شاخص قیمت محصولات کشاورزی، قیمت نفت و نرخ دلار: شواهدی از همجمعی پانلی

اسماعیل پیش‌بهار[1]، هاشم محمودی[2*]
۱- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز
*۲- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز
hashemmahmodi@gmail.com

چکیده

این مطالعه به بررسی رابطه بین شش شاخص عمده قیمت محصولات کشاورزی از سوی فائو، قیمت جهانی نفت و نرخ دلار آمریکا با استفاده از داده‌های ماهانه از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۳ می‌پردازد. برای این منظور، از آزمون‌های وابستگی مقطعی (CD) پسران و ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته به صورت مقطعی (CADF) و آزمون هم انباشتگی پانلی وسترلوند و اجرتون استفاده شده است. برای تخمین ضرایب بلند مدت نیز از روش حداقل مربعات کاملا اصلاح شده (FMOLS) بهره گرفته شده است. علاوه بر وجود رابطه هم انباشتگی بین شاخص‌های قیمت محصولات کشاورزی، قیمت نفت و نرخ دلار نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در بلند مدت قیمت نفت تاثیر مثبت معناداری بر شاخص قیمت محصولات کشاورزی دارد. همچنین تاثیر مثبت و معنادار کاهش ارزش دلار بر شاخص قیمت محصولات کشاورزی تایید می‌شود.

کلمات کلیدی: آزمون‌های وابستگی مقطعی، شاخص قیمت محصولات کشاورزی، قیمت نفت، نرخ دلار، همجمعی پانلی وسترلاند و اجرتون .

مقدمه

مشاهده نحوه‌ی حرکت قیمت نفت و قیمت محصولات کشاورزی در طی سال‌های اخیر نشان می‌دهد که روند افزایش قیمت این دو متغیر مسیر مشترکی را طی می‌کنند. آنچنان که انتظار می‌رود روند افزایش قیمت محصولات کشاورزی طی سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۰۸ در ارتباط با افزایش قیمت نفت باشد. هماهنگی حرکت قیمت نفت و قیمت محصولات کشاورزی باعث شده است که تحقیقاتی در رابطه با مکانیسم انتقال قیمت میان قیمت انرژی و قیمت مواد غذایی انجام شود. نخستین ارتباط بین این دو متغیر بر پایه اثرات مستقیم از قیمت نفت به سمت قیمت محصولات کشاورزی می‌باشد. استدلال این ارتباط این گونه است که افزایش قیمت نفت افزایش هزینه‌های تولید محصولات کشاورزی را به دنبال دارد. این افزایش هزینه‌های تولیدی باعث افزایش قیمت محصولات کشاورزی می‌شود. ارتباط دوم این دو متغیر به اثر غیر مستقیم قیمت نفت بر قیمت محصولات کشاورزی از طریق نرخ ارز می‌باشد. ابوت و همکاران[1] (۲۰۰۸) معتقدند که افزایش قیمت نفت منجر به افزایش کسری حساب جاری از طریق افزایش نرخ ارز می‌شود. این افزایش نرخ ارز باعث تغییر قیمت محصولات کشاورزی می‌شود. علاوه بر موارد فوق عواملی چون: تغییرات آب و هوایی، شک‌های انرژی، افزایش نقدینگی جهانی و تضعیف نرخ دلار بر قیمت مواد غذایی موثر می‌باشند.

هدف از مطالعه حاضر بررسی نحوه اثرگذاری قیمت جهانی نفت و نرخ دلار آمریکا بر شش شاخص عمده قیمت محصولات کشاورزی از سوی فائو می‌باشد. به منظور شناسایی رابطه‌ی بین متغیرهای مورد نظر از روش هم انباشتگی پانل مبتنی بر مشاهدات ماهانه طی سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۳ بهره گرفته شده است. بر خلاف مطالعات قبلی در ارتباط با رابطه‌ی قیمت نفت با قیمت کالاهای کشاورزی که بر مجموعه کوچکی از گروه کالاهای کشاورزی مثل گروه غلات یا گروه دانه‌های روغنی متمرکز شده‌اند، این مطالعه تمام گروه کالاهای کشاورزی را در غالب شش شاخص عمده قیمتی بررسی می‌کند. زیرا بازار محصولات کشاورزی به شدت یکپارچه بوده و شوک قیمتی در یک بازار به سایر بازارها نیز منتقل می‌شود. همچنین بر خلاف مطالعات قبلی که بیشتر از داده-های سری زمانی استفاده کرده‌اند در این مطالعه جهت افزایش قدرت تجزیه و تحلیل داده‌ها از روش داده‌های پانلی[2] استفاده شده است. لذا انتظار می‌رود نتایج تجربی حاصل از این مطالعه شواهد روشنی را در زمینه اثرات بلندمدت قیمت نفت و نرخ دلار آمریکا بر قیمت محصولات کشاورزی نشان دهد.

پیشینه تحقیق

افزایش شدید قیمت کالاهای کشاورزی در سال‌های اخیر باعث بررسی عوامل زمینه ساز این افزایش قیمت شده است. در این راستا توضیحات مختلف مطرح شده در این زمینه را می‌توان در دو گروه عوامل طرف تقاضا و عوامل طرف عرضه تقسیم بندی نمود. عوامل طرف تقاضا در واقع نیروهای محرک اصلی افزایش قیمت

[1] . Abbot et al
[2] . Panel Data

محصولات کشاورزی می‌باشند. افزایش تقاضای جهانی برای کالاهای کشاورزی بر اثر افزایش جمعیت، نرخ رشد سریع اقتصادی، تضعیف دلار و حدس و گمان‌های ناشی از افزایش فعالیت‌های بازارهای آتی از مهمترین عوامل موثر طرف تقاضا می‌باشند که باعث افزایش قیمت محصولات کشاورزی می‌شوند. عوامل طرف عرضه نیز به دنبال توضیح دلایل افزایش قیمت محصولات کشاورزی می‌باشند. در این میان، رشد کند در تولید محصولات کشاورزی، افزایش قیمت نفت خام و خشکسالی از مهمترین عوامل طرف عرضه می‌باشند.

قیمت نفت و تقاضا برای سوخت‌های زیستی و اهمیت حفظ آنها از عوامل موثر در قیمت کالاهای کشاورزی می‌باشد (OECD[1], 2008). از دیگر مطالعات صورت گرفته در زمینه ارتباط بین قیمت نفت و محصولات کشاورزی در جهت تولید رو به افزایش سوخت‌های زیستی می‌توان به مطالعات گیلبرت[2] (۲۰۱۰)، میچل[3] (۲۰۰۸)، روزگرانت و همکاران[4] (۲۰۰۸) و ژانگ و همکاران[5] (۲۰۱۰) اشاره کرد. یو و همکاران[6] (۲۰۰۶) و کالتالیاگلو و سویتاس[7] (۲۰۰۹) در مطالعات خود ارتباط معناداری بین اثرات قیمت نفت بر روی روغن خوراکی (روغن آفتابگردان، روغن زیتون و غیره) پیدا نکردند. ژانگ و رید[8] (۲۰۰۸) نیز استدلال می‌کنند که شک‌های قیمت نفت تاثیری بر قیمت ذرت، کنجاله سویا و قیمت گوشت خوک در چین ندارد. نتایج مشابه توسط نازلیوگلو و سویتاس[9] (۲۰۱۱) برای کشور ترکیه نیز اثبات می‌شود. کمپیچ و همکاران[10] (۲۰۰۷) در تحقیقی به این نتیجه می‌رسند که هیچ رابطه‌ی هم انباشتگی بین قیمت نفت و ذرت، سورگوم، شکر، سویا، روغن سویا و روغن نخل وجود ندارد. میوتاک و همکاران[11] (۲۰۱۰) به شواهدی از وجود یک اثر ضعیف از قیمت نفت به قیمت پنبه در آمریکا دست پیدا می‌کنند. از سوی دیگر بفس[12] (۲۰۰۷) در مطالعه‌ی خود شواهدی قوی از تاثیر تغییرات قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی پیدا می‌کند. اگر چه تاثیر قیمت انرژی بر قیمت محصولات کشاورزی بر کسی پوشیده نیست اما در ادبیات تجربی اتفاق نظری در این زمینه وجود ندارد. در بررسی تاثیر قیمت نفت بر قیمت کالاهای کشاورزی، نقش اثرات نرخ ارز را نمی‌توان نادیده گرفت. از آنجا که دلار آمریکا مهمترین ارز رایج در تجارت کالا در سراسر جهان می‌باشد، لذا تغییرات ارزش دلار آمریکا در مقابل سایر ارزهای رایج (یورو) از عوامل مهم و تاثیرگذار بر قیمت کالاها می‌باشد. هری و همکاران[13] (۲۰۰۹) با ترکیب نرخ ارزهای مختلف قادر به شناسایی یک رابطه‌ی تعادلی بلند مدت بین قیمت نفت و تمام قیمت محصولات مشاورزی به جزء گندم شدند. کوان و کو[14] (۲۰۰۹) افزایش قیمت در بازار مواد غذایی ایالات متحده بین سال-

---

[1]. Organization for Economic Co-Operation Development
[2]. Gilbert
[3]. Mitchell
[4]. Rosegrant et al
[5] Zhang et al
[6]. Yu et al
[7] Kaltaliogla & Soytas
[8]. Zhanh & Reed
[9]. Nazlioglu & Soytas
[10]. Campiche et al
[11]. Mutuc et al
[12]. Baffes
[13]. Harri et al
[14]. Kwon & Koo

های ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۸ را از طریق قیمت انرژی و نوسانات نرخ ارز توضیح دادند. بائک و کو[1] (۲۰۱۰) تغییرات نرخ ارز را عامل اصلی تغییرات قیمت مواد غذایی در ایالات متحده معرفی کردند. گوهین و چانترت[2] (۲۰۱۰) در مطالعه‌ی خود اشاره می‌کنند که یک رابطه‌ی منفی میان قیمت نفت و قیمت مواد غذایی زمانی که درآمد واقعی در نظر گرفته می‌شود وجود دارد. به نظر می‌رسد اکثر مطالعات بر تاثیر تضعیف دلار بر افزایش قیمت مواد غذایی تاکید می‌کنند. فن براون و تورو[3] (۲۰۰۹) تاکید می‌کنند که افزایش قیمت محصولات کشاورزی در نتیجه‌ی مجموعه‌ای از عوامل مرتبط با یکدیگر می‌باشد. با این حال، افزایش قیمت کالاهای کشاورزی را می‌توان به تغییرات جهانی در تولید و مصرف کالاهای مهم، تضعیف دلار و قیمت انرژی منسوب کرد (ابوت و همکاران، ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹).

روش تحقیق

بر پایه مطالب فوق قیمت محصولات کشاورزی بوسیله‌ی تابعی از قیمت‌های نفت و نرخ دلار آمریکا در مقابل یورو تعریف می‌شود. مدل ضمنی یک مدل لگاریتمی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$lp_{it} = a_{0i} + a_{1i} lo_t + a_{2i} lu_t + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

که در رابطه‌ی (۱) lp_i: شاخص قیمت محصولات کشاورزی مستخرج از سایت فائو و متشکل از شاخص قیمت غذا، شاخص قیمت گوشت، شاخص قیمت لبنیات، شاخص قیمت غلات، شاخص قیمت گیاهان روغنی و شاخص قیمت گیاهان قندی می‌باشد. lo: داده‌های قیمت نفت مربوط به قیمت نفت خام تک محموله‌ای معامله شده در بازار نایمکس (WTI) می‌باشد. داده‌های قیمت نفت از سایت اطلاعات انرژی آمریکا اخذ شده است. lu: داده‌های نرخ دلار آمریکا در مقابل یورو می‌باشد که از سایت[4] IFS گرفته شده است

جهت برآورد رابطه (۱) از الگوی داده‌های پانلی استفاده می‌شود. در داده‌های پانلی متغیرها هم در میان مقاطع جامعه آماری و هم در طول زمان اندازه‌گیری می‌شوند. در اقتصادسنجی داده‌های پانلی در حالت کلی فرض بر این است که داده‌های مورد استفاده استقلال مقطعی[5] دارند. از این رو آزمون‌های ریشه واحد[6] متداول پانلی از قبیل مادلا و وو[7] (۱۹۹۹)، بریتونگ[8] (۲۰۰۰)، هادری[9] (۲۰۰۰)، چوی[10] (۲۰۰۱)، لوین لین چو[11] (۲۰۰۲) و ایم پسران شین[12] (۲۰۰۳) بر استقلال مقطعی داده‌ها استوار است. این پیش فرض همانند سایر فروض می‌تواند برقرار

[1] . Baek & Koo
[2] . Gohin & Chantret
[3] . Von Braun & Torero
[4] . International Foundation of Science
[5] . Cross_ Sectional Independence
[6] . Unit Root Test
[7] . Maddala & Wu (MW)
[8] . Breitung
[9] . Hadri
[10] . Choi
[11] . Levin, Lin & Chu (LLC)
[12] . Im, Pesaran & shin (IPS)

نباشد، لذا تشخیص وابستگی یا استقلال مقاطع از اهمیت ویژه‌ای جهت انجام آزمون‌های ریشه واحد و هم انباشتگی [1] در داده‌های پانلی برخوردار است. آزمون‌های متعددی برای این منظور در متون پیشنهاد شده است. آزمون‌های فریدمن [2]، بریوش پاگان [3] (۱۹۸۰)، آزمون فریز [4] و آزمون CD پسران [5] (۲۰۰۴) برخی از این آزمون‌ها آزمون‌ها هستند.

پسران (۲۰۰۴) آزمونی برای تشخیص وابستگی یا استقلال مقطعی برای پانل‌های متوازن و نامتوازن ارائه کرد. فرضیه‌های صفر و رقیب این آزمون به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0: P_{ij}=P_{ji}=E(u_{it}v_{it})=0 \text{ For all } i\neq j$$
$$H_1: P_{ij}=p_{ji}=E(u_{it}v_{it})\neq 0 \text{ For some } i\neq j \qquad (۲)$$

برای پانل‌های متوازن آماره آزمون CD به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD=\sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\widehat{p_{ij}}\right) \qquad (۳)$$

که در آن، $\widehat{p_{ij}}$ ضرایب همبستگی جفت جفت پیرسون از جملات پسماندها می‌باشد. هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد در این صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد. هرگاه وابستگی مقطعی در داده‌های پانل تایید گردد، استفاده از روش-های مرسوم ریشه واحد پانلی که ذکر شد، احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده است که آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته به صورت مقطعی (CADF [6]) از آن جمله است.

پسران (۲۰۰۴) وابستگی مقطعی را ناشی از یک عامل مشترک میان واحدهای مقطعی می‌داند. آزمون CADF بر اساس تخمین رگرسیون تعدیل یافته زیر برای پانل‌های متوازن (از نظر سری زمانی) می‌باشد:

$$\Delta y_{it}=a_i+b_i y_{i,t-1}+c_i\bar{y}_{t-1}+\sum_{j=0}^{p}d_{ij}\overline{\Delta y}_{t-j}+\sum_{j=0}^{p}\delta_{ij}\overline{\Delta y}_{i,t-j}+\varepsilon_{it} \qquad (۴)$$

[1]. Cointegration
[2]. Fridman
[3]. Brcush & Pagan
[4]. Frees
[5]. Pesarans Cross-Section Test
[6]. Cross_ Section Argumen Dickey Fuller

که $\bar{y}_t$ میانگین مقاطع متغیر y_{it} می‌باشد و به نوعی اثرات مشترک غیر قابل مشاهده را در مدل وارد می‌کند. آزمون میانگین فردی برای همه‌ی واحدهای مقطعی در یک پانل ناهمگن[1]، بوسیله آماره t آزمون CADF تعریف می‌شود. این آماره بوسیله نسبت t حاصل از ضریب b_i در الگوی (۴) حاصل می‌شود. مقدار آماره t با مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پسران (۲۰۰۴) مقایسه می‌شود. در صورت بزرگتر بودن این آماره از مقادیر بحرانی، فرضیه صفر (نامانا بودن) متغیر رد و مانایی متغیر مورد پذیرش قرار خواهد گرفت.

در صورت تایید وابستگی مقطعی استفاده از روش‌های مرسوم هم انباشتگی پانلی مانند پدرونی[2] و کائو[3] احتمال وقوع نتایج هم انباشتگی کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل نیز آزمون‌های هم انباشتگی پانلی متعددی پیشنهاد شده است که روش پیشنهادی وسترلوند و اجرتون[4] (۲۰۰۸) از آن جمله است (صمدی، ۱۳۹۱) .

مفهوم هم انباشتگی وجود یک رابطه بلند مدت میان متغیرهای اقتصادی را معرفی می‌کند. اگر متغیرها هم انباشته باشند آنها در طول زمان با هم حرکت می‌کنند به گونه‌ای که اختلالات کوتاه مدت در بلند مدت تصحیح می-شود (محمود و فاطیما[5]، ۲۰۰۷). آزمون همجمعی وسترلوند و اجرتون (۲۰۰۸) یکی از آزمون‌هایی است که در صورت وجود وابستگی مقطعی، یک شکست ساختاری نامشخص در عرض از مبدا و شیب رگرسیون هم انباشتگی و همچنین جملات خطای دارای همبستگی پیاپی و ناهمسانی واریانس‌ها نتایج معتبری به دست می‌دهد. فرضیه صفر این آزمون، نبود رابطه هم انباشتگی است و فرضیه‌های H_0 و H_1 بوسیله آماره LM مورد آزمون قرار می‌گیرند. آماره Z برای بررسی فرضیه‌های H_0 و H_1 به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$Z_j(N)=N^{1/2}(LM_j(N)-E(B_j))$$
$$Z_j(N)\rightarrow N(0,Var(B_i)) \qquad (۵)$$

آماره Z دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت است. آماره Z به دست آمده را با مقادیر بحرانی چهار آماره (Ga، Gt، Pa و Pt) که توسط وسترلوند و اجرتون محاسبه شده است، مقایسه می‌شود. اگر آماره Z محاسبه شده از مقدار بحرانی آن بیشتر باشد، فرضیه صفر رد می‌شود و متغیرها هم انباشته خواهند بود (وسترلوند و اجرتون، ۲۰۰۸). انتظار می‌رود تاثیر قیمت نفت بر قیمت محصولات کشاورزی مثبت باشد زیرا قیمت نفت یک عامل مهم در هزینه تولید کالاهای کشاورزی می‌باشد. بنابراین یک افزایش در قیمت نفت ممکن است باعث افزایش قیمت کالاهای کشاورزی شود. قیمت محصولات کشاورزی در بازارهای جهانی با ارزش دلار آمریکا سنجیده می‌شوند. بنابراین تضعیف دلار در مقابل سایر ارزها ممکن است باعث افزایش قیمت محصولات

[1] . Heterogeneous Panel
[2] . Pedroni
[3] . Kao
[4] . Westerlond & Edgerton
[5] . Mahmoud & Fatima

کشاورزی از طریق افزایش قدرت خرید و افزایش تقاضای خارجی شود. لذا انتظار می‌رود که تاثیر نرخ دلار آمریکا بر قیمت محصولات کشاورزی در رابطه‌ی (۱) منفی باشد.

نتایج و بحث

قبل از برآورد رابطه‌ی (۱) به منظور جلوگیری از دستیابی به رگرسیون کاذب، می‌بایست آزمون‌های ریشه واحد متداول در داده‌های پانلی را انجام داد. بدین منظور از آزمون ایم، پسران و شین (۲۰۰۳) و آزمون فیشر که توسط مادلا و وو (۱۹۹۹) پیش‌نهاد شده است، استفاده شد. نتایج حاصل از انجام این دو آزمون در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول ۱– آزمون ریشه واحد پانلی IPS و MW

متغیر		آزمون MW	آزمون IPS
		Fisher-ADF	W[t-bar]
Lp	سطح	۴,۹۸	۱,۰۹
	تفاضل	۲۴۳,۴۳***	-۸,۵۳***
lo	سطح	۱۲,۷۹	-۱,۳
	تفاضل	۲۹۰,۲۶***	-۸,۶***
lu	سطح	۵,۸۴	-۰,۹۹
	تفاضل	۳۹۶,۲۲***	-۹,۶***

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

نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که داده‌های مورد نظر در سطح ایستا نبوده اما با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. با این حال، آزمون‌های ریشه واحد فوق بر فرض اینکه سری‌های زمانی منفرد به صورت مستقل توزیع شده‌اند استوار است. برای آزمون استقلال مقاطع آزمون‌های فریدمن ، بریوش پاگان ، فریز و پسران پیشنهاد شده است. بدین منظور ابتدا مدل مورد نظر (۱) به روش اثرات ثابت[1] برآورد شد. سپس آزمون استقلال مقاطع انجام شد که نتایج آزمون‌ها در جدول (۲) آورده شده است.

جدول ۲– آزمون استقلال مقاطع

Friedman test		B-P LM test		Frees test				Pesaran test	
Stat	P-val	Stat	P-val	Stat	CV1%	CV5%	CV10%	Stat	P-val
540***	0.00	643***	0.00	1.36***	0.11	0.14	0.21	۲۲,۱۵***	۰,۰۰

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

مدل را می‌توان به روش اثرات تصادفی نیز برآورد نمود

[1] . Fixed Effect .

با توجه به نتایج جدول (۲) آزمون‌های مورد نظر قویا فرضیه صفر را مبنی بر استقلال مقاطع رد می‌کنند. با توجه به اثبات وجود وابستگی مقطعی از آزمون CADF پسران برای تایید نتایج آزمون‌های ریشه واحد ایم، پسران و شین و آزمون مادلا و وو استفاده شد. نتایج این آزمون در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول ۳– آزمون ریشه واحد CADF با فرض وابستگی مقاطع

متغیر	وقفه	آماره آزمون CADF	
		t-bar	Z[t-bar]
lp	۱	-۲,۹۴	-۱,۷۳
lo	۱	۲,۶	۱۱,۹۷
lu	۱	۲,۶	۱۱,۹۷

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

نتایج آزمون CADF برای تمام متغیرها نشان‌دهنده نامانایی متغیرهاست. بنابراین می‌توان از آزمون‌های هم انباشتگی پانلی استفاده کرد. با توجه به وابستگی مقاطع از آزمون هم انباشتگی پانلی وسترلوند و اجرتون (۲۰۰۸) استفاده شده است. نتایج آین آزمون در جدول (۴) آورده شده است. در این جدول (Ga، Gt، Pa و Pt) آماره‌های آزمون هم انباشتگی پانلی هستند که توسط وسترلوند و اجرتون محاسبه شده و دارای توزیع نرمال می‌باشند.

جدول ۴– آزمون همجمعی پانلی وسترلوند و اجرتون بین متغیرها

	آماره Gt	آماره Ga	آماره Pt	آماره Pa
lp-lo-lu	-۳,۲۷۷***	-۱۲,۴۳*	-۸,۲۴***	-۱۳,۴***

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

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی بین متغیرها رد شده است. لذا می‌توان پذیرفت که بین متغیرها رابطه بلند مدت وجود دارد. آزمون هم انباشتگی وسترلوند و اجرتون (۲۰۰۸) تنها وجود رابطه بلند مدت را نشان می‌دهند. اما برای نشان دادن نحوه اثرگذاری قیمت نفت و نرخ دلار بر قیمت محصولات کشاورزی می‌بایست ضرایب بلند مدت را محاسبه نمود. یکی از روش‌های مهم و متداول جهت برآورد رابطه بلند مدت بین متغیرها در داده‌های پانلی روش حداقل مربعات کاملا اصلاح شده (FMOLS[1]) می‌باشد. نتایج تخمین ضرایب الگوی (۱) با استفاده از روش FMOLS در جدول (۶) بیان شده است.

[1] . Fully Modified Ordinary Least Squares

جدول (۶): نتایج تخمین ضرایب بلند مدت با روش FMOLS

متغیر	ضرایب
lo	0.54***
lu	-۰,۴۶***

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

نتایج حاصل از تخمین رابطه بلند مدت نشان می‌دهد که متغیرهای قیمت نفت و نرخ دلار آمریکا تاثیر معناداری بر شاخص قیمت محصولات کشاورزی دارند. همچنین ضرایب برآوردی متغیرهای لحاظ شده در رابطه‌ی (۱) موید آن است که قیمت نفت تاثیر مثبت و نرخ دلار آمریکا تاثیر منفی بر شاخص قیمت محصولات کشاورزی دارند.

بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه احتمال وجود رابطه‌ی رابطه‌ی بلند مدت بین قیمت جهانی نفت، شش شاخص عمده قیمت محصولات کشاورزی و نرخ دلار آمریکا آزمون شد. بدین منظور از روش‌های همجمعی پانلی تعدیل یافته بر پایه وجود وابستگی مقاطع وسترلاند و اجرتون (۲۰۰۸) برای داده‌های ماهانه ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۳ استفاده شد. نتایج تجربی مطالعه تاثیر مثبت و معنادار قیمت نفت بر قیمت محصولات کشاورزی را نشان می‌دهند. بر خلاف یافته-های برخی از مطالعات بررسی شده در پیشینه پژوهشی که عدم تاثیر قیمت محصولات کشاورزی نسبت به قیمت نفت را گزارش کردند، یافته‌های این پژوهش فرایند تاثیر قیمت نفت بر قیمت محصولات کشاورزی را تایید می-کند. همچنین تاثیر مثبت تضعیف نرخ دلار آمریکا در مقابل ارزهای رایج بر قیمت محصولات کشاورزی تایید می‌شود. نتایج مطالعه بفس و هانیوتیس[1] (۲۰۱۰) ارتباط بین انرژی و قیمت محصولات کشاورزی را ناشی وجود نوسان در این بازارها می‌داند. لذا سیاست تثبیت قیمت‌ها به عنوان یک سیاست هدف می‌بایست در نظر گرفته شود. مرور اجمالی بر مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که قیمت مکانی محصولات کشاورزی نسبت به تغییرات قیمت نفت خنثی می‌باشد. اما قیمت‌های نفت به عنوان یک عامل تاثیرگذرا در بازارهای جهانی مطرح می‌باشد. آنچنان که سویتاس و همکاران (۲۰۰۹) بیان می‌کنند قیمت‌های مکانی کشاورزی بیشتر تحت تاثیر سیاست‌های تثبیت قیمت‌ها می‌باشند. با وجود این، عدم تاثیرپذیری قیمت مکانی کالاهای کشاورزی از قیمت نفت در گذشته تضمینی برای ادامه این روند نمی‌باشد. تجارب جدید نشان می‌دهد که افزایش در تجارت بین‌المللی محصولات کشاورزی و ادامه فرایند آزادسازی اقتصادی باعث می‌شود که بازارهای مکانی کشاورزی بیش از پیش به نوسان قیمت‌های بین‌المللی حساس باشند. یافته‌های این مطالعه وجود یک مکانیسم انتقال اطلاعات از قیمت جهانی نفت

1. Baffes & Haniotis

به قیمت‌های جهانی کالاهای کشاورزی را تایید می‌کند. لذا یک افزایش در قیمت‌های نفت، قیمت‌های مکانی محصولات کشاورزی را که به صورت بازارهای یکپارچه جهانی می‌باشند، افزایش خواهد داد. بنابراین سیاست-گزاران می‌بایست اثرات قیمت نفت روی قیمت مکانی در سیاست‌های تثبیت و حمایتی قیمت کشاورزی مدنظر داشته باشند. در این صورت هزینه این چنین سیاست‌ها بیشتر وابسته به انرژی بین‌المللی و توسعه بازارهای کشاورزی می‌باشند.

منابع

۱- صمدی، ع (۱۳۹۱). «پیشرفت‌های اخیر در آزمون‌های همجمعی پانلی» اولین همایش بین‌المللی اقتصاد سنجی روش‌ها و کاربردها.

2- Abbott, P.C., Hurt, C., Tyner, W.E., (2008). «What's driving food prices?» Farm Foundation Issue Report, July 2008.

3- Abbott, P.C., Hurt, C., Tyner, W.E., (2009). «What's driving food prices?» March 2009 update. Farm Foundation Issue Report, March 2009.

4- Baek, J., Koo, W.W., (2010). «Analyzing factors affecting U.S. food price inflation» Can. J. Agric. Econ. (58), 303–320.

5- Baffes, J., (2007). «Oil spills on other commodities» Resour. Policy(32), 126–134.

6- Breitung, J. (2000). «The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data. In Advances in Econometrics» 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, ed. B. H. Baltagi, 161-178. Amsterdam: JAI Press.

7- Breusch, T.S. and Pagan, A.R., (1980), «A Simple Test for Hetrocoscedasticity and Random Coefficient Variation». Econometrica, Econometrica: Journal of the Econometric Society, (47), 1287-1294.

8- Campiche, J.L., Bryant, H.L., Richardson, J.W., Outlaw, J.L., (2007). «Examining the evolvingcorrespondence between petroleum prices and agricultural commodity prices» The American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Portland, OR, July 29-August 1, 2007.

9- Choi, I., (2001), «Unit Root Tests for Panel Data», Journal of International Money and Banking(20), 249-272.

10- Engle, R. F. and Granger, C. W (۱۹۸۷) .« Co-integeration and error correction : representation, estimation, and testing», Econometrica, (۵۵), ۲۵۱-۲۷۶.

11- Gilbert, C.L.,(2010). «How to understand high food prices» J. Agric. Econ. (61), 398–425.

12- Gohin, A., Chantret, F., (2010). «The long-run impact of energy prices on world agricultural markets: the role of macro-economic linkages» Energy Policy(38), 333–339.

13- Hadri, K. (2000), «Testing for Stationary in Heterogeneous Panel Data», Journal of Econometrics,(3), 148-161

14- Harri, A., Nalley, L., Hudson, D., (2009). «The relationship between oil, exchange rates, and commodity prices» J. Agric. Appl. Econ. (41), 501–510.

15- Im, K.S., M.H. Pesaran & Y. Shin. (2003). «Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels» Journal of Econometrics, (115), 53-74.

16- Kaltalioglu, M., Soytas, U., (2009). «Price transmission between world food, agricultural raw material, and oil prices» GBATA International Conference Proceedings 596–603.

17- Kwon, D., Koo, W.W., (2009). «Price transmission channels of energy and exchange rateon food sector: a disaggregated approach based on stage of process» The Agricultural & Applied Economics Association 2009 AAEA & ACCI Joint Annual Meeting, Milwaukee, Wisconsin, July 26–29, 2009.

18- Levin, A., C.F. Lin & C. Chu. (2002). «Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties» Journal of Econometrics, (108) 1-24.

19- Maddala, G.S. and Wu, Shaowen (1999), «A Comparative Study of Unit Root Tests With Panel Data and A New Simple Test», Oxford Bulletin of Economics and Statistics (61).

20- Mahmoud and Fatima (2007). «Foreign Direct Investment and Economic Growth in the GCC Countries: A Causality Investigation Using Heterogeneous Panel Analysis», [online], available at www.luc.edu/orgs/meea/volume9/PDFS/Al-Iriani%20-%20paper.doc, [Accessed: 05 February 2009].

21- Mitchell, D., (2008). «A Note on Rising Food Prices World Bank Policy Research Working Paper Series», (4682)Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=1233058.

22- Mutuc, M., Pan, S., Hudson, D., (2010). «Response of cotton to oil price shocks» The Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Orlando, FL, February 6–9, 2010.

23- Nazlioglu, S., Soytas, U., (2011). «World oil prices and agricultural commodity prices: evidence from an emerging market» Energy Econ. (33), 488–496.

24- OECD (Organization for Economic Co-Operation Development), (2008). «Rising food prices: causes, consequences and responses». OECD Policy Brief.

25- Pesaran, M. H. (2003). «A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence», Mimeo University of Southern California.
26- Pesaran, Shin and Smith (1998). «Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels», Journal of the American Statistical Association. (94),621-634.
27- Rosegrant, M.W., Zhu, T., Msangi, S., Sulser, T., (2008). «Global scenarios for biofuels: impacts and implications». Rev. Agric. Econ.(30), 495–505.
28- von Braun, J., Torero, M., (2009). «Implementing physical and virtual food reserves to protect the poor and prevent market failure» International Food Policy Research Institute, Policy Brief 10, Washington, D.C.
29- Westerlund, J. & D. Edgerton (2008), «A Simple Test for Co Integration in Dependent Panels with Structural Breaks», Oxford Bulletin of Economics and Statistics, (70), 665-705.
30- Yu, T.E., Bessler, D.A., Fuller, S., (2006). «Cointegration and causality analysis of world vegetable oil and crude oil prices » The American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Long Beach, California July 23–26, 2006.
31- Zhang, Q., Reed, M., (2008). «Examining the impact of the world crude oil price on China's agricultural commodity prices: the case of corn, soybean, and pork» The Southern Agricultural Economics Association Annual Meetings, Dallas, TX, February 2–5, 2008.
32- Zhang, Z., Lohr, L., Escalante, C., Wetzstein, M., (2010).« Food versus fuel: what do prices tell us?» Energy Policy (38), 445–4451.