Winter (2023) 8(4): 73-88

DOI: 10.30473/psp.2024.68877.2693

Received: 09/Sep/2023 Accepted: 31/Mar/2024

Physical Social Planning Open Access

ORIGINAL ARTICLE

Spatial Analysis of Internal Migration based on Drought Index in Iran

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

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

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

How to cite

Mousavi Jahromi, Y.; Biabani, J.; Arzaghi, E. (2023). Spatial Analysis of Internal Migration based on Drought Index in Iran, Physical Social Planning, 8 (4), 32, 73-88.

ABSTRACT

In recent years, researchers have analyzed migration flows using several experimental methods. This research has considered economic factors (per capita GDP, unemployment rate, and poverty intensity) and environmental factors (drought index (CI)) affecting internal migration in 31 provinces of Iran during 2011-2016. The results of descriptive statistics are displayed in the ArcMap software. Moreover, considering that the location dimension has been confirmed in statistical data on internal migration and explanatory variables based on Moran's I test and in spatial models according to rho and lambda statistics, after testing different spatial models, the SEM spatial model was chosen to examine the research model. For this purpose, GeoDa and Stata software were used. The results of the spatial regression of the cross-sectional data showed that the economic indicators of GDP per capita, unemployment, and poverty intensity have a statistically significant effect on net migration in the provinces of the country. Unemployment and poverty have a negative effect, and income (gross domestic product per capita) positively affects net migration in the provinces. These results are consistent with the economic motives proposed in neoclassical theories and relative deprivation theory in internal migration. Additionally, increasing CI (avoidance of drought) as an environmental factor has positively and significantly affected net migration in the provinces. By combining this result with descriptive statistics, it can be stated that migration is one of several potential strategies for households to deal with environmental changes (drought).

KEYWORDS

Migration, Drought Index, Poverty, Spatial Model.

© 2023, by the author(s). Published by Payame Noor University, Tehran, Iran.
This is an open access article under the CC BY 4.0 license (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

سال هشتم، شماره چهارم، پیاپی سی و دوم، زمستان ۱۴۰۲ (۸۸-۷۳)

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۶/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۱/۱۱

DOI: 10.30473/psp.2024.68877.2693

نشریه علمی

برنامه‌ریزی توسعه کالبدی

«مقاله پژوهشی»

تحلیل فضایی مهاجرت داخلی با تکیه بر شاخص خشکسالی در ایران

یگانه موسوی‌جهرمی[۱]، جهانگیر بیابانی[۲]، الناز ارزاقی[۳]

۱. استاد، گروه علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

۲. دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

۳. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

نویسنده مسئول: یگانه موسوی جهرمی

رایانامه: mosavi@pnu.ac.ir

چکیده

در سال‌های اخیر محققین، جریان‌های مهاجرتی را با استفاده از روش‌های تجربی متعدد تحلیل کرده‌اند. این پژوهش نیز شاخص‌های اقتصادی (سرانه تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری و شدت فقر) و محیطی (شاخص خشکسالی (CI)) مؤثر بر مهاجرت داخلی در ۳۱ استان ایران را طی سال‌های ۹۵-۱۳۹۰ در نظرگرفته است. نتایج آمار توصیفی توسط نرم افزار ArcMap نمایش داده شده است. از طرفی با توجه به اینکه بعد مکان در اطلاعات آماری مهاجرت داخلی و متغیرهای توضیحی براساس آزمون موران و در مدل‌های فضایی طبق آماره‌ها rho و lambda مورد تأیید بوده، لذا پس از آزمون مدل‌های مختلف فضایی در نهایت مدل فضایی SEM برای بررسی الگوی تحقیق انتخاب گردید. در این راستا از دو نرم افزارGeoDa و Stata استفاده شد. نتایج رگرسیون فضایی داده‌های مقطعی نشان داد، شاخص‌های اقتصادی سرانه تولید ناخالص داخلی، بیکاری و شدت فقر بر خالص مهاجرت در استان‌های کشور از لحاظ آماری تأثیرگذار است. بطوری که بیکاری و شدت فقر تأثیر منفی و درآمد (سرانه تولید ناخالص داخلی) اثر مثبت بر خالص مهاجرت در استان‌ها دارد. این نتایج با انگیزه‌های اقتصادی مطرح در نظریات نئوکلاسیک و نظریه محرومیت نسبی در مهاجرت داخلی مطابقت دارد. از طرفی افزایش CI (دوری از خشکسالی) به عنوان عامل محیطی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر خالص مهاجرت در استان‌ها داشته است. با تجمیع این نتیجه با آمار توصیفی می‌توان اظهار داشت مهاجرت یکی از چندین استراتژی بالقوه خانوارها برای مقابله با تغییرات محیطی (خشکسالی) است.

واژه‌های کلیدی

مهاجرت، شاخص خشکسالی، فقر و مدل‌های فضایی.

استناد به این مقاله:

موسوی جهرمی، یگانه؛ بیابانی، جهانگیر؛ ارزاقی، الناز (۱۴۰۲). تحلیل فضایی مهاجرت داخلی با تکیه بر شاخص خشکسالی در ایـران، فصلنامه علمی برنامه‌ریزی توسعه کالبدی، ۸ (۴)، ۳۲، ۸۸-۷۳.

مقدمه

مهاجرت از زمان پیدایش بشر جزء لاینفک 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 خود به خودی 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 برمی‌شمارند.(Black et al. , 2011:5)

نظریه‌های مهاجرتی همچون 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 از اصلی‌ترین نظریات مربوط به مهاجرت محسوب می‌شود. البته نظریات بسیاری نیز بر اساس آن‌ها پایه‌گذاری شده استاین نظریه ها توسط اندیشمندان ارتباط و تأثیر عوامل مجذوب کننده و طردکننده مناطق را در مهاجرت صحبت می‌کنند که این عوامل می‌توانند تمام ریشه‌های پیش گفته (اعم از اقتصادی و محیطی) را در برگیرند (متقی،۱۳۹۴: ۶۶). مدل‌های کلاسیک بر این تصور بودند که تنها منفعتی که نصیب مهاجر می‌گردد اختلاف دستمزد در منطقه مقصد است، در حالی که مطالعات مختلف نشان دادند که منافع مادی تنها بخشی از انگیزه مهاجرت بوده و منافع غیر مادی دیگری نظیر آب و هوا، آرامش، محیط پاک‌تر و شرایط بهتر زندگی انگیزه‌های بسیار قوی برای مهاجرت‌اند. چنانچه مطالعات گریوز[1](۱۹۸۰ و ۱۹۸۸) و کوشینگ[2] (۱۹۸۷) بر انگیزه‌های غیرمادی مهاجرت تأکید فراوانی کرده‌اند(صباغ کرمانی،۱۳۹۷: ۱۳۶). 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 افزایش‌یافته است. براساس گزارش سازمان بین المللی مهاجرت[3] به عنوان نمونه در سال ۲۰۰۸، حدود ۲۰ میلیون نفر در سرتاسر جهان به دلیل رخدادهای اقلیمی مهاجرت کرده‌اند، این درحالی است که تعداد مهاجران ناشی از تنش و خشونت در جهان در همین سال فقط حدود ۶/۴ میلیون نفر بوده است. بر اساس 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 درسطح 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 and Natali, 2008:175). به نظر می‌رسد یکی از بسترهای مهم و کلیدی شکل گیری جریانات مهاجرت داخلی در کشور، توسعه نابرابر باشد که عدم تعادل توسعه‌ای به جریانات مهاجرتی منجر شده است(صادقی و شکریانی،۱۳۹۶ :۲۴۸). از طرفی براساس قوانین مهاجرتی با افزایش مسافت میزان مهاجرت کاهش می یابد. به عبارت دیگر میزان مهاجرت با فاصله رابطه دارد. براساس آنچه گفته شد لازم است به تحلیل فضایی مهاجرت در استان‌های ایران با تکیه به عوامل اقتصادی و محیطی پرداخته شود (Ravenstein, 1889: 266).

بیشتر مطالعات اقتصادی که به طور تجربی عوامل تعیین کننده مهاجرت را تجزیه و تحلیل می‌کنند، مجموعه متغیرهای توضیحی خود را به ویژگی‌های متعارف اجتماعی–اقتصادی در سطح خرد، و به اختلاف درآمد و بیکاری در سطح کلان محدود می‌کنند (Radu, 2008:532). در اقتصاد نئوکلاسیک 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, 2011:7).

در تجزیه و تحلیل استاندارد اقتصادی، تصمیم مهاجرت به عنوان نتیجه یک محاسبه هزینه–فایده فردی توضیح داده می‌شود، به موجب آن یک مهاجر آینده‌نگر به 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 (Sjaastad,1962:87) به عنوان 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 به صورت انفرادی تصمیم می‌گیرند که مهاجرت کنند. بنابراین تصمیم برای مهاجرت تحت تأثیر هر دو جنبه مالی و غیر مالی و احتمال بیکاری قرار می‌گیرد(Harris & Todaro, 1970: 132) 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 به

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

دست می‌آورد وی در حال بررسی مهاجرت به منطقه j است. اگر قرار بود مهاجرت کند Wjt دلار بـه دسـت مـی‌آورد. از طرفـی جابجایی از i به j، m_{ij}دلار هزینه نیـاز دارد. ایـن هزینـه‌هـای مهاجرت شامل هزینه‌های واقعی حمل و نقل کارگر و خانواده‌اش و همچنین ارزش دلاری «هزینه روانی» است(درد و رنجـی کـه به ناچار هنگام دور شدن از خـانواده، همسـایگان و شـبکه‌هـای اجتماعی رخ می‌دهد). این هزینه‌ها از دستمزد مقصد یا به عنـوان یک بار پرداخت یا به عنوان هزینه روانشناختی پایدار که باید هـر سال در نظر گرفته شود، کسر می‌شود. ممکن اسـت m_{ij} منفـی باشد. این می تواند در مورد افـرادی صـادق باشـد کـه از ظلـم و خشونت در محل اصلی خود فرار می کنند، کـه در ایـن صـورت، m_{ij} به جای هزینه مهاجرت به مقصـد جدیـد بـه یـک مزیـت تبدیل می‌شود. مانند سایر سرمایه گذاری‌ها، تصمیمات مهـاجرت با مقایسه ارزش فعلی درآمـدهای مـادام العمـر در فرصـت‌هـای جایگزین بررسی می‌شوند. در این صورت سود خـالص مهـاجرت (NG) از مبدا i به مقصد j به صورت زیر بدست می‌آید:

(۱)

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

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

۱- بهبود فرصت‌های اقتصادی موجـود در مقصـد، سـود خالص مهاجرت و احتمال مهاجرت را افزایش می‌دهد. این شامل دستمزد بالاتر یا نرخ بیکاری کمتر است.

۲- بهبود فرصت‌های اقتصـادی در مبـدأ، سـود خـالص مهاجرت را کاهش می‌دهد و درنتیجه احتمال مهـاجرت کـاهش می‌یابد.

۳- افزایش هزینه‌های مهاجرت، اعم از مـالی و غیرمـالی، سود خالص مهاجرت و احتمال مهاجرت را کاهش می‌دهد.

در مجموع، مهـاجرت در چـارچوب نئوکلاسـیک زمـانی رخ می‌دهد که کارگران فرصت خوبی برای جبران سرمایه‌گذاری‌های انجام شده بر سرمایه انسـانی خـود را داشـته باشـند. در نتیجـه، مهاجران تمایل دارند از مناطق کم درآمد به منـاطق پردرآمـد، از مناطق با بیکاری بالا به مناطق کم بیکاری جذب شوند و هر چه اختلاف درآمد مورد انتظار بین مناطق بیشتر باشد یا هرچه جابـه جایی ارزان‌تر باشد، تعداد مهاجران بیشتر می‌شـود (Kubursi, 2006: 163)

تئوری مهاجرت نئوکلاسیک ریشه در عدم تعادل بـازار کـار دارد که باعـث ایجـاد شـکاف دسـتمزد مـورد انتظـار در سراسـر مرزهای ملی می‌شود. با این حال، یک پارادایم جدید ظاهر شـده است که نشان می‌دهد مهاجرت از شکست بازار، خارج از بازار کار ناشی می‌شود. هنگامی که چشم انداز بازارهای آینده وجود ندارد، یا اگر بازارها ناقص یا غیرقابل دسـترس هسـتند، همـانطور کـه معمولاً در بسیاری از اقتصادهای در حال توسعه اتفـاق مـی‌افتـد، خانوارهایی که نمی‌توانند بـه درآمـدهای قابـل دوام و بازارهـای سرمایه در کشور خود دسترسی داشته باشند، تمایـل دارنـد یـک عضو یا تعداد بیشتری از آن‌ها را برای بیمه در برابر ریسک‌ها و یا تضمین دسترسی بـه سـرمایه، بـه خـارج از منطقـه سکونتشـان بفرستند. اگر دستمزدها و فرصـت‌هـا در خـارج از منطقـه بیشـتر باشد، مهاجرت استراتژی جـذاب و مـؤثری را بـرای بـه حـداقل رساندن ریسـک‌هـا و غلبـه بـر محـدودیت‌هـای سـرمایه ارائـه مـی‌کنـد.(Katz & Stark, 1986: 144) ایـن بلافاصـله تأکید را از فرد (هسته اقتصاد نئوکلاسیک) بـه خـانواده (جامعـه) می‌گیرد و از تصحیح درآمد مطلق به سمت عوامل تعیـین کننـده درآمد نسبی که در آن «محرومیت نسبی» انگیزه بیشتری بـرای مهاجرت نسبت به شکاف دستمزد است، می برد. در ایـن تئـوری مهاجرت رفتاری تصادفی نبوده و پاسخی نهایی بـه محرومیـت-های نسبی است. در واقع، وقتی فرد یا جمع نتواند به هدف‌هـای با ارزش در مبدأ خود دست یابد و احسـاس کنـد کـه منـابع لازم برای رفع محرومیت‌هایش در خـارج از محـل سـکونت او وجـود دارد، در آن صورت مهاجرت می‌کند. در اینجا فـرد بـا دو محـیط روبه رو است یکی مبدأ که فرد در آن پـرورش یافتـه اسـت، امـا احساس می‌کند که در آن از فرصت‌های لازم بـرای رسـیدن بـه هدف‌های با ارزش خود محروم است، دیگری محیطی کـه شـاید فقط به طور مبهم آن را می‌شناسد (مقصد) اما احسـاس مـی‌کنـد که در آنجا به منابع لازم برای رفع محرومیت‌های خود دسترسـی خواهد داشت(Stark & Taylor, 1989:3)

اغلب نظریه پردازان اولیه مهاجرت و در میان آن‌ها بسـیاری از جغرافی‌دانان، محیط زیست را عامل اصـلی جابجـایی‌هـا ذکـر مـی‌کننـد (Ravenstein, 1889: 284) آب و هـوای نامطلوب را در کنار قوانین ظالمانه، مالیات‌هـای سـنگین، محـیط اجتمـاعی نامناسـب، اجبـار و انگیـزه‌هـای اقتصـادی، از عوامـل

ایجادکننده جریان‌های مهاجرت یاد کرده است. چندین دهه بعد، جغرافی‌دان آمریکایی (Semple,1911:142) نیز حاصلخیزی خاک، آب و هوای ملایم تر و شرایط آسان‌تر زندگی را به عنوان محرک‌های مهاجرت ذکر کرد. تأکید مشابهی بر تأثیر محیط فیزیکی بر مهاجرت انسان در مطالعه (Huntington, 1922:92) یافت می‌شود. وی اولین کسی است که آنچه را که امروزه «مهاجرت تغییرات آب و هوایی[1]» در شرق چین در دهه ۱۹۲۰ تلقی می‌شود، توصیف می‌کند.

انگیزه‌های مهاجرت محیطی از طریق چارچوب نظریه جدید اقتصاد مهاجرت نیروی کار[2] (NELM) توضیح داده شده است. در این نظریه مهاجرت به عنوان یک استراتژی خانوار برای تنوع معیشت با هدف به حداقل رساندن خطرات مرتبط با کمبود اعتبار، سرمایه و بازارهای بیمه معرفی می‌شود. (Stark & Bloom, 1985: 175) عوامل محیطی، از قبیل بارندگی و تنش و تغییرات دما بر پایداری معیشت به ویژه در مناطق روستایی که مشخصه اصلی معیشت آن کشاورزی یا مبتنی بر منابع طبیعی است، تأثیرگذار است(Eakin,2005: 1932) . از این رو خانوارهای روستایی، به ویژه در محیط‌هایی که فاقد مکانیسم‌های بیمه هستند، ممکن است بخشی از نیروی کار خود را به بازارهای کار شهری یا خارجی اختصاص دهند(Massey et al. , 1993: 445). بنابراین واکنش‌های مهاجرتی به فشارهای محیطی از استراتژی‌های متنوع‌سازی ریسک خانوار با موقعیت NELM نشأت می‌گیرد.

عزیزی و صادقی (۱۴۰۲) 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 خشک سال 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 خشک سال نشان داد که کانون‌های مهاجرتی اعم از مهاجرفرست و مهاجرپذیر در نقاطی با فراوانی رخداد ماه‌های خشک متوسط تا زیاد قرار دارند.

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 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 مقاله‌ای به توصیف و تحلیل مهاجرت های بین استانی در ایران و تعیین کننده های آن طی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ با استفاده از روش تحلیل ثانویه داده‌های مهاجرت حاصل از سرشماری سال ۱۳۹۰ پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می دهد 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 توسعه گرایان، 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 خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)، در دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ استفاده کرده است. این تحقیق نشان می‌دهد که، شاخص‌های تولید ناخالص داخلی، بیکاری و شاخص حکمرانی خوب، از عوامل اصلی بلندمدت تأثیرگذار بر میزان مهاجرت از کشور ، 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 توسعه گرایان برای کشور است.

قاسمی نژاد و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین وقوع خشکسالی و پدیده مهاجرت جمعیت در شهرستان‌های استان اصفهان پرداختند. دراین مطالعه برای خشکسالی از شاخص بارش استاندارد شده SPI استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شهرستان‌هایی مانند اردستان، خوانسار، فریدن، و فریدون شهر در زمان وقوع

1. climate change migration
2. The new economics of labor migration (NELM)

خشکسالی با پدیده مهاجرت روبرو بوده‌اند بطوری کـه بیشـترین میزان کاهش جمعیت در شهرستان فریـدون شـهر اتفـاق افتـاده است. نکته قابل توجه این است که در بعضی از شهرستان‌هـا بـا وجود اینکه خشکسالی‌هـای شـدیدی اتفـاق افتـاده اسـت ولـی پدیده مهاجرت صورت نگرفته اسـت. علـت آن هـم مربـوط بـه صنعتی بودن این شهرستان‌ها و کمتر بـودن فعالیـت کشـاورزی می‌باشد.

فرزانگان و همکاران (۲۰۲۳) در مقاله‌ای تأثیر آلودگی هوا بـر مهاجرت داخلی در خانوارهـای ایرانـی طـی سـال‌هـای ۲۰۱۱ و ۲۰۱۶ برای ۳۱ استان کشور را با استفاده از اثرات ثابت تابلویی و روش‌های متغیر ابزاری مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها برای اندازه-گیری آلودگی هوا از داده‌های ماهواره‌ای عمـق نـوری آئروسـل[1] استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد کـه آلـودگی هـوا تأثیر مثبت و معناداری بر خالص مهاجرت دارد. همچنین براساس نتـایج پـژوهش دریافتنـد کـه سـطوح بـالاتری از فعالیـت‌هـای اقتصادی از مهاجرت جلوگیری می‌کند.

هرمانز و مکلمن[2] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی پیونـدهای بین تغییرات آب و هوا، خشکسـالی، تخریـب زمـین و مهـاجرت پرداخته‌اند. آن‌ها از رویکردهای آماری، مانند استفاده از داده‌هـای سنجش از دور و رویکردهای کیفی نظیر شناسـایی چـالش‌هـای رایجی که محققان با آن مواجه هستند، به این نتیجه رسیدند کـه خشکسالی بر تخریب زمین و درنتیجه پویایی مهاجرت تأثیر دارد و همچنین مهاجرت تحت تأثیر عوامل اقلیمی قرار می‌گیرد و بـه آن پاسخ می‌دهد. همچنین نتایج آن‌ها برای طیفـی از داده‌هـای محیطی و مهاجرتی نشان می‌دهد که تخریب زمـین، قـوی‌تـر از خشکسالی یا تغییر میانگین بارش در کشورهای جنوب صـحرای آفریقا، شـمال شـرقی برزیـل، آرژانتـین و پاراگوئـه بـا مهـاجرت روستایی مرتبط است.

پاچکو[3] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای برای پاسخ به این سوال کـه آیـا عوامل غیر اقتصادی کیفیت زندگی باعث مهاجرت می شوند؟ بـه بررسی عوامل مؤثر بـر جریـان مهـاجرت ۱۶ کشـور OECD بـا استفاده از مدل جاذبـه تعمـیم یافتـه طـی دوره ۱۹۹۱ تـا ۲۰۰۰ پرداختند. آن‌ها در این مطالعه برای اندازگیری رفـاه از شـاخص-های جانشین مانند شـادی، سـرمایه انسـانی، کیفیـت زنـدگی و آزادی اقتصادی استفاده کردند. نتایج نشان‌دهنـده بـی‌تـأثیری شـاخص کیفیـت زنـدگی بـر جریـان مهـاجرت بـه کشـورهای $OECD$ است، اما عوامـل اقتصـادی همچـون میـزان جمعیـت، تعداد مهاجران هم ملیت که در کشور مقصد وجود دارنـد، درامـد سرانه نسبی و عوامـل جغرافیـایی بـر میـزان مهـاجرت اثرگـذار هستند.

استارک و همکاران (۲۰۰۹) در تحقیقی رابطه بین فقر نسبی کل و مهاجرت را براساس داده‌هـای منطقـه‌ای لهسـتان در دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۹ بررسی کردند. آن‌ها از اینکه سطح بالاتری از فقـر مطلق با تمایل قوی‌تر به مهاجرت همـراه باشـد، نسـبتاً مطمـئن بودند. لذا در این تحقیق درصدد پاسخ به این سئوال بودند که آیا فقر نسبی نیز بر تمایل به مهاجرت تأثیر می‌گذارد؟ نتایج تجربـی آن‌ها نشان داد ضرایب جینی به عنوان معیاری برای اندازه‌گیـری فقر نسبی کل، با مهـاجرت همبسـتگی مثبـت دارنـد و در واقـع، کاهش نابرابری درآمد در مناطق مبدأ می‌تواند مهاجرت را کاهش دهد.

داده ها و روش کار

این تحقیق براساس مبانی نظری و پیشینه تحقیـق در چـارچوب اقتصادسنجی فضایی، به صورت زیر است:

(۲)

$$IMG_i = f(PGDP_i, UN_i, FGT_i, CI_i)$$

در الگوی مذکور، IMG_i بـه عنـوان متغیـر وابسـته نشـان دهنده نسب مهـاجران ورودی بـه خروجـی اسـتان و متغیرهـای توضیحی مدل؛ یعنی $PGDP_i$، UN_i، FGT_i و CI_i به ترتیب نشانگر سرانه تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری، شـاخص فقـر و شاخص خشکسالی در استان‌های کشور می‌باشد. تصریح الگو بـه صورت لگاریتمی می‌باشد.

FGT_i شاخص فقر فوستر، گریر و توربـک[4] (۱۹۸۴) کـه در آن شاخص گریز از فقر(α) $\alpha = 2$ لحاظ شده اسـت. FGT در این تحقیق نشان دهنده شدت فقر است. برای محاسبه شدت فقر نخست خط فقرغذایی سالانه خانوار چهـار نفـره بـر پایـه ۲۳۰۰ کالری(طبق یافته‌های پژوهشکده آمار براساس مطالعه حیدری و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۵۳) لحاظ شده است. سـپس خـط فقـر یـک خانوار چهار نفره براساس روش نیاز اساسی[5] در استان‌های کشـور محاسبه شده است. برای محاسبه میانگین شـدت فقـر در دوره‌ی ۹۵-۱۳۹۰ از داده‌های هزینه خانوار از سایت مرکز آمار گردآوری شده است.

به منظور پایش خشکسالی در استان‌های کشـور از شـاخص ترکیبـی[6] (CI) اسـتفاده شـده اسـت. ایـن شـاخص از ترکیـب

1. aerosol optical depth
2. Hermans and McLeman
3. Pacheco
4. Foster, Greer and Thorbecke
5. Basic-Needs Approach
6. Composite index

شاخص‌های مرتبط با شاخص درجه حرارت[1] (TCI)، شاخص پوشش گیاهی[2] (VCI) که مرتبط با میزان رطوبت خاک است و شاخص وضعیت بارش[3] (PCI) طبق مطالعات کوگان (Kogan,1995:95)ری و همکاران (Rhee & et al. 2010: 2880) و دوو و همکاران (Du & et al, 2013:247) به صورت زیر محاسبه شده است.

(۳)
$$TCI_i = \frac{T_{max,i} - T_{m,i}}{T_{max,i} - T_{min,i}}$$

(۴)
$$VCI_i = \frac{W_{m,i} - W_{min,i}}{W_{max,i} - W_{min,i}}$$

(۵)
$$PCI_i = \frac{P_{m,i} - P_{min,i}}{P_{max,i} - P_{min,i}}$$

(۶)
$$CI_i = \left(\frac{1}{3}\right) TCI_i + \left(\frac{1}{3}\right) VCI_i + \left(\frac{1}{3}\right) PCI_i$$

در روابط فوق، عبارات $T_{m,i}$، $W_{m,i}$ و $P_{m,i}$ به ترتیب نشانگر میانگین میزان دما، رطوبت و بارش در استان i هستند،که داده‌های آن‌ها از اطلاعات هواشناسی مراکز استان‌ها از سایت مرکز آمار گرد آوری شده است. شاخص خشکسالی CI_i از میانگین شاخص‌های دما، رطوبت و بارش بدست می‌آید. هر چه CI بالاتر باشد، شدت خشکسالی کم خواهد بود.

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 بطور میانگین در دوره ۹۵-۱۳۹۰ برای ۳۱ استان براساس آمار بانک داده‌های اقتصادی و مالی وزارت امور اقتصاد و دارایی لحاظ شده است.

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(Brueckner, 2003: 179).در رهیافت دوم، یک مدل کلی‌تر شامل همه مدل‌های ساده به گونه‌ای که نشان‌دهنده تمامی فرضیه‌های اقتصادی مورد بررسی باشد، شروع می‌شود. سپس با آزمون اثرات متقابل، مدل نهایی بدست می‌آید(Elhorst & et al.,2010: 243). به طور 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 بالعکس اثرات متقابل درون‌زا به طور معمول به عنوان 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 تعیین کننده 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(Allers & Elhorst , 2005: 502)

برای برآورد مدل تحقیق، طبق رهیافت دوم، یک مدل کامل با تمامی اثرات متقابل یعنی مدل فضایی متداخل کلی[4] (GNS)، به فرم زیر در نظر گرفته می‌شود:

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

(۷-ب)
$$u = \lambda Wu + \varepsilon$$

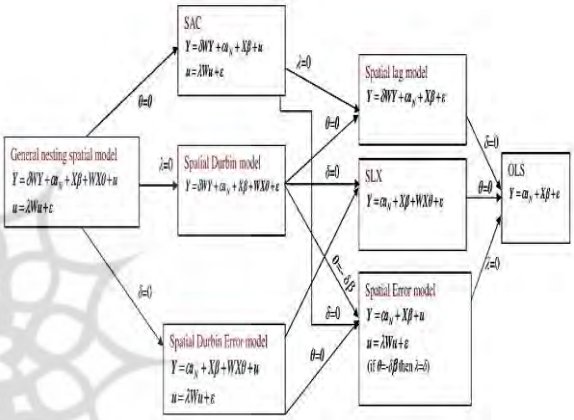
در مدل فوق، Y و X متغیرهای وابسته و مستقل مدل و W ماتریس فضایی N × N غیرمنفی است که چینش فضایی یا ترتیب مشاهدات موجود در نمونه را توصیف می‌کند. δ، α، β، θ و λ پارامترهای مدل و u و ε جزء اخلال مدل می‌باشند. همچنین در آن WY اثر متقابل درون‌زا بین متغیرهای وابسته WXاثر متقابل برون‌زا بین متغیرهای مستقل 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[5]($\lambda = 0 , \theta = 0$)، مدل خطای فضایی[6]($\delta = 0 , \theta = 0$) و مدل دوربین فضایی[7]($\theta \neq 0$). شکل چهارم

1. Temperature Condition Index (TCI)
2. Vegetation Condition Index (VCI)
3. Precipitation Condition Index (PCI)

4. the general nesting spatial (GNS)
2. Spatial Lag Model
3. Spatial Error Model
7. Spatial Durbin Model

نیز که به الگوی مختلط[1] ($\theta = 0$) معروف است، که اثرات فضایی را با وجود همزمان وقفه و خطای فضای در نظر می‌گیرد (Elhorst.,2014: 480)

شکل (۱) طبقه بندی مدل‌های فضایی در قالب نه مدل اقتصادسنجی فضایی خطی را به طور 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 به دست آورد. لازم به ذکر است، قیدها در کنار فلش‌ها در شکل نشان داده شده اند(Halleck Vega & Elhorst ,2012)



شکل ۱. طبقه‌بندی مدل‌های فضایی منبع: 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 هم مرز داشته باشند) محدود می‌شوند، در این روش عنصر متناظر با نقاط غیر هم مرز 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 منعکس کننده وابستگی فضایی[2] بالاتر باشند (Boarnet, & et al., 2005: 36). در این تحقیق 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 یک طرف یا رأس مشترک با ناحیه مورد بررسی داشته باشد، عنصر مربوط در ماتریس فضایی یک در نظر گرفته می‌شود(اکبری، ۱۳۸۴: ۵۱)، و برای ماتریس فضایی مبتنی بر فاصله از تابع اقلیدسی زیر به منظور محاسبه فاصله بین دو استان i و j استفاده می‌شود.

(۸)

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

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: 173). داده‌های مربوط به طول و عرض جغرافیایی استان‌ها از سایت http://www.whatsmygps.com گردآوری شده است.

قبل از برآورد الگوی تحقیق، باید از وجود اثرات فضایی اطمینان حاصل کرد. برای داده‌هایی که دارای جزء مکانی هستند دو مسئله وابستگی فضایی میان مشاهدات و ناهمسانی فضایی[4] در روابطی که مدل‌سازی می‌شود، رخ خواهد داد (Lesage, 1999:451). رایج‌ترین روش برای بررسی وجود وابستگی فضایی در داده‌های مقطعی، آزمون ضریب موران[5] (MC) است(Viton, 2010:10) که از طریق فرمول زیر محاسبه می‌شود:

(۹)

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

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 (Tsai, 2005:146). ضریب موران عددی در بازه [1+,1-] است. مقدار ۱+ نشان‌دهنده الگوی کاملاً تک قطبی، مقدار صفر بیانگر الگوی چند قطبی یا تصادفی و مقدار ۱- نشانگر الگوی شطرنجی توسعه است. آزمون معنی‌داری ضریب موران، آماره Z به صورت زیر محاسبه می‌شود:

(۱۰)

$$z = \frac{I - E(I)}{Sd(I)}$$

---

5. Spatial Autocorrelation Model (SAC)
2. Spatial Dependence
3. Queen Contiguity

4. Spatial Heterogeneity
5. Moran's coefficient

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 (Arbia, 2014: 105).

شرح و تفسیر نتایج

نتایج شاخص‌های خالص مهاجرت (مهاجران ورودی منهای مهاجران خروجی)، خشکسالی و میانگین شدت فقر در استان‌های ایران برای دوره ۹۵-۱۳۹۰ با استفاده از نرم افزار ArcMap استخراج و در غالب نقشه استانی ایران در شکل ۳،۲و ۴ نمایش داده شده است.

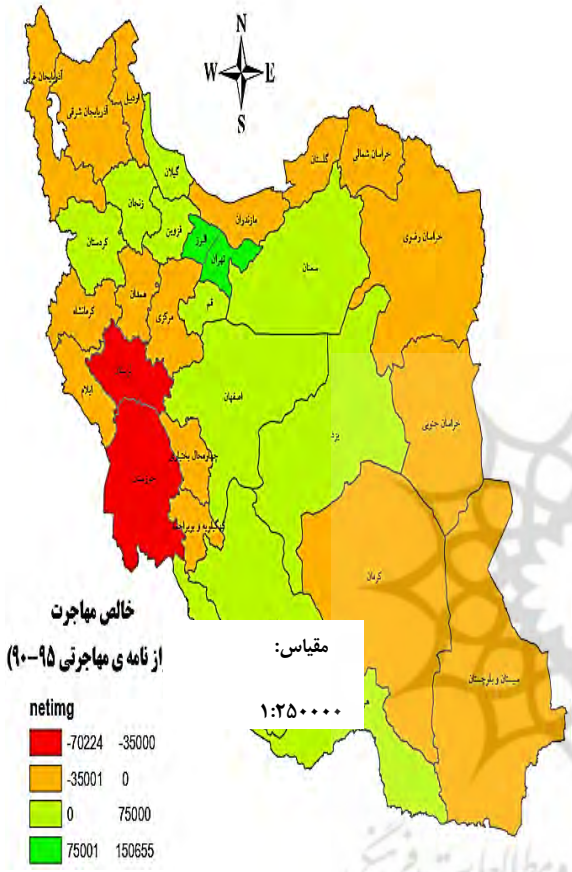
در شکل (۲)، خالص مهاجرت در دوره ۹۵-۱۳۹۰ براساس سرشماری مرکز آمار آمده است. اگر خالص مهاجرت مثبت باشد، حاکی از این است که مهاجران ورودی به استان بیش از مهاجران خروجی است به بیان دیگر آن استان مهاجرپذیراست، و اگر خالص مهاجرت منفی باشد، نشان دهنده مهاجرفرست بودن استان در دوره مورد بررسی بوده است. طبق شکل (۲)، 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 بجز استان کردستان همگی مهاجرفرست هستند.

در شکل (۳) شاخص خشکسالی برای استان‌های کشور آمده است. طبقه‌بندی شدت خشکسالی براساس شاخص CI در جدول (۱) نشان داده شده است. طبق این جدول، استان کرمان دچار خشکسالی متوسط و ۱۰ استان (سیستان و بلوچستان، یزد، خراسان جنوبی، اصفهان، فارس، لرستان، چهارمحال بختیاری، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد و کردستان) دچار خشکسالی ضعیف هستند و بقیه استان‌ها در طبقه بندی غیرخشکسالی قرار دارند.

جدول ۱. طبقه بندی شدت خشکسالی براساس شاخص CI

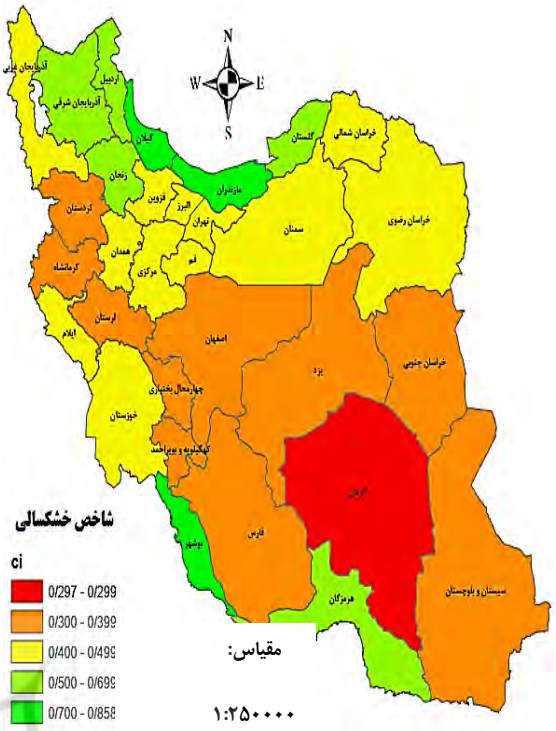
شدت خشکسالی	محدوده شاخص CI
خشکسالی بسیار شدید	< ۰/۱
خشکسالی شدید	۰/۱ – ۰/۱۹۹
خشکسالی متوسط	۰/۲ – ۰/۲۹۹
خشکسالی ضعیف	۰/۳ – ۰/۳۹۹
غیرخشکسالی	≥ ۰/۴

منبع: کاظم پور جورسی و همکاران (۱۳۹۸)

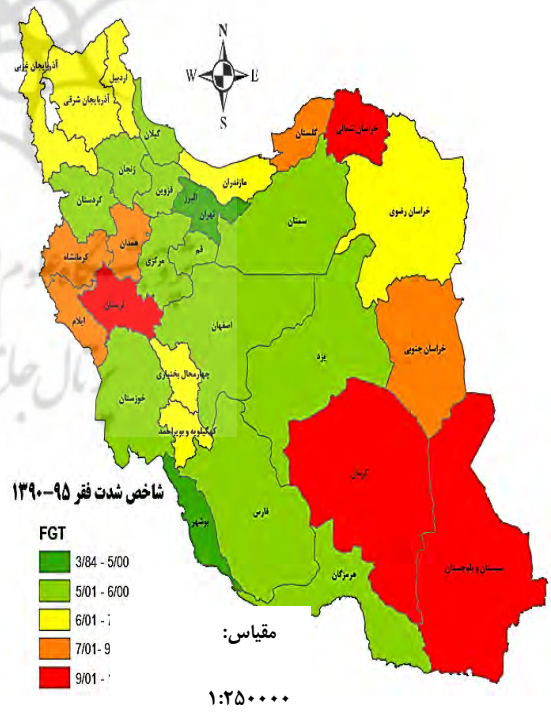


شکل ۲. خالص مهاجرت در استان‌های کشور

شاخص شدت فقر بیشترین وزن را به خانوارهایی می دهد که از خط فقر فاصله زیادی دارند. پس هرچه فاصله خانوارها در جامعه از خط فقر افزایش یابد (توزیع درآمد ناعادلانه‌تر شود)، این شاخص افزایش می‌یابد(مصطفائی و همکاران، ۱۳۹۸: ۶۹). نتایج میانگین شدت فقر (FGT) در استان‌های ایران طی دوره ۱۳۹۰-۹۵ در شکل (۴) آمده است. کمترین مقدار این شاخص با ۳/۸۴ واحد مربوط به استان تهران و بیشترین میزان آن با ۱۰/۸۵ واحد مربوط به استان سیستان و بلوچستان است. همچنین نتایج نشان‌دهنده این واقعیت است که در استان‌های مرزی شدت فقر بیشتر از ۶ واحد است، که این با مهاجرت فرستی استان‌های مرزی مطابقت دارد.



شکل ۳. شاخص خشکسالی استان‌های کشور



شکل ۴. میانگین شاخص شدت فقر استان‌های کشور طی دوره ۹۵-۱۳۹۰

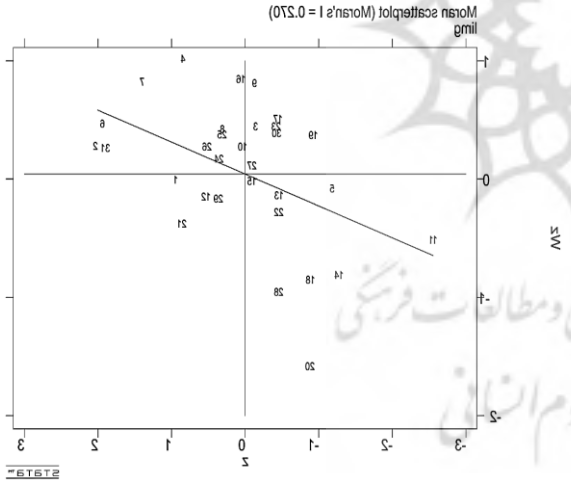
نتایج آزمون موران متغیرهای تحقیق در جدول (۲) آمده است.

جدول ۲. نتایج آزمون موران متغیرهای تحقیق

متغیر	مقدار I	E(I)	Sd(I)	Z	Prob.
$limg$	۰/۲۷۰	−۰/۰۳۳	۰/۱۰۸	۲/۷۹۶	۰/۰۰۵
$lFGT$	۰/۲۱۷	−۰/۰۳۳	۰/۱۱۸	۲/۲۶۹	۰/۰۲۳
$lpgdp$	۰/۳۰۲	−۰/۰۳۳	۰/۱۰۶	۳/۱۶۱	۰/۰۰۲
lun	۰/۳۱۷	−۰/۰۳۳	۰/۱۰۸	۳/۲۳۱	۰/۰۰۱
lci	۰/۲۲۴	−۰/۰۳۳	۰/۱۱۱	۲/۳۲۹	۰/۰۲۰

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۲)، چون ضریب موران تمامی متغیرها مثبت و از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار هستند، درنتیجه وجود وابستگی فضایی داده‌های مورد استفاده در این پژوهش تأیید می‌شود.



شکل ۵. پراکندگی ضریب موران برای متغیر وابسته، منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار پراکندگی ضریب موران متغیر وابسته تحقیق نیز حاکی از وجود وابستگی فضایی است، لذا برآورد مدل رگرسیون فضایی امکان پذیر 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 این روش (Jeanty, 2010:74) استفاده می‌شود. مزیت دیگر این روش

استفاده همزمان ماتریس‌های فضایی براساس مجاورت و فاصله در مدل است. البته 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 نرم افزار GeoDa ساخته شده و در نرم افزار 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؛ به‌طوری که در آماره rho ناهمسانی فضایی در متغیرهای تحقیق (وابسته و مستقل) ولی در آماره lambda ناهمسانی فضایی در جمله اخلال تعریف می‌گردد (Jeanty, 2010:77).

جدول ۳. نتایج ناهمسانی واریانس مدل‌های فضایی

مدل فضایی	مقدار آماره فضایی	احتمال
مدل SDM	rho = ۰/۷۸۰	۰/۰۰۰
مدل SAR	rho = −۰/۱۷۵	۰/۳۹۵
مدل SEM	lambda = ۰/۷۳۸	۰/۰۰۰
مدل SAC	rho = −۰/۲۷۸	۰/۰۷۹
	lambda = ۰/۷۵۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج ناهمسانی واریانس مدل‌های فضایی در جدول (۳) حاکی از این است که اثر فضایی در مدل SAR رد می‌شود، لذا مدل مختلط نیز کابردی نخواهد داشت. بنابراین مدل بهینه از بین مدل‌های SDM و SEM انتخاب خواهد شد.

مزیت دیگر روش جینتی آزمون معنی‌داری مدل‌های فضایی است. به این منظور از آزمون مدل‌های فضایی SDM و SAC در مقابل OLS و نیز آزمون مقادیر سرریز فضایی (rho و lambda) با آزمون‌های والد و نسبت راستنمایی برای مدل‌های فضایی SAR و SEM استفاده می‌کند. در صورت معناداری همه مدل‌های فضایی، مدل بهینه براساس مقدار لگاریتم راستنمایی[1] انتخاب می‌شود.

جدول ۴. آزمون‌های معناداری مدل‌های فضایی

مدل فضایی	آزمون	احتمال
مدل SDM	آماره آزمون (۹/۱۹۲)	۰/۱۰۲
	فرضیه صفر الگوی خطی OLS	
مدل SEM	آزمون والد (۱۵/۳۸۴)	۰/۰۰۰
	آزمون نسبت راستنمایی (۸/۵۵۲)	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جداول (۳) و (۴)، مدل نهایی مناسب برای برآورد الگوی تحقیق، مدل فضایی SEM است.

با توجه به وجود پدیده وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی در الگوی تحقیق، مدل‌سازی در حضور بعد فضا صورت می‌گیرد. بنابراین برای تحلیل فضایی مهاجرت از مدل فضایی SEM در داده‌های مقطعی استفاده می‌شود.

نتایج تخمین عوامل اقتصادی و محیطی مؤثر بر مهاجرت داخلی در استان‌های کشور براساس مدل فضایی در جدول (۵) نشان داده شده است. چنانچه عوامل اقتصادی (شدت فقر، سرانه تولید ناخالص داخلی، بیکاری) و عامل محیطی (شاخص خشکسالی) مهاجرت داخلی در استان‌های کشور را تحت تأثیر قرار داده است.

جدول ۵. نتایج برآورد الگوی تحقیق با متغیر وابسته $limg$ و مدل SEM

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره Z	احتمال
$lpgdp$	۰/۳۴۵	۰/۱۳۳	۲/۵۸	۰/۰۱۰
lun	−۰/۳۶۰	۰/۱۵۰	−۲/۴۰	۰/۰۱۷
$lFGT$	−۰/۳۶۴	۰/۰۶۵	−۵/۵۶	۰/۰۰۰
lci	۰/۲۱۸	۰/۰۴۹	۴/۴۰	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۳/۰۴	۰/۵۵۷	۵/۴۵	۰/۰۰۰
$lambda$	۰/۷۳۸	۰/۱۸۸	۳/۹۲	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Log likelihood

طبق نتایج جدول (۵)، تمامی متغیرهای مستقل تحقیق از لحاظ آماری در سطح ۹۵ درصد معنادار هستند. همچنین نتایج حاکی از تأثیر مثبت متغیرهای $lpgdp$ و شاخص lci و تأثیر منفی بیکاری و فقر بر متغیر وابسته است. بطوری که با افزایش یک درصدی در سرانه تولید ناخالص داخلی و شاخص خشکسالی در استان‌های کشور نسبت مهاجران ورودی به خروجی به ترتیب ۰/۳۴۵ و ۰/۲۱۸ درصد افزایش داشته است. همچنین با افزایش یک درصدی در نرخ بیکاری و شدت فقر استان‌ها، نسبت مهاجران ورودی به خروجی به ترتیب ۰/۳۶۰ و ۰/۳۶۴ درصد کاهش را نشان می‌دهد. این نتایج طبق مبانی نظری تأیید کننده نظریه‌های نئوکلاسیک و محرومیت نسبی در خصوص مهاجرت و نیز دلیلی برای مهاجرت به جهت کاهش ریسک در رابطه با تغییرات اقلیمی است.

ضریب $lambda$ نشان‌دهنده اثر سرریز فضایی در مدل SEM است که مقدار مثبت (۰/۷۳۸) و معنادار برآورد شده است که با این نتیجه می‌توان بیان داشت سرریز فضایی مهاجرت یکی از مهم‌ترین متغیرهای توضیح دهنده تغییرات مهاجرت استان‌هاست. همچنین طبق این نتایج، اثرات متقابل بین جملات خطا از سه اثر متقابل فضایی ممکن مورد تأیید قرار گرفت. اثر متقابل بین جملات خطا نشان‌دهنده یکی از این دو حالت است؛ یا عوامل تعیین کننده متغیر وابسته که از مدل حذف شده‌اند، دارای خودهمبستگی فضایی هستند و یا شوک‌های مشاهده نشده یک الگوی فضایی داشته‌اند.(Bordignon, 2003:83) لذا می‌توان نتیجه گرفت یا عوامل دیگری به غیر از موارد بررسی شده در این تحقیق و یا شوک‌های پیش‌بینی نشده‌ای که از الگوی فضایی تبعیت کنند و تأثیرگذار بر نسبت مهاجرت ورودی به خروجی در استان‌های کشور هستند، وجود دارند.

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 تحقیق نیز عوامل اقتصادی و محیطی مؤثر بر مهاجرت داخلی در استان‌های کشور را طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۹۰ مورد شناسایی و بررسی قرار داده است. بدین منظور براساس مبانی نظری و پیشینه تحقیق سه عامل اقتصادی سرانه تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری و شدت فقر و شاخص خشکسالی CI به عنوان 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 شد. بدین منظور نخست اثر وابستگی فضایی مشاهدات آماری در ۳۱ استان با آزمون موران برآورد گردید. نتایج حاکی از آن بود که ضریب موران برای تمامی متغیرهای تحقیق مثبت و از لحاظ آماری معنادار شد. چنانچه ضریب موران برای متغیرهای لگاریتم نسبت مهاجرت، لگاریتم سرانه تولید ناخالص داخلی، لگاریتم نرخ بیکاری، لگاریتم شدت فقر و لگاریتم شاخص خشکسالی به ترتیب ۰/۲۷، ۰/۳۰۲، ۰/۳۱۷، ۰/۲۱۷ و ۰/۲۲۴ بدست آمد. این نتایج با ضریب موران مطالعه عزیزی و صادقی (۱۴۰۲) برای خالص مهاجرت همخوانی دارد. در ادامه با توجه به تأیید شدن همبستگی فضایی در متغیرها، از رگرسیون فضایی داده‌های مقطعی برای بررسی تأثیر متغیرهای اقتصادی و محیطی بر مهاجرت داخلی استفاده شد. برای تعیین مدل نهایی از بین مدل‌های فضایی SDM، SAR، SEM و SAC دو نوع آزمون صورت گرفت؛ نخست آزمون ناهمسانی واریانس برای بررسی اثر فضایی در مدل تحقیق، دوم آزمون‌های انتخاب مدل مناسب در مقابل مدل خطی OLS انجام شد. در نهایت مدل فضایی SEM انتخاب گردید. نتایج بدست آمده از مدل فضایی نشان دهنده 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. به طوری که بیکاری و شدت فقر در استان‌ها تأثیر منفی بر مهاجرپذیری استان و به بیان دیگر تأثیر مثبت بر مهاجرفرستی استان‌ها داشت. همچنین شاخص درآمد (سرانه تولید ناخالص داخلی) اثر مثبت بر مهاجر پذیری استان ها دارد، چنانچه با افزایش یک درصدی 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 بسزایی داشته است. از طرفی شاخص خشکسالی رابطهٔ مثبت با متغیر وابسته مدل داشت. از آنجایی که هر چه CI افزایش یابد نشان‌دهنده دوری از خشکسالی است و نیز متغیر وابسته براساس خالص مهاجرت (نسبت مهاجران ورودی به خروجی) در نظر گرفته شده است، لذا طبق نتایج تحقیق، با افزایش خشکسالی در استان‌ها میزان مهاجرت فرستی استان‌ها نیز افزایش داشته است. اثر سریز فضایی مدل SEM مقداری

مثبت (۰/۷۳۸) و از لحاظ آماری معنادار برآورد شد. طبق داده‌های اقتصادی وزارت امور اقتصاد و دارایی، متوسط سهم اقتصادی فعالیت‌های کشاورزی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۹۰ از بین سه فعالیت عمده (کشاورزی، صنعت و خدمات) حدود ۶/۲۱ درصد بوده است. از سویی دیگر فصل مشترک استان‌ها در نقشه های مستخرج از نرم افزار ArcMap (اشکال۳،۲و ۴) یعنی استان‌های مهاجرفرست با شدت فقر بالا و دچار خشکسالی متوسط و ضعیف، استان‌های کرمان، سیستان و بلوچستان، خراسان جنوبی، لرستان و کرمانشاه هستند که متوسط سهم فعالیت‌های کشاورزی در آن‌ها بیش از میانگین کشوری و به ترتیب برابر با ۱۵/۶۸، ۱۴/۳۰، ۱۷/۶۷، ۱۵/۳۵ و ۹/۶۳ درصد بود. درنتیجه می‌توان بیان داشت بروز خشکسالی، در استان‌های مذکور، فعالیت‌های مرتبط با کشاورزی را بیشتر تحت تأثیر قرار می دهد. بنابراین بروز خشکسالی، هم از منظر کاهش درآمد و هم از لحاظ افزایش بیکاری و فقر، می‌تواند بر مهاجرفرستی تأثیرگذار باشد. به بیان دیگر مهاجرت می‌تواند یکی از چندین استراتژی بالقوه خانوارها برای مقابله با تغییرات محیطی (خشکسالی) باشد که این نتیجه در خصوص آلودگی هوا در مطالعه فرزانگان و همکاران (۲۰۲۳) برای استان‌های ایران نیز تأیید شده است. بنابراین توصیه می‌شود در سند آمایش ملی به سازگاری توسعه با محیط زیست و منابع طبیعی اهتمام بیشتری شود و با پوشش بیمه از ریسک‌های محیطی بر معیشت مردم کاسته شود.

منابع

اسفندیاری، ساسان، دهقانی‌دشتابی، مریم، نبیئیان، صدیقه و میرزایی‌خلیل‌آبادی، حمیدرضا (۱۳۹۸). بررسی رابطه علیت بین فقر و مهاجرت از روستا به شهر در ایران. *روستا و توسعه*، ۲۲(۸)، ۷۱-۸۹.

اکبری، نعمت‌الله (۱۳۸۴). فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۷(۲۳)، ۳۹- ۶۸.

حسینی، قربان، مشفق، محمود و زارع‌مهرجردی، راحله (۱۳۹۵). توصیف و تحلیل مهاجرت‌های بین‌استانی در ایران و تعیین‌کننده‌های آن طی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰». *فصلنامه علمی -پژوهشی برنامه‌ریزی فضایی(جغرافیا)*، ۶(۴)، ۴۴-۱۹.

حیدری، خلیل ، فرامرزی، ایوب، قصوری، شکوفه و ایرا، عبدالرحیم (۱۳۹۴). برآورد خط فقر و شاخص‌های نابرابری در ایران ۱۳۸۳-۱۳۹۲. تهران: پژوهشکده آمار، گروه پژوهشی آمارهای اقتصادی.

صادقی، رسول و شکریانی، محسن (۱۳۹۶). تحلیل نوسانات فضایی تأثیر توسعه بر مهاجرت داخلی ــ بین شهرستانی در ایران. توسعه محلی (روستائی-شهری)، ۸(۲)، ۲۴۵-۲۷۰.

صباغ‌کرمانی، مجید (۱۳۹۷). *اقتصاد منطقه‌ای (تئوری و مدلها)*. چاپ ششم، تهران: انتشارات سمت.

عزیزی، علی و صادقی، رسول (۱۴۰۲). تحلیل فضایی مهاجرت و پدیده خشک‌سالی در کشور با استفاده از تحلیل لکه داغ و شاخص استاندارد بارش. *جغرافیا و مخاطرات محیطی*، ۱۲(۴۶)، ۸۱-۱۰۰ .

قاسمی‌نژاد، سعید، سلطانی، سعید و سفیانیان، علیرضا (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین وقوع خشکسالی و پدیده مهاجرت در استان اصفهان، هفتمین همایش ملی علوم و مهندسی آبخیزداری ایران، ۱۰۲-۱۰۹.

متقی، سمیرا (۱۳۹۴). تأثیر عوامل اقتصادی بر مهاجرت در ایران؛ تأکید بر شاخص‌های درآمد و بیکاری. *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۳(۱۱)، ۶۳-۷۴.

مصطفائی، شعبان، خدادادکاشی، فرهاد و موسوی‌جهرمی، یگانه. (۱۳۹۸). بررسی تاثیر بخش صنعت بر کاهش فقر در کل استان های ایران. *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۴(۱)،۵۱-۷۵.

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)

Black, R., Adger, W., Arnell, N., & Dercon, S. (2011). 2011. The effect of environmental changeon human migration. *Global Environmental Change, 21*(1), 3–11.

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.

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

Du, L., Tian, Q., Yu, T., Meng, Q., & Jancso, T. (2013). A comprehensive drought monitoring method integrating MODIS and TRMM data. *International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation, 23*, 245-253.

Eakin, H. (2005). Institutional change, climate risk, and rural vulnerability: Cases from Central Mexico. *World development, 33*(11), 1923-1938.

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(8), 71-98. (In Persian)

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.

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.

Ghasemi Nezhad, S., Soltani, S., & Sefianian, A. (2011). Investigating the relationship between drought occurrence and migration phenomenon in Isfahan province. *In the 7th National Conference on Watershed Sciences and Engineering in Iran* (pp. 102-109).

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.

Hermans, K., & McLeman, R. (2021). Climate change, drought, land degradation and migration: exploring the linkages. *Current opinion in environmental sustainability, 50*, 236-244.

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

Huntington, E. (1922). *Civilization and Climate.* New Haven: Yale University Press.

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.

Kogan, F. (1995). Application of vegetation index and brightness temperature for drought detection. *Advances in space research, 15*(11), 91-100.

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.

Massey, D., Arango, J., Hugo, G., & Kouaouci, A. (1993). Theories of international migration: A review and appraisal. *Population and development review*, 431-466.

Mostafaei S, khodadad-Kashi F, Mosavi Jahromi Y. (2019). The Impact of Industrial Sector on Poverty Reduction in all Provinces of Iran.The Journal of *Planning and Budgeting* , *24*(1), 51-75(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)

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

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.

Rhee, J., Im, J., & Carbone, G. (2010). Monitoring agricultural drought for arid and humid regions using multi-sensor remote sensing data. *Remote Sensing of environment, 114*(12), 2875-2887.

Sabbagh Kermani, M (2018). Regional economics (Theory and Models). 6th edition, Samt Publications, Tehran. (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)

Semple, E. (1911). *Influences of Geographic Environment, on the Basis of Ratzel's System of Anthropo-geography.* H. Holt.

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

Stark , O., & Bloom, D. (1985). The new economics of labor migration. *The american Economic review, 75*(2), 173-178.

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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی