DOI: 10.22034/IAES.2020.129892.1776

اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۴/شماره۱/صفحه های ۱۷۰-۱۴۵

انتقال قیمت حبوبات در استان فارس

مریم احسانی، محمد بخشوده[۱]

تاریخ دریافت:۱۳۹۹/۰۳/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰٤/۰۱

چکیده

چگونگی انتقال قیمت محصول‌های کشاورزی و تغییرات آن‌ها به عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های عملکرد بازار و از ابزارهای اصلی تخصیص منابع در اقتصاد به شمار می‌رود. ارزیابی چگونگی انتقال تغییرات قیمت بین سطح‌های مختلف بازار برای مدیریت تولید دارای اهمیت است و تحریف بازاریابی در سازوکار انتقال قیمت باعث می‌شود نظام بازار به درستی کار نکند و انتقال قیمت نامتقارن می‌تواند سیگنال‌های قیمت را مختل کرده و دولت را وادار به مداخله در توزیع دوباره منابع نماید. در این بررسی انتقال قیمت عمودی بین سطح‌های عمده‌فروشی و خرده‌فروشی حبوبات در استان فارس طی دوره ۱۳۷۸:۰۱ تا ۱۳۹۵:۱۲ ارزیابی شد. با توجه به ماهیت داده‌های مورد بررسی و رخداد شکست ساختاری در متغیرها از آزمون ریشه واحد HEGY و آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری استفاده شد. همچنین با توجه به اثرات سرریز در بازار محصول‌های جایگزین، قیمت خرده‌فروشی محصول‌های جایگزین نیز در الگوها لحاظ شد. برای بررسی الگوهای انتقال قیمت از روش تصحیح خطا با شکست ساختاری استفاده شد. نتایج نشان داد در کوتاه‌مدت برای نخود ریز و عدس درشت، انتقال قیمت نامتقارن و برای نخود درشت و عدس ریز متقارن است. در بلندمدت انتقال قیمت از سطح خرده‌فروشی به عمده‌فروشی برای نخود نامتقارن است اما از سطح عمده‌فروشی به خرده‌فروشی برای عدس نامتقارن است که می‌تواند ناشی از تداوم آثار منفی تحریم‌های اقتصادی، قابلیت بالای انبارداری حبوبات و همچنین وجود عامل‌های دیگر از جمله قدرت بازاری برای نخود و افزایش تقاضا برای حبوباتی مانند عدس باشد که جایگزین دیگر محصول‌های پروتئینی مانند گوشت قرمز است. از سوی دیگر به دلیل تورم بالا و ایجاد انتظارات قیمتی در جامعه، به نظر می‌رسد که افزایش قیمت بسیاری از کالاها به طور طبیعی در جامعه جذب شده و این مسئله با افزایش منافع عامل‌های بازاریابی، رفاه گروه‌های مختلف را به مخاطره می‌افکند. همچنین گرچه اثرات سرریز قیمت محصول‌های جایگزین در اغلب الگوها باعث ترغیب مصرف‌کنندگان به مصرف محصول‌های با قیمت و کیفیت پایین‌تر شده، اما اثرات سرریز قیمت در سطوح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی، به نسبت قوی‌تر از بازار محصول‌های جایگزین بوده و موجب ایجاد بیشترین ناپایداری قیمت شده است.

طبقه‌بندی JEL: (L11, Q13, D40)

واژه‌های کلیدی: انتقال قیمت، محصول‌های جایگزین، شکست ساختاری، قدرت بازاری، تورم

[۱] به ترتیب دانشجوی دکتری(نویسنده مسئول) و استاد استاد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز
Email: m.ehsany94@gmail.com

مقدمه

قیمت محصول‌های کشاورزی، تغییرات آن و میزان تعدیل قیمت بین مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان از عامل‌های بنیادین منعکس‌کننده رفتار مشارکت‌کنندگان در سطح‌های مختلف بازار است (*Rahmani & Esmaeili, 2010*) و می‌توان از این اطلاعات برای تصمیم‌گیری‌ها در تولید و بازاریابی، زمان‌بندی قراردادهای حمل و نقل و دیگر برنامه‌ریزی‌های عملیاتی استفاده کرد (*Lopes & Burnquist, 2018*). هرگاه در سازوکار انتقال قیمت اختلال ایجاد شود، نظام بازار کارایی مناسب را نخواهد داشت. به گونه‌ای که در صورت افزایش تقاضای داخلی یا خارجی و افزایش قیمت در سطح مصرف‌کننده، باید این افزایش قیمت به تولیدکننده منتقل شود تا با افزایش تولید تعادل به بازار بازگردد (*Ghiyasi & Ahmadi, 2019*). انتقال قیمت نامتقارن[1] می‌تواند نشان دهد که مصرف‌کنندگان از کاهش قیمت در سطح تولیدکنندگان و تولیدکنندگان از افزایش قیمت در سطح خرده‌فروشی سود نمی‌برند (*Fiamohe et al., 2013*). بنابراین توزیع اثرات رفاه در سطح‌ها و در میان عاملان اقتصادی در زمان رخداد شوک‌ها به یک بازار تغییر می‌کند. از این‌رو انتقال نامتقارن قیمت بر توزیع دوباره‌ای از امکانات اشاره دارد که با امکانات به‌دست آمده در شرایط تقارن تفاوت دارد (*Ahmadi & Ahmadi, 2009*). لذا می‌تواند باعث اختلال سیگنال‌های قیمت‌گذاری شده و دولت را به مداخله برای توزیع دوباره منابع سوق دهد (*Gedara et al., 2015*). به‌طور معمول در بازار رقابت کامل، تغییر قیمت‌ها بدون وقفه و به همان میزان به دیگر سطح‌ها در بازار منتقل شده و انتقال قیمت متقارن است (*Meyer & Voncramon, 2004*). اما با بررسی نتایج پژوهش‌های پیشین مشاهده می‌شود که این بازار برای بسیاری ازمحصول‌های کشاورزی ساختاری غیررقابتی داشته و انتقال نامتقارن قیمت متداول‌تر است (*Thong et al., 2020; Ngeno, 2020; Von Cramon, 2017; Fousekis et al., 2016; Farajzadeh & Esmaeli,2010*). همچنین به‌طور عمده افزایش قیمت‌ها سریع‌تر و کامل‌تر از کاهش قیمت‌ها منتقل می‌شود (*Kim & Ward, 2013; Stewart & Blayney, 2011*). با این وجود بررسی‌هایی هم وجود دارد که نشان‌دهنده انتقال سریع‌تر کاهش قیمت‌هاست (*Zheng et al., 2019*). از دلایل انتقال نامتقارن قیمت که در بررسی-

[1] Asymmetric price transmission

های گوناگون بیان شده می‌توان به قدرت بازار، بازارهای غیررقابتی، هزینه‌های تعدیل قیمت‌ها، انتظارات قیمتی، مداخله‌های دولت و اطلاعات نامتقارن (*Santeramo & Von Cramon, 2016*)، کارگزاران غیردولتی و رفتارهای غیرمنطقی کشاورزان (*Cunha & Wander, 2014*)، تورم و سیاست‌های قیمت (*Bakucs et al., 2012*)، پراکنش نامناسب واحدهای تولیدی و شمار بالای واسطه‌ها (*Hosseini et al., 2010*)، ویژگی‌های محصول به ویژه فسادپذیری و فاصله جغرافیایی بالا بین محل تولید و عرضه (*Ghiyasi & ahmadi, 2019; Rezitis, 2018*) اشاره کرد. البته به‌طور عمده رفتار غیررقابتی منجر به انتقال نامتقارن قیمت می‌شود. در انتقال قیمت عمودی چهار موضوع بررسی می‌شود: بزرگی انتقال شوک قیمت، سرعت انتقال، ماهیت انتقال از نظر تقارن و نبود تقارن و جهت انتقال قیمت (*Santeramo & Von Cramon,2016*). اغلب اقتصاددانان بر روند انتقال قیمت از مزرعه به خرده‌فروشی متمرکز شده‌اند (*Aguiar & Santana, 2002*) و باور دارند در بازار محصول‌های کشاورزی، تغییرات قیمت به‌طور عمده از سرمزرعه به عمده‌فروشی و خرده‌فروشی منتقل می‌شود (*Lopes & Barnquist, 2018*). در پژوهش‌های اخیر به‌طور عمده جهت انتقال قیمت از طریق بررسی جهت علیت تعیین می‌شود.

افزون بر متغیرهای مرسوم اثرگذار بر قیمت، تاثیرپذیری و سرایت قیمت در بازار یک کالا از نوسان قیمت در بازارهای مرتبط که از آن به عنوان اثرات سرریز[1] یاد می‌شود نیز دارای اهمیت ویژه‌ای است و باید در فرآیند انتقال قیمت به این نکته توجه شود. همچنین با توجه به تورم بالای سال‌های اخیر و ایجاد انتظارات قیمتی در جامعه و کاهش قدرت خرید خانوارها، انتظار می‌رود مصرف-کنندگان مواد غذایی به‌طور عمده وادار به کاهش هزینه‌ها شده و به سمت مواد غذایی ارزان‌تر سوق پیدا کنند. از این رو می‌توان تاثیرگذاری قیمت محصولات جایگزین را نیز در فرآیند انتقال قیمت بررسی کرد. بررسی نتایج پژوهش‌های پیشین در زمینه اثرات سرریز نوسان‌های قیمت موید آن است که نوسان قیمت در یک بازار، بازارهای دیگر را نیز تحت تاثیر قرار داده و باعث افزایش نااطمینانی در بازار محصولات مشابه خواهد شد (*Rezitis, 2003; Balanay, 2013*). اثرات سرریز متقابل بین محصولات مشابه بیانگر این است که هر یک از این بازارها می‌توانند از اطلاعات دیگر بازارها استفاده کنند (*Kavoosi & Khaligh, 2015*). وجود اثرات سرریز مثبت بیانگر افزایش و

[1] Spillover effect

اثرهای سرریز منفی، بیانگر کاهش تغییرات در بازار محصولات مشابه در نتیجه‌ی تغییر در بازار بوده و اثرات سرریز قیمت به‌طور عمده متوجه مصرف‌کنندگان است (*Oyewumi & Sarker, 2010*).

در این پژوهش به بررسی انتقال قیمت حبوبات در استان فارس طی دوره ۱۳۹۵:۱۲-۱۳۷۸:۰۱ پرداخته شد. حبوبات را می‌توان به عنوان محصولات زراعی غیر قابل فساد و با قابلیت نگهداری بالا توصیف کرد. در سال زراعی ۹۴-۱۳۹۳ از بین استان‌های کشور بیشترین سطح برداشت آبی حبوبات متعلق به استان فارس با ۲۲/۱۲ درصد بوده (سهم سطح برداشت محصول نخود، ۶۵ درصد و عدس ۱۸/۵ درصد است) و این استان رتبه نخست بیشترین میزان تولید حبوبات آبی و رتبه دوم تولید حبوبات را به خود اختصاص داده و در بین منطقه‌های مختلف استان نیز بیشترین میزان تولید مربوط به شهرستان اقلید است (*Agricultural statistics, 2017*). در نتیجه پتانسیل اعمال قدرت بازاری در بازار حبوبات این استان وجود دارد. سطح زیر کشت حبوبات در استان فارس بیش از ۵۰ هزار هکتار است و سالانه ۱۲۰ هزار تن حبوبات با تنوع بالا و در قالب کشت‌های پائیزه، انتظاری و بهاره در منطقه‌های مختلف این استان توسط بیش از ۱۸ هزار کشاورز تولید می‌شود (*Tasnimnews, 2015*). حبوبات از جمله مهم‌ترین منبع‌های تامین پروتئین در ایران به‌شمار می‌آیند؛ به گونه‌ای که حدود ۲۵ درصد پروتئین مصرفی خانوارهای ایرانی را تامین کرده و بنا بر آمار مصرف بودجه خانوار بانک مرکزی، طی سال‌های ۹۶-۱۳۸۰ به طور میانگین حدود ۲ درصد هزینه زیرگروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها را به خود اختصاص داده است. طی سال‌های اخیر قیمت این محصولات افزایش یافته و جایگاه آن‌ها در سبد مصرفی خانوار را بیش از پیش به مخاطره می‌افکند؛ به گونه‌ای که در سال ۱۳۹۶ سرانه مصرف این محصولات۱۰-۸ کیلوگرم و بسیار کمتر از استانداردهای جهانی بوده است. گرچه بخشی از این افزایش قیمت در پی سیر افزایشی قیمت‌ها در کل بازار رخ داده است، از دلایل دیگر گرانی حبوبات می‌توان به افزایش هزینه‌های حمل و نقل در پی اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها، کاهش واردات برخی از حبوبات از جمله نخود و در عین حال اشباع بازار از عدس ارزان قیمت روسیه (که دارای کیفیت مناسب و قیمت پایین‌تر نسبت به محصول‌های مشابه داخلی و وارداتی است) و صرفه بالای اقتصادی صادرات این محصولات اشاره کرد. پس از افزایش نرخ ارز و تغییر نرخ برابری ارزها، بسیاری از تولیدکنندگان به ویژه در آغاز فصل برداشت، به سبب اختلاف سود قابل توجه (در پی افزایش نرخ ارز و تغییر نرخ برابری ارزها) بازار

صادراتی را به بازار داخلی ترجیح داده و حبوبات تولیدی خود و حتی بخشی از محصول وارداتی را به دیگر کشورها (به ویژه کشورهای همسایه مانند پاکستان، عراق و افغانستان) صادر کردند. از سوی دیگر دولت نیز تعرفه وارداتی بر این محصولات اعمال کرد که در کنار حذف ارز نیمایی و دولتی برای واردات حبوبات و از بین رفتن جذابیت بازار داخلی، تولیدکنندگان را به سوی صادرات و بازار را تا حدی به سمت کمبود عرضه و افزایش قیمت سوق داد (*Eghtesadonline, 2020*). با وجود اهمیت حبوبات از جنبه مصرفی و استراتژیکی، پژوهش‌های اندکی در زمینه انتقال قیمت در بازار این محصول‌ها مشاهده می‌شود که از آن جمله می‌توان به بررسی انتقال قیمت در بازار لوبیا (*Aguiar & Santana, 2002; Cunha & Wander, 2014*) اشاره کرد. با توجه به موارد یاد شده این مسئله مطرح می‌شود که تغییرات مثبت و منفی قیمت چگونه در سطح‌های مختلف منتقل شده و کارایی این بازار به چه میزان است؟ برای پاسخ به این پرسش‌ها در ادامه روش انجام پژوهش و نتایج ارائه شده است.

روش تحقیق

پیش از بررسی سری‌های زمانی باید پایایی آن‌ها بررسی شود. همچنین برخی متغیرهای اقتصادی مانند سری‌های قیمت کالاهای کشاورزی رفتار فصلی داشته و در صورت وجود ریشه‌واحد فصلی از روش‌های تعدیل فصلی و تفاضل‌گیری فصلی برای پایا کردن متغیرها استفاده می‌شود. در خصوص جهت انتقال قیمت در بیشتر پژوهش‌ها فرض می‌شود که قیمت‌های عمده‌فروشی منشاء تغییر قیمت‌های خرده‌فروشی است و از این‌رو به‌طور عمده قیمت خرده‌فروشی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود. در این بررسی نیز به منظور اطمینان از وجود رابطه بین متغیرها و تعیین جهت انتقال قیمت، از آزمون علیت استفاده شد. همچنین از آن‌جا که با توجه به نتایج آزمون مانایی همه‌ی متغیرهای مورد بررسی *I(1)* هستند و نمی‌توان از آزمون علیت گرنجر استفاده کرد، به منظور رفع این مشکل از آزمون علیت تودا – یاماموتو استفاده شد. بدین صورت که در آغاز پس از تعیین و وارد کردن وقفه بهینه و حداکثر درجه ایستایی متغیرها، مدل *VAR* برآورد شد و سپس از طریق آزمون والد رابطه علیت بین متغیرها بررسی شد.

در بیشتر بررسی‌های انتقال قیمت، چنانچه متغیرها ناایستا باشند، در آغاز ارتباط بلندمدت بین متغیرها بررسی شده و در صورت همگرا بودن می‌توان با تفکیک اجزای تصحیح خطا، از الگوی انتقال قیمت نامتقارن استفاده کرد. از سوی دیگر تغییرات ساختاری در بسیاری از سری‌های زمانی ممکن است به دلایل چندی مانند بحران‌های اقتصادی، تغییر در چارچوب، تغییرات سازمانی و سیاسی روی دهد. در صورت وجود شکست ساختاری، آزمون‌های ریشه‌واحد متداول مانند دیکی فولر قادر به بررسی وجود شکست ساختاری نخواهند بود. زیوت و اندریوز (۱۹۹۲)، با گسترش روش پرون که شکست ساختاری را به عنوان یک عامل برونزا و از پیش تعیین‌شده در نظر می‌گرفت، نشان دادند که تعیین درونزای یک شکست ساختاری بالقوه بیان می‌کند که اگر واقعا شکست ساختاری رخ داده باشد، بیشترین احتمال رخداد آن در زمان تعیین‌شده به صورت درونزا خواهد بود و به سه شکل متفاوت تغییر در عرض از مبدا، تغییر در شیب تابع روند و تغییر همزمان در هر دو آنها ممکن است روی دهد. بر مبنای دیدگاه پرون، نادیده گرفتن شکست ساختاری نه تنها می‌تواند استنباط آماری در خصوص آزمون ریشه واحد را نامعتبر سازد، بلکه می‌تواند نتایج به دست آمده از آزمون همجمعی را نیز خدشه‌دار کند. بر خلاف روش‌های متداول همجمعی مانند روش انگل – گرنجر و روش جوهانسن – جوسیلیوس که امکان لحاظ شکست ساختاری در آن‌ها وجود ندارد و یا روش سایکنن – لوتکیپول که شکست ساختاری را برونزا در نظر می‌گیرد، برتری روش گریگوری – هانسن در این است که زمان شکست‌ها را به صورت درونزا تعیین می‌کند. به منظور استخراج آماره این آزمون از رگرسیون همجمعی متعارف زیر استفاده می‌شود:

$$y_{1t}= \mu+\alpha^T y_{2t}+e_t \quad (۱)$$

که در آن y_{2t} یک بردار m متغیره، e_t یک متغیر $I(0)$ و y_{1t} بردار متغیر وابسته است. شکل‌های مختلف تغییر جهت ساختاری در این آزمون به صورت تغییر در سطح *(C)*، تغییر در سطح به همراه روند *(C/T)* و الگوی تغییر جهت ساختاری *(C/S)* است که به ترتیب با معادله‌های (۲) تا (۴) نشان داده شده‌اند:

$$\text{(C):}\quad y_{1t}=\mu_1+\mu_2\varphi_{t\tau}+\alpha^T y_{2t}+e_t \quad (۲)$$

$$\text{(C/T):}\quad y_{1t}=\mu_1+\mu_2\varphi_{t\tau}+\beta t+\alpha^T y_{2t}+e_t \quad (۳)$$

$$\text{(C/S):}\quad y_{1t}=\mu_1+\mu_2\varphi_{t\tau}+{\alpha_1}^T y_{2t}+{\alpha_2}^T y_{2t}\varphi_{t\tau}+e_t \quad (۴)$$

که در آن $\varphi_{t\tau}$ متغیر مجازی است که در صورتی که $t < \lambda T$ باشد مقدار صفر و در غیر این صورت مقدار ۱ به خود می‌گیرد. برای تخمین رابطه‌های همجمعی بالا و تعیین نقطه شکست ساختاری از جمله‌های پسماند این معادله‌ها استفاده شده و با تغییر آماره‌های آزمون فیلیپس و دیکی – فولر تعمیم‌یافته، آماره‌های آزمون گریگوری – هانسن با وجود احتمال تغییرات ساختاری به صورت زیر با انتخاب کوچک‌ترین مقدار آماره‌های فیلیپس و دیکی – فولر تعمیم‌یافته به‌دست می‌آید:

$$Z_{\alpha}^{*}=inf\, Z_{\alpha}(\tau) \quad (۵)$$

$$Z_{t}^{*}=inf\, Z_{t}(\tau) \quad (۶)$$

$$ADF^{*}(\tau)=inf\, ADF(\tau) \quad (۷)$$

نقطه شکست ساختاری و زمان تغییر جهت نیز توسط زمان مربوط به کمترین این آماره‌ها تعیین می‌شود. پس از انجام آزمون همجمعی گریگوری – هانسن و تعیین تاریخ شکست ساختاری، می‌توان الگوی انتقال قیمت بر مبنای رهیافت تصحیح خطا با لحاظ متغیر موهومی شکست ساختاری برای هر الگو را برآورد و تحلیل کرد.

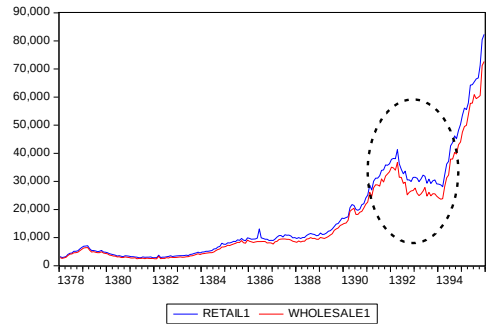
افزون بر متغیرهای مرسوم اثرگذار بر قیمت، اثرات سرریز محصول‌های جایگزین نیز می‌تواند بر فرآیند انتقال قیمت موثر باشد. لذا در این پژوهش قیمت خرده‌فروشی نخود ریز، نخود درشت، عدس ریز و عدس درشت، به ترتیب در فرآیند انتقال قیمت نخود درشت، نخود ریز، عدس درشت و عدس ریز استفاده شدند. در نهایت الگوی تصحیح خطای انتقال قیمت نامتقارن به‌صورت رابطه (۸) تعیین شد:

$$\Delta P_{rt}=\beta_0+\sum_{i=1}^{p2}\beta_{1i}^{+}\Delta P_{wt-i}^{+}+\sum_{i=1}^{p2}\beta_{1i}^{-}\Delta P_{wt-i}^{-}+ \sum_{i=1}^{p1}\beta_2\Delta P_{apt-i}+\beta_3 D_{sft}+\varphi^{+}ECT_{t-1}^{+}+\varphi^{-}ECT_{t-1}^{-}+\varepsilon_t \quad (۸)$$

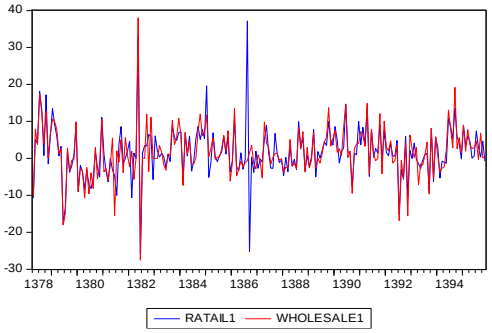
که P_{rt} قیمت خرده‌فروشی، P_{wt} قیمت عمده‌فروشی، P_{apt} قیمت خرده‌فروشی محصول جایگزین و D_{sft} متغیر مجازی شکست ساختاری است که از آزمون هم‌جمعی گریگوری – هانسن به‌دست می‌آید. متغیر وابسته نیز از طریق آزمون علیت تعیین شد. داده‌های این پژوهش قیمت‌های ماهانه خرده‌فروشی و عمده‌فروشی حبوبات استان فارس طی دوره فروردین ۱۳۷۸ تا اسفند ۱۳۹۵ می‌باشد که از جهاد کشاورزی استان فارس گردآوری شد.

نتایج و بحث

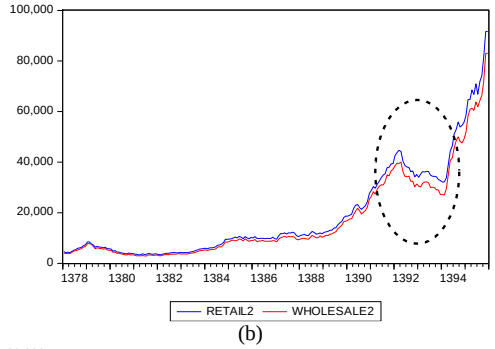
در گام نخست تغییرات قیمت و تغییرات نرخ رشد محصولات در نمودار (۱) بررسی شده است. بر اساس این نمودارها، مشاهده می‌شود که قیمت‌های عمده‌فروشی با سرعت و نوسان بیشتری نسبت به قیمت‌های خرده‌فروشی افزایش یافته و هر دو قیمت روندی افزایشی در طول زمان دارند. همچنین رفتار مشابه دو سری قیمتی می‌تواند بیانگر همجمعی دو متغیر باشد. برای همه محصولات تا حوالی سال ۱۳۹۰ فاصله عمودی و تفاوت قیمت‌های عمده‌فروشی و خرده‌فروشی که نشان‌دهنده حاشیه بازار می‌باشد، اندک بوده و پس از آن این فاصله به تدریج افزایش می‌یابد. به نظر می‌رسد این تغییر شکاف قیمتی که مبین افزایش سهم عامل‌های بازاریابی مانند شرکت‌های پخش و بسته‌بندی از قیمت پرداختی مصرف‌کنندگان در طول زمان است، در نتیجه بروز تغییرات ساختاری و افزایش قدرت شرکت‌های فعال بازاریابی طی سال‌های اخیر روی داده است. پس از شکست ساختاری یاد شده که با توجه به زمان رخداد آن احتمالا در پی تشدید تحریم‌ها و آغاز پرداخت یارانه‌های نقدی طی سال‌های ۹۱-۱۳۸۹ رخ داده و باعث افزایش شدید قیمت‌ها شده است، مشاهده می‌شود که قیمت‌ها پس از یک کاهش، بار دیگر در اواخر سال ۱۳۹۴ در پی نوسان-های نرخ ارز افزایش یافته است. گرچه حبوبات به عنوان کالای اساسی از ارز دولتی برخوردار بوده، اما بازار حبوبات طی سال‌های یاد شده به دلیل افزایش هزینه‌های تولید، با روند قیمت افزایشی روبه‌رو بوده است. همچنین با توجه به نمودارهای نرخ رشد قیمت‌ها برای همه محصولات به استثنای برخی دوره‌ها، نرخ رشد قیمت خرده‌فروشی از نرخ رشد قیمت عمده‌فروشی پیروی می‌کند که ممکن است نشان‌دهنده قدرت تاثیرگذاری نظام عمده‌فروشی در هدایت قیمت‌ها باشد (البته تعیین جهت انتقال قیمت در ادامه پژوهش با استفاده از آزمون علیت صورت می‌گیرد). منتهی میزان این واکنش و پیروی در زمان افزایش قیمت عمده‌فروشی، بیشتر از زمان کاهش آن است که می‌تواند نشان‌دهنده انتقال نامتقارن مثبت و با تاخیر قیمت باشد. همچنین پیروی قیمت خرده-فروشی از عمده‌فروشی به‌طور عمده پس از سال‌های دهه ۹۰ بیشتر شده که می‌تواند بیانگر بروز تغییرات ساختاری بوده و باید از طریق آزمون‌های مناسب (مانند آزمون ریشه واحد زیوت – اندریوز) بررسی شود.


90,000
80,000
70,000
60,000
50,000
40,000
30,000
20,000
10,000
0
1378 1380 1382 1384 1386 1388 1390 1392 1394
RETAIL1 WHOLESALE1

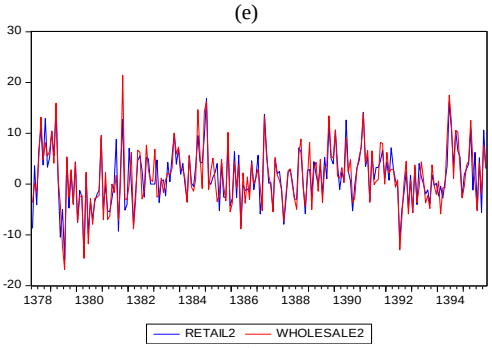
(a)


40
30
20
10
0
-10
-20
-30
1378 1380 1382 1384 1386 1388 1390 1392 1394
RATAIL1 WHOLESALE1

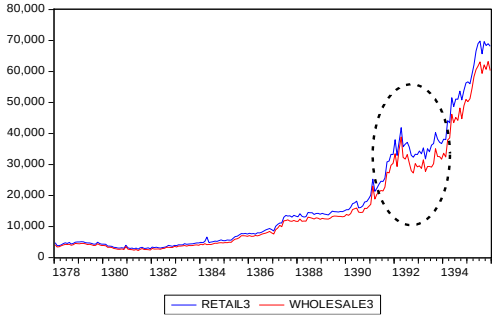
(e)


100,000
80,000
60,000
40,000
20,000
0
1378 1380 1382 1384 1386 1388 1390 1392 1394
RETAIL2 WHOLESALE2

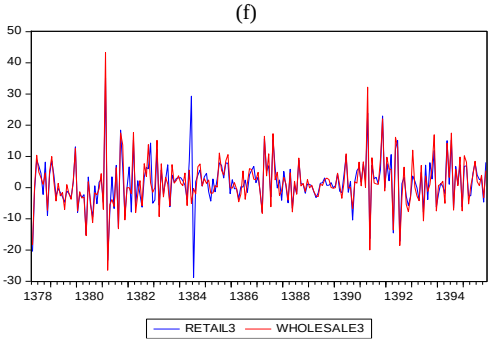
(b)


30
20
10
0
-10
-20
1378 1380 1382 1384 1386 1388 1390 1392 1394
RETAIL2 WHOLESALE2

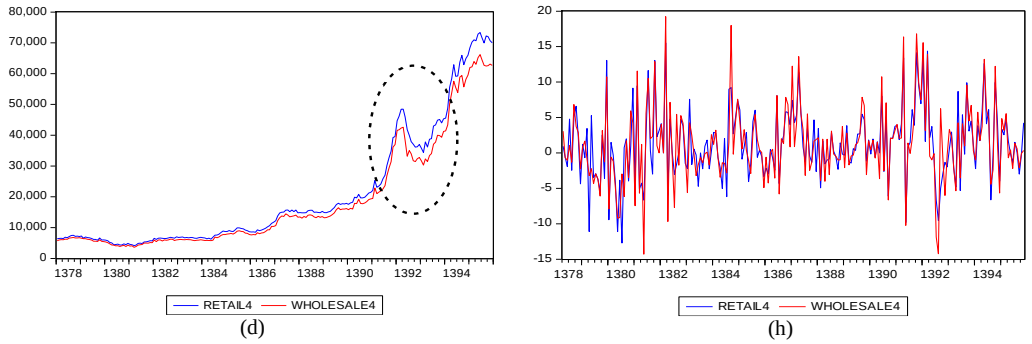
(f)


80,000
70,000
60,000
50,000
40,000
30,000
20,000
10,000
0
1378 1380 1382 1384 1386 1388 1390 1392 1394
RETAIL3 WHOLESALE3

(c)


50
40
30
20
10
0
-10
-20
-30
1378 1380 1382 1384 1386 1388 1390 1392 1394
RETAIL3 WHOLESALE3

(g)



شکل (۱) (نمودارهای a، b،c وd، قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی محصولات وe ، f، g و h، تغییرات نرخ رشد قیمت نخود ریز، نخود درشت، عدس ریز و عدس درشت، طی دوره مورد بررسی می‌باشند.)

توضیح: خطوط نقطه‌چین مشخص‌کننده دوره‌های احتمالی بروز شکست ساختاری می‌باشند.

Figure (1) Graphs a, b, c and d are the retail and wholesale prices of products and e, f, g and h are the changes in the price growth rate of tiny peas, large peas, tiny lentils and large lentils during the period under review.

Explanation: The dotted lines indicate the possible periods of structural failure.

با مقایسه نوسان قیمت حبوبات و دیگر محصولات کشاورزی در سال ۱۳۹۵، مشاهده می‌گردد که دامنه تغییرات قیمت نخود ریز، ۳۲۵۱۱ ریال، نخود درشت، ۳۷۳۶۹، عدس ریز، ۱۶۹۰۹ و عدس درشت ۳۳۵۱ ریال می‌باشد. در صورتی که برای دیگر محصول‌های انبارپذیر مانند ذرت، دامنه این نوسان قیمت، ۹۱۸۰ ریال و برای محصول جو، ۱۰۰۲۳ ریال و کمتر از تغییرات قیمت حبوبات است. تغییرات قیمت برای محصولات فسادپذیر مانند پیاز، ۱۸۶۱۵ ریال و برای گوجه فرنگی، ۲۰۸۸۰ ریال است (البته نوسان‌های ماهانه قیمت محصول‌های فساد پذیر بسیار بیشتر از محصولات انبارپذیر می‌باشد). میانگین نرخ رشد محصولات نخود ریز، نخود درشت، عدس ریز، عدس درشت، ذرت، جو، پیاز و گوجه فرنگی نیز به ترتیب ۲/۹۲، ۳/۰۵، ۲/۲۴، ۱/۹۲، ۵/۱۱، ۴/۳۷، ۷/۳۶ و ۴/۸۵ می‌باشد. در نتیجه فرضیه انتقال نامتقارن قیمت به دلیل قابلیت بالای انبارپذیری حبوبات قوت می‌گیرد. در ادامه وضعیت ایستایی متغیرها با استفاده از دو آزمون *ADF* و *KPSS* بررسی شد و بنا بر نتایج آن که در جدول (۱) ارائه شده، همه‌ی سری‌ها ایستا از درجه اول *I(1)* می‌باشند. لذا شرط لازم برای انجام آزمون هم‌جمعی را دارا می‌باشند و لازم است وجود رابطه تعادلی بلندمدت نیز بررسی شود.

جدول (۱) آزمون ایستایی متغیرها در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها

Table (1) Unit root test at the level and first order difference of variables

ADF		KPSS		
تفاضل مرتبه اول first order difference	سطح level	تفاضل مرتبه اول first order difference	سطح level	
سری‌های قیمت خرده‌فروشی Retail price series				
-6.888***	4.055	0.087	0.354***	نخود ریز Tiny pea
-10.738***	2.657	0.176	1.526***	نخود درشت Large pea
-5.357***	4.296	0.102	1.539***	عدس ریز Tiny lentil
-11.464***	1.979	0.039	0.408***	عدس درشت Large lentil
سری‌های قیمت عمده‌فروشی Wholesale price series				
-6.245***	2.659	0.151	1.516***	نخود ریز Tiny pea
-9.863***	3.687	0.107	1.516***	نخود درشت Large pea
-5.103***	2.774	0.092	0.401***	عدس ریز Tiny lentil
-11.905***	1.835	0.039	0.404***	عدس درشت Large lentil

*، ** و ***، به ترتیب معنی‌داری در سطوح 10، 5 و 1 درصد

*, ** and *** significant at p≤0.1, p≤0.05 and p≤0.01 respectively

در گام بعد با توجه به ماهیت متغیرها، وجود ریشه واحد فصلی در تواترهای مختلف بررسی شد که نتایج آن در جدول (۲) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول، وجود ریشه‌واحد فصلی در اغلب فراوانی‌های فصلی در همه محصولات تایید و از تعدیل فصلی برای ایستا کردن متغیرها استفاده شد. با بررسی روند تغییرات فصلی متغیرها مشاهده شد که اثرات فصلی و اهمیت اثرات عامل‌های به‌وجود آورنده فرآیند فصلی در سری‌های مورد بررسی به‌طور عمده از نوع تکرارشونده بوده و صرفا در برخی دوره‌ها دستخوش تغییر می‌شوند. همچنین با توجه به نتایج، قیمت‌های خرده‌فروشی بیش از قیمت‌های عمده‌فروشی از رفتار فصلی پیروی می‌کنند، لذا می‌توان گفت

تغییرات تقاضای فصلی مصرف‌کنندگان و نیز اعیاد و مناسبت‌ها بیشتر از تغییر شرایط آب و هوایی باعث رفتار فصلی قیمت حبوبات در منطقه می‌شود. همچنین با توجه به بی‌معنی بودن آماره t_1 در فراوانی صفر، همه متغیرها دارای یک ریشه واحد غیر فصلی استاندارد می‌باشند.

جدول (۲) نتایج آزمون هگی جهت شناسایی ریشه‌واحد فصلی

Table (2) HEGY test results to identify the seasonal unit root test

$\pi/6$	$5\pi/6$	$\pi/3$	$2\pi/3$	$\pi/2$	π	0	
F11.12	*F9.10*	*F7.8*	*F5.6*	*F3.4*	*t2*	*t1*	
سری‌های قیمت خرده‌فروشی Retail price series							
14.846***	16.070***	7.073	2.041	12.458***	-2.128	1.094	نخود ریز Tiny pea
23.110***	9.447**	12.276***	2.557	10.360**	-3.714**	1.351	نخود درشت Large pea
4.478	11.284**	7.651	9.341**	7.982*	-2.205	1.948	عدس ریز Tiny lentil
9.998**	12.992***	8.180**	12.667***	6.671	-2.633	2.209	عدس درشت Large lentil
سری‌های قیمت عمده‌فروشی Wholesale price series							
8.234*	10.534**	14.248***	18.550***	19.862***	0.384	0.912	نخود ریز Tiny pea
19.008***	3.982	8.161*	2.072	4.099	-3.105*	0.852	نخود درشت Large pea
4.164	14.904***	4.084	9.156**	9.008**	-2.499	1.760	عدس ریز Tiny lentil
13.144***	8.460*	15.180***	9.709**	7.867*	-2.096	2.458	عدس درشت Large lentil

*، ** و ***، به ترتیب معنی‌داری در سطوح 10، 5 و 1 درصد

*, ** and *** significant at p≤0.1, p≤0.05 and p≤0.01 respectively

در گام بعد به منظور تعیین جهت انتقال قیمت، از آزمون علیت استفاده شد که نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است. بنابر نتایج این جدول، برای نخود ریز و نخود درشت علیت از خرده‌فروشی به عمده‌فروشی است و خرده‌فروشان نقش مهم‌تری در تعیین قیمت ایفا می‌کنند. به دلیل اینکه نخود عرضه شده اغلب از تولیدات داخلی است و خرده‌فروشی این محصول معمولا توسط خود کشاورزان صورت می‌گیرد، به نظر می‌رسد خرده‌فروشان نخود قدرت مانور بیشتری نسبت به عمده‌فروشان این محصول دارند. برای عدس ریز، انتظار می‌رود قیمت از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی انتقال یابد که

می‌تواند ناشی از قدرت چانه‌زنی بالاتر عمده‌فروشان نسبت به خرده‌فروشان باشد. بنابراین برای این محصول، قیمت خرده‌فروشی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود. برای عدس درشت نیز رابطه علیت دو طرفه مشاهده می‌شود. به عبارت دیگر عمده‌فروشان و خرده‌فروشان از اطلاعات یکدیگر برای ایجاد قیمت‌های انتظاری‌شان استفاده می‌کنند. با این‌وجود با توجه به مقدار آماره به نظر می‌رسد رابطه علیت از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی قوی‌تر از خرده‌فروشی به عمده‌فروشی باشد. لذا برای بررسی انتقال قیمت نخود ریز و نخود درشت، قیمت عمده‌فروشی و برای عدس ریز و عدس درشت، قیمت خرده‌فروشی متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود. گرچه به‌طور کلی نمی‌توان تفکیکی بین عرضه‌کنندگان دو محصول نخود و عدس قائل شد، اما به نظر می‌رسد که قدرت مانور خرده‌فروشان و عمده‌فروشان در بازار دو محصول یکسان نیست که احتمال دارد تورم و چسبندگی قیمت‌ها یکی از دلایل تمایز جهت انتقال قیمت و تفاوت قدرت بازار باشد. همچنین می‌توان به میزان وابستگی بازار به واردات حبوبات به عنوان یکی دیگر از دلایل این امر اشاره کرد. با توجه به ساختار بازار حبوبات که عدس موجود در بازار اغلب عدس وارداتی است و عمده‌فروشانی که آن را به بازار عرضه می‌کنند اغلب واردکنندگان این محصول هستند، در نتیجه عمده‌فروشان قدرت بازاری بیشتری داشته و همچنین این محصول بیشتر تحت تاثیر نوسان‌های نرخ ارز است.

جدول (۳) نتایج آزمون علیت تودا – یاماموتو

Table (3) Toda-Yamamoto causality test results

	متغیر وابسته: P_r (قیمت خرده‌فروشی) Dependent variable: Retail price	متغیر وابسته: P_w (قیمت عمده‌فروشی) Dependent variable: Wholesale price	نتیجه آزمون Test result
نخود ریز Tiny pea	4.251 (0.643)	17.297 (0.008)	$P_r \rightarrow P_w$
نخود درشت Large pea	2.105 (0.716)	26.947 (0.000)	$P_r \rightarrow P_w$
عدس ریز Tiny lentil	17.468 (0.026)	9.828 (0.277)	$P_r \leftarrow P_w$
عدس درشت Large lentil	15.223 (0.033)	13.665 (0.057)	$P_r \leftrightarrow P_w$

منبع: یافته‌های پژوهش

توضیح: اعداد درون پرانتز، نشان‌دهنده احتمال می‌باشند.

Source: The research findings

Explanation: The numbers in parentheses indicate probability.

با توجه به احتمال رخداد تغییرات ساختاری در متغیرها، از آزمون ریشه‌واحد زیوت- اندریوز استفاده شد که نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است. نتایج این آزمون گویای نامانا بودن همه متغیرها در سطح و رد نشدن فرضیه صفر با هر سه مدل و وجود ریشه واحد است که با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. افزون بر این سال‌های شکست مشخص‌شده بر مبنای این آزمون به‌طور عمده سال‌های ۹۲-۱۳۹۰ است که احتمال دارد در نتیجه تشدید تحریم‌های اقتصادی و آغاز پرداخت یارانه‌های نقدی باشد.

جدول (۴) نتایج مانایی متغیرها با آزمون ریشه‌واحد زیوت- اندریوز

Table (4) Results of the significance of variables by the Zivot-Andrews unit root test

مدل C Model C		مدل B Model B		مدل A Model A		مدل و آماره‌ها Models and statistics	سطوح آزمون Test levels
زمان شکست Break time	آماره Statistic	زمان شکست Break time	آماره Statistic	زمان شکست Break time	آماره Statistic		
سری‌های قیمت خرده‌فروشی Retail price series							
(1393:m7)	-2.087	(1393:m4)	-1.295	(1393:m4)	2.245	سطح Level	نخود
(1392:m5)	-8.913***	(1393:m4)	-6.435***	(1393:m4)	-4.816***	تفاضل اول First order difference	ریز Tiny pea
(1393:m7)	-2.134	(1393:m4)	-1.705	(1393:m2)	0.844	سطح Level	نخود
(1392:m5)	-10.242***	(1393:m4)	-8.712***	(1393:m3)	-7.157***	تفاضل اول First order difference	درشت Large pea
(1389:m7)	-2.395	(1389:m12)	-2.417	(1393:m3)	-0.839	سطح Level	عدس
(1394:m3)	-7.297***	(1392:m10)	-6.215***	(1390:m10)	-6.320***	تفاضل اول First order difference	ریز Tiny lentil
(1389:m9)	-3.958	(1389:m10)	-4.014	(1393:m3)	-3.242	سطح Level	عدس
(1394:m2)	-8.733***	(1385:m10)	-7.581***	(1393:m3)	-7.778***	تفاضل اول First order difference	درشت Large lentil
سری‌های قیمت عمده‌فروشی Wholesale price series							

ادامه جدول (۴) نتایج مانایی متغیرها با آزمون ریشه‌واحد زیوت- اندریوز

Table (4) Results of the significance of variables by the Zivot-Andrews unit root test

مدل C Model C		مدل B Model B		مدل A Model A		مدل و آماره‌ها Models and statistics	سطوح آزمون Test levels
زمان شکست Break time	آماره Statistic	زمان شکست Break time	آماره Statistic	زمان شکست Break time	آماره Statistic		
(1393:m7)	-2.348	(1393:m4)	-1.511	(1393:m4)	1.200	سطح Level	نخود ریز
(1392:m5)	-10.162***	(1393:m4)	-8.449***	(1393:m4)	-7.189***	تفاضل اول First order difference	
(1393:m7)	-2.349	(1393:m4)	-1.863	(1393:m3)	0.695	سطح Level	نخود درشت
(1392:m5)	-12.422***	(1393:m4)	-11.503***	(1393:m3)	-10.618***	تفاضل اول First order difference	
(1389:m8)	-2.458	(1390:m1)	-2.476	(1393:m3)	-1.149	سطح Level	عدس ریز
(1394:m3)	-7.055***	(1392:m9)	-5.836***	(1393:m3)	-5.944***	تفاضل اول First order difference	
(1389:m9)	-4.218	(1389:m12)	-4.241*	(1393:m3)	-3.337	سطح Level	عدس درشت
(1394:m2)	-7.557***	(1388:m1)	-6.533***	(1393:m3)	-6.728***	تفاضل اول First order difference	

*، ** و ***، به ترتیب معنی‌داری در سطوح 10، 5 و 1 درصد

*, ** and *** significant at p≤0.1, p≤0.05 and p≤0.01 respectively

در ادامه با توجه به تایید وجود شکست ساختاری، برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرهای چهار الگوی مورد بررسی، آزمون همجمعی گریگوری – هانسن برای سه مدل تغییر در سطح، تغییر در روند و تغییر جهت ساختاری برآورد شد که نتایج آن در جدول (۵) ارائه شده است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که در کلیه الگوها، مقادیر هر سه آماره آزمون از مقادیر بحرانی در سطح‌های ۱ و ۵ درصد بیشتر بوده و فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم وجود بردار همگرایی بین متغیرها در این سطوح رد می‌شود و رابطه بلندمدت در این الگوها وجود دارد. زمان شکست نیز بنابر نتایج

آزمون و شرایط اقتصاد ایران، برای الگوی اول، (*1392:m5*)، الگوی دوم، (*1392:m12*)، الگوی سوم، (*1391:m7*) والگوی چهارم، (*1392:m1*) می‌باشد که به صورت متغیرهای موهومی تغییرات ساختاری در الگوهای تصحیح خطا در نظر گرفته می‌شوند. از عامل‌های بروز شکست ساختاری در زمان‌های یادشده می‌توان به پیامدهای شوک آغاز پرداخت یارانه‌های نقدی در سال ۱۳۸۹، تشدید تحریم‌ها در اواخر سال ۱۳۹۰ و بحران جهانی مواد غذایی (۰۸ – ۲۰۰۷) اشاره کرد.

جدول (۵) نتایج آزمون همجمعی گریگوری – هانسن

Table (5) Gregory-Hansen cointegration test results

تغییر جهت ساختاری (C/S) Structural direction change	تغییر در روند (C/T) Change in trends	تغییر در سطح (C) Change in level	آماره‌ها Statistics	
-11.44*** (1392:m9)	-5.82*** (1392:m2)	-10.98*** (1392:m5)	ADF^*	الگوی
-11.40*** (1392:m7)	-11.06*** (1392:m5)	-10.85*** (1392:m5)	Z_t^*	اول
-165.50*** (1392:m7)	-159.68*** (1392:m5)	-154.77*** (1392:m5)	Z_α^*	The first pattern
-11.36*** (1393:m7)	-6.32*** (1392:m12)	-8.25*** (1385:m12)	ADF^*	الگوی
-12.74*** (1392:m1)	-11.16*** (1392:m12)	-10.98*** (1392:m1)	Z_t^*	دوم
-185.86*** (1392:m1)	-159.09*** (1392:m12)	-156.06*** (1392:m1)	Z_α^*	The second pattern
-12.06*** (1391:m7)	-8.28*** (1392:m12)	-8.69*** (1392:m3)	ADF^*	الگوی
-12.09*** (1391:m7)	-11.35*** (1393:m4)	-8.77*** (1392:m6)	Z_t^*	سوم
-177.78*** (1391:m7)	-166.17*** (1393:m4)	-118.42*** (1392:m6)	Z_α^*	The third pattern
-11.55*** (1392:m2)	-8.00*** (1391:m10)	-9.42*** (1392:m1)	ADF^*	الگوی چهارم
-11.26*** (1392:m3)	-9.88*** (1392:m3)	-10.02*** (1392:m1)	Z_t^*	The fourth pattern
-158.50*** (1392:m3)	-134.07*** (1392:m3)	-134.96*** (1392:m1)	Z_α^*	

*، ** و ***، به ترتیب معنی‌داری در سطوح 10، 5 و 1 درصد

(اعداد درون پرانتز، زمان شکست و الگوهای اول تا چهارم انتقال قیمت نخود ریز، نخود درشت، عدس ریز و عدس درشت هستند)

*, ** and *** significant at $p\leq0.1$, $p\leq0.05$ and $p\leq0.01$ respectively

(The numbers in parentheses are the failure times and the first to fourth patterns are price transfer of tiny pea, large pea, tiny lentil and large lentil)

با توجه به تایید وجود رابطه بلندمدت در همه مدل‌های مورد بررسی، می‌توان الگوهای انتقال قیمت را با در نظر گرفتن سال‌های شکست ساختاری از طریق متغیر مجازی مختص هر الگو، با بهره‌گیری از رهیافت تصحیح خطا به‌دست آورد که نتایج آن در جدول (۶) ارائه شده است. با توجه

به نتایج این جدول، ضریب‌های تصحیح خطای مثبت و منفی در همه الگوها از نظر آماری معنی‌دار و منفی بوده و بیانگر تعدیل نوسان‌های قیمت در بلندمدت می‌باشند. با مقایسه قدرمطلق این ضریب‌ها (و با در نظر گرفتن جهت انتقال قیمت)، برای نخود ریز نسبت به دیگر محصولات مدت زمان کمتری لازم است تا انحراف مثبت از رابطه بلندمدت تعدیل شود و تعدیل انحراف‌های منفی برای نخود درشت کمتر از دیگر محصولات به طول می‌انجامد. با توجه به ضریب‌های جمله‌های خطای مثبت و منفی، زمان لازم برای انتقال تغییرات مثبت و منفی قیمت حبوبات ۲ الی ۳ ماه و مشابه با پژوهش‌های پیشین در زمینه دیگر کالاهای کشاورزی است. با توجه به مقادیر ضریب‌های اجزای اخلال، برای دست‌یابی به یک بازار تعادلی در بلندمدت، تغییرات در انحراف از تعادل بلندمدت مثبت برای عدس درشت سریع‌تر از تغییرات در انحراف منفی از تعادل بلندمدت رخ می‌دهد و کاهش قیمت عمده‌فروشی منجر به افزایش حاشیه بازاریابی می‌شود. برای عدس ریز وضعیت برعکس است و افزایش قیمت عمده‌فروشی منجر به افزایش حاشیه بازار می‌شود. برای نخود ریز و نخود درشت نیز با توجه به ضریب‌های اجزای اخلال، افزایش قیمت خرده‌فروشی از عامل‌های افزایش حاشیه بازار به‌شمار می‌آید.

با توجه به نتایج، مقدار متغیر موهومی تغییرات ساختاری برای محصول‌های مورد بررسی غیر از عدس ریز معنی‌دار بوده و برای عدس ریز و عدس درشت علامت آن مثبت است. به عبارت دیگر در این دو الگو، بروز تغییرات ساختاری باعث افزایش نوسان‌های قیمت شده است. بنابراین افزون بر قابلیت بالای انبارداری و انتظارات قیمتی، تغییرات ساختاری نیز در انتقال نامتقارن قیمت این دو محصول دخیل است. اما مقدار این متغیر برای دو الگوی انتقال قیمت نخود ریز و نخود درشت منفی بوده و به نظر می‌رسد برای این دو محصول قابلیت بالای انبارداری و تورم و انتظارات قیمتی نسبت به تغییرات ساختاری، تاثیر بیشتری بر انتقال نامتقارن قیمت داشته است.

قیمت خرده‌فروشی محصول مشابه در همه الگوها به جز نخود ریز، اثرات سرریز منفی و معنی‌داری بر متغیر وابسته دارد. لذا هرگونه بی‌ثباتی در قیمت خرده‌فروشی باعث ایجاد اخلال در فرآیند انتقال قیمت محصولات مشابه شده و هریک از این بازارها می‌توانند از اطلاعات بازار محصول دیگر استفاده کنند. البته با بررسی دو سطح بازار و بازار محصول جایگزین مشاهده می‌شود که اثرهای سرریز قیمت در دو سطح بازار به‌نسبت قوی‌تر از بازار محصولات جایگزین بوده و موجب ایجاد بیشترین

ناپایداری قیمت شده است. وجود اثرات سرریز مثبت و معنی‌دار قیمت خرده‌فروشی نخود درشت در الگوی انتقال قیمت نخود ریز، بیانگر آن است که تغییر قیمت نخود درشت، باعث افزایش قیمت در بازار نخود ریز شده و مصرف‌کنندگان به محصول باکیفیت پایین‌تر و قیمت ارزان‌تر روی خواهند آورد. برای نخود درشت و عدس درشت نیز وجود اثرهای سرریز منفی معنی‌دار بیانگر تاثیر منفی تغییر قیمت نخود ریز و نخود درشت در الگوی انتقال قیمت است. قیمت خرده‌فروشی محصول جایگزین در الگوی عدس ریز هم معنی‌دار نمی‌باشد.

کشش‌های انتقال قیمت نشان می‌دهد که به ازای هر یک درصد افزایش و افزایش باوقفه قیمت خرده‌فروشی نخود ریز، قیمت عمده‌فروشی به ترتیب ۱/۵۲ و ۰/۰۲ درصد افزایش می‌یابد. اما به ازای یک درصد کاهش قیمت خرده‌فروشی قیمت عمده‌فروشی ۰/۵۹ درصد کاهش و به ازای یک درصد کاهش قیمت خرده‌فروشی باوقفه، قیمت عمده‌فروشی ۰/۱۲ درصد افزایش می‌یابد. برای نخود درشت نیز به ازای یک درصد افزایش و افزایش با وقفه قیمت خرده‌فروشی قیمت عمده‌فروشی به ترتیب ۱/۷۱ و ۰/۴۶ درصد افزایش و به ازای یک درصد کاهش قیمت خرده‌فروشی باوقفه، قیمت عمده‌فروشی ۰/۰۳ درصد کاهش می‌یابد. برای عدس ریز و عدس درشت نیز به ازای یک درصد افزایش قیمت عمده‌فروشی دوره جاری، قیمت خرده‌فروشی به ترتیب ۲/۰۶ و ۱/۶۶ درصد افزایش و به ازای یک درصد افزایش قیمت عمده‌فروشی باوقفه قیمت خرده‌فروشی به ترتیب ۰/۶۸ و ۰/۱۰ درصد کاهش می‌یابد. با کاهش قیمت عمده‌فروشی عدس درشت نیز قیمت خرده‌فروشی ۰/۵۸ درصد کاهش و با کاهش یک درصدی قیمت عدس ریز و عدس درشت با یک وقفه، قیمت خرده‌فروشی به ترتیب ۰/۰۳ و ۰/۰۱ درصد کاهش می‌یابد. گرچه برای محصولات مورد بررسی تاثیر افزایش‌های قیمت بیشتر از تاثیر کاهش‌های قیمت بوده و سرعت انتقال قیمت نامتقارن است، اما با توجه به آزمون‌های انتقال قیمت، این اختلاف برای نخود درشت و عدس ریز معنی‌دار نبوده و فرآیند آن در کوتاه‌مدت متقارن است. تقارن انتقال قیمت این محصولات درکوتاه‌مدت ممکن است به دلیل تلاش واحدهای تولیدی برای حفظ فعالیت در کوتاه‌مدت و کاهش حاشیه بازار رخ داده باشد. نتایج نشان می‌دهد که (با توجه به جهت علیت)، انتقال قیمت در کوتاه‌مدت برای نخود درشت و عدس ریز متقارن و برای نخود ریز و عدس درشت نامتقارن مثبت می‌باشد و حاشیه بازاریابی نخود ریز و عدس درشت بیشتر تحت تاثیر افزایش قیمت‌هاست. با توجه به فسادناپذیری

حبوبات، قابلیت انبارداری بالا و ایجاد انتظارات قیمتی در جامعه طی سال‌های اخیر، چنین نتیجه-ای قابل تصور بود. وجود تقارن انتقال قیمت برای نخود درشت و عدس ریز در کوتاه‌مدت نشان-دهنده آن است که در دوره‌های یادشده سازوکار انتقال قیمت برای محصول‌های یادشده به خوبی عمل کرده و حاشیه بازاریابی با نوسان‌های قیمت در خرده‌فروشی یا عمده‌فروشی تغییر چندانی نمی‌کند.

جدول (۶) نتایج انتقال قیمت حبوبات با تغییرات ساختاری

Table (6) Results of pulses price transmission with structural changes

متغیر وابسته: تغییر قیمت عمده‌فروشی نسبت به دوره پیش Dependent variable: Change in wholesale price compared to the previous period		
نخود ریز Tiny pea	نخود درشت Large pea	
-128.29**	-40.14	عرض از مبدا Intercept
-910.75***	-440.37***	متغیر موهومی تغییرات ساختاری The dummy variable of structural change
-0.63***	-0.52***	مقادیر مثبت جزء اخلال بلندمدت با یک وقفه Positive values of a long-term disruption part with a pause
-0.65***	-0.67***	مقادیر منفی جزء اخلال بلندمدت با یک وقفه Negative values of a long-term disruption part with a pause
0.86*** [1.52]	1.04***[1.71]	افزایش در قیمت خرده‌فروشی Increase in retail prices
0.95***[-0.59]	-----	کاهش در قیمت خرده‌فروشی Reduction in retail prices
0.01[0.02]	0.28***[0.46]	افزایش در قیمت خرده‌فروشی با یک وقفه Increase in retail prices with a break
-0.18**[0.12]	0.06[-0.03]	کاهش در قیمت خرده‌فروشی با یک وقفه Reduction in retail prices with a break
0.01*** [0.88]	-0.02*** [-0.89]	قیمت خرده‌فروشی محصول جایگزین Retail price of alternative product
0.85	0.86	R^2
نامتقارن Asymmetric	متقارن Symmetric	تقارن در سرعت انتقال قیمت در کوتاه‌مدت Symmetry in the price transfer speed in the short-run
نامتقارن Asymmetric	نامتقارن Asymmetric	تقارن در سرعت انتقال قیمت در بلندمدت Symmetry in the price transfer speed in the long-run

ادامه جدول (۶) نتایج انتقال قیمت حبوبات با لحاظ تغییرات ساختاری

Table (6) Results of pulses price transmission with structural changes

عدس ریز Tiny lentil	عدس درشت Large lentil	متغیر وابسته: تغییر قیمت خرده‌فروشی نسبت به دوره پیش Dependent variable: Change in retail price compared to the previous period
-46.70	75.42	عرض از مبدا Intercept
-93.31	577.33***	متغیر موهومی تغییرات ساختاری The dummy variable of structural change
-0.35**	-0.60***	مقادیر مثبت جزء اخلال بلندمدت با یک وقفه Positive values of a long-term disruption part with a pause
-0.64***	-0.39***	مقادیر منفی جزء اخلال بلندمدت با یک وقفه Negative values of a long-term disruption part with a pause
1.09***[2.06]	1.01***[1.66]	افزایش در قیمت عمده‌فروشی Increase in wholesale prices
-----	0.78***[-0.58]	کاهش در قیمت عمده‌فروشی Reduction in wholesale prices
-0.37***[-0.68]	-0.06[-0.10]	افزایش در قیمت عمده‌فروشی با یک وقفه Increase in wholesale prices with a break
0.04[-0.03]	0.02[-0.01]	کاهش در قیمت عمده‌فروشی با یک وقفه Reduction in wholesale prices with a break
-0.004[-0.28]	-0.01**[-0.52]	قیمت خرده‌فروشی محصول جایگزین Retail price of alternative product
0.73	0.86	R^2
متقارن Symmetric	نامتقارن Asymmetric	تقارن در سرعت انتقال قیمت در کوتاه‌مدت Symmetry in the price transfer speed in the short-run
نامتقارن Asymmetric	نامتقارن Asymmetric	تقارن در سرعت انتقال قیمت در بلندمدت Symmetry in the price transfer speed in the long-run

*، ** و ***، به ترتیب معنی‌داری در سطح‌های 10، 5 و 1 درصد

اعداد درون کروشه، کشش‌های کوتاه‌مدت می‌باشند.

*, ** and *** significant at $p \leq 0.1$, $p \leq 0.05$ and $p \leq 0.01$ respectively

The numbers in parentheses are short-term elasticity.

مقایسه نتایج این پژوهش با نتایج پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که نبود تقارن انتقال قیمت در بازارهای کشاورزی به دلایلی از جمله ساختار غیررقابتی متداول است. همچنین در معدود بررسی-های انتقال قیمت حبوبات از جمله *Aguiar & Santana (2002)* و *Cunha & Wander (2014)* نیز نتایج مبتنی بر نبود تقارن در بازار تایید شده است. *Aguiar & Santana (2002)*، کشش‌های انتقال افزایش و کاهش قیمت در بازار حبوبات برزیل را به ترتیب ۰/۷۶ و ۰/۷۳ به‌دست آوردند که کشش‌های انتقال کاهش قیمت بررسی مذکور همانند کشش‌های انتقال کاهش قیمت این پژوهش است. در بررسی‌های انتقال قیمت دیگر محصولات نیز کشش‌های انتقال قیمت بین ۰/۰۷ تا ۰/۸۱ مشاهده شد و در بیشتر این بررسی‌ها واکنش‌های قیمتی ناقص و با وقفه صورت می‌گیرد. در زمینه این بررسی نیز می‌توان گفت با توجه به تورم بالای سال‌های اخیر و انتظارات قیمتی مصرف-کنندگان و همچنین ماهیت انبارپذیر محصولات مورد بررسی، دست‌اندرکاران این صنعت، تغییرات قیمت را به طور کامل بین سطح‌های مختلف بازار منتقل نمی‌کنند. در نتیجه تاثیر افزایش یا کاهش قیمت در یک سطح بازار بر سطح دیگر متقارن نبوده و با تاثیر بر حاشیه بازار، افزایش قیمت پرداختی مصرف‌کنندگان و کاهش سهم تولیدکنندگان از قیمت پرداختی، سودهای نامتعارفی را نصیب واسطه‌ها می‌کند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها:

بررسی انتقال عمودی قیمت جهت بررسی این فرضیه به کار می‌رود که نوسان‌های قیمتی در یک سوی زنجیره عرضه چگونه به سوی دیگر منتقل می‌شود. از این رو در این پژوهش به بررسی و ارزیابی انتقال قیمت در بازار حبوبات استان فارس پرداخت. نتایج نشان داد که؛

بین قیمت‌های خرده‌فروشی و عمده‌فروشی رابطه بلندمدت وجود دارد؛ که جهت این رابطه برای نخود ریز و نخود درشت از خرده‌فروشی به عمده‌فروشی و برای عدس ریز و عدس درشت از عمده-فروشی به خرده‌فروشی می‌باشد. لذا برای نخود ریز و نخود درشت، آثار شوک‌های تولیدی بیشتر متوجه تولیدکنندگان بوده و بازار بیشتر به سود خرده‌فروشان عمل می‌کند. در زمینه عدس ریز و عدس درشت، قیمت‌های خرده‌فروشی متاثر از عمده‌فروشی است. لذاخرده‌فروشان شوک‌های قیمتی عمده‌فروشان را تعدیل کرده و آثار تغییرات قیمت خرده‌فروشی به‌طور عمده محدود به بازارهای

خرده‌فروشی است. در نتیجه عمده‌فروشان قدرت چانه‌زنی بالاتری داشته و نقش موثر و مهم‌تری در تعیین قیمت این محصولات ایفا می‌کنند.

به غیر از نخود ریز و عدس درشت، انتقال قیمت دو محصول نخود درشت و عدس ریز در کوتاه‌مدت متقارن است و نیازی به دخالت دولت برای اصلاح فرآیند انتقال قیمت در کوتاه‌مدت وجود ندارد. لذا تاکید می‌شود در راستای افزایش توان رقابتی بازار، دولت از مداخله‌های غیرضروری (برای مثال سیاست‌های قیمتی) در بازار این محصولات خودداری کند. اما در بلند مدت انتقال قیمت از سطح خرده‌فروشی به عمده‌فروشی برای نخود نامتقارن مثبت است. یعنی افزایش قیمت نخود در خرده-فروشی منجر به افزایش قیمت عمده‌فروشی شده، ولی در مورد کاهش قیمت این چنین نیست. در نتیجه عمده‌فروشان این محصول سود برده و خرده‌فروشان زیان می‌بینند. همچنین انتقال قیمت از سطح عمده‌فروشی به خرده‌فروشی برای عدس نامتقارن مثبت است. یعنی افزایش قیمت عدس در سطح عمده‌فروشی به خرده‌فروشی منتقل می‌شود ولی کاهش قیمت منتقل نمی‌شود. در نتیجه خرده‌فروشان منتفع شده و مصرف‌کنندگان این محصول متضرر می‌شوند. این انتقال نامتقارن می-تواند ناشی از تداوم اثرگذاری‌های منفی تحریم‌های اقتصادی، تورم و چسبندگی قیمت‌ها، قابلیت بالای انبارداری حبوبات و همچنین وجود عامل‌های دیگر از جمله قدرت بازاری برای نخود و افزایش تقاضا برای حبوباتی مانند عدس باشد که جایگزین دیگر محصول‌های پروتئینی مانند گوشت قرمز است. لذا ضرورت دارد با اعمال سیاست‌های حمایتی، قدرت چانه‌زنی عمده‌فروشان افزایش داده شود.

با توجه به تورم بالای سال‌های اخیر و ایجاد انتظارات قیمتی در جامعه به نظر می‌رسد افزایش قیمت و انتقال مثبت قیمت برای بسیاری از کالاها به طور طبیعی در جامعه جذب شده و در نتیجه افزایش قیمت سریع‌تر و راحت‌تر از کاهش قیمت منتقل می‌شود که با افزایش منافع عامل‌های بازاریابی و افزایش قیمت‌های پرداختی مصرف‌کنندگان می‌تواند رفاه تولیدکنندگان و مصرف-کنندگان را به مخاطره افکند.

اگر نوسان قیمت از راه کانال‌های بازار سرریز کند، تغییر سیاست در بازار یک کالا که منجر به تغییر نوسان‌های قیمت می‌شود، از طریق زنجیره‌های عمودی بازار بر نوسان قیمت در بازار محصولات مشابه نیز تاثیر می‌گذارد. با توجه به پیروی حاشیه بازار محصولات مشابه از یکدیگر و وجود اثرات

سرریزقیمت، می‌بایست به منظور افزایش اثرگذاری سیاست‌های دولت، سیاست‌های تنظیم بازار و قیمت‌گذاری این محصولات به صورت هماهنگ با محصولات مشابه صورت گیرد.

از آن‌جا که بیان علل اصلی چگونگی انتقال قیمت، نیازمند اطلاعات گسترده‌تر و بررسی دقیق‌تر ساختار بازار است، لذا انجام پژوهش‌های بیشتر در زمینه بررسی ساختار بازار این محصولات و همچنین بررسی چگونگی انتقال قیمت در دیگر سطح‌های بازار یعنی انتقال قیمت بین سرمزرعه و عمده‌فروشی و انتقال قیمت بین خرده‌فروشی و مصرف‌کننده توصیه می‌شود (زیرا تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان نیز می‌توانند در چگونگی انتقال قیمت در بازار ذینفع باشند).

منبع‌ها:

Iranian Ministry of Agriculture. (2017). Agricultural statistics. (In Farsi)

Aguiar, D.R.D., Santana, J.A. (2002). Asymmetry in farm to retail price transmission: evidencefrom Brazil. *Agribusiness*, 18(1): 37- 48.

Ahmadi, M. T. and Ahmadi, M. (2009). A study of relationship between the price of producer and consumer. *Knowledge and Development*, 16 (28): 77-94. (In Farsi)

Bakucs, Z., Falkowski, J., Ferto, I. (2012). Does farm and processing industry structure matter for price transmission? *Hungarian Academy of Sciences.*

Balanay, R. M. (2013). Spillover effects of price volatility in the egg and meat markets in the Philippines. *Development and Sustainability*, 2 (3): 1953-1969.

Cunha, C. A. and Wander, A. E. (2014). Asymmetry in farm-to-retail dry bean price transmission in Sao Paulo, Brazil. *Chain and Network Science*, 14(1): 31-41.

Eghtesadonline, (2020). (In Farsi)

Farajzadeh, Z. and Esmaeli, A. (2010). Analyzing price transmission in pistachio world market. *Agricultural Economics and Development*, 71: 69-98. (In Farsi)

Fiamohe, R., Seck, P. A., Alia, D. Y. and, Diagne, A. (2013). Price transmission analysis using Threshold Models. *Food Security*, 5(3): 427-438.

Fousekis, P., Katrakilidis, C. and Trachanas, E. (2016). Vertical price transmission in the US beef sector. *Economic Modelling*, 12: 499-506.

Gedara, K. P. M., Ratnasiri, S. and Bandara, J. S. (2015). Does asymmetry in price transmission exist in the rice market in Sri Lanka? *Applied Economics*, (48).

Ghiyasi, J. and Ahmadi, M. T. (2019). Analysis of price transmission in Khorasan's saffron market. *Agricultural Economics Research*, 42: 15-38. (In Farsi)

Hosseini, S. S., Nikookar, A., Doorandish, A. (2010). Analysis of market structure and the impact of price transmission on marketing margin in Iranian beef market. *Agricultural Economics and Development Research*, 41: 147-157. (In Farsi)

Kavoosi, M. and Khaligh, P. (2015). Spillover effects of meat prices volatility in Iran. *Agricultural Economics Research*, 26: 27-41. (In Farsi)

Kim, H. and Ward, R. W. (2013). Price transmission across the US food distribution system. *Food Policy*, 41: 226-236.

Lopes, R. and Burnquist, H. L. (2018). Asymmetric price transmission in the Brazilian refined sugar market. *Italian Review of Agricultural Economics*, 73: 5-25.

Meyer, J. and Von Cramon, S. (2004). Asymmetric price transmission: Asurvey. *Journal of Agricultural Economics*, 55(3): 581-611.

Ngeno, V. (2020). Asymmetric Price Transmission of World Prices to Kenyan Tea Market. *International Economics*, (14).

Oyewumi, O. and Sarker, R. (2010). Volatility spillover in a customs union. *African Association of Agricultural Economics (AAAE)*, (3): 96-106.

Rahmani, R. and Esmaeili, A. (2010). An analysis of price transmission in Chicken meat market, Fars province. *Agricultural Economics and Development*, 41. (In Farsi)

Rezitis, A. N. (2018). Investigating price transmission in the Finnish dairy sector: An asymmetric NARDL approach. *Empirical Economics*, (3).

Rezitis, A. N. (2003). Volatility spillover effects in Greek consumer meat prices. *Agricultural Economics Review*, (4): 29-36.

Santeramo, F. G., Von Cramon-Taubadel, S. (2016). On perishability and vertical Price Transmission. *Bio-based and Applied Economics*, 5(2): 199-214.

Stewart, H. and Blayney, D. P. (2011). Retail dairy prices fluctuate with the farm value of milk. *Agricultural and Resource Economics Review*, 40(2): 201-217.

Tasnimnews, (2015). (In Farsi)

Thong, N. T., Ankamah, I., Bronnmann, J., Nielsen, M., Roth, E. and Ehlers, B. (2020). Price transmission in the Pangasius value chain from Vietnam to Germany. *Aquaculture Reports*, 16: 1-7.

Von Cramon, S. (2017). The analysis of market integration and price transmission – results and implications in an African context. *Agrekon*, 56: 83–96.

Zheng, X., Pan, Z., and Zhuang, L. (2019). Price volatility and price transmission in perishable commodity markets. *Applied Economics Letters*, 8: 1–5.

DOI: 10.22034/IAES.2020.129892.1776

Agricultural Economics/Volume 14/Issue 1/1399

Pulses price transmission in Fars province

Maryam Ehsani, Mohammad Bakhshoodeh[1]

Received: 25 May.2020 **Accepted:21 June.2020**

Extended Abstract

Introduction

How to transmit price of agricultural products and its changes are considered as one of the most important indices of market performance and the main means of resource allocation in the economy. Assessing how price changes are transmitted among various market levels is important for production management and marketing. A distortion in the price transmission mechanism causes the market system not to function properly and asymmetric price transmission can disrupt price signals and force the government to intervene in the market to redistribute resources.

Materials and methods

In this research, vertical price transmission between wholesale and retail levels of pulses in Fars province was investigated during 1999:03 - 2017:02. The HEGY unit root test and unit root test with structural break were used due to the nature of the data studied and the occurrence of structural break in the variables. Also, due to the spillover effects in the market of alternative products, the retail prices of the alternatives were also included in the models. The error correction approach with structural break was used to investigate price transmission patterns.

Results and Discussion

The results showed that in the short term the price transmission is asymmetric for tiny pea and large lentil and symmetric for large pea and tiny lentil. In the long term, price transmission from retail to wholesale level is asymmetric for pea but from wholesale to retail level for lentil, that could be due to the continuation of negative effects of economic sanctions and high pulses storage capability as well as existence of other factors including market power for pea and increasing demand for pulses such as lentil that is substitute for other

1 Respectively: PhD student & Professor of agricultural economics, Faculty of agriculture, Shiraz university
Email: m.ehsany94@gmail.com

protein products such as red meat. Moreover, due to high inflation and creating price expectations in the society, it seems that the increase in prices for many goods is naturally absorbed in the society and this issue endangers the welfare of different groups by increasing the benefits of marketing factors. Also, the spillover effect of prices on alternative products have encouraged consumers to consume products with lower prices and quality, the price spillover effect on wholesale and retail levels are relatively stronger than alternative products and have caused the most price volatility.
JEL Classifications: L11, Q13, D40
Keywords: Price transmission, Alternative products, Structural failure, Market power, Inflation