تأثیر آزادسازی تجارت محصولات کشاورزی بر قیمت مواد غذایی در ایران

مینا صمدپور هندواری[۱] محمد قهرمان‌زاده*[۲] و جواد حسین زاد[۲]

چکیده

گسترش تجارت و آزادسازی آن، از متداول‌ترین سیاست‌ها برای دست‌یابی به رشد و توسعه اقتصادی در اغلب کشورها به شمار می‌رود. آزادسازی تجارت محصولات کشاورزی و اثر آن بر قیمت مواد غذایی، به دلیل اهمیت مواد غذایی در سبد مصرفی خانوار، یکی از مهم‌ترین اهداف دولت‌ها برای دسترسی عموم جامعه به مواد غذایی سالم و کافی است. در مطالعه حاضر، تأثیر آزادسازی تجاری بر قیمت مواد غذایی در ایران بررسی شده‌است. بدین منظور، از مدل تصحیح خطای تک‌معادله‌ای (SEECM) روابط همگرایی بین شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) و مجموعه متغیرهای مربوط به تجارت و اثر آن بر قیمت‌های داخلی بهره گرفته شد و داده‌های سالانه مورد نیاز طی دوره زمانی سال‌های ۹۸-۱۳۶۸ از پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک اطلاعات گمرک جمهوری اسلامی ایران، FAOو MFI گردآوری شدند. نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF و DF-GLS نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد بررسی جمعی از درجه یک I(1) هستند. رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها به روش جوهانسون برآورد گردید که نتایج، حکایت از وجود یک رابطه همجمعی بین متغیرهای مورد بررسی دارد. نتایج برآورد مدل SEECM نشان‌دهنده آن است که ضریب تصحیح خطا معنی‌دار و دارای علامت منفی است. همچنین روابط تعادلی بلندمدت برآورد شده در مدل SEECM مؤید آن است که قیمت جهانی محصولات غذایی اثر مثبت و معنی‌دار و آزادسازی تجاری، اثری منفی و معنی‌دار بر قیمت مواد غذایی دارند. با توجه به نوسانات قیمت‌های جهانی و تأثیرپذیری قیمت‌های داخلی از آن، لزوم توجه به نوسانات قیمت‌های جهانی و نرخ ارز در تدوین سیاست‌های تجاری توصیه می‌شود.

واژه‌های کلیدی: آزادسازی تجاری، مواد غذایی، قیمت‌های جهانی، نرخ ارز.

[۱] دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد گشاورزی دانشگاه تبریز
[۲] دانشیاران گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز
E mail: Ghahremanzadeh@tabrizu.ac.ir

مقدمه

جهانی‌شدن، پدیده‌ای چندبعدی بوده که دارای جنبه‌های مختلف اقتصادی، اجتماعی و سیاسی است. از جهانی‌شدن، به عنوان فرآیندی از ادغام سریع اقتصادی بین کشورها، که شامل آزادسازی تجاری، جریان سرمایه‌گذاری و همچنین تغییرات تکنولوژیکی است یاد می‌شود. در جایی دیگر، از جهانی‌شدن با عنوان کاهش در موانع اعم از تکنولوژیکی یا قانونی برای مبادله اقتصادی میان ملت‌ها صحبت شده است. با وجود آن‌که پدیده جهانی‌شدن دارای جنبه‌های مختلفی، اعم از آزادسازی تجاری، تغییرات تکنولوژیکی، مهاجرت و جابه‌جایی سرمایه است، اما در متون اقتصادی، هر جا که صحبت از جهانی‌شدن پیش می‌آید، بحث بیشتر روی تجارت و آزادسازی تجاری متمرکز می‌شود (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۵).

افزایش شدید قیمت‌های جهانی مواد غذایی اصلی، یک تهدید جدی برای توسعه جهانی محسوب می‌شود. روند افزایش سریع در قیمت‌های جهانی مواد غذایی، منجر به افزایش قابل توجه فقر، کاهش سطح تغذیه و محدود شدن بهره‌مندی از خدماتی چون آموزش و بهداشت می‌شود که همه این موارد، اثر منفی بر رشد اقتصاد جهانی در آینده دارد (Ivanic & Martin, 2014). انتظار می‌رود افزایش قیمت مواد غذایی در بازارهای جهانی به قیمت‌های داخلی در کشورهای مختلف انتقال یابد. به ویژه این‌که تأثیرپذیری از بازارهای جهانی در کشورهایی که واردکننده مواد غذایی بوده و از تورم بالایی برخوردارند، بیشتر است (جاودان و همکاران، ۱۳۹۵).

برلینگیری و همکاران[1](۲۰۱۸) تأثیر توافق‌های تجاری بر رفاه مصرف‌کننده اتحادیه اروپا را مورد بررسی قرار داده‌اند. اثر رفاه در سه دسته قیمت کالا، تنوع و کیفیت مورد بررسی قرار گرفته است. برای تخمین میزان کشش تجاری برای دسته محدودی از کالاهای وارداتی به اتحادیه اروپا از داده‌های مربوط به ارزش و حجم برای استنباط میزان کیفیت استفاده شده است. برابر یافته های پژوهش موافقت‌نامه‌های تجاری در اتحادیه اروپا به طور متوسط حدود ۷ درصد کیفیت را افزایش می‌دهد، اما بر قیمت یا تنوع تأثیر نمی‌گذارد .کشورهای عضو درآمد بالا در اتحادیه اروپا شاهد افزایش کیفیت بسیار قوی‌تر و منافع کلی بیشتر برای مصرف‌کننده هستند.

لیم و بریور[2](۲۰۱۹) به تحلیل موافقت آزادسازی تجاری و ادغام بازار در کره جنوبی پرداختند. در این مطالعه از روش غیرخطی اتو رگرسیون آستانه‌ای (TAR) بهره گرفته شده است. نتایج موید آن بود که موافقت‌نامه‌های تجارت آزاد، تعرفه‌ها و هزینه‌های تجارت را کاهش می‌دهد و منجر به همگرایی قیمت داخلی به قیمت‌های خارجی شده است .سرلک و قیاسی (۱۳۹۷) تأثیر آزادسازی تجاری بر رشد صادرات و واردات کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اسلامی با استفاده از روش پویای داده‌های پانل را در طول دوره سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۸۱ مورد ارزیابی

[1] Berlingieri et al
[2] Lim and Breuer

قرار دادند. بدین منظور با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته GMM نشان داده شده است که آزادسازی تجاری بر رشد صادرات و واردات این کشورها تأثیر معنی‌داری داشته است و این اثر بر روی رشد واردات به مراتب بیشتر از اثر بر روی رشد صادرات است.

سالارپور و نارویی (۱۳۹۸) اثرات آزادسازی تجاری بر صادرات و واردات برخی محصولات کشاورزی در ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه تابع عرضه صادرات و تابع تقاضای واردات محصولات کشاورزی منتخب محاسبه، ایستا بودن متغیرها بررسی و اثرات آزادسازی بر آنها با استفاده از روش ARDL و الگوی نرلاو بررسی گردید. برای تحلیل داده‌ها از نرم افزار Eviews استفاده شد. نتایج نشان داد با آزادسازی تجاری، میزان عرضه صادرات و تقاضای واردات افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر این دو متغیر با روند تجاری شدن رابطه مثبت دارند.

بررسی اثر آزادسازی تجاری بر قیمت مواد غذایی می‌تواند مساعدت خوبی برای سیاست‌گذاران این عرصه در طراحی سیاست‌های مناسب و کارا باشد. ساختار اقتصادی ایران به عنوان یکی از کشورهای در حال توسعه وابستگی زیادی به واردات دارد و این امر بر قیمت داخلی می‌تواند تأثیر چشم‌گیری داشته باشد. بنابراین، شناسایی عوامل مؤثر بر قیمت داخلی از اهمیت زیادی در اقتصاد ایران برخوردار است. با توجه به تغییرات نرخ ارز و قیمت جهانی و به منظور مدیریت درست تأثیر افزایش قیمت جهانی بر قیمت داخلی، بررسی حساسیت قیمت داخلی نسبت به افزایش قیمت جهانی ضروری به نظر می‌رسد و با توجه به اینکه ایران واردکننده برخی اقلام مواد غذایی است، از این رو پتانسیل اثرپذیری از قیمت‌های جهانی این کالاها بالا به نظر می‌رسد. در این راستا پژوهش حاضر در پی آن است که اثر آزادسازی تجاری بر قیمت مواد غذایی را در ایران مورد ارزیابی قرار دهد.

روش تحقیق

آزادسازی تجاری اصطلاحی است که به حذف یا کاهش حمایت‌های دولت از بخش تجاری اطلاق می‌شود. این امر سبب خصوصی‌سازی تولید شده، مدیریت و تقسیم کار بهتر صورت می‌گیرد و در نهایت سبب افزایش درآمد می‌شود (سلاطین و الفت، ۱۳۹۷). از لحاظ نظری هر چند آزادسازی تجاری باعث افزایش صادرات و واردات می‌شود، اما تأثیر آن بر تراز تجاری و تراز پرداخت‌ها مبهم است و بیشتر بر اثرات نسبی رشد صادرات و واردات و هم‌چنین تغییرات نرخ ارز واقعی (قیمت‌های نسبی) بستگی دارد. از دیدگاه عرضه، آزادسازی تجاری به رشد اقتصادی منجر می‌شود. اما از دیدگاه تقاضا این سیاست منجر به وخیم‌تر شدن تراز پرداخت‌ها شده و این امر اثر معکوس بر رشد اقتصادی خواهد داشت (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۴). در بحث مربوط به آثار قیمتی حاصل‌شده از آزادسازی تجاری باید ابتدا بدانیم موانع تجاری که در هنگام آزادسازی از تجارت بین‌الملل حذف می‌شوند چه چیزهایی هستند. عمده‌ترین این موانع، شامل موانع تعرفه‌ای و یارانه‌های صادراتی است. تعرفه‌ها بر کالاهای وارداتی اعمال می‌شوند تا قیمت داخلی کالای وارداتی در کشور واردکننده گران شود و بدین ترتیب از کالای داخلی حمایت گردد. در حالت

کلی، سیاست‌های تجاری نظیر تعرفه‌ها، شکاف بین قیمت داخلی و قیمت خارجی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. هنگامی که تعرفه کاهش می‌یابد، این امر بر قیمت داخلی کالا و قیمت نسبی آن در اقتصاد تأثیر خواهد گذاشت. تغییر قیمت‌های نسبی موجب عدم تعادل در بازار عوامل تولید خواهد شد و در نتیجه به تعدیل درآمد عامل تولید (به‌ویژه دست‌مزدها) منجر خواهد شد (یزدان‌شناس و همکاران، ۱۳۸۸).

الگوی تصحیح خطای تک‌معادله‌ای (SEECM)

تحلیل تجربه‌ها به وسیله ترکیبی از تعیین‌کننده‌های قیمت مواد غذایی قابل تجارت و غیر قابل تجارت ایجاد می‌شود. فرآیند تولید داده‌ها از سطح عمومی قیمت‌ها را به عنوان تابعی از قیمت‌های کالاهای قابل تجارت P_{agt} و غیر قابل تجارت P_{agnt} را می‌توان به شکل رابطه (۱) بیان کرد (Flachsbarth and Garrid, 2014).

$$P_A = F\left(p_{agt}, p_{agnt}\right) \qquad (۱)$$

که در آن P_A قیمت داخلی مواد غذایی است.

محصولات غیر قابل تجارت نمی‌توانند وارد و یا صادر بشوند و قیمت آنها از طریق تعامل بین تقاضای داخلی ${Q_{agNT}}^d$ و عرضه داخلی ${Q_{agNT}}^s$ تعیین می‌شود که شکل ریاضی آن در رابطه (۲) آمده است:

$${Q_{agNT}}^d = {Q_{agNT}}^s \qquad (۲)$$

در کشورهای در حال توسعه که سهم زیادی از هزینه خانوار صرف تأمین غذا می‌شود، انتظار می‌رود تقاضا برای تولیدات کشاورزی به شدت تحت تأثیر تقاضای کل باشد. قیمت مواد غذایی مصرف‌کننده داخلی تابعی است از برخی فاکتورهای کل اقتصادی نظیر عرضه پول، قیمت جهانی نفت و ... Flachsbarth and Garrid, (2014).

بر اساس مطالعه Flachsbarth and Garrid (2014) می‌توان شکل ضمنی رابطه قیمت مواد غذایی داخلی را به صورت رابطه (۳) نشان داد:

$$P_A = f\left(Pw_{AG}, xrt, top, M2, Pw_{oil}\right) \qquad (۳)$$

که در آن، P_A، قیمت مواد غذایی در داخل کشور، $M2$، عرضه پول، Pw_{oil}، قیمت جهانی نفت، top، شاخص آزادسازی تجاری ، xrt، نرخ ارز، Pw_{AG}، قیمت بازار جهانی می‌باشد. top، شاخص آزادسازی تجاری، درصد تجارت به GDP است (Ahmadi et al.2016). اثر تغییرات قیمت جهانی روی شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) در داخل کشور را می‌توان با به کارگیری معادله (۴) بررسی نمود:

$$\frac{\partial P_A}{\partial Pw_{AG}} = \gamma + \chi * top \qquad (۴)$$

که γ و χ ضرایب بلند مدت هستند.

مناسب‌ترین معیار برای کمی‌سازی شدت جهانی‌شدن در ایران نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید به نظر می‌رسد. مهم‌ترین مزیت این شاخص، سادگی محاسبه آن و در اختیار بودن داده‌های لازم برای کشورهای مختلف در مطالعات بین کشوری و سری زمانی است (Gholipour e al.2010) که به صورت رابطه (۵) محاسبه می‌شود.

$$top = \frac{IM + EX}{GDP} \qquad (۵)$$

که در این رابطه IM بیانگر کل وادرات، EX کل صادرات و GDP تولید ناخالص داخلی است. شاخص فوق ساده‌ترین و معمول‌ترین شاخص اندازه‌گیری باز بودن تجارت است.

برای بررسی مکانیزم اثر قیمت‌های جهانی و درجه آزادسازی بر قیمت داخلی مواد غذایی می‌توان از مدل تصحیح خطای تک‌معادله‌ای (SEECM) بهره گرفت که مدل جدیدی است و در پژوهش حاضر از آن بهره گرفته خواهد شد. در آزادسازی تجاری یک رابطه علت و معلولی بین قیمت‌های جهانی و قیمت‌های داخلی مواد غذایی با استفاده از روش تصحیح خطای تک‌معادله‌ای بررسی می‌شود. توسط این مدل می‌توان تاثیر قیمت‌های داخلی مواد غذایی از قیمت‌های جهانی را برای هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی و اندازه‌گیری کرد. این مدل امکان اندازه‌گیری پاسخ قیمت داخلی به شوک قیمت در بازارهای جهانی را برای هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت فراهم می‌سازد.

بر اساس ادبیات موجود، یک روش مدل‌سازی استاندارد به منظور حرکت به سمت مدل‌های ECM زمانی اتفاق می‌افتد که دو سری مورد نظر همجمع بوده و یک رابطه علیت و یک‌طرفه بین آنها وجود داشته باشد. در آن صورت روش Engel and Granger (1987) دومرحله‌ای (EGECM) به کار گرفته می‌شود. با این حال Baquedano and Liefert (2014)[1] یک مدل تصحیح خطای تک‌معادله‌ای (SEECM) را به جای مدل EGECM جهت بررسی این رابطه همجمعی بیان کردند که دارای دو مزیت متمایز بیشتر از مدل EGECM می‌باشد.

مزیت‌ها و دلایل استفاده از مدل SEECM به این شرح است که ۱. در این مدل نیازی نیست که تمام سری‌های زمانی مربوطه از یک درجه مشخص دارای ریشه واحد باشد تا بتوانیم یک رابطه تعادلی بلندمدت بین آنها جهت ایجاد یک مدل ECM داشته باشیم. زیرا برای اینکه یک فرایند ECM ایجاد گردد نیاز هست که سری‌ها دارای

[1] Baquedano and Liefert

خصوصیات نامانایی مشابهی باشند، یعنی از یک درجه مشابه همجمعی باشند. ۲. با استفاده از یک مدل SEECM می‌توان یک آزمون قوی‌تر برای سنجش وجود همجمعی بین متغیرها به دست آورد و همچنین به طور نسبی پارامترهایی با کمترین اریب تخمین زد (Gharemanzadeh et al.2018).

حال چنانکه بخواهیم پویایی کوتاه‌مدت و بلندمدت را در خصوص رابطه (۵) در نظر بگیریم می‌توانیم آن را به شکل رابطه (۶) بازنویسی کنیم.

$$\begin{aligned} P_{A_{it}} &= \alpha_0 + \alpha_1 P_{A_{it-1}} + \psi_0 Pw_{AG_{it}} + \psi_1 Pw_{AG_{it-1}} + \phi_0 xrt_{it} + \phi_0 xrt_{it-1} \\ &+ \zeta_0 M2_{it} + \zeta_1 M2_{it-1} + \beta_0 top_{it} + \beta_1 top_{it-1} + \omega_0 \left(Pw_{AG_{it}} \times top_{it} \right) \\ &+ \omega_1 \left(Pw_{AG_{it-1}} \times top_{it-1} \right) + \eta_0 Pw_{oil_{it}} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \qquad (۶)$$

برای به دست آوردن SEECM ابتدا تفریق $P_{A_{it-1}}$ از معادله (۶) به دست می‌آید که شکل ریاضی آن در معادلات (۷) آمده است (فلاشباس و گاریدو، ۲۰۱۴):

$$\begin{aligned} P_{A_{it}} &= \alpha_0 + (\alpha_1 - 1) P_{A_{it-1}} + \psi_0 \Delta Pw_{AG_{it}} + (\psi_0 + \psi_1) Pw_{AG_{it-1}} + \phi_0 \Delta xrt_{it} \\ &+ (\phi_0 + \phi_1) xrt_{it-1} + \zeta_0 \Delta M2_{it} + (\zeta_0 + \zeta_1) M2_{it-1} + \beta_0 \Delta top_{it} \\ &+ (\beta_0 + \beta_1) top_{it-1} + \omega_0 \left(\Delta Pw_{AG_{it}} \times \Delta top_{it} \right) \\ &+ (\omega_0 + \omega_1) \left(Pw_{AG_{it-1}} \times top_{it-1} \right) + \eta_0 \Delta Pw_{oil_{it}} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \qquad (۷)$$

با مرتب کردن معادله (۷) می‌توان رابطه (۸) را استخراج نمود. که در آن:

$$\delta = (\alpha_1 - 1); \lambda_0 = \psi_0; \lambda_1 = (\psi_0 + \psi_1); \theta_0 = \phi_0; \theta_1 = (\phi_0 + \phi_1); \kappa_0 = \zeta_0; \kappa_1 = (\zeta_0 + \zeta_1);$$
$$\mu_0 = \beta_0; \mu_1 = (\beta_0 + \beta_1); \pi_0 = \omega_0; \pi_1 = (\omega_0 + \omega_1).$$

حال رابطه تعادل بلندمدت که توسط معادله (۸) بین قیمت‌های داخلی و قیمت‌های جهانی برآورد می‌شود برابر است با:

$$\begin{aligned} \Delta P_{A_{it}} &= \alpha_0 + \vartheta \Delta Pw_{AG_{it}} + \rho \Delta xrt_{it} + \kappa \Delta M2_{it} + \mu \Delta top_{it} + \pi \left(\Delta Pw_{AG_{it}} * \Delta top_{it} \right) \\ &+ \eta \Delta Pw_{oil_{it}} + \delta \begin{pmatrix} P_{A_{it}-1} - \gamma Pw_{AG_{it-1}} - \varphi xrt_{it-1} - \xi M2_{it-1} \\ - \varepsilon top_{it-1} - \chi \left(Pw_{AG_{it-1}} * top_{it} \right) \end{pmatrix} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \qquad (۸)$$

بر اساس این رابطه، متغیرهای زیر اثرات کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد:

$\vartheta = \lambda_0$: اثر کوتاه‌مدت برای قیمت‌های جهانی

$\rho = \theta_0$: اثر کوتاه‌مدت نرخ ارز غیر رسمی

$\kappa = \kappa_0$: اثر کوتاه‌مدت حجم نقدینگی

$\mu = \mu_0$: اثر کوتاه‌مدت قیمت جهانی نفت

$\eta = \eta_0$: اثر کوتاه‌مدت شاخص آزادسازی تجاری

و متغیرهای زیر اثرات بلندمدت آنها بر رشد قیمت مواد غذایی داخلی را نشان می‌دهد:

$\gamma = \left(1 - \lambda_1 / \delta\right)$: اثر بلندمدت تغییر در قیمت جهانی بر قیمت داخلی مواد غذایی

$\varphi = \left(1 - \theta_1 / \delta\right)$: اثر بلندمدت تغییر در نرخ ارز بر قیمت داخلی مواد غذایی

$\xi = \left(1 - \kappa_1 / \delta\right)$: اثر بلند مدت تغییر در حجم نقدینگی بر قیمت داخلی مواد غذایی

$\varepsilon = \left(1 - \mu_1 / \delta\right)$: اثر بلندمدت تغییر در قیمت جهانی نفت بر قیمت داخلی مواد غذایی

$\chi = \left(1 - \pi_1 / \delta\right)$: اثر بلندمدت تغییر در شاخص آزادسازی تجاری بر قیمت داخلی مواد غذایی

δ: نشان دهنده میزان تصحیح خطا یا سرعت تعدیل است.

بر اساس رابطه (۸) می‌توان رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی را به صورت رابطه (۹) نشان داد:

$$P_{A_{it-1}} - \gamma Pw_{AG_{it-1}} - \varphi xrt_{it-1} - \xi M2_{it-1} - \varepsilon top_{it-1} - \chi\left(Pw_{AG_{it-1}} * top_{it}\right) = 0 \quad (۹)$$

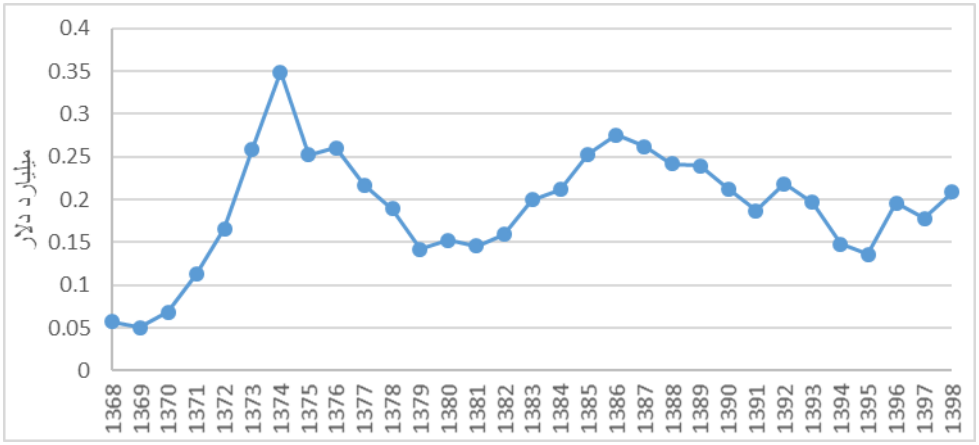
در این رابطه تعادلی فرض می‌شود که ($\gamma \neq 0, \varphi \neq 0, \xi \neq 0, \varepsilon \neq 0$ و $\chi \neq 0$) یک فرایند ایجاد داده‌های پایدار است. با تأمین شرط بالا یک رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت داخلی با سایر متغیرها وجود دارد. برای آزمون φ می‌توان از آزمون (کامپا و گولبرگ[1] ۲۰۰۵) استفاده نمود. مطابق این روش اگر مقدار φ به طور معنی‌داری متفاوت از صفر نباشد بدین مفهوم است که تأثیر تغییرات از متغیر به کالای وارداتی وجود

[1]Campa and Golberg

ندارد، در حالی‌که اگر مقدار آن برابر با یک باشد به معنی تأثیر کامل تغییرات متغیر به قیمت‌های داخلی است و اگر هر دو فرضیه رد شود می‌توان گفت که تأثیر ناقص وجود دارد. در نهایت با توجه به آنچه که بیان شد با برآورد روابط ذکر شده تحت شرایط هر یک از این مدل‌ها، می‌توان میزان تأثیر آزادسازی تجارت محصولات کشاورزی بر قیمت داخلی مواد غذایی را مورد بررسی قرار داد و تحلیل نمود.

نتایج و بحث

در نمودار (۱) شاخص آزادسازی کشور طی دوره زمانی ۹۸-۱۳۶۸ نشان داده شده است. در نمودار مذکور پنج نوع حرکت قابل مشاهده است. به طور مشخص ملاحظه می‌گردد که شاخص آزادسازی تجاری تا سال ۱۳۷۴ یک روند صعودی با شیب ملایم را تجربه کرده و بعد از این سال تا سال ۱۳۷۹ یک روند کاهشی را طی نموده است. پس از این سال نوسانات کم و تا حدودی پایدار وجود دارد که ناشی از سیاست‌های کنترلی دولت است. چیزی که مشخص است در طی سال‌های ۹۸-۱۳۹۲ نوسانات زیادی در روند نزولی درجه آزادسازی تجاری اتفاق افتاده که می‌تواند حاصل تحریم‌های اقتصادی آمریکا علیه ایران باشد.



نمودار ۱. شاخص آزادسازی تجارت بر سال پایه ۲۰۱۶

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به این‌که اطلاعات این پژوهش به صورت سری زمانی است، لذا در مرحله اول مانایی متغیرها از طریق آزمون ریشه واحد ADF و DF-GLS بررسی شد. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۱) ارائه شده است. با مقایسه مقادیر آماره آزمون DF-GLS برای سطح داده‌ها با مقادیر بحرانی جدول ملاحظه گردید که تمامی متغیرها در سطح داده‌های نامانا می‌باشند، ولی با یک بار تفاضل‌گیری مشاهده می‌شود که تمامی مقادیر آماره آزمون محاسبه شده بزرگتر از مقادیر بحرانی جدول است. در نتیجه با توجه به معنی‌داری آماره DF-GLS تمامی متغیرها با یک بار

تفاضل‌گیری مانا می‌باشند. نتایج حاصل از آزمون ADF نیز مشابه آزمون DF-GLS بوده و ملاحظه می‌شود که متغیرهای مورد بررسی با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. به عبارت دیگر تمامی متغیرها جمعی از درجه یک، I(1)، می‌باشند.

جدول ۱. نتایج بررسی مانایی متغیرهای مورد مطالعه

متغیرها	آزمون DF-GLS		آزمون ADF	
	سطح داده‌ها	تفاضل مرتبه اول	سطح داده‌ها	تفاضل مرتبه اول
لگاریتم قیمت جهانی نفت	-۱/۸۹۷	-۳/۹۵۴***	-۱/۲۵۱	-۴/۹۱۲***
لگاریتم شاخص قیمت جهانی مواد غذایی	-۱/۷۲۸	-۳/۸۵۹***	-۱/۳۴۲	-۵/۰۶۹***
لگاریتم شاخص آزادسازی تجاری	-۱/۹۸۲	-۳/۲۸۴***	-۲/۹۹۲	-۳/۸۶۵***
لگاریتم حجم نقدینگی	-۱/۷۴۶	-۳/۷۶۰***	-۱/۸۰۳	-۳/۰۸۷***
لگاریتم نرخ ارز غیر رسمی	-۱/۸۴۹	-۲/۸۴۰***	-۰/۴۶۶	-۳/۸۱۲***
لگاریتم شاخص قیمت مواد غذایی	-۲/۹۱۲	-۳/۲۹۶***	۰/۰۰۶	-۴/۳۶۵***

***بیانگر معنی‌داری در سطح احتمال ۱ درصد می‌باشد.

نتایج آزمون همجمعی جوهانسون

اولین مرحله برای برآورد بردار همجمعی تعیین تعداد وقفه از طریق برآورد مدل VAR با استفاده از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز (SBC) و همچنین هنان کوئیک (HQIC) است که نتایج حاصل از این مرحله در جدول (۲) آمده است. بر اساس این جدول ملاحظه گردید که تعداد وقفه بهینه برابر با ۴ می‌باشد. با نظر گرفتن تعداد وقفه بهینه، آزمون همجمعی جوهانسون برآورد گردید و نتایج آزمون در جدول (۳) آمده است. بر اساس این جدول ملاحظه می‌گردد فرضیه عدم مبنی بر وجود حداکثر یک بردار همجمعی بین متغیرها از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد رد نمی‌شود. به عبارت دیگر یک بردار همجمعی بین این متغیرها وجود دارد.

جدول ۲. نتایج انتخاب وقفه بهینه برای معادله VAR

تعداد وقفه	SBIC	HQIC	AIC	FPE	LR
۰	۱/۱۲	۰/۹۳	۰/۸۴	$۹/۴ \times ۱۰^{-۸}$	NA

۱	-۶/۵۷	-۷/۹۰	-۸/۵۳	$۸/۴ \times ۱۰^{-۱۲}$	۳۵۳/۳۱
۲	-۵/۶۶	-۸/۱۴	-۹/۳۱	$۵/۳ \times ۱۰^{-۱۲}$	۹۵/۳۵
۳	-۷/۰۹	-۱۰/۷۱	-۱۲/۴۱	$۶/۴ \times ۱۰^{-۱۳}$	۱۶۵/۲۳
۴	-۴۷/۴۸*	-۵۲/۲۵*	-۵۴/۴۹*	$۷/۰ \times ۱۰^{-۳۰}$*	۱۳۳۴/۳*

*بیانگر طول وقفه بهینه است.

جدول ۳. نتایج آزمون همجمعی جوهانسون

فرضیه عدم	آماره اثر	مقادیر بحرانی
عدم وجود بردار همجمعی	۹۴/۹۳	۹۴/۱۵
حداکثر یک بردار همجمعی وجود دارد	۴۹/۴۵*	۶۸/۵۲
حداکثر دو بردار همجمعی وجود دارد	۲۹/۷۱	۴۷/۲۱
حداکثر ۳ بردار همجمعی وجود دارد	۱۴/۳۵	۲۹/۶۸
حداکثر ۴ بردار همجمعی وجود دارد	۶/۱۳	۱۵/۴۱
حداکثر ۵ بردار همجمعی وجود دارد	۱/۵۵	۳/۷۶

A. * بیانگر وجود تعداد بردار همجمعی

نتایج برآورد مدل SEECM

پس از تعیین تعداد بردار همجمعی اقدام به برآورد رابطه تعادلی بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای مورد بررسی از طریق مدل SEECM گردید که نتایج حاصله در جدول (۴) آمده است.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل SEECM

ضرایب	مقدار ضرایب	آماره t
رابطه کوتاه‌مدت		
α_0 (عرض از مبدأ)	۱/۳۲۲	۲/۴۴
ζ (وقفه اول قیمت جهانی نفت)	۰/۱۳	۰/۳۶
ψ_1 (وقفه اول قیمت جهانی مواد غذایی)	*۰/۲۱	۱/۸۴
ω_1 (وقفه اول شاخص آزادسازی تجاری)	-۰/۰۷	-۰/۰۸
θ_1 (وقفه اول نقدینگی)	***۰/۲۳	۲/۹۲
ϕ_1 (وقفه اول نرخ ارز غیر رسمی)	***۰/۴۳	۳/۰۱

رابطه بلندمدت		
δ (ضریب تصحیح خطا)	***-۰/۳۴۵	-۲/۵۹
β_1 (لگاریتم قیمت جهانی نفت)	***۰/۱۳	۳/۴۲
β_2 (لگاریتم قیمت جهانی مواد غذایی)	**۰/۲۷	۲/۵۶
β_3 (لگاریتم شاخص آزادسازی تجاری)	***-۰/۱۰	-۳/۵
β_4 (لگاریتم نرخ ارز غیر رسمی)	***۰/۳۶	۱۲/۲
β_5 (لگاریتم حجم نقدینگی)	***۰/۶۵	۱۵/۵
β_6 (اعمال تحریم‌های اقتصادی)	***۰/۳۷	۷/۳

*، ** و *** به ترتیب بیانگر سطح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

با توجه به نتایج جدول (۴) در کوتاه‌مدت فقط رشد متغیر قیمت جهانی مواد غذایی (ψ_1) ، نقدینگی (θ_1) و نرخ ارز (ϕ_1) اثر معنی‌داری بر رشد قیمت مواد غذایی در داخل کشور دارند. به طوری‌که با افزایش یک درصدی رشد قیمت جهانی مواد غذایی، نقدینگی و نرخ ارز، به ترتیب رشد قیمت مواد غذایی داخلی ۰/۲۱، ۰/۲۳ و ۰/۴۳ درکوتاه‌مدت افزایش خواهد یافت که در این میان اثر رشد نرخ ارز بر رشد قیمت مواد غذایی بیشتر از دو متغیر رشد نقدینگی و قیمت جهانی مواد غذایی است و این امر بیانگر این موضوع است که قیمت‌های داخلی بیشتر به تغییرات نرخ ارز واکنش نشان می‌دهند تا قیمت‌های جهانی، لذا این امر به روشنی بیانگر اهمیت جایگاه سیاست‌های ارزی دولت در داخل کشور می‌باشد.

همان‌طور که در بخش الگوی تجربی گفته شد، δ سرعت تعدیل را نشان می‌دهد و انتظار بر این است که دارای مقدار بین صفر و یک و دارای علامت منفی باشد و با توجه به جدول (۴) ضریب تصحیح خطا برابر با ۰/۳۴۵ - و مطابق با انتظارات است. بیانگر این است که در بلندمدت اگر یک شوکی بر قیمت داخلی مواد غذایی وارد شود بازار داخلی می‌تواند ۳۰ درصد آن را تعدیل کند. β_1 نشان‌دهنده لگاریتم قیمت جهانی نفت می‌باشد که برابر با ۰/۱۳ بوده که معنی‌دار بوده و اثر مثبتی دارد؛ یعنی اگر در بلندمدت یک درصد قیمت جهانی نفت افزایش پیدا کند، قیمت داخلی مواد غذایی ۰/۱۳ درصد افزایش خواهد داشت. β_2 بیانگر لگاریتم قیمت جهانی مواد غذایی بوده که از لحاظ آماری در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار است و نشان دهنده این امر است که در بلند مدت در صورتی که

یک درصد قیمت جهانی مواد غذایی افزایش یابد قیمت داخلی مواد غذایی ۰/۲۷ درصد افزایش خواهد یافت. β_3 بیانگر لگاریتم شاخص آزادسازی تجاری است که مقدار آن برابر با ۰/۱- بوده که یافته حاکی از اثر منفی آزادسازی بر سطح قیمت های داخلی بوده، به طوری که با آزادسازی تجاری سطح قیمت‌ها کاهش یافته است. β_4 بیانگر لگاریتم نرخ ارز غیر رسمی است که معنی‌دار و دارای اثر مثبت بوده و مقدار آن برابر با ۰/۶۵ است که یعنی اگر یک درصد نرخ ارز غیر رسمی افزایش یابد قیمت داخلی مواد غذایی ۰/۶۵ افزایش خواهد یافت. β_5 نشان دهنده لگاریتم حجم نقدینگی است که مقدار آن برابر با ۰/۳۶ بوده و دارای اثر مثبت و معنی‌داری است بدین صورت که اگر یک درصد حجم نقدینگی افزایش یابد قیمت داخلی مواد غذایی ۰/۳۶ درصد افزایش خواهد یافت. β_6 بیانگر اعمال تحریم‌های اقتصادی است و در بلندمدت بر قیمت داخلی اثرگذار بوده و باعث افزایش قیمت داخلی در بلندمدت شده است. که در این میان اثرگذاری حجم نقدینگی بر قیمت داخلی مواد غذایی بیشتر از سایر متغیرها است.

نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت مواد غذایی در امنیت غذایی، کمبود مواد غذایی و یا نوسانات قیمتی آن می‌تواند کاهش رفاه اجتماعی را در پی داشته باشد. با توجه به این که کشور ما ایران مقدار قابل توجهی از مواد غذایی را از طریق واردات تامین می‌کند تغییرات نرخ ارز و قیمت‌های جهانی، قیمت داخلی محصولات غذایی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بر همین اساس مطالعه حاضر تأثیر قیمت مواد غذایی از قیمت‌های جهانی را با استفاده از روش پیشنهادی فلاشباس گاریدو تحت عنوان تصحیح خطای تک‌معادله‌ای (SEECM) مورد بررسی قرار داده است. داده‌های مورد نیاز به صورت سالانه از سال ۱۳۶۶ تا ۱۳۹۸ از بانک مرکزی، بانک اطلاعاتی FAO وگمرک جمهوری اسلامی ایران به دست آمده است. نتایج حاصل به شرح ذیل می‌باشد:

نتایج حاصل از برآورد الگوی SEECM حاکی از آن است که مطابق انتظار رابطه بلندمدت معنی‌داری بین درجه آزادسازی تجاری و قیمت داخلی محصولات غذایی وجود دارد. میزان درجه آزادسازی تجاری بر قیمت داخلی محصولات کشاورزی ۰/۱۰- می‌باشد و بیانگر این است که هرچه آزادسازی تجاری بیشتر باشد قیمت داخلی مواد غذایی کاهش می‌یابد و دلیل آن این است که وقتی در کشوری واردات انجام می‌گیرد کالای ارزان وارد می‌گردد و کالای ارزان بر قیمت‌های داخلی فشار می‌آورد و این امر موجب می‌شود قیمت‌ها در کشور واردکننده کاهش یابد. همچنین ضریب تصحیح خطا مطابق انتظار بوده و دارای علامت منفی و مقدار بین صفر و یک است. در کوتاه‌مدت رشد متغیر قیمت جهانی مواد غذایی، نرخ ارز و نقدینگی اثر معنی‌داری بر رشد قیمت داخلی مواد غذایی دارند که

در این میان بیشترین اثرگذاری مربوط به نرخ ارز با ۰/۴۳ و کمترین اثرگذاری مربوط به قیمت جهانی مواد غذایی با ۰/۲۱ بر قیمت داخلی مواد غذایی می‌باشد. در بلندمدت بیشترین اثرگذاری بر قیمت داخلی مواد غذایی مربوط به حجم نقدینگی است و قیمت جهانی نفت کمترین اثر را بر قیمت داخلی مواد غذایی دارد.

با توجه به نتایج حاصل، می‌توان پیشنهادهای ذیل را بیان نمود:

۱) با توجه به این که ممکن است برخی از متغیرهای اقتصادی از یک درجه همجمعی نباشند بنابراین امکان استفاده از روش جوهانسون دشوار است. لذا توصیه می‌شود در چنین حالتی از روش SEECM بهره گرفت که هم نیازی نیست که تمام سری‌های زمانی از یک درجه مشخص دارای ریشه واحد باشند و همچنین با این آزمون به طور نسبی پارامترهایی با کمترین اریب تخمین زد.

۲) با توجه به اهمیت مواد غذایی در سبد مصرفی خانوار و نیاز به واردات برخی از اقلام مواد غذایی و اثرگذاری آزادسازی تجاری بر کاهش قیمت مواد غذایی، توصیه می‌شود سیاست‌های تجاری از جمله اقدام‌های تعرفه‌ای مرزی و سیستم حدود قیمتی اعمال شود. اتخاذ سیاست‌های مناسب حمایتی اعم از جبرانی و تکمیلی نقش مهمی درموفقیت آزادسازی تجاری و کاهش فقر روستایی در بخش کشاورزی دارد.

۳) با توجه به تأثیر تغییرات نرخ ارز بر قیمت داخلی محصولات کشاورزی توصیه می‌شود سیاست‌های ارزی مناسب جهت جلوگیری از افزایش غیر منطقی نرخ ارز و همچنین نوسانات شدید آن اعمال شود تا شاهد ثبات قیمت‌ها باشیم.

۴) اتخاذ سیاست‌های مناسب حمایتی اعم از جبرانی و تکمیلی نقش مهمی درموفقیت آزادسازی تجاری و کاهش فقر روستایی در بخش کشاورزی دارد.

۵) مستثنی نمودن آزادسازی کالاهایی که نقش اساسی درتغذیه جامعه دارند برای حفظ ارتقاء امنیت غذایی جامعه.

منابع

ابریشمی، ح.، مهرآرا، م.، و محسنی، ر. ۱۳۸۵. تأثیر آزادسازی تجاری بر رشد صادرات و واردات. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۰، صفحات ۹۵ – ۱۲۶.

ابریشمی، ح.، مهرآرا، م. و محسنی، ر. ۱۳۸۴. تأثیر آزادسازی تجاری بر تراز تجاری و حساب جاری تراز پرداخت‌ها. مجله دانش و توسعه شماره ۱۷، صفحات ۱۱ – ۳۸.

احمدی ،س.، پژویان، ج. مهرآرا، م.و معمارنژاد، ع. ۱۳۹۶. آزادسازی تجاری و ساختار مالیاتی کشورهای کمتر توسعه یافته و درحال توسعه عضو WTO. فصلنامه پژوهش‌نامه مالیات، جلد ۲۶، شماره ۳۷، صفحات۴۰-۱۱.

جاودان، ا.، حقیقت، ج.، پیش بهار، ا. و محمدرضایی، ر. ۱۳۹۵. بررسی عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی در ایران. فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، شماره ۴، صفحات ۱۹۶-۱۷۷.

سالارپور، م. و نارویی، ه. ۱۳۹۸. اثرات آزادسازی تجاری بر صادرات و واردات برخی محصولات کشاورزی در ایران. فصلنامه مطالعات نوین کاربردی در مدیریت، اقتصاد و حسابداری. سال دوم، شماره۲ (پیاپی۶)، صفحات۱۱۲-۹۷.

سرلک، ا.، و قیاسی، م. ۱۳۹۷. بررسی تأثیر آزادسازی تجاری بر روی رشد صادرات و واردات کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اسلامی. فصلنامه اقتصاد کاربردی، دوره ۸، شماره ۲۵، صفحات ۷۱-۶۱.

سلاطین، پ.، و الفت، ا. ۱۳۹۷. تأثیر آزادسازی تجاری بر شاخص توسعه انسانی در گروه کشورهای منتخب. فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی، دوره ۶، شماره ۲، صفحات ۱۵۴-۱۳۲.

قلی‌پور، س.، محمدزاده، ر.، بخشوده، م.، آذرین فر، ی.، و رفعتی، م. ۱۳۹۰. بررسی تاثیر آزادسازی تجاری کشاورزی بر سهم صادرات و واردات بخش‌های کشاورزی و خدمات ایران. اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی) دوره ۲۵، شماره۴ صفحات ۳۹۹-۳۹۲.

قهرمان زاده، م.، فرجی، س.، و پیش بهار، ا. ۱۳۹۹. انتقال قیمت جهانی و نرخ ارز به قیمت داخلی نهاده‌های عمده وارداتی دام و طیور در کشور. دوره ۱۴، شماره ۲، صفحات ۲۳-۵۲.

یزدان‌شناس، ل.، پرمه، ز.، و آقاجانی، ز. ۱۳۸۸. اثر سیاست تعرفه‌ای بر قیمت گوشت مرغ و گوساله در ایران. مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی. ۴. صفحات ۱۲۳-۱۰۷.

Baffer, P. and Gardner, M. 2003. The transmission of world commodity prices to domestic under policy reforms in developing countries, Policy Reforms, 6: 159-180.

Bangura, M., Caulker, E. and Pessima, S. 2012. Exchange rate pass - through to inflation in Sierra Leone: A structural vector autoregressive approach, West African Journal of Monetary and Economic, 12: 94-123.

Baquedano, F. and Liefert, W. 2014. Market integration and price transmission in consumer markets and developing countries. Food Policy, 44: 103-114.

Berlingieri, G., Breinlich, H. and Dhingra, S. 2018. The impact of trade agreements on consumer welfare—evidence from the EU common external trade policy, Journal of the European Economic Association, European Economic Association, 16 (6): 1881-1928.

Cudjoe, G., Breisinger, C. and Diao, X. 2008. Local impacts of a global crisis food price transmission and poverty impacts in Ghana.

Debab, N. and Radhi, S. 2011. Effects of trade liberalization on domestic consumer prices a case study of gulf cooperation council. European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences, ISSN 1450-2275 Issue 37.

Eclac, 2008. The escalation in world food prices and its implications for the Caribbean. The Economic Commission for Latin America, Santiago, Chile.
Elliott, G., Rothenberg, T. J. and Stock, J. H. 1996. Effiient tests for an autoregressive unit root, Econometrica, no. 64, pp. 813-836.
Flachsbarth, I. and Garrid, A. 2014. The effects of agricultural trade openness on food price transmission in Latin American countries. Spanish Journal of Agricultural Research, 12 (4): 927-940.
Hyder, Z. and Shah, S. 2004. Exchange rate pass-through to domestic prices in Pakistan, State Bank of Pakistan Working Paper, WP/SBP -2004/05.
Hosoe, N, 2016. "The double dividend of agricultural trade liberalization: Consistency between national food security and gains from trade," Journal of Asian Economics, Elsevier, vol. 43(C), pages 27-36.
Ivanic, M. and Martin, W. 2014. Implications of domestic price insulation for global food price behavior. Journal of International Money and Finance, 42: 272–288.
Kumar Dash, A. and Narasimhan, V. 2011. Exchange rate pass-through: how much do exchange rate changes effect the prices of Indian exports and imports? South Asia Economic Journal, 12 (1): 1-23.
Lim, E. and Breuer, J. B. 2019. Free trade agreements and market integration: Evidence from South Korea. Journal of International Money and Finance, Elsevier, 90 (C): 241–256.
Maddala, G. S. and Kim, I. M. 1998. Unit roots, cointegration and time series, Cambridge University Press.
Maddala, G. S. and Lahiri, Kajal 2009. Introduction to econometrics, ed.4,p. 557.
Manni, U. and Ibne Afzal, M. 2012. Effect of trade liberalization on economic growth of developing countries: A Case of Bangladesh Economy. Journal of Business ،Economics and Finance.
Ng, S. and Perron, P. 2001. Lag length selection and the construction of
unit root tests with good size and power, Econometrica, 69 (6): 1519-1554.
Olayungb, D., Yinusa, O. and Akinlo, A. 2011. Effects of exchanges rate volatility on trade in some selected Sub-Saharan African countries. Modern Economy, 2: 538-545.
Santos-Paulino, A. 2002. The effects of trade liberalization on imports in selected developing countries. World Development, 30 (6): 959-974.
Sanusi, A. 2010. Exchange rate pass-through to consumer prices in Ghana: Evidence from structural vector auto-regression, The West African Journal of Monetary and Economic Integration, 10 (1): 25-54.
Sek, S. K. and Kapsalyamova, Z. 2008. Exchange rate pass-through and volatility: Impacts on domestic prices in four Asian countries.
Said, E. S. and Dickey, D. A. 1984. Testing for a unit root in autoregressive moving average models of unknown order. Biometrika, 71 (3): 599-607.
Yefru, T. 2015. Import of agricultural export on economic in Ethiopia: The case of coffee, oilseed and pulses MSc Thesis, Agricultural and Applied Economics Department, Egerton University.