تأثیر درجه بازبودن تجارت بخش کشاورزی بر امنیت غذایی در ایران (رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی)

ارسلان بی نیاز[۱] و حمید محمدی[۲*]

تاریخ دریافت :۱۳۹۴ /۱۱/۲۳ تاریخ پذیرش:۱۳۹۶/۰۸/۰۱

چکیده

با توجه به اهمیت بخش کشاورزی در تولید، اشتغال و ایجاد امنیت غذایی، کشورهای گوناگون جهان اعم از توسعه یافته و یا در حال توسعه، از راههای گوناگون این بخش را مورد حمایت قرار می‌دهند. در این مطالعه اثر درجه بازبودن تجارت بخش کشاورزی بر امنیت غذایی کشور در چارچوب الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۸ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج مطالعه حاکی از وجود اثر مثبت درجه بازبودن تجارت بخش کشاورزی بر شاخص امنیت غذایی کشور در دوره مورد بررسی است. بر این اساس، به ازای افزایش یک درصدی درجه بازبودن تجارت بخش کشاورزی، مقدار شاخص امنیت غذایی ۰/۲۱ درصد در بلندمدت افزایش خواهد داشت. لذا، اعمال سیاست‌هایی در راستای افزایش حجم تجارت، بویژه افزایش تولید با استفاده از فناوری‌های متناسب منطقه، صادرات محصولات بخش کشاورزی و حمایت از تولیدکنندگان این بخش بمنظور کاهش هزینه‌های تولید و افزایش کیفیت و بهره‌وری ضروری است. هم‌چنین، افزایش تمایل به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش کشاورزی و گسترش صنعت بیمه محصولات کشاورزی برای کاهش ریسک و نااطمینانی و تشویق کشاورزان در راستای تولید بیش‌تر و بهتر محصولات و افزایش حاشیه امنیت غذایی، اجتناب ناپذیر است.

طبقه‌بندی JEL: C22:Q13

واژه‌های کلیدی: امنیت غذایی، درجه بازبودن تجارت، روش ARDL، بخش کشاورزی، ایران.

[۱] - دانشجوی دکتری زابل و عضو هیات علمی اقتصاد کشاورزی دانشگاه پیام نور ،ایران.

[۲] - استادیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل.

*- نویسنده مسئول مقاله:hamidmohammadi1378@gmail.com

پیشگفتار

نقش تغذیه در سلامت، افزایش کارائی، یادگیری انسآن‌ها و ارتباط آن با توسعه اقتصادی در پژوهش‌های گسترده جهانی به اثبات رسیده است. بنابراین، در بین اولویت‌های اهداف توسعه هر کشور، دست‌یابی به امنیت غذایی اهمیتی ویژه دارد (دلنینووهمکاران ۲۰۰۷). تعریف امنیت‌غذایی دارای مفهومی گسترده است که به وسیله تعامل مجموعه‌ای از عوامل بیولوژیکی، اقتصادی، اجتماعی، کشاورزی و فیزیکی تعیین می‌شود (احمد و همکاران ۲۰۰۴). با این وجود، می‌توان این پیچیدگی را با تمرکز بر روی سه مؤلفه اصلی امنیت‌غذایی، یعنی موجودی غذا، دسترسی به مواد غذایی و استفاده از مواد غذایی خلاصه کرد (اسکانلان۲۰۰۴). در کشورهای کم درآمد، بخش کشاورزی به دلیل گستردگی و پیوندهای قوی با دیگر بخش‌های اقتصادی، به عنوان موتور و محرک اولیه رشد اقتصادی عمل می‌کند. از دیدگاه توسعه اقتصادی، بخش کشاورزی در فرایند رشد و توسعه کشور، وظایفی مهم و اساسی برعهده دارد. به دلیل وضعیت سیاسی و تحریم‌های یک‌جانبه علیه کشورمان، تأمین امنیت غذایی بوسیله‌ی حمایت از تولید محصولات کشاورزی داخلی به مراتب با حساسیت و دقتی بیش‌تر پیگیری می‌شود. بخش کشاورزی به گونه مستقیم از راه تولید بیش‌تر و صادرات و به صورت غیر مستقیم از راه افزایش تقاضا برای خدمات و کالاهای صنعتی در جوامع روستایی، به رشد اقتصادی کمک کرده و فضای امنیت غذایی کشور را بهبود می‌بخشد (حسینی وهمکاران۱۳۹۰). با توجه به اهمیت بخش کشاورزی در تولید، اشتغال و ایجاد امنیت غذایی، کشورهای گوناگون جهان اعم از توسعه یافته و یا در حال توسعه، از راههای گوناگون این بخش را مورد حمایت قرار می‌دهند (حسینی وهمکاران۱۳۹۰). حمایت از بخش کشاورزی ضرورتی است اجتناب‌ناپذیر که رسیدن به آن منافع همه بخش‌های جامعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد (حسینی ۱۳۸۵). بنابراین، حمایت از بخش کشاورزی همواره مورد توجه دولت‌ها بوده است. سیاست‌های حمایتی از جمله مهم‌ترین سیاست‌های اقتصادی در بخش کشاورزی کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه بشمار می‌رود. امروزه اهمیت و جایگاه منحصر به فرد بخش کشاورزی در چارچوب کارکردهای کلاسیک و متداول آن همچون تأمین مواد غذایی و مواد خام صنایع، صادرات، ارزآوری و اشتغال نه تنها تضعیف نشده بلکه در روند توسعه کشورهای پیشرفته بیش از پیش تقویت شده است (اتقایی۲۰۱۰). با توجه به اهمیت و نقش تجارت خارجی و افزایش سیاست‌های حمایتی در ایجاد رضایت‌مندی تولید محصولات کشاورزی به وسیله تولیدکنندگان بخش و هم‌چنین، جایگاه ویژه این محصولات در سبد مصرفی خانوار و تامین مواد ریزمغذی مورد نیاز برای برقراری امنیت غذایی آن‌ها، در این مطالعه اثر درجه بازبودن تجارت بخش کشاورزی بر امنیت غذایی مصرف‌کنندگان کشور در چارچوب الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی مورد

ارزیابی قرار گرفته است. اهمیت انجام این مطالعه از آن‌جا ناشی می‌شود که با انجام این مطالعه می‌توان سیاست‌های مناسب را در راستای ارتقای تولید بخش کشاورزی و نیز افزایش تجارت این بخش به سیاست‌گذاران و کارشناسان این بخش ارایه کرد. از این‌رو، هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر نسبت تجارت به ارزش افزوده بخش کشاورزی بر امنیت غذایی در سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۷۸ می‌باشد. برای دست‌یابی به این هدف در ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است:

در بخش دوم به ادبیات پژوهش پرداخته شده و در ادامه روش‌شناسی پژوهش بیان می‌شود. در بخش چهارم به نتایج تجربی پژوهش پرداخته شده و در نهایت، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پژوهش ارایه می‌شود.

ادبیات پژوهش

فریدی و ودود (۲۰۱۰)، با استفاده از مدل لوجیت, عوامل موثر بر امنیت غذایی خانوارهای بنگلادشی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان دادند که سطح تحصیلات سرپرست خانوار، زمین ملکی، قیمت برنج، یعد خانوار، درآمد کشاورزی و درآمد غیرکشاورزی از عوامل موثر بر امنیت غذایی در این کشور بشمار می‌روند. هم‌چنین، سطح تحصیلات سرپرست خانوار در مدل مورد نظر معنی‌دار نشد. قیمت برنج مصرفی خانوار نیز مهم‌ترین عامل در تغییر احتمال امنیت غذایی خانوار بشمار می‌رود. آبی باو وهمکاران (۲۰۱۰) در مطالعه خود، اثر برنامه امنیت غذایی را بر مصرف غذای خانوارهای شمال غربی اتیوپی و با استفاده از رهیافت لوجیت بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان دادند که متغیر IFSP[1](برنامه یکپارچه سازی امنیت غذایی) اثر معنی‌دار بر مقدار دریافت کالری مواد غذایی دارد. هم‌چنین، IFSP به گونه‌ای گسترده به عواملی همچون بعد خانوار، مالکیت زمین، جنسیت سرپرست خانوار بستگی دارد. کاگلایان ودیاگو (۲۰۱۱) در مطالعه خود به بررسی عوامل موثر بر فقر خانوارهای ترکیه در سال ۲۰۰۸ پرداختند. برای این منظور از دو رهیافت لوجیت پارامتری و شبه پارامتری استفاده شد. نتایج بررسی نشان دادند که متغیرهای شغل سرپرست خانواده، درآمد و سهم نیروی کار خانوادگی و منطقه از عوامل موثر و تعیین کننده سطح فقر در این کشور می‌باشند. بشیر و همکاران (۲۰۱۲) در مقاله‌ای عوامل موثر بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی را در سه منطقه استان پنجاب پاکستان مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها در این مطالعه، از مدل رگرسیون لوجیت دودویی استفاده کردند. نتایج مطالعه نشان دادند که مناطق پنجاب مرکزی، شمالی و جنوبی با دارا بودن به ترتیب ۳۱درصد، ۱۵درصد و ۱۳/۵درصد خانوار فقیر، به عنوان ناامن ترین مناطق از نظر امکانات غذایی عنوان می‌شوند. هم‌چنین، درآمد ماهیانه و

[1] -Integrated Food Security Program (IFSP)

مقدار دام خانوار در سه منطقه اثر مثبت و اندازه خانوار دارای اثر منفی و معنادار بر ایجاد امنیت غذایی داشته‌اند. مالیک وهمکاران (۲۰۱۲) به بررسی اثر و کارایی متغیرهای جمعیتی و اقتصادی-اجتماعی مؤثر بر فقرزدایی و امنیت غذایی در روستاهای استان پنجاب پاکستان پرداختند. نتایج مطالعه نشان دادند که به ترتیب ۳۶/۶۹، ۱۴/۹۳ و ۱۱/۰۴ درصد افراد مورد مطالعه دارای فقر فرامطلق، مطلق و نسبی هستند. هم‌چنین، نتایج نشان دادند که عوامل مورد مطالعه نقشی بسیار مهم در کاهش فقر و بهبود شرایط زندگی دارند. مهرابی وموسوی (۲۰۰۹)، در مطالعه خود به بررسی اثرآزادسازی تجاری بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران پرداختند. نتایج مطالعه نشان دادند که این اثرگذاری بسیار اندک بوده، به گونه‌ای که در کوتاه مدت دارای اثر منفی و در بلندمدت دارای اثر مثبت می‌باشد.

روی هم رفته، دو هدف اساسی برای اجرای سیاست‌های کشاورزی بیان می‌شود؛ ناکارایی یا شکست بازار و ماهیت غیرپذیرش تخصیص طبیعی بازار برای جامعه. حسینی (۱۳۵). بر این اساس، در بیش‌تر کشورهای جهان بدون حمایت از بخش کشاورزی، شمار زیادی از کشاورزان و روستاییان با درآمد اندک با مشکلات جدی روبه‌رو خواهند شد، بویژه آن‌که این کشورها بمنظور تأمین امنیت غذایی با استفاده از اهرم واردات و دخالت مستقیم در قیمت محصولات کشاورزی و غذایی اساسی، تلاش در پایین نگه‌داشتن قیمت بمنظور حمایت از مصرف‌کنندگان شهری داشته‌اند. بنابراین، اتخاذ سیاست‌های حمایتی از سوی دولت ضروری است. ماهیت و مقدار این حمایت‌ها در کشورهای گوناگون، متفاوت است و به همین منظور، تاکنون شاخص‌هایی گوناگون برای ارزیابی و اندازه‌گیری مقدار این حمایت‌ها مورد استفاده قرار گرفته است که برای هرکدام از محصولات به گونه مجزا و یا برای کل بخش کشاورزی قابل برآورد می‌باشد. در این راستا، کشورهای عضو سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی (OECD)[1]، از سال ۱۹۸۷ اقدام به یکسان‌سازی روش محاسبه حمایت‌ها و معافیت‌های حمایتی کرده‌اند. در این روش، مقدار حمایت از تولیدکنندگان با استفاده از شاخص حمایت از تولیدکننده (PSE)[2] محاسبه می‌شود. تاکنون مطالعاتی گوناگون نیز در زمینه محاسبه شاخص‌های حمایت از محصولات کشاورزی در داخل و خارج از کشور انجام شده است. برای مثال، گوپینتاه و همکاران (۲۰۰۴) در پژوهشی به بررسی حمایت داخلی از کشاورزی در اتحادیه اروپا و آمریکا پرداخته‌اند. شاخص برآورد حمایت از تولیدکننده (PSE) برای اتحادیه اروپا بیش از دو برابر مقدار این شاخص برای آمریکاست، هر چند ارزش تولیدات کشاورزی در اتحادیه اروپا تنها ۳۰ درصد بیش‌تر از آمریکاست. اردن وهمکاران (۲۰۰۴) در پژوهشی با عنوان "برآورد

[1] -Organization for Economic Co-operation and Development.
[2] -Producer Support Estimates.

حمایت از تولیدکننده کشاورزی برای کشورهای در حال توسعه (مسایل محاسباتی و تجربه چین، اندونزی، ویتنام و هند)" به تحلیل تحولات سیاست‌های کشاورزی در چهار کشور یاد شده در دوره ۲۰۰۲- ۱۹۸۵ پرداختند. برای مثال، نتایج برای کشور هند که بر پایه ۱۱ محصول اصلی قرار دارد، نشان می‌دهد که حمایت از بخش کشاورزی با قیمت‌های جهانی نسبت عکس دارد. کاک مک(۲۰۰۳) پژوهشی با عنوان "ارزیابی سیاست‌های کشاورزی گذشته و آینده در ترکیه: آیا سیاست‌ها قادر به کسب پایداری هستند؟" انجام داده است. در این مطالعه شاخص‌های حمایت از تولید کننده (PSE)، مصرف کننده (CSE)، خدمات عمومی [۱] (GSSE)، کل بخش کشاورزی [۲] (TSE) و شاخص‌های فرعی مربوط به هر یک از آن‌ها را برای دوره ۲۰۰۱-۱۹۸۶ محاسبه و تحلیل شد. نتایج نشان می‌دهند که سیاست‌های جاری، کشاورزان ثروتمند را بیش‌تر از کشاورزان فقیر منتفع می‌کنند و طبقات کم درآمد بار مالی سیاست‌های حمایتی را -از راه مداخله‌های قیمتی دولت- متحمل می‌شوند. حسینی وهمکاران (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای اثر سیاست‌های حمایتی بر تغییرات بهره‌وری بخش کشاورزی در ایران را مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان دادند که شاخص حمایت از تولیدکننده بخش کشاورزی در کوتاه مدت اثر منفی و در بلندمدت، اثری مثبت و معنی‌دار بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارد. با توجه به این موضوع که در این مطالعه، اثر سیاست های حمایتی دولت بر امنیت غذایی کشور مورد بررسی قرار گرفته است، بررسی مطالعات در حوزه شناسایی عوامل موثر بر این شاخص ضروری به نظر می‌رسد. در زمینه بررسی اثر سیاست های حمایتی بر امنیت غذایی نیز می‌توان به مطالعه مهرابی و موسوی (۱۳۸۹) اشاره داشت که در مطالعه خود آثار سیاست های حمایتی بخش کشاورزی را در غالب شاخص ساده شده AMS بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران مورد ارزیابی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که مجموع حمایت‌های قیمتی و نهاده‌ای از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در کوتاه مدت اثر مثبت داشته اند، اما در بلند مدت نه. میلر وکوبل (۲۰۰۶) اثر پرداخت‌های مستقیم دولت برای تهیه غذا در آمریکا را در بین گروههای غذایی ویژه با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان دادند که پرداخت‌های مستقیم تاثیری معنی‌دار در تهیه غذای گروههای خاص افراد ندارند.

ساسولی و صالح (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در ایران در سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۵۶ پرداخته و به این نتیجه می‌رسند که سیاست مالی دولت تأثیر مثبت، اما سیاست پولی بانک مرکزی اثر منفی و معنی‌دار بر ارزش افزوده بخش

[1] -General Services Support Estimate

[2] -Total Support Estimate

کشاورزی ایران دارد. ربیعی و همکاران (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر درآمد بخش کشاورزی ایران می‌پردازند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهند که قیمت محصولات کشاورزی و حجم نقدینگی تأثیر منفی و نرخ واقعی ارز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر درآمد بخش کشاورزی ایران در دوره مورد مطالعه داشته است.

در جمع‌بندی مطالعات انجام شده و بویژه مطالعات داخلی می‌توان بیان کرد که بیش‌تر، تأثیر سیاست‌های حمایتی دولت همانند یارانه‌های پرداختی و سیاست‌های مالی و پولی دولت بر امنیت غذایی کشور بررسی شده و به تأثیر درجه بازبودن تجارت بخش کشاورزی بر امنیت غذایی پرداخته نشده است.

روش پژوهش و معرفی مدل تجربی

شاخص حمایت از کل بخش کشاورزی [۱] (TSE) را می‌توان با محاسبه PSE[۲] و CSE[۳] و با داشتن شاخص حمایت از خدمات عمومی بخش کشاورزی (GSSE[۴]) و با استفاده از رابطه ۱ محاسبه کرد.حسینی و همکاران (۱۳۹۰)

$$TSE = PSE + CSE + GSSE \qquad (۱)$$

شاخص حمایت از تولیدکننده (PSE_t) به وسیله سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی تعریف و محاسبه شد. این سازمان، PSE را به عنوان «یک شاخص از ارزش پولی سالیانه پرداخت‌های انتقالی ناخالص از مصرف‌کنندگان و پرداخت‌کنندگان مالیات به تولیدکنندگان بخش کشاورزی که ناشی از سیاست‌های حمایت از تولیدکننده بخش کشاورزی است، صرف نظر از ماهیت، اهداف و یا آثار این سیاست‌ها بر تولید و یا درآمد تولیدکننده» تعریف می‌کند. محاسبه PSE به دو صورت مقداری و درصدی انجام می‌شود. براساس تعریف سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی، سیاست‌های مربوط به PSE در هشت طبقه تقسیم‌بندی می‌شوند. نخستین طبقه یا دسته، حمایت از قیمت بازاری (MPS[۵]) محصولات هستند. این معیار براساس اختلاف قیمت داخلی محصول و قیمت معادل جهانی آن محاسبه می‌شود. هفت دسته دیگر با عنوان پرداخت‌های بودجه‌ای (BP[۶]) هستند که دیگر پرداخت‌های مستقیم و غیرمستقیم دولت به کشاورزی را دربر

[1] -Total Support Estimate
[2] -Productor Support Estimate
[3]- Consumer Support Estimate
[4]- General sector Support Estimate
[5] –Market price support
[6]– Budget payment

می‌گیرد. برای محاسبه حمایت از قیمت بازاری، قیمت سرمزرعه یک محصول، P_d، با قیمت مرجع تعدیل شده[1]، P_m، مقایسه می‌شود. با فرض رقابتی بودن بازارها و یک کشور کوچک در تجارت جهانی (که سیاست‌های داخلی و خارجی آن نمی‌تواند قیمت‌های جهانی را متاثرکند) قیمت داخلی در سر مزرعه یک محصول P_d، با قیمت مرجع تعدیل شده، P_m، مقایسه می‌شوند. روش محاسبه و تعدیل P_m برای محصولات وارداتی و صادراتی به ترتیب در روابط ۲ و ۳ بیان شده است.

$$P_m = P_r \times Q_{adj} + (C_p + T_{d1}) \quad \text{برای محصولات وارداتی} \quad (۲)$$

$$P_m = P_r \times Q_{adj} - (C_p + T_{d1}) - M \quad \text{برای محصولات صادراتی} \quad (۳)$$

که در آن، Pr قیمت مرجع در سرمرز، C_p هزینه‌های مرزی (انواع هزینه‌های گمرکی و غیرگمرکی در سرمرز به غیر از تعرفه‌ها و هزینه‌هایی که از سیاست‌های تجاری ناشی می‌شوند)، T_{d1} همه هزینه‌های بارگیری، حمل‌ونقل، تخلیه، نگهداری و بازاریابی کالای وارداتی از سرمرز تا سرمزرعه، M همه هزینه‌های فراوری و بازاریابی کالای داخلی از مزرعه تا سرمرز (در مورد محصولاتی مانند انگور که به صورت فرآوری شده صادر می‌شود)، Q_{adj} ضریب تعدیل تفاوت‌های کالایی[2] است. هم‌چنین، بمنظور انجام محاسبات از نرخ ارز تعادلی استفاده شد[3] (اتقایی۱۳۸۹). به این ترتیب، روابط بالا قیمت کالاهای تولید داخل و وارداتی یا صادراتی محصولات را در سطح خاصی از بازار قابل مقایسه می‌کنند. قیمت مرجع با استفاده از هزینه‌های بارگیری، حمل و نقل، تخلیه و بازاریابی کالای تجاری، از سرمرز تا سرمزرعه، و ضریب تعدیل تفاوت کالای داخلی و تجاری، تعدیل می‌شود. بنابراین، شکاف قیمتی (حمایت از قیمت بازاری) در سطح مزرعه برای محصول(j) به صورت اختلاف قیمت تولیدکننده (یا سرمزرعه) و قیمت مرجع تعدیل شده محاسبه می‌شود (حسینی وهمکاران ۲۰۱۱).

$$MPS_j = \left(P_j^d - P_j^{ar}\right) \times Q_j \quad (۴)$$

که در آن، P_j^d قیمت تولید کننده کالای j، P_j^{ar} قیمت مرجع تعدیل شده کالای j و Q_j: مقدار

---

[1]- Adjusted reference price

۱- این ضریب دلالت بر تفاوت‌های کالایی می‌کند و هنگامی که بزرگ تر از صفر باشد، به این معنی است که کیفیت کالای داخل نا مطلوب تر از کالای تجاری (وارداتی یا صادراتی) است.

[3]- بمنظور دستیابی به آمار و داده‌های مربوط به مقادیر نرخ ارز تعادلی و روش محاسبه آن، به پایان نامه کارشناسی ارشد اتقایی با عنوان " برآورد نرخ ارز تعادلی و بررسی اثر انحراف نرخ ارز بر شاخص حمایت از تولید کننده بخش کشاورزی"، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران، دانشکده مهندسی اقتصاد و توسعه‌ی کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی مراجعه فرمایید.

کالای j می‌باشد. پرداخت‌های بودجه ای به محصولات (BP) به سه دسته تقسیم می‌شود: الف) پرداخت بر اساس سطح زیرکشت یا تعداد دام: معیاری از ارزش پولی پرداخت‌های ناخالصی که از مالیات‌پردازان به تولیدکنندگان محصول یا محصولاتی خاص، در اثر سیاست‌هایی که بر اساس سطح زیر کشت یا تعداد دام جاری پرداخت انجام می‌دهند، صورت می‌گیرد. ب) پرداخت بواسطه استفاده از نهاده‌های یارانه‌ای: پرداخت‌هایی که (یارانه‌ها) در اثر سیاست‌های حمایتی که بین قیمت داخلی و جهانی نهاده‌های تولیدی شکاف ایجاد می‌کنند، به تولیدکنندگان محصولات کشاورزی صورت می‌گیرد، این پرداخت‌ها از راه رابطه زیر محاسبه می‌شوند:

$$BP = \sum_{i=1}^{n} (\mathrm{PDi} - \mathrm{PWi})\mathrm{Qi} \qquad (۵)$$

که در آن Q_i مقدار استفاده از نهاده i ام در تولید، P_{Di} قیمت داخلی یا قیمت یارآن‌های نهاده i ام، P_{Wi} قیمت تعدیل شده نهاده i ام و $i= 1,\ldots n$ تعداد نهاده‌های یارآن‌های مورد استفاده در تولید محصولات کشاورزی است. از حاصل جمع حمایت از قیمت بازاری و مجموع پرداخت‌های بودجه‌ای مقدار حمایت از تولیدکنندگان هر یک از محصولات کشاورزی بدست می‌آید.

$$PSE_i = MPS_i + BP_i \qquad (۶)$$

اگر مقدار MPS کل، از کل پرداخت‌های بودجه‌ای دولت به مصرف‌کنندگان کسر شود، مقدار کل حمایت از مصرف‌کنندگان (CSE) بدست می‌آید (OECD، ۲۰۰۸).

$$CSE = BP - MPS \qquad (۷)$$

روش دیگر محاسبه‌ی مقدار کل حمایت از مصرف‌کنندگان (CSE)، محاسبه‌ی مقدار CSE برای هر یک از کالاها و جمع موارد محاسبه شده است. مقدار CSE برای هر محصول از رابطه زیر بدست می‌آید (OECD، ۲۰۰۸):

$$CSE = BP_i - Q_i(p_d - p_a) \qquad (۸)$$

که در آن، Q_i مقدار مصرف کالای i ، P_d قیمت داخلی(سرمزرعه) کالای i ، P_a قیمت مرجع کالای i ، BP_i مقدار یارانه مصرفی و حمایت‌های بودجه‌ای دولت ازکالای i است. حمایت از خدمات عمومی در بخش کشاورزی (GSSE) معیاری است که ارزش پولی ناخالص سالیانه اختصاص یافته به خدمات عمومی را در بخش کشاورزی اندازه‌گیری می‌کند. پرداخت‌های خدمات عمومی کشاورزی به تصمیم‌ها و فعالیت‌های فردی کشاورزان یا مصرف‌کنندگان ارتباط ندارد، هم‌چنین، تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان بصورت فردی چیزی دریافت نمی‌کنند و این پرداخت‌ها بر دریافتی‌های مزرعه و هزینه‌های مصرف‌کننده تأثیری نمی‌گذارند (OECD، ۲۰۰۸). سازمان

خوار و بار کشاورزی (فائو) شاخص جمعی امنیت غذایی خـانوار[1](AHFSI) را توسـعه داده اسـت. این شاخص روی کار سن (۱۹۷۶) و بیگ من (۱۹۹۳) بنا نهاده شده است. دراین شاخص با شرکت هر سه عنصر امنیت‌غذایی یعنی موجود بودن غذا و پایداری عرضه غذا و دسترسی به غـذا مبـادرت به اندازه گیری سطح امنیت‌غذایی شده است. سفر خانلو ومحمد نزاد(۱۳۹۰).

$$AHFSI = 100 - \left[H\left(\left(G + (1-G)I^{p}\right)\right) + \frac{1}{2} CV\left(1 - H\left(G + (1-G)\right)I^{p}\right)\right] \qquad (۹)$$

که در رابطه ۹، $H = \frac{P_U}{P_T} \times 100$ ، $G = \frac{C_s - C_{AU}}{C_s \times H}$ و

$I^{p} = 1 + \left(\frac{1}{N}\right) - \left[\frac{2}{\left(m \times N^{2}\right)}\right]\left[\sum_{i=1}^{N} (N - i + 1) Y_i\right]$ می‌باشد.

P_U: تعداد افرادی که کمتر از استاندارد انرژی یا پروتئین دریافت کرده اند، P_T: تعداد کل جمعیت مورد مطالعه، H: درصد افرادی که کم‌تر از استاندارد انرژی یا پروتئین دریافت کرده‌اند، C_S: انرژی یا پروتئین استاندارد، C_{AU}: میانگین انرژی یا پروتئین دریافتی کم‌تر از استاندارد، G: شدت کمبود انرژی و یا پروتئین دریافتی، S: انحراف معیار عرضه انرژی یا پروتئین طی زمان، $\bar{X}$: میانگین عرضه انرژی یا پروتئین طی زمان، CV: ضریب تغییرات عرضه انرژی و پروتئین، I^{P}: ضریب جینی توزیع مخارج بین افراد فقیر، N: کل افرادی که زیر خط فقر قرار گرفته اند، i: i امین فردی که زیر خط فقر قرار گرفته است، Y_i: هزینه ناخالص i امین فردی که زیر خط فقر قرار گرفته است، m: میانگین هزینه ناخالص افراد زیر خط فقر. این شاخص به دو بخش اصلی قابل تجزیه است. بخش نخست مربوط به کار شاخص فقر آمارتیاسن[2] $H\left(\left(G + (1-G)I^{p}\right)\right)$ که با استفاده از سه عنصر سطح فقر غذایی (H)، عمق فقرغذایی (G)، توزیع فقرغذایی (I^{P}) تعریف شده است. بخش دوم مربوط به کار بیگمن $0.5\,CV\left(1 - H(G + (1-G))I^{p}\right)$ در مورد احتمال رویارویی افراد با فقرغذایی است که افزون بر سه عنصر یاد شده ضریب تغییرات را با ضریب ۰/۵ وارد نموده است. این شاخص یک شاخص تجزیه‌پذیر برای تعیین رتبه امنیت‌غذایی در یک کشور بر پایه شکاف غذایی، نابرابری در توزیع غذا بین خانوارها و ناپایداری در دست‌یابی سالانه به غذا می‌باشد. دامنه این شاخص از صفر تا ۱۰۰ می‌باشد. اگر مقدار شاخص کم‌تراز ۶۵ درصد باشد، کشور در وضعیت بحرانی از نظر امنیت غذایی است، بین ۶۵ تا ۷۵ درصد امنیت‌غذایی، بین ۷۵ تا ۸۵ درصد، امنیت‌غذایی متوسط و بالای ۸۵ ، کشور دارای امنیت‌غذایی بالایی است یوتوپولوس (۱۹۹۷). این شاخص برای مقایسه وضعیت امنیت‌غذایی کشورها و یا ارایه نگاره‌ای از روند پیشرفت یک کشور در طی زمان قابل استفاده است.

1- Aggregate Household Food Security Index
2 -Sen

هم‌چنین، می‌توان با آن وضعیت امنیت‌غذایی گروههای گوناگون درآمدی را نیز مقایسه کرد. در محاسبه شاخص جمعی امنیت‌غذایی خانوار، G شدت کمبود انرژی یا پروتئین دریافتی و I^p مقدار نبود نسبی غذا در بین گروههای افراد سوء تغذیه‌ای را نشان می‌دهند. متغیرهای H و G و I^p به میانگین یکسال بر می‌گردد و به میانگین مصرف غذای هر فرد بستگی دارد.

پس از محاسبه شاخص امنیت غذایی، به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین این شاخص‌ها پرداخته می‌شود. در روش ARDL برای هر یک از متغیرها با استفاده از معیارهایی مانند شوارتز- بیزین، آکائیک و حنان کوئین، وقفه‌های بهینه انتخاب می‌شوند. این روش روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به گونه هم‌زمان تخمین می‌زند. در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه هم‌جمعی متغیرها- که در روش انگل- گرنجر ضروری است- نیازی نیست. متدلوژی[1] ARDL در حالتی که متغیرها ترکیبی از متغیرهای I(1) و I(0) باشند، بازهم قابل کاربرد است. الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) روی هم رفته، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها، همانند رابطه زیر وارد شوند.

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \qquad (۱۰)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده خود که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه بالا در نظر بگیرد.

$$\phi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \qquad (۱۱)$$

در روابط بالا Y_t متغیر وابسته و X_t متغیرهای مستقل هستند. جمله L عملگر وقفه و wt برداری S×1 است که نمایانگر متغیرهای از پیش تعیین شده در مدل شامل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و دیگر متغیرهای برون‌زا است.P تعداد وقفه‌های بکار رفته برای متغیر وابسته و q تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل (X_{it}) می‌باشد.

الگوی بالا یک الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نام دارد که در آن داریم:

$$\phi(L,P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - .... - \phi_p L^p \qquad (۱۲)$$

$$b_i(L,q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + ... + b_{iq}L^q \qquad i=1,2,\ldots,k \qquad (۱۳)$$

1- Autoregressive-Distributed Lag

تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از ضوابط آکائیک[۱] (AIC) ، شوارتز- بیزین[۲] (SBC) ، حنان- کوئین[۳] (HQC) و یا ضریب تعیین تعدیل شده[۴] تعیین کرد. معمولاً در نمونه‌های کوچک‌تر از ۱۰۰، از معیار شوارتز- بیزین استفاده می‌شود تا درجه آزادی زیادی از بین نرود. این معیار در تعیین وقفه‌ها صرفه جویی می‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجه آزادی بیش‌تری برخوردار خواهد بود (پرسن وشین۱۹۹۶). برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل، از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از این رابطه به دست می‌آیند:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(L,q_i)}{1-\hat{\phi}(L,p)} = \frac{\hat{b}_{i0}+\hat{b}_{i1}+...+\hat{b}_{iq}}{1-\hat{\phi}_1-\hat{\phi}_2-...-\hat{\phi}_p}, i=1,2,...,k \quad (۱۴)$$

از رابطه بالا، مقدار آماره t مربوط به ضریب محاسبه شده بلندمدت نیز قابل محاسبه است. ایندر۵ (۱۹۹۳) نشان می‌دهد که آماره‌های t از این نوع، دارای توزیع نرمال حدی معمول هستند و آزمون t بر اساس کمیت‌های بحرانی معمول از توان خوبی برخوردار است. بنابراین، به کمک θ_i می‌توان آزمون‌هایی معتبر را در مورد وجود رابطه بلندمدت انجام داد. در روش ARDL برای تخمین رابطه بلند مدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای به صورت زیر استفاده کرد. در مرحله نخست وجود ارتباط بلند مدت بین متغیرهای مورد بررسی آزمون می‌شود.در این مرحله، برای بررسی این‌که رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نیست، دو روش وجود دارد:

در روش نخست پس از تخمین مدل پویای ARDL فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0 : \sum_{i=1}^{p} \phi_i - 1 \geq 0$$

$$H_a : \sum_{i=1}^{p} \phi_i - 1 \prec 0 \quad (۱۵)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌جمعی یا رابطه بلندمدت است. برای انجام آزمون مورد نظر که به وسیله بارنجی و همکاران(۱۹۹۳)، ارایه شده است، باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر

1- Akaike Criter
2- Schwarz Criter
3- Hannan-Quinn Criter
4- R-Bar Squared
5- Inder(1993)

وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب یاد شده تقسیم شود که آماره آزمون از نـوع آمـاره t بدست می‌آید.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\phi}_i}} \qquad (۱۶)$$

اگر قدرمطلق آماره t بدست آمده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارایه شده به وسیله بنرجـی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵٪ بزرگ تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر نبود هم‌جمعی رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

روش دوم که به وسیله پسران و شین ارایه شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهـای مورد بررسی به وسیله محاسبه آماره F بـرای آزمـون معنـی‌داری سـطوح باوقفـه متغیرهـا در فـرم تصحیح خطا مورد بررسی قرار می‌گیرد.

در واقع در مطالعه‌ی حاضر روابط زیر مورد استفاده قرار گرفته است:

$$\Delta AHFSI_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{i=1}^{n} \Delta AHFSI_{t-i} + \alpha_2 \sum_{i=1}^{n} \Delta OPEN_{t-i} + \alpha_3 \sum_{i=1}^{n} \Delta CO2_{t-i} + \lambda_{1i} \sum_{i=1}^{m} ECT_{i,t-1} + \mu_t$$
$$\Delta TSE_t = \phi_0 + \phi_1 \sum_{i=1}^{n} \Delta AHFSI_{t-i} + \phi_2 \sum_{i=1}^{n} \Delta OPEN_{t-i} + \phi_3 \sum_{i=1}^{n} CO2_{t-i} + \phi_{1i} \sum_{i-1}^{m} ECT_{i,t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۷)$$

که در رابطه بالا، AHFSI شاخص امنیت غذایی کشور، CO2 مقدار انتشار گازهای گلخانه‌ای کشور براساس نظر آگاراوال و همکاران (۲۰۰۴)، تیلامان وهمکاران (۲۰۰۲) و بیرنسیما (۲۰۰۳) انتشار گازهای گلخانه بر محیط زیست و در نهایت، کیفیت و مقدار تولید محصولات کشاورزی اثرگذار است که این خود ممکن است منجر به مخاطره افتادن وضعیت تولید و امنیت غذایی یک کشور شود). برای مثال، وانگ (۲۰۱۰) در مطالعه خود نشان داد که تغییرات نامناسب اقلیمی و انتشار گازهای گلخآن‌های، تولید غذا را کاهش و منجر به کمبود عرضه غذا شده و بر امنیت غذایی اثرگذار خواهد بود. هم‌چنین، OPEN بیانگر نسبت صادرات و واردات بخش کشاورزی به ارزش افزوده این بخش به عنوان متغیر جایگزین درجه بازبودن تجارت این بخش می‌باشد. در رابطه بالا، ECT نشان‌دهنده ضریب تعدیل و حرکت رابطه کوتاه مدت به سمت بلندمدت بوده که مقدار آن باید منفی، معنادار و بین صفر و یک می‌باشد و هم‌چنین، متغیر CO2 به عنوان یک متغیر برونزا وارد مدل شده است.

نتایج تجربی

بمنظور بررسی ارتباط بین درجه بازبودن تجارت بخش کشاورزی و امنیت غذایی کشور، ابتدا لازم است تا وضعیت مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. هم‌چنین، قابل یادآوری که بمنظور کامل‌تر شدن مدل مورد بررسی، انتشار گازهای گلخانه ای به عنوان یکی از عوامل موثر بر نامطلوب شدن شرایط آب و هوایی و گرم شدن زمین و هم‌چنین، اثرگذاری بر مقدار آب مصرفی و کیفیت محصولات تولیدی و در نهایت، بر وضعیت امنیت غذایی، به عنوان یک متغیر سوم در تحلیل و بررسی این مدل مورد استفاده قرار گرفت. به همین منظور، متغیر AHFSI شاخص امنیت غذایی، متغیر OPEN درجه بازبودن تجارت بخش کشاورزی و CO2 میزان انتشار گازهای گلخآن‌های را نشان می‌دهد. نتایج آزمون پایایی متغیرها با استفاده از دو آماره‌ی ADF[1] و PP[2] به صورت جدول ۱ ارایه شده است.

نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد مرتبه پایایی متغیرها صفر و یک بوده و لذا، می‌توان از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی برای تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده نمود. پیش از تخمین رابطه بلندمدت لازم است الگوی پویا برآورد شود. نتایج برآورد در جدول ۲ گزارش شده است.

نتایج برآورد الگوی پویا به روش ARDL نشان می‌دهد که متغیر مقدار وقفه‌دار شاخص امنیت غذایی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر مقدار امنیت غذایی در دوره جاری داشته و ضریب آن برابر با ۰/۵۴ واحد می‌باشد. به بیان دیگر، با افزایش یک درصدی میزان تسهیلات اعطا شده بانک‌ها در دوره گذشته و با ثابت بودن سایر متغیرهای توضیحی می‌توان انتظار داشت که شاخص امنیت غذایی در سال جاری به طور میانگین در حدود ۰/۵۴ درصد افزایش یابد. گفتنی است که در برآورد الگوی پویا از معیار تعیین وقفه شوارتز- بیزین استفاده شده که در آن مقدار وقفه بهینه متغیر وابسته (مقدار شاخص امنیت غذایی) برابر با یک و وقفه بهینه سایر متغیرهای توضیحی به ترتیب، یک، صفر، صفر و صفر تعیین شده است. دلیل استفاده از معیار اطلاعاتی شواتز- بیزین در این مطالعه پایین بودن حجم نمونه مورد بررسی می‌باشد.

متغیر انتشار گاز دی‌اکسید کربن تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص امنیت غذایی داشته و با افزایش آن، تولید محصولات غذایی و کشاورزی کاسته شده و در نتیجه آن شاخص امنیت غذایی کاهش می‌یابد. متغیر درجه بازبودن تجارت بخش کشاورزی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص امنیت غذایی داشته و با افزایش یک واحدی آن در حدود ۰/۱۵ واحد، شاخص امنیت غذایی

[1]- Augmented Dickey–Fuller test (ADF) tests
[2]-Phillips–Perron test

افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، انتظار بر این است با افزایش مقدار صادرات و روی هم رفته، تجارت بخش کشاورزی، شاخص امنیت غذایی کشور بهبود یابد. ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده برای مدل بالا به ترتیب برابر با ۰/۹۸ و ۰/۹۷ می‌باشد که دلالت بر برازش بالای مدل و قدرت توضیحی بیش‌تر متغیرهای توضیحی در تبیین نوسانات متغیر میزان تسهیلات ارایه شده به وسیله سیستم بانکی کشور می‌باشد.

برای بررسی وجود و یا عدم وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای توضیحی و وابسته لازم است مقدار آماره t محاسبه شده و این مقدار با مقادیر بحرانی بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) مقایسه شود. بمنظور محاسبه مقدار آماره آزمون t، مجموع مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته از عدد یک کسر شده و حاصل بر مجموع انحراف معیار متغیرهای وابسته تقسیم می‌شود. از آن‌جا که وقفه بهینه متغیر وابسته در این مدل برابر با یک تعیین شده است، لذا مقدار آماره آزمون t به صورت زیر محاسبه شده است:

$$t = \frac{۰.۵۴ - ۱}{۰.۰۸} = -۵.۹۷$$

پس از محاسبه مقدار آماره t و برای آزمون وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت این مقدار با مقدار بحرانی بنرجی و همکاران (۱۹۹۲) مقایسه شده که مقدار بحرانی برای تعداد متغیرهای توضیحی مورد استفاده در مدل و در سطح معنی‌دار ۵ درصد برابر با ۴/۵۸- بوده که قدرمطلق مقدار آماره t از قدر مطلق مقدار بحرانی بزرگ‌تر می‌باشد، لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌جمعی میان متغیرهای مدل در سطح معنی‌دار ۵ درصد رد شده و وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها مورد تأیید قرار می‌گیرد.

در مرحله بعد لازم است با استفاده از آماره‌های آزمون تشخیص[1] نرمال بودن توزیع جملات اختلال، عدم وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس و هم‌چنین، شکل تبعی مناسب مدل مورد آزمون قرار گیرد. نتایج آزمون‌های تشخیص در جدول ۳گزارش شده است.

نتایج آزمون‌های تشخیص الگوی پویا نشان می‌دهد که مدل برآورد شده در سطح معنی‌دار ۵ درصد دارای خودهمبستگی می‌باشد، ولی به دلیل پویا بودن مدل قابل قبول است، ولی در همان سطح معنی داری، دارای ناهمسانی واریانس، شکل تبعی نامناسب نبوده و توزیع جملات اختلال به صورت نرمال می‌باشد. در مرحله بعد با بهره‌گیری از آزمون‌های CUSUM[2] و CUSUMSQ[3] ثبات

1- Diagnostic Tests
2 -Cumulative Sum
3- CUSUM Squared

و پایداری ضرایب برآورد شده بررسی شده است که نتایج در نمودارهای (۱و۲) نشان داده شده است.

نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ بیانگر این است که مقدار آماره آزمون کم‌تر از مقادیر بحرانی در سطح معنی‌دار ۵ درصد بوده و فرضیه صفر مبنی بر ثبات ضرایب برآورد شده رد نمی‌شود. لذا، مدل برآورد شده دارای تغییرات ساختاری نبوده و می‌توان آزمون‌های آماری را پیرامون ضرایب برآورد شده انجام داده و ضرایب را تفسیر آماری و اقتصادی کرد. در بخش بعدی نتایج مدل تصحیح خطا برای مدل پژوهش تخمین زده شده تا سرعت تعدیل خطای کوتاه مدت به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت آن تعیین شود. نتایج برآورد در جدول ۴ ارایه شده است. بر اساس نتایج الگوی تصحیح خطا می‌توان بیان کرد که مقدار تفاضلی دوره جاری درجه بازبودن تجارت تأثیر مثبت و معنی‌دار و متغیر مقدار تفاضل جاری انتشار گازی دی‌اکسید کربن تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص امنیت غذایی کشور در کوتاه مدت دارند. هم‌چنین، مقدار وقفه‌دار ضریب جمله تصحیح خطا نیز تأثیر منفی و معنی‌دار بر متغیر وابسته داشته و ضریب آن برابر با ۰/۶۸- می‌باشد. به بیان دیگر، در حدود ۶۲ درصد از خطای عدم تعادل در کوتاه مدت تعدیل شده و در مدت زمان کمتر از دو سال این خطای عدم تعادل به صورت کامل از بین می‌رود. مقدار ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده و هم‌چنین، مقدار آماره آزمون F دلالت بر قدرت برازش نسبتاً بالای مدل و معنی‌دار بودن کلی ضرایب برآورد شده دارد. در ادامه ضرایب بلندمدت هر یک از متغیرهای توضیحی برآورد شده است که نتایج در جدول ۵ ارایه شده است.

نتایج برآورد ضرایب بلندمدت مدل بیانگر این است که در بلندمدت انتشار گاز دی‌اکسید کربن تأثیر منفی و معنی‌دار و متغیر درجه بازبودن تجارت بخش کشاورزی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر مقدار سلامت و امنیت غذایی کشور در بلندمدت دارند. به بیان دیگر، با افزایش یک درصد درجه بازبودن تجارت در بخش کشاورزی در حدود ۰/۲۱ درصد، شاخص امنیت و سلامت غذایی کشور افزایش می‌یابد. افزون بر این، افزایش یک درصدی انتشار گاز دی‌اکسید کربن، به اندازه ۰/۲۱ درصد از شاخص امنیت و کیفیت غذایی می‌کاهد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه، اثر درجه بازبودن تجارت از بخش کشاورزی بر شاخص امنیت غذایی کشور در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی و روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۸ مورد تحلیل قرار گرفت. بررسی شاخص امنیت غذایی محاسبه شده نشان می‌دهد که مقدار آن از ۸۶/۷۵ در سال ۱۳۶۸ به مقدار ۹۴ در سال ۱۳۸۸ افزایش داشته است. در واقع،

این روند رو به رشد نشان می‌دهد که وضعیت امنیت غذایی کشور در این دوره زمانی بهبود یافته است. البته، در بین این سال‌ها با نوسان‌هایی روبه‌رو بوده، اما روی هم رفته، شرایط بهبود یافته است. برای مثال، در سال ۱۳۸۳ و پس از اجرای سیاست یکسان سازی نرخ ارز، مقدار شاخص معادل ۹۲/۵۸ که نسب به سال پیش با مقدار ۹۲/۸۳، کاهش اندکی داشته است. هم‌چنین، بررسی شاخص حمایت از بخش کشاورزی نشان می‌دهد که در سال‌های ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴ بالاترین مقدار حمایت از بخش کشاورزی انجام شده است. نتایج بررسی ارتباط بین درجه بازبودن تجارت بخش کشاورزی و شاخص حمایت از بخش کشاورزی، نشان دهنده اثر مثبت و معنادار نسبت تجارت به ارزش افزوده بر امنیت غذایی خانوارهای ایرانی است. لذا، بهبود شرایط حمایت‌های سیاستی و هدفدار نمودن آن در جهت تاثیر مثبت بر وضعیت امنیت غذایی کشور ضروری به نظر می‌رسد. یکی از مهمترین عوامل موثر بر بهبود سیاست‌های حمایتی که می‌توان مورد توجه قرار داد، اعمال سیاست‌هایی به منظور کاهش هزینه تولید و افزایش بهره‌وری تولیدکنندگان بخش کشاورزی است که این امر از راه بهبود شرایط فنی و تکنولوژیکی بواسطه انجام مطالعات امکانات، قابلیت‌ها و پتانسیل‌های مکانیزاسیون کشاورزی، تقویت و توسعه مکانیزاسیون کشاورزی در سطوح و مراحل گوناگون تولید، حمایت، هدایت و نظارت بر تشکل‌های خدمات مکانیزاسیون، اعطای تسهیلات بانکی لازم به کشاورزان بمنظور تهیه امکانات فناوری، امکان‌پذیر خواهد بود. افزایش استفاده از فناوری در راستای تولید محصولات کشاورزی، منجر به بهبود بهره‌وری و از راه آن رشد بخش کشاورزی خواهد شد که این رشد به گونه مستقیم و یا غیر مستقیم به بهبود وضعیت خانوارهای شهری و روستایی کمک کرده و با افزایش دستمزدها، کاهش قیمت مواد غذایی و تقاضای بیش‌تر برای کالاها و خدمات واسطه‌ای همراه می‌شود که در نهایت، دارای اثراتی مثبتی بر وضعیت تولیدات داخلی و در نهایت، امنیت غذایی کشور می‌باشد. هم‌چنین، بحث حمایت‌های نهاده‌ای از راه فراهم کردن نهاده‌های ارزان قیمت با کیفیت بالا مانند بذرهای اصلاح شده این امر را امکان‌پذیر می‌کند. از سوی دیگر، لازم است تا سیاست‌های تشویقی در حمایت از سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش کشاورزی انجام گیرد که یکی از مهم‌ترین مباحث در این بخش، صنایع تبدیلی است. با توسعه صنایع تبدیلی، افزون بر جلوگیری از بروز ضایعات صنعتی، ارزش افزوده در تولید ایجاد می‌شود. در هر بخش از تولید ضایعاتی وجود دارد که با استفاده از روش‌های نوین، می‌توان آن را در چرخه تولید دوباره بازآفرینی کرد که این خود یکی از مهم‌ترین عوامل در کاهش ناامنی غذایی در یک کشور بشمار می‌رود. هم‌چنین، یکی دیگر از موارد مهم در سیاست‌های حمایتی در بخش کشاورزی که در نهایت، منجر به بهبود وضعیت امنیت غذایی در کشور خواهد شد، بیمه‌های کشاورزی است. بیمه کشاورزی یکی از مهم‌ترین سازوکارهای ایجاد امنیت در سرمایه‌گذاری‌های

انجام شده و رویارویی با ریسک‌های فراوانی است که سرمایه‌گذاری‌های بخش را تهدید می‌کند. به بیان دیگر، مهم‌ترین ابزار برای تبدیل مدیریت بحران به مدیریت ریسک بشمار می‌رود. بیمه محصولات کشاورزی به کشاورزان کمک می‌کند تا بمنظور کاهش ریسک، بهترین برنامه‌های مدیریتی و استراتژی‌های پایدار را بکار ببرند. هم‌چنین، حمایت‌های قیمتی دولت در زمینه سیاست قیمت تضمینی و تعیین به موقع و بهینه آن و هم‌چنین، خرید به موقع محصولات و طبقه‌بندی قیمت خرید آن‌ها بر اساس کیفیت تولیدی، منجر به تشویق بیش‌تر کشاورزان در تولید محصولات و هم‌چنین، دقت بیش‌تر در افزایش کارایی و کیفیت محصولات‌شان می‌شود. صندوق حمایت توسعه کشاورزی نیز در زمینه تامین امنیت غذایی کشور جایگاهی ویژه دارد که از جمله آن می‌توان به جلوگیری از خروج سرمایه‌های بخش، سهیم کردن تولیدکنندگان و بهره‌برداران در فرایند برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری، تکمیل زیر ساخت‌های بخش کشاورزی، هدفمندکردن و تزریق بهینه یارانه‌ها، مدیریت بهینه منابع مالی و افزایش نرخ رشد سرمایه‌گذاری اشاره داشت. بحث پژوهش و آموزش و ترویج نظام بهره‌برداری نیز از عوامل مهم و تاثیرگذار بر سیاست‌های حمایتی در راستای بهبود شرایط امنیت غذایی است. آشنایی با مبانی کیفیت در تولید محصولات سالم، آشنایی با استانداردهای تولید محصول سالم، آشنایی با کشاورزی ارگانیک، برگزاری کلاس‌های آموزشی، مزارع نمایشی، فیلم‌های آموزشی و تکثیر و انتشارات فنی و تولید برنامه‌های رادیویی و تلویزیونی از جمله اقدام‌های مثبت در مجموعه سیاست‌های حمایتی دولت و نیل به تولیدات بیش‌تر، باکیفیت‌تر، هزینه کم‌تر و در نهایت، دست‌یابی به اثرات مثبت بر امنیت غذایی بشمار می‌رود. در نهایت، با توجه به اهمیت تعرفه‌ها و قیمت‌های وارداتی نهاده‌ها و برخی محصولات خاص کشاورزی، با هدف حمایت از روند رشد کشاورزی و فقرزدایی، لازم است تا نظام اقتصادی در حال توسعه از راه حذف یا کاهش موانع تجاری با اقتصاد جهانی تلفیق و همراه شده و به موضوع تجارت چند جانبه در میان خود و یا با کشورهای توسعه یافته بپردازند. کشورهای در حال توسعه‌ای مانند ایران برای ایفای نقش رقابت آمیز، باید مزیت‌ها و بهره‌وری محصولات کشاورزی خود را از راه اعمال تغییرات لازم در الگوهای مناسب کشت، بهبود فناوری‌های تولید، ارتقای کانال‌های بازاریابی و دیگر راهکارهای تکمیلی افزایش دهند تا از منافع واقعی ناشی از آزاد سازی تجاری بهره‌مند شوند که همانا یکی از منافع مهم آن برقراری و ثبات امنیت غذایی کشور است. رفع موانعی مانند تعرفه‌های سنگین واردات محصولات کشاورزی و مواد غذایی، از ابعادی مهم در چرخه فقر زددایی برخوردار است. این پدیده سبب می‌شود تا قیمت مواد غذایی پایین آمده و در نهایت، مصرف‌کننده بهره‌مند شود. از آن جا که جمعیت فقیر، بخش قابل ملاحظه ای از درآمد خود را صرف غذا می کند، در پی کاهش موانع تجاری، این گروه از منفعتی بیش‌تر بهره مند خواهند شد، هر چند در این

بین نباید از بحث تولید داخلی و حمایت از تولیدکنندگان غافل بود. هم‌چنین، افزایش نسبت صادرات محصولات گروه کالاهای کشاورزی می‌تواند زمینه افزایش مقدار صادرات و بهبود کیفیت تولید مواد غذایی را فراهم کرده و از این راه به افزایش کیفیت شاخص امنیت غذایی کشور منجر شود.

سپاسگزاری

این پژوهش با حمایت مالی معاونت محترم پژوهشی دانشگاه زابل با کد پژوهانه UOZ-GR-9517-41 انجام گرفت که از ریاست محترم دانشگاه و معاونت محترم پژوهشی سپاسگزاری می‌شود .

منابع

- اتقائی، م (۱۳۸۹)برآورد نرخ ارز تعادلی و تاثیر آن بر برآورد حمایت از تولید کننده کشاورزی در بخش کشاورزی ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، ایران.

- ربیعی، هادی، سالارپور، م. و صبوحی صابونی، م. (۱۳۹۱)، اثر متغیرهای اقتصاد کلان بر درآمد بخش کشاورزی ایران، مجله پژوهشات اقتصاد کشاورزی، شماره اول: ۸۵-۶۵.

- حسینی، س.س (۱۳۸۵) مدل های اقتصادی تجزیه و تحلیل قیمت و سیاست کشاورزی، انتشارات دانشگاه تهران

- حسینی، س. س.، پاکراوان، م. ر.، گیلانپور، ع.، و حقی، م (۱۳۹۰) بررسی تأثیر سیاست حفاظت در بخش کشاورزی ، اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۲۵ (۴)، ۵۰۷-۵۱۶

- ساسولی م.، صالح ا. (۱۳۸۶) ، بررسی تاثیر سیاستهای پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران، مجله اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی)، شماره سوم دوره اول :۲۴۲-

- ساراخانلو، ا.، و محمدی نجد، ع (۱۳۹۰) بررسی تاثیر ضایعات نان بر خط فقر و امنیت غذایی شاخص روستایی و شهری ایران طی سال های ۲۰۰۱-۲۰۰۷، اقتصادی و توسعه کشاورزی، ۱۹ (۷۵)، ۵۳-۷۷

- محرابی بشرآبادی، ح.، و موسوی محمدی، ح (۱۳۸۸) اثر آزاد سازی تجارت بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی، مجله مطالعات توسعه روستایی، ۱۲، ۱-۱۲ .

- محرابی بشرآبادی، ح.، و موسوی محمدی، ح (۱۳۸۹) تجزیه و تحلیل سیاست های حفاظت کشاورزی در تأمین امنیت غذایی خانوارهای روستایی در ایران، کشاورزان و توسعه اقتصادی، ۱۸ (۷۰)، ۱۷۵-۱۹۲

Refrences

-Abebaw, D., Yibeltal, F., & Belay, K., (2010). The impact of a food security program on household food consumption in Northwestern Ethiopia: A matching estimator approach, Food Policy 35 (2010) 286–293.

-Aggarwal, P.K., Joshi, P.K., Ingram, J. S. I., & Gupta, R.K. (2004). Adapting food systems of the Indo-Gangetic plains to global environmental change: key information needs to improve policy formulation. Environ. Sci. Policy 7, 487–498.

-Ahmad, Sh., Siddique Javed, M., & Ghafoor, A. (2004). Estimation of Food Security Situation at Household Level in Rural Areas of Punjab, International Journal of Agriculture & Biology, *6(3), 483-487*

-Bashir, M. Kh., Schilizzi, S. & Pandit, R. (2012). Food security and its determinants at the cross roads in Punjab Pakistan. Working Paper 1206, School of Agricultural and Resource Economics, http://www.are.uwa.edu.au.

-Bigman, D. (1993). The measurement of food security, In: Berck, P/ Bigman, D (eds.1993): Food security And Food Inventories, In Developing Countries, Wallinford: CAB International, 238-251.

-Bruinsma, J. (2003). World Agriculture: Towards 2015/2030. An FAO Perspective. Earthscan Publications Ltd., London.

-Caglayan, E., & Dayioglu, T. (2011). Comparing the Parametric and Semiparametric Logit Models: Household Poverty in Turkey, International Journal of Economics and Finance, 3(5), 197-207.

-del Ninno, C., & Dorosh, P. A., & Kalanidhi, S. (2007). Food aid, domestic policy and food security:
Contrasting experiences from South Asia and sub-Saharan Africa, Food Policy 32, 413–435.

-Cakmak, E. H. (2003). Evaluation of the past and future agricultural policies in Turkey: are they capable to achieve sustainability? Department of Economics Middle East Technical University, 155-165.

-Faridi, R., & Wadood, S. N. (2010). An Econometric Assessment of Household Food Security in Bangladesh, The Bangladesh Development Studies, Vol XXXIII, September 2010, No 3.

-Gopinath, M., Mullen, K., & Gualti, A. 2004. Domestic Support to Agriculture in the European Union and the United States: Policy Developments

since 1996. International Food Policy Research Institute, MTID Discussion Paper No. 75.

-Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52: 169-210.

-Johanson, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors, Journal of Economic Dynamics and Control, 12: 231 – 54 .

-Malik, Sh., Chaudhry, I. Sh., & Hanif, I. (2012). Analysis of Rural Poverty in Pakistan; Bi-Model Estimation of Some Selected Villages. International Journal of Humanities and Social Science, 2 (8), 73-80.

-Miller, J.C., & Coble, K. H. (2006). cheap food policy: fact or rhetoric, Food Policy, 32, 98–111.

-Orden, D., Mullen, K., Sun, D., & Gulati, A. (2004). Agricultural Producer Support Estimates for Developing Countries Measurement Issues and Evidence from India, Indonesia, China, and Vietnam. International Food Policy Research Institute, Research Report Abstract, 152, 1-140.

-Scanlan, S. J. (2004). Women, Food Security, and Development in Less-Industrialize d Societies: Contributions and Challenges for the New Century, Journal of World Development, 32 (11), 1807-1829.

-Sen, A. (1976). Poverty: an ordinal approach to measurement, *Econometrics*, 4, 219-231.

-Tilman, D., Cassman, K.G., Matson, P.A., Naylor, R., & Polasky, S. (2002). Agricultural sustainability and intensive production practices. Nature 418, 671–677.

-WWW.OECD.COM/ PSE/CSE database 2008

-Wang, J. (2010). Food Security, Food Prices and Climate Change in China: a Dynamic Panel Data Analysis, Agriculture and Agricultural Science Procedia 1 (2010) 321–324

-Yotopoulos, P. A. (1997). Foodsecurity, Gender And Population, United Nations Population Fund.

پیوست‌ها

جدول ۱- آزمون پایایی متغیرهای مورد استفاده در مدل.

متغیر	سطح				تفاضل اول				درجه ایستایی
	ADF		PP		ADF		PP		
	محاسباتی	معنی داری	محاسباتی	معنی داری	محاسباتی	معنی داری	محاسباتی	معنی داری	
AHFSI	-۰/۷۰۲	۰/۸۲	-۰/۹	۰/۷۶	-۷/۳۲	۰/۰۰۰	-۱۷	۰/۰۰۰	I(۱)
CO2	۱/۸۴	۰/۹۹	۱/۵۴	۰/۹۹	-۶/۲۹	۰/۰۰۰۱	-۶/۲۹	۰/۰۰۰۱	I(۱)
OPEN	-۵/۹۸	۰/۰۰۰	-۵/۹۶	۰/۰۰۰	-	-	-	-	I(0)

ماخذ: نتایج پژوهش

جدول ۲- نتایج تخمین الگوی پویا به روش ARDL(1, 0,0).

عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی	ضریب	ارزش احتمال (PV)
C	۰/۷	۰/۱۳
$AHFSI_{t-1}$	۰/۵۴	۰/۰۰۴
$CO2_t$	-۰/۰۹	۰/۰۹
$OPEN_t$	۰/۱۵	۰/۰۰۲
$R^2 = ۰.۹۸, \bar{R}^2 = ۰.۹۷$ و $F = ۲۶۴.۷۴$		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳- نتایج آزمون‌های تشخیص الگوی پویا.

نام آزمون‌ها	مقدار آماره آزمون (F)	ارزش احتمال (PV)
آزمون وجود خودهمبستگی بین جملات اختلال	۰/۱۸	۰/۹۱
آزمون ناهمسانی واریانس	۲/۳۶	۰/۱۲
آزمون نرمال بودن جملات اختلال	۲/۶۷	۰/۲۶
آزمون شکل تبعی مدل	۱/۷	۰/۱۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴- نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا (ECM)

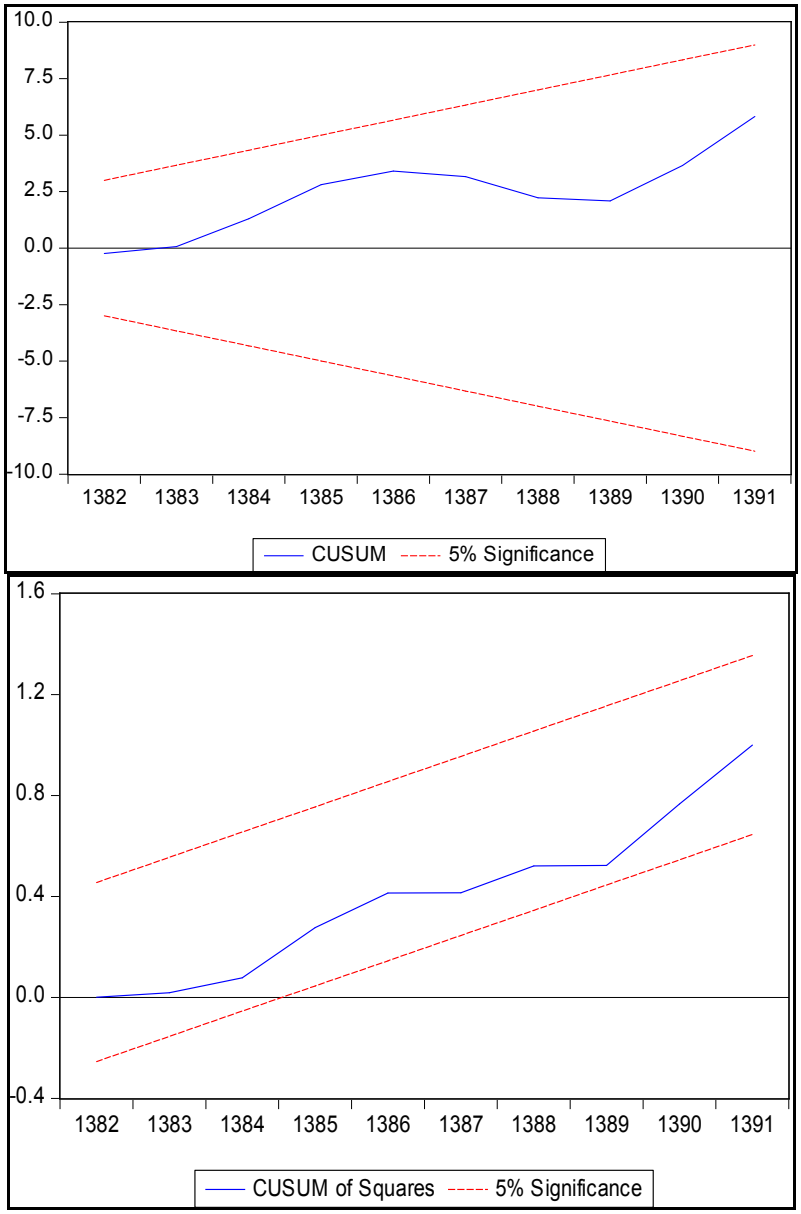
متغیرهای توضیحی	ضریب	ارزش احتمال (PV)
$dCO2_t$	-۰/۰۱۵	۰/۰۷
$dOPEN_t$	۱/۱۷	۰/۰۰۶
dC	۰/۷۳	۰/۱۳
ECM_{t-1}	-۰/۶۸	۰/۰۰۰
$R^2 = 0.87, \bar{R^2} = 0.76$ و $F = 10.52$		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵- نتایج مربوط به برآورد ضرایب بلندمدت مدل.

متغیرهای توضیحی	ضریب	ارزش احتمال (PV)
$CO2_t$	-۰/۲۹	۰/۰۳۵
$OPEN_t$	۰/۲۱	۰/۰۵۶
C	۱/۲۵	۰/۶۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش



نمودار ۱- نتایج آزمون‌های ثبات و پایداری ضرایب.

ماخذ: یافته‌های پژوهش