بررسی و مقایسه تأثیر نامتقارن تکانه‌های قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت

محمد علیزاده[1]
استادیار اقتصاد دانشگاه لرستان
ابوالقاسم گل‌خندان[2]
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه لرستان

تاریخ دریافت:۱۳۹۵/۹/۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۷/۱۸

چکیده

مقاله حاضر سعی دارد، تأثیر نامتقارن تکانه‌های قیمت نفت را بر شاخص قیمت مواد غذایی در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت طی دورۀ زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ بررسی و مقایسه کند. به این منظور، نخست تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت به کمک روش گرنجر و یون (۲۰۰۲) استخراج شده‌اند. سپس، با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی، وجود رابطه تعادلی بلندمدت نامتقارن تأیید شده است؛ در آخر، از رهیافت میانگین گروهی تلفیقی (PMG) غیرخطی، به منظور اندازه‌گیری این اثرات نامتقارن استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که تکانه‌های مثبت (منفی) قیمت نفت، شاخص قیمت مواد غذایی را در هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، افزایش (کاهش) داده و تأثیر تکانه‌های مثبت بیش‌تر از تکانه‌های منفی است (تأیید تأثیر نامتقارن). هم‌چنین، تأثیر تکانه‌های مثبت (منفی) در کشورهای صادرکننده نفت نسبت به کشورهای واردکننده نفت، بیش‌تر (کم‌تر) است. بر اساس سایر نتایج تحقیق، سیاست‌های پولی در کشورهای صادرکننده نفت و سیاست‌های ارزی در کشورهای واردکننده نفت، بیش‌ترین اثرگذاری را بر شاخص قیمت مواد غذایی داشته‌اند.

1- Email: alizadeh_176@yahoo.com
2- Email: golkhandana@gmail.com
DOI: 10.22067/erd.v24i14.60586

طبقه‌بندی JEL: C23، L66، Q43.
کلیدواژه‌ها: تکانه‌های قیمت نفت، شاخص قیمت مواد غذایی، عدم تقارن، کشورهای صادرکننده نفت، کشورهای واردکننده نفت، میانگین گروهی تلفیقی (PMG) غیرخطی.

۱. مقدمه

تأمین مواد غذایی اساسی‌ترین نیاز انسان بوده و افزایش قیمت آن می‌تواند تأثیر منفی قابل ملاحظه‌ای بر وضعیت رفاهی جامعه و به خصوص قشر فقیر و کم‌درآمد داشته باشد. از این‌رو سیاست‌گذاران حساسیت زیادی نسبت به تغییرات قیمت مواد غذایی از خودشان نشان می‌دهند (Samadi & Behpoor, 2013). به‌طور کلی عوامل متعددی مانند: نرخ ارز، سیاست‌های پولی، نرخ بهره، درجه بازبودن تجاری، میزان تولید و عرضه مواد غذایی، شرایط آب و هوایی و ... بر قیمت مواد غذایی تأثیرگذار است (Karagbo, 2005)؛ اما در سال‌های اخیر روند افزایشی قیمت‌های جهانی نفت و مواد غذایی، باعث علاقه‌مندی محققان به بررسی ارتباط بین این دو متغیر شده و مطالعات فراوانی تلاش نموده‌اند که چگونگی رابطه بین این دو متغیر را تبیین نمایند (Baffes (2007)؛ Headey & Fan (2008) و Alghalith (2010)).

کشورها را از لحاظ چگونگی تأثیرپذیری شوک‌های نفتی می‌توان به دو دسته کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت تقسیم‌بندی کرد. در این دو گروه، شوک‌های نفتی آثار تقریباً متفاوتی را از خود نشان می‌دهند. بر این اساس و با توجه به توضیحات ارائه‌شده فوق، مقاله حاضر سعی دارد با تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت به کمک روش هم‌انباشتگی نامتقارن[1] و استفاده از مدل میانگین‌گیری گروهی تلفیقی[2] (PMG) غیرخطی که به تازگی در ادبیات اقتصادسنجی داده‌های ترکیبی مطرح شده است، تبیین دقیقی از میزان تأثیرگذاری کوتاه‌مدت و بلندمدت، تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی در کشورهای منتخب صادرکننده و واردکننده نفت ارائه دهد. ادامه مقاله حاضر در چهار بخش تهیه و تنظیم شده است. بخش دوم مقاله، به ادبیات موضوع می‌پردازد. بخش سوم مقاله به روش و مدل تحقیق اختصاص

1- Asymmetry Co-integration
2- Pooled Mean Group

دارد. در بخش چهارم مقاله به برآورد مدل و تحلیل نتایج پرداخته شده است. در بخش پایانی مقاله نیز جمع‌بندی و پیشنهادها آمده است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

تأمین مواد خوراکی به منظور بهبود امنیت غذایی، همواره در همه کشورها، به ویژه در کشورهای در حال توسعه یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های پیش روی سیاست‌گذاران بوده است. به طوری‌که شناسایی عامل‌های تأثیرگذار بر بهبود عرضه مواد غذایی متناسب با نیاز مصرف‌کنندگان، همواره یکی از موضوعات مهم پیش‌روی اقتصاددانان تلقی می‌شود و آنان از متغیر قیمت مواد غذایی به عنوان یک متغیر مهم و اثرگذار بر عرضه و تقاضا مواد غذایی و محصولات کشاورزی استفاده می‌کنند. به همین دلیل، دولت‌ها به منظور تأمین امنیت غذایی، به دنبال شناسایی عامل‌های تأثیرگذار بر قیمت‌های مواد غذایی هستند تا با شناسایی این عامل‌ها بتوانند وضعیت با ثباتی برای کشورهای خود ایجاد کنند (Deaton & Laroque, 1996).

قیمت مواد غذایی تحت تأثیر عوامل متعددی قرار می‌گیرد که به طور کلی می‌توان این عوامل را ناشی از تغییر در عرضه یا تقاضای مواد غذایی دانست. عوامل سمت عرضه شامل کمبود قیمت مواد غذایی است که می‌تواند ناشی از کاهش تولید مواد غذایی، به کارگیری مواد غذایی در زمینه‌های غیرخوراکی و افزایش در هزینه نهاده‌هایی که در تولید مواد غذایی به کار می‌روند، از قبیل نفت خام، گازوئیل و سایر منابع انرژی باشد. عوامل طرف تقاضا نیز منجر به افزایش مصرف می‌شوند که از جمله آنها می‌توان به افزایش رشد جمعیت، بهبود قدرت خرید مردم و تغییر الگوی مصرف جوامع درنتیجه تغییر در درآمد یا سلیقه آنها اشاره کرد. در این راستا، روند سرسام‌آور افزایش قیمت جهانی نفت و افزایش قیمت مواد غذایی در سال‌های اخیر، توجه سیاست‌گذاران را به خود جلب کرده است.Alom et al. (2011) در مطالعه خود بیان می‌کنند که به دلیل مصرف گسترده انرژی در بخش کشاورزی، قیمت نفت ارتباط مستقیم با افزایش قیمت کالاهای کشاورزی دارد. زمانی‌که قیمت نفت افزایش می‌یابد، قیمت نهاده‌های کشاورزی نیز افزایش می‌یابد و در نهایت منجر به افزایش قیمت کالاهای کشاورزی می‌شود. البته در این باره نمی‌توان

رفتار یکسانی بین همه مواد غذایی و قیمت نفت تعریف کرد. به عنوان مثال، قیمت مواد غذایی که تولید آنها به طور مستقیم وابسته به نفت بوده و با افزایش قیمت نفت بار هزینه‌ای به تولیدکنندگان وارد می‌شود، در مقایسه با دیگر محصولات غذایی تأثیر بیشتری از تکانه‌های نفتی دریافت می‌کنند. از سویی دیگر قیمت محصولات کشاورزی که در تولید سوخت‌های استفاده می‌شوند، به طور مستقیم تحت تأثیر قیمت نفت قرار می‌گیرند. چون با افزایش قیمت نفت، تقاضا برای تولید سوخت‌های گیاهی افزایش می‌یابد که این موضوع افزایش قیمت این محصولات را به دنبال خواهد داشت (Avalos, 2014: 255). این اعتقاد وجود دارد که قیمت مواد غذایی به طور قابل توجهی متأثر از قیمت نفت می‌باشد، زیرا که کشاورزی به طور مرسوم یک فعالیت تولیدی انرژی‌بر بوده و مکانیزه‌شدن آن بر شدت به کارگیری انرژی در این بخش افزوده است. بنابراین قیمت نفت ارتباط مستقیمی با قیمت کالاهای کشاورزی دارد. به عنوان مثال، هنگامی‌که قیمت نفت افزایش می‌یابد، قیمت نهاده‌های کشاورزی (مثل کود شیمیایی) نیز افزایش یافته و در نهایت باعث افزایش قیمت کالاهای کشاورزی می‌شود (Hanson et al., 1993). علاوه بر این، موتورهای تأمین آب کشاورزی عموماً با استفاده از گازوئیل یا برق کار می‌کنند و اغلب ماشین‌های زراعی نیز با استفاده از سوخت‌های فسیلی کار می‌نمایند. به‌طور کلی چگونگی تأثیر افزایش در قیمت نفت خام بر قیمت مواد غذایی را می‌توان به دو روش مستقیم و غیرمستقیم دسته‌بندی کرد که در ادامه مورد بررسی قرار می‌گیرند(Samadi & Behpoor, 2013):

الف) روش مستقیم (افزایش قیمت نهاده‌های تولید مواد غذایی):

افزایش در قیمت نفت خام، قیمت محصولات کشاورزی (به عنوان جزء اساسی مواد غذایی) را از کانال‌هایی مانند افزایش قیمت کود و نهاده‌های شیمیایی مورد استفاده در کشاورزی، افزایش در هزینه به کارگیری ماشین‌آلات مورد نیاز کشاورزی و افزایش در هزینه‌های حمل و نقل افزایش می‌دهد (Du et al., 2010: 499). بر اساس مطالعه‌ای که توسط بانک جهانی در سال ۲۰۰۸ انجام شده است، هزینه‌های انرژی ۱۶ درصد از کل هزینه تولید مواد غذایی را تشکیل می‌دهد (Chand, 2008). هم‌چنین مطالعه Baffes (2007) نشان می‌دهد که ۴۷ درصد افزایش در قیمت مواد غذایی بین سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۳ را می‌توان ناشی از افزایش قیمت نفت در این دوره دانست.

ب) روش غیر مستقیم:

افزایش در قیمت سوخت‌های فسیلی (به ویژه نفت خام) باعث شده است که بسیاری از کشورها به منظور مقابله با اثرات منفی این افزایش قیمت و برخورداری از امنیت انرژی، به سمت سوخت‌های جای‌گزین حرکت کنند. سوخت‌های زیست‌محیطی (تولید شده از غلات) یکی از اصلی‌ترین جای‌گزینی‌های است که می‌تواند در این راستا مورد استفاده قرار گیرد. به عنوان مثال، نزدیک به ۲۵ درصد کل غلات تولید شده در آمریکا در سال ۲۰۰۸-۲۰۰۷ برای تولید سوخت‌های زیست‌محیطی[1] مورد استفاده قرار گرفته و این روند (استفاده غیرخوراکی از مواد غذایی) در سایر کشورهای صنعتی نیز در حال افزایش است (Chand, 2008). این امر که ناشی از افزایش قیمت نفت خام است، باعث کاهش عرضه غلات به منظور استفاده به عنوان مواد غذایی شده و افزایش قیمت غلات به عنوان یکی از اجزای اصلی مواد غذایی را به دنبال دارد. هم‌چنین افزایش قیمت این غلات باعث می‌شود که کشاورزان زمین‌های بیش‌تری را به کشت این محصولات اختصاص دهند؛ از آنجا که زمین‌های قابل کشت در سطح جهان محدود می‌باشد، تولید سایر محصولات کشاورزی با کمبود زمین مواجه می‌شود که کاهش تولید و افزایش قیمت سایر محصولات را نیز در پی دارد. در پی اهمیت این مورد باید اشاره کرد که میزان غلات برای تولید سوخت‌های زیست‌محیطی در آمریکا در حدود ۱۰ درصد کل تقاضای جهانی برای غلات می‌باشد (Ibid).

از دیگر عوامل مؤثر بر قیمت مواد غذایی می‌توان به کاهش تولید محصولات کشاورزی بر اثر شرایط نامساعد جوّی، افزایش روزافزون درآمد سرانه در چین و هند و افزایش مصرف مواد غذایی و نیز تغییر الگوی مصرف در این کشورها و نیز فعالیت‌های سوداگرانه (سفته بازی) و ایجاد کمبودهای مصنوعی توسط برخی از بنگاه‌های تجاری اشاره کرد (Akpan, 2009).

در کنار مواردی که در قسمت‌های قبل به آن اشاره شد، اثر افزایش قیمت نفت بر مواد غذایی در کشورهای صادرکننده نفت را از جهات دیگر نیز می‌توان مورد اشاره قرار داد. افزایش قیمت در صورتی‌که منجربه بروز بیماری هلندی[2] در کشورهای صادرکننده نفت شود، باعث بروز یک

1- Bio Fuels
2- Dutch Disease

رونق کاذب در بخش نفت این کشورها و انتقال سرمایه و نیروی کار از سایر بخش‌های تولیدی (از جمله کشاورزی) به این بخش می‌شود که این امر کاهش تولید و افزایش قیمت کالاهای تولیدی در سایر بخش‌ها از جمله محصولات کشاورزی را به دنبال خواهد داشت و واردات این کالاها از سایر کشورها را افزایش می‌دهد؛ که این امر نیز از آنجا که قیمت مواد غذایی در سایر کشورها با افزایش مواجه شده است، باعث افزایش قیمت کالاهای وارداتی و افزایش قیمت مواد غذایی در این کشورهای دارای منافع نفتی می‌شود (Udoh & Egwaikhide, 2012: 4).

با توجه به مطالب فوق، تأثیر نوسانات قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی تا اندازه زیادی به ساختار اقتصادی کشورها وابسته است. هم‌چنین، نکته‌ای که باید مورد توجه قرار گیرد این است که گرچه امکان دارد که شیوه اثرگذاری قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت متفاوت باشد، اما در نهایت همه این کشورها از اثرات منفی این افزایش در امان نخواهند بود. تا اواسط دهه ۱۹۸۰ میلادی روند تغییرات قیمت نفت در جهان به‌گونه‌ای بود که اقتصاد جهانی عموماً افزایش قیمت‌های نفت را تجربه می‌کرد و اقتصاددانان نیز از الگوهای متقارن برای تبیین رابطهٔ میان قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی استفاده می‌کردند. در این الگوها اثر کاهش و افزایش قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی، متقارن و یکسان فرض می‌شد. اما در سال ۱۹۸۶ با کاهش شدید قیمت نفت، رابطه میان قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای صنعتی تضعیف شد و استفاده از الگوها و تصریح‌های متقارن برای الگوسازی رابطه‌های مذکور، مورد تردید قرار گرفت. در حقیقت کاهش قیمت نفت در سال‌های مذکور نتوانست افزایش رشد اقتصادی را بر اساس الگوهای متقارن سابق پیش‌بینی کند. لذا از این دوره به بعد تلاش‌های بسیاری از سوی محققان انجام گرفت تا رابطه میان قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی را به شکلی نامتقارن مدل‌سازی کنند. در این راستا از آنجایی که کشورهای واردکننده نفت به دلیل وابستگی نسبتاً بالای صنایع خود به این محصول، متوجه زیان‌های به‌مراتب بیشتری نسبت به آنچه که در پیش‌بینی‌های متقارن مورد انتظار بود، شده بودند، هسته نخست این مطالعات ابتدا برای کشورهای واردکننده نفت انجام پذیرفت (Jafari & Golkhandan, 2013). با گذشت زمان و تحقق نتایج قابل اتکای حاصل از این مطالعات، به مرور این اندیشه در بین محققان اقتصادی شکل گرفت که اثرگذاری نامتقارن قیمت نفت بر وضعیت اقتصاد کشورهای صادرکننده این محصول نیز در جهت عکس آثار آن بر کشورهای واردکننده نفت، قابل طرح و بررسی است

و در این راستا نیز مطالعات متعددی انجام شده است (به‌عنوان مثال مطالعات: Anashasy et al. (2005)، Farzanegan et al. (2006)، Mehrara (2008) و Ramos & Veiga (2013)). بر این اساس، می‌توان اثرگذاری نامتقارن قیمت نفت را بر روی شاخص مواد غذایی نیز مورد بررسی قرار داد.

۲-۲. مروری بر مطالعات تجربی

در این قسمت از تحقیق به بررسی مهم‌ترین مطالعات تجربی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق، به ترتیب مطالعات خارجی و داخلی پرداخته می‌شود:

Baffes (2007) تأثیر قیمت نفت بر روی قیمت جهانی ۳۵ کالای اولیه قابل تجارت از جمله مواد غذایی را طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۰ مورد بررسی قرار داده و نشان داده است که تأثیر مثبت تغییر قیمت نفت خام بر قیمت اغلب مواد غذایی از طریق تغییر در قیمت کودهای شیمیایی است. Headey & Fan (2008) به بررسی علل افزایش قیمت جهانی غذا طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۶۰ پرداخته‌اند. آن‌ها نتیجه گرفته‌اند که افزایش قیمت جهانی نفت و کاهش ارزش دلار، عمده‌ترین دلایل افزایش قیمت مواد غذایی می‌باشند. Yang et al. (2009) به بررسی تولید سوخت‌های زیست‌محیطی و تأثیر آن بر عرضه مواد غذایی در چین طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. آن‌ها نشان داده‌اند که افزایش قیمت نفت، باعث افزایش تقاضا برای سوخت‌های جانشین (سوخت‌های زیست‌محیطی) می‌شود و از آنجا که این سوخت‌ها از غلات (مثل ذرت) تهیه می‌شوند، این افزایش تقاضای غلات، باعث افزایش قیمت آن‌ها شده و در نهایت یک ارتباط مثبت بین قیمت نفت خام و مواد غذایی وجود دارد.

Kaltilioglu & Soytas (2009) به بررسی تأثیر قیمت نفت بر روی قیمت مواد غذایی و محصولات کشاورزی کشور ترکیه طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۰ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها با استفاده از روش چیونگ-نگ[1] نشان می‌دهد که تغییرات قیمت نفت، علیت گرنجری تغییر در قیمت مواد غذایی و محصولات کشاورزی نمی‌باشد. Nazlioglu & Soytas (2010) به بررسی ارتباط بین قیمت جهانی نفت و قیمت کالاهای کشاورزی در کشور ترکیه طی دوره زمانی ۲۰۱۰-

1- Chiong-Neg

۱۹۸۴ پرداخته‌اند. آن‌ها با به کارگیری آزمون علیت تودا و یاماموتو[1] نتیجه گرفته‌اند که تغییر در قیمت نفت، تأثیری روی قیمت کالاهای کشاورزی ندارد. Alghalith (2010) رابطه بین قیمت مواد غذایی و قیمت نفت را تحت تأثیر نااطمینانی در کشور ترینیداد و توباگو طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۴ بررسی نموده است. نتایج این تحقیق با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی[2] (NLS) نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت موجب افزایش قیمت مواد غذایی طی دوره مورد بررسی شده است.

Esmaeili & Shokoohi (2010) به ارزیابی اثرات قیمت نفت بر روی قیمت‌های جهانی مواد غذایی طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۶۱ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده از آزمون علیت گرنجری نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت منجر به افزایش استفاده از غلات در جهت تولید سوخت‌های زیست‌محیطی شده و باعث کاهش عرضه آن در مصارف خوراکی و در نتیجه افزایش قیمت آن به طور غیرمستقیم می‌شود. Udoh & Egwaikhide (2012) به بررسی تأثیر قیمت نفت بر روی قیمت مواد غذایی در نیجریه طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۷۰ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که یک رابطه علی مثبت بین دو متغیر وجود داشته و افزایش قیمت نفت منجر به افزایش قیمت مواد غذایی می‌شود. Bakht & Wurzburg (2013) تأثیر قیمت‌های جهانی نفت را بر روی قیمت مواد غذایی در قالب تحلیل‌های هم‌انباشتگی غیرخطی و روش حد آستانه[3] و با استفاده از داده‌های ماهانه دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج به دست آمده از تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد، افزایش مصرف سوخت‌زیستی سبب ایجاد روابط جدیدی بین قیمت مواد غذایی و قیمت نفت می‌شود؛ به خصوص آن دسته از مواد غذایی که برای تولید سوخت‌زیستی به کار رفته‌اند.

Ibrahim (2015) تأثیر قیمت نفت را بر روی قیمت مواد غذایی در کشور مالزی طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۷۱ مورد بررسی قرار داده است. وی در مطالعه خود با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) نشان داده است که تأثیر قیمت نفت بر

1- Toda-Yamamoto
2- Non-linear Least Squares
3- Threshold

شاخص قیمت مواد غذایی در این کشور نامتقارن است؛ به گونه‌ای که شوک‌های مثبت قیمت نفت، باعث افزایش شاخص قیمت مواد غذایی می‌شود، در حالی‌که تأثیر شوک منفی قیمت نفت بر شاخص مواد غذایی بی‌معناست. Abdlaziz et al. (2016) تأثیر قیمت نفت را بر روی قیمت مواد غذایی در کشور مالزی طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ و با استفاده از داده‌های فصلی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) نشان می‌دهد که تأثیر قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی در کشور مالزی نامتقارن است؛ به گونه‌ای که شوک‌های مثبت قیمت نفت، باعث افزایش شاخص قیمت مواد غذایی می‌شود، در حالی‌که تأثیر شوک منفی قیمت نفت بر شاخص مواد غذایی (هر چند مثبت اما) بی‌معناست.

مطالعات داخلی معدودی در زمینه تأثیرگذاری قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی انجام‌شده است؛ Samadi & Behpoor (2013) تأثیر نوسانات قیمت نفت را بر روی شاخص قیمت مواد غذایی در ایران طی بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۶۹ بررسی کرده‌اند. به این منظور از الگوی خودرگرسیون برداری[1] (VAR)، تابع عکس‌العمل آنی[2] (IRF) و روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. نتایج این تحقیق حاکی از آنست که نوسانات قیمت نفت تأثیر معناداری بر قیمت مواد غذایی در ایران نداشته است. Javedan et al. (2015) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر قیمت مواد غذایی در ایران با تأکید بر تکانه‌های نفتی، طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۴ پرداخته‌اند. در این مطالعه برای برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها، الگوهای تصحیح خطا[3] و جوهانسون- جوسیلیوس[4] به‌کار گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای الگوی برقرار است و تکانه‌های قیمت نفت در بلندمدت به‌طور معنی‌داری قیمت مواد غذایی را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

پیش از آن خاطر نشان می‌شود که مقاله حاضر، صرف‌نظر از نمونه و بازهٔ زمانی مورد بررسی، از حیث نوع مدل‌سازی (استفاده از مدل PMG غیرخطی، که علاوه بر تجزیه‌وتحلیل غیرخطی

1- Vector Auto-Regression
2- Impulse Response Function
3- Error Correction Model
4- Johansen-Juselius

رابطه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها در داده‌های پانل، از قابلیت مدل‌سازی عدم تقارن موجود بین متغیرهای مختلف برخوردار است) و نحوه تفکیک شوک‌های نفتی، با معدود مطالعات داخلی انجام‌شده، متفاوت است.

۳. روش و مدل تحقیق

۳-۱. روش تحقیق

در این مطالعه به منظور بررسی آثار نامتقارن تکانه‌های نفتی بر روی شاخص قیمت مواد غذایی در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، از یکی از روش‌های تک‌معادله‌ای، موسوم به الگوی نامتقارن (غیرخطی) خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (NARDL) پانلی بهره‌گیری شده است. مدل ARDL پانلی نامتقارن به کار رفته در این تحقیق یک تکنیک جدید برای تشخیص روابط غیرخطی و نامتقارن بین متغیرهای اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. این تکنیک توسط Shin et al. (2011)

در داده‌های سری زمانی توسعه یافته و در واقع گسترش‌یافته مدل ARDL خطی است. مدل‌های پانل‌دیتای پویا[1] را می‌توان به وسیله روش‌های مختلفی مانند اثرات ثابت[2] (FE)، اثرات تصادفی[3] (RE) و گشتاورهای تعمیم‌یافته[4] (GMM) تخمین زد. در این روش‌ها فقط جزء عرض از مبدأ در بین مقاطع متفاوت است و ضرایب تخمینی نیز، در صورت بزرگ بودن بازهٔ زمانی، منجر به نتایج گمراه‌کننده‌ای می‌شوند (Bangake & Eggoh, 2011). در راستای رفع این محدودیت‌ها، Pesaran et al. (1999) برآوردکننده میانگین گروهی تلفیقی (PMG) (یا همان ARDL پانلی)، که امکان بررسی هم‌گرایی و تصحیح عدم تعادل را میسر می‌کند، پیشنهاد کرده‌اند. علت این نام‌گذاری آنست که این برآوردکننده هم شامل تلفیق (Pooling) و هم شامل میانگین‌گیری (Averaging) است. بر اساس مطالعه Pesaran et al. (1999)، یک مدل ARDL(p,q,q,…,q) پانلی در حالت کلی به صورت زیر نشان داده می‌شود:

1- Dynamic Panel Data
2- Fixed Effect
3- Random Effect
4- Generalized Method of Moment

$$y_{it} = \sum_{j=0}^{q} \delta_{ij}' x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

که در رابطهٔ فوق i به تعداد گروه‌ها یا مقاطع (کشورها)، t به دورهٔ زمانی، x_{it}: بردار $k \times 1$ متغیرهای توضیحی برای گروه i، μ_i به جمله اثرات ثابت گروه‌ها، ε_{it} به جمله خطای هر گروه، λ_{ij} به ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته و δ_{ij} به بردار $k \times 1$ ضرایب با وقفه و بدون وقفه متغیر مستقل اشاره دارد.

قبل از توسعه کامل مدل NARDL پانلی، با فرض دو متغیر وابسته y و مستقل x، رابطه بلندمدت زیر را را بر اساس مطالعه Granger & Yoon (2002) تعریف می‌کنیم:

$$y_{it} = \beta^{+} x^{+}_{it} + \beta^{-} x^{-}_{it} + u_{it} \quad (۲)$$

که y_{it} و x_{it} متغیرهای انباشته از مرتبه یک، یعنی I(1) می‌باشند و

$$x_{it} = x_{i0} + x^{+}_{it} + x^{-}_{it}$$
$$x_{it}^{+} = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_{ij}^{+} = \mathrm{Max}(\Delta x_{ij}, 0), \quad x_{it}^{-} = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_{ij}^{-} = \mathrm{Min}(\Delta x_{ij}, 0) \quad (۳)$$

ترکیب خطی هم‌انباشته مؤلفه‌های مجموع تجمعی مثبت و منفی را در نظر می‌گیریم:

$$z_{it} = \beta_0^{+} y^{+}_{it} + \beta_0^{-} y^{-}_{it} + \beta_1^{+} x^{+}_{it} + \beta_1^{-} x^{-}_{it} \quad (۴)$$

اگر z_{it} انباشته از مرتبه صفر باشد، در این‌صورت گفته می‌شود که x_{it} و y_{it} به صورت نامتقارن هم‌انباشته‌اند. چنان‌چه $\beta_0^{+} = \beta_0^{-}$ و $\beta_1^{+} = \beta_1^{-}$ باشد، در این‌صورت هم‌انباشتگی متقارن خواهد بود (Schorderet, 2003). حال با در نظر گرفتن نحوه جداسازی تکانه‌های مثبت و منفی متغیر x[1] به صورت رابطه (۲) و وارد کردن آن در یک مدل ARDL(p,q) پانلی، به مدل NARDL(p,q) پانلی، به صورت زیر خواهیم رسید:

۱- به طور کلی صرف‌نظر از روش مورد استفاده در این مقاله، برای تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی یک متغیر بالاخص نفت خام بر اساس مطالعات تجربی گذشته، روش‌های مختلفی وجود دارد. به منظور آشنایی بیش‌تر با این روش‌ها به مطالعه Mowlaei et al. (2014) مراجعه کنید.

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} \varphi_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\theta^{+}_{ij} x^{+}_{i,t-j} + \theta^{-}_{ij} x^{-}_{i,t-j}) + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

اگر تبدیل متغیر:

$$Z_{it} = \Delta Z_{it} + Z_{i,t-1} \quad (۶)$$

را برای هر متغیر انجام دهیم، می‌توان رابطه (۵) را به‌صورت زیر و بر اساس معادله تصحیح خطا که دست‌یابی به آن، تعادل را تضمین می‌کند، پارامتربندی مجدد[1] کرد:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} = {} & \rho_i y_{i,t-1} + \theta^{+}_{i} x^{+}_{i,t-1} + \theta^{-}_{i} x^{-}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\theta^{+}_{ij} \Delta x^{+}_{i,t-j} \\ & + \theta^{-}_{ij} \Delta x^{-}_{i,t-j}) + \mu_i + \varepsilon_{it} \\ = {} & \rho_i \xi_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\theta^{+}_{ij} \Delta x^{+}_{i,t-j} + \theta^{-}_{ij} \Delta x^{-}_{i,t-j}) + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (۷)$$

که در رابطه فوق (Pesaran et al., 1999: 5):

$$\begin{aligned} \rho_i = \sum_{j=1}^{p} \varphi_{ij} - 1, \gamma_{ij} = - \sum_{m=j+1}^{p} \varphi_{im} \text{ for } j = 1, \dots, p-1, \theta^{+}_{i} = \sum_{j=0}^{q} \theta^{+}_{ij}, \theta^{-}_{i} \\ = \sum_{j=0}^{q} \theta^{-}_{ij}, \theta^{+}_{i0} = \theta^{+}_{i0}, \theta^{+}_{ij} = - \sum_{m=j+1}^{q} \theta^{+}_{im} \text{ for } j = 1, \dots, q-1, \theta^{-}_{i0} \\ = \theta^{-}_{i0}, \theta^{-}_{ij} = - \sum_{m=j+1}^{q} \theta^{-}_{im} \text{ for } j = 1, \dots, q-1 \end{aligned}$$

با در نظر گرفتن یک‌سری فروض از جمله این فرض که ریشه‌های چندجمله‌ای $1 - \sum_{j=1}^{p} \varphi_{ij} z^j = 0$ همگی خارج از دایره واحد قرار می‌گیرند، مدل NARDL فوق پایدار است. این فرض باعث می‌شود که $\rho_i < 0$ و یک رابطه بلندمدت متغیرهای مدل به‌صورت زیر وجود داشته باشد (Ibid: 6):

$$y_{it} = -(\theta^{+}_{i}/\rho_i) x^{+}_{it} - (\theta^{-}_{i}/\rho_i) x^{-}_{it} + \eta_{it} \quad (۸)$$

1- Reparametrized

که در رابطه فوق η_{it} یک فرآیند نوفه سفید است و ضرایب بلندمدت $\beta^+_i = \beta^+ = -\theta^+_i/\rho_i$ و $\beta^-_i = \beta^- = -\theta^-_i/\rho_i$، در بین گروه‌ها یکسان هستند. هم‌چنین، ρ_i در رابطه (۸) به صورت یک جملهٔ تصحیح خطا یا تصحیح تعادل عمل می‌کند و در صورتی‌که $-1 < \rho_i < 0$ باشد، از وجود رابطهٔ تصحیح خطا که رویکردی به بحث هم‌گرایی است، مطمئن می‌شویم. از آنجا که رابطه (۵) یک رابطه غیرخطی است، با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی می‌توان ضرایب بلندمدت و ضرایب تصحیح خطای هر گروه را برآورد کرد (Ibid: 6).

شایان ذکر است که در مقابل این روش، روش میانگین گروهی (MG) قرار دارد که در آن، ابتدا برای هر گروه، یک رگرسیون جداگانه برآورد می‌شود و سپس میانگین ضرایب گروه‌ها را محاسبه و به عنوان ضریب مربوط به داده‌های پانل معرفی می‌کند. بنابراین باید بین تخمین‌زن‌های MG و PMG تفاوت قائل شد. به این منظور می‌توان از آزمون‌های هاسمن[1] یا نسبت راست‌نمایی[2] استفاده کرد (Simoes, 2011: 460). در این مقاله از آزمون هاسمن استفاده شده است. رد نشدن فرضیه صفر در آزمون هاسمن حاکی از کاراتربودن برآوردگر PMG در مقابل برآوردگر MG است و بالعکس. تخمین‌زن PMG همانند تخمین‌زن MG اجازه می‌دهد که عرض از مبدأ و ضرایب کوتاه‌مدت در بین مقاطع مختلف باشد و مانند تخمین‌زن FE ضرایب بلندمدت را بین مقاطع یکسان فرض می‌کند (Blackburne & Frank, 2007: 199). بنابراین، می‌توان گفت که این تخمین‌زننده بین دو تخمین‌زن MG و FE قرار دارد.

۳-۲. مدل تحقیق

در این مقاله، به منظور برآورد تأثیر نامتقارن تکانه‌های نفتی بر شاخص قیمت مواد غذایی در کشورهای منتخب صادرکننده و واردکننده نفت، از مدل مقاله Karagbo (2005) که دربردارنده سیاست‌های ارزی، پولی و تجاری می‌باشد، با اعمال تعدیلاتی و از جمله اضافه‌کردن متغیرهای تکانه مثبت و منفی قیمت نفت، به‌صورت لگاریتمی و در قالب داده‌های ترکیبی (پانل‌دیتا)، به‌صورت زیر استفاده شده است:

1- Hausman Test
2- Likelihood Ratio

$$Ln(fpi)_{it} = \mu_i + \beta_1 Ln(y)_{it} + \beta_2 Ln(exr)_{it} + \beta_3 Ln(m2)_{it} + \beta_4 Ln(open)_{it} + \beta_5 Ln(dfp)_{it} + \beta_6 [Ln(oilp)]^+_{it} + \beta_7 [Ln(oilp)]^-_{it} + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad ,t = 1995, \dots, 2014 \qquad (۹)$$

در رابطه فوق، i نشان‌دهنده مقاطع (i=1,…,7) (۷ کشور عمده صادرکننده نفت، شامل؛ *روسیه، ایران، عربستان سعودی، نروژ، ونزوئلا، کویت و نیجریه* و هم‌چنین ۷ کشور عمده واردکننده نفت، شامل؛ *آمریکا، ژاپن، چین، کره‌جنوبی، فرانسه، هند و اسپانیا*)، t نشان‌دهنده بازهٔ زمانی (۲۰۱۴-۱۹۹۵)، μ_i اثر ثابت کشورها، η_t اثر ثابت زمان و ε_{it} جزء خطاء تصادفی است. سایر متغیرها به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

Ln(fpi): لگاریتم طبیعی شاخص قیمت مواد غذایی $(۲۰۰۵ = ۱۰۰)$ (متغیر وابسته)؛

Ln(y): لگاریتم طبیعی درآمد سرانه (به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۵ و بر حسب دلار آمریکا)؛ با توجه به این‌که در اکثر مطالعات تجربی، کشش درآمدی برای مواد غذایی کم‌تر از یک برآورد شده است و این حاکی از ضروری بودن این کالاها می‌باشد، پس با افزایش درآمد واقعی، تقاضا برای مواد غذایی به همان میزان افزایش پیدا نمی‌کند. به عبارت دیگر، در درآمدهای بالاتر، سهم مواد غذایی در سبد مصرفی خانوارها کم‌تر می‌شود. از این رو، انتظار بر آنست که رابطه متغیر درآمد سرانه با شاخص قیمت مواد غذایی، منفی باشد؛ یعنی $\beta_1 < 0$.

Ln(exr): لگاریتم طبیعی نرخ ارز حقیقی؛ نرخ ارز، از دو کانال صادرات و واردات منجر به افزایش قیمت مواد غذایی می‌شود. به این‌صورت که با افزایش نرخ ارز، تمایل برای صادرات محصولات افزایش می یابد و ممکن است نیاز بازار داخلی به مقدار کافی تأمین نشده و اضافه تقاضا در بازار، منجر به افزایش قیمت محصول شود. از منظر واردات نیز افزایش نرخ ارز، باعث افزایش هزینه تولید از طریق نهاده‌های وارداتی شده و قیمت نهایی محصول را افزایش می‌دهد. از این رو، انتظار بر آنست که رابطه این متغیر با شاخص قیمت مواد غذایی، مثبت باشد؛ یعنی $\beta_2 > 0$.

Ln(m2): لگاریتم طبیعی حجم نقدینگی (به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۵ و بر حسب دلار آمریکا)؛ بر اساس نظریه مقداری پول، افزایش در حجم پول، سبب افزایش قیمت مواد غذایی می شود. به عبارت دیگر، با افزایش حجم پول، تمایل به خرید و تقاضای مواد غذایی افزایش می یابد که با افزایش تقاضا نسبت به عرضه، قیمت مواد غذایی افزایش می‌یابد. از این رو، انتظار بر

آنست که رابطه این متغیر با شاخص قیمت مواد غذایی، مثبت باشد؛ یعنی $\beta_3 > 0$.

Ln(open): لگاریتم طبیعی درجه بازبودن تجاری؛ که به صورت درصد نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی تعریف می‌شود. از آن‌جا که با افزایش درجه بازبودن تجاری، تجارت با دنیای خارج آسان‌تر و با هزینه کم‌تری انجام می‌شود، لذا انتظار بر آنست که رابطه این متغیر با شاخص قیمت مواد غذایی منفی باشد؛ یعنی $\beta_4 < 0$.

Ln(dfp): لگاریتم طبیعی شاخص تولید مواد غذایی $(۲۰۰۵ = ۱۰۰)$؛ از آن‌جا که با افزایش تولید و عرضه مواد غذایی، قیمت مواد غذایی کاهش می‌یابد، انتظار بر آنست که رابطه این متغیر با شاخص قیمت مواد غذایی منفی باشد؛ یعنی $\beta_5 < 0$.

$[Ln(oilp)]^+$: تکانه‌های مثبت قیمت نفت؛ که بر اساس تعریف Granger & Yoon (2002) به صورت مجموع تجمعی مثبت (اجزاء مثبت) لگاریتم طبیعی قیمت حقیقی نفت خام تعریف و بر اساس رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$[Ln(oilp)]^+_{it} = \sum_{t=1995}^{2014} \Delta[Ln(oilp)]^+_{it} = Max([\Delta Ln(OILP)_t], 0) \quad (۱۰)$$

بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی ارائه‌شده در قسمت‌های قبل، انتظار بر آنست که تکانه‌های مثبت قیمت نفت، اثر مثبت بر شاخص قیمت مواد غذایی داشته باشد؛ یعنی $\beta_6 > 0$.

$[Ln(oilp)]^-$: تکانه‌های منفی قیمت نفت؛ که بر اساس تعریف Granger & Yoon (2002) به صورت مجموع تجمعی منفی (اجزاء منفی) لگاریتم طبیعی قیمت حقیقی نفت خام تعریف و بر اساس رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$[Ln(oilp)]^-_{it} = \sum_{t=1995}^{2014} \Delta[Ln(oilp)]^-_{it} = Min([\Delta Ln(OILP)_t], 0) \quad (۱۱)$$

بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی ارائه‌شده در قسمت‌های قبل، انتظار بر آنست که تکانه‌های منفی قیمت نفت، اثر منفی بر شاخص قیمت مواد غذایی داشته باشد؛ یعنی $\beta_7 < 0$.

اطلاعات مربوط به داده‌های آماری متغیرها از وب‌سایت‌های نظیر: سازمان کشورهای صادرکننده نفت[1] (OPEC)، شاخص‌های توسعه جهانی[2] (WDI) متعلق به بانک جهانی و سازمان

1- Organization of petroleum Exporting Countries
2- World Development Indicators

خواربار و کشاورزی ملل متحد[1] (FAO) جمع‌آوری شده است. به‌منظور تجزیه‌وتحلیل‌های آماری و اقتصادسنجی نیز از نرم‌افزارهای Eviews، Stata و Gauss استفاده شده است.

٤. برآورد مدل و تحلیل نتایج

قبل از استفاده از متغیرها لازم است نسبت به مانایی و نامانایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد. در در این مطالعه به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های CIPS مقطعی Pesaran (2007)، Im, Pesaran & Shin (IPS) (2003) و Levin, Lin & Cho (LLC) (2002) استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون‌ها نشان‌دهنده نامانایی متغیر مورد بررسی می‌باشد. خلاصه نتایج این سه آزمون، با فرض وجود متغیرهای عرض از مبدأ و روند زمانی و به‌تفکیک کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، در جداول شماره (۱) و (۲) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جداول و سطوح احتمال محاسبه‌شده، نتیجه می‌گیریم که در بین متغیرهای مورد بررسی، در هر دو گروه از کشورهای مورد مطالعه، بعضی از متغیرها در سطح نامانا بوده‌اند و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری در سطح ۵ درصد مانا شده‌اند.[2]

تخمین مدل در حالت وجود متغیرهای نامانا، باعث ایجاد رگرسیون کاذب در مدل می شود در صورت نامانایی متغیرهای مدل اگر بین آن ها هم‌انباشتگی برقرار باشد، نتایج حاصل از تخمین مدل قابل اعتماد خواهد بود. در این مقاله به‌منظور بررسی آزمون هم‌انباشتگی پانلی در مدل‌های مورد استفاده از روش‌های ارائه‌شده توسط Westerlund (2007)، Pedroni (2004) و Kao (1999) استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون‌ها نشان‌دهنده عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد بررسی می‌باشد.

1- Food and Agriculture Organization

۲- از آنجا که قیمت نفت برای تمام مقاطع (کشورها) یکسان است، لذا آزمون مانایی برای تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت، در هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، مشابه و یکسان است. بر این اساس، آزمون مانایی برای تکانه‌های نفتی فقط در جدول مربوط به کشورهای صادرکننده نفت آمده است.

جدول ۱- خلاصه نتایج آزمون‌های مانایی (کشورهای صادرکننده نفت)

متغیر	آزمون IPS	آزمون LLC	آزمون CIPS	درجه مانایی
	آماره (احتمال)	آماره (احتمال)	آماره (احتمال)	I(d)
Ln(fpi)	-۳/۰۵ (۰/۰۰)	-۴/۷۲ (۰/۰۰)	-۳/۴۹ (۰/۰۰)	I(0)
Ln(y)	۲/۹۷ (۱/۰۰۰)	۴/۸۷ (۱/۰۰۰)	۰/۶۸ (۰/۷۴)	I(1)
ΔLn(y)	-۱۱/۲۵ (۰/۰۰)	-۱۲/۸۲ (۰/۰۰)	-۸/۱۴ (۰/۰۰)	
Ln(exr)	-۰/۶۳ (۰/۲۶)	-۰/۳۸ (۰/۳۵)	-۲/۰۸ (۰/۱۴)	I(1)
ΔLn(exr)	-۲/۰۱ (۰/۰۲)	-۴/۳۷ (۰/۰۰)	-۳/۶۶ (۰/۰۰)	
Ln(m2)	۳/۰۵ (۱/۰۰)	۰/۸۲ (۰/۷۹)	۰/۳۲ (۰/۶۳)	I(1)
ΔLn(m2)	-۱۱/۳۴ (۰/۰۰)	-۱۱/۰۱ (۰/۰۰)	-۶/۸۸ (۰/۰۰)	
Ln(open)	۰/۸۸ (۰/۸۱)	۰/۲۲ (۰/۵۹)	-۱/۱۳ (۰/۳۲)	I(1)
ΔLn(open)	-۵/۵۲ (۰/۰۰)	-۶/۳۸ (۰/۰۰)	-۸/۱۲ (۰/۰۰)	
Ln(dfp)	-۴/۱۱ (۰/۰۰)	-۳/۱۸ (۰/۰۰)	-۳/۱۲ (۰/۰۱)	I(0)
$[Ln(oilp)]^+$	۳/۴۸ (۱/۰۰)	۵/۱۲ (۱/۰۰)	۴/۹۵ (۱/۰۰)	I(1)
$\Delta[Ln(oilp)]^+$	-۵/۵۵ (۰/۰۰۰)	-۳/۳۸ (۰/۰۰۰)	-۵/۱۲ (۰/۰۰۰)	
$[Ln(oilp)]^-$	۲/۹۸ (۱/۰۰)	۳/۸۵ (۱/۰۰)	۳/۸۱ (۱/۰۰)	I(1)
$\Delta[Ln(oilp)]^-$	-۴/۱۴ (۰/۰۰۰)	-۱/۹۹ (۰/۰۳)	-۳/۱۴ (۰/۰۱)	

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۲- خلاصه نتایج آزمون‌های مانایی (کشورهای واردکننده نفت)

متغیر	آزمون IPS	آزمون LLC	آزمون CIPS	درجه مانایی
	آماره (احتمال)	آماره (احتمال)	آماره (احتمال)	I(d)
Ln(fpi)	-۳/۱۲ (۰/۰۰)	-۵/۲۲ (۰/۰۰)	-۳/۸۸ (۰/۰۰۰)	I(0)
Ln(y)	۲/۹۹ (۱/۰۰)	۱/۹۶ (۰/۹۷)	۱/۲۲ (۰/۸۹)	I(1)
ΔLn(y)	-۶/۴۴ (۰/۰۰)	-۵/۶۵ (۰/۰۰)	-۴/۲۲ (۰/۰۰)	
Ln(exr)	-۰/۱۱ (۰/۴۶)	-۲/۰۹ (۰/۰۲)	۰/۴۸ (۰/۶۸)	I(1)
ΔLn(exr)	-۱/۸۸ (۰/۰۳)	-	-۳/۱۶ (۰/۰۱)	
Ln(m2)	۱/۸۴ (۰/۹۷)	۰/۶۰ (۰/۷۳)	۰/۰۸ (۰/۵۴)	I(1)
ΔLn(m2)	-۷/۱۵ (۰/۰۰)	-۵/۵۲ (۰/۰۰)	-۴/۹۲ (۰/۰۰)	
Ln(open)	-۱/۹۱ (۰/۰۲)	-۲/۰۷ (۰/۰۲)	-۳/۱۶ (۰/۰۱)	I(0)
Ln(dfp)	-۳/۹۲ (۰/۰۰)	-۳/۴۴ (۰/۰۰)	-۳/۶۵ (۰/۰۰)	I(0)

مأخذ: محاسبات تحقیق.

جدول ۳- نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی

نام آماره	مقدار آماره (احتمال)	
	کشورهای صادرکننده نفت	کشورهای واردکننده نفت
الف. آزمون Westerlund (2007)		
Gτ	-۳/۱۲ (۰/۰۲۱)	-۳/۸۸ (۰/۰۰۰)
Pτ	-۲۵/۸۸ (۰/۰۰۰)	-۲۹/۲۲ (۰/۰۰۰)
Pα	-۸/۹۴ (۰/۰۰۰)	-۸/۰۵ (۰/۰۱۸)
ب. آزمون Pedroni (2004)		
Panel ADF-Statistic	-۳/۰۲ (۰/۰۰۱)	-۴/۱۵ (۰/۰۰۰)
Panel PP-Statistic	-۳/۴۷ (۰/۰۰۰)	-۳/۶۵ (۰/۰۰۰)
Group ADF-Statistic	-۲/۴۳ (۰/۰۱۵)	-۳/۸۲ (۰/۰۰۰)
Group PP-Statistic	-۲/۹۲ (۰/۰۰۴)	-۲/۹۴ (۰/۰۰۳)
ج. آزمون Kao (1999)		
ADF	-۳/۲۲ (۰/۰۰۰)	-۴/۱۱ (۰/۰۰۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق.

نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی در جدول (۳) ارائه شده است. قسمت الف این جدول، نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی Westerlund (2007) را نشان می‌دهد. در این آزمون از روشی تحت عنوان بوت‌استرپ[1] برای حذف اثرات وابستگی مقطعی در متغیرها استفاده شده است. با توجه به مقدار آماره و ارزش احتمال محاسبه شده این آزمون، می‌توان گفت که فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، در هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، بر اساس آماره میانگین گروه Gτ و دو آماره پانل Pτ و Pα رد می‌شود. با توجه به نتایج قسمت‌های ب و ج جدول (۳) نیز، هم‌انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت قوی بین متغیرهای مدل، در هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، بر اساس دو آماره پانل PP و ADF و دو آماره گروه PP و ADF آزمون Pedroni (2004) و بر اساس آماره ADF آزمون Kao (1999)، در در سطح ۵ درصد پذیرفته می‌شود. بنابراین بدون نگرانی از بروز رگرسیون کاذب می‌توان مدل تحقیق را برای هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، برآورد کرد.

1- Bootstrap

نتایج تخمین مدل تحقیق با استفاده از روش میانگین گروهی تلفیقی غیرخطی در هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، در جدول (۴) گزارش شده است. بر اساس این نتایج، کلیه ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت در سطح اطمینان ۸۸ درصد معنادار بوده‌اند و علامت ضرایب محاسبه شده، با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، انتظار ما را در تخمین مدل برآورده می‌کنند. نتایج آزمون هاسمن (H.T) در قسمت ج جدول (۴) نیز با توجه به ارزش احتمال ارائه‌شده، نشان‌دهنده پذیرش فرضیه صفر و استفاده از تخمین‌زن PMG غیرخطی در مقابل تخمین‌زن MG در هر دو گروه از کشورهای صارکننده و واردکننده نفت است. بنابراین نتایج ضرایب برآوردشده مدل از نظر آماری تأیید شده و قابل تفسیر می‌باشند.

جدول ۴- نتایج تخمین مدل به‌روش PMG غیرخطی

الف. ضرایب بلندمدت برآوردی							
متغیر	Ln(y)	Ln(exr)	Ln(m2)	Ln(open)	Ln(dfp)	$[Ln(oilp)]^+$	$[Ln(oilp)]^-$
کشورهای صادرکننده نفت	-۰/۰۹۲ (۰/۱۱۸)	۰/۴۵۵ (۰/۰۰۰)	۰/۶۸۱ (۰/۰۰۴)	-۰/۱۸۸ (۰/۰۲۸)	-۰/۰۸۲ (۰/۱۰۱)	۰/۲۴۵ (۰/۰۲۲)	-۰/۰۴۱ (۰/۰۸۱)
کشورهای واردکننده نفت	-۰/۰۳۵ (۰/۰۶۶)	۰/۵۵۱ (۰/۰۰۰)	۰/۳۸۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۰۸ (۰/۰۴۴)	-۰/۱۲۱ (۰/۰۱۵)	۰/۱۸۱ (۰/۰۰۱)	-۰/۱۲۲ (۰/۰۴۸)
ب. ضرایب کوتاه‌مدت برآوردی							
متغیر	Ln(y)Δ	Ln(exr)Δ	Ln(m2)Δ	Ln(open)Δ	Ln(dfp)Δ	$\Delta[Ln(oilp)]^+$	$\Delta[Ln(oilp)]^-$
کشورهای صادرکننده نفت	-۰/۰۵۵ (۰/۰۹۹)	۰/۱۸۳ (۰/۰۰۰)	۰/۲۵۸ (۰/۰۱۴)	-۰/۰۸۲ (۰/۰۲۵)	-۰/۰۳۸ (۰/۱۱۵)	۰/۱۰۴ (۰/۰۵۱)	-۰/۰۱۸ (۰/۱۰۸)
کشورهای واردکننده نفت	-۰/۰۱۸ (۰/۰۸۲)	۰/۲۸۹ (۰/۰۰۰)	۰/۱۶۵ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۵۵ (۰/۰۴۸)	-۰/۰۶۱ (۰/۰۵۸)	۰/۰۸۸ (۰/۰۴۶)	-۰/۰۶۸ (۰/۰۸۸)
ج. نتایج تکمیلی برآورد							
مقدار ضریب برآوردی جمله تصحیح خطا			مقدار آماره آزمون هاسمن				
-۰/۴۲۱ (۰/۰۰۰)			۰/۰۰۸ (۰/۹۱۵)		کشورهای صادرکننده نفت		
-۰/۵۲۵ (۰/۰۰۰)			۰/۱۴۵ (۰/۶۸۲)		کشورهای واردکننده نفت		

مأخذ: محاسبات تحقیق (اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده ارزش احتمال می‌باشند).

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از قسمت الف جدول (۴):

تأثیر بلندمدت تکانه‌های مثبت قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی در هر دو گروه از

کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، مثبت است. به گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در قیمت حقیقی نفت خام، در بلندمدت شاخص قیمت مواد غذایی در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، به‌ترتیب حدود ۰/۲۵ و ۰/۱۸ درصد افزایش خواهد یافت. همان‌طور که پیش از آن گفته شد، شوک‌های مثبت قیمت نفت به‌طور مستقیم از طریق تأثیر بر روی قیمت‌های انرژی به کار رفته در فرآیند تولید محصولات کشاورزی و نیز افزایش هزینه حمل و نقل ناشی از افزایش قیمت سوخت (که باعث بالارفتن قیمت تمام‌شده این محصولات می‌شود)، قیمت مواد غذایی را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، با افزایش قیمت نفت، کشورهای تولیدکننده مواد غذایی، با کاهش عرضه محصولات خود به بازار جهانی، با هدف تولید سوخت، به طور غیرمستقیم باعث افزایش قیمت جهانی مواد غذایی می‌شوند؛ که این افزایش قیمت، از بازارهای جهانی به بازار داخلی سایر کشورها نیز انتقال می‌یابد. موضوعی که بر مبنای قانون قیمت واحد[1] در مطالعات مختلف بررسی شده است. نتیجه به دست آمده مبنی بر تأثیر مثبت قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی، هم‌سویی نزدیکی با نتایج مطالعاتی نظیر: Yang et al. (2009)، Alghalith (2010)، Esmaeili & Shokoohi (2010) و Udoh & Egwaikhide (2012) دارد. نکته مهم در مورد ضریب بلندمدت برآوردشده تکانه‌های مثبت قیمت نفت آنست که این ضریب در کشورهای صادرکننده نفت نسبت به کشورهای واردکننده، بزرگ‌تر است (۰/۲۵ در مقابل ۰/۱۸). در توجیه نتیجه به دست آمده می‌توان گفت که افزایش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده آن، علاوه بر کانال‌های منفی که در بالا به آن اشاره شد، از طریق کانال‌های دیگر و به خصوص بیماری هلندی، باعث افزایش شدیدتر قیمت مواد غذایی در این کشورها خواهد شد. همان‌طور که Udoh & Egwaikhide (2012) بیان می‌کنند، افزایش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده آن، باعث بروز یک رونق کاذب در بخش نفت این کشورها و انتقال سرمایه و نیروی کار از سایر بخش‌های تولیدی (از جمله کشاورزی) به این بخش می‌شود؛ که این امر کاهش تولید و افزایش قیمت کالاهای تولیدی در سایر بخش‌ها از جمله محصولات کشاورزی را به دنبال خواهد داشت و واردات این کالاها از سایر کشورها را افزایش می‌دهد؛ که این امر نیز از آنجا که قیمت مواد

1- Law of One Price

غذایی در سایر کشورها با افزایش مواجه شده است، باعث افزایش قیمت کالاهای وارداتی و افزایش قیمت مواد غذایی در این کشورها می‌شود.

تأثیر بلندمدت تکانه‌های منفی قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی در هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، منفی است. به گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در قیمت حقیقی نفت خام، در بلندمدت شاخص قیمت مواد غذایی در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، به‌ترتیب حدود ۰/۰۴ و ۰/۱۲ درصد کاهش خواهد یافت. انتظار نیز بر آن بوده است که با کاهش قیمت نفت و بالتبع، تبدیل آثار منفی ناشی از افزایش قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی، به آثار مثبت، شاخص قیمت مواد غذایی کاهش یابد. نکته مهم در مورد ضریب بلندمدت برآوردشده تکانه های منفی قیمت نفت آنست که این ضریب از لحاظ مقدار، در کشورهای صادرکننده نفت، نسبت به کشورهای واردکننده، کوچک‌تر است (۰/۰۴ در مقابل ۰/۱۲). در توجیه نتیجه به دست آمده می‌توان گفت که کاهش قیمت نفت به دلیل وابستگی بالای بسیاری از کشورهای صادرکننده نفت به درآمدهای نفتی و بالتبع، ظهور برخی آثار منفی، باعث شود تا تکانه‌های منفی قیمت نفت، اثر کاهشی کم‌تری را بر شاخص قیمت مواد غذایی در کشورهای صادرکننده نفت نسبت به کشورهای واردکننده داشته باشد. از آن‌جا که بخش عمده منابع درآمدی در کشورهای نفتی، حاصل از فروش نفت است، همواره بخش بزرگی از بودجه عمومی این کشورها بر اساس درآمدهای نفتی، تأمین مالی خواهد شد. در زمان وقوع تکانه منفی نفتی، تنها می توان انتظار داشت که مقدار مشخصی از بودجه عمومی دولت بر اساس درآمدهای نفتی تأمین مالی شود و بقیه آن باید از طریق استقراض از بانک مرکزی، افزایش مالیات ها یا انتشار اوراق مشارکت تأمین مالی شود. با توجه به این‌که در بیش‌تر اقتصادهای نفتی، مالیات‌ها از انعطاف کافی برای پوشش کسری بودجه دولت برخوردار نیستند، از این‌رو، انتظار می رود استقراض از بانک مرکزی و انتشار اوراق مشارکت تنها راه تأمین مالی این کسری بودجه باشند. این امر سبب خواهد شد که در صورت سرایت و تداوم تکانه‌های منفی درآمدهای نفتی در دوره‌های بعدی، در کنار عدم توان دولت برای کاهش مخارجش، روند استقراض از بانک مرکزی یا مردم افزایش یابد که این امر در نهایت، به تداوم در افزایش پایه پولی و تورم در دوره های بعدی منجر خواهد شد. باید خاطرنشان کرد که شوک‌های منفی نفتی به‌دلیل ایجاد فضای نااطمینانی به تأخیر در سرمایه‌گذاری منجر خواهد شد. این امر نیز به کاهش عرضه محصول منجر می‌شود و رکود تورمی

را در پی خواهد داشت. هم‌چنین شوک‌های منفی نفتی از طریق کاهش درآمدهای نفتی نیز به کاهش ذخایر دلار کشور در مقابل پول داخلی می‌انجامد و کاهش ارزش پول ملی را به همراه خواهد داشت. به این ترتیب، خالص صادرات افزایش می یابد و با تحریک تقاضای کل به تورم می‌انجامد. مجموع عوامل فوق باعث افزایش تورم و بالتبع شاخص قیمت مواد غذایی (به عنوان جز، اصلی سبد کالایی مورد استفاده در محاسبه تورم) می‌شود. بر این اساس، برخی آثار منفی ناشی از کاهش قیمت نفت در راستای افزایش شاخص قیمت مواد غذایی بر آثار مثبت ناشی از کاهش قیمت نفت در راستای کاهش شاخص قیمت مواد غذایی غلبه کرده و باعث کاهش اثرگذاری تکانه‌های منفی قیمت نفت، در جهت کاهش شاخص قیمت مواد غذایی، در کشورهای صادرکننده نفت، شده است.

نتایج به‌دست‌آمده در بلندمدت نشان می‌دهد که اثر تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی، در هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، به‌ترتیب مثبت و منفی و اثر تکانه‌های مثبت آن، نسبت به تکانه‌های منفی، به دلیل وجود کانال‌های اثرگذار بیش‌تر بر شاخص قیمت مواد غذایی، در هر دو گروه از کشورهای مورد مطالعه، بزرگ‌تر است. این نتیجه به وضوح تأییدکننده آثار نامتقارن و غیرخطی تکانه‌های قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی، در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت است. نتیجه به دست آمده مبنی بر آثار نامتقارن تکانه‌های قیمتی نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی، هم‌سو با نتایج مطالعاتی نظیر: Ibrahim (2015) و Abdlaziz et al. (2016) می‌باشد.

در مورد ضرایب برآوردی بلندمدت سایر متغیرها در هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، می‌توان گفت که علامت آن‌ها مطابق انتظار، مبانی نظری و توضیحات ارائه‌شده در قسمت قبل است. بر این اساس، افزایش (کاهش) یک‌درصدی در درآمد سرانه و شاخص تولید مواد غذایی، در بلندمدت، شاخص قیمت مواد غذایی را به‌ترتیب حدود ۰/۰۹ و ۰/۰۸ در کشورهای صادرکننده نفت و حدود ۰/۰۴ و ۰/۱۲ در کشورهای واردکننده نفت، کاهش (افزایش) می‌دهد. سیاست‌های ارزی، پولی و تجاری در هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، در بلندمدت، به ترتیب مثبت، مثبت و منفی است. به گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در نرخ ارز، حجم نقدینگی و درجه بازبودن تجاری، در بلندمدت، شاخص قیمت مواد غذایی، به‌ترتیب حدود ۰/۴۶، ۰/۶۸ و ۰/۱۹- در کشورهای صادرکننده نفت و حدود ۰/۵۵،

۰/۳۹ و ۰/۱۱- در کشورهای واردکننده نفت، تغییر می‌کند. با توجه به این نتایج می‌توان گفت که در بلندمدت، در کشورهای صادرکننده نفت، متغیر حجم نقدینگی و در کشورهای واردکننده نفت، متغیر نرخ ارز بیش‌ترین اثرگذاری را بر شاخص قیمت مواد غذایی داشته‌اند.

قسمت ب جدول (۴)، ضرایب کوتاه‌مدت برآوردی مدل را در هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، نشان می‌دهد. بر این اساس، کلیه نتایج و تفاسیر به دست آمده در دورهٔ زمانی بلندمدت، برای دورهٔ زمانی کوتاه‌مدت نیز صادق و قابل ذکر است؛ تنها با این تفاوت که میزان اثرگذاری متغیرهای مؤثر بر شاخص قیمت مواد غذایی در دورهٔ زمانی کوتاه‌مدت، نسبت به دورهٔ زمانی بلندمدت، کم‌تر است. در این راستا، نکته مهم، ضریب برآوردی جمله تصحیح خطا می‌باشد که هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، منفی، معنادار (در سطح ۱ درصد) و مطابق علامت انتظاری است. مقدار این ضریب در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت به ترتیب برابر با مقادیری حدود ۰/۴۲- و ۰/۵۳- است؛ که نشان می‌دهد در هر سال ۰/۴۲ و ۰/۵۳ درصد از عدم تعادل یک دوره (یک سال) در شاخص قیمت مواد غذایی کشورهای مورد مطالعه، در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین تعدیل به‌سمت تعادل هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، با سرعت نسبتاً بالایی و بعد از حدود ۲/۵ سال در کشورهای صادرکننده نفت و بعد از حدود ۲ سال در کشورهای واردکننده نفت، صورت می‌گیرد.

۵. جمع‌بندی و پیشنهادات

این مطالعه به بررسی و مقایسه تطبیقی آثار نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی، در دو گروه از کشورهای منتخب صادرکننده و واردکننده نفت، با استفاده از داده‌های سالانهٔ دورهٔ زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ پرداخته است. به این منظور، نخست تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت به کمک روش Granger & Yoon (2002) استخراج شده‌اند. سپس به بررسی مانایی متغیرها پرداخته شده و وجود هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل در هر دو گروه از کشورهای مورد مطالعه، تأیید شده است. سپس به منظور به‌دست‌آوردن رابطه‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت، از رویکرد میانگین گروهی تلفیقی (PMG) غیرخطی استفاده شده است.

اهم نتایج به دست آمده به شرح زیر است:

- اثر تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت (هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت) بر شاخص قیمت مواد غذایی، در هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، به‌ترتیب مثبت و منفی و اثر تکانه‌های مثبت آن، نسبت به تکانه‌های منفی، بزرگ‌تر است (تأیید آثار نامتقارن تکانه‌های قیمتی نفت). هم‌چنین، افزایش قیمت نفت (تکانه‌های مثبت)، شاخص قیمت مواد غذایی را در کشورهای صادرکننده نفت، نسبت به کشورها واردکننده نفت، بیش‌تر افزایش می‌دهد. این درحالیست که کاهش قیمت نفت (تکانه‌های منفی)، شاخص قیمت مواد غذایی را در کشورهای صادرکننده نفت، نسبت به کشورها واردکننده نفت، کم‌تر کاهش می‌دهد. بر این اساس می‌توان گفت که آسیب‌پذیری کشورهای صادرکننده نفت نسبت به کشورهای واردکننده، در مواجهه با شوک‌های نفتی، از جهت شاخص قیمت مواد غذایی، بیش‌تر است. با توجه به این نتایج، پیشنهاد می‌شود که برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران در کشورهای صادرکننده نفت، در کوتاه‌مدت به منظور جلوگیری از کاهش دسترسی اقتصادی به مواد غذایی، از سیاست‌های حمایتی استفاده کنند و در بلندمدت نیز با تخصیص و هدایت بخشی از منابع نفتی برای سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی و به کارگیری فناوری نوین در بخش کشاورزی، زمینه را برای تولید پایدار و باثبات مواد غذایی در این کشورها فراهم کنند.

- اثر سیاست‌های ارزی، پولی و تجاری (هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت) بر شاخص قیمت مواد غذایی، در هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، به‌ترتیب مثبت، مثبت و منفی است. هم‌چنین میزان اثرگذاری سیاست‌های پولی در کشورهای صادرکننده نفت و سیاست‌های ارزی در کشورهای واردکننده نفت نسبت به سایر متغیرها بیش‌تر است. بر این اساس، کنترل حجم پول در کشورهای صادرکننده نفت و کنترل نرخ ارز در کشورهای واردکننده نفت، می‌تواند تأثیر بسزایی در کاهش قیمت مواد غذایی در این کشورها داشته باشد.

- درآمد سرانه و شاخص تولید مواد غذایی (هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت) بر شاخص قیمت مواد غذایی، در هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، اثر منفی داشته‌اند.

References

[1] Abdlaziz. R.A, Rahim K.A. & Adamu, P. (2016). "Oil and Food Prices Co-integration Nexus for Indonesia: A Non-linear Autoregressive Distributed Lag

Analysis". *International Journal of Energy Economics and Policy*, 6(1), 82-87.
[2] Akpan, E.O. (2009). "Oil Resource Management and Food Insecurity in Nigeria". *Paper Prepared for Presentation at the European Report on Development (ERD), Conference in Accra*, Ghana, 21st-23rd May.
[3] Alghalith, M. (2008). "Estimation and Econometric Tests under Price and Output Uncertainty". *Applied Stochastic Models in Business and Industry*, 23, 531–536.
[4] Alghalith, M. (2010). "The Interaction between Food Prices and Oil Prices". *Energy Economics*, 32, 1520-1522.
[5] Alom, F., Wind, B. & Hu, B. (2011). "Spillover Effects of World Oil Prices on Food Prices: Evidence for Asia and Pacific Countries". Conference, August 25-26, 2011, Nelson, New Zealand 115346, New Zealand Agricultural and Resource Economics Society, 1-28.
[6] Anashasy, E.A., Bradlley, M.D. & Joutz, F. (2005). "Evidence on the Role of Oil Prices in Venezuela's Economic Performance: 1950-2001". *Working Paper*, University of Washington.
[7] Avalos, F. (2014). "Do Oil Prices Drive Food Prices? The Tale of a Structural Break". *Journal of International Money and Finance*. 42, 253-271.
[8] Baffes, J. (2007). "Oil Spills on Other Commodities". *Resources Policy*, 32, 126-134.
[9] Bakht, M. & Wurzburg, K. (2013). "Co-integration of Oil and Commodity Prices: A Comprehensive Approach". *Working Paper*, 1-24.
[10] Bengake, C. & Eggoh, J.C. (2011). "The Feldstein-Horioka Puzzle in African Countries: A Panel Co-integration analysis". *Economic Modeling*, 28, 939–947.
[11] Blackburne, E.F. & Frank, M.W. (2007). "Estimation of Nonstationary Heterogeneous Panels". *The Stata Journal*, 7(2), 197–208.
[12] Chand, R. (2008). "Rising Global Food Prices: Implications for India". International Workshop: Agricultural Trade Liberalization and Domestic Market Reforms in Indian Agriculture.
[13] Chavas, J.P. & Holt, M. (1996). "Economic Behavior under Uncertainty: a Joint Analysis of Risk and Technology". *Review of Economics and Statistics*, 51, 329–335.
[14] Deaton, A. & Laroque, G. (1996). "Competitive Storage and Commodity Price Dynamics". *Journal of Political Economy*, 104, 896-923.
[15] Du, X., Yu, C.L. & Hayes, D.J. (2010). "Speculation and Volatility Spillover in the Crude Oil and Agricultural Commodity Markets: A Bayesian Analysis". *Energy Economics*, 33, 497-503.
[16] 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.
[17] Granger, C.W. & Yoon, G. (2002). "Hidden Co-integration". University of

California, *Working Paper*.
[18] Hanson, K., Robinson, S. & Schluter, G. (1993). "Sectorial Effects of a World Oil Price Shock: Economy Wide Linkage to the Agricultural Sector". *Journal of Agriculture and Resource Economics*, 18, 96-116.
[19] Headey, D. & Fan, S. (2008). "Anatomy of a Crisis: The Causes and Consequences of Surging Food Prices". *Agricultural Economics*, 39, 375-391.
[20] Ibrahim, M. H. (2015). "Oil and Food Prices in Malaysia: A Nonlinear ARDL Analysis". *Agricultural and Food Economics*, 3(2), 1-14.
[21] Im, K.S., Pesaran, M.H. & Shin, Y. (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels". *Journal of Econometrics*, No.115, 53-74.
[22] Jafari M. & Golkhandan, A. (2013). "An Analysis of the Short-Run and Long-Run Asymmetry Effects of Oil Price Shocks on Business Cycles in Iran: A Non-Liner Hidden Co-integration Approach". *Economic Development Research*, 3(12): 129-154.
[23] Javdan, E., Raheli, H. & Naghdi, R. (2015). "Analysis of Factors Affecting Food Price in Iran with Emphasis on Oil Shocks". Journal of Agricultural Economics Research, 7(26), 179-195.
[24] Kaltilioglu, M. & Soytas, U. (2009). "Price Transition between World Foods". *Agricultural Row Material and Oil Prices*, GBATA Conference Proceeding, 596-603.
[25] Kao, C. (1999). "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Co-integration in Panel Data". *Journal of Econometrics*, No.90, 1- 44.
[26] Kargbo, J.M. (2005). "Impact of Monetary and Macroeconomic Factor on Food Prices in West Africa". *Agrekon*, 44(2), 205-224.
[27] Levin, A., Lin, C. & Chu, C.J. (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties". *Journal of Econometrics*, No. 108, 1-24.
[28] Mehrara. M. (2008). "The Asymmetric Relationship between Oil Revenues and Economic Activities: The Case of Oil-Exporting Countries". *Journal of Energy Policy*, No. 36.
[29] Mowlaei, M., Golkhandan, A. & Golkhandan, D. (2014). "An Analysis of Asymmetry Effects of Oil Shocks on Economic Growth of the Oil-Exporting Countries: A Non-Liner Hidden Panel Co-integration". *Iranian Energy Economics Quarterly*, 3, 201-229.
[30] Nazlioglu, S. & Soytas. U. (2010). "World Oil Prices and Agricultural Commodity Prices: Evidence from Emerging Market". *Energy Economics*, 33, 488-496.
[31] Pedroni, P. (2004). "Panel Co-integration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis". *Econometric Theory,* No.3, 597-625.
[32] Pesaran, M.H. (2007). "A Simple Panel Unit Root Test in Presence of Cross Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics* 22, 265–312.
[33] Pesaran, H., Shin, Y. & Smith, R. (1999). "Pooled Mean Group Estimation and Dynamic Heterogeneous Panels". *Journal of the American Statistical*

Association, 94, 621–634.
[34] Ramos, S. B. & Veiga, H. (2013). "Oil Price Asymmetric Effects: Answering the Puzzle in International Stock Markets". *Energy Economics*, 38, 136-145.
[35] Samadi, A. H. & Behpoor, S. (2013). "The Effect of Oil Price Volatilities on Food Price Index in Iran". *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, No. 2, 89-106.
[36] Schorderet, Y. (2003). "Asymmetric Co-integration". University of Geneva.
[37] Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2011). "Modeling Asymmetric Co-integration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework". Mimeo.
[38] Simoes, C. N. (2011). "Education Composition and Growth: A Pooled Mean Group Analysis of OECD Countries". *Panoeconomicus*, 4, 455-471.
[39] 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, 235-246.
[40] Westerlund, J. (2007). "Testing for Error Correction in Panel Data". Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 69 (6), 709–748.
[41] Yang, H., Zhou, Y. & Liu, J. (2009). "Land and Water Requirements of Biofuel and Implications for Food Supply and Environment in China". *Energy Policy*, 37, 1876-1885.