Urban Ecological Research Open Access

Vol. 16(3), (Series 40): 23-38

DOI: 10.30473/grup.2024.70143.2821

E-ISSN: 2538-3949 P-ISSN: 2538-3930

ORIGINAL ARTICLE

The Impact of Economic and Environmental Factors on Internal Migration in Iran: A Spatial Regression Analysis

Elnaz Arzaghi[1], Yeganeh Mousavi Jahromi[2*], Jahangir Biabani[3]

1. Ph.D Student. Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran
2. Professor, Department of Economics, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran.
3. Associate Professor Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran.

***Correspondence**
Yeganeh Mousavi Jahromi
Email: mosavi@pnu.ac.ir

Receive Date: 01/Jan/2024
Revise Date: 23/Feb/2024
Accept Date: 09/Mar/2024

How to cite
Arzaghi, E., Mousavi Jahromi, Y., & Biabani, J. (2025). The Impact of Economic and Environmental Factors on Internal Migration in Iran: A Spatial Regression Analysis. *Urban Ecological Research*, 16(3), 23-38.

ABSTRACT

Migration, usually refers to permanent or long-term changes in the place of residence. This study aims to investigate the spatial analysis of internal migration in Iranian provinces during 2011-2016 with an emphasis on economic and environmental factors. For this purpose, the economic factors per capita GDP, unemployment rate, poverty severity along with the environmental factor of (CO2) emissions were identified in the regression model. First, location (space and distance) was significant in internal migration data according to the Moran test at 95% level. Then, based on the variance inconsistency test and the rho-correlation statistical in the spatial lag model were confirmed. Therefore, spatial regression analysis was performed based on the spatial lag model. The results of spatial regression showed that the economic indicators per capita GDP, unemployment and poverty severity had a statistically significant effect on the net migration rate in the provinces. Unemployment and poverty severity had a negative effect and income had a positive effect on the net migration rate in the provinces. But CO2 emissions were positively correlated with the dependent variable.As greenhouse gas emissions of CO2 increase, so does air pollution. While one might expect that net migration and CO2 emissions would have a negative relationship, the descriptive statistics of net migration and average CO2 emissions show that, except for Khuzestan province, provinces with high CO2 emissions have also attracted more immigrants.This suggests that the CO2 emission index reflects the positive effects of industrialization in the provinces rather than the negative effects of air pollution.

KEYWORDS

Migration, CO_2 Emissions, Poverty, Unemployment and Spatial Lag Mode, Provinces of Iran.

Copyright © 2025, by the author (s). Published by Payame Noor University, Tehran, Iran.
This is an open access article under the CC BY (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

نشریه علمی
پژوهش‌های بوم‌شناسی شهری

سال شانزدهم، شماره دوم، (پیاپی ۴۰)، پاییز ۱۴۰۴، (۳۸-۲۳)

DOI: 10.30473/grup.2024.70143.2821

E-ISSN: 2538-3949 P-ISSN: 2538-3930

«مطالعه پژوهشی»

تحلیل فضایی مهاجرت داخلی با تأکید بر عوامل اقتصادی و محیطی در استان‌های ایران

الناز ارزاقی[۳]، یگانه موسوی جهرمی[۲*]، جهانگیر بیابانی[۳]

۱. دانشجوی دکتری، گروه علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.
۲. استاد، گروه علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.
۳. دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

***نویسنده مسئول:** یگانه موسوی جهرمی
رایانامه: mosavi@pnu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۱۱
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۲/۰۴
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۱۹

استناد به این مطالعه:
ارزاقی، الناز؛ موسوی جهرمی، یگانه و بیابانی، جهانگیر (۱۴۰۴). تحلیل فضایی مهاجرت داخلی با تأکید بر عوامل اقتصادی و محیطی در استان‌های ایران. *فصلنامه علمی پژوهش‌های بوم‌شناسی شهری*، ۱۶(۳)، ۳۸-۲۳.

چکیده

مهاجرت معمولاً به تغییرات دائمی یا طولانی مدت محل زندگی اشاره دارد. این پژوهش بر آن است تا تحلیل فضایی مهاجرت داخلی در استان‌های ایران را طی سال‌های ۹۵-۱۳۹۰ با تأکید بر عوامل اقتصادی و محیطی بررسی کند. بدین منظور سه عوامل اقتصادی سرانه تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری و شدت فقر به همراه عامل محیطی میزان انتشار کربن دی‌اکسید در الگوی برآوردی شناسایی شد. نخست بعد مکان (مجاورت و فاصله) در اطلاعات آماری مهاجرت داخلی براساس آزمون موران در سطح ۹۵ درصد معنادار شد. سپس براساس آزمون ناهمسانی واریانس و نیز آماره RHO وابستگی فضایی در مدل وقفه فضایی (SAR) مورد تأیید قرار گرفت. بنابراین تحلیل فضایی براساس مدل وقفه فضایی انجام شد. نتایج رگرسیون فضایی نشان داد شاخص‌های اقتصادی سرانه تولید ناخالص داخلی، بیکاری و شدت فقر بر خالص مهاجرت در استان‌های کشور از لحاظ آماری تأثیرگذار بود. به‌طوری‌که بیکاری و شدت فقر تأثیر منفی و درآمد اثر مثبت بر خالص مهاجرت در استان‌ها داشت. ولی میزان انتشار CO_2 رابطه مثبت با متغیر وابسته داشت. از آنجایی که هر چه میزان انتشار گاز گلخانه‌ای CO_2 افزایش یابد، میزان آلودگی هوا نیز افزایش می‌یابد، لذا انتظار بر این بود رابطه خالص مهاجرت با میزان انتشار CO_2 معکوس باشد، اما آمار توصیفی خالص مهاجرت و متوسط انتشار CO_2 نشان داد جز استان خوزستان، استان‌های با میزان انتشار بالای CO_2، مهاجرپذیر نیز بوده‌اند. بنابراین شاخص انتشار CO_2 بیش از اینکه اثرات سوء آلودگی هوا را نشان دهد، اثرات مثبت صنعتی شدن استان‌ها را نشان داده است.

واژه‌های کلیدی

مهاجرت، انتشار CO_2، فقر، بیکاری و مدل وقفه فضایی، استان‌های ایران.

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. © ۱۴۰۴ ناشر این مقاله، دانشگاه پیام نور است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
This is an open access article under the CC BY (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

مقدمه

مهاجرت از زمان پیدایش انسان بخش جدانشدنی توسعه جوامع بشری بوده است. در تمدن‌های قدیم در کنار سایر عوامل مانند جنگ و ناامنی، تغییرات محیطی یکی از دلایل اصلی مهاجرت و مهاجرت وسیله تنظیم خودبخودی منابع و موجودات شمرده می‌شد. اما پس از انقلاب صنعتی و تغییرات اقتصادی گسترده در جهان، انسان‌ها بیشتر برای ارتقای کمی و کیفی زندگی خود دست به مهاجرت می‌زنند که شاهد افزایش سرعت رشد مهاجرت هستیم. امروزه پژوهشگران پنج عامل اقتصادی، اجتماعی، سیاسی، جمعیتی و محیط زیستی را در سطح کلان برای مهاجرت مدنظر قرار می‌دهند (Black et al, 2011).

براساس نظریه‌های مهاجرتی، مدل‌های جاذبه (عواملی که باعث جذب در منطقه مقصد می‌شود) و دافعه (عواملی که باعث دفع انسان‌ها از محل اسکان خود می‌شود) که در اواخر قرن نوزدهم و اوایل قرن بیستم مطرح شده و از اصلی‌ترین نظریه‌های مربوط به مهاجرت محسوب می‌شود و نظریه‌های بسیاری براساس آن پایه‌گذاری شده، در ارتباط با تأثیر عوامل مجذوب‌کننده و طردکننده مناطق در مهاجرت صحبت می‌کنند که این عوامل می‌توانند تمام ریشه‌های پیش گفته (اعم از اقتصادی و محیطی) را در بر گیرند که توسط اندیشمندان بسیاری مورد توجه قرار گرفته است (متقی، ۱۳۹۴). مدل‌های کلاسیک بر این تصور بودند که تنها منفعتی که نصیب مهاجر می‌گردد اختلاف دستمزد در منطقه مقصد است. در حالی‌که مطالعات مختلف نشان دادند که منافع مادی تنها بخشی از انگیزه مهاجرت بوده و منافع غیرمادی دیگری نظیر آب‌وهوا، آرامش، محیط پاک‌تر و شرایط بهتر زندگی انگیزه‌های بسیار قوی برای امر مهاجرت هستند. چنانچه مطالعات گراوس[1] (۱۹۸۰،۱۹۸۸) وکاشینگ[2](۱۹۸۷)، برانگیزه‌های غیرمادی مهاجرت تأکید فراوانی کرده‌اند (صباغ کرمانی، ۱۳۹۷).

گرم شدن زمین در اثر گازهای گلخانه‌ای که عامل اصلی آن انتشار گازهای دی‌اکسید کربن است، موجب آب شدن یخ‌های قطبی، بالا آمدن سطح آب‌ها، ناپدید شدن برخی از شهرها، کشورهای ساحلی، جزایر و ایجاد طوفان‌های دریایی خواهد شد. جاری شدن سیل، کم شدن آب آشامیدنی و محصولات کشاورزی، تشدید فرسایش خاک، پیدایش دریاچه‌های یخی و از بین رفتن برخی از گونه‌های گیاهی و جانوری، مهاجرت برخی از بافت‌های جمعیتی را در پی خواهد داشت. با تشدید اثرات تغییر اقلیم بر محیط و تغییر شرایط محیط زیست به‌ویژه در روستاها و شهرهای کوچک، مهاجرت مردم به شهرهای بزرگ برای دستیابی به شرایط زندگی بهتر افزایش یافته است. براساس گزارش سازمان بین‌المللی مهاجرت[3] به‌عنوان نمونه در سال ۲۰۰۸، حدود ۲۰ میلیون نفر در سرتاسر جهان به دلیل رخدادهای اقلیمی مهاجرت کرده‌اند. این در حالی است که تعداد مهاجران ناشی از تنش و خشونت در جهان در همین سال فقط حدود ۶/۴ میلیون نفر بوده است. براساس گزارش مرکز آمار ایران، در فاصله بین ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۵ حدود ۲۴ میلیون نفر (حدود ۱/۲ میلیون نفر در سال) در داخل کشور مهاجرت کرده‌اند که مخاطرات طبیعی یکی از دلایل عمده آن بوده است.

بخش عمده‌ای از مهاجرت‌ها و جابجایی‌ها در سطح داخلی و در درون مرزهای کشورها صورت می‌گیرد که در مقایسه با مهاجرت بین‌المللی آسان‌تر بوده و موانع اقتصادی، اداری و سیاسی کمتری دارد (Deshingkar & Natali, 2008). به نظر می‌رسد یکی از بسترهای مهم و کلیدی شکل‌گیری جریانات مهاجرت داخلی در کشور، توسعه نابرابر باشد که عدم تعادل توسعه‌ای به جریانات مهاجرتی منجر شده است (صادقی و شکریانی، ۱۳۹۵). از طرفی براساس قوانین مهاجرتی (Ravenstein, 1889) با افزایش مسافت میزان مهاجرت کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر میزان مهاجرت با فاصله رابطه دارد.

با عنایت به اهمیت عوامل اقتصادی ازجمله اشتغال و بهبود شرایط زندگی و نیز مسائل محیط‌زیستی ازجمله آلودگی هوا و همچنین تأثیر مسافت در جابجایی جمعیت این پژوهش بر آن است به تحلیل فضایی مهاجرت در استان‌های ایران با تکیه به عوامل اقتصادی (سرانه تولید ناخالص داخلی، بیکاری و فقر) و زیست‌محیطی (میزان انتشار CO_2) پرداخته شود.

چارچوب نظری

مبانی نظری

مهاجرت در واکنش به مجموع عوامل مختلفی رخ می‌دهد. به‌عبارتی طیفی از عوامل مختلف و گسترده بر رخداد مهاجرت تأثیر می‌گذارند که همه افراد نیز به شیوه مشابهی به این عوامل پاسخ نمی‌دهند (Parnwell, 2006). در نتیجه در تبیین مهاجرت نظریه‌های مختلفی پدید آمده است که هر یک از منظر متفاوتی به این فرایند پرداخته است و از طرفی هر تئوری بعدی

1. Graves
2. Cushing
3. The International Organization for Migration (IOM)

مشخص از مهاجرت را موضوع خود قرار داده است و آن را مورد بررسی و تفسیر قرار داده است (شهبازین، ۱۴۰۱).

بیشتر پژوهش‌های اقتصادی که به‌طور تجربی عوامل تعیین‌کننده مهاجرت را تجزیه و تحلیل می‌کنند، متغیرهای توضیحی خود را به ویژگی‌های متعارف اجتماعی-اقتصادی در سطح خرد و به اختلاف درآمد و بیکاری در سطح کلان محدود می‌کنند (Radu, 2008). در اقتصاد نوکلاسیک بر نابرابری‌ها و تفاوت‌های اقتصادی بین مناطق برای تحلیل مهاجرت و از توسعه نابرابری منطقه‌ای و تحلیل‌های هزینه و فایده برای تبیین مهاجرت استفاده می‌شود (Kurekova, 2011).

در تجزیه و تحلیل استاندارد اقتصادی، تصمیم مهاجرت به‌عنوان نتیجه یک محاسبه هزینه-فایده فردی توضیح داده می‌شود، به‌موجب آن یک مهاجر آینده‌نگر دنبال به حداکثر رساندن رفاه انتظاری خود در یک افق زمانی با استفاده از مهاجرت است. مدل اصلی برای تجزیه و تحلیل مهاجرت نیروی کار توسط شاستد[1] (۱۹۶۲)، به‌عنوان موردی برای جستجوی بالاترین بازده ناشی از سرمایه انسانی توضیح داده شد. در صورتی که خالص بازده انتظاری تنزیل در زمان حال مهاجرت مثبت باشد، مهاجران عقلائی به‌صورت انفرادی تصمیم می‌گیرند که مهاجرت کنند. بنابراین تصمیم برای مهاجرت تحت تأثیر هر دو جنبه مالی و غیرمالی و احتمال بیکاری قرار می‌گیرد (Harris & Todaro, 1970). در بیان این تجزیه و تحلیل، فرض کنید دو بازار کار وجود دارد که در آن یک کارگر خاص می‌تواند استخدام شود. این کارگر که در حال حاضر در منطقه i مشغول به کار، t سال سن دارد و Wit دلار به‌دست می‌آورد وی در حال بررسی مهاجرت به منطقه j است. اگر قرار بود مهاجرت کند Wjt دلار به‌دست می‌آورد. از طرفی جابجایی از i به j، m_{ij} دلار هزینه نیاز دارد. این هزینه‌های مهاجرت شامل هزینه‌های واقعی حمل‌ونقل کارگر و خانواده‌اش و همچنین ارزش دلاری «هزینه روانی» است – درد و رنجی که به‌ناچار هنگام دور شدن از خانواده، همسایگان و شبکه‌های اجتماعی رخ می‌دهد. این هزینه‌ها از دستمزد مقصد یا به‌عنوان یکبار پرداخت یا به‌عنوان هزینه روان‌شناختی پایدار کسر می‌شود که باید هر سال در نظر گرفته شود. ممکن است m_{ij} منفی باشد. این می‌تواند در مورد افرادی صادق باشد که از ظلم و خشونت در محل اصلی خود فرار می‌کنند که در این صورت، m_{ij} به‌جای هزینه مهاجرت به مقصد جدید به یک مزیت تبدیل می‌شود. مانند سایر سرمایه‌گذاری‌های، تصمیمات مهاجرت با مقایسه ارزش فعلی درآمدهای مادام‌العمر در فرصت‌های جایگزین بررسی می‌شوند. در این صورت سود خالص مهاجرت (NG) از مبداء i به مقصد j به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$NG = \sum_{k=t}^{T} \frac{[(1-u_{jk})(W_{jk}-m_{ijk})-(1-u_{ik})(W_{ik})]}{(1+r)^{k-t}} \quad (1)$$

در اینجا r نرخ تنزیل، T سن بازنشستگی و u نرخ بیکاری است. اگر ارزش فعلی سود خالص انتظاری مهاجرت مثبت باشد، مهاجرت صورت می‌گیرد. سه گزاره تجربی قابل آزمایش که از این چارچوب نتیجه گرفته می‌شود، عبارتند از:

۱. بهبود فرصت‌های اقتصادی موجود در مقصد، سود خالص مهاجرت و احتمال مهاجرت را افزایش می‌دهد. این شامل دستمزد بالاتر یا نرخ بیکاری کمتر است.

۲. بهبود فرصت‌های اقتصادی در مبداء، سود خالص مهاجرت را کاهش می‌دهد و در نتیجه احتمال مهاجرت کاهش می‌یابد.

۳. افزایش هزینه‌های مهاجرت، اعم از مالی و غیرمالی، سود خالص مهاجرت و احتمال مهاجرت را کاهش می‌دهد.

در مجموع، مهاجرت در این چارچوب باریک نوکلاسیک زمانی رخ می‌دهد که فرصت خوبی وجود داشته باشد تا کارگران سرمایه‌گذاری‌های سرمایه انسانی خود را جبران کنند. در نتیجه مهاجران تمایل دارند از مناطق کم‌درآمد به مناطق پردرآمد، از مناطق با بیکاری بالا به مناطق کم بیکاری جذب شوند و هرچه اختلاف درآمد مورد انتظار بین مناطق بیشتر باشد یا هرچه جابجایی ارزان‌تر باشد، تعداد مهاجران بیشتر می‌شود (Kubursi, 2006).

تئوری مهاجرت نوکلاسیک ریشه در عدم تعادل بازار کار دارد که باعث ایجاد شکاف دستمزد مورد انتظار در سراسر مرزهای ملی می‌شود. با این حال، یک پارادایم جدید ظاهر شده است که نشان می‌دهد مهاجرت از شکست بازار خارج از بازار کار ناشی می‌شود. هنگامی که چشم‌انداز بازارهای آینده وجود ندارد، یا اگر بازارها ناقص یا غیرقابل دسترس هستند، همان‌طور که معمولاً در بسیاری از اقتصادهای در حال توسعه اتفاق می‌افتد، خانوارهایی که نمی‌توانند به درآمدهای قابل دوام و بازارهای سرمایه در کشور خود دسترسی داشته باشند، تمایل دارند یک عضو یا تعداد بیشتری از آنها را برای بیمه در برابر ریسک‌ها و یا تضمین دسترسی به سرمایه، به خارج از منطقه سکونت‌شان بفرستند. اگر دستمزدها و فرصت‌ها در خارج از منطقه بیشتر باشد، مهاجرت استراتژی جذاب و مؤثری را برای به حداقل رساندن

1. Sjaastad

ریسک‌ها و غلبه بر محدودیت‌های سرمایه ارائه می‌کند (Katz & Stark, 1986). این بلافاصله تأکید را از فرد (هسته اقتصاد نوکلاسیک) به خانواده (جامعه) می‌گیرد و از تصحیح درآمد مطلق به سمت عوامل تعیین‌کننده درآمد نسبی که در آن «محرومیت نسبی» انگیزه بیشتری برای مهاجرت نسبت به شکاف دستمزد است، می‌برد. در این تئوری مهاجرت رفتاری تصادفی نبوده و پاسخی نهایی به محرومیت‌های نسبی است. در واقع وقتی فرد یا جمع نتواند به هدف‌های با ارزش در مبداء خود دست یابد و احساس کند که منابع لازم برای رفع محرومیت‌هایش در خارج از محل سکونت او وجود دارد، در آن صورت مهاجرت می‌کند. در اینجا فرد با دو محیط روبه‌رو است یکی مبداء که فرد در آن پرورش یافته است، اما احساس می‌کند که در آن از فرصت‌های لازم برای رسیدن به هدف‌های با ارزش خود محروم است، دیگری محیطی که شاید فقط به‌طور مبهم آن را می‌شناسد (مقصد) اما احساس می‌کند که در آنجا به منابع لازم برای رفع محرومیت‌های خود دسترسی خواهد داشت (Stark & Taylor, 1989).

مطالعات گوناگون (Deryugina et al, 2019; Fu et al, 2021); (Molina, 2021) نشان داده‌اند که آلودگی هوا در مجموعه‌ای از ابعاد بهداشتی و اقتصادی تأثیرات علی مانند: مرگ و میر نوزادان و بزرگسالان، نرخ بستری شدن در بیمارستان، هزینه‌های بهداشتی، سلامت روان، ساعات کار، بهره‌وری نیروی کار، تصمیمات بازار کار، نمرات آزمون، و درآمد، دارد. به‌طوری‌که آلودگی هوا در حال حاضر بزرگ‌ترین خطر زیست‌محیطی برای سلامت انسان در نظر گرفته می‌شود. بدین منظور معمولاً مطالعاتی با استفاده از الگوی هدانیک برای محاسبه میزان تمایل به پرداخت برای گریز از آثار زیان‌بار آلودگی هوا مطرح می‌شود. ولی تصمیمات کلیدی اقتصادی در مواجهه با هزینه‌های ناشی از آلودگی هوا مبتنی بر روش‌های هدانیک عبارتند از: مکان‌گزینی و مهاجرت. به‌طوری‌که هزینه‌های مرتبط با مکان‌یابی مجدد باعث می‌شود که تخمین‌های الگوی هدانیک از تمایل به پرداخت برای آلودگی هوا منحرف شود (Bayer et al, 2009). مطالعه چگونگی تأثیرپذیری تصمیمات مهاجرت تحت تأثیر آلودگی در جهان در حال توسعه است. ولی چالش‌های تجربی مرتبط با مطالعه واکنش‌های مهاجرت به آلودگی هوا وجود دارند که اولاً از آنجایی که مهاجرت مستلزم هزینه ثابت زیادی است و مقداری از آن غیرقابل برگشت است، احتمالاً به تغییرات در قرار گرفتن در معرض آلودگی هوا به‌کندی پاسخ می‌دهد. دوم محدودیت‌های داده هنگام مطالعه تصمیم‌های مهاجرت است. زیرا داده‌هایی که محل سکونت یک فرد را در طول زمان ردیابی کنند، در مقیاسی که برای دریافت واکنش‌های مهاجرت به آلودگی هوا موردنیاز است، به‌سختی به‌دست می‌آید (Chen et al, 2022).

پیشینه‌های پژوهش

عزیزی و صادقی (۱۴۰۲)، در مطالعه خود به تحلیل فضایی مهاجرت و پدیده خشکسالی در کشور با استفاده از تحلیل لکه داغ و شاخص استاندارد بارش در سه دهه اخیر (۹۵-۱۳۶۵) پرداختند. تحلیل لکه داغ با استفاده از داده‌های میزان خالص مهاجرت در کشور طی سه دهه اخیر نشان داد در ماه‌های خشکسال عموماً از جنوب شرقی و جنوب کشور به سمت شمال و غرب افزایشی است. همچنین مقادیر شاخص موران برای میزان خالص مهاجرت در دوره‌های چهارگانه بین ۰/۱۷ تا ۰/۴۵ قرار داشت که نشان از خوشه‌بندی در داده‌های مهاجرت است. تحلیل لکه داغ نیز نشان داد که کانون‌های مهاجرتی در کشور با اندکی تغییرات در مرکز و غرب کشور قرار دارند. تطبیق کانون‌های مهاجرتی با الگوی رخداد ماه‌های خشکسال نشان داد که کانون‌های مهاجرتی اعم از مهاجرفرست و مهاجرپذیر در نقاطی با فراوانی رخداد ماه‌های خشک متوسط تا زیاد قرار دارند.

نوبهار و همکاران (۱۴۰۱)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین بیکاری و خالص مهاجرت براساس رهیافت اقتصادسنجی فضایی طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۸۵ در شهرستان‌های کشور پرداختند. نتایج آزمون علیت فضایی رابطه علی بین خالص مهاجرت و بیکاری را نشان داد. همچنین مشخص شد که جهت رابطه از بیکاری به خالص مهاجرت می‌باشد. نتایج برآورد مدل مهاجرت با استفاده از روش وقفه فضایی متغیرهای توضیحی بیانگر آن بود که از بین متغیرهای تحقیق، متغیرهای نرخ بیکاری، سهم اشتغال صنعتی، تولید ناخالص داخلی سرانه، سهم جمعیت جوان از کل جمعیت و تحصیلات مهم‌ترین عوامل مؤثر بر خالص مهاجرت بوده و دارای اثرات مستقیم و سرریز فضایی معناداری بر خالص مهاجرت هستند. همچنین متغیر بیکاری به‌عنوان اصلی‌ترین متغیر مطالعه حاضر دارای اثر مستقیم منفی و اثر سرریز فضایی مثبت بر خالص مهاجرت بود. به‌عبارت دیگر افزایش بیکاری در یک شهرستان موجب کاهش خالص مهاجرت در آن شهرستان و افزایش خالص مهاجرت در شهرستان‌های مجاور می‌شود.

مشفق و شکفته گوهری (۱۳۹۹)، به مطالعه وضعیت مهاجرت در شهرستان‌های مرزنشین ایران و اثرات سطح توسعه‌یافتگی بر آن در فاصله سال‌های ۹۵-۱۳۹۰ پرداختند. برای آزمون فرضیات پژوهش از الگوی تحلیلی تاپسیس، آزمون‌های معناداری پیرسون و رگرسیون، آزمون‌های موران عمومی، الگوی فضایی براساس نقاط داغ و تحلیل کلاستر استفاده کرده‌اند. نتایج

پژوهش نشان داد که میان مهاجرپذیری، خالص مهاجرت، ناخالص مهاجرت و توسعه شهرستان‌های مرزنشین رابطه مثبت و معناداری برقرار است. توسعه‌نیافتگی قادر به تبیین بیش از ۱۹ درصد تغییرات خالص مهاجرت این شهرستان‌ها است. همچنین آزمون خوشه‌ای ماتریس دووجهی متغیرهای توسعه‌یافتگی و خالص مهاجرت نشان داد که عمدتاً شهرستان‌های مرزنشین مهاجرفرست هستند به‌طوری‌که مهاجرفرستی بیشتر متعلق به برخی شهرستان‌های مرزنشین استان‌های اردبیل، کرمانشاه، ایلام و خراسان جنوبی است.

اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۸)، به بررسی رابطه علیت بین فقر و مهاجرت از روستا به شهر در ایران با استفاده از دو روش تودا و یاماموتو[1] و آزمون کرانه‌ها، طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۶۴ پرداختند. به این منظور از داده‌های متغیرهای جمعیت و نرخ رشد طبیعی آن، درصد افراد فقیر و ضریب جینی بهره بردند. نتایج آزمون‌های علیت با استفاده از هر دو روش نشان داد که مهاجرت و فقر رابطه دوسویه دارند؛ فقر خانوارهای روستایی باعث مهاجرت از روستا به شهر می‌شود و مهاجرت نیز می‌تواند موجب کاهش فقر روستایی شود.

حسینی و همکاران (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای به توصیف و تحلیل مهاجرت‌های بین استانی در ایران و تعیین‌کننده‌های آن طی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ با استفاده از روش تحلیل ثانویه داده‌های مهاجرت حاصل از سرشماری سال ۱۳۹۰ پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد از بین متغیرهای مستقل رشد جمعیت، نرخ بیکاری، میانگین سال‌های تحصیل، جمعیت روستا/شهری و درصد شهرنشینی، فقط متغیرهای رشد جمعیت و نرخ بیکاری با میزان خالص مهاجرت از نظر آماری رابطه معناداری داشتند.

متقی (۱۳۹۴)، به تأثیر عوامل اقتصادی بر مهاجرت در ایران؛ با تأکید بر شاخص‌های درآمد و بیکاری پرداخته است. وی با رویکردی تحلیلی و با بهره‌گیری از نظریه‌های مهاجرتی مربوط به کارکردگرایان، ساختارگرایان و توسعه‌گرایان، عوامل اقتصادی مؤثر بر مهاجرت از کشور ایران را مورد واکاوی قرار داده و به این منظور، به مدل‌سازی رابطه میان مهاجرت و دو شاخص اصلی اقتصادی اثرگذار بر آن یعنی درآمد و بیکاری، پرداخته است. به این منظور از روش الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)، در دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ استفاده کرده است. این پژوهش نشان داد که شاخص‌های تولید ناخالص داخلی، بیکاری و شاخص حکمرانی خوب، از عوامل اصلی بلندمدت تأثیرگذار بر میزان 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 شده و این نتیجه مؤید نظریات مربوط به کارکردگرایان، ساختارگرایان و توسعه‌گرایان برای کشور ایران است.

کابالرو[2] و همکاران (۲۰۲۴)، در مطالعه‌ای به مهاجرت ناشی از آلودگی و سیاست زیست‌محیطی در یک مدل جغرافیای اقتصادی پرداختند. آنها مدلی شامل دو منطقه با شرکت‌های آلاینده و مشمول سیاست‌های کاهش آلودگی را توسعه داده‌اند. طبق نتایج پژوهش آلودگی در محیط محلی انباشته شده، رفاه جمعیت را کاهش می‌دهد. از طرفی سیاست‌های زیست‌محیطی دو اثر متضاد بر رفاه دارند: از جهتی با کاهش دستمزدهای اسمی رفاه را کاهش می‌دهند و از سوی دیگر با افزایش کیفیت محیطی، رفاه را افزایش می‌دهند. اگر مقررات زیست‌محیطی در دو منطقه به همان اندازه سختگیرانه باشد، با بازتر شدن تجارت، جمعیت، آلودگی و دستمزدها به هم نزدیک می‌شوند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که اگر نرخ جذب طبیعی آلودگی کم باشد، محیط به‌آرامی بهبود می‌یابد، جمعیت و شرکت‌ها در یک چرخه آلاینده و مهاجرت بین مناطق صورت می‌گیرد و هیچ تعادل ایستا حاصل نمی‌شود.

فرزانگان[3] و همکاران (۲۰۲۳)، در مطالعه‌ای تأثیر آلودگی هوا بر مهاجرت داخلی در خانوارهای ایرانی طی سال‌های ۲۰۱۱ و ۲۰۱۶ برای ۳۱ استان ایران را با استفاده از اثرات ثابت تابلویی و روش‌های متغیر ابزاری مورد بررسی قرار دادند. آنها برای اندازه‌گیری آلودگی هوا از داده‌های ماهواره‌ای عمق نوری آئروسل[4] استفاده کردند. نتایج پژوهش نشان داد که آلودگی هوا تأثیر مثبت و معناداری بر خالص مهاجرت دارد. همچنین براساس نتایج پژوهش دریافتند که سطوح بالاتری از فعالیت‌های اقتصادی از مهاجرت جلوگیری می‌کند.

وو[5] و همکاران (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای براساس مدل تعادل عمومی فضایی جدید، تأثیر آلودگی هوا بر رفاه ساکنان شهری و نیز تأثیر بر مهاجرت را در ۲۷۴ شهر در سطح استان و بالاتر از آن در چین طی دوره ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۷ مطالعه کردند. تحلیل نظری و پژوهش‌های تجربی آنها نشان می‌دهد که آلودگی هوا تأثیر منفی قابل توجهی بر رفاه ساکنان دارد. علاوه بر این نتایج شبیه‌سازی نشان می‌دهد که کاهش هزینه مهاجرت و بهبود

1. Toda & Yamamoto

2. Caballero
3. Farzanegan
4. Aerosol Optical Depth
5. Wu

کیفیت هوا تقریباً ۲۴/۶۵ درصد بهبود رفاه ساکنان را به همراه دارد. از سوی دیگر هزینه‌های مهاجرت نقش تعدیل‌کننده‌ای در مسیر تأثیر آلودگی هوا بر رفاه ساکنان دارد. چنانچه هزینه‌های مهاجرت کاهش یابد، به ساکنان کمک می‌کند تا از شهرهایی با کیفیت هوای ضعیف خارج و رفاه‌شان بهبود یابد.

چن[1] و همکاران (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای به اثرات آلودگی هوا بر مهاجرت در چین با استفاده از تغییرات در قدرت متوسط وارونگی‌های حرارتی در دوره‌های پنج‌ساله به‌عنوان منبع تغییرات برون‌زا برای سطوح متوسط آلودگی هوا پرداختند. آنها براساس مدل تأخیر فضایی که سرریزهای مهاجرت محلی و شوک‌های آلودگی دارای وابستگی فضایی هستند، به بررسی نتایج اقدام کردند. یافته‌های آنها نشان داد که آلودگی هوا مسئول تغییرات بزرگ در جریان ورودی و خروجی مهاجرت در چین است. به‌طور خاص، با افزایش ۱۰ درصدی آلودگی هوا، ثابت نگه داشتن بقیه موارد، خالص مهاجرت تا حدود ۲/۸ درصد کاهش داشته است.

پاچکو[2] (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای برای پاسخ به این سؤال که آیا عوامل غیراقتصادی کیفیت زندگی باعث مهاجرت می‌شوند؟ به بررسی عوامل مؤثر بر جریان مهاجرت ۱۶ کشور OECD با استفاده از مدل جاذبه تعمیم‌یافته طی دوره ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۰ پرداختند. آنها در این مطالعه برای اندازه‌گیری رفاه از شاخص‌های جانشین مانند شادی، سرمایه انسانی، کیفیت زندگی و آزادی اقتصادی استفاده کردند. نتایج نشان‌دهنده بی‌تأثیری شاخص کیفیت زندگی بر جریان مهاجرت به کشورهای OECD است، اما عوامل اقتصادی همچون میزان جمعیت، تعداد مهاجران هم ملیت که در کشور مقصد وجود دارند، درآمد سرانه نسبی و عوامل جغرافیایی بر میزان مهاجرت اثرگذار هستند.

استارک و همکاران[3] (۲۰۰۹)، در پژوهشی رابطه بین فقر نسبی کل و مهاجرت را براساس داده‌های منطقه‌ای لهستان در دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۹ بررسی کردند. آنها از اینکه سطح بالاتری از فقر مطلق با تمایل قوی‌تر به مهاجرت همراه باشد، نسبتاً مطمئن بودند. لذا در این تحقیق درصدد پاسخ به این سؤال بودند که آیا فقر نسبی نیز بر تمایل به مهاجرت تأثیر می‌گذارد؟ نتایج تجربی آنها نشان داد ضرایب جینی به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری فقر نسبی کل، با مهاجرت همبستگی مثبت دارند و در واقع کاهش نابرابری درآمد در مناطق مبداء می‌تواند مهاجرت را کاهش دهد.

1. Chen
2. Pacheco
3. Stark et al

روش انجام پژوهش

الگوی مورد استفاده در این پژوهش براساس مبانی نظری و پیشینه پژوهش در چارچوب اقتصادسنجی فضایی، به‌صورت زیر است:

$$IMG_i = f(PGDP_i, UN_i, FGT_i, CO2_i) \quad (2)$$

در الگوی مذکور، IMG_i به‌عنوان متغیر وابسته نشان‌دهنده نسب مهاجران ورودی به خروجی استان و متغیرهای توضیحی مدل؛ یعنی $PGDP_i$، UN_i، FGT_i و $CO2_i$ به‌ترتیب نشانگر سرانه تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری، شاخص فقر و کربن دی‌اکسید در استان‌های کشور می‌باشد. تصریح الگو به‌صورت لگاریتمی می‌باشد.

FGT_i شاخص فقر فوستر، گریر و توربک[4] (۱۹۸۴) است که در آن شاخص گریز از فقر (α) $\alpha = 2$ لحاظ شده است. لذا FGT در این پژوهش نشان‌دهنده شدت فقر است. برای محاسبه شدت فقر نخست خط فقر غذایی سالانه خانوار چهار نفرِ بر پایه ۲۳۰۰ کالری طبق یافته‌های پژوهشکده آمار بر اساس مطالعه حیدری و همکاران (۱۳۹۴) لحاظ شده است. سپس خط فقر یک خانوار چهار نفره براساس روش نیاز اساسی[5] در استان‌های کشور محاسبه شده است. برای محاسبه میانگین شدت فقر در دورهٔ ۹۵-۱۳۹۰ از داده‌های هزینه خانوار از سایت مرکز آمار گردآوری شده است.

عمده گازهای گلخانه‌ای که مورد بررسی قرار می‌گیرند، عبارتند از : کربن دی‌اکسید (CO_2)، نیترو اکسید (N2O)، متان (CH) اُزن در جو پایین (O^3)، کلروفلوئوروکربن‌ها (CFCs) هیدروفلوئوروکربن‌ها (HFCs) و پرفلوئوروکربن‌ها (PFCs). در بین این گازها کربن دی‌اکسید، متان، نیتر و اکسید به دلیل طول عمر زیاد و میزان بازتابش امواج فروسرخ از مهم‌ترین گازهای گلخانه‌ای هستند (IPCC, 2019). از طرفی بزرگ‌ترین چشمه نشر گاز گلخانه‌ای بخش انرژی است که نیروی محرکه لازم را برای حمل‌ونقل هوایی، دریایی، ریلی و جاده‌ای، تولید گرما و سرما در بخش خانگی، عمومی و تجاری، تولید محصولات کشاورزی و دامی، تولید برق را فراهم می‌آورد. طبق داده‌های مرکز آمار میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای از کل بخش انرژی کشور در دوره ۹۵-۱۳۹۰ با سهم حدود ۹۷/۸۱ درصد مربوط به کربن دی‌اکسید است. همچنین طبق مطالعه مرادی و امینیان (۱۳۹۱) حدود ۸۴ درصد انتشار CO_2 از بخش انرژی کشور

4. Foster, Greer and Thorbecke
5. Basic-Needs Approach

نشأت می‌گیرد. لذا در این تحقیق متوسط میزان نشر کربن دی‌اکسید در سطح ۳۱ استان، براساس اطلاعات ترازنامه انرژی و ترازنامه هیدروکربوری کشور و همچنین آمار تولید استان‌های کشور در دوره ۹۵-۱۳۹۰ محاسبه شده است.

داده‌های لازم برای محاسبه IMG از ترازنامه مهاجرتی شهرهای کشور طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ از مرکز آمار گردآوری شده است. سایر متغیرها (UN_i،$PGDP_i$) نیز به‌طور میانگین در دوره ۹۵-۱۳۹۰ برای ۳۱ استان براساس آمار بانک داده‌های اقتصادی و مالی وزارت امور اقتصاد و دارایی لحاظ شده است.

مدل فضایی داده‌های مقطعی

براساس قانون جغرافیایی اول توبلر[1] هر مکانی به مکانی دیگر وابسته است و مکان‌هایی که به هم نزدیک هستند بیشترین تأثیر را نسبت به مکان‌های دورتر، بر همدیگر دارند. در ادبیات اقتصادسنجی نیز عدم لحاظ بعد فضا در مدل‌سازی‌های تجربی آماری و اقتصادسنجی، منجر به خطای تخمین و استنتاج غلط آماری می‌شود (اکبری، ۱۳۸۴). برای بررسی اثرات فضایی در داده‌های مقطعی دو رهیافت وجود دارد. در رهیافت اول تحلیل‌های فضایی، مدل‌سازی با یک مدل رگرسیون خطی غیرفضایی شروع و سپس اینکه آیا این مدل اولیه نیاز به اثرات متقابل فضایی دارد یا خیر آزمون می‌شود. این رهیافت با عنوان رهیافت خاص به عام شناخته می‌شود (بروکنر[2]، ۲۰۰۳).

در رهیافت دوم، یک مدل کلی‌تر شامل همه مدل‌های ساده به‌گونه‌ای که نشان‌دهنده تمامی فرضیه‌های اقتصادی مورد بررسی باشد، شروع می‌شود. سپس با آزمون اثرات متقابل، مدل نهایی به‌دست می‌آید (الهورست[3] و همکاران، ۲۰۱۰). به‌طور کلی سه نوع اثر متقابل برای توضیح وابستگی یک مشاهده به مشاهداتی در مکان‌های دیگر می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد. اولین اثر، اثر متقابل درون‌زا است که در آن متغیر وابسته یک مشاهده (مثلاً (A) به متغیر وابسته مشاهدات دیگر، (مثلاً (B) بستگی دارد و برعکس اثرات متقابل درون‌زا به‌طور معمول به‌عنوان تصریحی برای پیامد تعادلی یک فرآیند فضایی در نظر گرفته می‌شود. دومین اثر مربوط به اثرات متقابل برون‌زا است که در آن متغیر وابسته در یک مشاهده به متغیرهای توضیحی و مستقل سایر مشاهدات بستگی دارد. اثر سوم، اثرات متقابل بین جملات خطا است. اثرات متقابل بین جملات خطا نیازی به مدل نظری برای مدل‌سازی فضایی ندارد. در عوض در مواقعی که عوامل تعیین‌کننده متغیر وابسته که از مدل حذف شده‌اند دارای خودهمبستگی فضایی باشند یا در مواقعی که شوک‌های مشاهده نشده یک الگوی فضایی داشته باشند، مورد استفاده قرار می‌گیرند (آلرز[4] و الهورست، ۲۰۰۵).

برای برآورد مدل پژوهش، طبق رهیافت دوم، یک مدل کامل با تمامی اثرات متقابل یعنی مدل فضایی متداخل کلی[5] (GNS)، به فرم زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Y = \delta WY + \alpha\iota_N + X\beta + WX\theta + u \quad \text{(الف-۷)}$$

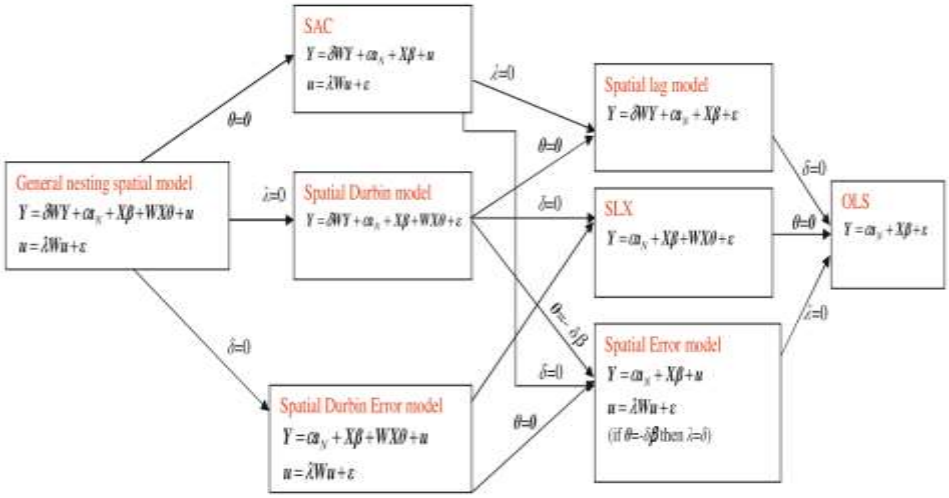
$$u = \lambda Wu + \varepsilon \quad \text{(ب-۷)}$$

در مدل فوق، Y و X متغیرهای وابسته و مستقل مدل و W ماتریس فضایی $N \times N$ غیرمنفی است که چینش فضایی یا ترتیب مشاهدات موجود در نمونه را توصیف می‌کند. δ، α، β، θ و λ پارامترهای مدل و u و ε جزء اخلال مدل می‌باشند. همچنین در آن WY اثر متقابل درون‌زا بین متغیرهای وابسته WX اثر متقابل برون‌زا بین متغیرهای مستقل و Wu اثرات متقابل بین جملات اخلال در مشاهدات مختلف را نشان می‌دهد.

با توجه به رابطه (۷-الف و ب) سه مدل اصلی در اقتصادسنجی فضایی مورد استفاده قرار می‌گیرد که عبارتند از: مدل وقفه فضایی[6] ($\lambda = 0, \theta = 0$)، مدل خطای فضایی[7] ($\delta = 0, \theta = 0$) و مدل دوربین فضایی[8] ($\theta \neq 0$). شکل چهارم نیز که به الگوی مختلط[9] ($\theta = 0$) معروف است، که اثرات فضایی را با وجود هم‌زمان وقفه و خطای فضای در نظر می‌گیرد (الهورست[10]، ۲۰۱۴).

شکل ۱، طبقه‌بندی مدل‌های فضایی در قالب ۹مدل اقتصادسنجی فضایی خطی را به‌طور خلاصه ارائه می‌کند. مدل OLS در سمت راست و مدل GNS در سمت چپ نمودار قرار دارد. هر یک از مدل‌های سمت راست مدل GNS را می‌توان با اعمال قیدهایی روی یک یا چند پارامتر مدل GNS به‌دست آورد قیدها در کنار فلش‌ها در شکل نشان داده شده است (هالک وگا[11] و الهورست، ۲۰۱۲).

1. Tobler
2. Brueckner
3. Elhorst
4. Allers
5. The General Nesting Spatial (GNS)
6. Spatial Lag Model
7. Spatial Error Model
8 Spatial Durbin Model
9. Spatial Autocorrelation Model (SAC)
10. Elhorst
11. Halleck Vega



شکل ۱. طبقه‌بندی مدل‌های فضایی مأخذ: هالک وگا و الهورست (۲۰۱۲)

برای ماتریس فضایی، از دو روش مبتنی بر مجاورت و فاصله استفاده می‌شود. در روش مجاورت، اثرات فضایی فقط به مناطق همسایه (مناطقی که از لحاظ جغرافیایی نقاط هم‌مرز داشته باشند) محدود می‌شوند، در این روش عنصر متناظر با نقاط غیر هم‌مرز در ماتریس فضایی صفر در نظر گرفته می‌شود، ولی در ماتریس مبتنی بر فاصله عامل نزدیک بودن شدت اثرگذاری نقاط بر هم را تعیین می‌کند. بر این اساس مشاهداتی که به هم نزدیک‌تر هستند، نسبت به آن دسته از مشاهدات که از هم دور هستند، باید منعکس‌کننده وابستگی فضایی[1] بالاتر باشند (بورانت[2] و همکاران، ۲۰۰۵). در این پژوهش از دو روش مذکور، ماتریس فضایی ساخته می‌شود. برای ماتریس فضایی براساس مجاورت از روش مجاورت ملکه مانند[3] استفاده می‌شود که در آن اگر منطقه‌ای یک‌طرف یا رأس مشترک با ناحیه مورد بررسی داشته باشد، عنصر مربوطه در ماتریس فضایی یک در نظر گرفته می‌شود (اکبری، ۱۳۸۴) و برای ماتریس فضایی مبتنی بر فاصله از تابع اقلیدسی زیر به‌منظور محاسبه فاصله بین دو استان i و j استفاده می‌شود.

$$d_{ij} = \sqrt{(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2} \quad (۸)$$

که در آن x_i و y_i به ترتیب طول و عرض جغرافیایی استان i و x_j و y_j نیز به ترتیب طول و عرض جغرافیایی استان j هستند. ماتریس فضایی در این حالت ابتدا براساس رابطه $\frac{1}{d_{ij}}$ در ابعاد ۳۱×۳۱ ساخته شده و سپس نرمال سطری می‌شود (Lee & Yu, 2010). از سایت http://www.whatsmygps.com داده‌های مربوط به طول و عرض جغرافیایی استان‌ها گردآوری شده است.

یافته‌های پژوهش

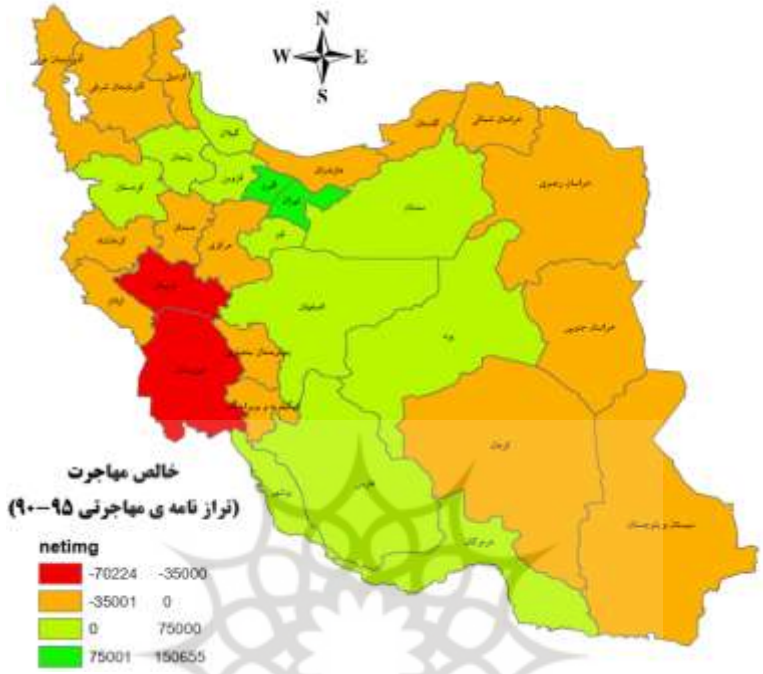
نتایج متوسط شاخص‌های خالص مهاجرت (مهاجران ورودی منهای مهاجران خروجی) و کربن دی‌اکسید در استان‌های ایران طی سال‌های ۹۵-۱۳۹۰ در شکل‌های ۲ و ۳ نشان داده شده است.

در شکل ۲، خالص مهاجرت در دوره ۹۵-۱۳۹۰ براساس سرشماری مرکز آمار آمده است. اگر خالص مهاجرت مثبت باشد، حاکی از این است که مهاجران ورودی به استان بیش از مهاجران خروجی است به بیان دیگر آن استان مهاجرپذیر است و اگر خالص مهاجرت منفی باشد، نشان‌دهنده مهاجرفرست بودن استان در دوره مورد بررسی بوده است. طبق اطلاعات شکل۲، ۱۳ استان (تهران، البرز، اصفهان، یزد، سمنان، قم، هرمزگان، فارس، کردستان، زنجان، گیلان، قزوین و بوشهر) مهاجرپذیر و بقیه استان‌ها مهاجرفرست بودند. چنانچه استان‌های تهران و البرز بیشترین آمار مهاجرپذیر و استان‌های خوزستان و لرستان بیشترین آمار مهاجرفرستی را داشتند. نکته حائز اهمیت دیگری که می‌توان گفت این است که استان‌های مرزی جز استان کردستان همگی مهاجرفرست هستند.

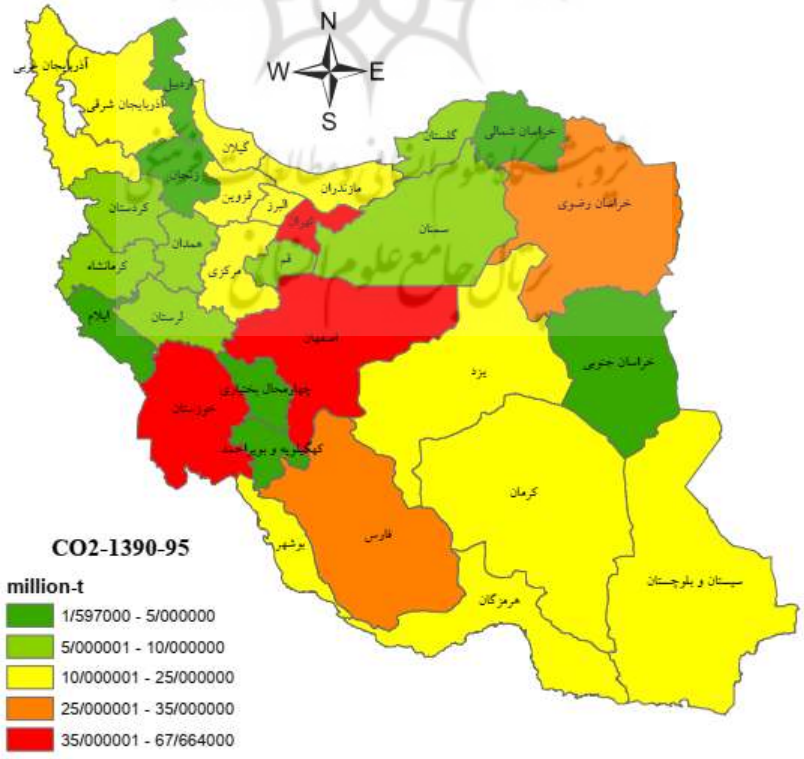
در شکل۳، متوسط انتشار کربن دی‌اکسید (CO_2) در ۳۱ استان کشور طی دوره مورد بررسی پژوهش آمده است. براساس نتایج این جدول، در هفت استان (کهگیلویه و بویراحمد، ایلام، خراسان جنوبی، خراسان شمالی، چهارمحال بختیاری، اردبیل و زنجان) میزان انتشار سالیانه کربن دی‌اکسید کمتر از ۵ میلیون تُن بوده است. هفت استان دیگر (سمنان، لرستان، گلستان، قم، کردستان، کرمانشاه و همدان) بین ۵ تا ۱۰ میلیون تُن کربن‌دی‌اکسید در سال منتشر کرده‌اند. ۱۲

1. Spatial Dependence
2. Boarnet
3. Queen Contiguity

استان هم (به ترتیب یزد، سیستان و بلوچستان، گیلان، البرز، آذربایجان غربی، قزوین، مرکزی، هرمزگان، کرمان، بوشهر، مازندران و آذربایجان شرقی) در فاصله ۱۰ تا ۲۵ میلیون تُن گاز CO_2 تولید کرده‌اند. استان‌های فارس و خراسان رضوی نیز به ترتیب حدود ۳۰ و ۳۵ میلیون تُن گاز کربن دی‌اکسید انتشار کرده‌اند. اما استان‌های خوزستان، اصفهان و تهران در مجموع با تولید حدود ۱۶۱/۵ میلیون تُن گاز گلخانه‌ای CO_2 حدود یک‌سوم از تولید گاز CO_2 در کشور را به خود اختصاص داده‌اند.



شکل ۲. خالص مهاجرت در استان‌های کشور



شکل ۳ . متوسط انتشار CO_2 (میلیون تُن) در استان‌های کشور

نتایج مدل فضایی

برای انتخاب مدل فضایی مناسب طبق مطالعات هالک وگا و الهورست (۲۰۱۲) و آلرز و الهورست، (۲۰۰۱) دو نوع آزمون صورت می‌گیرد. نوع اول آزمون موران است که طبق آن مشخص می‌شود، الگوی فضایی مناسب است یا الگوی غیر فضایی. آزمون‌های نوع دوم به انتخاب مدل تخمینی از بین مدل‌های وقفه فضایی، خطای فضایی، دوربین فضایی و مدل مختلط می‌پردازد؛ به‌طوری‌که قبل از برآورد رگرسیون فضایی نهایی برای تحلیل مدل باید مشخص شود که کدام نوع از مدل‌های فضایی بهترین نتایج را به دنبال خواهد داشت. در این مرحله براساس روش جینتی[1] (۲۰۱۰)، نخست مدل OLS در مقابل مدل فضایی SDM و SAC آزمون و نیز معناداری آماره rho در مدل SAR و معناداری آماره lambda در مدل SEM بررسی می‌شود. اگر در این مرحله مدل نهایی انتخاب نشد، براساس کمترین میزان آماره نسبت درستنمایی (Log likelihood) مدل مناسب انتخاب می‌گردد.

نتایج آزمون موران

قبل از برآورد الگوی پژوهش، باید از وجود اثرات فضایی اطمینان حاصل کرد. برای داده‌هایی که دارای جزء مکانی هستند دو مسئله وابستگی فضایی میان مشاهدات و ناهمسانی فضایی[2] در روابطی که مدل‌سازی می‌شود، رخ خواهد داد (لسیج[3]، ۱۹۹۹). رایج‌ترین روش برای بررسی وجود وابستگی فضایی در داده‌های مقطعی، آزمون ضریب موران[4] (MC) است (ویتون[5]، ۲۰۱۰) که از طریق فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$I = \frac{N\sum_{i=1}^{N}\sum_{i=1}^{N}W_{ij}(X_i-\bar{X})(X_j-\bar{X})}{\left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}W_{ij}\right)(X_i-\bar{X})^2} \quad (۹)$$

که در آن N تعداد استان‌ها، X_i و X_j مقدار متغیر مورد بررسی برای استان‌های i و j، $\bar{X}$ میانگین متغیر و W_{ij} وزن بین استان‌های i و j را مشخص می‌کند (تسای[6]، ۲۰۰۵). ضریب موران عددی در بازه [-1,+1] است. مقدار ۱+ نشان‌دهنده الگوی کاملاً تک‌قطبی، مقدار صفر بیانگر الگوی چندقطبی یا تصادفی و مقدار ۱- نشانگر الگوی شطرنجی توسعه است. آزمون معناداری ضریب موران، آماره Z به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

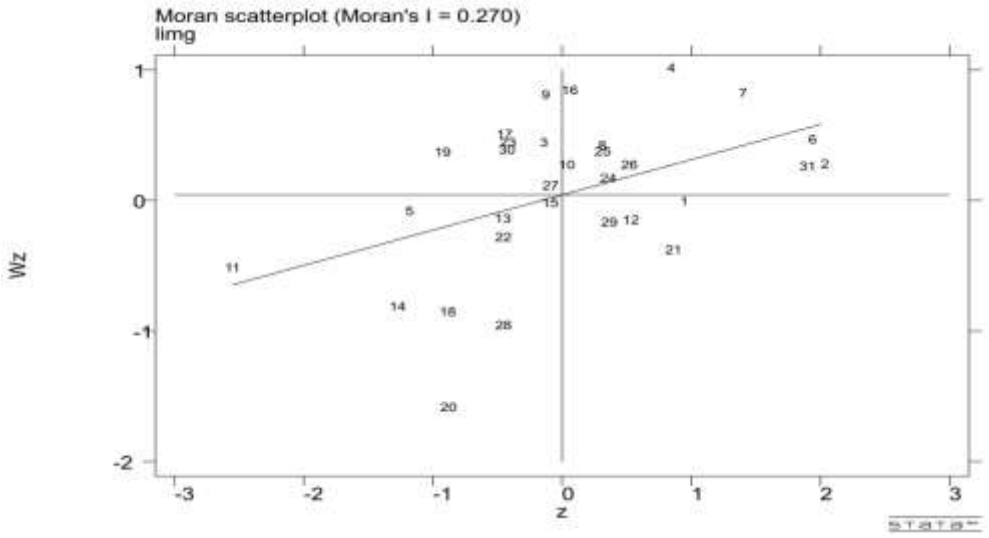
$$Z = \frac{I-E(I)}{Sd(I)} \quad (۱۰)$$

در رابطه بالا، $E(I)$ امید ریاضی ضریب موران و برابر با $\frac{-1}{(N-1)}$ است و $Sd(I)$ انحراف معیار ضریب موران می‌باشد. مقایسه مقدار محاسباتی Z با کمیت بحرانی، می‌تواند وجود وابستگی فضایی داده‌ها را مشخص کند (آرابیا[7]، ۲۰۱۴). نتایج آزمون موران متغیر وابسته تحقیق در جدول ۱، آمده است. نتایج حاکی از معناداری وابستگی فضایی داده‌های مورد بررسی در سطح اطمینان ۹۵ درصدی است.

جدول ۱. نتایج آزمون موران متغیرهای پژوهش

متغیر	مقدار I	E(I)	Sd(I)	Z	Prob.
limg	۰/۲۷۰	-۰/۰۳۳	۰/۱۰۸	۲/۷۹۶	۰/۰۰۵

1. Jeanty
2. Spatial Heterogeneity
3. Lesage
4. Moran's Coefficient
5. Viton
6. Tsai
7. Arabia



شکل ۴. نمودار پراکندگی ضریب موران برای متغیر وابسته

از سوی دیگر طبق نمودار شکل ۴، پراکندگی ضریب موران متغیر وابسته پژوهش نیز حاکی از وجود وابستگی فضایی است، لذا برآورد مدل رگرسیون فضایی امکان‌پذیر است.

برای تخمین رگرسیون فضایی در داده‌های مقطعی که امکان برآورد تمامی مدل‌های فضایی؛ یعنی وقفه فضایی، خطای فضایی، دوربین فضایی و مدل مختلط باشد، از روش جینتی (۲۰۱۰) استفاده می‌شود. مزیت دیگر این روش استفاده هم‌زمان ماتریس‌های فضایی براساس مجاورت و فاصله در مدل است. چنانچه ماتریس فضایی مجاورت برای مدل خطای فضایی و ماتریس فضایی براساس معکوس فاصله برای مدل‌های وقفه فضایی و دوربین فضایی استفاده می‌شود. همچنین در این روش ماتریس فضایی مجاورت در نرم‌افزار GeoDa ساخته شده و در نرم‌افزار Stata فراخوانی می‌شود.

پس از برآمد مدل فضایی نخست باید ناهمسانی فضایی مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور از آماره‌های rho و lambda استفاده می‌شود؛ به‌طوری‌که در آماره rho ناهمسانی فضایی در متغیرهای تحقیق (وابسته و مستقل) ولی در آماره lambda ناهمسانی فضایی در جمله اخلال تعریف می‌گردد (جینتی، ۲۰۱۰).

جدول ۲. نتایج ناهمسانی واریانس مدل‌های فضایی

مدل فضایی	مقدار آماره فضایی	احتمال
مدل SAR	rho = ۰/۳۹۸	۰/۰۱۳
	آزمون والد (۶/۱۹۸)	۰/۰۱۳
	آزمون نسبت درستنمایی (۵/۲۷۲)	۰/۰۲۲

از بین مدل‌های فضایی مختلف براساس نتایج ناهمسانی واریانس و نیز آزمون مقادیر سرریز فضایی (Rho و Lambda) با آزمون‌های والد و نسبت درستنمایی که در جدول 2 نشان داده شده است، فقط مدل SAR (وقفه فضایی) از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید قرار گرفت. درنتیجه مدل نهایی مناسب برای برآورد الگوی تحقیق، مدل وقفه فضایی (SAR) می‌باشد.

نتایج رگرسیون فضایی مقطعی

با توجه به وجود پدیده وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی در الگوی پژوهش، مدل‌سازی در حضور بُعد فضا صورت می‌گیرد. بنابراین برای تحلیل فضایی مهاجرت از مدل وقفه فضایی (SAR) در داده‌های مقطعی استفاده می‌شود.

نتایج تخمین عوامل اقتصادی و محیطی مؤثر بر مهاجرت داخلی در استان‌های کشور براساس مدل وقفه فضایی در جدول ۳ نشان داده شده است. چنانچه عوامل اقتصادی (شدت فقر، سرانه تولید ناخالص داخلی، بیکاری) و عامل محیطی (میزان CO_2 انتشار یافته) مهاجرت داخلی در استان‌های کشور را تحت تأثیر قرار داده است.

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی تحقیق با متغیر وابسته $limg$ و مدل SAR

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره Z	احتمال
lpgdp	۰/۷۶۷	۰/۳۷۹	۲/۰۲	۰/۰۴۳
lun	-۰/۳۵۸	۰/۱۷۵	-۲/۰۴	۰/۰۴۱
lFGT	-۱/۲۵۴	۰/۱۵۲	-۸/۲۵	۰/۰۰۰
lco2	۰/۲۰۷	۰/۰۶۹	۳/۰۰	۰/۰۰۴
عرض از مبداء	۵/۱۸۰	۱/۳۲۰	۳/۹۲	۰/۰۰۰
ضریب سرریز فضایی	۰/۳۹۸	۰/۱۶۰	۲/۴۹	۰/۰۱۳

طبق نتایج جدول ۳، تمامی متغیرهای مستقل تحقیق از لحاظ آماری در سطح ۹۵ درصد معنادار هستند. همچنین نتایج حاکی از تأثیر مثبت متغیرهای $lpgdp$ و شاخص $lco2$ و تأثیر منفی بیکاری و فقر بر متغیر وابسته است. به‌طوری‌که با افزایش یک‌درصدی در سرانه تولید ناخالص داخلی و شاخص انتشار کربن دی‌اکسید در استان‌های کشور نسبت مهاجران ورودی به خروجی به ترتیب ۰/۷۶۷ و ۰/۲۰۷ درصد افزایش داشته است. همچنین با افزایش یک‌درصدی در نرخ بیکاری و شدت فقر استان‌ها، نسبت مهاجران ورودی به خروجی به ترتیب ۰/۳۵۸ و ۱/۲۵۴ درصد کاهش را نشان می‌دهد. این نتایج طبق مبانی نظری تأییدکننده نظریه‌های نوکلاسیک و محرومیت نسبی در خصوص مهاجرت است.

نتایج حاکی از آن است که استان‌هایی که CO_2 بیشتری انتشار داده‌اند، مهاجرپذیر نیز بوده‌اند. برای بررسی بیشتر این نتیجه ضریب همبستگی بین میزان انتشار CO_2 با تعداد کارگاه‌های فعال صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر در استان‌های کشور بررسی شد و نتیجه بیانگر ارتباط ۸۶/۸۷ درصدی این دو متغیر بود. چنانچه سه استان بیشترین تولید CO_2، یعنی تهران، اصفهان و خوزستان که حدود یک‌سوم کل تولید CO_2 را به خود اختصاص داده‌اند، در مجموع حدود ۳۶ درصد کارگاه‌های فعال صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر را نیز دارا می‌باشند. از طرفی طبق مطالعه محمدی و همکاران (۱۴۰۱) تمرکز صنعتی اثر مثبت و معناداری بر انتشار دی‌اکسید کربن در استان‌های ایران دارد. لذا می‌توان بیان داشت میزان انتشار CO_2 با صنعتی بودن استان ارتباط نزدیکی دارد. بنابراین طبق نتیجه تحقیق می‌توان اظهار داشت استان‌های صنعتی، مهاجرپذیر هستند.

ضریب سرریز فضایی در مدل SAR مقدار مثبت (۰/۳۹۸) و معنادار برآورد شده است که با این نتیجه می‌توان بیان داشت سرریز فضایی مهاجرت یکی از مهم‌ترین متغیرهای توضیح‌دهندهٔ تغییرات مهاجرت استان‌ها است. این نتیجه بیانگر این است که اگر عوامل مؤثر بر خالص مهاجرت در یک استان خاص به میزان یک درصد افزایش یابد، به‌طور متوسط میزان خالص مهاجرت در استان‌های همجوار به‌اندازه ۰/۳۹۸ درصد افزایش می‌یابد.

بحث و نتیجه‌گیری

محققان با استفاده از روش‌های تجربی متعدد، جریان‌های مهاجرتی را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند تا بتوانند محرک‌های اصلی مهاجرت را شناسایی کنند. این پژوهش عوامل اقتصادی و محیطی مؤثر بر مهاجرت داخلی در استان‌های کشور را طی سال‌های ۹۵-۱۳۹۰ مورد شناسایی و بررسی قرار داده است. بدین منظور براساس مبانی نظری و پیشینه پژوهش سه عامل اقتصادی سرانه تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری و شدت فقر و میزان انتشار کربن دی‌اکسید به‌عنوان عامل محیطی در الگوی تحقیق قرار گرفتند. سپس با احتمال اینکه بعد مکان (مجاورت و فاصله) در اطلاعات آماری مهاجرت داخلی و متغیرهای توضیحی دخالت داشته باشند، مدل‌های فضایی برای ارزیابی الگوی تحقیق انتخاب گردید. به این منظور نخست اثر وابستگی فضایی مشاهدات آماری متغیر وابسته در ۳۱ استان با آزمون موران برآورد گردید. نتایج حاصل از آزمون ضریب موران، وابستگی فضایی را در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید کرد. این نتایج با ضریب موران مطالعه عزیزی و صادقی (۱۴۰۲)، برای خالص مهاجرت همخوانی دارد. در ادامه با توجه به تأیید وابستگی فضایی در متغیر وابسته، از رگرسیون فضایی داده‌های مقطعی برای بررسی تأثیر متغیرهای اقتصادی و محیطی بر مهاجرت داخلی استفاده شد. برای انتخاب مدل نهایی از بین مدل‌های فضایی SDM، SAR، SEM و SAC، از آزمون ناهمسانی واریانس و آزمون‌های انتخاب مدل مناسب در مقابل مدل خطی OLS، استفاده و در نهایت مدل وقفه فضایی (SAR) انتخاب شد.

نتایج حاصله از مدل وقفه فضایی حاکی از این واقعیت بود که شاخص‌های اقتصادی (سرانه تولید ناخالص داخلی، بیکاری و شدت فقر) بر خالص مهاجرت در استان‌های کشور از لحاظ آماری تأثیرگذار و جهت تأثیرگذاری نیز براساس مبانی نظری و مطالعات بررسی شده، مطابق انتظارات بود. به‌طوری‌که بیکاری و شدت فقر در استان‌ها تأثیر منفی بر خالص مهاجرت استان‌ها داشت. به

بیان دیگر، افزایش بیکاری و فقر عاملی مؤثر در مهاجرت داخلی از استان‌های کشور در دوره مورد مطالعه بوده است. همچنین شاخص درآمد (سرانه تولید ناخالص داخلی) اثر مثبت بر مهاجرپذیری استان‌ها دارد، چنانچه با افزایش یک‌درصدی در درآمد استان‌ها، خالص مهاجرت به میزان ۰/۳۴۵ درصد رشد داشته است. این نتایج نشانگر این امر است که انگیزه‌های اقتصادی و محرومیت نسبی در مهاجرت داخلی نقش حائز اهمیتی داشته است. از طرفی میزان انتشار CO_2 رابطه مثبت با متغیر وابسته مدل داشت. از آنجایی که هر چه میزان انتشار گاز گلخانه‌ای CO_2 افزایش یابد، میزان آلودگی هوا نیز افزایش می‌یابد لذا انتظار بر این بود رابطه خالص مهاجرت با میزان انتشار CO_2 معکوس باشد. اما در این پژوهش براساس مقایسه شکل‌های (۲) و (۳) در خصوص رابطه مستقیم میزان انتشار CO_2 و خالص مهاجرت‌پذیری و تأثیر معنادار شاخص‌های اقتصادی بر مهاجرت می‌توان به‌طور ضمنی بیان داشت میزان بالای انتشار CO_2 در منطقه i دلیلی بر وجود شرایط اقتصادی مساعدتر در آن منطقه است که منجر به مهاجرت‌پذیری در آن شده است. لذا برای بررسی آثار منفی عوامل محیطی آلودگی هوا باید از شاخص مستقل‌تر دیگری استفاده کرد. نتیجه حائز اهمیت دیگر تأیید سرریز اثرات فضایی بود، به‌طوری‌که افزایش خالص مهاجرت در استان i بر استان‌های همجوار تأثیر مثبت و معناداری داشته است.

راهکارها

با توجه به یافته‌های پژوهش، راهکارهای زیر پیشنهاد می‌شود:

- ✓ ارائه الگویی برای تخصیص بهینه منابع، امکانات مناسب زندگی و فرصت‌های شغلی در استان‌های مهاجر فرست براساس شاخص‌های اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی جهت کنترل روند مهاجرت به استان‌های توسعه یافته؛
- ✓ ارزیابی نقش سیاست‌های عمومی و برنامه‌ریزی شهری در سهیل یا محدود کردن جریان مهاجرت داخلی و ارائه پیشنهادهایی برای بهبود کارآمدی و اثربخشی این سیاست‌ها؛
- ✓ اجرای طرح آمایش سرزمین و کاهش نابرابری‌های توسعه‌ای در بین استان‌های کشور.

سپاسگزاری

مطالعه حاضر برگرفته از رساله دکتری اینجانب با عنوان «بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و محیطی بر مهاجرت در استان‌های ایران» است. از تمامی استادان و پژوهشگرانی که در انجام این پژوهش و نگارش این مطالعه نقش داشته‌اند، صمیمانه سپاسگزاریم. امیدواریم این مطالعه بتواند مورد استفاده و بهره‌برداری دانشجویان، پژوهشگران و علاقه‌مندان به این حوزه قرار گیرد و گامی کوچک در ارتقای علم و دانش باشد.

References

Akabari, N. (2005). The Concept of Space and its Measurement in Regional Studies. *Iranian Journal of Economic Research*, 7(23), 39-68. (In Persian)

Allers, M., & Elhorst , J. (2005). Tax mimicking and yardstick competition among governments in the Netherlands. *Int Tax Public Finance*, 12(4), 493-513.

Arbia, G. (2014). *A Primer for Spatial Econometrics with Applications in R.* New York: Palgrave Macmillan.

Azizi, A., & Sadeghi, R. (2023). Spatial Analysis of Migration and Drought in Iran using Hot Spot Analysis and Standardized Precipitation Index. *Journal of Geography and Environmental Hazards*, 12(46), 81-100. (In Persian)

Bayer, P., Keohane, N., & Timmins, C. (2009). Migration and hedonic valuation: The case of air quality. *Journal of Environmental Economics and Management*, *58*(1), 1-14.

Black, R., Adger, W., Arnell, N., & Dercon, S. (2011). 2011. The effect of environmental changeon human migration. *Global Environmental Change*, 21(1), S3-S11.

Boarnet, M., Chalermpong, S., & Geho, E. (2005). Specification Issues in Models of Population and Employment Growth. *Papers in Regional Science,*, 84(1), 21-46.

Brueckner , J. (2003). Strategic interaction among local governments: An overview of empirical studies. *Int Reg Sci Rev*, 26(2), 175–188.

Caballero, M., Martínez-García, M., & Morale, J. (2024). Pollution-induced migration and environmental policy in an economic geography model. *Resource and Energy Economics*, *76*, 1-18.

Chen, S., Oliva, P., & Zhang, P. (2022). The effect of air pollution on migration: Evidence from China. *Journal of Development Economics, 156,1-67*.

Cushing, D. (1987). Migration and social change: A case study of Iranian villagers in Turkey. *Social*

Studies, 78(4), 193-210

Deryugina, T., Moore, F., & Tolle, G. (2021). Environmental applications of the Coase Theorem. *Journal of Economic Literature*, 59(1), 104-139

Deshingkar, P., & Natali, C. (2008). *Internal Migration, Chapter7. in World Migration Report 2008.* 173-199: International Organization for Migration.

Elhorst, J. (2014). *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels (Vol. 479, p. 480).* Heidelberg: Springer.

Elhorst, J., Piras , G., & Arbia, G. (2010). Growth and convergence in a multi-regional model with space-time dynamics. *Geogr Anal*, 42(3), 338-355.

Esfandiari, S., Dehghani Dashtabi, M., Nabieyan, S., & Mirzaei Khalilabadi, H.R. (2022). Study of Causal Relationship between Poverty and Migration from Rural to Urban Areas in Iran. *Village and .Development*, 22(4), 71-98. (In Persian)

Farzanegan, M., Gholipour, H., & Javadian, M. (2023). Air pollution and internal migration: evidence from an Iranian household survey. *Empirical Economics, 64*(1), 223-247.

Foster, J., Greer, J., & Thorbecke, E. (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica: journal of the econometric society*, 761-766.

Fu, S., Graff Zivin, J., Zivin, M., & Zhang, P. (2019). The mortality and medical costs of air pollution: .Evidence from changes in wind direction. American Economic Review, 109(12), 4178-4219

Graves, N. (1980). Migration and social change: A case study of Iranian villagers in Turkey. Social Studies, 78(4), 193-210

Graves, N. (1988). Migration and development: A case study of Iran and Mexico. *International Migration Review*, 22(2), 203-232.

Halleck Vega S, S., & Elhorst , J. (2012). On spatial econometric models, spillover effects, and W. *University of Groningen, Working paper*.

Harris, J., & Todaro, M. (1970). Migration, Unemployment, and Development:A Two-Sector Analysis. *American Economic Review, 60*, 126-142.

Heydari, Kh., Faramarzi, A., Kasuri, S., & Ira, A. (2014). *Estimation of poverty line and inequality indicators in Iran 1383-1392*. Tehran: Research Institute of Statistics. Economic Statistics Research Group. (In Persian)

Hosseini, Gh., Moshfegh, M., & Zare Mehrjard, R. (2017). Describing and analyzing the interprovincial migrations through Iran, and its determinants, during 2006-2010. *Spatial Planing*, 6(4), 19-44. (In Persian

IPCC Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories (2019). *Energy. Institute for Global Environmental Strategies (IGES).* 44th Session of IPCC in Bangkok, Thailand.

Jeanty, P. (2010). SPMLREG: Stata module to estimate the spatial lag, the spatial error, the spatial durbin, and the general spatial models by maximum likelihood. (r. 2. 2013, Ed.) *Statistical Software Components S457135*.

Katz , E., & Stark, O. (1986). Labor migration and risk aversion in less developed countries. *Journal of labor Economics, 4*(1), 134-149.

Kubursi, A. (2006). The economics of migration and remittances under globalization. . *Full and Productive Employment and Decent Work–Dialogues at the Economics and Social Council. New York*, 159-174.

Kurekova, L. (2011). Theories of migration: Conceptual review and empirical testing in the context of the EU East-West flows. *In interdisciplinary conference on migration. Economic change, social challenge*, (pp. 6-9).

Lee, L., & Yu, J. (2010). Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects. *Journal of Econometrics*, 154(2), 165-185.

Lesage, J. (1999). *Spatial econometrics.* Morgantown, WV: Regional Research Institute, West Virginia University.

Molina, L. T. (2021). Introductory lecture: air quality in megacities. Faraday Discussions, 226, 9-36

Moradi, A., & Aminian, M. (2013). Inventory of Iran Greenhouse Gas Emissions in 2010. *Science Cultivation Journal*, 3(1), 55-59. (In Persian)

Moshfegh, M., & Shekofteh Gohari, M. (2020). Study and analysis of the influencing factors of development on the migration patterns in border cities of Iran. *Journal of Social Sciences*, 27(1), 109-144. (In Persian)

Motaghi, S. (2016). The impact of economic factors on migration in Iran (Emphasis on income and employment indicators). *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 3(11), 63-74. (In Persian)

Nobahar, E., Pourebadollahan Covich, M., & Mashmul, N. (2022). Investigating the Effectiveness of Determinant Factors of Tax Revenues in Iranian Provinces: A Spatial Panel Approach, *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 9(2), 191-222. (In Persian)

Pacheco, G., Rossouw, S., & Lewer, J. (2013). Do non-economic quality of life factors drive immigration? . *Social indicators research*, 110, 1-15.

Parnwell, M. (2006). *Population movements and the Third World.* . Routledge.

Radu, D. (2008). Social interactions in economic models of migration: A review and appraisal. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 34(4), 531-548.

Ravenstein, E. (1889). The laws of migration. *Journal of the royal statistical society*, *52*(2), 241-305.

Sabbagh Kermani, M. (2018). *Regional economics (Theory and Models)*. 6th edition, Tehran: The Organization for Researching and Composing University Textbooks in the Islamic Sciences and the Humanities (SAMT). (In Persian)

Sadeghi, R., & Shokryani, M. (2016). Spatial analysis of the development impact on internal migration -between counties- in Iran. *Journal of Community Development*, 8(2), 245-270. (In Persian)

Shahbazin, M. (2022). *Migration and development: a case study of Iran and Türkiye*. Tehran: Elm publication. (In Persian)

Sjaastad, L. (1962). The costs and returns of human migration. ,. *Journal of political Economy*, 70(5, Part 2), 80-93.

Stark, O., & Taylor, J. (1989). Relative deprivation and international migration. *Demography*, 26, 1-14.

Stark, O., Micevska, M., & Mycielski, J. (2009). Relative poverty as a determinant of migration: Evidence from Poland. *Economics Letters*, 103(3), 119-122.

Tsai, Y. (2005). Quantifying urban form: compactness versus' sprawl'. *Urban studies*, *42*(1), 141-161.

Viton, P. (2010). Notes on spatial econometric models. *City and regional planning*, 870(03), 9-10.

Wu, X., Deng, H., Huang, Y., & Guo, J. (2022). Air pollution, migration costs, and urban residents' welfare: A spatial general equilibrium analysis from China. *Structural Change and Economic Dynamics*, 63, 396-409.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی