اقتصادکشاورزي و توسعه، سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان۱۳۸۶

محاسبه کششهای قیمتی و درآمدی تقاضای مواد غذایی در ایران با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا

الهام باریکانی*، شاهرخ شجری**، دکتر افشین امجدی***

تاریخ دریافت: ۸۶/۶/۲۳ تاریخ پذیرش: ۸۶/۱۰/۱۵

چکیده

در این مطالعه تقاضای مواد غذایی در چارچوب یک سیستم براورد گردیده است. به این منظور ابتدا ساختار تفکیک‌پذیری مدل با آزمون پارامتری بررسی گردید و سپس از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل در دو حالت ایستا و پویا استفاده شد. در این راستا از داده‌های سری زمانی مربوط به سالهای ۱۳۵۳-۱۳۸۲ استفاده گردید. یافته‌های مربوط به خصوصیات مختلف و آزمونهای خطای تصریح نشان داد که نتایج در حالت پویا از حالت ایستا بهتر است. نتایج مربوط به ساختار تفکیک‌پذیری فرضیهٔ تحقیق (مصرف‌کنندگان تخصیص درآمد را ابتدا بین گروه‌های مختلف خوراکی و سپس بین انواع مختلف گوشتها انجام می‌دهند) را رد نمود.

* دانشجوي دوره دکتري اقتصاد کشاورزي دانشگاه تربيت مدرس (نويسنده مسئول)
e-mail: barikani_e@yahoo.com
** مربي مرکز تحقيقات کشاورزي و منابع طبيعي فارس
e-mail: shajari_s@yahoo.com
*** پژوهشگر مؤسسه پژوهشهاي برنامه‌ريزي و اقتصادکشاورزي
e-mai : afshinamjadi@yahoo.com

مطابق با انتظارات نظری، کلیه کششهای خودقیمتی جبرانی و غیرجبرانی منفی و تمامی کششهای درآمدی مثبت به‌دست آمدند.

کلید واژه‌ها:

سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، آزمونهای تفکیک‌پذیری، مدلهای ایستا و پویا، کششهای جبرانی و غیرجبرانی، مواد غذایی

مقدمه

تجزیه و تحلیل ساختارتقاضا و الگوی مصرف خانوار اهمیت و کاربرد بسیار زیادی در تجزیه و تحلیل‌های سیاستی دارد به‌طوری‌که سیاستگذاران و برنامه‌ریزان جهت پیش‌بینی وضعیت آینده از نتایج آن استفاده می‌کنند. همچنین مطالعه میزان اثربخشی سیاستهای مختلف اقتصادی از جمله سیاستهای مربوط به تنظیم بازار، کنترل یا افزایش عرضه محصولات، مدیریت یارانه، مالیات و تغییرات قیمتی بر امنیت غذا و سلامت آحاد جامعه و رفاه مصرف‌کنندگان اهمیت خاصی دارد. این اثربخشی از طریق چگونگی واکنش مصرف‌کنندگان نسبت به هریک از سیاستهای فوق قابل اندازه‌گیری است. از سوی دیگر تولیدکنندگان محصولات کشاورزی، تبدیل‌کنندگان مواد غذایی و سایر عوامل بازار به منظور برنامه‌ریزی و طراحی تولید و فروششان نیاز به پیش‌بینی تقاضای کالاهای کشاورزی دارند و کششهای تقاضا از این جهت حائز اهمیت هستند.

تاکنون مطالعات مختلفی در زمینه تقاضای تقریباً ایده‌آل برای مواد غذایی در ایران و خارج از کشور انجام شده است که در زیر به برخی از آنها اشاره می‌شود.

اسفندیاری (۱۳۷۵) با بررسی تابع تقاضای گندم و بعضی کالاهای خوراکی در ایران به این نتیجه رسید که در جامعه شهری کشش قیمتی برای گوشت پرندگان، گوشت قرمز لبنیات، تخم‌مرغ و میوه‌ها و سبزیها کمتر از یک می‌باشد. بخشوده (۱۳۷۵) تقاضای انواع گوشت در ایران را مطالعه نمود و نتیجه گرفت که در مناطق شهری و روستایی تقاضای گوشت

قرمز کشش‌ناپذیر است. حسن پور و خالدی (۱۳۷۹) ساختار تقاضای گروه‌های اصلی کالاها و خدمات مصرفی شهری در ایران را مطالعه کردند و نتیجه گرفتند کششهای درآمدی به‌دست آمده برای همه کالاها مثبت است و تمام کششهای خودقیمتی جبرانی و ناجبرانی به استثنای تفریحات، منفی است. هاشمی بناب و قهرمان زاده (۱۳۸۴) الگوی مصرفی کالاهای خوراکی در ایران را با استفاده از آزمون جدایی‌پذیری مورد بررسی قرار دادند. نتایج آزمونهای جدایی‌پذیری در این مطالعه نشان داد که فرضیه مربوط به اینکه درآمد مصرف‌کنندگان ابتدا بین گروه‌های مختلف خوراکیها تخصیص داده می شود و سپس بین انواع مختلف گوشتها بر اساس منشأ حیوانی صورت می‌گیرد، رد گردیده است. جعفری و کهنسال (۱۳۸۶) تابع تقاضای انواع گوشت در ایران را مطالعه کردند و به این نتیجه رسیدند که گوشت ماهی و مرغ جانشین یکدیگر هستند.

در زمینه تقاضای تقریباً ایده‌آل برای مواد غذایی در خارج از کشور، وال (Vale,1989) از داده‌های خانوار استفاده کرد، ریکرتسن و همکاران (Rickertsen & et al., 1995) تقاضا برای سبزیهای مختلف را براورد کردند، ریکرتسن (Rickertsen, 1996) تقاضا برای گوشت و ماهی را تخمین زد، اجرتون و همکاران (Edgerton & et al., 1996) کششهای تقاضا برای هریک از کشورهای شمال اروپا را براورد کردند. همچنین پیترز و همکاران (Peeters & et al., 1997) تقاضا برای گوشت را با استفاده از تصریح پویا، بریز و همکاران (Briz & et al., 1998) تقاضا برای شیر را در اسپانیا، ریکرتسن (۱۹۹۸) تقاضا برای غذا و نوشیدنیها را در نروژ با استفاده از مدل تقاضای سه‌مرحله‌ای، وربک و وارد (Verbeke & Ward, 2001) تقاضا برای گوشت تازه و دافی (Duffy, 2003) اثر تبلیغات بر مصرف غذا، نوشیدنیها و تنباکو را با استفاده از یک سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا در انگلستان (نتایج او تأکید بر اثر قوی قیمتها روی تخصیص مخارج مصرف‌کننده دارد، اما دلایل کمی برای حمایت فرضیه اثربخشی تبلیغات در تغییر الگوی بین محصولی تقاضای مصرف کننده در انگلستان وجود دارد) مطالعه نموده‌اند.

آنچه این مطالعه را با بعضی از مطالعات ذکر شده (از جمله بخشوده، حسن‌پور و

خالدی، اجرتون و همکاران، ریکرتسن و همکاران) متمایز می‌سازد این است که مطالعات مذکور تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل را به‌صورت ایستا بررسی کرده‌اند در حالی که در این مطالعه تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل علاوه بر حالت ایستا به‌صورت پویا نیز بررسی شده است. همچنین در این مطالعه تفکیک‌پذیری با استفاده از آزمونهای پارامتری مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. به‌علاوه، مطالعات یاد شده فاقد آزمونهای عدم خود همبستگی (خاص سریهای زمانی دارای متغیرهای برونزای با وقفه در مدل)، نرمال بودن جملات باقیمانده، ایستایی متغیرها و عدم تصریح غلط تابعی می‌باشند که آزمونهای مذکور در این مطالعه به شکل مناسبی انجام شده است.

هدف از انجام این مطالعه تخمین سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل[1] (AIDS) به شکلهای ایستا و پویا برای گروه‌های مختلف مواد غذایی، توصیف تفکیک‌پذیری ضعیف[2] و ارتباط بین کششهای شرطی و غیرشرطی[3]، بررسی ساختار تفکیک‌پذیری مدل از طریق آزمونهای پارامتری، آزمونهایی برای تصریح و تصریح غلط زیرسیستم‌ها و ارائه بحث با جزئیات بیشتر در مورد کششهای تقاضای مدل تقریباً ایده‌آل پویاست.

مواد و روشها

در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل دیتون و میولبار (Deaton & Muellbauer, 1980 a) سهم مخارج کالای i (W_i) به‌صورت زیر مفروض است:

$$W_i = \alpha_i + \Sigma \gamma_{ij} \ln P_j + \beta_i \ln(X/P) \qquad (۱)$$

شاخص قیمت است که از رابطه ۲ به‌دست می‌آید. $\ln P$ ضرایب تخمینی و β_i و γ_{ii}

$$\ln P = \alpha_0 + \Sigma \alpha_K \ln p_K + 1/2 \Sigma\Sigma \gamma_{Kj} \ln p_K \ln p_j \qquad (۲)$$

p_j قیمت هر واحد از محصول j و X کل مخارج سرانه مربوط به کلیه کالاها و خدمات مصرفی در سیستم مورد مطالعه می‌باشد.

---

1. almost ideal demand system
2. weak seperability
3. conditional and un-conditional elasticities

به منظور جمع‌پذیری[1]، همگنی[2] از درجه صفر در قیمتها و کل مخارج و تقارن اسلاتسکی[3] به‌ترتیب محدودیتهای زیر روی پارامترها در نظر گرفته می‌شود.

$$\Sigma \alpha_i = 1, \Sigma \beta_i = 0, \Sigma \gamma_{ij} = 0 \quad \text{برای هر } j:$$

$$\Sigma \gamma_{ij} = 0 \quad \text{برای هر } i: \qquad (۳)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad \text{برای هر } i \text{ و } j:$$

کششهای ایستای خودقیمتی (e_{ii})، متقاطع (e_{ij}) و مخارج (E_i) از روابط زیر به‌دست می‌آیند:

$$e_{ii} = -1 + (\gamma_{ii/} W_i) - (\beta_{i/} W_i) \times \{ \alpha_i + 1/2\Sigma_K(\gamma_{Ki} + \gamma_{iK}) \ln P_K\}$$

$$e_{ij} = (\gamma_{ij/} W_i) - (\beta_{i/} W_j) \times \{ \alpha_j + 1/2\Sigma_K(\gamma_{Kj} + \gamma_{jK}) \ln P_K\} \qquad (۴)$$

$$E_i = 1 + (\beta_i / W_i)$$

چنانچه محدودیت تقارن وضع شود، آنگاه $\gamma_{kj}=\gamma_{jk}$ است.

در سیستم فوق آثار پویا به شکلهای مختلفی در مطالعات مربوط به سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل در نظر گرفته شده است. از جمله آسارسون (Assarsson, 1991) بردار سهم مخارج با وقفه را در هر معادله وارد نمود که این یک روش کاملاً ساده است و ویژگی جمع‌پذیری را حفظ می‌کند. در مطالعه حاضر نیز به منظور لحاظ نمودن آثار پویا در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل مواد غذایی از این روش استفاده می‌شود. اکنون آثار پویا در معادلات ۱، ۲ و ۴ به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\alpha_i = \alpha_{i0} + \Sigma\theta_{ij} W_{j(t-1)} \qquad (۵)$$

به‌طوری که $W_{j(t-1)}$ سهم مخارج با وقفه کالای j است. آنگاه سهم مخارج کالای i در دوره t و شاخص قیمت $\ln P_t$ در معادلات ۶ و ۷ در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا تعیین می‌شوند (Rickertsen, 1998):

$$W_{it} = \alpha_{i0} + \Sigma\theta_{ij} W_{j(t-1)} + \Sigma\gamma_{ij} \ln P_{jt} + \beta_i \ln(X_i/P_t) \qquad (۶)$$

1. adding up
2. homogeneity
3. Slutsky symmetry

$$\ln P_t = \alpha_0 + \Sigma\, \alpha_{K0} \ln P_{Kt} + \Sigma\Sigma\theta_{Kj}\, W_{j(t-1)} \ln P_{Kt} + 1/2\Sigma\Sigma\gamma_{Kj} \ln P_{Kt} \ln P_{jt} \quad (۷)$$

با توجه به غیرخطی بودن سیستم مذکور و احتمال قوی وجود همخطی بین قیمتها، در این مطالعه از شاخص قیمت استون استفاده گردید.برای جمع‌پذیری نیاز است که برای هر j، $\Sigma\,\theta_{ij} = 0$ باشد. به‌علاوه اعمال محدودیتهایی با جایگزین کردن α_{i0} به جای α_i در معادله ۶ نیز ضروری است. همچنین برای اینکه مجموع سهمهای مخارج برای هر مشاهده برابر با یک شود، محدودیتهایی باید برای تشخیص سیستم وضع شود. بنابراین، محدودیتهای $\Sigma\theta_{ij}=0$ برای هر i وضع می‌گردد (آلترناتیو دیگر این است که برای هر i، $\alpha_i=0$ باشد و انتخاب نرمال‌سازی نتایج را تحت تأثیر قرار ندهد).

با لحاظ نمودن آثار پویا (سهم مخارج با وقفه) در مدل، کششهای کوتاه مدت خودقیمتی متقاطع و مخارج به‌وسیله رابطه ۱ تعیین می‌گردند، به‌طوری که α_iها در معادله ۲ جایگزین می‌شوند.

بودجه‌بندی دومرحله‌ای[1]، تفکیک‌پذیری ضعیف و کششها

معمولاً برای کاهش تعداد پارامترها در سیستم تقاضای انعطاف‌پذیر مواد غذایی تفکیک شده، ساختارهای بیشتری روی ترجیحات (گروه‌بندی و جمع‌سازی[2] کالاها) وضع می‌کنند. شرط لازم وکافی برای گروه‌بندی کالاها (بودجه‌بندی چند مرحله‌ای کالاها)، وجود تفکیک‌پذیری ضعیف بین زیرگروه‌هاست. تفکیک‌پذیری ضعیف را می‌توان به این صورت تعریف کرد که نرخ نهایی جانشینی بین جفتهای مختلف کالاها و خدمات مصرفی در هر گروه مستقل از کالاها در گروه‌های دیگر است. بنابراین چنانچه به منظور کاهش حجم محاسبات، گروه‌های کالاها و خدمات مصرفی به نمایندگی از کلیه کالاها در هر گروه در یک سیستم تقاضا مورد بررسی قرار گیرند، تفکیک‌پذیری در مورد گروه‌های مختلف باید مورد آزمون قرار گیرد، در غیر این صورت نتایج مربوط به تخمین سیستم تقاضا با استفاده از داده‌های

1. two-stage budgeting
2. aggregation

تجمعی اریب خواهد بود و در نتیجه توصیه‌های سیاستی بر مبنای این نتایج قطعاً دقیق نخواهد بود. در این باره فرض می‌شود که مجموعه کالاهایی را که انتخابشان برای مصرف‌کننده میسر می‌باشد می‌توان به s زیرگروه منحصر به فرد و منفک از هم($N_1, N_2, \ldots N_s$) مجزا نمود. هر زیر مجموعه شامل n_s کالا و خدمات مصرفی است و $s=1,2,\ldots,s$. بنابراین $N=\Sigma n_s$ می‌باشد (Edgerton, 1997). در نتیجه کالا و خدماتی که در هر زیر مجموعه قرار می‌گیرند، دارای ویژگیهای مشترکی هستند. برای این منظور در این مطالعه ابتدا هزینه خانوارها برای کالاهای مصرفی به دو گروه خوراکیها و غیرخوراکیها تقسیم می‌شوند. خوراکیها به زیرگروه لبنیات و تخم‌مرغ، میوه و سبزی، گوشتها، آرد و رشته و نان تقسیم شدند. محدودیت تفکیک‌پذیری برای هر یک از زیرگروه‌ها (k) مثلاً برای انواع گوشتها به‌صورت معادله زیر می‌باشد (همان منبع):

$$(\gamma_{ik} + w_i w_k)/(\gamma_{jk} + w_j w_k) = (w_i + \beta_i)/ (w_j + \beta_j) \qquad (۸)$$

فرضیه تفکیک‌پذیری برای انواع زیر گروه‌ها از جمله گوشتها شرط لازم و کافی برای بودجه‌بندی دومرحله‌ای است. در صورت رد نشدن این فرضیه می‌توان سیستم تقاضای مواد غذایی را بدون تفکیک انواع زیر گروه‌ها از جمله گوشتها و با استفاده از داده‌های تجمعی برای آنها تخمین زد و تقاضا برای آنها را مستقل از سایر گروه‌های خوراکی بررسی کرد.

در این راستا، به دلیل اینکه روشهای پارامتری تصادفی هستند، بر روشهای غیرپارامتری در تفکیک‌پذیری ترجیح داده می‌شوند. در روشهای پارامتری می‌توان به آزمونهای والد[1] و نسبت درست‌نمایی[2] اشاره نمود. اگرستی (Agresti, 1990) معتقد است که نسبت درست‌نمایی نسبت به آزمون والد (به ویژه وقتی که‌اندازه نمونه کوچک یا تعداد پارامترها زیاد باشند) ارجح می‌باشد. به همین دلیل در این مطالعه برای بررسی تفکیک‌پذیری از آزمون نسبت درست نمایی استفاده شده است. تعداد محدودیتهای تفکیک‌پذیری بسته به تعداد کالاها و گروه‌ها و تعداد اعضای هر گروه برای هر درخت مطلوبیت مربوطه می‌تواند از طریق رابطه زیرمحاسبه گردد:

$$\text{Number of Restrictions} = 0.5[N(N-1) - \Sigma n_s (n_s -1) - S(S-1)] \qquad (۹)$$

1. Wald test
2. Log-likelihood ratio test

تفکیک‌پذیری ضعیف و بودجه‌بندی دومرحله‌ای به‌طور متوالی فروضی را در نظر می‌گیرند. فرض کنید که تعداد N کالا موجود است، آنگاه تابع تقاضای کالای i را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$q_i = f_i(P_1, P_2, \ldots, P_k, X) \qquad (۱۰)$$

به‌طوری که p_i عبارت از قیمت هر واحد کالای i و x کل مخارج است. بودجه‌بندی دومرحله‌ای فرض می‌کند که تخصیص کل مخارج را می‌توان به دومرحله جداگانه تقسیم کرد؛ تقسیم N کالا به دو گروه A و B که در آن، گروه A شامل n مواد غذایی و گروه B شامل دیگر کالاهاست. در مرحله اول، مخارج کل به گروه‌های قابل تفکیک کالاها به‌طور ضعیف تخصیص داده می‌شود و در مرحله دوم، مخارج هر گروه بین کالاهای آن گروه تخصیص می‌یابد. مرحله اول باید بر اساس یک تقریب باشد، زیرا معمولاً امکان جایگزینی قیمتها و مقادیر با یک شاخص منفرد وجود ندارد. در عین حال، دیتون و میولبار (Deaton & Muellbauer, 1980 b) تقریبی را در این باره پیشنهاد نموده‌اند. در مرحله اول تابع تقاضا برای مخارج کالاها در گروه A به‌صورت زیر می‌باشد:

$$q_A = g_A(P_A, P_B, X) \qquad (۱۱)$$

که در آن q_A مخارج واقعی کل گروه و Pها شاخصهای واقعی هزینه زندگی (نسبت به توابع مخارج) هستند. مخارج گروه A (X_A) بین مواد غذایی تخصیص می‌یابد. در مرحله دوم تابع تقاضا برای کالای i در گروه A عبارت است از:

$$q_i = g_i(P_{A1}, P_{A2}, \ldots, P_{Ai}, X_A) \qquad (۱۲)$$

با فرض تفکیک‌پذیری ضعیف، توابع تقاضای تمام کالاها در گروه A تحت تأثیر تغییرات قیمت هریک از کالاها در گروه B قرار می‌گیرد. پالاک و والس (Pollak & Wales, 1992) تابع تقاضای معادله ۱۲ را تقاضای شرطی و کششهای به دست آمده از آن را کششهای شرطی و تابع تقاضای معادله ۱۰ را تقاضای غیرشرطی و کششهای آن

را کششهای غیرشرطی نامیده‌اند. کششهای شرطی با کششهای غیرشرطی - که از یک سیستم تقاضا شامل تمام کالاهای مصرفی براورد می‌گردند - متفاوتند و معمولاً برای سیاستگذاران کششهای غیرشرطی بیشترین جذابیت را دارد.

روش دومرحله‌ای که در آن مرحله اول به‌وسیله معادله ۱۱ و مرحله دوم به‌وسیله معادله ۱۲ تعیین می‌شود، تقریبی از نتایج تک‌مرحله‌ای معادله ۱۰ است. این تقریب زمانی خوب خواهد بود که ترجیحات به‌صورت ضعیف تفکیک‌پذیر باشند و شاخصهای قیمت مورد استفاده برای تقریب شاخصهای هزینه زندگی واقعی در مرحله اول خیلی متفاوت با سطح مخارج نباشند (Rickertsen, 1998).

اجرتون نشان داد که چگونه کششهای غیرشرطی را می‌توان از طریق کششهای شرطی تخمینی محاسبه کرد. اگر E_{AiA} کشش مخارج شرطی کالای i در گروه A، E_A کشش مخارج گروه A ، E_{Ai} کشش مخارج غیرشرطی کالای i در گروه A، e_{Aij} کشش قیمت شرطی(جبران نشده) بین کالاهای i و j در گروه A، e_{AA} کشش خودقیمتی برای گروه A، و e_{AiAj} کشش قیمتی متقاطع غیرشرطی بین کالاهای i و j در گروه A باشند آنگاه کشش تقریبی مخارج غیرشرطی کالای i در گروه A با استفاده از معادلات ۱۰-۱۲ برابر است با:

$$E_{Ai}= \partial \ln f_i/ \partial \ln X=(\partial \ln g_i/ \partial \ln X_A)(\partial \ln X_A/ \partial \ln X)=(\partial \ln g_i/ \partial \ln X_A)(\partial \ln g_A/ \partial \ln X)=$$

$$E_{AiA}.E_A \quad \ln X_A = \ln P_A + \ln g_A(P_A, P_B, X) \qquad (۱۳)$$

معادله ۱۳ یک تقریب است چون فرض شده که $\partial \ln p/ \partial \ln x = 0$ و به عبارتی شاخص قیمت با سطح مخارج تغییر نمی‌کند.

به‌طور مشابه کشش تقریبی قیمتی متقاطع غیرشرطی بین کالاهای i و j در گروه A برابراست با:

$$e_{AiAj}=\partial \ln f_i/ \partial \ln P_{Aj}=\partial \ln g_i/ \partial \ln P_{Aj}+(\partial \ln g_i/\partial \ln X_A)(\partial \ln X_A/\partial \ln P_A)(\partial \ln P_A/\partial \ln P_{Aj}) =$$

$$e_{Aij}+E_{AiA}(1+e_{AA})\ W_{AjA} \qquad (۱۴)$$

به‌طوری که $W_{AjA} = P_{Aj}q_{Aj}/X_A$. توجه شود که $\partial \ln P_A/ \partial \ln P_{Aj} = W_{AjA}$

می‌باشد. اگر تغییر قیمتها نسبت به سطح مخارج کوچک باشد، این شاخص تغییر خوبی خواهد بود. اجرتون نشان می‌دهد که چگونه معادلات ۱۳ و ۱۴ به هر تعداد مرحله می‌توانند توسعه یابند.

تخمین و آزمون مدل پارامتری

در این مطالعه برای تخمین سیستم تقاضا از روش حداقل مربعات معمولی استفاده شده است. روش رگرسیونهای به ظاهر نامرتبط[1] (SURE) در طول ماتریس کوواریانس جملات باقیمانده تکرار می‌شود و با براوردگر حداکثر درست‌نمایی همگرا و نزدیک می‌شود. به منظور انجام آزمونهای همگنی و تقارن و عدم دوام عادات[2]، از آزمون نسبت درست نمایی استفاده شده است. بیولی (Bewley, 1986) اعتقاد دارد که این آزمونها در نمونه‌های کوچک، یک اریب قابل ملاحظه به سمت رد فرضیه مورد نظر دارند. به همین دلیل در این مطالعه از یک عامل تصحیح به‌صورت زیر استفاده شده است:

$$CLR = [2(T-K)/T](L_U - L_R) \qquad (۱۵)$$

که در آن T تعداد مشاهدات، K تعداد متوسط پارامترهای تخمینی به ازای هر معادله در مدل غیرمقید[3]، L_U مقدار تابع لگاریتم درست‌نمایی برای مدل غیرمقید، L_R مقدار تابع لگاریتم درست‌نمایی برای مدل مقیداست. خودهمبستگی مسئله‌ای جدی در مطالعات بررسی تقاضای مواد غذایی با استفاده از داده‌های سری زمانی است. این موضوع به‌وسیله آزمون براش-گادفری مرتبه اول مورد آزمون قرار گرفت. این آزمون در حضور متغیرهای درونزای با وقفه اعتبار دارد.

در این رابطه، نرمال بودن جملات باقیمانده برای تخمینهای حداکثر درست نمایی لازم است. برای آزمون انحرافات از نرمال بودن (در نمونه‌های تقریباً کوچک)، از آزمون جارکوبرا استفاده شد.

---

1. seemingly unrelated regression estimation
2. no habit persistence
3. unrestricted

قدرت توضیحی مدلهای مختلف از طریق مقایسه مقادیر R^2 تعدیل یافته آنها ارزیابی شده است. $R^2_{(d)}$ بهبود نسبی نتایج مدل را نشان می‌دهد. $R^2_{(d)}$ و $R^2_{(S)}$ به ترتیب ضریب تعیین تعدیل شده در مدلهای ایستا و پویاست.

داده‌های مورد استفاده

در این مطالعه سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل به شکلهای پویا و ایستا برای مواد غذایی (گوشت قرمز، گوشت پرندگان و گوشت حیوانات دریایی، آرد و رشته، نان، لبنیات و تخم‌مرغ و میوه‌ها و سبزیها) با استفاده از آمارهای سری زمانی هزینه‌های مصرفی خانوار (سالنامه‌های مرکز آمار ایران) و شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (بانک مرکزی) برای جامعهٔ شهری ایران در دوره زمانی ۱۳۵۳-۸۲ بررسی شده است. با توجه به ضرورت انجام آزمون ایستایی در سریهای زمانی، نتایج آزمون ایستایی (با استفاده از آزمون ریشه واحد) نشان داد که تمامی سریهای مورد استفاده در یک سطح ایستایی قرار داشته‌اند و از این‌رو قابل استفاده در تحلیل رگرسیون می‌باشند.

نتایج

نتایج آزمون تفکیک‌پذیری

در این قسمت ابتدا هزینه خانوارها برای کالاهای مصرفی به دو گروه خوراکیها و غیرخوراکیها تقسیم می‌شوند. همان‌طور که قبلاً توضیح داده شد، خوراکیها به زیرگروه لبنیات و تخم‌مرغ، میوه و سبزی، گوشتها، آرد و رشته و نان تقسیم شدند. سیستم معادلات شامل معادله سهمهای هزینه‌ای خطی است که با لحاظ شرایط جمع‌پذیری، تعداد معادلات به ۶ معادله کاهش می‌یابد.

تعداد محدودیتهای تفکیک‌پذیری برای درخت مطلوبیت مورد نظر مطابق رابطه ۹ محاسبه شد. در این رابطه با توجه به اینکه در مورد تفکیک‌پذیری زیرگروه‌های مورد بررسی فقط فرضیه تفکیک‌پذیری ضعیف در زمینه زیرگروه گوشتها رد شد، نتایج به‌صورت زیر

به‌دست آمد:

$N=7 \quad S=5 \quad n_s= n_6 =3 \quad n_1= n_1= n_2=\dots n_5= 1 \quad \chi^2= ۲۰/۰۹ \quad LR = ۳۳/۳۹$

نتایج آزمون تفکیک‌پذیری نشان می‌دهد که مقدار نسبت درست نمایی محاسبه شده برابر با ۳۳/۳۹ است و مقدار کای دو پذیری ضعیف در مورد گوشتها رد می‌شود، در نتیجه استفاده از داده‌های تجمعی برای انواع گوشتها در سیستم تقاضا اریب خواهد بود و برای این منظور هریک از انواع گوشت (قرمز، پرندگان و آبزیان) باید به تفکیک در سیستم تقاضای مواد غذایی براورد شوند.

نتایج آزمونهای تصریح غلط و خوبی برازش

مقادیر آماره‌های آزمونها (p) برای عدم خود همبستگی(BG)، عدم تصریح غلط تابعی(RE) و نرمال بودن جملات باقیمانده(JB) در جدول ۱ آمده است. زیرنویس‌های s و d به ترتیب اشاره به ایستایی یا پویایی مدل دارند. چنانچه مقدار p کمتر از ۰/۰۵ باشد یعنی فرضیه‌های عدم خودهمبستگی مرتبه اول، عدم تصریح غلط تابعی و نرمال بودن جملات باقیمانده در سطح ۵٪ رد می‌شود. همچنین این آزمونها فقط در یک چارچوب تک‌معادله‌ای اعتبار دارند. نتایج نیز باید فقط به عنوان نشانگرهای کیفی روی تصریح غلط تفسیر شوند. مقادیر گزارش شده برای زیرسیستم‌های پویا برای درجات آزادی تعدیل شده‌اند. مقادیر $R^2_{(d)}$ بهبود نسبی معادلات پویا را در مقایسه با معادلات ایستا نشان می‌دهد.

آماره‌های آزمونها نشان می‌دهد که تصریح غلط به‌طور اساسی در مدل پویا کاهش یافته است. عدم خود همبستگی برای هیچ یک از معادلات در مدل پویا رد نمی‌شود، در حالی که عدم خود همبستگی برای سه معادله ایستا رد شده است. عدم تصریح غلط تابعی در هیچ یک از معادلات در مدل پویا رد نشده ولی برای معادله لبنیات و تخم‌مرغ در مدل ایستا رد گردیده است. نرمال بودن جملات باقیمانده برای هیچ یک از معادلات در مدل پویا رد نشده در حالی که برای معادله نان در مدل ایستا رد شده است.

آماره‌های خوبی برازش در نسخه پویای مدل بالا هستند. مقادیر R^2 تعدیل شده برای ۶ مورد از معادلات بالای ۰/۷۵ است. به‌علاوه در مورد ۶ گروه از کالاها، بیش از ۳۰٪ تغییرات توضیح داده نشده در مدل ایستا به‌وسیله مدل پویا توضیح داده شده و فقط قدرت توضیحی گروه آرد و رشته (۰/۰۲۲-) در مدل پویا نسبت به مدل ایستا کاهش یافته است.

رد فرضیه عدم پویایی و اساساً نتایج آزمون تصریح غلط توضیح می‌دهد که مدل ایستا به‌طور نسبی ضعیف شکل گرفته است. به همین دلیل در این مقاله، تجزیه و تحلیل‌ها بیشتر روی نتایج مدل پویا تمرکز یافته‌اند.

جدول ۱. سهم مخارج مواد غذایی مختلف و نتایج آزمونهای خوبی برازش

گروه	W	R^2	$R^2_{(d)}$	$BG_{(s)}$	$BG_{(d)}$	$RE_{(s)}$	$RE_{(d)}$	$JB_{(s)}$	$JB_{(d)}$
گوشت قرمز	۰/۲۷۷۱	۰/۷۹۳	۰/۴۴۵	۰/۰۱۳	۰/۳۹	۰/۳۷	۰/۶۱	۰/۴۷	۰/۶۹
گوشت پرندگان	۰/۱۲۴	۰/۷۵۱	۰/۴۳۷۹	۰/۰۲۷	۰/۵۱	۰/۴۳	۰/۵۹	۰/۵۳	۰/۷۲
گوشت آبزیان	۰/۰۳۶۲	۰/۷۶۲	۰/۳۲۵۸	۰/۰۳۵	۰/۸۷	۰/۴۱	۰/۴۵	۰/۴۵	۰/۲۷
آرد و رشته	۰/۰۲۳۸	۰/۴۹۷	-۰/۰۲۲	۰/۲۳	۰/۶۵	۰/۳۲	۰/۵۸	۰/۹۱	۰/۹۸
نان	۰/۰۷۷۲	۰/۸۵۳	۰/۳۰	۰/۰۵۳	۰/۴۹	۰/۵۳	۰/۵۱	۰/۰۱	۰/۶۹
لبنیات و تخم‌مرغ	۰/۱۸۲۷	۰/۸۴۱	۰/۵۸۷۰	۰/۲۹	۰/۴۱	۰/۰۱	۰/۱۱	۰/۷۹	۰/۹۵
میوه و سبزی	۰/۲۷۹۰	۰/۸۹۷	۰/۶۳۸۶	۰/۱۳	۰/۶۲	۰/۲۵	۰/۸۹	۰/۵۳	۰/۵۷

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج تخمین توابع تقاضای مواد غذایی در جدول ۲ آمده است. برای مثال در تابع تقاضای گوشت قرمز ضرایب مربوط به قیمتهای گوشت قرمز، آرد و رشته و سهم هزینه با وقفه نان، لبنیات و تخم‌مرغ از کل مخارج خانوار با علامت منفی معنیدار شدند و ضرایب مربوط به قیمت گوشت آبزیان، لبنیات و تخم‌مرغ و ضریب مخارج واقعی و سهم هزینه‌های با وقفه گوشت قرمز از کل مخارج خانوار با علامت مثبت معنیدار شده‌اند.

جدول۲. ضرایب توابع تقاضای مواد غذایی در جوامع شهری ایران

شرح	α	γ							β	θ						
		۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷		۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷
گوشت قرمز	۰/۴۸۶ (۰/۳۱۵)	-۰/۰۴۲ (۰/۰۱۴)	-۰/۰۰۷ (۰/۰۱۱)	۰/۰۲۷ (۰/۰۱۳)	-۰/۰۴۳ (۰/۰۱۵)	-۰/۰۰۱۶ (۰/۰۱۲)	۰/۰۴۹ (۰/۰۱۴)	۰/۰۲۷ (۰/۰۱۵)	-۰/۰۰۴۳ (۰/۰۰۱۵)	۰/۶۳۱ (۰/۲۵۳)	۰/۱۱۵ (۰/۱۵۸)	۰/۲۱۳ (۰/۱۷۵)	-۰/۰۳۹ (۰/۰۷۹)	-۰/۲۷ (۰/۱۵۲)	-۰/۵۱۷ (۰/۲۴۷)	-۰/۱۳۴ (۰/۱۱۵)
گوشت پرندگان	۰/۱۶۶ (۰/۰۷۵)	-۰/۰۰۷ (۰/۰۱۳)	-۰/۰۲۱ (۰/۰۰۷)	۰/۰۰۴ (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۰۵ (۰/۰۰۷)	۰/۰۰۷۹ (۰/۰۱۵)	-۰/۰۳۵ (۰/۰۱۴)	۰/۰۰۸۳ (۰/۰۰۲)	-۰/۰۱۳ (۰/۰۱۵)	-۰/۲۵۸ (۰/۱۰۸)	۰/۲۸۲ (۰/۰۹۱)	۰/۱۲۷ (۰/۱۱۱)	-۰/۰۱۲ (۰/۰۸۵)	-۰/۱۷۵ (۰/۰۹۷)	۰/۱۷۳ (۰/۰۸۵)	-۰/۱۳۷ (۰/۰۸۲)
گوشت آبزیان	-۰/۰۲۱ (۰/۰۱۱)	۰/۰۲۷ (۰/۰۰۶)	۰/۰۰۴ (۰/۰۰۲)	-۰/۰۱ (۰/۰۰۴)	۰/۰۰۳۱ (۰/۰۰۵)	-۰/۰۱۱ (۰/۰۲)	۰/۰۰۳ (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۰۳ (۰/۰۰۵)	۰/۰۰۵۷ (۰/۰۰۳)	-۰/۱۳۵ (۰/۱۱۳)	۰/۱۴۷ (۰/۰۶۳)	-۰/۰۹۳ (۰/۰۸۵)	-۰/۰۱۱ (۰/۰۵۳)	-۰/۰۱۸ (۰/۰۴۹)	۰/۱۲۵ (۰/۰۵۹)	-۰/۰۱۵ (۰/۰۴۷)
آرد و رشته	۰/۰۲۱ (۰/۰۱۴)	-۰/۰۴۳ (۰/۰۱۳)	۰/۰۰۰۵ (۰/۰۰۹)	۰/۰۰۳۱ (۰/۰۰۷)	-۰/۰۰۳۳ (۰/۰۰۱۵)	۰/۰۳۵۷ (۰/۰۱۲)	۰/۰۱۴ (۰/۰۰۵)	-۰/۰۰۶ (۰/۰۰۳)	-۰/۰۰۵۲ (۰/۰۰۵)	۰/۰۷۵ (۰/۰۴۳)	-۰/۰۱۵ (۰/۰۴۷)	۰/۰۲۷ (۰/۰۱۵)	-۰/۰۳۵ (۰/۰۴۵)	-۰/۰۱۸ (۰/۰۳۱)	-۰/۰۱۹ (۰/۰۳۳)	-۰/۰۱۵ (۰/۰۲۷)
نان	۰/۲۱ (۰/۱۰)	-۰/۰۰۱۶ (۰/۰۰۳)	۰/۰۰۷۹ (۰/۰۰۴)	-۰/۰۱۱ (۰/۰۰۳)	۰/۰۳۵۷ (۰/۰۱۵)	-۰/۰۰۶ (۰/۰۰۲)	-۰/۰۱۴ (۰/۰۱۵)	-۰/۰۰۲ (۰/۰۰۳)	-۰/۰۰۸۸ (۰/۰۰۲)	-۰/۱۵ (۰/۰۵۷)	-۰/۱۱۶ (۰/۰۷۵)	-۰/۱۲۱ (۰/۰۶۹)	-۰/۰۲۱ (۰/۰۴۳)	۰/۳۶۳ (۰/۱۲۳)	۰/۱۷۹ (۰/۰۹۷)	-۰/۱۳۱ (۰/۰۸۵)
لبنیات و تخم‌مرغ	-۰/۰۰۱ (۰/۰۰۲)	۰/۰۴۹ (۰/۰۱۵)	-۰/۰۳۵ (۰/۰۲)	۰/۰۰۳ (۰/۰۱۷)	۰/۰۱۴ (۰/۰۲۳)	-۰/۰۱۴ (۰/۰۱۹)	-۰/۰۱ (۰/۰۰۴)	۰/۰۰۱۳ (۰/۰۰۰۷)	-۰/۰۰۳۱ (۰/۰۰۱۵)	-۰/۲۱۹ (۰/۰۹۸)	-۰/۲۹۳ (۰/۱۴۳)	-۰/۱۱۹ (۰/۱۱۳)	-۰/۰۱۴ (۰/۰۷۵)	۰/۲۱۵ (۰/۱۱۳)	۰/۲۶۵ (۰/۱۳۷)	۰/۱۶۵ (۰/۱۲۹)
میوه و سبزی	۰/۱۴ (۰/۰۶)	۰/۰۲۷ (۰/۰۱۴)	۰/۰۰۸۳ (۰/۰۰۶)	۰/۰۰۰۳ (۰/۰۹)	-۰/۰۰۶ (۰/۰۴)	-۰/۰۰۲ (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۱۳ (۰/۰۰۳)	-۰/۰۱۹ (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۴۱ (۰/۰۰۱۷)	-۰/۰۵۹ (۰/۰۳۳)	-۰/۱۲ (۰/۱۸۷)	-۰/۰۳۴ (۰/۰۴۳)	۰/۱۳۱ (۰/۰۷۳)	-۰/۰۹۷ (۰/۰۸۵)	-۰/۲۰۶ (۰/۱۲۳)	۰/۲۶۶ (۰/۱۳۵)

مأخذ: محاسبات تحقیق

تذکر: اعداد داخل پرانتز مقادیر خطای استاندارد ضرایب تخمینی است.

جدول ۳ کشش مستقیم (خودقیمتی) و غیرمستقیم (متقاطع) غیرجبرانی (استنتاج از تقاضای معمولی یا مارشال) مواد غذایی را نشان می‌دهد. به طور مثال مقدار کشش مستقیم تقاضای گوشت قرمز برابر با ۱/۱۳- به‌دست آمده است که نشان می‌دهد چنانچه سایر شرایط ثابت باشد، با افزایش قیمت گوشت قرمز به میزان یک درصد، مقدار تقاضای آن ۱/۱۳ درصد کاهش می‌یابد. یا منفی بودن کششهای متقاطع گوشت قرمز با گوشت پرندگان و آرد و رشته و نان نشاندهنده رابطه مکملی ناخالص بین گوشت قرمز و این کالاهاست. همچنین مثبت بودن کششهای متقاطع گوشت قرمز با گوشت آبزیان، لبنیات و تخم‌مرغ و میوه و سبزی نشاندهنده رابطه جانشینی ناخالص بین گوشت قرمز با کالاهای مذکور می‌باشد.

جدول ۳. کشش مستقیم و غیرمستقیم/ غیرجبرانی مواد غذایی در جوامع شهری ایران

شرح	گوشت قرمز	گوشت پرندگان	گوشت آبزیان	آرد و رشته	نان	لبنیات و تخم‌مرغ	میوه و سبزی
گوشت قرمز	-۱/۱۳	-۰/۰۲۶۷	۰/۰۹۷	-۰/۱۵۵	-۰/۰۰۶۷	۰/۱۷۵	۰/۰۹۴۲
گوشت پرندگان	-۰/۰۲۷۴	-۱/۰۶۴	۰/۰۳۶۱	۰/۰۰۶۵۴	۰/۰۷۱۹	-۰/۲۶۳۴	۰/۰۹۶۳
گوشت آبزیان	۰/۷۰۱۵	۰/۰۹۱	-۱/۴۳	۰/۰۸۱۸	-۰/۳۱۶	۰/۰۵۴	-۰/۰۳۶۴
آردو رشته	-۱/۸	۰/۰۲۲۸	۰/۱۳۰۶	-۰/۹۲	۱/۵	۰/۵۹	-۰/۲۴۷۵
نان	-۰/۰۱۹۲	۰/۱۰۳	-۰/۱۴۲	۰/۴۶۲	-۰/۹۶	-۰/۱۸۰۳	-۰/۰۲۴۴
لبنیات و تخم‌مرغ	۰/۲۶۵	-۰/۱۹۳	۰/۰۱۶	۰/۰۷۶۴	-۰/۰۷۷۵	-۱/۰۳۷	۰/۰۰۳۹
میوه و سبزی	۰/۰۹۴	۰/۰۲۸۵	۰/۰۰۰۶	-۰/۰۲۱۷	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۲۸	-۱/۰۵۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

کلیه کششهای غیرمستقیم غیرجبرانی برای مواد غذایی منفی به‌دست آمده است که نشاندهنده رابطه منفی بین قیمت کالاها و تقاضای آن کالاهاست. همچنین به‌استثنای قدر مطلق کشش مستقیم غیرجبرانی برای آرد و رشته و نان، قدر مطلق کلیه کششهای مستقیم غیرجبرانی

برای مواد غذایی مورد مطالعه بیشتر از یک به‌دست آمده است. بنابراین، تقاضای آرد و رشته و نان کشش‌ناپذیر و تقاضای سایر مواد غذایی کشش‌پذیر است. سایر کششهای مستقیم و غیرمستقیم غیرجبرانی برای مواد غذایی به همین شکل تفسیر می‌شوند.

نتایج مربوط به کششهای مستقیم و غیرمستقیم جبرانی (استنتاج از تقاضای جبرانی یا هیکس) مواد غذایی در جدول ۴ آمده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد که کلیه کششهای خودقیمتی جبرانی مواد غذایی مورد مطالعه منفی می‌باشند. در نتیجه رابطه بین قیمت کالاها و مقدار تقاضای آنها رابطه‌ای معکوس است. به استثنای تقاضای گوشت آبزیان که قدر مطلق کشش خودقیمتی جبرانی آن بزرگتر از یک و کشش‌پذیر است، قدر مطلق کشش تقاضای سایر مواد غذایی کمتر از یک و در نتیجه کشش‌ناپذیر است. همچنین ضرایب منفی کششهای متقاطع نشاندهنده رابطه مکملی خالص بین کالاها و ضرایب مثبت کششها مبین رابطه جانشینی خالص بین کالاهاست.

جدول ٤. کشش مستقیم و غیرمستقیم جبرانی مواد غذایی در جوامع شهری ایران

شرح	گوشت قرمز	گوشت پرندگان	گوشت آبزیان	آرد و رشته	نان	لبنیات و تخم‌مرغ	میوه و سبزی
گوشت قرمز	-۰/۹۲	۰/۰۹۸۶	۰/۱۳۴	-۰/۱۳۱	۰/۰۷۱۴	۰/۳۶	۰/۳۷۶
گوشت پرندگان	۰/۲۲۰۶	-۰/۹۵	۰/۰۶۸۵	۰/۰۲۷۹	۰/۱۴۱	-۰/۱	۰/۳۴۶
گوشت آبزیان	۱/۰۲۲	۰/۲۳۴	-۱/۳۸۸	۰/۱۰۹	-۰/۲۲۷	۰/۲۶۵	۰/۲۸۶
آرد و رشته	-۱/۵۲۷	۰/۱۴۵	۰/۱۶۶	-۰/۷۲	۱/۵۷۶	۰/۷۷	۰/۰۲۷۳
نان	۰/۲۵۷	۰/۲۲۶۳	-۰/۱۰۶	۰/۴۸۶	-۰/۸۵	۰/۰۰۱۵	۰/۲۵۳۲
لبنیات و تخم‌مرغ	۰/۵۴۵	-۰/۰۶۸	۰/۰۵۲۷	۰/۱۰۰۵	۰/۰۰۰۶	-۰/۸۸۲	۰/۲۸۶
میوه و سبزی	۰/۳۷۴	۰/۱۵۴	۰/۰۳۷۲	۰/۰۰۲۴	۰/۰۷	۰/۱۸۷	-۰/۹۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

کششهای درآمدی مواد غذایی مورد مطالعه در جدول ۵ آمده است. کشش درآمدی بیان می کند که چنانچه درآمد یک درصد تغییر یابد (با ثابت بودن سایر شرایط از جمله قیمت کالا و سهم باوقفه هزینه کالاها از مخارج خانوار در یک زمان معین)، مقدار تقاضای کالا چند درصد تغییر می کند. همچنین نتایج این جدول نشان می‌دهد که کشش درآمدی برای گوشت آبزیان بزرگتر از یک است؛ بنابراین کالای مذکور برای مصرف‌کنندگان شهری در ایران کالایی لوکس محسوب می‌شود که این مسئله دلالت بر قدرت خرید پایین مصرف‌کنندگان شهری دارد. کششهای درآمدی سایر مواد غذایی برای مصرف‌کنندگان کوچکتر از یک به‌دست آمده است، لذا این مواد غذایی کالاهایی ضروری قلمداد می‌شوند.

جدول ۵. کشش درآمدی مواد غذایی در جوامع شهری ایران

شرح	گوشت قرمز	گوشت پرندگان	گوشت آبزیان	آرد و رشته	نان	لبنیات و تخم‌مرغ	میوه و سبزی
کشش درآمدی	۰/۹۸۴	۰/۸۹۵	۱/۱۵۷	۰/۷۸۲	۰/۸۸۵	۰/۹۸۳	۰/۹۸۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

نتایج مقایسه آماره‌های مختلف نشان داد که مدل پویا به‌طور قابل ملاحظه‌ای نتایج را از نظر آماری نسبت به مدل ایستا بهبود می‌بخشد. نتایج ساختار تفکیک‌پذیری، فرضیه تحقیق را مبنی بر اینکه مصرف‌کنندگان تخصیص درآمد را ابتدا بین گروه‌های مختلف خوراکی و سپس بین انواع مختلف گوشتها انجام می‌دهند، رد می‌کند. در نتیجه، به منظور تخمین تقاضای انواع گوشتها نمی‌توان از داده‌های تجمعی آنها استفاده کرد و به همین علت در این مطالعه برای هریک از انواع گوشت یک تابع تقاضای جداگانه تخمین زده شد. در این باره، نتیجه به‌دست آمده از این مطالعه با نتیجه مطالعه‌هاشمی بناب و قهرمان زاده (۱۳۸۴) در زمینه الگوی مصرفی کالاهای خوراکی در ایران یکسان است (آنها در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که الگوی

مصرف گوشت در ایران براساس منشأ حیوانی صورت نمی‌گیرد. بنابراین استفاده از داده‌های جمعی گوشتها برای براورد سیستم معادلات تقاضا، پارامترهای اریب‌داری را به دست خواهد داد). نتایج نشان داد که کشش خودقیمتی جبرانی و غیرجبرانی برای کلیه مواد غذایی منفی و از این نظر منطبق با نظریه‌های مربوطه است.

کلیه کششهای غیرمستقیم غیرجبرانی برای مواد غذایی منفی به‌دست آمده است که نشاندهنده رابطه منفی بین قیمت کالاها و تقاضای آن کالاهاست. همچنین به‌استثنای قدر مطلق کشش مستقیم غیرجبرانی برای آرد و رشته و نان، قدر مطلق کلیه کششهای مستقیم غیرجبرانی برای مواد غذایی مورد مطالعه بیشتر از یک به‌دست آمده است. بنابراین، تقاضای آرد و رشته و نان کشش‌ناپذیر و تقاضا برای سایر مواد غذایی کشش‌پذیر می‌باشد. در کلیه موارد، قدر مطلق کششهای خودقیمتی غیرجبرانی بزرگتر از کششهای خودقیمتی جبرانی است که این یافته نیز منطبق با این نظریه است که واکنش مصرف‌کنندگان به تغییرات قیمت خود کالاها زمانی که درآمد جبران نمی‌گردد بالاتر است. به‌استثنای تقاضای گوشت آبزیان که قدر مطلق کشش خودقیمتی جبرانی آن بزرگتر از یک به‌دست آمده و کشش‌پذیر است، قدر مطلق کشش تقاضای سایر مواد غذایی کمتر از یک و در نتیجه کشش‌ناپذیر است.

کششهای درآمدی برای کلیه مواد غذایی مورد مطالعه مثبت به‌دست آمده است. در این باره کشش درآمدی برای گوشت آبزیان بزرگتر از یک می‌باشد، بنابراین، کالای مذکور برای مصرف‌کنندگان شهری در ایران کالایی لوکس محسوب می‌شود. این مسئله نشاندهنده قدرت خرید پایین مصرف‌کنندگان شهری است که با افزایش درآمد سهم بیشتری را به ماده غذایی مذکور تخصیص می‌دهند. کششهای درآمدی سایر مواد غذایی برای مصرف کنندگان کوچکتر از یک به‌دست آمده است، لذا این مواد غذایی کالاهایی ضروری قلمداد می‌شوند.

با توجه به نتایج به‌دست آمده پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱. نظر به ضرورت تعیین شکل تابعی مطلوب برای تقاضای مواد غذایی و با عنایت به ساختار داده‌ها و سطوح معنیداری ضرایب تخمینی در این مطالعه و مطالعات دیگر (از جمله

جعفری و کهنسال، ۱۳۸۶)، به نظر می‌رسد که الگوی تقاضای تقریباً ایده‌آل با ساختار داده‌های سری زمانی تناسب بیشتری دارد و از این جهت توصیه می‌شود که محققـان از ایـن روش بـرای مطالعات بعدی استفاده کنند.

۲. با توجه به نتایج به‌دست آمده، اعمال سیاسـتهای مناسـب در جهـت افـزایش عـدالت اجتماعی به‌خصوص در مورد عمده جمعیت کشور یعنی اقشار کم‌درآمد می‌تواند گـامی مـؤثر در جهت ارتقای امنیت غذایی در این گروه آسیب‌پذیر به حساب آید.

منابع

۱. اسفندیاری، ن. (۱۳۷۵)، بررسی تابع تقاضای گندم و بعضی کالاهـای خـوراکی دیگر در ایران: سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشـکده کشاورزی، دانشگاه شیراز.

۲. بانک مرکزی ایران، گزارش شـاخص بهـای کالاهـای خـدمات شـهری، بانـک مرکزی، گزارش سالهای مختلف، تهران.

۳. بخشـوده، محمـد (۱۳۷۵)، بررسـی تقاضـای انـواع گوشـت در ایـران، چکیـده مقالات اولین کنفرانس اقتصادکشاورزی ایران، دانشگاه سیستان و بلوچستان، ۵۶۵-۵۸۸.

۴. جعفـری، ف. و م.ر. کهنسـال (۱۳۸۶)، تـابع تقاضـای انـواع گوشـت در ایـران، چکیده مقالات ششمین کنفرانس اقتصادکشاورزی ایران، دانشگاه مشهد.

۵. حسن پور، ا. و م. خالدی (۱۳۷۹)، بررسـی سـاختار تقاضـای گـروه‌هـای اصـلی کالاهـا و خـدمات شـهری در ایـران، مجموعـه مقـالات سـومین کنفـرانس اقتصادکشاورزی ایران، دانشگاه فردوسی مشهد، ۱۸۳-۲۰۷.

۶. سـازمان برنامـه و بودجـه، آمـار هزینـه و درآمـد خـانوارهـای شـهری، سـالهای مختلف (۱۳۵۳-۱۳۸۲)، تهران.

۷. هاشـمی بنـاب، ص. و قهرمـانزاده (۱۳۸۴)، بررسـی الگـوی مصـرف کالاهـای

خوراکی در ایران با استفاده از آزمون جدایی‌پذیری، چکیده مقالات پنجمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه سیستان و بلوچستان، ۲۷-۲۶.

8. Agresti, A. (1990), Categorical data analysis, John Wiley and Sons, New York.

9. Assarsson, B. (1991), Alcohol pricing policy and the demand for alcohol in Sweden 1978-1988, Working Paper, Department of Economics, Uppsala University, Sweden.

10. Bewley, R. (1986), Allocation models: specification, estimation and applications, Ballinger, Cambridge, MA.

11. Briz, J., R. Ward, I. De Felipe (1998), Habit formation and demand system estimates for fluid milk in Spain, Int. *Food Agribusiness Manage*. Rev., 1: 477-793.

12. Deaton, A., J., Muellbauer (1980a), An almost ideal demand system, *The Am. Economic Rev,* 70: (3), 312-326.

13. Deaton, A., J., Muellbauer (1980b), Economics and consumer behavior, *Cambridge Uni Press*, Cambridge.

14. Duffy, M. (2003), Advertising and food, drink and tobacco consumption in the United Kingdom: a dynamic demand system, *Agr. Econ.*, 28, 51-70.

15. Edgerton, D.L. (1997), Weak separability and the estimation of elasticities in multi-stage demand systems, *Am. J. Agr. Econ.*, 79: 62-79.

16. Edgerton, D.L., B. Assarsson, A. Hummelmose, I.P. Laurila,

K. Rickertsen and P.H. Vale (1996), The econometrics of demand systems: with applications to food demand in the Nordic countries, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.

17. Peeters, L., Y. Surry, A. Cielen (1997), Testing alternative dynamic specifications: an application to meat demand in Belgium, *Appl. Econ. Lett.*, 4: 745-749.

18. Pollak, R.A. and T.J. Wales (1992), Demand system specification and estimation, Oxford Univ. Press, New York.

19. Rickertsen, K. (1996), Structural change and the demand for meat and fish in Norway, *Eur. Rev. Agr. Econ.*, 23: 316-330.

20. Rickertsen, K. (1998), The demand for food and beverages in Norway, *Agr. Econ.*, 18, 89-100.

21. Rickertsen, K., J.A., Chalfant, M. Steen (1995), The effects of advertising on the demand for vegetables, *Eur. Rev. Agr. Econ.*, 22: 481-494.

22. Vale, P.H. (1989), Etterspørsel etter matvarer, Analyser på grunnlag av forbruksundersøkelsene i Norge (in Norwegian), Melding nr. 59, Department of Agricultural Economics, Agricultural University of Norway.

23. Verbeke, W., R.W. Ward (2001), A fresh meat almost ideal demand system incorporating negative TV press and advertising impact, *Agr. Econ.*, 25: 359-374.