فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / شماره ۲۰/ پاییز ۱۳۸۳/ صفحات ۱۸۷-۱۵۷

ارزیابی انتقادی کاربرد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال (AIDS)[1] در تحلیل رفتار مصرفی: مطالعه موردی خانوارهای شهری و روستایی استان کهگیلویه و بویراحمد[2]:

علی حسین صمدی*

تاریخ ارسال: ۱۳۸۲/۹/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۳/۳/۱۱

چکیده

هدف اصلی این مقاله ارزیابی انتقادی از نحوه استفاده از الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال (AIDS) درتجزیه و تحلیل رفتار مصرفی خانوارهای شهری و روستایی است. برتری نسبی این الگو در تجزیه و تحلیل رفتارهای مصرفی نمایان است. اما، یافته‌های نظری این پژوهش حکایت از این دارد که کلیه مطالعات انجام یافته در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی AIDS را می‌توان غیر قابل اعتماد دانست. زیرا، در کلیه مطالعات از شاخص نامناسب تقریب، روش نامناسب تخمین و فرمول نامناسب محاسبه کشش قیمتی استفاده شده است. در مطالعه حاضر با استفاده از یافته‌های نظری، رفتار مصرفی خانوارهای شهری و روستایی استان کهگیلویه و بویر احمد تجزیه و تحلیل شده است.

واژه‌های کلیدی: تحلیل رفتار مصرفی، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال (AIDS)، شاخص‌های تقریب خطی، شاخص استون، شاخص پاشه، شاخص لاسپیرس، شاخص تورن کوئیست، روش تکراری DMI .

---

1. Almost Ideal Demand System.

۲. این مقاله مستخرج از طرح پژوهشی با عنوان "تجزیه و تحلیل رفتار مصرفی خانوارهای شهری و روستایی در استان ک.و ب" در مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی است که به این وسیله ازحمایت مالی آن مؤسسه قدردانی می‌شود.

* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان

e-mail: Samadi.@shirazu.ac.ir

۱. مقدمه

سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال را دیتون و مولبایر[1] (۱۹۸۰) معرفی و سپس، برای تحلیل رفتار مصرفی در انگلستان به کار برده شد. این مطالعه، پایه تمامی مطالعات در دهه‌های ۱۹۸۰ به بعد شد و در زمینه‌های متعددی از جمله تئوری تقاضا (کالاها و خدمات)، تجارت بین‌الملل و توزیع درآمد مورد استفاده قرار گرفت. بیوزی (Buse, 1994)، اشاره می‌کند که طی ۱۲ سال (۱۹۸۰-۱۹۹۱) از الگوی AIDS به تعداد ۲۳۷ مرتبه استفاده شده است و از بررسی ۲۰۷ مقاله نیز معلوم شده که در ۸۹ کار تجربی از این الگو در تحلیل تقاضا استفاده شده است. طی دوره ۱۹۹۱-۲۰۰۲ نیز بر این مطالعات (خصوصاً از بعد نظری)، افزوده شده است. بنابراین، می‌توان به برتری نسبی این سیستم تقاضا بر سایر سیستم‌های توابع تقاضا اشاره کرد.

به نظر می‌رسد تا سال ۱۳۷۵، علی‌رغم گذشت حدود ۱۶ سال از معرفی الگوی AIDS هیچ پژوهش تجربی با استفاده از این الگو در اقتصاد ایران صورت نگرفته است. اما در این سال، حداقل چهار مطالعه دیده می‌شود که می‌توان به مطالعات اسفندیاری (۱۳۷۵)، بخشوده (۱۳۷۵) و پناهی (۱۳۷۵) در زمینه تحلیل رفتار مصرفی و مطالعه کیانی‌راد (۱۳۷۵) در زمینه تجارت بین‌الملل اشاره کرد. مطالعات شکیبائیان (۱۳۷۶)، مختاری (۱۳۷۸) و عزیزی و ترکمانی (۱۳۸۰) نیز برخی از مطالعات دیگری است که در زمینه تحلیل رفتار مصرفی انجام شده است. کلیه این مطالعات علی‌رغم کارشایسته و قابل تحسینی که انجام داده اند به دلیل بی‌توجهی به سؤالات زیر به دلیل برخی مشکلات از جمله؛ عدم دسترسی به منابعی که هنگام تدوین مقاله وجود داشته یا بعداً چاپ شده اند، نتایج قابل اعتمادی ارائه نداده اند :

۱) مناسبترین فرم تابعی[2] الگوی AIDS چیست؟
۲) مناسبترین شاخص تقریب جهت خطی کردن الگوی AIDS کدام است؟
۳) مناسبترین روش تخمین از میان روش‌های تخمین پیشنهادی کدام است؟
۴) مناسبترین فرمول محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی چیست؟

هدف اصلی این مقاله ارائه پاسخی مناسب به سؤالات بالا و ارزیابی انتقادی مطالعات انجام یافته در اقتصاد ایران است. به این منظور مقاله حاضر در پنج قسمت تنظیم شده است. در قسمت دوم، به بررسی مبانی نظری الگوی تقریب خطی AIDS ایستا و ارائه پاسخ به سؤالات بالا پرداخته شده است. سپس در قسمت سوم، به ارزیابی انتقادی مطالعات انجام یافته بر اساس یافته‌های قسمت دوم خواهیم پرداخت. نتایج تجربی مربوط به بررسی تقاضای مصرفی خانوارهای شهری و روستایی استان کهگیلویه و بویر احمد در قسمت چهارم تجزیه و تحلیل شده و در قسمت آخر مقاله پیشنهادهایی ارائه شده است.

---

1. Deaton and Muellbauer (1980).
2. Functional Form.

۲. سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال (AIDS)[۱]

سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال را برای اولین بار دیتون و مولبایر (۱۹۸۰)، پیشنهاد کردند. این الگو مزایای قابل ملاحظه‌ای نسبت به الگوهای رتردام تیل و الگوی متعالی (ترانسندنتال) کریستنسن و همکاران دارد و تعمیم قابل ملاحظه‌ای از آنها است. الگوی پیشنهادی دیتون و مولبایر (۱۹۸۰)، با عنوان الگوی AIDS ایستا شناخته شده و سپس، تعدیلاتی در آن صورت گرفته است که با عنوان الگوهای AIDS پویا، تلفیقی[۲] (جمعی) و معکوس نامیده شده‌اند.[۳]

الگوی AIDS ایستا از تابع مخارج خاصی استخراج می‌شود و بر اساس قضیه شفارد[۴] و انجام یک سری عملیات جبری می‌توان معادله سهم بودجه‌ای هیکسی[۵] و از آن طریق، معادله سهم بودجه‌ای مارشالی[۶] را استخراج کرد. سهم بودجه‌ای مارشالی کالای i ام به صورت زیر بوده و به الگوی AIDS ایستا (SAIDS) معروف شده است:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log\left(\frac{x}{p}\right) \qquad (۱)$$

که در آن، w_i سهم بودجه‌ای کالای i ام، p_j قیمت کالای j ام، x کل مخارج خانوار و p شاخص قیمت کل ترانزلوگ بوده و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\log p = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \log p_k + 0.5 \sum_{j=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} \gamma_{kj} \log p_k \log p_j \qquad (۲)$$

شاخص قیمت (۲) سیستم معادلات (۱) را به سیستم معادلات غیرخطی تبدیل می‌کند و به ندرت در مطالعات تجربی استفاده شده است (Buse,1994). در مطالعات تجربی عمدتاً از تقریب خطی الگوی AIDS[۷] (LA/ADS) استفاده می‌شود.

---

۱. برای مطالعه جزئیات بیشتر این الگو به مطالعه صمدی (۱۳۸۱، فصل دوم)، مراجعه فرمایید.

2. Aggregate.

۳. جهت مطالعه بیشتر الگوهای AIDS پویا به بلنسفورتی و گرین (۱۹۸۳)، زپانادیز و حبیب (۱۹۹۵)، اجرتون و شوکور (۱۹۹۹)، و بر اساس روش‌های همگرایی (Co integration) و الگوی اصلاح خطا (ECM) به چمبرس (۱۹۹۳)، چمبرس و نومن (۱۹۹۷) و بالکومب و دیویس (۱۹۹۹) و کاراگیانیس و همکاران (۲۰۰۰) مراجعه کنید. الگوهای تلفیقی را می‌توان در وانگ (۱۹۹۳) مطالعه کرد. الگوی AIDS معکوس در آلس و آنور (۱۹۹۴) قابل مطالعه است. جهت بحث مختصر این روش‌ها به صمدی (۱۳۸۱)، مراجعه کنید.

4. Sheferd's Lemma.

5. Hicksian Budget Shares.

6. Marshalian Budget Shares.

7. Linear Approximation of AIDS.

۲-۱. تقریب خطی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال (LA/AIDS)

خطی کردن الگوی AIDS با جایگزین کردن شاخص‌های قیمت به جای شاخص قیمت حقیقی (p)، الگوی LA/AIDS را به شکل زیر به دست می‌دهد:

$$w_{it} = \alpha_i^* + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log\left(\frac{x_t}{p_t^*}\right) \qquad (۳)$$

در این الگو، شاخص قیمت $\left(p_t^*\right)$ به صورت برون‌زا فرض می‌شود، در حالی که در الگوی AIDS به صورت درون‌زا تعیین می‌شود. شاخص‌های متعددی برای خطی کردن الگوی AIDS پیشنهاد شده است که می‌توان به شاخص قیمت استون، شاخص قیمت پاشه، شاخص قیمت لاسپیرس[1]، و شاخص قیمت تورن کوئیست[2] اشاره کرد. این شاخص‌ها را می‌توان به صورت زیر محاسبه کرد:

الف) شاخص قیمت استون

$$Log\ P_t^s = \log P_t^* = \sum_{k=1}^{n} w_{kt} \log p_{kt} \qquad (۴)$$

ب) شاخص قیمت پاشه (یا شاخص قیمت استون اصلاح شده)

$$\log P_t^p = \sum_{k=1}^{n} w_{kt} \log\left(\frac{p_{kt}}{p_{ko}}\right) = \log p_t^s - \sum_{k=1}^{n} w_{kt} \log p_{ko} \qquad (۵)$$

ج) شاخص قیمت لاسپیرس

$$\log p_t^L = \sum_{k=1}^{n} w_{ko} \log p_{kt} \qquad (۶)$$

د)شاخص قیمت تورن کوئیست

این شاخص میانگینی از شاخص‌های پاشه و لاسپیرس بوده و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\log p_t^T = 0.5 \sum_{k=1}^{n} (w_{kt} + w_{ko}) \log\left(p_{kt} \big/ p_{ko}\right) = 0.5\left[\log_t^p + \log\left(p_t^L \big/ p_o^L\right)\right] \qquad (۷)$$

در روابط بالا p_{kt} ، قیمت کالای kام در زمان tام، w_{kt} ، سهم بودجه‌ای کالای kام در زمان tام، و p_{ko} و w_{ko} به ترتیب، قیمت و سهم بودجه‌ای کالای kام در سال پایه است.

---

1. Laspyres.
2. Tornqvist.

۲-۲. روش تخمین الگوی AIDS: مسائل اقتصادسنجی

تحلیل معتبر از نتایج تخمین الگوی AIDS منوط به تعیین فرم تابعی مناسب، شاخص تقریب مناسب، روش تخمین مناسب و استفاده از فرمول‌های مناسب برای کشش‌های قیمتی و درآمدی و عبور تخمین‌ها از جمله آزمون‌های تشخیصی است. بنابراین، به هنگام استفاده از این الگو در تحلیل‌ها توجه به این نکات ضروری است.

۲-۲-۱. فرم تابعی مناسب

تقریب خطی الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال (LA/AIDS) به صورت زیر است:

$$w_{it} = \alpha_i^* + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log\left(\frac{x_t}{p_t^*}\right) + u_{it} \qquad (۸)$$

که در آن، u_i جمله اخلال نوفه سفید[1] بوده و $\alpha_i^* = \alpha_i - \beta_i \alpha_o$ است.

دیتون و مولبایر (۱۹۸۰) اشاره می‌کنند که این فرم ایستا ممکن است که تشریح کاملاً رضایت‌بخشی از رفتار مصرف کننده ارائه ندهد. زیرا، به جنبه‌های پویای رفتار مصرف کننده توجهی نمی‌شود.

۲-۲-۲. شاخص مناسب تقریب

دیتون و مولبایر (۱۹۸۰)، ضمن اشاره به این مطلب که شاخص قیمت استون یک تقریب خوب بوده و در شرایط بخصوصی صحت دارد، بیان می‌کنند که این شاخص ممکن است همیشه مناسب نباشد. علی‌رغم این اخطار دیتون و مولبایر (۱۹۸۰) و وجود مطالعات نظری درباره عدم کارایی این شاخص، در مطالعات تجربی از آن استفاده فراوانی شده است. جورجانتلیس و همکاران (۱۹۸۷)، برونینگ و مگیر (۱۹۹۱) پاشاردس (۱۹۹۳)، بیوزی (۱۹۹۴) و موشینی (۱۹۹۵) به ناسازگار و اریب‌دار بودن نتایج تخمین به دلیل ایجاد مشکل متغیرهای حذف شده بر اثر استفاده از شاخص استون اشاره می‌کنند. اما موشینی (۱۹۹۵)، ناسازگاری برآوردها را به هم‌مقیاس[2] نبودن شاخص قیمت استون نسبت داده و چند شاخص هم‌مقیاس (پاشه، لاسپیرس و تورن کوئیست) را معرفی می‌کند. بیوزی (۱۹۹۸) بر اساس نتایج شبیه‌سازی مونت کارلو از نتایج موشینی (۱۹۹۵) مبنی بر عدم کفایت شاخص استون در مقابل سایر شاخص‌های پیشنهادی وی حمایت نکرده و نشان می‌دهد که شاخص پاشه نیز اساساً خصوصیاتی شبیه به شاخص استون دارد و در نهایت، به مزیت نسبی شاخص قیمت لاسپیرس اشاره می‌کند.

---

1. White Noise.

۲. Commensurable: به اعتقاد موشینی (۱۹۹۵) شاخص قیمت زمانی هم مقیاس است که نسبت به واحدهای اندازه‌گیری قیمت‌ها پایدار باشد.

۲-۲-۳. روش مناسب تخمین

دیتون و مولبایر(۱۹۸۰)، برای تخمین الگوی پیشنهادی خود یک روش تخمین تکراری را پیشنهاد دادند که به روش تکراری دیتون و مولبایر (DMI)[1] معروف است. به این روش تا زمان انتشار مقاله برونینگ و مگیر (۱۹۹۱) توجهی نشد. پاشاردس (۱۹۹۳)، آلستون و همکاران (۱۹۹۴) و موشینی (۱۹۹۵)، و برخی از پژوهشگران دیگر با اشاره به مشکلات اریب، ناسازگاری و ناکارایی و سایر مشکلات به همراه تخمین‌ها، در توسعه روش مناسب تخمین الگوی AIDS نقش مؤثرتری را ایفا کردند.

پاشاردس (۱۹۹۳)، برای فائق آمدن بر این مسئله یک روش تکراری را پیشنهاد کرده است که به روش تکراری پاشاردس (PI)[2] معروف است. در این روش از روش تخمین 3SLS استفاده می‌شود. بیوزی (۱۹۹۴)، اشاره می‌کند که روش OLS، SUR و (IV)[3] تخمین‌های سازگار به دست نخواهد داد و در نهایت، روش تخمین حداکثر راست‌نمایی با اطلاعات کامل (FIML) از الگوی AIDS (و نه تقریب خطی آن) را پیشنهاد کرده است.آلستون و همکاران (۱۹۹۴) جهت فائق آمدن بر این مشکل روش 3SLS را پیشنهاد می‌کنند.

وان (۱۹۹۸)، به ارزیابی عملکرد چند روش تخمین الگوی AIDS بر اساس آزمایش‌های مونت‌کارلو پرداخته است. بر اساس معیارهای میانگین مجذورخطای اثر[4] (TMSE) و اریب جمعی‌سازی[5] و با مقایسه روش‌های تخمین 3SLS، SUR، روش تکراری پاشاردس (PI) و روش تکراری DMI به مزیت نسبی روش تکراری DMI در مقایسه با روش‌های مرسوم مورد استفاده در تخمین تقریب خطی الگوی AIDS اشاره می کند. در زیر این روش تشریح شده است.

۲-۲-۳-۱. روش تکراری دیتون و مولبایر (DMI)

در ابتدا، بر اساس شاخص مناسب تقریب (شاخص لاسپیرس)، $\log p^*$ را حساب کرده و در معادله (۸) قرار می‌دهیم. سپس، بر اساس روش SUR (یا به روش OLS به صورت معادله به معادله) پارامترها را تخمین می‌زنیم. در مرحله بعدی، $\log p^*$ برازش شده را در معادله (۸) قرار می‌دهیم و مجدداً سیستم معادلات را تخمین می‌زنیم. این کار را تا حصول همگرایی[6] بین $\log p^*$ (بر اساس شاخص لاسپیرس) و $\log p^*$ به دست آمده از روش SUR (یا OLS) ادامه می‌دهیم.

---

1. Deaton – Muellbour Iterative Method.
2. Pashardes Iterative Method.
3. Instrumental Variable (IV) Estimator.
4. Trace Mean Squared Error.
5. Aggregation Bias.
6. Convergence.

این روش را دیتون و مولبایر (۱۹۸۰) پیشنهاد کردند و تنها دربرخی از مطالعات تجربی از جمله مطالعات برونینگ و مگیر(۱۹۹۱) و فان و همکاران (۱۹۹۵) استفاده شده است. آلستون و همکاران (۱۹۹۴) و بیوزی (۱۹۹۴)، اعتقاد دارند که در دور اول تخمین‌ها به روش DMI، α ها اریب دار و ناسازگار خواهند شد. وان (۱۹۹۸) اعتقاد دارد که ممکن است تکرارکردن فرایند تخمین موجب رفع این مشکلات نشود و بیان می‌کند که احتمالاً استفاده از شاخص‌های مختلف به جای $\mathrm{Ln}\ P_t$ این مشکلات را رفع کند.

۲-۲-۴. فرمول‌های مناسب محاسبه کشش‌ها

با توجه به اینکه نمی‌توان تفسیرهای مستقیمی از پارامترهای تخمینی الگوی AIDS ارائه داد، به این منظور کشش‌های مختلف محاسبه و تفسیر می‌شوند. فرمول‌های متعددی برای محاسبه کشش‌های قیمتی (جبرانی و جبران نده) و مخارج ارائه شده است. فرمول‌های مناسب برای محاسبه کشش‌های قیمتی جبران نشده و جبرانی بر اساس مطالعه بیوزی (۱۹۹۴) به صورت زیر است:

کشش قیمتی جبران نشده (مارشالی)

$$\varepsilon_{ij}\left(L_3\right)=-\delta_{ij}+\left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i}\right)-\beta_i\left(\frac{w_j}{w_i}\right) \qquad (۹)$$

و

$$\varepsilon_{ij}\left(A_0\right)=-\delta_{ij}+\left[\gamma_{ij}-\beta_i\left(w_j+\sum_k \gamma_{kj}\log p_j\right)\right]/w_i \qquad (۱۰)$$

کشش قیمتی جبرانی (هیکسی)

$$\varepsilon_{ij}^{*}=-\delta_{ij}+\left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i}\right)+w_j \qquad (۱۱)$$

در روابط بالا δ_{ij} دلتای کرونکربوده و سهم‌های بودجه w_i سهم‌های قابل مشاهده نیست و میانگین سهم‌ها در طول دوره است.

کشش مخارج (درآمدی)

فرمول مرسوم مورد استفاده برای محاسبه کشش مخارج به صورت زیر است که فیلیپس (۱۹۷۴) و اکثر پژوهشگران آن را مورد استفاده قرار داده‌اند:

$$\eta_i = 1 + \left(\frac{\beta_i}{w_i} \right) \qquad (۱۲)$$

به بیان وی در الگوی AIDS کشش مخارج به ازای کاهش در نسبت بودجه برای کالای ضروری کاهش می یابد. بیوزی (۱۹۹۴) با استفاده از آزمایشات مونت کارلونشان داده است که فرمول مناسب محاسبه کشش درآمدی (مخارج) همان رابطه (۱۲) است.

کشش جانشینی آلن

در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال، میزان کشش جانشینی آلن از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\sigma_{ij} = 1 + \frac{\gamma_{ij}}{w_i w_j}, i \neq j \qquad (۱۳)$$

اگر $\sigma_{ij} > 0$ باشد، رابطه جانشینی قوی و چنانچه $\sigma_{ij} < 0$ باشد رابطه مکملی (یا جانشینی ضعیف) بین کالاها وجود خواهد داشت.

۲-۲-۵. قیود حاکم بر سیستم معادلات تقاضا در الگوی AIDS

برای سازگاری توابع تقاضای استخراج شده با تئوری تقاضا و همچنین، معتبر بودن بیان ترجیحات، یک سری محدودیت‌هایی باید تأمین شود. در چارچوب الگوی AIDS این محدودیت‌ها عبارتند از: قید بودجه (قید جمع پذیری[1])، قید همگنی[2]، قید تقارن[3] و قید منفی بودن[4].

دیتون و مولبایر (۱۹۸۰)، بیان می‌کنند که قید منفی بودن را نمی‌توان در الگوی AIDS همانند سایر فرم‌های تابعی انعطاف‌پذیر با اعمال هرگونه محدودیت روی پارامترها به تنهایی تأمین کرد، ولی می توان با محاسبه مقادیر ویژه[5] ماتریس اسلاتسکی (S_{ij}) برای هر تخمین مشخصی آزمون کرد. روگیر (Rougier, 1997)، با بیان دلایل ایده‌ال نبودن الگوی AIDS و با اشاره به این نکته که علی‌رغم تأمین خود به خود قید بودجه، امکان قرار نگرفتن سهم‌های بودجه‌ای در معادلات انفرادی در فاصله [0, 1] وجود دارد، شرط لازم (و نه کافی) برای ارضای توأم شرایط مقعر بودن تابع مخارج و قرار گرفتن سهم بودجه‌ای کالای i ام در این فاصله را به صورت رابطه زیر مطرح می‌کند:

---

1. Adding-up Restriction.
2. Homogeneity Restriction.
3. Symmetry Restriction.
4. Negativity Restriction.
5. Eigenvalue.

$$\gamma_{ii} \leq 0$$

وی برای اثبات این قضیه از شاخص قیمت استون استفاده کرده و بیان می‌کند که شرط لازم برای مقعر بودن تابع مخارج این است که کشش خود قیمتی جبرانی[1] $\left(\varepsilon_{ii}^{h}\right)$ غیر مثبت باشد. او نشان داده است که چنانچه $\varepsilon_{ii}^{h} \leq 0$ بوده و $0 \leq w_i \leq 1$ باشد، $\gamma_{ii} < 0$ خواهد شد. بنابراین، محدودیت‌های زیر روی پارامترها باید اعمال شود:

$$\gamma_{ii} \leq \begin{cases} \beta_i \left(w_{it} - 1\right) , & \beta_i \geq 0 \\ \beta_i w_{it} , & \beta_i < 0 \end{cases} \qquad (۱۴)$$

که در آن، β_i ضریب متغیر مخارج واقعی و w_{it} سهم بودجه‌ای ثابت به دست آمده یعنی در شروع دوره تخمین است.

روگیر(۱۹۹۷)، با ارائه این معیار جدید بیان می‌کند که آزمون این شرط بسیار ساده بوده و می توان آن را بر اساس آزمون t و روش تخمین OLS برای هر معادله انفرادی انجام داد. برای انجام ازمون این شرط فرضیه زیر را در نظر می‌گیریم:

$$\begin{cases} H_0 : \gamma_{ii} = 0 \\ H_A : \gamma_{ii} \succ 0 \end{cases} \qquad (۱۵)$$

عدم پذیرش فرضیه صفر نشان دهنده این است که کشش خود قیمتی جبرانی نمی‌تواند برای سهم‌های بودجه‌ای در محدوده فاصله بسته صفر و یک غیر مثبت باشد. بنابراین، در این حالت شرط منفی بودن نمی‌تواند به طور همزمان برقرار باشد.

روگیر(۱۹۹۷)، مزیت این آزمون نسبت به روش پیشنهادی دیتون و مولبایر (۱۹۸۰) یعنی محاسبه مقادیر ویژه ماتریس اسلاتسکی را سادگی بیش از حد آن بر اساس تخمین OLS الگوی AIDS و قابلیت کاربرد آن برای زیر مجموعه ای از سیستم معادلات تقاضا (به صورت تک معادله ای) می داند.

۳. ارزیابی انتقادی مطالعات انجام یافته بر اساس الگوی AIDS در اقتصاد ایران

اعتبار تحلیل‌ها در مطالعات کاربردی بر اساس روش‌های اقتصادسنجی، به انتخاب روش درست و مناسب تصریح الگو و تخمین معتبر از پارامترها بستگی دارد. در مطالعاتی که از الگوی AIDS استفاده می‌کنند، افزون بر مطالب بالا می‌توان استفاده از شاخص مناسب تقریب و فرمول مناسب محاسبه کشش‌ها را اضافه کرد.

در جدول (۱) نتایج ارزیابی برخی از مطالعات انجام یافته ارائه شده است. در کلیه مطالعات از شاخص قیمت استون استفاده شده که شاخص تقریب نامناسبی است و استفاده از آن منجر به تخمین‌های

1. Compensated Own - Price Elasticity.

اریب‌دار از پارامترها می‌شود. استفاده از این شاخص تقریب می‌تواند منجر به بیان کمتر از حد کشش‌های خودقیمتی و متقاطع کالاهای لوکس یا ضروری شود. کشش‌های متقاطع سایر کالاها نیز بیش از حد بیان می‌شوند.

در این مطالعات از روش‌های تخمین متفاوتی استفاده شده است. اسفندیاری (۱۳۷۵)، بخشوده (۱۳۷۵) و عزیزی و ترکمانی (۱۳۸۰) از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) استفاده کرده‌اند. پناهی (۱۳۷۵)، الگوی نامقید را با روش حداقل مربعات موزون (WLS) و الگوهای مقید (به قید همگنی، تقارن و همگنی و تقارن) را با روش SUR تخمین زده است. شکیبائیان (۱۳۷۶)، الگوی نامقید را با روش OLS و الگوهای مقید را با SUR تخمین زده است، ولی مختاری (۱۳۷۸)، کلیه الگوها را بر اساس روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای تکراری موزون (IW25LS) تخمین زده است.

کلیه مطالعات درج شده در جدول (۱)، علی‌رغم استفاده از فرمول مناسب محاسبه کشش درآمدی از فرمول مناسب کشش قیمتی استفاده نکرده‌اند. با توجه به شاخص نامناسب تقریب و روش نامناسب تخمین، مقادیر محاسبه کشش‌های درآمدی نیز علی‌رغم استفاده درست از فرمول مناسب می‌تواند غیرقابل اعتماد باشد.

جدول – ۱. ارزیابی برخی از مطالعات انجام یافته بر اساس الگوی AIDS

مطالعه	فرم تابعی		شاخص تقریب	روش تخمین	فرمول محاسبه کشش		نتیجه کلی ارزیابی مطالعات
	ایستا	پویا			قیمتی	درآمدی	
اسفندیاری (۱۳۷۵)	مناسب	-	نامناسب	نامناسب	نامناسب	مناسب	۱- اریب‌دار بودن پارامترها
بخشوده (۱۳۷۵)	مناسب	-	نامناسب	نامناسب	نامناسب	مناسب	۲- ناسازگار بودن و ناکارایی تخمین‌ها
پناهی (۱۳۷۵)	مناسب	نامناسب	نامناسب	نامناسب	نامناسب	مناسب	۳- نتایج غیرقابل اعتماد
شکیبائیان (۱۳۷۶)	مناسب	-	نامناسب	نامناسب	نامناسب	مناسب	۴- عدم توجه به آزمون ثبات ساختاری پارامترها
مختاری (۱۳۷۸)	مناسب	-	نامناسب	نامناسب	نامناسب	مناسب	
عزیزی و ترکمانی (۱۳۸۰)	مناسب	-	نامناسب	نامناسب	نامناسب	مناسب	

مأخذ: یافته‌های پژوهش و صمدی (۱۳۸۱)

از بررسی و مقایسه نتایج حاصل از مطالعات اسفندیاری (۱۳۷۵)، بخشوده (۱۳۷۵) و عزیزی و ترکمانی (۱۳۸۰) در مورد تقاضای انواع گوشت در مناطق روستایی ایران می‌توان به جدی بودن ایرادات وارد شده به مطالعه آنها پی برد. بخشوده (۱۳۷۵) و عزیزی و ترکمانی (۱۳۸۰)، انواع گوشت را کالای بی کشش و اسفندیاری (۱۳۷۵)، برخی را با کشش و برخی دیگر را بی کشش تشخیص داده‌اند. الگوی مورد استفاده و دوره تخمین (تقریباً) در هرسه مطالعه یکسان بوده ولی روش بررسی کشش‌ها و روش تخمین متفاوت بوده است.

۴. تخمین الگو و تجزیه و تحلیل نتایج

۴-۱. داده‌های مورد استفاده

کمبود اطلاعات و کوچک بودن بیش از حد نمونه اجازه مدل‌سازی برای کلیه کالاها و خدمات را نمی‌دهد و به ناچار باید اطلاعات به گونه‌ای دسته‌بندی شود که کلیه گروه‌ها را شامل شود و از طرف دیگر، درجه آزادی مطلوب حفظ گردد. به این منظور، با توجه به اطلاعات و ویژگی‌های متفاوت مخارج در مناطق شهری و روستایی استان کهگیلویه و بویر احمد دسته‌بندی متفاوتی انجام یافته است. در مناطق روستایی استان، با تقسیم هزینه هر کالا (به تفکیک کالاهای خوراکی و غیرخوراکی) به کل هزینه‌ها و محاسبه سهم هزینه‌ای کالاها، ۵ گروه به صورت؛ **۱)** پوشاک و کفش (با متوسط سهم هزینه‌ای حدود ۱۶ درصد)، **۲)** مسکن (با متوسط حدود ۱۳ درصد)، **۳)** آرد و نان و غلات (با متوسط هزینه‌ای حدود ۱۹ درصد)، **۴)** میوه و سبزی و خشکبار و قند و شکر و تخم مرغ (با متوسط حدود ۱۹ درصد) و **۵)** سایر کالاها و خدمات (با متوسط سهم حدود ۳۴ درصد) مشخص شد. دلیل این تقسیم‌بندی نیز به دلیل سهم زیاد این کالاها نسبت به سایر کالاها بوده است. در مناطق شهری استان، نیز بر اساس این دیدگاه، ۵ گروه **۱)** خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات (با متوسط سهم حدود ۴۳٪ طی دوره)، **۲)** مسکن و سوخت (متوسط سهم حدود ۲۳٪)، **۳)** پوشاک و کفش (متوسط سهم حدود ۱۰٪)، **۴)** اثاثیه، کالاها و خدمات مورد استفاده در منزل، حمل و نقل در ارتباطات (با متوسط سهم حدود ۷٪) و **۵)** بهداشت و درمان، تفریح و تحصیل و مطالعه و کالاها و خدمات متفرقه (با متوسط سهم حدود ۱۷٪) مشخص شده است.

برای تخمین مدل‌ها، از اطلاعات سال‌های ۱۳۶۱-۱۳۷۹ در مناطق شهری و روستایی استان کهگیلویه و بویراحمد استفاده شده است، اما ذکر چند نکته ضروری به نظر می‌رسد:

۱) اطلاعات برخی از سال‌ها از روش درون یابی به دست آمده و اطلاعات موجود نبوده است.

۲) اطلاعات شاخص قیمت در مناطق شهری استان عمدتاً موجود نبوده و به ناچار از شاخص قیمت در مناطق شهری کل کشور استفاده شده است.

۳) در طبقه‌بندی کالاها، مخارج مصرف شده روی گروه از جمع هزینه صرف شده روی تک تک کالاها به دست آمده، اما شاخص قیمت گروه از یک میانگین گیری وزنی به دست آمده است.[۱]

۴) در هیچ‌کدام از مطالعات موجود به مسئله بررسی یا عدم بررسی خواص سری‌های زمانی مورد استفاده در الگوی AIDS اشاره ای نشده است. اما در این مقاله، آزمون‌های ریشه واحد پرون (۱۹۸۹) (که یک آزمون معتبر در حضور تغییر جهت‌های ساختاری است) برای کلیه متغیرها انجام و امکان بروز پدیده رگرسیون جعلی بررسی شد. نتایج حاصل از این متغیرها نشان داد که کلیه متغیرها در سطوح خود(به شکلی که در الگو استفاده شده است)، نامانا بوده‌اند و بنابراین، از تفاضل مرتبه اول آنها استفاده شد (نتایج در اینجا آورده نشده و نزد نویسنده موجود است).

۴-۲. برآورد نامقید الگوی LA/AIDS ایستا

بر اساس روش تکراری DMI و تکنیک تخمین رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR)، نتایج حاصل از تخمین تقریب خطی AIDS برای مناطق روستایی استان پس از دوبار تخمین، نتیجه نهایی است.این نتایج در جدول (۲) آورده شده است.

بر اساس نتایج برآوردها از جدول (۲) می‌توان ملاحظه کرد که ۲۴ ضریب از ۳۵ ضریب برآورد شده (حدود ۷۰ درصد) معنادار است. با توجه به این نتایج می‌توان ملاحظه کرد که سهم‌های بودجه‌ای از حساسیت قیمتی بالاتری برخوردار هستند. این حساسیت قیمتی بالا در مناطق روستایی احتمالاً به این معنا است که تغییرات قیمت کالاها و خدمات، روستاییان را وادار می‌کند که مقداری مازاد قابل ارائه به بازار (کم یا زیاد) داشته باشند.

همچنین در جدول (۲)، مجموع سطری ضرایب γ_{ij} (ضرایب متغیرهای قیمت) با عنوان $\sum_j \gamma_{ij}$ آورده شده است. این عدد ۱۰۰ برابر تأثیر مطلق ۱ درصد افزایش در کلیه قیمت‌ها و مخارج واقعی کل بر مقدار سهم بودجه‌ای کالاها را نشان می‌دهد. ارقام واقع در داخل پرانتزها مقادیر آماره t را نشان می‌دهد که اختلاف معنادار از صفر برای هر کدام را آزمون می‌کند. همچنان‌که ملاحظه می‌شود، افزایش نسبی در قیمت‌ها و مخارج واقعی خانوار موجب افزایش سهم مخارج کلیه گروه‌های کالاها و خدمات و کاهش سهم مخارج گروه سایر کالاها و خدمات می‌شود.

در این میان، گروه میوه و سبزی و خشکبار، قند و شکر و تخم مرغ بیشترین تأثیرپذیری (با متوسط سهم حدود ۲۰ درصد در طول دوره) و مسکن (با متوسط سهم حدود ۱۳ درصد که کمترین سهم را در میان سایر کالاها در طول دوره دارد)، کمترین تأثیرپذیری را پذیرفته است.

---

۱. برای مطالعه بیشتر به هاشمی و خسروی نژاد (۱۳۷۴)، مراجعه فرمایید.

جدول -۲.

ضریب برآورد شده β_i در الگوی نامقید نشان می‌دهد که پوشاک، کفش، مسکن، میوه، سبزی، خشکبار، قند و شکر و تخم مرغ کالاهای ضروری بوده و گروه آرد و نان و غلات و سایر کالاها و خدمات کالاهای لوکس هستند (تنها ضریب گروه میوه، سبزی، خشکبار، شکر و تخم مرغ از نظر آماری معنادار نیست و بقیه ضرایب در سطح ۱ درصد معنادار هستند).

ارائه تفسیر اقتصادی از ضرایب پارامترهای برآورد شده در فرم‌های تابعی انعطاف‌پذیر از جمله؛ الگوی AIDS به صورت مستقیم امکان‌پذیر نیست و بنابراین، کشش‌های مختلف تخمین زده شده و تفسیر می‌شوند. این کشش‌ها خود تابعی از پارامترها هستند (آندری کوپولوس و لویزیدس، ۲۰۰۰).

بنابراین، در ادامه این قسمت برخلاف سایر مطالعات انجام شده در اقتصاد ایران از تفسیر ضرایب برآورد شده خودداری کرده، به ارائه نتایج آزمون محدودیت‌های همگنی، تقارن، منفی بودن و نتایج برآورد کشش‌ها خواهیم پرداخت. به عنوان مثال؛ قیمت سایر کالاها و خدمات بر کلیه گروه‌های کالایی در الگوی مقید به قید همگنی و الگوی نامقید (به استثنای خود گروه و گروه آرد و نان و غلات)، تأثیر معناداری نشان نمی‌دهد. همچنین، ضرایب خودقیمتی کلیه کالاها به استثنای گروه پوشاک و کفش مثبت است. در مطالعه دیتون و مولبایر(۱۹۸۰)، ۷ ضریب از ۸ ضریب و در مطالعهٔ ری (Ray, 1980)، ۷ ضریب از ۹ ضریب خودقیمتی مثبت است. در سایر مطالعات نیز این‌گونه است. بنابراین، نمی‌توان تفسیر مستقیمی از ضرایب ارائه داد.

نتایج حاصل از تخمین دور دوم الگوی LA/AIDS ایستا، بدون اعمال هرگونه قید برای مناطق شهری استان نشان می‌دهد که ۱۹ ضریب از کل ۳۵ ضریب (۱۰ ضریب در سطح ۱ درصد، ۶ ضریب در سطح ۵ درصد و ۳ ضریب در سطح ۱۰ درصد) معنادار است. همچنین، ۱۴ ضریب از ۲۵ ضریب قیمتی (۷ ضریب در سطح ۱ درصد، ۵ ضریب در سطح ۵ درصد و ۲ ضریب در سطح ۱۰ درصد) معنادار است. این نتایج نشان می‌دهد که سهم‌های بودجه‌ای کالاها و خدمات در مناطق شهری همانند مناطق روستایی از حساسیت قیمتی بالاتری برخوردار است، به گونه‌ای که در ۱۲ ضریب مقدار آماره t بیش از ۲ است (این نتایج به دلیل کمبود فضا در اینجا گزارش نشده است و نزد نویسنده موجود است).

مجموع سطری ضرایب متغیرهای قیمتی نشان داد که افزایش نسبی در قیمت‌ها و مخارج واقعی خانوار موجب افزایش سهم مخارج کلیه گروه‌های کالایی و کاهش سهم مخارج گروه خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات می‌شود. در این میان، بیشترین تأثیرپذیری مربوط به گروه بهداشت و درمان، تفریح، تحصیل، مطالعه و کالاها و خدمات متفرقه (با متوسط سهم حدود ۱۷ درصد در طول دوره) و کمترین تأثیرپذیری مربوط به گروه مسکن و سوخت (با متوسط سهم حدود ۱۰ درصد در طول دوره) بوده است.

ضریب برآورد شده β_i در الگوی نامقید نشان می‌دهد که خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات، مسکن و سوخت و اثاثیه و کالاها و خدمات مورد استفاده در منزل، حمل و نقل و ارتباطات کالاهای ضروری و پوشاک و کفش، درمان و بهداشت، تفریح، تحصیل، مطالعه و کالاها و خدمات متفرقه کالاهای لوکس

بوده‌اند. اما، تنها ضریب برآورده شده مربوط به مسکن، سوخت، پوشاک و کفش از نظر آماری معنادار بوده است.

۴-۳. ارزیابی اعتبار تخمین‌ها

در ستون‌های آخر جدول (۲) برخی آماره‌های تشخیصی برای مناطق روستایی آورده شده است. خطای تخمین رگرسیون (SEE)، ضریب تعیین مرکب (R^2) و آماره دوربین- واتسون (D.W.) در کلیه معادلات حکایت از خوبی برازش دارند و نتایج قابل اعتمادی را به دست داده‌اند. همچنین، نتایج حاصل از آزمون ثبات پارامترها به شرح ذیل بوده است:[۱]

برای انجام آزمون ثبات ساختاری در سیستم معادلات تقاضای تخمین زده شده، از روش پیشنهادی اندرسون و بلاندل (۱۹۸۴) استفاده شده است. به این منظور نیاز به تخمین مجدد سیستم معادلات تقاضا برای دوره‌ای کوتاهتر از دوره اصلی است. برای انتخاب دوره کوتاهتر هیچ دلیل خاص اقتصادی لازم نیست و تنها حفظ درجات آزادی کفایت می‌کند. پس از تخمین، سیستم معادلات برای کل دوره و زیردوره انتخاب شده، آماره زیر باید محاسبه شود:

$$2\left[\left(\frac{N_F}{N_s}\right)\times L_s+\left(\frac{N_F}{2}\right)\log\left(\frac{N_F}{N_s}\right)-L_F\right]\sim Chi-Squ._{q(N_F-N_S)}$$

که در آن، N_F و N_S به ترتیب، تعداد مشاهدات کل دوره و زیردوره انتخاب شده، L_S و L_F به ترتیب، مقدار لگاریتم درست‌نمایی در تابع کل دوره و زیردوره انتخاب شده و q تعداد معادلات مستقل برآورد شده است. این آماره دارای توزیع کای مربع با $q(N_F\text{-}N_S)$ درجه آزادی است. فرضیه صفر در این آزمون ثبات ساختاری است که در مقابل عدم ثبات ساختاری آزمون می‌شود.

مقدار آماره محاسباتی با ۱۴ مشاهده (۱۳۶۱-۱۳۷۴) معادل ۴/۵۶ است که در سطح α=۰/۰۱ (آماره جدول ۴۴/۳۱) و α=۰/۰۰۱ (۴۶/۹۳) فرضیه صفر پایداری ساختاری پارامترها پذیرفته می‌شود. همچنین، این آماره با ۱۸ مشاهده (۱۳۶۱-۱۳۷۸) معادل ۹/۸۸- محاسبه شده و در سطح α=۰/۰۱ (۱۵/۰۹) و α=۰/۰۰۱ (۱۶/۷۵) نیز پذیرفته شده است. نتایج حاصل از این آزمون حکایت از وجود ثبات ساختاری در معادلات برآورده شده برای مناطق روستایی استان کهگیلویه و بویراحمد دارد.

برخی آماره‌های آزمون‌های تشخیصی از جمله R^2 و DW در مناطق شهری استان در کلیه معادلات حکایت از خوبی برازش دارند و نتایج قابل اعتمادی را به دست داده است. اما نتیجه حاصل از آزمون ثبات پارامترها، بر عدم پذیرش فرضیه صفر ثبات ساختاری تأکید دارند. مقدار آماره محاسباتی

---

۱. برای مطالعه بیشتر درباره آزمون‌های ثبات پارامترها در الگوی AIDS به اندرسون و بلانـدل (۱۹۸۴)، مراجعـه فرمایید.

با ۱۷ مشاهده (۱۳۶۱-۱۳۷۷) معادل ۵۲/۷۸ و با ۱۴ مشاهده (۱۳۶۱-۱۳۷۴) معادل ۱۲۳/۷۲ است. ثبات ساختاری زمانی اهمیت بیشتری پیدا می‌کند که به دنبال پیش‌بینی و یا شبیه‌سازی باشیم.[۱]

۴-۴. آزمون محدودیت‌های همگنی، تقارن و منفی بودن

در الگوی AIDS قید بودجه (جمع‌پذیری) خودبه خود تأمین می‌شود، ولی قیدهای همگنی، تقارن و منفی بودن باید مورد آزمون قرار گیرند. در این قسمت، به ارائه نتایج حاصل از این بررسی‌ها خواهیم پرداخت. جداول (۳) و (۴) نتایج آزمون فرضیه همگنی و تقارن و قید منفی بودن برای مناطق روستایی استان کهگیلویه و بویراحمد را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه همگنی با استفاده از آماره آزمون والد (Wald) نشان می‌دهد که این فرضیه برای گروه‌های پوشاک و کفش، مسکن، آرد و نان و غلات پذیرفته شده و برای میوه و سبزی و خشکبار و قند و شکر و سایر کالاها و خدمات رد شده است. همچنین، این فرضیه برای کل کالاها و خدمات بر اساس آزمون نسبت راست‌نمایی (LR) نیز رد شده است. رد فرضیه همگنی حکایت از وجود توهم پولی دارد.

برخلاف فرضیه همگنی، نمی‌توان فرضیه تقارن را بر اساس تک تک معادلات آزمون کرد و باید به آزمون نسبت راست‌نمایی (LR) نمونه بزرگ برای کل سیستم تکیه کرد (دیتون- مولبایر، ۱۹۸۰، ص ۳۲۱). همچنین، آزمون نسبت راست‌نمایی (LR) در نمونه‌های کوچک تمایل به رد بیش از حد[۲] محدودیت‌هاداردو بنابراین، فرضیه‌ها در سطح احتمال ۱٪ آزمون می‌شوند (Tridimas,2000,pp.462). بنابراین، بر اساس این ملاحظات نظری، نتیجه آزمون نسبت راست‌نمایی در سطح احتمال ۱٪ حکایت از رد فرضیه تقارن دارد.

رد فرضیه‌های همگنی و تقارن نتایج جدیدی نیست و در اکثر مطالعات به چشم می‌خورد. درباره پدیده رد بیش از حد همگنی دلایل متعددی ارائه شده است[۳].

اتفیلد (۱۹۸۵)، مسئله رد بیش‌ازحد همگنی را به‌حضور متغیردرون‌زای مخارج واقعی نسبت می‌دهد. نگ (Ng, 1995)، نیز رد بیش از حد همگنی را به حضور خاصیت نامانایی[۴]در متغیرها نسبت می‌دهد، ولی به اعتقاد بیوزی (Buse, 1998)، باید مطالعات و پژوهش‌های بیشتری صورت گیرد تا معلوم شود که تفسیر نگ (۱۹۹۵) تا چه اندازه صحت دارد و دلیل اصلی رد همگنی چیست.

---

۱. برای مطالعه بیشتر به صمدی (۱۳۸۱)، مراجعه فرمایید.

2. Over-rejection.

۳. چهار دلیل از سوی دیتون و مولبایر (۱۹۸۰ . ص ۳۲۰) ارائه شده است.برای مطالعه بیشتر به منبع یاد شده مراجعه فرمایید.

4. Nonstationary.

جدول ۳ و ۴.

نتایج آزمون قید منفی بودن نیز نشان می‌دهد که این قید برای کلیه گروه‌های کالایی پذیرفته شده است. پذیرش این فرضیه به این معنا است که کشش خودقیمتی جبرانی برای سهم‌های بودجه‌ای در محدوده [۱و۰] غیرمثبت است.

نتایج حاصل از فرضیه همگنی برای مناطق شهری استان با استفاده از آزمون والد (Wald) نشان می‌دهد که این فرضیه برای گروه مسکن، سوخت، درمان و بهداشت، تفریح، تحصیل، مطالعه و کالا و خدمات متفرقه پذیرفته شده و برای مابقی گروه‌ها رد می‌شود. با استفاده از آزمون نسبت راست‌نمایی این فرضیه برای کل کالاها و خدمات رد می‌شود و نشان دهنده وجود توهم پولی است. فرضیه تقارن نیز بر اساس آماره نسبت راست‌نمایی رد می‌شود.

نتایج حاصل از آزمون قید منفی بودن برای این مناطق نیز نشان می‌دهد که این قید برای کلیه گروه‌های کالایی به استثنای بهداشت و درمان، تفریح، و تحصیل، مطالعه و کالاها و خدمات متفرقه پذیرفته شده است. رد این فرضیه حکایت از این دارد که کشش خودقیمتی جبرانی نمی‌تواند برای سهم‌های بودجه‌ای در محدوده [۱، ۰] غیرمثبت باشد.

۴-۵. برآورد کشش مخارج

مخارج (درآمدی) مناطق روستایی استان

نتایج برآورد کشش مخارج واقعی برای مناطق روستایی استان با استفاده از فرمول (۱۲) در جدول (۵) آورده شده است. در محاسبه کلیه کشش‌ها از مقادیر میانگین سهم‌ها در طول دوره استفاده شده است. همچنان‌که ملاحظه می‌شود، کشش درآمدی کلیه گروه‌های کالایی به استثنای گروه میوه و سبزی و... بر اساس ضرایب معنادار محاسبه شده و نتایج قابل اعتمادی را می‌توان ارائه داد. کشش‌های محاسبه شده در الگوهای نامقید و مقید نتایج کاملاً مشابهی را به دست داده است. بزرگترین کشش درآمدی مربوط به گروه آرد، نان و غلات (با متوسط سهم هزینه‌ای حدود ۱۸ درصد) با رقم ۱/۹۲ و کوچکترین عدد مربوط به مسکن (با متوسط سهم هزینه‌ای حدود ۱۳ درصد) با رقم ۰/۲۵- است. این کشش‌ها سازگار با این حقیقت است که با فرض ثابت بودن سهم‌های قیمت‌ها، مخارج نسبت به تغییرات درآمد واقعی حساس است.

باید توجه داشت که طبقه‌بندی کالاهای ضروری و لوکس در الگوی AIDS بر اساس علامت ضریب مخارج واقعی صورت می‌گیرد. مثبت بودن ضریب، کالا را به عنوان کالای لوکس و منفی بودن آن، کالا را به کالای ضروری تقسیم می‌کند. زیرا، با توجه به اینکه Wi همیشه مثبت است، چنانچه β_i منفی باشد، کشش درآمدی $\eta_i<1$ شده و چنانچه β_i مثبت باشد، $\eta_I>1$ می‌شود. هرگاه قدر مطلق ضریب برآورد شده β_i از متوسط سهم مخارج کالا بزرگتر و علامت β_i منفی باشد، در این صورت، $\eta_i<1$ خواهد شد. مثالی از این مورد، گروه مسکن است که η_i=۰/۲۵ برآورد شده است. بنابراین، با توجه به

علامت ضریب مخارج واقعی (در الگوهای مقید و نامقید) گروه پوشاک، کفش، میوه و سبزی و...و مسکن کالاهای ضروری و آرد، نان، غلات و سایر کالاها و خدمات کالاهای لوکس تشخیص داده شده است.

جدول -۵. نتایج برآورد کشش مخارج کل در الگوهای مقید و نامقید: مناطق روستایی استان

گروه کالاها	نامقید (دور نهایی)	مقید به قید همگنی	میانگین سهم بودجه‌ای (۷۹-۱۳۶۱)
پوشاک و کفش	۰/۸۱ (-۲/۱۳)**	۰/۸۵ (-۱/۸)*	۰/۱۵۸
مسکن	-۰/۲۵ (-۱۰/۶)***	-۰/۱۷ (-۸/۵۶)***	۰/۱۲۸
آرد و نان و غلات	۱/۹۲ (۵/۲۶)***	۲/۰۹ (۷/۶۹)***	۰/۱۸۴
میوه و سبزی و...	۰/۸۵ (-۰/۵۸)	۰/۷۹ (-۰/۹۱)	۰/۱۹۴
سایر کالاها وخدمات	۱/۱۸ (۲/۸)***	۱/۵ (۲/۷۲) ***	۰/۳۴

اعداد داخل پرانتز مربوط به مقادیر آماره t ضریب β_i است (*معنادار در سطح ۱۰ درصد، ** معنادار در سطح ۵ درصد و *** معنادار در سطح ۱ درصد).

کشش‌های خودقیمتی و متقاطع جبران نشده (معمولی/ مارشالی) در مناطق روستایی استان

این کشش‌ها در جدول (۶) آورده شده است. عناصر قطری نمایانگر کشش‌های خودقیمتی و عناصر خارج از قطر، کشش متقاطع را نشان می‌دهند.بررسی کشش‌های خودقیمتی، بر اساس هر دو فرمول ارائه شده در جدول نشان می‌دهد که به استثنای گروه مسکن، آرد، نان و غلات در الگوهای نامقید و مقید به قید همگنی، کلیه کشش‌های خودقیمتی علامت منفی دارند. کشش خودقیمتی مسکن، آرد، نان و غلات مثبت است و به این معنی است که حتی در نقطه میانگین، شرایط نظم‌پذیری[1] برای این کالاها نقض می‌شود. همچنین، می‌توان ملاحظه کرد که گروه پوشاک و کفش یک کالای با کشش و بقیه کالاها، بدون کشش (بین ۰/۳۸- برای سایر کالاها و خدمات و ۰/۸۷- برای میوه و سبزی و...) است.

اثرات تقاطعی ارائه شده در جدول نشان می‌دهد که روابط جانشینی و مکمل ناخالص کلیه گروه‌های کالایی ضعیف بوده $\left(\left|\varepsilon_{ij}\right|<1\right)$ و تنها استثنا مربوط به گروه پوشاک، کفش، میوه، سبزی و خشکبار و... $\left(\varepsilon_{ij}=2.45\right)$ و مسکن، آرد، نان و غلات $\left(\varepsilon_{ij}=-1.9\right)$ است. علامت مثبت کشش متقاطع

1. Regularity.

نشان دهنده جانشین بودن دو کالا و علامت منفی نشان دهنده مکمل بودن دو کالاست. در تفسیر جدول نیز باید توجه داشت که سطرها تأثیر تغییرات قیمت گروه کالایی موردنظر بر تقاضای خود گروه و سایر گروه‌ها را نشان می‌دهد، به طوری که افزایش ۱ درصدی در قیمت مسکن منجر به کاهش ۰/۸۲ درصدی در تقاضای پوشاک و کفش و ۰/۴۶ درصدی در تقاضای میوه و سبزی و خشکبار و... و افزایش ۰/۳۹ و ۰/۴۴ درصدی در تقاضای آرد، نان، غلات و سایر کالاها و خدمات می‌شود.

کشش‌های خودقیمتی و متقاطع جبرانی (هیکسی) در مناطق روستایی

نتایج حاصل از محاسبه این کشش‌ها نیز در جدول (۷) آورده شده است. نتایج حاصل از این برآوردها همانند کشش‌های جبران نشده است و تفاوت قابل ملاحظه‌ای مشاهده نمی‌شود، می‌توان گفت که گروه‌های کالاها و خدمات روابط جانشین‌ها و مکمل‌های ضعیف هیکس- آلن باهم دارند.

اما با مقایسه جداول (۶) و (۷) می‌توان ملاحظه کرد که سایر کالاها و خدمات، پوشاک و کفش جانشین هیکس- آلن بوده $(\varepsilon_{15}^{*}=0.21)$ و در عین حال، مکمل ناخالص $(\varepsilon_{15}=-0.06)$ است و همچنان‌که قبلاً نیز بیان شد، از نظر منطقی امکان این مطلب وجود دارد و قابل اثبات است. همچنین، کلیه کالاها، حداقل یک جانشین از نوع هیکس- آلن دارند.

کشش جانشینی آلن در مناطق روستایی استان

نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد که رابطه جانشینی قوی ($\sigma_{ij}>0$ و از نظر آماری معنادار) بین پوشاک و کفش- مسکن (σ_{12}=۳/۹۷ و t=۲/۲۹)، پوشاک و کفش – آرد، نان و غلات (σ_{13}=۳/۴۸ و t=۲/۰۲)، آرد، نان و غلات- میوه و سبزی و... (σ_{34}=۴/۴ و t=۲/۴۸) وجود دارد. این نتیجه بر اساس الگوی مقید به قید همگنی نیز مورد تأیید قرار گرفته است. بین پوشاک و کفش- میوه و سبزی و.... (σ_{14}= -۰/۳ و t= -۲/۵۷) و بین مسکن- میوه و سبزی و... (σ_{24}= -۲/۶ و t= -۴/۴) و آرد و نان و غلات- سایر کالاها و خدمات (σ_{35}= -۰/۴۴ و t= -۱/۷۹) رابطه مکملی (یا جانشینی ضعیف) وجود دارد. با توجه به اینکه در محاسبه این کشش از γ_{ij} استفاده می‌شود، این ضریب برای سایر گروه‌ها از نظر آماری معنادار نبوده و بنابراین، مقدار کشش جانشینی محاسبه شده برای سایر گروه‌ها از قابلیت اعتماد کمتری برخوردار است.

کشش مخارج (درآمدی) در مناطق شهری استان

مقادیر برآورد شده کشش‌های مخارج در الگوهای مقید و نامقید نتایج کاملاً مشابهی را به دست داده است. بزرگترین کشش مربوط به گروه پوشاک و کفش (با میانگین سهم بودجه‌ای حدود ۱۰ درصد) و کوچکترین رقم مربوط به گروه مسکن و سوخت (با میانگین سهم بودجه‌ای حدود ۲۳ درصد در طول دوره) بوده است.

همچنان‌که قبلاً نیز اشاره شد، طبقه‌بندی کالاها به ضروری و لوکس بودن در الگوی LA/AIDS بر اساس علامت ضریب β_i صورت می‌گیرد. بر این اساس خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها، دخانیات، مسکن،

جدول -۶.

ادامه جدول ۶

سوخت، اثاثیه و کالاها و خدمات مورد استفاده در منزل، حمل و نقل و ارتباطات کالاهای ضروری و پوشاک و کفش، درمان و بهداشت، تفریح، تحصیل و مطالعه کالاها و خدمات متفرقه کالاهای لوکس تشخیص داده شده است.

جدول -۷. نتایج برآورد کشش های قیمتی و متقاطع جبرانی (هیکسی) در الگوی مقیدونامقید: مناطق روستایی استان

		۱	۲	۳	۴	۵
پوشاک و کفش	نامقید	-۱/۶	۰/۵۱ ***	۰/۶۶ **	-۰/۰۶۱ ***	۰/۲۱
	مقیدبه همگنی	-۴/۱	۳/۲۳ **	۰/۶۸ ***	-۰/۰۶ **	۰/۲۴
مسکن	نامقید	-۰/۸۶***	۰/۴۳ ***	۰/۳۴	-۰/۵۱ ***	۰/۳۶
	همگنی	-۰/۶۹	۰/۶۹ ***	۰/۱۱	-۰/۵۱ ***	۰/۴
آردونان و غلات	نامقید	-۰/۱۱	-۱/۶۷ ***	۰/۷۷ ***	۰/۸۵ ***	-۰/۱۵ **
	همگنی	-۰/۴۹	-۱/۶۶ ***	۱/۴۱ ***	۰/۶۸ **	۰/۰۷
میوه و سبزی و...	نامقید	۲/۵۸ ***	-۰/۳۹	-۰/۸*	-۱/۰۹	-۰/۳۳
	همگنی	۲/۵۳	۰/۰۲	-۱/۷۷ ***	-۰/۶۵	-۰/۱۲
سایر کالاها و خدمات	نامقید	-۰/۵۲**	۰/۵۷**	-۰/۵۲ ***	۰/۲۲	***
	همگنی	-۰/۰۳	۰/۵۴ **	-۰/۰۵	۰/۱۸	-۰/۶۷
						-۰/۶۳

کشش‌های خودقیمتی و متقاطع جبران نشده (معمولی یا مارشالی) در مناطق شهری استان

بر اساس فرمول اول نتایج محاسبه کشش‌های خودقیمتی در الگوهای مقید به قید همگنی و نامقید نتایج تقریباً یکسانی را به دست داده است و علامت کشش منفی است. استثنا در مورد گروه خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات و گروه پوشاک و کفش است. اما بر اساس فرمول دوم، نتایج متفاوتی در این زمینه به دست آمده است. بر اساس نتایج حاصل از الگوی نامقید می‌توان مشاهده کرد که پوشاک، کفش، درمان و بهداشت، تفریح و تحصیل و مطالعه و کالاها و خدمات متفرقه کالاهای با کشش و بقیه کالاها بی‌کشش بوده است (بین ۰/۱۸- تا ۰/۴۵-).

جدول-۸. نتایج برآورد کشش جانشینی آلن: مناطق روستایی استان $\left(s_{ij} = 1 + g_{ij} / w_i w_j . i^1 \ j\right)$

الگوی نامقید					
گروه کالایی	۱	۲	۳	۴	۵
پوشاک و کفش	-	(۲/۲۹)*** ۳/۹۷	(۲/۰۲)** ۳/۴۸	(-۲/۵۷)*** -۰/۳	۰/۶۳
مسکن	-	-	۱/۸۵	(-۴/۴۴)*** -۲/۶	۱۰/۵
آرد و نان و غلات	-	-	-	(۲/۴۸)*** ۴/۴	(-۱/۷۹)** -۰/۴۴
میوه و سبزی و...	-	-	-	-	-۰/۹۷
سایر کالاها و خدمات	-	-	-	-	-
الگوی مقید به قید همگنی					
پوشاک و کفش	-	(۲/۲۹)*** ۲۵/۲	۳/۹۷	(-۲/۵۷) *** -۰/۳	۰/۷
مسکن	-	-	۳/۹۷	(۴/۴۴)*** -۲/۶	۱/۱۸
آرد و نان و غلات	-	-	-	(۲/۴۸)** ۳/۵۲	۰/۲
میوه و سبزی و..	-	-	-	-	-۰/۳۶
سایر کالاها و خدمات	-	-	-	-	-

اعداد داخل پرانتز مربوط به مقادیر آماره t ضریب γ_{ij} است.

* معنادار در سطح ۱۰ درصد، ** معنادار در سطح ۵ درصد و *** معنادار در سطح ۱ درصد است.

همچنین، اثرات تقاطعی به دست آمده نشان می‌دهد که روابط جانشینی و مکمل ناخالص کلیه گروه‌های کالایی (به جز دو مورد خوارکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات – درمان و بهداشت با ε_{15}=-۱/۱۷ و پوشاک و کفش – مسکن و سوخت با ε_{32}=-۱/۱۶) ضعیف بوده است.

کشش‌های خودقیمتی و متقاطع جبرانی (هیکسی) در مناطق شهری استان

نتایج حاصل از محاسبه کشش‌ها، نتایج بالنسبه متفاوتی را نشان‌می‌دهد. اما در کل، می‌توان گفت که کالاها جانشین‌ها یا مکمل‌های ضعیف از نوع هیکس - آلن هستند. اما با مقایسه این کشش‌ها با کشش‌های مارشالی این نتیجه به دست آمده است که گروه درمان و بهداشت، تفریح، تحصیل، مطالعه و کالاها و خدمات متفرقه با گروه خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات مکمل ضعیف هیکس- آلن بوده

(ε_{51}*=-25) در عین حال، جانشین ناخالص (ε_{51}=0.19) ضعیف است. همچنین، می‌توان ملاحظه کرد که هر کالایی حداقل یک جانشین از نوع هیکس- آلن دارد.

جدول -۹. نتایج برآورد کشش مخارج کل در الگوهای مقید و نامقید: مناطق شهری استان $(\eta_i = 1 + \beta_i / W_i)$

گروه‌های کالایی	نامقید	مقید به قید همگنی	میانگین سهم بودجه‌ای (۱۳۶۱-۷۹)
خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات	۰/۹۳	(-۳/۰۴) *** ۰/۴۲	۰/۴۳۴
مسکن و سوخت	۰/۳۰(-۱۱/۱) ***	(-۱۱/۰۶) *** ۰/۲۵	۰/۲۲۸
پوشاک و کفش	۱/۵۲(۲/۴۴) **	۱/۷۳(۲/۳۴) **	۰/۰۹۶
اثاثیه کالاها و خدمات مورد استفاده در منزل، حمل و نقل و ارتباطات	۰/۸۶	۰/۹۱	۰/۰۷۴
درمان و بهداشت، تفریح تحصیل و مطالعه، کالاها و خدمات متفرقه	۱/۴۸	(۳/۰۰۲)*** ۱/۵۷	۰/۱۶۷

اعداد داخل پرانتز مربوط به مقادیر آماره t ضریب β_i و معنادار بودن آن ضرایب است [(*) معنادار در سطح ۱۰ درصد، (**) معنادار در سطح ۵ درصد و (***) معنادار در سطح ۱ درصد].

کشش جانشینی آلن در مناطق شهری استان

نتایج حاصل از برآورد کشش جانشینی آلن نشان داده است که جانشینی قوی ($\sigma_{ij} > 0$ و از نظر آماری معنادار) بین خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها، دخانیات، پوشاک و کفش (σ13=۴/۸۴ و t=۲/۴) و گروه پوشاک و کفش با اثاثیه و کالاها و خدمات مورد استفاده در منزل، حمل و نقل و ارتباطات (σ13=۱۶/۴۸ و t=۳/۵۸) وجود دارد. همچنین، بین خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها، دخانیات و گروه مسکن و سوخت (با ۱/۲۲- =σ12 و ۲/۳۳- =t) و با گروه اثاثیه و کالاها و خدمات مورد استفاده در منزل و حمل و نقل و ارتباطات (با ۴/۲۹- =σ14 و ۲/۶۳- =t)و همچنین، بین درمان و بهداشت، تفریح، تحصیل و مطالعه و کالاها و خدمات متفرقه و گروه اثاثیه و کالاها و خدمات مورد استفاده در منزل، حمل و نقل و ارتباطات (با ۵/۴۷- =σ45 و ۲۰/۲۶- =t) رابطه مکملی (یا جانشینی ضعیف) وجود دارد.

۵. جمع بندی و پیشنهادها

در این پژوهش بر اساس یافته‌های نظری، رفتار مصرفی خانوارهای شهری و روستایی استان کهگیلویه و بویراحمد تجزیه و تحلیل شده است. نتایج این قسمت به تفکیک مناطق شهریو روستایی به شرح ذیل بوده‌است:

نتایج حاصل از این مطالعه حکایت از این دارد که در مناطق روستایی استان، پوشاک، کفش، مسکن، میوه، سبزی، خشکبار، قند و شکر و تخم مرغ کالاهای ضروری بوده و گروه آرد و نان و غلات و سایر کالاها و خدمات کالاهای لوکس تشخیص داده شده است. فرضیه همگنی برای گروه‌های پوشاک، کفش، مسکن، آرد، نان و غلات پذیرفته شده و برای میوه، سبزی، خشکبار، قند و شکر و سایر کالاها و خدمات رد شده است. رد این فرضیه حکایت از وجود توهم پولی دارد. فرضیه تقارن نیز در این مناطق رد شده است. رد فرضیه‌های همگنی و تقارن نتایج جدیدی نیست و در اکثر مطالعات به چشم می‌خورد. قید منفی بودن برای کلیه گروه‌های کالایی پذیرفته شده است و پذیرش این قید به این معناست که کشش خودقیمتی جبرانی برای سهم‌های بودجه‌ای در محدوده [۱، ۰] غیرمثبت است.

نتایج محاسبه کشش‌های مخارج، قیمتی و کشش جانشینی آلن در مناطق روستایی استان حکایت از این دارد که:

با فرض ثابت بودن قیمت‌ها، سهم‌های مخارج نسبت به تغییرات درآمد واقعی حساس است.

گروه پوشاک و کفش کالای با کشش و بقیه کالاها یعنی مسکن، آرد، نان و غلات، میوه، سبزی، خشکبار و لبنیات و تخم مرغ و سایر کالاها و خدمات کالاهای بدون کشش است.

روابط‌جانشینی و مکمل‌ناخالص‌کلیه‌گروه‌های‌کالایی‌ضعیف‌بوده $\left(\left|e_{ij}\right|<1\right)$ و تنها استثنا مربوط‌به گروه پوشاک و کفش، میوه و سبزی، خشکبار $\left(e_{ij}=2.45\right)$، مسکن، آرد، نان و غلات $\left(e_{ij}=-1.9\right)$ است.

کلیه گروه‌های کالایی جانشین‌ها و مکمل‌های ضعیف هیکس- آلن همدیگر هستند، و هر کالایی حداقل یک جانشین از نوع هیکس- آلن دارد.

رابطه جانشینی قوی بین پوشاک و کفش- مسکن، پوشاک و کفش- آرد، نان و غلات، آرد و نان و غلات- میوه و سبزی وجود دارد. بین پوشاک و کفش- میوه و سبزی و ...، مسکن- میوه و سبزی و ...، آرد و نان و غلات- سایر کالاها و خدمات نیز رابطه مکملی (یا جانشینی ضعیف) وجود دارد.

نتایج به دست آمده در *مناطق شهری* استان نیز به صورت زیر بوده است:

افزایش نسبی در قیمت‌ها و مخارج واقعی خانوار موجب افزایش سهم مخارج کلیه گروه‌های کالایی و باعث کاهش سهم مخارج گروه خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات شده است.

گروه‌های کالایی خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات، مسکن و سوخت، اثاثیه و کالاها و خدمات مورد استفاده در منزل، حمل و نقل و ارتباطات کالاهای ضروری و گروه‌های پوشاک و کفش، درمان و بهداشت، تفریح و تحصیل و مطالعه، کالاها و خدمات متفرقه کالاهای لوکس بوده‌اند.

فرضیه همگنی برای دو گروه مسکن و سوخت- درمان و بهداشت، تفریح و تحصیل و مطالعه و کالاها و خدمات متفرقه پذیرفته شده و برای سایر گروه‌ها رد شده است و حکایت از توهم پولی مصرف‌کنندگان شهری دارد. فرضیه تقارن نیز رد شده است. نتایج قید منفی بودن نیز برای کلیه گروه‌های کالایی به استثنای گروه بهداشت و درمان، تفریح و تحصیل، مطالعه و کالاها و خدمات متفرقه پذیرفته شده است.

روابط جانشینی و مکمل ناخالص و هیکس- آلن کلیه گروه‌های کالایی ضعیف بوده است و هر کالایی حداقل یک جانشین از نوع هیکس- آلن دارد.

بین گروه‌های خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات- پوشاک و کفش، پوشاک و کفش- اثاثیه، کالاها و خدمات مورد استفاده در منزل و در حمل و نقل و ارتباطات رابطه جانشینی قوی وجود دارد.

بنابراین پیشنهاد شده است:

دولت از سیاست قیمت گذاری به دلیل وجود اثرات قیمتی معنادار اکثر گروه‌های کالایی و حساسیت بالای سهم‌های بودجه‌ای نسبت به تغییرات قیمت در مناطق شهری و روستایی استان به عنوان یک ابزار مؤثر استفاده کند.

نظام پرداخت یارانه‌ها هدفمند شده و برخی گروه‌های کالایی به تفکیک مناطق شهری و روستایی را شامل شود.

مطالعات دیگری با در نظر گرفتن رفتار پویای مصرف کنندگان صورت گیرد.

منابع

بانک مرکزی ج.ا.ا، گزارش‌های مربوط به شاخص کالاها و خدمات شهری و روستایی، سال‌های مختلف.

بخشوده، محمد. (۱۳۷۵). بررسی تقاضای گوشت در ایران. *مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران*، انجمن اقتصاد کشاورزی ایران با همکاری دانشگاه سیستان و بلوچستان، ج دوم، ۵۴۴-۵۷۴.

پناهی، علیرضا. (۱۳۷۵). تحلیل رفتار مصرفی در مناطق شهری: کاربرد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال، مورد ایران. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه شیراز.

شکیبائیان، مریم. (۱۳۷۶). برآورد کشش‌های درآمدی و قیمتی برای محصولات لبنیات و تخم مرغ : کاربرد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال، مورد ایران. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه آزاد اسلامی شیراز.

صمدی، علی حسین. (۱۳۸۱). *تحلیل رفتار مصرفی خانوارهای شهری و روستایی استان کهگیلویه و بویر احمد*. مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، وزارت بازرگانی، تهران:۱۳۸۱.

عزیزی، جعفر و ترکمانی، جواد. (۱۳۸۰). تخمین توابع تقاضای انواع گوشت در ایران. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۹ شماره۳۴، تابستان.

کیانی راد، علی. (۱۳۷۵). بررسی تقاضای اتحادیه اروپا برای خرمای ایران و سایر کشورهای تولید کننده. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه تهران.

لیارد، پی.آر.جی و ا.ا.والترز. (۱۳۷۷). *تئوری اقتصاد خرد*. ترجمه دکتر عباس شاکری، نشر نی : تهران.

مختاری، داریوش. (۱۳۷۸). امنیت غذایی و هماهنگی بین الگوهای تولید و مصرف در مناطق روستایی استان فارس. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه شیراز.

مرکز آمار ایران. *نتایج تفصیلی آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی*. سال‌های مختلف.

واریان، هال. (۱۳۷۸). *تئوری اقتصاد خرد*. ترجمه رضا حسینی، تهران: نشر نی.

هاشمی، ابولقاسم وخسروی نژاد، علی اکبر. (۱۳۷۴). سیستم مخارج خطی : الگوی تقاضای خانوارهای شهری در ایران. *اقتصاد*، شماره۴، بهار.

Alston J.M. and et. al. (1994). Estimating Elasticity's with the Linear Approximate Almost Ideal Demand System: Some Monte Carlo Results. *The Review of Economics and Statistics*, 76, 351-356.

Anderson, G. and Blundell, R. (1984). Consumer Non-durables in the UK: A Dynamic Demand System. *Economic Journal*, (Supplement), 94, 35-44.

Asche, F. and Wessells, C.R. (1997). On Price Indices in Almost Ideal Demand System. *American Journal of Agricultural Economics*, 79, 1182-1185.

Attfield, C.L.F. (1985). Homogeneity and Endogeneity in Systems of Demand Equations. *Journal of Econometrics*, 27, 197-209.

Balcombe and Davis. (1996). An Application of Cointegration Theory in the Estimation of Almost Ideal Demands System for Food Consumption in Bulgaria. *Agricultural Economics*, 115, 47-60.

Blanciforti, L. and Green, R. (1983). An Almost Ideal Demand System Incorporating Habits: An Analysis of Expenditures on Food and Aggregate Commodity Groups. *The Review of Economics and Statistics*. 511-515.

Bollino, C., F.Perali, A. and Rossi, N. (2000). Linear Household Technologies. *Journal of Applied Econometrics*, 15, 275-287.

Brown A., and Deaton, A. (1972). Survey in Applied Economics: Models of Consumer Behaviour. *The Economic Journal*, 82, 328, 1145-1236.

Browning, M. and Meghir, C. (1991). The Effect of Male and Female Labor Supply on Commodity Demands. *Econometrica*, 59/4, 925-951.

Buse, A. (1994). Evaluating the Linearized Almost Ideal Demand System. *American Journal of Agricultural Economics*, 76, 781-793.

Buse, A. (1998). Testing Homogenous in The Linearized Almost Ideal Demand System. *American Journal of Agricultural Economics*, 80, 208-220.

Carrascal, U. (2000). AIDS Extended by Means of Family Composition. *Applied Economic Letters*, 7, 21-23.

Chambers, M.J. (1993). Consumers Demand in the Long Run: Some Evidence from U.K. Data, *Applied Economics*, 25, 727-733.

Chambers, M.J. and Nowman, K.B. (1997). Forecasting with the Almost Ideal Demand System: Evidence from Some Alternative Dynamic Specifications. *Applied Economics*, 29, 935-943.

Chipman, J.S. and Tian, G. (1989). *A Class of Dynamic Demand Systems, in Advances in Econometrics and Modeling.* B Raj (Edi), Kluwer Academic Publishers,

Deaton, A. and Muellbauer, J. (1980). Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review*, 70/3, 312-326.

Eales, J.S. and Unnevehr, L.J. (1994). The Inverse Almost Ideal Demand System. *European Economic Review*, 38, 101-115.

Fan, S., Cramer, G. and E. Wailes. (1994). Food Demand in Rural China: Evidence from household survey. *Agricultural Economics*, 11, 61-69.

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 (eds.), Dordrecht: Martinus Nijhoff Publishers.

Gola A., Perloff, J.M. and Shen, E.Z. (2001). Estimating a Demand System with no Negativity Constraints: Mexican Meat Demand. *The Review of Economics and Statistics*, 83/3, 541-550.

Green, R. and Alston, J.M. (1990). Elasticites in AIDS Models. *American Journal of Agricultural Economics*, 72, 442-445.

Green, R. and Alston, J.M. (1991). Elasticites in AIDS Models: A Clarification and Extension.*American Journal of Agricultural Economics*.

Karagiannis, G., Katranidis, S. and Velentzas, K. (2000). An Error Correction Almost Ideal Demand System for Meat in Greece. *Agricultural Economics*, 22, 29-35.

Madafri, A. and Brorsen, B.W. (1993). Demand for Red Meat, Poultry and Fish in Morocco: An Almost Ideal Demand System. *Agricultural Economics*, 9, 155-163.

Mergos, G.J. and Donatos, G.S. (1989). Consumer Behavior in Greece: An Application of the Almost Ideal Demand System. *Applied Economics*, 21,983-993.

Molina, J.A. (1994). Food Demand in Spain: An Application of the Almost Ideal Demand System. *American Journal of Agricultural Economics*, 45/2, 252-258.

Moschini, G. (1995). Unit of Measurement and the Stone Index in Demand System Estimation. *American Journal of Agricultural Economics*, 77, 63-68.

Ng, S. (1995). Testing for Homogeneity in Demand Systems when the Regressores are Nonstationary. *Journal of Applied Econometrics*, 10,147-164.

Nicol, C. j. (1989). *A Reinterpretation of the Almost Ideal Demand System, in Advances in Econometrics and Modeling*. B Raj (Edi), Kluwer Academic Publishers.

Pashardes, P. (1993). Bias in Estimating the Almost Ideal Demand System with Stone index Approximation. *The Economic Journal*, 103, 908-915.

Ray, R. (1980). Analysis of Time Series of Household Expenditure Survey for India. *Review of Economics and Statistics*, 62, 595-602.

Ray, R. (1982). The Testing and Estimation of Complete Demand System on Household Budget Survey: An Application of AIDS. *European Economic Review*, 349-369.

Ray, R. (1983). Measuring of Cost of Children. *Journal of Public Economics*, 1, 89-102.

Ray, R. (1986). Demographic Variables and Equivalence Scales in a Flexible Demand System: The Case of AIDS. *Applied Economics*, 18/3, 265-178.

Rougier, J. (1997). A Simple Necessary Condition for Negativity in the Almost Ideal Demand System with the Stone Price Index. *Applied Economic Letters*, 4, 97-99.

Trimidas, G. (2000). The Analysis of Consumer Demands in Greece: Model Selection and Dynamic Specification. *Economic Modelling*, 17, 455-471.

Wan, G.H. (1998). and Linear Estimation of Nonlinear Almost Ideal Demand System: A Mont Carlo Study. *Applied Economic Letters*, 5, 181-186.

Wellman, K. (1992). The UK Retail Demands for Fish Products: An Application of the Almost Ideal Demand System. *Applied Economics*, 24,445-457.

Xepanadeas, A. and Habib, H. (1995). An Almost Ideal Demand System with Autoregressive Disturbances for Dairy Products in Greece. *Applied Economic Letters*, 2, 169-173.