

برآورد تقاضای مصرفی سبد غلات در خانوارهای شهری در ایران همراه با آزمون تفکیک پذیری

(مقایسه فرم‌های تابعی، FDLAIDS, NBR, CBS, ROTTERDAM,

LAIDS

حسین نوروزی^۱

چکیده

با توجه به اهمیت غلات در سبد مصرفی خانوارهای ایرانی به صورت مستقیم و غیر مستقیم، تولید و تأمین تقاضای آن، در امنیت غذایی مردم نقش مهمی دارد به طوری که کمبود این محصولات و یا نوسانات مقدار آن می‌تواند باعث کاهش رفاه اجتماعی مردم شود. لذا در این پژوهش به منظور بررسی تقاضای غلات خانوارهای شهری ایران به برآورد تابع تقاضای غلات با استفاده از سیستم‌های تقاضای FDLAIDS, NBR, CBS, ROTTERDAM, LAIDS در دوره‌ی ۱۳۹۵-۱۳۵۷ پرداخته شده است. بدین منظور داده‌های مطالعه از لحاظ وجود مشاهده اثرگذار و پرت و وجود شکست ساختاری مورد بررسی قرار گرفتند که متغیرهای مورد استفاده چنین مشکلی نداشتند. نتایج بررسی کشش خود قیمتی در تمامی توابع تقاضا نشان می‌دهد که تمامی گروه‌های کالایی قانون تقاضا را تأمین می‌نمایند. در نتیجه با توجه به اندازه کشش‌ها و نوع کالاهای مورد بررسی، الگوی تقاضای ROTTERDAM نتایج بهتری را نشان داد.

واژه‌های کلیدی: سیستم تقاضا، تابع تقاضا، فرم تابعی، غلات

^۱ دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران
Email: H_noroozi1387@ut.ac.ir

مقدمه

تجزیه و تحلیل چگونگی تخصیص مخارج خانوار بین کالاها و خدمات مختلف همواره مورد بحث و علاقه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است. در هر نظام اقتصادی، تولیدکنندگان به تولید کالاها و خدمات می‌پردازند و تقاضاکنندگان آنها را مصرف می‌نمایند. تقاضاکنندگان که عمدتاً خانوارها هستند، همواره برای خرید کالاها و خدمات مورد نیاز خود با محدودیت درآمد رو به رو بوده و با توجه به قیمت کالاها هرگز قادر به تأمین کلیه نیازهای خود نمی‌باشند. بنابراین همیشه با این مسأله درگیر هستند که درآمد محدود خود را بین کالاها چگونه تخصیص دهند که مطلوبیت خویش را حداکثر نمایند. این گروه همواره با تغییر در قیمت‌های نسبی کالاها و خدمات، میزان تقاضای خود را به طور مناسب تغییر خواهند داد.

هدف مصرف‌کننده انتخاب کالاهای گوناگون مصرفی یا سبدهای مصرفی است که این سبد شامل فهرستی از کالاهای قابل دسترس می‌باشد. نظریه اقتصادی رفتار مصرف‌کننده به طور خیلی ساده بیان‌کننده آن است که مردم بهترین سبدی که توان خرید آن را دارند، انتخاب می‌کنند. در واقع این انتخاب‌ها ترجیحات مصرف‌کننده را نمایان می‌سازد و میزان رضایتمندی و مطلوبیت فرد تنها به عنوان وسیله‌ای برای توصیف این ترجیحات می‌باشد. به عبارت دیگر الگوی مصرفی مصرف‌کننده در واقع شکل‌دهنده ترجیحات و تابع مطلوبیت فرد می‌باشد. یکی از خواص تابع مطلوبیت، تفکیک پذیری گروه‌های کالایی از همدیگر در سبد مصرفی انتخابی مصرف‌کننده می‌باشد که در واقع بیان‌کننده نحوه تخصیص بودجه کل، توسط مصرف‌کنندگان ما بین مجموعه کالاهای مصرفی قابل دسترس می‌باشد.

سبد غلات نقش اساسی و ضروری در سبد مصرفی خانوارها دارا بوده و غذای اصلی و پایه بسیاری از مردم در ایران و کشورهای جهان را تشکیل می‌دهد. این سبد غذایی روزانه قسمت اعظم انرژی، پروتئین، املاح معدنی و ویتامین‌های گروه B (تیامین، ریبوفلاوین و نیاسین) مورد نیاز بدن را تأمین می‌نماید. با پیشرفت علم پزشکی و افزایش سطح آگاهی خانوارها، امروزه مصرف غلات از جمله برنج در سبد مصرفی خانوارها تغییر یافته و با توجه به خواص تغذیه‌ای متفاوت انواع غلات و با افزایش سطح آگاهی‌ها و تبلیغات مربوط به سلامت غذایی، تقاضا برای انواع غلات دچار تغییر در میزان مصرف شده است. به طوری که میانگین مصرف سرانه نان، برنج و ماکارونی در خانوارهای شهری در طول دوره به ترتیب برابر ۱۲۷/۹، ۳۸ و ۶/۴ کیلوگرم بوده که در سال ۱۳۵۷ مقادیر مصرف به ترتیب به ۱۲۹، ۴۱/۵ و ۴/۲ کیلوگرم و در سال ۱۳۹۵ به ترتیب به ۱۴۱/۷، ۳۵ و ۸/۳ رسیده است. بنابراین مصرف سرانه برنج کاهش و مصرف سرانه نان و ماکارونی در طول دوره افزایش داشته است (Statistical Center of Iran, 2018).

در رابطه با تقاضای محصولات کشاورزی و مواد غذایی مطالعات مختلفی در داخل و خارج از کشور صورت پذیرفته است که می‌توان به موارد زیر اشاره نمود. Li (2016)، به بررسی تقاضای واردات قارچ در آمریکا بر اساس دو مدل AIDS و ROTTERDAM پرداخت. در همین راستا از داده‌های دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۵ استفاده شد. نتایج نشان داد که کشش تقاضا برای قارچ تازه کانادا بیش از کشش تقاضا برای کنسرو قارچ چینی است. همچنین برآورد کشش مخارج نشان می‌دهد که کنسرو قارچ چینی نسبت به افزایش هزینه‌های آمریکا کشش‌پذیرتر است. در مطالعه‌ای دیگر Xia (2015)، با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده آل، تقاضای میگو (همراه با گوشت گاو، خوک و مرغ) در بازار مواد غذایی آمریکا را تجزیه و تحلیل نمود. برای این منظور کشش‌های خود قیمتی و متقابل بین

تغییرات و سهم مخارج و قیمت اندازه‌گیری شد. همچنین از دو سیستم تقاضای ایده‌آل خطی و غیر خطی استفاده شد. نتایج نشان داد که برآوردهای انجام شده از دو روش خطی و غیرخطی اثرات متناقض دارند به طوری که نتایج مدل غیرخطی با تئوری اقتصادی و واقعیت بیشتر سازگار است. Altarawneh (2015)، نیز عرضه و تقاضای تولید شیر گاو را برآورد نمود. برای این منظور یک نمونه شامل ۹۰ پاسخ‌دهنده از منطقه دولای انتخاب شدند. برای تخمین نتایج از روش رگرسیون چندگانه استفاده شد. نتایج نشان داد که هزینه‌های متغیر تأثیرگذارترین پارامتر، بر تولید شیر خام است. Santeramo (2014)، عرضه، تقاضا و کشش کالاهای کشاورزی را مورد بررسی قرار داد. در این بررسی مطالعات انجام شده در راستای برآورد توابع عرضه و تقاضا و کشش محصولات کشاورزی را مورد بررسی قرار دادند. به طوری که پس از بررسی انواع کشش برآورد شده در مطالعات مختلف، به طور خلاصه راه‌حلی از جمله استفاده از متغیرهای ابزاری، اتخاذ یک ساختار بازگشتی، ثابت نگه تقاضا و تحمیل محدودیت‌های نابرابری به منظور محدود کردن دامنه تخمین و یافتن نتایج بهینه مؤثر است. Motallebi and Pendell (2013)، در مطالعه‌ای دیگر یک فرم پویا از سیستم تقاضای ایده‌آل برای گوشت قرمز، مرغ و ماهی برآورد نمودند. همچنین از یک الگوی تصحیح خطا برای برآورد روابط بلند مدت استفاده شد. نتایج نشان داد که گوشت قرمز و مرغ در بلند مدت کشش‌پذیر هستند. در حالی که ماهی در بلند مدت کشش‌پذیر نیست. Ganesh-Kumar and et al. (2012) در تحقیقی به پیش‌بینی عرضه و تقاضای حبوبات در هندوستان در سال‌های ۲۰۲۵-۲۰۱۵ پرداختند. در این تحقیق از تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو (QUAIDS) استفاده شد. مدل با استفاده از داده‌های بدست آمده از نمونه‌گیری ساده در سال‌های ۲۰۰۴-۲۰۰۵ تخمین زده شد. نتایج نشان داد که کشش تقاضا به نسبت مخارج انجام شده بر روی تمام مواد غذایی برای برنج، گندم و حبوبات منفی می‌باشد. Anders and Moser (2010) با ترکیب نتایج مدل لوجیت چندگانه و سیستم تقاضای AIDS، ترجیحات و تقاضای خرده‌فروشی مصرف‌کنندگان کانادایی را برای محصولات گوشتی که بر اساس میزان چربی موجود تفکیک شده بودند، مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. همچنین Alston and Chalfant (1993)، دو سیستم رتردام و تقریباً ایده‌آل را برای برآورد تابع تقاضای فصلی گوشت در آمریکا مورد استفاده قرار داده اند و بیان داشته اند که با توجه به آزمون تصریح، مدل رتردام تابع بهتری برای برآورد تقاضای گوشت در آمریکا است. Ganbari Adevi (1993) نیز از طریق مدل‌های AIDS و LES، توابع عرضه و تقاضای گوشت ایران را با استفاده از اطلاعات سری زمانی ۱۳۵۰-۱۳۷۰ برآورد نموده و کشش‌های گوناگون را محاسبه کرده است. بر اساس مطالعات انجام شده، واضح است که سیستم تقاضای AIDS و ROTTERDAM در اکثر مطالعات مورد استفاده قرار گرفته و نتایج حاصل از این الگوها، با شواهد تجربی سازگاری بالاتری دارد. مطالعات دیگری در این زمینه صورت گرفته است که می‌توان به مطالعات HosseinZad and et al. (2014) و Pishbahar and kheiri (2014) اشاره نمود.

با توجه به بررسی مطالعات و ادبیات موضوع و همچنین اهمیت و نقش غلات در سلامتی و سبد مصرفی خانوارهای ایرانی، مطالعه‌ای به طور مجزا به بررسی و تحلیل تقاضای این سبد به تفکیک محصولات نپرداخته است. همچنین در اکثر مطالعات صورت گرفته در داخل نیز مقایسه الگوها با دو فرم تابعی انجام شده و لذا از نظر تعداد الگوها مطالعه جامعیت بیشتری دارد. لازم به ذکر است که با استفاده از رهیافت ناپارامتریک بر مبنای اصول ضعیف^۱، قوی^۱ و

^۱ WARP

تعمیم یافته^۲ ترجیحات آشکار شده بررسی گردید که نقض و تغییر در ترجیحات مصرف کنندگان مشاهده نگردید. از این رو می توان از داده های موجود برای تحلیل و برآورد تقاضا استفاده نمود که به دلیل پرهیز از اطاله کلام از ارائه این بخش صرف نظر گردید. در این پژوهش به منظور بررسی تقاضای غلات (برنج، ماکارونی و نان) در خانوارهای شهری در ایران به برآورد تابع تقاضای انواع غلات در سال های ۱۳۹۵-۱۳۵۷ همراه با آزمون تفکیک پذیری پرداخته شده است. سوالاتی که در این مقاله مطرح است عبارتند از اینکه کشش های درآمدی و قیمتی تقاضا برای هر گروه از کالاهای مصرفی و محصولات چقدر است؟ آیا مدل انتخاب شده و نتایج آن با نظریه های اقتصادی تطابق دارد؟ آیا بودجه بندی چند مرحله در خانوارهای شهری امکان پذیر است؟

روش تحقیق

در مطالعات تجربی معمولاً تقاضا به دو شکل منفرد و سیستمی مطرح می شوند. در روش های کلاسیک، تقاضای کالاها معادله به معادله به صورت مجزا برآورد می شود. که در این حالت لازم نیست تمام محدودیت ها برآورده شوند و از این جهت تئوری نقش نسبتاً کمی ایفا می کرد. اما پیشرفت های کامپیوتری و تکنیک های اقتصادسنجی معادلات ساده با شکل های پیچیده تری مطرح می شود و برآورد تقاضای کالا به صورت یکجا و سیستمی مورد توجه قرار گرفت.

برخی از این سیستم معادلات از توابع مطلوبیت خاصی استخراج شده اند. و طوری طراحی می شوند که برخی یا تمام محدودیت های تقاضا را برآورد کنند نظیر سیستم هزینه خطی، اما برخی دیگر مثل مدل روتردام به تابع مطلوبیت مشخصی مربوط نمی شوند و از این جهت می توان از آنها برای آزمون تئوری تقاضا و محدودیت های آن استفاده نمود. به طور مطلق نمی توان هیچ کدام از مدل ها را بر مدل دیگر برتری داد و حتی اگر چنین مدلی وجود داشته باشد با توجه به محدودیت های موجود در عمل ممکن بود قابل استفاده نباشد. لذا در انتخاب مدل عواملی گوناگونی را باید در نظر گرفت. در بیشتر تحقیقات انجام شده در مبحث توابع تقاضا، شروع کار، برآورد تابع مطلوبیت مستقیم یا غیرمستقیمی بوده است که نظریه های تقاضا در مورد آنها صدق کند. لذا در این مطالعه به منظور بررسی تقاضای سبب غلات و همچنین انتخاب فرم تابعی مناسب، پنج سیستم تقاضای FDLAIDS، ROTTERDAM، LAAIDS، NBR و CBS برآورد و مورد مقایسه قرار خواهند گرفت.

تقریب خطی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل (LAAIDS)^۳

دیتون و موئلبائر سیستم تقاضایی را به وجود آوردند که از فرم تبعی خاصی پیروی نمی کند. این سیستم امکان ایجاد یک حالت تجمعی غیرخطی را که بیشتر در مورد آن توضیحات کافی ارائه شد به وجود می آورد. مزیت اصلی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل در بازنمایی تقاضای بازار، باعث کاربرد وسیع آن در مطالعات مربوط به برآورد سیستم تقاضا شده است.

مدل AIDS از گونه ای از اشکال ترجیحات - که توسط موئلبائر در مورد مصرف کنندگان و به صورت تجمعی ابداع شده است استفاده می کند. این گروه از ترجیحات - که اصطلاحاً PIGLOG نامیده می شود. بر تابع حداقل هزینه ای

¹ SARP

² GARP

³ Linear Almost Ideal Demand System

استوار است که برای به دست آمدن میزان معینی از مطلوبیت در قیمت‌های معین لازم است (Deaton and Muellbauer (1980)).

این تابع به صورت زیر تعریف می‌شود (Barten (1993) و Buse (1994)):

$$\log C(U, P) = (1-U) \log\{a(P)\} + U \log\{b(P)\} \quad (1)$$

که در آن بین U صفر (حداقل سطح معیشت) و یک (سطح سیری) قرار دارد. در مرحله بعد، توابع خاصی برای $\log a(P)$ و $\log b(P)$ تعیین شد. بنابراین، توابع زیر برای آنها در نظر گرفته شد:

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj}^* \ln p_k \ln p_j$$

$$\ln b(p) = \ln a(p) + \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \quad (2)$$

از این رو تابع هزینه AIDS به این صورت خواهد بود.

$$\ln e(p, u) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj}^* \ln p_k \ln p_j + u \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \quad (3)$$

تابع تقاضا به آسانی از تابع هزینه و براساس لم شفرد به دست می‌آید. این تابع از طریق مشتق گیری نسبت به قیمت حاصل می‌شود (Barten (1993) و Buse (1994)):

$$\frac{\partial e(p, u)}{\partial p_i} = q_i \quad (4)$$

$$\frac{\partial e(p, u)}{\partial p_i} \cdot \frac{p_i}{e(p, u)} = \frac{\partial \ln e(p, u)}{\partial \ln p_i} = \frac{p_i q_i}{e(p, u)} = w_i$$

که w سهم بودجه تخصیص یافته به کالای i ام است. با استفاده از فرمول فوق می‌توان سهم بودجه ای را به صورت تابعی از قیمت‌ها و مطلوبیت نشان داد.

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i (\ln m - \ln p) \quad (5)$$

به عبارت فوق سیستم تقاضای تقریباً ایده آل خطی گفته می‌شود. محدودیت‌های الگو عبارتند از (Barten (1993) و Buse (1994)):

$$\sum_{k=1}^n \alpha_k = 1 \quad \sum_{j=1}^n \gamma_{kj}^* = \sum_{k=1}^n \gamma_{kj}^* = \sum_{j=1}^n \beta_j = 0 \quad \text{Adding up} \quad (6)$$

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \text{Homogeneity} \quad (7)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad \text{Symmetry} \quad (8)$$

لذا الگو پس از اعمال قیود به صورت زیر خواهد شد:

$$\begin{aligned}
 w_{mak} &= \beta_1 \log\left(\frac{m}{P^*}\right) + \gamma_{11} \log P_{mak} + \gamma_{12} \log P_{ric} + (-\gamma_{11} - \gamma_{12}) \log P_{brd} & (9) \\
 w_{ric} &= \beta_2 \log\left(\frac{m}{P^*}\right) + \gamma_{12} \log P_{mak} + \gamma_{22} \log P_{ric} + (-\gamma_{12} - \gamma_{22}) \log P_{brd} & (\\
 w_{ric} &= (-\beta_1 - \beta_2) \log\left(\frac{m}{P^*}\right) + (-\gamma_{11} - \gamma_{12}) \log P_{mak} + (-\gamma_{12} - \gamma_{22}) \log P_{ric} \\
 &+ (\gamma_{11} + \gamma_{12} + \gamma_{12} + \gamma_{22}) \log P_{brd}
 \end{aligned}$$

به طور کلی، کشش‌های قیمتی را با استفاده از معادلات سهم مخارج در هر نوع سیستم تقاضایی با استفاده از رابطه (۱۰) می‌توان بدست آورد (Barten (1993) و Green and Alston. (1991) و Buse (1994):

$$\frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \frac{p_i}{x} \frac{\partial q_i}{\partial \ln p_j} = \frac{p_i p_j}{x} \frac{\partial q_i}{\partial p_j} = \frac{p_i p_i}{x} \frac{p_j}{q_i} \frac{\partial q_i}{\partial p_j} = w_i \varepsilon_{ij} \quad (10)$$

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} \frac{1}{w_i} - \delta_{ij}$$

که δ_{ij} دلتای کرونیکر می‌باشد (اگر $i=j$ آنگاه $\delta=1$ و اگر $i \neq j$ آنگاه $\delta=0$). همچنین کشش مخارج از رابطه ذیل بدست می‌آید (Barten (1993) و Green and Alston. (1991) و Buse (1994):

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial w_i}{\partial x} &= \frac{p_i}{x} \frac{\partial q_i}{\partial x} - \frac{w_i}{x} \\
 \Rightarrow \frac{\partial q_i}{\partial x} &= \left(\frac{\partial w_i}{\partial x} + \frac{w_i}{x} \right) \frac{x}{p_i} & (11)
 \end{aligned}$$

$$\frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln x} = \left(\frac{\partial w_i}{\partial x} + \frac{w_i}{x} \right) \frac{x^2}{p_i q_i} = \left(\frac{\partial w_i}{\partial x} + \frac{w_i}{x} \right) \frac{x}{w_i}$$

$$\varepsilon_i = \frac{\partial w_i}{\partial \ln x} \frac{1}{w_i} + 1$$

اکنون با استفاده از دو رابطه بدست آمده، کشش‌های قیمتی غیرجبرانی و کشش مخارج با مشتق‌گیری از رابطه سهم مخارج الگوی AIDS یعنی (Barten (1993) و Green and Alston. (1991) و Buse (1994):

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i (\ln x - \ln p) \quad (12)$$

نسبت به قیمت‌ها و مخارج به ترتیب به صورت زیر محاسبه می‌شود (Barten (1993) و Buse (1994):

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} &= \gamma_{ij} - \beta_i \frac{\partial \ln p}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \beta_i \left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_k \right) \\
 \varepsilon_{ij} &= \frac{\gamma_{ij} - \beta_i \left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_k \right)}{w_i} - \delta_{ij} & (12)
 \end{aligned}$$

در حالتی که سیستم LA/AIDS را داریم، رابطه فوق به صورت زیر ساده می‌شود (کشش قیمتی غیر جبرانی) (Barten (1993) و Green and Alston. (1991) و Buse (1994):

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\gamma_{ij} - \beta_i w_i}{w_i} - \delta_{ij} \quad (13)$$

جهت محاسبه کشش‌های مخارج برای الگوی AIDS داریم (Barten (1993) و Green and Alston. (1991) و (Buse (1994):

$$\frac{\partial w_i}{\partial \ln x} = \beta_i \quad (14)$$

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\beta}{w_i} + 1$$

جهت محاسبه کشش جبرانی هم می‌توان از رابطه زیر استفاده کرد (Barten (1993) و Green and Alston. (1991) و (Buse (1994):

$$= -\delta_{ij} + w_j + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} \varepsilon_{ij} \quad (15)$$

سیستم تقاضای رتردام^۱

مدل رتردام توسط بارتن و تیل (Barten and Theil) معرفی شده است و با گرفتن دیفرانسیل کل از تابع تقاضای لگاریتمی بدست می‌آید (Clements and Selvanathan (1988):

$$\ln q_i = f(\ln p_1, \ln p_2, \dots, \ln p_n, \ln m) \quad (16)$$

$$d \ln q_i = \sum_{j=1}^n \left(\frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln p_j} \right) d \ln p_j + \left(\frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln m} \right) d \ln m = \sum_{j=1}^n \mu_{ij} d \ln p_j + \eta_i d \ln m \quad (17)$$

که η_i کشش درآمدی (هزینه‌ای) تقاضا برای کالای i ام می‌باشد و η_{ij} کشش‌های خود قیمتی و تقاطعی غیر جبرانی می‌باشد.

با جایگذاری رابطه اسلاتسکی $u_{ij} = e_{ij} - \eta_i w_j$ (که در آن e_{ij} کشش قیمتی تقاطعی جبرانی و w_j سهم بودجه‌ای کالای j ام می‌باشد) در معادله شماره (۱۷) به صورت زیر می‌شود:

$$d \ln q_i = \eta_i (d \ln m - \sum_{j=1}^n w_j d \ln p_j) + \sum_{j=1}^n e_{ij} d \ln p_j \quad (18)$$

سپس دو طرف معادله فوق را در w_i ضرب نمود:

$$w_i d \ln q_i = b_i (d \ln m - \sum_{j=1}^n w_j d \ln p_j) + \sum_{j=1}^n s_{ij} d \ln p_j \quad i = 1, \dots, n \quad (19)$$

که در آن، سهم‌های نهایی $b_i = w_i \eta_i$ و ضرایب اسلاتسکی $s_{ij} = w_i e_{ij}$ ثابت در نظر گرفته می‌شوند. به وسیله این پارامتر سازی مفروض، سیستم تقاضای معادله (۱۹) به عنوان «مدل رتردام در قیمت‌های مطلق» نامیده می‌شود.

¹ Rotterdam Demand system

اولین جزء در پرائنتز در معادله (۱۸) به عنوان تغییر در لگاریتم درآمد واقعی یعنی $d \ln q = d \ln (m/p)$ می‌تواند تفسیر شود که $d \ln p = \sum_{j=1}^n w_j d \ln p_j$ شاخص قیمتی دیویژیا می‌باشد. روش معادل دیگری برای محاسبه جزء درآمد واقعی وجود دارد. دیفرانسیل لگاریتم i امین سهم بودجه در معادله $\sum_{i=1}^n p_i q_i = m$ عبارت است از (Clements and Selvanathan (1988):

$$d \ln w_i = d \ln p_i + d \ln q_i - w_i \ln m \quad (20)$$

ضرب دو طرف معادله فوق در w_i خواهیم داشت:

$$w_i d \ln w_i = dw_i = w_i d \ln p_i + w_i d \ln q_i - d \ln m \quad (21)$$

با جمع بستن رابطه فوق برای تمام i ها معادله به صورت زیر بدست می‌آید (Clements and Selvanathan (1988):

$$\sum_{i=1}^n dw_i = 0 = \sum_{i=1}^n w_i d \ln p_i + \sum_{i=1}^n w_i d \ln q_i - d \ln m \quad (22)$$

بنابراین :

$$d \ln m - \sum_{i=1}^n w_i d \ln p_i = \sum_{i=1}^n w_i d \ln q_i = d \ln Q \quad (23)$$

که جزء درآمد واقعی $d \ln Q = \sum_{i=1}^n w_i d \ln q_i$ به عنوان شاخص مقداری داویژیا برای تغییر در درآمد واقعی شناخته می‌شود. با این تعریف، مدل رتردام (۲۳) می‌تواند به صورت زیر دوباره نویسی شود:

$$w_i d \ln q_i = b_i d \ln Q + \sum_{j=1}^n s_{ij} d \ln p_j \quad (24)$$

که این معادلات شرایط جمع‌پذیری انگل و اسلاتسکی را برآورده می‌کنند اگر (Clements and Selvanathan (1988):

$$\sum_{i=1}^n b_i = 1 \quad (25)$$

$$\sum_{i=1}^n s_{ij} = 0 \quad j = 1, \dots, n$$

شرایط همگنی و تقارن اسلاتسکی و منفی بودن در مدل رتردام به ترتیب به صورت زیر بیان می‌گردد:

$$\sum_{j=1}^n s_{ij} = 0 \quad i = 1, \dots, n \quad (26)$$

$$s_{ij} = s_{ji} \quad i, j = 1, \dots, n \quad (27)$$

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i s_{ij} x_j \leq 0 \quad x_i, x_j \neq \text{const} \quad (28)$$

یک جنبه مهم منفی بودن این است که عناصر قطری ماتریس ضرایب اسلاتسکی مثبت نباشند:

$$S_{ij} \leq 0 \quad (29)$$

لذا الگو پس از اعمال قیود به صورت زیر خواهد شد:

$$\begin{aligned} dw_{mak} &= (\beta_{mak} - \bar{w}_{mak})d \ln Q + ((\gamma_{11} + \bar{w}_{mak}(1 - \bar{w}_{mak}))d \ln p_{mak}) + ((\gamma_{12} + \bar{w}_{mak}(-\bar{w}_{nic}))d \ln p_{nic}) + \\ & ((-\gamma_{11} - \gamma_{12}) + \bar{w}_{mak}(-\bar{w}_{bnd}))d \ln p_{bnd}) \\ dw_{nic} &= (\beta_{nic} - \bar{w}_{nic})d \ln Q + ((\gamma_{12} + \bar{w}_{nic}(-\bar{w}_{mak}))d \ln p_{mak}) + (((\gamma_{22} + \bar{w}_{nic}(1 - \bar{w}_{nic}))d \ln p_{nic}) + \\ & ((-\gamma_{12} - \gamma_{22}) + \bar{w}_{nic}(-\bar{w}_{bnd}))d \ln p_{bnd}) \\ dw_{bnd} &= ((-1 - \beta_1 - \beta_2) - \bar{w}_{bnd})d \ln Q + (((-\gamma_{11} - \gamma_{12}) + \bar{w}_{bnd}(-\bar{w}_{mak}))d \ln p_{mak}) + (((-\gamma_{12} - \gamma_{22}) + \bar{w}_{bnd}(-\bar{w}_{nic}))d \ln p_{nic}) + \\ & (((\gamma_{11} + \gamma_{12} + \gamma_{12} + \gamma_{22})) + \bar{w}_{bnd}(1 - \bar{w}_{bnd}))d \ln p_{bnd}) \end{aligned} \quad (30)$$

کشش‌های قیمت و مخارج که با استفاده از دو فرمول شرح داده شده در قسمت محاسبه کشش‌ها بدست می‌آید، در این سیستم به ترتیب عبارتند از (Clements and Selvanathan (1988):

$$e_{ij} = \frac{\gamma_{ij} - \beta_i w_j}{w_i} \quad (31)$$

$$e_i = \frac{\beta_i}{w_i} \quad (32)$$

سیستم تقاضای CBS¹

این سیستم توسط کلر و فندریل در اداره مرکزی آمار هلند (CBS) توسعه یافته است. این الگو مخلوطی از عناصر دو سیستم AIDS و Rotterdam می‌باشد به نحوی که دارای ضرایب درآمدی AIDS یعنی β_i و ضرایب قیمتی الگوی Rotterdam یعنی S_{ij} می‌باشد. اگر در الگوی رتردام که فرم زیر است (Okrent and Alston (2011):

$$w_i d \ln q_i = b_i d \ln Q + \sum_{j=1}^n s_{ij} d \ln p_j \quad (33)$$

b_i را با $\beta_i + w_i$ جایگزین نموده و از دو طرف آن $w_i d \ln Q_i$ را کم کنیم، سیستم CBS بدست خواهد آمد.

$$w_i d \ln q_i = (\beta_i + w_i) d \ln Q + \sum_{j=1}^n s_{ij} d \ln p_j$$

$$w_i (d \ln q_i - d \ln Q) = \beta_i d \ln Q + \sum_{j=1}^n s_{ij} d \ln p_j \quad (34)$$

لازم است مجدداً یادآوری شود که w_i سهم بودجه کالای i ام و q_i مقدار کالای i ، p_i قیمت هر واحد از کالای i ، و b_i سهم نهایی بودجه کالای i می‌باشد. همچنین p شاخص قیمت دیویژیا بوده که به طور ضمنی به صورت $p = \sum_j w_j d \ln p_j$ تعریف شده است. بعلاوه $d \ln Q = d \ln x - d \ln p$ که در آن x مخارج کل می‌باشد. جهت

برقراری فروض نظری شرایط زیر لازم می‌باشد (Okrent and Alston (2011):

$$\sum_{i=1}^n s_{ij} = 0 \quad j = 1, \dots, n \quad \text{Adding-Up} \quad (35)$$

$$\sum_{j=1}^n s_{ij} = 0 \quad i = 1, \dots, n \quad \text{Homogeneity} \quad (36)$$

¹ Central Bureau of Statistics Demand System

$$S_{ij} = S_{ji} \quad i, j = 1, \dots, n \quad \text{Symmetry} \quad (37)$$

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i S_{ij} x_j \leq 0 \quad x_i, x_j \neq \text{constant} \quad \text{Negativity} \quad (38)$$

لذا الگو پس از اعمال قیود به صورت زیر خواهد شد:

$$\begin{aligned} dw_{mak} &= (\beta_{mak})d \ln Q + ((\gamma_{11} + \bar{w}_{mak}(1 - \bar{w}_{mak}))d \ln p_{mak}) + ((\gamma_{12} + \bar{w}_{mak}(-\bar{w}_{nic}))d \ln p_{nic}) + \\ &((-\gamma_{11} - \gamma_{12}) + \bar{w}_{mak}(-\bar{w}_{bnd}))d \ln p_{bnd}) \\ dw_{nic} &= (\beta_{nic})d \ln Q + ((\gamma_{12} + \bar{w}_{nic}(-\bar{w}_{mak}))d \ln p_{mak}) + ((\gamma_{22} + \bar{w}_{nic}(1 - \bar{w}_{nic}))d \ln p_{nic}) + \\ &((-\gamma_{12} - \gamma_{22}) + \bar{w}_{nic}(-\bar{w}_{bnd}))d \ln p_{bnd}) \\ dw_{bnd} &= ((0 - \beta_1 - \beta_2))d \ln Q + ((-\gamma_{11} - \gamma_{12}) + \bar{w}_{bnd}(-\bar{w}_{mak}))d \ln p_{mak}) + ((-\gamma_{12} - \gamma_{22}) + \bar{w}_{bnd}(-\bar{w}_{nic}))d \ln p_{nic}) + \\ &(((\gamma_{11} + \gamma_{12} + \gamma_{12} + \gamma_{22})) + \bar{w}_{bnd}(1 - \bar{w}_{bnd}))d \ln p_{bnd}) \end{aligned} \quad (39)$$

سیستم تقاضای NBR¹

سیستم NBR که توسط نوس در اداره ملی تحقیقات (NBR) پرتغال پیشنهاد شده است، در حقیقت یک هیبرید دیگر از دو سیستم AIDS و Rotterdam می‌باشد (Okrent and Alston (2011)):

اگر $d \ln Q = d \ln x - d \ln p$ در شکل تفاضلی سیستم AIDS جایگزین گردد، آنگاه می‌توان نوشت (Neves (1994)):

$$dw_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} d \ln p_j + \beta_i d \ln Q \quad (40)$$

حال اگر β_i را در الگوی بدست آمده با $b_i - w_i$ جایگزین نموده و سپس $w_i d \ln Q$ به سمت چپ منتقل شود، سیستم NBR بدست می‌آید (Neves (1994)).

$$dw_i = \alpha_i + (b_i - w_i) d \ln Q + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} d \ln p_j \quad (41)$$

$$\Rightarrow dw_i + w_i d \ln Q = \alpha_i + b_i d \ln Q + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} d \ln p_j$$

سیستم مذکور دارای ضرایب قیمتی سیستم AIDS و ضرایب درآمدی الگوی Rotterdam می‌باشد. جهت برقراری فروض نظری شرایط زیر لازم است (Okrent and Alston (2011)) و (Neves (1994)):

$$\sum_{i=1}^n b_i = 1 \quad \text{Adding-Up} \quad (42)$$

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad i = 1, \dots, n \quad \text{Homogeneity} \quad (43)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad i, j = 1, \dots, n \quad \text{Symmetry} \quad (44)$$

لذا الگو پس از اعمال قیود به صورت زیر خواهد شد:

¹ National Bureau of Research demand system

$$\begin{aligned}
 dw_{mak} &= (\beta_{mak} - \bar{w}_{mak})d \ln Q + ((\gamma_{11})d \ln p_{mak}) + ((\gamma_{12})d \ln p_{ric}) + (((-\gamma_{11} - \gamma_{12}))d \ln p_{brd}) \\
 dw_{ric} &= (\beta_{ric} - \bar{w}_{ric})d \ln Q + ((\gamma_{12})d \ln p_{mak}) + ((\gamma_{22})d \ln p_{ric}) + (((-\gamma_{12} - \gamma_{22}))d \ln p_{brd}) \\
 dw_{brd} &= ((-1 - \beta_1 - \beta_2) - \bar{w}_{brd})d \ln Q + (((-\gamma_{11} - \gamma_{12}))d \ln p_{mak}) + (((-\gamma_{12} - \gamma_{22}))d \ln p_{ric}) \\
 &+ (((\gamma_{11} + \gamma_{12} + \gamma_{12} + \gamma_{22})))d \ln p_{brd} \quad ۴۵
 \end{aligned}$$

از آنجا که الگوی مذکور ضرایب قیمتی سیستم AIDS را دارا می‌باشد، شرط Negativity در تمام نقاط داده نمی‌تواند برآورده شود (Neves (1994)).

تفاضل مرتبه اول خطی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل (FDLAIDS)^۱

سیستم رتردام Theil (1965) و Barten (1966) را در نظر بگیرید. Theil بر اساس سیستم تقاضای رتردام، برای n کالا که $q_n(p_1, \dots, p_n, M)$ می‌باشد، لگاریتم تفاضلی تقاضای مارشالی را این چنین بیان می‌نماید (Okrent and Alston (2011)).

$$d \ln q_n = \sum_{j=1}^n \eta_{nj} d \ln p_j + \eta_{nM} d \ln M \quad (۴۶)$$

که q مقادیر کالاها، p قیمت کالاها، M مخارج، η_{nj} و η_{nM} کشش‌های مارشالی قیمتی و مخارج می‌باشند. براساس رابطه اسلاتسکی می‌توان رابطه (۲۶) را به صورت زیر بازنویسی نمود.

$$\eta_{nj}^* = \eta_{nj} + \eta_{nM} w_j \quad (۴۷)$$

$$d \ln q_n = \sum_{j=1}^n \eta_{nj}^* d \ln p_j + \eta_{nM} (d \ln M - \sum_{j=1}^n w_j d \ln p_j) \quad (۴۸)$$

که η_{nj}^* کشش قیمتی هیکسی و w_j سهم کالای j از مخارج است. با ضرب کردن w_n (سهم کالای n ام) در دو طرف رابطه (۲۸) رابطه زیر بدست می‌آید (Okrent and Alston (2011)).

$$w_n d \ln q_n = \sum_{j=1}^N \pi_{nj} d \ln p_j + \theta_n d \ln Q \quad (۴۹)$$

که $d \ln Q$ شاخص دیویژیا بوده و به دو روش زیر محاسبه می‌شود (Okrent and Alston (2011)).

$$d \ln Q = d \ln M - \sum_{j=1}^N w_n d \ln p_j \quad (۵۰)$$

$$d \ln Q = \sum_{j=1}^N w_n d \ln q_j \quad (۵۱)$$

که پارامترهای الگو به صورت زیر می‌باشد.

$$\pi_{nj} = \frac{p_n p_j}{M} s_{nj} \quad (۵۲)$$

$$\theta_n = \frac{\partial q_n}{\partial M} p_n \quad (53)$$

که s_{nj} بر اساس معادله زیر، جزء جانشینی اسلاتسکی می‌باشد.

$$s_{nj} = \frac{\partial(p, u)}{\partial p_j} = \frac{\partial q_n(p, M)}{\partial p_j} + \frac{\partial q_n(p, M)}{\partial M} q_j(p, M) \quad (54)$$

اگر جزء لگاریتمی قیمت در LAIDS با لگاریتم تفاضلی قیمت و شاخص قیمت استون با شاخص دیویژیا جایگزین گردند، آنگاه فرم FDLAIDS به صورت زیر خواهد شد (Okrent and Alston (2011)).

$$dw_n = \sum_{j=1}^N \gamma_{nj} d \ln p_j + \beta_n d \ln Q \quad (55)$$

$$d \ln p = \sum_{n=1}^N w_n d \ln p_n \quad (56)$$

جهت برقراری فروض نظری شرایط زیر لازم است (Okrent and Alston (2011)):

$$\sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \text{Adding-Up} \quad (57)$$

$$\sum_{i=1}^n \beta_i = 0$$

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \text{Homogeneity} \quad (58)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad \text{Symmetry} \quad (59)$$

لذا الگو پس از اعمال قیود به صورت زیر خواهد شد:

$$\begin{aligned} w_{mak} &= \alpha_{mak} + \eta^* \Delta w_{mak} + \gamma_{11} p_{makt} + \gamma_{12} p_{nict} + (-\gamma_{11} - \gamma_{12}) p_{brdt} + \beta_{mak} \log\left(\frac{M}{p}\right)_t \\ &\quad - \theta_{11} \Delta p_{makt} - \theta_{12} \Delta p_{nict} - (-\theta_{11} - \theta_{12}) \Delta p_{brdt} - \delta_{mak} \Delta \log\left(\frac{M}{p}\right)_t \\ w_{nic} &= \alpha_{nic} + \eta^* \Delta w_{nict} + \gamma_{12} p_{makt} + \gamma_{22} p_{nict} + (-\gamma_{12} - \gamma_{22}) p_{brdt} + \beta_{nic} \log\left(\frac{M}{p}\right)_t \\ &\quad - \theta_{12} \Delta p_{makt} - \theta_{22} \Delta p_{nict} - (-\theta_{12} - \theta_{22}) \Delta p_{brdt} - \delta_{nic} \Delta \log\left(\frac{M}{p}\right)_t \\ w_{brdt} &= (1 - \alpha_{mak} - \alpha_{nic}) + \eta^* \Delta w_{brdt} + (-\gamma_{11} - \gamma_{12}) p_{makt} + (-\gamma_{12} - \gamma_{22}) p_{nict} + (-\gamma_{13} - \gamma_{23}) p_{brdt} + \beta_{brdt} \log\left(\frac{M}{p}\right)_t \\ &\quad - (-\theta_{11} - \theta_{12}) \Delta p_{makt} - (-\theta_{12} - \theta_{22}) \Delta p_{nict} - (\theta_{11} + \theta_{12} + \theta_{12} + \theta_{22}) \Delta p_{brdt} - \delta_{brdt} \Delta \log\left(\frac{M}{p}\right)_t \end{aligned} \quad (60)$$

همچنین کشش‌های قیمت و مخارج، در این سیستم به ترتیب عبارتند از: (Okrent and Alston (2011)):

$$e_{ij} = \frac{\gamma_{ij} - \beta_i w_j}{w_i} \quad (61)$$

$$e_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (62)$$

تفکیک پذیری

معمولاً برای کاهش تعداد پارامترها در سیستم تقاضای انعطاف پذیر مواد غذایی تفکیک شده، ساختارهای بیشتری روی ترجیحات (گروه بندی و جمع سازی کالاها) وضع می کنند. شرط لازم و کافی برای گروه بندی کالاها (بودجه بندی چند مرحله ای کالاها)، وجود تفکیک پذیری ضعیف بین زیر گروه هاست. تفکیک پذیری ضعیف را می توان به این صورت تعریف کرد که نرخ نهایی جانشینی بین جفت های مختلف کالاها و خدمات مصرفی در هر گروه مستقل از کالاها در گروه های دیگر است. بنابراین چنانچه به منظور کاهش حجم محاسبات، گروه های کالاها و خدمات مصرفی به نمایندگی از کلیه کالاها در هر گروه در یک سیستم تقاضا مورد بررسی قرار گیرند، تفکیک پذیری در مورد گروه های مختلف باید مورد آزمون قرار گیرد، در غیر این صورت نتایج مربوط به تخمین سیستم تقاضا با استفاده از داده های تجمعی اریب خواهد بود و در نتیجه توصیه های سیاستی بر مبنای این نتایج قطعاً دقیق نخواهد بود. در این باره فرض می شود که مجموعه کالاهایی را که انتخابشان برای مصرف کننده میسر می باشد می توان به S زیر گروه منفرد و منفک (N_1, N_2, \dots, N_s) از هم مجزا نمود (Edgerton, (1997)). در نتیجه کالا و خدماتی که در هر زیر مجموعه قرار می گیرند، دارای ویژگی های مشترکی هستند. محدودیت تفکیک پذیری برای هر یک از زیر گروه ها به صورت زیر برای هر یک از فرم های تابعی قابل آزمون می باشد (Okrent and Alston (2011), (Edgerton, (1997)).

$$\frac{E_{ij}}{E_{kj}} = \frac{\eta_i}{\eta_k} \quad (63)$$

که در رابطه بالا، E کشش قیمتی متقاطع و η نیز کشش مخارج می باشد در این راستا، به دلیل اینکه روش های پارامتری تصادفی هستند، بر روش های غیر پارامتری در تفکیک پذیری ترجیح داده می شوند. در روش های پارامتری می توان به آزمون های والد اشاره نمود. فرضیه تفکیک پذیری برای انواع زیر گروه ها از جمله غلات شرط لازم و کافی برای بودجه بندی دومرحله ای است، لازم به ذکر است که تفکیک پذیری ضعیف توابع تقاضای سبد غلات با یک قید مورد آزمون قرار گرفت و نتایج در جدول (۳) گزارش شده است. در صورت رد نشدن این فرضیه، می توان سیستم تقاضای مواد غذایی را بدون تفکیک انواع زیر گروه های غلات و با استفاده از داده های تجمعی برای آنها تخمین زد و تقاضا برای آنها را مستقل از سایر گروه های خوراکی بررسی کرد.

همان گونه که گفته شد، این تحقیق با استفاده از آمار سری زمانی سال های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۵ پرسشنامه هزینه خانوار و شاخص بهای سالانه این فرآورده ها از مرکز آمار ایران به بررسی و تجزیه و تحلیل تقاضای کالاهای مصرفی خانوارهای شهری می پردازد. معادلات بصورت غیرخطی با استفاده از نرم افزار 9 SHAZAM برآورد گردیدند.

نتایج و بحث

نکته ای که قبل از ورود به برآورد و تحلیل ضرایب برآورد شده باید به آن اشاره نمود این است که در این مطالعه، ایستایی اجزاء اخلاص الگوها مورد آزمون قرار گرفته و نتایج در جدول (۱) ارائه گردیده است.

جدول ۱- بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده در الگوها

Table 1- Evaluation of stationary variables used in the model

| درجه ایستایی | سطح | | | | اجزاء اخلاص | الگو |
|--------------|-----------|----------|-----------|----------|-------------|-----------|
| | PP | | ADF | | | |
| | معنی داری | محاسباتی | معنی داری | محاسباتی | | |
| I(0) | ۰/۰۰ | -۷/۲۴ | ۰/۰۰ | -۴/۶۲ | U0 | LAAIDS |
| I(0) | ۰/۰۰ | -۶/۹۲ | ۰/۰۰ | -۷/۲۳ | U1 | |
| I(0) | ۰/۰۰ | -۶/۶۹ | ۰/۰۰ | -۶/۳۴ | U0 | ROTTERDAM |
| I(0) | ۰/۰۰ | -۶/۲۱ | ۰/۰۰ | -۶/۱۲ | U1 | |
| I(0) | ۰/۰۰ | -۷/۷۴ | ۰/۰۰ | -۷/۴۰ | U0 | NBR |
| I(0) | ۰/۰۰ | -۶/۱۵ | ۰/۰۰ | -۶/۶۶ | U1 | |
| I(0) | ۰/۰۰ | -۷/۰۰ | ۰/۰۰ | -۶/۴۹ | U0 | CBS |
| I(0) | ۰/۰۰ | -۶/۳۲ | ۰/۰۰ | -۶/۲۱ | U1 | |
| I(0) | ۰/۰۰ | -۵/۱۲ | ۰/۰۰ | -۵/۰۵ | U0 | FDLAIDS |
| I(0) | ۰/۰۰ | -۷/۷۴ | ۰/۰۰ | -۷/۴۰ | U1 | |

ماخذ: یافته های تحقیق.

همانطور که مشاهده می‌گردد، در این پژوهش همه اجزاء اخلاص الگوها با استفاده از معیارهای ADF و PP در سطح ایستا می‌باشند. در معادلات سهم هزینه‌های انواع کالاها، همگرایی در کلیه معادلات وجود دارد، یعنی سری‌ها همگرا می‌باشند، پس گرچه هر یک از متغیرهای مورد نظر به تنهایی گام‌های تصادفی را نشان می‌دهند، اما به نظر می‌رسد که بین آن‌ها رابطه بلند مدت وجود داشته باشد، لذا برای جلوگیری از حذف شدن آثار بلند مدت میان متغیرها و برآورد حالت مدل اصلی (که از متغیرها به صورت عادی و نه تفاضل‌گیری شده استفاده کرده است) از حالت اولیه متغیرها استفاده شد. (Shokohi (2016 در رساله دکتری خود از معیار PP، Ghorbani and Mahjoori Karmozdi (2016) از معیار ADF و KPSS و Okrent and Alston (2011) از معیار ADF و KPSS و PP به منظور بررسی ایستایی اجزاء اخلاص استفاده نمودند.

جدول ۲- کشش جبرانی (هیکسی) قیمتی برای کالاهای مورد بررسی

Table 2- Compensatory elasticity (Hicks) prices for commodities review

| کشش مخارج | برنج | نان | ماکارونی | شرح | الگو |
|-----------|-------|-------|----------|----------|-----------|
| ۰/۹۸ | -۰/۲۸ | -۰/۵۱ | -۰/۶۹ | ماکارونی | LAAIDS |
| ۱/۱۴ | -۰/۳۸ | -۰/۸۵ | -۰/۲۶ | نان | |
| ۱/۰۱ | -۰/۲۲ | -۰/۰۵ | -۰/۰۳ | برنج | |
| ۰/۰۲ | -۰/۰۹ | -۰/۱۱ | -۰/۳۲ | ماکارونی | ROTTERDAM |
| ۰/۵۵ | -۰/۴۱ | -۰/۳۰ | -۰/۱۰ | نان | |
| ۰/۴۷ | -۰/۳۷ | -۰/۳۷ | -۰/۳۱ | برنج | |
| ۰/۰۲ | -۰/۰۹ | -۰/۱۰ | -۱/۱۳ | ماکارونی | NBR |
| ۰/۸۵ | -۰/۷۷ | -۱/۳۰ | ۰/۷۳ | نان | |
| ۰/۱۱ | -۰/۳۸ | ۰/۱۳ | ۰/۰۵ | برنج | |
| ۱/۰۳ | -۰/۶۶ | -۰/۹۹ | -۰/۱۵ | ماکارونی | CBS |
| ۱/۸۹ | -۰/۹۶ | -۰/۰۱ | -۰/۳۱ | نان | |
| ۱/۲۱ | -۱/۳۱ | -۱/۰۶ | -۰/۳۰ | برنج | |
| ۱/۰۰ | -۰/۰۲ | -۰/۰۸ | -۰/۲۴ | ماکارونی | FDLAIDS |

| | | | | |
|------|-------|-------|-------|------|
| ۱/۰۰ | -۰/۱۱ | -۰/۶۷ | -۰/۴۶ | نان |
| ۰/۹۹ | -۰/۸۶ | -۰/۲۳ | -۰/۲۸ | برنج |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس جدول (۲) می‌توان نتیجه گرفت که تمام کشش‌های جبرانی خودقیمتی منفی هستند و این امر با رفتار حداکثرکننده مطلوبیت مصرف کنندگان عقلایی سازگار است. در مطالعه Ghaderi (1997) کشش خودقیمتی نان و برنج به ترتیب $-۰/۲۵$ و $-۰/۵۲$ ، در مطالعه Gilanpour and Yazdani (1995) کشش خودقیمتی برنج، $-۰/۱۷$ ، در مطالعه Barikani and et al. (2007) کشش خودقیمتی و کشش مخارج نان را به ترتیب $-۰/۹۶$ و $-۰/۸۸$ ، در مطالعه Seraj (2003) کشش خودقیمتی برنج را $-۰/۷۹$ ، در مطالعه Rezapoor and et al. (2011) کشش خودقیمتی نان و برنج را به ترتیب $-۰/۱۷$ و $-۰/۷۴$ ، در مطالعه Raghfar and et al. (2017) در فرم‌های مختلف برای کالای نان و غلات، $-۱/۲$ و $-۰/۹۶$ و کشش مخارج $-۰/۸۸$ ، در مطالعه Bahmani and Asghari (2009) کشش خودقیمتی برای کالای نان و برنج و غلات (یک کالا در نظر گرفته شده‌اند) $-۰/۷۰۳$ ، در مطالعه Akbari and et al. (2017) با استفاده فرم Quaid و شبکه عصبی کشش خود قیمت نان را به ترتیب $-۰/۸۶$ و $-۰/۸۹$ ، در مطالعه Karimi and et al. (2009) کشش خودقیمتی برنج را $-۰/۴۱$ و کشش مخارج را در کوتاه مدت $-۰/۲۵$ (کالای پست)، در مطالعه Varherami and et al. (2015) کشش خود قیمت نان و برنج را برای نان و غلات به ترتیب $-۰/۰۴$ و $-۰/۹۱$ و Shokohi در رساله دکتری خود (2016) کشش خود قیمت نان را در فرم‌های تابعی مختلف، $-۰/۲۰$ ، $-۰/۱۸$ و $-۰/۱۶$ و کشش خود قیمت برنج را $-۰/۶۶$ ، $-۰/۸۰$ و $-۰/۵۳$ و کشش مخارج را برای نان $-۰/۶۷$ ، $-۰/۵۶$ و $-۰/۸۲$ و کشش مخارج برای برنج را $-۱/۰۴$ ، $-۰/۸۴$ و $-۱/۴۷$ گزارش نموده‌اند اما در مطالعات خارجی نیز، Agostini (2014) کشش خود قیمت و مخارج غلات را $-۰/۵۱۵$ و $-۰/۰۵۴$ (پست)، Okrent and Alston (2011) کشش خود قیمت و کشش مخارج نان و غلات (یک کالا در نظر گرفته شده‌اند) را به ترتیب $-۰/۹۳$ و $-۰/۱۵$ ، در مطالعه Essaten and et. Al (2018) کشش خودقیمتی و مخارج برنج را به ترتیب $-۱/۴۳۵$ و $-۰/۳۷$ (کالای پست)، Ecker and Qaim (2008) کشش خودقیمتی و مخارج برنج را به ترتیب $-۱/۴۴۹$ و $-۱/۴۱۹$ ، در مطالعه Aziz and et al. (2011) کشش خودقیمتی و مخارج غلات $-۰/۵۸۲$ و $-۰/۵۴$ گزارش نموده‌اند. همانطور که مشاهده گردید در مطالعات داخلی مقادیر مختلفی از نظر قدرمطلق برای کشش خودقیمتی از $-۰/۰۴$ تا $-۱/۲$ و در مطالعات خارجی کشش خودقیمتی نان و غلات تا $-۰/۹۳$ گزارش شده است. از آنجا که سهم نان و ماکارونی در بودجه خانوار شهری ایران کم است، پایین بودن کشش خود قیمت در این مطالعه، توجیه پذیر و منطقی است. برای برنج نیز در مطالعات داخلی از $-۰/۱۷$ تا $-۰/۸۰$ و در مطالعات خارجی نیز تا $-۱/۴۴۹$ نیز گزارش شده است. کشش مخارج نیز برای این محصولات $-۰/۳۷$ تا $-۱/۰۴$ گزارش شده است. همانطور که دیده می‌شود از نظر قدرمطلق کشش خود قیمت مقادیر متغیری داشته و کشش مخارج نیز از نظر قدر مطلق و حتی علامت مقادیر بسیار متفاوتی گزارش شده است. لذا نمی‌توان یک محدوده یا عدد خاص را برای مقدار این کشش‌ها در نظر گرفت. اما براساس مطالعاتی که ارائه گردید، انتظار می‌رود کالاهای مورد بررسی کشش ناپذیر باشند، که این مسئله در فرم‌های LA/AIDS، ROTTERDAM و FDLAIDS وجود دارد.

مقدار کشتش مخارج بدست آمده برای یک کالا به ضروری بودن یا لوکس بودن آن کالا اشاره دارد. اگر کالایی ضروری باشد، کشتش درآمدی آن کمتر از یک است و اگر کالایی لوکس باشد، کشتش درآمدی بالاتر از یک خواهد داشت. کشتش‌های مخارج (درآمدی) بیانگر این موضوع می‌باشند که ۱ درصد افزایش در درآمد، مقدار مصرف کالا را چند درصد تغییر خواهد داد. این مقادیر در سمت چپ جدول (۲) دیده می‌شوند. همانطور که مشاهده می‌گردد و با توجه به مطالعات انجام شده در داخل و خارج، مقادیر مختلفی برای کشتش مخارج ارائه گردیده است که حتی در بعضی مطالعات کشتش منفی به معنی پست بودن گزارش شده، اما با توجه به نتایج و توجه به اکثر مطالعات، علامت کشتش‌های مخارج نیز با تئوری همخوانی دارد و مثبت است که این مسئله در همه فرم‌های تابعی برآورد شده مشاهده می‌گردد. از سوی دیگر چون کشتش مخارج مثبت و کوچکتر از یک بدست آمده است، کالاهای مورد مطالعه، از نوع ضروری می‌باشند.

با توجه به کشتش‌های قیمتی و مخارج دو فرم تابعی ROTTERDAM و FDLAIDS دارای نتایج بهتر و منطقی‌تری نسبت به فرم‌های دیگر دارند، که از بین این دو فرم نیز با توجه به مطالعات گذشته و همچنین اندازه کشتش‌ها، فرم ROTTERDAM نتایج بهتری را نشان می‌دهد و در این مطالعه فرم مناسب می‌باشد. نتایج مربوط به آزمون تفکیک‌پذیری با استفاده از آزمون Wald در جدول ۳ قابل مشاهده است.

جدول ۳- نتایج آزمون تفکیک‌پذیری
Table 3- Separability test results

| معنی‌داری | درجه آزادی | آماره آزمون والد | فرضیه مورد آزمون | الگو |
|-----------|------------|------------------|------------------------------------|-----------|
| ۰/۰۰ | ۱ | ۸/۶۱ | تفکیک‌پذیری برنج از نان و ماکارونی | LAAIDS |
| ۰/۰۰ | ۱ | ۲۳/۵۱ | تفکیک‌پذیری نان از برنج و ماکارونی | |
| ۰/۰۰ | ۱ | ۴۴/۴۱ | تفکیک‌پذیری ماکارونی از برنج و نان | |
| ۰/۰۰ | ۱ | ۱۳/۱۰ | تفکیک‌پذیری برنج از نان و ماکارونی | ROTTERDAM |
| ۰/۰۰ | ۱ | ۸/۳۲ | تفکیک‌پذیری نان از برنج و ماکارونی | |
| ۰/۰۳ | ۱ | ۲۸/۷۳ | تفکیک‌پذیری ماکارونی از برنج و نان | |
| ۰/۰۱ | ۱ | ۶/۶۹ | تفکیک‌پذیری برنج از نان و ماکارونی | NBR |
| ۰/۰۰ | ۱ | ۲۵/۹۴ | تفکیک‌پذیری نان از برنج و ماکارونی | |
| ۰/۰۰ | ۱ | ۳۶/۱۹ | تفکیک‌پذیری ماکارونی از برنج و نان | |
| ۰/۰۰ | ۱ | ۱۹/۹۱ | تفکیک‌پذیری برنج از نان و ماکارونی | CBS |
| ۰/۰۳ | ۱ | ۴/۵۴ | تفکیک‌پذیری نان از برنج و ماکارونی | |
| ۰/۰۲ | ۱ | ۵/۱۲ | تفکیک‌پذیری ماکارونی از برنج و نان | |
| ۰/۰۰ | ۱ | ۱۷/۷۶ | تفکیک‌پذیری برنج از نان و ماکارونی | FDLAIDS |
| ۰/۰۰ | ۱ | ۱۱/۷۱ | تفکیک‌پذیری نان از برنج و ماکارونی | |
| ۰/۰۱ | ۱ | ۶/۰۳ | تفکیک‌پذیری ماکارونی از برنج و نان | |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق با نتایج فرضیه تفکیک‌پذیری در مورد غلات رد می‌شود. در واقع نتیجه آزمون این فرضیه را که مصرف‌کنندگان ابتدا بخشی از مخارج خود را به سبب غلات صرف‌نظر از نوع آن اختصاص می‌دهند و سپس عمل تخصیص بین انواع مختلف غلات براساس قیمت‌های آنها صورت می‌گیرد، را رد می‌نماید. به بیان دیگر، نتایج آزمون

تفکیک پذیری نشان می‌دهد برای هریک از انواع غلات (برنج، نان و ماکارونی) باید به تفکیک در سیستم تقاضای مواد غذایی برآورد شوند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

انواع محصولات گروه غلات، با توجه به کشش درآمدی کوچکتر از یک، ضروری می‌باشند. لذا، توصیه می‌شود دولت در خصوص سیاست‌گذاری در بازار غلات از جمله سیاست خودکفایی و سیاست‌های مربوط به تغییر قیمت نهاده‌های تولیدی و هدفمندسازی یارانه‌ها، ضروری بودن این گروه غذایی را مدنظر قرار دهد. با توجه به نتایج حاصل از بررسی الگوی برتر و با توجه به اینکه نان و برنج و ماکارونی جانشین یکدیگرند پیشنهاد می‌شود با توجه به اهمیت این سبد در تامین کربوهیدرات خانوارها هنگام اتخاذ سیاست‌های مختلف در جهت حمایت از تولیدکنندگان به این مهم توجه شده و سیاست‌ها به گونه‌ای اتخاذ گردد که در انتقال تقاضا از یک نوع غله به انواع دیگر با مشکل مواجه نگردد. به عنوان مثال هنگام افزایش قیمت برنج شرایط به گونه‌ای کنترل شود که قیمت نان و ماکارونی ثابت مانده و مصرف کننده برنج را با سایر غلات و منابع کربوهیدراتی جایگزین نسازد. بر اساس سهم هزینه ای بالای غلات در سبد هزینه‌ای خانوار شهری، طبیعی است مصرف کنندگان نسبت به تغییرات قیمت حساسیت بیشتری داشته باشند و رضایت از مصرف زمانی حاصل می‌شود که مصرف کننده احساس کاهش قدرت خرید را نداشته باشد. لذا ثبات در قیمت‌ها یک امر ضروری از این نگاه تلقی می‌گردد. برنج از نگاه مصرف کننده ایرانی بنا به سلیقه و ذائقه رایج، در اولویت مصرف قرار دارد هر چند به دلایل افزایش قیمت مصرف آن کاهش نسبی را نشان می‌دهد و در کنار آن مصرف نان و ماکارونی از افزایش نسبی برخوردار است، لذا توجه به تامین و تولید آن دارای اعتبار خواهد بود.

منابع

- Abigail M. Okrent and Julian M. Alston. (2011). Demand for Food in the United States, A Review of Literature, Evaluation of Previous Estimates, and Presentation of New Estimates of Demand. *University Of California Agriculture and Natural Resources*.
- Agostini P. De. (2014). the effect of food prices and household income on the British diet. *Institute for Social and Economic Research University of Essex*.
- Alston, J. M., & 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.
- Altarawneh, M. (2015). Estimating Supply and Demand Functions for Dairy Cows Milk Production. *Asian Journal of Agricultural Extension*, 7(3), 1-5.
- Anders, S., & Möser, A. (2010). Consumer choice and health: The importance of health attributes for retail meat demand in Canada. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, 58(2), 249-271.
- Aziz B., Mudassar K., Iqbal Z. and Hussain I. (2011). Estimating Food Demand Elasticities in Pakistan: An Application of Almost Ideal Demand System. *Forman Journal of Economic Studies*. Vol. 7, pp. 1-24
- Azizi, J. and Turkmeni, J. (2001). Estimation of demand for meat in Iran. *Economy and development*. Year ninth No. 34. (In Farsi)

- Barten, A. P (1993). "Consumer Allocation Models: Choice of Functional Form." *Empirical Economics*. 18: pp 129-158.
- Buse, A (1994), "Evaluating the Linearized Almost Ideal Demand System." *American Journal of Agricultural Economics*. 76, 61-73
- Caves, D. and L. R CHRISTENSEN, (1980), "Global properties of of flexible functional forms", *American Economic Review*, 70: pp 422-432.
- Christensen, L.R., D.W. Jorgenson, and L.J. Lau (1975), "Transcendental Logarithmic Utility Functions," *American Economic Review*, 65: pp 367-83.
- Clements, K. W. and Selvanathan, E. A. (1988) "The Rotterdam model and its application in marketing," *Marketing Science*, 7:pp60-75.
- Deaton, A., and J. Muellbauer (1980), "An Almost Ideal Demand System," *American Economic Review*, 70, 312-326.
- Duffy, M (2001), " Advertising in consumer allocation models: choice of functional form " *Applied Economics*, 33: pp437-456
- Ecker O. and Qaim M. (2008). Income and Price Elasticities of Food Demand and Nutrient Consumption in Malawi. Selected Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Orlando, FL, July 27-29, 2008.
- Edgerton, D.L. (1997), Weak separability and the estimation of elasticities in multi-stage demand systems, *Am. J. Agr. Econ.*, 79: 62-79.
- Falsafhian, A. and Ghahramanzadeh, M. (2012). Selection of a functional system for analyzing demand for meat in Iran. *Journal of Food Industry Research*. Volume 22. No. 2. (In Farsi)
- Frank Asche and Cathy R. Wessel's (1997), "On Price Indices in the Almost Ideal Demand System," *American Journal of Agricultural Economics*, 79, 1182-1185.
- Ganbari Adevi, A. (1993). Model of meat supply and demand in Iran. PhD thesis, Tarbiat Modares University, Faculty of Economics. (In Farsi)
- Ganesh-Kumar A. And Mehta R. And Pullabhotla H. And Prasad K.S. And Ganguly K. And Gulati A. (2012). Demand and Supply of Cereals in India 2010-2025 .International Food Policy Research Institute (IFPRI). Environment and Production Technology.
- Ghorbani M. and Mahjori karmozdi k. (2016). Differential Generalized Inverse Demand System Estimation (DGIDS) for Animal Protein in Rural Areas in Iran. *Quarterly Journal of Rural Development Strategies*, Volume 3, Number 2, Summer 93. (In Farsi).
- Ghorbani, M., Shokri, E. and Motalebi, M. (2010). Model correction of the system error of the almost ideal demand for meat in Iran. *Agricultural Economics and Development*. Eighteenth year No. 69. (In Farsi)
- Ghorishi, Abheri J. And Borimnezhad, V. (2005). Estimation of Meat Supply and Demand Equations in Iran Using Simultaneous Equation System. *Agricultural Economics and Development*. Thirteenth year No. 51. (In Farsi)
- Goodarzi M, Mortazavi, S. A. And Peykani Machiani, G.R. (2007). Investigation of the demand of the main groups of consumer goods and foodstuffs in urban areas of Iran using a two-stage budgeting model. *Agricultural Economics and Development*. Fifteenth year No. 57 (Special Agricultural Markets). (In Farsi)
- Green, R. and J. M. Alston. (1991), "Elasticities in AIDS Models: A Classification and Extension". *American Journal of Agricultural Economics*, 73 (Aug.): pp 874-875.
- Green, R. and J.M. Alston. (1990), "Elasticities in AIDS Models. *American Journal of Agricultural Economics*," 72 (May): 442-445.
- Hajberkiani K. and Gholami E. (2010). Estimation of nutrient elasticity using a cointegrated technique. *Agricultural Economics and Development*. Eighteenth year No. 70 (In Farsi)
- Hayami, A., And Kikuchi, And Marciano, M.E.B. 1999 .middlemen and peasants in rice marketing in the Philipines. *Agricultural Economics*. 20:79 – 93.

- Hossein Zad, J., Sohrabi Atar, F., Dashi, GH. Ghahremanzadeh, M. (2014). 'Application of System Models in Food Demand Analysis in Iran', *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 45 (3), 545-554. (In Farsi)
- Lewbel, A (1989), "Nesting the AIDS and Translog Demand Systems." *International Economic Review*. Vol. 30. No. 2: pp 349-56.
- Li, J. (2016). US Mushroom Import Demand Estimation with Source Differentiated AIDS and Rotterdam Models, Master's thesis, University of Nebraska–Lincoln.
- Mojaver Hosseini, F. (2007). Estimation of cost and income stretching for food and non-food groups using an almost ideal demand system. *Agricultural Economics and Development*. Fifteenth year No. 57 (Special Agricultural Markets). (In Farsi)
- Motallebi, M., & Pendell, D. (2013). Estimating an Almost Ideal Demand System Model for Meats in Iran. In *Proceedings of the Agricultural and Applied Economics Association, 2013 Annual Meeting*, Washington, DC, August, pp. 4-6.
- Neves, P. D (1994), "A Class of Differential Demand Systems." *Economics Letters*. 44:pp83-86.
- Nikokar, A., Hosseini, S. S. and Dourandesh, A. (2010). Model of price transfer in beef industry of Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development (Science and Technology of Agriculture)*. Vol. 24. No. 1. p. 32-23. (In Farsi)
- Okrent M., and Alston O., (2011). Demand for Food in the United States. Giannini Foundation Monograph. 48.
- Pingali P, 2006. Westernization of Asian diets and transformation of food systems: Implication research and policy, *Food Policy*, 32: 281- 298.
- Pishbahar, I., Kheiri Firooz Jah, M. (2014). 'Survey of Dairy Demand in Iran Using an Almost Ideal Demand System', *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 45 (4), 693-701. (In Farsi)
- Pollak R, Wales, T (1992), Demand system specification and estimation. Oxford University Press, New York.
- Rahmani, R. and Bakhshoudeh, M. (2009). Investigating the Stability of Import Costs and Diversification and Specialty in the Production, Export, and Import of Various Meats in Iran. *Journal of Food Industry Research*. Volume 19/1. Number 2.(In Farsi)
- Rezapour, F., Daneshvar Kakhaki, M. and Mohammadi, H. (2011). Study of demand of main groups of food commodities in urban areas of Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development (Science and Technology of Agriculture)*. Vol. 25 number 1. Pp. 57- 46.(In Farsi)
- Salami, H. and Shahbazi H. (2009). Application of Implicit Direct Consumable System (AIDADS) in explaining consumer behavior of Iranian households from selected feeds. *Journal of Agricultural Economics and Development (Science and Technology of Agriculture)*. Volume 23. Pp. 118- 108. (In Farsi)
- Samadi A. H. (2007). Analysis of demand for meat in urban areas of Iran using an almost ideal model of demand system. *Agricultural Economics and Development*. Fifteenth year No. 57 (Special Agricultural Markets).(In Farsi)
- Santeramo, F. G. (2014). On the Estimation of Supply and Demand Elasticities of Agricultural Commodities. Available at SSRN 2441539.
- Sara Essaten S., El Mekki A.A. and Serghini M. (2018). ECONOMETRIC ANALYSIS OF CEREAL DEMAND IN MOROCCO USING THE ALMOST IDEAL DEMAND SYSTEM MODEL. *International Journal of Food and Agricultural Economics*. ISSN 2147-8988, E-ISSN: 2149-3766. Vol. 6, No. 2, pp. 63-71
- Schroeder T.C. And Marshal T.L. And Mintert J. 2000. Beef Demand Determinants. Report Prepared for the Joint Evaluation Advisory Committee.

- Sheikh Zayn al-Din A. and Bakhshoudeh, M. (2008). Livestock Purchasing Power and Cost Efficiency in the Red Meat Industry Case Study of Livestock Production in Fars Province. *Agricultural Economics and Development*. Sixteenth year No. 61. (In Farsi)
- Shokohi (2016). Explaining the consumption pattern of food items of urban and rural households by provinces in Iran. PHD thesis. Department of Agricultural Economics. Faculty of Economics and Agricultural Development. University of Tehran. Tehran. Iran. (In Farsi).
- Varian, H. R. (1982). The nonparametric approach to demand analysis. *Econometrica*, 50 (4): 945–973.
- Xia, Z. (2015). Using Almost Ideal Demand System to analyze demand for shrimp in US food market. *International Journal of Food and Agricultural Economics*, 3(3), 31.