فصلنامه اقتصاد کاربردی
سال چهارم / زمستان ۱۳۹۳

# تحلیل رفتار مصرفی خانوارهای شهری با استفاده از مکانیزم تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل[۱]

علیرضا مرادی[۲] ـ فرهنگ مستشاری[۳]

تاریخ دریافت: ۹۲/۷/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۳/۳/۱۳

**چکیده**

مقاله حاضر به بررسی رفتار مصرفی خانوارهای شهری کشور ایران، با استفاده از الگوی تصحیح خطای تقریب خطی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل[۴] (ECM-LA-AIDS) بر مبنای رویکرد همجمعی در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۹، برای ۵ گروه کالایی منتخب در بودجه خانوار می‌پردازد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد تعدیل به سمت تعادل بلندمدت به ترتیب در دو گروه کالایی لوازم، اثاثه و مسکن و سوخت به سرعت انجام می‌پذیرد. همچنین خانوارهای شهری در رفتار مصرفی خود دچار توهم پولی هستند. پس از محاسبه کشش‌های کوتاه مدت و بلندمدت مارشالی و هیکسی مشخص گردید آثار اعمال سیاست‌های قیمتی در کوتاه‌مدت با سرعت بیشتری نسبت به بلندمدت ظاهر می‌گردد و کشش‌های مخارجی برای کلیه گروه‌های کالایی بجز پوشاک و کفش و گروه سایر در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است.

**طبقه بندی** JEL: C30, C12, R20

**واژگان کلیدی:** سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا، مدل تصحیح خطا، روش همجمعی، آزمون بلاندل- اندرسون

---

[۱] این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی با همین نام است که به سفارش و با کمک مالی دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمانشاه تدوین شده است.

[۲] عضو هیأت علمی گروه علوم اقتصادی دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمانشاه *alirezaradin@yahoo.com* (نویسنده مسئول)

[۳] کارشناس ارشد علوم اقتصادی *khordadfm@yahoo.com*

[4] Error Correction Model Linear Approximate of Almost Ideal Demand System

**۱- مقدمه**

مطالعه رفتار مصرفی خانوارها و تحلیل چگونگی اختصاص درآمد محدود آنان به کالا و خدمات مختلف یکی از مهمترین مباحث عمده مورد نیاز جهت سیاستگذاری‌های اقتصادی می‌باشد. در واقع مسئله عمده پیش‌روی تقاضا-کنندگان آنست که چگونه درآمد محدود خود را جهت حداکثرسازی مطلوبیت، بین کالاها و خدمات گوناگون اختصاص دهند. این گروه همواره با تغییر در قیمت نسبی کالاها و خدمات، میزان تقاضای خود را به طور متناسب تغییر خواهند داد. تولیدکنندگان نیز جهت تحقق انگیزه حداکثر سود به وجود تقاضا برای کالاها و خدمات خویش نیاز دارند. بررسی عوامل موثر بر تقاضا، بنگاه‌های تولیدی را نسبت به افزایش توانایی‌های خود در انطباق با وضعیت موجود و نیازهای مصرفی آینده، در جهت حداکثرسازی سود یاری خواهد نمود. از سوی دیگر سیاستگذاران نیز مایلند بدانند کالاها چه جایگاهی در بودجه خانوار داشته، کدام کالاها در زمره کالاهای لوکس و ضروری قرار می‌گیرند و با تغییر قیمت یک کالا، تقاضای آن کالا و سایر کالاها چه تغییری می‌یابد و آیا از قیمت یک کالا می‌توان به عنوان ابزاری موثر جهت سیاستگذاری استفاده نمود. پاسخ به این پرسشها تصمیم‌گیرندگان اقتصادی را در انتخاب هر چه بهینه‌تر سیاستهای اقتصادی همچون سهمیه‌بندی کالاها، پرداخت یارانه‌ها، اعمال مالیات و غیره یاری می‌دهد.

هدف از این مطالعه بررسی رفتار مصرفی خانوارهای شهری کل کشور با استفاده از الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل[۱] (AIDS) بوده و در ادامه به بررسی پویایی‌های رفتاری مصرف‌کننده در بلندمدت خواهیم پرداخت و کشش قیمتی تقاضا در بلندمدت و کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار خواهند گرفت.

**۲- چارچوب الگوی نظری**

سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل[۲] را برای اولین بار دیتون و مولبایر[۳] (۱۹۸۰) بر مبنای طبقه‌بندی خاصی از ترجیحات جمع‌پذیر با عنوان طبقه‌بندی تعمیم یافته لگاریتم خطی مستقل از قیمت (PIGLOG)[۴] معرفی کردند. الگوی AIDS را می‌توان به فرم معادله سهم بودجه‌ای مارشالی کالای i ام به صورت زیر ارائه کرد:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} LogP_j + \beta_i Log\left(\frac{M}{P}\right) \quad (۱)$$

که در آن $\alpha_i$، $\beta_i$ و $\gamma_{ij}$ پارامترها، $w_i$ سهم بودجه‌ای کالای i ام، $P_j$ قیمت کالای j ام، M مخارج کل خانوار و P شاخص قیمت ترانسلوگ بوده و به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۲)

$$LogP = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k LogP_k + 0.5 \sum_{j=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} \gamma_{kj} LogP_k LogP_j$$

اما از آنجایی که شاخص قیمت (۲) سیستم معادلات (۱) را به سیستم معادلات غیرخطی تبدیل می‌کند، بندرت در مطالعات تجربی استفاده شده است (بیوزی۱۹۹۴).[۵] دیتون و مولبایر جهت حل این مشکل شاخص قیمتی استون[۶] معرفی شده به صورت زیر را برای آن پیشنهاد می-نمایند که با جایگذاری آن در رابطه (۱) تقریب خطی الگوی AIDS (LA-AIDS)[۷] بدست می‌آید:

$$LogP_t^s = LogP^* = \sum_{k=1}^{n} w_k LogP_{kt} \quad (۳)$$

در این رابطه $P_{kt}$ شاخص قیمت کالای k ام در زمان t ام، $w_{kt}$ سهم بودجه‌ای کالای k ام در زمان t ام هستند. با جایگذاری این رابطه سیستم معادلات (۱) فرم خطی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل به دست می‌آید.

$$w_i = \alpha_i + \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} LogP_j + \beta_i Log\left(\frac{M}{P^*}\right) \quad (۴)$$

برای سازگاری این الگو با نظریه تقاضا و همچنین معتبر بودن بیان ترجیحات، محدودیت‌های زیر بایستی برقرار باشد:

(۵) قید جمع پذیری[۸]

$$\sum_{i=1}^{n} \alpha_i^* = 1 \text{ ، } \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} = 0 \text{ ، } \sum_{i=} \beta_i = 0$$

(۶) قید همگنی[۹]

$$\sum_{j} \gamma_{ij} = 0$$

(۷) قید تقارن[۱۰]

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$$

پس از برآورد رابطه بلندمدت LA-AIDS، بر مبنای روش انگل–گرنجر ابتدا ویژگی $I(1)$ بودن سری‌های زمانی بکار رفته در پژوهش با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته ((ADF و فیلیپس پرون ((PP[۱۱] مورد بررسی قرار گرفته و در صورتی که کلیه متغیرها دارای ریشه واحد باشند، اما جز پسماند معادله بلندمدت (۴) پایا باشد می‌توان آن را با یک وقفه به عنوان متغیر مستقل در رابطه کوتاه

مدت تصحیح خطا قرار داد. مدل تصحیح خطای پیشنهادی کاراگینیز و دیگران[۱۲] (۲۰۰۰) به صورت زیر دست می‌آید:

(۸)

$$\Delta w_{it} = \alpha_i \Delta w_{i,t-1} + \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ii} \Delta LnP_i + \beta_i \Delta Ln\left(\frac{m}{P_t^*}\right) + \lambda_i \hat{U}_{i,t-1} + \varepsilon_t$$

روابط کشش ارائه شده بوسیله گرین و آلستون[۱۳] برای الگوی (LA-AIDS) در اینجا به کار می‌رود، چرا که چالفانت[۱۴] نشان داده است که این روابط در عین سادگی نسبت به مقادیر واقعی از کمترین اریب برخوردار هستند.

جدول۱: کشش‌های مورد محاسبه در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی

| کشش قیمتی جبران نشده (مارشالی) | کشش قیمتی جبرانی (هیکسی) | کشش مخارجی (درآمدی) | کشش جانشینی آلن |
|---|---|---|---|
| $\sigma_{ij}=1+\frac{\gamma_{ij}}{w_i w_j}, i\neq j$ | $\eta_i=1+\left(\frac{\beta_i}{w_i}\right)$ | $\hat{\varepsilon_{ij}}=-\delta_{ij}+\left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i}\right)+\overline{w}_j\varepsilon_{ij}=-\delta_{ij}+\left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i}\right)-\beta_i\left(\frac{\overline{w}_j}{w_i}\right)$ | |

مآخذ: دیتون و مولبایر (۱۹۸۰)

در عبارات بالا، $\delta_{ij}$ دلتای کرونکر[۱۵] بوده و از آنجایی که سهم‌های بودجه $w_i$ قابل مشاهده نیست، میانگین سهم‌های بودجه در طول دوره مورد بررسی در عبارات بالا قرار داده شده است. رابطه ارائه شده برای کشش درآمدی نیز بوسیله فیلیپس (۱۹۸۳) ارائه شده و بیوزی (۱۹۹۴) نیز با استفاده از آزمایشات مونت‌کارلو آن را تأیید نموده است. در مورد کشش جانشینی آلن اگر عبارت مثبت باشد، رابطه جانشینی قوی و اگر منفی باشد رابطه مکملی (یا جانشینی ضعیف) بین کالاها وجود خواهد داشت.

### ۳- پیشینه تحقیق در ایران و سایر کشورها:

دیتون و مولبایر[۱۶] (۱۹۸۰) طی مقاله‌ای برای اولین بار سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل را ارائه کردند. آنان با استفاده از داده‌های سالانه انگلستان برای دوره زمانی ۱۹۷۴-۱۹۵۴ تقاضای هفت گروه کالایی را مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه آزمون فرضیه تقارن به طور کامل و آزمون فرضیه همگنی برای چهار گروه کالایی رد گردید.

ری[۱۷] (۱۹۸۰) به تحلیل سری زمانی مخارج خانوارها در هند طی دوره ۱۹۶۹-۱۹۵۲ پرداخت. وی پنج حالت از الگوی سیستم AIDS را برای مناطق شهری و روستایی برآورد نموده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه همگنی نشان دهنده قبول فرضیه همگنی برای تمام کالاها در هر یک از مناطق شهری و روستایی می‌باشد.

بلانسی فورتی و گرین[۱۸] (۱۹۸۳) در پی رد فرضیه تقارن و همگنی و پیشنهاد دیتون و مولبایر مبنی بر منظور نمودن متغیرهای دیگری غیر از قیمت‌ها و مخارج جاری در الگوی AIDS کوشش‌هایی را در جهت تعیین حالت‌های دیگر این الگو از طریق پیوند آن با نظریه عادات مصرفی پولاک آغاز کردند که منجر به تدوین الگوی با لحاظ عادات مصرفیAIDS گردید.

فولپونی[۱۹] (۱۹۸۹) با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۹۸۵-۱۹۵۹ کشور فرانسه الگوی AIDS را برای گروه‌های مختلف برآورد نمود. از دیدگاه وی سازگار بودن این الگو با تئوری تقاضا و قابلیت خطی نمودن آن از جمله دلایل به کارگیری آن در این پژوهش بوده است.

بیوزی (۱۹۹۴) اشاره می‌کند که در دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۲ از الگوی AIDS ۲۳۷ مرتبه در مطالعات تجربی بهره گیری شده است و از بررسی ۲۰۷ مقاله نیز معلوم شده که در ۸۹ کار تجربی از این الگو در تحلیل تقاضا استفاده شده است. از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعات آلستون و دیگران[۲۰] (۱۹۹۴) و آلس و انور[۲۱] (۱۹۹۴) اشاره کرد. در دوره ۲۰۰۲-۱۹۹۱ مطالعات بسیاری که تاکیدشان بر جنبه نظری بود، صورت گرفت. از جمله مطالعه روبرت فین استرا[۲۲] (۲۰۰۰) کرانفیلد و جیمز[۲۳] (۲۰۰۳) و لافرانس[۲۴] (۲۰۰۴) اشاره کرد. کاراگینیز و دیگران (۲۰۰۰) در پژوهشی به بررسی تقاضای گوشت در کشور یونان طی دوره ۱۹۹۳-۱۹۵۸ بر مبنای روش همجمعی برای چهارگروه کالایی پرداختند. در این پژوهش گوشت گاو و جوجه به عنوان کالای لوکس شناخته شدند. ایکینز و گالاگر[۲۵] (۲۰۰۳) در مطالعه خود به برآورد یک سیستم تقاضای تقریباً ایده آل دینامیک با استفاده از رویکرد تصحیح خطا و همجمعی برای نوشیدنی‌ها در کشور ایرلند مدت طی دوره ۱۹۹۸- ۱۹۶۰ برای ۳ گروه کالایی پرداختند. فان سالکویک و کام (۲۰۰۳)[۲۶] در پژوهشی به بررسی تقاضا برای دانه‌های روغنی کشور آفریقای جنوبی برای چهار گروه کالایی طی دوره ۲۰۰۲-۱۹۷۱ با استفاده از روش رویکرد تصحیح خطا و همجمعی پرداختند. سالگام و زاپاتا[۲۷] (۲۰۰۶) در مطالعه خود به بررسی پایداری تئوریکی سیستم تقاضای گوشت در امریکا با استفاده از رویکرد پویا برای سه گروه کالایی با استفاده از داده‌های فصلی (۴)۲۰۰۲- (۱)۱۹۷۵ پرداختند.

در ایران نیز طیبی و رنجبر (۱۳۸۳) در مطالعه‌ایی به بررسی ساختار تقاضای واردات کشور با استفاده از

الگوی ECM-LA-AIDS و روش حداکثر راستنمایی طی دوره ۱۳۸۱-۱۳۵۷ پرداختند. فخرایی و نوروزی (۱۳۸۴) در پژوهشی با استفاده از مدل تقریب خطی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل یک رویکرد تصحیح خطا را برای انواع متفاوت برنج وارداتی طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۶۰ با استفاده از تکنیک همجمعی بر مبنای روش برآورد رگرسیونی بظاهر نامرتبط تکراری مورد بررسی قرار دادند. داود زاهدی (۲۰۰۶) در پژوهش خود مبادرت به بررسی مخارج خانوارهای شهری ایرانی طی دوره ۲۰۰۴-۱۹۸۴ با استفاده از الگوی ECM-LA-AIDS و روش تخمین ISUR نمود. تکنیک وی نیز در این پژوهش روش همجمعی بود.

## ۴- معرفی متغیرها

به منظور استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل در تحلیل رفتار مصرفی خانوارهای کل کشور ، از داده‌های سالانه مخارج مصرفی خانوارهای شهری کل کشور طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۵۹ استفاده شده است. بدین منظور پنج گروه عمده کالایی از میان دوازده گروه اصلی با توجه به سهمشان در بودجه انتخاب شده و سایر گروه‌ها در گروهی به نام گروه سایر ادغام شده و جهت محاسبه شاخص قیمت این گروه نیز از روش استون استفاده شد. گروه‌های کالایی مورد استفاده در این پژوهش عبارتند از:

۱- گروه خوراکی‌ها،آشامیدنی‌ها و دخانیات (FO) ۲- گروه مسکن و سوخت (HO) ۳- گروه پوشاک و کفش (CS) ۴-گروه لوازم،اثاثه و خدمات خانوار (UG) ۵-گروه سایر (OT).

## ۵- برآورد مدل

نتایج برآورد سیستم LA-AIDS به روش رگرسیونهای بظاهر نامرتبط تکراری (ISUR) در جدول (۴) ارائه شده است. ضرایب معنی دار آماری، بدان مفهوم است که سهم بودجه مربوطه نسبت به تغییرات آن متغیرها حساس است. از سوی دیگر می‌توان گفت اگر قیمت کالایی افزایش یابد و ضریب آن منفی باشد، سهم بودجه آن گروه کالایی در بودجه خانوار کاهش می‌یابد و برای ضرایب مثبت نیز عکس این حالت برقرار است. مجموع سطری ضرایب $\gamma_{ij}$ (ضرایب متغیرهای قیمت) با عنوان $\sum_{j=1}^{5}\gamma_{ij}$ ارائه شده که ۱۰۰ برابر تأثیر مطلق ۱ درصد افزایش در کلیه قیمت‌ها و مخارج واقعی کل بر مقدار سهم بودجه‌ایی کالاها را نشان می‌دهد.

در جدول (۴) نتایج حاصل از برآورد غیر مقید الگوی AIDS برای مناطق شهری کل کشور نشان داده شده است. بر اساس این نتایج از میان ۲۸ ضریب برآوردی ۱۷ ضریب در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و ۶ ضریب نیز در سطح ۷۰ درصد معنی‌دار است. با توجه به این نتایج می‌توان چنین استنباط کرد که سهم‌های بودجه ای گروه‌های کالایی از حساسیت قیمتی بالایی برخوردار هستند. ضرایب برآوردی در الگوی نامقید نشان می‌دهد که گروه‌های $\beta_i$ کالایی پوشاک و کفش، لوازم و اثاثه و سایر به عنوان یک گروه کالایی لوکس و گروه خوراکی ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات و گروه مسکن و سوخت ضروری محسوب می‌گردند. (همه این ضرایب در سطح ۹۵ درصد معنی دار هستند). لازم به ذکر است ارائه تفسیر اقتصادی از ضرایب برآوردی در فرم‌های تابعی انعطاف پذیر از جمله الگوی AIDS به صورت مستقیم امکان پذیر نبوده و بنابراین کشش‌های گروه‌های کالایی مختلف بایستی تخمین زده شده و مورد تفسیر قرار گیرند، چرا که این کشش‌ها خود تابعی از پارامترهای برآوردی هستند (آندری کوپولوس و همکاران۱۹۹۷)[۲۸].

جدول ۴: نتایج حاصل از برآورد غیر مقید پارامترهای سیستم تقاضای تقریباً ایده آل (LA-AIDS)

| گروه کالایی | $\alpha_i$ | $\gamma_{i1}$ | $\gamma_{i2}$ | $\gamma_{i3}$ | $\gamma_{i4}$ | $\gamma_{i5}$ | $\beta_i$ | $\sum_{j=1}^{5}\gamma_{ij}$ | $R^2$ | D-W |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| خوراکیها | ۱/۱۶۳ | ۰/۳۰۷ | -۰/۲۳۷ | ۰/۰۰۰۹ | -۰/۰۶۸ | -۰/۰۸۷ | -۰/۱۳۰ | -۰/۰۸۵ | ۰/۹۴ | ۱/۷۵ |
| (P-value) | (۰/۰۰۳) | (۰/۰۰۵) | (۰/۰۰۰) | (۰/۹۵۷) | (۰/۱۱۷) | (۰/۴۲۳) | (۰/۰۲۱) | | | |
| مسکن و سوخت | ۱/۱۵۵ | -۰/۱۴۵ | ۰/۰۶۷ | -۰/۰۰۴ | ۰/۰۶۲ | ۰/۰۴۵ | -۰/۱۵۶ | ۰/۰۲۴ | ۰/۵۳ | ۱/۲۱ |
| (P-value) | (۰/۰۰۰) | (۰/۱۸۳) | (۰/۲۳۰) | (۰/۷۶۷) | (۰/۱۴۵) | (۰/۶۸۰) | (۰/۰۰۶) | | | |
| پوشاک و کفش | -۰/۷۲۸ | -۰/۰۴۷ | -۰/۱۰۶ | ۰/۰۲۱ | ۰/۲۰۶ | -۰/۰۸۸ | ۰/۱۴۳ | -۰/۰۱۴ | ۰/۸۸ | ۱/۷۸ |
| (P-value) | (۰/۰۰۰) | (۰/۳۹۳) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۱۱) | (۰/۰۰۰) | (۰/۱۱۷) | (۰/۰۰۰) | | | |
| لوازم و اثاثه | -۰/۴۶۱ | -۰/۰۹۲ | -۰/۰۴۴ | -۰/۰۰۷ | ۰/۰۳۰ | ۰/۱۰۱ | ۰/۰۹۵ | -۰/۰۱۲ | ۰/۶۱ | ۱/۵۹ |
| (P-value) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۹) | (۰/۰۱۶) | (۰/۱۸۹) | (۰/۰۲۹) | (۰/۰۰۵) | (۰/۰۰۰) | | | |
| سایر | -۰/۱۲۹ | -۰/۰۲۳ | ۰/۳۲ | -۰/۰۱۰ | -۰/۲۳ | ۰/۰۲۹ | ۰/۰۴۸ | ۰/۰۷۳ | - | - |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

هر چند می‌توان گفت که ضریب متغیرهای مستقل بیانگر درصد تغییر متغیر وابسته (سهم‌های بودجه) نسبت به یک درصد تغییر در متغیر مستقل هستند و ضرایبی که از نظر آماری معنی‌دار هستند، بدان مفهوم است که سهم بودجه مربوطه نسبت به تغییرات آن متغیرها حساس بوده و ضرایب بی‌معنی نیز بیانگر عدم حساسیت سهم بودجه مربوطه نسبت به تغییرات آن متغیر است. از سوی دیگر می‌توان گفت اگر قیمت کالایی افزایش یابد و ضریب آن منفی باشد، سهم بودجه آن گروه کالایی در بودجه خانوار کاهش می‌یابد و برای ضرایب مثبت نیز عکس این حالت برقرار است. مجموع سطری ضرایب $\gamma_{ij}$ (ضرایب متغیرهای قیمت) با عنوان $\sum_{j=1}^{n}\gamma_{ij}$ ارائه شده که نشانگر ۱۰۰ برابر تأثیر مطلق ۱ درصد افزایش در کلیه قیمت‌ها و مخارج واقعی کل بر مقدار سهم بودجه‌ایی کالاها را نشان می‌دهد. در ادامه به ارائه نتایج آزمون‌های همگنی و تقارن خواهیم پرداخت. قید همگنی گویای این مطلب است که چنانچه کلیه قیمت‌ها و درآمدها (مخارج) به یک میزان تغییر نمایند، تخصیص بهینه مصرف کننده هیچ تغییری نمی‌کند و به عبارت دیگر مصرف کننده دچار توهم پولی نبوده و صرفاً به قیمتها و درآمد (مخارج) واقعی توجه دارد. این قید به صورت رابطه (۷) بیان شده و بایستی برای تک تک معادلات بوسیله آزمون والد بررسی‌گردد. رد شدن این فرض بیانگر وجود توهم پولی در رفتار مصرف کنندگان است.

جدول۵: آزمون فرضیه همگن بودن معادلات سیستم تقاضای LA-AIDS

| گروه کالایی | فرضیه صفر | آماره آزمون | مقدار بحرانی | P-Value |
|---|---|---|---|---|
| خوراکیها | رد می‌شود | $\chi^2_{(1)}$ | ۱۳۴/۰۲۴ | ۰/۰۰۰۰ |
| مسکن | رد می‌شود | $\chi^2_{(1)}$ | ۱۱/۳۳۵ | ۰/۰۰۰۸ |
| پوشاک و کفش | رد می‌شود | $\chi^2_{(1)}$ | ۱۵/۴۳۱ | ۰/۰۰۰۱ |
| لوازم و اثاثه | رد می‌شود | $\chi^2_{(1)}$ | ۲۶/۲۱۵ | ۰/۰۰۰۰ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول (۶) قید تقارن (رابطه۸) مورد آزمون قرار گرفته است. این قید را نمی توان برای تک تک معادلات آزمون کرد، بلکه بایستی آنرا بر کل سیستم معادلات اعمال نمود. این قید بیان می‌کند میزان تغییر در مقدار تقاضای یک کالا به ازای یک واحد تغییر در قیمت کالاهای دیگر پس از جبران درآمد، برابر میزان تغییر در مقدار تقاضای کالاهای دیگر به ازای یک واحد تغییر در قیمت کالای اول می‌باشد.

جدول ۶: آزمون قید تقارن در سیستم LA-AIDS

| آماره آزمون | P-Value | مقدار بحرانی | فرضیه $\gamma_{ij}=\gamma_{ji}$ |
|---|---|---|---|
| $\chi^2_{(6)}$ | ۰/۰۰۰۰ | ۱۸۵/۸۱۵ | تایید نمی‌شود |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همچنان که نتیجه آزمون نشان می‌دهد سیستم مورد نظر متقارن نبوده و نبایستی این قید را در سیستم اعمال نمود. به عبارت دیگر ضریب قیمت کالای j ام در معادله مربوط به سهم کالای i ام با ضریب قیمتی کالای i ام در معادله مربوط به سهم کالای j ام برابر نیست. از جمله دلایل رد فرضیه تقارن می‌توان به مسائلی همچون هم افزونی بین کالاها، برونزا در نظر گرفتن درآمد (مخارج)، برون‌زا در نظر گرفتن قیمت‌ها ، پایا فرضیه کردن فرآیند تصمیم‌گیری و ... اشاره نمود.

برای انجام آزمون ثبات ساختاری در سیستم معادلات تخمینی از روش پیشنهادی بلاندل و اندرسون[۲۹] (۱۹۸۴) استفاده می‌شود (صمدی،۱۳۸۳). برای این منظور بایستی سیستم معادلات برای دوره ای کوتاه تر از دوره اصلی برآورد گردد. برای انتخاب دوره کوتاهتر منطق اقتصادی خاصی لازم نبوده و تنها بایستی درجات آزادی حفظ شود. پس از تخمین سیستم معادلات برای کل دوره و زیر دوره انتخاب شده بایستی آماره زیر محاسبه گردد:

(۱۰)

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

در این عبارت $N_F$ و $N_S$ به ترتیب تعداد مشاهدات کل دوره و زیر دوره انتخاب شده و $L_F$ و $L_S$ نیز به ترتیب مقدار لگاریتم راستنمایی[۳۰] در تابع کل دوره و زیر دوره انتخاب شده و q نیز تعداد معادلات مستقل برآوردی است. فرضیه صفر در این آزمون وجود ثبات ساختاری در سیستم معادلات برآوردی است. نتایج این آزمون در جدول زیر ملاحظه می‌گردد.

جدول ۷: آزمون ثبات ساختاری بلاندل- اندرسون

| فرضیه صفر | سطح خطا | آماره آزمون | مقدار بحرانی | آماره محاسباتی | دوره زمانی |
|---|---|---|---|---|---|
| رد نمی‌شود | ۰/۰۱ | $\chi^2_{(12)}$ | ۲۶/۲۱۷ | ۱۲/۵۲۸۸ | ۱۳۵۹-۱۳۸۶ |
| رد نمی‌شود | ۰/۰۱ | $\chi^2_{(20)}$ | ۳۷/۵۶ | ۱۸/۴۴۵۷ | ۱۳۵۹-۱۳۸۴ |
| رد نمی‌شود | ۰/۰۱ | $\chi^2_{(28)}$ | ۴۸/۲۷ | ۲۱/۷۲۳۱ | ۱۳۵۹-۱۳۸۲ |

جدول۸: آزمون ریشه واحد (ADF) برای متغیرها در حالت سطح و تفاضل مرتبه اول

| متغیر در حالت سطح | | Wfo | Who | Wcs | Wug | Wot | LPfo | LPho | LPcs | LPug | LPot | LM |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| آماره محاسباتی | ADF | -۳/۰۱ | -۲/۳۷ | -۲/۲۵ | -۱/۶۴ | -۱/۹۴ | -۰/۹۰۴ | -۲/۷۸ | -۴/۲۵ | -۱/۴۳ | -۰/۹۹۴ | -۳/۳۹ |
| مقدار بحرانی | ADF | -۴/۳۲ | -۳/۶۷ | -۴/۲۹ | -۳/۶۷ | -۴/۲۹ | -۳/۶۷ | -۴/۲۹ | -۴/۳۲ | -۳/۶۷ | -۳/۶۸ | -۴/۳۵ |
| تفاضل مرتبه اول | | D (wfo) | D (who) | D (wcs) | D (wug) | D (wot) | D (LPfo) | D (LPho) | D (LPcs) | D (LPug) | D (LPot) | D (LM) |
| آماره محاسباتی | ADF | -۲/۹۷ | -۵/۹۴ | -۵/۸۱ | -۴/۷۹ | -۴/۴۱ | -۳/۹۸ | -۴/۱ | -۵/۷۷ | -۴/۴۸ | -۳/۷۳ | -۵/۳۷ |
| مقدار بحرانی | ADF | -۲/۶۵ | -۲/۶۴ | -۲/۶۴ | -۳/۶۷ | -۳/۶۷ | -۳/۶۷ | -۳/۶۸ | -۳/۷۱ | -۳/۶۸ | -۳/۶۸ | -۲/۶۵ |

کلیه محاسبات در سطح ۱٪ منظور گردیده اند. مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج به دست آمده به نظر می‌رسد نتایج از قابلیت اعتماد لازم برخوردار هستند. ثبات ساختاری زمانی اهمیت بیشتری پیدا می‌کند که به دنبال پیش بینی و یا شبیه سازی باشیم. وضعیت سایر آماره‌های تشخیصی از جمله خطای تخمین رگرسیون (SSR)، ضریب تعیین ($R^2$) و آماره دوربین- واتسن[۳۱] معادلات حکایت از خوبی برازش داشته و نشاندهنده قابل قبول بودن نتایج برآوردی است.

روش انگل – گرنجر در واقع در دو مرحله خلاصه می‌شود: در مرحله اول ابتدا بایستی از ویژگی $I(1)$ بودن سری‌های زمانی اطمینان حاصل کنیم. در جدول (۸) مرتبه همجمعی سری‌های زمانی به کار رفته در مدل تقاضا را با استفاده از دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) مورد بررسی قرار گرفته و مشخص می‌گردد کلیه متغیرها دارای ریشه واحد بوده و پس از تفاضل‌گیری پایا شده اند.

در مرحله دوم باید پسماند رابطه بلندمدت (معادله (۴)) را از لحاظ پایایی مورد بررسی قرار داد. این کار در جدول (۹) با استفاده از آزمون ADF (بدون روند و عرض از مبدا) صورت گرفته است. با توجه به نتایج بدست آمده از اجرای آزمون ADF (بدون روند و عرض از مبدا) بر روی اجزا پسماند معادله (۵) مشخص می‌گردد که کلیه پسماندها $I(0)$ و یا به عبارت دیگر پایا هستند. در نتیجه در مرحله دوم پسماندهای مرحله اول را به عنوان متغیر توضیحی که بیانگر جمله تصحیح خطاست در معادله وارد نموده و مدل (۸) را که همان معادله تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده آل خطی ،ECM-LA-AIDS، است برآورد می‌نماییم. نتایج برآورد این مدل پویا در جدول ۱۰ ارائه شده است.

جدول ۹: آزمون ریشه واحد (ADF) بر روی جز پسماند مدل بلند مدت (مدل (۴))

| اجزا پسماند | $\hat{U}_1$ | $\hat{U}_2$ | $\hat{U}_3$ | $\hat{U}_4$ |
|---|---|---|---|---|
| آماره محاسباتی | -۴/۷۴۶ | -۳/۵۷۷ | -۵/۱۴۳ | -۴/۳۸۴ |
| مقدار بحرانی | -۲/۶۴۴ | -۲/۶۴۴ | -۲/۶۴۴ | -۲/۶۴۴ |

کلیه محاسبات در سطح ۱٪ منظور گردیده اند.
مأخذ: یافته‌های تحقیق

کلیه ضرایب تصحیح خطا ،که در واقع سرعت تعدیل سیستم به سمت تعادل بلند مدت را نشان می‌دهند در سطح ۹۵٪ معنی دار هستند. در دو گروه کالایی مسکن و سوخت و لوازم و اثاثه تعدیل کوتاه مدت به بلندمدت به سرعت انجام می‌پذیرد. در جداول ۱۱ تا ۱۴ کشش‌های دو مدل بلندمدت LA-AIDS و کوتاه مدت -ECM-LA AIDS مورد مقایسه قرار گرفته اند. در این جداول*معنا-داری در سطح ۹۵ درصد (بر اساس معنی داری ضرایب)و **به مفهوم معنی دار در سطح ۷۰ درصد است.

جدول ۱۰: برآورد پارامترهای ECM-LA-AIDS (مدل کوتاه مدت تصحیح خطا) به روش ISUR

| گروه کالایی | $\gamma_{i1}$ | $\gamma_{i2}$ | $\gamma_{i3}$ | $\gamma_{i4}$ | $\gamma_{i5}$ | $\beta_i$ | $\lambda_i$ | $\alpha_i \Delta w_{it-1}$ | $R^2$ | D-W |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| خوراکیها | ۰/۰۴۷۲ | -۰/۲۵۵ | -۰/۰۰۳ | ۰/۰۵۶۳ | ۰/۱۰۸ | -۰/۱۵۳ | -۱/۲۱۴ | ۰/۲۹۸ | ۰/۷۲ | ۲ |
| (P-value) | (۰/۵۷۸) | (۰/۰۰۱) | (۰/۷۹۶) | (۰/۲۳۴) | (۰/۲۸۹) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰۵) | | |
| مسکن و سوخت | ۰/۰۹۲ | -۰/۰۳۵ | -۰/۰۱۷ | -۰/۱۳۵ | ۰/۱۰۷ | -۰/۱۵۸ | -۰/۹۳۰ | ۰/۲۰۶ | ۰/۶۶ | ۲/۱ |
| (P-value) | (۰/۲۹۶) | (۰/۶۸۵) | (۰/۱۹۰) | (۰/۰۱۲) | (۰/۳۷۹) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۷۵) | | |
| پوشاک و کفش | ۰/۰۸۸ | -۰/۱۰۴ | ۰/۰۱۵ | ۰/۱۲۸ | -۰/۱۵۵ | ۰/۱۹۱ | -۱/۱۷۴ | ۰/۰۰۶ | ۰/۸۷ | ۱/۶۶ |
| (P-value) | (۰/۰۵۰) | (۰/۰۰۷) | (۰/۰۳۴) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۹) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) | (۰/۹۱۹) | | |
| لوازم و اثاثه | -۰/۰۰۹ | -۰/۰۵۶ | -۰/۰۰۰۲ | -۰/۰۱۸ | ۰/۰۶۴ | ۰/۱۲۷ | -۰/۹۸۸ | -۰/۱۱۲ | ۰/۶۷ | ۱/۸۳ |
| ((P-value) | (۰/۷۴۱) | (۰/۰۲۷) | (۰/۹۳۹) | (۰/۲۶۱) | (۰/۱۰۴) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) | (۰/۳۸۳) | | |
| سایر | -۰/۲۱۲ | ۰/۴۵ | ۰/۰۰۵ | -۰/۰۳۱ | -۰/۱۲۴ | -۰/۰۰۷ | - | - | - | - |

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار پارامترهای برآوردی هستند. مأخذ : یافته‌های تحقیق

جدول ۱۱: مقایسه کشش‌های خود قیمتی، و متقاطع جبران نشده (مارشالی) برای دو مدل LA-AIDSو ECM-LA-AIDS

| کشش | گروه خوراکیها | گروه مسکن | گروه پوشاک و کفش | گروه لوازم و اثاثه | گروه سایر |
|---|---|---|---|---|---|
| گروه خوراکیها | *-۰/۱۰۹۵<br>(-۰/۶۹۵) | *-۰/۶۲۶۳<br>*(-۰/۶۵۹) | ۰/۰۳۵۸۲<br>(۰/۰۲۸۶) | **-۰/۱۹۴۱<br>**(۰/۲۰۶۶) | -۰/۱۸۰۵<br>**(۰/۴۵۸۵) |
| گروه مسکن | **-۰/۳۰۴۳<br>**(۰/۰۴۶۴) | **-۰/۶۲۹۹<br>(-۰/۹۵۴۱) | ۰/۰۲۳۵<br>**(-۰/۰۱۷) | **۰/۲۲۶۵<br>*(-۰/۴۰۰۵) | ۰/۲۵۹۱<br>(۰/۳۴۶۷) |
| گروه پوشاک و کفش | -۱/۱۶۷۷<br>*(۰/۳۶۲۴) | *-۱/۹۲۴۷<br>*(-۲/۰۸۱۸) | *-۰/۸۶۶۵<br>*(-۱/۰۰۰۸) | *۲/۵۱۰۸<br>*(۱/۴۹۵۱) | **-۱/۵۵۱۴<br>*(-۲/۵۳۹۴) |
| گروه لوازم و اثاثه | *-۲/۱۹۱۲<br>(-۰/۱۱۱۳) | *-۱/۳۲۶۸<br>*(-۱/۷۳۲۵) | **-۰/۲۶۲۹<br>(-۰/۱۷۵۱) | *-۰/۵۴۸۳<br>**(-۱/۴۵۲۶) | *۱/۴۰۸۸<br>**(۱/۱۸۳) |
| گروه سایر | -۰/۱۶۲۷<br>(-۰/۸۹۶۵) | ۱/۳۰۲۹<br>(۱/۹۳۲۵) | -۰/۰۵۸۹۴<br>(۰/۰۲۳۷) | -۰/۹۹۴۳<br>(-۰/۱۳۰۸) | -۰/۹۲۴۰<br>(-۱/۵۲۲۹) |

توجه : اعداد داخل پرانتز کشش‌های مدل کوتاه مدت ECM-LA-AIDS هستند.

جدول ۱۲: مقایسه کشش‌های خود قیمتی، و متقاطع جبران شده (هیکسی) برای دو مدل LA-AIDSو ECM-LA-AIDS

| کشش | گروه خوراکیها | گروه مسکن | گروه پوشاک و کفش | گروه لوازم و اثاثه | گروه سایر |
|---|---|---|---|---|---|
| گروه خوراکیها | *-۰/۲۹۲۶<br>(-۱/۱۶۳۴) | *-۰/۴۴۲۷<br>*(-۱/۱۲۸۰) | ۰/۰۸۱۸<br>(-۰/۰۸۸۹) | **-۰/۱۶۱۴<br>**(۰/۱۲۳۳) | -۰/۰۴۴۲<br>**(۰/۱۱۰۱) |
| گروه مسکن | **-۰/۱۴۶۳<br>**(-۰/۰۱۹۳) | **-۰/۴۷۱۵<br>(-۱/۲۶۹۱) | ۰/۰۶۳۲<br>**(-۰/۱۳۵۶) | **۰/۲۵۴۷<br>*(-۰/۴۸۴۶) | ۰/۳۷۶۸<br>(۰/۱۰۷۵) |
| گروه پوشاک و کفش | -۰/۲۸۳۴<br>*(۰/۸۱۰۷) | *-۱/۰۳۷۶<br>*(-۱/۶۳۲) | *-۰/۶۴۴۰<br>*(-۰/۸۸۸) | *۲/۶۶۸۵<br>*(۱/۵۷۵۱) | **-۰/۸۹۲۴<br>*(-۲/۲۰۵۳) |
| گروه لوازم و اثاثه | *-۱/۳۴۲۲<br>(-۰/۴۷۶۳) | *-۰/۴۷۵۰<br>*(-۱/۳۲۸۲) | **-۰/۰۴۹۳<br>(-۰/۰۷۳۷) | *-۰/۳۹۶۹<br>**(-۱/۳۸۰۷) | *۲/۰۴۱۵<br>**(۰/۹۱۹۷) |
| گروه سایر | ۰/۲۱۵۷<br>(-۱/۲۱۹۹) | ۱/۶۸۲۵<br>(۱/۶۰۸۰) | ۰/۰۳۶۲<br>(-۰/۰۵۷۶) | -۰/۹۲۶۹<br>(-۰/۱۸۸۴) | -۰/۶۴۲۰<br>(-۱/۷۶۳۹) |

توجه : اعداد داخل پرانتز کشش‌های مدل کوتاه مدت ECM-LA-AIDS هستند.

جدول ۱۳: مقایسه کشش‌های مخارجی (درآمدی) و خود قیمتی در مدل بلندمدتLA-AIDS و کوتاه مدت ECM-LA-AIDS

| گروه کالایی | کشش خود قیمتی مارشالی (جبران نشده) | | کشش خود قیمتی هیکسی (جبران شده) | | کشش مخارجی (درآمدی) $\eta_i$ | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | کوتاه مدت | بلندمدت | کوتاه مدت | بلندمدت | کوتاه مدت | بلندمدت |
| گروه خوراکیها | -۰/۶۹۵۹ | *-۰/۱۰۹۵ | -۱/۱۶۳۴ | *-۰/۲۹۲۶ | *۰/۵۱۱۱ | *۰/۵۸۲۸ |
| گروه مسکن | -۰/۹۵۴۱ | **-۰/۶۲۹۹ | -۱/۲۶۹۱ | **-۰/۴۷۱۵ | *۰/۴۹۷۷ | *۰/۵۰۳۰ |
| گروه پوشاک و کفش | *-۱/۰۰۰۸ | *-۰/۸۶۶۵ | *-۰/۸۸۸ | *-۰/۶۴۴۰ | *۳/۴۲۷۸ | *۲/۸۱۶۱ |
| گروه لوازم و اثاثه | **-۱/۴۵۲۶ | *-۰/۵۴۸۳ | **-۱/۳۸۰۷ | *-۰/۳۹۶۹ | *۱/۱۸۳۸ | *۲/۷۰۴۰ |
| گروه سایر | -۱/۵۲۲۹ | -۰/۹۲۴۰ | -۱/۷۶۳۹ | -۰/۶۴۲۰ | ۱/۹۷ | ۱/۲۰۵۱ |

جدول ۱۴- مقایسه کشش‌های جانشینی آلن در مدل بلندمدتLA-AIDS و کوتاه مدت ECM-LA-AIDS

| کشش | گروه خوراکیها | گروه مسکن | گروه پوشاک و کفش | گروه لوازم و اثاثه | گروه سایر |
|---|---|---|---|---|---|
| گروه خوراکیها | | ۰/۷۶۱۳*<br>(-۱/۵۸۱۱)* | ۱<br>(۰/۸۷۳۷) | ۰/۹۸۷۸**<br>(۴/۲۰۱۹)** | ۰/۹۳۴۹<br>(۲/۴۷۰۸)** |
| گروه مسکن | | | ۰/۹۹۸۷<br>(۰/۲۸۲۵)** | ۱/۰۱۱۱**<br>(-۶/۶۵۴۸)* | ۱/۰۳۳۴<br>(۲/۴۵۹۸) |
| گروه پوشاک و کفش | | | | ۱/۱۴۶۳*<br>(۳۰/۱۲۷۰)* | ۰/۷۳۶۴**<br>(-۷/۴۲۴۷)* |
| گروه لوازم و اثاثه | | | | | ۱/۴۲۲۹*<br>(۵/۹۳۰۵)** |
| گروه سایر | | | | | |

توجه : اعداد داخل پرانتز کشش‌های مدل کوتاه مدت ECM-LA-AIDS هستند.

همان‌طوری‌که در جدول (۱۱) و جدول (۱۲) ملاحظه می‌گردد در هر دو مدل بلندمدت و کوتاه مدت ECM کشش‌های خود قیمتی (عناصرقطری از راست به چپ) برای کلیه گروه‌های کالایی منفی است که مطابق انتظارات تئوریک و رابطه منفی بین مقدار تقاضا و قیمت کالا می‌باشد، همچنین در مدل بلندمدت LA-AIDS میزان مطلق کشش‌های خودقیمتی مارشالی و هیکسی برای کلیه گروه‌های کالایی کمتر از واحد می‌باشد که نشانگر کم کشش بودن آنها است. یعنی با تغییر قیمت آنها به میزان یک درصد، میزان تقاضای آنها کمتر از یک درصد تغییر می‌کند. به عبارت دیگر خانوارهای شهری کل کشور در بلندمدت نسبت به تغییر قیمت این گروه‌های کالایی حساسیت فراوانی از خود نشان نمی‌دهند از سوی دیگر کشش‌های متقاطع ارائه شده در جدول (۱۱) نشانگر آنست که ۸ مقدار از ۲۰ کشش محاسبه شده ازلحاظ قدر مطلق بزرگتر از یک می‌باشد و به عبارت دیگر این مسئله بیانگر شدت روابط جانشینی و مکملی ناخالص بین گروه‌های کالایی می‌باشد یعنی اگر $|\varepsilon_{ij}|<1$ باشد شدت رابطه کم و اگر $|\varepsilon_{ij}|>1$ شدت رابطه قوی است. به عبارت دیگر علامت مثبت کشش متقاطع نشان دهنده جانشینی دو کالا و علامت منفی نشان دهنده مکملی دو کالاست. در تفسیر این جدول بایستی مدنظر داشت که سطرهای جدول نشان دهنده تأثیر تغییر قیمت گروه کالایی مربوطه بر خود گروه و سایر گروه‌های کالایی است. می‌توان چنین استنباط کرد که میزان حساسیت تقاضای گروه‌های کالایی خوراکی و مسکن و سوخت نسبت به تغییرات قیمت گروه‌های کالایی دیگر پایین بوده و در گروه‌های کالایی پوشاک و کفش و لوازم و اثاثیه میزان حساسیت بیشتر است. همچنین در برخی گروه‌های کالایی رابطه مکملی به صورت دو سویه نیست، به عنوان مثال گروه خوراکی‌ها و پوشاک و کفش جانشین بوده اما گروه‌های پوشاک و کفش و خوراکی‌ها مکمل هستند.

همچنین کشش‌های خود قیمتی مارشالی (جبران نشده) و هیکسی (جبران شده) در (جدول۱۱و ۱۳) برای کلیه گروه‌های کالایی در کوتاه مدت از نظر قدرمطلق بیشتر از بلندمدت است. همچنین در سه گروه پوشاک و کفش، لوازم و اثاثه و گروه سایر در حالت کوتاه مدت کشش مارشالی از نظر قدرمطلق بر خلاف حالت بلندمدت از یک بیشتر است.

نتایج برآورد کشش مخارجی (درآمدی) در جدول ۱۳در ستون آخر ارائه شده است. در محاسبه این کشش‌ها از میانگین سهم گروه‌ها در طول دوره مورد نظر استفاده شده است. همان‌طوری‌که از جدول پیداست علامت کشش درآمدی کلیه گروه‌های کالایی در دو حالت بلندمدت و کوتاه مدت مثبت می‌باشد که بیانگر آنست که کلیه گروه‌های کالایی نزد مصرف‌کنندگان شهری کل کشور جزء کالاهای نرمال می‌باشند. به عبارت دیگر با افزایش درآمد میزان تقاضا برای این گروه‌های کالایی افزایش می‌یابد. مقدار کشش‌ها نشان می‌دهد که کشش درآمدی در هر دو مدل برای گروه خوراکی‌ها و مسکن کمتر از یک بوده و برای سه گروه پوشاک و کفش، لوازم و اثاثه و سایر بزرگتر از یک می‌باشد. یعنی در صورت افزایش مخارج (درآمد) در مناطق شهری کشور بیشترین فشار تقاضا در درجه اول در حالت بلندمدت بر گروه پوشاک و کفش و سپس گروه لوازم و اثاثه و در نهایت بر گروه سایر و در حالت کوتاه‌مدت گروه پوشاک و کفش و گروه سایر و در نهایت گروه لوازم و اثاثه خواهد بود. به عبارت دیگر با افزایش درآمدها درصد بیشتری از افزایش درآمد به سوی این گروه‌های کالایی سوق می‌یابد. باید توجه داشت که طبقه بندی کالاهای ضروری و لوکس در الگوی AIDS بر اساس علامت ضریب مخارج واقعی $(\beta_i)$ صورت می‌گیرد. به عبارت دیگر مثبت بودن ضریب کالا را به عنوان کالای لوکس و منفی بودن آن را به عنوان کالای ضروری تقسیم می‌کند. در نتیجه از این منظر گروه‌های کالایی خوراکی‌ها و آشامیدنیها و دخانیات و

پوشاک و کفش ضروری و سه گروه دیگر لوکس تلقی می‌گردند. همچنین کشش‌های بلندمدت مخارجی (بجز در دو گروه پوشاک و کفش و گروه سایر) بیشتر از کوتاه‌مدت است.

با ملاحظه جدول (۱۴) مشخص می‌گردد کدام کالاها جانشین و یا مکمل هیکس- آلن می‌باشند. (برای $\sigma_{ij} > o$ جانشین هیکس- آلن و برای $\sigma_{ij} < o$ مکمل هیکس- آلن) و بسته به میزان کشش شدت و یا ضعف رابطه مشخص می‌شود. در مدل بلندمدت جانشینی قوی ( $\sigma_{ij}>0$ ) بین کلیه گروه‌های کالایی وجود دارد و بین هیچ یک از گروه‌های کالایی رابطه مکملی (جانشینی ضعیف) وجود ندارد ( $\sigma_{ij}<0$ )که البته با توجه به معنی داری ضرایب مربوطه بایستی آنها را با احتیاط تفسیر کرد.

با ملاحظه جدول (۱۴) می‌توان دریافت که کدام گروه‌های کالایی بدون توجه به زمان و دوره تعدیل با یکدیگر مکمل و جانشین هستند، یعنی علامت آنان درکوتاه‌مدت و بلندت تغییر نمی یابد. همچنین رابطه جانشینی قوی بین کدام یک از گروه‌های کالایی به زمان بستگی داشته و به عبارت دیگر زمان و فرآیند تعدیل در رابطه جانشینی قوی و ضعیف بین چه نقشی ایفا می‌کند.

## ۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در بررسی رفتار مصرفی خانوارهای شهری ایران بر اساس دو الگو پایای بلندمدت و کوتاه مدت AIDS طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۵۹ مشخص شد فرضیه همگنی برای کلیه گروه کالایی رد می‌شود که نشان از وجود توهم پولی در رفتار مصرف‌کنندگان است. فرضیه تقارن نیز رد شده است. با ملاحظه کشش‌های درآمدی (مخارجی) می‌توان میزان تأثیر گذاری سیاست‌هایی که منجر به تغییر مخارج خانوارها می‌شوند را مورد توجه قرار داد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد تعدیل به سمت تعادل بلندمدت به ترتیب در دو گروه کالایی لوازم و اثاثه و مسکن و سوخت به سرعت انجام می‌پذیرد. پس از محاسبه کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت مارشالی و هیکسی مشخص گردید آثار اعمال سیاست‌های قیمتی در کوتاه مدت با سرعت بیشتری نسبت به بلندمدت ظاهر می‌گردد و کشش‌های مخارجی برای کلیه گروه‌های کالایی بجز پوشاک و کفش و گروه سایر در بلندمدت بیشتر از کوتاه مدت است. شدت جانشینی میان ۵ گروه کالایی منتخب نیز بررسی گردید و درنهایت مشخص شد کدام گروه‌های کالایی بدون توجه به زمان، جانشین و مکمل هستند. به عبارت دیگر علامت کشش مربوطه آنان چه در الگو کوتاه‌مدت و چه الگو بلندمدت ثابت است.

## منابع و مآخذ

### منابع فارسی


۱) پرتوی، بامداد، (۱۳۸۷)، یدا... رجایی، صفیار امینی، محمد رضا طهماسبیان، "تحلیل رفتار مصرفی مناطق شهری استان زنجان با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده آل (AIDS)"، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، شماره۱، صفحات ۹۶-۷۵.

۲)داودی، پرویز، (۱۳۸۹)،" اقتصاد خرد ۱"، تهران، انتشارات دانایی توانایی.

۳) رنجبر، همایون، (۱۳۸۸)، عباس شهریور، علی خرم روز ،" تحلیل پویای رفتار مصرفی مناطق شهری کل کشور و استان اصفهان: کاربرد سیستم تقاضای تقریباً ایده آل طی دوره۱۳۸۴- ۱۳۵۸"، فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی، شماره ۵۱، صفحات ۱۲۱-۹۷.

۴) سوری، داوود ، (۱۳۷۷)، پویان مشایخ آهنگرانی، "برآورد سیستم معادلات تقاضا با توجه به نقش مشخصه‌های اجتماعی خانوار"، فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی ، شماره ۶ ، صفحات ۱۴۶-۱۰۹.

۵) صمدی، علی حسین، (۱۳۸۳)، " ارزیابی انتقادی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل (AIDS) در تحلیل رفتار مصرفی خانوارهای شهری و روستایی استان کهکیلویه و بویراحمد"، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره۲۰، صفحات ۱۸۷ -۱۵۷.

۶) طیبی، کمیل ، (۱۳۸۳)، همایون رنجبر، " بررسی ساختار تقاضای واردات کشور: کاربرد الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل (AIDS)"، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۲۱، صفحات۲۱-۱.

۷) فخرایی، عنایت ا...، (۱۳۸۶)، فرخ نوروزی، " مدل تصحیح خطای تقاضا برای انواع متفاوت برنج وارداتی و برنج داخلی در ایران"، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۳۰، صفحات ۱۳۵-۱۱۹.

۸) لیارد، پی.آر.جی،ا.ا،والترز، (۱۳۸۴)،" تئوری اقتصاد خرد"، ترجمه دکتر عباس شاکری، تهران، نشر نی.

۹) مرکز آمار ایران، " نتایج تفصیلی آمار گیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی"، تهران، سالهای (۱۳۸۹-۱۳۵۹).


### منابع انگلیسی


10) Aleston j.M and et.al. (1994),"Estimating Elasticity's With the Linear Approximate

Model. American journal of Agricultural Economic, 72. PP 442-45.
25) Eakins John , and Liam Gallagher; (2003) "Dynamic Almost Ideal Demand Systems: An Empirical Analysis of Alcohol Expenditure in Ireland ". Applied Economics, 35 :1025-1036
26) Engle, R.F., Granger, C.W.J., (1987), "Co integration and the error correction: representation, estimation and testing", Econometrica 55, 251-276.
27) Feenstra, Robert. C (2000). An Exact Price Index for the Almost Ideal Demand System May 1999, with Marshall Reinsdorf. Published in Economics Letters, 66 (2), February 2000, 159-162.
28) Fulponi, L. (1989), "The Almost Ideal Demand System: An Application to Food and Meat Groups for France", Journal of Agricultural Economics, 40, pp.82-92.
29) Ghaderi, H., (2001), "Estimating household expenditure demand of Iranian urban-area with AIDS", M.A Thesis, (Shahid Beheshti Univ., Tehran-Iran).
30) Greene, William H., (1993), "Econometric Analysis, 2nd ed ", Macmillan Publ. Co, New York.
31) Greene, R.D & Alstom .J.M. (1994); "Elasticity's in AIDS Models: A Clarification and Extension", American Journal of Agricultural Economics, 76, pp. 972-977.
32) Johnson, J., Oksanen, E., Veal, M., Fretz, D., (1992), "Short-run and long-run elasticity's for Canadian consumption alcoholic beverages: An error correction mechanism-/cointegration approach," Rev. Econ. Stat. 74, 64-74.
33) Judge, G., Griffiths, W., Cartel Hill, R., Lutkepohl, H., Lee, T., ( 1980),"The Theory and Practice of Econometrics", Wiley, New York.
34) Karagiannis, G., G.J.Mergoos., (2002), "Estimating theoretically consistent demand systems using cointegration techniques with application to Greek food data", Economics Letters 74, 137-143.
35) Karagiannis, G., Katranidis , S., Velentzas , K., (2000), "An error correction almost ideal demand system for meat in Greece", J. Agric. Econ. 22, 29-35.
37) Maki.A, (1992), "An empirical test of homogeneity and symmetry in a demand system with taste changes", structural changes and Economic Dynamics 3, 167-176.
38) Michelini,C, (1997), "New Zealand household consumption patterns 1983-1992: An application of the Almost Ideal Demand System", Discussion paper No, Almost Ideal Demand System: Some Monte Carlo Result", The Review of Economic and Statistics, 76,351-356.
11) Anderson,G and Blundell,R, (1984), "Consumer None Durable in UK: A Dynamic Demand System", Economic journal, (Supplement),5,pp,397-910.
12) Asche,F and Wessells,C.R , (1997)," On Price Indices in Almost Ideal demand System", American journal of Agricultural Economics,79, 1182-1185.
13) Attfield,C.L.F, (1997),"Estimating a Co integration demand System", Economic Modeling 41,61-73
14) Andrikopulos,A.A,j. Brox & Carualh, I, (1997)," The Demand for Domestic & Import Alcoholic Beverage in Ontario, Canada; Demand Simultaneous Equation Approach", Applied Econ Vol 29, pp 945-54.
15) Anil,K,Sulgham and Zapata,H,O, (2006)," A Dynamic Approach to Estimate Theoretically Consistent Us Meat Demand System", southern Agricultural Economics.
16) Balcombe,K,G. and Davis,J,R, (1996)," An application of Co integration Theory in The Estimation of Almost Ideal Demand System for food consumption in Bulgaria", Agric,Econ,15, 47-60.
17) Blanciforti,L and Green,R. (1983)," An Almost Ideal Demand System Incorporating Habit: An Analysis of Expenditure of food and Aggregate of Commodity Group ", The Review of Economics and Statistics,511-515.
18) Buse, A. (1994), "Evaluating the Linearized Almost Ideal Demand System", American Journal of Agricultural Economics, 76, pp. 781- 793.
19) Cranfield, J.A.I., and James. (2003), "Model Selection When Estimating and Predicting Consumer Demand Using International, Cross Section Data" Empirical Economic, 28, PP 353-364.
20) Chalfant, J. A. (1989), "A Globally Flexible, Almost Ideal Demand System", Journal of Business and Economic statistics.
21) Cristensen LR, and Jorgenson DW, Lua LJ. (1975),"Transcendental Logarithmic Utility Function", American Economic Rev,5,367-382.
22) Deaton, A.S., and Muellbauer,j, (1980), "An almost ideal demand system," Am.Econ,Rev 70, 312-326.
23) Dickey, D.A., Fuller, W.A., (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series whit a unit root " , Econometrica 49, 1057-1072.
24) Eales, J.S. and Unnevehr, L.J. (1994).The inverse Almost Ideal Demand System

97.06, college of Business, Massy university, New Zealand.
39) 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.
40) Oberhofer, W & Kementa, J. (1974), "A General Procedure for Obtaining Maximum Likelihood Estimation in Generalized Regression Models", Econometrica, 42, pp. 579-590.
41) Philips, L, (1983), "Applied Consumption Analysis". Amsterdam, North Holand Co.
42) Pashardes, P. (1993), "Bias in estimating the almost ideal demand system whit the stone index approximation", Economic Journal, 103,908-915.
43) Ray, R. (1980),"Analysis of a Time series of Household Expenditure Surveys for India", Review of Economics and statistics, 62, pp.595-602.
44) Selvanthan, E.A and Selvanthan, S., (2003), "Consumer Demand in South Africa", South Africa Journal of Economics , volume 71;2, June 2003.
45) Sulgham, Anil, K, and Hector O. Zapata. "A Dynamic Approach To Estimate Theatrically Consist Us Meat Demand System". Southern Agricultural Economics Association Annual meeting Orlando florida, 2006,
46) Taube, P. Huth, G & MacDonald, W. (1990), "An Analysis of Consumer Expectation Effects on Demand in a Dynamic Almost Ideal Demand System", Journal of Economics and Bussiness, 42, pp. 225-236.
48) Zahedi,Davood, (2006)," Estimating ECM-AIDS Model for Urban Area's Household Expenditure: The Case of iran", Iranian Economic Review, Vol.10, No.17.

**یادداشت‌ها**

[1] *Almost Ideal Demand System, (AIDS).*
[2] *Almost Ideal Demand system (AIDS).*
[3] *Deaton and Muellbauer, 1980.*
[4] *Price Independent Generalized Linear.*
[5] *Buse,1994*
[6] *Stone Price Index.*
[7] *Linear Approximate of AIDS.*
[8] *Adding up Restriction.*
[9] *Homogeneity Restriction.*
[10] *Symmetry Restriction.*
[11] *Augmented DickeyFuller and Phillips and Perron stationary Test*
[12] *Karagiannis and et all, 2000*
[13] *Greene, R.D and Alstom .J.M. (1994)*
[14] *Chalfant,1989.*
[15] *Kronecker Delta.*
[16] *Deaton and Muellbauer, 1980*
[17] *Ray, 1980.*
[18] *Balanciforti and Green,1983*
[19] *Fulponi,1989*
[20] *Alston and etal,1994*
[21] *Ealse and Unneveher,1994*
[22] *Robert Feenstra,2000*
[23] *Cranfield and James,2003*
[24] *Lafrance,2004*
[25] *Eakins and Ghallagher,2003.*
[26] *Vanschalkwyk and com,2003.*
[27] *Sulgham and Zapata,2006.*
[28] *Andrikopulos et al,1997.*
[29] *Anderson,G and Blundell,R,(1984)*
[30] *log likelihood.*
[31] *Durbin Watson statistic*