نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۸
سال بیست و نهم، تابستان ۱۴۰۰، صفحه ۱۷۶ - ۱۳۵

بررسی رابطه بین بیکاری و خالص مهاجرت: رهیافت اقتصادسنجی فضایی

الهام نوبهار
استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)
enobahar@tabrizu.ac.ir
فهمیده قربانی
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز
f_ghorbani@tabrizu.ac.ir
ملیحه حداد مقدم
استادیار گروه پژوهشی اقتصاد جمعیت و سرمایه انسانی، مؤسسه تحقیقات جمعیت کشور
m.h.moghadam@psri.ac.ir

مهاجرت پدیده‌ای پیچیده و چندوجهی است که همواره مورد توجه بسیاری از محققان علوم مختلف قرار گرفته است. در این مطالعه به بررسی موضوع مهاجرت از منظر اقتصادی می‌پردازیم. هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی رابطه بین بیکاری و نر خ خالص مهاجرت است. در این راستا رابطه بین این دو متغیر با استفاده از داده‌های تمامی شهرستان‌های کشور طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۸۵، با رویکرد علیت فضایی مورد بررسی قرار می‌گیرد و سپس به برآورد مدل مهاجرت با روش اقتصادسنجی فضایی پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از آزمون علیت فضایی موید وجود رابطه علّی بین خالص مهاجرت و بیکاری است و جهت رابطه از بیکاری به خالص مهاجرت می‌باشد. همچنین نتایج حاصل از برآورد مدل مهاجرت با استفاده از روش وقفه فضایی متغیرهای توضیحی(SLX) بیانگر آن است که از بین متغیرهای تحقیق، متغیرهای نرخ بیکاری، سهم اشتغال صنعتی، تولید ناخالص داخلی سرانه، سهم جمعیت جوان از کل جمعیت و تحصیلات مهم-ترین عوامل مؤثر بر خالص مهاجرت بوده و دارای اثرات مستقیم و سرریز فضایی معناداری بر خالص مهاجرت هستند. همچنین متغیر بیکاری به عنوان اصلی‌ترین متغیر مطالعه حاضر دارای اثر مستقیم منفی و اثر سرریز فضایی مثبت بر خالص مهاجرت است. به عبارت دیگر افزایش بیکاری در یک شهرستان موجب کاهش خالص مهاجرت در آن شهرستان و افزایش خالص مهاجرت در شهرستان‌های مجاور می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: C21, J60, R23
واژگان کلیدی: مهاجرت، بیکاری، اقتصادسنجی فضایی، مدل وقفه فضایی متغیرهای توضیحی (SLX).

تاریخ دریافت: ۱۹ / ۱۱ / ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۱۴ / ۴ / ۱۴۰۰

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

۱. مقدمه

مهاجرت به عنوان واقعه تأثیرگذار جمعیتی، تغییرات قابل ملاحظه‌ای را در ساخت و توزیع جمعیت ایجاد می‌کند. مهاجرت نه تنها به عنوان یک پدیده، بلکه به عنوان یک فرایدیده (واقعه‌ای که اتفاق آن به دلیل بستر و موقعیتی است که مردم در آن زندگی می‌کنند) از عوامل متعدد اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی نشأت گرفته است. به این دلیل، علل و انگیزه‌های مهاجرت را می‌توان از ابعاد مختلف مورد بررسی قرار داد (میرزا مصطفی و قاسمی، ۱۳۹۲: ۷۲). شکل یک به صورت کلی عوامل مؤثر بر مهاجرت را در چهار دسته‌بندی نشان می‌دهد.

در سراسر جهان به خصوص پس از جنگ جهانی دوم، مهاجرت به عنوان پدیده‌ای جمعیتی از بسیاری جهات حائز اهمیت گردید و نظریه‌پردازان علوم مختلف درباره علل و عوامل آن به بحث و تبادل‌نظر پرداختند. مهاجرت در معنای عام کلمه عبارت است از «تغییر محل اقامت فرد از یک نقطه به نقطه‌ی دیگر»، این نقطه را معمولاً محدوده‌ی یک شهر یا روستا در نظر می‌گیرند. لغت‌نامه جمعیت‌شناسی سازمان ملل، مهاجرت را شکلی از تحرک جغرافیایی یا مکانی می‌داند که میان دو واحد جغرافیایی صورت می‌گیرد. این تحرک جغرافیایی تغییر اقامتگاه از مبدأ یا محل حرکت به مقصد یا محل ورود است (زنجانی، ۲۱۲:۱۳۸۰).

مهاجرت و جابه‌جایی جمعیت هم‌اینک به دلیل پیامدهای متفاوتی که در مناطق مبدأ و مقصد برجا می‌گذارد از بسیاری جهات حائز اهمیت است به‌طوری که فقدان پیش‌بینی مناسب جمعیت در هر منطقه عمدتاً منجر به شکست برنامه‌ریزی‌های اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی شده است. علاوه بر این در برنامه‌ریزی توسعه و توسعه‌یافتگی در سطح منطقه‌ای، شناخت و درک تفاوت‌های موجود میان مناطق از حیث برخورداری آن‌ها از امکانات و زیرساخت‌های اجتماعی و اقتصادی، ضرورتی اجتناب‌ناپذیر است (نظم‌فر و علی بخشی، ۱۷۳:۱۳۹۳)، چرا که همین تفاوت‌ها است که منجر به ترغیب افراد در مناطق توسعه نیافته و یا کمتر توسعه‌یافته برای مهاجرت به مناطق برخوردار می‌شود. در این زمینه مطالعات انجام شده نشان می‌دهد تفاوت‌های اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

و نحوه برخورداری مناطق مختلف یک کشور از امکانات و زیرساخت‌ها، منجر به ایجاد انگیزه مهاجرت برای افرادی می‌شود که در نقاط کم‌برخوردار زندگی می‌کنند. در واقع مهاجرت تا زمانی وجود خواهد داشت که تفاوت‌های اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی بین مناطق وجود داشته باشد (بروکنر[1]، ۲۰۱۱: ۶۶). در گذشته به منظور برطرف کردن عدم تعادل‌های منطقه‌ای مهاجرت به‌عنوان پدیده‌ای مثبت در جهت رفع این عدم‌تعادل‌ها مطرح بود (به عنوان مثال مهاجرت به عنوان راه‌حلی برای تأمین نیروی کار موردنیاز مناطق صنعتی مطرح می‌شد)، اما در سال‌های اخیر به دلیل مهاجرت‌های بی‌رویه و برنامه‌ریزی‌نشده، مشکلات زیادی در مناطق مهاجرپذیر و مهاجرفرست به وجود آمده است که مهاجرت را به عنوان یک پدیده منفی مطرح می‌سازد.

مهاجرت و چگونگی توزیع مجدد جمعیت در داخل کشور (مهاجرت داخلی)[2] یکی از مهم‌ترین عواملی است که سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان شهری برای کنترل جمعیت و جهت دادن به جابه‌جایی‌های جمعیتی باید به آن توجه داشته باشند. شاید بتوان گفت یکی از علل ناموفق بودن برنامه‌ریزی‌های شهری در ایران و به‌ویژه در برخی از کلان‌شهرها، جریان مستمر تغییرات فیزیکی و جمعیتی آنهاست و به این ترتیب برنامه‌ریز نمی‌داند با چه پدیده‌ای سروکار دارد و برای چه عنصری قصد برنامه‌ریزی دارد (رحمانی و سلطانی مقدم، ۱۳۹۱: ۷۴). در طی سال‌های اخیر، تغییرات زیادی در جمعیت کشور اتفاق افتاده است که این تغییرات علاوه بر رشد طبیعی جمعیت، متأثر از مهاجرت و تحرکات فضایی جمعیت بوده است. هر چند جمعیت به دلیل ماهیت انسانی خویش ذاتاً پویا است اما تحرکات مکانی، به نوبه‌ی خود بر پویایی‌های آن افزوده است. این که جابه‌جایی‌های جمعیتی از کدام نواحی سرچشمه گرفته و به کدام نواحی منتقل می‌شوند، سؤال مهمی است که پیش روی مطالعات مهاجرتی قرار دارد. از آنجا که مهاجرت‌ها در میان نواحی دارای ارتباط اجتماعی و اقتصادی رقم می‌خورد و به لطف وحدت و انسجام ملی، تمام نواحی کشور ما امروزه دارای پیوندهای دیرینه و عمیق با یکدیگر هستند، جریان‌های مهاجرتی فارغ از اثرات مثبت و منفی آن در مبدأ و مقصد، در میان تمامی شهرستان‌های کشور وجود دارد. موضوع

1. Brueckner
2. Internal Migration

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

مهمی که در حال حاضر از اهمیت زیادی برخوردار است، تحلیل مهاجرت‌های صورت گرفته در بین شهرستان‌های کشور است تا مشخص شود مهاجرت که خود بازتاب فضایی سیاست‌ها و سرمایه‌گذاری‌های صورت گرفته در نواحی مختلف کشور است، به چه دلایلی صورت گرفته است. با عنایت به مطالب عنوان شده، هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی رابطه بین خالص مهاجرت و بیکاری در شهرستان‌های ایران است. در این راستا ابتدا رابطه بین این دو متغیر با استفاده از رویکرد علیت فضایی مورد بررسی قرار می‌گیرد و سپس مدل مهاجرت براساس مبانی نظری و داده‌های موجود و با روش اقتصادسنجی فضایی مورد برآورد قرار خواهد گرفت.

مطالعه حاضر مشتمل بر ۶ بخش شامل مقدمه، مبانی نظری، پیشینه 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. مبانی نظری

مهاجرت پدیده‌ای پیچیده و چندوجهی است که همواره مورد توجه بسیاری از محققان علوم مختلف قرار گرفته است، از این‌رو آرا و نظریات گوناگونی درباره آن مطرح شده است که هر یک از آن‌ها به مصادیق خاصی از مهاجرت پرداخته‌اند. براین اساس انواع مختلفی از مدل‌های نظری برای تبیین مهاجرت‌ها مطرح شده‌اند. آن‌ها مفاهیم، فرضیات و چارچوب‌های مرجع مختلفی را ارائه می‌کنند. نظریه‌های اقتصادی نئوکلاسیک[1] بر روی تفاوت در دستمزدها و شرایط اشتغال بین مناطق و هزینه‌های مهاجرت تأکید می‌کنند و در کل حرکت‌های مهاجرتی را یک تصمیم فردی در نظر می‌گیرند که برای افزایش درآمد انجام می‌شود. برعکس، نظریه اقتصاد جدید مهاجرت،[2] شرایط مختلفی را در بازار در نظر می‌گیرد و مهاجرت را تصمیم خانوار می‌داند که از طریق هدف خود، که کاهش خطرات مربوط به درآمد خانواده بوده، سعی می‌کند بر فشارهای

1. Neoclassical Economics
2. New Economics of Migration

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

ناشی از سرمایه که بر روی تولیدات خانوادگی تأثیرگذارند، غلبه کند. نظریه بازار کار دوگانه[1] و نظریه نظام جهانی[2] به‌طور کل، این فرآیندهای تصمیم‌گیری در سطح خرد را نادیده می‌گیرند و به جای آن، تأکیدشان بر روی نیروهایی است که در سطوح بالاتر انباشت سرمایه عمل می‌کنند. در حالی که نظریات پیشین، دلیل مهاجرت را نیازهای ساختاری نظام اقتصاد سرمایه‌داری جدید می‌دانستند، نظریات بعدی دلیل حرکت‌های جمعیتی را پیامد طبیعی جهانی شدن اقتصاد و نفوذ بازار در سراسر مرزها می‌دانند (مسی و همکاران، ۱۹۹۳:۴۳۳). بنابراین مهاجرت به شدت از شرایط اقتصادی و اجتماعی تأثیر می‌پذیرد. رونق اقتصادی، فرصت‌های شغلی جدیدی ایجاد و مراکز عرضه کار و فعالیت را به کانون‌های عمده جذب جمعیت تبدیل می‌کند و رکود اقتصادی، بی‌تحرکی و پویا نبودن جمعیت را در پی دارد و چنانچه به مرحله بحرانی برسد مسیرهای مهاجرتی را تغییر می‌دهد (زنجانی، ۱۳۷۱). کشورهای در حال توسعه جهان، مهاجرت و شهرنشینی را اساسی‌ترین و بنیادی‌ترین مسئله جمعیتی خود می‌شناسند تا جایی که فشار این دو جریان را بر افزایش بی‌رویه جمعیت شهرها جدی‌تر از عامل باروری و آهنگ رشد طبیعی جمعیت می‌دانند (آسایش، ۱۳۷۸: ۴۸). مهاجرت پدیده پیچیده‌ای است که با زمان، فرهنگ و شرایط اقتصادی در ارتباط است و به عنوان نوعی تطبیق و سازگاری اجتماعی در پاسخ به نیازهای اقتصادی، اجتماعی و تحولات فرهنگی که از جریان تغییرات جمعیتی ناشی می‌شوند، در سطح محلی، ملی و یا بین‌المللی پدید می‌آید (شیخی، ۱۳۷۹: ۱۵۹).

مهاجرت از نظر اقتصادی با عقاید آدام اسمیت اقتصاددان کلاسیک و پیروان وی شکل گرفت. وی مهاجران کارگر را نیز تابع قانون عرضه و تقاضا می‌دانست و آن را نه تنها باعث رشد اقتصادی دو منطقه مهاجرپذیر و مهاجرفرست می‌دانست، بلکه حتی آن را وسیله‌ای برای بهبود وضع کار و اشتغال به شمار می‌آورد. از نظر اقتصادی مهاجرت‌ها اعم از مهاجرت‌های داخلی و مهاجرت‌های بین‌المللی مکانیزمی برای بازتوزیع نیروی کار است. بر پایه این نظریه هر وقت عرضه نیروی کار بیش از سرمایه باشد دستمزدها رو به کاهش می‌گذارد و در نقاطی که انباشت سرمایه

1. Dual Labor Market
2. World system Theory

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

بیش از نیروی کار باشد دستمزدها سیر صعودی می‌گیرد. این شرایط، مهاجرت نیروی کار را بین مناطق مختلف به وجود آورده و تعادلی میان دستمزدها و نیروی کار ایجاد می‌کند (خوش‌فر و همکاران، ۱۳۹۱:۶).

گریفین، کمی دستمزد و ناامنی مشاغل آزاد را علت مهاجرت نیروی کار دانسته است 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 و در نتیجه بهتر شدن توزیع درآمد در آن‌ها می‌شود. به عقیده وی مهاجرت باعث کاهش تفاوت‌های موجود در استانداردهای واقعی زندگی می‌شود (گریفین[1]، ۱۳۸۴).

بیلزبارو[2] مهاجرت را انتخابی فردی می‌داند و معتقد است افراد زمانی تصمیم به مهاجرت می‌گیرند که انتظار آن‌ها برای کسب منافع اقتصادی از هزینه‌های آنان بیشتر شود. ممکن است مهاجرت ذهنیتی تلقی شود که فرد برای کسب منافع بیشتر به آن اقدام می‌کند. در این بینش، ویژگی‌های فردی مانند سن، جنس، جنبه‌های مادی، سطح آموزش و نوع شغل در ایجاد انگیزه برای مهاجرت مؤثر هستند (طاهرخانی، ۱۳۷۹ به نقل از بیلزبارو، ۱۹۹۶: ۷۱).

از دیدگاه چارنی[3] مهاجرت پاسخی به سطح متفاوت رفاه در مناطق مختلف است. هرزوگ[4] معتقد است عوامل متعددی در ایجاد انگیزه برای مهاجرت مؤثر هستند، اما دو عامل کلیدی درآمد و اشتغال بیش از دیگر عوامل بر روند مهاجرت‌ها تأثیر می‌گذارند. فرض می‌شود که افراد به علت کاهش درآمدهای خود و به واسطه هزینه‌های فرصت، مهاجرت می‌کنند؛ این شرایط به ویژه برای افراد بیکار بیشتر معنا می‌یابد که از طریق جستجوی کار سعی در یافتن شغل مناسب دارند (طاهرخانی، ۱۳۷۹ به نقل از چارنی، ۱۹۹۳: ۷۴).

1. Griffin
2. Bilsborrow
3. Charney
4. Herzog

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

استیگلیتز معتقد است که اگر مهاجرت را سازوکاری تعادل‌بخش بدانیم، انتظار می‌رود همگام با افزایش تعداد بیکاران، روند مهاجرت نیز افزایش یابد. با چنین نگرشی، عمده مهاجرت‌ها به دلیل نبود فرصت‌های شغلی و نیز دستیابی به درآمدهای انتظاری و منابع ناشی از آن انجام می‌شود. بنابراین، مهاجرت تابعی از عوامل اقتصادی است (طاهرخانی، ۱۳۷۹ به نقل از شیفیر[1]، ۱۹۹۳: ۷۲). بورِس[2] معتقد است که مهاجرت همواره در دو نسل به وقوع می‌پیوندد: اول، جوانان که به جستجوی شغل مهاجرت می‌کنند و دوم، سالخوردگان و افراد بازنشسته که مهاجرت معکوس را انجام می‌دهند؛ به عقیده او عمده مهاجرت جوانان تابع عوامل اقتصادی و در ارتباط با جستجوی کار است (طاهرخانی، ۱۳۷۹ به نقل از بورس، ۱۹۹۷: ۷۶). گوستاولوبون[3] و لوسین رومیه[4] آموزش و ارتقای سطح تحصیلات را از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر مهاجرت می‌دانند (پتیه، ۱۳۶۹: ۳۴). لی نظریه‌ای درباره تأثیرات عوامل اجتماعی بر مهاجرت ارائه داده است. به نظر او، عوامل مثبت و منفی در مبدأ و مقصد مهاجرت وجود دارند که مهاجران را به خود جذب و یا آن‌ها را دفع می‌کنند. اختلاف بیشتر بین این عوامل، احتمال مهاجرت را افزایش می‌دهد. به نظر او مهاجران با در نظر گرفتن عوامل مثبت در مقصد و با در نظر گرفتن عوامل منفی در مبدأ، منطقه‌ای را انتخاب می‌کنند و از این رو، مهاجرت انتخابی دوجانبه است (فیندلی[5]، ۱۳۷۲). راونشتاین معتقد است مهاجران اشخاصی هستند که به‌طور عقلایی برای دستیابی به زندگی اقتصادی بهتر برانگیخته می‌شوند و مهاجر از منطقه‌ای با فرصت‌های کمتر به مناطقی می‌رود که فرصت‌های بسیاری در دسترس باشند. از آنجا که مهاجر تمایل دارد به مکان‌های نزدیک‌تر کوچ کند، فاصله، مکان را انتخاب می‌کند (اوبرای، ۱۳۷۰). از نظر او مهاجرت از روستا به شهرهای نزدیک و کوچک‌تر و سپس به شهرهای بزرگ‌تر و قطب‌های صنعتی و خدماتی انجام می‌شود و از آن با عنوان مرحله‌ای بودن مهاجرت یاد می‌کند (زنجانی، ۱۳۸۰). تودارو معتقد است که مهاجرت انگیزه‌های اقتصادی

1. Shefer
2. Bures
3. Gustave Le Bon
4. Lucien Romier
5. Findlay

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

ویژه‌ای دارد و پدیده‌ای اقتصادی است و فرد مهاجر به صورت کاملاً منطقی و عقلانی علیرغم وجود بیکاری در شهرها تصمیم به مهاجرت می‌گیرد (تودارو[1]، ۱۹۹۷). در این الگو، مهاجرت بیشتر در پاسخ به تفاوت درآمد مدنظر در شهر و روستا انجام می‌شود تا درآمد واقعی. اساس بحث این است که مهاجران، تصمیم‌گیرندگانی هستند که به فرصت‌های گوناگونی که در بازار کار از جمله در بخش‌های روستایی و شهری در دسترس آن‌هاست توجه و شغلی را انتخاب می‌کنند که دستاوردهای مورد انتظار آن‌ها از مهاجرت را به حداکثر برساند. تودارو (۱۹۶۹) و هریس و تودارو (۱۹۷۰) نشان می‌دهند که احتمالاً مهاجرت تأثیر منفی بر سطح عمومی اشتغال دارد، زیرا ممکن است کارگران به دلیل دستمزد بالاتر، مهاجرت به مناطق خاصی را ترجیح دهند، حتی اگر بیکاری در آن مناطق بالاتر باشد. هریس و تودارو بیان می‌کنند که وقتی تفاوت دستمزدها بین مناطق مختلف بالا است، افرادی که در مناطق با سطح دستمزد پایین زندگی می‌کنند ترغیب می‌شوند به مناطق با سطح دستمزد بالاتر مهاجرت کنند، با افزایش تعداد مهاجران اندازه شهر بزرگ‌تر شده و بنابراین هزینه‌های رفت‌وآمد نیز افزایش خواهد یافت، به همین ترتیب با افزایش هزینه‌های رفت‌وآمد و کسر این هزینه‌ها از درآمد افراد، درآمد قابل تصرف کاهش می‌یابد تا اینکه به سطح دستمزدهای آن‌ها در محل زندگی قبلی می‌رسد، هریس و تودارو این نقطه را نقطه تعادلی مهاجرت می‌نامند (بروکنر۲، ۲۰۱۱:۶۷). البته بورژاس۳ (۱۹۹۴) تأکید می‌کند که تأثیر اقتصادی مهاجرت بر حسب زمان و مکان متفاوت است و می‌تواند مفید یا مضر باشد.

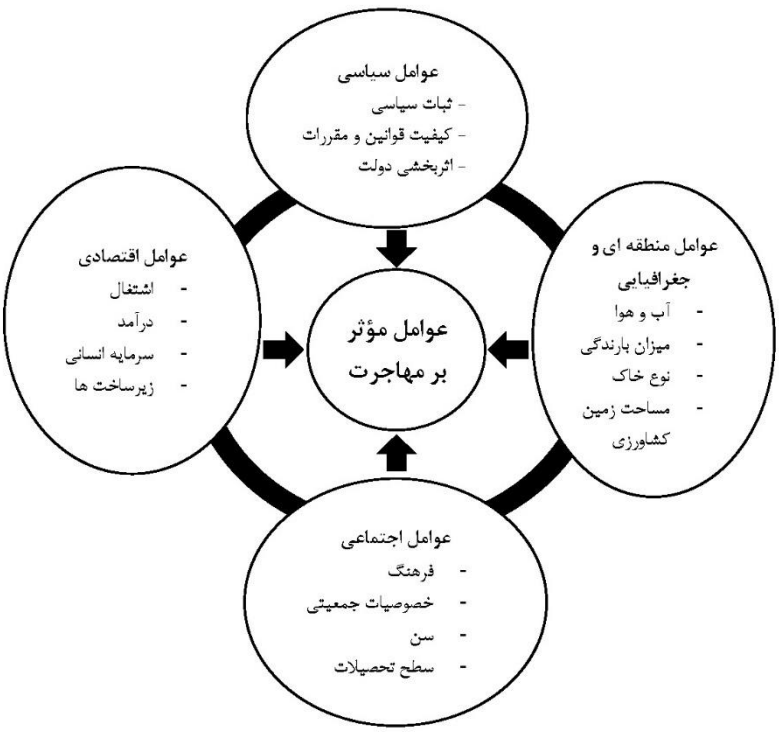
همان‌طور که در شکل شماره ۱ مشاهده می‌شود مهاجرت تابع عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و جغرافیایی است. به همین دلیل محققان رشته‌های مختلف به بررسی ابعاد مختلف و عوامل مؤثر بر شکل‌گیری آن پرداخته‌اند. از منظر اجتماعی مطالعات مربوط به مهاجرت اهمیت به‌سزایی دارد. ادغام یا تک‌افتادگی، شبکه روابط اجتماعی مهاجران، تأثیرات مهاجرت بر مناسبات خانوادگی و روابط نسلی، تنش‌های ناشی از تغییر شرایط و پایگاه مهاجران، اجتماعات

1. Todaro
2. Brueckner
3. Borjas

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

مهاجران در مقصد و آسیب‌های اجتماعی و نظایر آن در این دیدگاه مورد مطالعه قرار می‌گیرد (نقدی، ۱۳۸۷: ۳۲). رویکرد روانشناختی مهاجرت نیز به مسئله مهاجرت نگاهی ویژه دارد. در میان نظریه‌پردازان، تودارو در زمره کسانی بود که به صراحت از نقش عامل روانی در افزایش تمایل به مهاجرت سخن گفته است، تودارو این فرضیه را مطرح می‌کند که افراد محافظه‌کار دیرتر از افراد خطرجو به عامل درآمد مورد انتظار پاسخ می‌دهند و اقدام به مهاجرت می‌کنند (فرجادی، ۲۲:۱۳۸۲). بسیاری از مسائل اجتماعی مانند افزایش سریع جمعیت شهرها، فقدان امکانات شهری مطلوب، افزایش بیماری‌های پنهان شهری و حاشیه‌نشینی، آلودگی‌های زیست‌محیطی، به‌هم‌خوردن ساختار جمعیتی و در نهایت بروز مشکلات روانی و بهداشتی هم باعث ایجاد مهاجرت‌ها و هم از عواقب ناخوشایند مهاجرت‌هاست. مجموع این عوامل باعث افزایش استرس و فشارهای روانی برای مهاجران می‌شود (مورفی، ۶۷۸:۱۹۹۷).



شکل ۱. مدل مفهومی عوامل مؤثر بر مهاجرت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

۳. پیشینه تحقیق

مهاجرت داخلی و عوامل مؤثر بر آن یکی از مهمترین موضوعاتی است که برنامه‌ریزان باید در سیاست‌گذاری‌های خود به آن توجه داشته باشند. مطالعات زیادی در زمینه مهاجرت و عوامل مؤثر بر آن انجام شده است، در جدول شماره ۱ تعدادی از مطالعات مرتبط با موضوع مقاله حاضر گزارش شده است.

جدول ۱. مطالعات خارجی

محقق (سال)	متغیرهای مورد استفاده	روش مورد استفاده	کشور (دوره زمانی)	نتایج
کنیا[1] (۲۰۰۰)	خالص مهاجرت، بیکاری	مدل VAR	استرالیا ۱۹۹۸-۱۹۸۱	خالص مهاجرت علت بیکاری است.
فریدان[2] (۲۰۰۴)	بیکاری، مهاجرت خارجی و GDP	مدل VAR	فنلاند ۲۰۰۱-۱۹۸۱	مهاجرت علت بیکاری است.
فریدان (۲۰۰۵)	بیکاری، مهاجرت خارجی و GDP	مدل VECM	نروژ ۲۰۰۳-۱۹۸۳	با افزایش مهاجرت، GDP سرانه نیز افزایش می‌یابد. همچنین مطابق نتایج هیچ رابطه علی بین مهاجرت و بیکاری وجود ندارد.
بیسیل و کاسی[3] (۲۰۰۷)	خالص مهاجرت، بیکاری منطقه‌ای و سایر متغیرهای کنترل	SURE	ایتالیا ۲۰۰۰-۱۹۹۶	بعد از سال ۱۹۹۵ بیکاری تأثیر معنی‌داری بر خالص مهاجرت دارد.
اسلام[4] (۲۰۰۷)	مهاجرت، بیکاری، دستمزد و GDP	مدل VECM	کانادا ۲۰۰۱	در کوتاه‌مدت بیکاری علت مهاجرت است ولی برای علیت بلندمدت شواهدی یافت نشد.

1. Konya
2. Feridun
3. Basile and Causi
4. Islam

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

محقق (سال)	متغیرهای مورد استفاده	روش مورد استفاده	کشور (دوره زمانی)	نتایج
فریدان (۲۰۰۷)	مهاجرت، بیکاری و GDP	مدل VECM	سوئد ۲۰۰۴-۱۹۸۰	بیکاری علت مهاجرت است ولی مهاجرت علت بیکاری نمی‌باشد.
بیسیل[1] (۲۰۱۲)	خالص مهاجرت، بیکاری	مدل پنل پویای فضایی	ایتالیا ۲۰۰۶-۱۹۹۵	خالص مهاجرت علت بیکاری است.
چلتسوس و روپاکیاس[2] (۲۰۱۲)	مهاجرت، بیکاری و رشد اقتصادی	آزمون هم-انباشتگی و علیت گرنجر	یونان ۲۰۱۱-۱۹۸۰	نرخ رشد GDP و بیکاری علت گرنجری مهاجرت است ولی عکس این رابطه علیت وجود ندارد.
هرارا[3] و همکاران (۲۰۱۲)	خالص مهاجرت و بیکاری	علیت فضایی	ایتالیا ۲۰۰۶-۱۹۹۶	مهاجرت علت بیکاری است.
بوبتان و همکاران[4] (۲۰۱۳)	مهاجرت، بیکاری و رشد اقتصادی	علیت گرنجر با داده‌های پنل	کشورهای OECD ۲۰۰۵-۱۹۸۰	در کشور پرتغال بیکاری منجر به کاهش مهاجرت شده است درحالی‌که در بقیه کشورها مهاجرت علت بیکاری نمی‌باشد. در چهار کشور فرانسه، ایسلند، نروژ و بریتانیا رشد اقتصادی علت افزایش مهاجرت بوده و در هیچ کدام مهاجرت علت رشد اقتصادی نمی‌باشد.
بیر[5] (۲۰۱۶)	مهاجرت و بیکاری	GSOEP	آلمان ۲۰۱۳	مهاجرت منجر به افزایش بیکاری در مناطق مهاجرپذیر می‌شود.
کلیک و ارسلان[6] (۲۰۱۸)	مهاجرت و بیکاری	آزمون همبستگی اسپیرمن	ترکیه ۲۰۱۶-۲۰۱۴	بین مهاجرت و بیکاری عمومی و بیکاری جوانان رابطه بسیار قوی و مثبتی وجود دارد.

1. Basile
2. Chletsos and Roupakias
3. Herrera
4. Boubtane
5. Beyer
6. Celik and Arslan

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

محقق (سال)	متغیرهای مورد استفاده	روش مورد استفاده	کشور (دوره زمانی)	نتایج
کیلیک و یوسان[1] (۲۰۱۹)	مهاجرت، بیکاری، رشد اقتصادی، تورم، متوسط دستمزد	پنل دیتا	۲۳ کشور OECD ۲۰۰۵-۲۰۰۰	مهاجرت و رشد اقتصادی دارای اثر منفی و معنادار بر بیکاری هستند، اما شاخص بهای مصرف‌کننده و متوسط دستمزد تأثیر مثبت و بی‌معنی بر بیکاری دارند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. مطالعات داخلی

محقق (سال)	متغیرهای مورد استفاده	روش مورد استفاده	کشور (دوره زمانی)	نتایج
میرزامصطفی و قاسمی (۱۳۹۲)	مهاجرت، نرخ بیکاری، فاصله جغرافیایی، همسایگی، شهرنشینی، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت	مدل جاذبه و روش OLS	استان‌های ایران ۱۳۹۰-۱۳۸۵	متغیرهای بیکاری، جمعیت، فاصله جغرافیایی، همسایگی، شهرنشینی، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت در منطقه مبدأ و مقصد با جریان مهاجرت ارتباط منطقی داشته و نرخ بیکاری بالا در منطقه مقصد منجر به کاهش مهاجرت می‌شود.
عیسی زاده و مهرانفر (۱۳۹۲)	مهاجرت، بیکاری، متوسط دستمزد، سطح تحصیلات، تولید ناخالص داخلی	ARDL, VECM	ایران ۱۳۸۵-۱۳۵۵	در کوتاه‌مدت، مهاجرت افاغنه علت گرنجری بیکاری در ایران است. اما در بلندمدت رابطه علّیت دوطرفه میان بیکاری و تعداد مهاجران افغانی وجود دارد. همچنین در بلندمدت رابطه علّیت یک طرفه از متوسط دستمزد حقیقی به تعداد مهاجران افغانی وجود دارد.

1. Kilic and Yucesan

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

محقق (سال)	متغیرهای مورد استفاده	روش مورد استفاده	کشور (دوره زمانی)	نتایج
متقی (۱۳۹۴)	مهاجرت، درآمد و بیکاری	الگوی خودتوضیح برداری با وقفه-های گسترده	ایران ۲۰۱۰-۱۹۸۰	تولید ناخالص داخلی، بیکاری و شاخص حکمرانی خوب از عوامل اصلی بلندمدت تأثیرگذار بر مهاجرت از کشور ایران محسوب می‌شوند. در این میان کاهش بیکاری، افزایش تولید ناخالص داخلی و بهبود شاخص حکمرانی خوب منجر به کاهش میزان مهاجرت از کشور ایران می‌شود.
صادقی و شکریانی (۱۳۹۵)	خالص مهاجرت، شاخص توسعه‌یافتگی	تحلیل ثانویه (تحلیل فضایی)	شهرستان‌های ایران ۱۳۹۰	سطح توسعه‌یافتگی شهرستان-های ایران ساختار فضایی دارند و به شکل خوشه‌ای توزیع شده‌اند. نتایج بیانگر رابطه مثبت و معنادار میزان توسعه‌یافتگی با شدت مهاجرپذیری و رابطه منفی و معنادار میزان توسعه‌یافتگی با شدت مهاجرفرستی است. همچنین همه شهرستان‌های کشور از الگوی رابطه‌ای واحد بین میزان توسعه‌یافتگی و مهاجرت پیروی نکرده و چهار الگوی بالا-بالا، پایین- پایین، بالا- پایین و پایین- بالا وجود دارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

محقق (سال)	متغیرهای مورد استفاده	روش مورد استفاده	کشور (دوره زمانی)	نتایج
آقایاری هیر و حکیمی (۱۳۹۶)	مهاجرت بین استانی	تحلیل شبکه و تحلیل شاخه درختی	استان‌های ایران ۱۳۹۰	نتایج حاکی از وجود چند خوشه اصلی در مهاجرت‌های بین‌استانی است که با میزان جریان متفاوتی شکل گرفته و در نهایت به شاخه اصلی (استان‌های تهران و البرز) می‌پیوندند. همچنین برخی از استان‌ها توانسته‌اند نقش قابل توجهی در جذب مهاجر از استان‌های همجوار ایفا نمایند که شامل استان‌های البرز، اصفهان، آذربایجان‌شرقی، بوشهر و خراسان رضوی هستند.
قلندریان و داداش-پور (۱۳۹۶)	خالص مهاجرت، فاصله از مرکز کشور	روش کمی و رویکرد توصیفی-تحلیلی	شهرستان‌های ایران ۱۳۹۰-۱۳۸۵	شهرستان‌های قرار گرفته در نواحی مرزی که به لحاظ جغرافیایی در حاشیه کشور قرار گرفته‌اند دارای مهاجرفرستی بالایی بوده و اکثریت شهرستان‌های مهاجرپذیر در مرکز کشور قرار دارند. از نظر مساحتی نیز بیشترین مساحت کشور در اختیار شهرستان‌هایی است که دارای مهاجرپذیری بالایی هستند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

محقق (سال)	متغیرهای مورد استفاده	روش مورد استفاده	کشور (دوره زمانی)	نتایج
کریمی و همکاران (۱۳۹۶)	مهاجرت بین‌المللی و بیکاری	داده‌های پنل و روش GMM	استان‌های منتخب ایران ۱۳۹۵-۱۳۸۹	رابطه بین مهاجرت بین‌المللی و بیکاری در مناطق مختلف به دلیل تفاوت‌های ساختار اقتصادی متفاوت می‌باشد. در دوره مورد بررسی رابطه بین مهاجرت و بیکاری در استان‌های منتخب ایران مثبت بوده و افزایش مهاجرت بین‌المللی و ورود آن‌ها به این استان‌ها منجر به افزایش بیکاری می‌شود.
عرب‌مازار و همکاران (۱۳۹۶)	مهاجرت، جمعیت، تجارت خارجی، رشد اقتصادی،دستمزد کشورهای مقصد، نرخ بیکاری	الگوی جاذبه و روش تخمین داده‌های تابلویی	ایران و ۸ کشور OECD ۲۰۱۲-۲۰۰۰	افزایش در متغیرهای جمعیت، تجارت خارجی و رشد اقتصادی ایران موجب کاهش روند مهاجرت می‌شوند. در مقابل افزایش در جمعیت، تجارت خارجی، رشد اقتصادی و دستمزد درکشورهای مقصد به علاوه افزایش نرخ بیکاری در ایران موجب افزایش مهاجرت می‌شوند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بررسی مطالعات خارجی انجام شده نشان می‌دهد که وجود رابطه علیت و جهت این رابطه بین بیکاری و مهاجرت در مطالعات مختلف متفاوت بوده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که رابطه علت و معلولی بین مهاجرت و بیکاری در مناطق(کشورها) مختلف به دلیل تفاوت در ساختارهای اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی متفاوت می‌باشد.

بررسی مطالعات انجام شده در ایران نیز نشان می‌دهد که مطالعات زیادی در مورد پدیده مهاجرت از ابعاد مختلف اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و فرهنگی انجام شده است. همچنین مطالعات محدودی نیز به بررسی رابطه بین مهاجرت با متغیرهایی همچون سطح توسعه‌یافتگی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

پرداخته‌اند. اما تا جایی که نویسندگان این مطالعه اطلاع دارند هیچ مطالعه‌ای در مورد رابطه علیت بین مهاجرت و بیکاری در شهرستان‌های ایران انجام نشده است. همچنین مطالعه حاضر از حیث روش انجام کار نیز بداعت دارد. این مطالعه اولین کاربرد روش علیت فضایی است و در هیچ مطالعه داخلی از این روش استفاده نشده است.

٤. روش‌شناسی تحقیق

٤-١. علیت فضایی[1]

گرنجر (۱۹۶۹) با استفاده از این واقعیت که آینده نمی‌تواند علت حال یا گذشته باشد، بیان می‌کند که چنانچه مقادیر جاری (Y_t) با استفاده از مقادیر گذشته (X_t)، نسبت به حالتی که از مقادیر گذشته استفاده نمی‌شود، با دقت بیشتری پیش‌بینی شود، در این صورت (X_t) را علت گرنجری (Y_t) می‌گویند. در آزمون علیت گرنجری برای اینکه فرضیه « X_t علت گرنجری Y_t نیست» آزموده شود، یک مدل خود توضیح برداری (VAR)[2] تشکیل داده می‌شود (آلیاگا و همکاران، ۲۰۱۱). لازم به ذکر است که بررسی رابطه علیت بین متغیرهایی که دارای خصوصیات فضایی هستند با روش‌های متداول (روش علیت گرنجری) امکانپذیر نیست. و نیازمند استفاده از روش علیت فضایی هستیم. در ادامه مراحل انجام آزمون علیت فضایی به‌صورت گام به گام بیان خواهد شد.

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

۱- نقش فضا: اگر متغیرها از نظر فضایی مستقل باشند، بهترین روش برای بررسی علیت همان روش‌های متداول قبلی است (هکمن ۲۰۰۰ و پیرل[3] ۲۰۰۹).

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

1. Spatial Causality
2. Vector Autoregressive
3. Pearl

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

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

با توجه به نکات مطرح شده، برای بررسی علیت 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[۱] 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 فضایی بین دو متغیر است. چنانچه اشاره شد وابستگی فضایی بین دو متغیر، شرط لازم برای وجود رابطه علیت فضایی است. بنابراین وابستگی فضایی بین متغیرها باید مورد آزمون قرار گیرد. آماره موران دو متغیره، I_{xy}، یک ضریب از نوع مانتل[۲] است (مانتل[۳]، ۱۹۶۷) که توسط وارتنبرگ[۴] (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:

$$I_{xy} = \frac{\sum_{j=1}^{R}\sum_{i=1_{i\neq j}}^{R} y_i w_{ij} x_j}{S_0\sqrt{Var(y)Var(x)}} \qquad (۱)$$

۱. 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).

2. Mantel-type coefficient
3. Mantel
4. Wartenberg

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

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.

گام سوم، یافتن جهت علیت می‌باشد (در صورتی که بین دو متغیر علیت وجود داشته باشد). به پیروی از روش معمول در تجزیه و تحلیل سری زمانی، در این بخش قصد بر این است برای تکمیل آزمون، یک مدل اتورگرسیو برداری فضایی نامقید (Sp VAR)[1] را برآورد کنیم. برای سادگی، فرض می‌شود که وابستگی فضایی هر دو سری از مرتبه اول است:

$$\begin{aligned}\left[I_R-\rho_{yy}W\right]y+\left[\beta I_R+\rho_{yx}W\right]x+\eta_y=u_y\\ \left[\theta I_R+\rho_{xy}W\right]y+\left[I_R-\rho_{xx}W\right]x+\eta_x=u_x\end{aligned} \qquad (۲)$$

که در آن W ماتریس وزنی فضایی، $\{\rho_{yy},\rho_{yx},\rho_{xy},\rho_{xx}\}$ پارامترهای وابستگی فضایی، I_R ماتریس همانی[2] از مرتبه R، y و x بردارهای (R×1) از مشاهدات متغیرها، $\{\eta_y;\eta_x\}$ دو بردار (R×1) از اجزا قطعی[3] و $\{u_y,u_x\}$ بردارهای تصادفی هستند. شکل خلاصه شده رابطه ۴ به صورت زیر است:

$$AY+\eta=u \qquad (۳)$$

که در آن Y بردار (2R×1) است، به‌طوری که $Y'=\left[y';x'\right]$. بردار η نیز از مرتبه (2R×1) است: $\eta=\left[\eta_y;\eta_x\right]$; برای سادگی فرض می‌شود که جزء غیرقطعی[4] 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 $u \sim N(0,\Xi)$ است که:

1. Unrestricted Spatial Vector Autoregressive Model
2. Identity Matrix
3. Deterministic
4. Non-Deterministic

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

$$\Xi = \begin{bmatrix} \sigma_y^2 I_R & 0 \\ 0 & \sigma_x^2 I_R \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_y^2 & 0 \\ 0 & \sigma_x^2 \end{bmatrix} \otimes I_R = \sum \otimes I_R \qquad (۴)$$

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

$$A = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} \rightarrow \begin{cases} A_{11} = I_R - \rho_{yy} W \\ A_{12} = \beta I_R + \rho_{yx} W \\ A_{21} = \theta I_R + \rho_{xy} W \\ A_{22} = I_R - \rho_{xx} W \end{cases} \qquad (۵)$$

با فرض نرمال بودن، تابع لگاریتم راستنمایی[1] به شکل زیر است:

$$L(Y;\psi) = -\frac{R}{2}\ln(2\pi) - \frac{R}{2}\ln|\Sigma| + \ln|A| - \frac{[AY-\eta]'(\Sigma \otimes I_R)^{-1}[AY-\eta]}{2} \qquad (۶)$$

با

$$\psi' = \left[\rho_{yy}; \beta; \rho_{yx}; \eta_y; \sigma_y^2; \rho_{xx}; \theta; \rho_{xy}; \eta_x; \sigma_x^2\right] \qquad (۷)$$

$$l(\psi) = \begin{bmatrix} \partial L/\partial \rho_{yy} \\ \partial L/\partial \beta \\ \partial L/\partial \rho_{yx} \\ \partial L/\partial \eta_y \\ \partial L/\partial \sigma_y^2 \\ \partial L/\partial \rho_{xx} \\ \partial L/\partial \theta \\ \partial L/\partial \rho_{xy} \\ \partial L/\partial \eta_x \\ \partial L/\partial \sigma_x^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (1/\sigma_y^2)(y'W'u_y) - tra_{11}W \\ -(1/\sigma_y^2)(x'u_y) + tra_{21} \\ -(1/\sigma_y^2)(x'W'u_y) + tra_{21}W \\ -(1/\sigma_y^2)(l'u_y) \\ -(R/2\sigma_y^2) + (u_y'u_y/2\sigma_y^4) \\ (1/\sigma_x^2)(x'W'u_x) - tra_{22}W \\ -(1/\sigma_x^2)(y'u_x) + tra_{12} \\ -(1/\sigma_x^2)(y'W'u_x) + tra_{12}W \\ -(1/\sigma_x^2)(l'u_x) \\ -(R/2\sigma_x^2) + (u_x'u_x/2\sigma_x^4) \end{bmatrix} \qquad (۸)$$

که در آن tr(-) عملگر اثر[2] و مؤلفه‌های a به صورت زیر است،

1. log-likelihood
2. Trace operator

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

$$
\begin{aligned}
a_{11} &= \left[A_{11} - A_{12}A_{22}^{-1}A_{21} \right]^{-1}, \\
a_{12} &= -a_{11}A_{12}A_{22}^{-1}, \\
a_{21} &= -A_{22}^{-1}A_{21}a_{11}, \\
a_{22} &= A_{22}^{-1} + A_{22}^{-1}A_{21}a_{11}A_{12}A_{22}^{-1}
\end{aligned}
\qquad (۹)
$$

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

$$
\begin{aligned}
H_0 &: A_{12} = A_{21} = 0 \\
H_1 &: A_{12} \vee A_{21} \neq 0
\end{aligned}
\qquad (۱۰)
$$

بردار امتیاز[1] تحت فرض صفر رابطه ۱۲ به شکل زیر است.

$$
l(\psi)_{|H_0} = \begin{bmatrix} \partial L/\partial \rho_{yx} \\ \partial L/\partial \beta \\ \partial L/\partial \rho_{xy} \\ \partial L/\partial \theta \\ \partial L/\partial \rho_{yy} \\ \partial L/\partial \eta_y \\ \partial L/\partial \sigma_y^2 \\ \partial L/\partial \rho_{xx} \\ \partial L/\partial \eta_x \\ \partial L/\partial \sigma_x^2 \end{bmatrix}_{|H_0} = -\begin{bmatrix} (1/\sigma_y^2)(x'Wu_y) \\ (1/\sigma_y^2)(x'u_y) \\ (1/\sigma_x^2)(y'Wu_x) \\ (1/\sigma_x^2)(y'u_x) \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_0 \\ \lambda_1 \end{bmatrix}
\qquad (۱۱)
$$

با در نظر گرفتن:

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

و $\lambda_1' = -[0\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0]'$ (۱۲)

1. Score Vector

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

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، به‌دست می‌آید.

$$LM_I = \lambda_0^{'} I^{11} \lambda_0 \ \square_{as} \ \chi^2(4) \qquad (۱۳)$$

که در آن I^{11} 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:

$$H_0 : \{x_s\}_{s\in S} \text{ و } \{y_s\}_{s\in S} \text{ فرآیندهای ناهمبسته هستند} \qquad (۱۴)$$

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

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

$$\left.\begin{array}{l} H_0 : A_{12} = 0 \\ H_1 : A_{12} \neq 0 \end{array}\right\} \qquad (۱۵)$$

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

1. Herrera

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

$$l(\psi)_{|H_0}=\begin{bmatrix}\partial L/\partial\rho_{yx}\\ \partial L/\partial\beta\\ \partial L/\partial\rho_{xy}\\ \partial L/\partial\theta\\ \partial L/\partial\rho_{yy}\\ \partial L/\partial\eta_y\\ \partial L/\partial\sigma_y^2\\ \partial L/\partial\rho_{xx}\\ \partial L/\partial\eta_x\\ \partial L/\partial\sigma_x^2\end{bmatrix}_{|H_0}=-\begin{bmatrix}(1/\sigma_y^2)(x'Wu_y)+trA_{11}^{-1}A_{21}A_{22}^{-1}W\\ (1/\sigma_y^2)(x'u_y)+trA_{11}^{-1}A_{21}A_{22}^{-1}\\ 0\\ 0\\ 0\\ 0\\ 0\\ 0\\ 0\\ 0\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\gamma_0\\ \gamma_1\end{bmatrix} \quad (۱۶)$$

که در آن:

$$\gamma_0^{'}=-\left[\frac{x'W'u_y}{\sigma_y^2}+trA_{11}^{-1}A_{21}A_{22}^{-1}W\,\frac{x'u_y}{\sigma_y^2}+trA_{11}^{-1}A_{21}A_{22}^{-1}\right] \quad (۱۷)$$

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

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

$$LM_{NC}=\lambda_0^{'}I^{11}\lambda_0 \ \square_{as}\ \chi^2(2) \quad (۱۹)$$

که در آن I^{11} معکوس ماتریس واریانس-کوواریانس بردار λ_0 است (رابطه (۳-۴-۱۲۷) مطالعه هررا (۲۰۱۱)).

در نهایت برای آزمون فرض صفر $\{y_s\}_{s\in S}$ علت $\{x_s\}_{s\in S}$ 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.

۲-٤. اقتصادسنجی فضایی

وجه تمایز اقتصادسنجی فضایی از اقتصادسنجی مرسوم در به‌کارگیری داده‌هایی است که از نظر مکانی به یکدیگر وابسته‌اند. زمانی که داده‌های نمونه‌ای جزء مکانی دارند دو مسئله رخ خواهد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

داد: ۱. وابستگی فضایی[1] بین مشاهدات؛ ۲. ناهمسانی فضایی.[2] اقتصادسنجی مرسوم تا حد زیادی این دو موضوع را نادیده می‌گیرد، لذا برای استفاده از این روش نیاز به آشنایی با مفاهیم آن است که در ادامه شرح مختصری از آن بیان می‌شود. وابستگی فضایی در مجموعه‌ای از داده‌های نمونه‌ای به این معناست که مشاهده‌ها در مکان i وابسته به مشاهده‌های دیگر در مکان j است. این وابستگی می‌تواند میان مشاهده‌های مختلف و اجزا اخلال وجود داشته باشد. وابستگی فضایی می‌بایست با قضایای اساسی علوم منطقه‌ای مطابقت داشته باشد، به این معنا که وابستگی فضایی و تأثیرات آن بین مشاهده‌ها باید با افزایش فاصله بین مشاهده‌ها کاهش یابد (لسیج و پیس[3]، ۲۰۰۹). اصطلاح ناهمسانی فضایی نیز اشاره به انحراف در روابط بین مشاهده‌ها در سطح مکان‌های جغرافیایی دارد. در بیشتر موارد انتظار بر روابط گوناگون برای هر نقطه در فضا وجود دارد. به‌طور کلی ناهمسانی فضایی نیز این فرض گاوس- مارکف که می‌گوید تنها یک رابطه خطی مشخص با واریانس ثابت بین مشاهده‌های نمونه‌ای وجود دارد را نقض می‌کند (همان).

برای تعیین مکان در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی دو منبع اطلاعاتی در اختیار است. یکی موقعیت در صفحه مختصات است که از طریق طول و عرض جغرافیایی نشان داده می‌شود و بر این اساس می‌توان فاصله هر نقطه در فضا یا فاصله هر مشاهده قرار گرفته در هر نقطه را نسبت به نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه نمود. دومین منبع اطلاعات مکانی، مجاورت و همسایگی است که منعکس‌کننده موقعیت نسبی در فضای یک واحد منطقه‌ای مشاهده، نسبت به واحدهای دیگری از آن قبیل می‌باشد.

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 ماتریس‌های 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 با شهرهای صد کیلومتر دورتر

1. Spatial dependence or Partial Autocorrelation
2. Spatial Heterogeneity or Spatial structure
3. Lesage and Pace

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

تفاوت 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 (الهوست و وگا[1]، ۲۰۱۳). لذا در این مطالعه برای تشکیل ماتریس وزنی از روش معکوس فاصله استفاده شده است.

مدل‌های بسیاری در ادبیات اقتصادسنجی مطرح شده است که در ادامه به صورت اجمالی به بیان آن‌ها می‌پردازیم. چنانچه آنسلین، گالو[2] و جایت[3](۲۰۰۸) در مطالعات خود بیان نموده‌اند، برای تصریح وابستگی فضایی بین مشاهدات می‌توان از وقفه فضایی متغیر وابسته، خودهمبستگی فضایی اجزا اخلال، وقفه فضایی متغیرهای مستقل و ترکیبی از آنها استفاده کرد.یک مدل فضایی کامل، در برگیرنده تمام انواع اثرات متقابل فضایی است که به صورت ذیل نشان داده می‌شود:

$$Y = \delta WY + \alpha l_N + X\beta + WX\theta + u$$
$$u = \lambda W_u + \varepsilon \qquad (۲۰)$$

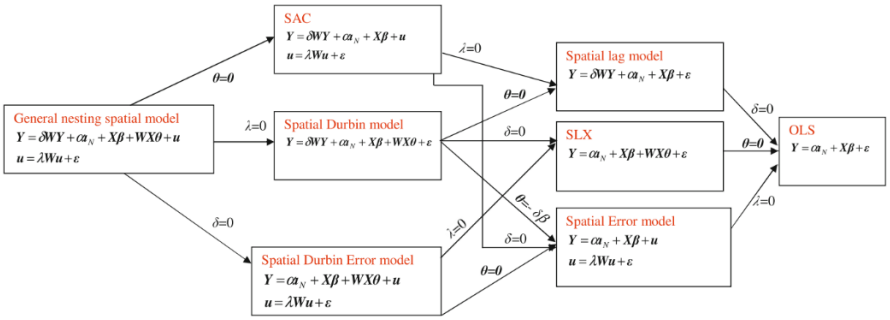
مدل فوق، مدل فضایی عمومی[4] (GNS) نامیده می‌شود. در رابطه فوق Y بردار N×1 متغیر وابسته و X نشان‌دهنده ماتریس N×K است که شامل K متغیر توضیحی است. Wماتریس وزنی فضایی[5] است و β بردار ثابت K×1 از ضرایب ثابت ولی نامعین است. همچنین WY اثرات متقابل بین متغیر وابسته، WX اثرات متقابل متغیر مستقل و Wu اثرات متقابل بین اجزاء اخلال را نشان می‌دهد. δ ضریب خودرگرسیون فضایی و λ ضریب خودهمبستگی فضایی[6] است که نشاندهنده اثرات سرریز در مدل خطای فضایی از کانال جمله اخلال است. ε نیز جز اخلال iid[7] با میانگین صفر و واریانس σ^2 است (الهورست، ۲۰۱۴).

1. Elhorst and Vega
2. Gallo
3. Jayet
4. General Nesting Spatial model
5. Spatial Weights Matrix
6. Spatial Autocorrelation Coefficient
7. Identically Independently Distributed

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

شکل شماره ۲ 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. همان‌طور که در شکل ملاحظه می‌شود تمامی مدل‌های فضایی را می‌توان با اعمال قیدهای مشخصی از مدل GNS استخراج کرد.



شکل ۲. رابطه بین مدل‌های مختلف وابستگی فضایی

منبع: الهورست، ۲۰۱۴

۵. داده‌های آماری و تخمین مدل

۵-۱. روش گردآوری داده‌ها

در مطالعه حاضر، جامعه آماری شامل تمامی شهرستان‌های کشور است. داده‌های موجود از مرکز آمار ایران و نتایج سرشماری عمومی نفوس و مسکن استخراج شده است. لازم به ذکر است که داده‌های مطالعه حاضر از نوع داده‌های مقطعی[1] است. اما با توجه به ماهیت متغیر مهاجرت، مهاجرت‌های صورت گرفته در بازه ده ساله (طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۸۵) به عنوان داده مهاجرت و نرخ بیکاری در سال مبدا به عنوان داده بیکاری در نظر گرفته شده است. همچنین برخی از 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

1. Cross-Sectional Data

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

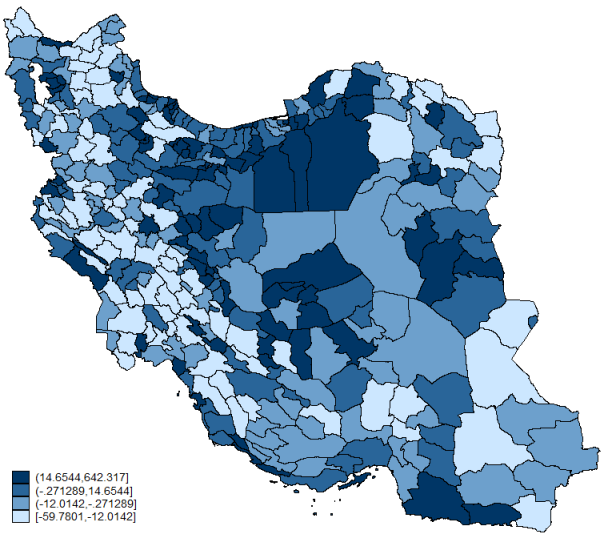
[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

تفکیک شده، مجددا تجمیع شده است و ۳۳۶ شهرستان سال ۱۳۸۵ به عنوان ملاک مقایسه در نظر گرفته شده است.

متغیرهای اصلی مطالعه حاضر نرخ خالص مهاجرت و نرخ بیکاری است. نرخ خالص مهاجرت (Rmig) به‌صورت تقسیم خالص مهاجرت هر شهرستان بر جمعیت آن شهرستان به ازای هر ۱۰۰۰ نفر محاسبه شده است.

$$Rmig = \frac{Imig-Emig}{P} * 1000 \qquad (۲۱)$$

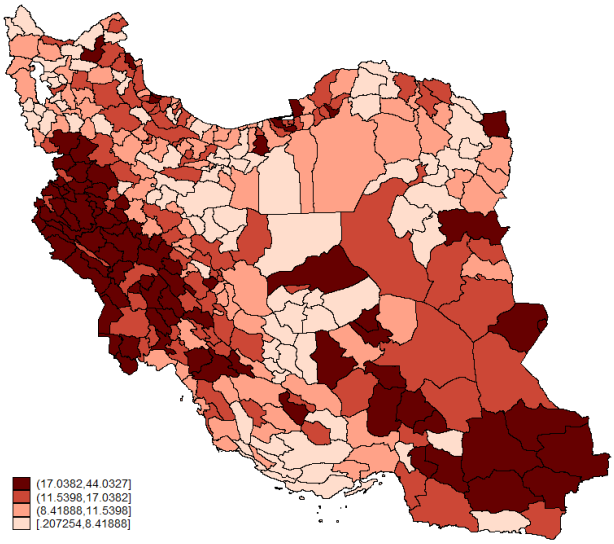
در رابطه فوق Imig نشان‌دهنده مهاجران وارد شده، Emig نشان‌دهنده مهاجران خارج شده و P نشان‌دهنده جمعیت است. خوشه‌بندی فضایی متغیرها در شکل‌های ۳ و ۴ نشان داده شده است. در این شکل شهرستان‌های کشور بر مبنای متغیر مورد بررسی، به چهار دسته تقسیم شده و براساس مقدار متغیر به ترتیب از رنگ روشن تا تیره طبقه‌بندی شده‌اند. رنگ روشن کمترین مقادیر و رنگ تیره بیشترین مقادیر متغیر را نشان می‌دهد.



شکل ۳. خوشه‌بندی فضایی نرخ خالص مهاجرت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]



شکل ۴. خوشه‌بندی فضایی نرخ بیکاری

چنانچه مشاهده می‌شود خوشه‌بندی فضایی نرخ بیکاری نشان می‌دهد که شهرستان‌های واقع در غرب و جنوب شرقی ایران به لحاظ اشتغال در وضعیت بسیار نامناسبی قرار دارند. همچنین توزیع فضایی نرخ خالص مهاجرت نشان‌دهنده بالا بودن این عدد در شهرستان‌های مرکزی ایران است.

۲-۵. آزمون علیت فضایی

چنانچه در بخش قبل به تفصیل بیان گردید، اولین گام در بررسی علیت فضایی بین متغیرهای مورد بررسی، آزمون فرضیه استقلال فضایی تک تک متغیرها است. در گام دوم نیز به بررسی وجود وابستگی فضایی بین متغیرهای تحقیق پرداخته می‌شود. 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. آزمون موران توان بالایی در تشخیص وجود اثرات فضایی دارد. در مطالعه حاضر جهت آزمون استقلال فضایی تک تک متغیرها از آزمون موران تک متغیره و برای آزمون وجود وابستگی فضایی بین متغیرهای تحقیق از آزمون موران دو متغیره استفاده می‌شود. نتایج این آزمون‌ها برای دو متغیر نرخ خالص مهاجرت و نرخ بیکاری در جدول شماره ۳ گزارش شده است.

1. Moran's I

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

جدول ۳. نتایج آزمون موران تک متغیره و دو متغیره

متغیر	آماره آزمون	ارزش احتمال
نرخ خالص مهاجرت	۰/۰۷۲۲	۰/۰۰۰۰
بیکاری	۰/۴۵۰۹	۰/۰۰۰۰
نرخ خالص مهاجرت-بیکاری	-۰/۱۴۱۲	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق نتایج و با توجه به رد فرض صفر آزمون موران تک‌متغیره مبنی بر استقلال فضایی هر یک از متغیرها، وجود اثرات فضایی در هر دو متغیر خالص مهاجرت و نرخ بیکاری مورد تأیید قرار می‌گیرد. همچنین مطابق نتایج، فرض صفر آزمون موران دومتغیره مبنی بر عدم وجود وابستگی فضایی بین دو متغیر نرخ خالص مهاجرت و نرخ بیکاری رد می‌شود، لذا وجود وابستگی فضایی بین این دو متغیر نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد. وجود وابستگی فضایی بین دو متغیر خالص مهاجرت و بیکاری نشان می‌دهد که بین خالص مهاجرت در یک شهرستان با بیکاری در شهرستان‌های مجاور همبستگی وجود دارد.

با توجه به اینکه مطابق نتایج، هر دو متغیر مورد بررسی دارای ساختار فضایی بوده و وابستگی فضایی بین دو متغیر خالص مهاجرت و بیکاری نیز مورد تأیید قرار گرفت، لذا در گام سوم به آزمون علیت فضایی می‌پردازیم. نتایج این آزمون در جدول شماره ۴ گزارش شده است. لازم به ذکر است که آزمون علیت فضایی از طریق کدنویسی در نرم افزار MATLAB انجام شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون علیت فضایی

فرضیه صفر	مقدار آماره	ارزش احتمال	نتیجه نهایی
با در نظر گرفتن ساختار فضایی، بیکاری علت خالص مهاجرت نیست.	۰/۰۸۳۴	۰/۰۳۵	علیت فضایی از بیکاری به نرخ خالص مهاجرت
با در نظر گرفتن ساختار فضایی، خالص مهاجرت علت بیکاری نیست.	۰/۰۵۸۷	۰/۵۸	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

فرض صفر آزمون علیت فضایی، همانند آزمون علیت گرنجر، عدم وجود علیت بین دو متغیر است. مطابق نتایج جدول شماره ۴ وجود رابطه علیت فضایی بین خالص مهاجرت و بیکاری مورد تأیید قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر با در نظر گرفتن ساختار فضایی متغیرها، رابطه علی بین این دو متغیر وجود داشته و جهت رابطه از بیکاری به خالص مهاجرت است، به این معنی که در دوره مورد بررسی مهاجرت علت بیکاری نبوده است بلکه بیکاری منجر به بروز و افزایش مهاجرت شده است. به عبارت دیگر وجود رابطه علیت فضایی از بیکاری به مهاجرت به این معنی است که تغییر بیکاری در یک شهرستان موجب تغییر مهاجرت در شهرستان‌های مجاور (شامل خود آن شهرستان) می‌شود. اما تغییر مهاجرت در یک شهرستان بر متغیر بیکاری در شهرستان‌های مجاور تأثیری ندارد.

در ادامه به منظور تکمیل بحث و تعیین میزان اثرگذاری بیکاری بر خالص مهاجرت، مدل مهاجرت با در نظر گرفتن ساختار فضایی و با لحاظ متغیر بیکاری و چندین متغیر کنترل، با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی مورد برآورد قرار می‌گیرد.

۳-۵. مدل مهاجرت

الگوی تجربی عوامل تأثیرگذار بر مهاجرت بین شهرستان‌های کشور بر مبنای مطالعات تجربی پیشین و مبانی نظری به صورت زیر ارائه می‌گردد.

$$Mig = (UR, Indust, GDP, Edu, Faci, Ra, Sp, Sp^2) \qquad (۲۲)$$

متغیر وابسته مدل، نرخ خالص مهاجرت (Rmig) است که به‌صورت تقسیم خالص مهاجرت هر شهرستان بر جمعیت آن شهرستان به ازای هر ۱۰۰۰ نفر محاسبه شده است. متغیرهای مستقل این تحقیق نیز شامل نرخ بیکاری و چندین متغیر کنترل هستند که در ادامه به تبیین دقیق این متغیرها می‌پردازیم.

نرخ بیکاری(UR): متغیر اصلی مطالعه حاضر نرخ بیکاری است. در این مطالعه از نرخ بیکاری سالانه شهرستان در برآورد مدل استفاده شده است.

سهم اشتغال صنعتی (Indust): این شاخص با استفاده از فرمول ذیل محاسبه می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

$$Indust_i = \left(\frac{IE_i/TE_i}{TIE/TTE}\right) \quad (۲۲)$$

در رابطه فوق IE_i اشتغال بخش صنعت شهرستان i، TE_i اشتغال کل شهرستان i، TIE اشتغال بخش صنعت کشور و TTE اشتغال کل کشور است. این شاخص، میزان صنعتی بودن اشتغال هر شهرستان را نسبت به کل کشور نشان می‌دهد.

تولید ناخالص داخلی سرانه(PCGDP): با توجه به عدم وجود آمار تولید ناخالص داخلی شهرستان‌ها از داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی سرانه استانها به عنوان نماینده (پراکسی) استفاده شده است.

تحصیلات (Edu): درصد افراد دارای حداقل تحصیلات ابتدایی به عنوان متغیر تحصیلات در مدل وارد شده است.

برخورداری از آب، برق، گاز و تلفن (Faci): این متغیر نشان‌دهنده درصد واحدهای مسکونی هر شهرستان است که از امکانات برق، آب لوله‌کشی، گاز لوله‌کشی و تلفن ثابت برخوردار هستند.

بارندگی (Ra): مجموع بارندگی سالانه هر شهرستان به عنوان متغیر میزان بارندگی در مدل لحاظ شده است.

سهم جمعیت جوان از کل جمعیت (Sp): این متغیر به صورت درصد افراد ۲۰ تا ۳۵ ساله (به‌عنوان نماینده جمعیت جوان) از کل جمعیت هر شهرستان تعریف شده است. لازم به ذکر است که براساس مطالعات انجام گرفته در این حوزه، این متغیر به دو شکل خطی و توان دوم در مدل لحاظ شده است.

٤-٥. تخمین مدل و تفسیر نتایج

جهت برآورد مدل ابتدا وجود وابستگی فضایی در مدل مهاجرت با استفاده از آزمون موران مورد بررسی قرار می‌گیرد. آزمون موران توان بالایی در تشخیص وجود اثرات فضایی و در نتیجه خطای تصریح مدل دارد، اما در مورد نوع اثرات فضایی و اینکه چه تصریح مدلی باید مورد استفاده قرار گیرد، کمک زیادی به ما نمی‌کند. به این منظور از آزمون‌های ضریب لاگرانژ(LM) استفاده می‌شود. نتایج مربوط به این آزمون‌ها در جدول شماره ۵ گزارش شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

جدول ۵. آزمون‌های تشخیصی برای اثرات فضایی

آزمون	آماره آزمون	ارزش احتمال
Moran's I (error)	۴/۷۱۷۳	۰/۰۰۰۰
Lagrange Multiplier (lag)	۱۲/۹۰۵	۰/۰۰۰۳
Robust LM (lag)	۱/۴۸۴۲	۰/۲۲۳۱
Lagrange Multiplier (error)	۱۵/۱۱۷۴	۰/۰۰۰۱
Robust LM (error)	۳/۶۹۶۶	۰/۰۵۴۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق نتایج، فرض صفر آزمون موران مبنی بر عدم وجود اثرات فضایی رد می‌شود، لذا وجود اثرات فضایی در مدل مهاجرت در سطح معناداری بالایی تایید می‌شود. همچنین با توجه به آماره‌های آزمون ضریب لاگرانژ(LM) وابستگی فضایی در مدل مهاجرت از نوع خطای فضایی است. در ادامه برای انتخاب مدل بهینه از بین مدل‌های فضایی (SDM, SDEM, SLM, SEM, SLX) از آزمون‌های نسبت درستنمایی(LR) استفاده می‌شود. نتایج این آزمون‌ها در جدول شماره ۶ گزارش شده است.

جدول ۶. آزمونهای تشخیصی برای انتخای مدل بهینه

آزمون نسبت درستنمایی	فرضیه صفر	آماره آزمون	ارزش احتمال
SDM vs. SAR	$\theta = 0$	۲۸/۰۲	۰/۰۰۰۵
SDM vs. SLX	$\delta = 0$	۰/۲۶	۰/۶۱۲۸
SDM vs. SEM	$\theta + \delta\beta = 0$	۳۱/۵	۰/۰۰۰۱
SDEM vs. SEM	$\theta = 0$	۳۱/۲۵	۰/۰۰۰۱
SDEM vs. SLX	$\lambda = 0$	۰/۰۱	۰/۹۳۰۲
SLX vs. OLS	$\theta = 0$	۳۹/۹۵	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج آزمون‌های نسبت درستنمایی، مدل وقفه متغیرهای توضیحی (SLX) به عنوان مناسب‌ترین مدل انتخاب می‌شود. لذا مدل فضایی مورد استفاده در برآورد مدل مهاجرت، مدل

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

وقفه متغیرهای توضیحی (SLX) خواهد بود.[۱] نتایج برآورد مدل مهاجرت با استفاده از روش رگرسیون OLS و مدل‌های فضایی SDM، SDEM و SLX در جدول شماره ۷ ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج تخمین رگرسیون OLS و چندین مدل فضایی

مدل / متغیر توضیحی	رگرسیون کلاسیک	مدل‌های فضایی		
	OLS	SDEM	SDM	SLX
Constant	۶۲۱/۵۹۰۴*** (۷۵/۲۲۴)	-۷۱۳/۶۸۸۸ (۱۲۹۸/۵۷۱)	-۷۰۷/۳۹۱۲ (۱۲۶۸/۶۵۴)	-۷۴۷/۱۷۰۱ (۱۳۰۴/۷۱۵)
UR	-۰/۷۲۶۷*** (۰/۱۷)	-۰/۵۷۵۰*** (۰/۲۱۲)	-۰/۵۷۳۲*** (۰/۲۱۱)	-۰/۵۷۶۹*** (۰/۲۱۱)
Indust	۲۳/۰۲۹۷*** (۵/۴۰۴)	۱۷/۲۸۶۹*** (۵/۵۷۷)	۱۷/۲۶۱۹*** (۵۴۶/۵)	۱۷/۲۳۵۷*** (۵/۵۵۰)
PCGDP	-۰/۰۲۱۳ (۰/۰۶۲)	۰/۳۰۴۶*** (۰/۱۰۲)	۰/۳۰۱۶*** (۰/۱۰۲)	۰/۳۰۳۷*** (۰/۱۰۲)
Sp	-۴۲/۰۴۳۸*** (۲/۷۸۵)	-۴۲/۲۶۳۴*** (۲/۸۶۷)	-۴۲/۲۹۸۴*** (۲/۸۴۷)	-۴۲/۲۳۲۳*** (۲/۸۴۶)
Sp^2	۰/۷۳۵۴*** (۰/۰۳۹)	۰/۷۳۸۷*** (۰/۰۴۰)	۰/۷۳۹۱*** (۰/۰۳۹)	۰/۷۳۸۲*** (۰/۰۳۹)
Edu	-۰/۳۸۱۶ (۰/۶۸۰)	-۱/۴۰۸۲* (۰/۷۳۳)	-۱/۴۱۳۵* (۰/۷۲۶)	-۱/۴۱۶۹* (۰/۷۲۶)
Faci	-۰/۰۲۳۸ (۰/۰۴۰)	۰/۰۱۶۲ (۰/۰۵۰)	۰/۰۱۶۹ (۰/۰۵۰)	۰/۰۱۶۴ (۰/۰۵۰)
Ra	۰/۰۰۷۸ (۰/۰۰۷)	۰/۰۰۱۷ (۰/۰۱۰)	۰/۰۰۱۶ (۰/۰۱۰)	۰/۰۰۱۸ (۰/۰۱۰)
W_UR	–	۳/۹۰۸۶** (۱/۹۰۵)	۴/۰۱۹۸** (۱/۹۱۳)	۳/۹۱** (۱/۹۰۹)

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

مدل / متغیر توضیحی	رگرسیون کلاسیک	مدل‌های فضایی		
	OLS	SDEM	SDM	SLX
W_Indust	–	۱۹۶/۹۹۲۲** (۷۸/۲۷۶)	۱۸۱/۰۳۷۲** (۷۹/۶۷۶)	۱۹۹/۶۶۰۱*** (۷۱/۵۹۷)
W_PCGDP	–	-۲/۹۹۳۱*** (۰/۶۸۳)	-۲/۸۹۲۱*** (۰/۷۰۴)	-۲/۹۹۱۸*** (۰/۶۷۸)
W_Sp	–	-۷۹/۱۷۵۲ (۶۸/۳۰۴)	-۷۰/۲۷۲۹ (۷۰/۰۷۰)	-۷۷/۹۰۴۲ (۷۱/۱۵۸)
^{2}W_Sp	–	۱/۴۰۲۸ (۱/۱۰۴)	۱/۲۴۸۵ (۱/۱۲۷)	۱/۳۷۹۰ (۱/۱۴۲)
W_Edu	–	۲۵/۳۹۵۷*** (۶/۸۳۰)	۲۴/۰۷۸۲*** (۷/۰۹۹)	۲۵/۵۵۹۶*** (۶/۵۲۲)
W_Faci	–	-۰/۳۵۶۰ (۰/۶۰۵)	-۰/۳۰۴۶ (۰/۵۹۴)	-۰/۳۷۱۸ (۰/۵۸۵)
W_Ra	–	۰/۰۴۹۳ (۰/۰۵۷)	۰/۰۴۳۶ (۰/۰۵۸)	۰/۰۴۹۷ (۰/۰۵۷)
δ	–	–	۰/۲۴۵۸ (۰/۴۶۶)	–
λ	–	۰/۰۵۶۸ (۰/۶۳۹)	–	–
Log likelihood	۱۵۴۶/۲۷-	-۱۵۲۶/۲۹	-۱۵۲۶/۱۶۶	-۱۵۲۶/۲۹۴۳
AIC	۳۱۱۲/۵۴۱	۳۰۹۰/۵۸۱	۳۰۹۰/۳۳۲	۳۰۸۸/۵۸۹
R-squared	۰/۷۰۱	۰/۷۳۴	۰/۷۳۵	۰/۷۳۴

توجه:اعداد داخل پرانتز خطای استاندارد(SE) است. *، ** و *** به‌ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

چنانچه ملاحظه می‌شود بر اساس معیار آکائیک (AIC) نیز مدل وقفه متغیرهای توضیحی (SLX) مناسب‌ترین مدل در برآورد مدل مهاجرت است. بنابراین مدل نهایی تحقیق حاضر مدل وقفه متغیرهای توضیحی (SLX) است که نتایج برآورد این مدل در ستون آخر جدول ۷ ارائه شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

مطابق نتایج جدول ۷ از بین متغیرهای تحقیق، متغیرهای نرخ بیکاری، سهم اشتغال صنعتی، تولید ناخالص داخلی سرانه، سهم جمعیت جوان از کل جمعیت و توان دوم این متغیر از معناداری بالایی برخوردارند و دارای علامت مورد انتظار می‌باشند. همچنین متغیر تحصیلات در سطح ۱۰ درصد معنادار است. اما متغیرهای بارندگی و برخورداری از آب، برق، گاز و تلفن معنادار نمی‌باشند.

لازم به ذکر است که در مدل‌های فضایی، ضرایب برآورد شده($\hat{\beta}$) قابل تفسیر نیستند و بایستی اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیرها بر متغیر وابسته محاسبه گردد.[۱] نتایج مربوط به اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیرها بر نرخ خالص مهاجرت براساس مدل SLX در جدول شماره ۸ گزارش شده است.

جدول ۸. اثرات مستقیم، سرریز و کل مدل مهاجرت

متغیرها	اثرات مستقیم	اثرات غیرمستقیم	اثرات کل
UR	-۰/۵۷۶۹***	۳/۹۱۰**	۳/۳۳۳*
	(۰/۲۱۱)	(۱/۹۰۹)	(۱/۸۴۴)
Indust	۱۷/۲۳۵۷***	۱۹۹/۶۶۰***	۲۱۶/۸۹۶***
	(۵/۵۵)	(۷۱/۵۹۷)	(۷۰/۳۱۴)
PCGDP	۰/۳۰۳۷***	-۲/۹۹۲***	-۲/۶۸۸***
	(۰/۱۰۲)	(۰/۶۷۸)	(۰/۶۰۶)
Sp	-۴۲/۲۳۲***	-۷۷/۹۰۴	-۱۲۰/۱۳۶*
	(۲/۸۴۶)	(۷۱/۱۵۸)	(۷۱/۲۷۹)
Sp^2	۰/۷۳۸***	۱/۳۷۹	۲/۱۱۷*
	(۰/۰۳۹)	(۱/۱۴۲)	(۱/۱۴۶)

۱. نحوه محاسبه اثرات مستقیم، غیر مستقیم و کل متغیرها بر متغیر وابسته در مدل‌های فضایی مختلف متفاوت است. در مدل وقفه متغیرهای توضیحی (SLX)، اثرات مستقیم هر متغیر برابر ضریب آن متغیر در مدل برآورد شده است. همچنین اثرات غیرمستقیم متغیر برابر ضریب وقفه فضایی آن متغیر است. برای مطالعه بیشتر در مورد نحوه محاسبه این اثرات در مدل‌های مختلف فضایی به Elhorst (2014) مراجعه شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

متغیرها	اثرات مستقیم	اثرات غیرمستقیم	اثرات کل
Edu	-۱/۴۱۷* (۰/۷۲۶)	۲۵/۵۶*** (۶/۵۲۲)	۲۴/۱۴۳*** (۳/۶۰۱)
Faci	۰/۰۱۶۴ (۰/۰۵)	-۰/۳۷۲ (۰/۵۸۵)	-۰/۳۵۵ (۰/۵۶۵)
Ra	۰/۰۰۱۸ (۰/۰۱۰)	۰/۰۴۹۷ (۰/۰۵۷)	۰/۰۵۱۵ (۰/۰۵۴)

توجه:اعداد داخل پرانتز خطای استاندارد(SE) است. *، ** و *** به‌ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

اثر مستقیم هر متغیر بر نرخ خالص مهاجرت نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در شهرستان iام تغییر کند، به‌طور متوسط چه تأثیری بر خالص مهاجرت همان شهرستان خواهد داشت. اثر غیرمستقیم (سرریز فضایی) هر متغیر بر خالص مهاجرت نیز نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در شهرستان iام تغییر کند، به‌طور متوسط چه تأثیری بر خالص مهاجرت شهرستان‌های مجاور(همسایه) خواهد داشت، که این به معنی سرریز فضایی شهرستان iام بر سایر شهرستان‌ها است. همچنین اثر کل هر متغیر بر خالص مهاجرت نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در شهرستان iام تغییر کند، به‌طور متوسط چه تأثیری بر خالص مهاجرت تمامی شهرستان‌ها(شامل شهرستان iام و شهرستان‌های مجاور آن) خواهد داشت. در ادامه به اختصار به تفسیر نتایج جدول شماره ۸ می‌پردازیم.

مطابق نتایج اثر مستقیم متغیر نرخ بیکاری در مدل منفی و معنادار، و اثر سرریز آن، مثبت و معنادار است. به این معنی که شهرستان‌هایی با نرخ بیکاری بالاتر نرخ خالص مهاجرت پایین‌تری دارند. به عبارت دیگر افزایش نرخ بیکاری در یک شهرستان موجب افزایش مهاجران خارج شده و کاهش مهاجران وارد شده به آن شهرستان شده و در نتیجه خالص مهاجرت کاهش می‌یابد. همچنین مثبت بودن اثرات غیرمستقیم بیکاری نشان‌دهنده آن است که افزایش نرخ بیکاری در یک شهرستان دارای اثرت سرریز مثبت بر شهرستان‌های مجاور است، به این صورت که با افزایش نرخ بیکاری و در نتیجه افزایش مهاجران خارج شده از یک شهرستان تعداد مهاجران وارد شده به شهرستان‌های مجاور افزایش و مهاجران خارج شده از آنان کاهش می‌یابد و در نتیجه خالص

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

مهاجرت در این شهرستان‌ها افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر افزایش بیکاری در یک شهرستان موجب افزایش مهاجران خارج شده از آن شهرستان و افزایش مهاجران وارد شده به شهرستان‌های مجاور می‌شود. این نتیجه موید نظریه مایکل تودارو است. تودارو بیان می‌کند که افراد معمولاً با انگیزه یافتن شغل و یا شغل بهتر دست به مهاجرت می‌زنند.

متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مستقیم مثبت و معنادار و اثر سرریز منفی و معنادار بر خالص مهاجرت دارد. به عبارت دیگر شهرستان‌هایی با GDP سرانه بالاتر خالص مهاجرت بالاتری دارند. همچنین منفی بودن اثرات سرریز این متغیر نشان‌دهنده آن است که افزایش GDP سرانه یک شهرستان موجب کاهش خالص مهاجرت در شهرستان‌های مجاور می‌شود. به بیان دیگر افزایش GDP سرانه یک شهرستان موجب افزایش مهاجران وارد شده به آن شهرستان و افزایش مهاجران خارج شده از شهرستان‌های مجاور می‌شود.

اثرات مستقیم و سرریز متغیر سهم اشتغال صنعتی بر خالص مهاجرت مثبت و معنادار است. به این معنی که شهرستان‌هایی با ساختار صنعتی خالص مهاجرت بالاتری(مهاجران وارد شده بیشتر و خارج شده کمتر) دارند. نکته قابل توجه در اینجا این است که اثر سرریز این متغیر هم‌سو با اثر مستقیم آن است. به عبارت دیگر، صنعتی‌شدن شهرستان‌ها نه‌تنها موجب افزایش مهاجرت به این شهرستان‌ها می‌شود بلکه مهاجرت به شهرستان‌های مجاور را نیز افزایش می‌دهد.

اثر مستقیم متغیر تحصیلات در مدل منفی و معنادار، و اثر سرریز آن، مثبت و معنادار است. به این معنی که شهرستان‌هایی با سهم بالاتر از افراد تحصیل کرده دارای خالص مهاجرت پایین‌تری هستند. به عبارت دیگر افزایش سهم افراد تحصیل کرده موجب افزایش مهاجران خارج شده از آن شهرستان و افزایش مهاجران وارد شده به شهرستان‌های مجاور می‌شود.

متغیر سهم جمعیت جوان از کل جمعیت و توان دوم این متغیر دارای اثرات مستقیم معنادار بر خالص مهاجرت هستند، اما اثرات سرریز این متغیرها معنادار نیستند. به عبارت دیگر نتایج حاکی از غیرخطی بودن اثرات مستقیم این متغیر بر متغیر وابسته است. نتایج نشان‌دهنده آن است که در شهرستان‌هایی با کمتر از ۲۸/۵ درصد جمعیت جوان (۲۰ تا ۳۵ ساله)، افزایش سهم جمعیت جوان از

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

کل جمعیت موجب کاهش خالص مهاجرت شده و در شهرستان‌هایی با بیش از ۲۸/۵ درصد جمعیت جوان، افزایش این متغیر موجب افزایش خالص مهاجرت می‌شود. همچنین مطابق نتایج اثرات مستقیم و سرریز دو متغیر بارندگی و برخورداری از آب، برق، گاز و تلفن معنادار نمی‌باشند.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

مهاجرت فرایندی پویا و برخاسته از شرایط در حال تغییر اقتصادی، سیاسی و اجتماعی است. امروزه با توجه به حجم بالای مهاجرت و تحرکات جمعیتی بین نواحی مختلف و به تبع آن شکل‌گیری انواع مسائل و بحران‌ها، مهاجرت به یکی از مسائل مهم و پیچیده برای جوامع بشری تبدیل شده است. در این راستا هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی رابطه بین خالص مهاجرت و بیکاری است. برای این منظور رابطه بین این دو متغیر با استفاده از رویکرد علیت فضایی مورد بررسی قرار گرفت و جامعه آماری مطالعه حاضر نیز شامل تمامی شهرستان‌های کشور طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۸۵ می‌باشد.

نتایج حاصل از آزمون علیت فضایی موید وجود رابطه علی بین دو متغیر خالص مهاجرت و بیکاری است. به عبارت دیگر با در نظر گرفتن ساختار فضایی متغیرها، بین این دو متغیر رابطه علی وجود داشته و جهت رابطه از بیکاری به خالص مهاجرت است. بنابراین مطابق نتایج، مهاجرت علت بیکاری نبوده است بلکه بیکاری منجر به بروز و افزایش مهاجرت شده است. به عبارت دیگر وجود رابطه علیت فضایی از بیکاری به مهاجرت به این معنی است که تغییر بیکاری در یک شهرستان موجب تغییر مهاجرت در شهرستان‌های مجاور (شامل خود آن شهرستان) می‌شود. اما تغییر مهاجرت در یک شهرستان بر متغیر بیکاری در شهرستان‌های مجاور تأثیری ندارد. با توجه به نتیجه حاصله، در ادامه به منظور تکمیل بحث و تعیین میزان اثرگذاری بیکاری بر خالص مهاجرت، مدل مهاجرت با در نظر گرفتن ساختار فضایی و با لحاظ متغیر بیکاری و چندین متغیر کنترل، با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی مورد برآورد قرار گرفت. جهت برآورد مدل ابتدا وجود وابستگی فضایی در مدل مهاجرت با استفاده از آزمون موران مورد بررسی قرار گرفت. مطابق نتایج وجود اثرات فضایی در مدل مهاجرت در سطح معناداری بالایی تایید شد. در ادامه برای

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

انتخاب مدل بهینه از آزمون‌های ضریب لاگرانژ(LM) و نسبت درستنمایی(LR) استفاده شد. بر اساس نتایج این آزمون‌ها، مدل وقفه متغیرهای توضیحی (SLX) به عنوان مناسب‌ترین مدل انتخاب و در برآورد مدل مهاجرت مورد استفاده قرار گرفت. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان داد که از بین متغیرهای تحقیق، متغیرهای نرخ بیکاری، سهم اشتغال صنعتی، تولید ناخالص داخلی سرانه، تحصیلات، سهم جمعیت جوان از کل جمعیت و توان دوم این متغیر معنادار بوده و دارای علامت مورد انتظار می‌باشند. اما متغیرهای بارندگی و برخورداری از آب، برق، گاز و تلفن معنادار نمی‌باشند. همچنین در این مطالعه اثرات مستقیم و سرریز فضایی متغیرها بر نرخ خالص مهاجرت مورد محاسبه قرار گرفت. مطابق نتایج، اثرات سرریز فضایی متغیرهای بیکاری، سهم اشتغال صنعتی، تولید ناخالص داخلی سرانه و تحصیلات بر خالص مهاجرات در سطح بالایی معنادار است. همچنین متغیر بیکاری به عنوان اصلی‌ترین متغیر مطالعه حاضر دارای اثر مستقیم منفی و اثر سرریز فضایی مثبت بر خالص مهاجرت است. به عبارت دیگر افزایش بیکاری در یک شهرستان موجب افزایش مهاجران خارج شده از آن شهرستان و افزایش مهاجران وارد شده به شهرستان‌های مجاور می‌شود. نتایج مطالعه حاضر همسو با مطالعات میرزامصطفی و قاسمی (۱۳۹۲) و صادقی و شکریانی(۱۳۹۵) است.

با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش مبنی بر وجود رابطه علیت فضایی بین خالص مهاجرت و بیکاری و وجود اثر مستقیم منفی و اثر سرریز فضایی مثبت بیکاری بر خالص مهاجرت، لزوم اجرای آمایش سرزمین در کشور و اجتناب از تمرکز امکانات و فرصت‌های شغلی در برخی از شهرستان‌های کشور بیش از پیش آشکار می‌گردد. مطابق نتایج حاصل از این مطالعه یکی از بسترهای مهم و کلیدی شکل‌گیری مهاجرت‌های داخلی، توزیع فضایی نابرابر فرصت‌های شغلی است. بررسی‌ها نشان می‌دهد توزیع فرصت‌های شغلی در بین شهرستان‌های کشور بسیار نامتوازن است و این عدم توازن به حرکات و جابجایی‌های ناموزون جمعیتی منجر شده است. به عبارت دیگر تمرکز سرمایه‌گذاری‌ها و فرصت‌های شغلی در برخی شهرستان‌ها موجب می‌شود تا در بلندمدت نابرابری فضایی شدیدی میان مناطق پدید آید. این موضوع باعث تشدید مهاجرت‌های

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

بی‌رویه شده و توزیع بهینه جمعیت در کشور را غیر ممکن می‌سازد. در نتیجه، برای کاهش و تعدیل جریان‌های مهاجرت داخلی، اجرای آمایش سرزمین و توزیع برابر و عادلانه منابع و امکانات و فرصت‌های شغلی با توجه به پتانسیل‌های موجود در هر منطقه پیشنهاد می‌شود. افزایش اشتغال و توزیع متناسب صنایع بین شهرستان‌های کشور می‌تواند موجب کاهش مهاجرت‌های بی‌رویه و جلوگیری از آثار و تبعات زیان‌بار اقتصادی و اجتماعی مهاجرت گردد.

منابع

آسایش، حسین (۱۳۷۸). "حرکات داخلی جمعیت ایران با تأکید بر مهاجرت روستایی (قسمت پایانی)". *مجله جهاد (ترویج کشاورزی و توسعه روستایی)*. شماره ۲۲۰ و ۲۲۱، صص ۵۲-۴۷.

آقایاری هیر، محسن و هادی حکیمی (۱۳۹۶). "تحلیل شبکه مهاجرت‌های بین استانی در ایران (۱۳۹۰ - ۱۳۸۵)". *تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی*، شماره ۱۷، صص ۲۰۶-۱۸۵.

اوبرای، آمارجیت سینگ (۱۳۷۰). *مهاجرت، شهرنشینی و توسعه*، ترجمه: فرهنگ ارشاد، انتشارات مؤسسه کار و تأمین اجتماعی، تهران.

ایراندوست، کیومرث؛ بوچانی، محمدحسین و روح‌اله تولایی (۱۳۹۲). "تحلیل دگرگونی الگوی مهاجرت داخلی با تأکید بر مهاجرت‌های شهری"، *مطالعات شهری*، شماره ۶، صص ۱۱۸-۱۰۵.

پتیه، ژان (۱۳۶۹). *مهاجرت روستاییان*، ترجمه: محمدمؤمن کاشی، سازمان انتشارات و آموزش انقلاب اسلامی، تهران.

حسامیان، فرخ؛ اعتماد، گیتی و محمدرضا حائری (۱۳۷۵). *شهرنشینی در ایران*، انتشارات آگاه.

خوش‌فر، غلامرضا؛ دانش، یونس و علی جوادی‌نیا (۱۳۹۱). "مطالعه جریان مهاجرتی و عوامل مؤثر بر آن در استان مازندران"، *فصلنامه مطالعات توسعه اجتماعی- فرهنگی*، شماره ۴، صص ۱۷۶-۱۴۷.

رحمانی، بیژن و ریحانه سلطانی مقدس (۱۳۹۱). "کلان‌شهرها، مهاجرت ناحیه‌ای، انگیزه‌ها و پیامدها"، *فصلنامه آمایش محیط*، شماره ۱۶.

رحمانی، تیمور و ابراهیم حسن‌زاده (۱۳۹۰). "اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران"، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۵.

زنجانی، حبیب‌الله (۱۳۷۱). جمعیت و *شهرنشینی در ایران*، جلد اول، مرکز مطالعات و تحقیقات شهرسازی و معماری ایران، تهران.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

زنجانی، حبیب‌الله (۱۳۸۰). *مهاجرت*، تهران: انتشارات سمت.

شیخی، محمدتقی (۱۳۷۹). *تحلیل و کاربرد جمعیت‌شناسی*، انتشارات اشراقی، تهران.

صادقی، رسول و محسن شکریانی (۱۳۹۵). "تحلیل نوسانات فضایی تأثیر توسعه بر مهاجرت داخلی- بین شهرستانی در ایران"، *توسعه محلی (روستایی- شهری)*. شماره ۲، صص ۲۴۵- ۲۷۰.

طاهرخانی، مهدی (۱۳۷۹). "تحلیلی بر عوامل مؤثر در مهاجرت‌های روستا- شهری: جهت‌گیری‌ها و مباحث جدید"، *مجله روستا و توسعه*، شماره ۳ و ۴، صص ۲۸-۱.

عرب‌مازار، علی‌اکبر؛ مشرفی، رسام و محمد مصطفی‌زاده (۱۳۹۶). "مهاجرت نیروی کار از ایران به کشورهای OECD و عوامل اقتصادی مؤثر بر آن، فصلنامه اقتصاد و الگوسازی"، *دانشگاه شهید بهشتی*، شماره ۳۰، صص ۶۳-۹۴.

عیسی‌زاده، سعید و جهانبخش مهران‌فر (۱۳۹۱). "مهاجرت غیرقانونی و تبعات اقتصادی آن در کشورهای میزبان (با تأکید بر مهاجران افغانی در ایران)". *فصلنامه راهبرد اجتماعی و فرهنگی*، شماره ۲، صص ۱۱۶-۹۷.

فرجادی، غلامعلی (۱۳۸۲). *مهاجرت و اشتغال در استان تهران*. تهران: انتشارات سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان تهران.

فیندلی، سلی (۱۳۷۲). *برنامه‌ریزی مهاجرت‌های داخلی*، ترجمه: عبدالعلی لهسایی‌زاده. شیراز: انتشارات نوید شیراز.

قلندریان، ایمان و هاشم داداش‌پور (۱۳۹۶). "تحلیل الگوهای فضایی مهاجرت بین شهرستانی در فضای سرزمینی ایران"، *جغرافیا و برنامه‌ریزی*، شماره ۶۲، صص ۲۶۴-۲۲۳.

کریمی، پروین؛ محمودی‌نیا، داود و علی اسکندری‌پور (۱۳۹۶). *بررسی اثرات نقش مهاجرت بین‌المللی بر بیکاری و اشتغال در استان‌های منتخب ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه ولیعصر رفسنجان.

گریفین، کیت (۱۳۸۴). *راهبردهای توسعه اقتصادی*، ترجمه: حسین راغفر و محمدحسین هاشمی، چاپ سوم. تهران: نشر نی.

متقی، سمیرا (۱۳۹۴). "بررسی عوامل اقتصادی مهاجرت در کشور ایران (تأکید بر شاخص‌های درآمد و بیکاری)". *سیاست‌های راهبردی و کلان*، شماره ۱۱، صص ۷۴-۶۳.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

میرزامصطفی، سید مهدی و پروانه قاسمی (۱۳۹۲). "عوامل مؤثر بر مهاجرت‌های استانی با استفاده از مدل جاذبه"، *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، شماره ۳، صص ۹۶- ۷۱.

نظم‌فر، حسین و آمنه علی‌بخشی (۱۳۹۳). "سنجش میزان برخورداری شهرستان‌های استان خوزستان از شاخص‌های توسعه با استفاده از تکنیک ادغام"، *فصلنامه آمایش جغرافیایی فضا*، شماره ۲۴، صص ۱۷۸-۱۵۱.

نقدی، اسدالله (۱۳۸۷). "غربت‌نشینی ایرانیان با نگاهی به مسائل اجتماعی مهاجران ایرانی در سوئد"، *نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران*، شماره ۵.

Aliaga, Javier; Herrera, Marcos; Leguia, Daniel; Mur, Jesus; Ruiz, Manuel; Villegas, Horacio (2011). "Spatial Causality, An application to the deforestation Process in Bolivia", *Investigaciones regionals*, No. 21, pp. 183-198.

Basile R. and M. Causi (2007). "Le Determinant dei flussi Migratori Nelle Province Italian:1991-2000", *Economia e Lavoro*, No. 2, pp. 139-159.

Basile R., Girardi A. and M. Mantuano (2012). "Migration and Regional Unemployment in Italy", *The open urban studies Journal*, No. 5, pp. 1-13.

Beyer R.C.M (2016). *The Labor market performance of immigration is Germany*, IMF Working paper, WP/16/6.

Boubtan Ekrame, Coulibaly Dramane and Rault Christophe (2013). *Immigration, unemployment and GDP in the host country: Booststrap panel Granger causality analysis on OECD countries*, Centre D'etudes et De researches SUR LE Development International.

Brueckner Jan K. (2011). *Lecture on urban economics*, The MIT Press Cambridge, Massachusetts London, England.

Celik R. and I. Arslan (2018). "The Relationship between Migration and Unemployment: An Empirical Investigation", *Journal of society policy conferences*, Vol, 74. PP. 65-75.

Chletsos Michael and Stelios Roupakias (2012). Immigration, Unemployment and Growth: Emprical evidence from Greece, MPRA paper, No. 39927.

Ekrame, Boubtane; Dramane, Coulibaly and Rault Christophe (2013). "Immigration, Unemployment and GDP in the host country: Bootstrap panel Granger causality analysis on OECD countries", *Economic Modelling*, No. 33, P. 261-269.

Elhorst J.P. (2014). Spatial Econometrics: from Cross- Sectional data to Spatial Panels, Springer.

Elhorst J.P. and S.H. Vega (2017). "The SLX model: Extensions and the Sensitivity of Spatial Spillovers to W". *Papeles de Economía Española*, No.152, pp. 34-50.

Elhorst J.P. and S.H. Vega (2013). *On Spatial Econometric Models, Spillover Effects and W, ERSA Conference Papers*, European regional science association.

Feridun M. (2004). "Does immigration have an impact on economic development and unemployment? Empirical evidence from Finland (1981-2001)". *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, No. 1, pp. 39-60.

Feridun M. (2005). "Economic Impact of Immigration on the Host Country: The Case of Norway", *Prague economic papers*, No. 4, pp. 350-362.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]

Feridun M. (2007). "Immigration, Income and Unemployment: An Application of Bounds Testing Approach to Cointegration", *Journal of developing Areas*, No. 41, pp. 37-51.

Fromentin V. (2013). "The Relationship between Immigration and Unemployment: The Case of France". *Economic Analysis and Policy*, 43(1). pp. 51-66.

Gibbons S. and H.G. Overman (2012) "Mostly Pointless spatial Econometrics?" *JReg Sci*, 52(2), pp. 172–191.

Heckman J. (2000). "Causal Parameters and Policy Analysis in Economics: A Twentieth Century Retrospective", *The quarterly Journal of economics*, No. 115, pp. 45-97.

Herrera M., Mur J. and M. Ruiz (2016). "Detecting Causal Relationships between Spatial Processes". *Papers in Regional Science*, *95*(3). pp. 577-594.

Herrera, Marcos; Ruiz, Manuel and Jesus Mur (2012). "Some Examples of the use of a new test for Spatial Causality", *Estadistica Espanola*, No. 177. pp. 53-70.

Islam A. (2007). "Immigration Unemployment Relationship: The Evidence from Canada", *Australian economic Papers*, No. 46, pp. 52-66.

Kilic Cuneyt and Yucesan Mesut (2019). "Relationship between Migration and Unemployment: Panel data Analysis for Selected OECD countries", *Montenegrin Journal of economics*, No. 3, pp. 101-111.

Konya L. (2000). *Bivariate Causality between Immigration and Long-term Unemployment in Australia, 1981-1998*. Victoria university of technology, Working paper, 18/00.

Le Sage J. and R.K. Pace (2009). *Introduction to Spatial econometrics*, Taylor and Francis group CRC press, USA.

LeSage J. and R.K. Pace (2011). "Pitfalls in Higher Order Model Extensions of Basic Spatial Regression Methodology", *Review of Regional Studies*, 41, 13–26.

Mantel N. (1967). "The Detection of Disease Clustering and a Generalized Regression Approach", *Cancer Research*, No.27, pp. 209-220.

Murophy H.B. (1997). "Migration Culture and Mental Health", *Psychology*, No.7, pp. 677-684.

Pearl J. (2009). "Causal Inference in Statistics: An Overview", *Statistics Surveys*, No. 3, pp. 96-146.

Todaro P.M. (1997). *Urbanization, Unemployment and Migration in Africa: Theory and Policy*, Policy Research Division Working Paper, No. 104, Population council, NewYork.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.98.135]