

بررسی سهم هزینه گروههای مختلف کالایی در سبد هزینه خانوارهای شهری ایران با استفاده از سیستم توابع تقاضای تقریباً ایدئال (AIDS)

اسدالله جلالآبادی

*** مریم جوادی

**** صمد عزیزنژاد

این مقاله سهم گروههای مختلف کالایی در هزینه خانوارهای شهری مناطق مختلف ایران در سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۲ براساس روش تابع تقاضای سیستمی تقریباً ایدئال را بررسی می‌کند. براساس برآورد سیستم معادلات تغییر قیمت گروههای مختلف کالایی برگروه خوارکی‌ها آثار معناداری نداشته و میزان تقاضای این گروه در برابر تغییرات قیمت آن حساسیت بالایی ندارد. کشش قیمتی در گروه خوارکی‌ها، بهداشت و درمان، مسکن و اثاثیه، منفی یک بدست آمد که کم‌کشش بودن میزان تقاضای این گروهها در برابر تغییرات قیمت را نشان می‌دهد. گروه کالایی حمل و نقل و تفریحات نشان می‌دهند سایر کالاهای نسبت به تغییرات قیمت این گروهها حساسیت بالایی دارند. محاسبه کشش‌های مخارج برای گروههای مختلف کالایی نشان می‌دهد کشش مخارج گروه کالایی مسکن و سایر کالاهای کمتر از واحد، خوارکی‌ها برابر واحد و گروه کالایی حمل و نقل و پوشاسک، کشش درآمدی بالاتر از واحد دارند که در نزد خانوارها به منزله لوکس بودن این دسته از کالاهاست.

* Almost Ideal Demand System

** عضو هیئت علمی پژوهشکده امور اقتصادی.

E-mail: A.jalalabadi@gmail.com

*** پژوهشگر پژوهشکده آموزش و پرورش.

E-mail: Mari_javadi@yahoo.com

**** پژوهشگر مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

E-mail: Saza291@yahoo.com

کلیدوازه‌ها: مطلوبیت، بودجه خانوار، کشش مخارج، کشش خودقیمتی، تابع تقاضای سیستمی، سهم بودجه، شاخص قیمت

مقدمه

یکی از مهم‌ترین اهداف نظریه‌های اقتصادی تبیین رفتار اقتصادی افراد جامعه است که در این میان مصرف‌کنندگان جایگاه ویژه‌ای دارند. هدف مصرف‌کننده انتخاب کالاهای گوناگون مصرفی یا سبدهای مصرفی است. این سبدها فهرست کاملی از کالاهای خدماتی هستند که در مسأله انتخاب اهمیت دارند.^۱

برای تعیین کمیت و تبیین رفتار مصرف‌کنندگان، مدل‌های بسیاری - براساس نظریه عمومی تقاضا - ارائه شده است که معمولاً در آن‌ها یک خانوار (صرف‌کننده) نمونه دارای رفتار عقلانی با تابع مطلوبیت و درآمد معلوم برای یک سبد مفروض کالایی بوده و به دنبال تعیین تابع حداقل مخارج لازم برای رسیدن به سطح مطلوبیت خاص (در قیمت‌های مفروض) هستند.

بحث تئوری اندازه‌گیری تقاضای مصرف‌کننده حدود یکصد سال پیش بوده و اولین بار به وسیله انگل^۲ مطرح شده است. با توسعه نظریه‌های رفتار مصرف‌کننده، تئوری مطلوبیت ترتیبی بیان شد که نقطه شروع آن دهه ۱۹۳۰ و در کارهای هیکس و آن^۳ بوده است. این تئوری فرض می‌کند که مصرف‌کننده میزان ثابتی درآمد دارد و می‌تواند n کالا خرید کند که قیمت آن‌ها هم ثابت است.

از این رو فرد با محدودیت بودجه مواجه است که می‌تواند با توجه به آن n کالا را خریداری کند. مصرف‌کننده براساس حداکثرسازی تابع مطلوبیت خود و محدودیت بودجه دست به انتخاب می‌زند. بدین ترتیب تابع تقاضای هر کالا - که منحصر به فرد نیز هست - به دست می‌آید. تقاضای هر کالا تابعی از درآمد مصرف‌کننده و قیمت تمام کالاهاست. اثر تغییر قیمت روی تقاضای کالا به دو اثر جانشینی و درآمدی تقسیم‌بندی می‌شود. یکی از نتایج جالب این تئوری با عنوان تقارن اسلاتسکی^۴ شناخته می‌شود که براساس آن اثرات

۱. سیدجواد پورمقیم، «رویکردی جدید به اقتصاد خرد میانه»، نشر نی، چاپ اول، ۱۳۸۰، ص ۳۴.

2. Engel, (1956)

3. Hicks and Allen

4. Slutsky Symmetry

جانشینی متقارن هستند. به عبارتی اثر افزایش کم در قیمت کالای A روی تقاضای کالای B - از نظر عددی - با اثر افزایش در قیمت کالای B روی تقاضای کالای A برابر است.^۱

۱. انواع سیستم‌های توابع تقاضا

در این بخش انواع سیستم‌های توابع تقاضا را بررسی می‌کنیم. استون^۲ برای اولین بار سیستم مخارج خطی^۳ را پیشنهاد کرده است. هاتاکر^۴ مدل سیستم لگاریتمی جمعی غیرمستقیم را ارائه کرد. تایل^۵ سیستم رتردام^۶ را ابداع کرد. سپس سیستم تقاضای تقریباً ایدئال به وسیله دیتون و مولبائر^۷ پیشنهاد شد. دریل و کلر^۸ یک مدل ترکیبی را از سیستم AIDS دیتون و مولبائر و سیستم تقاضای رتردام تایل را ایجاد کردند که به CBS^۹ معروف است.

سیستم مخارج خطی که فرض استقلال کامل ترتیب رجحانات را دربردارد مثالی از این دسته است. در این سیستم تابع پایه مطلوبیت به شکل^{۱۰}:

$$u(q) = \sum_{i=1}^n a_i \log(q_i - b_i) \quad (1)$$

فرض می‌شود که در آن b, a مقادیر ثابتی بوده و روابط زیر برقرار است. معادلات حاصل با توجه به قید بودجه به صورت زیر حاصل می‌شوند:

$$a_i \geq 0; \sum_{i=1}^n a_i = 1; b_i \leq q_i$$

1. Thiel, H, (1954). pp. 2-1.

2. Stone, (1954)

3. Linear Expenditure System

4. Huatakker, (1960)

5. Thiel, (1965)

6. Rotterdam System

7. Deaton and Muellbauer, (1980)

8. Driel and Keller, (1997)

9. Dutch Central Bureau of Statistics (CBS)

10. تابع مطلوبیت به این شکل تابع کلاین و رابین و گاهی استون و گری نامیده می‌شود.

$$q_i = b_i + \left(\frac{a_i}{p_i} \right) \left(M - \sum_{i=1}^n p_i b_i \right) \quad (2)$$

در تئوری دیگر که از فرم تبعی تابع مطلوبیت غیرمستقیم^۱ استفاده می‌کند و با استفاده از قانون روی^۲ به تابع تقاضای کالا می‌رسد. تابع مطلوبیت یک فرم لگاریتمی به صورت زیر دارد:

$$u * (q) = \alpha + \sum_{i=1}^n c_i \text{Log} \left(\frac{p_j}{M} \right) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n d_{ij} \text{Log} \left(\frac{p_i}{M} \right) \text{Log} \left(\frac{p_j}{M} \right) \quad (3)$$

که با در نظر گرفتن $d_{ij} = d_{ji}$ و $\sum c_i = -1$ می‌توان نوشت:

$$w_i = \frac{c_i + \sum_{j=1}^n d_{ij} \text{Log} \left(\frac{p_j}{m} \right)}{-1 + \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n d_{kj} \text{Log} \left(\frac{p_k}{M} \right)} \quad (4)$$

این سیستم برحسب پارامترها غیرخطی بوده و برآورد آن مشکل است. مثال باز این تئوری تابع مطلوبیت غیرمستقیم ترانسلوگ^۳ است که بهوسیله کریستنسن و جورگنسون و لاو^۴ (۱۹۷۵) ارائه شد.

در رهیافت دیفرانسیلی^۵، شاخص درآمدی دیویزیا^۶ نقش مهمی دارد. در این روش اگر تابع مطلوبیت به شکل جمع‌پذیر فرض شود که در آن استقلال رجحانات اعمال شده باشد معادله تقاضا برای کالای i به این صورت خواهد بود.

-
- پرستال جامع علوم انسانی
-
1. Indirect Utility
 2. Rule of Roy
 3. Translog Indirect Utility
 4. Christensen, Jorgensen and Lau
 5. Differential Approach
 6. Divisia Indexes of Income

$$w_i d(Logq_i) = \theta_i dLog\left(\frac{M}{p}\right) + \Phi \theta_i dLog\left(\frac{p_j}{p}\right) \quad (5)$$

معکوس کشش درآمدی مطلوبیت نهایی درآمد است و داریم:

$$w_i = \frac{p_i q_i}{M}, \theta_i = \frac{\partial(p_i q_i)}{\partial M}, \sum_{i=1}^n \theta_i = 1, d(Logp') = \sum_{i=1}^n \theta_i dLog(p_i) \quad (6)$$

یعنی θ_i سهم نهایی کالای i ام، به عبارتی مقدار اضافی هزینه شده روی کالاست وقتی درآمد یک واحد افزایش یابد. نسبت $\frac{\theta_i}{w_i}$ همان کشش درآمدی کالای i است. این

شکل از تابع با انتخاب ثابت‌ها به عنوان سیستم رتردام معروف است.^۱

برای بدست آوردن سیستم معادلات تقاضای هیکسی به عنوان تابعی از سطح مطلوبیت که غیرقابل مشاهده است با استفاده از لم شپارد^۲ می‌توان به جای سطح مطلوبیت معادل آن را بر حسب مقادیر سطح درآمد و قیمت جایگزین کرد. بهترین سیستم تقاضای شناخته شده در این رابطه سیستم تقاضای تقریباً ایدئال است که اولین بار به وسیله دیتون و مولبائر (۱۹۸۰) مورد استفاده قرار گرفت و در بخش بعدی به تفصیل تشریح خواهد شد.

دریل و کلر (۱۹۸۵) یک مدل ترکیبی از سیستم تقاضای تقریباً ایدئال (AIDS) دیتون و مولبائر و سیستم تقاضای رتردام تایل را ایجاد کردند که چون از اداره مرکزی آمار هلند بودند به مدل سی بی اس (CBS) معروف است. این مدل بعداً توسط بارتمن^۳، دریل، نادال و زلنبرگ^۴ و دشامپ^۵ مورد استفاده قرار گرفت. شکل کلی این سیستم به صورت زیر است:

$$w_i(dLnq_i - dLnQ) = B_i dLnQ + \sum_j S_{ij} dLnp_j \quad (7)$$

1. Thiel, 1985, pp. 11-14.
2. Shephard Lemma
3. Barten, (1989, 1993)
4. Driel, Nadal and Zellenberg, (1997)
5. Deschamps, (2000, 1997), pp. 25-26.

که در آن پارامترهای s_{ij} و B_i ثابت فرض شده و q_i مقدار تقاضای کالای i ام و قیمت کالای j ام است. Q کل مخارج واقعی^۱ بوده و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$dLnQ = \sum_{j=1}^n w_j dLnq_j = dLnM - \sum_{j=1}^n w_j dLnp_j \quad (8)$$

که در آن M ارزش کل مخارج و w_i سهم بودجهای کالای i ام و n تعداد کالاهاست. s_{ij} ها در اینجا ضرایب اسلاتسکی هستند. کشش‌های درآمدی η_i و کشش قیمتی جبران نشده μ_{ij} کالای i ام نسبت به قیمت کالای j ام به صورت زیر است.

$$\eta_i = \frac{B_i}{w_i} + 1, \mu_{ij} = \frac{s_{ij}}{w_i} - \eta_i w_j \quad (9)$$

با توجه به این که این مدل برای اندازه‌گیری آثار تغییر قیمت و مخارج کل روی سهم بودجهای کالاهای مختلف مورد استفاده قرار می‌گیرد، برای تحلیل‌های سریزمانی^۲ مناسب است. یکی دیگر از سیستم‌های توابع تقاضا، سیستم تقاضای تقریباً ایدئال است که در بخش‌های بعدی مقاله به آن خواهیم پرداخت.

۲. مروری بر کارهای انجام شده

هاتاشوت و دیگران^۳ در بررسی تقاضای گوشت در اندونزی گوشت را به چهار گروه کالایی تقسیم کرده‌اند و به نتایج زیر دست یافته‌اند: کشش مخارج برآورد شده از گروه‌های کالایی گوشت مثبت بوده و نشانگر آن است که با افزایش درآمد تقاضای آن‌ها افزایش یافته است. همچنین کشش‌های قیمتی، منفی به دست آمده‌اند. کشش‌های برآورد شده ناشی از مطالعه با تئوری‌های اقتصادی سازگاری

-
1. Total Real Expenditure
 2. Time Series
 3. Hutasuhut and et. al, 2001.

دارند و اندازه آن‌ها هم مستدل است. در عین حال که گوشت و آشپزی دو کالای جانشین برای خانوارهای اندونزیایی هستند، تقاضای گوشت نسبت به درآمد و قیمت کمکش است و تقاضا برای آشپزی نسبت به درآمد و قیمت پرکشش است. همچنین آن‌ها با ورود یک متغیر دامی سال و محل استان‌ها (استان‌ها و نواحی شهری و روستایی) به این نتیجه می‌رسند که این متغیرها تغییرات موقتی مهمی در تقاضا ایجاد می‌کنند.

صادقی و دیگران^۱ در تحقیقاتشان به بررسی کشش قیمتی تقاضای توریسم داخلی در ایران برای خانوارها - با استفاده از داده‌های مقطعی و روش سیستم تقاضای تقریباً ایدئال - پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از اطلاعات استان همدان نتیجه می‌گیرند گروه کالایی غذا، مسکن و حمل و نقل کالاهای لوکس هستند؛ زیرا کشش مخارج آن‌ها بزرگ‌تر از یک است و هزینه‌های سفر و سوغاتی‌ها کالاهای ضروری هستند. وقتی سفر در همدان با سایر استان‌ها مقایسه می‌شود، کشش مخارج آن‌ها کمتر از یک است، در حالی که کشش مخارج سایر استان‌ها بیشتر از یک است. در عین حال هر دو کشش نزدیک یک هستند. این قضیه نشان می‌دهد با افزایش معین در مخارج کل سالانه سفر خانوار، آن‌ها سهم کمتری از آن را صرف سفر به همدان در مقایسه با سایر استان‌ها می‌کنند.

کشش‌های قیمتی نشان می‌دهند که تقاضای توریسم داخل برای پنج گروه کالایی، شامل سفر به همدان و سایر استان‌ها در سال ۲۰۰۳ کمکش بوده است. کاربرد این کشش قیمتی آن است که سیاستگذاران با توجه به کمکش بودن تقاضای توریسم می‌توانند قیمت کالاهایی از قبیل هزینه‌های دیدار و بازدید را افزایش دهند. در عین حال افزایش هزینه‌های اجتماعی ناشی از افزایش قیمت و کاهش مقدار بازدیدکنندگان از نقاط دیدنی، نوعی مبادله است که سیاستگذاران آن را مدنظر قرار می‌دهند.

طبیبیان^۲ براساس مدل تقاضای تقریباً ایدئال به بررسی تقاضای کالاهای اساسی پرداخته است. سپهوند^۳ با استفاده از سیستم مخارج خطی کشش گروه‌های مختلف بودجه خانوارها را از جمله مسکن، پوشاش، خوراک و ... برآورد کرده است. عبدالی^۴ با استفاده

۱. علی‌حسین صادقی و دیگران، ۱۳۸۳، صص ۱۵۷-۱۸۷.

۲. محمد طبیبیان، ۱۳۶۸، صص ۱۴-۱۵.

۳. مهرداد سپهوند، ۱۳۷۵، صص ۸-۱۱.

۴. گیلدا عبدالی، ۱۳۷۵، صص ۱-۲.

از سیستم AIDS به برآورد تقاضای نان در ایران پرداخته است. همچنین پناهی^۱ با استفاده از همین سیستم به تحلیل رفتار مصرفی خانوارها در نقاط شهری ایران پرداخته است. صمیمی‌فر^۲ نیز در تحقیقاتش به بررسی تابع تقاضای گوشت در ایران پرداخته است. محمدزاده^۳ در مطالعه خود به بررسی و مقایسه مدل‌های تخصیص مصرف کننده CBS و AIDS با استفاده از داده‌های مخارج مصرفی خانواده‌های شهری ایران پرداخته است. وی نتیجه می‌گیرد برآورد تجربی حالت‌های مختلف سیستم AIDS نشان می‌دهد که شکل پویای سیستم که در آن سهم مخارج هر گروه از کالاها با یک وقفه از متغیر توضیحی ظاهر می‌شود، مناسب‌تر است. برآورد تجربی مدل CBS نیز نشان می‌دهد که در این مدل ویژگی نظری قید همگنی، از نظر تجربی صادق است. از این‌رو مدل CBS به دلیل سازگاری با ویژگی‌های نظری توابع تقاضا، دارای وضعیت بهتری است.

۳. سیستم تقاضای تقریباً ایدئال (AIDS)

با توجه به این‌که در این مقاله بررسی سهم هزینه گروه‌های مختلف کالایی با استفاده از روش سیستم تقاضای تقریباً ایدئال صورت می‌گیرد، در این بخش به بررسی جزئیات سیستم پرداخته می‌شود. در سیستم تقاضای تقریباً ایدئال برای استخراج معادلات تقاضا، - به پیروی از دیتون و مولبائر^۴ - با در نظر گرفتن گروه خاصی از رجحان‌های جمع‌پذیر میان مصرف حداقل معاش (a) و سطح بالاتر از حداقل معاش^۵ یا حد اشباع^۶ (b) (معروف به گروه لگاریتم خطی تعیین‌یافته مستقل از قیمت^۷ (PIGLOG)) برای یک سبد کالایی مفروض، امکان دستیابی به تابع لگاریتم مخارج این گروه از رجحان‌ها برای سطح مطلوبیت U و بردار قیمت P به صورت زیر وجود دارد:

$$\text{Log}C(U, P) = (1-U)\text{Log}\{a(P)\} + U\text{.Log}\{b(P)\} \quad (10)$$

۱. علیرضا پناهی، ۱۳۷۷، صص ۵-۸.

۲. سیدقاسم صمیمی‌فر، صص ۲۰-۲۱.

۳. پرویز محمدزاده، ۱۳۸۴، صص ۲۲۷-۲۵۶.

4. Deaton. A. and Mullbauer, 1980, pp. 312-326.

5. Subsistence

6. Bliss

7. Price Independent Generalized Linear Logarithm

که در این تابع، U بین صفر (حداقل معاش) و یک (حد اشباع) قرار دارد.
توابع همگن خطی مثبت بوده و به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\text{Log}a(P) = a_0 + \sum_k a_k \text{Log}P_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \cdot \text{Log}P_k \text{Log}P_j \quad (11)$$

$$\text{Log}b(P) = \text{Log}A(p) + B_0 \prod_k P_k^{B_k} \quad (12)$$

حال با جایگذاری (11) و (12) در تابع (10)، تابع مخارج سیستم تقاضای تقریباً ایدئال برای زمان t به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\text{Log}Q(U, P) = a_0 + \sum_k a_k \text{Log}P_{t,k} + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{ij}^* \text{Log}P_{t,k} \text{Log}P_{t,j} + U \cdot B_0 \prod_k P_{t,k}^{B_k} \quad (13)$$

که در آن γ_{ij} , B_i , a_i پارامترها بوده و تابع نسبت به P همگن خطی است، اگر قیود زیر برقرار باشند:

$$\sum_k \gamma_{kj}^* = \sum_j \gamma_{kj}^* = \sum_k B_k = 0, \sum_k a_k = 1 \quad (14)$$

با استفاده از لم شپارد، می‌توان از تابع $C(U, P)$ ، تقاضای کالاهای مختلف را استخراج کرد. بر این اساس اگر طرفین رابطه $\frac{P_i}{C(U, P)}$ در ضرب شوند داریم:

$$\frac{\partial \text{Log}C(U, P)}{\partial \text{Log}P_i} = \frac{P_i q_i}{C(U, P)} = w_i \quad (15)$$

که w_i سهم بودجهای کالای i است. پس اگر از رابطه (13) به صورت لگاریتمی مشتق گرفته شود، طرف راست رابطه w_i را به صورت زیر می‌دهد.

$$w_{t,i} = a_i + \sum_j \gamma_{ij}^* \text{Log}P_{t,i} + B_i \cdot U \cdot B_0 \prod_k P_{t,k}^{B_k} \quad (16)$$

$$\text{که در آن } \gamma_{ij} = \frac{1}{2} \cdot (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*) \text{ است.}$$

با توجه به این که کل مخارج برابر با $C(U,P)$ است، می‌توان U را به صورت تابعی از P و M نوشت. اگر این عملیات برای معادله (۱۳) صورت گیرد و در (۱۶) جایگذاری شود، سهم مخارج کالای ام به صورت تابعی از M و P به صورت زیر در می‌آید که در آن M مخارج کل مصرف‌کننده است و داریم:

$$w_i = a_i + \sum_j \gamma_{ij}^* \log P_j + B_i \log \left\{ \frac{M}{P} \right\} \quad (17)$$

که در آن:

$$\log P = a_0 + \sum_k a_k \log P_k + \frac{1}{2} \cdot \sum_j \sum_k \gamma_{kj}^* \log P_k \log P_j \quad (18)$$

به این تابع، سیستم تقاضای AIDS به شکل سهم بودجه‌ای گفته می‌شود که محدودیت‌های زیر را نیز دربردارد:

$$\sum_i a_i = 1, \sum_j \gamma_{ij} = 0, \sum_i B_i = 0 \quad (\text{محدودیت جمع پذیری}^1)$$

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (\text{محدودیت همگنی}^2)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (\text{محدودیت تقارن}^3)$$

اما این سیستم، غیرخطی بوده و برای این که قابلیت برآورد داشته باشد از یک تقریب خطی برای شاخص واقعی P استفاده می‌شود. این شاخص، به شاخص قیمتی استون موسوم است و به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$\log P = \sum_k w_k \cdot \log P_k \quad (19)$$

-
1. Additivity Constraint
 2. Hemogeneity Constraint
 3. Symmetry Constraint

به این ترتیب کشش‌های درآمدی η_i' ، قیمتی خودی μ_{ii}' و قیمتی متقاطع μ_{ij}' سیستم تقاضای خطی AIDS به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$\eta_i' = 1 + \frac{B_i'}{w_i}, \quad \mu_{ii}' = \frac{\gamma_{ii}'}{w_i} - 1, \quad \mu_{ij}' = \frac{\gamma_{ij}'}{w_i} \quad (20)$$

می‌توان نشان داد کشش‌های درآمدی η_i ، قیمتی خودی μ_{ii} و قیمتی متقاطع μ_{ij} سیستم تقاضای AIDS از روابط زیر به دست می‌آید:

$$\eta_i = 1 + \frac{B_i}{w_i}, \quad \mu_{ii} = \frac{\gamma_{ii}}{w_i} - 1 - B_i, \quad \mu_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - B_i \left(\frac{w_j}{w_i} \right) \quad (21)$$

۴. داده‌ها، برآورد سیستم و تفسیر کشش‌ها

برای بررسی سهم هزینه گروههای مختلف کالایی در سبد هزینه خانوارهای شهری از آمارهای بودجه خانوار در مناطق شهری ایران - به تفکیک دهکه‌های مختلف برای سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۸۲ - استفاده شد که به وسیله مرکز آمار ایران تهیه شده است. با استفاده از این داده‌ها ابتدا سهم هر گروه کالایی از کل هزینه خانوار محاسبه شد. این کار در سال‌های مورد نظر برای دهکه‌های مختلف درآمدی صورت گرفت. سپس در گام اول معادله (۱۷) برآورد شد. در برآورد این معادله برای شاخص قیمت‌های هر گروه کالایی از شاخص بهای کالاهای و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران برای سال‌های مورد بررسی که از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج گردید استفاده شد. همچنین برای شاخص قیمتی مورد استفاده در این معادله (P) در بخش انتهایی معادله) از شاخص قیمتی استون استفاده شد که براساس معادله (۱۹) محاسبه می‌شود. البته شاخص‌های مختلفی برای خطی کردن الگوی AIDS پیشنهاد شده که از آن جمله می‌توان به شاخص قیمت استون، شاخص قیمت پاشه^۱، شاخص قیمت لاسپیرس^۲ و شاخص قیمت تورن کوئیست^۳ اشاره کرد.

1. Paasche

2. Laspyres

3. Tornquist

دیتون و مولبائر (۱۹۸۰) می‌گویند: با توجه به این‌که شاخص قیمت استون یک تقریب خوب بوده و در شرایط به خصوص صحت دارد؛ ولی ممکن است شاخص مناسبی نباشد. چورجانتیلیس^۱ و دیگران، برونینگ و مگیر^۲، پاشاردس^۳، بیوزی^۴ و موشینی^۵ مشکلات ناسازگاری و اریب نتایج برآوردها را در صورت استفاده از شاخص قیمت استون - به دلیل وجود متغیرهای حذف شده - یادآور می‌شوند. بیوزی (۱۹۹۸) نشان می‌دهد شاخص پاشه نیز همان مشکلات شاخص استون را دارد و نتیجه می‌گیرد که شاخص قیمت لاسپرس مزیت نسبی دارد. با توجه به مباحث طرح شده در بالا از شاخص قیمتی استون در برآوردهای این مقاله استفاده شده است.

سپس با استفاده از نرم افزار EVIEWS به برآورد سیستم معادلات با استفاده از روش سیستم معادلات به ظاهر نامرتبه^۶ (SUR) پرداخته شد. گفتنی است که دیتون و مولبائر (۱۹۸۰) در برآورد الگوی پیشنهادی خود از روش تکراری دیتون و مولبائر (DMI) استفاده کرده‌اند که بنا به نظر پاشاردس، استون و دیگران^۷ و موشینی این روش برآورد همراه با مشکل اریب، ناسازگاری و ناکارایی است. وان^۸ با مقایسه روش‌های برآورد (3sls)^۹ و (SUR)، روش تکراری پاشاردس (PI) و روش تکراری (DMI) به مزیت نسبی روش تکراری (DMI) در برآورد خطی الگوی (AIDS) اشاره می‌کند.

نتایج حاصل از برآورد سیستم معادلات در جدول (۱) و خروجی‌های کامپیوتري آن در پیوست (۱) آمده است. همان‌گونه که از این جداول ملاحظه می‌شود تغییر قیمت گروههای مختلف کالایی بر گروه خوارکی‌ها آثار معناداری ندارد. این نکته با توجه به آماره t استودنت^{۱۰} در جدول (۱) پیوست قابل توضیح است. متغیرهای مورد استفاده در برآورد معادله به شرح ذیل هستند:

-
- پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرستال جامع علوم انسانی
-
1. Georgantlis, ets, (1987)
 2. Browning and Meghir, (1991)
 3. Pashardes, (1993)
 4. Buse, 1994.
 5. Moschini, 1995.
 6. Semmingly Unrelated
 7. Stone, R., est, 1993.
 8. Wan, 1998.
 9. Three Stage of Least Square
 10. T-Student

جدول ۱. معرفی سهم گروههای مختلف کالایی

| | | | | |
|--|--|---|--|---|
| :Wtransport سهم گروه حمل و نقل از کل بودجه خانوار | :Wfurniture سهم گروه اثاثیه و ... از کل بودجه خانوار | :Whouse سهم گروه مسکن از کل بودجه خانوار | :Wclothes سهم گروه پوشак از کل بودجه خانوار | :Wfood سهم گروه خوارکی‌ها از کل بودجه خانوار |
| :Lnpfood لگاریتم طبیعی شاخص قیمتی گروه خوارکی‌ها | :C عرض از مبدا | :Wothers سهم گروه سایر از کل بودجه خانوار | :Wentertain سهم گروه تفریحات از کل بودجه خانوار | :Wmedical سهم گروه بهداشت از کل بودجه خانوار |
| :Lnpmedical لگاریتم طبیعی شاخص قیمتی گروه حمل و نقل | :Lnptransport لگاریتم طبیعی شاخص قیمتی گروه حمل و نقل | :Lnpfurnituer لگاریتم طبیعی شاخص قیمتی گروه اثاثیه و ... | :Lnphouse لگاریتم طبیعی شاخص قیمتی گروه مسکن | :Lnclothes لگاریتم طبیعی شاخص قیمتی گروه پوشاك |
| Lnsize لگاریتم طبیعی بعد خانوار | | :Lnxp لگاریتم طبیعی نسبت مخارج کل به شاخص قیمتی استون | :Lnpothers لگاریتم طبیعی شاخص قیمتی گروه سایر | :Lpentertain لگاریتم طبیعی شاخص قیمتی گروه تفریحات |

در معادله دوم (ستون دوم جدول (۱)) تغییر قیمت گروه خوارکی‌ها و پوشاك بر سهم مخارج گروه پوشاك اثر معنادار ندارند و تغییر قیمت سایر گروهها بر میزان مخارج این گروه تأثیر معنی‌دار دارند. همچنین تغییر قیمت گروه خوارکی‌ها بر مخارج گروه مسکن (ستون سوم) تأثیر معنادار ندارد و تغییر قیمت سایر گروهها بر این گروه تأثیر معنادار دارد. همین نتایج در مورد آثار تغییر قیمت گروههای مختلف کالایی بر سایر گروهها قابل تعمیم است و قضاؤت در این مورد براساس آماره t استودنت برای سطح معناداری خاص صورت می‌گیرد که در اینجا به دلیل جلوگیری از پرحجم شدن مقاله از ذکر آن‌ها خودداری شده است. البته در برآوردها قیدهای لازم نیز اعمال شده است.

جدول شماره ۲. نتایج حاصل از برآورد سیستم

| | wfood | wclothes | whouse | wfurniture | wtransport | wmedical | wentertain | wothers |
|--------------|----------|----------|----------|------------|------------|----------|------------|-----------|
| c | -0.00564 | 0.006979 | 0.988548 | -0.00598 | -0.27643 | -0.00564 | -0.0106 | 0.10974 |
| Impfood | -0.00228 | 0.000281 | 0.551-05 | 0.005889 | -0.00399 | 0.003928 | 0.006429 | -0.01016 |
| Impclothes | 0.00238 | -0.00-05 | 2.121-05 | -0.00482 | 0.000538 | -0.00499 | -0.01077 | 0.105768 |
| Imphouse | 0.81-05 | 2.421-05 | -0.01257 | -0.01601 | -0.02612 | -0.01735 | -0.00441 | 0.101773 |
| Impfurniture | 0.01569 | -0.00982 | -0.0160 | 0.001485 | 0.010529 | -0.00995 | -0.01236 | 0.012447 |
| Imptransport | -0.00399 | 0.002818 | -0.02817 | 0.010529 | -0.077866 | -0.01247 | -0.01019 | 0.108582 |
| Impmedical | 0.00393 | -0.00499 | -0.01734 | -0.00995 | -0.01247 | 0.021295 | 0.010696 | 0.00694 |
| Impentertain | 0.00643 | -0.01077 | -0.00841 | -0.01628 | -0.01019 | 0.010696 | 0.044116 | -0.0327 |
| Impothers | -0.01016 | 0.016949 | 0.001373 | 0.012447 | 0.018582 | 0.00904 | -0.0237 | -0.23471 |
| Impip | 0.00045 | -0.00884 | 0.05912 | 0.000772 | 0.027256 | 0.001083 | 0.001865 | 0.024511 |
| Impsize | 0.98032 | 1.01461 | 0.43065 | -0.143995 | 0.244988 | 0.170009 | 0.215925 | -0.813771 |

مأخذ: نتایج حاصل از تحقیق.

در مرحله بعد با استفاده از معادله (۲۱) کشش‌های قیمتی خودی و مخارج (درآمدی) محاسبه شدند. در جدول (۲) قدرمطلق کشش‌های قیمتی خودی برای سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۲ آورده شده‌اند. ابتدا کشش‌ها برای هر دهک در سال محاسبه شده و سپس میانگین کشش برای یک سال در تمام دهک‌ها محاسبه شده است. همان‌گونه که از این جدول ملاحظه می‌شود کشش قیمتی خودی در گروه خوارکی‌ها (BETAFO) زیر یک است که نشان از کم‌کشش بودن میزان تقاضای این گروه در برابر تغییرات قیمت آن دارد. به عبارتی با افزایش یا کاهش درصد معینی در قیمت این گروه میزان مخارج خانوار روی این گروه کم‌تر از همین نسبت تغییر می‌کند. گروه کالایی بهداشت و درمان (BETAMED) نیز نسبت به تغییر قیمت همین گروه چندان حساسیتی ندارد. می‌توان گفت حساسیت تغییر مخارج روی این گروه کالاهای در برابر تغییر قیمت آن‌ها بسیار ناچیز است. این قضیه در مورد گروه‌های کالایی مسکن (BETAHOU)، اثاثیه (BETAFUR) و پوشاس (BETACLO) نیز مصدق دارد. به عبارتی در مناطق ایران برای خانوارهای شهری تمام این ۵ گروه کالایی نیز مصدق دارد. این که گروه کالایی خوارکی‌ها و بهداشت و درمان تقریباً کالاهای ضروری را پوشش می‌دهند این مسئله به دلیل تئوریکی نیز تأیید می‌شود. با توجه به این‌که داشتن سرپناه

برای تمام افراد جامعه ضروری است و نیز این‌که در آمارهای مربوط به گروه مسکن هزینه اجاره بهای مسکن وارد می‌شود به نظر می‌رسد کمکش بودن تقاضا در این حالت تأیید می‌شود. درباره گروههای کالایی پوشاك و اثاثیه نیز می‌توان تحلیل‌های مشابهی ارائه داد. اما گروه کالایی حمل و نقل (BETATRANS)، تفریحات و ... (BETAENTE) و سایر کالاهای (BETAOTHERS) نسبت به تغییرات قیمت این گروه‌ها حساسیت بالایی نشان می‌دهند. به عبارتی به ازای درصد معینی تغییر در قیمت این گروه‌ها مخارج مصرف‌کننده روی آن‌ها بیش از همان نسبت، تغییر می‌کند بنابراین می‌توان گفت تقاضا در این گروه از کالاهای کشش است. این موضوع در تئوری نیز تأیید می‌شود. از آنجا که قسمت اعظم خانوارهای ایرانی سطوح درآمد پایینی دارند، بنابراین سهم کمی از درآمد خود را صرف این گروه‌ها می‌کنند. این مسئله از سهم هزینه‌ای این گروه از کالاهای در سبد هزینه خانوارهای مناطق شهری کاملاً مشخص است. (در سال ۱۳۸۲ بیش از ۶۰ درصد هزینه خانوارهای شهری صرف مخارج دو گروه کالایی خوارکی‌ها و مسکن شده است) از این‌رو خانوارها این گروه از کالاهای را تقریباً لوکس می‌دانند و با تغییر قیمت مخارج خود را روی این گروه از کالا به شدت تغییر می‌دهند. اما مقایسه کشش‌های قیمتی در سال‌های مختلف برای گروه کالایی حمل و نقل نشان می‌دهد که حساسیت تقاضای این گروه در سال‌های مورد بررسی کمتر شده است. (کشش قیمتی تقاضا در این گروه از عدد ۲/۸ در سال ۱۳۷۰ به ۱/۸ در سال ۱۳۸۲) کاهش یافته است. در مورد گروه کالایی خوارکی‌ها این مسئله دقیقاً عکس شده است. یعنی این گروه از کالاهای حساسیت بیشتری به تغییر قیمت پیدا کرده‌اند که این مسئله در ارقام جدول (۳) دیده می‌شود و برای بقیه گروههای کالایی تحلیل مشابهی می‌توان ارائه داد.

جدول شماره ۳. نتایج به دست آمده برای کشش‌های قیمتی تقاضا

| مل | BETAHOU | BETAMESH | BETATRANS | BETAFUR | BETAFO | BETAENTE | BETACLO | ETAOTHERS |
|------|---------|----------|-----------|---------|---------|----------|---------|-----------|
| ۱۷۸۰ | ۰.۷۹۷۹۱ | ۰.۲۹۰۹۸ | ۲.۲۸۷۵ | ۰.۹۱۳۳۸ | ۰.۹۰۰۲۹ | ۱.۳۳۸۱۸ | ۰.۹۹۷۶۸ | ۷.۶۰۷۵۴ |
| ۱۷۸۱ | ۰.۷۸۶۶۲ | ۰.۳۴۵۶۵ | ۲.۱۹۷۵۴ | ۰.۹۱۳۹۴ | ۰.۹۵۳۷۹ | ۱.۲۶۸۴۱ | ۰.۹۹۶۲۱ | ۷.۱۶۰۱ |
| ۱۷۸۲ | ۰.۷۹۱۵۷ | ۰.۲۲۸۸۴ | ۱.۰۸۰ | ۰.۹۱۷۶۰ | ۰.۹۶۰۷۴ | ۱.۳۲۲۶۱ | ۰.۹۹۰۰۶ | ۳.۴۸۰۲۱ |
| ۱۷۸۳ | ۰.۷۸۵۶۴ | ۰.۳۵۰۶۸ | ۲.۱۶۶۶۸ | ۰.۹۱۵۹۱ | ۰.۹۵۰۷۶ | ۱.۰۱۹۱۳ | ۰.۹۹۰۵۳ | ۶.۲۲۰۵۹ |
| ۱۷۸۴ | ۰.۷۷۳۸۸ | ۰.۴۲۶۲۲ | ۲.۱۸۰۵۶ | ۰.۹۱۹۱۱ | ۰.۹۶۲۵۱ | ۰.۸۲۶۹۶ | ۰.۹۰۳۰۷ | ۷.۴۱۳۸۱ |
| ۱۷۸۵ | ۰.۷۸۴۰۱ | ۰.۳۹۴۴۴ | ۲.۴۱۷ | ۰.۹۰۶۴۴ | ۰.۹۵۷۴۸ | ۰.۹۱۶۲۱ | ۰.۹۹۰۲۳ | ۷.۱۲۷۱۲ |
| ۱۷۸۶ | ۰.۷۷۳۶۱ | ۰.۳۰۷۱۵ | ۲.۱۲۸۰۵ | ۰.۹۱۷۸۱ | ۰.۹۵۱۰۵ | ۰.۸۰۰۰۳ | ۰.۹۷۲۰۹ | ۷.۶۶۴۵۴ |
| ۱۷۸۷ | ۰.۷۹۳۸۸ | ۰.۴۰۶۹۱ | ۲.۱۶۰۲۵ | ۰.۹۱۷۹۹ | ۰.۹۷۵۹۱ | ۰.۷۹۰۱۷ | ۰.۹۷۳۰۹ | ۷.۶۹۱۲۱ |
| ۱۷۸۸ | ۰.۷۷۹۴۱ | ۰.۴۱۷۲۶ | ۲.۱۱۰۲۶ | ۰.۹۱۸۱۳ | ۰.۹۸۴۸۱ | ۰.۹۱۴۵۷ | ۰.۹۹۰۰۱ | ۵.۴۳۸۹۱ |
| ۱۷۸۹ | ۰.۷۶۳۷۹ | ۰.۴۹۵۹۸ | ۲.۱۰۰۴۱ | ۰.۹۱۷۱۸ | ۰.۹۸۰۰۸ | ۰.۹۴۵۰۶ | ۰.۹۲۵۴۶ | ۴.۰۳۰۹۹ |
| ۱۷۹۰ | ۰.۷۸۰۲۹ | ۰.۴۵۰۱۴ | ۲.۱۰۰۰۳ | ۰.۹۱۷۹۱ | ۰.۹۹۱۹۸ | ۰.۹۹۱۰۶ | ۰.۹۱۷۷۲ | ۴.۷۱۱۲ |
| ۱۷۹۱ | ۰.۷۶۰۶۴ | ۰.۴۴۷۸۸ | ۲.۱۰۰۰۹ | ۰.۹۱۸۰۳ | ۰.۹۹۱۷۶ | ۰.۹۱۰۹۴ | ۰.۹۰۰۰۲ | ۴.۴۸۴۰۵ |
| ۱۷۹۲ | ۰.۷۶۱۱۸ | ۰.۴۵۰۷۲ | ۱.۹۱۲۴۶ | ۰.۹۱۸۸۷ | ۰.۹۹۰۹۸ | ۰.۹۱۲۵۰ | ۰.۹۰۰۰۴ | ۴.۱۳۰۸۱ |

مأخذ: نتایج حاصل از تحقیق.

در جدول (۴) کشش‌های مخارج برای گروه‌های مختلف کالایی - برای خانوارهای شهری - در سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۲ محاسبه شده است. همان‌طور که می‌دانیم کشش‌های مخارج، درصد تغییر مخارج مصرف‌کننده روی کالا را به ازای درصد تغییر معینی در درآمد (بودجه) خانوار نشان می‌دهد. در این جدول ارقام کشش مخارج گروه کالایی مسکن (ETAHOU) و سایر کالاهای (ETAOTHERS) کمتر از واحد هستند و مفهوم آن این است که به ازای درصد تغییر معینی در سطح درآمد خانوارها، آن‌ها مخارج خود را به همان نسبت بر روی این گروه‌های کالایی تغییر نمی‌دهند. به عبارتی می‌توان این دسته از کالاهای را در ردیف کالاهای نرمال فرض کرد. همچنین کشش درآمدی گروه کالایی خوراکی‌ها تقریباً واحد به دست آمده است که حکایت از تغییر نسبت مخارج خانوار روی آن دقیقاً به اندازه درصد تغییر در درآمد است. در گروه‌های کالایی تفریحات و بهداشت وضعیت مشابهی وجود دارد، با این تفاوت که می‌توان این دسته از کالاهای را در ردیف کالاهای نرمال به طرف لوکس قرار داد. گروه کالایی حمل و نقل (ETATRANS) و پوشک (ETACLO) کشش‌های درآمدی بالاتر از واحد دارند که به منزله لوکس بودن این دسته از کالاهای در نزد خانوارهاست. البته در سال‌های مورد بررسی از میزان لوکس بودن گروه کالایی پوشک کاسته شده است. (کشش مخارج از ۱/۶۳ در سال ۱۳۷۰ به عدد ۱/۳۳ در سال ۱۳۸۲ کاهش یافته است)

جدول ۴. نتایج بهدست آمده برای کشش‌های مخارج گروههای مختلف کالایی

| کد | ETAI0U | ETAM0D | ETATRANS | ETAPUR | ETAFQ | ETAENTE | ETACLO | ETAOOTHERS |
|------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|------------|
| ۱۷۹۰ | 0.02343 | 1.09781 | 1.68018 | 1.083345 | 1.09542 | 1.090216 | 1.68018 | 0.98995 |
| ۱۷۹۱ | 0.01809 | 1.08928 | 1.68956 | 1.048728 | 1.005622 | 1.090587 | 1.64203 | 0.98953 |
| ۱۷۹۲ | 0.00712 | 1.08758 | 1.79614 | 1.056615 | 1.06788 | 1.08238 | 1.79611 | 0.983478 |
| ۱۷۹۳ | 0.02063 | 1.08723 | 1.63746 | 1.031688 | 1.006517 | 1.083815 | 1.76425 | 0.984426 |
| ۱۷۹۴ | -0.01440 | 1.07734 | 1.58698 | 1.04856 | 1.007348 | 1.075074 | 1.674286 | 0.980317 |
| ۱۷۹۵ | 0.01987 | 1.06282 | 1.57621 | 1.059625 | 1.087796 | 1.088116 | 1.70678 | 0.986648 |
| ۱۷۹۶ | 0.02592 | 1.08158 | 1.54748 | 1.054158 | 1.06739 | 1.057785 | 1.706237 | 0.986386 |
| ۱۷۹۷ | 0.02579 | 1.08036 | 1.54144 | 1.055329 | 1.09848 | 1.072669 | 1.690018 | 0.984288 |
| ۱۷۹۸ | 0.023184 | 1.069862 | 1.524011 | 1.088452 | 1.099234 | 1.079842 | 1.489867 | 0.982394 |
| ۱۷۹۹ | 0.021617 | 1.062584 | 1.58833 | 1.060268 | 1.088289 | 1.083687 | 1.407349 | 0.952217 |
| ۱۸۰۰ | 0.023403 | 1.06449 | 1.472866 | 1.057357 | 1.00978 | 1.082656 | 1.396899 | 0.989918 |
| ۱۸۰۱ | 0.020228 | 1.056899 | 1.42988 | 1.051045 | 1.098649 | 1.075365 | 1.379188 | 0.980129 |
| ۱۸۰۲ | 0.022956 | 1.052861 | 1.344644 | 1.036703 | 1.038876 | 1.075347 | 1.319622 | 0.981372 |

مأخذ: نتایج حاصل از تحقیق

جمع‌بندی

در این مقاله به بررسی سهم گروههای کالایی مختلف در هزینه خانوارهای شهری مناطق مختلف ایران در سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۲ براساس روش سیستم تابع تقاضای تقریباً ایدئال پرداخته شد. بنابراین پس از برآورد سیستم معادلات ملاحظه شد تغییر قیمت گروههای مختلف کالایی بر گروه خوارکی‌ها آثار معناداری ندارد. تغییر قیمت گروه خوارکی‌ها و پوشак بر سهم مخارج گروه پوشاك اثر معنادار ندارد و تغییر قیمت سایر گروه‌ها بر میزان مخارج این گروه تأثیر معنادار دارند. همین نتایج در مورد آثار تغییر قیمت گروههای مختلف کالایی بر سایر گروه‌ها تعیین یافت.

کشش قیمتی خودی در گروه خوارکی‌ها کمتر از یک بهدست آمد که نشان از کم‌کشش بودن میزان تقاضای این گروه در برابر تغییرات قیمت آن دارد. گروه کالایی بهداشت و درمان، مسکن، ااثایه و ... و پوشاك نیز وضعیت مشابهی دارند. اما گروه کالایی حمل و نقل، تفریحات و ... و سایر کالاهای نسبت به تغییرات قیمت این گروه‌ها حساسیت بالایی نشان می‌دهند.

محاسبه کشش‌های مخارج برای گروه‌های مختلف کالایی نشان می‌دهد کشش مخارج گروه کالایی مسکن و سایر کالاهای کمتر از واحد هستند. همچنین کشش درآمدی گروه کالایی خوارکی‌ها تقریباً واحد به دست آمده است که حکایت از تغییر نسبت مخارج خانوار روی آن دقیقاً به اندازه درصد تغییر در درآمد است. گروه کالایی حمل و نقل و پوشان کشش‌های درآمدی بالاتر از واحد دارند که به منزله لوکس بودن این دسته از کالاهای در نزد خانوارهاست.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرستال جامع علوم انسانی

منابع و مأخذ

۱. پناهی، علیرضا، «تحلیل رفتار مصرفی در مناطق شهری، کاربرد سیستم تقاضای تقریباً ایدئال، مورد / ایران»، مجله برنامه و بودجه، مرداد و شهریور ۱۳۷۷.
۲. پور مقیم، سید جواد، «رویکردی جدید به اقتصاد خرد میانه»، نشر نی، چاپ اول، ۱۳۸۰.
۳. جیمز. ام، هندرسون، ریچارد اج. کوانت، «تئوری اقتصاد خرد (تقریب ریاضی)»، ترجمه دکتر مرتضی قره باغیان و دکتر جمشد پژویان، نشر موسسه فرهنگی رسا، ۱۳۸۱.
۴. سپهوند، مهرداد، «بررسی الگوی رفتار مصرفی خانوارهای شهری در ایران (۱۳۷۱-۵۰)»، پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، پاییز ۱۳۷۵.
۵. صادقی، علی حسین و دیگران، «ارزیابی انتقادی کاربرد سیستم تقاضای تقریباً ایدئال (AIDS) در تحلیل رفتار مصرفی: مطالعه موردنی خانوارهای شهری و رستایی استان کهکیلویه و بویراحمد»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۰، پاییز ۱۳۸۳، صص ۱۵۷-۱۸۷.
۶. صمیمی‌فر، سید قاسم، «سیستم معادلات تقاضا و تحلیل رفتار مصرفی شهرنشینان»، پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، بهمن ۱۳۷۲.
۷. طبیبیان، محمد، «پیش‌بینی نیازهای مصرفی سرانه کالاهای اساسی»، مجله برنامه و توسعه، سازمان برنامه و بودجه، شماره ۱، زمستان ۱۳۶۸.
۸. عبدالی، گیلدا، «برآورد تقاضای نان در ایران و محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی آن (بررسی مسئله امکان حذف یارانه نان)»، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، شهریور ۱۳۷۵.
۹. لیارد، پی، آرجی و والترز، «تئوری اقتصاد خرد»، ترجمه دکتر عباس شاکری، نشر نی، چاپ اول، ۱۳۷۷.
۱۰. محمدزاده، پرویز، «مقایسه مدل‌های تخصیصی مصرف‌کنندۀ AIDS و CBS با استفاده از داده‌های مخارج مصرفی خانوارهای شهری ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۸، بهار ۱۳۸۴، صص ۲۲۷-۲۵۶.
11. Alston, J. M. and et.al. (1994). "Estimating Elasticitys With the Linear Approximate AIDS: Some Monte Carlo Results". The Review of Economics and Statistics, 26, 351-356.

12. Barten, A.p. (1993). "Consumer Allocation Models: Choice of Functional Form", Empirical Economics, 18,129-158.
13. Broning, M. and Meghir, C. (1991), "The Effect of Male and Female Labour Supply on Commodity Demand". Econometrica, 76, 781-793.
14. Buse, A. (1994). "Evaluating the Linearized Almost Ideal Demand System", American Journal of Agricultural Economics, 76,781-793.
15. Buse, A. (1998)."Testing Homogeneous in Yhe Linearized Almost Ideal Demand System".American Journal of Agricultural Economics, 80, 208-220.
16. Christensen, L. R., Jorgenson, D. W., and Lau, I. j.(1975). "Transcendental Logarithmic Utility Functions". American Economic Review, 05, 367-383.
17. Deaton, A. AND Mullbauer, J. (1980), "Almost Ideal Demand System"., The American Economic Review, 73/3, 312-326.
18. Dreil, H. Van, Venuta & Zellenberg, K. (1997). "The Demand for Food in the UNITED States and the Netherlands: A System Approach With the CBS Models", Journal of Applied Econometrics, 12, pp. 509-532.
19. Deschamps, 2000, "Testing An Almost Idead Demand System", Empirical, Economics, pp. 25-26.
20. Georgantlis, S. and et. Al. (1987). "Estimating and Testing An Almost Ideal Demand System", The Practice of Econometrics, in R.D.H. Heijmans and Neudecker, Dordrecht: Martinus Nijhoff Publishers.
21. Huatakker, H. S. (1960), "Additive Preferences", Econometrica, Vol20.
22. Hutasuhut, M. & Chang, H. & et.al. (2001). "The Demand For Beef in Indonesia: Implications for Australian Agribusines", Working Paper Series in Agricultural and Resource Economic, ISSN 14421909, NO. 2001-4, December.
23. Moschini, G. (1995). "Unit of Measurment and the Stone Index" in the American Journal of Agricultural Economics, 45/2, 152-258.
24. Pashardes, P. (1993). "Bias in Estimating the Almost Ideal Demand System With Stone Index Approximation". The Economic Journal, 103, 98-915.
25. Stone, R. and est, (1993). "Linear Expenditure System and Demand Analysis: an Application to the Patern of British Demand". The Economic Journal.
26. Thiel, H. (1985). "The System-Wide Approach to Microeconomics", The University of Chicago.
27. Theil, H. (1965). "The Information Approach to Demand Analysis". Econometrica, 33, 67-87.
28. Wan, G. H. (1998) "The Linear Estimation of Nonlinear AIDS: A MONT Karlo Study". Applied Economic Lwtters, 5, 181-186.