فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی
سال اول، شماره ۲، بهار ۱۳۹۱، صفحات ۲۰۰-۱۷۳

تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی بخش خانگی در مناطق شهری ایران (۱۳۸۷-۱۳۶۳): انتخاب بین الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و رتردام

دکتر زهرا نصرالهی*، دکتر علی‌حسین صمدی و مهرناز روشندل*****

تاریخ دریافت: ۲۷ شهریور ۱۳۹۰ تاریخ پذیرش: ۳۰ آذر ۱۳۹۰

تقاضای انرژی معمولاً با کمک الگوهای تقاضای انرژی مورد مطالعه قرار می‌گیرد. دو الگوی رتردام و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل دارای سابقه طولانی‌تر در این زمینه بوده و بیشتر در الگوسازی سیستم تقاضای مصرف‌کننده بکار برده می‌شوند. در این مقاله با هدف تحلیل تقاضای حامل‌های انرژی بخش خانگی مناطق شهری ایران در طول دوره ۱۳۸۷-۱۳۶۳ از آزمون نامتداخل به منظور تعیین الگوی مناسب استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که تفاضل مرتبه اول سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا، الگوی مناسب‌تری در مقایسه با الگوی رتردام برای بررسی تابع تقاضای انرژی خانوار شهری ایران در دوره مورد بررسی است.

واژه‌های کلیدی: تقاضای انرژی، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا، کشش درآمدی، کشش قیمتی و متقاطع، الگوی رتردام، آزمون نامتداخل.
طبقه‌بندی JEL: C_{39}، C_{52}، D_1، Q_{41}.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* استادیار دانشگاه یزد Nasr@yazduni.ac.ir
** استادیار دانشگاه شیراز Asamadi@rose.shirazu.ac.ir
*** دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه یزد Mehrnaz3464@yahoo.com

۱. مقدمه

یکی از فروض اساسی علم اقتصاد در بررسی رفتار مصرف‌کننده فرض رفتار عقلایی است. بدین معنا که مصرف‌کننده با سطح بودجه معین درصدد حداکثر کردن مطلوبیت یا به‌طور مشابه به دنبال دستیابی به میزان مشخصی از رضایت‌مندی از مصرف کالاها و خدمات با استفاده از کمترین هزینه ممکن است. بدین ترتیب می‌توان منحنی تقاضای انفرادی مصرف‌کننده برای یک کالا را به‌دست آورد که نشان‌دهنده روابط بین متغیرهای مؤثر بر تقاضای یک کالا است. در این فرایند از فرم‌های تابعی متعددی استفاده شده است که از آن جمله می‌توان به توابع تقاضای لئونتیف تعمیم‌یافته، ترانسلوگ، رتردام و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل اشاره کرد.

دمیوس و همکاران[1] معتقدند که فرم‌های تابعی مختلف به نتایج متفاوتی در تخمین کشش‌ها منجر می‌شوند. همچنین پژوهشگرانی مانند آلستون و چالفانت و بیستر و ولگنانت[2] اهمیت انتخاب الگوی مناسب را تذکر داده اند، زیرا دو فرم تابعی متفاوت ممکن است در موارد تجربی نتایج متفاوتی داشته باشد. آلستون و چالفانت (۱۹۹۳) معتقد به برتری دو سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل[3] دیتون و موئلبایر[4] و الگوی رتردام[5] معرفی شده توسط تیل[6] در تحلیل تقاضا هستند. در بیشتر مطالعات صورت گرفته یکی از دو الگوی فوق به صورت اختیاری انتخاب شده است، اما اخیراً به منظور انتخاب الگوی مناسب، از آزمون‌های نامتداخل[7] استفاده می‌شود.

با توجه به اهمیت انرژی به عنوان یک عامل اساسی در توسعه و نگرانی در مورد پایان‌پذیری و آثار زیست‌محیطی آن، مدیریت صحیح مصرف و نحوه استفاده بهینه از انرژی حائز اهمیت بوده و ضرورت دارد ابعاد عرضه و تقاضای این عنصر حیاتی بهتر شناخته شده و مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. آگاهی نسبت به متغیرهای تأثیرگذار بر مصرف انرژی و میزان تأثیر هر کدام از این متغیرها (به بیان دقیق‌تر کشش‌های قیمتی و درآمدی) به سیاستگذاران اقتصادی این امکان را می‌دهد تا برنامه‌ریزی و پیش‌بینی‌های دقیق‌تری را در زمینه میزان مصرف انرژی در سال‌های آتی به عمل آورند. همچنین با ارزیابی رفتار تقاضای انرژی به عنوان عاملی اساسی در بخش

1. Dameus, *et al* (2002)
2. Alston and Chalfant (1991) and bister and Wohlgenant (1991)
3. Almost Ideal Demand System (AIDS)
4. Deaton and Muellbauer (1980)
5. Rotterdam Mode
6. Theil (1965)
7. Non-nested Test

برنامه‌ریزی انرژی کشور می‌توان با اعمال صحیح مدیریت تقاضا ضمن تصحیح الگوی مصرف انرژی، راهکارهایی برای صرفه‌جویی در مصرف انرژی ارائه نمود.

مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اجتماعی-اقتصادی ایران حکایت از آن دارد که بخش بزرگی از مصرف انرژی در بخش‌های غیرمولد مانند بخش خانگی (حدود ۲۸/۱ درصد کل مصرف انرژی نهایی[۱]) به مصرف می‌رسد. با توجه به اهمیت انرژی و سهم بالای بخش خانگی در مصرف آن، هدف این مقاله انتخاب الگوی مناسب برای تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی بخش خانگی مناطق شهری کشور با استفاده از داده‌های آماری مربوط به سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۶۳ است.

این مقاله در شش بخش تنظیم شده است. در بخش دوم مقاله به بررسی ساختار مصرف انرژی در ایران پرداخته شده و در بخش سوم چارچوب نظری الگوی مورد مطالعه به بحث گذاشته شده است. بخش چهارم مقاله به مطالعات انجام شده در این زمینه و بخش پنجم به ارائه نتایج برآورد تجربی الگو و تجزیه و تحلیل نتایج اختصاص یافته است. در بخش ششم جمع‌بندی و پیشنهادات ارائه شده است.

۲. بررسی ساختار مصرف انرژی در ایران

برخورداری از منابع نفت و گاز، موقعیت خاصی را برای کشور ایجاد کرده که در صورت استفاده بهینه از آن می‌تواند زمینه‌ساز رشد اقتصادی مطلوب شود. اما به طوری که آمارها نشان می‌دهد، مصرف نهایی انرژی، مصرف سرانه و شدت انرژی در مقایسه با کشورهایی با ساختارهای مشابه و منابع انرژی کمتر، بالاتر است (جدول ۱). همان‌طور که در جدول ۱ دیده می‌شود، مصرف سرانه در کشورهای در حال توسعه مانند ترکیه، هند، چین و هنگ کنگ، پاکستان، آفریقا و متوسط آسیا (بدون منطقه چین) از ایران پائین‌تر است.

بررسی روند سری زمانی مصرف انرژی نیز گویای روند رو به رشد مصرف آن است؛ به‌طوری که مصرف نهایی انرژی از ۶۳۶/۳۷ در سال ۱۳۷۷ تقریباً به ۱۱۸۷/۴ واحد در سال ۱۳۸۷ رسیده که نشان‌دهنده رشد متوسط سالانه بالغ بر ۷/۸ درصد است.[۲] سهم مصرف انرژی در بخش‌های بزرگ اقتصادی نیز در جدول ۲ آورده شده است.

---

۱. ترازنامه انرژی (۱۳۸۷)

۲. ترازنامه هیدروکربوری (۱۳۸۷)

جدول ۱. تولید ناخالص داخلی، جمعیت، عرضه انرژی اولیه، مصرف نهایی انرژی در کشورها و مناطق مختلف جهان در سال ۲۰۰۷ (برحسب قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۰)

نام کشور یا گروه کشورها	تولید ناخالص داخلی براساس (میلیارد دلار و برابری قدرت خرید)	جمعیت (میلیون نفر)	عرضه انرژی اولیه (میلیون تن معادل نفت خام)	مصرف نهایی انرژی (میلیون تن معادل نفت خام)	سرانه (تن معادل نفت خام/نفر)	
					عرضه انرژی اولیه	مصرف نهایی انرژی
OECD	۳۲۳۶۰/۹	۲۲۸۵/۳	۵۴۹۷/۱	۳۳۸۰/۹	۲/۴	۱/۵
امریکای شمالی	۱۳۶۸۴/۱	۴۴۰/۷	۲۷۹۳/۶	۱۷۱۷/۱	۶/۳	۳/۹
ژاپن	۳۶۲۰/۲	۱۲۷/۸	۵۱۳/۵	۲۹۹/۴	۴	۲/۳
کره	۱۰۶۵/۸	۴۸/۵	۲۲۲/۲	۱۱۲/۲	۴/۶	۲/۳
ترکیه	۸۲۱	۷۳/۹	۱۰۰	۷۰/۶	۱/۴	۱
نروژ	۱۹۰/۸	۴/۷	۲۶/۹	۱۸/۴	۵/۷	۳/۹
آسیا (بدون چین)	۸۲۹۱/۷	۲۱۴۷/۹	۱۳۷۶/۶	۸۵۶/۸	۰/۶	۰/۴
آفریقا	۲۳۷۲/۵	۹۵۸/۴	۶۲۹	۴۴۸/۵	۰/۷	۰/۵
خاورمیانه	۱۵۵۲/۲	۱۹۳/۲	۵۵۱/۶	۳۰۷/۳	۲/۹	۱/۶
شوروی سابق	۲۴۷۱/۶	۲۸۳/۸	۱۰۱۸/۵	۵۹۲/۷	۳/۶	۲/۱
چین و هنگ کنگ	۱۰۱۵۵/۸	۱۳۲۶/۹	۱۹۶۵/۵	۱۱۴۸/۵	۱/۵	۰/۹
هند	۴۰۲۴/۹	۱۱۲۳/۳	۵۹۴/۹	۳۵۴	۰/۵	۰/۳
پاکستان	۳۷۶/۲	۱۶۲/۴	۸۳/۳	۶۵/۵	۰/۵	۰/۴
عربستان سعودی	۳۶۰/۷	۲۴/۲	۱۵۰/۳	۵۸/۲	۶/۲	۲/۴
ونزوئلا	۱۹۰	۲۷/۵	۶۳/۷	۳۹/۴	۲/۳	۱/۴
ایران	۵۵۴	۷۱	۱۸۴/۹	۱۳۴/۴	۲/۶	۱/۹
جهان	۶۱۴۲۸	۶۶۰۹۳/۳	۱۲۰۲۹/۳	۷۵۱۶/۱	۱/۸	۱/۱

مأخذ: ترازنامه انرژی (۱۳۸۷)

همان‌طور که در جدول ۲ دیده می‌شود، بخش خانگی جزء مصرف‌کنندگان اصلی مصرف نهایی انرژی در ایران محسوب می‌شود. مصرف انرژی در بخش خانگی از ۱۸۵/۲۸ میلیون بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۷۷ با متوسط رشد سالیانه حدود ۶/۱ درصد به ۳۳۳/۳۹ میلیون بشکه

معادل نفت خام در سال ۱۳۸۷ رسیده است. در سال ۱۳۸۷ سهم این بخش در کل مصرف انرژی نهایی حدود ۲۸/۱ درصد بوده است، این ارقام نمایانگر اهمیت بررسی رفتار مصرف‌کنندگان بخش خانگی است.

جدول ۲. سهم بخش‌های مختلف در مصرف انرژی نهایی (درصد)

سال	۱۳۷۷	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸٤	۱۳۸۵	۱۳۸٦	۱۳۸۷
خانگی	۲۹/۱۲	۲۹/۶۳	۲۹/۷۷	۲۹/۲	۲۹/۸۵	۲۹/۶۸	۳۰/۰۸	۳۰/۸۳	۳۱/۱۱	۲۹/۸۷	۲۸/۰۸
تجاری، خدماتی و عمومی	۷/۳۴	۶/۸۴	۷/۵۷	۷/۵۵	۷/۳۶	۷/۳۹	۷/۴	۷/۵۴	۷/۲	۶/۹۹	۶/۷
حمل و نقل	۲۵/۱۵	۲۵/۳۷	۲۵/۳۹	۲۵/۸۳	۲۵/۷۳	۲۵/۴۷	۲۵/۷۹	۲۶/۱۹	۲۵/۶۶	۲۲/۶۲	۲۳/۰۶
صنعتی	۲۴/۶۸	۲۵/۱۸	۲۳/۴۸	۲۳/۶۷	۲۴/۴۲	۲۴/۴۹	۲۳/۹۴	۲۳/۴	۲۰/۸۴	۲۰/۳۱	۱۹/۹
کشاورزی	۵/۲۱	۴/۵۴	۴/۲۹	۴/۰۹	۳/۶۵	۳/۶۷	۳/۵۸	۳/۴۷	۳/۵	۳/۱۸	۳/۳۹
خوراک پتروشیمی	۸/۲۷	۸/۰۶	۹/۱۵	۹/۳۱	۸/۶۵	۸/۹۷	۸/۸۷	۸/۳۱	۱۰/۳۹	۱۱/۹۳	۱۴/۲۲
سایر	۰/۲۳	۰/۳۷	۰/۳۵	۰/۳۴	۰/۳۴	۰/۳۲	۰/۳۴	۰/۲۶	۱/۱۳	۵/۹۰	۴/۵۶
مصرف نهایی	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰

مأخذ: ترازنامه هیدروکربوری (۱۳۸۷)

۳. مبانی نظری

الگوهای رتردام و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی دارای شباهت‌های زیادی هستند. فرم تابعی هر دو الگو انعطاف‌پذیر موضعی بوده و داده‌های مشابهی در هر دو الگو مورد استفاده قرار می‌گیرد. در ضمن هر دو تابع خطی هستند. آلستون و چالفانت(۱۹۹۱) خاطرنشان می‌کنند که این دو الگو دارای ویژگی‌هایی است که بیشتر الگوهای جایگزین فاقد آنها هستند. بنابراین، این دو الگو بیشتر از الگوهای دیگر مورد استفاده قرار می‌گیرند. اما با وجود این تشابه، مفروضات خاص هر الگو دلالت‌های ضمنی متفاوتی دارد. یکی از دلالت‌های ضمنی این است که سهم مخارج و عبارت اسلاتسکی در الگوی رتردام ثابت فرض می‌شود، در حالی که در الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل تابعی از سهم‌های بودجه‌ای است.[۱]

۳-۱. مقایسه دو الگوی رتردام و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی ایستا و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا با استفاده از آزمون نامتداخل

الگوی رتردام در حالت قیمت‌های مطلق برای n کالا به صورت زیر نوشته می‌شود:

۱. لی و همکاران (۱۹۹۴)

$$w_{it}^{*}\Delta \log q_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n}\gamma_{ij}\Delta \log p_{jt} + \beta_i\left(\Delta \log X_i - \sum_{j=1}^{n} w_{j,t-1}^{*}\Delta \log p_{tj}\right) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$w_{it}^{*} = \frac{w_{it-1} - w_{it}}{2} \quad (2)$$

که در آن:

w_{it}^{*}: بیانگر متوسط سهم بودجه کالای iام (در دوره‌های متوالی t و t-۱)

Δ: عملگر تفاضل مرتبه اول

q_{it}: مقدار تقاضای کالای iام در زمان tام

p_{jt}: قیمت اسمی کالای jام در زمان tام

X_i: مخارج کل خانوار روی n کالا در زمان t

γ_{ij} و β_i: پارامترهای مدل

ε_{it}: عبارت خطا که دارای توزیع نرمال، میانگین صفر و واریانس ثابت است.

محدودیت‌ها شامل موارد زیر است:

قید جمع پذیری

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \qquad \sum_j \beta_i = 1 \quad (3)$$

قید همگنی

$$\sum_{j=1}^{n}\gamma_{ij} = 0 \quad (4)$$

قید تقارن

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \qquad i \neq j \quad (5)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

از طرف دیگر، فرم تابعی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی ایستا در شکل تفاضل مرتبه اول سازگار با الگوی رتردام عبارت است از:

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \Delta \log p_{jt} + \beta_i \left(\frac{\Delta \log X_i}{\Delta \log p} \right) + \varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

در این الگو w_{it} به وزن سهم مخارج واقعی در زمان t اشاره دارد. به این تابع که سهم بودجه‌ای مارشالی[1] را بدست می‌دهد، سیستم تقاضای AIDS ایستا (SAIDS) گفته می‌شود. که درآن p شاخص قیمت کل ترانسلوگ[2] (شاخص قیمت واقعی) بوده و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\log p = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \log p_k + 0/5 \sum_{j=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} \gamma_{kj} \log p_k \log p_j \qquad (۷)$$

روابط (۶) و (۷) بیانگر سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل غیرخطی است که در حالت عادی فرایند برآورد آن پیچیده و دشوار است. شاخص‌های متعددی برای خطی کردن تقریبی الگوی AIDS وجود دارد. شاخص قیمت استون[3] متداول‌ترین روش جایگزین بوده و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\log p_t^s = \log p_t^* = \sum_{k=1}^{n} w_{kt} \log p_{tk} \qquad (۸)$$

که درآن p_{kt} و w_{kt} به ترتیب قیمت و سهم بودجه‌ای کالای kام در زمان tام است. این شاخص در بیشتر مطالعات مورد استفاده قرار گرفته است.

موشینی[4] نشان داده است که استفاده از شاخص قیمت استون با تغییر در واحدهای اندازه‌گیری بر تقریب مدل اثرگذار است، یعنی نسبت به واحدهای اندازه‌گیری قیمت و مقادیر حساس است و نرخ رشد شاخص قیمت، نسبت به واحد اندازه‌گیری قیمت‌ها و مقادیر ثابت نیست. بنابراین موشینی (۱۹۹۵) سه شاخص جایگزین، شاخص تورن کوئیست و دو فرم اصلاح شده شاخص قیمت استون را پیشنهاد کرد.

1. Marshalian Budget Shares
2. Translog Price Index
3. Stone Price Index
4. Moschini (1995)

۱. شاخص قیمت تورن کویست[1]

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

$$\begin{aligned}\log p_t^T &= ۰/۵\sum_{k=۱}(w_{kt}+w_{ko})\log\left(\frac{p_{kt}}{p_{ko}}\right)\\ &= ۰/۵\log p_t^p + ۰/۵\log\left(\frac{p_t^L}{p_o^L}\right)\end{aligned} \qquad (۹)$$

۲. شاخص پاشه[2] (اولین شاخص استون اصلاح شده)

$$\log p_t^p = \sum_{k=۱}^{n} w_{kt}\log\left(\frac{p_{kt}}{p_{ko}}\right) = \log p_t^s - \sum_{k=۱}^{n} w_{kt}\log p_{ko} \qquad (۱۰)$$

با استفاده از این شاخص کشش‌های قیمتی اندکی متفاوت از کشش‌های بدست آمده توسط شاخص پاشه خواهد بود. همچنین این شاخص و شاخص بعدی نسبت به واحد اندازه‌گیری ثابت خواهند بود.

۳. شاخص لاسپیرز[3] (دومین شاخص استون اصلاح شده)

$$\log p_t^l = \sum_{k=۱}^{n} w_{ko}\log p_{kt} \qquad (۱۱)$$

در معادلات بالا p_{ko} و w_{ko} به ترتیب قیمت کالا و سهم بودجه‌ای کالای kام در سال پایه است و سایر متغیرها همانند قبل تعریف می‌شوند. بیوز و چان[4] و موشینی (۱۹۹۵) توسط آزمایشات مونت کارلو نشان دادند که این شاخص، شاخص مناسبی برای اجرا است.[5] هم‌چنین معادله تفاضل مرتبه اول سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta w_i = \alpha_i^* + \alpha_i^{**}\Delta q_{it-۱} + \sum_{j=۱}^{n}\gamma_{ij}\Delta\log p_j + \beta_j\Delta\log\left(\frac{x}{p}\right) \qquad (۱۲)$$

1. Tornqvist Price Index
2. Paashe Price Index
3. Laspeyres Price Index
4. Buse, A. and W. H. C. Chan (2000)
5. Akbay and Jones (2005)

که درآن q_{it-1} مقدار مصرف کالای iام در زمان t-۱ است و سایر متغیرها همانند قبل تعریف می‌شوند. گفتنی است که در این مطالعه به دلایل ذکر شده در بالا از شاخص قیمت لاسپیرز استفاده شده است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود دو الگوی رتردام و تفاضل مرتبه اول سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال خطی الگوهای نامتداخل هستند و به‌طور مستقیم قابل مقایسه نیستند زیرا متغیرهای وابسته آنها متفاوت است. تجزیه و تحلیل‌هایی که در گذشته از طریق آزمون‌های آماری با برآورد هر دو الگو انجام می‌شد نشان می‌داد که یکی از دو الگو بر الگوی دیگر ترجیح دارد اما این نوع مقایسه‌ها ناقص است. بنابراین، مقایسه این الگوها نیازمند یک روش جایگزین مناسب است.[۱] آزمون‌های نامتداخل یک روش مناسب برای این هدف است که در ادامه به توضیح آن پرداخته می‌شود.

۳-۲. روش مدل مرکب

دو مدل که طرف راست آنها یکسان اما متغیرهای وابسته متفاوتی دارند را درنظر بگیرید:

$$\begin{aligned} &\text{model ۱} \quad y = F(x) \\ &\text{model ۱} \quad z = F(x) \end{aligned} \tag{۱۳}$$

برای مثال متغیر وابسته خطی لگاریتمی به صورت $z = \ln(y)$ است. در این مورد می‌توان از تبدیل باکس- کاکس[۲] به منظور متداخل کردن دو مدل استفاده نمود و هر مدل را مقابل شکل عمومی مدل دیگر مورد آزمون قرار داد. اما اصولاً نمی‌توان بسیاری از مدل‌های رقیب را به این شیوه ساده، متداخل و مورد آزمون قرار داد. در این موارد می‌توان از آزمون فرض نامتداخل استفاده کرد. این مدل‌ها بیشتر در مواردی که طرف راست مدل‌ها متفاوت است کاربرد دارد. به منظور تخمین یک مدل ترکیبی به صورت

$$\lambda y + (۱ - \lambda) z = F(x) \tag{۱۴}$$

---

۱. لی و همکاران (۱۹۹۴)

2. Box-Cox

آزمون فرضیه $\lambda = ۰$ در واقع، آزمون صحت مدل دوم است و با جایگزین کردن مدل یک به جای مدل دو فرض ما صحت مدل یک خواهد بود. می‌توان نشان داد که طرف راست تفاضل مرتبه اول مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل مرتبه اول با مدل رتردام مشابه است اگرچه متغیرهای وابسته متفاوتند. با توجه به اینکه در این مدل متغیرهای وابسته را به سادگی نمی‌توان مورد مقایسه قرار داد، در این دو مدل از تبدیل‌های متفاوتی از داده‌های مربوط به مصرف استفاده می‌شود. بنابراین به منظور انتخاب بین مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل مرتبه اول و رتردام می‌توان از مدل‌های ترکیبی توصیف شده در سطرهای قبل استفاده کرد.[۱]

۳-۳. آزمون‌های فرضیه نامتداخل

در مطالعات اولیه انجام شده در برآورد تقاضا از آزمون‌های نامتداخل به منظور مقایسه سیستم‌های تقاضا با متغیرهای وابسته یکسان استفاده می‌شد، اما این آزمون‌ها در مقایسه دو الگوی رتردام و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل که دارای متغیرهای وابسته متفاوت بودند قابل کاربرد نبود. آلستون و چالفانت در سال ۱۹۹۳ از یک آزمون نامتداخل برای الگوهای با متغیرهای مستقل یکسان اما متغیر وابسته متفاوت استفاده کردند که در ادامه به شرح آن پرداخته شده است.

آزمون فرضیه‌های نامتداخل از میان دو الگوی رگرسیونی که یک الگو نمی‌تواند به عنوان حالت خاصی از الگوی دیگر نوشته شود یکی را انتخاب می‌کند. در چنین حالتی به الگوها، الگوهای نامتداخل گفته می‌شود. فرض کنید ما دو الگوی نامتداخل A و B با مجموعه یکسان از متغیرهای توضیحی انتخاب شده از مجموعه یکسان داده داریم. برای آزمونی که الگوی A الگوی درستی است، فرضیه نامتداخل برای دو الگو می‌تواند در فرم کلی زیر نوشته شود:

$$f(y_{it}) = x_t B_{.i} + u_{۱it} \qquad i = ۱\ldots n(\text{model}A = LA - AIDS) \qquad (۱۵)$$

$$g(y_{it}) = z_t B_{۱i} + u_{.it} \qquad i = ۱\ldots n(\text{model}B = Rotterdam) \qquad (۱۶)$$

که شامل n کالا و بنابراین n معادله است. متغیر y_t مقدار کالای iام برای دوره t و x_t و z_t بردار متغیرهای توضیحی، $B_{.i}$ و $B_{۱i}$ بردار پارامترها تحت فرضیه صفر و یک و $u_{.it}$ و $u_{۱it}$

۱. آلستون و چالفانت (۱۹۹۳)

جزء اخلال تحت فرضیه صفر و یک هستند. به طور کلی دو الگوی مجزا ممکن است دارای برخی متغیرهای توضیحی یکسان باشند،[۱] بنابراین:

$$x_t = [x_1 x_*] \qquad z_t = [x_1 z_*]$$

آزمون‌ها براساس الگوی مرکب[۲] بدست آمده از ترکیب خطی دو الگو هستند. برای دو الگوی A و B در معادلات (۱۵) و (۱۶) الگوی مرکب می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$\begin{aligned}&(1-\alpha) f(y_{it}) + \alpha g(y_{it}) = (1-\alpha) x_t B_{.i} + \alpha z_t B_{1i} + u_{it} \\ &u_{it} = u_{.it} + u_{1it} \qquad i = 1,\ldots,n \quad t = 1,\ldots,T\end{aligned} \tag{۱۷}$$

پارامتر α ترکیب خطی دو الگو است.

آزمونی که بر طبق آن الگوی A، الگوی مناسبی است، آزمونی است که در آن پارامتر α برابر با صفر است. بطور مشابه آزمونی که الگوی B، الگوی مناسب است، مشابه با آزمونی است که پارامتر α برابر با یک است.[۳] بنابراین می‌توان گفت در حالت $\alpha = 0$، الگوی مرکب به الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی و برعکس در حالت $\alpha = 1$، الگوی مرکب به الگوی رتردام تبدیل می‌شود. آزمون‌های آماره مورد استفاده برای آزمون فرضیه نامتداخل عبارتند از: آماره آزمون P_E، BM، DL و آماره نامتداخل کاکس که با شبیه‌سازی برآورد می‌شود.[۴]

٤. مروری بر مطالعات انجام شده

شهیکی تاش و همکاران (۱۳۸۸) در مقاله‌ای حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری براساس سیستم معادلات دیفرانسیلی رتردام و سیستم معادلات غیردیفرانسیلی AIDS را در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۸۵ آزمون کرده‌اند. نتایج کشش‌های مارشالی، هیکس و آلن نشان می‌دهد که تمامی گروه‌های کالایی قانون تقاضا را تأمین می‌نمایند. کشش قیمتی مارشالی نشان می‌دهد که بیشترین حساسیت قیمتی ابتدا در گروه حمل و نقل و سپس مبلمان و اثاثیه است. نتایج کشش هیکس نشان می‌دهد که خوراک با گروه کالایی مبلمان و اثاثیه مکمل هیکس-آلن است و با سایر گروه‌های

۱. تالجارد (۲۰۰۶)

2. Composite Model

۳. دمیوز و همکاران (۲۰۰۲)

۴. تالجارد (۲۰۰۶). توضیحات مربوط به انجام این آزمون‌ها در پیوست ۱ آورده شده است.

کالایی جانشین هیکس- آلن است. هم‌چنین نتایج کشش جانشینی آلن نشان می‌دهد که بیشترین درجه جانشینی آلن بین گروه حمل و نقل و مسکن مشاهده می‌شود.

دیویدسون و مکینون[1] به منظور مقایسه و آزمون اعتبار یک الگو در مقابل الگوی نامتداخل دیگر از آزمون J استفاده کردند. این آزمون نیازمند این است که الگوهای رقیب، متغیرهای وابسته یکسان داشته باشند.

آلستون و چالفانت (۱۹۹۳) از یک آزمون نامتداخل برای الگوهای با متغیرهای مستقل یکسان اما متغیر وابسته متفاوت استفاده کردند. مطالعه آنها نشان داد که برای داده‌های تقاضای گوشت ایالات متحده الگوی رتردام مناسب‌تر از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل است.

لی و همکاران (۱۹۹۴) چهار الگوی رتردام، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و دو الگوی ترکیبی سیستم CBS و سیستم NBR را با استفاده از داده‌های کشور تایوان مقایسه کردند. آنها یک الگوی کلی که متداخل از هر چهار الگو است را برای تشخیص مناسب‌ترین الگو برای برازش داده‌ها ارائه کردند. نتایج آنها نشان داد که سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل الگوی بهتری برای توصیف رفتار مصرف‌کننده است.

تردمیس[2] در مطالعه‌ای به تجزیه و تحلیل الگوی تقاضای مصرف‌کننده در یونان با استفاده از آزمون J دیویدسون و مکینون (۱۹۸۱) پرداخته است. نتایج بدست آمده حاکی از آن بود که الگوی پویای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل متناسب‌تر از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل ایستا و الگوی رتردام است.

جانگ و کوو[3] در مطالعه‌ای به مقایسه دو الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی و الگوی رتردام به منظور تعیین مناسب‌ترین الگو برای ساختار تقاضای محصولات گوشتی کره پرداختند. با استفاده از روش مدل مرکب آلستون و چالفانت (۱۹۹۳) نتایج مطالعه نشان داد که سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی مناسب‌تر از الگوی رتردام است.

فوسکیس و رول[4] در مطالعه‌ای تقاضای انواع گوشت (گوشت خوک، گاو و گوسفند) در انگلستان را مورد تجزیه و تحلیل قراردادند. به منظور انتخاب الگوی مناسب از بین سیستم‌های معکوس، یعنی معکوس رتردام (RIDS)، معکوس CBS، معکوس سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل

1. Davidson and Mackinnon (1981)
2. Tridimas (2000)
3. Jung and Koo (2000)
4. Fousekis and Revell (2002)

(IAIDS) و معکوس سیستم Neves (NBRIDS) از روش لی و همکاران (۱۹۹۴) استفاده کردند. نتایج تجربی نشان داد که معکوس سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل بهتر از سیستم‌های رقیب است

پاراگواس و کمیل[1] با هدف انتخاب مناسب‌ترین الگوی تقاضا میان الگوی رتردام و تفاضل مرتبه اول سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی از آزمون نامتداخل استفاده کردند. این مطالعه برای برآورد تابع تقاضای انواع گوشت در دوره ۲۰۰۲-۱۹۹۱ در کشور مالزی انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که هر دو الگو مورد قبول هستند اما تفاضل مرتبه اول سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی برآورد مناسب‌تری برای تقاضای گوشت مالزی نسبت به الگوی رتردام ارائه می‌دهد. همچنین کشش‌های به‌دست آمده از الگوی تفاضل مرتبه اول سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی، نسبت به الگوی رتردام قابل اعتمادترند.

تالجارد[2] با استفاده از آزمون نامتداخل به انتخاب میان دو الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی[3] و رتردام پرداخته است. بهترین الگو براساس آزمون‌های آماری PE، BM و DL[4] و آزمون آماری نامتداخل کاکس[5] تعیین شده است. نتایج آنها نشان داد که الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی الگوی مناسب‌تری برای تقاضای گوشت آفریقای جنوبی است.

۵. نتایج تجربی

۵-۱. داده‌های مورد استفاده

این تحقیق با استفاده از آمار سری زمانی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۷ هزینه انرژی خانوار شهری و شاخص بهای سالانه این فراورده‌ها (برق، گاز طبیعی و سایر حامل‌های انرژی) انجام شده است. برای این منظور آمار مورد نیاز از اطلاعات و داده‌های سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج گردیده است. همه شاخص‌ها به سال پایه ۱۳۸۳ مرتب شده‌اند.

در معادله سهم مخارج برق علاوه بر متغیرهای اشاره شده در بالا، متغیر روند که بر پیشرفت تکنولوژی دلالت دارد و در معادله گاز طبیعی متغیر درصد خانوارهای بهره‌مند از گاز طبیعی وارد شده است. پیشرفت تکنولوژی از عوامل مؤثر بر میزان استفاده و در نتیجه تقاضای برق مصرفی

1. Paraguas and Kamil (2005)
2. Taljard (2006)
3. LA-AIDS
4. Bera-Mcalees, Double-length
5. Cox's Non-nested

خانوارها است که در سال‌های اخیر می‌توان استفاده از آن را بخصوص در وسایل برقی مورد استفاده در آشپزخانه مشاهده کرد.

۵-۲. نتایج تخمین

برای رهایی از دام رگرسیون‌های کاذب، در ابتدا برای متغیرهای مورد نظر، آزمون مانایی انجام گرفت. این آزمون توسط نرم‌افزار Stata انجام گرفت که مقادیر به‌دست آمده حاکی از آن بود که کلیه متغیرها در سطح نامانا و مرتبه هم‌انباشتگی آنها یک، I(۱) است. با توجه به یکسان بودن مرتبه هم‌انباشتگی متغیرها، می‌توان از آزمون هم‌جمعی[1] انگل- گرنجر (AEG) استفاده نمود.

نتایج آزمون انجام شده با استفاده از نرم‌افزار Eviews نمایانگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل است. بنابراین برای جلوگیری از حذف شدن آثار بلندمدت میان متغیرها و برآورد حالت اصلی مدل (که از متغیرها به صورت عادی و نه تفاضل‌گیری شده استفاده کرده است) از حالت اولیه متغیرها استفاده شده است.[2]

۵-۲-۱. نتایج مربوط به مقایسه دو الگو

نرم‌افزار ماکروفیت[3] ۴.۱ و معیارهای درستنمای سارگان[4] و وونگ[5] برای مقایسه الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی ایستا (M۱) در مقابل الگوی رتردام مورد استفاده قرار گرفته است. جدول‌های ۱ و ۲ در پیوست ۲ نتایج آزمون نامتداخل برای دو معادله سهم مخارج برق و گاز طبیعی را نشان می‌دهد. در هر دو معادله براساس معیارهای درستنمای سارگان و وونگ، الگوی M۱، یعنی الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی ایستا الگوی مناسب است.

در مرحله دوم به مقایسه دو الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی ایستا (M۲) و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا (M۱) پرداخته شد که براساس معیارهای درستنمای سارگان و وونگ، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا الگوی مناسب برای تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی بخش خانگی در مناطق شهری ایران در دوره مورد بررسی است. یعنی عادات مصرفی نقش

---

1. Cointegration Test

۲. نتایج آزمون‌ها در پیوست ۲ آورده شده است.

3. Microfit
4. Saragan'Likelihood Criterion
5. Vuong' Likelihood Criterion

مهمی در رفتار مصرف‌کنندگان دارد. این نتایج در جدول‌های ۳ و ۴ در پیوست ۲ برای دو معادله سهم مخارج برق و گاز طبیعی مصرفی خانوار شهری نشان داده شد است.[۱]

برآورد دو الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی ایستا و رتردام، در جدول‌های ۳ و ۴ نشان داده شده است. مقدار ضریب تشخیص (R^2) به‌دست آمده در جدول ۴ نشان می‌دهد که الگوی رتردام برای داده‌های مورد بررسی تقاضای خانوارهای مناطق شهری ایران مناسب نیست و تخمین کشش‌ها معنادار نیست، به همین دلیل از محاسبه کشش‌ها صرف نظر شده است.

جدول ۳. نتایج برآورد غیرمقید الگوی LA/AIDS ایستا براساس روش تکراری DMI[۲] و با استفاده از روش SUR برای بخش خانگی مناطق شهری ایران

	α_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	β_i	T	EN	$\sum_j \gamma_{ij}$	SEE	R^2	D.W
برق	۲/۷۹۶۰۳ (۶/۹۵)	۰/۰۲۱۱۶ (۰/۴۵)	-۰/۲۱۰۴ (-۱/۷۷)	-۰/۱۳۹۱ (-۱/۵۴)	-۰/۵۹۲۲ (-۶/۱۵)	۰/۰۲۹ (۵/۴۶)	-	-۰/۳۳	۰/۰۱۵	۰/۹	۱/۹۴
گاز طبیعی	۱/۱۲۰۱ (-۱/۸۴۹)	-۰/۰۸۶۸ (-۰/۶۴)	۰/۰۴۷۴ (۱/۳۵۶)	-۰/۱۴۲۵ (-۰/۱۶۳)	-۰/۲۹۱۹ (۱/۷)	-	۰/۰۰۵ (۴/۵۱)	-۰/۰۱	۰/۰۱۹	۰/۹۹	۱/۹۲
سایر حامل‌های انرژی	-۲/۹۱۶۲	-۰/۱۰۷۹	۰/۱۶۳	۰/۲۸۱۶	۰/۸۸۴۱	-		۰/۳۴	-	-	-

اعداد داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مقایسه بین دو الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی ایستا و الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا از طریق برآورد دو الگو، نتایج به‌دست آمده نشان‌دهنده این است که الگوی پویا نتایج قابل اعتمادتری را نسبت به الگوی ایستا ارائه می‌دهد که بیانگر اهمیت عادات مصرفی در رفتار مصرف‌کنندگان است. نتایج برآورد الگوی غیرمقید سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا در جدول ۵ آورده شده است. نتایج آزمون‌های همگنی، تقارن و منفی بودن، نشان داد که

۱. خاطرنشان می‌شود که در مقایسه بین دو الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا و رتردام از طریق نرم‌افزار ماکروفیت، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا الگوی مناسب برای تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی بخش خانگی در مناطق شهری ایران در دوره مورد بررسی به دست آمد که نتایج آن نزد نویسنده است.

۲. برای مطالعه جزئیات این روش به صمدی (۱۳۸۶) مراجعه فرمایید.

الگوی غیرمقید، الگوی مناسب برای برآورد تقاضای انواع حامل‌های انرژی در بخش خانگی مناطق شهری کشور در دوره زمانی (۱۳۸۷-۱۳۶۳) است.[۱]

جدول ٤. نتایج برآورد غیرمقید الگوی رتردام با استفاده از روش SUR برای بخش خانگی مناطق شهری ایران

	α_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	β_i	EN	T	SEE	R^2	D.W
برق	-۰/۰۰۷۱ (-۱/۱۱)	۰/۱۷۲ (۲/۱۶)	-۰/۲۱۱۵ (-۲/۷۵)	-۰/۰۳۲ (-۰/۳۵)	۰/۰۹ (۱/۳۱)	-	۰/۰۰۱ (۲/۶۲)	۰/۰۱	۰/۳۶	۲/۱۸
گاز طبیعی	۰/۰۴۶۶ (۱/۵۷)	۰/۰۴۲۳ (۰/۴۱)	-۰/۳۶۵۴ (-۲/۸۸)	۰/۲۲۷ (۱/۸۵)	-۰/۲۶۷ (-۱/۹۱)	-۰/۰۰۰۵ (-۱/۳۱)	-	۰/۰۱۸	۰/۲۴	۲/۳۱
سایر حامل‌های انرژی								-	-	-

اعداد داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ٥. نتایج برآورد غیرمقید الگوی LA/AIDS پویا براساس روش تکراری DMI و با استفاده از روش SUR برای بخش خانگی مناطق شهری ایران

	α_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	β_i	α_i^*	EN	t	$\sum_j \gamma_{ij}$	SEE	R^2	W.D
برق	۲/۲۰۹ (۲/۱۲)	-۰/۱۰۷ (-۲/۰۲)	۰/۰۸۸۴ (۰/۹۷)	-۰/۱۵۲۸ (-۱/۱۲)	-۰/۴۹۶۹ (-۶/۷۴)	۰/۰۰۰۶ (۷/۰۵)	-	۰/۱۵۴ (۳/۴۶)	-۰/۱۷۱	۰/۰۱	۰/۹۴	۲/۲۴
گاز طبیعی	۱/۲۷۱۱ (-۱/۷۳)	۰/۰۶۷۸ (-۱/۴۴)	۰/۰۴۰۸ (۲/۵۷)	-۰/۱۴۲۳ (-۰/۴۷)	-۰/۳۲۸۹ (۰/۳۳)	۰/۰۰۰۰۴ (۰/۳۲)	۰/۰۰۵ (۵/۲۳)	-	-۰/۰۳۴	۰/۰۲	۰/۹۹	۱/۶۴
سایر حامل‌های انرژی	-۰/۴۸	۰/۰۳۸۹	-۰/۱۲۹۲	۰/۲۹۵۱	۰/۸۲۵۹	-	-	-	۰/۲۰۵	-	-	-

اعداد داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۱. نتایج این آزمون‌ها نزد نویسنده موجود است.

۵-۲-۲. نتایج محاسبه کشش‌ها

در جدول ۶، کشش‌های جبران نشده (مارشالی) و کشش درآمدی حامل‌های انرژی در الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایدآل پویا ارائه شده است.

جدول ٦. نتایج برآورد کشش‌های قیمتی و متقاطع جبران نشده (مارشالی) و کشش درآمدی در الگوی غیرمقید سیستم تقاضای تقریباً ایدآل پویای بخش خانگی مناطق شهری کشور (۱۳۸۷-۱۳٦۳)

$$\varepsilon_{ij} = -\sigma_{ij} + \left(\frac{y_{ij}}{w_i}\right) - \beta_i\left(\frac{w_j}{w_i}\right) \qquad \eta_i = ۱ + \left(\frac{\beta_i}{w_i}\right)$$

	برق	گاز طبیعی	سایر حامل‌های انرژی	کشش درآمدی
برق	-۰/۷۴۹۶	۰/۴۹۰۲	۰/۰۱۱۴	-۰/۱۵**
گاز	۰/۸۴۳۱	-۰/۵۰۷۴	-۰/۱۵۱۷	-۰/۳۲
سایر حامل‌های انرژی	-۱/۰۰۴	-۱/۰۵۵۸	-۰/۸۹۶۴	۳/۶

** معنی‌دار در سطح ۱ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس برآوردهای ارائه شده در این جدول می‌توان نتیجه گرفت که:

۱. برق کالای ضروری و درجه ضروری بودن آن بالا است.
۲. گاز طبیعی کالای ضروری ولی پارامتر برآورد شده از لحاظ آماری معنادار نیست.
۳. با توجه به پایین بودن کشش درآمدی برق، انتظار می‌رود اعمال سیاست‌های درآمدی بر مصرف‌کنندگان برق بخش خانگی مناطق شهری ایران اثر ملموسی نداشته باشد.
۴. تمام کشش‌های خودقیمتی منفی است که این امر با رفتار حداکثرکننده مطلوبیت مصرف‌کنندگان عقلایی سازگار است.
۵. برق، گاز طبیعی و سایر حامل‌های انرژی بی‌کشش است.
۶. اثرات تقاطعی ارائه شده در جدول ۶ نشان‌دهنده روابط جانشینی و مکملی ناخالص حامل‌های انرژی است، بطوری که برق و گاز طبیعی جانشین ناخالص هم هستند.

جدول ۷ نشان‌دهنده نتایج برآورد کشش‌های جبرانی (هیکسی) است. نتایج حاصل از محاسبه کشش‌های متقاطع جبرانی نشان می‌دهد که نتایج حاصل از این برآوردها با نتایج بدست آمده از کشش‌های جبران نشده تفاوت چندانی ندارد و می‌توان گفت انواع انرژی مصرفی در بخش خانگی رابطه جانشینی یا مکملی هیکس- آلن با هم دارند. برای نمونه برق و گاز طبیعی جانشین هیکس- آلن هستند. همچنین هر سه حامل انرژی، حداقل یک جانشین از نوع هیکس- آلن دارند.

جدول ۷. نتایج برآورد کشش‌های قیمتی و متقاطع جبرانی (هیکسی) در الگوی غیرمقید تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا، بخش خانگی مناطق شهری کشور (۱۳۸۷-۱۳۶۳)

$$\delta_{ij} = -\sigma_{ij} + \left(\frac{y_{ij}}{w_i}\right) + w_j$$

	برق	گاز	سایر حامل‌های انرژی
برق	-۰/۸۱۳	۰/۴۵۳۴	-۰/۰۳۵
گاز	۰/۷۰۵	-۰/۵۸۶۹	-۰/۲۵۲۹
سایر حامل‌های انرژی	۰/۵۵۵۸	-۰/۱۵۷۵	۰/۲۴۶۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٦. نتیجه‌گیری

در این مقاله به منظور مقایسه دو الگوی سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل و الگوی رتردام با استفاده از داده‌های تقاضای حامل‌های انرژی در بخش خانگی مناطق شهری ایران در دوره ۱۳۸۷-۱۳۶۳ به معرفی آزمون‌های نامتداخل پرداخته شد. براساس نتایج این مطالعه می‌توان بیان نمود که الگوی رتردام الگوی مناسبی برای داده‌های مورد نظر نیست. مقایسه دو الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل ایستا نشان داد که الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا نتایج قابل قبول‌تری نسبت به الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی ایستا و الگوی رتردام ارائه می‌دهد. بنابراین باید به نقش مؤثر عادات مصرفی در بررسی رفتار مصرف‌کنندگان خانگی توجه داشت. در کل نتایج نشان می‌دهد که:

۱. تکنولوژی از متغیرهای مؤثر بر الگوی مصرف انرژی خانوار است.
۲. برق و گاز طبیعی مصرفی خانوار مناطق شهری کالای ضروری است.

۳. انواع انرژی مصرفی خانوار شهری جانشین هیکس- آلن یکدیگر هستند. همچنین رابطه جانشینی قوی بین برق و گاز طبیعی در بخش خانگی مناطق شهری کشور وجود دارد.

۴. افزایش نسبی در قیمت‌ها و مخارج واقعی خانوار باعث کاهش سهم مصرف برق و سهم مخارج گاز طبیعی به مقدار ناچیز و افزایش سایر حامل‌های انرژی مصرفی شده است. این نتیجه نیز با نتایج بدست‌آمده از کشش‌های جبرانی و جبران نشده و همچنین با توجه به واقعیت‌های موجود در اقتصاد ایران و ارقام مربوط به روند سهم مصرف برق و گاز طبیعی نیز تأیید می‌شود. بنابراین می‌توان ادعا کرد که برای اصلاح الگوی مصرف انواع انرژی در بخش خانگی، تغییر قیمت برق و گاز طبیعی و اعمال سیاست‌های درآمدی به تنهایی اهرم‌های مناسبی به شمار نمی‌آید و برای این منظور، با توجه به این که بخش خانگی، جزء مصرف‌کنندگان اصلی انواع حامل‌های انرژی محسوب می‌شود، صرفه جویی انرژی در این بخش با استفاده از تجهیزات با راندمان بالا(استفاده از تکنولوژی در ساخت وسایل انرژی‌بر)، استفاده از مصالح استاندارد در ساخت و ساز، استفاده منطقی از انرژی به وسیله فرهنگ‌سازی همراه با تغییر قیمت حامل‌های انرژی، می‌تواند تأثیر بسزایی در کنترل مصرف این بخش داشته باشد.

۵. با توجه به مثبت و معنی‌دار بودن متغیر تأخیری در تقاضای حامل‌های انرژی مصرفی خانوار شهری که بیانگر تأثیرگذاری عادات مصرفی در رفتار مصرف‌کنندگان است، سیاست‌گذاران باید در اتخاذ گزینه‌های سیاستی خود این امر را مد نظر قرار داده و رجحان‌های مصرف‌کنندگان را در راستای دلخواه تحت تأثیر قرار دهند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

الف- فارسی

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

ترازنامه انرژی سال‌های مختلف، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی، معاونت امور برق و انرژی، وزارت نیرو

ترازنامه هیدروکربوری کشور در سال‌های مختلف، گروه مدیریت انرژی، مؤسسه مطالعات بین‌المللی انرژی.

شهیکی تاش، محمدنبی، درویشی، باقر و مهیم شهیکی تاش (۱۳۸۸)، «سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوار شهری: رهیافت مدل سیستمی AIDS و مدل دیفرانسیلی رتردام»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۲، سال سوم، صفحات ۷۸-۴۷.

صمدی، علی‌حسین (۱۳۸۶)، «تجزیه و تحلیل تقاضای انواع گوشت در مناطق شهری ایران با استفاده از الگوی سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل»، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۵۷، سال پانزدهم، صفحات ۳۰-۱۵.

ب- انگلیسی

Alston, J. M. and J. A. Chalfant (1991), "Can We Take the Con out of Meat Demand Studies?", *Western Journal of Agricultural Economics*, Vol. 16, pp. 36-48.

Alston, J. M., Chalfant, A. J., and N. E. Piggott (2002), "Estimating and Testing the Compensated Double-log Demand Model", *Applied Economics*, Vol. 34, pp. 1177-1186.

Alston, J. M. and J. A. Chalfant (1993), "The Silence of the Lamdas: A Test for the Almost Ideal and Rotterdam Models", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 75, pp. 304-314.

Barnet, A. P. (1993), "Choice of Functional Form: Consumer Allocation Models", *Empirical Economics*, pp. 273-283.

Barnett, W. A. and O. Seck (2007), "Rotterdam vs. Almost Ideal Models: Will the Best Demand Specification Please Stand Up?", *Journal of Applied Econometrics*, pp. 1-30.

Cranfield, J. A. L. and S. Pellow (2004), "The Role of Global vs. Local Negativity in Functional Form Selection: An Application to Canada Consumer Demands", *Economic Modeling*, Vol. 24, pp. 345-360.

Dameus, A. *et al* (2002), "AIDS vs The Rotterdam Demand System: A Cox Test with Parametric Bootstrap", *Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 27, pp. 335-347.

Green, R. and J. M. Alston (1990), "Elasticity's in AIDS Models", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 72, pp. 442-445.

Jung, J. and W. W. Koo (2000), "An Econometric Analysis of Demand for Meat and Fish Products in Korea", Agricultural Economics Report, 439. North Dakota state university, USA.

LaFrance, J. T. (1991), "When Is Expenditure Exogenous is Separable Demand Models?", *Western Journal of Agricultural Economics*, No. 16, pp. 49-62.

LaFrance, J. T. (1998), "The Silence Bleating! of the Lambdas: Comment", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 80, pp. 221-30.

Lee, J. Y., Brown, M. G. and J. L. Seale (1994), "Model Choice in Consumer Analysis: Taiwan, 1970-1989", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.76, pp. 504-512.

Milad, M. S. (2005), "Application of the Rotterdam Model to the Meat Demand System in Malaysia", (MS Thesis. University sains Malaysia).

Moschini, G. (1995).,Units of Measurement and the Stone Index in Demand System Eestimation", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 77, pp. 63-68.

Rastegari, S. and S. H. Hwang (2007), "Meat Demand in South Korea: An Application of Restricted Source- differentiated Almost Ideal Demand System Model", *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol. 39, pp. 47-60.

Taljaard, P. R., Schalkwyk, H. D. and Z. G. Alemu (2006), "Choosing between the AIDS and Rotterdam Models: A Meat Demand Analysis", Agricultural Economics Association of South Africa (AEASA) Agrekon, Vol. 45, pp.158-172.

Theil, H. (1965), "The Information Approach to Demand Analysis", *Econometrica*, Vol. 33, pp. 67-87.

Tridimas, G. (2000), "The Analysis of Consumer Demand in Greece: Model Selection and Dynamic Specification", *Economic Modeling*, Vol. 17, pp. 455-471.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست ۱

معرفی آماره‌های P_E، BM، DL:

آماره PE برای آزمون الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل در مقابل الگوی رتردام، از نسبت t پارامتر α الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی در رگرسیون معین زیر استفاده می‌کند:

$$f(y) = Xb + \alpha_f Z\beta_1 - g(f^{-1}\{X\beta_0\}) + error \qquad (۱)$$

به‌طور مشابه آماره PE برای آزمون الگوی رتردام در مقابل الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی به وسیله نسبت t پارامتر α الگوی رتردام در رگرسیون معین (کمکی) زیر داده می‌شود:

$$g(y) = Zd + \alpha_g Z\beta_0 - f(g^{-1}\{X\beta_1\}) + error \qquad (۲)$$

در فرمول (۲) β_1 و β_2، به ترتیب برآوردگر ols از B_1 و B_2 تحت دو الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی و رتردام را نشان می‌دهند. این آماره برای اولین بار توسط دیویدسون و مکینون (۱۹۸۱) پیشنهاد شد.

آماره BM برای آزمون الگوی خطی در مقابل الگوی لگاریتم- خطی استفاده می‌شود. برای اینکه آماره BM برای آزمون سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی در مقابل الگوی رتردام محاسبه شود، ابتدا باید باقی‌مانده η_g از رگرسیون زیر روی z محاسبه شود.

$$g[f^{-1}(X\beta_0)] \qquad (۳)$$

بنابراین آماره BM برای آزمون سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی در مقابل الگوی رتردام از یک طرف به عنوان نسبت t از θ_f در رگرسیون کمکی زیر محاسبه می‌شود:

$$f(y) = Xb + \theta_f \eta_g + error \qquad (۴)$$

از طرف دیگر، برای آزمون رتردام در مقابل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی آماره BM به وسیله نسبت t از θ_g در رگرسیون کمکی زیر داده شده است:

$$f(y) = Zd + \theta_g \eta_f + error \qquad (۵)$$

در فرمول (۵) η_f بردار باقی مانده رگرسیون $f[g^{-1}(Z\beta_1)]$ بر روی x است.[۱]

آماره رگرسیون DL برای آزمون الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی در برابر الگوی رتردام استفاده می‌شود و می‌تواند به‌وسیله معادله زیر نشان داده شود:

$$DL_f = 2n - SSR_f \qquad (۶)$$

SSR_f مجموع مربعات خطای رگرسیون DL را نشان می‌دهد.[۲]

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. تالجارد (۲۰۰۶)

۲. پسران و پسران (۱۹۹۷)

پیوست ۲

جدول ۱. آزمون نامتداخل سهم معادله برق مصرفی خانوار شهری ایران در دوره ۸۷-۱۳٦۳

Dependent variable in model M1 is We-We(-1)
Dependent variable in model M2 is ((We+We(-1))/2)*DLOGCe
24 observations used from 1364 to 1387. Number of replications 1000

Estimates of parameters of M1			Estimates of parameters of M2		
	Under M1	Under M2		Under M2	Under M1
C			C		
DLOGPE	.0084058	2.7033	DLOGPE	-.0075884	-.0075495
DLOGPG	-.035459	-150.3332	DLOGPG	.13563	.14140
DLOGPS	-.077856	32.2060	DLOGPS	-.22326	-.22262
DLOGX	-.11045	97.3767	DLOGX1	-.077118	-.081675
T	-.53746	-42.6962	T	.090181	.085165
Standard	.7665E-3	-.15416	Standard	.0010096	.0010157
Error	.019064	12.2603	Error	.012288	.012292
Adjusted	63.9840	-86.3406	Adjusted	-41.1301	-41.1370
Log-L			Log-L		

Non-Nested Test Statistics and Choice Criteria

Test Statistic	M1 against M2	M2 against M1
S-Test 1000 replications	.43585[.663]	-27.5080[.000]
PE-Test	-2.0667[.039]	-1.4042[.160]
BM-Test	-2.0667[.039]	-1.4042[.160]
DL-Test	2.4862[.013]	1.1459[.252]

sargan's Likelihood Criterion for M1 versus M2= 105.1141 favours M1

Vuong's Likelihood Criterion for M1 versus M2= 78.7950[.000 favours M1

Notes: S-Test is the SC_c test proposed by Pesaran and Pesaran (1995) and is The simple version of the simulated Cox test statistic.
PE-Test is the PE test due to MacKinnon, White and Davidson.
BM-Test is due to Bera and McAleer.
DL-Test is the double-length regression test statistic due to Davidson And MacKinnon.

جدول ۲. آزمون نامتداخل توسط سهم معادله گاز طبیعی مصرفی خانوار شهری ایران در دوره ۱۳۶۳-۸۷

Dependent variable in model M1 is WG-WG(-1)
Dependent variable in model M2 is ((WG+WG(-1))/2)*DLOGCG
24 observations used from 1364 to 1387. Number of replications 1000

Estimates of parameters of M1			Estimates of parameters of M2		
	Under M1	Under M2		Under M2	Under M1
C			C		
DLOGPE	.012852	-.40170	DLOGPE	-.0015536	.5819E-3
DLOGPG	-.10507	-4.0073	DLOGPG	.0092169	-.0046731
DLOGPS	.20871	-11.8726	DLOGPS	.15168	.016358
DLOGX	.0099869	7.3536	DLOGX	.024000	.3290E-3
EN	-.012982	-2.1363	EN	.058505	.0021334
Standard	-.2777E-4	.021698	Standard	.1690E-3	-.6723E-5
Error	.022274	1.7298	Error	.011465	.0014653
Adjusted	55.4784	-34.9900	Adjusted	-.23048	46.0498
Log-L			Log-L		

Non-Nested Test Statistics and Choice Criteria		
Test Statistic	M1 against M2	M2 against M1
S-Test 1000 replications	.048149[.962]	-20.6855[.000]
PE-Test	-7.2832[.000]	2.4129[.016]
BM-Test	-7.2832[.000]	2.4129[.016]
DL-Test	4.4718[.000]	1.9664[.049]

argan's Likelihood Criterion for M1 versus M2= 55.7089 favours M1
Vuong's Likelihood Criterion for M1 versus M2= 52.3672[.000]favours M1

Notes: S-Test is the SC_c test proposed by Pesaran and Pesaran (1995) and is the simple version of the simulated Cox test statistic.
PE-Test is the PE test due to MacKinnon, White and Davidson.
BM-Test is due to Bera and McAleer.
DL-Test is the double-length regression test statistic due to Davidson and MacKinnon.

جدول ۳. آزمون نامتداخل سهم معادله برق مصرفی خانوار شهری ایران در دوره (۸۷-۱۳۶۳)[۱]

Dependent variable in model M1 is We-We(-1)
Dependent variable in model M2 is We-We(-1)
24 observations used from 1364 to 1387. Number of replications 1000

Estimates of parameters of M1			Estimates of parameters of M2		
	Under M1	Under M2		Under M2	Under M1
C	.015183	.015367	C	.015475	.015382
DLOGPE	-.071547	-.9274E-3	DLOGPE	.0035464	.7265E-3
DLOGPG	-.074470	-.092355	DLOGPG	-.094456	-.092877
DLOGPS	-.072180	-.16669	DLOGPS	-.16982	-.16860
DLOGX	-.55030	-.54354	DLOGX	-.54552	-.54364
DCG(-1)	.3884E-4	.7120E-6	Standard Error	.5245E-3	.5250E-3
T	1969E-3	.5191E-3	Adjusted Log-L	.018022	.018491
Standard Error	.016409	.018020		62.7362	62.8022
Adjusted Log-L	65.3924	63.9634			

Non-Nested Test Statistics and Choice Criteria		
Test Statistic	M1 against M2	M2 against M1
S-Test 1000 replications	.47809[.633]	-63.3688[.000]
PE-Test	*NONE*	2.1227[.034]
BM-Test	*NONE*	*NONE*
DL-Test	1.2470[.212]	2.5198[.012]

sargan's Likelihood Criterion for M1 versus M2= 2.6563 favours M1

Vuong's Likelihood Criterion for M1 versus M2= 12.0501[.000]favours M1

Notes: S-Test is the SC_c test proposed by Pesaran and Pesaran (1995) and is the simple version of the simulated Cox test statistic.
PE-Test is the PE test due to MacKinnon, White and Davidson.
BM-Test is due to Bera and McAleer.
DL-Test is the double-length regression test statistic due to Davidson and MacKinnon

۱. مقایسه دو الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی ایستا و الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا که دارای متغیرهای وابسته یکسان اما متغیرهای مستقل متفاوت هستند.

جدول ٤. آزمون نامتداخل سهم معادله گاز طبیعی مصرفی خانوار شهری ایران در دوره ۸۷-۱۳٦۳

Dependent variable in model M1 is WG-WG(-1)
Dependent variable in model M2 is WG-WG(-1)
24 observations used from 1364 to 1387. Number of replications 1000

Estimates of parameters of M1			Estimates of parameters of M2		
	Under M1	Under M2		Under M2	Under M1
C			C		
DLOGPE	.0055497	.011477	DLOGPE	.011795	.011385
DLOGPG	-.11694	-.11142	DLOGPG	-.11014	-.11152
DLOGPS	.20150	.21153	DLOGPS	.20988	.21140
DLOGX	.0073986	.015090	DLOGX	.017838	.014936
DCG(-1)	-.025016	-.011547	EN	-.011933	-.011740
EN	-.4842E-6	.7157E-8	Standard	-.1721E-4	-.8977E-5
Standard	.2454E-3	-.1286E-4	Error	.022980	.023601
Error	.022973	.022845	Adjusted	52.4383	52.6290
Adjusted	52.9446	53.8554	Log-L		
Log-L					

Non-Nested Test Statistics and Choice Criteria		
Test Statistic	M1 against M2	M2 against M1
S-Test 1000 replications	.032271[.974]	-7.4755[.000]
PE-Test	*NONE*	1.0045[.315]
BM-Test	*NONE*	*NONE*
DL-Test	1.3481[.178]	1.5531[.120]

sargan's Likelihood Criterion for M1 versus M2= .50627 favours M1

Vuong's Likelihood Criterion for M1 versus M2= 3.0701[.002]favours M1

Notes: S-Test is the SC_c test proposed by Pesaran and Pesaran (1995) and is the simple version of the simulated Cox test statistic.
PE-Test is the PE test due to MacKinnon, White and Davidson.
BM-Test is due to Bera and McAleer.
DL-Test is the double-length regression test statistic due to Davidson
And MacKinnon.

جدول ۵. نتایج آزمون مانایی متغیرها

نماد متغیر	نقطه شکست ساختار	آماره t	ارزش بحرانی: ۱%	ارزش بحرانی: ۵%	شمار LAG	نتیجه
LOGX	۱۳۶۹	-۳/۷۴	-۵/۵۷	-۵/۰۸	۱	I(۱)
WS	۱۳۷۲	-۴/۰۴	-۵/۵۷	-۵/۰۸	۰	I(۱)
WE	۱۳۷۶	-۴/۶۶	-۵/۵۷	-۵/۰۸	۲	I(۱)
WG	۱۳۷۹	-۲/۹۱	-۵/۵۷	-۵/۰۸	۱	I(۱)
Ce	۱۳۷۴	-۴/۶۳	-۵/۵۷	-۵/۰۸	۰	I(۱)
Cg	۱۳۷۴	-۳/۵۶	-۵/۵۷	-۵/۰۸	۰	I(۱)
Log(pe)	۱۳۸۳	-۲/۵۶	-۵/۵۷	-۵/۰۸	۱	I(۱)
Log(pg)	۱۳۸۳	-۲/۷۹	-۵/۵۷	-۵/۰۸	۲	I(۱)
Log(ps)	۱۳۷۴	-۲/۶۸	-۵/۵۷	-۵/۰۸	۱	I(۱)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ٦. آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته اجزاء اخلال مدل

آماره مک کینون (ارزش بحرانی)	آماره ADF	سطح اطمینان	نام متغیر
-۱/۹۵۶	-۴/۷۷۷	٪۵	RES_1
-۱/۹۵	-۴/۹۸۵	٪۵	RES_2

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی