

عدم تقارن قیمت گوجه‌فرنگی، پیاز و سیب‌زمینی در استان فارس

آیت‌اله کرمی*

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۱۱/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۲/۱۲

چکیده

در این مطالعه انتقال نامتقارن قیمت در دو سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی سه محصول پیاز، سیب‌زمینی و گوجه‌فرنگی با به‌کارگیری معادله‌ی عدم تقارن قیمت مورد بررسی قرار گرفته است. از اطلاعات ماهیانه‌ی قیمت‌های خرده‌فروشی و عمده‌فروشی مهرماه ۱۳۷۷ تا شهریورماه ۱۳۸۶ این سه محصول در استان فارس استفاده شد. نتایج به دست آمده از تخمین معادله‌ی عدم تقارن قیمت برای محصول سیب‌زمینی نشان‌دهنده‌ی این است که یک ارتباط بین دو سطح خرده‌فروشی و عمده‌فروشی بازار این محصول وجود دارد که بیان‌گر آن است که عدم تقارن قیمت وجود ندارد. نتایج به دست آمده نشان‌دهنده‌ی عدم تقارن منفی قیمتی محصول گوجه‌فرنگی در دو سطح خرده‌فروشی و عمده‌فروشی است که منفی بودن عدم تقارن بیان‌کننده‌ی این است که واکنش خرده‌فروش نسبت به افزایش قیمت در سطح عمده‌فروشی بیش از کاهش قیمت در سطح عمده‌فروش است. نتایج برای محصول پیاز نشان‌دهنده‌ی آن است که بین دو سطح خرده‌فروشی و عمده‌فروشی بازار این محصول ارتباط وجود دارد، و دلیلی بر عدم تقارن قیمت وجود ندارد. در ارتباط با هر سه محصول دیده می‌شود که عرض از مبدا تابع مثبت و معنادار بوده که بیان‌کننده‌ی حاشیه‌ی بازاریابی در دو سطح خرده‌فروشی و عمده‌فروشی است. پس با توجه به افزایش قیمتی که در نتیجه‌ی عدم تقارن قیمت گوجه‌فرنگی متوجه مصرف‌کننده می‌شود و هم‌چنین افزایش سود انحصاری ناشی از حاشیه‌ی بازار برای واسطه‌ها، در سیاست‌های قیمت‌گذاری به این موارد می‌بایست توجه داشت.

طبقه‌بندی JEL: Q38، Q13، Q11

واژه‌های کلیدی: عدم تقارن قیمت، عمده‌فروشی، خرده‌فروشی

*استادیار گروه مدیریت توسعه‌ی روستایی دانشکده‌ی کشاورزی، دانشگاه یاسوج

Email: : aiatkarami@yahoo.com

مقدمه

ارتباط میان قیمت‌ها در سطوح مختلف بازار از قبیل تولیدکننده، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی از نکات قابل توجه علم اقتصاد است، پیش‌گامی و وقفه‌ی قیمتی ممکن است به خاطر اختلاف در اطلاعات بازار وجود داشته باشد که درک این مساله برای ارزیابی کارایی قیمتی در میان سطوح مختلف بازار محصولات بسیار مهم است. الگوی عدم تقارن قیمت در نظر گرفتن قیمت‌های با وقفه اجازه می‌دهد که مباحث متعددی از قبیل دامنه‌ی انتقال قیمت، سرعت انتقال قیمت و وجود اختلاف در واکنش نسبت به افزایش و یا کاهش قیمت به طور هم‌زمان مورد بررسی قرار گیرد (وارد، ۱۹۸۲). دانستن پیوند میان سطوح مختلف بازار به ارزیابی تاثیر بالقوه‌ی سیاست‌های کشاورزی کمک خواهد کرد، برای نمونه سیاست‌های حمایتی برای کاهش هزینه‌ی تولید ممکن است به نفع مصرف‌کننده نباشد اگر قیمت خرده‌فروشی در نتیجه‌ی کاهش قیمت تولیدکننده کاهش نیابد (گیراپامتونگ و هم‌کاران، ۲۰۰۳).

به عقیده‌ی صاحب‌نظران یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های محصولات کشاورزی، نوسانات قیمت آن‌ها در بازار است که این نوسانات امری گریزناپذیر است. این نوسانات قیمتی در سطوح مختلف بازار وجود دارد (شیروانیان و نجفی، ۱۳۸۲)، به دلیل اختلافی که در واکنش بنگاه‌ها به افزایش هزینه‌ها در مقایسه با کاهش هزینه‌ها وجود دارد یک انتقال نامتقارن قیمتی وجود دارد و عدم تقارن قیمتی یکی از ویژگی‌های تیوری اقتصادی است، برای نمونه، مطابق تیوری کینز رابطه‌ی دست‌مزد پولی به طرف پایین دارای چسبندگی است و همواره این اعتقاد وجود دارد که منحنی تقاضا در وضعیت پویا نامتقارن است، یعنی ممکن است که سطوح مختلف بازار واکنش‌های متفاوتی نسبت به افزایش و یا کاهش قیمت داشته باشند (گیراپامتونگ و هم‌کاران، ۲۰۰۳). در این رابطه، سکتورسکی (۱۹۷۸) معتقد است که به سه دلیل ممکن است عدم تقارن قیمت در سطوح مختلف بازار وجود داشته باشد، یکی این که با تغییر قیمت یک کالا (افزایش قیمت) ممکن است مصرف‌کننده از کالاهای جانشین استفاده کند. دوم این که ممکن است برای یک کالای خاص دو گروه بازار وجود داشته باشد، اگر

قیمت در یکی از این بازارها افزایش پیدا کند باعث می‌شود که مشتریان آن به بازاری مراجعه کنند که قیمت پایین‌تر است و تا زمانی که قیمت کاهش نیابد، به بازار اولیه برگشت نخواهند کرد. سوم این که ممکن است مصرف‌کننده نسبت به بازار آگاهی و اطلاعات کامل نداشته باشد، برای نمونه ممکن است که یک مصرف‌کننده به دلیل گران بودن یک کالا به طور مداوم از قیمت آن کالا آگاهی نداشته باشد.

در یک بازار رقابتی انتظار می‌رود تغییرات قیمتی بین سطوح مختلف متقارن باشد ولی به هر حال، مطالعات زیادی نشان داده‌اند که فرایند انتقال قیمتی غیرمتقارن است. این مطالعات نشان داده‌اند که عوامل مختلفی از قبیل مداخله‌های دولت به وسیله‌ی قیمت‌های حمایتی و سهمیه‌ی بازاریابی (کینوین و فورکر، ۱۹۸۷)، اثرات متفاوت عوامل شیف‌دهنده‌ی عرضه و تقاضا (گاردنر، ۱۹۷۷) و تمرکز سطوح بازار در آن سوی سر مزرعه (برنارد و ویلت، ۱۹۹۸) ممکن است باعث غیرمتقارن شدن قیمت‌ها شود. یانگ (۱۹۸۰) واکنش مصرف‌کننده را در ارتباط با تغییرات قیمت مورد بررسی قرار داده است، به این منظور از دو آلترناتیو خاص تابع غیرمتقارن برای تقاضای قهوه در آمریکا استفاده شده است. نتایج مطالعه‌ی یانگ نشان می‌دهد که واکنش نسبت به افزایش قیمت قهوه تقریباً نصف واکنش نسبت به کاهش قیمت قهوه است و به هر حال معادلات تخمینی، نتایج بسیار مشابهی دست‌کم برای تمام دوره‌ی انتخابی فراهم می‌کند و هیچ یک از آن دو بر دیگری ارجحیت ندارد. اعظم (۱۹۹۹) نشان می‌دهد که اگر چه نرخ افزایش قیمت‌های خرده‌فروشی ممکن است بیش‌تر از نرخ کاهش آن باشد، ولی افزایش قیمت‌ها زمانی که رقابت در بازار کامل و سخت باشد کم‌تر خواهد بود و اگر یک بازار رقابت ناقص باشد کاهش قیمت زیادتر خواهد شد.

گیراپامتونگ و هم‌کاران (۲۰۰۳) رابطه‌ی بین تولیدکننده، عمده‌فروش و خرده‌فروش را برای محصول گوجه‌فرنگی در ایالات متحده بررسی کرد، نتایج نشان داد که انتقال قیمتی یک طرفه‌ای از تولیدکننده به خرده‌فروش وجود دارد و یک واکنش نامتقارن بین عمده‌فروش و تولیدکننده و خرده‌فروش وجود دارد، به گونه‌ای که واکنش قیمتی خرده‌فروش در هنگام افزایش قیمت بیش‌تر از کاهش قیمت بوده است و قیمت‌های خرده‌فروشی نسبت به کاهش

قیمت تولیدکننده واکنش بیش تری در مقایسه با افزایش قیمت تولیدکننده داشته است. هم چنین نتایج نشان داد که واکنش نامتقارنی بین تولیدکننده و خرده فروش وجود نداشت. وارد (۱۹۸۲) به بررسی رابطه‌ی قیمتی خرده‌فروشی، عمده‌فروش و سر مزرعه پرداخته است، در این مطالعه برای فراهم کردن شواهد تجربی بیش تر درباره‌ی انتقال قیمت، الگو با وقفه‌ی توزیعی توسعه داده شده و عدم تقارن قیمتی مورد توجه قرار گرفت و از آزمون علیت گرنجر برای نشان دادن ارتباط مستقیم و جهت علیت قیمت‌ها استفاده شد. نتایج نشان داد که کاهش قیمت‌های عمده‌فروشی در مقایسه با افزایش قیمت‌های عمده‌فروشی به مقدار بیش تری در قیمت‌های خرده‌فروشی منعکس می‌شود.

در ایران در بین محصولات کشاورزی، محصولات سیب‌زمینی و گوجه‌فرنگی دارای نوسانات قیمتی زیادی بوده و به دلیل این که این محصولات در برخی از فصل‌های سال تولید شده و در تمام فصل‌های سال مورد استفاده قرار می‌گیرند به نظر می‌رسد که انتقال نامتقارنی در قیمت این محصولات در سطوح مختلف بازار این محصولات وجود داشته باشد. در ایران به طور متوسط محصولات سیب‌زمینی، گوجه‌فرنگی و پیاز حدود سه درصد از کل سطح زیرکشت کشور را به خود اختصاص داده است و استان فارس به دلیل شرایط آب‌وهوایی متنوع و امکانات مناسب و پهناور بودن آن ۸/۴ درصد از کل زمین‌های کشاورزی کشور را به خود اختصاص داده است و دارای جایگاه مناسبی در تولید محصولات سیب‌زمینی، گوجه‌فرنگی و پیاز است (آمارنامه‌ی کشاورزی، ۱۳۸۶). پس در این مقاله به بررسی رابطه‌ی قیمتی این محصولات در سطح خرده‌فروشی و عمده‌فروشی محصولات یادشده پرداخته شده است.

روش تحقیق

پایه‌ی الگوی عدم تقارن نخست به وسیله‌ی توتن و کوانس در سال ۱۹۷۱ پیشنهاد شد و به وسیله‌ی ولفرام (۱۹۷۱) و هوک (۱۹۷۷) تعدیل شد. الگوهای ارایه شده، الگوهای ایستا هستند و قادر به توضیح تغییرات قیمتی در طول زمان نیستند. پس الگوی عدم تقارن قیمت

وارد که در سال ۱۹۸۲ بیان شد به دلیل اینکه مباحث گوناگونی مانند دامنهی انتقال قیمت، سرعت انتقال قیمت و وجود اختلاف در واکنش نسبت به افزایش و یا کاهش قیمت را به طور هم‌زمان مورد بررسی می‌کند، مورد استفاده قرار گرفت.

قیمت‌ها در سطوح مختلف بازار با یک‌دیگر مرتبط هستند به گونه‌ای که $R_t = f(w)$ که R نشان‌دهنده‌ی قیمت در سطح خرده‌فروشی و w قیمت در سطح عمده‌فروشی است که فرم کلی آن مطابق رابطه‌ی شماره‌ی (۱) است:

$$R_t = \alpha_{0t} + \sum_{j=1}^k \alpha_j w_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

اگر عدم تقارنی وجود داشته باشد در این صورت α_{0t} بسته به این که w_t بزرگ‌تر یا کوچک‌تر از w_{t-1} باشد، متفاوت است. با استفاده از چارچوب ارایه شده‌ی یانگ (۱۹۸۰)، متغیر w_t می‌تواند به دو بخش تقسیم شود، یک بخش حالتی است که قیمت‌ها افزایش پیدا می‌کند و بخش دیگر وضعیتی است که قیمت‌ها کاهش می‌یابد، در این صورت معادله‌ی شماره‌ی (۱) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$R_t = \beta_{0t} + \sum (\alpha'_j W'_{t-j+1} + d''_j W''_{t-j+1}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

که معادله‌ی (۲) را می‌توان با استفاده از مشتق گلونیک به صورت رابطه‌ی زیر ساده کرد:

$$R_t = \beta_{0t} + \sum [\alpha'_j W'_{t-j+1} - W_0 + (\alpha''_j - \alpha'_j) W''_{t-j+1}] + \varepsilon_t \quad (3)$$

که در این رابطه $\alpha''_j - \alpha'_j$ یک آزمون مستقیم برای بررسی شرایط عدم تقارن است. وقفه‌های چند جمله‌ای در این الگوی کلی می‌تواند در نظر گرفته شود، تحت این فرض که در نقطه‌ی بیشینه، واکنش نسبت به تغییرات قیمت فوری و بدون واسطه است و θ_j وزن وقفه‌های در نظر گرفته شده است. اگر معادله‌ی (۴) در معادله‌ی (۳) جای داده شود در این صورت فقط ε پارامتر ناشناخته وجود دارد در حالی که در معادله‌ی (۳)، به میزان $2k$ پارامتر ناشناخته وجود دارد که این الگوی کلی پس از جای‌گذاری به صورت رابطه‌ی شماره‌ی (۵) است.

$$\alpha' = \lambda'_0 + \lambda'_1 \varphi_j \quad (4)$$

$$\alpha_j'' - \alpha_j = \lambda_0'' + \lambda_1'' \phi_j$$

$$R_{1t} = \lambda_{0(t)} + \lambda_0' H_{1(t)} + \lambda_1' H_{2(t)} + \lambda_0'' H_{3(t)} + \lambda_1'' H_{4(t)} + \varepsilon_p \quad (5)$$

که در این رابطه R_{1t} قیمت خرده‌فروشی، w قیمت عمده‌فروشی، w'' کاهش قیمت عمده‌فروشی و ε_t جزء خطای تصادفی است. آزمون فرض عدم تقارن این مساله را بررسی می‌کند که آیا تغییرات قیمت در یک سطح از بازار در افزایش یا کاهش قیمت‌ها در سطح دیگر غیرمتقارن است. اگر فرض H_0 این باشد که واکنش قیمت خرده‌فروشی نسبت به افزایش و همچنین کاهش قیمت عمده‌فروشی متقارن است؛ بنابراین نتیجه گرفته می‌شود که رفتار نامتقارن بین قیمت‌ها در دو سطح بازار وجود دارد.

موضوعات دیگری که لازم است قبل از تخمین رابطه‌ی (۵) تعیین شود، یکی جهت علیت و دیگری طول وقفه است. عموماً برای تعیین جهت علیت دو روش وجود دارد، یکی آزمون علیت گرنجر و دیگری این که به طور ساده و معمولی جهت علیت تعیین می‌شود، به طور واضح استفاده از آزمون‌های تجربی برای تعیین جهت علیت ارجحیت دارد ولی لازم است که ارجحیت این آزمون مورد بررسی قرار گیرد. آزمون علیت به این سوال پاسخ می‌دهد که آیا در الگوهای عدم تقارن قیمت تغییرات یک متغیر می‌تواند باعث تغییر در متغیر دیگری شود یا خیر. در این تحقیق از آزمون علیت گرنجر استفاده شده است که تیوری علیت گرنجر فرض H_0 را آزمون می‌کند که تغییر در یک متغیر قادر به پیش‌بینی متغیر دیگری نیست. به این منظور از رابطه‌ی زیر استفاده می‌شود:

$$W = \sum_{i=1}^m \alpha_i W_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i P_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$W = \sum_{i=1}^m \alpha_i W_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

آماره‌ی F برای آزمون فرض H_0 به کار گرفته می‌شود که قیمت‌های با وقفه‌ی عمده‌فروشی تاثیر معناداری در تعیین قیمت خرده‌فروشی ندارد. اگر فرض H_0 رد شود (پذیرفته شود)،

نشان‌دهنده‌ی این است که قیمت‌های عمده‌فروشی نمی‌تواند (می‌تواند) علت قیمت‌های خرده‌فروشی باشد.

به سخن دیگر لازم است تعیین شود که آیا قیمت‌های عمده‌فروشی می‌تواند علت قیمت‌های خرده‌فروشی باشد یا خیر. مطالعات مختلفی در صنایع غذایی کشاورزی علیت را بررسی کرده‌اند. گجراتی (۱۹۹۵) پیش‌نهاد داده است که جهت علیت ممکن است به طور بحرانی بسته به تعداد وقفه‌های در نظر گرفته شده باشد. پینداکی و رایینفلد (۱۹۸) معتقدند که برای اطمینان از این که نتایج تجربی به طول وقفه حساسیت چندانی ندارد، آزمون علیت می‌بایستی با وقفه‌های متفاوت مورد بررسی قرار گیرد. برای تعیین طول وقفه‌ی مناسب با در نظر گرفتن این نکته که تغییرات قیمت در طول زمان نیاز به انعطاف دارد، می‌توان از آماره‌های آکاییک و شواتزبیزین طول وقفه‌ی مناسب را تعیین کرد و سپس با در نظر گرفتن طول وقفه، وزن هر وقفه به صورت $\phi_j = \sqrt[3]{j}$ تعیین می‌شود.

در این مطالعه آماره‌ی دیکی فولر افزوده برای تعیین درجه‌ی هم‌انباشتگی و ساکن بودن متغیرها به صورت زیر به کار گرفته شده است:

$$\Delta P'_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 P'_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta P'_{t-1} + e_t \quad (8)$$

آماره‌ی یادشده همان آماره‌ی t ضریب تخمین زده شده‌ی α_2 است. در این رابطه معیار آکاییک برای تعیین وقفه‌ی بهینه مورد استفاده قرار گرفته است. اگر قدرمطلق آماره‌ی t دیکی فولر افزوده بیش‌تر از مقدار بحرانی جدول مک‌کنیون باشد، فرض H_0 (وجود ریشه واحد یا غیرساکن بودن $\alpha_2=0$; H_0) رد می‌شود یعنی P'_t یک متغیر ساکن $I(0)$ است. در صورت قبل فرض H_0 : نا ایستا بودن (غیرساکن بودن) متغیر P'_t تایید می‌شود. برای ایستا کردن آن باید آزمون را برای تفاضل مرتبه‌ی اول P'_t انجام داد. در این حالت اگر قدرمطلق آماره‌ی t دیکی فولر بیش‌تر از مقدار بحرانی جدول مک‌کنیون باشد با رد فرضیه‌ی H_0 نتیجه می‌گیریم که P'_t یک متغیر $I(1)$ یا $\Delta P'_t$ یک متغیر $I(0)$ است و با تفاضل‌گیری مرتبه اول ساکن شده است.

در این مطالعه برای بررسی انتقال نامتقارن قیمت در دو سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی از اطلاعات ماهیانه‌ی قیمت‌های خرده‌فروشی و عمده‌فروشی سه محصول پیاز، سیب‌زمینی و گوجه‌فرنگی مهرماه ۱۳۷۷ تا شهریورماه ۱۳۸۶ استفاده شد.

نتایج و بحث

برای بررسی ساکن بودن داده‌های قیمتی محصولات آزمون ریشه واحد انجام شد که نتایج به دست آمده از این بررسی مطابق جدول (۱) است. همان گونه که در جدول دیده می‌شود، تمامی سری‌های قیمتی در سطح ساکن هستند و یا به سخن دیگر هم‌انباشته از درجه‌ی صفر هستند؛ پس با رگرسیون کاذب مواجه نبوده و می‌توان به روش حداقل (کمینه) مربعات معمولی توابع را برآورد کرد.

جدول (۲). نتایج آزمون دیکی فولر افزوده (ADF)

متغیر	آماره ADF	مقادیر بحرانی	وقفه بهینه	درجه‌ی هم‌انباشتگی
قیمت خرده‌فروشی سیب‌زمینی	-۳/۹۳	-۴/۰۹* -۳/۴۷** -۳/۲۶***	(۳)	I(0)
قیمت عمده‌فروشی سیب‌زمینی	-۳/۹۳	-۴/۰۹ -۳/۴۷ -۳/۱۶	(۳)	I(0)
قیمت خرده‌فروشی گوجه‌فرنگی	-۵/۱۱	-۴/۰۹ -۳/۴۸ -۳/۱۷	(۳)	I(0)
قیمت عمده‌فروشی گوجه‌فرنگی	-۴/۵۲	-۴/۰۹ -۳/۴۷ -۳/۱۷	(۳)	I(0)

ادامه جدول (۲). نتایج آزمون دیکی فولر افزوده (ADF)

I(0)	(۳)	-۴/۰۹ -۳/۴۷ -۳/۱۷	-۵/۰۲	قیمت خرده‌فروشی پیاز
I(0)	(۳)	-۴/۰۹ -۳/۴۸ -۳/۱۷	-۴/۷۶	قیمت عمده‌فروشی پیاز

*, **, و *** مقادیر بحرانی در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

هم‌چنین براساس جدول (۱) دیده می‌شود که در تمامی موارد طبق معیار آکاییک، طول وقفه‌ی مناسب برابر با سه است. برای تعیین علیت روابط ۶ و ۷ برآورد شد و نتایج به دست آمده نشان داد که برای هر سه محصول پیاز، گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی علیت یک‌طرفه وجود دارد و قیمت‌های عمده‌فروشی علت قیمت‌های خرده‌فروشی است.

نتایج به دست آمده از تخمین معادله‌ی عدم تقارن قیمت مطابق رابطه‌ی (۶) برای سه محصول گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز مطابق جدول (۲) است. به طور کلی علامت مثبت متغیرهای H_1 و H_2 (اثر افزایش) در سطح ۹۶٪ برای محصول سیب‌زمینی نشان‌دهنده‌ی آن است که یک ارتباط بین دو سطح خرده‌فروشی و عمده‌فروشی بازار این محصول وجود دارد. معنادار شدن ضریب متغیرهای H_3 و H_4 حاکی از آن است که شواهدی دال بر عدم تقارن قیمت وجود ندارد و از طرف دیگر معنادار شدن ضریب ثابت تابع در سطح یک درصد نشان‌دهنده‌ی حاشیه‌ی بازاریابی در دو سطح خرده‌فروشی و عمده‌فروشی است. وجود حاشیه‌ی بازار نشان‌دهنده‌ی آن است که در شرایطی که عدم تقارن قیمت وجود داشته باشد واسطه‌ها حاشیه‌ی خود را افزایش می‌دهند و سود بیش‌تری کسب می‌کنند.

هم چنین اثرات تجمعی تغییر قیمت خرده فروشی بر اساس $\sum_{j=0}^3 \alpha_j^1$ برای افزایش قیمت و $\sum_{j=0}^3 \alpha_j^2$ برای کاهش قیمت بازار محاسبه شد. همان گونه که در جدول (۲) دیده می شود با توجه به این که رابطه‌ی غیرمتمقارنی وجود ندارد، بنابراین اثرات تجمعی برای محصول سیب زمینی قابل تعیین نیست.

جدول (۲). ارتباط نامتقارن قیمت بین قیمت های خرده فروشی و عمده فروشی سیب زمینی،

گوجه فرنگی و پیاز در استان فارس طی دوره‌ی مهرماه ۷۷ تا شهریور ۸۶

اثر تجمعی		ضرایب برآورد شده							کالا
کاهش	افزایش	F	R ²	H ₄	H ₃	H ₂	H ₁	عرض از مبدا	
۱/۰۸	۱/۰۸	۴۳۶/۶۱	۰/۹۶	۰/۱۶ (۰/۴۱)	-۰/۱۹ (-۰/۴۳)	-۰/۹۲ (-۱۵/۵۶)	۱/۱۱۰ (۲۰/۱۷)	۱۱۷۰/۰۸ (۳۲/۱۸)	سیب زمینی
۰/۳۱	۰/۹۹	۲۲۷/۲۲	۰/۹۳	۰/۶۴ ۱/۷۲	-۰/۷۶ (-۱/۷۴)	۰/۹۲ (-۱۲/۴۳)	۱/۰۹ (۱۸/۵۴)	۶۹۵/۴۲ (۱۲/۴۲)	گوجه فرنگی
-	-	۲۱۷/۸۰	۰/۹۲	-۰/۳۱ (-۰/۷۲)	۰/۳۵ (۰/۶۹)	-۱/۷۸ (-۶/۱۲)	۲/۳۶ (۷/۰۸)	۹۴۴/۲۹ (۱۲/۴۲)	پیاز

* اعداد داخل پرانتز t محاسباتی است.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج به دست آمده از تخمین معادله‌ی عدم تقارن قیمت برای محصول گوجه فرنگی نیز مطابق جدول (۱) است. همان گونه که در جدول دیده می شود، عرض از مبدا این تابع مثبت و در سطح یک درصد معنادار است که نشان دهنده‌ی دامنه‌ی حاشیه‌ی بازاریابی در دو سطح خرده فروشی و عمده فروشی برای این محصول است. ضرایب متغیرهای H₁ و H₂ نیز در سطح یک درصد معنادار است که نشان دهنده‌ی ارتباط قیمتی محصول در دو سطح خرده فروشی و عمده فروشی است و هم چنین معنادار شدن ضرایب متغیرهای H₃ و H₄ بیان کننده‌ی این

واقعیت است که عدم تقارن قیمتی وجود دارد و منفی بودن عدم تقارن بیان‌کننده‌ی این است که واکنش خرده‌فروش نسبت به افزایش قیمت در سطح عمده‌فروشی بیش از کاهش قیمت در سطح عمده‌فروش است. به سخن دیگر، قیمت‌های خرده‌فروشی گوجه‌فرنگی در شرایطی که قیمت عمده‌فروشی افزایش پیدا می‌کند به مقدار بیش‌تری افزایش پیدا می‌کند. در مقایسه با وضعیتی که قیمت عمده‌فروشی این محصول کاهش پیدا می‌کند این نتایج مخالف با نتایج وارد (۱۹۸۲) است که بیان می‌کند قیمت خرده‌فروش حساسیت بیش‌تری نسبت به کاهش قیمت در سطح عمده‌فروشی دارد ولی به وسیله‌ی مطالعه‌ی گیراپونتونگ و هم‌کاران (۲۰۰۳) تایید می‌شود؛ زیرا معتقدند که دلایل گوناگونی وجود دارد که باعث می‌شود خرده‌فروش نتواند هنگام کاهش قیمت وقتی که مازاد عرضه وجود داشته باشد، رفتار خود را تعدیل کند. یکی این که ممکن است مصرف‌کننده هنگام کاهش قیمت، مقدار بیش‌تری خریداری نکند. دوم این که کاهش قیمت به قدری کم باشد که این کاهش قیمت مشخص نباشد. سوم این که حتی اگر کاهش قیمت زیاد باشد به گونه‌ای که قابل توجه باشد، ممکن است نتواند انگیزه‌ی افزایش در فروش باشد.

در ارتباط با محصول پیاز نیز دیده می‌شود که عرض از مبدا تابع مثبت و معنادار بوده که بیان‌کننده‌ی حاشیه‌ی بازاریابی در دو سطح خرده‌فروشی و عمده‌فروشی است. به طور کلی علامت مثبت متغیرهای H_1 و H_2 (اثر افزایش) در سطح ۹۳٪ برای محصول پیاز نشان‌دهنده‌ی آن است که بین دو سطح خرده‌فروشی و عمده‌فروشی بازار این محصول، ارتباط وجود دارد. معنادار نشدن ضریب متغیرهای H_3 و H_4 حاکی از این است که شواهدی دال بر عدم تقارن قیمت وجود ندارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

دانستن رابطه‌ی بین قیمت‌ها در سطوح مختلف می‌تواند به ارزیابی سیاست‌های کشاورزی بر تولیدکننده و مصرف‌کننده کمک کند. وجود حاشیه‌ی بازار برای هر سه محصول مورد بررسی نشان‌دهنده‌ی آن است که در شرایطی که عدم تقارن قیمت وجود داشته باشد، واسطه‌ها

حاشیه‌ی خود را افزایش می‌دهند و سود بیش‌تری کسب می‌کنند (حسینی و نیکوکار، ۱۳۸۵). انتقال متقارن قیمت برای دو محصول سیب‌زمینی و پیاز نشان‌دهنده‌ی آن است که هر گونه سیاست قیمت‌گذاری در هر دو سطح تاثیر یکسانی خواهد داشت. برای محصول گوجه‌فرنگی عدم تقارن قیمتی وجود دارد که بیان‌کننده‌ی آن است که قیمت‌های خرده‌فروش گوجه‌فرنگی در شرایطی که قیمت عمده‌فروشی افزایش پیدا می‌کند به مقدار بیش‌تری افزایش پیدا می‌کند، پس با توجه به افزایش قیمتی که متوجه مصرف‌کننده می‌شود و هم‌چنین افزایش سود انحصاری ناشی از حاشیه‌ی بازار برای واسطه‌ها، در سیاست‌های قیمت‌گذاری به این موارد می‌بایست توجه داشت.

منابع

حسینی، س. ص. و نیکوکار، ا. (۱۳۸۵)، انتقال نامتقارن قیمت و اثر آن بر حاشیه‌ی بازار در صنعت گوشت مرغ ایران. *مجله‌ی علوم کشاورزی ایران*، (۲) ۳۷: ۱-۹

سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور. (۱۳۸۵). نتایج تفصیلی سرشماری عمومی کشاورزی کل کشور.

سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان فارس، آمارنامه‌ی سال‌های گوناگون استان فارس.

سازمان جهاد کشاورزی استان فارس، مرکز آمار و اطلاعات کشاورزی.

شیروانیان، ر. و نجفی، ب. (۱۳۸۲). تعیین نوسانات قیمت سیب‌زمینی و پیاز در ایران و بررسی تاثیر سیاست‌های دولت بر آن. چهارمین کنفرانس دوسالانه‌ی انجمن اقتصاد کشاورزی ایران، دانشکده‌ی کشاورزی، دانشگاه تهران، تهران.

وزارت جهاد کشاورزی. (۱۳۸۶). آمارنامه‌ی کشاورزی

Bernard, J. C. and Willett, L. S. (1998). Broiler price transmission results and data periodicity. *Applied Economics Letters*, 5: 221-294.

Gardner, B. L. (1977). The farm-retail price spread in a competitive food industry. *American Journal of Agricultural Economics*, 59: 570-572.

Greene, W. H. (1995). *Economic Analysis*, 4th ed, Prentice Hall Book Co., New Jersey.

Gujarati, D. N. (1995). *Basic Economics*, 3th ed. McGraw-Hill, New York.

- Girapumthong, N., Vansickle, J. J. and Renwick, A. (2003). A price asymmetry in the United States fresh tomato market. *Journal of Food Distribution Research*, 34(3): 51-59.
- Kinnucan, H. W. and Forker, O. D. (1987). Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. *American Journal of Agricultural Economics*, 69: 285-292.
- Pindyck, R. S. and Rubinfeld, D. L. (1997). *Economic Models and Economic Forecasts*, 4th ed. McGraw-Hill, Boston.
- Tweeten, L. and Quance, L. (1971). Techniques for segmenting independent variables in regression analysis: reply. *American Journal of Agricultural Economics*, 53: 533-547.
- Young, T. (1980). Modeling asymmetric consumer Response, with an example. *Journal of Agricultural Economics*, 31: 175-186.
- Ward, R. W. (1982). Asymmetry in retail, wholesale and shipping point pricing of fresh vegetables. *American Journal of Agricultural Economics*, 64: 205-212
- Wolffram, R. (1971). Positivistic measures of aggregate supply elasticity: some approaches- some critical notes. *American Journal of Agricultural Economics*, 3: 356-359.