برآورد میزان رفاه از دست رفته مصرف‌کنندگان ایرانی ناشی از انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت گوسفند

آزاده فلسفیان، سعید یزدانی، رضا مقدسی و محمد قهرمان‌زاده*

چکیده

قیمت مکانیزمی است که از طریق آن سطوح مختلف بازار به هم می‌پیوندند. اجماع کلی بر این است که قیمت‌های خرده‌فروشی به تغییر در شرایط بازار بویژه کاهش قیمت‌های سر مزرعه خیلی سریع واکنش نشان نمی‌دهند. لذا مصرف‌کنندگان از کاهش قیمت‌های سرمزرعه نفع نمی‌برند. این مساله توزیع مجدد رفاه مصرف‌کنندگان و انتقال هر واحد رفاه از مصرف‌کننده به خرده‌فروش را به دنبال دارد. هدف اصلی تحقیق حاضر، اندازه‌گیری میزان رفاه از دست رفته مصرف‌کننده ناشی از انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت گوسفند در ایران بوده است. بدین منظور، ابتدا تابع تقاضای گوشت تحت سیستم تقاضای تفاضلی معمولی تعمیم‌یافته (GODDS) جهت تعیین فرم تابعی مناسب برآورد گردید. بر اساس آزمون‌های صورت گرفته بر روی این مدل، سیستم تقاضای AIDS به عنوان فرم تابعی برتر انتخاب و به روش SURE تخمین زده شد. سپس، قیمت‌های خرده‌فروشی گوشت گوسفند در دو حالت انتقال متقارن و نامتقارن از طریق روش بوت‌استراپ، شبیه‌سازی شدند. در نهایت با استفاده از نتایج بدست آمده، معیار رفاهی تغییر جبرانی (CV) از طریق الگوریتم Vartia محاسبه شد. نتایج حاصله بر این امر دلالت دارد که میزان رفاه از دست رفته هر خانوار ایرانی در خصوص مصرف گوشت گوسفند به اندازه ۳۷۲۲۵۰ ریال می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: C13, C15, D12, D60

واژه‌های کلیدی: انتقال نامتقارن قیمت، الگوریتم Vartia، گوشت گوسفند، معیار تغییر جبرانی، سیستم تقاضای تفاضلی معمولی تعمیم‌یافته

۱- مقدمه

در سال‌های اخیر بحث انتقال نامتقارن قیمت[1] به دلیل اینکه اطلاعات سیاستی لازم در رابطه با ساختار کالاها، کارایی بازار و توزیع رفاه را ارائه می‌نماید، بسیار حائز اهمیت شده است. مکانیزم انتقال قیمت در دو بعد عمودی و افقی بازار بررسی می‌شود. در انتقال افقی قیمت، واکنش قیمت یک کالای مشخص در یک منطقه به تغییر قیمت همان کالا در منطقه دیگر مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بعد عمودی، انتقال نامتقارن قیمت زمانی وجود دارد که واکنش یک سطح از زنجیر عرضه بازار در قبال افزایش یا کاهش قیمت سطح دیگر بر حسب بزرگی و سرعت متفاوت باشد. در دنیای واقعی انتقال نامتقارن قیمت در بخش اعظمی از بازارهای مصرف‌کننده و تولیدکننده وجود دارد، بطوریکه Peltzman (2000) از آن به عنوان یک قانون و نه استثناء یاد می‌کند. عموماً واسطه‌ها افزایش قیمت‌های

* به ترتیب: استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز - استاد گروه اقتصاد کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران - استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران - استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز.
Email: Falsafian@iaut.ac.ir

1 Asymmetric price transmission

سرمزرعه را با سرعت بیشتر و کامل‌تر به مصرف‌کنندگان انتقال می‌دهند؛ این در حالی است که کاهش قیمت‌های سرمزرعه را جزیی‌تر و با سرعت کمتر انتقال می‌دهند تا بتوانند سود و حاشیه بازاریابی بیشتری کسب نمایند. بنابراین انتقال نامتقارن قیمت می‌تواند تاکیدی بر از دست‌رفتن رفاه برای یک یا چند گروه از افراد جامعه باشد؛ چرا که تحت این شرایط مصرف‌کنندگان از کاهش قیمت‌های سرمزرعه به آن اندازه که می‌بایست نفع نمی‌برند و تولیدکنندگان نیز به آن میزان که باید، از افزایش قیمت خرده‌فروشی منتفع نمی‌شوند. به بیان دیگر، توزیع رفاه تحت شرایط انتقال متقارن متفاوت از شرایط انتقال نامتقارن می‌باشد (Wlazlowski et al., 2009).

در زمینه مکانیزم انتقال قیمت مطالعات بسیاری برای بازارهای مختلف از سوی محققین انجام شده است که از آن جمله می‌توان به مطالعات Goodwin and Piggot (2001)، Lo and Zivot (2001)، Hansen and Seo (2002)، Ben-Seo (2006)، Kaabia et al. (2005)، Ben-Kaabia and Gil (2007) و Peri and Baldi (2010) اشاره نمود. در ایران نیز مطالعاتی در زمینه انتقال قیمت در زمینه بازارهای کشاورزی انجام شده است که از آن جمله می‌توان به مطالعات حسینی و قهرمان‌زاده (۱۳۸۵)، حسینی و نیکوکار (۱۳۸۵)، حسینی و همکاران (۱۳۸۷)، فلسفیان و مقدسی (۲۰۰۸) و فلسفیان و همکاران (۲۰۱۰) اشاره نمود. اگر چه مطالعات زیادی در زمینه تحلیل اثرات رفاهی تغییر قیمت انجام شده، اما بررسی‌های صورت گرفته حکایت از آن دارد که مطالعات انجام شده در خصوص تحلیل اثرات رفاهی انتقال نامتقارن قیمت بسیار نادر است. در این خصوص تنها می‌توان به مطالعات Zheng و Zheng et al. (2010) اشاره نمود. در این راستا، هدف اصلی از مطالعه حاضر اندازه‌گیری میزان رفاه از دست رفته مصرف‌کنندگان ایرانی حاصل از انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت گوسفند می‌باشد. مطابق اطلاعات مربوط به سهم هزینه‌ای زیرگروه‌های کالاهای خوراکی (بی‌نام-الف، ۱۳۸۸) در سال ۱۳۸۷، زیرگروه گوشت با ۲۵/۳ درصد بیشترین سهم از متوسط هزینه‌های مواد خوراکی و آشامیدنی سالانه یک خانوار ایرانی را تشکیل داده است. همچنین در زیرگروه گوشت، کالای گوشت مرغ با ۲۹/۴ درصد و گوشت گوسفند با ۲۹/۳ درصد بیشترین سهم را به خود اختصاص داده‌اند. با توجه به این اطلاعات، بررسی توزیع رفاهی حاصل از انتقال نامتقارن قیمت برای کالایی که دارای سهم هزینه‌ای قابل توجهی در بودجه خانوار می‌باشد، حائز اهمیت خواهد بود. بنابراین در مطالعه حاضر بازار گوشت گوسفند به عنوان مطالعه موردی انتخاب گردید.

۲- روش شناسی تحقیق

۲-۱- معیار تغییر جبرانی (CV) و الگوریتم وارتیا

معیار تغییر جبرانی بیانگر آن است که چه مبلغ جبرانی لازم است تا مصرف‌کننده را بین موقعیت اولیه و مجموعه قیمت جدید بی‌تفاوت نماید. برای زیان رفاهی، مانند حالت انتقال نامتقارن قیمت، CV حداقل مقداری است که فرد باید دریافت کند تا زیانی را که این تغییر بر او وارد کرده است، جبران شود (لیارد و والترز، ۱۳۸۸). معیار CV، مازاد مصرف‌کننده را براساس تغییرات هیکس تقریب می‌نماید. Vartia (1983) یک الگوریتم کارآمد برای محاسبه معیارهای رفاه ارائه نموده است (Shin and Burke, 2010 and Zheng et al., 2010). الگوریتم Vartia (1983) فقط از اطلاعات سیستم تقاضای مارشال جهت محاسبه معیار CV استفاده می‌کند. اگر چه معیارهای رفاه می‌بایستی مکرراً محاسبه شوند، تغییر رفاه بین دو موقعیت تعادلی که مصرف‌کننده با آن مواجه است،

می‌تواند برای دسته‌ای از تقاضاهای مارشال بطور دقیق مقایسه شود. الگوریتم اصلی وارتیا برای محاسبه درآمد جبرانی به شرح زیر می‌باشد (Creedy, 2006 and Zheng et al., 2010):

الگوریتم اصلی Vartia، درآمد جبرانی مربوط به یک تغییر قیمت را از طریق حرکت بر روی یک منحنی بی‌تفاوتی محاسبه می‌نماید. بدین صورت که دامنه تفاوت قیمت‌ها به فواصل تغییرات خیلی کوچک که بیانگر حرکت تدریجی بر روی منحنی بی‌تفاوتی است، تقسیم‌بندی می‌شوند. به عبارت دیگر، الگوریتم Vartia، درآمد جبرانی مربوط به یک تغییر قیمت از سطح اولیه‌ی قیمت p_0 را بوسیله تقسیم‌بندی تغییرات قیمت به K قسمت، $p_0 < p_1 < p_2 <...< p_K$، محاسبه می‌نماید. درآمد جبرانی به صورت تکراری برای هر قسمت از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$C_k^n = C_{k-1} + 1/2[x(p_k, C_k^{n-1}) + q_{k-1}](p_k - p_{k-1}) \quad (۱)$$

در این رابطه، C_k^n درآمد جبرانی برای kامین قسمت و تکرار nام، x تابع تقاضای مارشال، qk-1، مقدار تقاضا در مرحله قبلی (k-1) و pk قیمت می‌باشد. براساس رابطه (۱) ملاحظه می‌شود که برای هر قسمت kام، مقدار مخارج خانوار (e_k) و متناظر با آن مقدار تقاضای کالا (x_k) محاسبه شده و براساس آن مقدار درآمد جبرانی مرحله kام (C_k) محاسبه می‌گردد. این فرآیند برای هر قسمت، n بار تکرار شده و برای هر تکرار مقدار C_k (یعنی C_k^n) محاسبه می‌شود تا زمانیکه $|C_k^n - C_k^{n-1}|$ کمتر از یک مقدار جزئی شود. بعد از همگرایی[1]، C_k^n مساوی با Ck قرار گرفته و برای تمامی $k = 1,2,...,K$ نیز این عمل صورت می‌گیرد. بعد از K قسمت، درآمد جبرانی از طریق معادله (۲) محاسبه می‌گردد.

$$CV = C_k - M_\circ \quad (۲)$$

که در آن، M_0 کل مخارج (درآمد) ابتدایی و C_k درآمد جبرانی است.

می‌توان نوسانات جبرانی حاصل از تغییرات قیمتی تقسیم‌بندی شده را بصورت $CV = \sum_{k=1}^{k} \Delta_k$ محاسبه نمود که در آن $\Delta_k \equiv e(p_k, V^0) - e(p_{k-1}, V^0)$ است. از طریق منحنی تقاضای هیکس، CV را می‌توان بصورت $\Delta_k = \int_{p_{k-1}}^{p_k} h(p, V^0)dp$ محاسبه نمود. در این حالت درآمد جبرانی مرتبط با تغییرات قیمتی با k قسمت، $C_k = M_0 + \sum_{j=1}^{k} \Delta_j$ بوده و $CV = C_k - M_\circ$ می‌باشد. همچنین انتگرال Δ_k را می‌توان بصورت تقریب گسسته با استفاده از رابطه (۳) بدست آورد.

$$\Delta_k \approx \frac{1}{2}(p_k - p_{k-1})\left[h(p_k, V^0) + h(p_{k-1}, V^0)\right] \quad (۳)$$

این تقریب گسسته، زمانی به مقدار واقعی CV نزدیک خواهد بود که مقدار K به طور مجانبی بزرگ و به سمت بینهایت میل کند. با توجه به اینکه تابع تقاضای هیکس بطور مستقیم قابل مشاهده نمی‌باشد، می‌توان از اتحاد معروف $h(p,u) \equiv x(p, e(p,u))$ برای برآورد Δ_k از تابع تقاضای مارشال که با درآمد جبرانی برای k قسمت بدست آمده، استفاده نمود (Vartia, 1983). در عمل، ما می‌توانیم به جای تابع $h(p,u)$ از تابع تقاضای مارشال که در سطح درآمد جبرانی برای قسمت Kام، $x(p_k, C_k)$ ارزیابی شده، استفاده نماییم. در آن صورت برای محاسبه درآمد جبرانی، معادله (۳) را می‌توان بصورت زیر بازنویسی کرد:

$$C_k - C_{k-1} \cong 1/2(p_k - p_{k-1})\left[x(p_k, C_k) + x(p_{k-1}, C_{k-1})\right] \quad (۴)$$

1 Convergence

در مطالعه حاضر، مطابق الگوریتم بیان‌شده اقدام به محاسبه معیار CV به منظور اندازه‌گیری میزان رفاه از دست رفته مصرف‌کننده به سبب انتقال نامتقارن قیمت گوشت گوسفند خواهد شد. بدین منظور قیمت متقارن خرده‌فروشی به عنوان قیمت ابتدایی، یعنی p_0، و قیمت نامتقارن خرده‌فروشی به عنوان قیمت نهایی، یعنی p_1، در نظر گرفته خواهد شد. سپس مطابق رابطه (۴) معیار CV بطور مستقیم از تفاوت بین قیمت خرده‌فروشی متقارن و قیمت خرده‌فروشی نامتقارن محاسبه می‌شود. همانطور که ملاحظه می‌گردد برای این منظور، می‌بایستی در ابتدا تابع تقاضای مارشال برای انواع گوشت در ایران برآورد شود، لذا در بخش بعد بطور مختصر چگونگی انتخاب فرم تابعی مناسب و همچنین برآورد توابع تقاضا برای انواع گوشت در ایران بیان می‌گردد.

۲-۲- سیستم تقاضای تفاضلی معمولی تعمیم یافته (GODDS)

یکی از مسائل مهمی که در برآورد سیستم‌های تقاضا مطرح می‌گردد، انتخاب فرم تابعی مناسب می‌باشد. برای این منظور Eales and Wessells (1999) مدل تقاضای تفاضلی معمولی تعمیم‌یافته (GODDS) را که ترکیبی از پرکاربردترین سیستم‌های تقاضای تفاضلی می‌باشد، ارائه دادند. فرم کلی این مدل در رابطه زیر بیان گردیده است.

$$dw_{it} = (\beta_i + \theta_1 \overline{w}_i) dLn(Q_t) + \sum_{j=1}^{N} (\gamma_{ij} + \theta_2 \overline{w}_{it} (\delta_{ij} - \overline{w}_{jt})) dLn(p_{jt}) \qquad (۵)$$

که درآن، βi، ضریب هزینه‌ای کالای iام، γij، ضریب قیمت کالای jام در معادله کالای iام، θ1,θ2، پارامترهای تداخلی، δij، دلتای کرونکر[1]، $dLn(Q_t) = \sum_j \overline{w}_{jt} dLn(x_{jt})$، شاخص مقداری دیویژیا[2] و $w_{it} = p_{it} x_{it} / Y_t$، سهم هزینه‌ای کالای iام، xi، مقدار تقاضای کالای iام در زمان tام، Yt، کل مخارج خانوار در زمان tام، $\overline{w}_{it} = 1/2(w_{it} + w_{i,t-1})$، میانگین سهم هزینه‌ای کالای iام در زمان tام، p_{jt}، قیمت کالای مورد نظر در زمان tام که در مطالعه حاضر قیمت خرده‌فروشی گوشت گوسفند می‌باشد. مقدار دلتای کرونکر برای حالتی که i=j است، برابر یک و در حالتی که $i \neq j$ می‌باشد، صفر خواهد بود (Green and Alston, 1990).

محدودیت‌های تئوریکی تقاضا برای مدل GODDS شامل محدودیت‌های جمع‌پذیری، همگنی و تقارن هستند که برای تمام i و j ها بصورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\text{جمع‌پذیری:} \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0 \ , \ \sum_i \beta_i = -\theta_1$$

$$\text{همگنی:} \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0$$

$$\text{تقارن:} \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji}$$

کشش قیمتی جبرانی (e_{ij}^*)، کشش قیمتی غیرجبرانی (e_{ij}) و کشش هزینه (e_i)، برای مدل GODDS بصورت روابط زیر محاسبه می‌گردند:

$$e_{ij}^* = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} + (\theta_2 - 1)(\delta_{ij} - w_j), \qquad e_{ij} = (\gamma_{ij} - \beta_i w_j)/w_i + (\theta_2 - 1)\delta_{ij} - (\theta_1 + \theta_2) w_j, \qquad e_i = \frac{\beta_i}{w_i} + \theta_1 + 1 \qquad (۶)$$

فرم GODDS، شامل سیستم تقاضای روتردام، فرم تفاضلی تقریباً ایده‌آل و دو مدل هیبرید NBR و CBS می‌باشد. انتخاب فرم تابعی مناسب با توجه به محدودیت‌های اعمال شده براساس پارامترهای متداخل θ_1 و θ_2 صورت می‌گیرد. محدودیت‌های اعمال شده بر مدل GODDS جهت انتخاب شکل تابعی مناسب در جدول (۱) نشان داده شده است.

1 Kronecker's delta
۲ Divisia volume index

جدول (۱) محدودیت‌های مدل تعمیم یافته جهت ارائه فرم تابعی مناسب

مدل	محدودیت‌ها	
	θ_2	θ_1
AIDS	0	0
Rotterdam	1	-1
CBS	1	0
NBR	0	-1

مأخذ: Eales and Wessells (1999)

برای سنجش این محدودیت‌ها، می‌توان از آماره نسبت حداکثر راستنمایی استفاده نمود. نحوه محاسبه این آماره در معادله (۷) آمده است.

$$LR = 2[L(\hat{\beta}) - L(\tilde{\beta})] \quad (۷)$$

که در آن $L(\hat{\beta})$ و $L(\tilde{\beta})$ به ترتیب مقدار حداکثر تابع لگاریتم درستنمایی مدل غیرمقید و مقید نسبت به محدودیت‌های جدول (۱) می‌باشد. مشکلی که در استفاده از این آماره پیش می‌آید، اندازه آماره است. Laitinen (1978) و Meisner (1979) نشان دادند که این آماره هنگام تست محدودیت‌ها در سیستم‌های تقاضای بزرگ، به سمت رد فرضیه صفر اریب دارد و این بدان علت است که از برآورد همزمان ماتریس واریانس - کواریانس استفاده نمی‌گردد و بنابراین نیازمند تصحیح اندازه[1] می‌باشد. به نظر می‌رسد که رهیافت Italianer (1985)، روش مناسبی برای این منظور می‌باشد (Moschini et al., 1994 و Eales et al., 1997). آماره نسبت درستنمایی تعدیل‌شده Italianer (LRo) بصورت معادله (۸) بیان می‌گردد:

$$LR_o = LR\left[\frac{MT - \frac{1}{2}(N_U + N_R) - \frac{1}{2}M(M+1)}{MT}\right] \quad (۸)$$

که در آن، M، تعداد معادلات و T تعداد مشاهدات سری‌های زمانی قیمت (بنابراین تعداد MT مشاهده مؤثر در نمونه و تعداد 1/2M(M+1) جزء در ماتریس کوواریانس وجود دارد)، N_U تعداد پارامترهای موجود در مدل نامقید و N_R تعداد پارامترهای موجود در مدل مقید را نشان می‌دهد. البته این آماره آزمون دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌ها می‌باشد.

۲-۳- داده‌ها

اطلاعات مورد نیاز برای انجام این تحقیق شامل قیمت‌های ماهانه گوشت مرغ، گوشت گوساله، گوشت گوسفند و گوشت ماهی می‌باشد که از بانک اطلاعاتی شرکت پشتیبانی امور دام کشور و معاونت امور دام وزارت جهاد کشاورزی و اطلاعات مربوط به سهم هزینه‌ای بودجه خانوار از نشریات و بانک اطلاعاتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران طی سال‌های ۸۸-۱۳۶۳ گردآوری شده است.

1 Size-correction

۳- نتایج و بحث

۳-۱- نتایج حاصل از برآورد سیستم تقاضای تفاضلی معمولی تعمیم یافته

به منظور برآورد سیستم تقاضای تفاضلی تعمیم یافته در ابتدا ضروری بود که ویژگی ایستایی سری زمانی متغیرهای موجود در سیستم بررسی گردد. بدین منظور ایستایی متغیرهای تفاضل و میانگین سهم هزینه‌ای گوشت گوساله (به ترتیب dwb و $\overline{w}_b$)، گوسفند (به ترتیب dwm و $\overline{w}_m$)، گوشت مرغ (به ترتیب dwp و $\overline{w}_p$)، گوشت ماهی (به ترتیب dwf و $\overline{w}_f$)، تفاضل لگاریتم قیمت گوشت گوساله ($dLnP_b$)، گوشت گوسفند ($dLnP_m$)، گوشت مرغ ($dLnP_p$)، گوشت ماهی ($dLnP_f$) و تفاضل لگاریتم شاخص مقداری دیویژیا (dLnQ) با استفاده از روش‌های ADF و KPSS مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۲) آمده است. نتایج بیانگر آن است که می‌توان فرضیه عدم مبنی بر وجود ریشه واحد برای متغیرهای نامبرده را رد نمود. به عبارت دیگر، متغیرهای لحاظ شده در سیستم تقاضای GODDS در سطح داده‌ها ایستا می‌باشند، یعنی I(0) هستند.

جدول (۲) نتایج مربوط به آزمون‌های ADF و KPSS برای متغیرهای موجود در سیستم GODDS

متغیر	آماره آزمون **ADF**	آماره آزمون **KPSS**	متغیر	آماره آزمون **ADF**	آماره آزمون **KPSS**
$\mathbf{dw_p}$	-۸/۰۸۳*	۰/۱۰۲	$\mathbf{dLnP_f}$	-۶/۴۹۲*	۰/۱۹۷
$\mathbf{dw_b}$	-۶/۳۳۸*	۰/۳۳۸	**dLnQ**	-۵/۴۶۷*	۰/۳۲۳
$\mathbf{dw_m}$	-۶/۹۴۲*	۰/۱۸۹	$\overline{w}_p$	-۳/۳۱۵***	۰/۱۴۳
$\mathbf{dw_f}$	-۸/۰۳۲*	۰/۱۰۰۶	$\overline{w}_b$	-۳/۹۵۲***	۰/۱۱۹
$\mathbf{dLnP_p}$	-۴/۸۷۱*	۰/۲۶۹	$\overline{w}_m$	-۳/۳۹۱***	۰/۱۳۷
$\mathbf{dLnP_b}$	-۶/۸۷۲*	۰/۳۳۸	$\overline{w}_f$	-۳/۳۰۸***	۰/۱۳۴
$\mathbf{dLnP_m}$	-۶/۷۰۰*	۰/۲۰۰۶			

*، ** و *** به ترتیب دلالت بر معنی‌داری در سطح احتمال ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ دارند. ماخذ: یافته‌های تحقیق.

پس از اثبات I(0) بودن متغیرها، آزمون‌های همجمعی Johansen برای بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها مورد استفاده قرار گرفت که نتایج مربوطه نشان می‌دهد که هر دو آماره حداکثر ریشه مشخصه و Trace، فرضیه عدم وجود حداقل دو بردار همجمعی را در سطح احتمال پنج درصد از لحاظ آماری رد می‌نمایند؛ در نتیجه وجود حداقل سه بردار همجمعی بین متغیرهای لحاظ شده در سیستم تقاضای GODDS مورد تائید می‌باشد. بنابراین، با اطمینان بیشتر می‌توان سیستم تقاضای GODDS را برآورد نمود.

سیستم تقاضای GODDS با فرض تفکیک‌پذیر نبودن انواع گوشت مرغ، ماهی، گوسفند و گوساله برآورد گردید که نتایج حاصله در جدول (۳) گزارش شده است. پس از برآورد مدل GODDS، به منظور انتخاب فرم تابعی مناسب، آزمون تداخل انجام گرفت. در جدول (۴)، میزان مقادیر تابع حداکثر راستنمایی ((L(0)) سیستم‌های GODDS، AIDS، روتردام، NBR وCBS و مقدار آماره آزمون نسبت حداکثر راستنمایی معمولی (LR) و تعدیل شده گزارش شده است. مقایسه آماره‌های آزمون نسبت حداکثر راستنمایی تعدیل شده برای چهار سیستم AIDS، روتردام، NBR وCBS با مقدار χ^2 بحرانی با درجه آزادی دو در سطح احتمال یک درصد (۹/۲۱)، مؤید آن است که در سطح احتمال یک درصد، سیستم تقاضای AIDS به عنوان تنها فرم تابعی مناسب انتخاب می‌گردد. در

نتیجه سیستم تقاضای AIDS به عنوان فرم تابعی برتر جهت برآورد تقاضای انواع گوشت در ایران انتخاب گردید که در ادامه نتایج برآورد این سیستم بیان شده است.

۳-۱-۱- نتایج حاصل از برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی (LA/AIDS)

برای بررسی خصوصیات ایستایی متغیرهای موجود در مدل LA/AIDS از آزمون ADF و KPSS استفاده شد که نتایج حاصله در جدول (۵) منعکس شده است. جدول (۵) نشان می‌دهد که برای تمامی متغیرها در سطح داده‌ها، آماره آزمون ADF به لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشند. همچنین، نتایج آزمون KPSS برای سطح داده‌ها موید آن است که فرضیه عدم مبنی بر ایستا بودن سری‌های زمانی مورد نظر در سطح احتمال پنج درصد از لحاظ آماری رد می‌گردند، به جز متغیرهای لگاریتم قیمت گوشت گوساله و گوسفند که در سطح احتمال ۱۰ درصد فرضیه عدم رد می‌گردد. بنابراین متغیرهای سهم هزینه‌ای و لگاریتم قیمت گوشت گوساله، گوسفند، مرغ و ماهی و لگاریتم نسبت مخارج کل به شاخص قیمت استون در سطح داده‌ها ناایستا می‌باشند. جهت ایستاسازی متغیرها، تفاضل مرتبه اول آنها ایجاد و دوباره خصوصیت ایستایی داده‌های تفاضل‌گیری شده از طریق آزمون‌های ADF و KPSS مورد سنجش واقع شده که نتایج مربوطه در ستون‌های چهارم و پنجم جدول (۵) آمده است. بر اساس یافته‌های این دو آزمون، می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای سهم هزینه‌ای و لگاریتم قیمت گوشت گوساله، گوسفند، مرغ و ماهی و لگاریتم نسبت مخارج کل به شاخص قیمت استون پس از یکبار تفاضل‌گیری ایستا می‌باشند، یعنی I(1) هستند. نتایج حاصل از آزمون‌های همجمعی Johansen برای بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها حکایت از آن دارد که هر دو آماره حداکثر ریشه مشخصه و Trace، فرضیه عدم وجود حداقل دو بردار همجمعی را در سطح احتمال یک درصد از لحاظ آماری رد می‌نمایند، در نتیجه وجود حداقل سه بردار همجمعی بین متغیرها لحاظ شده در سیستم تقاضای AIDS مورد تائید می‌باشد.

جدول (۳) مقادیر ضرایب برآورد شده سیستم تقاضای GODDS برای انواع گوشت

	گوشت گوسفند	گوشت گوساله	گوشت مرغ	گوشت ماهی
γ_{im}	۰/۱۸۳*			
	(۳/۳۲۴)			
γ_{ib}	-۰/۰۳۲۶	۰/۱۰۳۶**		
	(-۰/۸۶۹)	(۲/۶۰۷)		
γ_{ip}	-۰/۱۵۷*	-۰/۰۲۱۴**	۰/۱۸۷*	
	(-۸/۸۱)	(-۲/۴۰۲)	(۷/۷۹)	
γ_{if}	۰/۰۰۷۹	-۰/۰۵۰۴*	-۰/۰۰۹۱	۰/۰۵۱۶
	(۰/۳۸۹)	(-۳/۱۹۸)	(-۰/۶۴۸)	
β_i	۰/۰۹۱۳*	-۰/۰۵۹۸*	-۰/۰۳۹۲	۰/۰۰۲۱
	(۲/۹۴۵)	(-۲/۶۴۴)	(-۱/۱۳۴)	(۰/۰۵۹)
α_i	-۰/۰۰۹۸*	۰/۰۰۸۹	۰/۰۰۶۵	۰/۰۰۲۴
	(-۲/۹۵۶)	(۰/۴۳۵)	(۱/۴۵۸)	(۰/۷۰۴)
θ_1	۰/۰۰۳۵۸			
	(۰/۱۳۵)			
θ_2	-۰/۹۴۷*			
	(-۵/۹۳۴)			
Log-liklihood function=۴۴۶/۳۲				$R^2 = 0.8932$

*، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح احتمال ۱، ۵ و ۱۰درصد می‌باشد.. اعداد داخل پارانتز بیانگر مقدار اماره t می‌باشد. اندیس‌های m، b، p و f به ترتیب بر کالاهای گوشت گوسفند، گوساله، مرغ و ماهی دلالت دارند. ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۴) آماره آزمون‌های نسبت حداکثر راستنمایی معمولی و تعدیل شده جهت انتخاب فرم تابعی

مدل	L(0)	LR	LR تعدیل شده
GODDS	۴۴۶/۳۲	-	-
AIDS	۴۵۱/۰۶	۹/۴۸	۸/۴۳
Rotterdam	۳۶۶/۹۲	۱۵۸/۸	۱۴۱/۳۳۲
CBS	۴۳۲/۴۳	۲۷/۷۸	۲۴/۷۲۴
NBR	۳۷۰/۱۲	۱۵۲/۴	۱۳۵/۶۳۶

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۵) نتایج مربوط به آزمون‌های ADF و KPSS برای متغیرهای سیستم تقاضای LA/AIDS

متغیر	سطح داده‌ها		تفاضل مرتبه اول	
	آماره آزمون **ADF**	آماره آزمون **KPSS**	آماره آزمون **ADF**	آماره آزمون **KPSS**
Wp	-۲/۱۷۱	۰/۱۵۶**	-۶/۳۵۴*	۰/۱۸۷
Wb	-۳/۰۷۷	۰/۱۱۹***	-۶/۲۰۷*	۰/۳۶۷
Wm	-۲/۰۸۶	۰/۱۸۱**	-۵/۵۵۷*	۰/۳۴۱
Wf	-۲/۸۳۱	۰/۱۶۵**	-۷/۱۸۹*	۰/۲۸۸
LnPp	-۰/۱۱۶	۰/۱۸۳**	-۴/۷۶۰*	۰/۳۴۳
LnPb	-۲/۲۰۸	۰/۱۴۲***	-۶/۷۲۸*	۰/۱۹۸
LnPm	-۳/۰۳۱	۰/۱۳۸***	-۶/۴۵۴*	۰/۱۸۲
LnPf	-۱/۴۵۱	۰/۱۵۴**	-۴/۲۳۴*	۰/۱۲۳
Ln(Y/P)	-۲/۵۳۱	۰/۱۵۷**	-۶/۶۸۱*	۰/۴۰۳

*، ** و *** به ترتیب دلالت بر معنی‌داری در سطح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد دارند.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

برای برآورد سیستم معادلات AIDS از روش SURE بهره گرفته شده است. البته، جهت کاربرد این روش، وجود همبستگی همزمانی بین جملات اخلال معادلات تقاضای گوشت گوساله، گوسفند، مرغ و ماهی از طریق روش پیشنهادی Breusch-Pagan (1980) مورد سنجش واقع شد. مقدار آماره محاسبه شده برای آزمون Breusch-Pagan برابر با ۴۰/۳۸۴ بوده و مقدار χ^2 جدول با درجه آزادی[1] ۶ در سطح احتمال یک درصد برابر با ۱۶/۸۱۱ است. بنابراین در سطح احتمال یک درصد می‌توان فرض صفر مبنی بر قطری بودن ماتریس واریانس- کوواریانس جملات اخلال را رد نمود. بنابراین مدل LA/AIDS با استفاده از روش تخمین سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط برآورد گردید. بر اساس تئوری تقاضای مصرف‌کننده شروط همگنی، تقارن و جمع‌پذیری بر سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل گوشت گوساله، گوسفند، مرغ و ماهی اعمال گردید. نتایج برآورد ضرایب سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل گوشت گوساله، گوسفند، مرغ و ماهی با اعمال شروط همگنی، تقارن و جمع‌پذیری در جدول (۶) گزارش شده است. ضریب متغیر مجازی مربوط به سال ۱۳۶۸ در تمام معادلات به غیر از معادله گوشت مرغ، معنی‌دار می‌باشند. ضریب R2 بالای هر یک از معادلات و سیستم تقاضا (R^2=۰/۹۷۳۲) و نیز معنی‌داری بیشتر پارامترهای مدل، مبین خوبی برازش سیستم می‌باشد.

- نتایج محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای انواع گوشت

با استفاده از پارامترهای برآورد شده سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی، کشش‌های قیمتی و درآمدی برای انواع گوشت محاسبه گردیدند. جدول (۷) مقادیر کشش‌های خودقیمتی غیرجبرانی را برای گوشت گوساله، گوسفند، مرغ و ماهی نشان می‌دهد. کشش‌های خودقیمتی غیرجبرانی هر یک از انواع گوشت گوساله، گوسفند، مرغ و ماهی مطابق انتظارات تئوریکی، منفی (کوچکتر از صفر) می‌باشند. بیشترین مقدار مطلق کشش خودقیمتی غیرجبرانی مربوط به گوشت گوسفند (۱/۱۶۹-) و گوساله (۰/۸۹۷-) می‌باشد که نشان می‌دهد مقدار مصرف گوشت گوسفند و گوساله نسبت به تغییرات قیمتی بسیار حساس است. در این بین گوشت مرغ کمترین حساسیت را نسبت به تغییرات قیمتی نشان می‌دهد (۰/۷۹۸-). میزان کشش خود قیمتی غیرجبرانی گوشت گوساله، گوسفند، مرغ و

1. درجه آزادی این آزمون برابر با M(M-1)/2 بوده که M برابر با تعداد معادلات است.

ماهی منعکس کننده این مطلب می‌باشد که برای خانوارهای ایرانی، گوشت گوسفند و گوساله جزء کالاهای کشش‌پذیر و گوشت مرغ و ماهی جزء کالاهای بی‌کشش محسوب می‌گردند.

مقادیر کشش‌های درآمدی برای گوشت گوساله، گوسفند، مرغ و ماهی محاسبه گردید که به ترتیب برابر با ۰/۸۵۷، ۱/۰۵۶، ۰/۹۳۰۲ و ۱/۱۷۳ می‌باشند. کشش‌های درآمدی برای هر چهار نوع گوشت مثبت بوده که این مساله نمایانگر نرمال بودن این کالاها می‌باشد. البته گوشت‌های ماهی و گوسفند در بین خانوارهای ایرانی به عنوان کالاهای لوکس تلقی می‌گردند و گوشت‌های گوساله و مرغ در سبد مصرفی خانوارهای ایرانی به عنوان دو کالای ضروری قلمداد می‌گردند.

مقادیر کشش‌های جبرانی که در واقع جبرانی برای اثرات درآمدی هستند، در جدول (۸) گزارش شده است. مقادیر کشش‌های خودقیمتی هر چهار نوع گوشت مطابق انتظارات تئوریکی، منفی می‌باشند. کشش‌های قیمتی متقاطع، روابط جانشینی و یا مکملی بین کالاها را نشان می‌دهند. کشش قیمتی متقاطع مثبت بر وجود رابطه جانشینی و کشش قیمتی متقاطع منفی بر وجود رابطه مکملی بین کالاها دلالت دارد. با توجه به جدول (۸)، به طور کلی کشش‌های قیمتی متقاطع گوشت گوسفند، گوساله، مرغ و ماهی نسبت به همدیگر مثبت می‌باشند که این امر موید آن است که رابطه موجود بین این گوشت‌ها یک رابطه رقابتی بوده که دلالت بر وجود رابطه جانشینی بین این گوشت‌ها دارد. البته کشش قیمتی متقاطع بین گوشت گوساله و ماهی منفی بوده که دلالت بر مکمل بودن این دو کالا دارد که یک نتیجه دور از انتظار می‌باشد.

جدول (۶) مقادیر ضرایب برآورد شده مدل LA/AIDS برای انواع گوشت

معادله / پارامترها	گوشت گوسفند	گوشت گوساله	گوشت مرغ	گوشت ماهی
γ_{im}	-۰/۰۷۷۷**			
	(-۱/۹۶۷)			
γ_{ib}	۰/۰۵۱۹***	-۰/۰۲۷۵		
	(۱/۶۳)	(-۰/۸۰۵)		
γ_{ic}	-۰/۰۴۴۵*	۰/۰۲۰۹**	۰/۰۵۴۸*	
	(-۲/۸۰۰)	(۱/۹۹۷)	(۲/۷۰۰۹)	
γ_{if}	۰/۰۱۱۴	-۰/۰۴۰۹**	۰/۰۱۶۲***	۰/۱۳۳۸
	(۰/۵۳۶)	(-۲/۵۶۳)	(۱/۷۶)	
β_i	۰/۰۲۵۲**	-۰/۰۲۸۸***	-۰/۰۱۸۷**	۰/۰۲۹۵
	(۱/۸۲۵)	(-۱/۸۹۴)	(-۱/۸۶۴)	
α_i	۰/۹۹۴*	۰/۲۹۷*	-۰/۱۲۸۹	-۰/۱۶۳
	(۷/۶۵)	(۳/۷۴۵)	(-۰/۸۵۷)	
D_{68}	-۰/۰۲۰۲	-۰/۰۰۳۹	۰/۰۱۲۹	۰/۰۱۱۲
	(-۱/۴۵۹)	(-۰/۴۵۵)	(۰/۷۴۵)	
R^2	۰/۹۸۰۴	۰/۶۸۰۴	۰/۹۵۳۰	-
Log-liklihood function=۲۵۱/۴۲۳				سیستم $\overline{R}^2$=۰/۹۷۳۲

*، ** و *** به ترتیب دلالت بر معنی‌داری در سطح احتمال ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ دارند. اعداد داخل پارانتز بیانگر مقدار آماره t می‌باشد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۷) کشش‌های غیرجبرانی تقاضای انواع گوشت در ایران

	گوسفند	گوساله	مرغ	ماهی
گوسفند (ε_{mj})	-۱/۱۶۹	۰/۱۱۶	-۰/۰۹۶۹	۰/۰۲۵۵
گوساله (ε_{bj})	۰/۳۲۲	-۰/۸۹۷	۰/۱۴۱	-۰/۱۹۲
مرغ (ε_{cj})	-۰/۱۶۸	۰/۰۷۶	-۰/۷۹۸	۰/۰۵۹
ماهی (ε_{fj})	-۰/۰۲۵۵	-۰/۶۰۷	۰/۱۰۷	-۰/۸۵۶

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۸) کشش‌های جبرانی تقاضای انواع گوشت

	گوسفند	گوساله	مرغ	ماهی
گوسفند (ε^*_{mj})	-۰/۷۲۱	۰/۳۱۷	۰/۱۷۱	۰/۱۰۲
گوساله (ε^*_{bj})	۰/۷۰۸	-۰/۹۳۴	۰/۳۷۳	-۰/۱۲۵
مرغ (ε^*_{cj})	۰/۲۸۶	۰/۲۷۹	-۰/۵۲۷	۰/۱۳۷
ماهی (ε^*_{fj})	۰/۵۹۸	-۰/۳۲۸	۰/۴۷۸	-۰/۷۴۹

ماخذ: یافته‌های تحقیق

۳-۲- نتایج اندازه‌گیری میزان رفاه از دست رفته مصرف‌کننده

همان طور قبلاً عنوان شد، جهت محاسبه معیار CV لازم می‌بود که قیمت‌های خرده‌فروشی گوشت گوسفند، گوساله و مرغ در دو سناریوی ۱- انتقال متقارن قیمت (به عنوان قیمت‌های پایه) و ۲- انتقال نامتقارن قیمت (به عنوان قیمت‌های نهایی) شبیه‌سازی گردند. به منظور شبیه‌سازی قیمت‌های خرده‌فروشی تحت سناریوی انتقال متقارن قیمت از مدل تصحیح خطای برداری خطی (VECM) استفاده شد و با استفاده از اجزای اخلال و پارامترهای مدل VECM برای هر یک از انواع گوشت، با بهره‌گیری از روش بوت‌استراپ، قیمت‌های خرده‌فروشی گوشت گوسفند، گوساله و مرغ تحت حالت انتقال متقارن قیمت شبیه‌سازی شدند. همچنین، قیمت خرده‌فروشی کالاهای نامبرده تحت سناریوی انتقال نامتقارن از طریق مدل آستانه‌ای تصحیح خطای برداری، TVECM و از طریق بوت‌استراپ شبیه‌سازی شدند.

در مرحله بعد، قیمت‌های شبیه‌سازی شده در توابع تقاضای AIDS برآورد شده برای انواع گوشت جایگزین گردید. با این اقدام، به ازای قیمت‌های متقارن و نامتقارن شبیه‌سازی شده به ترتیب مقدار تقاضای گوشت متناظر با این قیمت‌ها برای هر یک از انواع گوشت گوسفند، گوساله و مرغ بدست آمده است. در نهایت با استفاده از این داده‌ها، مقدار معیار CV از طریق الگوریتم Vartia محاسبه شد. مقدار CV به ازای هر خانوار شهری ایرانی به سبب انتقال نامتقارن قیمت از سرمزرعه به سطح خرده‌فروشی در بازار گوشت گوسفند برابر با ۳۷۲۲۵۰ ریال می‌باشد. به عبارت دیگر، برای اینکه مصرف‌کننده را بتوان به سطح رفاه حالت انتقال متقارن قیمت در بازار گوشت ایران برگرداند، می‌بایستی درآمد هر خانوار را در خصوص مصرف گوشت گوسفند به اندازه ۳۷۲۲۵۰ ریال جبران نمود.

۴- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

یکی از مشخصه‌های انتقال نامتقارن قیمت این است که افزایش قیمت خرده‌فروشی بلافاصله و به همان میزان به تولیدکنندگان منتقل نمی‌شود و از سوی دیگر، مصرف‌کنندگان کاهش قیمت سرمزرعه را بلافاصله و به همان میزان تجربه نمی‌کنند. یعنی اینکه هر دو گروه می‌توانستند منافعی را بدست آورند که در نتیجه انتقال نامتقارن قیمت این منافع نصیب آنها نمی‌شود. به عبارت دیگر انتقال نامتقارن قیمت موجب توزیع مجدد رفاه می‌شود. در این مطالعه با استناد بر نتایج مطالعه فلسفیان و همکاران (۲۰۱۰) مبنی بر تائید مکانیزم انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت گوسفند ایران، آثار رفاهی این مساله مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور از مفهوم معیار تغییر جبرانی استفاده شد که حداقل مقدار پولی لازم برای جبران زیان حاصل از انتقال نامتقارن قیمت را نشان می‌دهد. برای برآورد معیار تغییر جبرانی از الگوریتم وارتیا استفاده شد. برای این منظور ابتدا می‌بایست تابع تقاضا برآورد گردد که در این تحقیق از سیستم تقاضای تفاضلی معمولی تعمیم‌یافته استفاده شد. در این سیستم، نتایج حاصل از آماره نسبت حداکثر راستنمایی تعدیل شده بر انتخاب سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) به عنوان فرم تابعی مناسب دلالت داشت. بنابراین در مرحله بعد تابع تقاضای گوشت گوسفند بر اساس سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) برآورد شد و نتایج حاصل از کشش‌ها نیز مورد تحلیل قرار گرفت. نهایتاً میزان رفاه از دست رفته مصرف‌کنندگان اندازه‌گیری شد. برای این کار معیار رفاهی CV با استفاده از الگوریتم Vartia، شبیه‌سازی شد. مطابق الگوریتم Vartia، قیمت متقارن شبیه‌سازی شده که از طریق مدل VECM برآوردشده بدست آمده است، به عنوان قیمت ابتدایی و قیمت نامتقارن شبیه‌سازی شده از طریق مدل TVECM(2) به عنوان قیمت نهایی کالا در نظر گرفته شد و در نتیجه معیار CV بطور مستقیم از تفاوت بین قیمت خرده‌فروشی متقارن و قیمت خرده‌فروشی نامتقارن آن محاسبه گردید. میزان رفاه از دست رفته ناشی از انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت گوسفند ۳۷۲۲۵۰ ریال محاسبه شد که این مقدار برای هر خانوار ایرانی معادل ۱/۴ درصد کل هزینه اختصاص یافته وی به گروه کالایی خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها می‌باشد.

با توجه به مقدار محاسبه شده CV و تحلیل‌های صورت گرفته، پیشنهاد می‌شود برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران ذیربط بحث انتقال نامتقارن قیمت در بازار کالاها را مورد توجه قرار دهند. برای کاهش شدت اثرات نامطلوب رفاهی انتقال نامتقارن قیمت توجه به دلایل انتقال نامتقارن قیمت و تلاش برای رفع آنها ضروری می‌باشد. شاید مهمترین دلیل برای انتقال نامتقارن قیمت در بازارهای گوشت مرغ، گوسفند و گوساله در ایران، عملکرد ضعیف بازار باشد که افزایش قیمت سرمزرعه را سریع‌تر از کاهش قیمت انتقال می‌دهد. وقتی قیمت افزایش می‌یابد، خرده‌فروشان سعی می‌کنند تا حاشیه سود نرمال خود را حفظ کنند. اما وقتی که قیمت‌ها کاهش می‌یابد، آنها تلاش می‌کنند تا حاشیه سود بزرگتری را حتی در کوتاه‌مدت بدست آورند. در این بین، اطلاعات نامتقارن نیز مهم می‌باشد. خرده‌فروشان می‌دانند که مصرف‌کنندگان عموماً اطلاعات کافی درباره تغییرات قیمت در طول زنجیر عرضه ندارند و لذا قیمت خرده‌فروشی را با نرخ سرعت پایین‌تری نسبت به نرخ کاهش قیمت‌های سرمزرعه، کاهش می‌دهند. لذا پیشنهاد می‌شود دولت در راستای بهبود کارکرد بازار، یعنی افزایش فضای رقابتی بازار، اقدام به توزیع و ارائه اطلاعات قیمتی بیشتر بین دو گروه خرده‌فروشان و مصرف‌کنندگان نماید. دلیل دیگر برای انتقال نامتقارن قیمت در بازارهای گوشت ایران، دخالت‌های سیاستی دولت است. نهایتاً لیست هزینه‌ها نمی‌تواند دلیل قانع‌کننده‌ای برای توجیه انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت ایران باشد. چرا که گوشت بویژه گوشت گوسفند و گوساله در ایران عمدتاً در قطعات بزرگ فروخته می‌شود و لذا علاوه بر برچسب کیفیت، برچسب دیگری بر روی محصول موجود نمی‌باشد، در نتیجه هزینه مربوط به قیمت‌گذاری مجدد مفهومی ندارد و گوشت‌های بسته‌بندی شده نیز عمدتاً در طول مدت زمان محدودی فروخته می‌شوند.

منابع

بی‌نام- الف (۱۳۸۸) نتایج بررسی بودجه خانوار در مناطق شهری ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره آمار اقتصادی، دایره بررسی بودجه خانوار.

حسینی س. ص.، ح. سلامی و الف. نیکوکار (۱۳۸۷) الگوی انتقال قیمت در ساختار بازار گوشت مرغ ایران، *مجله اقتصاد و کشاورزی*، ۱ (۲): ۲۱-۱.

حسینی، س. ص و الف. نیکوکار (۱۳۸۵) بررسی نحوه انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران و اثر آن بر حاشیه بازار، *مجله علوم کشاورزی ایران*، ۱(۲): ۱۰-۱.

حسینی، س. ص. و م. قهرمان‌زاده (۱۳۸۵) تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۱۴، ۵۳: ۲۲-۱.

لایارد، پ. آر. جی. و ا. ا. والترز (۱۹۷۸) تئوری اقتصاد خرد، ترجمه: ع. شاکری، نشر نی، چاپ هشتم، ۱۳۸۸.

Ben-Kaabia J. and M. Gil (2007) Asymmetric price transmission in the Spanish lamb sector, *European Review of Agricultural Economics,* 34: 53–80.

Ben-Kaabia M., J. M. Gil and M. Ameur (2005) Vertical integration and non-linear price adjustments: the spanish poultry sector, *Agribusiness,* 21 (2): 253–271.

Creedy J. (2006) How to Calculate Welfare Measures Using Only Marshallian Demand Functions, *The Australian Economic Review* 39(3): 340–346.

Deaton A. and J. Muellbauer (1980) An almost ideal demand system, *The American Economic Review*, 70: 312-326.

Eales J. and C. R. Wessells (1999) Testing separability of Japanese demand for meat and fish within differential demand systems, *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 24: 114-126.

Eales J., C. Durham and C. R. Wessells (1997). Generalized models of Japanese demand for fish, *American Journal of Agricultural Economic,* 79: 1153-1163.

Falsafian A., S. Yazdani and R. Moghaddasi (2010). Analyzing Vertical Price Transmission in the Iran's Mutton Market, *World Applied Sciences Journal,* 10(7): 791-796.

Falsafian A. and R. Moghaddasi (2008) Spatial Integration and Asymmetric Price Transmission in Selected Iranian Chicken Markets. XIIth Congress of the European Association of Agricultural Economists (EAAE), Gent, Belguim.

Goodwin B. K. and N. E. Piggot (2001) Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects, *American Journal of Agricultural Economics*, 83: 302-317.

Green R. and J. M. Alston (1990) Elasticities in AIDS models, *American Journal of Agricultural Economics,* 72: 442-445.

Hansen B. E. and B. Seo (2002) Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models, *Journal of Econometrics*, 110: 293 – 318.

Laitinen K. (1978). Why is demand homogeneity so often rejected? *Economic Letters*, 1: 187-191.

Lo M. C. and E. Zivot (2001) Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price, *Macroeconomic Dynamics,* 5: 533–576.

Meisner J. F. (1979) The sad fate of the asymptotic slutsky symmetry test for large systems, *Economic Letters,* 2: 231-233.

Moschini G., D. Moro and R.D. Green, (1994) Maintaining and testing separability in demand systems, *American Journal of Agricultural Economic*, 76: 61-73.

Peltzman S. (2000) Price Rise Faster than They Fall, *Journal of Political Economy,* 108: 466-502.

Perri M. and L. Baldi (2010) Vegetable oil market and biofuel policy: An asymmetric cointegration approach, *Energy Economics*, 32: 687-693.

Seo M. (2006). Bootstrap testing for the null of no cointegration in a threshold vector error correction model, *Journal of Econometrics,* 134: 129–150.

Shin S. C. and D. Burke (2010) A comparison of Hausman's and Breslaw–Smith's methods in estimating consumer welfare loss because of fuel taxes, *International Journal of Consumer Studies,* 34: 80–86.

Vartia Y. (1983) Efficient methods of measuring welfare change and compensatet income in terms of ordinary demand functions, *Econometrica*, 51: 79-98.

Wlazlowski S., M.Giulietti, J. Binner and C. Milas (2009) Price dynamics in European petroleum markets, *Energy Economics,* 31(1):99-108

Zheng S. (2004) Measuring welfare impact of asymmetric price transmission on U. S. food consumers, Unpublished PhD dissertation. University of Purdue.

Zheng S., D. J. Miller and S. Fukuda (2010) Measuring the Welfare Impact of Asymmetric Price Transmission, *Journal of the Faculty of Agriculture*, Kyushu University, 55 (1): 181–189.

Measuring the welfare Loss of Iranian Consumers due to Asymmetric Price Transmission in the Mutton Market

Azadeh Falsafian[1], Saeed Yazdani[2], Reza Moghadasi[3] and Mohammad Ghahremanzadeh[4]

Abstract

Price is the primary mechanism by which various levels of the market are linked. There is a common feeling that retail prices do not react very quickly to changes in market conditions. Therefore, consumers will not benefit from declining farm prices which suggests a redistribution of consumer welfare and welfare transferring from consumer to retailer. The main objective of this study is to estimate the welfare loss due to asymmetric price transmission in the mutton market in Iran. Regarding to the asymmetric price transmission behavior in the mutton market, we estimated the meat demand using the generalized ordinary differential demand system (GODDS). This model helps us to determine the appropriate functional form. Results indicated on the AIDS as the proper functional form. So, the ADIS estimated through the SURE. At the next stage, prices simulated in the two symmetric and asymmetric scenarios by bootstrapping method. Finally, compensated variation (CV) measures estimated by Vartia algorithm. The results indicated that the welfare loss per Iranian household due to asymmetric price transmission in the mutton market is 372350 Rials.

JEL: C13, C15, D12, D60

Key words: Asymmetric price transmission, Vartia algorithm, Mutton, CV measure, GODDS

1 Assistant Professor of Agricultural Economics, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran.
2 Professor of Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics, University of Tehran, Iran.
3 Assistant Professor of Agricultural Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
4 Assistant Professor of Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics, University of Tabriz, Iran.
Email: Falsafian@iaut.ac.ir