

وجود عادات مصرفی و تحلیل تجربی تقاضا: مطالعه موردی

تقاضای محصولات لبنی خانوارهای شهری در ایران

امیرحسین چیدری، زینب شکوهی، حبیب اله سلامی و سیدصفدر حسینی^۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۸/۰۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۱/۲۳

چکیده

تجزیه و تحلیل الگوی مصرف خانوار و واکنش مصرف‌کنندگان نسبت به عامل‌های متفاوت قیمتی و غیر قیمتی برای سیاستگذاران و فعالان بازار محصولات غذایی دارای اهمیت ویژه‌ای است. در این راستا انتخاب بهترین فرم تابعی و برآورد تقاضا به‌وسیله آن می‌تواند به عنوان ابزاری قابل اطمینان در تحلیل رفتار مصرف‌کنندگان بکار گرفته شود. در این پژوهش با لحاظ کردن تأثیر عادات مصرفی، سه الگوی متداول در برآورد تقاضای پویا شامل مدل آسارسون، ری و رتردام تعمیم یافته استفاده شد و تقاضای اقلام پر مصرف لبنی شامل شیر، ماست، پنیر و کره پاستوریزه برای خانوارهای شهری در ایران برآورد شد. نتایج پژوهش موید آن است که، مدل ری به‌عنوان الگوی مناسب انتخاب شد. نتایج آزمون والد در مدل ری، وجود تأثیر عادات مصرفی برای هر چهار کالای لبنی را با قوت تأیید کرد. بنابراین نادیده گرفتن تأثیر عادات مصرفی می‌تواند منجر به ایجاد اریب در برآورد تابع تقاضا و در نتیجه تحلیل نادرست الگوی مصرفی خانوار شود. از این رو پیشنهاد می‌شود در بررسی تحلیل تقاضا، به‌خصوص تقاضای محصولات غذایی، تأثیر عادات مصرفی مورد آزمون قرار گیرد.

طبقه‌بندی JEL: D1, D120

واژه‌های کلیدی: تقاضا، لابیات، عادات مصرفی، الگوی ری.

^۱ به‌ترتیب: استادیار، دکترا و اساتید اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران

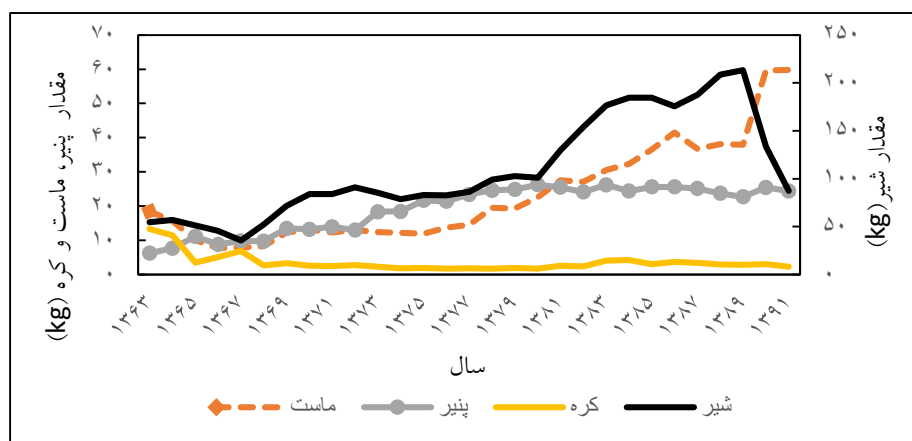
مقدمه

بررسی رفتار مصرف‌کنندگان در چگونگی تخصیص هزینه‌های مصرفی میان کالاهای مختلف و واکنش آنان نسبت به تغییرات عامل‌های متفاوت قیمتی و غیر قیمتی همیشه مورد توجه اقتصاددانان بوده و از دو جهت دارای اهمیت است. نخست اینکه هرگونه برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری در زمینه امنیت غذایی، مدیریت یارانه، تنظیم بازار، ارائه الگوهای مناسب و مؤثر بازاریابی و دیگر موارد نیازمند شناخت ساختار تقاضا است. دوم اینکه تولیدکنندگان محصولات کشاورزی و صاحبان صنایع غذایی و دیگر عامل‌های فعال در بازار به منظور برنامه‌ریزی تولید و چگونگی فروش محصولات خود نیازمند شناخت رفتار مصرف‌کنندگان و پیش‌بینی واکنش آنان نسبت به تغییرات شرایط اقتصادی و غیر اقتصادی هستند. در این راستا برآورد تقاضا می‌تواند به عنوان ابزاری مناسب در تحلیل رفتار مصرف‌کنندگان به کار گرفته شود. برآورد سیستم‌های تقاضا بیشتر با به‌کارگیری مدل‌های ایستا صورت می‌گیرد. در برآورد ایستای تقاضا با استفاده از داده‌های سری زمانی فرض بر این است که در طی زمان سلیقه و ذائقه مصرف‌کننده تغییری ندارد و مصرف‌کننده به‌طور آنی به تغییر در قیمت و درآمد واکنش نشان می‌دهد. در حالی که این فرض در بسیاری از شرایط، به دور از واقعیت است و تغییر رفتار مصرفی در نتیجه تغییر در قیمت و درآمد با تأخیر همراه است (هسن و همکاران، ۱۹۷۷). در این شرایط به‌کارگیری مدل‌های ایستا منجر به ایجاد اریب در ضریب‌های برآوردی و در نتیجه تحلیل نادرست الگوی مصرفی خانوار می‌شود. همچنین اتخاذ سیاست‌های قیمتی و غیر قیمتی افزون بر اثرات کوتاه‌مدت بر تقاضا می‌تواند با اثرگذاری بر عادات مصرفی دارای اثرات بلندمدت نیز باشد و به‌عبارت دیگر وجود عادات مصرفی می‌تواند منجر به اثرات به‌کلی متفاوت با سیاست‌های اتخاذ شده در بلندمدت و کوتاه‌مدت شود. نقض فرض رفتار ایستای مصرف‌کنندگان به‌طور عمده به دو عامل ویژگی ماندگاری کالا (کرامر، ۱۹۵۷؛ دایورت، ۱۹۷۴؛ تینتر، ۱۹۳۸) و وجود عادات مصرفی (گورمن، ۱۹۹۷؛ پولاک، ۱۹۷۰؛ پولاک و والس، ۱۹۹۲؛ مولبائور و پاشرد، ۱۹۹۲) نسبت داده می‌شود. البته وجود عادت مصرفی، الگوی مصرفی بسیاری از کالاها به‌ویژه مواد غذایی را تحت تأثیر قرار می‌دهد درحالی که ویژگی ماندگاری همیشه این‌گونه نیست.

شیر و فرآورده‌های آن از جمله مهم‌ترین مواد غذایی به شمار می‌آیند و مصرف این ماده غذایی به اندازه‌ای دارای اهمیت است که میزان مصرف سرانه آن به‌عنوان یکی از شاخص‌های توسعه‌یافتگی کشورها شناخته می‌شود. میانگین هزینه شیر و فرآورده‌های لبنی خانوارهای شهری

وجود عادات مصرفی و تحلیل تجربی تقاضا... ۲۱

در سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۰ به‌طور میانگین حدود ۴/۸ درصد هزینه‌های خوراکی و ۲/۵ درصد از کل هزینه خانوارها را تشکیل داده است.^۱ همچنین میانگین مصرف سرانه شیر هر فرد در کشور بر طبق آمار دریافت شده از بانک مرکزی، در سال ۱۳۹۱ نزدیک به ۷۰ کیلوگرم بوده است. همان‌گونه که در نمودار (۱) قابل ملاحظه است، در دو دهه اخیر میزان مصرف سرانه خانوارهای ایرانی در محصولات شیر، پنیر و ماست با روندی افزایشی همراه بوده است. البته در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ پس از هدفمندی یارانه‌ها و حذف شیر یارانه‌ای، مصرف شیر با کاهش و ماست و پنیر و کره تاحدودی بدون تغییر بوده‌اند.



نمودار (۱) میزان مصرف سالانه فرآورده‌های لبنی در خانوارهای شهری ایران (کیلوگرم)

با توجه به آمار مصرف اقلام لبنی خانوارهای شهری در کشور، مشخص شده است که در مجموع سرانه مصرف شیر در ایران بسیار پایین و حدود ۳۳ درصد از حداقل توصیه شده توسط سازمان بهداشت جهانی (۲۰۰ کیلوگرم) است. از آنجایی که رفتار و عادات مصرفی در مصرف لبنیات بر سلامت جامعه اثرگذار است، بنابراین شناخت الگوی مصرفی خانوارها در لبنیات می‌تواند به بهبود مصرف و در نتیجه امنیت غذایی جامعه کمک کند. همچنین اتخاذ هر گونه سیاست و برنامه‌ریزی مناسب برای رسیدن مصرف به سطح مطلوب، نیازمند شناخت دقیق الگوی مصرفی این کالا است. مصرف لبنیات همانند دیگر مواد غذایی می‌تواند تحت تأثیر عادات مصرفی قرار بگیرد و نادیده گرفتن چسبندگی در مصرف منجر به اریب در ضریب‌های برآوردی و در نتیجه تحلیل نادرست الگوی مصرفی خانوار می‌شود. از این رو هدف از این پژوهش بررسی وجود عادات مصرفی

^۱ برگرفته از طرح تحقیقاتی برنامه راهبردی صنعت لبنیات در وزارت صنعت، معدن و تجارت (۱۳۹۲).

و تحلیل تجربی تقاضای فرآورده‌های لبنی شامل شیر، پنیر، ماست و کره پاستوریزه برای خانوارهای شهری در ایران می‌باشد.

مروری بر منابع علمی موضوع نشان می‌دهد، اگرچه پژوهش‌های گسترده‌ای در داخل کشور در زمینه برآورد تقاضای محصولات غذایی از جمله لبنیات (حسینی و عرفانیان، ۱۳۸۷؛ شهبازی و همکاران، ۱۳۸۸؛ جعفری و کهنسال، ۱۳۸۶؛ آقاپور و کوپاهی، ۱۳۸۴؛ صمدی، ۱۳۸۶؛ بخشوده، ۱۳۷۵) صورت گرفته اما در همه این بررسی‌ها به جز تعداد بسیار معدودی (باریکانی و همکاران، ۱۳۸۶؛ رنجبر و همکاران، ۱۳۸۸) شکل‌گیری عادات مصرفی لحاظ نشده است. پژوهش‌های خارجی در زمینه وجود عادات مصرفی را به دو دسته کلی می‌توان تقسیم کرد. دسته اول پژوهش‌هایی است که به مبانی نظری تقاضا با لحاظ کردن عادات مصرفی پرداخته‌اند مانند پولاک، ۱۹۷۰؛ ری، ۱۹۸۴؛ آلسیا و کپنین، ۱۹۹۱؛ بوشهری، ۲۰۰۳ و دسته دوم پژوهش‌هایی است که شیوه‌های ارائه شده در بررسی الگوی تقاضا با لحاظ کردن عادات مصرفی را در تحلیل تقاضای کالاهای مختلف به ویژه محصولات غذایی به کار گرفته‌اند که از آن جمله می‌توان به پژوهش لیو و چن، ۲۰۰۷؛ زن و همکاران، ۲۰۱۰؛ بیریز و همکاران، ۱۹۸۸؛ محمد و جونز، ۲۰۰۹؛ هاین و دورهام، ۱۹۹۱ اشاره کرد. بنابراین تحقیق پیش‌رو از دو جهت با پژوهش‌های داخلی صورت گرفته در این موضوع متفاوت است، نخست، به کارگیری مدل‌های پویا در تحلیل رفتار مصرفی اقلام لبنی در خانوارهای شهری و پس از آن انتخاب بهترین فرم تابعی تقاضا از میان سه الگوی متداول در برآورد تقاضای پویا.

روش تحقیق

برای ورود عادات مصرفی در بررسی تقاضای مصرف کنندگان شیوه‌های گوناگونی به کار گرفته می‌شود که می‌توان آنها را در سه دسته کلی تقسیم کرد، تعدیل عرض از مبدا در سیستم تقاضا (آلسی و کپتین، ۱۹۹۱؛ آسارسون، ۱۹۹۱؛ آجرتون، ۱۹۹۷؛ کلوناریس و هالام، ۲۰۰۳)، برآورد مدل در تفاضل مرتبه اول و یا چهارم (موشینی و میلک، ۱۹۹۰؛ ایلز و آنور، ۱۹۹۸) و به کارگیری یک چارچوب پویا و سپس استخراج تابع تقاضا (آندرسون، بلاندل، ۱۹۸۳؛ بورتن و یانگ، ۱۹۹۲؛ ری، ۱۹۸۴). در این پژوهش نیز با توجه به دسته‌بندی ارائه شده در بالا، سه شیوه در برآورد تقاضای پویای محصولات لبنی به کار گرفته می‌شود. این سه روش شامل، رهیافت آسارسون (آسارسون، ۱۹۹۱) که در آن عرض از مبدا مدل تقاضای تقریباً ایده‌آل تعدیل می‌یابد، رهیافت ری (ری، ۱۹۸۴) که با به کارگیری تابع هزینه پویا به استخراج تقاضای پویای AIDS

وجود عادات مصرفی و تحلیل تجربی تقاضا... ۲۳

می‌پردازد و روش رتردام تعمیم یافته (بوشهری، ۲۰۰۳) که با حداکثرسازی تابع مطلوبیت بین دوره‌ای تابع تقاضای پویا استخراج می‌شود. در ادامه به ترتیب به تشریح هر یک از این سه روش پرداخته می‌شود

۱- مدل آسارسون

صورت کلی مدل تابع تقاضای AIDS^۱ که از شکل لگاریتمی ترجیحات PIGL^۲ استخراج می‌شود به شکل رابطه (۱) است

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log P_j + \beta_i \log \{x/P\} \quad (۱)$$

$$\log P = \alpha_0 + \sum \alpha_i \log P_i + 1/2 \sum \sum \gamma_{kj} \log P_i \log P_j \quad (۲)$$

که در آن w_i سهم هزینه‌های اختصاص یافته به کالای i ، p_j قیمت کالای j ، x کل هزینه خانوار روی کالاها و P شاخص قیمتی که از رابطه (۲) به دست می‌آید. محدودیت‌های نئوکلاسیکی تابع تقاضا شامل جمع‌پذیری، همگنی و تقارن نیز به صورت زیر به مدل اعمال می‌شود:

$$\begin{aligned} \sum_i \alpha_i &= 1, \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_i w_i = 1, \quad \sum_i \beta_i = 0, \\ \sum_j \gamma_{ij} &= 0 \\ \gamma_{ij} &= \gamma_{ji} \end{aligned} \quad (۳)$$

کشش‌های هزینه‌ها، کشش‌های قیمتی جبرانی و غیر جبرانی به ترتیب با استفاده از رابطه‌های زیر محاسبه می‌شود:

$$\begin{aligned} \eta_i &= (\beta_i/w_i) + 1 \\ \varepsilon_{ij}^* &= (\gamma_{ij}/w_i) - \delta_{ij} + w_j \\ \varepsilon_{ij} &= (\gamma_{ij}/w_i) - \delta_{ij} + \beta_i(w_j/w_i) \end{aligned} \quad (۴)$$

در مدل آسارسون به منظور برآورد تابع تقاضا از مدل تقاضای تقریباً ایده‌آل استفاده می‌شود، با این تفاوت که سهم هزینه‌های مصرفی هر کالا با یک وقفه به معادله اضافه می‌شود. بنابراین با توجه به رابطه تقاضای ارائه شده در رابطه (۱)، α_i برابر است با (آسارسون، ۱۹۹۱):

$$\alpha_i = \alpha_{i0} + \sum_{j=1}^n \theta_{ij} w_{j(t-1)} \quad (۵)$$

با جایگذاری رابطه (۵) در رابطه (۱) خواهیم داشت:

$$w_i = \alpha_{i0} + \sum_{j=1}^n \theta_{ij} w_{j(t-1)} + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln P_j + \beta_i \ln \left(\frac{x}{P} \right) \quad (۶)$$

^۱ Almost Ideal Demand

^۲ Price Independent Generalized Linear logarithm

θ_{ij} ضریبی است که تأثیر مصرف در دوره‌ی قبل را بر مصرف در دوره‌ی جاری نشان می‌دهد. معنی داری این ضریب نشان دهنده وجود عادات مصرفی در مصرف کالای مورد بررسی است. شاخص قیمت P نیز با ورود $w_{j(t-1)}$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\ln P_t = \alpha_0 + \sum \alpha_{k0} \ln P_{kt} + \sum \sum \theta_{kj} w_{j(t-1)} \ln P_{kt} + \frac{1}{2} \sum \sum \gamma_{kj} \ln P_{kt} \ln P_{jt} \quad (6)$$

به منظور برقراری شرط جمع‌پذیری و همگنی به ترتیب $\sum_i \theta_{ij} = 0$ و $\sum_j \theta_{ij} = 0$ به شرط موجود در رابطه (۳) اضافه می‌شود و کشش‌های کوتاه مدت خود قیمتی، متقاطع و درآمدی نیز با استفاده از رابطه (۴) محاسبه می‌شود. لازم به توضیح است که در این پژوهش برای جلوگیری از کاهش درجه آزادی و کاهش همخطی میان قیمت‌ها از شاخص قیمت استون با لحاظ $w_{j(t-1)}$ استفاده می‌شود.

۲- مدل ری

در این رهیافت ابتدا تابع هزینه‌ها با در نظر گرفتن فرض پویایی تعریف شده و سپس تابع تقاضا از آن استخراج می‌شود. رابطه (۷) نشان‌دهنده تابع هزینه‌ها با در نظر داشتن اثر عادات مصرفی است (ری، ۱۹۸۴).

$$\ln c(u, P_t) = \alpha_0 + \sum_i \delta_i e_{it-1} + \sum_i \alpha_i \ln P_{it} + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j (\tilde{\gamma}_{ij} + \theta_{ij} x_{t-1}) \ln P_{it} \ln P_{jt} + u \beta_0 \prod_i P_{it}^{\beta_i + \eta_i x_{t-1}} \quad (7)$$

که در آن e_{it-1} هزینه‌های مصرفی برای کالای نام در دوره قبل، P_{it} قیمت کالای نام در دوره جاری، x_{t-1} کل هزینه‌های مصرفی با یک وقفه، u مطلوبیت و $\alpha_0, \delta_i, \beta_i, \eta_i, \theta_{ij}$ و $\tilde{\gamma}_{ij}$ پارامترهای برآوردی می‌باشند که در آن سه پارامتر δ_i, η_i و θ_{ij} نشان‌دهنده پویایی تقاضا و یا وجود عادات مصرفی است. در این شرایط پارامترهای تابع هزینه‌ها مدل AIDS اصلی به میزان هزینه‌ها در دوره قبل وابسته است. با به کارگیری قضیه شفرد تابع تقاضای پویای AIDS به صورت رابطه (۸) به دست می‌آید.

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_j (\gamma_{ij} + \theta_{ij} x_{t-1}) \ln P_{jt} + (\beta_i + \eta_i x_{t-1}) \ln \left(\frac{x_t}{P_t^*} \right) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

در رابطه بالا w_{it} سهم هزینه‌های مصرفی برای نامین کالا در دوره t ، P_t^* شاخص قیمت پویا است که به صورت رابطه (۹) تعریف می‌شود:

$$\ln P_t^* = \alpha_0 + \sum_i \delta_i e_{it-1} + \sum_i \alpha_i \ln P_{it} + 0.5 * \sum_i \sum_j (\gamma_{ij} + \theta_{ij} x_{t-1}) \ln P_{it} \ln P_{jt} \quad (9)$$

در اینجا نیز همانند قبل از شاخص قیمت استون استفاده می‌شود و همچنین شروط جمع‌پذیری، تقارن و همگنی به ترتیب زیر بر تابع تقاضا اعمال می‌شوند.

وجود عادات مصرفی و تحلیل تجربی تقاضا... ۲۵

$$\begin{aligned} \sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \beta_i = \sum_i \eta_i = \sum_i \gamma_{ij} = \sum_i \theta_{ij} = 0 \quad \forall j \\ \gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \theta_{ij} = \theta_{ji} \quad \forall i, j \\ \sum_j \gamma_{ij} = \sum_j \theta_{ij} = 0 \quad \forall i \end{aligned} \quad (10)$$

با توجه به تابع تقاضای ارائه شده کشش‌های خود قیمتی، متقاطع و درآمدی به ترتیب با رابطه (۱۱) قابل محاسبه است (لیو و چن، ۲۰۰۷):

$$\begin{aligned} e_{ii} &= \frac{[(\gamma_{ij} + \theta_{ij} x_{t-1}) - (\beta_i + \eta_i x_{t-1})(\alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \ln P_k)]}{w_i} - 1 \\ e_{ij} &= \frac{[(\gamma_{ij} + \theta_{ij} x_{t-1}) - (\beta_i)(\alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \ln P_k)]}{w_i} \\ E_i &= 1 + (\beta_i + \eta_i x_{t-1}) / w_i \end{aligned} \quad (11)$$

۳- مدل رتردام تعمیم یافته

مدل رتردام تعمیم یافته با دیفرانسیل گیری از تابع تقاضای بهینه برای کالای i در دوره t به صورت رابطه (۱۲) نتیجه می‌شود.

$$w_i \frac{\dot{q}_i}{q_i(t)} = \sum_{j=1}^n w_i \phi_{ij} \frac{\dot{h}_j}{h_j(t)} + w_i \eta_i \left[\frac{\dot{x}}{x(t)} - \sum_{j=1}^n w_j \frac{\dot{P}_j}{P(t)} \right] + \sum_{j=1}^n w_i \eta_{ij}^* \frac{\dot{P}_j}{P(t)} \quad (12)$$

که در آن w_i سهم بودجه‌ای کالای i ام، $q_i(t)$ میزان تقاضای کالای i در دوره t ، $h(t)$ تأثیر عادات مصرفی بر تقاضا، $P(t)$ بردار قیمت‌ها، η_i کشش هزینه‌ها، η_{ij} کشش قیمتی غیر جبرانی، ϕ_{ij} نشان دهنده میزان تقاضا شده برای کالای i نسبت به تغییرات در عادت مصرفی کالای j و برای هر متغیری مانند y ، $\dot{y} = dy(t)/dt$ می‌باشد. عبارت $\sum_{j=1}^n w_i \phi_{ij} \frac{\dot{h}_j}{h_j(t)}$ بیانگر تأثیر عادات مصرفی است که بدون آن رابطه بالا به مدل رتردام ایستا تبدیل می‌شود. عبارت درون براکت تغییرات در هزینه‌های واقعی و عبارت آخر تأثیر تغییر قیمت بر میزان مصرف را نشان می‌دهد. برای اینکه بتوان رابطه (۱۲) را به یک فرم قابل برآورد تبدیل کرد، می‌توان تغییرات زمانی پیوسته را به تغییرات زمانی گسسته تبدیل کرد و از آنجایی که در اغلب پژوهش‌ها تفاضل یک دوره‌ای پیشنهاد شده است (تیل، ۱۹۸۰؛ بوشهری، ۲۰۰۳) بنابراین:

$$\Delta q_t = \log q_t - \log q_{t-1} \approx \dot{q}/q(t) \quad (13)$$

$$\Delta p_t = \log P_t - \log P_{t-1} \approx \dot{P}/P(t)$$

$$\Delta Q_t = \sum_{i=1}^n \bar{w}_i \Delta q_{it} \approx \Delta x_t - \sum_{j=1}^n \bar{w}_j \Delta P_j \approx \dot{x}/x(t) - \sum_{j=1}^n w_j \left(\frac{\dot{P}_j}{P(t)} \right) \quad (14)$$

تصریح عادات مصرفی با دوره زمانی گسسته به صورت رابطه (۱۵) بیان می‌شود (بوشهری، ۲۰۰۳):

$$\sum_{j=1}^n \phi_{ij} \frac{h_j}{h_j(t)} = \alpha_i^* + \sum_{k=1}^p \sum_{j=1}^n \alpha_{ijk} \Delta q_{jt-k} \quad (15)$$

با تعریف‌های ارائه شده در رابطه‌های (۱۴) و (۱۵) مدل رتردام پویای تجربی به صورت رابطه (۱۶) به دست می‌آید.

$$\bar{w}_{it} \Delta q_{it} = \gamma_i^* + \sum_{k=1}^p \sum_{j=1}^n \gamma_{ijk} \Delta q_{jt-k} + \theta_i \Delta Q_t + \sum_{j=1}^n \pi_{ij} \Delta P_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

در رابطه (۱۶)، $\bar{w}_{it} = 0.5(w_{it} + w_{it-1})$ ، که میانگین سهم بودجه‌ای در دوره متوالی و $\gamma_i^* = \sum_{j=1}^n \pi_{ij} \alpha_{ijk}^* \bar{w}_{it} \eta_i^*$ و $\theta_i = \bar{w}_{it} \eta_i^*$ است.

در نظریه تقاضا محدودیت‌های جمع‌پذیری، همگنی و تقارن بر روی پارامترها به ترتیب زیر اعمال می‌شود:

$$\begin{aligned} \sum_i \gamma_i^* &= 0, \quad \sum_i \gamma_{ijk} = 0, \quad \sum_i \theta_i = 1, \quad \sum_i \pi_{ij} = 0 \\ \sum_j \pi_{ij} &= 0 \\ \pi_{ij} &= \pi_{ji} \end{aligned} \quad (17)$$

با توجه به معادله (۱۶) کشش درآمدی و کشش قیمتی جبران شده به ترتیب زیر است:

$$\begin{aligned} E_i &= \theta_i / w_i \\ e_{ij} &= \pi_{ij} / w_i \end{aligned} \quad (18)$$

کشش قیمتی مارشال به فرم زیر است (سیل و همکاران، ۱۹۹۲):

$$e_{ij} = \pi_{ij} / w_i - \theta_i w_j / w_i \quad (19)$$

از سه مدل ارائه شده در بالا، دو مدل آسارسون و ری دارای فرم تقاضای تقریباً ایده‌آل هستند که عادات مصرفی نیز در آن وارد شده است و یک مدل نیز دارای فرم تقاضای رتردام با در نظر گرفتن عادات مصرفی است. به طور کلی برآورد تقاضای محصولات کشاورزی و غذایی بیشتر با استفاده از این دو فرم یعنی رتردام و تقریباً ایده‌آل صورت گرفته است. علت این امر ویژگی انعطاف‌پذیری، برآورد و تحلیل به نسبت آسان و خطی بودن در پارامترها است (آلستون و چالفانت، ۱۹۹۳). بنابراین در این پژوهش هر سه مدل در برآورد تقاضای محصولات لبنی به کار گرفته می‌شود. از میان این سه مدل معرفی شده، مدلی را که بهتر بتواند رفتار مصرفی خانوارهای شهری را توضیح دهد، انتخاب و کشش‌های قیمتی و درآمدی بر اساس ضرایب آن محاسبه می‌شوند. همچنین شروط همگنی و تقارن به توابع تقاضا اعمال می‌گردد. لازم به توضیح است که داده‌های مورد نیاز این پژوهش شامل قیمت و مقدار مصرف شیر، پنیر، ماست و کره برای خانوارهای شهری در ایران، برای دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۱ به صورت سالیانه از بانک مرکزی گردآوری و برآورد آنها با استفاده از نرم‌افزار SHAZAM صورت گرفت.

نتایج و بحث

در این پژوهش تقاضای محصولات لبنی خانوارهای شهری با استفاده از سه رهیافت تقاضای پویای رتردام و تقاضای پویای AIDS به دو شیوه ری و آسارسون برآورد شد. برای برآورد توابع تقاضا شرط جمع‌پذیری با حذف یکی از معادله‌ها سهم و شروط تقارن و همگنی به صورت قید به مدل اعمال شد. سپس سیستم معادله‌های تقاضا در هر یک از مدل‌های ارائه شده با استفاده از برآوردگر حداکثر درست‌نمایی به صورت غیر خطی برآورد شد.

نتایج به دست آمده برآورد تابع تقاضای پویای محصولات لبنی با استفاده از مدل آسارسون، ری و رتردام به ترتیب در جدول‌های (۱) تا (۳) قابل دیدن است. با یک نگاه کلی به جدول‌های ارائه شده می‌توان دریافت که در مدل آسارسون و ری به ترتیب ۵۰ و ۵۴ درصد از کل متغیرهای مدل معنادار هستند. در حالی که در مدل رتردام تنها ۳۷ درصد از متغیرهای مدل معنادار شده است. به عبارتی دو مدل آسارسون و ری بهتر توانسته‌اند تقاضای محصولات را توضیح دهند. افزون بر این مقایسه مقدار آماره جاک برا (JB) برای آزمون نرمال بودن جملات پسماند معادله‌های برآورد شده نشان می‌دهد که در مدل آسارسون دو معادله تقاضای شیر و ماست و در مدل رتردام معادله تقاضای پنیر، فاقد جمله‌های پسماند نرمال هستند اما در مدل ری هر چهار معادله تقاضا دارای جمله‌های پسماند با توزیع نرمال می‌باشند. همچنین ایستایی جمله‌های پسماند در هر سه مدل با استفاده از روش دیکی فولر تعمیم‌یافته مورد آزمون قرار گرفت و نتایج نشان دهنده ایستایی جمله‌های پسماند در سطح بود. آزمون خود همبستگی میان جمله‌های پسماند برای هر سه مدل به صورت سیستمی انجام شد و در هیچ یک از معادله‌ها، سه مدل ارائه شده فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی رد نشد. بررسی تعداد ضرایب معنادار و نرمال بودن جمله‌های پسماند در سه الگوی تقاضای برآورد شده نشان می‌دهد که مدل ری نسبت به دو مدل دیگر برازش بهتری از تقاضای چهار کالای لبنی مورد بررسی دارد. بنابراین در این تحقیق به منظور تحلیل تقاضای محصولات لبنی خانوارهای شهری در ایران از این مدل استفاده شد.

جدول (۱) ضرایب برآوردی تقاضای محصولات لبنی با استفاده از مدل آسارسون

نام کالا	شیر پاستوریزه		ماست پاستوریزه		پنیر پاستوریزه		کره پاستوریزه	
	مقدار ضریب	آماره t	مقدار ضریب	آماره t	مقدار ضریب	آماره t	مقدار ضریب	آماره t
α_{10}	-۰/۵۱	-۲/۵	۰/۹۱	۳/۷	۰/۸۸	۳/۶۲	-۰/۲۸	۹/۱-
θ_{i1}	۰/۰۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۱/۰۳	-۰/۲۳	-۲/۲۵	۰/۲	۳/۰۴
θ_{i2}	-۰/۳۳	-۲/۵	۰/۴	۳/۱	-۰/۲۳	۲/۴۹	-۰/۲۱	-۳/۱۴
θ_{i3}	۰/۲۲	۲/۴۹	-۰/۲۸	-۰/۶۷۱	۰/۰۵	۱/۲۳	۰/۰۳	۰/۵۲
θ_{i4}	۰/۱	۲/۳۱	-۰/۱۴	-۳/۳۱	۰/۴۱	۷/۳	-۰/۰۱	۰/۵۲
γ_{i1}	۰/۰۵	۱/۲۹	۰/۰۲	۱/۱۰۲	-۰/۱	-۳/۶۸	۰/۰۱	۱/۲
γ_{i2}	۰/۰۲	۰/۸	۷۰/۱	۵۷/۲	-۰/۱۱	-۱/۹۲	-۰/۰۳	-۲/۳۷
γ_{i3}	-۰/۱	-۳/۶۸	-۰/۱۱	-۱/۹۲	۰/۴۱	۷/۳	-۰/۱۸	-۸/۴۵
γ_{i4}	۰/۰۱	۱/۲۳	-۰/۰۳	-۲/۳۷	-۰/۱۸	-۸/۵	۰/۱۷	۱۴/۵
β_i	۰/۱۸	۴/۷	-۰/۰۷	-۲/۰۶	-۰/۱۶	-۳/۷	۰/۰۵	۱/۹
آماره JB	۱۴/۷۹		۱۰/۵۱		۱/۰۴		۰/۹۷	
R ²	۰/۸۴		۰/۸۹		۰/۹		۰/۹۱	

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۲) ضرایب‌های برآوردی تقاضای محصولات لبنی با استفاده از مدل ری

نام کالا	شیر پاستوریزه		ماست پاستوریزه		پنیر پاستوریزه		کره پاستوریزه	
	مقدار ضریب	آماره t	مقدار ضریب	آماره t	مقدار ضریب	آماره t	مقدار ضریب	آماره t
α_{10}	۰/۶۱	۰/۶۲	۰/۱۳	۱/۷۷	۰/۵۰	۲/۵۵	-۰/۲۵	-۳/۱۸
γ_{i1}	۰/۱۸	۲/۳۵	-۴/۷۹E-۰۲	-۲/۱۱	-۱/۶۷E-۰۲	-۱/۱۷	-۰/۱۱۲۸	-۲/۵۱
θ_{i1}	-۹/۲۹E-۰۸	-۲/۷۰	۳/۳۵E-۰۸	۱/۷۶	۲/۶۹E-۰۸	۰/۶۲	۳/۲۴E-۰۸	۱/۵۸
γ_{i2}	-۴/۷۹E-۰۲	-۲/۱۱	۹/۲۳E-۰۲	۲/۸۹	۱/۱۱E-۰۳	۲/۰۲	-۴/۵۵E-۰۲	-۱/۹۷
θ_{i2}	۳/۳۵E-۰۸	۱/۷۶	-۱/۰۹E-۰۸	-۰/۲۷	-۶/۱۹E-۰۸	-۱/۸۲	۳/۹۳E-۰۸	۱/۴۳
γ_{i3}	-۱/۶۷E-۰۲	-۱/۱۷	۱/۱۱E-۰۳	۲/۰۲	-۰/۱۰۷۳۱	-۰/۶۸	۰/۱۲۲۹۵	۱/۷۶
θ_{i3}	۲/۶۹E-۰۸	۰/۶۲	-۶/۱۹E-۰۸	-۱/۸۲	۱/۰۷E-۰۷	۱/۲۳	-۷/۲۲E-۰۸	-۱/۶۴
γ_{i4}	-۰/۱۱۲۸	-۲/۵۱	-۴/۵۵E-۰۲	-۱/۹۷	۰/۱۲۲۹۵	۱/۷۶	۳/۵۴E-۰۲	۰/۹۴
θ_{i4}	۳/۲۴E-۰۸	۱/۵۸	۳/۹۳E-۰۸	۱/۴۳	-۷/۲۲E-۰۸	-۱/۶۴	۴/۳۶E-۱۰	۰/۰۱
β_i	۴/۶۲E-۰۳	۰/۹۶	۲/۲۱E-۰۳	۰/۹۵	-۹/۳۵E-۰۳	-۱/۲۹	۲/۵۱E-۰۳	۰/۸۲
η_i	-۲/۹۰E-۰۸	-۲/۵۴	۱/۶۶E-۰۸	۱/۷۸	-۱/۱۵E-۰۸	-۰/۶۶	۲/۳۹E-۰۸	۲/۹۲
آماره JB	۰/۹۴		۲/۴۴		۰/۰۱		۰/۰۶	
R ²	۰/۷۷		۰/۹۳		۰/۸۸		۰/۹۰	

منبع: یافته‌های پژوهش

وجود عادات مصرفی و تحلیل تجربی تقاضا... ۲۹

جدول (۳) ضریب‌های برآوردی تقاضای محصولات لبنی با استفاده از مدل رتردام

نام کالا	شیر پاستوریزه		ماست پاستوریزه		پنیر پاستوریزه		کره پاستوریزه	
	مقدار ضریب	آماره t	مقدار ضریب	آماره t	مقدار ضریب	آماره t	مقدار ضریب	آماره t
γ_i^*	-۱/۳۴E-۰۲	-۲/۲۳	۱/۱۴E-۰۲	۲/۴۷	۳/۴۲E-۰۳	۰/۶۹	-۱/۳۵E-۰۳	-۱/۷۱
γ_{i11}	-۵/۴۹E-۰۳	-۰/۲۳	۲/۱۷E-۰۳	۰/۱۲	-۲/۶۶E-۰۴	-۰/۰۱	۳/۵۹E-۰۳	۱/۰۹
γ_{i21}	-۵/۸۰E-۰۳	-۰/۱۵	-۲/۱۴E-۰۲	-۰/۸۱	۱/۹۸E-۰۲	۰/۸۰	۷/۳۹E-۰۳	۱/۸۲
γ_{i31}	۱/۳۴E-۰۲	۰/۳۰	۹/۷۹E-۰۳	۰/۳۰	-۱/۲۵E-۰۲	-۰/۳۷	-۱/۰۷E-۰۲	-۱/۹۲
γ_{i41}	۱/۲۰E-۰۲	۰/۳۹	۷/۳۳E-۰۳	۰/۳۳	-۱/۲۷E-۰۲	-۰/۵۹	-۶/۷۲E-۰۳	-۱/۹۰
θ_i	۰/۸۷۴۵۵	۶۲/۶۰	۳/۲۹E-۰۲	۲/۲۹	۸/۰۵E-۰۲	۴/۲۰	۱/۲۱E-۰۲	۳/۸۰
π_{i1}	-۰/۱۴	-۳/۸۲	۰/۱۱	۴/۶۲	۲/۶۰E-۰۲	۰/۹۴	۱/۲۰E-۰۲	۰/۳۹
π_{i2}	۰/۱۱	۴/۶۲	-۸/۱۹E-۰۲	-۲/۰۶	-۳/۹۱E-۰۲	-۰/۸۵	۱/۰۳E-۰۲	۱/۱۶
π_{i3}	۲/۶۰E-۰۲	۰/۹۴	-۳/۹۱E-۰۲	-۰/۸۵	۱/۸۲E-۰۲	۰/۲۸	-۵/۰۱E-۰۳	-۰/۴۲
π_{i4}	۱/۲۰E-۰۲	۰/۸۷	۱/۰۳E-۰۲	۱/۱۶	-۵/۰۱E-۰۳	-۰/۴۲	-۹/۰۹E-۰۳	-۱/۷۱
آماره JB	۱/۰۸		۰/۳۷		۲۱/۰۶		۰/۴۲	
R ²	۰/۹۲		۰/۷۱		۰/۸۲		۰/۷۲	

منبع: یافته‌های پژوهش

در مدل ری ضریب‌های θ_{ij} و η_{ij} نشان‌دهنده تأثیر عادات مصرفی بر تقاضای محصولات لبنی هستند، چنانچه این ضریب‌ها برابر صفر باشد این رابطه تبدیل به مدل تقاضای تقریباً ایده‌آل ایستا خواهد شد. به عبارتی الگوی تقاضای AIDS ایستا در مدل پویای ری نهفته است. بنابراین می‌توان با آزمون معناداری ضریب‌های θ_{ij} و η_{ij} استفاده از الگوی ایستا در برابر پویا را بررسی کرد. نتایج ناشی از این آزمون شامل آماره والد و سطح احتمال آن در جدول (۴) قابل دیدن است. همان‌گونه که مقادیر آماره والد نشان می‌دهد فرضیه صفر بودن ضریب‌های مربوط به جزء عادات مصرفی مدل ری در هر چهار محصول پذیرفته نیست. بنابراین کاربرد تقاضای پویا در مقابل تقاضای ایستا ضریب‌ها و کشش‌های قابل اطمینان‌تری را ارائه می‌دهد و بهتر است در توضیح رفتار مصرفی لبنیات خانوارهای شهری از مدل پویا بهره گرفته شود. وجود عادات مصرفی در هر چهار محصول به معنای چسبندگی در مصرف و تأخیر در واکنش مصرف‌کنندگان محصولات لبنی نسبت به تغییرات در قیمت و درآمد است.

جدول (۴) آزمون فرضیه $\eta_{ij} = \gamma_{ij} = 0$ در تابع تقاضای ری برای محصولات لبنی

نام محصول	آزمون فرضیه	آماره والد ($\chi^2_{stat.}$)	P-VALUE
شیر	$H_0: \eta_{1j} = \theta_{1j} = 0$	۳۴/۱۹	۰/۰۰۰
ماست	$H_0: \eta_{2j} = \theta_{2j} = 0$	۱۱۱/۱۴	۰/۰۰۰
پنیر	$H_0: \eta_{3j} = \theta_{3j} = 0$	۲۱/۳۰	۰/۰۰۰
کره	$H_0: \eta_{4j} = \theta_{4j} = 0$	۸/۹۳	۰/۰۶۵

منبع: یافته‌های پژوهش

از آنجایی که تحلیل مستقیم ضریب‌های برآورد شده در تابع تقاضا امکان پذیر نیست، بنابراین کشش‌های قیمتی و درآمدی محاسبه و بررسی چگونگی الگوی مصرف از طریق آن صورت می‌پذیرد. با توجه به اینکه تقاضای محصولات لبنی از عادات مصرفی اثر پذیر است، بنابراین واکنش مصرف‌کنندگان در کوتاه مدت و بلند مدت نسبت به تغییرات قیمت و درآمد متفاوت است. در این راستا میزان کشش مستقیم و غیر مستقیم قیمتی مارشال و مقدار کشش درآمدی ناشی از ضریب‌های مدل تقاضای پویای ری در کوتاه‌مدت و بلندمدت در جدول (۵) گزارش داده شده است. برای محاسبه کشش‌ها در کوتاه‌مدت از رابطه (۱۱) استفاده شده است و میزان کشش‌ها در بلندمدت از طریق ضریب‌های برآوردی تابع تقاضای تقریباً ایده آل صورت پذیرفته است. چرا که مدل ری با حذف اجزای عادات مصرفی و یا در حالت ایستا تبدیل به فرم تقاضای تقریباً ایده آل می‌شود.

جدول (۵) کشش‌های قیمتی غیر جبرانی و کشش درآمدی محصولات لبنی در کوتاه مدت و بلندمدت

نام کالا	کشش قیمتی در کوتاه مدت				کشش درآمدی
	شیر	ماست	پنیر	کره	
شیر	-۰/۶۲	۰/۰۷	۰/۰۴	-۰/۲۶	۰/۹۲
ماست	-۰/۱۴	-۰/۴۲	-۰/۴۵	۰/۰۶	۱/۱۴
پنیر	۰/۱۲	-۰/۱۳	-۰/۸۳	۰/۱۶	۰/۹۶
کره	-۰/۷۰	-۰/۰۴	۰/۴۵	-۰/۶۴	۱/۲۶
کشش قیمتی در بلندمدت					
شیر	-۰/۸۴	۰/۰۱	-۰/۶۲	-۰/۳	۱/۹
ماست	۰/۱۹	-۰/۴۶	-۰/۳۳	-۰/۲۴	۱/۲
پنیر	۰/۰۸	-۰/۱۱	-۰/۷۶	۰/۱	۰/۵۶
کره	-۰/۶۷	-۰/۴۰	۰/۱۵	-۰/۴	۱/۷

منبع: یافته‌های پژوهش.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود مقادیر کشش خود قیمتی کوتاه مدت و بلند مدت همه‌ی اقلام لبنی برابر با نظریه تقاضا و منفی است. بعبارتی افزایش قیمت موجب کاهش مصرف محصولات لبنی خواهد شد. همچنین کمتر از یک بودن مقادیر کشش تقاضای خود قیمتی در کوتاه مدت و بلندمدت نشان دهنده کشش ناپذیری این محصولات است. با این حال با نگاهی گذرا بر نتایج ارائه شده در جدول (۵) می‌توان دریافت که مقادیر کشش‌ها در کوتاه مدت و بلند مدت متفاوت است. مقدار کشش خود قیمتی دو محصول شیر و ماست در کوتاه مدت کمتر از بلند مدت است.

وجود عادات مصرفی و تحلیل تجربی تقاضا ... ۳۱

پس افزایش قیمت این دو محصول در بلند مدت نسبت به کوتاه مدت، کاهش مصرف بیشتری را بدنبال خواهد داشت اما در مورد دو محصول کره و پنیر برعکس است. با افزایش ده درصدی قیمت در ابتدا میزان مصرف این دو کالا به ترتیب $8/6$ و $6/4$ درصد کاهش می‌یابد اما در بلندمدت عادات مصرفی به گونه‌ای است که بخشی از کاهش مصرف توسط مصرف‌کننده تعدیل شده و میزان مصرف به ترتیب $7/6$ و 4 درصد کاهش می‌یابد. علت این مسئله می‌تواند مصرف دو محصول کره و پنیر به عنوان غذای اصلی در وعده صبحانه باشد. بنابراین مصرف‌کننده در بلندمدت به دلیل وجود عادات مصرفی کاهش مصرف در نتیجه تکانه قیمتی را قدری تعدیل می‌کند. کشش خود قیمتی ماست در کوتاه‌مدت و بلندمدت نسبت به دیگر محصولات کمتر است که می‌توان آن را به دلیل سهم پایین هزینه مصرف این کالا در بودجه لبنی خانوار دانست. به طوری که در دوره مورد بررسی به طور میانگین کمتر از 10 درصد از بودجه لبنی خانوار به این محصول تعلق می‌گیرد. همچنین نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که وجود عادات مصرفی منجر به تفاوت در کشش‌های متقاطع هم در مقدار و هم در علامت در بلندمدت و کوتاه‌مدت شده است. نیمی از کشش‌های قیمتی متقاطع در کوتاه‌مدت دارای علامت مثبت و نیمی دارای علامت منفی هستند که علامت مثبت آن نشان‌دهنده جانشینی ناخالص و علامت منفی بیانگر ارتباط مکملی ناخالص میان محصولات است. به طور مثال نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد دو کالای کره و پنیر در کوتاه‌مدت جانشین ناخالص هستند و مصرف‌کننده زمانی که قیمت پنیر افزایش می‌یابد، میزان مصرف کره را افزایش می‌دهد. البته وجود عادات مصرفی منجر می‌شود که در بلندمدت مصرف‌کننده کاهش مصرف پنیر را تعدیل کند، از این رو میزان کشش متقاطع پنیر و کره کاهش می‌یابد. در ستون آخر جدول (۵) مقادیر کشش درآمدی قابل ملاحظه است. کشش درآمدی نیز همانند کشش‌های قیمتی به دلیل وجود عادات مصرفی دارای مقدار متفاوت در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. در کوتاه‌مدت کشش درآمدی همه اقلام لبنی مورد بررسی به یک نزدیک است. این بدان معنا است که با افزایش درآمد میزان مصرف نیز به همان میزان افزایش می‌یابد. در حالی که در بلندمدت به ویژه برای دو محصول شیر و کره از یک فاصله داشته و نشان‌دهنده لوکس بودن این دو کالا برای مصرف‌کننده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش با مروری بر منابع علمی برآورد تقاضا با لحاظ کردن تأثیر عادات مصرفی، سه الگوی متداول در برآورد تقاضای پویا شامل مدل آسارسون، ری و رتردام تعمیم یافته معرفی شد. سپس با استفاده از هر سه الگو، تقاضای اقلام پر مصرف لبنی شامل شیر، ماست، پنیر و کره پاستوریزه برای خانوارهای شهری در ایران برآورد شد. با مقایسه تعداد ضریب‌های معنی‌دار، آماره R^2 و نرمال بودن جمله‌های پسماند هر سه الگو با یکدیگر، مدل ری به‌عنوان الگوی مناسب انتخاب شد. نتایج آزمون والد در مدل ری، وجود اثر عادات مصرفی برای هر چهار کالای لبنی را به قوت تأیید کرد. پس تقاضای محصولات لبنی خانوارهای شهری در ایران تنها تحت تأثیر تغییرات قیمت و درآمد نیست، بلکه نتایج این پژوهش نشان داد که بخشی از تغییرات در تقاضا ناشی از تأثیر عادات مصرفی است. بنابراین تصریح تابع تقاضا بدون در نظر گرفتن جزء عادات مصرفی در لابیات منجر به اریب در پارامترهای برآوردی و تحلیل‌های صورت گرفته بر اساس آن می‌شود و پیشنهاد می‌شود در بررسی تحلیل تقاضا، به‌ویژه تقاضای محصولات غذایی تأثیر عادات مصرفی مورد آزمون قرار گیرد. همچنین با استفاده از ضرایب مدل ری کشش‌های خود قیمتی و متقاطع و کشش درآمدی در کوتاه‌مدت و بلندمدت محاسبه شد. تفاوت میان کشش‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت بیانگر تأثیر عادات مصرفی بر واکنش مصرف‌کنندگان نسبت به تغییرات قیمتی و درآمدی است. از این‌رو وجود عادات مصرفی موجب اثرات متفاوت سیاست‌های اتخاذ شده در بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌شود. در این راستا پیشنهاد می‌شود اتخاذ هر گونه سیاست قیمتی و غیر قیمتی مرتبط با این گروه کالایی با توجه به اثر بخشی تقاضا از عادات مصرفی صورت گیرد. مقادیر کشش خود قیمتی چهار محصول لبنی مورد بررسی در کوتاه‌مدت و بلندمدت کمتر از یک می‌باشد که نشان‌دهنده کشش ناپذیری این کالاها است. همچنین بالاتر بودن کشش درآمدی اکثر کالاهای لبنی از یک به خصوص در بلندمدت نشان می‌دهد، کالاهای لبنی به‌عنوان کالای لوکس برای خانوارهای ایرانی به‌شمار می‌آید و در صورت کاهش درآمد، مصرف‌کننده میزان مصرف را به میزانی بیش از کاهش درآمد، کاهش خواهد داد. این در حالی است که در کشور ایران سرانه مصرف شیر بسیار پایین است. بنابراین توصیه می‌شود دولت از راه‌های گوناگون از جمله تبلیغات جایگاه مصرف شیر و لابیات را در الگوی غذایی خانوارها بهبود بخشد.

منابع

آقاپور صباغی م. و کوهپایی م. (۱۳۸۴) تخمین تابع تقاضای سیستمی شیر و فرآورده‌های شیری برای خانوارهای شهری (۱۳۷۶-۱۳۸۱). پنجمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

باریکانی ا.، شجری ش. و امجدی ا. (۱۳۸۶) محاسبه کششهای قیمتی و درآمدی تقاضای مواد غذایی در ایران با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*. ۶۰: ۱۴۶-۱۲۵.

بخشوده م. (۱۳۷۵) بررسی تقاضای انواع گوشت در ایران. چکیده مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه سیستان و بلوچستان. ج دوم. ۵۴۴-۵۷۴.

جعفری ف. و کهنسال م.ر. (۱۳۸۶) تابع تقاضای انواع گوشت در ایران. چکیده مقالات ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. دانشگاه مشهد. ۲۰۷-۱۸۳.

حسینی ص. و عرفانیان ز. (۱۳۸۷) عوامل مؤثر بر تقاضای شیر و فرآورده‌های لبنی با تأکید بر تبلیغات (مطالعه موردی محصولات سازمان صنایع شیر ایران). *مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*. ۳۹: ۱-۹.

رنجبر ه.، شهریور ع. و خرم روز ع. (۱۳۸۸) تحلیل رفتار پویای مصرفی مناطق شهری کل کشور و استان اصفهان: کاربرد دستگاه تقاضای تقریباً ایده‌آل طی دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۴. *پژوهشنامه بازرگانی*. ۵۱: ۹۷-۱۲۲.

شهبازی ح.، کاوسی کلاشمی م.، پیکانی غ.، عرفانیان ز. و عابدی س. (۱۳۸۸) برآورد رفاه از دست رفته ناشی از وجود انحصار در صنعت تولید شیر ایران. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*. ۶۵: ۳۹-۵۳.

صمدی ع. (۱۳۸۶) تجزیه و تحلیل تقاضای انواع گوشت در مناطق شهری ایران با استفاده از الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*. سال ۱۵، شماره ۵۷، ۳۱-۶۰.

Alessi R. and Kapteyn A. (1991) Habit formation, interdependent preferences and demographic effects in the Almost Ideal Demand System. *The Economic Journal*. 101:404-419.

Alston J.M. and Chalfant J.A. (1993) The Silence of the Lambdas: A Test of the Almost Ideal and Rotterdam Models. *American Journal of Agricultural Economics*, 75(2): 304-313.

- Anderson G.J. and Blundell R.W. (1983) Testing restrictions in a flexible dynamic demand system: An application to consumer's expenditure in Canada. *Review of Economics Studies*. 50:397-410.
- Assarsson B. (1991) Alcohol pricing policy and the demand for alcohol in Sweden 1978-1988. Working Paper, Department of Economics. *Uppsala University, Sweden*.
- Burton M.P. and Young T. (1992) The structure of changing tastes for meat and fish in Great Britain. *European Review of Agricultural Economics*. 70(3), 521-32.
- Bushehri M.A.M. (2003) Dynamic Generalization of the Rotterdam Model. *Applied Economics Letters* 10:303-6.
- Cramer J.S. (1957) A Dynamic Approach to the Theory of Consumer Demand. *Review of Economic Studies*. 24:73-86.
- Diewert E. (1974) Intertemporal Consumer Theory and the Demand for Durables. *Econometrica*. 42:497-516.
- Eales J.S. and Unnevehr L.J. (1988) Demand for beef and chicken products: separability and structural change. *American Journal of Agricultural Economics*. 70: 521-532.
- Edgerton D.L. (1997) Weak Separability and the Estimation of Elasticities in Multistage Demand Systems. *American Journal of Agricultural Economics*. 79: 26-79.
- Gorman W. M. (1967) Tastes, Habits and Choices. *International Economic Review*. 8:218-22.
- Hassan Z., Johanson S.R. and Green R. (1977) Static and Dynamic Demand Functions. *Edited and published by information Division Agriculture Canada Ottawa*.
- Klonaris S. and Hallam D. (2003) Conditional and unconditional food demand elasticities in a dynamic multistage demand system. *Applied Economics*. 35:503-514.
- Moschini G. and Meilke K.D. (1990) Modeling the Pattern of Structural Change in U.S. Meat Demand. *American Journal of Agricultural Economics*. 71: 253-261.
- Muellbauer J. and Pashardes P. (1992) Tests of Dynamic Specification and Homogeneity in Demand Systems, in Aggregation, Consumption and Trade. edited, by L.Philips and L.D. Taylor. *Klumer Academic Publishers*.
- Pollak R.A. (1970) Habit Formation and Dynamic Demand Functions. *The Journal of Political Economy* 78:745-63.
- Pollak R.A., and Wales T.J. (1992) Demand System Specification & Estimation. *New York: Oxford University Press*.
- Ray R. (1984) A Dynamic Generalisation of the Almost Ideal Demand System. *Economics Letters* 14: 235-239.
- Seale J.L., Sparks A.L. and Buxton B.M. (1992) A Rotterdam Application to International Trade in Fresh Apples: A Differential Approach. *Journal of Agricultural and Resource Economics*. 17:138-49.

وجود عادات مصرفی و تحلیل تجربی تقاضا... ۳۵

Theil H. (1980) *The System-Wide Approach to Microeconomics*. Chicago: *The University of Chicago Press*.

Tinter G. (1938) The Theoretical Derivation of Dynamic Demand Curves. *Econometrica*. 6:375-380.