگ که به دلایل گوناگون صورت می‌پذیرد، در صورتی که صنایع موجود در نقاط شهری، توانایی جذب تمام افراد حاضر به کار را نداشته باشند، بیکاری در نقاط شهری را افزایش می‌دهد (ابریشمی و همکاران، ۱۳۹۷: ۴۳). بیکاری از جمله معضلات اقتصادی و اجتماعی است که گسترش آن می‌تواند در افزایش فقر، ایجاد شکاف طبقاتی گسترده و افزایش نابرابری در جامعه مؤثر باشد (لی و زو، ۲۰۰۲: ۸۶). این مسئله منجر به ایجاد مشاغل کاذب در نقاط شهری می‌شود. روند سریع شهرنشینی در کشور موجب ایجاد بخش خدمات متورم، بیکاری پنهان، معضل مسکن، مشکلات زیست محیطی، گسترش حاشیه نشینی شده که از عوامل مهم در افزایش نابرابری به شمار می‌آیند (ابریشمی و همکاران، ۱۳۹۷: ۴۸). این مطلب توسط آرتور لوئیس که از طرفداران فرضیه کوزنتس در خصوص رابطه رشد اقتصادی و نابرابری می‌باشد نیز مطرح شده است، وی این فرض را در فرمول‌بندی مدل توزیع درآمد در نظر گرفته است که روند صعودی دستمزدهای بالا در بخش‌های صنعتی اقتصاد و فاصله با سطح دستمزدها در مناطق روستایی و شهرهای کوچک و غیرصنعتی، باعث تداوم روند مهاجرت بین مناطق شهری و روستایی می‌شود. همچنین وی این فرض را نیز در نظر می‌گیرد که اکثر کشورهای در حال توسعه، در گذر از دوران صنعتی شدن، بیشتر از پروژه‌های سرمایه‌بر و تکنولوژی‌بر استفاده نموده و احتیاج به نیروی کار کمتری دارند، در نتیجه میزان بیکاری شهری افزایش یافته و بیشتر نیروی کار مهاجر جذب فعالیت‌های ساختمانی که نیاز به تخصص و مهارت ندارند، می‌شوند. در این حال به علت پایین بودن سطح دستمزدها بین کارگران ساختمانی نسبت به کارگران صنعتی، اختلاف درآمد بین کارگران در مناطق شهری نیز شدت می‌یابد (حنیفی، ۱۳۸۹: ۶۲).

با توجه به مطالب عنوان شده می‌توان دریافت که رابطه بین مهاجرت با نابرابری درآمد و فقر بسته به نوع جوامع می‌تواند یک رابطه یک طرفه یا دوطرفه باشد، به طوری‌که مهاجرت می‌تواند خود به علت وجود نابرابری‌های درآمدی و فقر تحریک و ایجاد شود و از طرف دیگر مهاجرت نیز می‌تواند آثار اقتصادی و اجتماعی همچون نابرابری درآمدی و فقر را هم در مناطق مهاجرپذیر و هم در مناطق مهاجرفرست به‌دنبال داشته باشد.

۲-۲- پیشینه تجربی تحقیق

پدیده نابرابری درآمدی و عوامل مؤثر بر آن، در تحلیل مسائل کلان هر منطقه و جامعه از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. مطالعات مختلفی در خصوص اثر متغیرهای مهم اقتصادی و اجتماعی بر نابرابری درآمدی صورت گرفته است که در این بخش مطالعاتی که به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و مهاجرت پرداخته‌اند به اختصار بیان می‌شود:

شفیعی کاخکی انگیزه‌های مهاجرت در دو دسته انگیزه‌های اقتصادی و غیراقتصادی در کلیه استان‌های کشور را مورد بررسی قرار داده است. در این مطالعه با استفاده از مدل جاذبه به بررسی نحوه تأثیرگذاری متغیرهای نسبت نابرابری استان مقصد به مبدأ، مجاورت دو استان مقصد و مبدأ، فاصله دو استان، نسبت درآمد استان مقصد و مبدأ، جمعیت استان مبدأ و مقصد، نسبت شاخص کیفیت زندگی جمعیتی در استان مقصد به مبدأ و نسبت شاخص کیفیت زندگی جغرافیایی در استان مقصد به مبدأ بر مهاجرت پرداخته شده است. نتایج نشان دهنده اینست که انگیزه‌های درآمدی تأثیر مثبت و شاخص‌های غیراقتصادی تأثیر منفی دارند (شفیعی کاخکی، ۱۳۹۰: ۸۹).

1. Black et al. (2006)
2. Adams (1993)
3. Lipton (1980)
4. Stark, Taylor and Yitzhaki (1988)

مهرگان و زمانی شبخانه در مقاله‌ای به بررسی اثر مهاجرت روستایی و افزایش شهرنشینی بر توزیع درآمد با تأکید بر نظریه کوزنتس پرداخته‌اند که برای این منظور با به کارگیری روش اقتصادسنجی علاوه بر مورد آزمون قرار دادن نظریه U وارونه کوزنتس در ارتباط با توزیع درآمد، به بررسی اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد رشد شهرنشینی و افزایش مهاجرت ابتدا باعث کاهش نابرابری اقتصادی شده و پس از یک حد معین، منجر به افزایش نابرابری می‌گردد (مهرگان و زمانی شبخانه، ۱۳۹۲: ۳).

خلیلی عراقی و همکاران در مطالعه خود به بررسی عوامل مؤثر بر رشد جمعیت شهرها و بررسی نقش فقر در فرایند رشد شهری پرداختند. در این مطالعه با استفاده از داده‌های مربوط به شهرستان‌های کشور در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۵ مدل رشد جمعیت با استفاده از مدل خطای فضایی مورد برآورد قرار گرفت. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که شاخص فقر یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد جمعیت شهرستان‌های ایران است. همچنین مطابق نتایج، کاهش فقر و محرومیت موجب کاهش مهاجرت به شهرهای بزرگ و رشد متوازن جمعیت می‌گردد (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۶: ۷).

ابریشمی و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر پویایی‌های مهاجرت از روستا به شهر بر نابرابری درآمدی پرداخته‌اند. در این مطالعه آمار مناطق روستایی ۳۰ استان ایران طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۵، با روش داده‌های ترکیبی و با استفاده از روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته، میزان اثرگذاری متغیر مهاجرت روستایی بر نابرابری درآمد روستایی، مورد بررسی قرار گرفته است، نتایج این مطالعه حاکی از آن است که مهاجرت در ابتدای امر موجب افزایش نابرابری درآمد شده و در دوره بعد اثری کاهنده بر شکاف درآمد روستایی دارد (ابریشمی و همکاران، ۱۳۹۷: ۳۹).

ترنج در مطالعه خود به بررسی تأثیر مهاجرت بر فقر در مناطق مهاجرپذیر پرداخته است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که مهاجرت می‌تواند به گسترش فقر در مناطق مهاجرپذیر منجر شود. از دلایل عمده مهاجرت نبود شغل و درآمد کافی در مناطق روستایی و شهرهای توسعه‌نیافته است، بنابراین اکثر افرادی که به شهرهای بزرگ مهاجرت می‌کنند افرادی هستند که در زمره افراد فقیر قرار می‌گیرند. از طرف دیگر مهاجرت این افراد به شهرهای بزرگ وضعیت شغلی و درآمدی فقرای شهر بزرگ را نیز بدتر می‌کند. بنابراین اگر شرایط اشاره شده در مهاجران و مناطق مهاجرپذیر وجود داشته باشد که این شرایط بیشتر در کشورهای در حال توسعه وجود دارد، مهاجرت منجر به گسترش فقر خواهد شد (ترنج، ۱۳۹۷: ۱۳).

ها و همکاران[1] در مطالعه‌ای به بررسی مهاجرت داخلی و نابرابری درآمد در چین پرداخته اند. در این مطالعه داده‌های مربوط به ۱۰۰ روستا طی دوره ۲۰۰۶-۱۹۹۷ به صورت داده‌های ترکیبی مورد استفاده قرار گرفته است. روش برآورد مدل روش GMM می‌باشد. نتایج حاصل از این مطالعه الگوی کوزنتس[2] (U برعکس) را بین مهاجرات و نابرابری درآمد در جوامع مهاجرفرست نشان می‌دهد. مطابق نتایج، مهاجرت زمان حال نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد ولی مهاجرت با وقفه، تأثیر بیشتری بر نابرابری درآمد دارد. همچنین پدیده مهاجرت تمایل دارد که در ابتدا شکاف دستمزد جنسیتی را افزایش دهد و سپس موجب کاهش آن در روستاهای مهاجرفرست شود (ها و همکاران، ۲۰۰۹).

فان و کاکس‌هید[3] مهاجرت درون منطقه‌ای و نابرابری را طی دوره گذار در ویتنام مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد در برخی مناطق، مهاجرت منجر به کاهش نابرابری و در برخی مناطق منجر به افزایش نابرابری‌ها می‌شود. تأثیر مهاجرتی که منجر به کاهش شدید نابرابری می‌شود، مربوط به مهاجرت‌هایی است که به مناطقی انجام می‌شود که در آن مناطق سرمایه‌گذاری‌های صنعتی با محوریت تجاری یافت می‌شود (فان و کاکس‌هید، ۲۰۱۰: ۱۰۰).

هیبز و هنگ[4] در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر مهاجرت بر نابرابری درآمد پرداخته‌اند. در این مطالعه از شاخص ضریب جینی به عنوان معیار نابرابری درآمد استفاده شده است. داده‌ها و اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه مربوط به سرشماری سال‌های ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰ ایالات متحده آمریکا بوده است. نتایج نشان می‌دهد که اگر مهاجران وارد شده، افراد با مهارت پایین باشند، در این‌صورت مهاجرت تأثیر کمتری بر توزیع درآمد خواهد داشت. همچنین مطابق نتایج، اگر افزایش مهاجران با مهارت پایین، موجب شود کارگران بومی آن محل را ترک کنند، در این‌صورت برآوردها تورش به سمت پایین خواهد

1. Ha et al. (2009)
2. Kuznets
3. Phan & Coxhead (2010)
4. Hibbs & Hong (2015)

داشت (هیبز و هنگ، ۲۰۱۵: ۶۵۰).

کولامپارامبیل[1] در مطالعه خود تأثیر مهاجرت داخلی را بر نابرابری درآمد در آفریقای جنوبی بررسی کرده است. به منظور بررسی این موضوع از روش رگرسیون GMM استفاده شده است. نتایج حاصل نشان می‌دهد مهاجرت به بخش‌های رسمی مناطق پذیرنده مهاجرت، منجر به کاهش نابرابری و مهاجرت به بخش غیررسمی، نابرابری را افزایش می‌دهد. همچنین نتایج نشان می‌دهد مهاجرت از طریق دو کانال بر نابرابری تأثیرگذار خواهد بود، از کانال دستمزد و از کانال بیکاری، که نتایج این مطالعه نشان دهنده این است که کانال اشتغال تأثیر بیشتری نسبت به کانال دستمزد دارد (کولامپارامبیل، ۲۰۱۶: ۲۱۴۵).

ها و همکاران[2] در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر مهاجرت روستایی بر ضریب جینی روستاها در چین پرداخته اند. این تحقیق که با استفاده از داده‌های پانل و با هدف تعیین اثر پویایی مهاجرت از روستاها به شهر و تأثیر آن بر نابرابری روستایی انجام شده است، به این نتیجه رسیده است که رابطه پویا بین مهاجرت و درآمد روستایی به صورت U معکوس است. به این معنا که مهاجرت زمان حال نابرابری روستایی را افزایش داده ولی مهاجرت باوقفه نابرابری را کاهش می‌دهد (ها و همکاران، ۲۰۱۶: ۲۷).

بایراکتار و اوزییلماز[3] در مطالعه‌ای تحت عنوان نقش مهاجرت داخلی بر نابرابری منطقه‌ای (مثال ترکیه)، به بررسی تأثیر مهاجرت داخلی بر نابرابری در مناطق مهاجرفرست و مهاجرپذیر پرداخته است. آنها به این منظور از داده‌های پنل دیتا در سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۰۸ مربوط به مناطق مختلف ترکیه استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل نشان می‌دهد پدیده مهاجرت در مناطق مهاجرفرست منجر به افزایش نابرابری و در مناطق مهاجرپذیر منجر به کاهش نابرابری می‌شود (بایراکتار و اوزییلماز، ۲۰۱۷: ۹).

هاول[4] در مطالعه خود به بررسی تأثیر مهاجرت بر نابرابری درآمد بین اقوام مختلف چینی پرداخته است. نتایج مطالعات وی نشان می‌دهد، مهاجران با ارسال درآمدهای خود برای خانواده‌هایشان درآمد ناحیه مهاجرفرست را افزایش می‌دهند. همچنین تجزیه و تحلیل نتایج نشان می‌دهد مهاجرت نابرابری‌های منطقه‌ای را به خاطر انتقال درآمد مهاجران برای خانواده‌هایشان، کاهش ولی نابرابری‌های قومی را افزایش می‌دهد (هاول، ۲۰۱۷: ۲۰۰).

چن[5] و همکاران در مطالعه خود به بررسی رابطه بین اندازه شهر، مهاجرت و نابرابری درآمد شهری با استفاده از یک درصد جمعیت سرشماری در سال ۲۰۰۵ پرداخته‌اند. نمونه مورد بررسی ۲۵۲ شهر چین می‌باشد. نتایج حاصل نشان می‌دهد نابرابری درآمد با اندازه شهر رابطه مثبت و معنی‌داری دارد، به عبارت دیگر هر چه اندازه شهر بزرگ‌تر باشد نابرابری درآمد نیز بیشتر خواهد بود. همچنین مطابق نتایج، مهاجرت موجب افزایش عرضه نسبی نیروی کار با مهارت پایین بخصوص در شهرهای بزرگ می‌شود (چن و همکاران، ۲۰۱۸: ۴۲).

گیرسبرگر[6] و همکاران در مطالعه خود به بررسی مهاجرت منطقه‌ای و نابرابری دستمزد در اقتصاد غرب آفریقا پرداختند. آنها با استفاده از داده‌های مربوط به ساکنان و مهاجران هفت پایتخت اقتصادی در این ناحیه، نابرابری درآمد و مهاجرت منطقه‌ای را مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعات آنها نشان می‌دهد مهاجرت منطقه‌ای منجر به افزایش ۱۸ درصدی در متوسط دستمزدها می‌شود و همچنین نابرابری درآمد (ضریب جینی) را ۱/۵ درصد کاهش می‌دهد. این کاهش نابرابری درآمد مربوط به نابرابری‌هایی است که بین شهرهای پایتخت وجود دارد. این در حالی است که تأثیر مهاجرت بر نابرابری درآمد داخل مناطق و شهرها، در مناطق و شهرهای مختلف متفاوت است (گیرسبرگر و همکاران، ۲۰۱۹).

۳- روش‌شناسی

۳-۱- روش گردآوری داده‌ها

در این مطالعه، جامعه آماری شامل تمامی شهرستان‌های کشور طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۸۵ می‌باشد. داده‌های موجود از مرکز آمار ایران و نتایج سرشماری نفوس و مسکن استخراج شده است. لازم به ذکر است برخی شهرستان‌های کشور در اواسط بازه زمانی مورد مطالعه تفکیک شده و به چند شهرستان تبدیل شده‌اند و شاهد افزایش تعداد شهرستان‌های کشور از ۳۳۶ شهرستان در سال ۱۳۸۵ به ۴۲۹ شهرستان در سال ۱۳۹۵ بوده‌ایم. به منظور وجود امکان مقایسه، آمار مربوط به شهرستان‌های تفکیک شده، مجددا تجمیع شده است و ۳۳۶

1. Kollamparambil (2016)
2. Ha et al. (2016)
3. Bayraktar & Ozyilmaz (2017)
4. Howell (2017)
5. Chen et al. (2018)
6. Girsberger et al. (2019)

شهرستان سال ۱۳۸۵ به عنوان ملاک مقایسه در نظر گرفته شده است. آمارهای مربوط به فقر و نابرابری نیز از طرح "نقشه فقر ایران؛ بر اساس ناحیه‌های کوچک" استخراج شده است.

۳-۲- متغیرهای تحقیق

متغیرهای این تحقیق شامل سه متغیر مهم خالص مهاجرت، نابرابری درآمد و فقر است که در ادامه به تبیین دقیق این متغیرها می‌پردازیم:

خالص مهاجرت (Net Migration): در هر شهرستان تفاوت بین مهاجران وارد شده و مهاجران خارج شده به عنوان خالص مهاجرت تعریف شده است. به عبارت دیگر چنانچه در یک شهرستان تعداد مهاجران خارج شده بیش از مهاجران وارد شده باشد، خالص مهاجرت با علامت منفی (-) نشان داده شده است.

نابرابری درآمد: رایج‌ترین روش در بیان نابرابری درآمدی، استفاده از شاخص‌های نابرابری است. در این مطالعه از شاخص ضریب جینی (GINI) به عنوان متداول‌ترین روش اندازه‌گیری توزیع درآمد استفاده شده است.

فقر: در این مطالعه درصد جمعیت زیر خط فقر هر شهرستان به عنوان شاخص فقر آن شهرستان در نظر گرفته شده است.

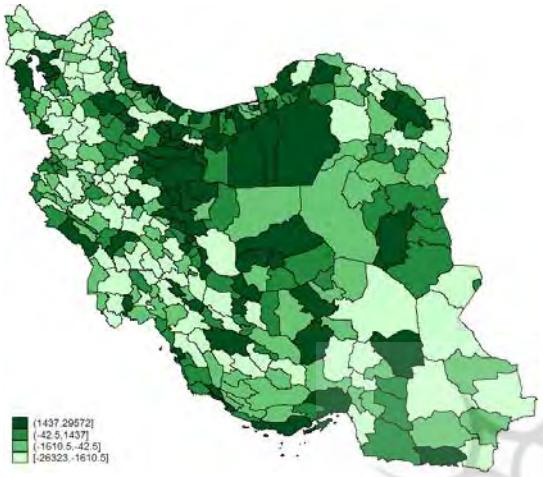
جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
خالص مهاجرت	۳۹/۲۸	۴۸۲۵/۷۵	-۲۶۳۲۳	۲۹۵۷۲
شاخص فقر	۲۷/۷۸	۱۰/۸۴۵	۷/۳	۶۴/۱
ضریب جینی	۰/۴۰۲۵	۰/۲۷۱۱	۰/۳۲۳	۰/۴۷۱

مأخذ: نتایج تحقیق

آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای تحقیق نیز در جدول شماره ۱ گزارش شده است. همچنین خوشه‌بندی فضایی متغیرها در شکل‌های ۱ تا ۳ نشان داده شده است. در این شکل ها شهرستان‌های کشور بر مبنای متغیر مورد بررسی، به چهار دسته تقسیم شده و براساس مقدار متغیر به ترتیب از رنگ روشن تا تیره طبقه‌بندی شده‌اند.

تعداد نمونه مورد بررسی در این مطالعه ۳۳۶ شهرستان می‌باشد. مطابق نتایج جدول شماره (۱)، متوسط خالص مهاجرت بین شهرستان‌های کشور حدود ۳۹ نفر می‌باشد. انحراف معیار مربوط به داده‌های خالص مهاجرت (با عدد ۴۸۲۵/۷۵) نشان‌دهنده پراکندگی بسیار بالا در مقدار این متغیر در بین شهرستان‌های کشور است. در واقع می‌توان گفت مقدار خالص مهاجرت در بازه ۴۸۲۵/۷۵ ± ۳۹/۲۸ بیشترین فراوانی را دارد. همچنین مطابق نتایج، کمترین مقدار خالص مهاجرت ۲۶۳۲۳- نفر بوده و در نقطه مقابل آن حداکثر خالص مهاجرت با مقدار ۲۹۵۷۲ نفر قرار دارد.



شکل ۱. خوشه‌بندی فضایی خالص مهاجرت

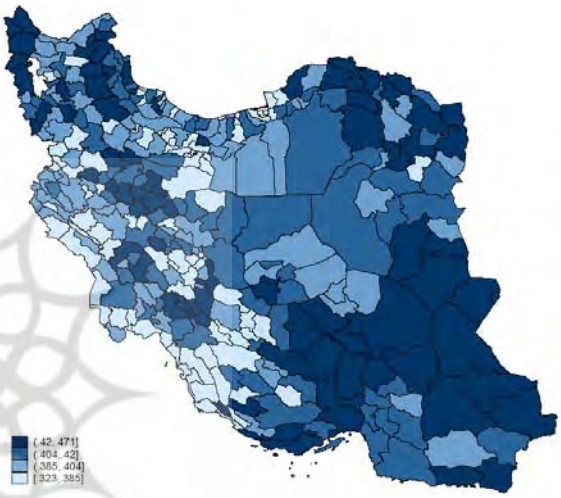
مأخذ: محاسبات تحقیق

بررسی شاخص نابرابری درآمد نیز نشان می‌دهد که مقدار متوسط شاخص نابرابری درآمد (که در مطالعه حاضر ضریب جینی در نظر گرفته شده است) در بین شهرستان‌های کشور ۰/۴۰۲۵ می‌باشد، طبق تعریف ضریب جینی، هر چقدر مقدار این شاخص به عدد یک نزدیک‌تر باشد نشان‌دهنده نابرابری بیشتر می‌باشد، از اینرو مقدار متوسط به دست آمده در این مطالعه نشان می‌دهد وضعیت شهرستان‌های کشور از لحاظ ضریب جینی در وضعیت مناسبی قرار ندارد. انحراف معیار شاخص نابرابری درآمد نیز (با عدد ۰/۲۷۱۱) نشان دهنده پراکندگی نسبتا بالایی در نابرابری درآمد در بین شهرستان‌های کشور است.

با بررسی مقادیر بیشینه و کمینه شاخص نابرابری درآمد مشخص می‌شود بیشترین نابرابری درآمد مربوط به شهرستان فریدون‌شهر استان اصفهان با ضریب جینی ۰/۴۷۱ و کمترین نابرابری درآمد مربوط به شهرستان اسلام‌شهر استان تهران با ضریب جینی ۰/۳۲۳ می‌باشد.

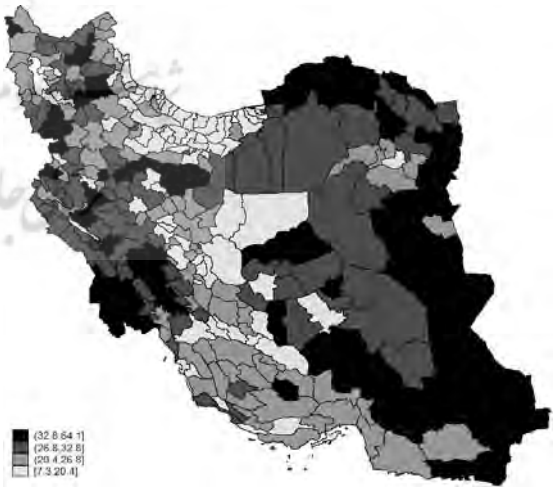
بررسی شاخص فقر (که در مطالعه حاضر درصد جمعیت زیر خط فقر در نظر گرفته شده است) نیز نشان می‌دهد که در شهرستان‌های کشور به طور متوسط ۲۷/۷۸ درصد خانوارها زیر

خط فقر قرار دارند. همچنین پراکندگی شاخص فقر در بین شهرستان‌های کشور ۱۰/۸۴۵ می‌باشد. بررسی مقدار بیشینه و کمینه شاخص فقر نیز نشان می‌دهد که شهرستان نوشهر استان مازندران با شاخص فقر ۷/۳، دارای کمترین شاخص فقر است، این عدد نشان‌دهنده آن است که در این شهرستان ۷/۳ درصد خانوارها زیر خط فقر قرار دارند. همچنین بیشترین شاخص فقر مربوط به شهرستان زاهدان استان سیستان و بلوچستان با شاخص فقر ۶۴/۱ می‌باشد که نشان دهنده آن است که در شهرستان زاهدان بیش از ۶۴ درصد خانوارها زیر خط فقر قرار دارند که عدد بسیار بالایی است.



شکل ۲. خوشه‌بندی فضایی شاخص نابرابری (ضریب جینی)

مأخذ: محاسبات تحقیق



شکل ۳. خوشه‌بندی فضایی شاخص فقر

مأخذ: محاسبات تحقیق

همچنین خوشه‌بندی فضایی شاخص‌های نابرابری درآمد و فقر (شکل‌های ۲ و ۳) نشان می‌دهد که شهرستان‌های واقع در شرق ایران به لحاظ فقر و نابرابری درآمد در وضعیت بسیار نامناسبی قرار دارند.

۳-۳- اقتصادسنجی فضایی

زمانی که داده‌ها دارای جزء مکان هستند، دیگر تصریح متعارف مدل و برآورد آن به شیوه‌های مرسوم نمی‌تواند مناسب باشد و پاسخ درستی برای پژوهشگر ایجاد نمی‌کند، چرا که در این حال دو مسئله می‌تواند رخ دهد: ۱) وابستگی فضایی[1] و ۲) ناهمسانی فضایی[2] (لی سیج[3]، ۲۰۰۹: ۲۹). وابستگی فضایی به این معنی است که داده‌های نمونه‌ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده شده در مکان‌های دیگر وابسته هستند. اصطلاح ناهمسانی فضایی نیز اشاره به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح مکان‌های جغرافیایی فضا دارد(نظری و همکاران ۱۳۹۸: ۴۵). به عبارت دیگر توزیع داده‌های نمونه‌ای هنگام حرکت بین مشاهدات (تغییر مکان جغرافیایی) دارای میانگین و واریانس ثابتی نخواهد بود (عسگری و اکبری، ۱۳۸۰: ۹۷). در این صورت می‌توان از تکنیک اقتصادسنجی فضایی بهره گرفت.

برای تعیین مکان در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی دو منبع اطلاعاتی در دسترس است. یکی مجاورت و همسایگی است که منعکس کننده موقعیت نسبی در فضای یک واحد منطقه‌ای مشاهده، نسبت به واحدهای دیگری از آن قبیل می‌باشد. دومین منبع اطلاعات مکانی، موقعیت در صفحه مختصات است که از طریق طول و عرض جغرافیایی مشخص می‌شود و بر این اساس می‌توان فاصله هر نقطه در فضا یا فاصله هر مشاهده را نسبت به نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه نمود. (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۶).

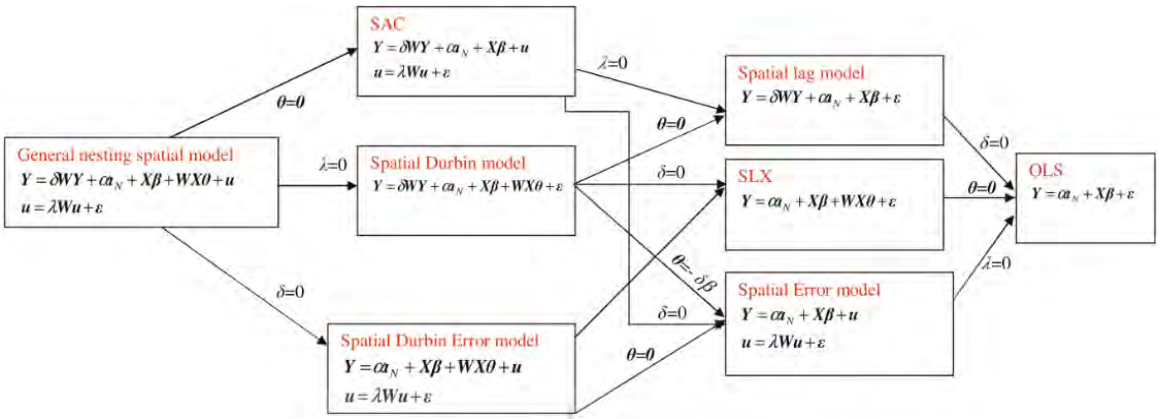
در مطالعه حاضر از یک ماتریس وزنی براساس طول و عرض جغرافیایی (و نه براساس مجاورت) استفاده می‌شود. علت این امر این است که در ماتریس فضایی ساخته شده براساس مجاورت، دو مشاهده تنها در صورتی که دارای مرز و یا رأس مشترک باشند، مجاور محسوب می‌شوند. به عبارت دیگر این روش بین شهرهای ده کیلومتر دورتر یا شهرهای صد کیلومتر دورتر تفاوتی قائل نمی‌شود. حال آنکه بهتر است به جای اینکه تنها به مجاورت و داشتن مرز مشترک توجه شود، فاصله بین مشاهدات نیز مورد توجه قرار گیرد (وگا و الهورست[4]، ۲۰۱۳: ۵). لذا در این مطالعه برای تشکیل ماتریس وزنی از روش

1. Spatial Dependence
2. Spatial Heterogeneity
3. Lesage (2009)
4. Vega & Elhorest (2013)

معکوس فاصله استفاده می‌شود.

مدل‌های بسیاری در ادبیات اقتصادسنجی مطرح شده است که در ادامه به صورت اجمالی به بیان آنها می‌پردازیم. یک مدل فضایی کامل که در برگیرنده تمام انواع اثرات متقابل فضایی است به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$Y = \delta WY + \alpha l_N + X\beta + WX\theta + u \quad (۱)$$
$$u = \lambda W_u + \varepsilon$$



شکل ٤. رابطه بین مدل‌های مختلف وابستگی فضایی

مأخذ: الهورست، ۲۰۱۴

مدل (۱)، مدل فضایی عمومی[1] (GNS) نامیده می‌شود. در رابطه فوق Y بردار N×1 از متغیر وابسته و X نشان دهنده ماتریس N×K است که شامل K متغیر توضیحی است. W ماتریس وزنی فضایی[2] است و β بردار ثابت K×1 از ضرایب ثابت ولی نامعین است. همچنین WY اثرات متقابل بین متغیر وابسته، WX اثرات متقابل متغیر مستقل و Wu اثرات متقابل بین اجزاء اخلال را نشان می‌دهد. δ ضریب خودرگرسیون فضایی و λ ضریب خودهمبستگی فضایی[3] است که نشان دهنده اثرات سرریز در مدل خطای فضایی از کانال جمله اخلال است. ε نیز جز اخلال iid[4] با میانگین صفر و واریانس σ^2 است (الهورست، ۲۰۱۴: ۱۱۹).

شکل شماره ۴ زیر مجموعه‌ای از ۷ مدل اقتصادسنجی فضایی خطی را نشان می‌دهد. مدل فضایی عمومی (GNS) در سمت چپ و مدل OLS در سمت راست شکل قرار دارد. تمامی مدل‌های فضایی را می‌توان با اعمال قیدهای مشخصی از مدل GNS استخراج کرد. این قیدها در شکل (۴) داده شده است.

1. General Nesting Spatial Model
2. Spatial Weights Matrix
3. Spatial Autocorrelation Coefficient
4. Identically Independently Distributed

۳-٤- علّیت فضایی[5]

گرنجر (۱۹۶۹) با استفاده از این واقعیت که آینده نمی‌تواند علت حال یا گذشته باشد، بیان می‌کند که چنانچه مقادیر جاری (Yt) با استفاده از مقادیر گذشته (Xt)، نسبت به حالتی که از مقادیر گذشته استفاده نمی‌شود، با دقت بیشتری پیش‌بینی شود، در این صورت (Xt) را علت گرنجری (Yt) می‌گویند. در آزمون علّیت گرنجری برای اینکه فرضیه «Xt علت گرنجری Yt نیست» آزموده شود، یک مدل خود توضیح برداری (VAR)[6] تشکیل داده می‌شود (آلیاگا و همکاران[7]، ۲۰۱۱: ۱۹۶).

شایان به ذکر است که بررسی رابطه علّیت در یک مقطع زمانی بین متغیرهایی که دارای خصوصیات فضایی هستند، با روش‌های متداول (روش علّیت گرنجری) امکانپذیر نیست و نیازمند استفاده از روش علّیت فضایی هستیم. با توجه به اینکه مطالعه حاضر اولین مطالعه داخلی در زمینه کاربرد روش علّیت فضایی است، در این بخش سعی شده است روش انجام آزمون علّیت فضایی و مبنای تئوریک آن به طور کامل بیان شود. در ادامه مراحل انجام آزمون علّیت فضایی به‌صورت گام به گام بیان خواهد شد.

سه نکته که هنگام آزمون علّیت بین دو متغیر در حالتی که داده‌ها در بستر فضایی و به صورت مقطعی هستند، باید در نظر گرفت، عبارتند از:

5. Spatial Causality
6. Vector Autoregressive Regression
7. Aliaga et al. (2011)

۱- نقش فضا: اگر متغیرها از نظر فضایی مستقل باشند، بهترین روش برای بررسی علّیت همان روش‌های متداول قبلی است (پیرل[1]، ۲۰۰۹: ۱۰۶).

۲- رابطه بین متغیرها: اگر دو متغیر مستقل از هم باشند، صحبت در مورد علّیت بین دو متغیر بی‌معنی خواهد بود.

۳- با فرض اینکه متغیرها وابستگی فضایی داشته و دو متغیر مستقل از هم نباشند، در اینصورت وجود و جهت رابطه علّیت از طریق رویکرد علّیت فضایی مورد آزمون قرار می‌گیرد.

با توجه به نکات مطرح شده، برای بررسی علّیت بین دو متغیر که دارای بعد مکان هستند سه گام زیر مطرح می‌شود:

گام اول آزمون فرضیه استقلال فضایی داده‌های مربوط به هر متغیر است. برای این منظور ابتدا ساختار فضایی هر متغیر مشخص می‌شود، این ساختار از طریق ماتریس وزنی فضایی نمایش داده می‌شود. سپس از آزمون‌های شناخته شده‌ای چون آزمون موران تک متغیره، آزمون ضریب لاگرانژ و ... برای بررسی وجود وابستگی فضایی استفاده می‌شود. نتایج حاصل از مرحله اول باید به این شکل باشند: برای هر یک از متغیرها ماتریس وزنی یکسانی در نظر گرفته شود[2] و فرضیه استقلال فضایی برای هر دو متغیر رد شود. به عبارت دیگر، هر دو متغیر وابستگی فضایی داشته باشند.

گام دوم، بررسی وجود وابستگی بین دو متغیر است. چنانچه اشاره شد وابستگی فضایی بین دو متغیر، شرط لازم برای وجود رابطه علّیت فضایی است. بنابراین وابستگی فضایی بین متغیرها باید مورد آزمون قرار گیرد. آماره موران دو متغیره، I_{xy} یک ضریب از نوع مانتل[3] است (الیاگا و همکاران[4]، ۲۰۱۱: ۱۸۷) که توسط وارتنبرگ[5] (۱۹۸۵) به عنوان شاخص اندازه‌گیری همبستگی فضایی بین دو متغیر ارائه شده است. با فرض اینکه دو متغیر در R موقعیت مکانی متفاوت مشاهده شده‌اند، آماره آزمون موران دو متغیره از رابطه زیر به دست می‌آید:

(۲)

$$I_{xy} = \frac{\sum_{j=1}^{R}\sum_{i=1_{i\neq j}}^{R} y_i w_{ij} x_j}{S_0\sqrt{Var(y)Var(x)}}$$

که در آن w_{ij} درایه سطر iام و ستون jام ماتریس وزنی W، S_0 مجموع همه درایه‌های ماتریس W، Var(y) و Var(x) نیز به واریانس (تخمین زده شده) سری‌های y و x اشاره دارد. شایان ذکر است که تابع توزیع آماره I_{xy} شناخته شده نیست.

زابلسکی و ریچ[6] (۱۹۹۳)، $E(I_{yx})$ و $V(I_{yx})$ را برای تمام !Rهای ممکن به دست آوردند. !R جای‌گشت‌های تصادفی[7] جفت‌های $\{y_s; x_s\}_{s\in S}$ است که S مجموعه‌ای شامل R موقعیت مکانی است. برای تعدیل فرمول برای نمونه‌های بزرگ ($R>40$) آماره زیر پیشنهاد شده است:

(۳)

$$T_{xy} = \frac{I_{xy} - E(I_{yx})}{\sqrt{V(I_{yx})}}$$

که دارای توزیعی تقریباً مشابه نرمال استاندارد می‌باشد. فرض صفر، مبنی بر عدم وجود همبستگی، هنگامی رد می‌شود که $|Z_{xy}| > N_{\alpha/2}$ باشد، که در آن $N_{\alpha/2}$ مقدار بحرانی در سطح احتمال $\alpha/2$ است. در ادامه آزمون دیگری برای استقلال فضایی که براساس ضرایب لاگرانژ است، ارائه می‌شود.

هدف گام سوم، یافتن جهت علّیت می‌باشد (در صورتی که بین دو متغیر علّیت وجود داشته باشد). به پیروی از روش معمول در تجزیه و تحلیل سری زمانی، در این بخش قصد بر این است که برای تکمیل آزمون، یک مدل اتورگرسیو برداری فضایی نامقید (Sp VAR)[8] را برآورد کنیم. برای سادگی، فرض می شود که وابستگی فضایی هر دو سری از مرتبه اول است:

(۴)

$$\left[I_R - \rho_{yy}W\right]y + \left[\beta I_R + \rho_{yx}W\right]x + \eta_y = u_y$$
$$\left[\theta I_R + \rho_{xy}W\right]y + \left[I_R - \rho_{xx}W\right]x + \eta_x = u_x$$

که در آن W ماتریس وزنی فضایی، $\{\rho_{yy}, \rho_{yx}, \rho_{xy}, \rho_{xx}\}$ پارامترهای وابستگی فضایی، I_R ماتریس همانی[9] از مرتبه R، y و x بردارهای (R×1) از مشاهدات متغیرها، $\{\eta_y; \eta_x\}$ دو بردار (R×1) از اجزا قطعی[10] و $\{u_y, u_x\}$ بردارهای تصادفی هستند. شکل خلاصه شده رابطه ۴ به صورت زیر است:

1. Pearl (2009)
۲. به عبارت دیگر، در آزمون استقلال فضایی هر یک از متغیرها، یک ماتریس وزنی یکسان به عنوان ماتریس فضایی بهینه انتخاب شده و به کار گرفته شود (هررا و همکاران، ۲۰۱۱).
3. Mantel-Type Coefficient
4. Aliaga et al. (2011)
5. Wartenberg (1985)
6. Czaplewski & Reich (1993)
7. Random Permutations
8. Unrestricted Spatial Vector Autoregressive Model
9. Identity Matrix
10. Deterministic

(۵)

$$AY + \eta = u$$

که در آن Y بردار (2R×1) است، به طوری که $Y' = \left[y'; x' \right]$. بردار η نیز از مرتبه (2R×1) است: $\left[\eta_y; \eta_x \right] = \eta$؛ برای سادگی فرض می‌شود که جزء غیرقطعی[1] هر دو سری فقط شامل یک مقدار ثابت است، بنابراین $\eta = m \otimes l$ است که در آن l بردار (R×1) و m بردار (2×1) از میانگین‌ها به صورت $\left[m_y; m_x \right]$ است. بردار خطا ترکیبی از دو زیربردار با مرتبه (R×1): $u' = \left[u'_y; u'_x \right]$ است، که دارای توزیع نرمال به صورت $u \in N(O, \Xi)$ است که:

(۶)

$$\Xi = \begin{bmatrix} \sigma_y^2 I_R & 0 \\ 0 & \sigma_x^2 I_R \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_y^2 & 0 \\ 0 & \sigma_x^2 \end{bmatrix} \otimes I_R = \sum \otimes I_R$$

A ماتریس (2R×2R) است، ساختار ماتریس A به شکل زیر می‌باشد:

(۷)

$$A = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} \rightarrow \begin{cases} A_{11} = I_R - \rho_{yy} W \\ A_{12} = \beta I_R + \rho_{yx} W \\ A_{21} = \theta I_R + \rho_{xy} W \\ A_{22} = I_R - \rho_{xx} W \end{cases}$$

با فرض نرمال بودن، تابع لگاریتم راستنمایی[2] به شکل زیر است:

(۸)

$$L(Y;\psi) = -\frac{R}{2}\ln(2\pi) - \frac{R}{2}\ln|\Sigma| + \ln|A| - \frac{[AY - \eta]'(\Sigma \otimes I_R)^{-1}[AY - \eta]}{2}$$

با

(۹)

$$\psi' = \left[\rho_{yy}; \beta; \rho_{yx}; \eta_y; \sigma_y^2; \rho_{xx}; \theta; \rho_{xy}; \eta_x; \sigma_x^2 \right]$$

(۱۰)

$$l(\psi) = \begin{bmatrix} \partial L/\partial \rho_{yy} \\ \partial L/\partial \beta \\ \partial L/\partial \rho_{yx} \\ \partial L/\partial \eta_y \\ \partial L/\partial \sigma_y^2 \\ \partial L/\partial \rho_{xx} \\ \partial L/\partial \theta \\ \partial L/\partial \rho_{xy} \\ \partial L/\partial \eta_x \\ \partial L/\partial \sigma_x^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (1/\sigma_y^2)(y'W'u_y) - tra_{11}W \\ -(1/\sigma_y^2)(x'u_y) + tra_{21} \\ -(1/\sigma_y^2)(x'W'u_y) + tra_{21}W \\ -(1/\sigma_y^2)(l'u_y) \\ -(R/2\sigma_y^2) + (u_y'u_y/2\sigma_y^4) \\ (1/\sigma_x^2)(x'W'u_x) - tra_{22}W \\ -(1/\sigma_x^2)(y'u_x) + tra_{12} \\ -(1/\sigma_x^2)(y'W'u_x) + tra_{12}W \\ -(1/\sigma_x^2)(l'u_x) \\ -(R/2\sigma_x^2) + (u_x'u_x/2\sigma_x^4) \end{bmatrix}$$

که در آن tr(-) عملگر اثر[3] و مؤلفه‌های a به صورت زیر است،

(۱۱)

$$a_{11} = \left[A_{11} - A_{12}A_{22}^{-1}A_{21} \right]^{-1},$$
$$a_{12} = -a_{11}A_{12}A_{22}^{-1},$$
$$a_{21} = -A_{22}^{-1}A_{21}a_{11},$$
$$a_{22} = A_{22}^{-1} + A_{22}^{-1}A_{21}a_{11}A_{12}A_{22}^{-1}$$

با استفاده از چارجوب SpVAR (رابطه ۴) می‌توان (۱) استقلال بین سری‌ها و (۲) جهت علّیت بین سری‌ها را آزمون کرد. فرضیه صفر و مقابل آزمون استقلال بین دو سری به صورت زیر است:

(۱۲)

$$H_0 : A_{12} = A_{21} = 0$$
$$H_1 : A_{12} \vee A_{21} \neq 0$$

بردار امتیاز[4] تحت فرض صفر رابطه ۱۲ به شکل زیر است.

(۱۳)

$$l(\psi)_{|H_0} = \begin{bmatrix} \partial L/\partial \rho_{yx} \\ \partial L/\partial \beta \\ \partial L/\partial \rho_{xy} \\ \partial L/\partial \theta \\ \partial L/\partial \rho_{yy} \\ \partial L/\partial \eta_y \\ \partial L/\partial \sigma_y^2 \\ \partial L/\partial \rho_{xx} \\ \partial L/\partial \eta_x \\ \partial L/\partial \sigma_x^2 \end{bmatrix}_{|H_0} = -\begin{bmatrix} (1/\sigma_y^2)(x'Wu_y) \\ (1/\sigma_y^2)(x'u_y) \\ (1/\sigma_x^2)(y'Wu_x) \\ (1/\sigma_x^2)(y'u_x) \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_0 \\ \lambda_1 \end{bmatrix}$$

1. Non-Deterministic
2. log-Likelihood

3. Trace Operator
4. Score Vector

بردار امتیاز بردار مشتقات مرتبه اول تابع لگاریتم راستنمایی نسبت به پارامترهای مورد برآورد است.

با در نظر گرفتن:

(۱۴)

$$\lambda_0^{'} = -\left[\frac{x^{'}Wu_y}{\sigma_y^2}\frac{x^{'}u_y}{\sigma_y^2}\frac{y^{'}Wu_x}{\sigma_x^2}\frac{y^{'}u_x}{\sigma_x^2}\right]$$ و

$$\lambda_1^{'} = -\ [0\,0\,0\,0\,0\,0\,0]'$$

ضریب لاگرانژ فرم درجه دوم بردار امتیاز بر معکوس ماتریس اطلاعات است که هر دو (بردار و ماتریس) باید تحت فرض صفر (رابطه ۱۲) ارزیابی شوند. با ترکیب این نتایج عبارت زیر که امکان آزمون استقلال بین دو سری را فراهم می‌نماید، به دست می‌آید.

(۱۵)

$$LM_I = \lambda_0' I^{11} \lambda_0 \sim \chi_{as}^2(4)$$

که در آن I11 معکوس ماتریس واریانس-کوواریانس بردار λ_0 است، که عبارت معادل آن را می‌توان در رابطه (۳-۴-۸۵) مطالعه هررا[1] (۲۰۱۱) یافت. بنابراین برای آزمون فرض عدم وجود همبستگی یعنی:

(۱۶)

$H_0 : \{x_s\}_{s\in S}$ و $\{y_s\}_{s\in S}$ فرایندهای ناهمبسته هستند

قاعده تصمیم‌گیری برای آزمون LM_I با سطح اطمینان $100(1-\alpha)\%$ به شکل زیر است:

- اگر $0 \le LM_I \le \chi_\alpha^2(4)$ باشد، فرض صفر رابطه ۱۲ را نمی‌توان رد کرد.
- اگر $LM_I > \chi_\alpha^2(4)$ باشد، فرض صفر رابطه ۱۲ رد می‌شود.

با فرض اینکه فرض صفر استقلال در سیستم دومتغیره رابطه ۴ رد شود، گام بعدی آزمون فرضیه عدم علّیت است. این آزمون در واقع یک آزمون دو طرفه است. ابتدا متغیر اول در مقابل متغیر دوم آزمون می‌شود، اینکه x علت متغیر y نیست؛ سپس ترتیب را تغییر داده و آزمون می‌شود که y علت x نیست. فرض صفر آزمون اول (x علت y نیست) به شکل زیر است:

(۱۷)

$$\left.\begin{array}{l} H_0 : A_{12} = 0 \\ H_1 : A_{12} \neq 0 \end{array}\right\}$$

بردار امتیاز تحت فرض صفر رابطه ۱۷ به شکل زیر است:

(۱۸)

$$l(\psi)_{|H_0} = \begin{bmatrix} \partial L/\partial\rho_{yx} \\ \partial L/\partial\beta \\ \partial L/\partial\rho_{xy} \\ \partial L/\partial\theta \\ \partial L/\partial\rho_{yy} \\ \partial L/\partial\eta_y \\ \partial L/\partial\sigma_y^2 \\ \partial L/\partial\rho_{xx} \\ \partial L/\partial\eta_x \\ \partial L/\partial\sigma_x^2 \end{bmatrix}_{|H_0} = -\begin{bmatrix} (1/\sigma_y^2)(x^{'}Wu_y) + trA_{11}^{-1}A_{21}A_{22}^{-1}W \\ (1/\sigma_y^2)(x^{'}u_y) + trA_{11}^{-1}A_{21}A_{22}^{-1} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_0 \\ \gamma_1 \end{bmatrix}$$

که در آن:

(۱۹)

$$\gamma_0^{'} = -\left[\frac{x^{'}W^{'}u_y}{\sigma_y^2} + trA_{11}^{-1}A_{21}A_{22}^{-1}W\frac{x^{'}u_y}{\sigma_y^2} + trA_{11}^{-1}A_{21}A_{22}^{-1}\right]$$

(۲۰)

$$\gamma_1^{'} = 0\,0\,0\,0\,0\,0\,0\,0]'$$

به شکل خلاصه، آماره آزمون ضریب لاگرانژ، تحت فرض صفر رابطه (۱۷) به شکل زیر است:

(۲۱)

$$LM_{NC} = \lambda_0^{'} I^{11} \lambda_0 \sim \chi_{as}^2(2)$$

که در آن I11 معکوس ماتریس واریانس-کوواریانس بردار λ_0 است (رابطه (۳-۴-۱۲۷) مطالعه هررا (۲۰۱۱)).

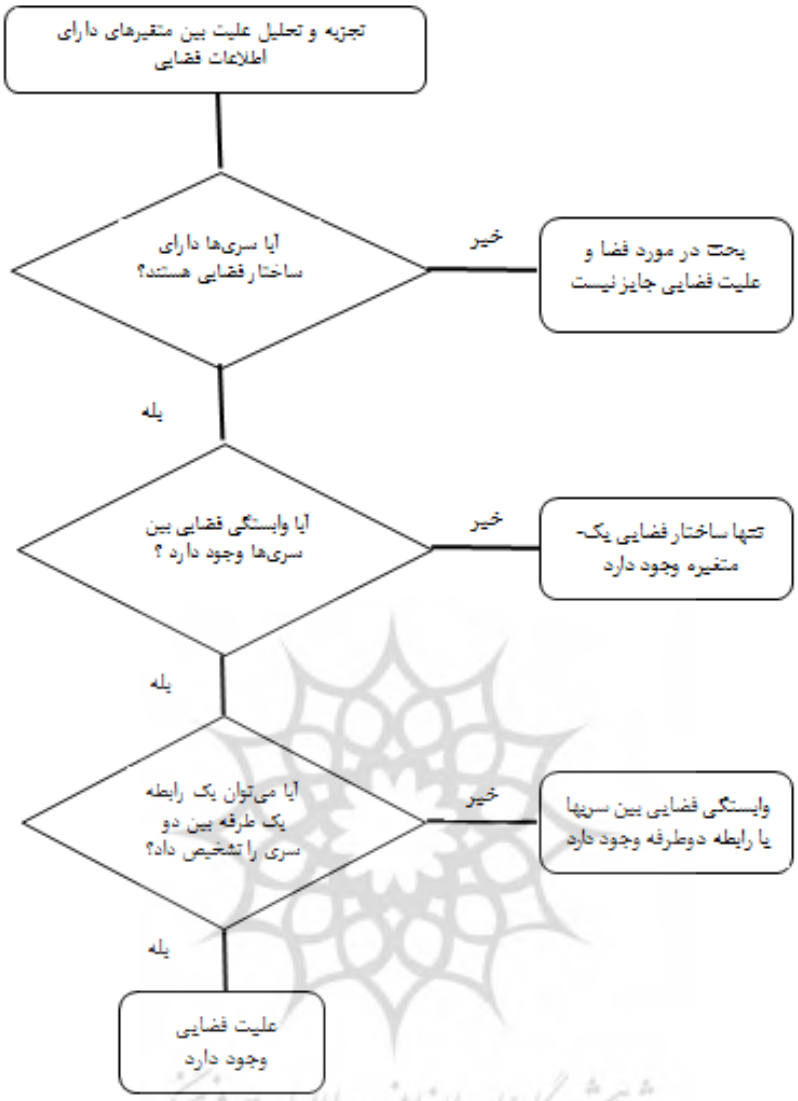
در نهایت برای آزمون فرض صفر $\{x_s\}_{s\in S}$ علت $\{y_s\}_{s\in S}$ نیست، در سطح اطمینان $100(1-\alpha)\%$ به صورت قاعده زیر تصمیم گیری می‌شود:

اگر $0 \le LM_{NC} \le \chi_\alpha^2(2)$ باشد، فرض صفر رابطه ۱۷ را نمی‌توان رد کرد.

اگر $LM_{NC} > \chi_\alpha^2(2)$ باشد، فرض صفر رابطه ۱۷ رد می‌شود (آلیاگا و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۹۱).

مراحل آزمون علّیت فضایی را می‌توان در شکل ۵ به صورت خلاصه مشاهده کرد.

1. Herrera (2011)



شکل ۵. روند آزمون علّیت فضایی بین متغیرها

مأخذ: الیاگا و همکاران (۲۰۱۱)

٤- نتایج برآورد مدل

چنانچه در بخش قبل به تفصیل بیان گردید، اولین گام در بررسی علّیت فضایی بین متغیرهای مورد بررسی، آزمون فرضیه استقلال فضایی تک تک متغیرها است به عبارت دیگر ابتدا باید وجود وابستگی فضایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. در ادبیات اقتصادسنجی فضایی، روش‌های مختلفی برای آزمون وجود اثرات فضایی مطرح شده است که از مهم‌ترین آنها می‌توان به آزمون موران[1] اشاره کرد. آماره آزمون موران توان بالایی در تشخیص وجود اثرات فضایی دارد. نتایج آزمون موران تک متغیره برای هر سه متغیر خالص مهاجرت، فقر و نابرابری در جدول شماره ۲ گزارش شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون موران تک متغیره

متغیر	آماره آزمون	ارزش احتمال
خالص مهاجرت	۰/۱۶۱***	۰/۰۰۰۰
فقر	۰/۴۹۵۱***	۰/۰۰۰۰

توجه: $p < ۰/۱۰$ *، $p < ۰/۰۵$ **، $p < ۰/۰۱$ ***

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Moran

مطابق نتایج و با توجه به فرض صفر آزمون موران تک متغیره مبنی بر عدم وجود اثرات فضایی، فرضیه صفر رد می‌شود. لذا وجود اثرات فضایی برای هر سه متغیر خالص مهاجرت، نابرابری و فقر مورد تأیید قرار می‌گیرد.

گام دوم، آزمون وجود وابستگی فضایی بین متغیرهای تحقیق است. در این مرحله برای آزمون اینکه آیا بین متغیرهای مورد بررسی وابستگی فضایی وجود دارد یا نه از آزمون موران دومتغیره استفاده می‌شود که نتایج آزمون در جدول شماره ۳ و شکل‌های ۶ و ۷ گزارش شده است.

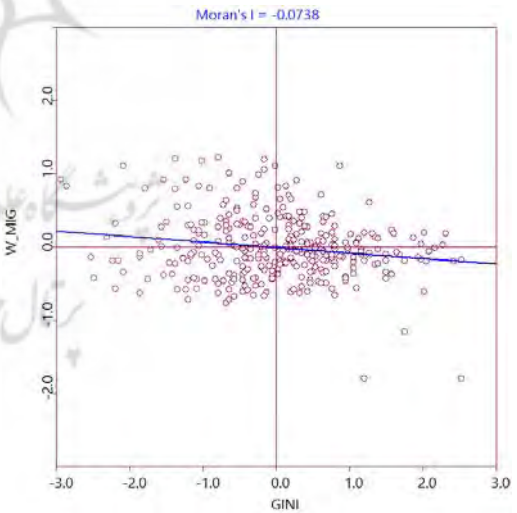
فرض صفر آزمون موران دومتغیره نبود وابستگی فضایی بین متغیرها است، با توجه به نتایج به دست آمده وجود وابستگی فضایی بین خالص مهاجرت- فقر و خالص مهاجرت- نابرابری تأیید می‌شود.

جدول ۳. نتایج آزمون موران دومتغیره

متغیرها	ارزش احتمال	آماره آزمون
خالص مهاجرت-فقر	۰/۰۰۰۰	-۰/۱۹۹۴***
خالص مهاجرت-نابرابری	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۷۳۸***

توجه: $p < ۰/۱۰$ *، $p < ۰/۰۵$ **، $p < ۰/۰۱$ ***

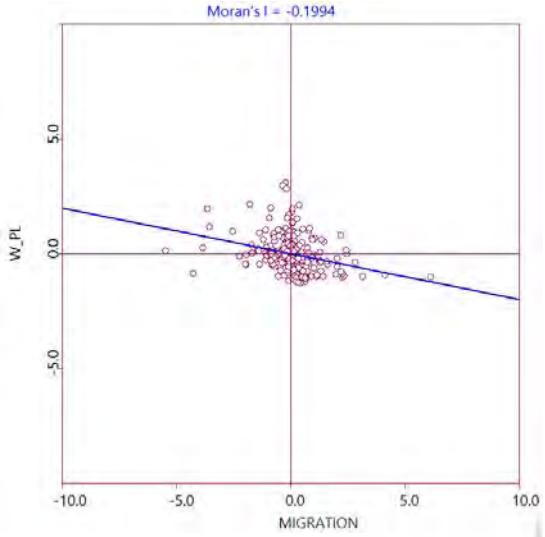
مأخذ: یافته‌های تحقیق



شکل ٦. نمودار پراکندگی موران خالص مهاجرت و نابرابری

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به اینکه مطابق نتایج، هر سه متغیر مورد بررسی دارای ساختار فضایی بوده و وابستگی فضایی بین خالص مهاجرت- فقر و خالص مهاجرت- نابرابری مورد تأیید قرار گرفت، لذا در گام سوم به آزمون علّیت فضایی می‌پردازیم. نتایج این آزمون در جدول شماره ۴ ارائه شده است. شایان ذکر است که آزمون علّیت فضایی از طریق کدنویسی در نرم‌افزار MATLAB انجام شده است.



شکل ۷. نمودار پراکندگی موران خالص مهاجرت و فقر

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ٤. نتایج آزمون علّیت فضایی

متغیرها	X ← Y	Y ← X
وجود علّیت فضایی از خالص مهاجرت به نابرابری	۰/۰۸۳۶ (۰/۰۳۷۵)	۰/۰۶۶۵ (۰/۳۶۷۵)
عدم وجود علّیت فضایی بین خالص مهاجرت و فقر	۰/۰۵۲۲ (۰/۷۲۲۲)	۰/۰۵۴۱ (۰/۶۶۹۵)

توجه: اعداد داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

فرض صفر آزمون علّیت فضایی، مانند آزمون علّیت گرنجر، عدم وجود علّیت بین دو متغیر است. مطابق نتایج جدول ۴ وجود رابطه بین مهاجرت و نابرابری درآمد مورد تأیید قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر خالص مهاجرت و نابرابری درآمد علت و معلول یکدیگر هستند و جهت رابطه از خالص مهاجرت به نابرابری درآمد است، به این معنی که در دوره مورد بررسی نابرابری درآمد علت مهاجرت نبوده ولی خالص مهاجرت منجر به ایجاد و افزایش نابرابری درآمد شده است.

همچنین چنانچه در جدول ۴ مشاهده می‌شود، بررسی رابطه بین خالص مهاجرت و فقر نشان‌دهنده عدم وجود رابطه

بین این دو متغیر است. به عبارت دیگر در دوره مورد بررسی هیچ رابطه‌ای بین خالص مهاجرت و فقر وجود ندارد.

در ادامه به منظور تعیین چگونگی اثرگذاری متغیر خالص مهاجرت بر نابرابری درآمد و تعیین علامت این رابطه، مدل نابرابری درآمد در قالب یک مدل ساده دومتغیره با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی مورد برآورد قرار می‌گیرد. به منظور تعیین مناسب‌ترین مدل فضایی در برآورد مدل نابرابری، از آزمون‌های ضریب لاگرانژ(LM) استفاده می‌شود. نتایج مربوط به این آزمون‌ها در جدول شماره ۵ گزارش شده است. با توجه به نتایج، از بین دو مدل وقفه فضایی (SAR) و خطای فضایی (SEM)، مدل وقفه فضایی به عنوان مناسب‌ترین مدل انتخاب می‌شود[۱].

جدول ۵. آزمون‌های تشخیصی برای اثرات فضایی

آزمون	نتایج
Lagrange Multiplier (lag)	۱۲۱/۶۱۴ (۰/۰۰۰)
Robust LM (lag)	۳/۵۱۲۴ (۰/۰۶۱)
Lagrange Multiplier (error)	۱۱۸/۳۰۷ (۰/۰۰۰)
Robust LM (error)	۰/۲۰۴۸ (۰/۶۵۱)

وجه: اعداد داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همچنین برای انتخاب مدل بهینه از بین سه مدل SAR، SEM و SDM از آزمون‌های تشخیصی نسبت درستنمایی(LR) و والد(Wald) استفاده می‌شود. فرضیه صفر این دو آزمون به صورت ۱) $\theta = 0$ و ۲) $\theta + \delta\beta = 0$ است. فرضیه $\theta = 0$ دلالت بر آن دارد که می‌توان مدل SDM را به مدل SAR تقلیل داد. فرضیه $\theta + \delta\beta = 0$ نیز دلالت بر آن دارد که مدل SDM قابل تبدیل به مدل SEM است. نتایج آزمون‌های تشخیصی بین سه مدل وقفه، خطا و دوربین فضایی در جدول شماره ۶ گزارش شده است.

بر اساس نتایج، در سطح معناداری ۵ درصد مدل دوربین فضایی در مقابل هر دو مدل وقفه و خطای فضایی رد می‌شود. با توجه به اینکه نتایج آزمون‌های ضریب لاگرانژ نیز موید برتری مدل وقفه فضایی در مقابل مدل خطای فضایی است، لذا مدل فضایی مورد استفاده در برآورد مدل نابرابری درآمد، مدل وقفه فضایی خواهد بود. نتایج برآورد مدل نابرابری درآمد در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ٦. آزمون‌های تشخیصی بین سه مدل وقفه، خطا و دوربین فضایی

آزمون	فرضیه صفر	نتایج
Wald test for spatial lag	θ=0	۶/۵۴۶ (۰/۷۶۷)
LR test for spatial lag	θ=0	۷/۱۳۲ (۰/۷۱۳)
Wald test for spatial error	θ+ βδ=0	۷/۸۶۲ (۰/۶۴۲)
LR test for spatial error	θ+ βδ=0	۷/۶۵۷ (۰/۶۶۲)

توجه: اعداد داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۷. نتایج تخمین مدل نابرابری درآمد

متغیر توضیحی	ضریب	مقدار آماره t
Migration	−۸/۶۰۶***	−۳/۲۱۱
W_Gini	۰/۶۶۳***	۹/۵۰۶
Constant	۰/۱۳۶***	۴/۸۳۶
R-Squared	۰/۲۴	
Log likelihood	۷۷۴/۹۵	
Akaike info criterion	−۱۵۴۳/۹	
Schwarz criterion	−۱۵۳۲/۴۵	
Test	Value	Prob
Likelihood Ratio	۶۳/۲۹۲	۰/۰۰۰

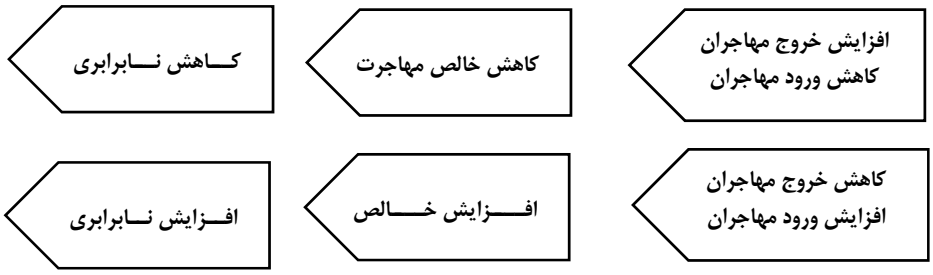
توجه: $^{***} p < ۰/۰۱$ ، $^{**} p < ۰/۰۵$ ، $^{*} p < ۰/۱۰$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق نتایج، متغیرهای خالص مهاجرت و وقفه فضایی هر دو از لحاظ آماری از معناداری بالایی برخوردارند. همچنین با توجه به مقدار آماره t مربوط به متغیرها و ضریب تعیین مدل برآورد شده، می‌توان اظهار داشت که مهاجرت و اثرات سرریز فضایی تا حد زیادی قادر به توضیح تغییرات شاخص نابرابری درآمد است. بنابراین در دوره مورد بررسی، یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار در تعیین نابرابری درآمد در کشور را می‌توان خالص مهاجرت دانست. همچنین مطابق نتایج، ضریب متغیر وقفه فضایی در برآورد مدل نابرابری درآمد، معنادار و مثبت است

۱. برای مطالعه بیشتر در مورد این آزمون‌ها و نحوه انتخاب مدل بهینه به Elhorst (2014) مراجعه شود.

معنادار بودن ضریب متغیر وقفه فضایی مؤید وجود وابستگی فضایی در مدل است. مثبت بودن ضریب همبستگی فضایی در مدل نیز نشان می‌دهد که با افزایش نابرابری درآمد در یک شهرستان، نابرابری درآمد در شهرستان‌های دیگر نیز افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر نابرابری درآمد دارای اثرات سرریز فضایی بر شهرستان‌های مجاور است.



شکل ۸. دیاگرام چگونگی تأثیر خالص مهاجرت بر نابرابری درآمد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مهم‌ترین نتیجه حاصل از این برآورد، منفی بودن ضریب خالص مهاجرت است[1]. به این معنی که خالص مهاجرت دارای تأثیر منفی بر نابرابری درآمد است، یعنی با افزایش خروج مهاجران که به طور عمده از مناطق کمتر برخوردار می‌باشد و یا با کاهش ورود مهاجران، نابرابری درآمد در آن مناطق افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، فرایند مهاجرت، نابرابری درآمد در شهرستان‌های مهاجر فرست را افزایش و نابرابری درآمد در شهرستان‌های مهاجرپذیر را کاهش می‌دهد. نتیجه برآورد مدل به این معناست که با افزایش خروج مهاجران، که در کشور ما عمدتا از مناطق کمتر توسعه‌یافته و با هدف یافتن شغل مناسب و یا دستمزد و درآمد بالاتر صورت می‌گیرد، نابرابری درآمد در مناطق مهاجرفرست افزایش می‌یابد. این نتیجه می‌تواند نشان‌دهنده این امر باشد که در کشور ایران اغلب افرادی که تصمیم به مهاجرت می‌گیرند از طبقه متوسط جامعه هستند، این افراد هم دارای انگیزه‌های لازم برای مهاجرت و هم دارای توان مالی لازم برای تغییر وضعیت خود می‌باشند. در نتیجه با مهاجرت این افراد، از تراکم آنها در منطقه مهاجرفرست کاسته شده و اکثریت افراد منطقه را دو طبقه ثروتمند و فقیر تشکیل می‌دهند، لذا توزیع درآمد در این منطقه نابرابرتر می‌شود.

از طرف دیگر با افزایش ورود مهاجران به منطقه مهاجرپذیر، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد. این عبارت نیز مؤید نتیجه فوق است و نشان می‌دهد که هر چه تعداد مهاجرانی که وارد یک منطقه می‌شوند بیشتر باشد توزیع درآمد متعادل‌تر شده و نابرابری درآمد کاهش می‌یابد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

مسئله توزیع درآمد و عدالت اقتصادی در بعد سیاسی، اقتصادی و اجتماعی از جایگاه و اهمیت بالایی برخوردار است. امروزه تمامی دولت‌ها به پیامدهای نامطلوب افزایش نابرابری اقتصادی و فاصله طبقاتی در بعد اجتماعی و اقتصادی پی برده‌اند و کاهش نابرابری اقتصادی در جامعه یکی از اساسی‌ترین اهداف دولت‌ها است.

با توجه به اهمیت موضوع نابرابری و اثرات اقتصادی- اجتماعی آن بر جوامع و نقش مهاجرت در تغییرات آن، در این مطالعه رابطه بین خالص مهاجرت با نابرابری درآمد و شاخص فقر در شهرستان‌های ایران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۵ مورد بررسی قرار گرفت. در مطالعه حاضر جهت بررسی رابطه بین متغیرهای تحقیق از رویکرد علّیت فضایی استفاده شده است. این روش قادر به در نظر گرفتن خصوصیات فضایی متغیرها و ارائه نتایج دقیق‌تری است.

مطابق نتایج، وجود رابطه بین خالص مهاجرت و نابرابری درآمد مورد تأیید قرار می‌گیرد و جهت رابطه از خالص مهاجرت به نابرابری درآمد است، به این معنی که در دوره مورد بررسی نابرابری درآمد علت مهاجرت نبوده ولی خالص مهاجرت منجر به ایجاد و افزایش نابرابری درآمد شده است. همچنین بررسی رابطه بین خالص مهاجرت و فقر نشان دهنده عدم وجود رابطه

---

۱. شایان ذکر است که در مدل‌های وقفه فضایی و دوربین فضایی، مقدار عددی ضرایب برآورد شده ($\hat{\beta}$) قابل تفسیر نیستند و باید اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیرها بر متغیر وابسته محاسبه گردد. اما با توجه به اینکه در مطالعه حاضر هدف از برآورد مدل، تعیین و تفسیر علامت ضرایب برآورد شده است بنابراین به منظور جلوگیری از طولانی شدن بحث، نتایج برآورد اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیرها و تفسیر آنها آورده نشده است.

بین این دو متغیر است. به عبارت دیگر در دوره مورد بررسی هیچ رابطه‌ای بین خالص مهاجرت و فقر وجود ندارد. در ادامه به منظور تعیین چگونگی اثرگذاری متغیر خالص مهاجرت بر نابرابری درآمد، مدل نابرابری درآمد با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی مورد برآورد قرار گرفت. نتایج حاصل از این برآورد، حاکی از وجود رابطه عکس بین خالص مهاجرت و نابرابری درآمد است. به این معنی است که با افزایش خالص مهاجرت، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد. در واقع نتایج نشان می‌دهد فرایند مهاجرت، نابرابری درآمد در شهرستان‌های مهاجر فرست را افزایش و نابرابری درآمد در شهرستان‌های مهاجرپذیر را کاهش می‌دهد.

با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش پیشنهاد می‌شود جهت کاهش نابرابری درآمد در شهرستان‌های کشور، دولت سیاست‌های کنترل مهاجرت را در پیش گیرد. دولت می‌تواند با اعمال سیاست‌هایی چون کاهش بیکاری، توزیع متناسب اشتغال در بین شهرستان‌های کشور و ... پدیده مهاجرت را کنترل نماید. همچنین با عنایت به اینکه مهاجرت پدیده‌ای پیچیده و دارای ابعاد گوناگون است، کنترل پدیده مهاجرت، مستلزم شناخت دقیق عوامل مؤثر بر آن است، لذا پیشنهاد می‌شود در مطالعه‌ای جداگانه پدیده مهاجرت مورد بررسی دقیق قرار گرفته و عوامل تعیین کننده مهاجرت در شهرستان‌های ایران با رویکرد فضایی مورد بررسی قرار گیرد. همچنین پیشنهاد می‌شود علّیت فضایی بین مهاجرت و بیکاری (به عنوان یکی از مهم‌ترین دلایل مهاجرت) مورد بررسی قرار گیرد:

منابع

ابریشمی، حمید؛ برخورداری، سجاد و قباشی، علیرضا (۱۳۹۷). "تأثیر پویایی مهاجرت از روستا به شهر بر نابرابری درآمدی: مورد مطالعه مناطق روستایی ایران". *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی*، شماره ۳، ۶۲-۳۹.

باباپور، میترا؛ راغفر، حسین؛ نخعی، منیژه و محمدی، تیمور (۱۳۹۱). "تحرک درآمدی و پویایی فقر و نابرابری در ایران: رویکرد داده‌های شبه پنل". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا.

ترنج، حسنعلی (۱۳۹۷). "مشکلات مهاجرت روستایی به شهر و فقر شهروندان". *جغرافیا و روابط انسانی*، شماره ۱(ویژه نامه زمستان)، ۲۹-۱۳.

تودارو، مایکل (۱۳۶۷). "مهاجرت داخلی در کشورهای در حال توسعه". (مترجمان: مصطفی سرمدی و پروین رئیسی فرد)، تهران، مؤسسه کار و تأمین اجتماعی.

جعفری صمیمی، احمد (۱۳۹۲). "اقتصاد بخش عمومی (۱)". تهران، انتشارات سمت، چاپ سیزدهم.

حنیفی، عادل (۱۳۸۹). "روند نابرابری درآمدی در ایران و تأثیر شهرنشینی بر روی نابرابری درآمدی (دوره بعد از انقلاب)". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

خلیلی عراقی، منصور؛ نوبهار، الهام و کبیری رنانی، محبوبه (۱۳۹۶). "بررسی عوامل مؤثر بر رشد جمعیت شهرستان‌های ایران، رهیافت اقتصادسنجی فضایی". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۸۳، ۳۲-۷.

خواجه‌وندپور، الهام و عباسیان، عزت‌الله (۱۳۹۵). "عوامل مؤثر نابرابری درآمد در ایران". *چهارمین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های کاربردی در مدیریت و حسابداری*، دانشگاه شهید بهشتی.

زالی، نادر و عظیمی، نورالدین (۱۳۹۰). "بررسی و تحلیل ابعاد پیوندهای جمعیتی در استان آذربایجان غربی". *مجله مطالعات و پژوهش‌های شهری و منطقه‌ای*، شماره ۹، ۱۰۰-۸۳.

زیاری، کرامت ا... (۱۳۸۷). "اصول و روش‌های برنامه‌ریزی منطقه‌ای". انتشارات دانشگاه یزد.

شفیعی کاخکی، مریم (۱۳۹۰). "مهاجرت، نابرابری درآمد یا ارتقاء زندگی". *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، شماره ۴، ۱۱۲-۸۹.

عسگری، علی و اکبری، نعمت‌الله (۱۳۸۰). "روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی، تئوری و کاربرد". *مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان*، ۱و ۲، ۱۱۲-۹۳.

گریفین، کیت (۱۳۸۴). "راهبردهای توسعه اقتصادی". ترجمه حسن راغفر، محمدحسین هاشمی، نشرنی، چاپ سوم، تهران.

مصطفائی، شعبان؛ خداداد کاشی، فرهاد؛ موسوی جهرمی، یگانه (۱۳۹۹). "تأثیر توسعه صنعتی بر کاهش فقر در استان های ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۳۸، ۶۰-۴۵.

نظری، رقیه؛ هژبرکیانی، کامبیز؛ امام وردی، قدرت اله و پیکارجو، کامبیز (۱۳۹۸). "تأمین مالی فناوری و تجاری‌سازی نوآوری: مقایسه مدل‌های فضایی در منتخبی از کشورها". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۴، ۵۸-۳۵.

مهرگان، نادر و زمانی شبخانه، صابر (۱۳۹۲). "بررسی اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نظریه کوزنتس". *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، شماره ۳، ۱۹-۳.

Aliaga, J., Herrera, M., Leguía, D., Mur, J., Ruiz, M. & Villegas, H. (2011). "Spatial Causality. An Application to the Deforestation Process in Bolivia". *Investigaciones Regionales-Journal of Regional Research*, 21, 183-198.

Bayraktar, Y. & Özyılmaz, A. (2017). "The Role of International Migration on Regional Inequality: Turkey Example". *Turkish Journal of middle eastern Studies*, Special Issue, 9-30.

Black, R., Natali, C. & Skinner, J. (2006). "Migration and Inequality, Background Paper, Equity and Development". World Development Report.

Bono, F., Cuffaro, M. & Giaimo, R. (2007). "Regional Inequalities in Consumption Patterns: A Multilevel Approach to the Case of Italy". *International Statistical Review*, *75*(1), 44-57.

Chen, B., Liu, D. & Lu, M. (2018). "City Size, Migration and Urban Inequality in China". *China Economic Review*, *51*, 42-58.

Dupont, V. (2007). "Do Geographical Agglomeration, Growth and Equity Conflict?". *Papers in Regional Science*, *86*(2), 193-213.

Elhorst, J. P. (2014). "Spatial Econometic: from Cross-Sectional Data to Spatial Panels". *Springer*.

Girsberger, E. M., Meango, R. & Rapoport, H. (2019). "Regional Migration and Wage Inequality in the West African Economic and Monetary Union". *Journal of Comparative Economics*, In Press.

Ha, W., Yi, J. & Zhang, J. (2009). "Internal Migration and Income Inequality in China: Evidence from Village Panel Data". *Human development Research paper*, No. 2009/27.

Ha, W., Yi, J., Yuan, Y. & Zhang, J. (2016). "The Dynamic Effect of Rural-to-Urban Migration on Inequality in Source Villages: System GMM Estimates from Rural China". *China Economic Review*, 37, 27-39.

Herrera, M., Mur, J. & Ruiz, M. (2011). "A Study on the Criteria for Selecting the Most Adequate Spatial Weighting Matrix", *Paper Presented at the V World Congress of the Spatial Econometrics Association*, Toulouse.

Hibbs, B. & Hong, G. (2015). "An Examination of the Effect of Immigration on Income Inequality: A Gini Index Approach". *Economics Bulletin*, 35(1), 650-656.

Howell, A. (2017). "Impacts of Migration and Remittances on Ethnic Income Inequality in Rural China". *World Development*, *94*, 200-211.

Kollamparambil, U. (2016). "Impact of Internal in-Migration on Income Inequality in Receiving Areas: A District Level Study of South Africa". *The Journal of Development Studies*, *53*(12), 2145-2163.

LeSage, J. & Pace, R. K. (2009). "Introduction to Spatial Econometrics". *Chapman and Hall/CRC*.

Li, H. & Zou, H. F. (2002). "Inflation, Growth, and Income Distribution: A

Cross-Country Study". *Annals of Economics and Finance*, *3*(1) ,85-101.

Pacione, M. (2013). "Urban Geography: A Global Perspective". *Routledge*. Third Edition.

Pearl, J. (2009). "Causal Inference in Statistics: An Overview". *Statistics Surveys*, 3, 96-146.

Phan, D. & Coxhead, I. (2010). "Inter-provincial Migration and Inequality During Vietnam's Transition". *Journal of Development*, 91(1), 100-112.

Shankar, R. & Shah, A. (2003). "Bridging the Economic Divide Within Countries: A Scorecard on the Performance of Regional Policies in Reducing Regional Income Disparities". *World Development*, *31*(8), 1421-1441.

Smith, D. M. (1994). "Geography and Social Justice". *Oxford: Blackwell*.

Vega, S. H. & Elhorst, J. P. (2013). "On Spatial Econometric Models". *Spillover Effects and W. In 53rd ERSA Congress*, Palermo, Italy.

پیوست‌ها

پیوست ۱. نتایج آزمون علّیت فضایی فقر- خالص مهاجرت (خروجی نرم‌افزار MATLAB)*

```
=== Testing Spatial Causality in Cross-Section Data ===
=======================================================
*** H0 : Non Spatial Causality from X to Y ***
*** H1 : Spatial Causality from X to Y ***
From X to Y = 0.0541
p-value = 0.6695
From Y to X = 0.0522
p-value = 0.7222
=======================================================
=====Final Decision (significance level 5%)====
=======================================================
Non Spatial Causality from X to Y
```

پیوست ۲. نتایج آزمون علّیت فضایی نابرابری درآمد-خالص مهاجرت (خروجی نرم‌افزار MATLAB)*

```
=== Testing Spatial Causality in Cross-Section Data ===
=======================================================
*** H0 : Non Spatial Causality from X to Y ***
*** H1 : Spatial Causality from X to Y ***
From X to Y = 0.0665
p-value = 0.3375
From Y to X = 0.0836
p-value = 0.0500
=======================================================
=====Final Decision (significance level 5%) ====
=======================================================
Non Spatial Causality from X to Y
```

*توجه: آزمون علّیت فضایی از طریق کدنویسی در نرم‌افزار متلب انجام شده است. در صورت نیاز کدها قابل ارائه می‌باشد.

پیوست ۳. نتایج آزمون‌های تشخیصی برای اثرات فضایی (خروجی نرم‌افزار OpenGeoDa)*

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE
FOR WEIGHT MATRIX : 1.gwt
(row-standardized weights)

TEST	MI/DF	VALUE	PROB
Moran's I (error)	0.235924	11.3022674	0.0000000
Lagrange Multiplier (lag)	1	121.6142699	0.0000000
Robust LM (lag)	1	3.5124336	0.0609099
Lagrange Multiplier (error)	1	118.3066010	0.0000000
Robust LM (error)	1	0.2047647	0.6509021
Lagrange Multiplier (SARMA)	2	121.8190346	0.0000000

========== END OF REPORT

*توجه: با توجه به تعدد آزمون‌های انجام شده، در این بخش تنها خروجی نرم‌افزار مهم‌ترین آزمون‌ها آورده شده است. در صورت نیاز خروجی نرم‌افزار تمامی آزمون‌ها قابل ارائه می‌باشد.

پیوست ٤. نتایج برآورد مدل نابرابری درآمد (خروجی نرم‌افزار OpenGeoDa)

Regression
SUMMARY OF OUTPUT: SPATIAL LAG MODEL - MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION
Data set: dissolve shahrestan
Spatial Weight: 1.gwt
Dependent Variable: GINI Number of Observations: 336
Mean dependent var : 0.402467 Number of Variables: 3
S.D. dependent var: 0.0270674 Degrees of Freedom: 333
Lag coeff.(Rho): 0.662568
R-squared : 0.242372 Log likelihood: 774.95
Sq. Correlation: - Akaike info criterion: -1543.9
Sigma-square : 0.00055507 Schwarz criterion: -1532.45
S.E of regression: 0.0235599

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
W_GINI	0.6625677	0.06969732	9.506359	0.0000000
CONSTANT	0.1359958	0.0281222	4.835886	0.0000013
MIG	-8.606478e-007	2.680256e-007	-3.211066	0.0013226

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE
SPATIAL LAG DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX: 1.gwt

TEST	DF	VALUE	PROB
Likelihood Ratio Test	1	63.29192	0.0000000

========== END OF REPORT ==========