

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۳۸۶

محاسبه کَششهای قیمتی و در آمدی تقاضای مواد غذایی در ایران با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده آل 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 برآورد گردیده است. به این منظور ابتدا ساختار تفکیک پذیری مدل با آزمون پارامتری بررسی گردید و سپس از سیستم تقاضای تقریباً ایده آل در دو حالت ایستا و پویا استفاده شد. در این راستا از داده های سری زمانی مربوط به سالهای ۱۳۵۳-۱۳۸۲ استفاده گردید. یافته های مربوط به خصوصیات مختلف و آزمونهای خطای تصریح نشان داد که نتایج در حالت پویا از حالت ایستا بهتر است. نتایج مربوط به ساختار تفکیک پذیری فرضیه تحقیق (مصرف کنندگان تخصیص درآمد را ابتدا بین گروه های مختلف خوراکی و سپس بین انواع مختلف گوشتها انجام می دهند) را رد نمود.

* دانشجوی دوره دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسئول)

e-mail: barikani_e@yahoo.com

e-mail: shajari_s@yahoo.com

** مربی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی فارس

*** پژوهشگر مؤسسه پژوهشهای برنامه ریزی و اقتصاد کشاورزی

e-mail: afshinamjadi@yahoo.com

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

کلید واژه‌ها:

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

مقدمه

تجزیه و تحلیل ساختار تقاضا و الگوی مصرف خانوار اهمیت و کاربرد بسیار زیادی در تجزیه و تحلیل‌های سیاستی دارد به طوری که 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 هر یک 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

محاسبه کَششهای قیمتی ...

قرمز کَشش ناپذیر است. حسن پور و خالدی (۱۳۷۹) ساختار تقاضای گروه‌های اصلی کالاها و خدمات مصرفی شهری در ایران را مطالعه کردند و نتیجه گرفتند کَششهای درآمدی به‌دست آمده برای همه کالاها مثبت است و تمام کَششهای 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 می‌شود 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 برآورد کردند، ریکرتسن (Rickertsen, 1996) تقاضا برای گوشت و ماهی را تخمین زد، اجرتون و همکاران (Edgerton & et al., 1996) کَششهای تقاضا برای هر یک از کشورهای شمال اروپا را برآورد 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 مصرف‌کننده در انگلستان وجود دارد) مطالعه نموده‌اند.

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

خالدی، اجرتون و همکاران، ریکرتسن و همکاران) متمایز می‌سازد این است که مطالعات مذکور تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل را به صورت ایستا بررسی کرده‌اند در حالی که در این مطالعه تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل علاوه بر حالت ایستا به صورت پویا نیز بررسی شده است. همچنین در این مطالعه تفکیک پذیری با استفاده از آزمونهای پارامتری مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. به علاوه، مطالعات یاد شده فاقد آزمونهای عدم 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^۱ (AIDS) به شکل‌های ایستا و پویا برای گروه‌های مختلف مواد غذایی، توصیف تفکیک پذیری ضعیف^۲ و ارتباط بین کششهای شرطی و غیرشرطی^۳، بررسی ساختار تفکیک پذیری 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) به صورت زیر مفروض است:

$$W_i = \alpha_i + \sum \gamma_{ij} \ln P_j + \beta_i \ln(X/P) \quad (1)$$

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

$$\ln P = \alpha_0 + \sum \alpha_K \ln p_K + 1/2 \sum \sum \gamma_{Kj} \ln p_K \ln p_j \quad (2)$$

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

محاسبه کششهای قیمتی ...

به منظور جمع‌پذیری^۱، همگنی^۲ از درجه صفر در قیمت‌ها و کل مخارج و تقارن اسلاتسکی^۳ به ترتیب محدودیتهای زیر روی پارامترها در نظر گرفته می‌شود.

$$\begin{aligned} \sum \alpha_i = 1, \sum \beta_i = 0, \sum \gamma_{ij} = 0 & \quad \text{برای هر } j: \\ \sum \gamma_{ij} = 0 & \quad \text{برای هر } i: \quad (3) \\ \gamma_{ij} = \gamma_{ji} & \quad \text{برای هر } i \text{ و } j: \end{aligned}$$

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

$$\begin{aligned} e_{ii} &= -1 + (\gamma_{ii}/W_i) - (\beta_i/W_i) \times \{ \alpha_i + 1/2 \sum_K (\gamma_{Ki} + \gamma_{iK}) \ln P_K \} \\ e_{ij} &= (\gamma_{ij}/W_i) - (\beta_i/W_j) \times \{ \alpha_j + 1/2 \sum_K (\gamma_{Kj} + \gamma_{jK}) \ln P_K \} \quad (4) \\ E_i &= 1 + (\beta_i/W_i) \end{aligned}$$

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 به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\alpha_i = \alpha_{i0} + \sum \theta_{ij} W_{j(t-1)} \quad (5)$$

به طوری 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):

$$W_{it} = \alpha_{i0} + \sum \theta_{ij} W_{j(t-1)} + \sum \gamma_{ij} \ln P_{jt} + \beta_i \ln(X_i/P_t) \quad (6)$$

1. adding up
2. homogeneity
3. Slutsky symmetry

$$\ln P_t = \alpha_0 + \sum \alpha_{k0} \ln P_{Kt} + \sum \sum \theta_{kj} W_{j(t-1)} \ln P_{Kt} + 1/2 \sum \sum \gamma_{kj} \ln P_{Kt} \ln P_{jt} \quad (v)$$

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 ، $\sum \theta_{ij} = 0$ باشد. به علاوه 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 $\sum \theta_{ij} = 0$ 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 خود قیمتی متقاطع و مخارج به وسیله رابطه ۱ تعیین می‌گردند، به طوری که α_i ها در معادله ۲ جایگزین می‌شوند.

بودجه‌بندی دومرحله‌ای^۱، تفکیک‌پذیری ضعیف و کششها

معمولاً برای کاهش تعداد پارامترها در سیستم تقاضای انعطاف‌پذیر مواد غذایی تفکیک شده، ساختارهای بیشتری روی ترجیحات (گروه‌بندی و جمع‌سازی^۲ کالاها) وضع می‌کنند. شرط لازم و کافی 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

محاسبه کششهای قیمتی ...

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, \dots, N_S) مجزا نمود. هر زیرمجموعه شامل n_s کالا و خدمات مصرفی است و $s=1, 2, \dots, S$. بنابراین $N = \sum n_s$ می‌باشد (Edgerton, 1997). در نتیجه کالا و خدماتی که در هر زیرمجموعه 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 به صورت معادله زیر می‌باشد (همان منبع):

$$(\gamma_{ik} + w_i w_k) / (\gamma_{jk} + w_j w_k) = (w_i + \beta_i) / (w_j + \beta_j) \quad (8)$$

فرضیه تفکیک‌پذیری برای انواع زیرگروهها 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 زیرگروهها 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^۱ و نسبت درست‌نمایی^۲ اشاره نمود. آگرستی (Agresti, 1990) معتقد است که نسبت درست‌نمایی نسبت به آزمون والد (به ویژه وقتی که اندازه نمونه کوچک یا تعداد پارامترها زیاد باشند) ارجح می‌باشد. به همین دلیل در این مطالعه برای بررسی تفکیک‌پذیری از آزمون نسبت درست‌نمایی 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 زیر محاسبه گردد:

$$\text{Number of Restrictions} = 0.5[N(N-1) - \sum n_s (n_s - 1) - S(S-1)] \quad (9)$$

1. Wald test

2. Log-likelihood ratio test

تفکیک پذیری ضعیف و بودجه بندی دو مرحله ای به طور متوالی فرضی را در نظر می گیرند. فرض کنید که تعداد N کالا موجود است، آنگاه تابع تقاضای کالای i را می توان به صورت زیر نوشت:

$$q_i = f_i(P_1, P_2, \dots, P_k, X) \quad (10)$$

به طوری که p_i عبارت از قیمت هر واحد کالای i و X کل مخارج است. بودجه بندی دو مرحله ای فرض می کند که تخصیص کل مخارج را می توان 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 گروه های قابل تفکیک کالاها به طور ضعیف تخصیص داده می شود و در مرحله دوم، مخارج هر گروه بین کالاهای آن گروه تخصیص می یابد. مرحله اول باید بر اساس یک تقریب باشد، زیرا معمولاً امکان جایگزینی قیمت ها و مقادیر با یک شاخص منفرد وجود ندارد. در عین حال، دیتون و میولبار (Deaton & Muellbauer, 1980 b) تقریبی را در این باره پیشنهاد نموده اند. در مرحله اول تابع تقاضا برای مخارج کالاها در گروه A به صورت زیر می باشد:

$$q_A = g_A(P_A, P_B, X) \quad (11)$$

که در آن q_A مخارج واقعی کل گروه و P ها شاخص های واقعی هزینه زندگی (نسبت به توابع مخارج) هستند. مخارج گروه A (X_A) بین مواد غذایی تخصیص می یابد. در مرحله دوم تابع تقاضا برای کالای i در گروه A عبارت است از:

$$q_i = g_i(P_{A1}, P_{A2}, \dots, P_{Ai}, X_A) \quad (12)$$

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

محاسبه کششهای قیمتی ...

را کششهای غیرشرطی نامیده‌اند. کششهای شرطی با کششهای غیرشرطی - که از یک سیستم تقاضا شامل تمام کالاهای مصرفی برآورد 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_{Aij} 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:

$$E_{Ai} = \frac{\partial \ln f_i}{\partial \ln X} = \left(\frac{\partial \ln g_i}{\partial \ln X_A} \right) \left(\frac{\partial \ln X_A}{\partial \ln X} \right) = \left(\frac{\partial \ln g_i}{\partial \ln X_A} \right) \left(\frac{\partial \ln P_A}{\partial \ln X} \right) = E_{AiA} \cdot E_A \quad (13)$$

معادله ۱۳ یک تقریب است چون فرض شده که $\frac{\partial \ln p}{\partial \ln x} = 0$ 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:

$$e_{Aij} = \frac{\partial \ln f_i}{\partial \ln P_{Aj}} = \frac{\partial \ln g_i}{\partial \ln P_{Aj}} + \left(\frac{\partial \ln g_i}{\partial \ln X_A} \right) \left(\frac{\partial \ln X_A}{\partial \ln P_A} \right) \left(\frac{\partial \ln P_A}{\partial \ln P_{Aj}} \right) = e_{Aij} + E_{AiA} (1 + e_{AA}) W_{AjA} \quad (14)$$

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

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 نامرتب^۱ (SURE) در طول ماتریس کوواریانس جملات باقیمانده تکرار می‌شود و با برآوردگر حداکثر درست‌نمایی همگرا و نزدیک می‌شود. به منظور انجام آزمونهای همگنی و تقارن و عدم دوام عادات^۲، از آزمون نسبت درست‌نمایی 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 به صورت زیر استفاده شده است:

$$CLR = [2(T-K)/T](L_U - L_R) \quad (15)$$

که در آن T تعداد مشاهدات، K تعداد متوسط پارامترهای تخمینی به ازای هر معادله در مدل غیرمقید^۳، L_U مقدار تابع لگاریتم درست‌نمایی برای مدل غیرمقید، L_R مقدار تابع لگاریتم درست‌نمایی برای مدل مقید است. خودهمبستگی مسئله‌ای جدی در مطالعات بررسی تقاضای مواد غذایی با استفاده از داده‌های سری زمانی است. این موضوع به وسیله آزمون برانش-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 درست‌نمایی لازم است. برای آزمون انحرافات از نرمال بودن (در نمونه‌های تقریباً کوچک)، از آزمون جار کویرا استفاده شد.

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

محاسبه کششهای قیمتی ...

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 جامعه 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 تفکیک پذیری

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

به دست آمد:

$$N=7 \quad S=5 \quad n_s=n_6=3 \quad n_1=n_1=n_2=\dots n_5=1 \quad \chi^2=20.09 \quad LR=33/39$$

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

نتایج آزمونهای تصریح غلط و خوبی برازش

مقادیر آماره های آزمونها (p) برای عدم خود همبستگی (BG)، عدم تصریح غلط تابعی (RE) و نرمال بودن جملات باقیمانده (JB) در جدول ۱ آمده است. زیر نویس های S و d به ترتیب اشاره به ایستایی یا پویایی مدل دارند. چنانچه مقدار p کمتر از ۰/۰۵ باشد یعنی فرضیه های عدم خود همبستگی مرتبه اول، عدم تصریح غلط تابعی و نرمال بودن جملات باقیمانده در سطح ۵٪ رد می شود. همچنین این آزمونها فقط در یک چارچوب تک معادله ای اعتبار دارند. نتایج نیز باید فقط به عنوان نشانگرهای کیفی روی تصریح غلط تفسیر شوند. مقادیر گزارش شده برای زیر سیستم های پویا برای درجات آزادی تعدیل شده اند. مقادیر $R^2(d)$ بهبود نسبی معادلات پویا را در مقایسه با معادلات ایستا نشان می دهد.

آماره های آزمونها نشان می دهد که تصریح غلط به طور 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 ولی برای معادله لینیات و تخم مرغ 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.

محاسبه کَششهای قیمتی ...

آماره‌های خوبی برازش در نسخه پویای مدل بالا هستند. مقادیر R^2 تعدیل شده برای ۶ مورد از معادلات بالای ۰/۷۵ است. به علاوه در مورد ۶ گروه از کالاها، بیش از ۳۰٪ تغییرات توضیح داده نشده در مدل ایستا به وسیله 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 به طور 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 تخم مرغ	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 تخم مرغ از کل مخارج خانوار با علامت منفی معنی‌دار شدند و ضرایب مربوط به قیمت گوشت آبزیان، لبنیات و تخم مرغ و ضریب مخارج واقعی و سهم هزینه‌های با وقفه گوشت قرمز از کل مخارج خانوار با علامت مثبت معنی‌دار شده‌اند.

محاسبه کشتهای قیمتی ...

جدول ۳ کشت مستقیم (خودقیمتی) و غیرمستقیم (مقاطع) غیرجبرانی (استنتاج از تقاضای معمولی یا مارشال) مواد غذایی را نشان می‌دهد. به طور مثال مقدار کشت مستقیم تقاضای گوشت قرمز برابر با ۱/۱۳- به دست 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 کشتهای مقاطع گوشت قرمز با گوشت پرندگان و ارد و رشته و نان نشان‌دهنده رابطه مکملی ناخالص بین گوشت قرمز و این کالاهاست. همچنین مثبت بودن کشتهای مقاطع گوشت قرمز با گوشت آزیان، لبنیات و تخم‌مرغ و میوه و سبزی نشان‌دهنده رابطه جانشینی ناخالص بین گوشت قرمز با کالاهای مذکور می‌باشد.

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

شرح	گوشت قرمز	گوشت پرندگان	گوشت آزیان	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 آزیان	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 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 کشتهای غیرمستقیم غیرجبرانی برای مواد غذایی منفی به دست آمده است که نشان‌دهنده رابطه منفی بین قیمت کالاها و تقاضای آن کالاهاست. همچنین به استثنای قدر مطلق کشت مستقیم غیرجبرانی برای آرد و رشته و نان، قدر مطلق کلیه کشتهای غیرجبرانی

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال پانزدهم، شماره ۶۰

برای مواد غذایی مورد مطالعه بیشتر از یک به دست آمده است. بنابراین، تقاضای آرد و رشته و نان کشش ناپذیر و تقاضای سایر مواد غذایی کشش پذیر است. سایر کششهای مستقیم و غیرمستقیم غیر جبرانی برای مواد غذایی به همین شکل تفسیر می شوند.

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 می دهد که کلیه کششهای خودقیمتی جبرانی مواد غذایی مورد مطالعه منفی می باشند. در نتیجه رابطه بین قیمت کالاها و مقدار تقاضای آنها رابطه ای معکوس است. به استثنای تقاضای گوشت آبزبان که قدر مطلق کشش خودقیمتی جبرانی آن بزرگتر از یک و کشش پذیر است، قدر مطلق کشش تقاضای سایر مواد غذایی کمتر از یک و در نتیجه کشش ناپذیر است. همچنین ضرایب منفی کششهای متقاطع نشان دهنده رابطه مکملی خالص بین کالاها و ضرایب مثبت کششها مبین رابطه جانشینی خالص بین کالاهاست.

جدول ۴. کشش مستقیم و غیرمستقیم جبرانی مواد غذایی در جوامع شهری ایران

شرح	گوشت قرمز	گوشت پرندگان	گوشت آبزبان	آرد و رشته	نان	لبنیات و تخم مرغ	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 آبزبان	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 سبزی	۰/۳۷۴	۰/۱۵۴	۰/۰۳۷۲	۰/۰۰۲۴	۰/۰۷	۰/۱۸۷	-۰/۹۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

محاسبه کشتهای قیمتی ...

کشتهای درآمدی مواد غذایی مورد مطالعه در جدول ۵ آمده است. کشت 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 می دهد که کشت درآمدی برای گوشت آبریان بزرگتر از یک است؛ بنابراین کالای مذکور برای مصرف کنندگان شهری در ایران کالایی لوکس محسوب می شود که این مسئله دلالت بر قدرت خرید پایین مصرف کنندگان شهری دارد. کشتهای درآمدی سایر مواد غذایی برای مصرف کنندگان کوچکتر از یک به دست آمده است، لذا این مواد غذایی کالاهایی ضروری قلمداد می شوند.

جدول ۵. کشت درآمدی مواد غذایی در جوامع شهری ایران

شرح	گوشت قرمز	گوشت پرندگان	گوشت آبریان	آرد و رشته	نان	لبنیات و تخم مرغ	میوه و سبزی
کشت درآمدی	۰/۹۸۴	۰/۸۹۵	۱/۱۵۷	۰/۷۸۲	۰/۸۸۵	۰/۹۸۳	۰/۹۸۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتیجه گیری و پیشنهاد

نتایج مقایسه آماره های مختلف نشان داد که مدل پویا به طور قابل ملاحظه ای نتایج را از نظر آماری نسبت به مدل ایستا بهبود می بخشد. نتایج ساختار تفکیک پذیری، فرضیه تحقیق را مبنی بر اینکه مصرف کنندگان تخصیص درآمد را ابتدا بین گروه های مختلف خوراکی و سپس بین انواع مختلف گوشتها انجام می دهند، رد می کند. در نتیجه، به منظور تخمین تقاضای انواع گوشتها نمی توان از داده های تجمعی آنها استفاده کرد و به همین علت در این مطالعه برای هر یک از انواع گوشت یک تابع تقاضای جداگانه تخمین زده شد. در این باره، نتیجه به دست آمده از این مطالعه با نتیجه مطالعه هاشمی 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 برآورد 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 به دست آمده است که نشان‌دهنده رابطه منفی بین قیمت کالاها و تقاضای آن کالاهاست. همچنین به استثنای 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 به دست آمده است. بنابراین، تقاضای آرد و رشته و نان کشش ناپذیر و تقاضا برای سایر مواد غذایی کشش پذیر 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 مصرف کنندگان به تغییرات قیمت خود کالاها زمانی که درآمد جبران نمی‌گردد بالاتر است. به استثنای تقاضای گوشت آبریان که قدر مطلق کشش خودقیمتی جبرانی آن بزرگتر از یک به دست آمده و کشش پذیر است، قدر مطلق کشش تقاضای سایر مواد غذایی کمتر از یک و در نتیجه کشش ناپذیر است.

کششهای درآمدی برای کلیه مواد غذایی مورد مطالعه مثبت به دست آمده است. در این باره کشش درآمدی برای گوشت آبریان بزرگتر از یک می‌باشد، بنابراین، کالای مذکور برای مصرف کنندگان شهری در ایران کالایی لوکس محسوب می‌شود. این مسئله نشان‌دهنده قدرت خرید پایین مصرف کنندگان 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 به دست آمده است، لذا این مواد غذایی کالاهایی ضروری قلمداد می‌شوند.

با توجه به نتایج به دست 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

محاسبه کسشهای قیمتی ...

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 محققان از این روش برای مطالعات بعدی استفاده کنند.

۲. با توجه به نتایج به دست آمده، اعمال سیاستهای مناسب در جهت افزایش عدالت اجتماعی به خصوص در مورد عمده جمعیت کشور یعنی اقشار کم‌درآمد می‌تواند گامی مؤثر در جهت ارتقای امنیت غذایی در این گروه آسیب‌پذیر به حساب آید.

منابع

۱. اسفندیاری، ن. (۱۳۷۵)، بررسی تابع تقاضای گندم و بعضی کالاهای خوراکی دیگر در ایران: سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز.
۲. بانک مرکزی ایران، گزارش شاخص بهای کالاهای خدمات شهری، بانک مرکزی، گزارش سالهای مختلف، تهران.
۳. بخشوده، محمد (۱۳۷۵)، بررسی تقاضای انواع گوشت در ایران، چکیده مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه سیستان و بلوچستان، ۵۶۵-۵۸۸.
۴. جعفری، ف. و م.ر. کهنسال (۱۳۸۶)، تابع تقاضای انواع گوشت در ایران، چکیده مقالات ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه مشهد.
۵. حسن پور، ا. و م. خالدی (۱۳۷۹)، بررسی ساختار تقاضای گروه‌های اصلی کالاها و خدمات شهری در ایران، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه فردوسی مشهد، ۱۸۳-۲۰۷.
۶. سازمان برنامه و بودجه، آمار هزینه و درآمد خانواده‌های شهری، سالهای مختلف (۱۳۵۳-۱۳۸۲)، تهران.
۷. هاشمی بناب، ص. و قهرمانزاده (۱۳۸۴)، بررسی الگوی مصرف کالاهای

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

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. Hummelose, 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.
-