

عدم تقارن قیمت در بازار واردات چای ایران

زهرا علیزاده خلیفه محله^۱، سیدصفر حسینی^{۲*} و امیرحسین چیدری^۳

۱، ۲، ۳، کارشناس ارشد، استاد و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی و

دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران

(تاریخ دریافت: ۹۰/۵/۱۰ - تاریخ تصویب: ۹۱/۶/۱۴)

چکیده

سطح رفاه تولیدکنندگان، عوامل بازاریابی و مصرف‌کنندگان یک کالا تحت تأثیر تغییرات قیمت در یک سطح بازار نسبت به تغییر قیمت در سطوح دیگر بازار (چگونگی انتقال قیمت) است. در این مطالعه، با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۵۵ عدم تقارن بازار چای با تکنیک همجمعی یوهانسون و برآورد مدل تصحیح خطا بررسی شد. کاربرد روش همجمعی در بازار واردات حاکی از وجود حداقل یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای قیمت داخلی و وارداتی می‌باشد. آزمون علیت گرنجر نشان داد که یک رابطه علیت گرنجر یک طرفه از قیمت وارداتی به قیمت داخلی وجود دارد نه یک رابطه علیت دو طرفه. برآورد الگوی انتقال قیمت از قیمت وارداتی به قیمت داخلی بیانگر وجود عدم تقارن در مکانیزم انتقال قیمت در بازار واردات چای ایران می‌باشد. بررسی دلیل اصلی این عدم تقارن با استفاده از شاخص‌های نسبت تمرکز و هرفیندال-هیرشمن که به ترتیب برابر با ۷۶ درصد و ۳۸۹۳/۲۹ می‌باشد حاکی از وجود تمرکز بالا و تسلط دو کشور هند و سریلانکا در بازار واردات چای ایران است.

واژه‌های کلیدی: انتقال قیمت، مدل تصحیح خطا، شاخص‌های نسبت تمرکز و هرفیندال-

هیرشمن، چای، ایران

مقدمه

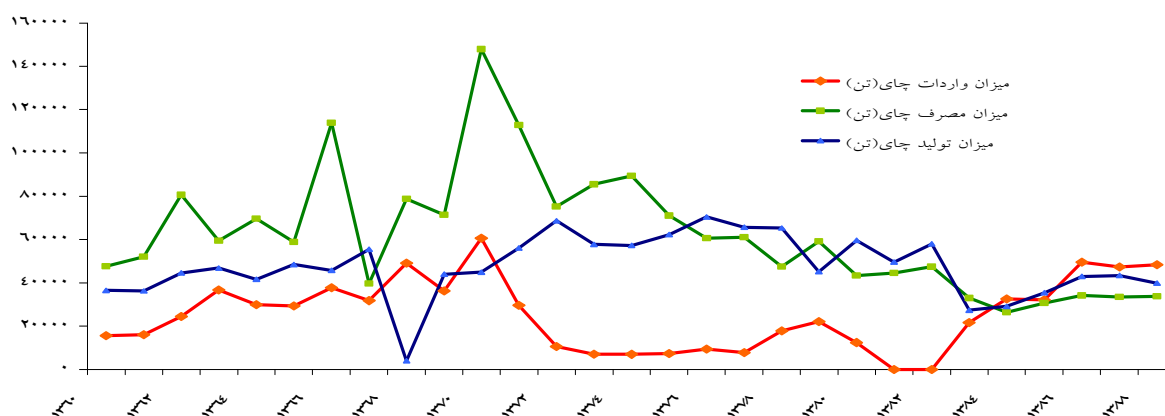
سطح رفاه تولیدکنندگان، عوامل بازاریابی و مصرف‌کنندگان یک کالا تحت تأثیر تغییرات قیمت در یک سطح بازار نسبت به تغییر قیمت در سطوح دیگر بازار (چگونگی انتقال قیمت) است. میزان سازگاری و سرعت انتقال تکانه‌های قیمتی به تولیدکننده و مصرف‌کننده، منعکس‌کننده رفتار قیمتی شرکت‌کنندگان سطوح مختلف بازار و همچنین یک ارزیابی از چگونگی کارایی بازار می‌باشد. به همین دلیل، بررسی انتقال قیمت در بازار کالاهای کشاورزی، مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان قرار گرفته و مقاله‌های

متعددی به بررسی این موضوع اختصاص یافته است (Serra & Goodwin, 2003; Conforti, 2004; Warr, 2005; Ghoshray, 2008; Koutroumanidis et al., 2009; Hosseini & Dourandish, 2007; Hosseini & Ghahramanzadeh, 2006; Hosseini & Nicoukar, 2007).

ایران با تولید ۱/۵ درصد از تولید جهانی، مصرف‌کننده ۳/۷ درصد از تولید جهانی است که نشان می‌دهد این کشور به عنوان یکی از واردکنندگان می‌باشد (Tea Research Institute of Iran, 2008). وضعیت تولید، مصرف و میزان واردات چای در کشور طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۶۰ در شکل (۱) نشان داده

واردات افزوده شد. روند مصرف در بین سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۷۴ روند نامنظمی داشته به طوری که در برخی از سال‌ها با افزایش و در دیگر سال‌ها با کاهش مواجه بوده، اما پس از آن روند نزولی را طی نموده است. علت‌های زیادی برای آن می‌تواند وجود داشته باشد که می‌توان به افزایش قیمت چای، افزایش قیمت قند به عنوان کالای مکمل چای، افزایش گرایش افراد به قهوه به عنوان کالای جانشین چای اشاره نمود. در مجموع می‌توان گفت که علی‌رغم پیشی گرفتن تولید داخلی چای از مصرف آن در سال‌های اخیر، به جای اینکه از میزان واردات کاسته شود، بر مقدار آن افزوده می‌شود.

شده است. بررسی روند واردات طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۶۰ نشان می‌دهد که طی دهه اول (۱۳۶۰-۱۳۷۰) واردات چای از ۱۶ هزار تن به ۶۱ هزار تن افزایش یافت؛ در حالی که متوسط نرخ رشد تولید داخلی چای حدود سه درصد بود که می‌توان از جنگ به عنوان یکی از دلایل کاهش تولید نام برد. پس از آن در دهه دوم (۱۳۷۱-۱۳۸۰) کاهش در واردات و افزایش در تولید چای داخلی مشهود است. همزمان با اجرای طرح اصلاح ساختار از سال ۱۳۷۹ تا سال ۱۳۸۲ ممنوعیت واردات چای در کشور حاکم بود. متأسفانه این روند دوام چندانی نداشت و مجدداً از سال ۱۳۸۳ با آزاد شدن واردات، به یک باره از تولید کاسته شد و بر میزان



شکل ۱- وضعیت تولید چای خشک و میزان واردات و میزان مصرف چای بر حسب تن در کشور طی سال‌های ۱۳۶۰-۱۳۸۸

سازماندهی تصمیمات و سیاست‌های دولت در راستای حمایت از تولید داخلی و کنترل میزان واردات ضروری است. بنابراین پژوهش حاضر با تدوین روش‌شناسی مناسب، نحوه انتقال قیمت در بازار واردات چای ایران را مورد بررسی و پرسش قرار می‌دهد. در ایران، پژوهش‌هایی در زمینه چگونگی انتقال قیمت در بازار داخلی محصولات کشاورزی صورت گرفته‌است، که از آن‌ها می‌توان به Hosseini & Dourandish (2007)، Nicoukar و Hosseini & Ghahramanzadeh (2007) et al. (2010) اشاره کرد. این مطالعه به بررسی انتقال قیمت در بازار واردات چای با استفاده از مدل‌های جدید می‌پردازد. از سوی دیگر، بررسی دلیل اصلی چگونگی

متوسط قیمت‌های چای وارداتی و داخلی (چای سیاه) طی دهه ۱۳۷۸-۱۳۷۸ به ترتیب برابر با ۲۹۰۰۰ و ۱۶۳۰۰ ریال است. نگاهی اجمالی به بازار واردات چای نشان می‌دهد که کشورهای هند و سریلانکا در مجموع با داشتن بیش از ۷۰ درصد از سهم بازار واردات چای به ایران، انحصار این بازار را در دست خود دارند. بنابراین ساختار غیر رقابتی و استفاده از قدرت بازاری، بر انتقال قیمت‌ها اثر می‌گذارد. با توجه به این نکته که چای داخلی و خارجی جانشین هم نیستند، اثرپذیری قیمت چای داخلی از کاهش‌ها و افزایش‌های قیمت وارداتی این کالا مهم می‌باشد. آگاهی از چگونگی انتقال قیمت در بازار واردات چای ایران و دلیل اصلی آن به‌منظور

گسترده‌ای برای بررسی وجود یک ریشه واحد در مطالعات سری‌های زمانی استفاده می‌شود. الگوی آزمون دیکی فولر تعمیم یافته به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\Delta p_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 p_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta p_{t-i} + e_t \quad (1)$$

که در آن γ_0 عرض از مبدا و t جزء روند می‌باشد. الگوی بالا برای آزمون فرضیه صفر $\gamma_2 = 0$ که بیانگر وجود ریشه واحد برای هر متغیر p_t برازش می‌گردد.

در مرحله دوم تکنیک همجمعی یوهانسون-یوسیلیوس (1990) برای تعیین وجود یک رابطه بلندمدت بین سری‌های قیمت به کار برده می‌شود. روش یوهانسون که مبتنی بر رابطه رتبه ماتریس و ریشه مشخصه آن است در واقع تعمیم آزمون دیکی فولر به حالت چند متغیره می‌باشد. چنانچه آزمون دیکی فولر را به حالت n متغیره تعمیم دهیم روابط زیر را در غالب الگوی AR قابل بیان است.

(۲)

$$Z_t = AZ_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Z_t = (A - I) Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Z_t = \pi Z_{t-1} + \varepsilon$$

که در آن رتبه ماتریس π برابر با تعداد بردارهای همگرایی است. در این روش ابتدا مقادیر ویژه ماتریس π برآورد می‌شود و بردارهای مشخصه متناظر با هر یک تعیین می‌شود. به ازای هر ریشه مشخصه غیر صفر یک بردار مشخصه وجود دارد که همان بردار حاوی روابط بلند مدت است. لذا برای تعیین تعداد روابط بلند مدت، فرض صفر بودن ریشه‌های مشخصه ماتریس π آزمون می‌شود. برای بررسی فرض صفر بودن ریشه‌های مشخصه از آماره‌های آزمون اثر^۱ و حداکثر مقدار ویژه^۲ (Maximum Eigen value) استفاده می‌شود.

در مرحله سوم مدل تصحیح خطای انگل-گرنجر که به دو شکل زیر بوده، استفاده می‌شود:

(۳)

$$\Delta IMP_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^{n_1} \beta_{ip} \Delta IMP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} \beta_{ip} \Delta RP_{t-i} - \pi_1 Z_{t-1} + e_{t1}$$

$$\Delta RP_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^{n_1} \beta_{ip} \Delta RP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} \beta_{ip} \Delta IMP_{t-i} - \pi_2 Z_{t-1} + e_{t2} \quad (4)$$

1. Trace

2. Maximum Eigen value

انتقال قیمت در بازار واردات این کالا، از اهداف دیگر این تحقیق است که در مطالعات مذکور به آن توجه نشده است.

پژوهش‌های برون مرزی زیادی به بررسی انتقال قیمت در بازار داخلی محصولات کشاورزی پرداخته‌اند (Salas, 2002; Galeotti et al., 2003; Grasso & Manera, 2005; Reziti & Panagopoulos, 2006; Oladunjoye, 2008; Bukeviciute et al., 2009). اما در زمینه بررسی انتقال قیمت در بازار واردات کالاهای کشاورزی می‌توان به مطالعه Conforti et al. (2003) اشاره کرد که با استفاده از قیمت‌های ماهانه از ژانویه ۱۹۸۹ تا می ۲۰۰۱، ارتباط بین قیمت‌های وارداتی جهان و قیمت‌های داخلی گندم مصر را مورد بررسی قرار دادند و نتایج حاکی از وجود عدم تقارن بود. Conforti (2004) وجود عدم تقارن در تعدیل قیمت‌های داخلی محصولات مختلف کشاورزی در واکنش به تغییرات قیمت‌های جهانی را برای تعدادی از کشورها (آرژانتین، برزیل، شیلی، مصر و...) مورد آزمون قرار داد. داده‌های سالانه از ۱۹۶۹ تا ۲۰۰۱ وجود عدم تقارن را تأیید کردند. Minot (2010) به بررسی انتقال تغییرات قیمت مواد غذایی جهان به بازارهای آفریقا با استفاده از داده‌های ماهانه ژانویه ۲۰۰۷ تا ژانویه ۲۰۰۸ و مدل تصحیح خطا در بازار ذرت، برنج و گندم ۱۲ کشور (کامرون، اتیوپی، غنا و غیره) پرداخت. نتایج نشان داد که تغییرات قیمت جهانی به صورت نامتقارن به بازار ذرت و گندم و به صورت متقارن به بازار برنج منتقل می‌شود.

پژوهش حاضر، اولین پژوهشی است که به طور جامع به بررسی مکانیسم انتقال قیمت در بازار واردات چای ایران و همچنین در صورت مشاهده عدم تقارن قیمتی به کشف دلیل اصلی آن با استفاده از شاخص‌های موجود پرداخته‌است.

مواد و روش‌ها

۱- عدم تقارن در انتقال قیمت

مطالعه عدم تقارن در انتقال قیمت نیازمند یک مدل‌سازی خاصی است. در مرحله اول باید ایستایی سری‌های زمانی با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) مورد بررسی قرارگیرد. این آزمون به طور

$$H_0: \tau_{1,1} = \tau_{2,1}, \tau_{1,2} = \tau_{2,2}, \dots, \tau_{1,K_1} = \tau_{2,K_2} \quad (V)$$

در عبارت بالا، فرضیه برابری تک تک ضرایب متغیرهای افزایش و کاهش قیمت یک کیلوگرم چای وارداتی در زمان t و وقفه‌های آن بررسی می‌شود. قبول فرضیه صفر در این آزمون، به معنای آن است که افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت وارداتی در همه دوره‌ها به یک میزان به قیمت چای داخلی منتقل می‌شود. بنابراین پذیرفتن این فرضیه به این معناست که سرعت انتقال تغییر قیمت‌ها از قیمت وارداتی به داخلی، متقارن است.

۲- اندازه‌گیری تمرکز بازار

یکی دیگر از اهداف این پژوهش، اندازه‌گیری سطح رقابت و انحصار در بازار با استفاده از شاخص‌های نسبت تمرکز n بنگاه^۱ و هرفیندال-هیرشمن^۲ است.

الف- نسبت تمرکز n بنگاه: این شاخص به صورت

زیر تعریف می‌شود:

$$CR_n = \sum_{i=1}^n S_i \quad i=1, \dots, K \quad K > N \quad (A)$$

در اینجا K تعداد کشورهای صادرکننده چای به ایران، N تعداد کشورهای بزرگ صادرکننده چای به ایران؛ که بیشترین سهم بازار واردات چای را در اختیار داشته‌اند و S_i سهم بازار کشور i ام و CR_n «نسبت تمرکز n کشور» می‌باشند. سهم بازار نیز از نسبت میزان واردات از هر کشور به کل واردات چای بدست می‌آید ($S_i = \frac{X_i}{\sum X_i}$).

ب- شاخص هرفیندال-هیرشمن (HHI)

شاخص هرفیندال چگونگی توزیع اندازه بازار در بین بنگاه‌های موجود و نوع ساختار بازار را به مراتب بهتر از نسبت تمرکز مشخص می‌سازد. این شاخص به صورت حاصل جمع توان دوم سهم بازاری کلیه کشورهای صادرکننده چای به ایران چنانچه تعداد آن‌ها از ۵۰ کمتر باشد، محاسبه می‌شود.

$$HHI = \sum_{i=1}^n S_i^2 \quad (9)$$

HHI شاخص هرفیندال و S_i سهم بازار کشور i ام و n تعداد کشورهای صادرکننده چای به ایران می‌باشد. به

از این روش نتایج زیر بدست می‌آید:

الف) اگر $\pi_1 \neq 0, \pi_2 \neq 0$ ؛ در این صورت رابطه دو طرفه بلندمدت بین دو متغیر وجود دارد.

ب) اگر $\pi_1 = 0, \pi_2 \neq 0$ ؛ در این صورت قیمت وارداتی علت شکل‌گیری قیمت داخلی می‌باشد.

ج) اگر $\pi_1 \neq 0, \pi_2 = 0$ ؛ در این صورت قیمت داخلی علت شکل‌گیری قیمت وارداتی می‌باشد.

سپس در مرحله چهارم، مدل تصحیح خطای انگل-گرنجر با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای بررسی چگونگی انتقال قیمتی بین قیمت وارداتی و قیمت داخلی برآورد می‌شود. برای دستیابی به این هدف، ابتدا الگوی تعادلی بلندمدت بین قیمت وارداتی و قیمت چای داخلی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$RP_t = \lambda_0 + \lambda_1 IMP_t + \varepsilon_{RIM,t} \quad (5)$$

در این الگو RP_t قیمت چای داخلی و IMP_t قیمت یک کیلوگرم چای وارداتی است. قیمت یک کیلوگرم چای وارداتی از تقسیم ارزش واردات به حجم واردات بدست می‌آید. متغیر $\varepsilon_{RIM,t}$ جزء اخلال هم‌انباشته در رابطه بلندمدت متغیرهای الگو می‌باشد که رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو نیز در این جزء مستتر است. با استفاده از اجزای اخلال الگوی (۵)، الگوی اقتصادسنجی انتقال قیمت از قیمت وارداتی تا قیمت داخلی برای آزمون تصحیح خطا به شکل زیر تصریح می‌شود:

(۶)

$$\Delta RP_t = \psi_0 + \sum_{i=0}^{K_1} \tau_{imp}^+ \Delta IMP_{t-i}^+ + \sum_{i=1}^{K_2} \tau_{rp}^+ \Delta RP_{t-i}^+ + \theta^+ \hat{Z}_{rim,t-1} + \sum_{i=0}^{K_1} \tau_{imp}^- \Delta IMP_{t-i}^- + \sum_{i=1}^{K_2} \tau_{rp}^- \Delta RP_{t-i}^- + \theta^- \hat{Z}_{rim,t-1} + \omega_{it}$$

در الگوی (۶) تغییرات قیمت چای داخلی تابعی از افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت وارداتی، قیمت داخلی و وقفه مقادیر منفی و مثبت جزء اخلال هم‌انباشته است. θ^+ برای وقفه اول مقادیر مثبت جزء اخلال،

θ^- و $\hat{\varepsilon}_{rim,t-1}^-$ (برای θ^-) به کار رفته است.

بعد از برآورد مدل آزمون والد (Wald) برای فرضیه صفر $\theta^+ = \theta^-$: H_0 استفاده شده که بیانگر تقارن در انتقال قیمت می‌باشد. برای ارزیابی چگونگی سرعت انتقال قیمت با استفاده از الگوی تصحیح خطا باید فرضیه‌ی صفر زیر آزمون شود:

وجود دارد، استفاده کرد. تکنیک همجمعی یوهانسون فرضیه صفر که هیچ رابطه همجمعی وجود ندارد را در برابر فرضیه وجود رابطه همجمعی مورد آزمون قرار می‌دهد. این روش شامل کاربرد آماره‌های Trace و Max-Eigen value می‌باشد. نتایج آزمون همجمعی یوهانسون برای متغیرهای قیمت داخلی و قیمت وارداتی در جدول (۲) نشان داده شده است. براساس نتایج جدول، مقادیر آماره Trace و Max-Eigen value در سطح ۵ درصد از مقدار بحرانی بیشتر است. بدین ترتیب فرضیه صفر (عدم وجود رابطه بلندمدت) در سطح ۵ درصد رد می‌شود. در مرحله بعد فرضیه صفر (وجود حداقل یک رابطه بلندمدت) مورد آزمون قرار می‌گیرد. این بار مقادیر هر دو آماره از مقدار بحرانی جدول در سطح ۵ درصد کمتر بوده، یعنی فرضیه صفر وجود حداقل یک رابطه بلندمدت در سطح ۵ درصد پذیرفته می‌شود. بنابراین می‌توان گفت که حداقل یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای قیمت داخلی و وارداتی چای وجود دارد.

جدول ۲- نتایج آزمون همجمعی یوهانسون- یوسلیوس برای قیمت های داخلی و واردات

فرضیه صفر	Eigen value	Trace آماره (سطح ۵ درصد)	مقدار بحرانی
رابطه بلندمدتی وجود ندارد. ($r=0$)	۰/۵۰	۲۴/۶۴*	۱۵/۴۹
حداقل یک رابطه بلندمدت وجود دارد. ($r \leq 1$)	۰/۰۹	۳/۰۳	۳/۸۴

فرضیه صفر	Eigen value	Max-Eigen آماره (سطح ۵ درصد)	مقدار بحرانی
رابطه بلندمدتی وجود ندارد. ($r=0$)	۰/۵۰	۲۱/۶۱*	۱۴/۲۶
حداقل یک رابطه بلندمدت وجود دارد. ($r \leq 1$)	۰/۰۹	۳/۰۳	۳/۸۴

(* در سطح ۵ درصد)

پیش از برآورد الگوی انتقال قیمت در بازار واردات چای ایران باید جهت علیت بین سری‌های قیمت در این بازار تعیین شود. به همین دلیل آزمون علیت گرنجر

طوری که: $HHI < 100$ نشان‌دهنده یک بازار رقابتی شدید است؛ $HHI < 1000$ نشان‌دهنده یک بازار غیرمتمرکز است؛ $1800 < HHI < 10000$ نشان‌دهنده یک بازار با تمرکز متوسط است؛ $HHI > 1800$ نشان‌دهنده یک بازار با تمرکز بالا است.

داده‌های مورد نیاز برای برآورد الگوهای تجربی پژوهش، آمار قیمت داخلی و قیمت وارداتی (نسبت ارزش ریالی واردات به حجم واردات) می‌باشد که به ترتیب از سازمان چای شمال و سازمان گمرک جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. میزان فروش چای تک تک کشورهای صادرکننده چای به ایران نیز از سازمان گمرک جمع‌آوری گردید. دوره مطالعه از سال ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۸ در نظر گرفته شد که در آنها از مشاهدات سالانه استفاده می‌شود. برای برآورد الگوهای اقتصادسنجی پژوهش نیز از بسته‌های نرم‌افزاری SHAZAM10 و Eviews استفاده می‌شود.

نتایج و بحث

کاربرد آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته برای سری‌های قیمت وارداتی و داخلی چای تأیید کرد که این سری‌ها ایستا از درجه یک می‌باشند (مطابق جدول ۱).

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی سری زمانی (ADF)

نام سری	آماره τ سطح			مقادیر بحرانی
	سطح ۱ درصد	سطح ۵ درصد	سطح ۱۰ درصد	
قیمت وارداتی (IMP)	۲/۶۳	-۳/۶۵	-۲/۹۵	-۲/۶۵
قیمت داخلی (RP)	۰/۲۴	-۳/۲۷	-۳/۵۶	-۳/۲۱
قیمت وارداتی با یکبار دیفرانسیل گیری ($\Delta(IMP)$)	۴/۹۹*	-۳/۶۵	-۲/۹۵	-۲/۶۵
قیمت داخلی با یکبار دیفرانسیل گیری ($\Delta(RP)$)	۷/۳۴*	-۳/۶۵	-۲/۹۶	-۲/۶۲

* معنی داری در سطح ۱ درصد

با توجه به اینکه سری‌های زمانی قیمت، ایستا از درجه یک می‌باشند، می‌توان از تکنیک یوهانسون (Johansen & Juselius, 1990) برای آزمون اینکه آیا یک ترکیب (رابطه خطی) از متغیرها که ایستا می‌باشد،

(ΔIMP) در آنها مثبت است، عدد صفر قرار داده شد. این الگو با روش حداقل مربعات معمولی برآورد گردید. برای تعیین طول وقفه، الگوهایی با وقفه‌های مختلف برآورد گردید و با توجه به آماره آکائیک و شوارتز، بهترین مدل انتخاب گردید. نتایج حاصل از برآورد این الگو در جدول (۴) نشان داده شده است.

بزرگتر بودن ضریب متغیر وقفه انحرافات مثبت ($0/51$) از قدرمطلق ضریب متغیر وقفه انحرافات منفی ($0/28$) نشان می‌دهد که تعدیلات افزایشی قیمت از وارداتی به داخلی سریع‌تر از تعدیلات کاهش‌ی آن منتقل می‌شود. همچنین آزمون بررسی عدم تقارن در سرعت انتقال قیمت با استفاده از آزمون والد نیز نشان می‌دهد که فرضیه صفر تقارن در سرعت انتقال پذیرفته نمی‌شود ($p = 0/000$ ، $t^2(1) = 35/86$)؛ به عبارت دیگر افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت وارداتی چای در همه دوره‌ها به یک اندازه به قیمت داخلی این کالا منتقل نمی‌شود. همچنین اثر تغییر قیمت وارداتی، صرف نظر از جهت تغییر (افزایش یا کاهش) مدت زمانی مشخص طول می‌کشد تا در قیمت داخلی مشاهده شود. یعنی سرعت انتقال قیمت از وارداتی به داخلی نامتقارن است.

در مجموع الگوی انتقال قیمت از قیمت وارداتی به داخلی بیانگر وجود عدم تقارن در مکانیزم انتقال قیمت در بازار واردات چای ایران می‌باشد. لذا با توجه به نتیجه انتقال نامتقارن قیمت در بازار واردات، در این بخش به بررسی دلیل اصلی آن یعنی وجود قدرت بازاری پرداخته می‌شود. برای اندازه‌گیری تمرکز بازار از متغیر "میزان واردات" به عنوان متغیر سنجش تمرکز استفاده شده و همچنین برای ارزیابی تمرکز از دو شاخص آماری "نسبت تمرکز n کشور (CR_n)" و "شاخص هرفیندال-هیرشمن (HHI) طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۵۵ استفاده می‌شود.

با نگاهی به نتایج حاصل از جدول (۵) می‌توان گفت در بازار واردات چای شرایط انحصار مؤثر وجود دارد. به طوری که دو کشور عمده تولیدکننده چای در جهان (هند و سریلانکا) در سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۵ حدود ۷۶ درصد بازار را در تسلط خود داشته‌اند. میانگین شاخص هرفیندال-هیرشمن طی این دوره برابر با $3893/29$ بوده ($HHI > 1800$) که حاکی از وجود تمرکز بالا در بازار واردات چای ایران و ساختار انحصاری این بازار می‌باشد.

برای تعیین جهت علیت بین قیمت‌های وارداتی و داخلی انجام شد. نتایج آزمون علیت گرنجر در جدول (۳) ارائه شده است. مطابق این جدول، وقتی آزمون علیت گرنجر از قیمت وارداتی به قیمت داخلی بررسی می‌شود، فرضیه قیمت وارداتی علیت گرنجر قیمت داخلی نمی‌باشد در سطح یک درصد رد می‌شود (با توجه به مقدار آماره F و احتمال مشاهده شده در جدول ۳)؛ اما فرضیه صفر قیمت داخلی علیت گرنجر قیمت وارداتی نمی‌باشد، با توجه به کوچک بودن مقدار آماره F محاسباتی ($0/002$) پذیرفته می‌شود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که یک رابطه علیت گرنجر یک طرفه از قیمت وارداتی به قیمت داخلی وجود دارد نه یک رابطه علیت دو طرفه.

جدول ۳- بررسی جهت علیت در بازار واردات چای ایران

فرضیه صفر	آماره F	احتمال
قیمت داخلی (RP) علیت گرنجر قیمت وارداتی (IMP) نمی‌باشد.	۰/۰۰۲	۰/۹۶
قیمت وارداتی (IMP) علیت گرنجر قیمت داخلی (RP) نمی‌باشد.	۹/۳۳	۰/۰۰۴

برای بررسی چگونگی انتقال قیمت در بازار واردات چای از قیمت وارداتی به قیمت داخلی، الگوی تصحیح خطا با رویکرد انگل-گرنجر ($ECM-EG$) با استفاده از داده‌های سالانه قیمت‌ها و در بسته نرم‌افزاری SHAZAM برآورد شد. همان‌طور که قبلاً نیز بیان شد قیمت وارداتی از تقسیم ارزش واردات چای بر مقدار واردات بدست می‌آید. ابتدا الگوی رگرسیونی $RP_t = \mu_0 + \mu_1 IMP_t + \varepsilon_t$ برآورد گردید. سپس اجزای اخلاص رگرسیون برآورد شده به صورت دو متغیر وقفه اول مقادیر منفی و مثبت اجزای اخلاص تعریف و به عنوان متغیرهای توضیحی به الگو اضافه شد. برای وارد کردن متغیرهای افزایش و کاهش قیمت وارداتی چای در این الگو، ابتدا تغییرات دوره به دوره قیمت به صورت $\Delta IMP_t = IMP_t - IMP_{t-1}$ محاسبه شد، سپس مقادیر مثبت و منفی تغییرات قیمت (ΔIMP) به صورت دو متغیر افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت تعریف شد و برای متغیر افزایش‌های قیمت، به جای مشاهداتی که مقادیر (ΔIMP) در آنها منفی است، عدد صفر و برای متغیر کاهش‌های قیمت، به جای مشاهداتی که مقادیر

دوران شکست ساختاری، یک و برای سایر مشاهدات صفر است، به مدل اضافه شد. فرضیه صفر مبتنی بر تساوی ضرائب ECT_{t-1}^+ و ECT_{t-1}^- با استفاده از آزمون والد نشان می‌دهد که ضرایب از لحاظ آماری با هم اختلاف معنی‌داری دارند ($p = 0.000$ ، $x^2(1) = 23.98$)؛ در نتیجه فرضیه صفر (وجود تقارن) رد شده و انتقال قیمت‌ها در بازار واردات از قیمت وارداتی به داخلی، نامتقارن است و هر گونه افزایش یا کاهش در قیمت وارداتی عیناً به قیمت داخلی منتقل نمی‌شود. این انتقال نامتقارن قیمت مثبت بوده که به معنای واکنش قوی‌تر قیمت چای در ایران به افزایش قیمت وارداتی این محصول، نسبت به کاهش قیمت وارداتی است. عدم تقارن مثبت برای مصرف‌کنندگان نامطلوب است.

آماره R^2 و سطوح معنی‌داری ضرایب متغیرها نشان می‌دهند که متغیرهای توضیحی وارد شده در الگو، تغییرات متغیر وابسته را به‌خوبی توضیح می‌دهند. همچنین آماره دوربین-واتسون نشان می‌دهد که مشکل خودهمبستگی در الگوی برآوردشده، وجود ندارد. آماره جارکوبرا با مقدار $1/6$ نشان داد که اجزای اخلال الگو، توزیع نرمال دارد. همچنین آزمون شکست ساختاری برای مدل برآوردی نشان داد که در فاصله سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۷۹ شکست ساختاری اتفاق افتاده است که مقارن با اقدام دولت به تهیه طرح " ساماندهی کشت و صنعت و بازرگانی چای " بود که به افزایش ورود چای قاچاق به کشور به دلیل ممنوعیت واردات منجر گردید. بنابراین یک متغیر مجازی که مقدار آن برای مشاهدات

جدول ۴- الگوی انتقال قیمت از قیمت وارداتی به داخلی بر اساس آزمون ECM_{eg} و با داده‌های سالانه دوره ۸۸-۱۳۵۵

علامت	نام متغیر	ضریب متغیر	آماره t
CONS	عرض از مبدأ	۹۰/۴۱۶	۲/۸۲*
ΔIMP^+	تغییرات افزایشی قیمت وارداتی	۰/۶۹	۹/۱۸*
ΔIMP^-	تغییرات کاهشی قیمت وارداتی	۰/۰۶	۰/۸
ΔRP_{t-2}^+	تغییرات افزایشی قیمت داخلی با دو وقفه	۰/۲۱	۲/۸*
ΔRP_{t-2}^-	تغییرات کاهشی قیمت داخلی با دو وقفه	۰/۵۲	۴/۶۸*
ΔIMP_{t-1}^+	تغییرات افزایشی قیمت وارداتی با یک وقفه	-۰/۰۴	-۰/۸۲
ΔIMP_{t-1}^-	تغییرات کاهشی قیمت وارداتی با یک وقفه	۰/۹۴	۷/۱۲*
ΔIMP_{t-2}^+	تغییرات افزایشی قیمت وارداتی با دو وقفه	۰/۰۷	۰/۷۵
ΔIMP_{t-2}^-	تغییرات کاهشی قیمت وارداتی با دو وقفه	۰/۸۵	۶/۵۱*
ΔIMP_{t-4}^-	تغییرات کاهشی قیمت وارداتی با چهار وقفه	۰/۵۷	۴/۲۳*
ΔIMP_{t-4}^+	تغییرات افزایشی قیمت وارداتی با چهار وقفه	-۰/۲۸	-۶/۱۶*
D	متغیر مجازی	۳۴۱۲/۵	۸/۳۳*
ECT_{t-1}^+	وقفه مقادیر مثبت جزء اخلال رابطه تعادلی بلندمدت	۰/۵۱	۶/۳۰*
ECT_{t-1}^-	وقفه مقادیر منفی جزء اخلال رابطه تعادلی بلندمدت	-۰/۲۸	-۱/۹۷**
R^2	ضریب تعیین	۰/۷۵	دوربین واتسون ۲/۲
R^{-2}	تعدیل شده	۰/۶	آماره آکائیک ۱۴/۷
معادله برآوردی با روش OLS در مرحله اول روش ECM_{eg}		$RP_t = 392.38 + 0.56IMP_t$	
تست عدم تقارن با روش Wald (فرضیه: $\pi^- = \pi^+$)		$x^2(1) = 23.98 (0.000)$	
تست عدم تقارن در سرعت انتقال با روش Wald		$x^2(1) = 35.86 (0.000)$	

*، ** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ۵ درصد

جدول ۵- نسبت‌های تمرکز و شاخص هرفیندال در بازار واردات چای ایران طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۵

سال	نسبت‌های تمرکز (درصد)			شاخص هرفیندال (HHI)
	CR ₁	CR ₂	تعداد (n)	
۱۳۵۵	۴۹/۱۹	۹۰/۱۶	۳۴	۴۱۱۵/۷۶
۱۳۵۶	۴۵/۶۳	۸۰/۸۷	۳۱	۳۳۷۳/۲۷
۱۳۵۷	۴۴/۹۰	۸۶/۹۳	۲۴	۳۸۲۲/۷۳
۱۳۵۸	۴۸/۳۴	۸۹/۷۷	۲۹	۴۰۸۲/۲۲
۱۳۵۹	۳۹/۰۳	۷۴/۰۵	۱۵	۳۱۱۹/۷۱
۱۳۶۰	۴۸/۳۳	۹۶/۰۸	۱۷	۴۶۱۸/۹۹
۱۳۶۱	۵۹/۹۳	۹۷/۹۴	۱۱	۵۰۳۹/۰۲
۱۳۶۲	۷۸/۴۴	۹۶/۸۴	۱۴	۶۴۹۸/۶۲
۱۳۶۳	۶۸/۴۰	۸۳/۹۹	۱۵	۵۰۳۲/۶۹
۱۳۶۴	۶۲/۶۲	۸۰/۶۰	۱۱	۴۳۸۰/۰۶
۱۳۶۵	۶۹/۸۷	۸۸/۹۹	۱۳	۵۲۹۰/۹۶
۱۳۶۶	۳۷/۳۸	۶۳/۷۱	۱۱	۲۵۸۹/۶۰
۱۳۶۷	۵۶/۸۹	۹۱/۱	۹	۴۴۲۶/۹۴
۱۳۶۸	۳۳/۹۹	۵۷/۳۶	۱۰	۲۴۹۴/۳۲
۱۳۶۹	۴۷/۹۹	۶۷/۹۰	۱۶	۱۸۱۵/۷۳
۱۳۷۰	۵۳/۱۲	۶۷/۸۵	۱۵	۳۵۱۸/۰۲
۱۳۷۱	۳۳/۷۶	۵۷/۷۵	۱۹	۲۰۶۰/۹۶
۱۳۷۲	۴۰/۲۹	۵۵/۸۲	۱۲	۳۱۹۱/۴۲
۱۳۷۳	۷۸/۷۹	۹۲/۵۱	۱۱	۶۴۴۵/۴۰
۱۳۷۴	۴۴/۱۵	۶۷/۰۲	۱۰	۳۱۳۰/۲۳
۱۳۷۵	۶۲/۹۳	۸۱/۱۹	۴	۴۶۴۴/۲۵
۱۳۷۶	۳۹/۴۹	۷۳/۹۳	۱۱	۲۹۶۹/۳۲
۱۳۷۷	۴۳/۰۹	۶۴/۱۰	۱۰	۳۰۳۱/۴۲
۱۳۷۸	۴۰/۷۸	۶۳/۰۳	۱۰	۳۰۶۱/۸۸
۱۳۷۹	۴۶/۲۰	۸۱/۱۱	۱۲	۳۵۸۷/۲۷
۱۳۸۰	۳۹/۱۹	۵۳/۵۵	۱۲	۳۲۱۶/۸۲
۱۳۸۱	۶۳/۷۷	۱۰۰	۲	۵۳۷۹/۵۳
۱۳۸۲	۱۰۰	-	۱	۱۰۰۰۰
۱۳۸۳	۴۵/۵۲	۷۶/۸۸	۸	۳۴۳۳/۲۵
۱۳۸۴	۳۳/۹۳	۴۷/۳۷	۱۶	۲۴۸۶/۴۸
۱۳۸۵	۳۲/۶۵	۵۴/۹۶	۱۳	۲۶۶۵/۴۱
۱۳۸۶	۲۸/۵۶	۵۶/۲۴	۱۲	۲۴۷۶/۱۵
۱۳۸۷	۳۴/۶۴	۶۵/۶۴	۱۲	۲۹۳۰/۹۸
۱۳۸۸	۴۲/۹۸	۵۲/۷۱	۱۲	۳۲۴۲/۵۱
میانگین	۵۱/۳۲	۷۵/۷۰	-	۳۸۹۳/۲۹

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج حاصل از برآورد الگوی انتقال قیمت از قیمت وارداتی به قیمت داخلی بیانگر عدم تقارن قیمتی در بازار واردات می‌باشد. لذا کشورهای صادرکننده چای به ایران از طریق انتقال نامتقارن افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت وارداتی به قیمت داخلی، حاشیه بازار را افزایش و منافی کسب می‌کنند. نتیجه دیگر حاصل از این الگو بیان‌کننده این مطلب می‌باشد که متغیر قیمت

وارداتی چای تأثیر زیادی در چگونگی روند حرکتی قیمت داخلی چای دارد. نتایج محاسبه شاخص‌های تمرکز و هرفیندال-هیرشمن حاکی از وجود تمرکز زیاد و ساختار انحصاری بازار واردات چای ایران می‌باشد که نشان می‌دهد نفوذ در این بازار به سادگی امکان‌پذیر نیست و کشورهای عمده فعال در آن به راحتی بر سر تعیین قیمت و مقدار، همکاری و توافق دارند. لذا با توجه به این نکته که یکی از دلایل اصلی عدم تقارن

برابر کرد.

سیاسگزاری

این مقاله بخشی از طرح پژوهشی تحت عنوان: "بررسی رقابت پذیری و انتقال قیمت در ساختار صنعت چای ایران" که با حمایت مالی صندوق حمایت از پژوهشگران کشور انجام شده است، می باشد.

قیمتی در بازار واردات چای وجود قدرت بازاری کشورهای صادرکننده چای (هند و سریلانکا) بوده که منجر به افزایش بالای قدرت چانه زنی آنها شده است، پیشنهاد می شود تا با ورود تعداد زیادی کشور به جمع صادرکنندگان چای به ایران، از قدرت انحصاری آنها کاسته شده و با این کار حداقل توانست قیمت وارداتی چای به ایران را با قیمت جهانی آن

REFERENCES

1. Bukeviciute, L. Dierx, A. Ilzkovitz, F & Roty, G. (2009). Price transmission along the food supply chain in the European Union. *Presentation at the 113th EAAE Seminar "A resilient European food industry and food chain in a challenging world"*. 3-6 September 2009.
2. Central Organization of Iranian Rural Cooperatives. (2010). *Wholesale and retail prices report of tea during 2006-2010*. (In Farsi).
3. Conforti, P. Hallam, D. & Rapsomanikis, G. (2003). Market integration and price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries: review and applications. *FAO Commodity Market Review, FAO Commodity and Trade Division Working Paper*.
4. Conforti, P. (2004). *Price transmission in selected agricultural markets. FAO Commodity and Trade Policy Research Working Paper no. 7*.
5. Country's statistics customs office. (2011). *Statistical yearbook of the country's imports during 1977-2010*. (In Farsi).
6. Galeotti, M., Lanza, A. & Manera, M. (2003). Rockets and feathers revisited: an international comparison on European gasoline markets. *Energy Economics*, 25(1), 175-190.
7. Ghoshray, A. (2008). Asymmetric Adjustment of Rice Export Prices: The Case of Thailand and Vietnam. *International Journal of Applied Economics*, 5(2), 80-91.
8. Grasso, M. & Manera, M. (2005). Asymmetric error correction models for the oil gasoline price relationship. *Fondazione Eni Enrico Mattei Working Paper no. 75*.
9. Hosseini, S. & Dourandish, A. (2007). Price transmission of pistachio in the world market. *Iranian Journal of Agricultural Science*, 2(1), 145-153. (In Farsi).
10. Hosseini, S. & Ghahremanzade, M. (2007). Asymmetric adjustment and price transmission in the Iranian meat market. *Agricultural Development and Economics Journal*, 14(53), 45-58. (In Farsi).
11. Koutroumanidis, Th., Zafeiriou, E. & Arabatzis, G. (2009). Asymmetry in price transmission between the producer and the consumer prices in the wood sector and the role of imports: The case of Greece. *Forest Policy and Economics* 11, 56-64.
12. Minot, N. (2010). Transmission of World Food Price Changes to African Markets and its Effect on Household Welfare. Paper to be presented at the Comesa policy seminar "*Food price variability: Causes, consequences, and policy options*", 25-26 January 2010 in Maputo, Mozambique.
13. Nicoukar, A. Hosseini, S. & Dourandish, A. (2010). Price transmission in the Iranian meat market. *Agricultural Development and Economics Journal*, 24(1), 21-32. (In Farsi).
14. North of the country's tea organization. (2011). *Wholesale and retail prices report of tea during 1984-2005*. (In Farsi).
15. North of the country's tea factories union. (2011). *Wholesale and retail prices report of tea during 1977-2010*. (In Farsi).
16. Oladunjoye, O. (2008). Market structure and price adjustment in the U.S. wholesale gasoline markets. *Journal of Energy Economics*, 30, 937-961.
17. Reziti, I & Panagopoulos, Y. (2006). The price transmission mechanism in the Greek agri-food sector: An empirical approach. *By the Centre of Planning and Economic research*, Athens, Greece.
18. Salas, J.M.I.S. (2002). Asymmetric price adjustments in a deregulated gasoline market. *Philippine Review of Economics*, 39, 38-71.
19. Serra, T. & Goodwin, B. K. (2003) Price transmission and Asymmetric Adjustment in the Spanish Dairy Sector. *Applied Economics*, 35, 1889-1899.
20. Tea Research Institute of Iran. (2008). *Strategic plan of tea. Working Paper no. 1, 2, 3, 4*. (In Farsi).
21. Warr, P. (2005). The Transmission of Import Prices to Domestic Prices: an Application to Indonesia. *Forthcoming: Applied Economics Letters*, Australian National University.