

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۹، شماره ۱۱۳، بهار ۱۴۰۰

DOI: 10.30490/AEAD.2021.343233.1239

مقاله پژوهشی

## بررسی و تحلیل اثرات تجارت بین‌الملل بر امنیت غذایی: مطالعه موردی گزیده‌ای از کشورهای با درآمد متوسط به بالا

فاطمه سخی<sup>۱</sup>، سیدصفا حسینی<sup>۲</sup>، احمد فتاحی اردکانی<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۳/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۷/۲

### چکیده

گرسنگی، ناامنی غذایی و فقر از مهم‌ترین مسائل بحرانی در برخی از کشورهاست. در میان تمامی حقوق افراد یک اجتماع در قالب نیازهای پایه‌ای خانوار، «امنیت غذایی» از مهم‌ترین نیازهای فردی است که مسئولیت تأمین آن به عهده دولت‌هاست. تجارت بین‌المللی

---

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، ایران. (fateme.sakhi@ut.ac.ir)

۲- استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، ایران. (sshoseini@ut.ac.ir)

۳- نویسنده مسئول و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه اردکان، یزد، ایران. (fatahi@ardakan.ac.ir)

می‌تواند ناامنی غذایی را در کشورها از طریق تسهیل دسترسی به بازارهای بزرگ‌تر کاهش دهد؛ و از این‌رو، می‌توان تجارت غذا را از راه‌حل‌های تأمین امنیت غذایی جهان و پدیده‌ای حیاتی برشمرد. بنابراین، هدف مطالعه حاضر بررسی و تحلیل رابطه بین تجارت بین‌الملل و امنیت غذایی در گروه کشورهای با درآمد متوسط به بالا از جمله ایران طی دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۶، با استفاده از روش اقتصادسنجی پانل با اثرات تصادفی بود. نتایج مطالعه نشان داد که رابطه U شکل بین دو متغیر امنیت غذایی و تجارت بین‌الملل وجود دارد، بیانگر آنکه در کشورهای منتخب، امنیت غذایی در مراحل اولیه توسعه تجاری کاهش می‌یابد و سپس، با فراتر رفتن آزادسازی تجارت از یک آستانه معین، افزایش خواهد یافت. بنابراین، بر اساس یافته‌های مطالعه و در راستای بهبود رابطه امنیت غذایی و تجارت بین‌الملل، پیشنهادهایی برای سیاست‌گذاران ذی‌ربط ارائه شده است.

**کلیدواژه‌ها:** امنیت غذایی، تجارت بین‌الملل، رگرسیون پانل.

طبقه‌بندی JEL: F13, Q18

## مقدمه

پیشرفت قابل توجه در مبارزه با گرسنگی در طول دهه گذشته را باید با توجه به زمینه‌های پرچالش فضای کنونی جهان، بی‌ثباتی قیمت کالاها، قیمت‌های بالای مواد غذایی و انرژی، افزایش نرخ بیکاری و اشتغال ناقص و بالاتر از همه، رکودهای اقتصادی اواخر دهه ۱۹۹۰ و نیز پس از سال ۲۰۰۸، دید که در نوع خود قابل تقدیر است. از طرف دیگر، رویدادهای جوی و بلایای طبیعی نیز تلفات سنگین انسانی و خسارات اقتصادی را به دنبال داشته و موجب جلوگیری از به‌ثمر رسیدن تلاش‌ها در راستای افزایش امنیت غذایی شده است. همچنین، بی‌ثباتی سیاسی و درگیری‌های داخلی بر وخامت این اوضاع افزوده و تعداد افراد آواره در جهان را به بالاترین رقم از زمان جنگ جهانی دوم رسانده است. بر پایه گزارش

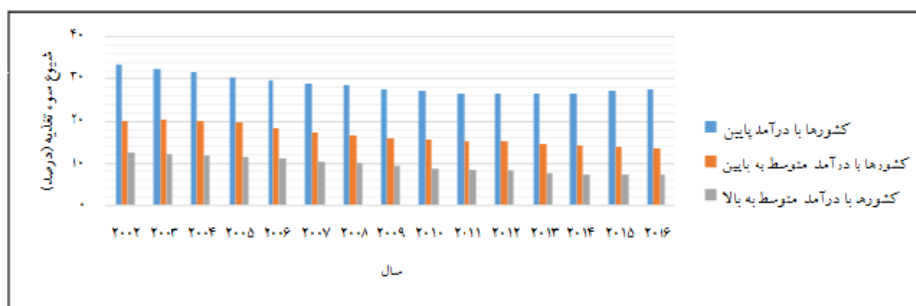
سازمان خواربار و کشاورزی (فائو)، برای تأمین غذای جمعیت ۸ میلیارد نفری جهان در سال ۲۰۵۰، باید دو برابر میزان کنونی تولید کرد و برای رسیدن بدین هدف، باید موانعی مانند رفع موانع تجاری، محدودیت زمین‌های کشاورزی، کمبود آب، قیمت بالای انرژی، افت سرمایه گذاری در زمینه تحقیقات کشاورزی و افزایش ضایعات غذایی را در نظر داشت. این سازمان، با توجه به چشم انداز امنیت غذایی قرن ۲۱ جهان مربوط به کمبود مواد غذایی، تولید مواد غذایی را در قرن حاضر با مشکلاتی پیش‌بینی کرده است. از این رو، رقابت بر سر زمین‌های کشاورزی و منابع آب، قیمت بالای انرژی و تغییرات آب‌وهوایی همگی نشان می‌دهد که باید با منابع کمتر، غذای بیشتری برای مردم سرتاسر جهان تولید شود (Fattahi Ardakani and Fazlollahi, 2015; Fattahi Ardakani, 2010).

دسترسی به مقدار کافی مواد غذایی و تغذیه‌ای از محورهای اساسی توسعه و زیربنای پرورش نسل‌های آتی در کشورهاست. طی تحقیقات گسترده در سطح جهانی به‌ویژه در طول دو دهه اخیر، نقش تغذیه در سلامت و افزایش کارایی و نیز ارتباط آن با توسعه اقتصادی از طریق مبانی علمی و شواهد تجربی تأیید شده است. امنیت غذایی مفهومی بسیار گسترده است و از رهگذر تعامل دامنه‌ای از عوامل زیست‌شناختی، اقتصادی، اجتماعی، کشاورزی و مادی تعیین می‌شود. امنیت غذایی هدفی است که در پس آن، اهداف مهم دیگر اقتصادی نهفته است. امنیت غذایی، به مفهوم علمی آن، روشی حساب‌شده برای رفع مشکلات غذا و تغذیه در یک چارچوب تعریف‌شده برای برنامه‌ریزی و مدیریت توسعه است (Li, 2009). تاریخچه بحث امنیت غذایی به بیش از پنجاه سال پیش و اعلامیه حقوق بشر در سال ۱۹۴۸ برمی‌گردد. در تعریفی پذیرفته‌شده، امنیت غذایی وضعیتی است که همه مردم در تمام ایام به غذای کافی، سالم و مغذی دسترسی مادی و اقتصادی داشته باشند و غذای در دسترس نیازهای رژیم تغذیه‌ای سازگار با ترجیحات آنها را برای زندگی فعال و سالم فراهم کند (FAO, 2012). از آنجا که در میان تمامی حقوقی که در قالب نیازهای پایه‌ای خانوار به افراد یک اجتماع داده می‌شود، «امنیت غذایی» از مهم‌ترین نیازهای فردی است که مسئولیت تأمین آن به عهده

دولت‌هاست، باید سیاست‌های لازم برای تأمین امنیت غذایی در سطح کشورها اتخاذ شود. در سال‌های اخیر، تبیین اثر تجارت بین‌الملل بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای در حال توسعه از مباحث اصلی اقتصاددانان توسعه بوده است. از این‌رو، می‌توان تجارت غذا را از راه‌حل‌های تأمین امنیت غذایی جهان برشمرد. در واقع، با آزادسازی تجاری در کشورهای دارای محدودیت تولید، تولید غذا از طریق مصرف آن به قیمت‌های رقابتی افزایش می‌یابد؛ و برای کشورهایی که به‌منظور تأمین امنیت غذایی، می‌توانند به تولید و عرضه محصولات غذایی با بهترین کارایی پردازند، انگیزه لازم فراهم می‌شود (Diaz-Bonilla and Ron, 2011). تجارت بین‌المللی می‌تواند نقش بسیار مهمی در کاهش ناامنی غذایی در کشورها با تسهیل دسترسی به بازارهای بزرگ‌تر و تخصص در تولید ایفا کند.

جانسون (Johnson, 1998)، در مطالعه‌ای، بدین نتیجه رسید که میان امنیت غذایی، تجارت بین‌المللی مواد غذایی و سیاست‌های داخلی یک رابطه مستقیم وجود دارد. با این حال، عوامل مختلف مؤثر بر تجارت بین‌المللی و امنیت غذایی تعیین جهت اثرگذاری تجارت بین‌المللی بر امنیت غذایی را دشوار می‌سازد (Fattahi Ardakani et al, 2016; Fattahi). (Ardakani, 2010). تجارت بین‌المللی به‌عنوان یک هدف سیاسی مهم و موتور رشد در کشورها در نظر گرفته شده است. علاوه بر این، آزادسازی تجارت بین‌المللی دسترسی به مواد غذایی را افزایش می‌دهد و به‌دلیل تأمین تقاضای مورد نیاز مواد غذایی، از میزان فقر در جهان می‌کاهد (Dorosh, 2001). در مقابل، محققان مخالف آزادسازی تجاری بر این باورند که آزادسازی تجارت، به‌علت کاهش دستمزد و قیمت بالاتر مواد غذایی، منجر به افزایش فقر و نابرابری می‌شود و در نتیجه، بر استقلال مواد غذایی در هر دو سطح محلی و ملی اثر منفی دارد (Kuznets, 1955).

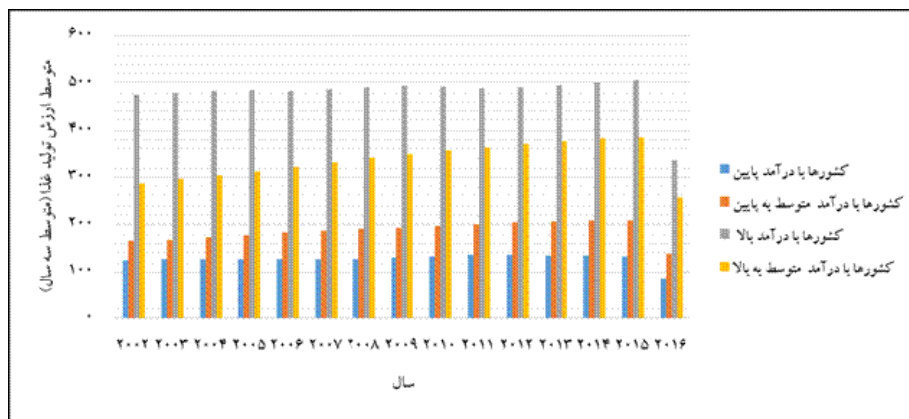
در ادامه، برای بررسی ارتباط امنیت غذایی و سطح درآمدی کشورها، نرخ سوء تغذیه و متوسط ارزش تولید غذا در نمودارهای ۱ و ۲ ارائه شده است. طبق نمودار ۱، نرخ سوء تغذیه<sup>۱</sup> به‌طور معکوس متناسب با سطوح درآمدی مختلف کشورهاست؛ به دیگر سخن، هرچه سطح درآمد بالاتر باشد، میزان سوء تغذیه پایین‌تر خواهد بود. نرخ سوء تغذیه در گروه کشورها با درآمد پایین بیش از سطوح درآمدی بالاتر است، که دلیل آن به تأثیرپذیری فناوری‌های تولیدی و یا قدرت خرید هر کشور از درآمد آن کشور برمی‌گردد، بدین معنی که سطح درآمد تعیین‌کننده توانایی کشورها در توزیع مواد غذایی با کیفیت و به‌مقدار کافی برای جمعیت است.



مأخذ: یافته‌های پژوهش، برگرفته از سازمان خواربار و کشاورزی (FAO, 2017)

نمودار ۱- درصد شیوع سوء تغذیه در کشورها با سطوح درآمدی مختلف طی سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۱۶

۱- بر اساس آمار فائو، در سطح درآمدی بالا، میزان سوء تغذیه در سال‌های مورد بررسی حداکثر ۲/۵ درصد است.



مأخذ: یافته‌های پژوهش، برگرفته از سازمان خواربار و کشاورزی (FAO, 2017)

#### نمودار ۲- متوسط ارزش تولید غذا در کشورها با سطوح درآمدی مختلف طی سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۱۶

در سازمان خواربار و کشاورزی (فائو)، متوسط ارزش تولید غذا یکی از معیارهای تعیین‌کننده امنیت غذایی در کشورهای جهان است. طبق نمودار ۲، متوسط ارزش تولید غذا در گروه کشورها با درآمد بالا دارای بیشترین مقدار و در گروه کشورها با درآمد پایین دارای کمترین مقدار است.

با توجه به اطلاعات ارائه‌شده در نمودارهای بالا و ارتباط معکوس نرخ سوءتغذیه و ارتباط مستقیم متوسط ارزش تولید غذا با سطوح درآمدی مختلف در کشورها، مطالعه حاضر به بررسی ارتباط امنیت غذایی و تجارت در گروه کشورها با درآمد متوسط به بالا و از آن جمله ایران می‌پردازد.

در زمینه موضوع مورد بررسی، مطالعات داخلی و خارجی مختلف انجام شده است که از آن میان، پاره‌ای از پژوهش‌ها در پی تشریح می‌شود.

مهرابی بشرآبادی و موسوی محمدی ( Mehrabi Boshrabadi and Mousavi, 2009)، با به کارگیری مدل تصحیح خطای برداری<sup>۱</sup>، به بررسی اثر آزادسازی

1. Vector Error Correction Model (VECM)

تجاری بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۶۲ پرداختند. در این مطالعه، از شاخص امنیت غذایی کلی خانوارهای کشور استفاده شده و برای محاسبه شاخص امنیت غذایی خانوارها، آمار مورد نیاز از مرکز آمار و اطلاعات بانک مرکزی به دست آمده است. پس از جمع‌آوری آمار هزینه خوراک خانوارهای روستایی در دهک‌های مختلف و تبدیل آن به انرژی، مقادیر به دست آمده با انرژی استاندارد دریافتی مقایسه شد و با توجه به بعد خانوار، محاسبه درصد افرادی که کمتر از استاندارد انرژی دریافت کرده بودند، میانگین انرژی دریافتی کمتر از استاندارد، و دیگر متغیرها صورت گرفت. نتایج مطالعه نشان داد که اثر آزادسازی تجاری بر امنیت غذایی اندک بوده، در کوتاه‌مدت، منفی و در بلندمدت، مثبت است.

مستأجران و همکاران (Mostajeran et al., 2018)، با به کارگیری مدل تعادل عمومی قابل محاسبه<sup>۱</sup> بر اساس داده‌های ماتریس حسابداری اجتماعی، به بررسی پیامدهای آزادسازی تجاری با تأکید بر امنیت غذایی در ایران پرداختند. در این مطالعه، از شاخص‌های تولید مواد غذایی<sup>۲</sup>، تراز تجاری غذا<sup>۳</sup> و تأمین مواد غذایی خانواده<sup>۴</sup> برای محاسبه شاخص امنیت غذایی استفاده شده است. نتایج مطالعه نشان داد که آزادسازی تجاری به کاهش سطح عمومی قیمت‌ها، افزایش تولید ناخالص داخلی و افزایش مصرف و رفاه خانوارها به‌ویژه خانوارهای دهک‌های درآمدی بالا می‌انجامد؛ همچنین، با کاهش موانع تجاری و افزایش واردات محصولات غذایی، شاخص‌های امنیت غذایی مبتنی بر تراز تجاری غذا (FTBI) و تولید مواد غذایی (FPI) کاهش می‌یابد، در حالی که شاخص تأمین مواد غذایی خانواده (HFCI) افزایش امنیت غذایی را نشان می‌دهد، بدین معنی که آزادسازی تجاری موجب افزایش دسترسی به غذا می‌شود؛ اما در عین حال، اتکا به تأمین از طریق واردات افزایش می‌یابد.

1. Computable General Equilibrium (CGE)
2. Food Production Index (FPI)
3. Food Trade Balance Index (FTBI)
4. Household Food Cover Index (HFCI)

بی‌نیاز و محمدی (Biniiaz and Mohammadi, 2018)، در چارچوب الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی<sup>۱</sup>، به بررسی تأثیر درجه باز بودن تجارت بخش کشاورزی بر امنیت غذایی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۸-۱۳۹۲ پرداختند. در این مطالعه، از شاخص جمعی امنیت غذایی خانوار<sup>۲</sup> برای محاسبه شاخص امنیت غذایی استفاده شده است. نتایج مطالعه حاکی از وجود اثر مثبت درجه باز بودن تجارت بخش کشاورزی بر شاخص امنیت غذایی کشور در دوره مورد بررسی است؛ بر این اساس، به ازای افزایش یک درصدی درجه باز بودن تجارت بخش کشاورزی، مقدار شاخص امنیت غذایی ۰/۲۱ درصد در بلندمدت افزایش خواهد داشت. داروش (Dorosh, 2001)، با استفاده از شاخص تولید غذای سرانه برای محاسبه شاخص امنیت غذایی، به بررسی رابطه آزادسازی تجاری با امنیت غذایی در تجارت برنج بین دو کشور هند و بنگلادش پرداخت. نتایج مطالعه نشان داد که آزادسازی تجاری باعث عرضه سریع غذا و تسریع در تولید داخلی دو کشور هند و بنگلادش شده و بر امنیت غذایی در هر دو کشور اثر مثبت گذاشته است.

کانگ (Kang, 2015)، با به‌کارگیری روش داده‌های تابلویی<sup>۳</sup>، به بررسی رابطه بین تجارت بین‌الملل و امنیت غذایی در کشورهای کمتر توسعه‌یافته<sup>۴</sup> طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۱۰ پرداخت و بدین منظور، از شاخص متوسط ارزش تولید غذای سرانه برای محاسبه شاخص امنیت غذایی استفاده کرد. نتایج مطالعه نشان داد که در مراحل اولیه تجارت، امنیت غذایی کاهش می‌یابد، اما بعد از یک سطح آستانه معین، تجارت بین‌الملل منجر به افزایش امنیت غذایی می‌شود، که بیانگر وجود رابطه U شکل میان دو متغیر تجارت بین‌الملل و امنیت غذایی است.

- 
1. Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)
  2. Aggregate Household Food Security Index (AHFSI)
  3. Panel Data
  4. Less-Developed Countries (LDCs)



نیسا و همکاران (Nisa et al., 2017)، با استفاده از شاخص میانگین کفایت تأمین انرژی رژیم غذایی<sup>۱</sup> به صورت درصدی از نیازهای متوسط تأمین انرژی افراد برای محاسبه شاخص امنیت غذایی، به بررسی رابطه بین تجارت بین‌المللی و امنیت غذایی برای پرجمعیت‌ترین کشورهای آسیای جنوبی مانند هند، پاکستان و بنگلادش پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که درجه باز بودن تجارت، تأثیر مثبت بر امنیت غذایی دارد، اما تأثیر مربع درجه باز بودن تجارت بر امنیت غذایی منفی است؛ همچنین، پس از سطح آستانه، تجارت بین‌المللی امنیت غذایی را بهبود می‌بخشد. یافته مهم این مطالعه حاکی از وجود رابطه U معکوس بین تجارت بین‌المللی و امنیت غذایی در کشورهای مورد بررسی است.

آسومو - الا (Assoumou-Ella, 2019) به بررسی تأثیر تجارت خارجی بر امنیت غذایی در اتحادیه کشورهای هم‌سود (مشترک‌المنافع)<sup>۲</sup> طی سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۶۱ پرداخت. در این مطالعه، سه بعد امنیت غذایی شامل دسترسی، دستیابی و ثبات غذا در نظر گرفته شد. برای بعد دسترسی، از شاخص‌های تولید مواد غذایی (IPA) و واردات مواد غذایی به‌عنوان درصدی از کالاهای وارداتی (FOODM) و برای بعد دستیابی، از شاخص هزینه مصرف خانوار (DCM) و برای بعد ثبات غذا نیز از شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) به‌منظور محاسبه شاخص امنیت غذایی استفاده شده است. نتایج مطالعه نشان داد که تجارت خارجی (به‌عنوان درآمد حاصل از صادرات) تأثیر منفی بر امنیت غذایی محاسبه‌شده با شاخص‌های تولید مواد غذایی (IPA) و هزینه مصرف خانوار (DCM) و تأثیر مثبت بر امنیت غذایی محاسبه‌شده با شاخص واردات مواد غذایی به‌عنوان درصدی از کالاهای وارداتی (FOODM) و شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) در این کشورها دارد.

از آنجا که در مطالعات داخلی یادشده، تأثیر آزادسازی تجاری بر امنیت غذایی بدون در نظر گرفتن نوع رابطه U شکل بین تجارت و امنیت غذایی بر اساس فرضیه زیست‌محیطی

1. Average Dietary Energy Supply Adequacy (ADESA)

2. Commonwealth of Nations

منحنی کوزنتس (EKC) بررسی شده، مطالعه حاضر با هدف بررسی و تحلیل رابطه بین امنیت غذایی (مؤلفه دسترسی به غذا) و تجارت بین‌المللی در گروه کشورها با درآمد متوسط به بالا (از جمله ایران) صورت گرفته است؛ همچنین، به منظور بررسی اثر تجارت بین‌الملل بر امنیت غذایی، از فرضیه زیست‌محیطی منحنی کوزنتس (EKC) مبنی بر وجود رابطه U شکل یا U معکوس بین دو متغیر استفاده شده است. بر پایه مفهوم پردازی رابطه U شکل بین تجارت و فقر در مطالعه آگنور (Agenor, 2004)، رابطه بین جهانی شدن و فقر در کشورهای در حال توسعه بدین صورت است که در سطوح پایین جهانی شدن، تجارت باعث افزایش فقر می‌شود، اما فراتر از سطح آستانه، تجارت به کاهش فقر می‌انجامد (Agenor, 2004). در مطالعه حاضر، امنیت غذایی به جای فقر در نظر گرفته شده است و بررسی می‌شود که «آیا رابطه بین تجارت بین‌المللی و امنیت غذایی به صورت منحنی U شکل است یا خیر؟». فرض بر این است که در مراحل اولیه، آزادسازی تجارت باعث کاهش سطح امنیت غذایی می‌شود؛ اما فراتر از سطح آستانه، به بهبود امنیت غذایی می‌انجامد. برای طبقه‌بندی کشورهای مورد بررسی، می‌توان آنها را بر اساس معیار درآمد سرانه به کشورهای با درآمد بالا، درآمد کمتر از متوسط و درآمد کم تفکیک کرد؛ بدین ترتیب، می‌توان به تحلیل اثر آزادسازی تجارتی بر طبقه درآمدی مورد نظر پرداخت. انجام مطالعه حاضر از این نظر اهمیت دارد که از رهگذر آن، می‌توان در راستای ارتقای تولید در بخش‌های مختلف اقتصادی به‌ویژه بخش کشاورزی و نیز افزایش تجارت بخش کشاورزی، سیاست‌های مناسب را به سیاست‌گذاران و کارشناسان این بخش ارائه کرد.

### روش تحقیق

در مطالعه حاضر، رابطه بین تجارت بین‌المللی و امنیت غذایی بر اساس فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) مبنی بر احتمال وجود رابطه U شکل یا رابطه U معکوس بین دو متغیر و همچنین، بر اساس مطالعه کانگ (Kang, 2015) برآورد می‌شود، که به صورت روابط زیر است (Li, 2009; Johnson, 1998):

$$FS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times TRADE_{it} + \alpha_2 \times TRADE_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$FS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times TRADE_{it} + \alpha_2 \times TRADE_{it}^2 + \alpha_3 \times TRADE_{it}^3 + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

در روابط (۱) و (۲)،  $i = (1, \dots, N)$  بیانگر تعداد مقاطع و برای این گروه از کشورها برابر با ۴۷ مقطع است و  $t = (1, \dots, T)$  بیانگر دوره زمانی بوده، که مدت‌زمان مورد نظر پانزده سال است؛ همچنین،  $FS_{it}$  بیانگر سطح امنیت غذایی برای کشور  $i$ ام در سال  $t$  است که بر اساس لگاریتم متوسط ارزش تولید غذای سرانه اندازه‌گیری شده است. برای اندازه‌گیری امنیت غذایی، شاخص‌های مختلفی وجود دارد. بر اساس شاخص‌های امنیت غذایی در سازمان فائو (FAO) در سال‌های مختلف، متوسط ارزش تولید غذای سرانه بیانگر ارزش کل تولید سالانه غذا بخش بر جمعیت کل است. بر اساس شاخص‌های امنیت غذایی معرفی شده توسط سازمان فائو (FAO)، شاخص مورد استفاده در مطالعه حاضر به‌عنوان شاخص امنیت غذایی و در بعد دسترسی از ابعاد امنیت غذایی منظور شده است. از این‌رو، در مطالعه حاضر، با استناد به سازمان فائو و همچنین، مطالعات انجام‌شده توسط داروش (Dorosh, 2001)، کانگ (Kang, 2015) و آسومو-الا (Assoumou-Ella, 2019)، می‌توان متوسط ارزش تولید غذای سرانه را به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری سطح امنیت غذایی در نظر گرفت. دلیل انتخاب شاخص متوسط ارزش تولید غذای سرانه برای اندازه‌گیری امنیت غذایی این است که این شاخص نشان‌دهنده اندازه نسبی بخش تولید غذا در اقتصاد هر کشور بوده و همچنین، لازمه بهبود امنیت غذایی در هر کشوری تولید کافی برای جمعیت آن کشور است.

در معادلات بالا،  $TRADE_{it}$  نشان‌دهنده ارزش کل تجارت به‌دست‌آمده از مجموع صادرات و واردات برای کشور  $i$ ام در سال  $t$  است. علامت ضرایب بیانگر وجود ارتباط بین دو متغیر امنیت غذایی و تجارت است؛  $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$  نشان‌دهنده عدم وجود ارتباط میان این دو متغیر و از سوی دیگر،  $\alpha_1 < 0, \alpha_2 > 0$  یا  $\alpha_1 > 0, \alpha_2 < 0$  بیانگر وجود رابطه، به‌ترتیب، U-شکل یا U معکوس میان دو متغیر یادشده است. در رابطه (۲)،  $\alpha_3 > 0$  یا  $\alpha_3 < 0$

نشان‌دهنده رابطه، به ترتیب،  $N$ -شکل یا  $N$  معکوس بین سطح امنیت غذایی و مکعب متغیر تجارت بر اساس مطالعه توراس و بویک (Torras and Boyce, 1998) است. متغیرهای متعدد بر امنیت غذایی اثر می‌گذارند، اما شایان یادآوری است که بنا به مطالعه کانگ (Kang, 2015) و اهمیت اثر تجارت بر امنیت غذایی، در مطالعه حاضر نیز تنها تأثیر این متغیر بر امنیت غذایی به صورت ارتباط دقیق این دو متغیر در قالب رابطه  $U$  شکل بررسی می‌شود. در مطالعه حاضر، علاوه بر برآورد روابط (۱) و (۲) به روش پانل، رگرسیون ناپارامتریک کرنل<sup>۱</sup>، بنا بر استدلال آن و جئون (An and Jeon, 2006)، برای بررسی ارتباط میان دو متغیر به کار گرفته شده است.

ترکیب سری زمانی و مقطعی، محیطی بسیار غنی از اطلاعات را برای گسترش روش‌های برآورد و نتایج نظری فراهم می‌آورد. در بسیاری از موارد، محققان برای مواردی که نمی‌توان فقط به صورت سری زمانی یا فقط به صورت مقطعی بررسی کرد، می‌توانند از داده‌های تابلویی استفاده کنند.

فرم استاندارد برای مدل‌های ترکیب سری زمانی و مقطعی به صورت رابطه زیر است:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

که در آن،  $K$  متغیر توضیحی (بدون احتساب عرض از مبدأ) در  $X_{it}$  وجود دارند. بر حسب اینکه<sup>۲</sup> چه حالتی بگیرد، سه حالت پیش می‌آید (Souri, 2012)، که در پی تشریح می‌شود:

**حالت اول:** اگر هیچ اختلافی بین مقاطع وجود نداشته باشد، در نتیجه،<sup>۳</sup> به صورت میانگین تمام مقاطع وارد مدل می‌شود. در این حالت، روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآوردهایی کارآ و سازگار از  $\alpha$  و  $\beta$  را ارائه خواهد داد.

حالت دوم: اگر بین مقاطع مختلف اختلاف وجود داشته باشد، اختلاف بین مقاطع در  $\alpha_i$  نشان داده می‌شود که در طول زمان، ثابت فرض می‌شوند. بدین روش «روش اثرات ثابت» می‌گویند.

حالت سوم: چنانچه فرض شود که اختلاف بین مقاطع به صورت تصادفی باشد و در طول زمان ثابت نباشد، از روش دیگری با عنوان «روش اثرات تصادفی» برای تخمین مدل استفاده می‌شود.

تخمین رابطه (۳) به فروض در نظر گرفته شده در مورد عرض از مبدأ و ضریب شیب و جمله خطای  $\varepsilon_{it}$  بستگی دارد که عبارت‌اند از:

الف) عرض از مبدأ و ضرایب شیب در طول زمان و در فضا (مکان) ثابت بوده و جمله خطا در طول زمان و برای مکان‌های مختلف متفاوت باشد؛ و

ب) ضرایب شیب ثابت اما، عرض از مبدأ برای مکان‌ها متفاوت است (Souri, 2012).

آزمون‌هایی برای انتخاب بین مدل داده‌های تلفیقی و مدل پانل و نیز مدل اثر ثابت و مدل اثر تصادفی وجود دارد، همانند آزمون چاو و آزمون هاسمن که در ادامه، به معرفی این آزمون‌ها پرداخته می‌شود.

از آزمون چاو (۱۹۶۰)، (F لیمر)، برای بررسی ناهمگنی یا تفاوت‌های مقطعی استفاده می‌شود و چنانچه ناهمگنی تأیید شود، با استفاده از آزمون هاسمن اثرات ثابت و تصادفی مورد آزمون قرار می‌گیرد. فروض آزمون چاو به صورت زیر است (Souri, 2012):

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_{N-1} = 0$$
$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2 \neq \dots \neq \mu_{N-1} \neq 0$$

که در آن،  $\mu$  ضریب متغیر موهومی در مدل اثر ثابت است.

قبول فرض  $H_0$  به معنی عدم وجود ناهمگنی در مقاطع مورد بررسی و استفاده از روش OLS برای برآورد مدل است.

بالتاگی (Baltagi, 2005)، با فرض نرمال بودن توزیع جملات اخلاص آماره مورد نیاز برای انجام این آزمون را این گونه بیان می کند:

$$F_0 = \frac{(RRSS - URSS) / (N - 1)}{URSS / (NT - N - K)} \sim F_{N-1, N(T-1)-K} \quad (4)$$

که در آن  $RRSS$  مجموع مربعات پسماندهای مقید حاصل از روش حداقل مربعات معمولی و  $URSS$  مجموع مربعات پسماندهای غیرمقید حاصل از روش حداقل مربعات با متغیر موهومی است؛ همچنین،  $T$  تعداد سال‌های مورد بررسی،  $N$  تعداد مقاطع و  $K$  تعداد متغیرهای توضیحی است.

گرین (Green, 2003) این آزمون را به شکل ساده‌تر این گونه بیان می کند:

$$F(n-1, nT-n-k) = \frac{(R_{LSDV}^2 - R_{POOLED}^2) / (n-1)}{(1 - R_{LSDV}^2) / (nT-n-k)} \quad (5)$$

زمانی که توسط آزمون چاو وجود ناهمگنی بین مقاطع تأیید شود، آزمون هاسمن برای انتخاب بین اثرات ثابت و تصادفی مورد استفاده قرار می گیرد.

هاسمن (۱۹۷۸) این آزمون را مطرح کرد که با فرض عدم وجود همبستگی بین داده‌های مقطعی و سایر متغیرهای توضیحی، دو برآوردگر اثر ثابت و اثر تصادفی با هم ناسازگارند، ولی برآوردگر اثر ثابت ناکارآمد هم به شمار می‌رود؛ با این همه، در صورت وجود همبستگی بین داده‌های مقطعی و سایر متغیرهای توضیحی، اثر ثابت سازگار و اما اثر تصادفی ناسازگار است (Souri, 2012). در این آزمون، از ماتریس کوواریانس تفاضل بردار  $[b - \beta^*]$  استفاده می‌شود که  $b$  شیب در مدل اثر ثابت و  $\beta^*$  شیب در مدل اثر تصادفی است. فروض این آزمون به شکل زیر است:

$H_0$ : دو برآوردگر نباید به‌طور مشخص، تفاوتی داشته باشند؛ اما در عین حال، مدل اثر تصادفی ارجح است.

$H_1$ : وجود مدل اثر ثابت و رد مدل اثر تصادفی.

$$Var[b - \beta] = Var[b] + Var[\beta] - 2Cov[b, \beta]$$

در آزمون هاسمن، کوواریانس یک برآوردگر کارآ و تفاضل آن از برآوردگری ناکارآ

برابر با صفر است؛ یعنی:

$$Cov[(b - \beta), \beta] = Cov[b, \beta] - Var[\beta] = 0$$

$$Cov[b, \beta] = Var[\beta]$$

$$Var[b - \beta] = Var[b] - Var[\beta] = \Phi$$

تابع آزمون هاسمن دارای توزیع مجانبی  $\chi^2$  با  $K-1$  درجه آزادی بر اساس معیار والد است.

$$W = \chi_{K-1}^2 = [b - \beta]' \Phi^{-1} [b - \beta] \quad (6)$$

اگر مقدار  $W$  بزرگ‌تر از مقدار بحرانی آن باشد، در این صورت، فرضیه  $H_0$  رد می‌شود؛ و در نتیجه، مدل با اثر ثابت پذیرفته می‌شود (Souri, 2012).

در مطالعه حاضر، آمار و اطلاعات مورد نیاز برای امنیت غذایی و تجارت بین‌الملل، به ترتیب، از پایگاه‌های اطلاعاتی سازمان خواربار و کشاورزی و بانک جهانی گردآوری شده است؛ همچنین، تحلیل تجربی با استفاده از داده‌های ترکیبی روی ۴۷ کشور با درآمد متوسط به بالا طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۲۰ بر اساس «در دسترس بودن داده‌ها» انجام می‌گیرد و رابطه  $U$  شکل بین تجارت بین‌المللی و امنیت غذایی بررسی شده است.

از آنجا که درآمد سرانه ناخالص ملی<sup>۱</sup> معیاری مناسب برای طبقه‌بندی کشورهای مورد بررسی است، از این معیار گزارش بانک جهانی برای تفکیک کشورهای مورد مطالعه استفاده شده است.

1. Gross National Income Per Capita

## نتایج و بحث

در تحقیق حاضر، برآوردها با استفاده از روش داده‌های تابلویی انجام شده است. پیش از ارائه نتایج برآورد، ابتدا به آزمون پایایی اشاره می‌شود. برای بررسی پایایی متغیرها، از آزمون لوین، لین و چو<sup>۱</sup> استفاده شده، که نتایج آن در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱- نتایج آزمون پایایی متغیرها

متغیر	مقدار آماره (LLC)	سطح معنی داری
$FS_{it}$	-۴/۲۶۰	۰/۰۰۰*
$TRADE_{it}$	-۱۲/۵۲۳	۰/۰۰۰*

\* معنی داری در سطح یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در این آزمون، فرضیه صفر بر وجود ریشه واحد در متغیرها اذعان دارد، بدین صورت که اگر مقدار آماره به دست آمده از مقدار آماره جدول کوچک‌تر باشد، فرضیه صفر قابل رد شدن نیست؛ به دیگر سخن، اگر احتمال به دست آمده از سطح معنی داری پنج درصد بیشتر باشد، متغیر دارای ریشه واحد بوده و ناپایاست. برای پایا کردن متغیر، می‌توان از تفاضل آن متغیر استفاده کرد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، متغیرهای  $FS_{it}$  و  $TRADE_{it}$  در سطح پایا قرار دارند.

به منظور انتخاب بین روش‌های داده‌های تلفیقی و داده‌های تابلویی، از آزمون F لیمر استفاده شده است؛ بر این اساس، هر دو مدل مطرح شده برای این کشورها، ابتدا به روش اثرات ثابت برآورد و مجموع مجذور پسماندها محاسبه شده و سپس، با مجموع مجذور پسماندها حاصل از برآورد مدل یادشده به صورت اثرات مشترک مقایسه شده است. آنگاه برای انتخاب بین اثرات ثابت و تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده شده، که نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن در جداول ۲ و ۳ آمده است.

1. Levin, Lin and Chu (LLC)



بررسی و تحلیل اثرات تجارت بین‌الملل بر.....

مقدار آماره F لیمر حاصل از نتایج برآورد روابط (۱) و (۲) در سطح یک درصد معنی‌دار است؛ از این رو، فرضیه برابری عرض از مبدأها را نمی‌توان پذیرفت. این نتیجه به معنی عدم قبول فرضیه صفر و در نظر گرفتن مدل پانل است. مقدار آماره هاسمن برای هر دو رابطه مدل (۱) و (۲) غیر معنی‌دار است؛ از این رو، فرضیه صفر مبنی بر استفاده از روش اثرات تصادفی برای برآورد روابط پذیرفته می‌شود.

#### جدول ۲- نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن مدل (۱)

نوع آزمون	مقدار آماره آزمون	سطح معنی‌داری
F لیمر	۳۲۶/۹۶	۰/۰۰۰
هاسمن	۰/۵۳	۰/۷۶۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

#### جدول ۳- نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن مدل (۲)

نوع آزمون	مقدار آماره آزمون	سطح معنی‌داری
F لیمر	۳۵۶/۷۹	۰/۰۰۰
هاسمن	۱/۲۶	۰/۵۳۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از برآورد معادلات به روش اثرات تصادفی در جداول ۴ و ۵ ارائه شده که بر اساس آن، ضریب متغیر تجارت بین‌الملل ( $TRADE_{it}$ ) منفی و ضریب مجذور متغیر تجارت بین‌الملل ( $TRADE_{it}^2$ ) مثبت و معنی‌دار است؛ از این رو، بین دو متغیر تجارت بین‌المللی و امنیت غذایی در گروه کشورها با درآمد متوسط به بالا رابطه U شکل وجود دارد. همچنین، ضریب مکعب متغیر تجارت بین‌الملل ( $TRADE_{it}^3$ ) منفی بوده، که نشان‌دهنده وجود رابطه این متغیر به صورت N معکوس با متغیر امنیت غذایی است.

جدول ۴- نتایج برآورد مدل (۱) با روش اثرات تصادفی

متغیر	ضرایب برآوردشده	مقدار آماره t	سطح معنی داری
$TRADE_{it}$	-۰/۶۴۳	-۵/۰۰	۰/۰۰۰*
$TRADE_{it}^2$	۰/۰۳۵	۵/۸۱	۰/۰۰۱*
عرض از مبدأ	۵/۲۴۲	۷/۷۴	۰/۰۰۰*

تعداد سال‌ها=۱۵ تعداد مقاطع=۴۷ تعداد کل مشاهدات=۷۰۵

\* معنی داری در سطح یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵- نتایج برآورد مدل (۲) با روش اثرات تصادفی

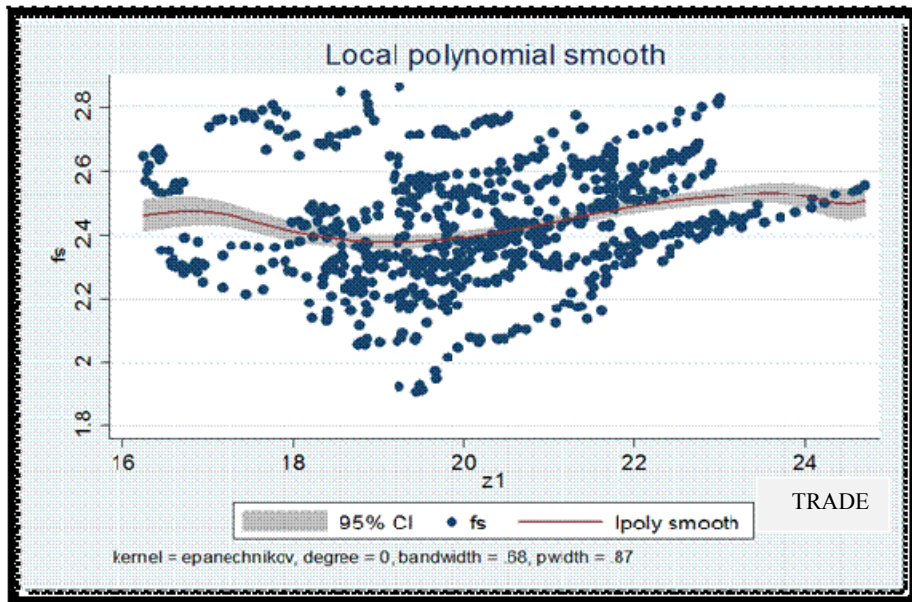
متغیر	ضرایب برآوردشده	مقدار آماره t	سطح معنی داری
$TRADE_{it}$	-۲/۴۲۸	-۱/۸۷	۰/۰۶۱**
$TRADE_{it}^2$	۰/۲۰۵	۱/۶۷	۰/۰۹۴***
$TRADE_{it}^3$	-۰/۰۰۵	-۱/۳۹	۰/۱۶۶
عرض از مبدأ	۱۱/۵۳۱	۲/۵۱	۰/۰۱۲*

تعداد سال‌ها=۱۵ تعداد مقاطع=۴۷ تعداد کل مشاهدات=۷۰۵

\* معنی داری در سطح یک درصد، \*\* معنی داری در سطح پنج درصد، \*\*\* معنی داری در سطح ده درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج رگرسیون ناپارامتریک کرنل در قالب نمودار ۳ نشان داده شده است. نتایج برآورد روش‌های اقتصادسنجی حاکی از وجود رابطه U شکل بین دو متغیر تجارت بین‌المللی و امنیت غذایی در گروه کشورها با درآمد متوسط به بالاست و همچنین، وجود رابطه N معکوس بین این دو متغیر را تأیید می‌کند.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

### نمودار ۳- نتایج برآورد آزمون ناپارامتریک کرنل

#### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مطالعه حاضر، رابطه بین تجارت بین‌الملل و امنیت غذایی در گروه کشورها با درآمد متوسط به بالا طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۲ و با استفاده از روش اقتصادسنجی پانل با مدل اثرات تصادفی مورد بررسی قرار گرفت. یافته‌های مطالعه شواهدی را مبنی بر رابطه U شکل بین امنیت غذایی و تجارت بین‌الملل در کشورهای مورد مطالعه تأیید می‌کند. این نتیجه با یافته‌های مطالعات مستأجران و همکاران (Mostajeran et al., 2018)، کانگ (Kang, 2015) و آسومو-الا (Assoumou-Ella, 2019) سازگار است. در این مطالعات نیز مانند مطالعه حاضر، از شاخص متوسط ارزش تولید غذای سرانه برای محاسبه امنیت غذایی استفاده شده و نتایج مشابه در خصوص نحوه اثرگذاری تجارت بین‌الملل بر امنیت غذایی و وجود رابطه U

شکل به دست آمده است، که البته با یافته‌های مطالعه نایسا و همکاران (Nisa et al., 2018) هم‌خوانی ندارد. به‌طور کلی، در مقایسه مطالعه حاضر با سایر مطالعات که برای بررسی اثر تجارت بین‌الملل بر امنیت غذایی، از شاخص‌های امنیت غذایی مختلف استفاده کرده‌اند، گاه نتایج مشابه و گاه نتایج غیرمشابه با یافته‌های مطالعه حاضر مشاهده می‌شود، که می‌تواند حاکی از گوناگونی شاخص امنیت غذایی و مناطق مورد مطالعه و همچنین، در نظر گرفتن سایر متغیرهای کنترل علاوه بر تجارت در معادله امنیت غذایی باشد.

نتیجه مطالعه حاضر بیانگر آن است که در مراحل اولیه تجارت بین‌المللی در کشورها با درآمد متوسط به بالا، تجارت بر امنیت غذایی تأثیر منفی دارد، بدین معنی که افزایش باز بودن تجارت باعث افزایش ناامنی غذایی می‌شود؛ به دیگر سخن، میزان تولیدات برخی از صنایع در یک کشور واردکننده ممکن است به دلیل افزایش دسترسی به واردات ارزان‌تر کاهش یابد و ساختار تولید آن تأثیر منفی بر امنیت غذایی داشته باشد. از سوی دیگر، فراتر از یک سطح آستانه مشخص، با افزایش تجارت بین‌المللی، ناامنی غذایی بهبود می‌یابد. این نتیجه نشان می‌دهد که واردات محصولات ارزان‌تر می‌تواند مصرف داخلی و سرمایه‌گذاری را تحریک کند؛ به عبارت دیگر، مشارکت در بازارهای جهانی از طریق تجارت بین‌المللی می‌تواند امنیت غذایی را افزایش دهد. بر اساس یافته‌های مطالعه حاضر، پیشنهادهایی به شرح زیر ارائه می‌شود:

- در گروه کشورها با درآمد متوسط به بالا از جمله ایران، با توجه به ارتباط U شکل بین آزادسازی تجاری و امنیت غذایی، لازم است که از طریق اصلاح تجارت، حمایت داخلی و سیاست‌های سرمایه‌گذاری در راستای ارتقای امنیت غذایی، یک نظام تجاری باز، کارآمد و عادلانه به‌ویژه برای کالاهای کشاورزی در دستور کار این گروه از کشورها قرار گیرد؛
- همکاری جهانی به‌ویژه بین کشورهای مورد مطالعه برای تدوین سیاست‌های تجاری مناسب در راستای بهره‌مندی حداکثری از مزایای جهانی شدن و کمینه‌سازی خطرات آن می‌تواند کلید دستیابی به امنیت پایدار غذا باشد؛ و

- سرانجام، به‌منظور بهره‌برداری از فرصت‌های صادرات و واردات مواد غذایی برای کمک به بهبود امنیت غذایی، شایسته است که در کشورهای مورد مطالعه، یک چارچوب سازمانی برای تجارت بین‌المللی در نظر گرفته شود.

### منابع

1. Agenor, P.R. (2004). Does globalization hurt the poor? *Journal of International Economics and Economic Policy*, 1: 21-51.
2. An, C.B. and Jeon, S.H. (2006). Demographic change and economic growth: an inverted-U shape relationship. *Journal of Economics Letters*, 92: 447-454.
3. Assoumou-Ella, G. (2019). External trade and food security: the case of CEMAC countries. *Journal of Food Security*, 7(2): 58-62.
4. Baltagi, B. (2005). *Econometric analysis of panel data* (Vol. 1). Hoboken, New Jersey, United States: John Wiley and Sons.
5. Biniaz, A. and Mohammadi, H. (2018). The effect of agricultural trade openness on food security in Iran: ARDL approach. *Journal of Agricultural Economics Research*, 10(2): 81-103. (Persian)
6. Dorosh, P.A. (2001). Trade liberalization and national food security: rice trade between Bangladesh and India. *Journal of World Development*, 29(4): 673-689.
7. Diaz-Bonilla, E. and Ron, J.F. (2011). Food security, price volatility and trade: Some reflections for developing countries. ICTSD Issue Paper 27, ICTSD Programme on Agricultural Trade and Sustainable Development, International Centre for Trade and Sustainable Development, Geneva, Switzerland. Available at <http://ictsd.org/downloads/2011/12/foodsecurity-price-volatility-and-trade.pdf>.
8. Fattahi Ardakani, A. and Fazlollahi Maleh, E. (2015). A comparison of general preferences and willingness to pay of tourists and residents of Sari County for conservation of Caspian Sea. *Journal of Agricultural Economics*, 9(1): 135-152. (Persian)
9. Fattahi Ardakani, A. (2010). Economic valuation of ground water in Yazd Plain. PhD Thesis, Agricultural Economics, University of Tehran. (Persian)
10. Fattahi Ardakani, A., Rezvani, M., Bostan, Y. and Arab, M. (2016). Estimating public participation in investment in organic products in Babol (case study: Organic rice). The Proceedings of International Conference on Research in Science and Technology, Batumi.

11. FAO (2012). Food security indicator. Available at [http:// www.fao.org/economic/ ess/ess-fs/ess-fadata /en](http://www.fao.org/economic/ess/ess-fs/ess-fadata/en).
12. FAO (2017). Percentage prevalence of malnutrition and Average value of food production in countries with different income levels during 2002-2016. Available at <http://www.fao.org/state-of-food-security-nutrition/2017/en/>.
13. Green, W.H. (2003). Econometric analysis. 5<sup>th</sup> Edition. Prentice-Hall, Upper Saddle River, NJ.
14. Li, S. (2009). The effect of trade liberalization on Chinese rural poverty. *Journal of Asian Social Science*, 5: 23-33.
15. Johnson, D.G. (1998). Food security and world trade prospects. *American Journal of Agricultural Economics*, 80: 941-947.
16. Mehrabi Boshrabadi, H. and Mousavi Mohammadi, H. (2009). The effect of trade liberalization on food security of rural households in Iran. *Journal of Rural and Development*, 12(2): 1-13. (Persian)
17. Mostajeran, F., Zibaei, M. and Farajzadeh, Z. (2018). Trade liberalization consequences with an emphasis on food security in Iran: Computable General Equilibrium (CGE) analysis. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 26(101): 145-180. (Persian)
18. Kang, H. (2015). A study on the relationship between international trade and food security: evidence from less developed countries (LDCs). *Journal of Agricultural Economics*, 10: 475-483.
19. Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *Journal of American Economic Review*, 45: 1-28.
20. Nisa, M., Rizwan Yaseen, M. and Quddoos, A. (2017). Food security and international trade: an application of Kuznet curve in the most populous South asiAn countries. *Journal of Applied Environmental and Biological Sciences*, 7(6):119-125.
21. Souri, A. (2012). Econometrics with application of EViews and Stata. (5<sup>th</sup> Ed., Vol. 2). Tehran: Farhangshenasi Publications. (Persian)
22. Torras M. and Boyce, J.K. (1998). Income, inequality, and pollution: a reassessment of the environmental Kuznets curve. *Journal of Ecological Economics*, 25: 147-160.