DoI: 10.22034/IAES.2020.134731.1780

اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۴/شماره۲/صفحه های ۵۲-۲۳

انتقال قیمت جهانی و نرخ ارز به قیمت داخلی نهاده‌های عمده وارداتی دام و طیور در کشور

محمد قهرمان زاده، سحر فرجی و اسماعیل پیش‌بهار[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۵/۲۲ تاریخ پذیرش:۱۳۹۹/۰۸/۱۱

چکیده:

جهانی‌سازی و رشد سریع تجارت، سودمندی‌های بالقوه تجاری بخش کشاورزی را از جنبه‌های مختلف افزایش می‌دهد. اما طی فرآیند جهانی‌سازی، چگونگی اثرگذاری قیمت‌های جهانی بر قیمت‌های داخلی از بحث‌های مهم در تجزیه و تحلیل سیاست‌های تجاری است چرا که طی این فرآیند قیمت‌های داخلی در ارتباط مستقیم با قیمت‌های جهانی و نرخ ارز قرار می‌گیرند. این پژوهش انتقال قیمت جهانی و نرخ ارز به قیمت داخلی نهاده‌های عمده وارداتی دام و طیور کشور، یعنی ذرت، کنجاله سویا و جو را بررسی و ارزیابی کرده است. بدین منظور از روش تصحیح–خطای تک معادله‌ای (SEECM) در طی دوره زمانی 2000-2017 بهره گرفته شده است. نتایج آزمون های ریشه واحد گویای آن است که تمامی متغیرهای مورد بررسی $I(1)$ هستند. نتایج برآورد مدل SEECM موید آن است که ضریب تصحیح خطا برای هر سه نهاده معنی دار و دارای علامت منفی است و بیشترین مقدار آن مربوط به قیمت جو (0.25–) و کمترین آن مربوط به ذرت (0.16–) می‌باشد. رابطه‌های تعادلی بلندمدت برآورد شده در مدل SEECM نشان می‌دهد که برای هر سه نهاده یادشده، قیمت جهانی این کالاها و نرخ ارز اثر مثبت و معنی داری بر قیمت‌های داخلی آنها دارد. کشش های انتقال قیمت جهانی ذرت برابر با 0.45، کنجاله سویا 0.44 و جو برابر با 0.28 به دست آمد و کشش‌های انتقال نرخ ارز بر قیمت داخلی ذرت، کنجاله سویا و جو به ترتیب 0.57، 0.54 و 0.13 محاسبه و ملاحظه شد نهاده‌های ذرت و کنجاله سویا از قیمت‌های جهانی آنها و نرخ ارز در کشور بیشترین تاثیر را می‌پذیرند. با توجه به تاثیرپذیری قیمت‌های داخلی نهاده‌های مورد بررسی از قیمت‌های جهانی آنها و نرخ ارز، توصیه می‌شود دولت در اجرای سیاست تنظیم بازار از سوی وزارت صنعت، معدن و تجارت (صمت)، متناسب با قیمت هدف داخلی این نهاده‌ها از سیاستهای تجاری مناسب مانند نرخ تعرفه متناسب یا سهمیه وارداتی متناسب با نیاز داخل استفاده کرده تا نوسان‌های قیمت جهانی کمتر به داخل کشور منتقل شود. از سوی دیگر تخصیص ارز به واردات این نهاده‌ها از سوی بانک مرکزی به موقع صورت گیرید تا شوک کمبودهای موقتی عرضه وارداتی آنها منجر به نوسان‌های قیمت در بازار نشود. همچنین نظارت بر فرآیند خرید و توزیع متناسب این نهاده‌ها در اولویت کاری شرکت پشتیبانی امور دام کشور قرار گیرد.

طبقه‌بندی JEL : C22، C32، Q18، F21

واژه‌گان کلیدی: انتقال قیمت، نهاده های وارداتی، قیمت جهانی، نرخ ارز، روش تصحیح–خطای تک معادله‌ای

. [۱]به‌ترتیب دانشیار (نویسنده مسئول)، کارشناس ارشد و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

Email: Ghahremanzadeh@Tabrizu.ac.ir

مقدمه

یکی از مولفه‌های مهم در شکل گیری و نوسان‌های قیمت مواد غذایی در کشور، سطح قیمت بازار جهانی نهاده‌های کشاورزی و مواد غذایی است. بنابراین ارتباط بین بازارهای داخلی و خارجی مواد غذایی موضوع مهمی برای سیاست‌گذاران در کشورهای مختلف بوده است (Javdan et al., 2017). در کشورهایی که میزان واردات مواد غذایی نسبت به صادرات آن چشمگیر می‌باشد، قیمت‌های داخلی با افزایش قیمت‌های جهانی مواد غذایی افزایش می‌یابد. زیرا با افزایش قیمت جهانی مواد غذایی، قیمت مواد غذایی وارداتی افزایش یافته و مصرف کنندگان در تلاش هستند تا کالاهای همانند داخلی را جایگزین آنها کنند که در این صورت تقاضا افزایش یافته و فشار تورمی بر کالا زیاد خواهد شد. افزون بر این تولیدکنندگان داخلی سعی در صادرات بیشتر دارند تا سود بیشتری کسب کنند. بنابراین عرضه داخلی نیز کاهش می‌یابد و باعث افزایش قیمت داخلی مواد غذایی می‌شود. قیمت، مهمترین عاملی است که سطح درآمدکشاورزان، واردکنندگان و صادرکنندگان کالاهای کشاورزی را تعیین می‌کند و چگونگی انتقال قیمت نیز از جمله عامل‌های مهمی است که سطح رفاه تولیدکنندگان، عوامل بازاریابی و مصرف‌کنندگان محصول‌های کشاورزی را تعیین می‌کند. بنابراین قیمت و چگونگی انتقال قیمت آن برای سیاست‌گذاری اهمیت ویژه ای دارد (Hosseini et al., 2007).

ساختار اقتصادی ایران به عنوان یکی از کشورهای در حال توسعه وابستگی بسیار زیادی به واردات دارد و این امر بر قیمت داخلی می توانند تاثیر چشمگیری داشته باشد.[۱] به این جهت شناسایی عامل‌های موثر بر قیمت داخلی دارای اهمیت زیادی در اقتصاد ایران است. با توجه به تغییرات نرخ ارز و قیمت جهانی و به منظور مدیریت صحیح تاثیر افزایش قیمت جهانی و نرخ ارز بر قیمت داخلی، بررسی حساسیت قیمت داخلی نسبت به افزایش قیمت جهانی و نرخ ارز نیز ضروری به نظر می‌رسد. با مقایسه آمار واردات محصولات کشاورزی ملاحظه می‌گردد حجم واردات سه نهاده ذرت، جو و کنجاله سویا، دارای رتبه‌های دو تا چهار در میان واردات محصولات کشاورزی کشور می‌باشند (Iran's Customs Administration, 2018). این کالاها از اهمیت بسیار ویژه ای در صنعت

---

[۱] لازم به یادآوری است که ارزش واردات محصول‌های کشاورزی و صنایع غذایی کشور در سال ۱۳۹۷ برابر با ۱۰/۸۴۰ میلیارد دلار و ارزش صادرات آنها برابر با ۶/۴۰۰ میلیارد دلار می‌باشد.

پرورش دام و طیور کشور برخوردار هستند. بسیار روشن است که تولیدات بخش دام و طیور جایگاه تعیین کننده‌ای در تامین امنیت غذایی کشور دارند و اهمیت این مسئله با بررسی آمار بودجه خانوارها دوچندان می‌شود زیرا که در سال ۲۰۱۷، گروه انواع گوشت ها حدود ۲۳ درصد از هزینه خوراکی‌ها و آشامیدنی های سالانه یک خانوار ایرانی را به خود اختصاص داده که از این حیث دارای رتبه نخست از لحاظ سهم هزینه‌ای است. بنابراین هرگونه تغییرات و نوسانات در قیمت انواع گوشت رفاه خانوارها را تحت تاثیر قرار خواهد داد. یکی از مولفه‌های اصلی قیمت انواع گوشت، قیمت نهاده‌های تولیدی آن یعنی جو، ذرت و کنجاله سویا است که بخش زیاد آنها از طریق واردات تامین می‌شود لذا تغییرات در قیمت‌های جهانی می‌توانند بر قیمت‌های داخلی اثرگذار باشند. در نتیجه بررسی ارتباط بین قیمت داخلی این نهاده‌ها با قیمت‌های جهانی آن و چگونگی انتقال قیمت های جهانی به داخل کشور ضروری به نظر می‌رسد و این مسئله‌ای است که این پژوهش در پی دستیابی به آن می باشد.

از تاثیرگذاری قیمت‌ها در بازارهای مختلف و از جمله تاثیر قیمت‌های جهانی بر قیمت‌های داخلی به عنوان انتقال قیمت یاد می شود. آگاهی کمی و کیفی از چگونگی انتقال قیمت محصولات مختلف کشاورزی برای سیاست گذاران بخش کشاورزی از اهمیت فراوان برخوردار می باشد. به تفصیل می توان گفت که در جهان امروز کشوری نیست که بتواند همه نیازهای جامعه‌ی خود را بدون تولیدات و خدمات سایر کشورها برآورده سازد. لذا از نقطه نظر ثبات قیمت‌ها برای کشورها مهم است که بدانند، چگونه قیمت‌های داخلی تحت تاثیر قیمت‌های جهانی قرار می گیرند (Motagaed & Mogadasi, 2013).

با توجه به اهمیت غلات در سبد مصرفی خانوارهای ایرانی به صورت مستقیم و غیر مستقیم، تولید و تأمین تقاضای آن، در امنیت غذایی مردم نقش مهمی دارد به طوری که کمبود این محصول‌ها و یا نوسانات میزان آن می‌تواند باعث کاهش رفاه مردم شود. غلات عمده شامل گندم، برنج، ذرت و جو وکنجاله سویا است. جو و ذرت به صورت غیر مستقیم (ماده اصلی تولید پروتئین) در تأمین نیازهای غذایی در ایران جایگاه بسیار ارزشمندی داشته و بی ثباتی و نوسان شدید در بازار این محصول، کاهش قدرت خرید مصرف کنندگان را به دنبال دارد (Liani et al, 2015). عمده واردات محصولات اساسی کشاورزی طی سال های 2014 و 2015 شامل گندم، ذرت، جو و کنجاله سویا می‌باشد. بنابر آمار گمرک جمهوری اسلامی ایران در سال 2017، پس از گندم (تقریبا 3.3 میلیون

تن)، ذرت (تقریبا 2.6 میلیون تن)، جو (تقریبا 1.9 میلیون تن) و کنجاله سویا (تقریبا 1.6 میلیون تن) در رتبه‌های دوم تا چهارم واردات محصولات کشاورزی کشور جا دارند. از آنجا که گندم در ایران در قالب سیاست خرید تضمینی توسط دولت با قیمت ثابت خریداری می گردد، به طور اساسی نوسانات قیمت جهانی آن به داخل کشور به ندرت منتقل می شود و همواره دارای یک بازار باثباتی می باشد لذا از بحث پیوستگی بازار و انتقال قیمت‌های جهانی گندم به داخل کشور صرف نظر شده و بنابراین در مطالعه حاضر بررسی این سه محصول جو، ذرت و کنجاله سویا به عنوان سه نهاده اصلی دام و طیور مدنظر قرار خواهند گرفت.

بنابر آمار گمرک جمهوری اسلامی ایران (2017) با توجه به روند تغییرات تولید و سهم واردات از نیاز داخلی محصولات ذرت، جو و کنجاله سویا را در طی سال‌های 2017-2013 ملاحظه می‌گردد که واردات این کالاها از سال 2014 روند کاهشی را داشته است. به طور کلی، در طی این دوره زمانی بیش از 37 درصد نیاز داخلی جو، 42 درصد ذرت و 88 درصد کنجاله سویا از راه واردات تامین می شود. طبیعی است که هرگونه تغییرات در بازار این سه نهاده در کشورهای عمده صادراتی که ایران از آنها خرید می‌کند، صورت گیرد و یا هرگونه اخلال در جریان مبادله و تجارت این کالاها صورت گیرد، قیمت‌های داخلی این سه کالا را در کشور تحت تاثیر قرار خواهد داد. از این رو بحث پیوستگی بازار داخلی این سه کالا با بازار جهانی آن‌ها و میزان اثرگذاری قیمت جهانی بر قیمت داخلی قابل توجه و مهم خواهد بود. در این راستا هدف از مطالعه حاضر بررسی چگونگی انتقال قیمت های جهانی محصولات جو، ذرت و کنجاله سویا به قیمت های داخلی این محصولات به همراه تغییرات نرخ ارز در کشور می باشد.

با توجه به افزایش قیمت‌های جهانی مواد غذایی در سده اخیر مطالعات گسترده ای به بررسی اثرات قیمت‌های جهانی بر قیمت‌های داخلی مواد غذایی در کشورهای مختلف پرداخته شده است. از جمله آن ها در داخل کشور می توان به مطالعه Motagaed & Mogadasi (2013) اشاره کرد که انتقال قیمت‌های جهانی به بازار داخلی را با استفاده از روش حداکثرسازی آنتروپی مورد بررسی قرار داده و نشان دادند که میزان کشش آرمینگتون در بلندمدت بسیار بیشتر از مقدار این کشش در کوتاه مدت است. Ghahremanzadeh & Mahmodi (2013)، آزمون پیوستگی و فرضیه بازار مرکزی محصول تخم مرغ را با استفاده از رهیافت یوهانسون تحلیل نموده و نشان دادند که

استان تهران نقش رهبری قیمت را در بین استان‌های مورد مطالعه را بر عهده داشته و قانون قیمت واحد (LOP) در بین چهار استان مرکزی، استانهای قم، زنجان و تهران صادق می‌باشد. Shabanzade et al. (2015)، انتقال قیمت‌های جهانی به بازارهای داخلی را با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برآورد و بررسی کردند. نتایج بدست آمده از برآورد کشش آرمینگتون و ارزی نشان می دهد که نوسان قیمت های جهانی طی دوره بلندمدت بیشتر از دوره کوتاه مدت به بازار داخلی محصولات انتقال می یابد. Javdan et al. (2017)، به بررسی عبور[1] قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی در ایران با استفاده از داده‌های فصلی 1990-2014از طریق برآورد الگوهای خودتوضیح برداری (VAR) و مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری (MS-VAR) پرداختند. نتایج گویا آن است که مقدار عبور قیمت جهانی مواد غذایی به شاخص قیمت مصرف کننده در رژیم اول و دوم در پایان سال اول وجود داشته و اثر عبور در سال دوم افزایش می‌یابد. Pakroh et al. (2017)، همبستگی قیمت نفت، نرخ ارز و قیمت نهاده های وارداتی صنعت طیور ایران را با استفاده از رهیافت واین کاپیولا بر مبنای ARMA-MGARCH مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که نهاده‌های ذرت، سویا در دوره بعد بحران (یعنی تحریم‌های اقتصادی در سال ۱۳۹۱) نسبت به دوره قبل بحران همبستگی مثبت و بالایی با قیمت نفت و همبستگی منفی با نرخ ارز از خود نشان داده است.

در خارج از کشور نیز Conforti (2004)، فرآیند انتقال قیمت در برخی بازارهای مشخص محصولات کشاورزی را در ۱۶ کشور بررسی کرده است. وی با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری و آزمون علیت گرنجری به این نتیجه دست یافته است که انتقال قیمت‌ها در این بازارها از نوع انتقال قیمت فاصله‌ای[2] و عمودی است. Bekkers et al. (2013)، اثرگذاری عبور قیمت‌های جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی را در147 کشور ارزیابی کردند و نشان دادند سرعت عبور قیمت‌های جهانی مواد غذایی به قیمت نهایی مصرف‌کننده در کشورهای با درآمد بالا، متوسط و کم به ترتیب 0.12، 0.25 و 0.29 است. Baquedano & Liefert (2014)، به بررسی ادغام بازار

[1] Pass-through
[2] Distance price transmission

و انتقال قیمت با استفاده از مدل تصحیح خطای تک معادله ای[1] (SEECM) پرداختند. نتایج گویا آن بود که قیمت‌های مصرف‌کننده در کشورهای در حال توسعه به قیمت‌های جهانی بستگی دارند ولی انتقال تغییرات قیمت‌های جهانی به قیمت مصرفی داخلی بالا نیست کشش بلندمدت انتقال قیمت های جهانی به داخلی برای این محصولات 0.25 است. Sivarajasingham et al. (2015)، انتقال قیمت‌های جهانی موادغذایی به قیمت‌های داخلی را با استفاده از روش‌های پارامتری و غیرپارامتری اقتصادسنجی نشان دادند قیمت‌های جهانی مواد غذایی و قیمت‌های داخلی کشور ارتباط همجمعی باهم دارند و بیشترین جمعیت کشور بیش از 50 درصد درآمد خود را برای مواد غذایی صرف می‌کند. Chen & Seghaian (2016)، وضعیت ادغام بازار و چگونگی انتقال قیمت در بازارهای صادراتی جهانی برنج را با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری آستانه‌ای(TVECM) تحلیل نمودند. یافته‌ها حاکی از آن است که بین قیمت‌های صادراتی در سه کشور ویتنام، تایلند و امریکا رابطه بلندمدت وجود دارد و در ویتنام قیمت سریع‌تر به تعادل بلندمدت می‌رسد.

بنابر مطالب یاد شده ملاحظه می گردد قیمت‌های داخلی محصولات کشاورزی از قیمت‌های جهانی اثرپذیر بوده و به طور عموم با توجه به حجم مبادلات و جریان تجارت کالاها، این تاثیرپذیری متفاوت می‌باشد. این مسئله منجر به شکل‌گیری بحث پیوستگی و انتقال قیمت در ادبیات موضوع گردیده است. برابر پیشینه تحقیق ذکر شده، ملاحظه می گردد بحث پیوستگی بازار و انتقال قیمت کالا از بازارهای جهانی به بازارهای داخلی از مباحث مهم در ادبیات اقتصاد کشاورزی است و محققان در کشورهای مختلف از جنبه‌های متفاوت این مسئله را بررسی کرده‌اند. نکته قابل توجه در این خصوص آن است که در مطالعات خارجی از رهیافت‌های جدید همانند مدل تصحیح خطای تک معادله‌ای (SEECM)، برای بررسی پیوستگی و انتقال قیمت پرداخته می‌شود، در حالی که در مطالعات داخلی به این رهیافت‌های نوین، توجه خاصی نشده است و بیشتر از مدل های VAR، VECM، ARDL و همانند این‌ها استفاده شده است. در پژوهش حاضر سعی خواهد شد از رهیافت جدید SEECM معرفی شده توسط Baquedano & Liefert (2014) بهره گرفته شود که از این جنبه این مطالعه می‌تواند به پر شدن خلا تحقیقاتی کشور کمک نماید.

[1] Single equation error correction model

مواد و روش ها

در طول دهه های اخیر بررسی‌های زیادی برای چگونگی انتقال قیمت به‌ویژه در مورد کالاهای کشاورزی انجام گرفته است. به طور کلی دو رهیافت هوک و تکنیک‌های سری زمانی برای بررسی انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار استفاده می‌شود که در مطالعات اخیر از روش‌های سری زمانی بیشتر استفاده شده است. خود این تکنیک‌های سری زمانی در قالب سه روش به کار گرفته می‌شود که می‌توان 1-مدل کشش‌های انتقال قیمت نظیر کشش آرمینگتون که حساسیت قیمتی بین محصولات در کشورهای مختلف را نشان می‌دهد، 2-مدل‌های خود توضیحی مانند TAR و MTARو 3-مدل‌های تصحیح خطا برداری آستانه ای (TVECM) اشاره نمود. روش TVECM فرآیند انتقال قیمت را به صورت نامتقارن و در درون رژیم‌های متفاوت بررسی می‌کند که برای بررسی پیوستگی افقی و عمودی بازارهای داخلی کاربرد زیادی دارد. اخیراً Baquedano & Liefert (2014)، نشان دادند که برای بررسی مکانیزم انتقال قیمت‌های جهانی به داخلی می‌توان از مدل تصحیح خطای تک معادله‌ای[1] (SEECM) بهره گرفت که یک مدل جدیدی است که در پژوهش حاضر از آن بهره گرفته خواهد شد. Baquedano & Liefert (2014) یک مدل تصحیح خطا تک معادله (SEECM) را به جای مدل تصحیح-خطای انگل-گرانجر(EGECM[2]) جهت بررسی این رابطه همجمعی بیان کردند که دارای دو مزیت بیشتر از مدل EGECM می‌باشد:

- اول اینکه در SEECM نیازی نیست که همه سری‌های زمانی مربوطه از یک درجه مشخص دارای ریشه واحد باشند تا بتوانیم یک رابطه تعادلی بلند مدت بین آن‌ها جهت ایجاد یک مدل ECM داشته باشیم. همان‌طورکه Lutkepohl (2005) و Banerjee et al. (1998) نشان داده‌اند، برای اینکه یک فرایند ECM ایجاد گردد نیاز هست که سری ها دارای خصوصیات نامانایی مشابهی باشند یعنی از یک درجه مشابه جمعی باشند.

- دوم اینکه، با استفاده از یک مدل SEECM می‌توان یک آزمون قوی‌تر برای سنجش وجود همجمعی بین متغیرها بدست آورد و همچنین به طور نسبی پارامترهایی با کمترین اریب تخمین زد.

---

[1] Single equation error correction model
[2] Engle-granger error correction model

به باور Baquedano & Liefert (2014)، می توان برای تجارت کالا، رابطه علت و معلولی بین قیمت سر مرز و قیمت مصرف کننده داخلی را در چارچوب مدل تصحیح خطا بررسی نمود. این چارچوب اجازه جدا سازی و اندازه گیری پاسخ قیمت داخلی به شوک قیمت در بازارهای جهانی را برای هر دو دوره کوتاه مدت و بلند مدت فراهم سازد. همچنین به طور مستقیم به برآورد میزان تعدیل قیمت داخلی به رابطه تعادل خود به شوک در قیمت جهانی را فراهم می‌کند. فرض کنید فرآیند ایجاد داده‌ها برای رابطه بین قیمت مصرف کننده داخلی و قیمت مرزی یک محصول به شکل رابطه (1) تعریف گردد (Baquedano & Liefert, 2014).

$$p_{ijt}^{d} = \alpha_0 + \alpha_1 p_{ijt-1}^{d} + \beta_0 p_{ijt}^{b} + \beta_1 p_{ijt-1}^{b} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

که در آن P_{ijt}^{d}، لگاریتم طبیعی قیمت داخلی (برای مثال ذرت) در نرخ واقعی پول داخلی کشور، P_{ijt}^{b}، لگاریتم طبیعی قیمت مرزی (برای مثال قیمت مرزی ذرت) در نرخ واقعی پول داخلی کشور، ijt، کشور iام از کالای jام در زمانt، است.

می توان قیمت مرزی P_{ijt}^{b} رابه دو بخش قیمت‌های جهانی و نرخ ارز تفکیک کرد و رابطه (1) را به صورت رابطه (2) بسط داد[۱].

$$p_t^{d} = \alpha_0 + \alpha_1 p_{t-1}^{d} + \phi_0 wp_t^{f} + \phi_1 wp_{t-1}^{f} + \psi_0 e_t + \psi_1 e_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2)$$

که در آن، wp_t^{f}، نشان دهنده قیمت جهانی واقعی کالا به ارز خارجی و e_t، نرخ ارز واقعی بین ارزهای دو کشور و ضرایب ϕ_n, ψ_n به ترتیب اثرگذاری تغییرهای e_t, wp_t^{f} بر p_t^{d} را اندازه‌گیری می‌کند.

معادله (2) نشان دهنده یک شکل کلی از ARDL هست. این شکل کلی مدل می‌تواند به عنوان فرآیند مشخص ARDL (1,1) باشد، به این معنی که یک وقفه از متغیر وابسته و یک وقفه از هر

---

[۱]. در ادامه بحث به منظور جلوگیری از طولانی نشدن فرمول‌ها، اندیس‌های i و j حذف شده است. البته که برای همه متغیرها این اندیس‌ها همچنان محفوظ است.

دو e_t, wp_t^f به عنوان رگرسورها در نظر گرفته شود. مدل مطرح شده در معادله (2) می‌تواند هیچ فرض پیشینی در مورد اثر تغییرات طول وقفه هر دو متغیر e_t, wp_t^f در p_t^d نداشته باشد و می‌تواند همواره توسط OLS برآورد گردد. افزون بر این، یک رابطه تعادلی را می‌توان از این مدل به دست آورد تا زمانی که ε_t نشان دهنده یک روند ثابت پایدار و یا به عبارت دیگر، یک فرایند $I(0)$ است. رابطه (2) به طور کلی یک ARDL توسعه یافته از یک مدل تصحیح خطا (ECM) با توجه به متغیرهای e_t, wp_t^f است که منجر به فرآیند ایجاد داده ها p_t^d می‌گردد.

برای بدست آوردن SEECM، در آغاز تفریق p_{t-1}^d از معادله (2) بدست می‌آید (یعنی تفاضل مرتبه اول) که در معادلات (3) و (4) آمده است.

$$\Delta p_t^d = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)p_{t-1}^d + \phi_0 wp_t^f + \phi_1 wp_{t-1}^f + \psi_0 e_t + \psi_1 e_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (3)$$

$$\Delta p_t^d = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)p_{t-1}^d + \phi_0 \Delta wp_t^f + (\phi_0 + \phi_1)wp_{t-1}^f + \psi_0 \Delta e_t + (\psi_0 + \psi_1)e_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (4)$$

با جایگزینی و فاکتورگیری پارامترهای مشترک از معادلات فوق، می توان معادله (5) را بدست آورد.

$$\Delta p_t^d = \alpha_0 + \delta p_{t-1}^d + \lambda_0 \Delta wp_t^f + \lambda_1 wp_{t-1}^f + \theta_0 \Delta e_t + \theta_1 e_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (5)$$

$$\delta = (\alpha_1 - 1); \lambda_0 = \phi_0; \lambda_1 = (\phi_0 + \phi_1); \theta_0 = \psi_0; \theta_1 = (\psi_0 + \psi_1)$$

با مرتب کردن معادله (5) می‌توان رابطه (6) را استخراج نمود.

$$\Delta p_t^d = \alpha + \beta \Delta wp_t^f + \rho \Delta e_t + \delta(p_{t-1}^d - \gamma wp_{t-1}^f - \varphi e_{t-1}) + \varepsilon_t \qquad (6)$$

که در آن $\beta = \lambda_0$، نشان دهنده کشش انتقال کوتاه مدت برای قیمت جهانی، $\rho = \theta_0$، کشش انتقال کوتاه مدت نرخ ارز واقعی، $\gamma = \frac{\lambda_1}{\delta}$، کشش بلندمدت تغییر در قیمت جهانی بر قیمت داخلی، $\varphi = \frac{\theta_1}{\delta}$، کشش بلندمدت تغییر در نرخ ارز بر قیمت داخلی δ، نشان دهنده میزان تصحیح خطا یا سرعت تعدیل است.

رابطه تعادل بلند مدت که توسط معادله (6) بین قیمت داخلی و قیمت جهانی/ نرخ واقعی ارز برآورد می‌شود برابر است با:

$$p_{t-1}^{d} - \gamma w p_{t-1}^{f} - \varphi e_{t-1} = 0 \qquad (7)$$

در این رابطه تعادلی فرض می‌شود که $\gamma \neq 0, \varphi \neq 0$ و ε_t در معادله (6) یک فرایند ایجاد داده‌های پایدار است. با این حال، دو رابطه بلندمدت تعادلی دیگر امکان پذیر است: الف- $\gamma = 0, \varphi \neq 0$ و ب- $\gamma \neq 0, \varphi = 0$.

با تامین شرط الف، یک رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت داخلی و تنها نرخ ارز واقعی وجود دارد، در حالی که با تامین شرط ب، رابطه بین قیمت داخلی و تنها قیمت جهانی وجود دارد. برای آزمون $\varphi \neq 0$ می توان از آزمون Campa & Golberg (2005) استفاده نمود. برابر این روش اگر مقدار φ به طور معنی داری متفاوت از صفر نباشد بدین مفهوم است که انتقال از نرخ ارز برای کالای وارد شده وجود ندارد، در حالیکه اگر مقدار آن برابر با یک باشد به معنی انتقال کامل تغییرات نرخ ارز به کالای وارداتی است (توجه شود که نرخ ارز واقعی باید مدنظر قرار گیرد). اگر هر دو فرضیه رد شود می‌توان گفت که انتقال ناقص وجود دارد. مدل معرفی شده در این مطالعه همانند مدل Campa & Golberg (2005) غیرمقید است بدین مفهوم که از لحاظ نظری امکان دارد $|\varphi| > 1$ باشد (هرچند Campa & Golberg بیان می‌کنند چنین شرطی به ندرت رخ می‌دهد (Baquedano & Liefert, 2014). برخلاف Campa & Golberg,(2005) از تبدیلات فیشر برای پارامتر برآورد شده به منظور مقید کردن آنها به عدد یک قبل از آن که آزمون فرضیه‌های یاد شده آغاز گردد، استفاده نموده است. تبدیل‌های فیشر (Z) برای پارامترهای برآورد شده به صورت رابطه (8) می‌باشد.

$$z = 1/2\left[\ln(1+\hat{\varphi}) - \ln(1-\hat{\varphi})\right] \qquad (8)$$

که در آن، ln نماد لگاریتم طبیعی و $\widehat{\varphi}$ ضریب برآورد شده در معادله ۶ می‌باشد.

جهت برآورد همزمان کشش‌ها و خطای معیار پارامترهای بلندمدت برای هر دو متغیر wp_t^f, e_t در معادله (۶)، می‌توان از تصریح ARDL بیان شده در معادله (4) استفاده نمود. برای این منظور می‌توان از روش Boef & Keele (2008) بهره گرفت. ایشان نشان دادند که اگر در معادله (6) ، $\beta = \lambda_0$ و $\rho = \theta_0$ باشد خطاهای استاندارد همانند معادله (5) می‌باشد و مقدار تصحیح خطا $|\delta|$ در هر دو معادله یکسان است. خطای استاندارد $|\delta|$ برآورد شده در معادله (5) می‌توان برای آزمون فرضیه صفر عدم وجود همجمعی به‌کار گرفته شود. کشش‌های بلندمدت (LRE) قیمت جهانی wp_{t-1}^f ، RER و e_{t-1} توسط $\gamma = \frac{\lambda_1}{\delta}$ و $\varphi = \frac{\theta_1}{\delta}$ ، به طور مستقیم از معادله (6) محاسبه می‌گردند. با این حال، نمی‌توان خطاهای استاندارد را برای آزمون فرضیه عدم مبنی بر برابر بودن هر دو φ یا γ با عدد صفر را در معادله (6) بدست آورد. برای به دست آوردن خطاهای استاندارد سازگار برای LRE ،از روش Bewley (1979) استفاده می شود که این روش مستلزم برآورد معادله (9) است:

$$\omega_0 = \eta\alpha_0; \omega_1 = \eta\delta; \pi_0 = \eta(\phi_0 + \phi_1); \pi_1 = \eta\phi_0; \kappa_0 = \eta(\psi_0 + \psi_1); \kappa_1 = \eta\psi_0; \mu_t = \eta\varepsilon_t; \eta = (\alpha_1 - 1)^{-1} \quad (9)$$
$$p_t^d = \omega_0 - \omega_1 \Delta p_t^d + \pi_0 wp_t^f - \pi_1 \Delta wp_t^f + \kappa_0 e_t - \kappa_1 \Delta e_t + \mu_t$$

که در آن هر دو π_0 و κ_0 معادل LRE برای قیمت جهانی و نرخ ارز تعریف شده در معادله (6) می‌باشد.

برای قیمت جهانی، تعادل LRE بین π_0 و γ می تواند به شرح زیر بیان شود:

$$\pi_0 = \eta(\phi_0 + \phi_1) = \frac{(\phi_0 + \phi_1)}{(\alpha_1 - 1)} = \frac{\lambda_1}{\delta} = \gamma \quad (10)$$

برابری LRE بین φ و κ_0 می تواند به طور همانند به شرح زیر تعریف گردد:

$$\kappa_0 = \eta(\psi_0 + \psi_1) = \frac{(\psi_0 + \psi_1)}{(\alpha_1 - 1)} = \frac{\theta_1}{\delta} = \varphi \qquad (11)$$

با توجه به Boef & Keele (2008)، چون LRE به طور مستقیم از معادله (7) برآورد می‌شود، خطاهای استاندارد آنها را نیز می‌توان به طور مستقیم به دست آورد. با این حال، نمی‌توان برآورد سازگار از معادله (7) بدست آورد زیرا Δp_t^d از سمت راست معادله آمده است. برای به دست آوردن برآورد سازگار از معادله (7)، ابتدا مقادیر پیش بینی شده برای Δp_t^d از یک فرم اصلاح شده از معادله (5) به دست می‌آید به طوری که در آن معادله، وقفه‌ها در سطح متغیرهای برون زا حذف شده است. سپس این مقادیر پیش بینی شده جایگزین شده و معادله (12) برآورد می‌شود.

$$p_t^d = \omega_0 - \omega_1 \Delta \hat{p}_t^d + \pi_0 wp_t^f - \pi_1 \Delta wp_t^f + \kappa_0 e_t - \kappa_1 \Delta e_t + \mu_t \qquad (12)$$

که در آن $\Delta \hat{p}_t^d$ مقادیر پیش بینی شده از طریق معادله (5) بدست می‌آید. همه پارامترهای باقی مانده در معادله (12) همان معادله (7) می‌باشد. همان‌طور که Bewley (1979) و Boef & Keele (2008)، تاکید کردند این تبدیل‌ها و تصریحهای آماری با هدف به دست آوردن انحراف استاندارد در LRE است و به این ترتیب، R^2 آنها چیزی در مورد قدرت توضیحی معادله (6) نمی‌گوید. در نهایت با برآورد رابطه ۱۲، می‌توان کشش‌های بلندمدت و کوتاه مدت انتقال قیمت جهانی کالا را به بازار داخلی و در نتیجه میزان پیوستگی و انتقال قیمت جهانی به داخلی را و میزان تاثیر قیمت‌های جهانی و نرخ ارز بر قیمت داخلی را تحلیل نمود.

داده‌های موردنیاز برای این مطالعه شامل قیمت ماهانه داخلی ذرت، جو و کنجاله سویا از شرکت پشتیبانی امور دام کشور و معاونت امور دام کشور، نرخ ارز اسمی به صورت ماهانه از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و قیمت‌های جهانی سه کالای یاد شده نیز از بانک اطلاعاتی FAO طی دوره زمانی سال های 2017-2000 گردآوری گردید. قیمت داخلی واقعی (Pd_{it}) ذرت، کنجاله سویا و جو در ماه tام از تقسیم قیمت اسمی این کالاها (P_i^d) بر شاخص قیمت CPI ایران ($CPI_{IR,t}$) بدست آمده و قیمت‌های جهانی (Pw_{it})نهاده‌های ذرت، کنجاله سویا و جو نیز از تقسیم قیمت

جهانی اسمی این کالاها (P_{it}^{w}) بر CPI آمریکا (CPI_{US}) و در نهایت نرخ ارز واقعی نیز به شرح ذیل حاصل گردید:

$$EXRR_t = EXR_t \times \frac{CPI_{US,t}}{CPI_{IR,t}} \quad (17)$$

که در آن نرخ ارز واقعی ($EXRR_t$) از حاصل ضرب نرخ ارز غیررسمی اسمی (EXR_t) در ماه tام در نسبت CPI آمریکا (CPI_{US}) به CPI ایران به دست آمده است.

نتایج

نتایج آمار توصیفی مربوط به سطح تولید و واردات ذرت، کنجاله سویا و جو در ایران در جدول (1) خلاصه شده است. نتایج حاکی از آن است که میزان تولید جو تقریبا 6 برابر کنجاله سویا و 2.2 برابر ذرت در کشور است. به طور متوسط از کل نیاز کشور به ذرت، کنجاله سویا و جو طی سال‌های 2000-2017 به ترتیب 35، 30 و 70 درصد از طریق تولید داخلی و مابقی از طریق واردات تامین می‌شود. برهمین اساس واردات ذرت نزدیک به 2.6 برابر واردات کنجاله سویا و 3.3 برابر واردات جو است. در نتیجه ملاحظه می‌گردد که بخش اعظم نیاز به ذرت و کنجاله سویا از بازارهای جهانی تامین می شود که این امر میزان حساسیت قیمت‌های داخلی این نهاده‌ها به قیمت‌ها و سیاست‌های تجاری و ارزی کشور را نشان می‌دهد. در ادامه، میزان ضریب تغییرات[1] (CV) به منظور نشان دادن نوسانات قیمت‌ها محاسبه گردید که برای قیمت های داخلی ذرت، جو و کنجاله سویا، به ترتیب 80.7،74.1، 81.4 و برای قیمت های جهانی این نهاده‌ها به ترتیب برابر با 36.7، 28.8، 35.8 و نرخ ارز برابر با 67.8 می باشد. براین اساس ملاحظه می گردد قیمت ذرت در بازار جهانی در مقایسه با نهاده‌های کنجاله سویا و جو دارای نوسانات بیشتری است و در مورد قیمت‌های داخلی این نهاده‌ها هم مشاهده می‌شود نهاده کنجاله سویا بالاترین میزان نوسان و نهاده ذرت کمترین نوسانات قیمتی را دارا است. نکته قابل توجه نوسانات بالای نرخ ارز است که مشاهده می‌شود میزان نوسانات نرخ ارز در کشور به مراتب بیشتر از نوسانات قیمت‌های جهانی کالاهای مورد بررسی است که این خود یکی از دلایل شکل‌گیری نوسانات قیمت داخلی این نهاده‌ها به‌شمار می‌آید.

[1] Coefficient Variation (CV)

جدول(۱) نتایج آمار توصیفی تولید و واردات نهاده‌های ذرت، کنجاله سویا و جو طی سال‌های2017-2000

Table (1) Descriptive Statistic of Production and Import of Corn, Soybean Meal and Barley Meal over 2000-2017

سهم از نیاز داخلی(درصد) Share of domestic demand (percent)	میانگین Mean	بیشینه Max	کمینه Min	انحراف معیار Standard deviation	نام نهاده Variable	
35	1350435	2700000	200000	684810.5	تولید(تن) Production(ton)	ذرت Corn
65	2526609	6000000	900000	1480870	واردات(تن) Import(ton)	
30	480000	998000	44000	338327.2	تولید(تن) Production(ton)	کنجاله سویا Soybean meal
70	972565.2	2800000	111000	803403.2	واردات(تن) Import(ton)	
70	2865217	3600000	15000000	528814	تولید(تن) Production(ton)	جو Barley
30	758567.9	1900000	174000	513868.6	واردات(تن) Import(ton)	

منبع: یافته های تحقیق Source: Research finding

با توجه به اینکه اطلاعات این پژوهش به صورت سری زمانی است لذا در گام اول مانایی متغیرها از طریق آزمون ریشه واحد ADF و DF-GLS بررسی شد. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (2) ارائه شده است. براساس این جدول مقادیر آماره آزمون DF-GLS برای تمامی سری‌های قیمت‌ها و نرخ ارز در سطح داده‌ها از لحاظ آماری معنی دار نمی‌باشد. در نتیجه فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای هر سه نهاده در قیمت‌های داخلی و خارجی و نرخ ارز رد نمی‌گردند، لذا داده‌ها در سطح نامانا هستند. اما با توجه به معنی داری آماره DF-GLS در سطح احتمال یک درصد، همه متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌گردند. نتایج حاصل از آزمون ADF نیز مشابه آزمون DF-GLS بوده و ملاحظه می‌گردد که متغیرهای مورد بررسی با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌گردند یعنی تمامی متغیرها $I(1)$ می‌باشند.

جدول(۲) نتایج بررسی مانایی متغیرهای مورد بررسی

Table 2 Unit root test results of the variables

آماره آزمون ADF ADF test statistic		آماره آزمون DF-GLS DF-GLS test statistic		
تفاضل مرتبه اول First order difference	سطح داده ها Data level	تفاضل مرتبه اول First order difference	سطح داده ها Data level	
-8.670***	-1.765	-8.103***	-1.724	لگاریتم قیمت جهانی ذرت Logarithm of the corn price
-9.131***	-3.459	-7.520***	-3.323	لگاریتم قیمت جهانی کنجاله سویا Logarithm of the soybean price
-9.825***	-2.345	-9.427***	-1.997	لگاریتم قیمت جهانی جو Logarithm of the barley price
-9.288***	-3.654	-7.664***	-2.548	لگاریتم قیمت داخلی ذرت Logarithm of the domestic corn price
-9.862***	-3.671	-9.572***	-3.352	لگاریتم قیمت داخلی کنجاله سویا Logarithm of the domestic price of soybean meal
-10.008***	-2.686	-9.686***	-2.174	لگاریتم قیمت داخلی جو Logarithm of the domestic price of barley
-6.086***	-1.921	-9.383***	-1.302	لگاریتم نرخ ارز واقعی Logarithm of the real exchange rate

*** بیانگر معنی داری در سطح احتمال یک درصد می باشد ***indicate significant one percent probability level

منبع: یافته های تحقیق source:research finding

با توجه به اینکه آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته و حداقل مربعات تعمیم یافته هنگام شکست ساختاری در متغیرهای اقتصادی ممکن است نتایج گمراه کننده‌ای را گزارش دهد، در این بررسی جهت جلوگیری از خطای نتایج، از آزمون زیوت-اندریوز استفاده گردید. لازم به ذکر است که

تقریبا در اواخر سال 2010 یک جهشی در قیمت‌های داخلی رخ داده است که مربوط به تحریم‌های اقتصادی است که احتمال بروز شکست ساختاری در متغیرها را نمایان می‌کند. البته نتایج آزمون زیوت-اندریوز نمایانگر وجود چنین شکست ساختاری نیز بوده است (البته به صورت درون زا). نتایج حاصل از آزمون زیوت-اندریوز در جدول(3) گزارش شده است. بنا به جدول (۳)، مقدار آماره آزمون برای سطح داده‌ها از لحاظ آماری معنی دار نبوده ولی مقدار این آماره برای تفاضل مرتبه اول تمامی متغیرها در سطح احتمال یک درصد معنی دار است که حکایت از مانا بودن سری ها در تفاضل مرتبه اول آن‌ها دارد.

جدول(۳) نتایج بررسی مانایی متغیرها با استفاده از آزمون زیوت-اندریوز

Table 3 Results of Zivot- Andrews Unit root test

تفاضل مرتبه اول First order difference	سطح داده ها Data level	
-11.559***	-3.959	لگاریتم قیمت جهانی ذرت Logarithm of the price of corn
-10.545***	-4.710	لگاریتم قیمت جهانی کنجاله سویا Logarithm of the price of soybean
-6.859***	-3.716	لگاریتم قیمت جهانی جو Logarithm of the price of barley
-9.183***	-4.467	لگاریتم قیمت داخلی ذرت Logarithm of the domestic price
-15.256***	-5.263	لگاریتم قیمت داخلی کنجاله سویا Logarithm of the domestic price of soybean meal
14.096***	-3.410	لگاریتم قیمت داخلی جو Logarithm of the domestic price of barley
-6.959***	-3.88	لگاریتم نرخ ارز واقعی Logarithm of the real exchange

*** بیانگر معنی داری در سطح احتمال یک درصد می باش

*** indicates a significant one percent probability level

منبع: یافته های تحقیق

Source: Research finding

بنابر نتایج آزمون مانایی، در گام بعدی رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت داخلی، قیمت جهانی و نرخ ارز این سه نهاده بررسی شد. بدین منظور تعداد وقفه بهینه با استفاده از معیارهای آکائیک

(AIC)، شوارتز(SBC) و همچنین هنان کوئیک(HQIC) و بررسی ویژگی نوفه سفید بودن اجزای اخلال صورت گرفت که تعداد وقفه بهینه برابر با دو به دست آمد. سپس آزمون همجمعی جوهانسون انجام و نتایج آن ها در جدول (4) گزارش شده است. براساس این جدول، فرضیه عدم مبنی بر وجود حداکثر یک بردار همجمعی بین قیمت‌های داخلی و جهانی هرنهاده و نرخ ارز از لحاظ آماری در سطح احتمال 5 درصد رد نمی‌شود. به عبارت دیگر یک بردار همجمعی بین این متغیرها وجود دارد. به عنوان مثال، بین قیمت داخلی ذرت، قیمت جهانی ذرت و نرخ ارز یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد و به همین شکل برای نهاده جو و کنجاله سویا یک رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت داخلی و قیمت جهانی آن‌ها و نرخ ارز وجود دارد. با توجه به وجود یک بردار همجمعی بین متغیرهای مدل، لازم است رابطه تعادلی بلندمدت بین این متغیرها برآورد گردد. در انتخاب بردار بلندمدت بین متغیرهای مدل، لازم است توجه شود که بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون زا، اول بایستی از نظر علامت ضرایب، متناسب با نظری های اقتصادی بوده و همچنین ضرایب بردار از لحاظ آماری معنی دار باشند. در این مطالعه مطابق مبانی نظری و مطالعات تجربی، قیمت‌های جهانی و نرخ ارز برونزا در نظر گرفته شد و قیمت داخلی هر سه نهاده تابعی از قیمت جهانی آن و نرخ ارز به همراه متغیر مجازی تحریم های اقتصادی (اواخر سال 2010) در نظر گرفته شد و رابطه تعادلی بلندمدت و کوتاه مدت برای هر سه نهاده برآورد گردید که نتایج حاصله در جداول (5) و (6) آمده است.

جدول(۴) نتایج آزمون همجمعی جوهانسون برای نهاده‌های ذرت، کنجاله سویا و جو

Table 4 Results of Johanson co-integration test for corn, soybean meal and barley products

نهاده The product	فرضیه صفر null hypothesis	آماره اثر Trace statistic	مقادیر بحرانی در ۰/۰۵ Critical value at 0.05
ذرت Corn	عدم وجود بردار همجمعی	55.86	47.21
	حداکثر یک بردار همجمعی	20.42*	29.68
	حداکثر دو بردار همجمعی	6.88	15.41
کنجاله سویا Soybean meal	عدم وجود بردار همجمعی	55.16	47.21
	حداکثر یک بردار همجمعی	18.18*	29.68
	حداکثر دو بردار همجمعی	5.23	15.41

ادامه جدول(۴) نتایج آزمون همجمعی جوهانسون برای نهاده‌های ذرت، کنجاله سویا و جو

Table 4 Results of Johanson co-integration test for corn, soybean meal and barley products

نهاده The product	فرضیه صفر null hypothesis	آماره اثر Trace statistic	مقادیر بحرانی در ۰/۰۵ Critical value at 0.05
	عدم وجود بردار همجمعی	54.64	47.21
جو Barley	حداکثر یک بردار همجمعی	27.55*	29.68
	حداکثر دو بردار همجمعی	19.13	15.41

* بیانگر وجود تعداد بردار همجمعی

* Indicates the existence of number of co-integration vector

منبع: یافته های تحقیق

Source: Research finding

با توجه به جدول(5) می‌توان دریافت که نرخ ارز و قیمت جهانی نهاده اثر مثبت و معنی داری بر قیمت داخلی ذرت و کنجاله سویا دارند یعنی به ازای افزایش یک درصدی در قیمت جهانی ذرت و نرخ ارز به ترتیب 0.50 و 0.62 درصد قیمت داخلی ذرت در بلندمدت افزایش می‌یابد. همچنین مشاهده می‌شود تحریم های اقتصادی (سال ۱۳۹۰) بر قیمت‌های داخلی ذرت و کنجاله سویا اثر مثبت و معنی داری دارد یعنی با اعمال تحریم‌ها، قیمت‌های داخلی افزایش یافته‌اند. علامت تمامی متغیرها در مورد نهاده ذرت وکنجاله سویا مطابق انتظار می‌باشد ولی فقط قیمت جهانی جو از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. به عبارت دیگر در بلندمدت تغییرات قیمت جهانی ذرت بر قیمت داخلی آن اثر دارد. از طرف دیگر مشاهده می‌شود نرخ ارز و متغیر مجازی تحریم اثرات معنی داری بر قیمت داخلی نهاده جو ندارند و مقدار ضریب قیمت جهانی جو نیز 0.56 است که با توجه حجم کم واردات جو در مقایسه با ذرت، به نظر می‌رسد مقدار به نسبت بزرگی بوده و قابل تامل می‌باشد.

جدول(۵) نتایج برآورد رابطه تعادلی بلندمدت برای نهاده‌های ذرت، کنجاله سویا و جو

Table 5 Results of estimating long-run equilibrium relationship for corn, soybean meal and barley products

نهاده ذرت Corn product		نهاده کنجاله سویا Soybean meal product		نهاده جو Barley product	
متغیرها Variables	ضریب برآورد شده Estimated coefficient	متغیرها Variables	ضریب برآورد شده Estimated coefficient	متغیرها Variables	ضریب برآورد شده Estimated coefficient
(LnPwc) قیمت جهانی ذرت	0.50***	(LnPws) قیمت جهانی کنجاله سویا	0.64***	(LnPwb) قیمت جهانی جو	0.56***
(LnEXRR) نرخ ارز	0.62***	(LnEXRR) نرخ ارز	0.68***	(LnEXRR) نرخ ارز	0.24
(d)متغیر مجازی تحریم اقتصادی	0.19***	(d)متغیر مجازی تحریم اقتصادی	0.13**	(d)متغیر مجازی تحریم اقتصادی	0.05
(a)عرض از مبدا	-6.07	(a)عرض از مبدا	-7.53	(a)عرض از مبدا	-2.48

*** Significant at 1% probability

*** معنی داری در سطح احتمال 1 درصد

Source: Research finding

منبع: یافته های تحقیق

جدول(۶) نتایج برآورد مدل تصحیح-خطا [ECM(1)] برای نهاده‌های ذرت، کنجاله سویا و جو

Table (6) The results of estimating Error-Correction model [ECM (1)] for corn, soybean and barley products

متغیر Variable	معادله ذرت Corn equation	معادله کنجاله سویا oybean meal equation	معادله جو Barley equation
	ضریب برآورد شده Estimated coefficient	ضریب برآورد شده Estimated coefficient	ضریب برآورد شده Estimated coefficient
وقفه اول قیمت داخلی First lag of domestic price	0.40***	0.02***	0.037

ادامه جدول(۶) نتایج برآورد مدل تصحیح-خطا [ECM(1)] برای نهاده‌های ذرت، کنجاله سویا و جو

Table (6) The results of estimating Error-Correction model [ECM (1)] for corn, soybean and barley products

معادله جو Barley equation	معادله کنجاله سویا oybean meal equation	معادله ذرت Corn equation	متغیر Variable
ضریب برآورد شده Estimated coefficient	ضریب برآورد شده Estimated coefficient	ضریب برآورد شده Estimated coefficient	
-0.012	0.04	0.06	وقفه اول قیمت جهانی First lag of world prices
-0.20	-0.24	-0.32***	وقفه اول نرخ ارز First lag exchange rate
-0.105	-0.20***	0.01	تحریم اقتصادی Economic sanction
-0.099***	-0.21***	-0.14***	جزء تصحیح-خطا Error-correction term
-0.0004	-0.0009	-0.002	عرض از مبدا Intercept

*** Significant at 1% probability

*** معنی داری در سطح احتمال 1 درصد

Source: Research finding

منبع: یافته های تحقیق

نتایج بدست آمده از برآورد مدل های تصحیح خطا برای قیمت داخلی ذرت، کنجاله سویا و جو در جدول(6) نشان داده شده است. لازم به ذکر است چون متغیرهای قیمت جهانی نهاده و نرخ ارز برون زا در نظر گرفته شده‌اند، لذا مدل به صورت تک معادله‌ای ECM(1) برآورد شده است. به طور نظری، انتظار بر این است که ضریب جزء تصحیح خطا (ECM)، منفی و بین صفر و یک باشد. علامت ضریب تصحیح خطا برای هر سه نهاده در این الگو مطابق با انتظارات بوده و از لحاظ آماری نیز معنی دار می‌باشد اما نکته قابل توجه این است مقدار عددی ضریب ECM در حقیقت سرعت تعدیل قیمت های داخلی را نشان می دهد. ضریب تصحیح خطا برای جو برابر با 0.099- می‌باشد که عدد به نسبت کوچکی است و نشان از تعدیل با سرعت کم شوک‌های قیمت جهانی و نرخ ارز در

بازار داخلی جو دارد البته در مورد نهادهات ذرت و کنجاله سویا نیز سرعت تعدیل کم می باشد. به عبارت دیگر، هر ماه ۱۰ درصد از انحراف‌های کوتاه مدت در بازار جو تعدیل شده و پس از ۱۰ ماه دوباره بازار به تعادل بلندمدت خود برمی‌گردد. با توجه به حجم کم واردات جو و در نتیجه اثرپذیری کمتر قیمتهای داخلی از قیمتهای خارجی، می‌توان عنوان کرد که سیاستهای داخلی اثرگذار برای تولید داخلی جو اثر بیشتری بر قیمتهای داخلی آن دارند.

نتایج برآورد مدل تصحیح خطای تک معادله ای(SEECM)

برای تعیین تعداد وقفه این مدل از معیارهای آکائیک و شوارتز استفاده شده است. لازم به یاداوری است که مدل به صورت ADL(8,8:2) برآورد شده است و تعداد وقفه بهینه براساس حداقل مقادیر این معیارها انتخاب شده است که طول وقفه بهینه برای نهاده ذرت 1 و برای کنجاله سویا و جو صفر انتخاب شد. با توجه به تعداد وقفه انتخاب شده، مدل SEECM برای هر سه نهاده با استفاده از رهیافت Newey-West (با در نظر گرفتن خودهمبستگی مرتبه اول) برآورد شد که نتایج مربوطه در جدول(7) آمده است. با توجه به این جدول (7)، ضریب جزء تصحیح خطا (δ) برای هر سه نهاده برابر با انتظارات بوده و از لحاظ آماری در سطح احتمال یک درصد معنی دار هستند. ضریب قیمت جهانی نهاده‌ها و ضریب متغیر نرخ ارز معنی دار بوده و اثر مثبتی بر قیمت داخلی آن ها دارند. همچنین اعمال تحریم‌های اقتصادی آمریکا نیز بر قیمت داخلی نهاده‌های ذرت و کنجاله سویا در بلند مدت تاثیرگذار بوده و باعث افزایش قیمت داخلی آن ها در بلندمدت شده است. اما در مورد نهاده جو اعمال تحریم های اقتصادی بر قیمت داخلی جو در بلند مدت اثر معنی داری نداشته است و شاید به این دلیل باشد که بخش اعظم (70 درصد) نیاز کشور به جو از طریق تولید داخلی تامین می‌شود و واردات کمتری برای این نهاده وجود دارد لذا از این مسئله در امان بوده است. همانطور که ملاحظه می گردد اثرات قیمت‌های جهانی و نرخ ارز بر قیمت داخلی می‌تواند متفاوت می باشد ممکن است هیچ انتقال قیمتی از بازارهای جهانی به بازارهای داخلی صورت نگیرد یا انتقال به صورت کامل رخ بدهد. به همین دلیل در این مطالعه فرضیه انتقال قیمت جهانی و نرخ ارز بر قیمت داخلی آزمون

گردید. با توجه به جدول (8) ملاحظه می‌شود که فرضیه عدم انتقال قیمت جهانی به داخل کشور برای هر سه نهاده ذرت، کنجاله سویا و جو در سطح احتمال یک درصد رد می‌گردد. از سوی دیگر فرضیه انتقال کامل قیمت جهانی به قیمت داخلی نیز در سطح احتمال یک درصد از لحاظ آماری رد می‌شود. لذا می توان نتیجه گرفت که یک انتقال ناقص قیمت جهانی نهاده‌های ذرت، کنجاله سویا و جو به قیمت های داخلی این نهاده‌ها وجود دارد. در مورد نرخ ارز نیز وضعیت همین گونه است یعنی فرضیه عدم انتقال نرخ ارز به داخل کشور برای هر سه نهاده به همراه فرضیه انتقال کامل نرخ از لحاظ آماری رد می‌گردد. لذا می‌توان نتیجه گرفت که یک انتقال ناقص نرخ ارز به قیمت داخلی این نهاده‌ها وجود دارد.

جدول(۷) نتایج برآورد مدل SEECM **برای** نهاده‌های **ذرت، کنجاله سویا و جو**

Table (7): Results of estimation of SEECM model for corn, soybean meal and barley products

معادله جو Barley equation	معادله کنجاله سویا Soybean meal equation	معادله ذرت Corn equation	ضرایب Coefficients
ضریب برآورد شده Estimated coefficient	ضریب برآورد شده Estimated coefficient	ضریب برآورد شده Estimated coefficient	
-0.71***	-1.009***	-0.85***	α_0
-	-	-0.40***	α_1
-0.04	0.13*	-0.005	β
-0.102***	-0.16***	0.17***	ρ
-	-	-0.37***	ρ_1
-0.25***	-0.22***	-0.16***	δ
0.28***	0.44***	0.45***	γ
0.13***	0.54***	0.57***	φ
0.020	0.06***	0.18***	D

*** Significant at 1% probability

*** معنی داری در سطح احتمال 1 درصد

Source: Research finding

منبع: یافته های تحقیق

در نهایت کشش‌های بلندمدت قیمت جهانی و نرخ ارز برای هر سه نهاده ذرت، کنجاله سویا و جو محاسبه شد که نتایج مربوط در قالب جدول (9) گزارش شده است. ملاحظه می‌شود که کشش قیمت جهانی و نرخ ارز برای نهاده ذرت و کنجاله سویا مشابه هم هستند ولی برای نهاده جو کمترین حد را دارند، اما مسلم است که کشش نرخ ارز به مراتب بیشتر از قیمت جهانی است و این امر منعکس کننده این واقعیت است که قیمت های داخلی بیشتر به تغییرات نرخ ارز واکنش نشان می دهند تا قیمت های جهانی، لذا این امر به روشنی بیانگر جایگاه سیاست های ارزی دولت در نرخ تورم این نهاده‌ها در داخل کشور می باشد.

جدول(۸) نتایج آزمون فرضیه انتقال قیمت جهانی و نرخ ارز به قیمت داخلی نهاده‌های ذرت، کنجاله سویا و جو

Table (8) Results of the hypothesis test of global prices and exchange rates transmission to domestic prices of corn, soybean meal and barley

متغیر Variable	$(H_0:\gamma=0)$ عدم انتقال قیمت جهانی No global price tran.	$(H_0:\gamma=1)$ انتقال کامل قیمت جهانی Global price tran.	$(H_0:\varphi=0)$ عدم انتقال نرخ ارز No exchange rate tran.	$(H_0:\varphi=1)$ انتقال کامل نرخ ارز Exchange rate tran.
ذرت Corn	253.10 (0.00)	375.98 (0.00)	226.54 (0.00)	128.28 (0.00)
کنجاله سویا Soybean meal	131.20 (0.00)	210.10 (0.00)	86.78 (0.00)	61.60 (0.00)
جو Barley	20.55 (0.00)	135.21 (0.00)	129.35 (0.00)	133.46 (0.00)

مقادیر داخل پارانتز، سطح احتمال می‌باشد.

منبع: یافته های تحقیق

The p-value is in the parental

Source: Research finding

جدول(۹) نتایج محاسبه کشش‌های بلندمدت قیمت جهانی و نرخ ارز برای نهاده‌های ذرت، کنجاله سویا و جو

Table (9) Results of calculated long-term elasticity of global prices and exchange rates for corn, soybean meal and barley

متغیر Variable	کشش قیمت جهانی Global Price elasticity	کشش نرخ ارز Exchange rate elasticity
ذرت Corn	0.45	0.57
کنجاله سویا Soybean meal	0.44	0.54
جو Barley	0.28	0.13

منبع: یافته های تحقیق Source: Research finding

با مقایسه نتایج کشش‌های محاسبه شده برای قیمت جهانی و نرخ ارز برای هر سه نهاده ذرت، کنجاله سویا و جو در دو روش همجمعی جوهانسون و SEECM ملاحظه می گردد یافته‌های به دست آمده از روش SEECM تا حدودی منطقی به نظر می‌رسد زیرا که نحست اینکه در مطالعات پژوهشگران داخلی مانند Javdan et al. (2017) نشان دادند که میزان عبور قیمت‌های جهانی به قیمت های داخلی مواد غذایی در کشور ایران در حدود 35 درصد است و مطالعات خارجی مانند Robles (2011)، Bekkers et al. (2013) و Baquedano & Liefert (2014) نیز برای کشورهای در حال توسعه نشان دادند که میزان عبور و کشش قیمت‌های جهانی کالاهای کشاورزی به داخل کشور در حدود دامنه 0.25 تا 0.45 می‌باشد. همچنین ملاحظه می‌شود در مدل SEECM کشش قیمت جهانی ذرت، کنجاله سویا و جو به ترتیب 0.45، 0.44 و 0.28 است در حالی که در مدل هجمعی جوهانسون به ترتیب برابر با 0.50، 0.64 و 0.56 است. دوم اینکه انتظار بر آن است نهاده‌ای که حجم واردات کمتری دارد به طور نسبی در مقایسه با کالاهایی که واردات بالایی دارند، کمتر از قیمت‌های جهانی و نرخ ارز تاثیر بپذیرد. لذا انتظار می‌رود که کشش‌های انتقال قیمت جهانی و نرخ ارز برای نهاده جو در مقایسه با ذرت و کنجاله سویا به مراتب کمتر باشد. این نتیجه در مدل SEECM محقق می‌گردد. سوم اینکه در رابطه با تعادل بلندمدت حاصل از جوهانسون برای نهاده جو ملاحظه

گردید که نرخ ارز اثر معنی داری بر قیمت داخلی جو در بلندمدت نداشته است در حالی که یافته‌های مدل SEECM موید آن است که نرخ ارز در بلندمدت بر قیمت داخلی جو اثرگذار است. با توجه به حجم واردات 30 درصدی نیاز داخلی (759 هزارتن) به جو، انتظار می‌رود که تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی تا حدودی اثرگذار باشد البته به مراتب کمتر از نهاده‌های ذرت و کنجاله سویا که این امر در مدل SEECM تامین می‌گردد. با توجه به اینکه برخی از متغیرهای اقتصادی ممکن است از سطوح متفاوت همجمعی باشند لذا امکان به‌کارگیری مدل همجمعی جوهانسون مشکل خواهد بود. در نتیجه توصیه می‌شود در چنین شرایطی از مدل SEECM استفاده شود. از طرف دیگر ملاحظه شد نتایج کاربرد این مدل، معقول تر و منطقی تر از جوهانسون است لذا پیشنهاد می‌شود در تحلیل‌های مربوط به انتقال قیمت از این مدل بیشتر بهره گرفته شود.

نتیجه گیری و پیشنهادها

نتایج بدست آمده از برآورد الگوی SEECM نشان داد که مطابق انتظار رابطه بلندمدت معنی دار و مثبتی بین تغییرات قیمت جهانی و نرخ ارز با قیمت داخلی نهاده‌های ذرت، کنجاله سویا و جو وجود دارد. کمترین تاثیرگذاری قیمت جهانی و نرخ ارز مربوط به قیمت داخلی نهاده جو بوده است که با توجه به حجم کم واردات جو در مقایسه با ذرت و کنجاله سویا این یافته‌ها منطقی به نظر می‌رسد. لازم به یادآوری است که بر اساس نتایج آزمون انتقالات قیمت جهانی و نرخ ارز بر قیمت داخلی می‌توان نتیجه گرفت که این انتقالات به صورت ناقص بوده است یعنی فرضیه انتقال کامل یا عدم انتقال قیمت جهانی و نرخ ارز به بازار داخلی وجود نداشته بلکه ناقص است. همچنین ضریب تصحیح خطا به دست آمده برابر انتظار بوده که بیشترین مقدار آن مربوط به نهاده جو است، یعنی در نهاده جو سرعت تعدیل بالا بوده و قیمت داخلی نهاده جو زودتر به تعادل اولیه خود برمی‌گردد. شاید علت اصلی آن هم مربوط به حجم بالای تولید داخلی (در مقایسه با حجم واردات آن) نسبت به دو نهاده دیگر بوده که امکان تعدیل قیمت های داخلی برای جو را فراهم می کند ولی این امر در نهاده‌های ذرت و کنجاله سویا به سبب حجم بالای واردات آن ها مقدر نمی باشد و بیشتر تحت تاثیر شوک های قیمت جهانی و نرخ ارز هستند.

با توجه به تاثیر تغییرات نرخ ارز بر قیمت داخلی نهاده‌های ذرت، کنجاله سویا و جو، لزوم توجه به نوسانات نرخ ارز در تدوین سیاست‌های تجاری نهاده‌های وارداتی اهمیت می‌یابد. با عنایت به نقش

غلات در تولید مواد پروتئینی و تامین امنیت غذایی کشور توصیه می‌شود با اتخاذ سیاست های ارزی مناسب و اقدام‌های موثر و همچنین تعامل سازنده با دنیا و حل اساسی مسئله تحریم‌های اقتصادی، زمینه تثبیت نرخ ارز (تا حد امکان) را فراهم آورد. با توجه به استراتژیک بودن نهاده ذرت و اهمیت آن در چرخه تولید گوشت مرغ و در نتیجه اثر تغییرات قیمت مرغ بر سبد غذایی مردم و رفاه اقتصادی و اجتماعی اقشار کم درآمد، اجرای بیشتر طرح افزایش سطح زیرکشت، بهبود بهره وری، تولید و سرمایه گذاری بیشتر روی نهاده ذرت (در صورتی که مزیت نسبی تولید این نهاده‌ها ایجاب نماید) می‌توان میزان واردات این نهاده اساسی و مهم را کاهش داد. در این راستا، به نظر می‌رسد بکارگیری هرچه بیشتر از بذرهای اصلاح شده و پرمحصول و استفاده بهینه از منابع آبی (در صورتی که محدودیت منابع آبی مشکل زا نباشد) می‌تواند کمک شایانی داشته باشد. اجرای این گونه فعالیت‌ها می‌تواند گامی موثر در زمینه افزایش کمیت و کیفیت تولید ذرت و در نهایت کاهش نیاز به واردات این نهاده در پی داشته باشد تا نوسان‌های قیمت داخلی ذرت از نوسان‌های قیمت جهانی و نرخ ارز در امان باشد.

منابع

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

Baquedano, F.G., Liefert, W.M., Shapouri, S. (2011) World market integration for export and food crops in developing countries: a case study for Mali and Nicaragua, *Agriculture Economics, 5: 619–630.*

Bekkers, E. Brockmeier, M. Francois, J. and Yang, F. (2013) Pass-through, food prices and food security, Available at: https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/download/6391.pdf.

Chen, B. Saghaian, S. (2016) Market integration and price transmission in the world rice export markets, *Journal of Agricultural and Resource Economics, 3: 444–457.*

Conforti, P. (2004) Price transmission in selected agricultural market. F.A.O. Commodity and Trade Policy Research, Working Paper, No.7.

Fackler, P.L., Goodwin, B.K. (2001) Spatial price analysis. In: Rauser, G., Gardner, B. (Eds), handbook of agricultural economics. Elsevier Publishing, Amsterdam, NL, 971-1024.

Ghahremanzadeh, M. and Mahmoodi, H. (2013) Testing the market integration and central market hypothesis in the selected egg markets, *Animal science Researches. 32(190), 179-190* (In Farsi).

Hosseini, S.S., Salami, H. and Nikookar, A. 2007. Price transmission in Iran's chicken market. *Journal of Agricultiral Economics, 2(1): 1-20* (In Farsi).

Javdan, E., Haghighat, J., Pishbahar, E. and Mohammad Rezaei, R. (2017) Investigation the pass-through of global food prices to domestic prices in Iran. *Applied Theories of Economic, 3(4): 177-196* (In Farsi).

Jimboren, R. (2013) The exchange rate pass-through in the new EU member states. Economic Systems, 2: 302-329.

Militaru, M. (2014) Transmission of agricultural commodity prices into Romanian food prices. National Bank of Romania, Romania.

Ministry of Agriculture (2015) Prices of inputs and products of livestock and poultry yearbook. Department of Planning & Economic Office of Management and Budget, Tehran, Iran.

Ministry of Agriculture (2015). Agricultural statistics. Deputy of planning and economics, Tehran, Iran.

Minot, N. (2011) Transmission of world food price changes to market in sub-Saharan Africa. International Food Policy Research Institute.

Moghadasi R., Khaligh P. and Ghalambaz F. (2011) The law of one price in Iran's agricultural market (case study: Barley, Rice and Cotton), *Journal of Agricultural Extension and Education Research. 4(13), 41-51*. (In Farsi).

Olsson, O., Hillring, B and Vinterback, J. (2010) European wood pellet market integration-A study of the residential sector. Biomass and Bioenergy: 1-8. In press.

Pakroh, P., Pishbahar,E. and Ghahremanzadeh, M. (2017) An analysis correlation between oil prices, exchange rate and imported inputs of poultry industry in Iran: using vine-copula approach. *Agricultural Development and Economics, 31(3): 207-15*. (In Farsi)

Robles M. (2011) Price transmission from international agricultural commodity market to domestic food price: Case study in Asia and Latin America. International Food Policy Research Institute.

Serra, T., Ziberman, D., Gil, J.M., Goodwin, B.K. (2011) Nonlinearities in the U.S. corn-ethanol-oil-gasoline price system. *Agricultural Economics, 42: 35-45.*

Shabanzadeh, M., Mahmoodi, A. and Esfanjari Kenari, R. (2015). Examining the effect of world price transfer to domestic markets for sensitive and certain agricultural products in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development, 29(1): 55-67*. (In Farsi)

Sivarajasingham, S., Shri-Dewi, A., Sallahuddin, H. (2015) Transmission of global food prices to domestic prices: Evidence from sri lanka. Asian Social Science, 11: 12.

The international Food Policy Research Institute. (2017) Food security: Price transmission analysis. Washington, DC, USA.

The Islamic Republic of Iran Customs Administraion (2018) Statistic Year book. Tehran, Iran.

Thompson, S. R., Su, D., Bohl, M. T. (2002) Spatial market efficiency and policy regime change: Seemingly unrelated error correction model estimation. American Journal of Agricultural Economics, 4: 1042-1053.

Warmedinger, T. (2004) Import price and pricing- to- market effects in euro area ECB working paper 299.

Yousefi Moteghaed H., and Moghaddasi R. (2013). Evaluation of the transfer of international prices to the domestic market of agricultural products (wheat, barley and rice): Application of maximum entropy method. *Agricultural Economics Researches, 1: 81-99*. (In Farsi).

DoI: 10.22034/IAES.2020.134731.1780

Agricultural Economics/Volume 14/Issue 2/1399

The Transmission World Price and Exchange Rate to Domestic prices of Livestock's Major Imported Inputs in Iran

Mohammad Ghahremanzadeh, Sahar Faraji, Esmaeil Pishbahar [1]

Received: 12 Aug.2020 **Accepted:01 Nov.2020**

Extended Abstract

Introduction: Globalization and the sharply growth of trade, increases the potential of commercial benefits of agriculture sector in different aspects. Furthermore, in the process of globalization, the effect of world prices on domestic prices can be important issues in the business policies analysis, because during this process, domestic prices are directly linked to world prices. The 2006–2007 food crises was a phenomenon that exposed the importance of investigating food prices, food price volatility, and food security, and as a result has led to a closer monitoring of food price levels as well as their transmission between world and domestic prices. In this context, the present study examined the market integration and the transmission world prices to the domestic markets of the livestock's major imported inputs in Iran which are including corn, soybean meal and barley in the country.

Materials and Methods: To address this challenge, the Single Equation Error Correction (SEECM) method was applied by monthly data which gathered from the Central Bank, the F.A.O. database and the State Livestock Affairs Logistics (S.L.A.L) Inc. in period of 2000-2017. However, the Engel- Granger co-integration and error correction model (ECM) was also utilized to compare with the SEECK results.

Results and Discussion: The results of the ADF, DF-GLS and Zivot-Andrews tests indicate that all variables are integrated of order one [i.e. I(1)]. The existence of long-term equilibrium was identified by the Johansson method for domestic

[1] Respectively: Associate Professor of Agricultural Economics (Corresponding author), University of Tabriz; MSc of Agricultural Economics, University of Tabriz; Associate Professor of Agricultural Economics, University of Tabriz.
Email: Ghahremanzadeh@Tabrizu.ac.ir

prices of three inputs, including corn, soybean meal and barley. The results show that the error correction terms are negatively significant and the largest and smallest effect relate to barley price (-0.25) and corn price (-0.16), respectively. The long-term equilibrium estimated by the SEECM model indicates that for all three inputs, the related world price and the exchange rate have a positive and significant effect on the domestic prices of these inputs. The elasticity of world price transmission for corn were equal to 0.45, soybean meal 0.44 and barley 0.28, and the elasticity of exchange rate transmission on the domestic price of corn, soybean meal and barley were 0.57, 0 and 0.13. With consider to the high volumes of corn and soybean meal imports compared to barley, the calculated elasticity of world prices transmission are in line with expectations, and they are expected that corn and soybean meal would affected highly from their world prices and exchange rates in the nation.

Conclusions: The results indicate that there is evidence of a long-run relationship between world and domestic food prices in livestock imported inputs. However, they pointed out that the degree of price transmission between these markets was not same so that it depends on amount of domestic production, consumption level and imported volume. Due to the considerably impact of the world prices and exchange rates on the domestic prices of the inputs, it is vital to pay more attention to the world price and exchange rate fluctuations in the formulation of trade policies. Also, designing the market price stabilization policies of these inputs is recommended.

***JEL Classification*:** C22, C32, F21, Q18

***Keywords*:** Price Transmission, Imported Inputs, World Price, Exchange Rate, Single Equation Error Correction Model