سیستم تقاضای پویا برای مواد غذایی در مناطق شهری ایران

بهاءالدین نجفی - شاهرخ شجری*[1]

تاریخ دریافت: ۸۵/۱۰/۲

تاریخ پذیرش: ۸۷/۴/۱۶

چکیده

در این تحقیق به منظور برآورد تابع تقاضا برای مواد غذایی در مناطق شهری ایران، از چارچوب سیستم تقاضای تقریبا ایده آل در دو حالت ایستا و پویا استفاده گردیده است. سپس نسبت به تعیین کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضا برای مواد غذایی اقدام شده است. برای این منظور از داده‌های سری زمانی مربوط به سالهای ۱۳۸۴-۱۳۵۳ استفاده گردید. نتایج مختلف تصریح مدل نشان داد که نتایج در حالت ایستا در مقایسه با حالت پویا ضعیف تر است. نتایج تجزیه و تحلیل مربوط به ساختار تفکیک پذیری، این فرضیه را که مصرف کنندگان تخصیص درآمد را ابتدا بین گروه‌های مختلف خوراکی و سپس بین انواع مختلف گوشت‌ها انجام می‌دهند را رد نمود. کلیه کشش‌های خود قیمتی جبرانی و غیر جبرانی منفی بدست آمد که از این جهت مطابق با انتظارات مبانی نظری می‌باشد. همچنین کشش‌های در آمدی برای کلیه مواد غذایی مورد مطالعه مثبت بدست آمد.

واژه‌های کلیدی: سیستم تقاضای تقریبا ایده آل، مدل‌های ایستا و پویا،کشش‌های جبرانی و غیر جبرانی، مواد غذایی، ایران

مقدمه

تابع مطلوبیت رفتار مصرفی و ترجیحات مصرف کنندگان را منعکس کرده و با استفاده از آن تجزیه و تحلیل ساختار تقاضای فرد امکان پذیر می‌گردد. در این رابطه، تجزیه و تحلیل ساختارتقاضا و الگوی مصرف خانوار اهمیت بسیار زیادی بر اهداف سیاسی دارد بطوریکه سیاست مداران و برنامه ریزان جهت پیش بینی وضعیت آینده از نتایج آن استفاده نموده و سرانجام با ارزیابی سیاست‌های گذشته زمینه برنامه ریزی دقیق برای شرایط مطلوب در آینده برای آنها فراهم می‌گردد. همچنین مطالعه میزان اثر بخشی 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 مصرف کنندگان از اهمیت خاصی برخوردار بوده که از طریق چگونگی واکنش مصرف کنندگان نسبت به هریک از سیاست‌های فوق قابل اندازه گیری است. از سوی دیگر تولید کنندگان محصولات کشاورزی، تبدیل کنندگان مواد غذایی و سایر عوامل بازار به منظور برنامه ریزی و طراحی تولید و فروششان نیاز به پیش بینی تقاضا دارند و کشش‌های

۱. به ترتیب استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز و پژوهشگر مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی فارس

* نویسنده مسئول : Email: shahrokh.shajari@gmail.com

Archive of SID

www.SID.ir

تقاضا از این جهت حائز اهمیت هستند.

هدف از انجام این مطالعه تخمین سیستم تقاضای تقریبا ایده آل[1] (AIDS) به شکل‌های ایستا و پویا برای گروه‌های مختلف مواد غذایی، توصیف تفکیک پذیری ضعیف[2] و ارتباط بین کششهای شرطی و غیر شرطی[3]، بررسی ساختار تفکیک پذیری مدل از طریق آزمونهای پارامتری، آزمونهایی برای تصریح و تصریح غلط زیرسیستم‌ها و ارائه بحث با جزئیات بیشتردر موردکشش‌های تقاضای مدل تقریبا ایده آل پویا می‌باشد.

تاکنون مطالعات مختلفی در زمینه تقاضای تقریبا ایده آل برای مواد غذایی در ایران و خارج از کشور انجام شده است از جمله بخشوده (۲) تقاضای انواع گوشت در ایران را مطالعه نمود و نتایج او نشان داد که در مناطق شهری و روستایی تقاضا برای گوشت قرمز کشش ناپذیر است. حسن پور و خالدی (۳) ساختار تقاضای گروه‌های اصلی کالاها و خدمات مصرفی شهری در ایران را مطالعه کردند و نتیجه گرفتند کشش‌های درآمدی بدست آمده برای همه کالاها مثبت است و تمام کشش‌ها ی خود قیمتی جبرانی و غیرجبرانی به استثنای تفریحات، منفی می‌باشند.هاشمی بناب و قهرمان زاده (۵) الگوی مصرفی کالاهای خوراکی در ایران را با استفاده از آزمون جدایی پذیری مورد بررسی قرار دادند و نتایج حاصله از آزمونهای جدایی پذیری در این مطالعه نشان داد که فرضیه مربوط به این که درآمد مصرف کنندگان ابتدا بین گروههای مختلف خوراکی‌ها تخصیص داده می شود و سپس عمل تخصیص درآمد بین انواع مختلف گوشت‌ها بر اساس منشأ حیوانی صورت می‌گیرد رد گردیده است. همچنین در زمینه تقاضای تقریبا ایده‌آل برای مواد غذایی در خارج از کشور، اجرتون و همکاران (۱۲) کشش‌های تقاضا برای هریک از کشورهای شمال اروپا، ریکرسن (۱۴) تقاضا برای غذا و نوشیدنی‌ها در نروژ با استفاده از مدل تقاضای سه مرحله ای و وربک و وارد (۱۵) تقاضا برای گوشت تازه را برآورد نمودند. همچنین، دافی (۱۰) اثر تبلیغات بر مصرف غذا، نوشیدنی‌ها و تنباکو را با استفاده از یک سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل پویا در انگلستان برآورد نمود. نتایج او تأکید بر اثر قوی قیمت‌ها روی تخصیص مخارج مصرف کننده دارد اما در این رابطه، دلایل کمی برای حمایت فرضیه اثربخشی تبلیغات در تغییر الگوی بین محصولی تقاضای مصرف کننده در انگلستان وجود دارد.

آنچه این مطالعه را با مطالعات انجام شده داخلی و بعضی از مطالعات ذکر شده در خارج از کشور متمایز می‌سازد این است که مطالعات مذکور تابع تقاضای تقریبا ایده آل را بصورت ایستا مورد بررسی قرار داده اند در حالی که در این مطالعه تابع تقاضای تقریبا ایده آل علاوه بر حالت ایستا بصورت پویا مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین در این مطالعه تفکیک پذیری با استفاده از آزمونهای پارامتری مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. بعلاوه، مطالعات یاد شده فاقد آزمونهای عدم خود همبستگی (خاص سریهای زمانی دارای متغیرهای برونزای با وقفه در مدل)، نرمال بودن جملات باقیمانده و عدم تصریح غلط تابعی می‌باشند که آزمونهای مذکور در این مطالعه به شکل مناسبی انجام شده است.

مواد و روش‌ها

کشش‌های خود قیمتی، متقاطع و مخارج از روابط زیر بدست می‌آیند.

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

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

$$E_i =1+ (\beta_{i/} W_i) \qquad (۱)$$

1 . Almost ideal demand system
2 .Weak seperability
3 .Conditional and un-conditional elasticities

Archive of SID

www.SID.ir

W_i سهم مخارج کالای i و lnP شاخص قیمت است. چنانچه محدودیت تقارن وضع شود آنگاه $\gamma_{kj}=\gamma_{jk}$ است.

تا کنون اثرات پویا به شکل‌های مختلفی در مطالعات مربوط به سیستم تقاضای تقریبا ایده آل در نظر گرفته شده است. از جمله آسارسون (۷) بردار سهم مخارج با وقفه را در هر معادله وارد نمود که این یک روش کاملا ساده است و ویژگی جمع پذیری را حفظ می‌کند. در مطالعه حاضر نیز به منظور لحاظ نمودن اثرات پویا در سیستم تقاضای تقریبا ایده آل مواد غذایی از این روش استفاده می‌شود. اکنون اثرات پویا بصورت زیر تعریف می‌شود (۱۴):

$$\alpha_i = \alpha_{i0} + \Sigma\theta_{ij}\, W_{j(t-1)} \qquad (۲)$$

بطوریکه $W_{j(t-1)}$ سهم مخارج با وقفه کالای j است. آنگاه سهم مخارج کالای i در دوره t و شاخص قیمت $\ln P_t$ بوسیله معادلات ۳ و ۴ که سیستم تقاضای تقریبا ایده آل پویا است تعیین می‌شوند:

$$W_{it} = \alpha_{i0} + \Sigma\theta_{ij}\, W_{j(t-1)} + \Sigma(\gamma_{ij}\, \ln P_{jt} + \beta_i \ln(X_i/P_t)) \qquad (۳)$$

$$\ln P_t = \alpha_0 + \Sigma\, \alpha_{K0}\, \ln P_{Kt} + \Sigma\Sigma\theta_{Kj}\, W_{j(t-1)}\, \ln P_{Kt} + 1/2\Sigma\Sigma\gamma_{Kj}\, \ln P_{Kt}\, \ln P_{jt} \qquad (٤)$$

برای جمع پذیری نیاز هست که برای هر j، $\Sigma\theta_{ij}=0$ باشد. بعلاوه محدودیت‌هایی با جایگزین نمودن α_{i0} به جای α_i در معادله (۳) 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 هست که برای هر i، $\alpha_i=0$ باشد و انتخاب نرمال سازی نتایج را تحت تأثیر قرار ندهد).

با لحاظ نمودن اثرات پویا (سهم مخارج با وقفه) در مدل، آنگاه کشش‌های کوتاه مدت خود قیمتی متقاطع و مخارج بوسیله رابطه (۱) تعیین می‌شوند بطوریکه α_iها از معادله ۲ جایگزین می‌شوند.

بودجه بندی دو مرحله ای[1]، تفکیک پذیری ضعیف و کشش‌ها

معمولا برای کاهش تعداد پارامترها در سیستم تقاضای انعطاف پذیر برای مواد غذایی تفکیک شده، ساختارهای بیشتری روی ترجیحات (گروه بندی و جمع سازی[2] کالاها) وضع می‌کنند. شرط لازم وکافی برای گروه بندی کالاها (بودجه بندی چند مرحله ای کالاها)، وجود تفکیک پذیری ضعیف بین زیر گروه‌هاست. تفکیک پذیری 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. برای این منظور در این مطالعه ابتدا هزینه خانوارها برای کالاهای مصرفی به دو گروه خوراکی‌ها و غیر خوراکی‌ها تقسیم می‌شوند. خوراکی‌ها به زیر گروه لبنیات و تخم مرغ، میوه و سبزیجات، گوشتها، آرد و رشته و نان تقسیم شدند. محدودیت تفکیک پذیری برای انواع گوشت‌ها بصورت معادله زیر می‌باشد.

$$(\gamma_{ik} + w_i w_k)/(\gamma_{jk} + w_j w_k) = (w_i + \beta_i)/(w_j + \beta_j) \qquad (۵)$$

در این رابطه، بدلیل اینکه روشهای پارامتری تصادفی هستند نسبت به روشهای غیر پارامتری در تفکیک پذیری ترجیح داده می‌شوند. در روش‌های پارامتری می‌توان به آزمون‌های والد[3] و نسبت درست نمایی[4] اشاره نمود. اگرستی(۶) معتقد است که نسبت درست نمایی نسبت به آزمون والد، بویژه وقتیکه اندازه نمونه کوچک یا تعداد پارامترها زیاد باشند ارجح می‌باشد. به همین دلیل در این مطالعه برای بررسی تفکیک پذیری از آزمون نسبت درست نمایی استفاده شد. تعداد محدودیتهای تفکیک پذیری بسته به تعداد کالاها و تعداد گروه‌ها و تعداد اعضای هر گروه

1 .Two-stage budgeting
2 . Aggregation
3 . Wald test
4 . Log-likelihood ratio test

Archive of SID

www.SID.ir

برای هر درخت مطلوبیت مربوطه می‌تواند از طریق رابطه زیرمحاسبه گردد (۱۴):

$$\text{Number of Restrictions} = 0.5[N(N-1) - \Sigma\, n_s (n_s -1) - S(S-1)] \quad (۶)$$

تفکیک پذیری ضعیف و بودجه بندی دو مرحله ای بطور متوالی فروضی را در نظر می‌گیرند. فرض کنید که تعداد N کالا موجود است آنگاه تابع تقاضا برای کالای i را می‌توان بصورت زیر نوشت:

$$q_i = f_i(P_1, P_2, \ldots, P_k, X) \quad (۷)$$

بطوریکه p_i عبارت از قیمت هر واحد کالای i و x کل مخارج است. بودجه بندی دو مرحله ای فرض می‌کند که تخصیص کل مخارج را می‌توان به دو مرحله 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 بطور ضعیف تخصیص داده می‌شود و در مرحله دوم، مخارج هر گروه در بین کالاهای آن گروه تخصیص می‌یابد.

مرحله اول باید بر اساس یک تقریب باشد زیرا که معمولا امکان جایگزین شدن قیمت‌ها و مقادیر با یک شاخص منفرد و مقدار وجود ندارد. در عین حال، دیتون و میولبار (۹) تقریبی را برای این منظور پیشنهاد نموده اند. در مرحله اول تابع تقاضا برای مخارج کالاها در گروه A بصورت زیر می‌باشد.

$$q_A = g_A(P_A, P_B, , X) \quad (۸)$$

q_A عبارت از 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:

$$q_i = g_i(P_{A1}, P_{A2}, \ldots, P_{Ak}, X_A) \quad (۹)$$

با فرض تفکیک پذیری ضعیف، توابع تقاضای تمام کالاها در گروه A تحت تأثیر تغییرات قیمت هریک از کالاها در گروه B قرار می‌گیرند. پالاک و والس (۱۳) تابع تقاضای معادله شماره (۹) را تقاضای شرطی و کشش‌های حاصله از آن را کشش‌های شرطی و تابع تقاضای معادله (۷) را تقاضای غیر شرطی و کشش‌های حاصله از آن را کشش‌های غیر شرطی نامیده اند. کشش‌های شرطی با کشش‌های غیر شرطی که از یک سیستم تقاضا شامل تمام کالاهای مصرفی برآورد می‌گردند متفاوتند و معمولا برای سیاستگذاران کشش‌های غیر شرطی بیشترین جذابیت را دارد.

اگر E_{AiA} کشش مخارج شرطی کالای i در گروه A، E_A کشش مخارج گروه A ، E_{Ai} کشش مخارج غیر شرطی کالای i در گروه A، e_{Aij} کشش قیمت شرطی(جبران نشده) بین کالاهای i و j در گروه A، e_{AA} کشش خود قیمتی برای گروه A، و e_{AiAj} کشش قیمتی متقاطع غیر شرطی بین کالاهای i و jدر گروه A باشند آنگاه، کشش تقریبی مخارج غیر شرطی کالای i در گروه A با استفاده از معادلات ۹-۷ برابر است با (۱۱):

$$E_{Ai}= \partial \ln f_i/ \partial \ln X=(\partial \ln g_i/ \partial \ln X_A)(\partial \ln X_A/ \partial \ln X)=(\partial \ln g_i/ \partial \ln X_A)(\partial \ln g_A/ \partial \ln X)=E_{AiA}.E_A \quad (۱۰)$$

$$\ln X_A = \ln P_A + \ln g_A(P_A, P_B, X)$$

بطور مشابه کشش تقریبی قیمتی متقاطع غیر شرطی بین کالاهای i و j در گروه A برابراست با (۱۱):

$$e_{AiAj}=\partial \ln f_i/ \partial \ln P_{Aj}=\partial \ln g_i/ \partial \ln P_{Aj}+(\partial \ln g_i/\partial \ln X_A)(\partial \ln X_A/\partial \ln P_A)(\partial \ln P_A/\partial \ln P_{Aj})= e_{Aij} + E_{AiA}\,(1 + e_{AA})\, W_{AjA} \quad (۱۱)$$

بطوریکه $W_{AjA} = P_{Aj}q_{Aj}/X_A$. 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 یک تغییر خوبی خواهد بود.

تخمین و آزمون مدل پارامتری

در این مطالعه برای تخمین سیستم تقاضا از روش

Archive of SID

www.SID.ir

رگرسیون‌های به ظاهر غیر مرتبط[1] (SURE) استفاده شد. به منظور انجام آزمون‌های همگنی، تقارن و عدم دوام عادات از آزمون نسبت درست نمایی استفاده شد. بیولی (۸) 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 بصورت زیر استفاده شده است:

$$CLR = [2(T-K)/T](L_U - L_R) \qquad (۱۲)$$

T تعداد مشاهدات است، K تعداد متوسط پارامترهای تخمینی بازاء هر معادله در مدل غیر مقید[2]، L_U مقدار تابع لگاریتم درست نمائی برای مدل غیر مقید، L_R مقدار تابع لگاریتم درست نمائی برای مدل مقید[3] است. خود همبستگی یک مسأله جدی در مطالعات تقاضای مواد غذایی با استفاده از داده‌های سری زمانی است. این موضوع بوسیله آزمون براش- گادفری[4] مرتبه اول مورد آزمون قرار گرفت. این آزمون در حضور متغیرهای درونزای با وقفه اعتبار دارد و بصورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\check{U}_{it} = X_t'\Pi + \rho\,\check{U}_{i(t-1)} + V_{it} \qquad (۱۳)$$

بطوریکه، X_t بردار مقادیر مشاهده شده رگرسورها در دوره t و $\check{U}_{it}$ جملات باقیمانده درتخمین است. Π و ρ پارامترهای تخمینی هستند و فرض شده که V_{it} جمله اغتشاش سفید[5] است. آماره F برای فرضیه صفر در معادله (۱۳) بطور جانبی $F_{1,T-K-1}$ است. در این مطالعه تصریح غلط تابعی بوسیله آزمون ریست مرتبه دوم[6] شامل مربع سهم مخارج پیش بینی شده که از طریق رابطه (۱۴) محاسبه می‌شود آزمون شد.

$$W_{it} = X_t'\,\Pi + \rho\,\hat{w}^2_{it} + V_{it} \qquad (۱۴)$$

در این رابطه، نرمال بودن جملات باقیمانده برای تخمین‌های حداکثر درست نمایی لازم است. برای آزمون انحرافات از نرمال بودن (در نمونه‌های تقریبا کوچک) از آزمون جارکیو-برا[7] که بصورت زیر محاسبه می‌شود استفاده شد.

$$\lambda = [(\delta-1)^2/(\delta-2)][(\hat{a}_1^2/6)+\{(\delta-1)(\delta+1)/24\delta(\delta-3)\} * (\hat{a}_2 - 3(\delta-1)/(\delta+1))^2] \qquad (۱۵)$$

بطوریکه، $\delta = T-K$ و $a_1=\mu_3/\mu_2^{1.5}$ شاخص چولگی[8] و $a_2=\mu_4/\mu_2^2$ شاخص پخی است و از گشتاورهای نمونه (μ_i تخمینی) برای تخمین a_i استفاده می‌شود. λ بطور مجانبی دارای توزیع کای مربع است. قدرت توضیحی مدل‌های مختلف از طریق مقایسه مقادیر R^2 تعدیل یافته آنها مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. $R^2_{(d)}$ بهبود نسبی نتایج مدل را نشان می‌دهد. $R^2_{(D)}$ و $R^2_{(S)}$ به ترتیب ضریب تعیین تعدیل شده در مدل‌های ایستا و پویا هستند.

$$R^2_{(d)} = (R^2_{(D)} - R^2_{(S)})/(1 - R^2_{(S)}) \qquad (۱۶)$$

داده‌های مورد استفاده

در این مطالعه سیستم تقاضای تقریبا ایده آل به شکل‌های پویا و ایستا برای مواد غذایی (گوشت قرمز، گوشت پرندگان و گوشت حیوانات دریایی، آرد و رشته، نان، لبنیات و تخم مرغ و میوه‌ها و سبزیجات) با استفاده از آمارهای سری زمانی هزینه‌های مصرفی خانوار (سالنامه‌های مرکز آمار ایران) و شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (بانک مرکزی) برای جامعه ی شهری ایران در دوره زمانی۸۴-۱۳۵۳ مورد بررسی قرار گرفته 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 بوده و از این‌رو قابل بهره‌گیری در تحلیل رگرسیون می‌باشند.

نتایج

1 . Seemingly unrelated regression estimation
2 . Unrestricted
3 . Restricted
4 . Breusch-Godfrey test
5 . White noise
6 . Second-order Reset test
7 . Jarque-Bera test
8 . Kurtosis

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج آزمون تفکیک پذیری

برای این منظور ابتدا هزینه خانوارها برای کالاهای مصرفی به دو گروه خوراکیها و غیر خوراکیها تقسیم شدند. همانطور که قبلا توضیح داده شد خوراکیها به زیر گروه لبنیات و تخم مرغ، میوه و سبزیجات، گوشتها، آرد و رشته و نان تقسیم شدند. سیستم معادلات شامل معادله سهم‌های هزینه‌ای خطی می‌باشد که با لحاظ شرایط جمع پذیری تعداد معادلات به ۶ معادله کاهش می‌یابد.

تعداد محدودیت‌های تفکیک پذیری برای درخت مطلوبیت مورد نظر مطابق رابطه زیرمحاسبه شد. در این رابطه با توجه به اینکه در رابطه با تفکیک‌پذیری زیر گروههای مورد بررسی فقط فرضیه تفکیک پذیری ضعیف در مورد زیرگروه گوشتها رد شد، نتایج آن در زیر آمده است.

$N=7 \quad S=5 \quad n_s= n_6 =3 \quad n_1= n_1= n_2=\dots n_5= 1$

χ^2=۲۰/۰۹ , LR = ۳۳/۳۹

با توجه به نتایج آزمون تفکیک پذیری (مقدار نسبت درست نمایی و مقدار کای مربع با درجه آزادی ۸ در سطح ۱٪) می‌توان گفت که فرضیه تفکیک پذیری ضعیف در مورد گوشتها رد می‌شود. در نتیجه استفاده از داده‌های تجمعی برای انواع گوشتها در سیستم تقاضا اریب خواهد بود و لذا، هریک از نواع گوشت (قرمز، پرندگان و حیوانات دریایی) به تفکیک در سیستم تقاضا برای مواد غذایی برآورد می‌گردند.

نتایج آزمونهای تصریح مدل

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. زیر نویس‌های s و d به ترتیب اشاره به ایستایی یا پویایی مدل دارند.

چنانچه مقدار p کمتر از ۰/۰۵ باشد نشان دهنده این است که فرضیه‌های عدم خود همبستگی مرتبه اول، عدم تصریح غلط تابعی و نرمال بودن جملات باقیمانده در سطح ۵٪ رد می‌شود.

همچنین این آزمونها فقط در یک چهار چوب تک معادله‌ای اعتبار دارند. همچنین نتایج باید فقط بعنوان نشانگرهای کیفی روی تصریح غلط تفسیر شوند. مقادیر گزارش شده برای زیر سیستم‌های پویا برای درجات آزادی تعدیل شده اند. مقادیر $R^2_{(d)}$ بهبود نسبی معادلات پویا را در مقایسه با معادلات ایستا نشان می‌دهد.

آماره‌های آزمونها نشان می‌دهد که تصریح غلط بطور اساسی در مدل پویا کاهش یافته است. عدم خود همبستگی برای هیچ یک از معادلات در مدل پویا رد نمی شود. 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 است. در حالی که، آن برای معادله لبنیات و تخم مرغ در مدل ایستا رد شده است. نرمال بودن جملات

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 حیوانات دریایی	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 تخم مرغ	۰/۱۸۲۷	۰/۸۴۱	۰/۵۸۷۰	۰/۲۹	۰/۴۱	۰/۰۱	۰/۱۱	۰/۷۹	۰/۹۵
میوه و سبزیجات	۰/۲۷۹۰	۰/۸۹۷	۰/۶۳۸۶	۰/۱۳	۰/۶۲	۰/۲۵	۰/۸۹	۰/۵۳	۰/۵۷

* سهم مخارج مواد غذایی مختلف

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۲) ضرایب توابع تقاضای مواد غذایی در جوامع شهری ایران

	α	γ						β						0					
		۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
گوشت قرمز	۰/۴۸۶	-۰/۰۴۲	-۰/۰۰۷	۰/۰۲۷	-۰/۰۴۳	-۰/۰۰۱۶	۰/۰۴۹	۰/۰۲۷	-۰/۰۰۴۳	۰/۱۱۵	۰/۲۱۳	-۰/۰۳۹	-۰/۲۷	-۰/۵۱۷	-۰/۱۳۴
	(۰/۳۱۵)	(۰/۰۱۴)	(۰/۰۱۱)	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۱۵)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۱۴)	(۰/۰۱۵)	(۰/۰۰۱۵)	(۰/۱۵۸)	(۰/۱۷۵)	(۰/۰۷۹)	(۰/۱۵۲)	(۰/۲۴۷)	(۰/۱۱۵)
گوشت پرندگان	۰/۱۶۶	-۰/۰۰۷	-۰/۰۲۱	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۷۹	-۰/۰۳۵	۰/۰۰۸۳	-۰/۰۱۳	۰/۲۸۲	۰/۱۲۷	-۰/۰۱۲	-۰/۱۷۵	۰/۱۷۳	-۰/۱۳۷
	(۰/۰۷۵)	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۱۵)	(۰/۰۱۴)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۱۵)	(۰/۱۰۸)	(۰/۰۹۱)	(۰/۱۱۱)	(۰/۰۸۵)	(۰/۰۸۵)	(۰/۰۸۲)
گوشت حیوانات دریایی	-۰/۰۲۱	۰/۰۲۷	۰/۰۰۴	-۰/۰۱	۰/۰۳۱	۰/۰۱۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۵۷	-۰/۱۳۵	-۰/۱۴۷	-۰/۰۹۳	-۰/۰۱۱	-۰/۰۱۸	۰/۱۲۵
	(۰/۰۱۱)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۲)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۳)	(۰/۱۱۳)	(۰/۰۶۳)	(۰/۰۸۵)	(۰/۰۵۳)	(۰/۰۴۹)	(۰/۰۵۹)
آرد و رشته نان	۰/۰۲۱	-۰/۰۴۳	۰/۰۰۰۵	۰/۰۳۱	-۰/۰۰۳۳	۰/۳۵۷	۰/۱۴	-۰/۰۰۶	-۰/۰۱۵	۰/۰۷۵	-۰/۰۲۷	۰/۰۳۵	-۰/۰۱۸	-۰/۰۱۹	-۰/۰۱۵
	(۰/۰۱۴)	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰۱۵)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۴۳)	(۰/۰۴۷)	(۰/۰۱۵)	(۰/۰۴۵)	(۰/۰۳۱)	(۰/۰۳۳)
	۰/۲۱	-۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۷۹	-۰/۰۱۱	۰/۳۵۷	-۰/۰۰۶	-۰/۰۱۴	-۰/۰۰۲	-۰/۰۸۸	-۰/۱۵	-۰/۱۱۶	-۰/۱۲۱	-۰/۰۲۱	۰/۳۶۳	۰/۱۷۹
	(۰/۱۰)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۱۵)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۱۵)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۵۷)	(۰/۰۷۵)	(۰/۰۶۹)	(۰/۰۴۳)	(۰/۱۲۳)	(۰/۰۹۷)
لبنیات و تخم مرغ میوه و سبزیجات	-۰/۰۰۱	۰/۰۴۹	-۰/۰۳۵	۰/۰۰۳	۰/۰۱۴	-۰/۰۱۴	-۰/۰۱	۰/۰۱۳	-۰/۰۳۱	-۰/۲۱۹	-۰/۲۹۳	-۰/۱۱۹	-۰/۰۱۴	۰/۲۱۵	۰/۲۶۵
	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۱۵)	(۰/۰۲)	(۰/۰۱۷)	(۰/۰۲۳)	(۰/۰۱۹)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۰۰۷)	(۰/۰۰۱۵)	(۰/۰۹۸)	(۰/۱۴۳)	(۰/۱۱۳)	(۰/۰۷۵)	(۰/۱۱۳)	(۰/۱۳۷)
	۰/۱۴	۰/۰۲۷	۰/۰۰۸۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱۳	-۰/۰۱۹	۰/۰۰۴۱	-۰/۰۵۹	-۰/۱۲	-۰/۰۳۴	۰/۱۳۱	-۰/۰۹۷	-۰/۲۰۶
	(۰/۰۱۴)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۴)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۱۱)	(۰/۰۰۱۷)	(۰/۰۳۳)	(۰/۱۸۷)	(۰/۰۴۳)	(۰/۰۷۳)	(۰/۰۸۵)	(۰/۱۲۳)

مأخذ: محاسبات تحقیق

اعداد داخل پرانتز مقادیر خطای استاندارد ضرایب تخمینی است.

www.SID.ir

باقیمانده برای هیچ یک از معادلات در مدل پویا رد نشده است. در حالی که، آن 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 تا از معادلات بالای ۰/۷۵ هستند. بعلاوه، در مورد ۶ گروه از کالاها بیش از ۳۰٪ تغییرات توضیح داده نشده در مدل ایستا بوسیله مدل پویا توضیح داده شده است و فقط قدرت توضیحی قدری برای گروه آرد و رشته (۰/۰۲۲-) در مدل پویا نسبت به مدل ایستا کاهش یافته است.

رد فرضیه عدم پویایی، و بطور اساسی نتایج آزمون تصریح غلط توضیح می‌دهد که مدل ایستا بطور نسبی ضعیف شکل گرفته است. به همین دلیل در ادامه مقاله تجزیه و تحلیل‌ها بیشتر روی نتایج مدل پیا تمرکز شده است.

جدول‌های (۳و۴)کشش خود قیمتی و متقاطع غیر جبرانی و جبرانی مواد غذایی را به ترتیب نشان می‌دهند. در جدول شماره (۳) منفی بودن کشش‌های متقاطع گوشت دام با گوشت پرندگان و آرد و رشته و نان نشان دهنده رابطه تکمیلی ناخالص بین گوشت قرمز با این کالاهاست. مثبت بودن کشش‌های متقاطع گوشت دام با گوشت حیوانات دریایی، لبنیات و تخم مرغ و میوه‌ها و سبزیجات نشان دهنده رابطه جانشینی ناخالص بین گوشت قرمز با کالاهای مذکور می‌باشد.

ضرایب منفی کشش‌های متقاطع در جدول شماره (۴) نشان دهنده رابطه مکملی خالص بین کالاها و ضرایب مثبت کشش‌ها نشان دهنده رابطه جانشینی خالص بین کالاها می‌باشد. کشش‌های درآمدی مواد غذایی مورد مطالعه در جدول شماره (۵)آمده است.

جدول (۳) کشش خود قیمتی و متقاطع غیر جبرانی مواد غذایی در جوامع شهری ایران طی دوره ۸۴-۱۳۵۳

	گوشت قرمز	گوشت پرندگان	گوشت حیوانات دریایی	آرد و رشته	نان	لبنیات و تخم مرغ	میوه و سبزیجات
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 حیوانات دریایی	۰/۷۰۱۵	۰/۰۹۱	-۱/۴۳	۰/۰۸۱۸	-۰/۳۱۶	۰/۰۵۴	-۰/۰۳۶۴
آرد و 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 تخم مرغ	۰/۲۶۵	-۰/۱۹۳	۰/۰۱۶	۰/۰۷۶۴	-۰/۰۷۷۵	-۱/۰۳۷	۰/۰۰۳۹
میوه و سبزیجات	۰/۰۹۴	۰/۰۲۸۵	۰/۰۰۰۶	-۰/۰۲۱۷	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۲۸	-۱/۰۵۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۴) کشش خود قیمتی و متقاطع جبرانی مواد غذایی در جوامع شهری ایران طی دوره ۸۴-۱۳۵۳

	گوشت قرمز	گوشت پرندگان	گوشت حیوانات دریایی	آرد و رشته	نان	لبنیات و تخم مرغ	میوه و سبزیجات
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 حیوانات دریایی	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 تخم مرغ	۰/۵۴۵	-۰/۰۶۸	۰/۰۵۲۷	۰/۱۰۰۵	۰/۰۰۰۶	-۰/۸۸۲	۰/۲۸۶
میوه و سبزیجات	۰/۳۷۴	۰/۱۵۴	۰/۰۳۷۲	۰/۰۰۲۴	۰/۰۷	۰/۱۸۷	-۰/۹۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۵) کشش درآمدی مواد غذایی در جوامع شهری ایران طی دوره ۸۴-۱۳۵۳

	گوشت قرمز	گوشت پرندگان	گوشت حیوانات دریایی	آرد و رشته	نان	لبنیات و تخم مرغ	میوه و سبزیجات
کشش درآمدی	۰/۹۸۴	۰/۸۹۵	۱/۱۵۷	۰/۷۸۲	۰/۸۸۵	۰/۹۸۳	۰/۹۸۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

بحث

نتایج تجزیه و تحلیل‌های انجام شده در این مطالعه نشان داد که مدل پویا بطور قابل ملاحظه ای نتایج را از نظر آماری نسبت به مدل ایستا بهبود می‌بخشد. نتایج مربوط به ساختار تفکیک پذیری، فرضیه مربوط به اینکه مصرف کنندگان تخصیص درآمد را ابتدا بین گروه‌های مختلف خوراکی و سپس بین انواع مختلف گوشت‌ها انجام می‌دهند را رد نمود. در نتیجه، به منظور تخمین تقاضا برای 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 رابطه، نتیجه بدست آمده از این مطالعه نیز مشابه نتیجه مطالعه‌هاشمی بناب و قهرمان زاده (۵) در رابطه با الگوی مصرفی کالاهای خوراکی در ایران است. نتایج نشان داد که کشش خود قیمتی جبرانی و غیر جبرانی برای کلیه مواد غذایی منفی است و از این نظر منطبق با تئوری‌های مربوطه است. همچنین، کلیه کششهای متقاطع غیرجبرانی برای مواد غذایی منفی بدست آمد که نشان دهنده رابطه منفی بین قیمت کالاها و تقاضا برای آن کالاها می‌باشد. همچنین به استثنای قدر مطلق کشش خود قیمتی غیر جبرانی برای آرد و رشته و نان، کلیه قدر مطلق کششهای خود قیمتی غیر جبرانی برای مواد غذایی مورد مطالعه بیشتر از یک بدست آمده است. بنابراین تقاضا برای آرد و رشته و نان کشش ناپذیر و تقاضا برای سایر مواد غذایی کشش پذیر می‌باشد. در کلیه موارد قدر مطلق کشش‌های خود قیمتی غیرجبرانی بزرگتر از کشش‌های خود قیمتی جبرانی بود که از این جهت نیز منطبق با این تئوری است که واکنش مصرف کنندگان در مقابل تغییرات قیمت خود کالاها زمانی که درآمد جبران نمی گردد بالاتر است. به استثنای تقاضا برای گوشت حیوانات دریایی که قدر مطلق کشش خود قیمتی جبرانی آن بزرگتر از یک بدست آمده است و کشش پذیر می‌باشند قدر مطلق کشش تقاضا برای سایر مواد غذایی کمتر از یک می‌باشد و در نتیجه کشش ناپذیر هستند. همچنین کشش‌های درآمدی برای کلیه مواد غذایی مورد مطالعه مثبت بدست آمده است. در این رابطه کشش درآمدی برای گوشت حیوانات دریایی بزرگتر از یک بدست آمده است. بنابراین کالای مذکور برای مصرف کنندگان شهری در ایران بعنوان کالای لوکس محسوب شده و این نشان دهنده قدرت خرید پایین مصرف کنندگان شهری است که با افزایش درآمد، سهم بیشتری را به ماده غذایی مذکور تخصیص می دهند. کشش‌های درآمدی سایر مواد غذایی برای مصرف کنندگان کوچکتر از یک بدست آمده است بنابراین آنها به عنوان کالاهای ضروری قلمداد می‌شوند.

با توجه به نتایج به‌دست آمده اعمال سیاست‌های مناسب در جهت افزایش عدالت اجتماعی بخصوص در سطوح اقشار کم درآمد که سهم عمده‌ای از جمعیت کشور را به خود اختصاص می‌دهند می‌تواند گامی مؤثر در جهت ارتقای امنیت غذایی در این گرو آسیب‌پذیر درآمدی تلقی گردد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

۱. ایران، بانک مرکزی. ۱۳۴۹. گزارش شاخص بهای کالاهای خدمات شهری ، تهران، بانک مرکزی. گزارش سالهای مختلف.

۲. بخشوده، محمد. ۱۳۷۵. بررسی تقاضای انواع گوشت در ایران، چکیده مقالات اولین کنفرانس اقتصادکشاورزی ایران، دانشگاه سیستان و بلوچستان.۵۶۵-۵۸۸.

۳. حسن پور، ا. و م. خالدی. .۱۳۷۹. بررسی ساختار تقاضای گروههای اصلی کالاها و خدمات شهری در ایران. مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصادکشاورزی ایران، دانشگاه فردوسی مشهد. ۲۰۷-۱۸۳.

۴. سازمان برنامه و بودجه. ۱۳۸۴-۱۳۵۳. هزینه و درآمد خانوادههای شهری.

۵. هاشمی بناب، ص. و قهرمانزاده. ۱۳۸۴. بررسی الگوی مصرف کالاهای خوراکی در ایران با استفاده از آزمون جدایی پذیری .چکیده مقالات پنجمین کنفرانس اقتصادکشاورزی ایران، دانشگاه سیستان و بلوچستان. ۲۷-۲۶.

6. Agresti, A. 1990. Categorical data analysis. John Wiley and Sons, New York.
7. Assarsson, B. 1991. Alcohol pricing policy and the demand for alcohol in Sweden 1978-1988. Working Paper, Department of Economics, Uppsala University, Sweden.
8. Bewley, R. 1986. Allocation models: specification, estimation and applications. Ballinger, Cambridge, MA.
9. Deaton, A. and J. Muellbauer. 1980b. Economics and consumer behavior. Cambridge Univ. Press, Cambridge.
10. Duffy, M. 2003. Advertising and food, drink and tobacco consumption in the United Kingdom: a dynamic demand system. Agr. Econ. 28, 51-70.
11. Edgerton, D.L. 1997. Weak separability and the estimation of elasticities in multi-stage demand systems. Am. J. Agr. Econ. 79, 62-79.
12. 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.
13. Pollak, R.A. and T.J. Wales. 1992. Demand system specification and estimation. Oxford Univ. Press, New York.
14. Rickertsen, K. 1998. The demand for food and beverages in Norway. Agr. Econ. 18, 89-100.
15. Verbeke, W., R.W. Ward. 2001. A fresh meat almost ideal demand system incorporating negative TV press and advertising impact. Agr. Econ.359-374.

Archive of SID

www.SID.ir

Dynamic demand system for food in urban regionsin Iran:

B. Najafi - S. Shajari[*] [1]

Abstract

In this study the The demand for food in Urban regions in Iran is estimated within a system framework. in the static and dynamic version based on the time series data for 1974-2005 in Iran. The results of various specification and misspecification tests suggest that the static version performs poorly as compared with the dynamic version. The results of seperability structure rejected hypothesis related to which first, consumers allocate their income among different food groups and then within subgroup of meat. The compensated and un-compensated own-price elasticities are negative and the income elasticities are positive.

Key words: Almost Ideal Demand System, Static and Dynamic Effects, Compensated and Un-Compensated Own-Price Elasticities, Food, Iran

Archive of SID

* Corresponding author Email:shahrokh.shajari@gmail.com

1 . Contribution frome College of Agriculture, shiraz University

www.SID.ir