بحران آب و مهاجرت بین‌استانی در ایران: کاربرد مدل پانل پویای تصادفی فضایی گشتاورهای تعمیم‌یافته دوربین

یونس نادمی* و سیدپرویز جلیلی کامجو**

نوع مقاله: علمی پژوهشی	تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۹/۱۵	تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۷/۱۸	شماره صفحه: ۳۲-۵

هدف اصلی این پژوهش ارزیابی تأثیر تغییرات منابع آب سطحی و استخراج منابع آب زیرزمینی بر خالص مهاجرت در ۲۸ استان ایران در دوره زمانی ۱۳۹۵- ۱۳۸۲ با استفاده از مدل پانل پویای تصادفی فضایی گشتاورهای تعمیم‌یافته دوربین با کاربرد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل – باند است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد استخراج منابع آب زیرزمینی تأثیر غیرخطی و آستانه‌ای بر مهاجرت بین‌استانی داشته است، بدین معنا که تا قبل از سطح آستانه سرانه ۳۳۴۳ مترمکعب، استخراج آب از طریق تقویت بخش کشاورزی تأثیر منفی بر مهاجرت داشته، اما پس از استخراج بی‌رویه منابع آب زیرزمینی و عبور از حد آستانه سرانه ۳۳۴۳ مترمکعب و افزایش احتمال بروز خطر خشکسالی و قحطی منابع آب زیرزمینی، این متغیر تأثیری مثبت بر خالص مهاجرت داشته است. به‌این‌ترتیب حد آستانه استخراج منابع آب زیرزمینی سرانه به میزان ۳۳۴۳ مترمکعب، زنگ خطری برای مهاجرت‌های گسترده بین‌استانی محسوب می‌شود. بااین‌حال متغیر منابع آب سطحی تأثیر معنادار بر مهاجرت نداشته است که دلیل آن سهم بسیار ناچیز منابع آب سطحی در تأمین آب در استان‌هاست که نمی‌تواند انگیزه کافی برای مهاجرت باشد.

کلیدواژه: مهاجرت؛ آب زیرزمینی؛ آب سطحی؛ مدل پانل پویای تصادفی فضایی گشتاورهای تعمیم‌یافته دوربین

---

* استادیار اقتصاد دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت‌الله بروجردی (نویسنده مسئول)؛
Email: Younesnademi@abru.ac.ir

** استادیار اقتصاد دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت‌الله بروجردی؛
Email: parviz.jalili@abru.ac.ir

مقدمه

بحران‌های محیط زیستی با سرعت فزاینده‌ای در ابعاد جهانی در حال افزایش است. از بحران تغییرات اقلیمی و گرم‌تر شدن کره زمین گرفته تا بحران خشکسالی و کمبود منابع آبی. در این میان کمبود منابع آبی و پدیده خشکسالی در ایران و منطقه خاورمیانه به مراحل خطرناکی نزدیک شده است. خشکسالی‌های پیاپی همراه با برداشت بیش از حد آب‌های سطحی و زیرزمینی از طریق شبکه بزرگی از زیرساخت‌های هیدرولیکی و چاه‌های عمیق، وضعیت آب کشور را به سطح بحرانی رسانده است (Madani,. Aghakouchak and Mirchi, 2016). از نشانه‌های این وضعیت می‌توان به خشک شدن دریاچه‌ها، رودخانه‌ها و تالاب‌ها، کاهش سطح آب‌های زیرزمینی، فرونشست زمین، پایین آمدن کیفیت آب، فرسایش خاک، بیابان‌زایی و طوفان‌های گرد و غبار اشاره کرد (.Ibid).

بحران آب اثرات عمیقی بر نظام اقتصادی و اجتماعی نیز داشته است که یکی از مهمترین آنها مهاجرت از استان‌ها و مناطق خشک به شهرها بوده است. آمارها نشان می‌دهند جمعیت روستاهای کشور در بازه‌های زمانی ۱۳۸۵- ۱۳۹۰ و دوره ۱۳۹۵- ۱۳۹۰ به‌ترتیب ۳/۱ و ۳/۳ درصد کاهش یافته است و در مقابل جمعیت نقاط شهری کشور در دو بازه مورد اشاره به‌ترتیب ۱۱/۱۶ و ۱۰/۳ درصد افزایش یافته است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۶-۱۳۷۵). در همین حال میزان استخراج منابع آب زیرزمینی نیز از اواسط دهه ۱۳۵۰ تا اواسط دهه ۱۳۸۰ روندی فزاینده داشته است، اما پس از آن این روند کاهش یافته است. علاوه‌بر بحث مهاجرت از روستا به شهرها، مهاجرت از شهرهای کم‌جمعیت به شهرهای پرجمعیت یا کلان‌شهرها مشکلی است که طی سه دهه گذشته روندی فزاینده داشته است، به‌طوری‌که رشد فزاینده جمعیت شهر تهران خود به تنهایی گویای این نکته است. به‌این‌ترتیب علاوه‌بر دلایلی همچون وجود فرصت‌های شغلی بیشتر و امکانات و خدمات فراوان آموزشی، بهداشتی، درمانی و تفریحی در کلان‌شهرها به‌خصوص در تهران و کمبود این امکانات در شهرهای کوچک، یکی از دلایل دیگر مهاجرت از شهرهای کوچک به بزرگ، وجود خشکسالی و کم‌آبی در برخی از شهرستان‌های کم‌آب کشور نیز بوده است.

اگرچه مطالعات گسترده‌ای بر پدیده مهاجرت در کشور به‌خصوص از روستا به شهر و یا از شهرهای کوچک به کلان‌شهرها انجام شده است، اما ارتباط این پدیده با بحران کم‌آبی و تأثیر استخراج منابع آب زیرزمینی بر پدیده مهاجرت در بین استان‌های کشور کمتر مورد توجه قرار گرفته است. به‌ویژه این مسئله در ابعاد استان‌های کشور ازنظر تجربی و اقتصادسنجی تاکنون مورد آزمون قرار نگرفته است و این مقاله برای اولین بار مطالعه‌ای تجربی در سطح استان‌های کشور انجام می‌دهد که از این منظر نوآوری دارد و لازم است مطالعات بیشتری نیز دراین‌باره انجام شود تا بتوان آگاهی بیشتری نسبت به اثرات مهاجرتی پدیده خشکسالی در کشور پیدا کرد.

بنابراین در مقاله حاضر پس از مقدمه، پیشینه پژوهش درخصوص پدیده مهاجرت در کشور ارائه می‌شود. سپس ادبیات نظری پدیده مهاجرت با تأکید بر نقش کم‌آبی مورد بحث قرار می‌گیرد. در ادامه مدل‌سازی اقتصادسنجی و برآورد و تحلیل نتایج ارائه و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌شود.

۱. پیشینه پژوهش

بیک‌محمدی و مغانی (۱۳۸۲) روند مهاجرت در استان فارس طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۳۵ را با روش‌های پژوهش تاریخی، توصیفی و تحلیلی بررسی کرده‌اند. آنها نشان دادند این استان در سال ۱۳۳۵ مهاجرفرست بوده است ولی در فاصله سال‌های ۱۳۴۵ تا ۱۳۶۵ پذیرش مهاجرتی داشته اما مجدداً طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۶۵ به دلایل مختلف از جمله پایین بودن تمرکز صنایع به‌ویژه صنایع بزرگ، خشکسالی، کمبود آب، نبود شغل و مهاجرت‌های شدید روستایی - عشایری به استانی مهاجرفرست تبدیل شده، به‌طوری‌که در دهه ۱۳۷۵-۱۳۶۵ موازنه مهاجرتی آن منفی بوده است. این مطالعه محدود به استان فارس بوده و از روش‌های اقتصادسنجی نیز استفاده نشده است.

میرزامصطفی و قاسمی (۱۳۹۲) به بررسی عوامل مؤثر بر مهاجرت استانی با استفاده از مدل جاذبه در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۵ پرداخته‌اند. آنها نشان دادند که استان‌های البرز، تهران، اصفهان، گیلان و مازندران پنج استان عمده مهاجرپذیر و استان‌های خوزستان،

کرمانشاه، لرستان، سیستان‌وبلوچستان و چهارمحال و بختیاری استان‌های مهاجرفرست در سال‌های مورد بررسی بوده‌اند. درمجموع آنها نشان دادند ۲۲ استان مهاجرپذیر و ۹ استان مهاجرفرست بوده‌اند. همچنین نتایج آنها نشان داده است که متغیرهای انتخابی شامل جمعیت، نرخ بیکاری، فاصله جغرافیایی، همسایگی، میزان شهرنشینی، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت در منطقه مبدأ و مقصد به‌عنوان عوامل توضیح‌دهنده مهاجرت ارتباط منطقی با جریان مهاجرت دارند. در این مطالعه به عامل کم‌آبی توجه نشده است که با مطالعه حاضر می‌تواند تکمیل شود.

یارقلی، غلامی و اصغری (۱۳۹۳) به بررسی ارتباط خشکسالی و مهاجرت شهرستان زابل در استان سیستان‌وبلوچستان طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۱ پرداخته‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که یکی از دلایل کاهش جمعیت این ناحیه، مهاجرت است. عامل اصلی مهاجرت ساکنان سیستان کاهش نزولات جوی و خشک شدن چاه‌های موجود در منطقه است. خشک شدن دریاچه هامون نیز طی سال‌های مورد مطالعه در روند افزایش مهاجرت نقش بسزایی داشته است. این مطالعه اگرچه به بحث آب و مهاجرت پرداخته اما محدود به یک منطقه است و بنابراین مطالعه جامعی در مورد ارتباط آب و مهاجرت نیست.

متقی (۱۳۹۴) به بررسی عوامل اقتصادی مهاجرت در ایران با تأکید بر شاخص‌های درآمد و بیکاری در بازه زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۹ به روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده پرداخته است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد شاخص‌های تولید ناخالص داخلی، بیکاری و شاخص حکمرانی خوب از عوامل اصلی بلندمدت تأثیرگذار بر میزان مهاجرت از ایران محسوب می‌شوند. در این میان کاهش بیکاری، افزایش تولید ناخالص داخلی و بهبود شاخص حکمرانی خوب به کاهش میزان مهاجرت از کشور منجر شده و این نتیجه مؤید نظریات مربوط به کارکردگرایان، ساختارگرایان و توسعه‌گرایان برای ایران است. این مطالعه نیز مهاجرت برون‌مرزی از ایران به سایر کشورها را مورد بررسی قرار داره و از شاخص‌های زیست‌محیطی و اجتماعی استفاده نکرده است.

نوبخت، قاسمی اردهائی و غلامی (۱۳۹۶) به بررسی و تحلیل پیامدهای اقتصادی - جمعیتی

خشکسالی در مناطق شرقی ایران شامل استان‌های سیستان‌وبلوچستان، کرمان و خراسان جنوبی طی دو دوره سرشماری سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ پرداختند. یافته‌های آنها نشان داد که با کاهش بارندگی از سال ۱۳۷۵، میزان فقر با وقفه‌ای یک‌ساله در استان‌های مورد مطالعه افزایش یافته است. همچنین با بررسی میزان مهاجرت در شهرستان‌های سه استان مشخص شد که در دوره ۱۳۸۵-۱۳۷۵ مناطق مورد نظر مهاجرفرست بوده‌اند. آنها نتیجه گرفتند که خشکسالی در مناطق شرقی ایران به‌دلیل وابستگی عمیق جمعیت به دو مقوله آب و زمین، تأثیرات عمیق اقتصادی به جای گذاشته است؛ به‌طوری‌که مهاجرت‌های انجام شده همراه با تداوم خشکسالی‌های آینده می‌تواند زمینه را برای رهاسازی و خالی از سکنه شدن بسیاری از مناطق در شرق کشور فراهم کند. اگرچه این مطالعه به بررسی پدیده خشکسالی بر مهاجرت پرداخته، اما محدود به سه استان شرقی کشور است و سایر استان‌ها مناطق و را مورد بررسی قرار نداده است. همچنین آنان به اثرات فضایی پدیده مهاجرت نیز نپرداخته‌اند.

صفایی‌پور و محلی (۱۳۹۶) به بررسی عوامل تأثیرگذار بر مهاجرت از شهر اهواز با استفاده از مدل معادلات ساختاری و تکنیک تحلیل سلسله‌مراتبی فازی پرداختند. آنها با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون، اقدام به سنجش رابطه بین عوامل اقتصادی، زیست‌محیطی و اجتماعی با پدیده مهاجرت کردند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که شاخص‌های زیست‌محیطی شامل اقلیم گرم و خشک، ریزگردها، کمبود منابع آب و خشکسالی بیشترین امتیاز را از جهت تأثیرگذاری بر مهاجرت از شهر اهواز دارد. پس از آن شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی در رتبه‌های بعدی قرار دارند. این مطالعه نیز اگرچه عامل کمبود آب و خشکسالی را در مهاجرت مدنظر قرار داده اما محدود به شهر اهواز است و نگاه جامعی به پدیده مهاجرت در کل استان‌های کشور نداشته است.

مطالعات خارجی گسترده‌ای نیز بر روی عوامل مؤثر بر پدیده مهاجرت انجام شده است که البته مطالعات مرتبط با محیط زیست و تغییرات اقلیمی و ارتباط آنها با

مهاجرت نسبت به سایر عوامل کمتر مورد توجه بوده‌اند. در ادامه به برخی از مهمترین پژوهش‌های خارجی که رابطه آب و مهاجرت را بررسی کرده‌اند، اشاره می‌کنیم. بلک[1] و دیگران (۲۰۱۱) به تأثیر تغییرات اقلیمی و محیط زیستی از جمله خشکسالی بر مهاجرت پرداخته‌اند. آنها نتیجه گرفتند که تغییرات اقلیمی و محیط زیستی از دو طریق مستقیم و غیرمستقیم بر مهاجرت تأثیرگذار است؛ به‌طوری‌که تأثیر مستقیم آن به‌دلیل افزایش خطرات مکانی تفسیر شده است و تأثیر غیرمستقیم آن نیز از طریق تأثیرگذاری بر عوامل اقتصادی موجب تأثیرگذاری بر مهاجرت می‌شود. به‌عنوان مثال خشکسالی باعث کاهش بازدهی اقتصادی بخش کشاورزی و مهاجرت کشاورزان از مناطق کم‌آب می‌شود.

فیلدینگ[2] (۲۰۱۱) به بررسی تأثیر تغییرات زیست‌محیطی بر مهاجرت داخلی در بریتانیا پرداخته است. وی نتیجه گرفت که تغییرات زیست‌محیطی و اقلیمی در بریتانیا تأثیر چندانی بر بازتوزیع جمعیت این کشور نداشته باشد؛ اگرچه تأثیرات اندکی بر مناطق کنار رودخانه‌های بزرگ به‌دلیل ایجاد سیلاب‌ها خواهد گذاشت. او همچنین نقش دولت در سازگاری با تغییرات اقلیمی را عاملی کلیدی مطرح می‌داند.

نیومان[3] و دیگران (۲۰۱۵) به بررسی عوامل زیست‌محیطی مؤثر بر مهاجرت در سرزمین‌های خشک جهان پرداخته‌اند. تمرکز این مطالعه بر عامل بارندگی، خشکسالی و فرسایش زمین است. آنها دو منطقه در آفریقا و آمریکای جنوبی را مورد مطالعه قرار داده‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که عامل فرسایش زمین تأثیر بیشتری نسبت به عامل کمبود آب در افزایش مهاجرت داشته است.

مدنی، آقاکوچک و میرچی[4] (۲۰۱۶) در مقاله‌ای با عنوان «خشکسالی اجتماعی - اقتصادی ایران: چالش‌های یک کشور ورشکسته آبی» به بررسی چالش‌های بحران آب در

1. Black and etal.
2. Fielding
3. Neumann
4. Madani, AghaKouchak and Mirchi

ایران پرداخته‌اند. آنها در این مقاله به پدیده مهاجرت از شهرها و مناطق کوچک به کلان‌شهر تهران اشاره و توزیع نامناسب جمعیت در کنار تقاضای ناهمگن آب در کشور را از چالش‌های مدیریت منابع آب معرفی کرده‌اند که البته تاکنون با روش‌هایی مانند سهمیه‌بندی و قطع موقتی منطقه‌ای آب این بحران مدیریت شده است.

برجین[1] و دیگران (۲۰۱۷) تأثیر تغییرات اقلیمی بر مهاجرت را در سال‌های اخیر پدیده‌ای فزاینده مطرح کرده‌اند و اصطلاح پناه‌جویان تغییرات اقلیمی را مطرح کرده‌اند. این اصطلاح به افرادی اشاره دارد که به‌دلیل تغییرات اقلیمی همچون خشکسالی ناگزیر به مهاجرت می‌شوند.

بنابراین با توجه به کم بودن مطالعات درخصوص ارتباط آب و مهاجرت، مطالعه حاضر می‌تواند به سهم خود گام کوچکی در نشان دادن اهمیت تغییرات اقلیمی به‌خصوص خشکسالی در پدیده مهاجرت درون‌کشوری باشد. بااین‌حال برای شناخت ابعاد بیشتر موضوع لازم است مطالعات بیشتری دراین‌باره انجام شود.

۲. مبانی نظری

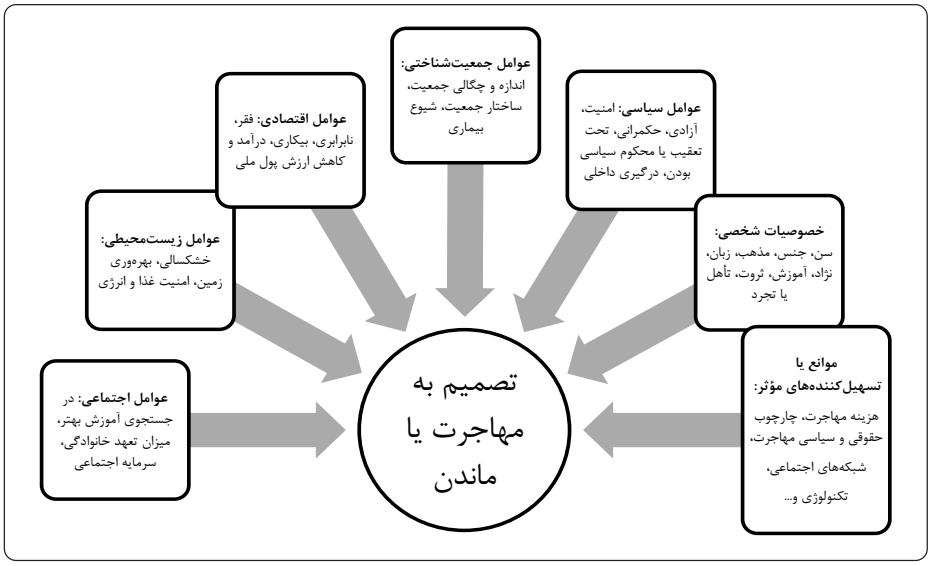
برای مهاجرت تعاریف متعددی ارائه شده است از جمله اینکه مهاجرت هرگونه حرکت و جابه‌جایی مکانی جمعیت به هر منظور، به هر هدف، به هر مدت و به هر فاصله است (صفایی‌پور و محلی، ۱۳۹۶). بیک‌محمدی و مغانی (۱۳۸۲) مهاجرت را جابه‌جایی افراد یا گروه‌ها دانسته‌اند که متضمن تغییر دائمی یا نیمه‌دائمی محل سکونت است. مهاجرت می‌تواند در کشور رخ دهد یا اینکه از کشور به سایر کشورها اتفاق بیفتد. مهاجرت نیز دسته‌بندی‌های مختلفی دارد از جمله مهاجرت دائمی و فصلی (Zhang and Shunfeng, 2003)، مهاجرت ابتدایی (به دنبال پیامدهای زیست‌محیطی)، اجباری (سیاسی یا اقتصادی)، تحریک شده (براساس تصمیم فرد

1. Berchin and etal.

مبتنی‌برانگیزه‌های گوناگون)، اختیاری (مهاجرت به هرنحوی که مردم تمایل دارند) و توده‌ای (حرکت گروهی از یک نقطه به نقطه دیگر) (Petersen, 1958).

عوامل گسترده‌ای بر مهاجرت تأثیرگذارند که می‌توان آنها را به چند دسته شامل عوامل اقتصادی، سیاسی، اجتماعی، فرهنگی، خصوصیات شخصی، زیست‌محیطی، جمعیت‌شناختی و موانع یا تسهیل‌کنندگان مؤثر مهاجرت تقسیم‌بندی کرد (Black and etal., 2011). این دسته‌بندی در نمودار ۱ نشان داده شده است.

نمودار ۱. عوامل مؤثر بر تصمیم به مهاجرت یا ماندن



Source: Black and etal., 2011

عوامل کلان مؤثر بر مهاجرت عبارتند از: عوامل سیاسی (شامل امنیت، آزادی، حکمرانی، محکومیت سیاسی و...)، اقتصادی (فقر، نابرابری، بیکاری، درآمد و کاهش ارزش پول ملی)، اجتماعی (سرمایه اجتماعی، میزان تعهد خانوادگی، پیگیری آموزش بهتر)، جمعیت‌شناختی (اندازه و چگالی جمعیت، ساختار جمعیت و شیوع بیماری) و

زیست‌محیطی (خشکسالی، بهره‌وری زمین، امنیت غذا و انرژی) و عوامل خرد نیز عبارتند از خصوصیات شخصی (سن، جنس، مذهب، زبان، نژاد، آموزش، ثروت و تأهل یا تجرد) و موانع یا تسهیل کننده‌های مؤثر (هزینه مهاجرت، چارچوب حقوقی و سیاسی مهاجرت، شبکه‌های اجتماعی، تکنولوژی).

نظریه‌های مختلفی درخصوص پدیده مهاجرت ارائه شده است که به‌صورت مختصر برخی از مهمترین آنها را مرور می‌کنیم:

الف) نظریه کارکردگرایی:[1] معتقد است ناهماهنگی‌های بین خصوصیات فرد با نظام اجتماعی که در آن زندگی می‌کند فرد را تشویق به تغییر نظام اجتماعی پیرامون خود از طریق مهاجرت به منطقه‌ای دیگر می‌کند (لهسائی‌زاده، ۱۳۶۸).

ب) نظریه تضاد: اعتقاد به چندبُعدی بودن این پدیده دارد. این نظریه نقش تضاد طبقاتی و نابرابری‌های اجتماعی را برجسته‌تر می‌داند و توسعه نابرابر نظام اجتماعی را که حاصل نظام سرمایه‌داری است از ریشه‌های پدیده مهاجرت معرفی می‌کند (شاه‌آبادی و جامه‌بزرگی، ۱۳۹۳).

ج) نظریه سیستمی: به نقش ساختارها و تغییرات ساختاری در پدیده مهاجرت اشاره می‌کند. به‌عبارت‌دیگر نظام اجتماعی هر کشور یا منطقه تأثیر بسزایی در تصمیم به مهاجرت یا ماندن فرد ایفا می‌کند (ربانی، طاهری و روستا، ۱۳۹۰).

د) نظریه وابستگی: معتقد است مهاجرت از یک منظر معلول توسعه نابرابر بین مناطق مختلف است که این پدیده خود مجدداً نابرابری بین مناطق مختلف را تشدید می‌کند (ارشاد و حزباوی، ۱۳۸۴). به‌عنوان مثال تمرکز امکانات در پایتخت هر کشور به مهاجرت گسترده از سایر مناطق به مرکز منجر می‌شود و چون سایر مناطق از نیروهای متخصص و ماهر خالی می‌شود نابرابری بین مناطق تشدید می‌شود و در نتیجه افراد بیشتری از مناطق کمتر برخوردار به مهاجرت تشویق می‌شوند.

ه) نظریه جاذبه و دافعه: بر نقش عوامل جذاب نقطه‌های مهاجرپذیر و عوامل دفع‌کننده نقطه‌های مهاجرفرست تأکید دارد و این عوامل که مجموعه‌ای از علل و عوامل محیط

---

1. Migration Functional Theory

درون و برون‌مرزی هستند را عامل اصلی مهاجرت از نقاط دفع‌کننده به نقاط جذاب می‌داند (دعاگویان و دیگران، ۱۳۹۲).

و) نظریه عوامل میانی: همچون عوامل مرتبط با منطقه مبدأ مهاجرت، مرتبط با منطقه مقصد مهاجرت، عوامل شخصی همچون هوش، آگاهی اجتماعی، تماس‌های فردی و داشتن آشنا در مناطق دیگر را در پدیده مهاجرت مؤثر می‌داند (صفایی‌پور و محلی، ۱۳۹۶)

در این مقاله تمرکز اصلی بر دو عامل اقتصادی و زیست‌محیطی است و هدف؛ بررسی عوامل مؤثر بر مهاجرت درون‌استانی است. عوامل زیست‌محیطی هم به‌طور مستقیم و هم غیرمستقیم بر مهاجرت تأثیرگذارند. این عوامل همچون خشکسالی و قحطی آب با به خطر انداختن امنیت غذایی و حیاتی افراد موجب مهاجرت از مناطق دچار بحران زیست‌محیطی می‌شوند. همچنین از خطرات مستقیم خشکسالی می‌توان به فرونشست خاک اشاره کرد که می‌تواند خطرات جدی برای زندگی در مناطق خشک ایجاد کند. ازسوی دیگر عوامل زیست‌محیطی به‌طور غیرمستقیم و با اثرگذاری بر عوامل دیگر به‌خصوص عامل اقتصادی موجب مهاجرت می‌شوند. مثلاً خشکسالی و کمبود منابع آب باعث از بین رفتن اقتصاد کشاورزی و دامداری مناطق کم‌آب شده و انگیزه مهاجرت از این مناطق را افزایش می‌دهد. همچنین سایر پدیده‌های محیط زیستی مانند آلودگی هوا یا ریزگردها از طریق به خطر انداختن سلامت افراد و ایجاد بیماری، انگیزه مهاجرت را افزایش می‌هد.

تأکید دیگر مقاله بر عوامل اقتصادی مؤثر بر مهاجرت است. به‌عنوان مثال تغییرات تولید ناخالص داخلی سرانه یا درآمد سرانه می‌تواند باعث مهاجرت یا خروج از آن منطقه شود. به‌عنوان مثال کشف یک منبع نفتی در یک منطقه و سرمایه‌گذاری دولت و افزایش درآمد سرانه می‌تواند انگیزه‌های مهاجرت به چنین مناطقی را افزایش دهد. از طرف دیگر رکود و بیکاری بالا در یک منطقه انگیزه‌ای قوی برای خروج از آن و مهاجرت به مناطق دارای رونق اقتصادی است (میرزامصطفی و قاسمی، ۱۳۹۲؛ متقی، ۱۳۹۴).

نرخ بیکاری نیز از عوامل مؤثر بر پدیده مهاجرت است، زیرا یکی از اهداف مهم مهاجرت درون‌استانی نداشتن فرصت شغلی مناسب در محل زندگی فرد است که وی

را وادار می‌کند برای دستیابی به اشتغالی پایدار و متناسب با مهارت‌های خود اقدام به مهاجرت کند (متقی، ۱۳۹۴).

بحث مهم دیگر در مهاجرت بین‌استانی اهمیت فاصله جغرافیایی است. در واقع هر چقدر فاصله از مرکز بیشتر باشد به‌دلیل تمرکز امکانات در مرکز، معمولاً انگیزه مهاجرت بیشتر است و در مقابل هر چقدر محل زندگی فرد به مناطق مرکزی نزدیک‌تر باشد، فرد به‌دلیل برخورداری از امکانات کافی برای زندگی از انگیزه کمتری برای مهاجرت دارد. بنابراین لازم است بحث فاصله جغرافیایی نیز در مهاجرت بین‌استانی مورد توجه قرار گیرد، ازاین‌رو استفاده از مدل‌های فضایی دراین‌باره توجیه نظری دارد.

۳. مدل، برآورد ضرایب و تفسیر نتایج

در این پژوهش تعداد مقاطع ۲۸ و تعداد سال‌های سری زمانی ۱۴ (۱۳۸۲-۱۳۹۵) است. برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته[1] برآوردگر پرتوانی است که برخلاف روش حداکثر درست‌نمایی[2] نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اخلال ندارد (مشکی، ۱۳۹۰). وجود وقفه متغیر وابسته در سمت راست مدل پانل منجر می‌شود که فرض عدم خودهمبستگی میان متغیرهای مستقل (توضیحی) و جملات اخلال به‌عنوان یکی از فروض کلاسیک نقض شود. در نتیجه استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی (در مدل پانل اثرات ثابت و اثرات تصادفی) نتایج تورش‌دار و ناسازگاری ارائه خواهد کرد. استفاده از روش تعمیم‌یافته گشتاروها با به‌کارگیری متغیرهای ابزاری این ایراد، یعنی درون‌زایی متغیرهای توضیحی یا ساختار پویای مدل را برطرف می‌کند. این روش اجازه می‌دهد تمام متغیرهای رگرسیونی حتی با وقفه، اگر همبستگی با اجزای اخلال ندارند به‌عنوان متغیر ابزاری وارد مدل شوند تا تورش ناشی از درون‌زایی متغیرهای توضیحی حذف شود (Green, 2012). روش آرلانو و باند (۱۹۹۱) به واسطه انتخاب ابزارهای صحیح و با اعمال یک ماتریس وزنی

1. Generalized Method of Moments (GMM)
2. Maximum Likelihood (ML)

می‌تواند برای شرایط ناهمسانی واریانس و نیز خودهمبستگی‌های ناشناخته برآوردگر پرتوانی محسوب شود (مشکی، ۱۳۹۰). همچنین کاربرد روش گشتاورهای تعمیم‌یافته با داده‌های پانل پویا[1] مزیت‌هایی مانند لحاظ ناهمسانی انفرادی، حذف تورش‌ها در رگرسیون‌های مقطعی و در نتیجه برآوردگرهایی با کارایی بالاتر و هم‌خطی کمتر خواهد بود (ندیری و محمدی، ۱۳۹۰). در در روش تفاضلی مرتبه اول آرلانو و باند (۱۹۹۱) ابتدا وقفه متغیر وابسته به سمت راست اضافه و آنگاه از متغیرها تفاضل مرتبه اول گرفته می‌شود و سپس مدل با قرار دادن گشتاورهای اولیه و مرکزی در نمونه و جامعه مورد برآورد قرار می‌گیرد (پارسیان، ۱۳۸۹). در این روش عرض از مبدأ حذف می‌شود (یاوری و اشراف‌زاده، ۱۳۸۴). آرلانو و باور (۱۹۹۵) و بوندل و باند (۱۹۹۸) با لحاظ تغییراتی در روش تفاضلی مرتبه اول گشتاورهای تعمیم‌یافته؛ روش گشتاورهای تعمیم‌یافته متعامد را پیشنهاد دادند. تفاوت این دو روش یعنی آرلانو – باند، آرلانو- باور و بوندل - باند براساس تأثیرات فردی است که در مدل لحاظ می‌شود (ندیری و محمدی، ۱۳۹۰). از مزایای روش دوم؛ افزایش دقت و کاهش تورش محدودیت حجم نمونه و تخمین‌های کارآمدتر و دقیق‌تر است (Baltagi, 2008). در اقتصادسنجی فضایی با چهار روش مدل وقفه فضایی[2]، مدل خطای فضایی[3]، وقفه - خطای فضایی[4] و مدل فضایی دوربین[5] می‌توان وابستگی فضایی بین مشاهدات را مورد ارزیابی قرار داد. به‌منظور تصریح مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی، به‌صورت خلاصه تمام مدل‌های فوق در قالب یک معادله پانل پویای تصادفی فضایی به‌شرح زیر خواهد بود:

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

1. Dynamic Panel Data (DPD)
2. Spatial Auto Regressive (SAR)
3. Spatial Error Model (SEM)
4. Spatial Auto Regressive Moving Average (SARMA)
5. Spatial Durbin Model (SDM)

در این معادله w ماتریس وزنی فضایی است که معمولاً ماتریس مجاورت مرتبه اول است، پارامتر ρ ضریب متغیر وابسته فضایی WY است که وابستگی فضایی و متوسط اثر مشاهدات همسایه یا مجاور بر مشاهدات بردار متغیر وابسته را اندازه‌گیری می‌کند. τ ضریب وقفه اول متغیر وابسته است. جزء اخلال مدل دارای سه بخش است: جزء اخلال بین‌گروهی V_{it}، جزء اخلال درون‌گروهی γ_t و جزء اخلال در طول زمان a_i، به‌صورتی‌که جزء اخلال کل مدل به سه بخش تجزیه شده است.

$$v_{it} = \lambda \sum_{j=1}^{n} E_{ij} v_{it} + u_{it} \quad i = 1,...,n \quad t = 1,...,T \qquad (۲)$$

در معادله ۲، u_{it} جمله خطاست که به‌صورت نرمال توزیع شده است. a_i اثرات ثابت انفرادی (مقطعی) یا اثرات تصادفی انفرادی (مقطعی) را نشان می‌دهد، γ_t نیز اثرات ثابت و تصادفی زمان را نشان می‌هد. اگر $\tau=0$ باشد مدل‌ها ایستا خواهند بود و اگر $\tau\neq0$ باشد مدل‌ها پویا خواهند بود یعنی متغیر وابسته تأخیری نیز وارد مدل خواهد شد که پانل پویای تصادفی فضایی یا همان مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی خواهد بود (Yu, Jong and Fei, 2008). مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته پانلی دوربین با فرض ($\lambda=0$) استخراج می‌شود:

$$y_{it} = \alpha + \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij} y_{it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{itk} + \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{n} D_{ij} Z_{itk} \theta_k + a_i + \gamma_t + v_{it} \qquad (۳)$$

$$v_{it} = u_{it} \qquad i = 1 ..., n \qquad t = 1,...,T$$

مدل فضایی دوربین استاندارد نیز با لحاظ قید $\tau=0$ به‌دست خواهد آمد. البته در مدل‌های متداول اقتصادسنجی فضایی بین دو ماتریس W برای وقفه فضایی متغیر وابسته و ماتریس D برای وقفه فضایی متغیرهای مستقل تفاوتی قائل نمی‌شوند و این به

$W_{ij}=D_{ij}$ و $Z_{it}=X_{it}$ منجر می‌شود. به‌این‌ترتیب ماتریس وزنی مکانی به این صورت تعریف می‌شود:

$$y_{it}=\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{it} \end{bmatrix} \qquad u_{it}=\begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \vdots \\ u_{it} \end{bmatrix}$$

$$w=\begin{bmatrix} 0 & w_{12} & \cdots & w_{1,n-1} & w_{1n} \\ w_{21} & 0 & \cdots & w_{2,n-1} & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ w_{n-1,1} & w_{n-1,2} & \cdots & 0 & w_{n-1,n} \\ w_{n1} & w_{n2} & \cdots & w_{n,n-1} & 0 \end{bmatrix} \qquad (۴)$$

روش‌های متفاوتی به‌منظور تشکیل روش ماتریس مجاورت وجود دارد: مجاور رخ‌مانند، خطی، فیل‌مانند، خطی دوطرفه، رخ‌مانند دوطرفه و ملکه (Anselin and Griffith, 1988). دلیل اصلی در انتخاب تعریف مجاورت، مربوط به ماهیت مسئله‌ای است که می‌خواهد مدل‌سازی شود. در ماتریس مجاورت عناصر روی قطر اصلی برابر صفر هستند، یعنی مجاورت خود منطقه با خودش صفر در نظر گرفته می‌شود. براساس آخرین نقشه جغرافیایی مورد تأیید وزارت کشور، در ماتریس ۲۸ در ۲۸ استان‌هایی که به لحاظ جغرافیایی همجوار بودند، یک و در غیر این صورت صفر قرار داده شد. البته به‌دلیل نبود اطلاعات آماری، استان‌های خراسان شمالی و جنوبی با استان خراسان رضوی و استان البرز با استان تهران ادغام شد.

جدول ۱. معرفی متغیرهای پژوهش

نماد	نام متغیر	توضیحات
Pemig	متغیر وابسته خالص سرانه مهاجرت	مهاجرت سرانه به داخل منهای مهاجرت سرانه به خارج که از ماتریس مهاجرت استخراج شده است.
Pemig.L1	وقفه اول متغیر مهاجرت	به‌دلیل پویا بودن مدل وارد شده است.
Pgdp	تولید ناخالص داخلی سرانه	تولید ناخالص داخلی سرانه استان به قیمت بازار به میلیون ریال که از مرکز آمار ایران و سالنامه‌های آماری استخراج شده است. توجیه نظری این متغیر در مدل مهاجرت برگرفته از مطالعات میرزامصطفی و قاسمی (۱۳۹۲) و متقی (۱۳۹۴) بوده است.
Pwat	استخراج سرانه منابع آب زیرزمینی	شامل قنات، چشمه، چاه عمیق و نیمه‌عمیق به میلیون مترمکعب از سازمان مدیریت منابع آب ایران استخراج شد. توجیه نظری این متغیر در مدل مهاجرت برگرفته از مطالعات نیومان و همکاران (۲۰۱۵) و یارقلی، غلامی و اصغری (۱۳۹۳) بوده است.
Pwat2	توان دوم متغیر Pwat	به‌منظور ارزیابی اثر آستانه‌ای؛ توان دوم متغیر نیز وارد شده است.
Rain	منابع آب سطحی	حجم بارش سالیانه استان‌ها به میلیون مترمکعب از سالنامه‌های آماری استان‌ها استخراج شده است. توجیه نظری این متغیر در مدل مهاجرت برگرفته از مطالعات نیومان و همکاران (۲۰۱۵) و نوبخت، قاسمی اردهائی و غلامی (۱۳۹۶) بوده است.
Un	نرخ بیکاری	نرخ بیکاری کلی مردان و زنان در شهرها و روستاها از سالنامه‌های آماری استان‌ها استخراج شده است. توجیه نظری این متغیر در مدل مهاجرت برگرفته از مطالعه متقی (۱۳۹۴) بوده است.
Wx1- Pgdp	همبستگی فضایی تولید ناخالص داخلی سرانه	ترکیب متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه با ماتریس وزنی مکانی که تعیین‌کننده همبستگی فضایی تولید ناخالص داخلی سرانه است. با توجه به اهمیت فاصله جغرافیایی در پدیده مهاجرت، مبتنی‌بر مطالعه میرزامصطفی و قاسمی (۱۳۹۲)، از متغیرهای فضایی نیز در مدل استفاده شده است.
Wx1-Pwat	همبستگی فضایی استخراج منابع آب زیرزمینی	ترکیب متغیر استخراج منابع آب زیرزمینی با ماتریس وزنی مکانی که تعیین‌کننده همبستگی فضایی استخراج منابع آب زیرزمینی است.
Wx1-Pwat2	همبستگی فضایی درجه‌دوم استخراج منابع آب زیرزمینی	ترکیب متغیر درجه دوم استخراج منابع آب زیرزمینی با ماتریس وزنی مکانی که تعیین‌کننده همبستگی فضایی درجه دوم استخراج منابع آب زیرزمینی است.
Wx1-rain	همبستگی فضایی منابع آب سطحی	ترکیب متغیر منابع آب سطحی با ماتریس وزنی مکانی که تعیین‌کننده همبستگی فضایی منابع آب سطحی است.
Wx1-un	همبستگی فضایی بیکاری	ترکیب متغیر بیکاری با ماتریس وزنی مکانی که تعیین‌کننده همبستگی فضایی وقفه اول بیکاری است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

۳-۱. آزمون مانایی متغیرهای پانل

در این پژوهش از دو آزمون جدید هریس - تزاوالیس[1] و آزمون بریتونگ[2] برای آزمون ریشه واحد استفاده شده است. نتایج هر دو آزمون نشان می‌دهد که دو متغیر مهاجرت سرانه و تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌ها در دوره ۱۳۹۵- ۱۳۸۲ مانا نیستند و با یک درجه تفاضل مانا می‌شوند. ازاین‌رو باید از آزمون‌های هم‌انباشتگی به‌منظور اطمینان از کاذب نبودن رگرسیون استفاده شود.

جدول ۲. آزمون مانایی هریس - تزاوالیس و بریتونگ

نوع آزمون	آزمون هریس - تزاوالیس			آزمون بریتونگ		درجه مانایی
متغیر	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	احتمال	
Pemig	۱/۰۳۳	۶/۰۲۰	۱/۰۰۰	۶/۸۸۷	۱/۰۰۰	I(1)
Pgdp	۰/۹۰۶	۲/۷۵۴	۰/۹۹۷	۷/۰۹۹	۱/۰۰۰	I(1)
Pwat	۰/۵۷۸	-۵/۷۱۵	۰/۰۰۰	-۳/۶۱۷	۰/۰۰۰۱	I(0)
Pwat2	۰/۶۱۱	-۴/۸۶۶	۰/۰۰۰	-۳/۴۳۸	۰/۰۰۰۳	I(0)
Rain	۰/۲۴۵	-۱۴/۳۲۲	۰/۰۰۰	-۷/۰۰	۰/۰۰۰	I(0)
Un	۰/۵۸۹	-۵/۴۵۰	۰/۰۰۰	-۱/۲۹۴	۰/۰۹۷	I(0)

مأخذ: همان.

۳-۲. آزمون هم‌انباشتگی پانل پدرونی

با توجه به ترکیب متغیرهای مانا و نامانا برای اطمینان از کاذب نبودن برآوردها از آزمون هم‌انباشتگی پدرونی استفاده می‌شود. هفت آماره متفاوت توسط پدرونی (۱۹۹۹) برای بررسی همجمعی بین متغیرها مورد استفاده قرار گرفته که شامل چهار آماره درون‌گروهی[3]

1. Harris-Tzavalis Unit-Root Test
2. Breitung Unit-Root Test
3. Within-Dimension

و سه آماره بین‌گروهی[1] است. به آماره‌های حاصل شده از روش درون‌گروهی، آماره‌های همجمعی داده‌های ترکیبی گفته می‌شود که با پیشوند *Panel* نشان داده شده‌اند. آماره‌های به‌دست آمده از روش بین‌گروهی را آماره‌های همجمعی میانگین گروهی داده‌های ترکیبی[2] نامیده و با پیشوند *group* نمایش داده شده‌اند. همان‌طور که پدرونی (۱۹۹۹) بیان کرده است آزمون‌های adf و t برای نمونه‌های کوچک‌تر مناسب‌ترند و تمایل بیشتری به رد فرضیه صفر مبنی بر عدم همجمعی دارند.

جدول ۳. آزمون هم‌انباشتگی پانلی پدورنی

آماره‌های آزمون	آماره‌های Panel	آماره‌های Group
V	۰/۵۸۱	-
rho	۵/۵۸۰	۷/۳۶۶
t	-۳/۲۴۶	-۸/۰۶۶
adf	۵/۰۶۵	۵/۲۵۱

مأخذ: همان.

توضیح: تمام آماره‌های آزمون پدرونی دارای توزیع نرمال N(0, 1) هستند.

۶ آماره دورن‌گروهی و بین‌گروهی پدرونی در جدول ۳ نشان می‌دهد که وجود حداقل یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل رد نمی‌شود.

۳-۳. برآورد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو - باور/ بوندل - باند گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی دوربین

طبق نتایج جدول ۴ در مدل برآورد شده؛ وقفه اول فضایی متغیر وابسته با ضریب ۱/۰۲۱۵ معنادار است که نشان‌دهنده تأیید پویایی مدل است. به‌این‌ترتیب معناداری این ضریب تأثیر مهاجرت بر تداوم مهاجرت در یک استان را تأیید می‌کند زیرا ممکن است

1. between-Dimension
2. Group Mean Panel Cointegration Statistics

در برخی استان‌ها فرهنگ مهاجرت شکل گرفته باشد به‌طوری‌که یکی از متغیرهای مؤثر بر مهاجرت، نرخ مهاجرت در سال‌های قبل است. متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه با ضریب ۰/۰۰۰۰۶۷ بر نرخ مهاجرت تأثیر مثبت دارد که طبق تئوری و منطبق بر نتایج سایر مطالعات است. البته دلیل کوچک بودن ضریب این است که واحد Pgdp میلیون ریال است و واحد متغیر وابسته سرانه مهاجرت به نفر است، به‌این‌ترتیب همین ضریب کوچک بسیار تأثیرگذار است. استخراج منابع آب زیرزمینی دارای اثر آستانه‌ای است و ضریب متغیر سطح مثبت است، یعنی یک رابطه مثبت بین افزایش استخراج منابع آبی و کاهش مهاجرت به خارج استان و افزایش مهاجرت به داخل (افزایش خالص مهاجرت) وجود دارد. اما این رابطه دارای یک آستانه است و هنگامی که افزایش بی‌رویه استخراج به افزایش احتمال خشکسالی و انتظارات منفی آبی نسبت به آینده منجر می‌شود، افزایش استخراج منابع آب زیرزمینی به کاهش خالص مهاجرت یا افزایش مهاجرت به خارج از استان منجر می‌شود. به‌این‌ترتیب ضریب درجه دوم متغیر استخراج منابع آب زیرزمینی منفی است. با توجه به ضرایب برآورد شده که هر دو در سطح ۵ درصد معنادار است، میزان آستانه ۰/۰۰۳۳۴۳ است. با توجه به اینکه ضریب درجه دوم استخراج ۴۱۴/۴۷۱- است درصورت گذر استخراج آب از آستانه سرانه ۳۳۴۳ مترمکعب، مهاجرت‌های گسترده بین‌استانی رخ خواهد داد. منابع آب سطحی با ضریب ۰/۰۰۰۰۳۴۵ تأثیر مثبت بر مهاجرت دارد و کاهش نزولات آسمانی به افزایش مهاجرت بین‌استانی منجر می‌شود، اما این تأثیر به لحاظ آماری معنادار نیست. این عدم معناداری دارای پشتوانه آماری است، در دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۲ میزان استخراج منابع آب زیرزمینی شامل (چشمه، قنات، چاه عمیق و نیمه‌عمیق) ۱۲۳/۳۴۲ برابر منابع آب سطحی بوده است، که نشان می‌دهد منابع آب سطحی سهمی بسیار اندکی در تأمین منابع آب استان‌ها داشته‌اند. نرخ بیکاری نیز دارای تأثیر منفی بر مهاجرت است و درصورت افزایش بیکاری، خالص مهاجرت کاهش می‌یابد. با توجه به اینکه همبستگی شدیدی بین تولید ناخالص داخلی استان‌ها و نرخ بیکاری وجود نداشت، این متغیر به‌دلیل ورود تولید ناخالص داخلی به مدل بی‌معنی شد. البته همچنان آماره آزمون نزدیک به معناداری است.

جدول ۴. برآورد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو - باور/ بوندل – باند

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال آزمون	برآورد فاصله‌ای ۹۵٪	
ضریب ثابت	-۰/۰۰۰۵۵	-۰/۱۵	۰/۸۷۹	۰/۰۰۶۵۸	-۰/۰۰۷۶۸
Pemig.L1	۱/۰۲۱۵	۶۰/۷۸	۰/۰۰۰	۱/۰۵۴۵	۰/۹۸۸۴
Pgdp	۰/۰۰۰۰۶۷	۷/۰۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰۸۵۷	۰/۰۰۰۰۴۸۴
Pwat	۲/۷۷۲۸	۱/۸۷	۰/۰۶۲	۵/۶۸۷۶	-۰/۱۴۱۹
Pwat2	-۴۱۴/۴۷۱	-۲/۰۹	۰/۰۳۷	-۲۴/۱۸۶۵	-۸۰۴/۷۵۷۲
Rain	۰/۰۰۰۰۳۴۵	۰/۸۱	۰/۴۲۰	۰/۰۰۰۱۱۸۴	-۰/۰۰۰۰۴۹۵
Un	-۰/۰۰۰۲۲۷	-۱/۴۳	۰/۱۵۴	۰/۰۰۰۰۸۵۳	-۰/۰۰۰۵۳۹۷
متغیرهای دوربین					
Wx1- pgdp	-۰/۰۰۰۰۱۸۴	-۲/۹۸	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۰۰۰۶۲	-۰/۰۰۰۰۳۰۶
Wx1-pwat	-۱۷/۹۰۳	-۵/۳۶	۰/۰۰۰	-۱۱/۳۳۱۲	-۲۴/۴۷۶۶
Wx1-pwat2	۶۵۱۵/۹۱۲	۴/۵۷	۰/۰۰۰	۹۳۲۰/۵۵۶	۳۷۱۱/۲۶۸
Wx1-rain	-۰/۰۰۰۰۳۴	-۱/۰۳	۰/۳۰۳	۰/۰۰۰۰۳۰۸	-۰/۰۰۰۰۹۸۹
Wx1-un	۰/۰۰۰۴۸۵	۲/۶۶	۰/۰۰۸	۰/۰۰۰۰۸۴۵۳	۰/۰۰۰۱۲۶۲

مأخذ: همان.

در بین متغیرهای فضایی دوربین همه متغیرها به جز منابع آب سطحی معنادار هستند، که نشان‌دهنده وجود و تأیید اثر فضایی متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته است. در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی به‌منظور رفع خودهمبستگی به‌وجود آمده بین متغیر وابسته تأخیری فضایی و جملات خطا، وقفه متغیرهای مستقل به‌عنوان متغیر ابزاری در تخمین‌زن دومرحله‌ای آرلانو - باور/ بوندل – باند مورد استفاده قرار می‌گیرد. ازاین‌رو سازگار بودن برآوردگرهای دومرحله‌ای آرلانو - باور/ بوندل – باند به معتبر بودن ابزارهای مورد استفاده در تخمین بستگی دارد. اگرچه هیچ آزمونی برای اینکه آیا شرایط گشتاوری از یک مدل کاملاً مشخص[1] معتبر است یا خیر؟ وجود ندارد، اما آزمون سارگان می‌تواند مشخص کند که شرایط گشتاوری بیش از حد مشخص[2] معتبر هستند (Arellano and Bond, 1991). به این منظور

1. Exactly Identified Model
2. Overidentifying Moment Conditions

از آزمون سارگان برای ارزیابی صحت و اعتبار ابزارها و اثبات شرط اعتبار تشخیص بیش از حد[1] استفاده می‌شود. فقط زمانی که جملات اخلال دچار واریانس ناهمسانی نیستند آزمون سارگان به‌صورت مجانبی دارای توزیع کای مربع است. در واقع آرلانو و باند (۱۹۹۱) نشان دادند که آزمون سارگان یک‌مرحله‌ای[2] با وجود واریانس ناهمسانی بیش‌رد[3] است و توزیع «آ» به‌صورت مجانبی به‌سمت توزیع کای مربع گرایش ندارد (Baltagi, 2008) (یعنی توان آزمون به نفع فرض مقابل است و توزیع به‌صورت مجانبی استاندارد نیست). آماره آزمون سارگان در جدول ۵ نشان از انتخاب درست متغیرهای ابزاری مورد استفاده، معتبر بودن ماتریس متغیرهای ابزاری به‌کار رفته در مدل و عدم وجود محدودیت بیش‌شناسایی[4] در تخمین است. به‌این‌ترتیب هیچ‌گونه همبستگی معناداری بین متغیرهای ابزاری و اجزای جمله خطا وجود ندارد.

جدول ۵. آزمون‌های تصریح مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی

نوع آزمون	ضریب	احتمال
آزمون والد	۴۲۷۰/۱۹۳۲	۰/۰۰۰
آماره فیشر F(11, 353)	۳۸۸/۱۹۹۴	۰/۰۰۰
Raw Moments R^2	۰/۹۲۲۴	-
Raw Moments $\overline{R}^2$	۰/۹۲۰۲	-
(Buse, 1973) R^2	۰/۹۲۳۶	-
(Buse, 1973) $\overline{R}^2$	۰/۹۲۱۵	-
Root MSE (Sigma)	۰/۰۰۷۱	-
آزمون بیش‌شناسایی LM سارگان	۳۵۳/۸۰۴	۰/۰۰۰

مأخذ: همان.

1. Valid Over Identifying Restrictions
2. One-Step Sargan Test
3. Overrejects
4. Overidentifying Restrictions

ضرایب نیکوئی برازش گشتاوری و ضرایب نیکوئی برازش فضایی نشان می‌دهند که مدل به خوبی تصریح شده و نوسانات متغیرهای وابسته فضایی قادر به توضیح نوسانات متغیر وابسته فضایی است.

۴-۳. آزمون وجود اثرات خودهمبستگی پانل فضایی

در مدل‌های گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی از سه نوع آزمون به‌منظور وجود اثرات فضایی استفاده می‌شود. آزمون خودهمبستگی فضایی برای جملات اخلال، آزمون خودهمبستگی فضایی برای وقفه اول فضایی متغیر وابسته و آزمون خودهمبستگی فضایی همزمان جملات اخلال و وقفه متغیر وابسته. نتایج نشان می‌دهد که برآورد مدل فوق بدون در نظر گرفتن اثرات فضایی منجر به تورش ضرایب برآورد شده خواهد شد.

جدول ۶. آزمون وجود اثرات خودهمبستگی پانل فضایی

نام آزمون	نماد	آماره	احتمال آزمون	نتیجه آزمون
آزمون خودهمبستگی فضایی برای جملات اخلال				
مورآن MI عمومی	GLOBAL Moran MI	۰/۰۹۷۶	۰/۰۴۸۲	پذیرش فرضیه صفر که نشان می‌دهد جملات اخلال دارای خودهمبستگی فضایی هستند.
گری GC عمومی	GLOBAL Geary GC	۲/۱۳۰۲	۰/۰۰۰۴	
گتیس- اوردز G0 عمومی	GLOBAL Getis-Ords GO	-۰/۰۹۷۶	۰/۰۴۸۲	
مورآن MI جملات اخلال	Moran MI Error Test	۱/۹۴۷۰	۰/۰۵۱۵	
LM (بوریدج)	LM Error (Burridge)	۳/۲۲۱۵	۰/۰۷۲۷	
LM (روبوست)	LM Error (Robust)	۴/۳۷۷۵	۰/۰۳۶۴	
آزمون خودهمبستگی فضایی برای وقفه اول فضایی متغیر وابسته				
وقفه LM (آنسلین)	LM Lag (Anselin)	۲/۷۱۶۵	۰/۰۹۹۳	وجود خودهمبستگی فضایی وقفه متغیر وابسته
وقفه LM (روبوست)	LM Lag (Robust)	۳/۸۷۲۵	۰/۰۴۹۱	
آزمون خودهمبستگی فضایی همزمان جملات اخلال و وقفه متغیر وابسته				
LM SAC (LMErr + LMLag_R)		۷/۰۹۴۰	۰/۰۲۸۸	وجود خودهمبستگی فضایی همزمان

مأخذ: همان.

۵-۳. آزمون ناهمسانی واریانس فضایی

همان‌طور که نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد از هشت آزمون واریانس ناهمسانی فضایی، دو آزمون عدم وجود و ۶ آزمون وجود واریانس ناهمسانی فضایی را نشان می‌دهد. ازاین‌رو برای جلوگیری از اریب و ناسازگاری برآوردگرها، از برآوردگرهای وزنی برای برطرف کردن واریانس ناهمسانی فضایی استفاده شد. در مدل‌های فضایی از سه روش وزنی به‌منظور برطرف کردن واریانس ناهمسانی فضایی استفاده می‌شود: ماتریس فضایی، معکوس ماتریس فضایی و معکوس مربع ماتریس فضایی. در این پژوهش برای برطرف کردن نقض فرض واریانس ناهمسانی فضایی، از معکوس ماتریس فضایی استفاده شد.

جدول ۷. آزمون واریانس ناهمسانی فضایی در مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی

نماد آزمون	نوع آزمون	آماره آزمون	احتمال آزمون
Engle LM ARCH	انگل	۸۶/۳۹۱۰	۰/۰۰۰
Hall-Pagan LM	هال - پاگان	۰/۷۷۰۶	۰/۳۸۰۰
Harvey LM Test	هاروی	۳۹/۰۰۹۴	۰/۰۰۰
Wald Test	والد	۹۶/۲۵۱۸	۰/۰۰۰
Glejser LM Test	گلچسر	۵۱/۴۶۱۸	۰/۰۰۰
Breusch-Godfrey Test	بروش- گادفری	۹۴/۳۳۸۳	۰/۰۰۰
White Test – Koenker (R2)	وایت	۲۵/۸۸۳۸	۰/۰۰۳۹
Cook-Weisberg LM Test	کوک - ویسبرگ	۱/۶۳۳۲	۰/۲۰۱۳

مأخذ: همان.

۴. جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

هدف این پژوهش ارزیابی آستانه‌ای تأثیر منابع آب سطحی، استخراج منابع آب زیرزمینی، تولید ناخالص داخلی سرانه و نرخ بیکاری بر خالص مهاجرت (مهاجرت به داخل منهای مهاجرت به خارج) در ۲۸ استان ایران در دوره ۱۳۹۵- ۱۳۸۲ با استفاده از مدل پانل پویای

تصادفی فضایی گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی دوربین با کاربرد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل– باند بود. به چهار روش می‌توان وابستگی فضایی بین مشاهدات مورد ارزیابی قرار داد. مدل وقفه فضایی، مدل خطای فضایی، وقفه - خطای فضایی و مدل فضایی دوربین که در این پژوهش از روش مدل فضایی دوربین به‌منظور برآورد مدل پانل فضایی استفاده شده است. همچنین برای تعیین ماتریس مجاورت از روش مجاورت و همبستگی استفاده شد. در روش مجاورت و همبستگی با مشخص کردن اینکه کدام مشاهده‌ها با مناطق با هم همبسته، همسایه یا مجاورند، ماتریس مجاورت تشکیل شد. براساس آخرین نقشه جغرافیایی مورد تأیید وزارت کشور، استان‌هایی که به لحاظ جغرافیایی همجوار بودند در ماتریس ۲۸ در ۲۸ یک قرار داده شد و در غیر این صورت صفر. فقط به‌دلیل نبود اطلاعات استان‌های خراسان شمالی و جنوبی طبقه نقشه قبلی با استان خراسان رضوی و استان البرز با استان تهران ادغام شد. برای آزمون تأثیر غیرخطی یا فرضیه U معکوس کوزنتس در رابطه بین استخراج منابع آب زیرزمینی و مهاجرت در استان‌ها از درجه دوم متغیر استخراج منابع آب زیرزمینی نیز استفاده شد. همچنین به تعداد متغیرهای مستقل به جز وقفه متغیر وابسته، متغیر دوربین ایجاد شد که نشان‌دهنده تأثیر فضایی متغیرهای مستقل بر مهاجرت خواهند بود. از دو آزمون هریس - تزاوالیس و آزمون بریتونگ به‌منظور آزمون ریشه واحد استفاده شده است. نتایج هر دو آزمون نشان می‌دهد دو متغیر مهاجرت سرانه و تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌ها در دوره ۱۳۹۵- ۱۳۸۲ مانا نیستند. به‌این‌ترتیب با توجه به ترکیب متغیرهای مانا و نامانا برای اطمینان از کاذب نبودن برآوردها؛ از آزمون هم‌انباشتگی پدرونی استفاده شد. ۶ آماره دورن‌گروهی و بین‌گروهی پدرونی در جدول ۳ نشان می‌دهد که وجود حداقل یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل رد نمی‌شود. وقفه اول فضایی متغیر مهاجرت، تولید ناخالص داخلی سرانه، درجه اول متغیر استخراج منابع آب زیرزمینی و منابع آب سطحی تأثیر مثبت بر خالص مهاجرت (مهاجرت به داخل منهای مهاجرت به خارج) در بین ۲۸ استان ایران دارند. البته متغیر منابع آب سطحی تأثیر معناداری ندارد که دلیل آن سهم بسیار ناچیز منابع آب سطحی در تأمین آب استان‌هاست که نمی‌تواند انگیزه کافی برای

مهاجرت باشد و یا به نوع تعریف متغیر منابع آب سطحی در این مقاله برمی‌گردد. این پژوهش از حجم بارش‌های سالیانه به‌عنوان نماینده منابع آب سطحی که شامل دریاچه، تالاب، رودخانه، رواناب و سیل است، استفاده کرده است. متغیرهای نرخ بیکاری و درجه دوم استخراج منابع آب زیرزمینی تأثیر منفی بر خالص مهاجرت دارند. نرخ بیکاری به‌دلیل نوسان کم متغیر بیکاری و همه‌گیر بودن بیکاری در بین استان‌های کشور و حتی نوسان کم نرخ بیکاری در طول زمان، تأثیر معنی‌داری بر خالص مهاجرت ندارد. اما درجه دوم استخراج منابع آب زیرزمینی تأثیر معنادار و منفی بر خالص مهاجرت دارد. به‌این‌ترتیب فرضیه U معکوس کوزنتس درباره رابطه میان آب و مهاجرت رد نمی‌شود. هنگامی که منابع آب زیرزمینی به‌اندازه کافی وجود دارد، رابطه بین استخراج منابع آب زیرزمینی و خالص مهاجرت مثبت است. اما با افزایش استخراج منابع آب زیرزمینی، روند نزولی منابع آب تجدیدپذیر، استخراج بی‌رویه و بی‌ضابطه منابع آب زیرزمینی و چشم‌انداز منفی نسبت به آینده آبی منطقه یا استان مورد نظر، رابطه بین آب و مهاجرت منفی می‌شود. این آستانه با توجه به ضرایب برآورد شده ۳۳۴۳ مترمکعب است. ازاین‌رو درصورت گذر استخراج آب از آستانه سرانه ۳۳۴۳ مترمکعب، مهاجرت‌های گسترده بین‌استانی رخ خواهد داد. در بین متغیرهای فضایی دوربین نیز همه متغیرها به جز منابع آب سطحی معنادار هستند، که نشان‌دهنده وجود و تأیید اثرات فضایی متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته است. همچنین آماره آزمون سارگان نشان از انتخاب درست متغیرهای ابزاری مورد استفاده، معتبر بودن ماتریس متغیرهای ابزاری به‌کار رفته در مدل و عدم وجود محدودیت بیش‌شناسایی در تخمین است. بنابراین هیچ‌گونه همبستگی معناداری بین متغیرهای ابزاری و اجزای جمله خطا وجود ندارد. آزمون‌های مختلف نیز وجود اثرات خودهمبستگی فضایی پانلی را تأیید می‌کند. به‌منظور رفع واریانس ناهمسانی فضایی نیز از برآوردگرهای وزنی با وزن ماتریس فضایی استفاده شد.

به‌این‌ترتیب پیشنهاد می‌شود برای جلوگیری از مهاجرت‌های گسترده بین‌استانی به‌خصوص از روستا به شهرها، سیاست‌های بلندمدت و متناسب با اقلیم به‌منظور حفظ و احیای منابع آب زیرزمینی اتخاذ شود. همچنین با توجه به اینکه حوزه‌های آب

زیرزمینی ممکن است در چند استان مشترک باشد، مصرف بی‌رویه منابع آب زیرزمینی منجر به تخلیه جمعیتی یک منطقه شود که آثار اقتصادی، سیاسی و امنیتی در پی خواهد داشت. به‌منظور مطالعات آتی پیشنهاد می‌شود از شاخص‌های مختلف کمبود، بحران و آسیب‌پذیری منابع آب برای ارزیابی تأثیر متغیرهای محیط زیست بر نرخ مهاجرت و سایر متغیرهای اقتصادی در بین استان‌های ایران استفاده شود. همچنین به جای مدل‌های فضایی پیشنهاد می‌شود از مدل‌های خوشه‌بندی با در نظر گرفتن ضریب نفوذ منابع آب سطحی استفاده شود.

منابع و مآخذ

۱. ارشاد، فرهنگ و عزیز حزباوی (۱۳۸۴). «بررسی برخی انگیزه‌های تمایل به برون‌کوچی از شهر اهواز»، *مجله جامعه‌شناسی ایران*، ۶ (۲).

۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۷).

۳. بیک‌محمدی، حسن و بهنام مغانی (۱۳۸۲). «تحلیلی بر روند مهاجرت در استان فارس»، فصلنامه جمعیت، ۱۱ (۴۳ و ۴۴).

۴. پارسیان، احمد (۱۳۸۹). *مبانی آمار ریاضی*، چاپ نهم، اصفهان، مرکز نشر دانشگاه صنعتی اصفهان.

۵. دعاگویان، داود، محمدباقر بهشتی، کمال کوهی و شمسی محمدنژاد (۱۳۹۲). «تبیین مؤلفه‌های امنیتی مؤثر بر گرایش سرمایه‌گذاران به مهاجرت»، *پژوهش‌های راهبردی مسائل اجتماعی ایران*، ۲(۲).

۶. ربانی، رسول، زهرا طاهری و زهرا روستا (۱۳۹۰). «بررسی علل انگیزه‌های مهاجرت معکوس و تأثیر آن بر توسعه اجتماعی -اقتصادی (مطالعه موردی مهاجران روستانشین شهرهای تنکابن و رامسر»، فصلنامه علمی - پژوهشی *پژوهش و برنامه‌ریزی شهری*، ۲(۵).

۷. شاه‌آبادی، ابوالفضل و آمنه جامه‌بزرگی (۱۳۹۳). «تأثیر آزادی اقتصادی، سیاسی و مدنی بر مهاجرت (با تأکید بر مهاجرت نخبگان)»، *مجلس و راهبرد*، ۲۱(۷۷).

۸. شرکت مدیریت منابع آب ایران (۱۳۹۷).

۹. صفایی‌پور، مسعود و یوسف محلی (۱۳۹۶). «بررسی عوامل تأثیرگذار بر مهاجرت از شهر با استفاده از مدل معادلات ساختاری و تکنیک تحلیل سلسله‌مراتبی فازی (مطالعه موردی: شهر اهواز)»، *مطالعات محیطی هفت حصار*، ۶ (۲۲).

۱۰. صمدی، سعید، رحمان خوش‌اخلاق، سیدپرویز جلیلی کامجو و هادی امیری (۱۳۹۲). «بررسی تأثیر توسعه مالی و بانکی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه و نوظهور با رویکرد مدل‌های GMM»، مجله علمی - پژوهشی *مطالعات اقتصاد کاربردی ایران*، ۲ (۷).

۱۱. عسگری، علی و نعمت‌الله اکبری (۱۳۸۰). «روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی، تئوری و کاربرد»، مجله *پژوهشی علوم انسانی*، ش ۱۲.

۱۲. لهسائی‌راده، عبدالعلی (۱۳۶۸). *نظریات مهاجرت*، چاپ اول، انتشارات نوید، شیراز.

۱۳. متقی، سمیرا (۱۳۹۴). «تأثیر عوامل اقتصادی بر مهاجرت در ایران؛ تأکید بر شاخص‌های درآمد و بیکاری»، *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۳(۱۱).

۱۴. مرکز آمار ایران (۱۳۷۵-۱۳۹۶). *نتایج تفصیلی سرشماری عمومی نفوس و مسکن و سالنامه‌های آماری استان‌های مختلف*.

۱۵. مشکی، مهدی (۱۳۹۰)، «تعیین عوامل مؤثر بر عملکرد شرکت‌های بورسی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی»، مجله *پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز*، دوره ۳، ش ۱.

۱۶. میرزامصطفی، سیدمهدی و پروانه قاسمی (۱۳۹۲). «عوامل مؤثر بر مهاجرت‌های استانی با استفاده از مدل جاذبه»، فصلنامه *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۱ (۳).

۱۷. ندیری محمد و تیمور محمدی (۱۳۹۰). «بررسی تأثیر ساختارهای نهادی بر رشد اقتصادی با روش GMM داده‌های تابلویی پویا»، فصلنامه *مدلسازی اقتصادی*، سال ۵، ش ۳.

۱۸. نوبخت، رضا، علی قاسمی اردهائی و محمد غلامی (۱۳۹۶). «بررسی و تحلیل پیامدهای اقتصادی-جمعیتی خشکسالی در مناطق شرقی ایران (استان‌های سیستان‌وبلوچستان، کرمان و خراسان جنوبی)»، فصلنامه *جغرافیا (برنامه‌ریزی منطقه‌ای)*، ۲۹(۱).

۱۹. یارقلی، محمود، نرگس غلامی و حسن اصغری (۱۳۹۳). «خشکسالی و مهاجرت (مطالعه موردی شهرستان زابل شمال استان سیستان‌وبلوچستان)»، *دومین همایش ملی بحران آب (تغییر اقلیم، آب و محیط زیست)*، شهرکرد، دانشگاه شهرکرد،

https://www.civilica.com/Paper-NCWC02-.NCWC02_193.html

۲۰. یاوری کاظم و حمید اشراف‌زاده (۱۳۸۴). «یکپارچگی اقتصادی کشورهای در حال توسعه؛ کاربرد مدل جاذبه با داده‌های تلفیقی به روش GMM و همگرایی»، فصلنامه *پژوهشنامه بازرگانی*، ش۳۶ .

21. Anselin, L. (1988). “Spatial Econometrics: Methods and Models”, (Dord Drecht: Kluwer Academic Publishers).

22. Arellano, M. and O. Bover (1995). “Another Look at The Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models”, Journal of Econometrics, 68.

23. Arellano, M. and S. Bond (1991). “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application To Employment”, Review Econic Study, 58.

24. Baltagi, B. H. (2008). Econometric Analysis of Panel Data, John Wiely and Sons Ltd.

25. Berchin, I. I., I. B. Valduga, J. Garcia and J. B. S. O De Andrade (2017). “Climate

Change and Forced Migrations: An Effort Towards Recognizing Climate Refugees", Geoforum, 84.

26. Black, R., W. N. Adger, N. W. Arnell, S. Dercon, A. Geddes and D. Thomas (2011). "The Effect of Environmental Change on Human Migration", Global Environmental Change, 21.

27. Blundell, R. and S. Bond (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions In Dynamic Panel Data Models", Journal of Econometrics, 87.

28. Fielding, A. J. (2011). "The Impacts of Environmental Change on UK Internal Migration", Global Environmental Change, 21.

29. Green, W. H. (2012). Econometric Analysis, 7th Ed, New Jersey, Upper Saddle River, Pearson International.

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

31. Madani, K., A. Aghakouchak and A. Mirchi (2016). "Iran's Socio-Economic Drought: Challenges of a Water-Bankrupt Nation", Iranian Studies, 49(6).

32. Neumann, K., D., Sietz, H, Hilderink, P, Janssen, M, Kok, and H. van Dijk (2015). "Environmental Drivers of Human Migration in Drylands–A Spatial Picture, Applied Geography", 56.

33. Pedroni, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61.

34. Petersen, W. (1958). "A General Typology of Migration", American Sociological Review, 23(3).

35. Yu, J., R. Jong and L. L. Fei (2008). "Quasi-Maximum Likelihood Estimators For Spatial Dynamic Panel Data With Fixed Effects When Both N and T Are Large", Journal of Econometrics, Vol. 146, Issue, 1.

36. Zhang, K. H. and S. Shunfeng (2003). "Rural–Urban Migration and Urbanization In China: Evidence From Time-Series and Cross-Section Analyses", China Economic Review, 14(4).