

بررسی تأثیر تغییر اقلیم بر ارزش افزوده بخش کشاورزی کشورهای منتخب منا^۱

سمیه میقانی^۲

دانشجوی دکتری رشته اقتصاد، دانشگاه

فردوسی مشهد

مهدی خداپرست مشهدی^۳

دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

نرگس صالح نیا^۴

استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۳/۱۰

چکیده

تغییرات آب‌وهوایی کره زمین به‌عنوان نتیجه روزافزون کشورها برای دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر در دهه‌های اخیر اثرات زیادی را به دنبال داشته که نمی‌توان تأثیر آن بر بخش کشاورزی را نادیده گرفت. بخش کشاورزی به لحاظ نقشی که در تأمین مواد غذایی مردم دارد، یکی از اصلی‌ترین بخش‌های متأثر از تغییر اقلیم است که با تأثیرپذیری از شرایط اقلیمی هر منطقه می‌تواند بر اقتصاد آن منطقه تأثیر بگذارد. در این میان برخی از مناطق در معرض تغییرات آب‌وهوایی شدیدتری قرار دارند؛ از جمله منطقه خاورمیانه و کشور ایران که از این مسئله مستثنی نیستند. در این تحقیق به بررسی تأثیر تغییرات آب‌وهوایی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی کشورهای منطقه منا پرداخته می‌شود. بدین منظور از داده‌های دما و بارش و ارزش افزوده بخش کشاورزی ۱۱ کشور منطقه منا برای دوره زمانی ۲۰۰۱-۲۰۱۶ و از مدل هم‌جمعی با

* - مقاله پژوهشی

2- s.meyghani@mail.um.ac.ir

۳- نویسنده مسئول، ir.ac.khodaparast@um_m

4- n.salehnia@um.ac.ir

DOI: 10.22067/erd.2021.67927.1003

رهیافت حداقل مربعات معمولی اصلاح شده^۱ (FMOLS) و حداقل مربعات معمولی پویا^۲ (DOLS) استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که یک رابطه بلندمدت هم‌جمعی میان تغییر اقلیم و ارزش افزوده بخش کشاورزی وجود دارد. در طول دوره مورد بررسی متغیر دما اثر منفی و معنادار و متغیر بارش اثر مثبت و معنادار داشته است؛ به نحوی که با هر یک درصد افزایش دما و بارش در بلندمدت ارزش افزوده بخش کشاورزی در مدل (FMOLS) به ترتیب به میزان $-0/28$ ، $0/03$ درصد و در مدل (DOLS) به میزان $-0/09$ ، $0/02$ درصد تغییر می‌یابد.

کلیدواژه‌ها: تغییر اقلیم، ارزش افزوده بخش کشاورزی، پانل هم‌جمعی.

طبقه‌بندی JEL: O₅₄، Q10، C₃₃

۱- مقدمه

گرمایش جهانی و بحث تغییر اقلیم ناشی از فعالیت‌های بشر به‌عنوان یک مخاطره جدی برای طبیعت و سیستم‌های زیست‌محیطی مطرح است که در دو دهه اخیر توجه بسیاری از محافل علمی و سیاسی جهان را به خود جلب کرده است. این پدیده با افزایش دما، تغییرات در بارش، افزایش سطح آب دریاها که منجر به افزایش فزاینده تغییرات ناگهانی آب‌وهوایی مانند خشکسالی، طوفان، امواج گرمایی و سیل در جهان شده است، نمود می‌یابد.

تغییر اقلیم پدیده‌ای است نادر که بر طبق تعریف IPCC^۳ بیانگر تغییر برگشت‌ناپذیر در متوسط شرایط آب‌وهوایی یک منطقه نسبت به رفتار انتظاری آن در منطقه است (IPCC, 2007). فعالیت‌های بشری با سوزاندن سوخت‌های فسیلی و در نتیجه تولید و انباشت گازهای گلخانه‌ای عامل اصلی تغییرات اقلیمی در جهان است. به همین دلیل در دهه‌های اخیر موضوع تغییرات آب‌وهوایی ناشی از گرم شدن کره زمین به یک نگرانی عمده در سراسر جهان تبدیل شده است (Yu et al., 2010; Ahsan et al., 2011; Janjua et al., 2014; Kharseh et al., 2015). همچنین با توجه به پیش‌بینی‌های مدل‌های آب‌وهوایی اخیر، انتظار می‌رود حتی در صورت کاهش انتشار گازهای

1- Dynamic Ordinary Least Squares

2- Fully Modified Ordinary Least Squares

3- Intergovernmental Panel on Climate Change

گلخانه‌ای، دما در سطح جهانی حداقل ۲ درجه سانتی‌گراد بالاتر از سطوح قبل از صنعتی شدن تا سال ۲۰۵۰ افزایش یابد که آثار نامطلوبی بر اکوسیستم‌ها، سلامت و رشد اقتصادی خواهد داشت (World Bank, 2010a).

نتایج تحقیقات (Angel (2008) حاکی از آن است که رشد مداوم جمعیت بر روی کره زمین و به دنبال آن تغییر کاربری زمین، تخریب جنگل‌ها، افزایش فعالیت‌های کشاورزی و دامداری و تولید ضایعات جامد و مایع شده پیامدهای گوناگونی از جمله تغییر اقلیم را به همراه داشته است که تأثیر آن بر بخش کشاورزی قابل توجه است. تغییر اقلیم از راه تغییر در الگوی بارش، تغییر در تاریخ کاشت و برداشت، افزایش درجه حرارت و تبخیر و تعرق می‌تواند بهره‌وری کشاورزی را تحت تأثیر قرار دهد (Pearce, 1996). همچنین (Reilly (1999 و (Rosegrant et al. (2008 در تحقیقات خود دریافتند که از میان بخش‌های مختلف اقتصادی بخش کشاورزی وابسته‌ترین بخش به اقلیم است و اقلیم تعیین‌کننده اصلی مکان، منابع تولید و بهره‌وری فعالیت‌های کشاورزی است. (zaied (2013 در مطالعه‌ای مشابه نشان می‌دهد که تغییرات عوامل اقلیمی دما و بارش نقش مهمی در بهره‌وری کشاورزی داشته و تغییر در الگوی این دو متغیر می‌تواند عملکرد محصول را در طول زمان برداشت کاهش دهد.

از سویی دیگر، یکی از تبعات مهم و آشکار پدیده تغییر اقلیم در بخش کشاورزی، اثرگذاری آن بر امنیت غذایی و گسترش فقر در جوامع است. از آنجا که بخش کشاورزی همچنان به ارائه معیشت برای بخش بزرگی از جمعیت و با توجه به شیوع فقر در مناطق روستایی می‌پردازد، تولیدات کشاورزی به طور بالقوه با اثرات نامطلوب عملکرد ناشی از درجه حرارت بالا، محدود می‌شود. به دست آوردن زمین جدید برای کشت پرهزینه است به خصوص در شرایط کمبود آب که به زودی کشورهای مختلف با تشدید آن روبرو خواهند شد، کمبود تولید ناخالص داخلی، مشکل افزایش قیمت مواد غذایی را تشدید می‌کند. لذا، انتظار می‌رود که تغییر اقلیم بر تولید مواد غذایی، قیمت مواد غذایی و به طور بالقوه‌ای بر امنیت غذایی تأثیر داشته باشد (Jayatilleke & Yiyong, 2014).

تأثیر تغییرات موجود و پیش‌بینی‌شده‌ی اقلیمی در کشورهای مختلف متفاوت است. کشورهایی که وابستگی زیادی به بخش‌های حساس محیط‌زیست مانند کشاورزی دارند، بیشترین آسیب را به جهت کاهش تولیدات و افزایش قیمت مواد غذایی تحمل خواهند شد (Godfray et

Seo & (2008) و Zhai & Zhuang (2009)، Zhai et al (2009)، (al., 2010). نتایج تحقیقات Mendelsohn حاکی است که در کشورهای در حال توسعه با عرض‌های جغرافیایی پایین انتظار می‌رود بیشتر از سایر کشورها از اثرات کشاورزی گرم شدن کره زمین رنج ببرند، این امر منعکس‌کننده موقعیت جغرافیایی نامطلوب آنها است.

تغییرات آب‌وهوا در حال حاضر، پیامدهای شدید اقتصادی را برای کشورهای مختلف و از این رو بر کاهش رشد و ایجاد فقر در پی خواهد داشت که عدم وجود یک تجزیه و تحلیل دقیق از اثرات احتمالی تغییر اقلیم بر رشد اقتصادی می‌تواند سازگاری به موقع را مختل کند. رویدادهای بسیار بد آب‌وهوایی نشان می‌دهد که تأثیر تغییرات آب‌وهوایی بسیار پیچیده و دشوارتر از افزایش صرف میزان دما است و هر منطقه را به صورت متفاوتی تحت تأثیر قرار می‌دهد. پیامدهای ناشی از تغییر اقلیم برای مناطقی مانند خاورمیانه که در کمربند خشکی قرار دارند و از لحاظ آب‌وهوایی شکننده و متزلزل هستند بحرانی‌تر خواهد بود. روند تخریب منابع آب، فرسایش شدید و کاهش حاصلخیزی خاک و به دنبال آن بحران و ناامنی‌های غذایی، همگی می‌توانند منجر به مناقشات امنیتی و سیاسی شوند که نمونه آنها در خاورمیانه و برخی از کشورهای آفریقای مرکزی، در حال مشاهده است (Bani-Domi, 2006).

از آنجا که در مطالعات صورت گرفته در زمینه ارتباط تغییر اقلیم بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی، توجهی به تأثیر این متغیر بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی در کشورهای منا به‌ویژه در قالب تکنیک هم‌جمعی پانلی نشده است و با توجه به این موضوع که بر اساس پیش‌بینی IPCC (2014) این منطقه در آینده گرم‌تر و خشک‌تر خواهد شد، در این پژوهش سعی بر آن است که ارتباط تغییر اقلیم با رشد اقتصادی بخش کشاورزی در ۱۱ کشور منتخب عضو منطقه منا^۱ (MENA) در بازه زمانی ۲۰۰۱-۲۰۱۶ و به شیوه هم‌جمعی با رهیافت حداقل مربعات معمولی

1- IPCC (2014). Climate change 2014; Impacts, Adaptation and vulnerability. <https://premierpublishers.org/ijgrp/170320165353>.

2- Middle East and North Africa

کشورهای منتخب در این مطالعه با توجه به محدودیت دسترسی به اطلاعات آماری عبارتند از: ایران، مصر، الجزایر، عمان، مراکش، اردن، عربستان، تونس، عراق، یمن و اسرائیل.

اصلاح شده (FMOLS) و حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) مورد بررسی قرار گیرد. این مقاله در چهار بخش ساماندهی شده است. پس از ذکر مقدمه، در بخش دوم پیشینه و مبانی نظری تحقیق و در بخش سوم روش شناسی تحقیق شامل منطقه مورد مطالعه و داده‌های مورد استفاده و سپس روش شناختی اقتصادسنجی ارائه گردیده است. بخش چهارم به برآورد مدل و نتایج تجربی مطالعه اختصاص یافته است. خلاصه و نتیجه‌گیری در بخش پنجم آورده شده است.

۲- ادبیات تحقیق

۱-۲ پیشینه تحقیق

Dell et al. (2008) مطالعه‌ای با استفاده از تغییرات سالانه دما و بارندگی و مدل رگرسیونی پنل پویا به بررسی تأثیر تغییرات اقلیمی بر فعالیت اقتصادی در سراسر جهان پرداختند که به نتایج فوق رسیدند؛ (۱) دماهای بالاتر به طور قابل توجهی باعث کاهش رشد اقتصادی کشورهای فقیر می‌شود، اما در کشورهای ثروتمند اثر کمتری دارد. (۲) درجه حرارت بالاتر اثرات وسیع در کشورهای فقیر بر کاهش تولید کشاورزی، تولید صنعتی، سرمایه‌گذاری کلی و افزایش بی‌ثباتی سیاسی دارد.

Barrios et al. (2008) در مقاله‌ای با عنوان «تأثیر تغییرات اقلیمی بر تولید کشاورزی: آیا برای آفریقا متفاوت است؟» با جمع‌آوری داده‌های در کشورهای جنوب صحرای آفریقا در دوره زمانی ۱۹۹۸-۱۹۰۱ و استفاده از مدل پانل و یک مدل شبیه‌سازی ساده دریافتند که اثر افزایش دما بر کاهش تولید محصولات کشاورزی در کشورهای جنوب صحرای آفریقا شدیدتر از سایر کشورهای در حال توسعه است. (Eboli et al. (2010) نیز با استفاده از یک مدل تعادل عمومی چندبخشی پویا با قابلیت محاسبه (CGE) برای اقتصاد جهانی بازخورد تغییر اقلیم بر رشد اقتصادی را طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۲۰۵۰ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها دریافتند که تغییر اقلیم بر بخش‌های مختلف و همچنین کشورهای مختلف، اثرات متفاوتی بر جای می‌گذارد و کشورهای در حال توسعه بیشترین زیان را در پی انتشار گازهای آلاینده و تغییر اقلیم متحمل خواهند شد.

Gornall et al. (2010) در ارزیابی پیامدهای تغییرات آب‌وهوایی در مقیاس جهانی بر بهره‌وری کشاورزی با استفاده از مدل آب‌وهوایی گردش عمومی توسعه یافته دریافته‌اند که افزایش دما در ۲ درجه سانتی‌گراد در عرض‌های میانه و بلند می‌تواند تولید گندم را در حدود ۱۰ درصد

افزایش دهد، درحالی که در مناطق با عرض‌های جغرافیایی پایین، می‌تواند به همان مقدار کاهش را در پی داشته باشد. (Ayinde et al. (2011) در مطالعه‌ای مشابه با استفاده از روش هم‌انباشتگی در نیجریه (۲۰۰۵-۱۹۸۰) دریافته‌اند که تغییر دما منجر به اثرات منفی می‌شود درحالی که تغییرات بارندگی تأثیر مثبتی بر بهره‌وری کشاورزی دارد.

Naeem Akram (2012) با استفاده مدل اثر ثابت (FEM) و رگرسیون ظاهرآ نامرتبط (SUR) تأثیر تغییرات اقلیمی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب آسیایی را طی دوره زمانی ۱۹۷۲-۲۰۰۹ را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. نتایج نشان داد که رشد اقتصادی تحت تأثیر تغییرات دما، بارش و رشد جمعیت منفی است درحالی که شهرنشینی و توسعه انسانی رشد اقتصادی را تحریک می‌کنند. نتایج همچنین نشان می‌دهد که بخش کشاورزی آسیب‌پذیرترین بخش نسبت به تغییرات اقلیمی است.

Dell et al. (2012) در پژوهشی برای ۱۲۵ کشور جهان با دوره زمانی حداقل ۲۰ سال از سال ۱۹۵۰ نشان می‌دهد که افزایش دما، نه تنها موجب کاهش سطح تولید، بلکه باعث کاهش نرخ رشد اقتصادی در کشورهای فقیر می‌شود و اثرات گسترده‌ای در کاهش تولید کشاورزی، صنعتی و همچنین افزایش بی‌ثباتی سیاسی دارد. علاوه بر این (Ali (2012)، در مقاله‌ای با استفاده از تجزیه و تحلیل روش هم‌انباشتگی در اتیوپی^۱ طی دوره زمانی ۱۹۶۱-۲۰۰۸، تأثیر منفی تغییرات اقلیمی بر رشد را به دست آورد درحالی که تغییرات در میزان بارندگی و بارش، اثرات درازمدت بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. چنین نتیجه‌ای در مطالعه (Elshennawy et al. (2016) در مورد کشور مصر نیز حاصل شده است. در این راستا تحقیق (Abidoeye and Odusola (2015) در ۳۴ کشور آفریقایی در بازه زمانی ۲۰۰۹-۱۹۶۱ نیز مؤید تأثیر منفی تغییرات اقلیمی بر رشد اقتصادی است.

Khaleghi et al. (2015) در مقاله‌ای اثرات تغییر اقلیم بر تولید بخش کشاورزی و سایر بخش‌های ایران را با استفاده از رویکرد ماتریس حسابداری اجتماعی را طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۵ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها دریافتند که در اثر تغییر اقلیم پیش‌بینی شده برای ایران، تولید بخش

کشاورزی ۵/۳۷ درصد کاهش می‌یابد.

Tokunaga et al. (2015) در پژوهشی به بررسی تأثیر تغییر اقلیم بر تولیدات محصولات کشاورزی در ژاپن (۲۰۰۶-۱۹۹۵) با استفاده از داده‌های ترکیبی پویا پرداختند. در این مطالعه تأثیر متغیرهای اقلیمی دما، تابش خورشید و بارش بر تولیدات محصولات کشاورزی ژاپن از جمله سبزیجات، برنج و سیب‌زمینی با استفاده از تابع تولید بررسی شد. نتایج نشان داد که افزایش یک درجه سانتی‌گراد در میانگین دما، تولید برنج را در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب به میزان ۵.۸ درصد و ۳.۹ درصد و تولید سبزیجات و سیب‌زمینی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۵.۰ درصد و ۸.۶ درصد کاهش می‌دهد.

Pishbahar et al. (2016) در مطالعه‌ای با استفاده از روش معادلات به‌ظاهر نامرتب (SURE) و رویکرد شبیه‌سازی مونت کارلو در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۶۰ نشان دادند که تغییر اقلیم از طریق کاهش بارندگی، عرضه و صادرات محصولات کشاورزی ایران را کاهش می‌دهد.

Soleimaninejad et al. (2016) با استفاده از روش خود توزیع وقفه گسترده (ARDL) و داده‌های فصلی ۱۳۹۰-۱۳۷۰ به بررسی اثر تغییر عوامل اقتصادی و اقلیمی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در ایران پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای اقلیمی دما و بارش به ترتیب دارای اثرات منفی و مثبت معنی‌داری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی هستند. همچنین نرخ ارز و تورم اثر معکوس و متغیرهای سرمایه و نیروی کار اثر مستقیم بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارند.

Ghaffari Esmaili et al. (2019) در پژوهشی اثر تغییر اقلیم بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی ایران را در قالب مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویا مبتنی بر ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن بود که با در نظر گرفتن میزان کاهش بارندگی در افق بیست‌ساله تا سال ۲۰۳۰، میزان تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و صادرات بخش کشاورزی کاهش ولی میزان واردات افزایش می‌یابد.

۲-۲ مبانی نظری تحقیق

در پژوهش‌های تجربی و نظری مورد مطالعه، کانال‌های متعددی جهت تأثیر گذاری تغییرات آب‌وهوایی بر رشد اقتصادی مطرح شده است. از یک سو تغییر اقلیم طبیعت و سیستم‌های زیست محیطی را به گونه‌ای تغییر می‌دهد که منجر به افزایش فزاینده حوادث شدید آب‌وهوایی

(مانند خشکسالی، طوفان و سیل)، افزایش سطح دریا، تغییر جریان اقیانوس‌ها، تغییر الگوهای بارش و همچنین مرگ‌ومیر بر اثر وضعیت نامساعد آب‌وهوا می‌شود که این حوادث به نوبه خود، بر رشد اقتصادی آسیب وارد می‌کنند. از سوی دیگر از طریق تخصیص منابع محدود برای کاهش آثار منفی گرم شدن زمین، موجب کاهش دسترسی منابع مورد نیاز جهت سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های فیزیکی، تحقیق و توسعه و سرمایه‌انسانی می‌شود (Abidoye et.al, 2015). به‌طور کلی، ارتباط میان متغیرهای تغییر اقلیم و رشد اقتصادی را می‌توان از دو دیدگاه خرد و کلان مورد بررسی قرار داد. از دیدگاه کلان، این ارتباط از نظر تأثیری که بر سطح تولید از جمله سطح تولید کشاورزی و بر افزایش رشد و بهره‌وری از طریق تأثیر بر سرمایه‌گذاری و وضعیت نهادی دارد و از دیدگاه خرد، از طریق تأثیر عوامل مختلفی مانند سلامتی و مرگ‌ومیر بر نرخ رشد جمعیت و بهره‌وری نیروی کار نشان داده می‌شود (Abidoye et.al, 2015). به‌ویژه، ایده‌های مهم کلاسیک در ارتباط با توسعه اقتصادی در آثار اقتصاددانانی مانند Marshall (1890) و Huntington (1915) مطرح هستند که بهره‌وری را با دما مرتبط می‌کنند (Dell et al., 2008).

دو نوع روشی که به‌طور گسترده برای تحلیل تأثیرات تغییرات اقلیمی بر رشد اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته است، روش شمارشی و روش پویا است. در روش شمارشی اثرات اقتصادی تغییرات آب‌وهوا به‌طور جداگانه و بخش به بخش (مانند کشاورزی، خدمات و صنعت) تجزیه و تحلیل می‌شود. این اثرات با هم برای ارزیابی کل تغییر در رفاه اجتماعی ناشی از تغییرات اقلیمی مورد ارزیابی قرار می‌گیرند. با این حال، این روش به دلیل تمرکز بر تنها یک دوره و نادیده گرفتن اثرات موقتی، در ارزیابی نحوه تغییرات آب‌وهوا که ممکن است رفاه را در درازمدت تحت تأثیر قرار دهد، شکست خورده‌اند (Hadero, 2014). در روش پویا، تابع خسارت، در مدل‌های رشد مختلف وارد می‌شود. در سه مدل مورد استفاده در این روش (مدل‌های Solow-Swan، Ramsey-Cass-Koopmans و Mankiw, Romer and Weil)، با فرض یک نرخ پس‌انداز ثابت، مشخص شده است که اگر تغییرات آب‌وهوایی بر تولید اثر منفی داشته باشد، میزان سرمایه‌گذاری نیز کاهش خواهد یافت. (Nordhaus, 1991; Cline, 1994; Tol, 1995; Fankhauser & Tol, 2005)

Dell, Jones & Olken (2008) متغیرهای اقلیمی را در تابع تولید مدل خود، که به عنوان پایه‌ای برای مطالعه حاضر مورداستفاده قرار گرفته، گنجانده است. این مدل مبانی نظری را برای ترکیب تغییرات اقلیمی در داخل معادلات رشد و دستورات عمل‌هایی برای تجزیه و تحلیل اثرات تغییرات آب‌وهوایی بر رشد اقتصادی ارائه کرده است. تابع تولید عبارتند از:

$$Y_{it} = e^{\alpha T_{it}} A_{it} L_{it} K_{it} \quad (1)$$

$$\frac{\Delta A_{it}}{A_{it}} = g_i + \beta T_{it} \quad (2)$$

که Y تولید کل، L جمعیت و A فن آوری است و می‌توان آن را به عنوان بهره‌وری نیروی کار معرفی کرد و T متغیرهای اقلیمی، G نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و K سرمایه انسانی است. معادله (۱) اثرات مستقیم تغییرات اقلیمی بر رشد اقتصادی و معادله (۲) اثرات غیرمستقیم (پویا) آن را نشان می‌دهد، مانند تأثیر تغییرات آب‌وهوا بر متغیرهایی که به طور غیرمستقیم بر تولید ناخالص داخلی تأثیر می‌گذارد. پس از گرفتن لگاریتم از معادله (۱) و تفاضل نسبت به زمان معادله زیر به دست خواهد آمد:

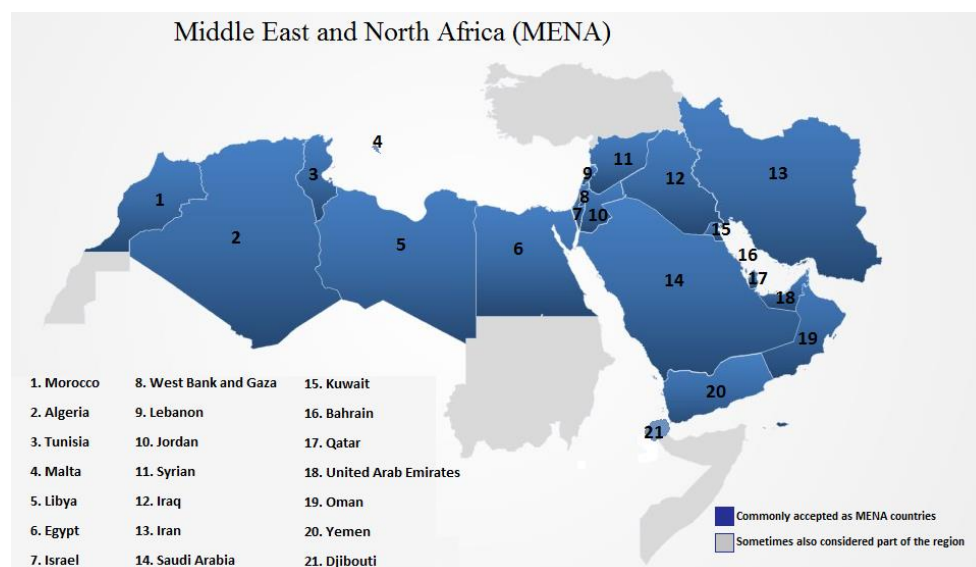
$$g_{it} = g_i + (\alpha + \beta) T_{it} - \alpha T_{it-1} \quad (3)$$

که g_{it} نرخ رشد تولید ناخالص داخلی است، اثرات مستقیم تغییرات اقلیمی بر رشد اقتصادی از طریق α و اثرات غیرمستقیم از طریق β ظاهر می‌شود در حالی که g_i نشان دهنده اثرات ثابت است. این معادله به طور جداگانه اثرات مستقیم و غیرمستقیم تغییرات اقلیمی را مشخص می‌کند. هر دو این تأثیرات نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را در دوره اولیه افزایش می‌دهند. با این حال، هنگامی که آب‌وهوا به حالت قبلی خود بازمی‌گردد، اثر مستقیم خود را تغییر می‌دهند. به عنوان مثال، افزایش دما ممکن است به تولید کشاورزی آسیب برساند، اما هرگاه درجه حرارت به سطح طبیعی خود بازگردد، تولید کشاورزی یک بار دیگر تسریع می‌یابد. از سوی دیگر، در اثر شوک‌های آب‌وهوایی اثر غیرمستقیم ظاهر می‌شود که منجر به از بین رفتن سرمایه انسانی و رکود اقتصادی می‌شود.

۳- مواد و روش‌ها

۱-۳ منطقه مورد مطالعه و داده‌های مورد استفاده

حد منطقه منا از کشور مراکش در شمال غربی قاره آفریقا آغاز می‌شود و تا ایران به‌عنوان شرقی‌ترین کشور خاورمیانه امتداد می‌یابد و دارای ۶۰ درصد منابع نفتی و ۴۵ درصد منابع گازی جهان می‌باشند (Salmani et al., 2014). کشورهای این منطقه بیش از سایر کشورهای جهان در معرض تهدیدهای ناشی از گرمای جهانی و تغییرات جوی هستند (word bank, 2014).



در جدول شماره (۱) شرح مختصری از جزئیات داده‌های مورد استفاده در این مطالعه ارائه شده است. به‌منظور برآورد مدل در این پژوهش از برنامه Eviews 10 و Stata16 استفاده شده است.

۲-۳ روش شناختی

مدل مورد بررسی در این تحقیق با الهام از مقاله (Dell, Jones & Olken (2008) و بر اساس

مبانی نظری و تجربی به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LAGR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LTMP_{it} + \alpha_2 LPRE_{it} + \alpha_3 LGCF_{it} + \alpha_4 LEMP_{it} + \alpha_5 LCO2_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

طبیعی، α اثرات ثابت مقاطع و ε_{it} جمله خطا هستند. $t = 1, \dots, T$ و $i = 1, \dots, N$ بیانگر مقاطع و طول دوره زمانی داده‌های پانل، L لگاریتم

جدول ۱- متغیرهای مورد استفاده در مدل

نام متغیر	پایگاه داده‌ها	داده‌های مورد استفاده
<i>AGR</i>	بانک جهانی ^۱	ارزش افزوده بخش کشاورزی
<i>GCF</i>	<i>FAO</i> ^۲	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی (ارزش دلار آمریکا)
<i>EMP</i>	<i>FAO</i>	میزان اشتغال بخش کشاورزی (درصدی از اشتغال)
<i>CO2</i>	بانک جهانی	میزان شدت انتشار دی‌اکسید کربن (کیلوگرم به ازای هر کیلوگرم مصرف انرژی نفت خام)
<i>TMP</i>	پایگاه داده‌های دما و بارش، سری زمانی ماهانه ^۳	دمای سالانه محاسبه شده با استفاده از داده‌های ماهانه
<i>PRE</i>	پایگاه داده‌های دما و بارش، سری زمانی ماهانه	بارش سالانه محاسبه شده با استفاده از داده‌های ماهانه

تحلیل کاربردی در مطالعه کنونی بر اساس تلفیق داده‌های مقطعی و داده‌های سری زمانی برای ۱۱ کشور عضو منطقه منا در دوره زمانی ۲۰۰۱-۲۰۱۶ در قالب ماکروپنل مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس روش برآورد مدل این مقاله شامل چند بخش اساسی است. ابتدا درجه‌ی هم-جمعی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون ریشه واحد پنل تعیین می‌گردند. در برآوردهای اقتصادسنجی به روش تابلویی قبل از انجام آزمون‌های ریشه واحد و هم‌جمعی لازم است وابستگی یا نبود وابستگی مقاطع مورد نظر مورد آزمایش قرار گیرد. آزمون‌های متعددی مانند-Breusch-Pagan (1980) و Pesaran (2004) برای این منظور پیشنهاد شده است. در این مقاله از آزمون Pesaran استفاده می‌شود. این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است، همچنین برخلاف آزمون Breusch-Pagan در حالتی که تعداد مقاطع (N) بیشتر از بعد زمانی (T) است، نیز نتایج قابل قبولی ارائه می‌کند و

1- World Development Indicators. <https://data.worldbank.org/>

2- Food and Agriculture Organization

3- Terrestrial Air Temperature and Precipitation database, Gridded monthly time series

نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون مقطعی مقاوم است. آماره آزمون آن به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$D = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (5)$$

که در این رابطه $\hat{\rho}_{ij}$ ضریب همبستگی جفت پیرسون از جملات پسماند معادله رگرسیونی تابلویی به صورت $y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it}$ است. هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، در این صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد. برخی از معروف‌ترین آزمون‌های ریشه واحد پانل که جهت بررسی ایستایی متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرد، عبارتند از: آزمون Levin, Lin & Chu (2002) test، آزمون Im, Pesaran & Shin test (2003) Im، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته^۱ Fisher (1999) و آزمون PP-فیشر؛ اما زمانی که میان واحدهای مقطعی همبستگی وجود داشته باشد، نتایج این آزمون‌ها با خطای برآورد همراه است. از این رو، Pesaran (2004) روشی را برای حل مشکل وابستگی مقاطع ارائه داد که بر مبنای گسترش رگرسیون ADF معمولی است و از این جهت "آزمون دیکی - فولر گسترش یافته مقطعی" (CADF)^۲ نامیده می‌شود. رگرسیون CADF به صورت زیر است.

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \beta_i Y_{i,t-1} + \gamma_i \bar{Y}_{t-1} + \sum_{j=0}^L \theta_{ij} \Delta \bar{Y}_{t-j} + \sum_{j=1}^L \delta_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

که در آن، $t = 1, \dots, T$ و $i = 1, \dots, N$ بیانگر مقاطع و طول دوره زمانی داده‌های پانل، α ، β ، γ ، θ و δ ضرایب برآوردی و ε_{it} جز اخلاص مدل هستند. Y معرف دوره زمانی متغیرهای مورد نظر در این بررسی و Δ و j معرف عملگر تفاضل و وقفه است. شماره وقفه (L) می‌تواند با یکی از معیارهای اطلاعاتی و یا آزمون‌های مرحله‌ای انتخاب شود. پس از برآورد رگرسیون بالا برای هر کدام از بخش‌ها، برای ضریب β آماره t به دست می‌آید که می‌توان آن را با $CADF_i$ نشان داد. آماره آزمون نیز با رابطه (۷) به دست می‌آید:

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (7)$$

1- Augmented Dickey Fuller Test

2- Cross-Sectional Augmented Dickey-Fuller (CADF) Test

این آماره دارای توزیع غیر استاندارد است و مقادیر بحرانی مربوط به آن توسط پسران محاسبه شده است (Pesaran, 2004).

در مدل ترکیبی همانند مدل‌های سری زمانی در صورت غیر ایستا بودن متغیرها مسئله رگرسیون کاذب^۱ مصداق خواهد داشت و مشاهده R^2 بالا به واسطه ارتباط حقیقی بین متغیرها نیست (Gojarati, 2004). بنابراین کاربرد آزمون ریشه واحد در داده‌های ترکیبی جهت تضمین صحت و اعتبار نتایج امری ضروری خواهد بود.

زمانی که شواهدی مبنی بر وجود ریشه واحد در داده‌ها وجود دارد، برای پرهیز از وقوع رگرسیون کاذب و نیز تعیین رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها، روش هم‌جمعی می‌تواند مفید واقع شود. مهم‌ترین نکته در تجزیه و تحلیل‌های هم‌جمعی آن است که با وجود غیر ایستا بودن اغلب سری‌های زمانی و داشتن یک روند تصادفی افزایشی یا کاهشی در بلندمدت ممکن است که یک ترکیب خطی از متغیرها همواره ایستا و بدون روند باشند. آزمون‌های هم‌جمعی پنل دارای قدرت و اعتبار بیشتری نسبت به آزمون‌های هم‌جمعی برای هر مقطع به صورت جداگانه است. این آزمون‌ها حتی در شرایطی که دوره زمانی کوتاه‌مدت و اندازه نمونه نیز کوچک باشد، قابلیت استفاده را دارند (Baltagi, 2008). آزمون‌های متعددی برای آزمون هم‌جمعی، با چارچوب کاملاً متفاوت ارائه شده‌اند که از آن جمله می‌توان به آزمون‌های پدرونی (Pedroni (2004) و کائو (Kao (1999) اشاره کرد. آزمون هم‌جمعی پدرونی از پسماندهای تخمین زده شده از رگرسیون بلندمدت استفاده می‌کند و شکل کلی آن به صورت زیر است:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i + \beta_{1i}x_{1it} + \beta_{2i}x_{2it} + \dots + \beta_{mi}x_{mit} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

که در آن $i = 1, 2, \dots, N$ برای هر یک از بخش‌های موجود در مدل و $t = 1, 2, \dots, T$ اشاره به دوره‌ی زمانی داشته و m به تعداد متغیرهای توضیحی اشاره دارد. α_i و δ_i امکان بررسی اثرات ثابت خاص بخش‌ها و همچنین روندهای معین را فراهم می‌سازند. ε_{it} پسماندهای تخمین زده از روابط بلندمدت است. به منظور تشخیص روابط بلندمدت در بین متغیرها پدرونی معناداری

آماره γ_i از طریق معادله (۹) مورد بررسی قرار داد.

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \gamma_i \hat{\varepsilon}_{it-1} + u_{it} \quad (9)$$

در این عبارت $\hat{\varepsilon}_{it}$ پسماندهای به دست آمده از تخمین مدل (۸) است. در روش پدرونی امکان وجود اثرات ثابت و روندهای زمانی ناهمگن در بین مقاطع در نظر گرفته می‌شود. پدرونی هفت آماره مختلف را در دو گروه متمایز جهت بررسی فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی در مدل‌های پنل ناهمگن معرفی می‌کند. گروه اول آزمون‌ها مشهور به درون‌گروهی است که عوامل زمانی رایج را در نظر می‌گیرد. این گروه از آزمون‌ها امکان بررسی ناهمگنی در بین مقاطع (کشورها) را فراهم می‌آورد. گروه دیگر بین‌گروهی نام دارد که امکان ناهمگنی بین مقاطع را فراهم می‌سازد. بر این اساس هفت آماره‌ای که پدرونی برای آزمون هم‌جمعی پنل به کار برد عبارتند از:

گروه اول؛ آماره‌های آزمون درون‌گروهی:

آماره پنل γ^1 ، ۲- آماره‌های پنل P از نوع فیلیپس- پرون^۲، ۳- آماره پنل t از نوع فیلیپس- پرون^۳ و ۴- آماره پنل از نوع دیکي- فولر تعمیم یافته^۴.

گروه دوم؛ آماره‌های آزمون بین‌گروهی:

آماره‌های P فیلیپس- پرون گروهی^۵، ۲- آماره t فیلیپس- پرون گروهی^۶ و ۳- آماره ADF ، t گروهی^۷

Kao (1999) آزمون هم‌جمعی تعمیم یافته‌ی دیکي فولر با فرض این که بردارهای هم‌جمعی در هر مقطع همگن باشد را به صورت زیر ارائه کرده است.

- 1- Panel γ - statistic
- 2- Panel Phillips- Perron type r- statistic
- 3- Panel Phillips- Perron type t- statistic
- 4- Augmented Dickey- Fuller (ADF) type t- statistic
- 5- Group Phillips- Perron type r- statistic
- 6- Group Phillips- Perron type t- statistic
- 7- Group ADF type t- statistic

$$e_{it} = \gamma e_{it-1} + \sum_{j=1}^p J_j \Delta X_{i,t-j} + V_{i,tp} \quad (10)$$

در رابطه‌ی فوق e_{it} خطای تخمین رابطه‌ی بلندمدت با روش داده‌های ترکیبی و P تعداد وقفه-ها در آزمون ADF است که اندازه‌ی آن بستگی به رفع خودهمبستگی بین اجزای خطا دارد. همچنین J_j ضریب متغیر تفاضل وقفه‌های آزمون و $V_{i,tp}$ خطای معادله تخمین زده شده است. چنانچه از بین این هفت آماره پدرونی، حداقل چهار آماره معنی‌دار باشند، می‌توان فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی را رد کرد (Pedroni, 2004). در روش (Kao (1999) به منظور انجام آزمون هم‌جمعی از همان رویکرد اولیه پدرونی استفاده می‌کند با این تفاوت که تنها اثرات ثابت مقاطع و ضرایب همگن متغیرها را در رگرسیون اولیه در نظر می‌گیرد.

همان‌طور که عنوان شد پرکاربردترین آزمون‌های هم‌جمعی پانل توسط Pedroni و Kao معرفی شدند اما نتایج این آزمون‌ها در شرایط وجود وابستگی مقطعی از اعتبار کمتری برخوردار هستند. از همین رو، (Westerlund (2007 یک "آزمون هم‌انباشتگی بر مبنای تصحیح خطا" ارائه کرد که در شرایط وجود همبستگی میان واحدهای مقطعی از اعتبار بیشتری برخوردار است. فرآیند خلق داده‌ها در این آزمون به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود.

$$\Delta Y_{it} = \delta'_t d_t + \alpha_i (Y_{i,t-1} - \beta'_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{pt} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=-qt}^{pt} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + e_{it} \quad (11)$$

که در آن، α ، β ، γ ، δ ضرایب‌های برآوردی، e جز اخلاص، t زمان، i مقطع، j وقفه و qt پیشینه lead است. همچنین، d به متغیرهای برون‌زا و x و y به متغیرهای مورد بررسی اشاره می‌کنند. در رگرسیون بالا، بسته به اینکه d_t یکی از مقادیر صفر، یک یا یک و t بگیرد، به ترتیب بدون عرض از مبدأ، با عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ و روند خواهد بود. به منظور ساده‌سازی، بردار k بعد $x_{i,t}$ به صورت گام تصادفی^۲ الگوسازی می‌شود. افزون بر این، فرض می‌شود که Δx_{it} با e_{it} همبستگی ندارد و همچنین اجزای خطا در طول i و t از یکدیگر مستقل هستند. همچنین، α_i نشانگر ضریب تصحیح خطا است؛ بنابراین فرضیه $H_0: \alpha_i = 0$ نشان دهنده نبود هم‌انباشتگی است. فرضیه مقابل بسته به فرضی که در مورد همگنی α_i در نظر گرفته شود، تعریف می‌شود.

1- Error corection based cointegration test

2- Pure Random Walk

اگر α_i در میان مقاطع غیر یکسان فرض شود، فرضیه مقابل به صورت $H_0: \alpha_i < 0$ تعریف می‌شود. در غیر این صورت، فرضیه مقابل به صورت $H_0: \alpha < 0$ است.

هدف آزمون‌های هم‌جمعی پنل در حقیقت پاسخ به این پرسش است که آیا رابطه‌ی بلندمدتی بین متغیرها وجود دارد یا خیر؟ در این تحقیق، به منظور آزمون رابطه‌ی هم‌جمعی از هر سه روش Pedroni، Kao و Westerlund استفاده شده است. چنانچه نتایج هر دو آزمون وجود رابطه بلندمدت را تأیید نماید، گام بعدی تخمین بردار هم‌جمعی است. در سالیان اخیر رویکردهای محدودی برای تخمین بردار هم‌جمعی پنل مورد استفاده قرار گرفته است (Alavirad & Kanvar, 2014). رویکرد اول، استفاده از روش حداقل مربعات معمولی اصلاح شده (FMOLS) است که توسط پدرونی (Pedroni, 2000) برای تخمین روابط بلندمدت هم‌جمعی معرفی شده است. یک روش ناپارامتریک است که همبستگی احتمالی بین اجزای خطای مدل و تفاضل مرتبه اول متغیرهای توضیحی با وجود ضریب ثابت، به منظور تصحیح خودهمبستگی سریالی را مورد محاسبه قرار می‌دهد و تخمین زن OLS را به صورت ناپارامتریکی تصحیح می‌کند. رویکرد دوم، استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) است که توسط Stock & Watson (1993) مطرح شده است که با اعمال تعدیلاتی در روش حداقل مربعات معمولی، واکنش یک متغیر وابسته نسبت به تغییرات متغیرهای مستقل را مورد بررسی قرار می‌دهد. در این روش از تعدیل‌های پارامتریک برای اجزای خطاها، با استفاده از تجمیع یک رگرسیون ایستا با وقفه‌ها و مقادیر جاری رگرورها با یک تفاضل استفاده می‌کند و مقدار گذشته و آینده متغیرهای توضیحی تفاضلی را به عنوان متغیرهای اضافی در تخمین در نظر می‌گیرد. از مهم‌ترین مزیت‌های این دو روش در مقایسه با دیگر تخمین‌زنده‌های بردار هم‌جمعی این است که در نمونه‌های کوچک کاربرد داشته، از ایجاد تورش همزمان جلوگیری می‌کند و از توزیع مجانبی نرمال برخوردار است.

(Kao & Chiang (2000) نیز نشان دادند که تخمین‌زن‌های FMOLS و DOLS از تورش نمونه‌ای کمی برخوردار هستند و هر دو تخمین زن نتایج تقریباً یکسانی ارائه می‌کنند که جهت تجزیه و تحلیل مناسب می‌باشند. در این مقاله از هر دو رویکرد برای تخمین بردار هم‌جمعی استفاده و نتایج با یکدیگر مقایسه می‌گردند.

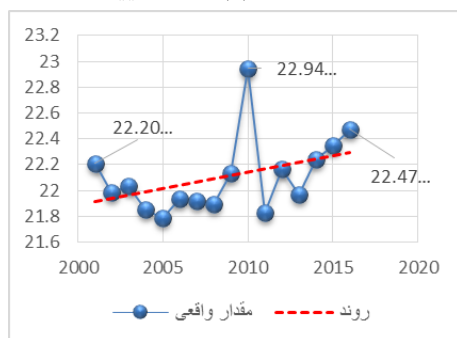
۴- نتایج و بحث

۱-۴ نمودار متغیرهای مورد مطالعه

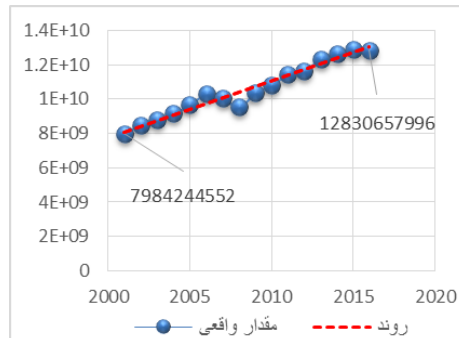
نمودارهای زیر روند تغییرات متوسط متغیرهای مورد بررسی ۱۱ کشور منتخب عضو منطقه منا را در بازه زمانی ۲۰۰۱-۲۰۱۶ نشان می‌دهد. همان گونه که ملاحظه می‌شود مطابق نمودار (۲) متوسط ارزش افزوده بخش کشاورزی در طی دوره مورد مطالعه دارای روند صعودی است و از حدود ۷ میلیارد دلار در سال ۲۰۰۱ به ۱۲ میلیارد دلار در سال ۲۰۱۶ افزایش یافته است. نمودار (۳) یک روند افزایشی در متوسط دما را نشان می‌دهد که از حدود ۲۲.۲۰ درجه سانتی‌گراد در سال ۲۰۰۱ به ۲۲.۴ درجه سانتی‌گراد در سال ۲۰۱۶ افزایش یافته است.

نمودار ۲- روند تغییرات متوسط ارزش افزوده بخش کشاورزی

نمودار (۳): روند تغییرات متوسط دما



منبع: یافته‌های تحقیق.

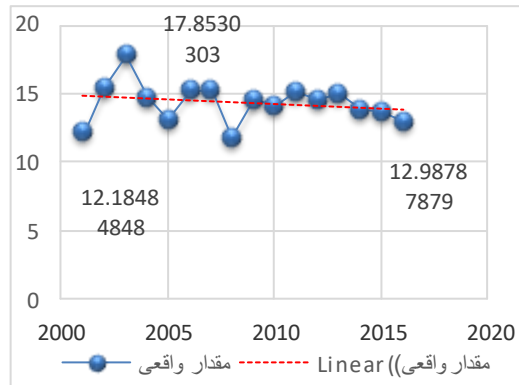


منبع: یافته‌های تحقیق.

در نمودار (۴) متوسط بارش از یک روند افزایشی برخوردار است و از حدود ۱۲.۱۸ میلی‌متر به ۱۲.۹۸ میلی‌متر در سال ۲۰۱۶ افزایش یافته است. بیشترین میزان بارندگی ۱۷.۸۵ میلی‌متر و مربوط به سال ۲۰۰۳ است. نمودار (۵) یک روند افزایشی در متوسط تشکیل سرمایه ثابت را از حدود ۴۷۴.۸۲۱ میلیارد دلار به ۱۰۳۹.۲۱۲ میلیارد دلار در سال ۲۰۱۶ را نشان می‌دهد.

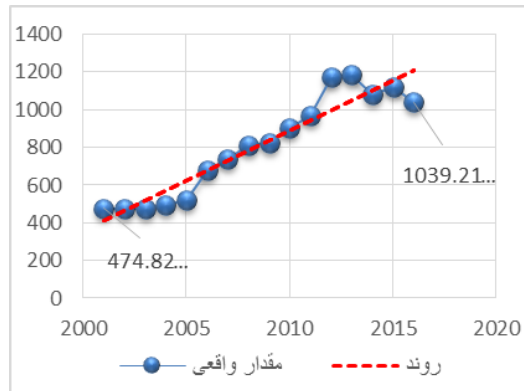
نمودار (۶) یک روند کاهشی در متوسط سطح اشتغال را نشان می‌دهد که از حدود ۲۰.۴۶ درصد به ۱۵.۱۶ درصد کاهش یافته است. در نهایت متوسط شدت انتشار دی‌اکسید کربن در نمودار (۷) از یک روند افزایشی برخوردار است و از حدود ۶۰.۳۲ کیلوگرم در سال ۲۰۰۱ به ۱۳۷.۷۸ کیلوگرم در سال ۲۰۱۶ افزایش یافته است.

نمودار ۴- روند تغییرات متوسط بارش



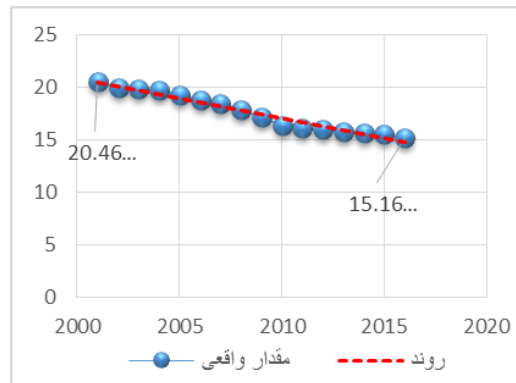
منبع: یافته‌های تحقیق.

نمودار (۵): روند متوسط شدت انتشار دی‌اکسید کربن



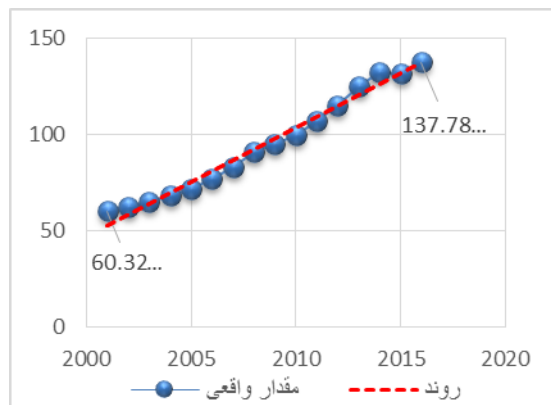
منبع: یافته‌های تحقیق.

نمودار ۶- روند تغییرات متوسط اشتغال



منبع: یافته‌های تحقیق.

نمودار ۷- روند تغییرات متوسط شدت انتشار دی‌اکسید کربن



منبع: یافته‌های تحقیق.

۲-۴ آزمون وابستگی مقطعی

نتایج آزمون وابستگی مقطعی (Pesaran (2004) برای داده‌های مورد مطالعه در جدول (۲) آورده شده است، فرضیه صفر در این آزمون نبود وابستگی مقطعی در متغیرهای مورد آزمون است که بر اساس نتایج این جدول فرضیه صفر رد می‌شود و وابستگی مقطعی بین متغیرهای مورد بررسی وجود دارد.

جدول ۲- نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران

متغیر	CD-test	Prob
LAGR	۱۶/۵۴	(۰/۰۰۰)
LTMP	۱۹/۲۲	(۰/۰۰۰)
LPRE	۵/۲۳	(۰/۰۰۰)
LGCF	۱۱/۱۱	(۰/۰۰۰)
LEMP	۱۷/۷۹	(۰/۰۰۰)
LCO2	۲۷/۸۶	(۰/۰۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق.

۳-۴ آزمون ریشه واحد پانل

نتایج آزمون‌های ریشه واحد پسران (CADF) در جدول (۳) ارائه شده است. این آزمون طوری طراحی شده است که اثرات وابستگی مقطعی در متغیرها را از بین برده و در نتیجه نتایج

درستی از آزمون ریشه واحد به دست می‌دهد. فرضیه‌ی صفر در این آزمون وجود ریشه‌ی واحد است. بر اساس نتایج این جدول، چنانچه مقدار احتمال (مقادیر داخل پرانتز) کمتر از ۰/۰۵ باشد به این معناست که فرضیه‌ی صفر آزمون پسران که وجود ریشه‌ی واحد است رد می‌شود و متغیرهای موردنظر ایستا هستند. متغیرهای دما و بارش در سطح ایستا هستند و بقیه متغیرها با یک‌بار تفاضل-گیری ایستا می‌شوند.

جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد پسران

متغیر	$Z[t\text{-bar}]$	$p\text{-value}$	نتایج
<i>LAGR</i>	-۰/۱۲۹	(۰/۴۴۹)	I(1)
<i>D.LAGR</i>	-۷/۰۰۵	(۰/۰۰۰)	I(0)
<i>LTMP</i>	-۷/۹۷۷	(۰/۰۰۰)	I(0)
<i>LPRE</i>	-۴/۱۱۸	(۰/۰۰۰)	I(0)
<i>LGCF</i>	۱/۷۸۴	(۰/۹۶۳)	I(1)
<i>D.LGCF</i>	-۳/۶۳۱	(۰/۰۰۰)	I(0)
<i>LEMP</i>	۰/۲۱۴	(۰/۵۸۵)	I(1)
<i>D.EMP</i>	-۳/۹۸۳	(۰/۰۰۰)	I(0)
<i>LCO2</i>	۱/۱۰۲	(۰/۸۶۵)	I(1)
<i>D.LCO2</i>	-۲/۴۲۸	(۰/۰۰۸)	I(0)

منبع: یافته‌های تحقیق.

۳-۴ آزمون هم‌جمعی پنل

با توجه به نتایج مرحله قبل، در گام بعدی می‌توان به آزمون وجود روابط بلندمدت تعادلی در بین متغیرها پرداخت. نتایج آزمون هم‌جمعی پنل بر اساس آماره‌های هفت‌گانه پدرونی در جدول (۴) ارائه شده است. با توجه به نتایج آزمون‌ها، اکثر آماره‌های آزمون (در هر آزمون حداقل چهار آماره) فرض صفر مبتنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی را با قدرت رد می‌کند؛ بنابراین می‌توان گفت که رابطه‌ی بلندمدت میان عوامل اقلیمی دما و بارش و ارزش افزوده بخش کشاورزی وجود دارد و لذا می‌توان مدل (۱) را تخمین زد. نتایج آزمون هم‌جمعی کائو نیز در جدول (۵) و آزمون وسترنلند در جدول (۶) ارائه شده است. نتایج این دو آزمون نیز فرض صفر مبتنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی را با قدرت رد می‌کنند؛ بنابراین در اینجا نیز می‌توان گفت یک رابطه بلندمدت میان تغییر اقلیم و ارزش افزوده بخش کشاورزی وجود دارد.

جدول ۴- نتایج آزمون هم‌جمعی پانل پدرونی

فرضیه صفر: عدم وجود هم‌جمعی پانل				
آزمون پدرونی با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند زمانی				
آماره‌های آزمون درون گروهی				
نوع آزمون	آماره	Prob	آماره وزنی	Prob
<i>Panel v – Statistic</i>	-۲/۰۳۱۹	۰/۹۷۸۹	-۳/۶۱۴۸	۰/۹۹۹۸
<i>Panel rho – Statistic</i>	۱/۳۶۹۴	۰/۹۱۴۶	۰/۶۸۳۳	۰/۷۵۲۸
<i>Panel PP – Statistic</i>	-۲/۰۱۰۲	۰/۰۲۲۲	-۴/۱۸۵۶	۰/۰۰۰۰
<i>Panel ADF – Statistic</i>	-۱/۶۹۹۷	۰/۰۴۴۶	-۳/۶۸۱۹	۰/۰۰۰۱
آماره‌های آزمون بین گروهی				
نوع آزمون	آماره	Prob		
<i>Group rho – Statistic</i>	۳/۰۴۲۱			۰/۹۹۸۸
<i>Group PP – Statistic</i>	-۴/۴۸۶۵			۰/۰۰۰۰
<i>Group ADF – Statistic</i>	-۱/۸۰۶۰			۰/۰۳۵۵

منبع: یافته‌های تحقیق.

جدول ۵- نتایج آزمون هم‌جمعی کائو

نوع آزمون	آماره t	Prob
<i>ADF</i>	۱/۷۶۱۹	۰/۰۳۵۵

منبع: یافته‌های تحقیق.

جدول ۶- نتایج آزمون هم‌جمعی وسترلند

نوع آزمون	آماره	Prob
<i>Variance ratio</i>	۲/۰۷۸۶	۰/۰۱۸۸

منبع: یافته‌های تحقیق.

۴-۴ آزمون هم‌خطی

هم خطی وضعیتی است که نشان می‌دهد یک متغیر مستقل تابعی خطی از سایر متغیرهای مستقل است. اگر هم خطی در یک معادله رگرسیون بالا باشد بدین معنی است که بین متغیرهای مستقل همبستگی بالایی وجود دارد و ممکن است با وجود بالا بودن R^2 ، مدل از اعتبار بالایی جهت تخمین پارامترها برخوردار نباشد. برای بررسی هم خطی بین متغیرهای مستقل می‌توان از

آزمون تورم واریانس^۱ (VIF) استفاده کرد. در صورتی که مقادیر (VIF) کمتر از ۵ باشد بین متغیرهای مستقل هم خطی شدید وجود ندارد. نتایج این آزمون در جدول (۷) ارائه شده است. با توجه به اینکه مقادیر (VIF) کمتر از ۵ است بنابراین، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که بین متغیرهای مستقل این پژوهش، هم خطی وجود نداشته و نتایج حاصل از مدل رگرسیون قابل اتکا است.

جدول ۶- نتایج آزمون همخطی (VIF)

متغیر	VIF	$1/VIF$	نتیجه
LTMP	۱/۱۶۵۹۸۸	۰/۸۵۷	عدم وجود مشکل همخطی
LPRE	۱/۰۴۰۷۲۷	۰/۹۶۰	عدم وجود مشکل همخطی
LGCF	۱/۳۶۰۰۰۲	۰/۷۳۵	عدم وجود مشکل همخطی
LEMP	۱/۴۹۴۲۵۲	۰/۶۶۹	عدم وجود مشکل همخطی
LCO2	۱/۶۷۸۰۴۳	۰/۵۹۵	عدم وجود مشکل همخطی

منبع: یافته‌های تحقیق.

۴-۵ تخمین بردار هم‌جمعی پنل

پس از آزمون ریشه واحد پنل، تأیید هم‌جمعی از درجه‌ی یک، و تأیید وجود یک رابطه‌ی بلندمدت هم‌جمعی میان متغیرهای مدل، اکنون می‌توان به تخمین ضرایب بلندمدت پرداخت. در اینجا برای برآورد مدل از دو روش رایج در حوزه پنل هم‌جمعی یعنی روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) و روش حداقل مربعات پویا (DOLS) استفاده می‌گردد. با توجه به اینکه مدل به صورت لگاریتمی برآورد شده است ضرایب به دست آمده نشان‌دهنده کشش ارزش افزوده بخش کشاورزی نسبت به هر یک از متغیرهای توضیحی است.

۴-۵-۱ روش حداقل مربعات اصلاح شده (FMOLS)

در این قسمت، رابطه‌ی بلندمدت هم‌جمعی میان متغیرها با در نظر گرفتن ارزش افزوده بخش کشاورزی به‌عنوان متغیر وابسته، و دما، بارش، تشکیل سرمایه ثابت، اشتغال و شدت انتشار

دی اکسید کربن به عنوان متغیرهای مستقل با کمک روش (FMOLS) تخمین زده شده است. نتایج در جدول (۷) ارائه گردیده است. نتایج این جدول کشش ارزش افزوده بخش کشاورزی نسبت به هر متغیر را نشان داده و بیانگر این موضوع است که یک درصد افزایش در میانگین دما و شدت انتشار دی اکسید کربن به ترتیب به میزان ۰/۲۸ و ۰/۰۳ درصد ارزش افزوده بخش کشاورزی را کاهش می دهد. همچنین یک درصد افزایش در میانگین بارش، تشکیل سرمایه ثابت و اشتغال به ترتیب منجر به افزایش ۰/۰۳، ۰/۰۹، ۰/۰۴ درصد ارزش افزوده بخش کشاورزی می گردد. ضمن اینکه تمامی کشش های برآوردی از نظر آماری معنادار هستند.

جدول ۷- تخمین رابطه بلندمدت پانل همجمعی به روش FMOLS

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	Prob
<i>LTMP</i>	-۰/۲۸۴۵	۰/۰۶۶۲	-۴/۳۹۶۲	۰/۰۰۰۰
<i>LPRE</i>	۰/۰۳۵۸	۰/۰۰۴۱	۸/۶۹۹۱	۰/۰۰۰۰
<i>LGCF</i>	۰/۰۹۶۴	۰/۰۰۳۵	۲۷/۰۲۱۴	۰/۰۰۰۰
<i>LEMP</i>	۰/۰۴۷۳	۰/۰۱۳۰	۳/۶۴۱۸	۰/۰۰۰۰
<i>LCO2</i>	-۰/۰۳۰۳	۰/۰۱۳۷	-۲/۲۰۴۳	۰/۰۲۹۳
<i>R – squared</i>	۰/۹۹۶۷			
<i>Adjusted R – squared</i>	۰/۹۹۵۸			

منبع: یافته های تحقیق

۴-۵-۲ روش حداقل مربعات پویا (DOLS)

در ارتباط با تخمین رابطه همجمعی بلندمدت بردار ضرایب (Kao & Chiang (2000) نشان دادند که برآورد داده های ترکیبی بر اساس تخمین کل ضرایب و به وسیله روش OLS دارای تورش است. به همین دلیل آن ها پیشنهاد کردند که از روش تخمین حداقل مربعات پویا (DOLS) استفاده شود. در اینجا رابطه بلندمدت متغیرها با در نظر گرفتن ارزش افزوده بخش کشاورزی به عنوان متغیر وابسته و دما، بارش، تشکیل سرمایه ثابت، اشتغال و شدت انتشار دی اکسید کربن به عنوان متغیرهای مستقل با کمک روش (DOLS) تخمین زده شده است. نتایج در جدول (۸) ارائه شده است.

نتایج این جدول کشش های ارزش افزوده بخش کشاورزی را نسبت به دما، بارش، تشکیل

سرمایه ثابت، اشتغال و شدت انتشار دی‌اکسید کربن را نشان می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که یک درصد افزایش در میانگین دما به میزان ۰/۰۹ درصد ارزش افزوده بخش کشاورزی را کاهش می‌دهد. همچنین یک درصد افزایش در بارش، تشکیل سرمایه ثابت، اشتغال و شدت انتشار دی‌اکسید کربن به ترتیب منجر به افزایش ۰/۰۲، ۰/۰۳، ۰/۰۳ و ۰/۱۴ درصد ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌گردد. ضمن اینکه تمامی کشش‌های برآوردی از نظر آماری معنادار هستند.

جدول ۸- تخمین رابطه بلندمدت پانل هم‌جمعی به روش DOLS

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره <i>t</i>	<i>Prob</i>
<i>LTMP</i>	-۰/۰۹۸۲	۰/۰۵۱۴	-۱/۹۱۱۲	۰/۰۵۸۰
<i>LPRE</i>	۰/۰۲۶۶	۰/۰۰۴۱	۶/۴۵۶۷	۰/۰۰۰۰
<i>LGCF</i>	۰/۰۳۶۸	۰/۰۰۳۸	۹/۶۲۱۳	۰/۰۰۰۰
<i>LEMP</i>	۰/۰۳۸۹	۰/۰۱۵۰	۲/۵۸۹۲	۰/۰۱۰۶
<i>LCO2</i>	۰/۱۴۷۶	۰/۰۱۴۷	۱۰/۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰
<i>R – squared</i>	۰/۹۹۶۴			
<i>Adjusted R – squared</i>	۰/۹۹۵۴			

منبع: یافته‌های تحقیق

۵- نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر بر آن بود تا تأثیر متغیرهای اقلیمی دما و بارش را بر ارزش افزوده بخش کشاورزی کشورهای منطقه منا را مورد آزمون قرار دهد. هدف این مقاله، آزمون رابطه‌ی پنل هم-جمعی میان تغییر اقلیم و سایر عوامل مؤثر بر ارزش افزوده بخش کشاورزی از جمله تشکیل سرمایه ثابت، اشتغال و شدت انتشار دی‌اکسید کربن و سپس اندازه‌گیری کشش ارزش افزوده بخش کشاورزی نسبت به تغییر اقلیم بوده است. بدین منظور می‌توان با استناد به مبانی نظری الگوها و نظریات مربوط به رشد اقتصادی و به پیروی از جدیدترین مطالعات تجربی انجام شده در این زمینه به تخمین مدل پرداخت. به‌طور کلی تحلیل‌های تجربی این مطالعه منتهی به نتایج زیر گردید:

آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های پنل و همچنین پنل هم‌جمعی نشان داد که یک رابطه‌ی بلندمدت میان ارزش افزوده بخش کشاورزی و تغییر اقلیم وجود دارد. تخمین بردار پنل هم‌جمعی

با استفاده از دو تخمین زننده شناخته شده، یعنی روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) و روش حداقل مربعات پویا (DOLS) نشان داد که در طول دوره مورد بررسی متغیر دما اثر منفی و معنادار و متغیر بارش اثر مثبت و معنادار داشته است، به نحوی که با هر یک درصد افزایش دما و بارش در بلندمدت ارزش افزوده بخش کشاورزی در مدل (FMOLS) به ترتیب به میزان $0/28-$ ، $0/03$ درصد و در مدل (DOLS) به میزان $0/09-$ ، $0/02$ درصد تغییر می‌یابد. این نتایج از یافته‌های Ayinde et al. (2011) و در داخل ایران از نتایج Soleimaninejad et al. (2016) که تأثیر تغییرات دما بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی منفی و تأثیر بارش مثبت است و بیشتر مطالعات تجربی که افزایش دما بر رشد اقتصادی تأثیر منفی خواهد گذاشت، حمایت می‌کند. همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در صورت عدم وجود اقدامات تطبیقی مناسب در مقابل تغییرات اقلیمی، رشد اقتصادی بخش کشاورزی این کشورها به میزان قابل توجهی کاهش می‌یابد. بر اساس شاخص عملکردی تغییر اقلیم^۱ (CCPI) که تلاش‌های کشورهای مختلف را در راستای مقابله با تغییر اقلیم بررسی می‌نماید، از آنجایی که سهم کشورهای منطقه منا در انتشار گازهای گلخانه‌ای و به دنبال آن تغییرات آب‌وهوایی نسبت به کشورهای توسعه یافته کمتر است از این رو توجه بسیار کمی به کنترل تغییرات آب‌وهوایی دارند. از سوی دیگر همان‌طور که قبلاً عنوان شد یکی از تبعات مهم و آشکار پدیده تغییر اقلیم در بخش کشاورزی، اثرگذاری آن بر امنیت غذایی و گسترش فقر است و با توجه به نقش حیاتی کشاورزی در رشد و توسعه اقتصادی و از آنجایی که در مجموع تغییر اقلیم و گرم شدن هوا در آینده می‌تواند خطرات جدی برای کاهش ارزش افزوده بخش کشاورزی در پی داشته باشد؛ بنابراین، نیاز به یک سیاست بین‌المللی در مورد تصویب استراتژی‌ها یا راهبردهای تطبیقی کاهش برای کنترل و سازگاری با تغییرات آب‌وهوایی نه تنها برای رشد اقتصادی کشورهای منطقه منا، بلکه برای کاهش فقر نیز وجود دارد. لذا ترویج یک اقتصاد سبز شامل سرمایه‌گذاری در بخش‌هایی از جمله فن‌آوری‌های کارآمد انرژی، انرژی‌های تجدید پذیر، حمل‌ونقل عمومی، کشاورزی پایدار و مدیریت پایدار منابع طبیعی و ترویج مدیریت زیرساخت‌های منابع آب، اجرای الگوی کشت مناسب و توسعه محصولات مقاوم

1- www.climate-change-performance-index.org

در برابر خشکسالی درحالی که امکان کاهش تغییرات اقلیمی را فراهم می‌آورد به دنبال آن می‌تواند فشارهای تغییرات اقلیمی را به فرصتی جهت کشاورزی پایدار و در نتیجه ایجاد حداکثر تولید و مقادیر ارزش افزوده در بخش کشاورزی تبدیل نماید. در این راستا، در آینده، این مطالعه به منظور بررسی تأثیر تغییرات اقلیمی بر بخش‌های مختلف اقتصادی کشورهای منطقه منا در مقایسه با کشورهای توسعه یافته گسترش خواهد یافت.

References

- [1] Abidoye, B. O., & Odusola, A. F. (2015). Climate Change and Economic Growth in Africa: An Econometric Analysis. *Journal of African Economies*, 24 (2), 277-301. <https://doi.org/10.1093/jae/eju033>
- [2] Ahsan, S., Ali, M. R., Osman, M. S., Rahman, M., Babar, M. J., Begum, S. A., Rahman, D. M., & Islam, K. R. (2011). Agricultural and environmental changes in Bangladesh in response to global warming. In: Lal R, Sivakumar MVK, Faiz SMA, Rahman AHMM, Islam KR (Eds.), *Climate Change and Food Security in South Asia* (pp: 119-134). Netherlands: Springer. DOI: 10.1007/978-90-481-9516-9_9
- [3] Akram, N. (2013). Is climate change hindering the economic growth of Asian economies?. *Asia-Pacific Development Journal*, 19 (2), 1-18. <https://doi.org/10.18356/cb961558-en>
- [4] Alavirad, A., & Kanvar, R. (2014). The impact of energy consumption on the value added of sectors economic, agriculture, industry and services in Iran: analysis based on the panel co-integration approach. *Journal of Agricultural Economics*, 6 (3), 1-19. <http://noo.rs/dK0cu>. (In Persian)
- [5] Ali, S. N. (2012). Climate Change and Economic Growth in a Rain-Fed Economy: How Much Does Rainfall Variability Cost Ethiopia?. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2018233>
- [6] Angel, J. (2008). Potential impacts of climate change on water availability. Illinois State Water Survey, *Institute of Natural Resource Sustainability*, 12 (1), 397-409. <http://www.sws.uiuc.edu/wsp/climate/ClimateFactors.asp>
- [7] Ayinde, O. E., Muchie, M., & Olatunji, G. B. (2011). Effect of Climate Change on Agricultural Productivity in Nigeria: A Co-integration Model Approach. *Journal of Human Ecology*, 35 (3), 189-94. DOI: 10.1080/09709274.2011.11906406
- [8] Babatunde, M. A., & Adefabi, R. A. (2005). Long run relationship between education and economic growth in Nigeria: Evidence from the Johansen's cointegration approach. *In regional conference on education in West Africa*.
- [9] Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data* (Vol. 1). John Wiley & Sons. 366 pages.
- [10] Barrios, S., Ouattara, O., & Strobl, E. (2008). Impact of Climatic Change on Agricultural Production: Is It different for Africa?. *Food Policy*, 33 (4), 287-

298. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2008.01.003>
- [11] Breusch, T. S., & Pagan, A. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *Review of Economic Studies*, 47 (1), 239-253.
- [12] Cline, W. R. (1994). *The costs and benefits of greenhouse abatement*. A guide to policy analysis, paper presented to IEA/OECD Conference on The Economics of Climate Change, Organisation for Economic Cooperation and Development, Paris.
- [13] Dell, M., Jones, B. F., & Olken, B. A. (2012). Temperature Shocks and Economic Growth: Evidence from the Last Half Century. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4 (3), 66–95. DOI: 10.3386/w14132
- [14] Dell, M., Jones, B. F., & Olken, B. A. (2008). Climate change and economic growth: evidence from the last half century. Working Paper, No. 14132. Cambridge, MA: *National Bureau of Economic Research*. DOI: 10.3386/w14132
- [15] Bani-Domi. M. (2006). Trend Analysis of Temperatures and Precipitation in Jordan. *Umm Al-Qura University Journal of Educational, Social Sciences & Humanities*, 17 (1), 15-36.
- [16] Eboli, F., Parrado, R., & Roson, R. (2010). Climate change feedback on economic growth: explorations with a dynamic general equilibrium model. *Environment and Development Economics*, 15 (5), 515-533.
- [17] Elshennawy, A., Robinson, S., & Willenbockel, D. (2016). Climate change and economic growth: An intertemporal general equilibrium analysis for Egypt. *Economic Modelling*, 52, 681-689. DOI: 10.1016/j.econmod.2015.10.008
- [18] Fankhauser, S., and Tol, R. S. J. (2005). On Climate Change and Economic Growth. *Resource and Energy Economics*, 27 (1), 1–17. <https://doi.org/10.1016/j.reseneeco.2004.03.003>
- [19] Ghaffari Esmaeili, M., Akbari, A., & Kashiri Kolaei, f. (2019). The impact of climate change on economic growth of agricultural sector in Iran (dynamic computable general equilibrium model approach). *Journal of Economics and Agriculture Development*, 32 (4), 333-342. (In Persian)
- [20] Godfray, H. C., Beddington, J. R., Crute, I. R., Haddad, L., Lawernce, D., Muor, J. F., Pretty, J., Robinson, S., Thomas, S. M., & Toulmin, C. (2010). Food Security: The Challenge of Feeding 9 Billion People. *Science*, 327 (5967), 812-818. DOI: 10.1126/science.1185383
- [21] Gojarati, D. (2004). *Basics of econometrics*. Translation Dr. Hamid Abrishami. Vol (2). Tehran: Tehran University. (In Persian)
- [22] Gornall, J., Betts, R., Burke, E., Clark, R., Camp, J., Willett, K., & Wiltshire, A. (2010). Implications of Climate Change for Agricultural Productivity in the Early Twenty-First Century. *Philosophical Transactions of the Royal Society of Biological Sciences*, 365 (1554), 2973–89. <https://doi.org/10.1098/rstb.2010.0158>

- [23] Hadero, T. (2014). *The impact of climate change on economic growth: time series evidence from Ethiopia*. Doctoral dissertation, Jimma University.
- [24] Huntington, E. (1915). *Civilization and Climate*. New Haven, CT: Yale University Press,
- [25] Im, K. S. Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115 (1), 53-74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- [26] IPCC. (2007). *Climate Change 2007: The Physical Science Basis*. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Solomon, S., Qin, D., Manning, M., Chen, Z., Marquis, M., Averyt, K. B., Tignor, M., & Miller, H.L. (eds.)], Vol (1). Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA.
- [27] Levin, A., Lin, C.F., & Chu, C.S. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample Operues. *Journal of econometrics*. 108 (1), 1-24. [http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304-4076\(01\)00098-7](http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304-4076(01)00098-7)
- [28] Janjua, P.Z., Samad, G. & Khan, N. (2014). Climate Change and Wheat Production in Pakistan: autoregressive distributed lag approach. *NJAS – Wageningen Journal of Life Sciences*, 63, 13-19. <https://doi.org/10.1016/j.njas.2013.11.002>
- [29] Jayatilleke, S. B., & Yiyong, C. (2014). The impact of climate on food crop productivity, food prices and food security in South Asia. *Economic Analysis and Policy*, 44 (4), 451-465. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2014.09.005>
- [30] Kao, C. (1999). Spurious regression and residual- based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90 (1), 1-44. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2)
- [31] Kao, C. & Chiang, M.H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. Baltagi, B.H., Fomby, T.B. and Carter Hill, R. (Ed.) *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels (Advances in Econometrics, Vol. 15)*, Emerald Group Publishing Limited, Bingley, 15, 179-222. [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15007-8](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15007-8)
- [32] Khaleghi, S., Bazazan, F., & Madani, S. (2015). The effects of climate change on agricultural production and Iranian economy. *Journal of Agricultural Economics Research*, 7 (25), 113-135. (In Persian)
- [33] Kharseh, M., Altorkkmany, L., Al-Khawaja, M. & Hassani, F. (2015). Analysis of the effect of global climate change on ground source heat pump systems in different climate categories. *Renewable Energy*, 78, 219-225. DOI: 10.1016/j.renene.2015.01.017
- [34] Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107 (2), 407-437. <https://www.jstor.org/stable/2118477>
- [35] Marshall, A. (1890). *Principles of Economics*. London: Macmillan and Co.
- [36] Nordhaus, W. D. (1991). To slow or not to slow: the economics of the greenhouse effect. *Economic Journal*, 101 (407), 920-937. DOI:

- 10.2307/2233864
- [37] Pearce, D.W., Cline, W.R., Achanta, A.N., Fankhauser, S., Pachauri, R.K., Tol, R.S.J. & Vellinga, P. (1996). *The Social Costs of Climate Change: Greenhouse Damage and the Benefits of Control*. Bruce, J.P., Lee, H. & Haites, E.F. (eds.) *Climate Change 1995: Economic and Social Dimensions - Contribution of Working Group III to the Second Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*, Cambridge University Press, Cambridge. pp: 27 - 448 pages.
- [38] Pedroni, P. (2000). Fully Modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*, Emerald Group Publishing Limited, 15, 93-130. <http://web.williams.edu/Economics/wp/pedroniaie>
- [39] Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric theory*, 20 (3), 597-625. <https://doi.org/10.1017/S0266466604203073>
- [40] Pesaran, M.H. (2004). *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*, IZA Discussion Paper No. 1240.
- [41] Pishbahar, E., Bagheri, P., & Nasir Shoeibi, S. (2016). The Impact of precipitation on production, export and import of the OF the main items of foreign trade of agricultural products in IRAN: using Monte - Carlo simulation approach. *Journal of Agricultural Economics*, 10 (2), 29-47. (In Persian)
- [42] Reilly, J. (1999). What does climate change mean for agriculture in developing countries? A comment on Mendelsohn and Dinar. *The World Bank Research Observer*, 14 (2), 295-305. <https://doi.org/10.1093/wbro/14.2.295>.
- [43] Romer, D. (2012). *Advanced macroeconomics*. Mcgraw-hill.
- [44] Rosegrant, M., Ewing, M. Yohe, G. Burton, I. Huq, S. & Valmonte-Santos, R. (2008). *Climate Change and Agriculture Threats and Opportunities*. Federal Ministry for Economic Cooperation and Development, pp: 1-36. https://www.preventionweb.net/files/11890_gtzclimatechangeagriculture1
- [45] Salmani, B., Panahi, H., & Jamshidi, A. (2014). The effect of shocks terrorism on attracting foreign direct investment in the MENA region. *Journal of economy and regional development (knowledge and development)*, 8 (21), 180-205. https://www.civ ilica.com/Paper-JR_ERD-JR_ERD-21-8_008. (In Persian)
- [46] Seo, S. N., & Mendelsohn, R. (2008). A Ricardian Analysis of the Impact of Climate Change on South American Farms. *Chilean Journal of Agricultural Research*, 68 (1), 69-79. <https://ssrn.com/abstract=1372151>
- [47] Soleimaninejad, S., Dourandish, A., & Nikoukar, A. (2016). Identification of economic and climatic factors affecting the agricultural sector in Iran. The

- 10th Biennial Conference of Iran's Agricultural Economics. (In Persian)
- [48] Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp: 783-820. <https://www.jstor.org/stable/2951763>
- [49] Tokunaga, S., Okiyama, M. & Ikegawa, M. (2015). Dynamic Panel Data Analysis of the Impacts of Climate Change on Agricultural Production in Japan. *Japan Agricultural Research Quarterly*, 49 (2), 149-157. DOI: 10.6090/jarq.49.149
- [50] Tol, R. S. J. (1995). The damage costs of climate change toward more comprehensive calculations. *Environmental and Resource Economics*, 5 (4), 353-374. <https://doi.org/10.1007/BF00691574>
- [51] Westerlund, J. (2007). Testing For Error Correction in Panel Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69 (6), 709-748. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477>
- [52] World Bank Group. (2014). Turn Down the Heat: Confronting the New Climate Normal. *Washington DC: World Bank*. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/20595>
- [53] Zaied, Y. B. (2013, December). Long Run Versus Short Run Analysis of Climate Change Impacts on Agriculture. In *Economic Research Forum Working Papers (No. 808)*.
- [54] Zhai, F., Lin, T., Byambadorj, E. (2009). A General Equilibrium Analysis of the Impact of Climate Change on Agriculture in the People's Republic of China. *Asian Development Bank brief*. <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/21127>
- [55] Zhai, F., & Zhuang, J. (2009). Agricultural Impact of Climate Change: A General Equilibrium Analysis with Special Reference to South East Asia. *Asian Development Bank (ADB) Working Paper Series No. 131*. Available: <http://www.adbi.org/workingpaper/2009/02/23/2887>
- [56] Yu, W.H., Alam, M., Hassan, A., Khan, A.S., Ruane, A.C., Rosenzweig, C., Major, D.C. & Thurlow, J. (2010). *Climate Change Risk and Food Security in Bangladesh Earth Scan*. London.