اثر قیمت حامل‌های انرژی بر قیمت مواد غذایی: رویکرد خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی

حمید بلالی[۱*] ، نادر مهرگان[۲] و اکبر باجلان[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۲۴ تاریخ پذیرش:۱۳۹۹/۳/۱۱

چکیده

افزایش قیمت حامل‌های انرژی با توجه به سهم آن‌ها در هزینه‌های تولید، به گونه مستقیم شاخص بهای تولیدی بخش‌های گوناگون اقتصاد را متأثر ساخته و سطح رفاه جامعه را کاهش می‌دهد. به گونه‌ای که روند افزایشی قیمت‌های جهانی حامل‌های انرژی و مواد غذایی در سال‌های اخیر، باعث علاقه‌مندی اقتصاددانان به بررسی ارتباط بین این دو متغیر شده است. در این مطالعه با بهره‌گیری از الگوی خود توضیح برداری با وقفه گسترده و بر اساس الگوی تصحیح خطابه بررسی اثر تغییرات شاخص قیمت حامل‌های انرژی بر شاخص قیمت مواد غذایی ایران در طول سال‌های ۱۳۶۱-۱۳۹۵ پرداخته شده است. نتایج بدست آمده از برآورد معادلات وجود رابطه بلندمدت بین شاخص‌های قیمت مواد غذایی و قیمت حامل‌های انرژی را تائید کرد و ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب برابر با ۰/۲۳۸ و ۱/۹۳ محاسبه گردید. ضریب جمله تصحیح خطا، ECM(-1) در الگوی برآورد شده عدد ۰/۷۶- تخمین زده شد، که نشان می‌دهد در هر دوره (سال) ۰/۷۶ از عدم تعادل کوتاه‌مدت شاخص قیمت مواد غذایی به جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. هم‌چنین، نتایج نشان دادند که در بلندمدت با افزایش قیمت حامل‌های انرژی و به خاطر همسو شدن تولیدکننده با افزایش قیمت حامل‌های انرژی و اثر سایر زیر بخش‌هایی که از این افزایش قیمت متأثر شده‌اند و بر مقدار تولید مؤثر هستند، قیمت مواد غذایی افزایش چشمگیری می یابد. افزایش قیمت مواد غذایی باعث کاهش مقدار دسترسی افراد جامعه به این مواد و کالاها، که یکی از شاخصه‌های مهم برای نشان دادن رفاه جامعه است، می‌شود. لذا، بکارگیری فناوری‌هایی با کارایی بالای مصرف حامل‌های انرژی در تولید محصولات کشاورزی و اصلاح سیستم‌های

[۱] - دانشیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی دانشگاه بوعلی سینا.

[۲] - استاد اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا.

[۳] - دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه بوعلی سینا.

* -نویسنده مسئول مقاله: h-balali@basu.ac.ir

حمل‌ونقل بمنظور کاهش مصرف انرژی می‌تواند آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر رفاه جامعه را کاهش دهد.

طبقه‌بندی JEL: C22، C13,C01، E22

واژه‌های کلیدی: شاخص قیمت‌ها، حامل‌های انرژی، مواد غذایی، الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL).

پیش‌گفتار

تأمین مواد غذایی اساسی‌ترین نیاز جوامع بشری بوده و دولت‌ها همواره به دنبال راهکارهایی برای ایجاد امنیت غذایی پایدار می‌باشند. بانک جهانی امنیت غذایی را دسترسی همه مردم در تمام اوقات به غذای کافی برای داشتن یک زندگی سالم تعریف کرده است که در کنفرانس رم مورد تأکید کارشناسان قرار گرفت. مفهوم دسترسی به غذا شامل دسترسی فیزیکی و اقتصادی به منابع برای تأمین اقلام غذایی مورد نیاز جامعه است که تابعی از درآمد، اشتغال و قیمت بوده و معنای پایداری در دریافت غذا، ثبات و پایداری دریافت ارزش‌های غذایی مورد نیاز جامعه می‌باشد. امنیت غذایی نه تنها مستلزم عرضه کافی مواد غذایی در سطح کلان می‌باشد، بلکه ناظر بر توزیع عادلانه غذا بمنظور دستیابی همگان به آن نیز هست (Esfandiari *et al.*, 2016). امنیت غذایی به دلیل نقشی مهم که در تأمین سلامت اجتماعی، توسعه اقتصادی و حفظ امنیت ملی دارد، به‌گونه‌ای گسترده همواره موردتوجه سیاست‌گزاران می‌باشد که در این میان قیمت نقش مهمی در عرضه و تأمین آن دارد (Shabanzadeh *et al.*, 2014). به دلیل ضرورت بالای تأمین نیازهای غذایی و وابستگی شدید مردم به نیازهای روزمره غذایی، افزایش قیمت آن می‌تواند اثرات منفی قابل‌ملاحظه‌ای بر وضعیت رفاهی جامعه و به‌خصوص قشر فقیر و کم‌درآمد جوامع داشته باشد. ازاین‌روی سیاست‌گذاران حساسیت زیادی نسبت به تغییرات قیمت مواد غذایی از خود نشان می‌دهند. در ارتباط با این موضوع نگرانی کشورهای درحال‌توسعه به‌مراتب بیش‌تر است چراکه این کشورها اغلب در دوران گذار اقتصادی بوده و وجود موجی از افزایش قیمت‌ها منجر به بروز مشکلات زیادی برای آن‌ها می‌شود (Samadi & Behpoor, 2013). بانک جهانی امنیت غذایی را به‌عنوان یکی از شاخص‌های مهم توسعه معرفی نموده و آن را هم‌تراز درآمد سرانه، توزیع عادلانه درآمد، نرخ اشتغال، حفظ محیط‌زیست و رعایت حقوق بشر دانسته است (Esfandiari *et al.*, 2016). امنیت غذایی نه‌تنها از امکانات تولیدی بلکه از محیط سیاسی، اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جامعه اثر می‌پذیرد، امنیت غذایی از طرفی با تولید، عرضه و توزیع و از سوی دیگر، با

بحث مصرف و چگونگی تأمین آن به وسیله خانوار و ترکیب و رژیم غذایی آن‌ها ارتباط تنگاتنگی دارد. امنیت غذایی مسئله چند بعدی و چند رشته‌ای است که در کشورهای گوناگون با توجه به شرایط اقتصادی و اجتماعی حاکم بر جامعه، از جنبه‌های گوناگون قابل‌بررسی است. قیمت مواد غذایی تحت تأثیر عرضه و تقاضای مواد غذایی است. در کشورهای درحال‌توسعه نخست، به علت رشد زیاد جمعیت و رشد شهرنشینی، تقاضا برای مواد غذایی نمی‌تواند کاهش یابد. دوم، چون بیش‌تر افراد در پایین‌ترین سطح معیشت به سر می‌برند، هرگونه افزایش درآمد موجب افزایش مصرف می‌شود. ازاین‌رو، کشش درآمدی تقاضا برای مواد غذایی در کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته بسیار بالاتر از کشورهای توسعه‌یافته است (Ranjbarpoor *et al*., 2014). از آن‌جا که حامل‌های انرژی، به‌عنوان نهاده واسطه در بیش‌تر فعالیت‌های تولیدی محسوب می‌شوند، افزایش قیمت آن‌ها، قیمت تولیدات این فعالیت‌ها را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. صنایع غذایی از عمده‌ترین مصرف‌کنندگان انرژی در صنعت کشور بشمار می‌رود. این صنایع افزون بر تأمین سطح بالایی از اشتغال، نقش درخور توجهی در تأمین تقاضای اساسی و اولیه جوامع که همان مواد غذایی است، دارد. هم‌چنین، از آن‌جا که انرژی به‌عنوان یک عامل تولیدی مهم، می‌تواند نقش مؤثری در رشد و توسعه اقتصادی ایفا کند، تحلیل چگونگی تأثیر تصمیمات و سیاست‌گذاری‌های مربوط به آن، بر بخش‌ها و عوامل اقتصادی گوناگون بسیار مهم است. تغییر قیمت حامل‌های انرژی با توجه به سهم آن‌ها در هزینه‌های تولید مستقیماً شاخص بهای تولیدات بخش‌های گوناگون اقتصاد را متأثر ساخته (اثرات مستقیم) و نیز از راه تغییر قیمت سایر نهاده‌هایی که در اثر افزایش قیمت فرآورده-های نفتی، بهای تمام شده آن‌ها افزایش یافته، در فرآیند تولید تورم دوباره‌ای را شکل می‌دهد (اثرات غیرمستقیم). هم‌زمان با آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی در سال‌های اخیر قیمت مواد غذایی به‌یک‌باره رشد چشم‌گیری داشته است. افزایش هم‌زمان قیمت انرژی و کالاهای کشاورزی نشان می‌دهد که انرژی عاملی مؤثر در افزایش قیمت مواد غذایی است (Saiadi & Moghadasi, 2015). با توجه به وابستگی اقتصاد به واردات مواد غذایی، شاخص قیمت مواد غذایی افزون بر عوامل داخلی تحت تأثیر عوامل خارجی نیز قرار می‌گیرد. با توجه به این واقعیت، عرضه به‌جز تولید و قیمت، تحت تأثیر سیاست‌های دولت در ارتباط با واردات مواد غذایی و سایر متغیرهای اثرگذار بر واردات ازجمله نرخ ارز و درجه باز بودن اقتصاد در بخش مواد غذایی و هزینه‌های تولید بویژه انرژی قرار خواهد داشت (Ranjbarpoor *et al.*, 2014). بازار مواد غذایی در کشورهای درحال‌توسعه به‌واسطه شهرنشینی سریع، تنوع رژیمی، همگرایی تجاری و آزادسازی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در صنعت غذایی دست‌خوش تغییرات اساسی است (Ghetmiri & Harati, 2005). کاهش ارزش پول داخلی در مقابل ارزهای خارجی، منجر به افزایش شاخص قیمت مواد غذایی می‌شود. در

مقابل سیاست‌های تجاری که در راستای بازتر شدن اقتصاد در بخش مواد غذایی به مورداجرا گذاشته می‌شود، می‌تواند شاخص قیمت مواد غذایی را کاهش دهد (Ranjbarpoor *et al*., 2014). روند افزایشی قیمت‌های جهانی نفت (به‌عنوان مهم‌ترین منبع انرژی) و مواد غذایی در سال‌های اخیر، باعث علاقه‌مندی اقتصاددانان به بررسی ارتباط این دو متغیر شده است (Gol Khandan, 2017). در این مطالعه نیز با بهره‌گیری از مدل خود توضیح با وقفه گسترده به بررسی اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت شاخص قیمت انرژی بر شاخص قیمت مواد غذایی در ایران پرداخته‌شده است. Akbari & Rankaduwa (2005) نشان دادند که قیمت‌های خارجی واردات غذا، عرضه پول و سطح تولید داخلی اثر معنی‌داری بر سطح قیمت داخلی دارد. درحالی‌که نرخ ارز اثر معنی‌داری نداشته است. Cho *et al.* (2005) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین تغییر در متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ ارز و نرخ تورم و تغییر در قیمت‌های کشاورزی پرداختند و نشان دادند که تغییرات بلندمدت در نرخ ارز واقعی همبستگی منفی و معنی‌دار با تغییرات بلندمدت قیمت‌های کشاورزی دارد. Abdullah & Kalim (2012) نیز در مطالعه‌ای با بهره‌گیری از روش هم جمعی جوهانسون به بررسی عوامل تعیین‌کننده تورم قیمت پرداختند. نتایج پژوهش تایید کننده رابطه بلندمدت میان تورم قیمت مواد غذایی و عوامل مؤثر می‌باشد. Anand *et al.* (2014) به بررسی نقش سیاست‌های پولی بر تورم مواد غذایی در هند پرداختند. نتایج پژوهش نشان دادند که نورم بالای مواد غذایی به دلیل عوامل گوناگون مانند سهم بالای مواد غذایی در هزینه خانوار و انتظارات تورمی می‌باشد. هم‌چنین، کاهش تورم، اصلاحات ساختاری به‌منظور بالا بردن رشد به همراه سیاست پولی انقباضی ضروری است. بر اساس نتایج بدست آمده از مطالعات تجربی انجام گرفته ازجمله مهم‌ترین متغیرهایی که بر قیمت مواد غذایی اثرگذار می‌باشند، می‌توان به شوک قیمت مواد غذایی، ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، حجم نقدینگی، درجه آزادی تجاری، نرخ ارزی و نرخ بهره و قیمت انرژی اشاره کرد.

ادبیات موضوع

روند افزایشی قیمت‌های جهانی نفت(به‌عنوان مهم‌ترین منبع انرژی) و مواد غذایی در سال‌های اخیر، باعث علاقه‌مندی اقتصاددانان به بررسی ارتباط این دو متغیر شده است (Gol Khandan, 2017). Hazare *et al.* (2015) با بهره‌گیری از الگوی خود رگرسیون برداری نشان دادند که وقفه‌های قیمت نفت در کشورهای صادرکننده نفت بیش‌ترین تأثیر را بر قیمت مواد غذایی در مقایسه با کشورهای واردکننده نفت دارد. Samadi & Behpoor (2013) در مطالعه‌ای با بهره‌گیری از الگوی خود همبسته برداری، تابع عکس‌العمل آنی و الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های

توزیع‌شده[1] (ARDL)، به بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی در ایران پرداخته‌اند. نتایج بدست آمده از به‌کارگیری تابع عکس‌العمل آنی نشان داد که نوسانات قیمت تأثیری بر قیمت مواد غذایی در ایران در سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۹۰ نداشته است.

Sorodi *et al* (2012) نیز با بررسی آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر اشتغال بخش‌های اقتصادی ایران با تأکید بر بخش کشاورزی و با بهره‌گیری از جدول داده – ستانده نشان دادند که با افزایش قیمت حامل‌های انرژی اشتغال کل و رفاه مصرف‌کنندگان این بخش کاهش می‌یابد. GhahremanZade *et al.* (2016) در مطالعه‌ای اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی کشور را با بهره‌گیری از رویکرد مدل تصحیح خطای برداری ساختاری موردبررسی قراردادند. نتایج بدست آمده از این پژوهش نشان دادند که در کوتاه‌مدت، شوک تورم مواد غذایی اثر مثبت و معنی‌دار و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی اثر منفی و معنی‌دار بر تورم مواد غذایی دارد. در بلندمدت نیز شوک ارزش‌افزوده بخش کشاورزی دارای اثر منفی و معنی‌دار و حجم پول دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر تورم مواد غذایی می‌باشند. Kargbo (2000) نیز به بررسی اثر متغیرهای کلان و پولی بر قیمت‌های واقعی غذا در شرق و جنوب آفریقا پرداخته است. نتایج نشان می‌دهند که تغییر در تولید داخلی مواد غذایی، تجارت، نرخ ارز و سیاست پولی تأثیر قابل‌توجهی در قیمت واقعی مواد غذایی داشته است. Ghetmiri & Harati (2005) با استفاده از روش ARDL به بررسی اثرات متغیرهای کلان بر شاخص قیمت مواد غذایی پرداختند. بر اساس نتایج این پژوهش در بلندمدت شاخص قیمت مواد غذایی با نرخ ارز و حجم نقدینگی رابطه مثبت و با درجه باز بودن اقتصاد رابطه عکس دارد. Dabagh & Rangraz (2015) در مطالعه‌ای دیگر با استفاده از رویکرد ARDL به بررسی تأثیرات کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهایی نظیر نرخ ارز حقیقی، بهره‌وری کل عوامل، درجه باز بودن اقتصاد و تولید ناخالص داخلی بر صادرات و واردات این بخش از صنعت پرداختند. نتایج پژوهش نشان دادند که صادرات تأثیر مثبت و معنی‌داری بر صادرات صنایع فلزی در بلندمدت دارد. Ranjbarpoor *et al.* (2014) در مطالعه‌ای با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده به بررسی روند سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی و شاخص قیمت مواد غذایی و هم‌چنین، تأثیر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی بر قیمت مواد غذایی در ایران در دوره (۱۳۸۹-۱۳۶۵) پرداختند. نتایج تجربی بدست آمده از این مطالعه نشان دادند که شاخص قیمت مواد غذایی با سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، شاخص تولید مواد غذایی و درجه باز بودن اقتصاد دارای رابطه منفی بلندمدت است. هم‌چنین، بر اساس نتایج این پژوهش شاخص قیمت مواد غذایی با درآمد سرانه، نرخ ارز و جمعیت رابطه مثبت بلندمدت دارد. Ghetmiri & Harati (2005) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات

[1]- Auto regressive Distributed Lag Model

متغیرهای کلان بر شاخص قیمت مواد غذایی با استفاده از الگوی ARDL برای دوره (۱۳۷۹-۱۳۳۸) پرداختند. نتایج این پژوهش نشان دادند که در بلندمدت شاخص قیمت مواد غذایی با نرخ ارز و حجم نقدینگی رابطه مثبت و با درجه باز بودن اقتصاد دارای رابطه عکس می‌باشد. Moghadasi *et al.* (2010) در مطالعه‌ای با استفاده از آزمون جوهانسون و مدل تصحیح خطای برداری به بررسی تأثیر شوک‌های بهره‌وری و شکاف تولید بر شاخص قیمت مواد غذایی ایران در دوره (۱۳۸۶-۱۳۵۵) پرداختند. نتایج نشان دادند که شوک‌های بهره‌وری تأثیر معکوس و شکاف تولید بر رشد قیمت‌های مواد غذایی تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. هم‌چنین، در میان مطالعات خارجی، Ebrahim (2015) با استفاده از الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی نشان داد که تأثیر قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی در کشور مالزی نامتقارن بوده و شوک‌های مثبت قیمت نفت، باعث افزایش شاخص قیمت مواد غذایی می‌شود. (Gozgor & Kalamaci 2014) در مطالعه‌ای دیگر ارتباط متقابل سیستماتیک میان قیمت جهانی نفت و قیمت کالاهای کشاورزی را با توجه به ریسک‌های قیمتی مشاهده شده در بازارهای جهانی بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان دادند که افزایش قیمت جهانی نفت اثرات مثبتی بر قیمت‌های اغلب کالاهای کشاورزی داشته و باعث افزایش آن‌ها می‌شود. Setyawan (2014) نیز در پژوهش دیگر اثرات افزایش قیمت سوخت داخلی بر قیمت در بخش‌های گوناگون اقتصاد اندونزی را بررسی کرد. در این مطالعه با بهره‌گیری از رهیافت تجزیه‌وتحلیل جدول داده-ستانده اندونزی در سال ۲۰۰۵، تأثیر افزایش ۱۰، ۲۰ و یا ۳۰ درصدی قیمت سوخت بر بخش‌های گوناگون اقتصادی موردبررسی قرار گرفت. یافته‌های پژوهش نشان داد که افزایش قیمت سوخت تأثیر مخربی بر بخش حمل‌ونقل و افزایش قیمت مواد غذایی دارد. Pulford (2012) نیز به بررسی عوامل پولی بر سطح خرده فروشی مواد غذایی در آمریکا با استفاده از آزمون دیکی فولی و گرنجر در دوره زمانی (۲۰۰۷-۱۹۷۴) پرداخت. نتایج این مطالعه نشان دادند که رابطه علی بین عرضه پول و افزایش سطح قیمت خرده فروشی مواد غذایی و هم‌چنین، نرخ ارز و سطح قیمت خرده فروشی مواد غذایی وجود دارد. Ziotis & Papadas (2011) رابطه بین عرضه پول و افزایش قیمت خرده فروشی مواد غذایی را در یونان و در دوره زمانی (۲۰۰۰-۱۹۷۰) مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش نشان دادند که عرضه پول بر افزایش قیمت خرده فروشی مواد غذایی دارای تأثیر معنی‌داری می‌باشد. (Baier *et al.* 2009)در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سوخت‌های زیستی بر شاخص قیمت مواد غذایی در دوره زمانی(۲۰۰۸-۲۰۰۶) و با استفاده از داده‌های ماهانه پرداختند. نتایج این مطالعه نشان دادند که افزایش نزدیک به ۹۰ درصد قیمت مواد غذایی دلایلی به جزء سوخت‌های فسیلی دارند. Alderman & Shively (1995) در مطالعه‌ای در کشور غنا برای دوره (۱۹۹۳-۱۹۷۰) نشان دادند

که اصلاحات اقتصادی در سطح کلان شامل کسری بودجه، واقعی کردن نرخ ارز و آزادسازی بازار تأثیر بیش‌تری بر ثبات قیمت مواد غذایی در مقایسه با افزایش سطح تولید داشته است. (Orden & Fackler (1989 در مطالعه‌ای در کشور آمریکا تأثیر شوک‌های پولی بر شاخص قیمت محصولات کشاورزی را با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری (VAR)[1] بررسی و شوک‌های پولی را به‌عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر سطح قیمت و انگیزه‌های تولید از سوی کشاورزان در آمریکا معرفی کردند. هم‌چنین، مطالعات((Udoh *et al.* (2012 ، Chen *et al.* (2010)، Alghalith (2010)، Due (2010) و Esmaeili & shokohi (2010)) در سطح جهانی و مطالعات هزاوه و همکاران، صمدی و همکاران و سرودی و همکاران در سطح داخلی بیانگر تأثیر مثبت افزایش قیمت انرژی بر قیمت مواد غذایی دارد. در این مطالعه نیز با بهره‌گیری از مدل خود توضیح با وقفه گسترده به بررسی اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت شاخص قیمت انرژی بر شاخص قیمت مواد غذایی در ایران پرداخته شده است.

طراحی الگوی پژوهش

مدل‌های اقتصادسنجی متعددی مطرح‌شده‌اند تا با استفاده از متغیرهای مستقل و برون‌زا به توضیح و در بسیاری موارد پیش‌بینی سری‌های زمانی اقتصادی بپردازند. این رگرسیون‌ها معمولاً مستلزم برابری تواتر کلیه متغیرها بوده‌اند که به تجمیع داده‌های با تواتر بالاتر(از راه میانگین‌گیری ساده) و درنتیجه از دست رفتن داده‌های بالقوه مفید منجر می‌شود. داده‌هایی که می‌توانست در شناسایی بهتر روابط میان متغیرهای هدف مورداستفاده قرار گیرد (Saiadi & Moghadasi, 2015). در این مطالعه برای تحلیل داده‌ها و بررسی اثرات شاخص قیمت حامل‌های انرژی بر شاخص قیمت مواد غذایی از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده و الگوی تصحیح خطا[2] (ECM) استفاده شده است. همان‌گونه اشاره شد، مزیت بسیار مهم برآورد بر اساس مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده، در بین روش‌های هم‌جمعی آن است که این روش بدون در نظر گرفتن درجه ایستایی متغیرها قابل کاربرد است. به بیان دیگر، در این روش نیازی به تقسیم متغیرها به متغیرهای همبسته از درجه‌یک و صفر نیست (Saiadi & Moghadasi, 2015). در این الگو برای بررسی رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای X_t و Y_t، معادله زیر برآورد می‌شود.

$$\Delta Y_t = a_2 + \sum_{i=1}^{k} b_{i2}\, \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} c_{i2}\, \Delta Y_{t-i} + \omega_1 X_{t-1} + \omega_2 Y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \qquad (۱)$$

[1]- Vector Autoregressive
[2] - Error Correction Model

که در آن، Y متغیر وابسته، X بردار متغیرهای مستقل و ε_2 جمله اخلال، t نشانگر زمان و k تعداد وقفه‌های بهینه است که به کمک ضوابط آکائیک (AIC)، شوارتز ـ بیزین (SBC)، حنان - کوئین (HQC) یا $\bar{R}^2$ تعیین می‌شود. ضرایب a_2، b_{i2}، c_{i2}، ω_1 و ω_2 پارامترهای قابل برآورد هستند (Noferesti, 2008). مزیت بسیار مهم روش ARDL در بین روش‌های هم‌جمعی آن است که این روش بدون در نظر گرفتن درجه ایستایی متغیرها قابل کاربرد است. به بیان دیگر، در این روش نیازی به تقسیم متغیرها به متغیرهای همبسته از درجه یک و صفر نیست (Saiadi & Moghadasi, 2015). البته، بهتر است برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک تا حد امکان الگویی به کار گرفته شود که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها مانند رابطه (۲) در نظر بگیرد.

$$\emptyset(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i\,(L,q_i)X_{it} + c\,W_t + u_t \qquad (۲)$$

رابطه (۲) الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) است که در آن:

$$\emptyset(L,P) = 1 - \emptyset_1 L - \emptyset_2 L - \cdots - \emptyset_P L^P \qquad (۳)$$

$$b_i(L,q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + \cdots + b_{it}L^q\,,.\,i = 1,2,\ldots,k \qquad (۴)$$

در روابط بالا L عملگر وقفه، W برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت است. برای محاسبه ضرایب بلندمدت الگو از همان الگوی پویا استفاده می‌شود، به بیان دیگر، ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از رابطه (۵) بدست می‌آیند.

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(l,q_i)}{1-\hat{\emptyset}(l,p)} = \frac{\hat{b}_{i0}+\hat{b}_{i1}+\cdots+\hat{b}_{iq}}{1-\hat{\emptyset}_1-\cdots-\hat{\emptyset}_p}\;,i = 1,2,\ldots,k \qquad (۵)$$

در روشی که به وسیله Pesaran *et al*, (1996) ارائه شده است وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمایش قرار می‌گیرد. در این مطالعه داده‌های مورداستفاده به‌صورت ثانویه بوده و از شاخص‌های قیمت مواد غذایی و حامل‌های انرژی کشور که هرساله به وسیله بانک مرکزی ج.ا.ا محاسبه و اعلام می‌شود، استفاده شده است. شاخص‌های قیمت مواد غذایی و حامل‌های انرژی از سال ۱۳۶۱ تا سال ۱۳۹۵ به‌صورت سالانه از آمارهای بانک مرکزی استخراج و در قالب مدل‌های اشاره شده استفاده شده‌اند.

برآورد پارامترهای الگو

ابتدا با تعیین تعداد وقفه‌های بهینه الگوی پویا بر اساس جدول ۱ تخمین زده شد. در تخمین الگوی پویا تعداد وقفه‌ها به دلیل سالیانه بودن داده‌ها وقفه ۲ تعیین و با بهره‌گیری از داده‌های

سال‌های ۱۳۶۴-۱۳۹۵ مدل برآورد شد. در این الگو متغیر DFPI ، تغییرات شاخص قیمت مواد غذایی، و متغیرهای(DFPI(-1، DEPI، DEPI(-1)، DEPI(-2) و INPT نیز به ترتیب تغییرات شاخص قیمت مواد غذایی سال قبل، تغییرات شاخص قیمت حامل‌های انرژی در سال جاری، سال قبل و دو سال قبل و عرض از مبدأ که مقادیر آن‌ها در جدول ۱ نمایش داده‌شده است.

جدول ۱- نتایج تخمین رابطه پویا.

Table 1- Results of estimating dynamic relationship

احتمال Possibility	مقدار ضریب Coefficient value	خطای معیار Standard error	آماره T Statistics T	متغیر Variable
[0.000]	0.23841	0.052447	4.5458	DFPI (-1)
[0.001]	0.1691	0.045685	3.7013	DEPI
[0.000]	0.5888	0.046561	12.6475	DEPI (-1)
[0.000]	0.71413	0.05431	13.1493	DEPI (-2)
[0.247]	0.71543	0.603	1.1865	INPT
معیارهای نیکویی برازش Goodness of fit criteria				
0.95517	ضریب تعیین تعدیل‌شده		0.96136	ضریب تعیین
155.4821	F (4.27) آماره F		2.8363	خطای استاندارد
13.3962	انحراف معیار از متغیر وابسته		7.3833	میانگین متغیر وابسته
-71.1085	معادله لگاریتم مطلوبیت		201.1166	مربعات جملات پسماند
-79.6115	معیار شوارز بیزین		-76. 1085	معیار اطلاعات آکاییک
2.1846	اچ دوربین واتسون		1.2359	آماره DW
آماره‌های تشخیصی Diagnostic statistics				
آزمون آماری statistical test	آزمون ضریب LM LM coefficient test			آزمون F F test
همبستگی سریالی	CHSQ (1)	4.7962 [0.029]	F (1.26)	4.5671 [0.043]
شکل تابع	CHSQ (1)	0.52463 [0.469]		0.42718 [0.520]
توزیع نرمال	CHSQ (2)	41.3824 [0.000]		غیرقابل کاربرد
واریانس همسانی	CHSQ (1)	0.31407 [0.575]	F (1.30)	0.29623 [0.591]

منبع: محاسبات پژوهش

بر اساس نتایج بدست آمده در سطح خطای ۵٪ عرض از مبدأ به لحاظ آماری معنادار نیست، ولی ضرایب شاخص قیمت حامل‌های انرژی معنادار هستند. بررسی معنادار بودن و یا معنادار نبودن از راه مقایسه سطح خطای ۵ درصد با کم‌ترین سطح معناداری[1] انجام می‌پذیرد. کم‌ترین سطح معناداری برای عرض از مبدأ برابر با ۰/۲۴۷(عدد داخل براکت) به‌دست‌آمده است که چون این عدد از سطح خطای ۵ درصد بزرگ‌تر است لذا، فرضیه صفر مبنی بر معنادار نبودن این متغیر پذیرفته می‌شود. بر اساس آماره‌های تشخیصی[2] محاسبه شده در جدول ۱، آماره LM برای تشخیص وجود یا نبود خودهمبستگی برابر با ۴/۷۹ و کم‌ترین سطح معناداری این آماره ۰/۰۲۹ (عدد داخل براکت) به‌دست‌آمده است. با در نظر گرفتن سطح خطای ۵٪ و مقایسه آن با کم‌ترین سطح معناداری، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی رد شده و فرضیه مقابل (وجود همبستگی) پذیرفته می‌شود. آماره LM برای تشخیص شکل تبعی صحیح یا نادرست برابر با ۰/۵۲ و کم‌ترین سطح معناداری این آماره ۰/۴۶۹ (عدد داخل براکت) بدست‌آمده است. درنتیجه فرضیه صفر مبنی بر شکل تبعی صحیح پذیرفته شده و فرضیه مقابل رد می‌شود. هم‌چنین، آماره LM برای تشخیص توزیع نرمال جملات پسماند برابر با ۴۱/۳۸ و کم‌ترین سطح معناداری این آماره صفر (عدد داخل براکت) به‌دست‌آمده است. با در نظر گرفتن سطح خطای ۵٪ فرضیه صفر مبنی بر توزیع نرمال جملات پسماند پذیرفته می‌شود. آماره LM برای تشخیص واریانس همسانی یا ناهمسانی نیز برابر با ۰/۳۱ و کم‌ترین سطح معناداری این آماره ۰/۵۷ بدست‌آمده است. با درنظر گرفتن سطح خطای ۵٪ فرضیه صفر مبنی بر واریانس همسانی پذیرفته شده و فرضیه مقابل (واریانس ناهمسانی) رد می‌شود.

بر اساس آماره دوربین واتسن که مربوط به هم انباشتگی می‌باشد در نتایج تخمین آمده و برابر با ۱/۲۴ است و مقدار بحرانی آزمون در سطح خطای ۵٪ که برابر با ۰/۳۸۶ است. این مقایسه نشان داد که مقدار محاسبه شده از مقدار بحرانی بزرگ‌تر می‌باشد و درنتیجه فرضیه صفر مبنی بر ناپایا بودن جملات اختلال رد شده و می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای الگو هم‌انباشته‌اند (به بیان دیگر، رابطه تعادلی بین آن‌ها در بلندمدت برقرار است).

حال بلافاصله پس از تخمین رابطه‌ی پویا آزمون وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت انجام داده شد. برای انجام این آزمون باید مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته را از یک کسر کرد و بر انحراف معیارش تقسیم کرد:

$$\frac{0.23841 - 1}{0.052447} = -14.52$$

[1] -Probability
[2] -Diagnostic Tests

عدد محاسبه شده را ازنظر قدر مطلق با مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر که در سطح خطای ۵٪ برابر با (۳/۳۵-) است مقایسه شد و بزرگتر بودن مقدار محاسبه شده مشخص شد بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

نتایج بدست آمده از آزمون ضریب لاگرانژ همبستگی سریالی جمله پسماند[1] در جدول ۲ ارائه شده است. این برآورد برای ۳۲ مشاهده در سال‌های ۱۳۶۴ تا ۱۳۹۵ انجام شده است.

جدول ۲- آزمون همبستگی سریالی جمله پسماند.

Table 2– Correlation a of Serial Sentence Waste

نام ضریب Name coefficient	مقدار ضریب Coefficient value	خطای معیار Standard error	T آماره T statistics	احتمال Possibility
OLS RES (-1)	0.41317	0.21796	1.8956	[0.076]
آماره حداکثر راست نمای	CHSQ (1)		4.7962	[0.029]
F آماره	F (1.26)		4.5671	[0.043]

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به آماره‌های LM و F محاسبه‌شده و مقایسه کم‌ترین سطح معناداری با سطح خطای ۵٪ فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی رد و فرضیه مقابل یعنی وجود خودهمبستگی پذیرفته می‌شود.

مقادیر ضرایب در جدول ۳ وجود ارتباط مثبت بین تغییرات شاخص قیمت حامل‌های انرژی و مواد غذایی را به اثبات می‌رساند. بر اساس این‌که مقادیر ضرایب کوچک‌تر از یک می‌باشند اثرات نواسانات شاخص قیمت حامل‌های انرژی در کوتاه‌مدت کاهش می‌یابد. پس از تخمین رابطه پویا نتایج بدست آمده از تخمین رابطه بلندمدت به وسیله الگوی ARDL (1,2) به‌صورت جدول ۳ و با تعداد مشاهدات ۳۲ ارائه شده است.

[1] -Tests of Residual Serial Correlation

جدول۳- نتایج بدست آمده از تخمین بلندمدت.

Table 3- Results from long-term estimates

احتمال Possibility	نام ضریب Name coefficient	مقدار ضریب Coefficient value	خطای معیار Standard error	آماره T T statistics	نام ضریب Name coefficient
[0.000]	DEPI	1.9330	0.11347	16.9943	DEPI
[0.240]	INPT	0.93940	0.77981	1.2046	INPT

منبع: محاسبات پژوهش

بر اساس نتایج بدست آمده در سطح خطای ۵٪ عرض از مبدأ و ضریب بلندمدت شاخص حامل‌های انرژی به لحاظ آماری معنادار هستند. ضریب متغیر شاخص قیمت حامل‌های انرژی در رابطه بلندمدت معادل ۱/۹ برآورد شده و تائید می‌کند که با افزایش شاخص قیمت حامل‌های انرژی به مقدار یک واحد، شاخص قیمت مواد غذایی به‌طور متوسط در بلندمدت ۱/۹ واحد افزایش می‌یابد.

پس از برآورد و تحلیل رابطه بلندمدت بین متغیرهای شاخص قیمت مواد غذایی و شاخص قیمت حامل‌های انرژی، الگوی تصحیح خطا در قالب جدول ۴ برآورد گردید. عمده‌ترین دلیل استفاده از این الگو آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. این مدل‌ها درواقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی هستند که در آن‌ها با واردکردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت را قابل‌اندازه‌گیری می‌کند. در الگوی تصحیح خطای برآورد شده، ضریب تصحیح خطا، ECM(-1) برابر ۰/۷۶- بدست‌آمده است، که بیانگر وجود میل به حصول رابطه تعادلی بلندمدت دارد. همان گونه که اشاره شد، ضریب جمله تصحیح خطا نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته به سمت رابطه بلندمدت تعدیل می‌شود. در الگوی تصحیح خطای برآورد شده، این ضریب بیان می‌کند که در هر دوره (سال) ۰/۷۶ از عدم تعادل و نوسانات کوتاه‌مدت شاخص قیمت مواد غذایی برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. در برآورد بدست آمده از این الگو، روابط زیر تشکیل شدند:

dDFPI = DFPI – DFPI(-1)
dDEPI = DEPI – DEPI(-1)
dDEPI1 = DEPI(-1) – DEPI(-2)
dINPT = INPT – INPT(-1)
ecm = DFPI – 1.9330*DEPI – 0.93940*INPT

با توجه به تخمین‌های پویا و بلندمدت صورت گرفته، روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت به شکل زیر بدست آمدند:

DFPI = 0.23841*DFPI(-1) + 0.16910*DEPI + 0.58888*DEPI(-1) + 0.71413*DEPI(-2) + 0.71543*INPT (۱-۳)

DFPI = 1.9330*DEPI + 0.93940*INPT (۲-۳)

مقایسه دو رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که شاخص قیمت حامل‌های انرژی در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت تأثیر بیش‌تری بر شاخص قیمت مواد غذایی دارد.

جدول۴- نتایج بدست آمده از الگوی تصحیح – خطا

Table 4 - Results from the correction pattern - error

متغیر variables	آماره T Statistics T	خطای معیار Standard error	مقدار ضریب Coefficient value	احتمال Possibility
dDEPI	3.7013	0.045685	0.16910	[0.001]
dDEPI1	-13.1493	0.054310	-0.71413	[0.000]
dINPT	1.1865	0.60300	0.71543	[0.246]
Ecm (-1)	-14.5210	0.052447	-0.76159	[0.000]
معیارهای نیکویی برازش				
ضریب تعیین	0.92678	ضریب تعیین تعدیل‌شده		0.91507
خطای استاندارد	2.8363	آماره F F (2.16)		105.4800
میانگین متغیر وابسته	0.60333	انحراف معیار از متغیر وابسته		9.7322
مربعات جملات پسماند	201.1166	معادله لگاریتم مطلوبیت		-71.1085
معیار اطلاعات آکاییک	-76.1085	معیار شوارز بیزین		-79.6115
آماره DW	1.2359			

منبع: محاسبات پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مطالعه برای بررسی اثرات شاخص قیمت حامل‌های انرژی بر شاخص قیمت مواد غذایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت و هم‌چنین، تفاوت شدت تأثیرگذاری این شاخص در سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۹۵ با استفاده از الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده تدوین شده است. نتایج بدست آمده از برآورد معادلات وجود رابطه بلندمدت بین شاخص قیمت مواد غذایی و شاخص قیمت حامل‌های

انرژی را اثبات کرد. هم‌چنین، برآورد مقدار تأثیرگذاری شاخص قیمت حامل‌های انرژی نشان داد که اثرات بلندمدت این شاخص خیلی بیش‌تر از اثرات کوتاه‌مدت آن است. ضریب کوتاه‌مدت بدست‌آمده این شاخص، این قضیه که در کوتاه‌مدت اثرات افزایش مقدار شاخص تعدیل می‌شود را اثبات کرد. ضریب بلندمدت شاخص قیمت حامل‌های انرژی نیز که بیانگر تشدید اثرات این شاخص در بلندمدت می‌باشد، نشان داد که اثرات بیش‌تر در بلندمدت می‌تواند بدست آمده از اثرات غیرمستقیم افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر قیمت مواد غذایی باشد، که از راه اثرگذاری بر سایر زیر بخش‌ها و سپس اثرات این زیر بخش‌ها بر زیر بخش مواد و کالاهای غذایی محتمل می‌باشد. از این نتایج می‌توان استنتاج کرد که تأثیرات شاخص قیمت مواد غذایی نسبت به شاخص قیمت سایر زیر بخش‌ها، می‌تواند مشابه باشد. افزایش قیمت مواد غذایی باعث کاهش مقدار دسترسی افراد جامعه به این مواد و کالاها، که یکی از شاخصه‌های مهم برای نشان دادن رفاه جامعه است، می‌شود. از سوی دیگر، به این دلیل که با افزایش قیمت حامل‌های انرژی، هزینه‌های تولید را برای تولیدکنندگان در بخش کشاورزی افزایش می‌یابد. همین امر می‌تواند باعث افزایش هزینه‌های تولید و در نتیجه، عدم توانایی و ادامه تولید به وسیله برخی کشاورزان در بلندمدت شده و مقدار تولید و عرضه مواد غذایی کاهش یابد. نتایج بدست آمده از برآورد اثرات افزایش شاخص قیمت حامل‌های انرژی شامل گاز و برق بر روی شاخص قیمت مواد غذایی نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش قیمت گاز و برق اثر معنی‌داری بر قیمت مواد غذایی ندارد. دلیل این امر می‌تواند کاربرد کم‌تر این حامل‌ها در تولید مواد غذایی و بالاخص تولید محصولات کشاورزی که از منابع مهم تأمین مواد غذایی است، باشد. نتایج پژوهش در مورد مثبت بودن اثر شاخص قیمت انرژی بر قیمت مواد غذایی با مطالعه شاهمرادی و همکاران هم سو می‌باشد. نعمت الهی و همکاران نشان دادند که افزایش قیمت حامل‌های انرژی، هزینه‌های واسطه در بخش‌های کشاورزی و صنایع غذایی افزایش می‌دهد که با نتایج اولیه این مطالعه مشابه می‌باشد. نتایج پژوهش صادقی و همکاران در دو سناریو انجام گرفته نشان داد که اثرات افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر قیمت مثبت است که با نتایج این پژوهش مطابقت دارد. نتایج ژانی ستیاوان این بود که افزایش قیمت سوخت تأثیر مخربی بر بخش حمل و نقل دارد که نتیجه او یکی از اثرات غیرمستقیمی که افزایش قیمت سوخت (حامل-های انرژی) می‌تواند بر افزایش قیمت سوخت در بلندمدت را داشته باشد، نشان می‌دهد. گیرای گازگور و باریس کابلاماسی نشان دادند که قیمت جهانی نفت و ضعف دلار آمریکا اثرات مثبتی بر قیمت‌های کالاهای کشاورزی دارند که با نتایج اولیه این مطالعه همسو می‌باشد، اما در این میان فقط کرنلیس گاردبروک و مانوئل هرناندز بودند که ارتباطی بین نوسانات قیمتی بازارهای انرژی و نوسانات قیمت در بازار غلات ایالات متحده آمریکا نیافتند و با یافته‌های این پژوهش در تضاد

بودند. همان‌گونه که اشاره شد، افزایش قیمت مواد غذایی باعث کاهش مقدار دسترسی افراد جامعه به این مواد و کالاها، که یکی از شاخصه‌های مهم برای نشان دادن رفاه جامعه است، می‌شود. لذا، به‌کارگیری فناوری‌هایی با کارایی بالای مصرف حامل‌های انرژی در تولید محصولات کشاورزی و اصلاح سیستم‌های حمل‌ونقل به‌منظور کاهش مصرف انرژی می‌تواند آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر رفاه جامعه را کاهش دهد.

Refrences

- Abdullah, M. & Kalim, R. (2012). Emprical analysis of food price inflation in Pakistan. *World Applied Sciences Journal*. 16 (7): 933-939.
- Ahmadpour Kkak, A. (2003). Assess the food security situation in Iran(the current challenges, the investment). *Journal of Jihad*, 22,36-47.
- Akbari, A.H. & Rankaduwa, W. (2005). Determinants of Inflation and Feasibility of Inflation Targeting in a Small Emerging Market Economy: The Case of Pakistan, Meeting of the Atlantic Canada Economics Association, Halifax, Nova Scotia, November 15-16, 2005.
- Alderman, H. & Shively, G. (1998). Economic Reform and Food Prices: Evidence from Markets in Ghana. World Development. 24(3): 521-534.
- Alghalith, M.(2010). The Interaction Between Food Prices and Oil Prices, *Energy Economics*, 32,1520-1522.
- Allegret, J. P. & Benkhodja, M. T. (2015). External shocks and monetary policy in an oil exporting economy (Algeria). *Journal of Policy Modeling*, 37(4), 652-667.
- Amadeh, H. (2010). Analyze the price changes of chicken meat using ARDL pattern: Case study of Tehran province. Economic Research, No. 2.
- Anand, R. Ding, D. & Tulin, V. (2014). Food inflation in India: The role for monetary policy. IMF Working paper. 14/178. Asia and Pacific Department. September 2014.
- Asafu, J. A. (2000). The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: time series evidence from Asian developing countries. *Energy Economics*, 22 (2000). 615 - 625.
- Baffes, J. (2012). A framework for analyzing the interplay among food, fuels, and biofuels. *Global Food Security*, 2(2013)110–116.
- Baier, S. Clements, M. Griffiths, C. & Ihrig, J. (2009). Biofuels Impact on Crop and Food Prices: Using an Interactive Spreadsheet. International Finance Discussion Papers. 967.
- Chen, S.T. Kuo, H.I. & Chen, C.C. (2010). Modeling the Relationship Between the Oil Price and the Global Food Prices, *Applied Energy*, 87, 2517-2525.

- Cho, G. Kim, M. & Koo, W.W. (2005). Macro Effects on Agricultural Prices in Different time Horizons. Meeting of the American Agricultural Economics Association. Providence, Rhode Island. July 24-27, 2005.
- Ciaian, P. & Kancs, D.A. (2011). Interdependencies in the energy–bioenergy–food price systems: A cointegration analysis. *Resource and Energy Economics*, 33 (2011) 326–348.
- Dabagh & Rangraz (2015). Investigation of the factors affecting the export and import of metal industries in Iran in the period 1392-1358. *Journal of Economics and Taxation*. 1 (2).
- Du, X. Yu, C.L. & Hayes, D.J. (2010). Speculation and Vioatility Spillover in the Crude Oil and Agricultural Commodity Markets: A Bayesian Analysis, Energy Economics, 33, 497-503.
- Esfandiari, S. Sepahvand, A. & Mehrabi BasharAbadi, H. (2016). Investigating the effect of agricultural mechanization On the food security of rural households in Iran. *Research in Iranian Economics and Agricultural Development*. 2-47 (3): 618-609.
- Eslmi, A. M. Sadeghi, M. & Mohammadi, Kh. M. (2011). The effects of correction energy prices on economic sectors by using Input - Output table. *Economic Researchs (Stable growth & development) Quarterly*, 13(1), 85-106.
- Esmaeili, A. & Shokoohi, Z. (2010). Assessing the Effect of Oil Price on World Food Prices: Application of Principal Components Analysis, *Energy Policy*, 32, 1022-1025.
- Gardebroek, C. & Hernandez, M. (2013). Do energy prices stimulate food price volatility? Examining volatility transmission between US oil, ethanol and corn markets. *Energy Economics*, 40 (2013) 119–129.
- GhahremanZade, M. PishBahar, A. & Khalili Malekshah, S. (2016). The effect of macroeconomic variables on food inflation in the country: Approach to structural error correction model (SEFCM). *Journal of Research in Iranian Economics and Agricultural Development.* 2 (47): 773-784.
- Ghetmiri, M. & Harati, J. (2005). Exploring the effects of macro variables on a food price index using a self-explanatory model with the interruptions distributed about Iran. Journal of Iranian Economic Research. 23.
- Gol Khandan. (2017). The relationship between oil prices and food prices in Iran under uncertain conditions. *Journal of Research in Economic Development and Planning Economics*. 6 (1).
- Gozgor, G. & Kalamaci, B. (2014). The linkage between oil and agricultural commodity prices in the light of the perceived global risk. *Agric. Econ. – Czech*, 60, 2014 (7): 332–342.
- Iran Central Bank Website, *Statistics and Data* (www.cbi.ir)
- Kargbo, J. M. (2005). Impacts of Monetary and Macroeconimic Factors on Food Prices in West Africa. *Agrekon*, 44(2): 205-224.

- Moghadasi, R., Sherafatmand, H,. Baghestani, A. (2010). Investigating the effect of productivity shocks and production gap on food prices in Iran. *Journal of Economics and Agricultural Development*. 4: 509-517.
- Orden, D. & Fackler, P.L. (1989). Identifying Impacts on Agricultural Prices in VAR Models. American Journal of Agricultural Economics. 71(2): 495-502.
- Permeh. Z. (2004). Investigation of energy subsidies and the effects of the rising cost of energy on price levels in Iran. *Commerce Bulletin Quarterly,* 34, 117-147.
- Pesaran, M. H. Shin, Y. & Smith, R. J. (1999). Bounds Testing Approaches to the Analisis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289–326 (2001).
- Pulford, A.L. (2012). Monetary Factors and the U.S. Retail Food Price Level. A Thesis Presented for the Degree Master of Science in Agribusiness. Faculty of the Agribusiness Department California Polytechnic State University, San Luis Obispo**.**
- Ranjbarpour, R. Haghighat, J. Karimi Takanel, Z. & Mardi Biveh Rah, R. (2014). Investigating the effect of investment in the agricultural sector on food prices in Iran. *Journal of Agricultural Economics Research*. 6 (6): 91-71.
- Samadi, A. & Behpoor, S. (2013). Investigating the effect of oil price fluctuations on food price index in Iran. *Journal of Applied Economic Research*. 1 (2): 89-106.
- Sayadi, F. & Moghadasi, R. (2015). The effect of energy prices on grain prices using regression patterns with mixed data (OLS-based ARDL learning method). *Journal of Applied Economic Research*. 4 (15): 160-149.
- Setyawan, Dh. (2013). The Impacts of the Domestic Fuel Increases on Prices of the Indonesian Economic Sectors. *Energy Procedia*, 47 (2014) 47 – 55.
- Shabanzadeh, M. Mahmoudi, A. Esfnjari kenari, R. (2014). Investigating the effect of transferring global prices to domestic markets for specific products of Iran's agricultural sector. *Journal of Agricultural Economics and Development*. 29 (1): 67-55.
- Tashkini, A. (2014). *Applied Econometrics with Microfit.* Noor Elm incidences.
- Udoh, E. & Egwaikhide, F.(2012). Does International Oil Price Volatility Complement Domestic Food Price Instability in Nigeria? An empirical Enquiry, *International Journal of Economics and Finance*, 4.
- Ziotis, N. & Papadas, T.T. (2011). Supply of Money and Food Prices: The Case of Greece. Agricultural Economics *Review*. 12(1): 36-44.