

تأثیر تغییر اقلیم بر مهاجرت روستاییان در ایران: کاربرد رویکرد Panel VAR

درنا جهانگیرپور^{۱*}، محمد بخشوده^۲

۱ دانشجوی دکتری اقتصاد منابع طبیعی و محیط‌زیست، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، ایران

۲ استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، ایران

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۱۴؛ تاریخ تصویب: ۱۳۹۹/۰۴/۰۹)

چکیده

نگرش انسان به اقلیم و تغییرات آن، به چالشی بزرگ در درک فعل و انفعالات اقلیم و جامعه تبدیل شده و توجه به مطالعات سازگاری انسان با تغییر اقلیم را افزایش داده است. هرچند رابطه بین تغییر اقلیم و کشاورزی به خوبی اثبات شده است اما بررسی رابطه آنها با مهاجرت هنوز ضعیف است. مهاجرت از روستاها یکی از راهبردهای متداول مقابله با اثرات ناشی از تغییر اقلیم است و خالی از سکنه شدن تعداد زیادی از روستاهای ایران طی خشکسالی‌های پی در پی در چند دهه اخیر یکی از شواهد موجود در این امر است. در مطالعه حاضر تلاش شد که با تکنیک اقتصادسنجی Panel VAR و داده‌های سال‌های ۹۲-۱۳۸۱ استان‌های ایران رابطه بین متغیرهای اقلیمی شامل می‌انگین دما، بارش سالانه و متغیر اقتصادی ارزش افزوده با مهاجرت روستایی بررسی شود. نتایج حاکی از اثر معنادار تمامی متغیرها بر مهاجرت است. مطابق با انتظار، همراه با کاهش بارندگی و بروز خشکسالی، مهاجرت روستایی افزایش می‌یابد. از طرف دیگر، افزایش می‌انگین دمای سالانه و گرم شدن زمین، با توجه به اثر منفی آن بر عملکرد محصولات کشاورزی، افزایش مهاجرت را در پی دارد. عوامل اقلیمی، اثرات مشابهی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارند. همچنین، ارزش افزوده بخش کشاورزی رابطه منفی با مهاجرت دارد. نتایج تجزیه واریانس نشان داد که بیش از ۷۰ درصد از تغییرات مهاجرت روستایی توسط متغیرهای اقلیمی، ۲۴ درصد توسط خود مهاجرت و ۴ درصد توسط ارزش افزوده کشاورزی توضیح داده می‌شود. بنابراین، به خوبی می‌توان استنتاج کرد که تغییر اقلیم عامل بسیار اثرگذار بر مهاجرت روستایی است.

کلید واژه‌ها: تغییر اقلیم، مهاجرت روستایی، الگوی خودتوضیح برداری، داده‌های پانل، ایران

JEL: C01, Q56, Q54, O15, R23

سرآغاز

نگرش انسان به اقلیم و تغییرات آن، به چالشی بزرگ در درک فعل و انفعالات اقلیم و جامعه تبدیل شده و توجه به مطالعات سازگاری انسان با تغییر اقلیم را افزایش داده است (Meze-Hausken, 2000). مطالعات بسیاری اثبات کرده‌اند که نوسانات آب و هوایی و تغییر اقلیم اثر منفی بر کشاورزی دارد (Iqbal and Paritosh, 2014; Sarker et al., 2014; Jahangirpour & Zibaei, 2020). به دلیل مقیاس و حساسیت بخش کشاورزی، این تاثیر در کشورهای در حال توسعه به نسبت بالاست (IPCC, 2014). مدل‌های مربوط به محصولات زراعی مثل غلات، پیش‌بینی می‌کنند که عملکرد بالقوه این محصولات در دماهای بالاتر در مناطق گرمسیری و نیمه‌گرمسیری کاهش می‌یابد (IPCC, 2001). (Nelson et al., 2009) نتیجه گرفتند که این اثر برای کشورهای در حال توسعه و به خصوص کشورهای جنوب آسیا بسیار شدیدتر است. (Rashid & Islam, 2007) طی مطالعاتی در بنگلادش نتیجه گرفتند که سه تا چهار میلیون هکتار از زمین‌ها تحت تاثیر خشکسالی قرار خواهد گرفت و کاهش محصولات زراعی حدود ۷۰ تا ۹۰ درصد خواهد بود و محصولات تحت کشت آبی بیشتر متاثر خواهند شد.

هر چند رابطه بین تغییر اقلیم و کشاورزی به خوبی اثبات شده است اما بررسی رابطه آنها با مهاجرت هنوز ضعیف است. ادبیات موضوع در تعیین آثار تغییر اقلیم بر مهاجرت، عمدتاً بلایای طبیعی را به عنوان تقریبی از تغییر اقلیم مدنظر قرار داده است، در حالی که بلایای طبیعی ممکن است مربوط به تغییر اقلیم باشد یا نباشد (Iqbal & Paritosh, 2014). (Findley, 1994) مهاجرت در مناطق روستایی مالی را طی دوره خشکسالی ۸۵-۱۹۸۳ بررسی کرد و متوجه شد که خشکسالی به افزایش مهاجرت‌های فاصله نزدیک و کاهش مهاجرت‌های فاصله دور (به دلیل عدم استطاعت مهاجران) منجر می‌شود. (Meze-Hausken, 2000) مهاجرت ناشی از خشکسالی و قابلیت تطبیق زارعان معیشتی را در اتیوپی شمالی تحلیل کردند. اما تا مطالعه (Feng et al., 2010) هیچ مطالعه دقیقی اثر بلندمدت تغییرات اقلیمی را بر مهاجرت بررسی نکرده بود. آنها با استفاده از داده‌های استانی کشور مکزیک در بازه زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۵ نشان دادند که تغییر عملکرد محصولات زراعی در اثر تغییر متغیرهای اقلیمی، اثر معناداری بر نرخ مهاجرت به آمریکا دارد. آنها همچنین با استفاده از تحلیل حساسیت مهاجرت نسبت به تغییر اقلیم، پیش‌بینی کردند که مهاجرت در

سال‌های آتی چگونه خواهد بود. (Feng et al., 2012) رابطه بین بهره‌وری کشاورزی و مهاجرت خالص در آمریکا را با استفاده از داده‌های ترکیبی در سطح روستا برای دوره ۲۰۰۹-۱۹۷۹ مطالعه کردند. این مطالعه نشان داد که یک درصد کاهش در عملکرد، به کاهش ۰/۱۷ درصدی جمعیت ناشی از مهاجرت منجر می‌شود. ایران به عنوان کشوری خشک و نیمه خشک در معرض خشکسالی و تغییرات متغیرهای اقلیمی شناخته شده است. این پدیده نه تنها به کاهش تولیدات کشاورزی و تخریب منابع طبیعی می‌انجامد، بلکه معیشت و رفاه خانوارهای روستایی را نیز به مخاطره می‌اندازد (Kehsavarz et al., 2010). بر اساس اطلاعات مرکز آمار ایران مهاجرت از روستاها طی سال‌های اخیر افزایش یافته و بسیاری از روستاها خالی از سکنه شده‌اند؛ به طوری که سهم جمعیت روستایی از ۳۹ درصد در سال ۱۳۷۵ به ۲۹ درصد در سال ۱۳۹۵ کاهش یافته است. با توجه به خشکسالی‌های پی در پی سال‌های اخیر، این فرضیه وجود دارد که تغییرات اقلیمی یکی از عوامل اصلی موثر بر کاهش جمعیت روستاهای کشور است. مساله مهاجرت روستاییان از ابعاد مختلفی دارای اهمیت است. برای نمونه، حاشیه‌نشینی شهرهای بزرگ به عنوان یکی از پیامدهای مهاجرت، هزینه‌های بسیار سنگینی را بر جامعه و کشور تحمیل می‌کند. بنابراین، بررسی عوامل موثر بر مهاجرت روستاییان به منظور ارایه راهکارهای سازنده در جهت کاهش آسیب‌های ناشی از مهاجرت دارای اهمیت آشکار است. بر این اساس و با توجه به اهمیت نقش اقلیم بر معیشت روستاییان، هدف اصلی این مطالعه، بررسی رابطه متغیرهای اقلیمی و مهاجرت روستایی و چگونگی اثرپذیری مهاجرت روستایی از تغییر اقلیم است.

روش تحقیق

چارچوب نظری

تغییرات محیط‌زیستی بسیاری در جهان وجود دارد که منجر به مهاجرت انسان‌ها می‌شود. مسلماً تغییر اقلیم یک عامل اثرگذار اصلی است. با این حال، بهره‌وری چندان‌های برای مهاجرت وجود دارد و به جای تلاش برای شناسایی مهاجرت‌های محیط زیستی، که ممکن است سخت و حتی ناممکن باشد، بهتر است که همه بهره‌وری مهاجرت و چگونگی تاثیر تغییرات محیط زیست بر آنها بررسی شوند. تعدادی از پژوهشگران (بلک، ادگر، آرنل، درکون، گدس و توماس)، پنج عامل اصلی را که در مقیاس بزرگ بر تصمیم مردم مبنی بر ماندن یا رفتن تاثیر می‌گذارد

در مطالعه‌های گذشته، رابطه تغییر اقلیم و مهاجرت روستاییان، به طور غیرمستقیم با استفاده از اثرات اقلیم بر کشاورزی بررسی شده است. برای این منظور، دو روش اصلی یعنی رویکرد تابع تولید (Mearns et al., 1997) و رویکرد ریکاردین (Mendelsohn et al., 1994) گذشته به کار گرفته شده است. رویکرد تابع تولید با این که با کنترل دقیق و به کارگیری تصادفی شرایط محیطیستی قابلیت پیش‌بینی اثرات بالقوه اقلیم بر عملکرد کشاورزی را دارد اما تمایلات کشاورزان نسبت به سازگاری را مدنظر قرار نمی‌دهد و سبب بیش از حد برآورد کردن اثرات منفی و کمتر از حد برآورد کردن اثرات مثبت می‌شود (Mendelsohn et al., 1999; Adams et al., 1990; Adams et al., 1994). مقابل، رویکرد ریکاردین رابطه بین ارزش زمین و فاکتورهای زراعی-اقلیمی را با استفاده از داده‌های مقطعی برآورد می‌کند (Dinar et al., 1998; Mendelsohn et al., 1994). این رویکرد به دلیل نبود بازارهای کارای زمین و قیمت‌های معقول، برای بیشتر کشورهای در حال توسعه ن می‌تواند در فرمت اصلی خود به کار گرفته شود. ضعف اصلی مدل ریکاردین، ناتوانی آن در گنجاندن متغیرهای حذف شده مثل سطح مهارت غیرقابل مشاهده زارعین و کیفیت خاک به عنوان عوامل مستقل از زمان و مکان-محور است. با این حال، برخی مطالعات مانند Kim & Pang, 2004; Chen & Chang, 2005; Chen et al., 2004) (2009 نشان داده است که تغییرات عملکرد تحت تأثیر متغیرهای اقلیمی است. این در حالی است که مدل ریکاردین قادر به ارزیابی اثرات تغییر اقلیم بر تغییرات عملکرد نیست. این امر در حال حاضر موجب شده است که برخی از اقتصاددانان از جمله (McCarl et al., 2008; Barnwal & Kotani 2010; Cabas, Kim & Pang, 2009; et al., 2010) از رویکرد داده‌های پانل استفاده کنند و مساله متغیرهای حذف شده را با ورود متغیرهای مجازی منطق‌های در مدل، مورد توجه قرار دهند. علاوه بر این، داده‌های پانل اطلاعات و درجه آزادی بیشتری را فراهم می‌کند و می‌تواند ناهمگنی فردی را کنترل کند. مزایای دیگری نیز در استفاده از رویکرد داده‌های پانل وجود دارد؛ از جمله افزایش قابل ملاحظه حجم نمونه و تناسب بهتر آن برای مطالعه پویایی تغییرات با استفاده از تکرار مشاهدات مقطعی (Baltagi, 2008; Guiteras, 2007). بنابراین، با توجه به ایرادات وارد بر رویکردهای معمول در بررسی غیرمستقیم رابطه تغییر اقلیم و مهاجرت، در مطالعه حاضر در چارچوب پیشنهادی (Black et al., 2011) و با استفاده از

شناسایی گردند (Black et al., 2011):

- اقتصادی که شامل فرصت‌های اشتغال، درآمد و هزینه زندگی می‌شود.
- اجتماعی که دربرگیرنده جستجو برای فرصت‌های آموزشی یا تعهدات به خویشاوندان نزدیک مثل ازدواج یا رسوم ارثی است.
- سیاسی، که شامل تبعیض یا آزار و اذیت، جنگ، سطح امنیت و مشوق‌های سیاسی، برای مثال تغییر در سیاست مالکیت زمین، می‌شود.
- جمعیتی که شامل تراکم جمعیت و ساختار و خطر ابتلا به بیماری می‌شود.
- محیطیستی که شامل در معرض مخاطره‌های طبیعی بودن، بهره‌وری زمین و قابلیت سکونت می‌شود.
- در مقیاس کوچک‌تر، ویژگی‌های فردی مثل سن، جنسیت، آموزش، ثروت و وضعیت تاهل ممکن است بر مهاجرت اثرگذار باشد. علاوه بر این می‌توان تشخیص داد که هیچ کدام از این محرک‌ها در محیطی ایزوله از سایر محرک‌ها رخ نمی‌دهد. برای مثال، تراکم جمعیت به تنهایی نمی‌تواند محرک مهاجرت باشد اما تراکم بالای جمعیت همراه با درآمد پایین به خوبی می‌تواند بر تصمیم مردم به مهاجرت اثر بگذارد. همچنین، تغییرات محیطیستی ممکن است به طور مستقیم بر تمامی بهره‌وری اصلی در چارچوب عوامل محیطیستی و همچنین به‌طور غیرمستقیم بر سایر عوامل اثرگذار باشد. برای مثال تغییرات محیطیستی با کاهش بهره‌وری کشاورزی یا ماهی‌گیری می‌تواند بر عوامل اقتصادی چون درآمد، به خصوص در مناطق روستایی، تأثیر بگذارد. این اتفاق ممکن است به آرامی در طول تغییرات تدریجی الگوی بارش، کاهش محصول و درآمد در یک دوره زمانی بلندمدت رخ دهد. بهره‌وری سیاسی نیز می‌تواند تحت تأثیر تغییرات عوامل محیطی قرار گیرد. برای مثال کمی‌ابی منابع ضروری مثل آب می‌تواند سبب تسریع یا تشدید منازعات شود. سیاست‌های کاهش انتشار کربن و کربن‌زدایی نیز ممکن است منجر به شیفت مکانی نواحی رشد اقتصادی گردد و بر تصمیم مردم نسبت به ماندن یا رفتن اثر بگذارد. این چارچوب می‌تواند به روش‌های مختلفی مورد استفاده قرار گیرد و در بهبود دانش، ارزیابی گزینه‌های سیاستی یا پیش‌بینی تغییرات آبی یاری‌رسان باشد. نکته مهم این است که این چارچوب ماهیت به‌هم‌پیوسته بهره‌وری مهاجرت و این که این عوامل چگونه تحت تأثیر تغییرات محیطیستی قرار می‌گیرد را طبقه‌بندی می‌کند (Black et al., 2011).

T_i دوره آخر از داده‌های در دسترس برای سری استان‌های i است و t نیز نشانگر زمان است. انحراف از تعامد اجزای اخلال ε_{it}^m نیز به همین ترتیب به دست می‌آید. بنابراین داریم:

$$\widehat{X}_{it}^m = \delta_{it}(X_{it}^m - \overline{X}_{it}^m) \quad (5)$$

و

$$\widehat{\varepsilon}_{it}^m = \delta_{it}(\varepsilon_{it}^m - \overline{\varepsilon}_{it}^m) \quad (6)$$

$$\delta_{it} = \sqrt{(T_i - t)/(T_i - t + 1)} \quad (7)$$

باید توجه داشت که برای آخرین داده در دسترس، این تبدیل غیرقابل محاسبه است. زیرا، مقدار و ارزش داده بعدی برای به دست آوردن میانگین پسین در اختیار نیست. شکل تبدیل شده رابطه (۱) به صورت زیر خواهد بود:

$$\widehat{X}_{it} = \Gamma(L)\widehat{X}_{it} + \widehat{\varepsilon}_{it} \quad (8)$$

که در آن:

$$\widehat{\varepsilon}_{it} = (\widehat{\varepsilon}_{it}^1, \widehat{\varepsilon}_{it}^2, \dots, \widehat{\varepsilon}_{it}^M)'$$

مزیت تبدیل هلمرت برای از بین بردن اثرات ثابت نسبت به روش تفاضل‌گیری مرتبه اول این است که در دومی شکاف بین داده‌ها پانلی، در داده‌های پانلی نامتوازن بیشتر خود را نشان می‌دهد، اما در اولی چنین مشکلی ندارد. بنابراین، استفاده از آن برای پانل نامتوازن مناسب‌تر است (Roodman, 2009). این تبدیل در واقع یک انحراف عمودی است به طوری که هر مشاهده به صورت انحراف از می‌انگین وزنی مشاهده‌های بعدی بیان می‌شود. اگر اجزای اخلال رابطه (۸) همبسته نباشند و دارای واریانس ثابتی باشند، جملات خطای تبدیل شده باید ویژگی‌های مشابهی داشته باشند. بنابراین، با این تبدیل مشکل ناهمسانی واریانس و وجود همبستگی سریالی ایجاد نمی‌شود. به علاوه این روش اجازه می‌دهد تا از وقفه‌های برآوردکننده‌ها به عنوان ابزار استفاده شود و ضرایب با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته^(۴) (GMM) برآورد گردد (Roodman, 2009; Arellano & Bover, 1995). بعد از برآورد همه ضرایب با استفاده از روش خودتوضیحی برداری پانلی^(۵)، همانند روش VAR در داده‌های سری زمانی می‌توان توابع عکس‌العمل^(۶) (IRFs) و تجزیه واریانس^(۷) (VDCs) را محاسبه نمود. توابع عکس‌العمل آنی، واکنش متغیرهای درون‌زا در طول زمان به شوک‌های وارده به هر یک از متغیرهای سیستم را

داده‌های پانل، رابطه مهاجرت روستایی با متغیرهای اقلیمی بررسی شد.

تصریح مدل

تعیین متغیرها به دو دسته درون‌زا و برون‌زا ممکن است با پشتوانه نظری و یا سلیقه‌های باشد. حتی زمانی که پشتوانه نظری دارد، در خصوص آن تردیدهایی مطرح می‌شود و ممکن است نتایج تجربی با مبانی نظری در تناقض باشد. در شرایطی که این اطمینان وجود ندارد که چه متغیرهایی درون‌زا و چه متغیرهایی برون‌زا هستند، از رویکرد معروف به مدل‌های خود توضیح برداری استفاده می‌شود. این رویکرد بر این نکته تأکید دارد که بایستی در مدل‌سازی، به‌ویژه در تعیین متغیرهای درون‌زا و برون‌زا، از اعمال سلیقه‌های فردی پرهیز شود (Souri, 2015). بنابراین، در مطالعه حاضر از تکنیک Panel-VAR به منظور برآورد تابع عکس‌العمل آنی و بررسی روابط بین متغیرها استفاده شد.

فرم خلاصه شده مدل اقتصادسنجی Panel-VAR به صورت رابطه (۱) می‌باشد:

$$X_{it} = \Gamma(L)X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

جایی که X_{it} برداری از متغیرهای مانا و $\Gamma(L)$ یک ماتریس چندجمله‌ای با عملگر وقفه‌های به صورت رابطه (۲)، u_i برداری از اثرات خاص (انفرادی) استان‌ها و ε_{it} بردار اجزای اخلال هستند (Roodman, 2009):

$$\Gamma(L) = \Gamma_1(L^1) + \Gamma_2(L^2) + \dots + \Gamma_p(L^p) \quad (2)$$

در پانل‌های پویا، برآوردگرهای اثرات ثابت، به دلیل همبستگی ایجاد شده بین اثرات ثابت با رگرورها به جهت حضور وقفه یا وقفه‌هایی از متغیر وابسته در سمت راست معادله، سازگار نیستند. برای رفع مشکل انحراف از تعامد^(۱) یا تفاضل داده از می‌انگین داده‌های پسین^(۲) (فرآیند هلمرت^(۳)) استفاده می‌شود. به این ترتیب که با تبدیل همه متغیرهای مدل به انحراف از می‌انگین داده‌های پسین اثرات ثابت حذف می‌شود. اگر مقادیر سری موردنظر به صورت رابطه (۳) باشد و مقادیر آنی X_{it}^m جزئی از این بردار باشند، می‌انگین آن‌ها به صورت رابطه (۴) به دست می‌آید:

$$X_{it} = (X_{it}^1, X_{it}^2, \dots, X_{it}^M)' \quad (3)$$

$$\overline{X}_{it}^m = \sum_{s=t+1}^{T_i} X_{is}^m / (T_i - t) \quad (4)$$

تجمیع شده در مدل وارد و استان البرز نیز با استان تهران تجمیع شد.

نتایج و بحث

نخستین گام در تحلیل، بررسی ویژگی‌های داده‌های مورد استفاده در پژوهش است. در مطالعه حاضر برای آزمون وجود ریشه واحد در داده‌ها، آزمون‌های ایم، پسران و شین (IPS)، فیشر مبتنی بر دیکی فولر تعمیمیافته (ADF-Fisher) و فیشر مبتنی بر فیلیپس-پرون (PP-fisher) مورد استفاده قرار گرفت. نتایج آزمون وجود ریشه واحد در جدول (۱) آمده است. نتایج آزمون‌ها مانا بودن تمامی متغیرها را در سطح یک درصد بیان می‌کند.

انتخاب طول وقفه بهینه برای الگوی خودتوضیح برداری امری ضروری به شمار می‌رود. انتخاب وقفه بیش از حد کم به عدم لحاظ پویایی سیستم و اریب متغیرهای حذف شده منجر خواهد شد. انتخاب تعداد وقفه‌های بیش از حد مطلوب نیز سبب از دست دادن درجه آزادی شده و به برآورد تعداد پارامترهای بیش از اندازه منجر می‌شود. بر اساس معیارهای $BIC^{(۱۲)}$ و $CD^{(۱۳)}$ یک وقفه در مدل استفاده شد. نتایج حاصل از برآورد الگوی VAR در جدول (۲) معنادار بودن اثر متغیرهای دما، بارندگی و ارزش افزوده بخش کشاورزی با یک وقفه بر مهاجرت روستاییان را بیان می‌کند.

تأثیر مثبت مهاجرت با یک وقفه بر مهاجرت سال بعد، پیامد مجموع‌های از عوامل اقتصادی، اجتماعی و محیطی است. یکی از عوامل موثر بر تصمیم خانوار روستایی به مهاجرت، اثرپذیری از جامع‌هایست که خانوار در آن زندگی می‌کند. این عامل، خود را در ریسک‌گریزی و یادگیری از تجربه نمایان می‌سازد.

به نمایش می‌گذارند. تجزیه واریانس نیز سهم هر متغیر را بر روی تغییرات متغیرهای دیگر در طول زمان نشان می‌دهد.

برای دستیابی به هدف مطالعه، ارتباط می‌ان متغیرهای می‌انگین دما^(۸)، مجموع بارش سالانه^(۹)، مهاجرت^(۱۰) و ارزش افزوده بخش کشاورزی^(۱۱) با استفاده از برآورد الگوی خودتوضیح برداری، تابع عکس‌العمل آئی و تجزیه واریانس بررسی شد. برای این منظور از اطلاعات دوره زمانی ۹۲-۱۳۸۱ استفاده شد. می‌انگین دما و بارش سالانه دو فاکتور اصلی اقلیمی است که در مطالعات مرتبط با پیامدهای تغییر اقلیم در مناطق مختلف مورد استفاده قرار می‌گیرد (Iqbal & Paritosh, 2014; Ochieng et al., 2016; Salvo et al., 2015; sarker et al., 2014). داده‌های مربوط به دما و بارش از سایت رس می سازمان هواشناسی کشور استخراج شد. ارزش افزوده بخش کشاورزی به عنوان تقریبی از وضعیت اقتصادی مناطق روستایی وارد مدل شد. داده‌های مربوط به ارزش افزوده بخش کشاورزی برای دوره زمانی ۹۲-۱۳۸۱ و به تفکیک استان از سایت مرکز آمار ایران استخراج شد. داده‌های مربوط به مهاجرت در هیچ منبع ثانوی‌های در دسترس نیست. بنابراین در مطالعه حاضر، مهاجرت خالص با روش غیرمستقیم ارایه شده توسط سازمان ملل متحد (۱۹۷۰) برآورد شد. ایده اصلی روش مذکور این است که افزایش جمعیت هر منطقه بین دو مقطع زمانی، حاصل افزایش طبیعی جمعیت (تفاوت ولادت و فوت) و مهاجرت خالص است. بنابراین، با استفاده از اطلاعات مربوط به ولادت و فوت مناطق (سازمان ثبت احوال کشور) و جمعیت (مرکز آمار ایران) مهاجرت روستایی به دست آمد. با توجه به این که تقسیمات کشوری طی دوره مورد بررسی تغییر کرده است، سه استان خراسان شمالی، خراسان جنوبی و خراسان رضوی به صورت

جدول (۱): نتایج آزمون وجود ریشه واحد متغیرها

نام متغیرها	آزمون			
	ارزش افزوده کشاورزی	بارندگی	دما	مهاجرت
ADF-Fisher	۱۲۵/۷۶۷ ***	۳۲۲/۲۶۵ ***	۱۳۰/۰۱۲ ***	۲۰۰/۶۵۹ ***
PP-fisher	۲۰۰/۵۲۷ ***	۱۴۵/۷۶۶ ***	۲۷۶/۷۶۷ ***	۳۰۷/۸۴۱ ***
IPS	-۷/۶۳۲ ***	-۷/۸۵۲ ***	-۷/۷۳۸ ***	-۱۱/۱۸۷ ***

*** معناداری در سطح ۱ درصد می‌باشد و برای همه آزمون‌ها از مبدا و متغیر روند استفاده شد. (منبع: یافته‌های تحقیق)

جدول (۲): نتایج تخمین الگوی PVAR

نام متغیرها	متغیر وابسته		
	مهاجرت	دما	بارندگی
مهاجرت با یک وقفه	۰/۱۶** (۲/۳۳)	۰/۰۵*** (۳/۸۶)	۰/۱۳*** (۳/۹۴)
دما با یک وقفه	۰/۶۱** (۳/۱۵)	۰/۴۳*** (۴/۴۰)	-۲/۰۳*** (-۷/۲۵)
بارندگی با یک وقفه	-۰/۸۶*** (-۸/۳۷)	۰/۳۸*** (۹/۱۱)	-۱/۵۴*** (-۱۳/۳۹)
ارزش افزوده کشاورزی با یک وقفه	-۸/۳۹*** (-۶/۴۶)	-۷/۱۸*** (-۱۲/۳۱)	۱/۶۳*** (۶/۹۶)
ارزش افزوده کشاورزی	۰/۰۳*** (۱۲/۱۳)	-۰/۰۱ (-۱/۵۵)	-۰/۰۳*** (-۹/۸۲)

*** و ** به ترتیب معناداری در سطح ۱ و ۵ درصد می‌باشد. اعداد داخل پرانتز، آماره t می‌باشند. (منبع: یافته‌های تحقیق)

شدن وضعیت اقتصادی خانوارهای روستایی، آنها را بر آن می‌دارد که در پی جست‌وجوی فرصت‌های شغلی دیگر به شهرها مهاجرت کنند. لیکن با توجه به عدم توانایی مالی ناشی از کاهش درآمد، این گروه بیشتر در حاشیه شهرهای بزرگ مستقر می‌شوند و گاهی زمینه آسیب‌های اجتماعی دیگری را مهیا می‌کنند.

اثر منفی و معنادار دما و بارندگی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی نیز مؤید همین موضوع است. دلیل رابطه منفی ارزش افزوده کشاورزی با وقفه آن را می‌توان به الگوی تار عنکبوتی نسبت داد؛ یعنی ممکن است با افزایش عرضه و رشد در سال جاری به علت کاهش قیمت، در سال آتی عرضه و رشد کاهش یابد. همچنین طبق الگوی دویخشی آرتور لوئیس، این تاثیر می‌تواند به این علت باشد که در طول زمان با افزایش رشد و بهره‌وری در بخش کشاورزی، عوامل تولید از این بخش به سایر بخش‌ها مهاجرت می‌کنند و موجبات کاهش رشد بخش و کاهش سهم آن در تولید ملی را فراهم می‌کنند (Saleh & Mokhtari, 2007).

تجزیه واریانس روشی برای بررسی پویایی مدل VAR است. پس از وارد شدن یک شوک مشخص به سیستم، تمامی متغیرها روند متفاوتی نسبت به پیش‌بینی‌های سیستم طی می‌کند. اگر فاصله به وجود آمده را خطای پیش‌بینی بنامیم، بررسی این موضوع که چه درصدی از واریانس خطای به وجود آمده به دلیل شوک مذکور است، تحلیل تجزیه واریانس گفته می‌شود. نتایج برآورد تجزیه واریانس در جدول (۴) ارائه شده است. نتایج گویای این مطلب است که در دوره پنجم، ۲۵ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی متغیر مهاجرت، توسط خود مهاجرت و ۴۵ درصد آن توسط متغیر بارندگی توضیح داده می‌شود. با توجه به این که سهم متغیر دما

بر اساس مطالعه (Cai & Oppenheimer, 2013)، تجربه موفق یا ناموفق یک خانوار از مهاجرت، تصمیم سایر افراد روستا را تحت تاثیر قرار می‌دهد. بر همین اساس، ریسک‌گریزی مرتبط با مهاجرت، با یادگیری از تجارب دیگران در سال بعد دارای روند کاهشی است.

بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که یکی از دلایل رابطه مستقیم مهاجرت در سال‌های پیاپی می‌تواند در ویژگی‌های رفتاری باشد. در بسیاری از استان‌های کشور، می‌انگین دما طی سال‌های مورد مطالعه دارای روند افزایشی بوده است و رابطه مثبت دما و مهاجرت حاکی از افزایش مهاجرت روستاییان در پی افزایش دماست. مطالعه‌هایی که به بررسی اثر متغیرهای هواشناسی بر عملکرد محصولات کشاورزی صورت گرفته، نشان دادند که حداکثر دما اثر منفی بر عملکرد محصولات زراعی چون گندم، جو، ذرت و کلزا دارد (Golbaz et al., 2013; Mosaedi et al., 2015; Rasouli et al., 2016). بنابراین، با افزایش دما انتظار می‌رود عملکرد محصولات کاهش یافته و مهاجرت روستاییان را تحت تاثیر قرار دهد. بر اساس نتایج به دست آمده، وقفه متغیر بارندگی نیز دارای اثر منفی و معنادار بر مهاجرت روستاییان است. مجموع بارش طی سال‌های مورد مطالعه، روند کاهشی داشته است. بنابراین، چنین استنتاج می‌شود که بروز خشکسالی و افزایش دما در یک سال زراعی، افزایش مهاجرت در سال آتی را در پی دارد. لیکن، نتایج نشان داد که وقفه ارزش افزوده بخش کشاورزی دارای اثر منفی بر مهاجرت است. متغیر ارزش افزوده کشاورزی به عنوان تقریبی از درآمد روستاییان و عامل اقتصادی در مدل وارد شد. بنابراین، آشکار است که با کاهش ارزش افزوده کشاورزی و بدتر

مناطق روستاییست؛ زیرا اقتصاد مناطق روستایی و معیشت روستاییان متکی به فعالیت‌های کشاورزی است. این نتیجه در توافق با نتیجه (Nasrnia & Zibaei, 2015) مبنی بر مهم بودن آسیب‌پذیری فیزیکی در بین ابعاد مختلف آسیب‌های ناشی از خشکسالی می‌باشد. بنابراین، در استان‌های ایران، آنچه فراتر از ویژگی‌های جامعه‌شناسی و اقتصادی بر مهاجرت روستاییان اثرگذار است، کاهش بارندگی و خشکسالی‌های پی در پی است.

در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی مهاجرت ۲۶ درصد است می‌توان گفت که ۷۰ درصد از تغییرات مهاجرت روستایی توسط متغیرهای اقلیمی توضیح داده می‌شود. همچنین ارزش افزوده بخش کشاورزی، ۴ درصد از تغییرات مهاجرت را توضیح می‌دهد. در دوره دهم نیز ترتیب سهم متغیرها در توضیح نوسانات مهاجرت به همین صورت است. بنابراین، می‌توان چنین نتیجه گرفت که تغییرات مهاجرت در سال‌های مختلف، بیش از سایر متغیرها تحت تاثیر بارندگی است. این نتیجه در توافق با این فرضیه است که یکی از عوامل اصلی مهاجرت روستاییان، بروز خشکسالی در

جدول (۳): تجزیه واریانس مهاجرت روستایی و ارزش افزوده بخش کشاورزی (منبع: یافته‌های تحقیق)

متغیرها	سال	مهاجرت	دما	بارندگی	ارزش افزوده کشاورزی
مهاجرت	۵	۰/۲۴۸۲	۰/۲۶۱۸	۰/۴۵۰۵	۰/۰۳۹۳
دما	۱۰	۰/۲۴۲۷	۰/۲۵۷۹	۰/۴۵۹۹	۰/۰۳۹۲
بارندگی	۵	۰/۱۹۱۹	۰/۱۳۸۳	۰/۳۲۶۴	۰/۳۴۳۲
ارزش افزوده کشاورزی	۱۰	۰/۱۸۰۸	۰/۱۵۵۳	۰/۳۵۰۹	۰/۳۱۲۸

در ارزش افزوده بخش کشاورزی، تا دوره دوم اثر منفی و افزایشی بر مهاجرت دارد اما بعد از آن، از اثر منفی کاسته می‌شود تا اینکه حداکثر اثر مثبت ارزش افزوده بر مهاجرت در دوره سوم رخ می‌دهد. پس از دوره سوم این اثر کاهش یافته و تقریباً از دوره پنجم این اثر از بین می‌رود. اثر منفی ارزش افزوده کشاورزی، به عنوان تقریبی از درآمد روستاییان، بر مهاجرت در دوره‌های اول می‌تواند این گونه توجیه شود که با افزایش درآمد، روستاییان در دوره‌های اول به دلیل بهبود معیشت تصمیم به ماندن در مناطق روستایی و پرداختن به فعالیت کشاورزی می‌گیرند. لیکن از دوره سوم افزایش این شوک مثبت در ارزش افزوده بخش کشاورزی سبب افزایش مهاجرت روستاییان می‌شود. می‌توان نتیجه گرفت که در صورت استمرار شوک مثبت در ارزش افزوده، روستاییان برای دستیابی به امکانات آموزشی، بهداشتی و رفاه بیشتر اقدام به مهاجرت به مناطق شهری می‌نمایند.

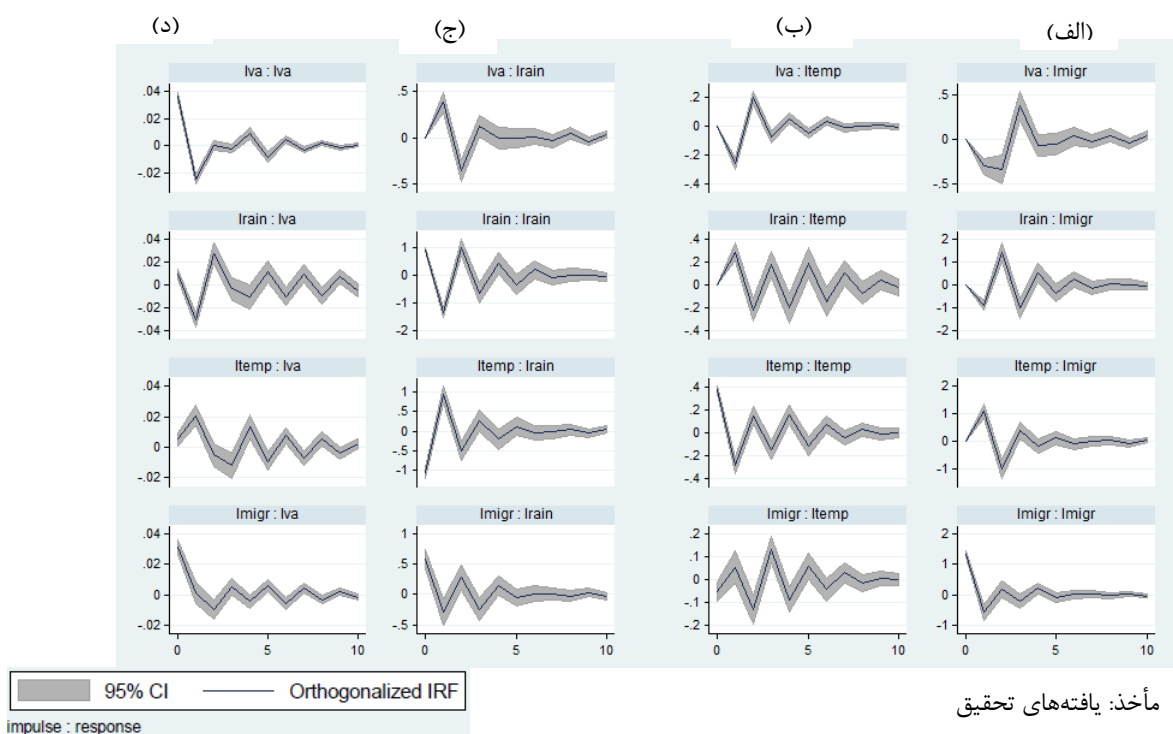
اثر شوک بارندگی بر مهاجرت روستایی دارای نوسان‌های آشکاری است. افزایش بارندگی در دوره اول به کاهش مهاجرت منجر شده و از دوره دوم این اثر مثبت می‌شود. مثبت شدن این اثر نیز می‌تواند به دلیل بهبود وضعیت اقتصادی روستاییان و تلاش آنها برای رسیدن به رفاه بیشتر در مناطق شهری باشد. حداکثر اثر مثبت

در رابطه با متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی نیز مشاهده می‌شود که در دوره پنجم، ۱۹ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی آن توسط مهاجرت، ۳۴ درصد توسط ارزش افزوده کشاورزی، ۳۲ درصد توسط بارندگی و ۱۴ درصد توسط متغیر دما توضیح داده می‌شود. این در حالی است که در دوره دهم بیشترین سهم از تغییرات ارزش افزوده بخش کشاورزی توسط بارندگی (۳۵ درصد)، ۱۸ درصد توسط مهاجرت، ۳۱ درصد توسط خودش و ۱۵ درصد توسط دما توضیح داده می‌شود. بنابراین، آشکار است که متغیرهای اقلیمی به شدت بر تغییرات ارزش افزوده بخش کشاورزی موثر است. همچنین مشاهده می‌شود که در بلندمدت اثر متغیرهای اقلیمی بر تغییرات ارزش افزوده کشاورزی افزایش یافته و نیمی از تغییرات ارزش افزوده بخش کشاورزی را توضیح دهد.

توابع واکنش آنی و فاصله اطمینانی ۵ درصد به دست آمده از شبیه‌سازی مونت کارلو در نمودار (۱) نشان داده شده‌اند. توابع واکنش بیانگر آن است که هر یک از متغیرهای مدل VAR چگونه به شوک‌ها واکنش نشان می‌دهد. به بیان دیگر، یک انحراف معیار شوک در یک متغیر بر سایر متغیرها چه تاثیری دارد. ستون (الف) در نمودار (۱) واکنش مهاجرت را به شوک‌های وارد بر متغیرهای مدل نشان می‌دهد. شوکی به اندازه یک انحراف معیار

نمودار واکنش آنی، اثر شوک بارندگی بر مهاجرت روستاییان در کمتر از ۶ دوره از بین می‌رود. تاثیر یک انحراف معیار شوک در

افزایش بارندگی بر مهاجرت روستایی در دوره دوم و حداکثر اثر منفی بارندگی بر مهاجرت در دوره سوم صورت می‌گیرد. بر اساس



شکل (۱): توابع واکنش آنی متغیرهای سیستم

کشاورزی به شوک دما و بارندگی دارای نوسانات آشکاری است و این نوسانات تا دوره دهم ادامه دارد. شوک مثبت در ارزش افزوده کشاورزی، دارای اثر مثبت اما کاهشی بر خود این متغیر است اما این اثر از دوره دوم منفی شده و پس از نوسانات اندک از دوره ششم از بین می‌رود. این روند می‌تواند به این دلیل باشد که شوک مثبت ارزش افزوده در ابتدا سبب رشد بخش کشاورزی می‌شود، لیکن در صورت استمرار این رشد، سرمایه‌ها از این بخش به بخش صنعت و خدمات منتقل شده و سبب روند کاهشی در ارزش افزوده کشاورزی می‌شود. همچنین شوک مثبت در مهاجرت روستایی، در دوره اول دارای اثر مثبت بر ارزش افزوده کشاورزی است اما از دوره سوم با نوسانات اندک حول خط صفر ادامه می‌یابد. اینکه مهاجرت روستاییان در دوره اول، ارزش افزوده کشاورزی را افزایش می‌دهد می‌تواند به این دلیل باشد که با کاهش تراکم جمعیت روستایی، افزایش دسترسی سایر روستاییان به منابع و یا افزایش بهره‌وری تولید را در پی دارد و بنابراین، به افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی در دوره اول منجر می‌شود.

متغیر دما نیز تا دوره چهارم دارای نوسان بالاست. اثر این متغیر بر مهاجرت تا دوره دوم مثبت است، سپس منفی شده و در کمتر از ۶ دوره از بین می‌رود.

همان‌طور که نمودار چهارم ستون (الف) نشان می‌دهد، یک شوک مثبت در مهاجرت، اثر مثبت اما کاهشی بر مهاجرت داشته و پس از نوسانات اندک از دوره پنجم بی اثر می‌شود. همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، این امر به دلیل تاثیرپذیری خانوارهای روستایی از تجربه مهاجرت همسایگان روستایی است.

در رابطه با متغیرهای اقلیمی باید گفت که با توجه به تصادفی بودن آنها، از تفسیر شوک‌های وارد از سمت مهاجرت و ارزش افزوده کشاورزی بر دما و بارندگی پرهیز می‌گردد. اما مشاهده می‌شود که اثر شوک متغیرهای دما و بارندگی بر متغیر دما دارای نوسان بسیار بالایی است و این اثر تقریباً تا دوره دهم ادامه دارد. این در حالیست که اثر شوک دما بر بارندگی و بارندگی بر خودش نیز دارای نوسان بالاست اما از دوره ششم از بین می‌رود.

اثر شوک متغیرها بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در ستون (د) از نمودار (۱) مشاهده می‌شود. واکنش ارزش افزوده بخش

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج این مطالعه حاکی از اثر معنادار تمامی متغیرهای بارندگی، دما و ارزش افزوده بخش کشاورزی بر مهاجرت از روستاهای ایران است. مطابق با انتظار، بارندگی اثر معکوس بر مهاجرت روستایی دارد و همراه با کاهش بارندگی و بروز خشکسالی، مهاجرت روستایی افزایش می‌یابد. از طرف دیگر، افزایش می‌انگین دمای سالانه و گرم شدن زمین، با توجه به اثر منفی آن بر عملکرد محصولات کشاورزی، افزایش مهاجرت را در پی دارد. عوامل اقلیمی، اثرات مشابهی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارند و ارزش افزوده بخش کشاورزی رابطه منفی با مهاجرت دارد. بنابراین، نتیجه گرفته شد که اثر متغیرهای اقلیمی بر مهاجرت به همراه کاهش ارزش افزوده بخش کشاورزی، شدت می‌یابد و افزایش مهاجرت از مناطق روستایی را در استان‌های کشور توضیح می‌دهد. همچنین به خوبی قابل استنباط است که افزون بر اثر خشکسالی بر مهاجرت روستاییان، بخش کشاورزی نیز به عنوان یکی از بخش‌های مولد اقتصاد کشور تحت تاثیر مهاجرت روستاییان و همچنین بد شدن شرایط اقلیمی لازم برای کشاورزی، با تهدید جدی مواجه است. با توجه به پیچیده و چندگانه بودن تصمیم به

مهاجرت و اثرپذیری آن از متغیرهای اقتصادی و اقلیمی به نظر می‌رسد که یکی از راهکارهای اصلی برای جلوگیری از خالی شدن روستاها، تنوع‌بخشی به فعالیت‌های اقتصادی روستاییان می‌باشد. چنین منظوری جز با اعمال سیاست‌های مشوق و هدفمند دولت حاصل نمی‌شود.

یادداشت‌ها

1. Orthogonal
2. Forward Mean
3. Helmert
4. Generalized method of moments
5. Panel vector autoregressive
6. Impulse Response Functions
7. Variance Decompositions
8. Temperature
9. Precipitation
10. Migration
11. Agriculture value added
12. Bayesian Information criteria (BIC) (Schwarz, 1978; Rissanen, 1978; Akaike, 1977)
13. Overall coefficient of determination (CD)

فهرست منابع

- Adams, R.; McCarl, B.; Segerson, K.; Rosenzweig, C.; Bryant, K.; Dixon, B.; Connor, R.; Evenson, R. & Ojima, D. 1999. The economic effect of climate change on U.S. agriculture.
- Adams, R.; Rosenzweig, C.; Pearl, R.; Ritchie, J.; McCarl, B.; Glycer, J.; Curry, R.; Jones, J.; Boote, K. & Allen, L. 1990. Global climate change and U.S. agriculture. *Nature* 345:219-224.
- Arellano, M. & Bover, O. 1995. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics*, 68(1):29-52.
- Baltagi, B.H. 2008. *Econometrics*. Springer-Verlag, Berlin.
- Barnwal, P. & Kotani K. 2010. Impact of Variation in Climate Factors on Crop Yield: A Case of Rice Crop in Andhra Pradesh. India.IUJ Research Institute.
- Black, R.; Adger, W.N.; Arnell, N.W.; Dercon, S.; Geddes, A. & Thomas, D. 2011. The effect of environmental change on human migration. *Global Environmental Change*, 21(1): S3-S11
- Cabas, J.; Weersink, A. & Olale, E. 2010. Crop yield response to economic, site and climate variables. *Climate Change*, 101: 599-616.
- Cai, R. & Oppenheimer, M. 2013. An Agent-based model of climate-induced agricultural labor migration.
- Chen, C. & Chang C. 2005. The impact of weather on crop yield distribution in Taiwan: Some new evidence from panel data models and implications for crop insurance. *Agricultural Economics*. 33:503-511.
- Dinar, A.; Mendelsohn, R.; Evenson, R.; Parokh, J.; Sanghi, A.; Kumar, K.; McKinsey, J. & Lonergan, S. 1998. *Measuring the Impact of Climate Change on Indian Agriculture*. World Bank Technical Paper No. 402, World Bank, Washington, DC.
- Fatemi, M. & Karami, A. 2010. A Case Study of the Causes and Effects of Drought. *Iranian Agricultural Extension and Education Sciences*, 6(2):77-96. (in Persian)
- Feng, S.; Krueger, AB. & Oppenheimer, M. 2010. Linkage among climate change, crop yields and Mexico-US cross border migration. *Proceeding of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 107:14257-14262.
- Feng, S.; Krueger, AB. & Oppenheimer, M. 2012. Climate change, crop yields and internal migration in the United States. NBER Working Paper No. 17734. National Bureau of Economic Research: <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/17734.html>.

- Findley, S. E. 1994. Does drought increase migration? A study of migration from rural Mali during the 1983-1985 drought. *International Migration Review*, 28: 539-553.
- Golbaz, M.; Hayati, B.; Ghahramanzadeh, M. & Dashti, GH. 2013. Effects of Climate Change on Yield and Risk of Wheat and Corn Crops in Qazvin Province, M.Sc. Thesis, Faculty of Agricultural Sciences, University of Tabriz. (in Persian)
- Guiteras, R. 2007. The Impact of Climate Change on Indian Agriculture. Job Market Paper. Department of Economics, University of Maryland, College Park. *Climatic Change* 82:225-231.
- IPCC. 2014. *Climate Change 2014: Impacts, Adaptation, and Vulnerability. Contribution of Working Group II to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press, Cambridge P. 1820.
- IPCC: Climate change 2001: The Scientific Basis. available at: http://www.grida.no/publications/other/ipcc_tar/?src=/climate/ipcc_tar/
- Iqbal, K.; Paritosh, K.R. 2014. Examining the Impact of Climate Change on Migration through the Agricultural Channel: Evidence from District Level Panel Data from Bangladesh. SANDEE Working Papers.
- Jahangirpour, D. & Zibaei, M. 2020. The Role of Agriculture and Renewable Energy in Meeting the Goals of the Paris Agreement; Case Study: Selected Countries of MENA Region. *Quarterly Energy Economics Review*, 16 (65): 81-101. (in Persian)
- Keshavarz, M.; Karami, A. & Zamani, Gh. 2010. Vulnerability of Farming Households to Drought: A Case Study, *Iranian Agricultural Extension and Education Sciences*, 6(2):15-32. (in Persian)
- Kim, M. & Pang, A. 2009. Climate change impact on rice yield and production risk. *Rural Development*. 32:17-29.
- McCarl, B.A.; Villavicencio, X. & Wu, X. 2008. Climate change and future analysis: Is stationary dying?. *American Journal of Agricultural Economics*. 90:1241-1247.
- Mearns, L.O.; Rosenzweig, C. & Goldberg, R. 1997. Mean and variance change in climate scenarios: Methods, agricultural applications and measures of uncertainty. *Climate Change*, 35:367-396.
- Mendelsohn, R. & Dinar, A. 2003. Climate, water, and agriculture. *Land Economics*, 79:328-341.
- Mendelsohn, R.; Nordhaus, W. & Shaw, D. 1994. The impact of global warming on agriculture: A Ricardian analysis. *American Economics*, 84:753-771.
- Meze-Hausken, E. 2000. Migration caused by climate change: How vulnerable are people in dry land areas? A case study in Northern Ethiopia. *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change*, 5:379-406.
- Mosaedi, A.; Mohammadi Moghadam, S. & GHabai Souq, M. 2015. Modeling the yield of dry wheat and barley based on drought indices and meteorological variables, *Journal of Water and Soil (Agricultural Sciences)*, 29(3): 730-749. (in Persian)
- Nasrnia, F. & Zibaei, M. 2015. Assessing the dimensions of vulnerability of provinces to drought, a solution to risk management in the country, *Journal of Agricultural Economics and Development*, 9(4): 359-373. (in Persian)
- Nelson, G.C.; Rosegrant, M.W.; Koo, J.; Robertson, R.; Sulser, T.; Zhu, T.; Ringler, C.; Msangi, S.; Palazzo, A.; Batka, M.; Magalhaes, M.; Valmonte-Santos, R.; Ewing, M. & Lee, D. 2009. *Climate Change Impact on Agriculture and Costs of Adaptation*. IFPRI, Washington DC.
- Ochieng, J.; Kirimi, L.; Mathenge, M. 2016. Effects of climate variability and change on agricultural production: The case of small scale farmers in Kenya. *Wageningen Journal of Life Sciences*, 77: 71-78.
- Rashid, H.; Islam, M.S. 2007. Adaptation to climate change for sustainable development of Bangladesh agriculture. Bangladesh Agricultural Research Institute, Bangladesh. Paper for presentation in the 3rd session of Technical Committee of Asian and Pacific Center for Agricultural Engineering and Machinery (APCAEM) on November 20-21, 2007, Beijing, China.
- Rasouli, S. J.; Nasiri Mahallati, M.; Naseri Pour Yazdi, M. & Ghorbani, R. 2016. Determining the canola yield forecasting model based on agricultural meteorological indicators and climatic parameters in Mashhad city, *Journal of Water and Soil*, available at: <https://jsw.um.ac.ir/index.php/jsw/article/view/45336>. (in Persian)
- Rezaei, R.; Hosseini, M. & Sharifi, A. 2010. Analyzing and Explaining the Effects of Drought in Rural Regions of Zanjan County (Case Study: HajArash Village). *Rural Researches*, 3:103-109. (in Persian)
- Roodman, D. 2009. How to do xtabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata. *Stata Journal*, 9(1):86-136.
- Saleh, A. & Mokhtari, D. 2007. Economic and social effects and consequences of drought on rural households in Sistan region, *Iranian Agricultural Extension and Education Sciences*, 3(1):99-114. (in Persian)
- Salvo, D.M.; Begalli, D.; Capitello, R. & Signorello, G. 2015. A spatial micro-econometric approach to estimating climate change impacts on wine firm performance: A case study from Moldavia region. *Agricultural Systems*, 141: 48-57.
- Sarker, R.M.; Alam, K. & Gow, J. 2014. Assessing the effects of climate change on rice yields: An econometric investigation using Bangladeshi panel data. *Economic Analysis and Policy*, 44: 405-416.