

## تعیین ساختار واقعی تقاضا از طریق سیستم تقاضای تقریباً ایده آل باکس - کاکس آشیانه ای یا غیرآشیانه ای

منصور زراء نژاد<sup>۱</sup>  
سید امین منصوری<sup>۲</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۷/۲۴

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۱۰/۱۱

### چکیده

هدف اصلی در این پژوهش، بررسی و تعیین ساختار واقعی تابع تقاضا، از طریق سیستم تقاضای کالاهای مصرفی باکس-کاکس که شکل‌های مختلفی از توابع تقاضا را در بر می‌گیرد می‌باشد. تخمین تابع تقاضای مصرفی با استفاده از آزمون آشیانه ای و غیرآشیانه ای از طریق روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب غیرخطی در دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۱ از طریق آمار ادغام شده گروه‌های درآمدی در مناطق شهری انجام گرفته و کشش‌های قیمتی جبران نشده و مخارج مرتبط با برآورد تابع تقاضا نیز محاسبه می‌گردد. نتایج آزمون‌های آشیانه ای و غیرآشیانه ای نشان داد که کارایی مدل‌های BCDS و AIDS نزدیک به هم است. کشش‌های محاسبه شده، نشان داد که گروه خوراک، کالایی ضروری، گروه امور اجتماعی (پوشاک، بهداشت، تفریح و تحصیل) کالاهایی تقریباً لوکس و گروه متفرقه (حمل و نقل و متفرقه) کالاهایی کاملاً لوکس، اما گروه مسکن (مسکن و اثاثه)، در مدل BCDS کالایی تقریباً لوکس و در مدل AIDS کالایی ضروری است. کشش تقاضا، قانون تقاضا را مورد تأیید قرار داد و کشش متقاطع تقاضا، نشان داد که گروه خوراک نسبت به گروه امور اجتماعی، کالایی مکمل و نسبت به گروه مسکن و گروه متفرقه، کالایی جانشین می‌باشد. گروه امور اجتماعی، نسبت به گروه متفرقه، مکمل و نسبت به گروه مسکن، جانشین و در نهایت، گروه متفرقه نسبت به گروه مسکن نیز جانشین می‌باشد.

**واژگان کلیدی:** دستگاه تقاضای باکس-کاکس، روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب غیرخطی،

داده‌های ادغام شده، تقاضای تقریباً ایده آل، مناطق شهری ایران

طبقه بندی JEL: D1, D12, C01, C23, C51

zarram@gmail.com

۱. استاد اقتصاد و عضو هیأت علمی دانشگاه شهید چمران اهواز

۲. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز

## مقدمه

مطالعه رفتار مصرف کننده و تحلیل چگونگی اختصاص درآمد محدود خانوار به کالاها و خدمات مختلف، یکی از مباحث مهم سیاستگذاری ها می باشد. از جمله اساسی ترین مطالعات آماری که در اغلب کشورهای جهان صورت می گیرد، مطالعه بر روی بودجه خانوار است. عمده تقاضاکنندگان که خانوارها می باشند، به طور معمول با این مساله روبرو هستند که چگونه درآمد محدود خود را بین کالاها و خدمات مختلف تخصیص دهند تا حداکثر مطلوبیت را به دست آورند. در این میان، سیاستگذاران نیز علاقه مند به تحلیل رفتار مصرف کنندگان می باشند. آنها مایلند، بدانند هر کالا چه جایگاهی در بودجه خانوار دارد. چه کالایی لوکس و چه کالایی ضروری است و با افزایش قیمت یک کالا، تقاضا برای آن گروه و سایر گروه ها به چه میزان تغییر می یابد و آیا از قیمت یک کالا می توان به عنوان ابزاری موثر جهت سیاستگذاری استفاده نمود.

پاسخ به این سؤالات، دولت مردان و تصمیم گیرندگان را در انتخاب سیاست های اقتصادی چون سهمیه بندی کالاها، پرداخت یارانه و معافیت برخی از هزینه ها یاری می دهد. در این راستا، مهمترین گام یک محقق اقتصادی، تعیین صحیح و برآورد کشش های مختلف تقاضا است. بسیار حائز اهمیت است که تابع تقاضای کالاهای مصرفی بر اساس چه نوع تابع تقاضایی تخمین زده می شود؛ زیرا نتایج محاسبه انواع کشش ها که در توابع تقاضای مختلف، متفاوت است، برای سیاستگذاری بسیار لازم است.

در این مقاله، سعی می شود که از سیستم تقاضای جدیدی که به وسیله تبدیل باکس- کاکس<sup>۱</sup> تعمیم یافته است، استفاده شود. این مدل نه تنها سیستم های تقاضای PIGL<sup>۲</sup> و PIGLOG<sup>۳</sup> را در بر می گیرد، بلکه یک تعدیل کننده تعمیم یافته برای مدل آشیانه ای ترانسلوگ<sup>۴</sup> را نیز در بر می گیرد به طوری که می تواند یک محدوده بزرگتری برای تغییرات قیمت و مخارج نسبت به سیستم مخارج PIGL را پیشنهاد کند.

از این رو، در این پژوهش برای بررسی و تعیین نوع ساختار واقعی تابع تقاضا، از سیستم تقاضای کالاهای مصرفی باکس- کاکس<sup>۵</sup> که شکل های مختلفی از توابع تقاضا را در بر دارد، استفاده می شود. تابع تقاضای کالاهای مصرفی و کشش های مربوط، به روش رگرسیون های به ظاهر

- 
1. Box-Cox Transformation
  2. Price independent Generalized Linear (PIGL)
  3. Price independent Generalized Logarithm (PIGLOG)
  4. Translog
  5. Box-Cox Demand System (BCDS)

نامرتبب غیرخطی<sup>۱</sup> برآورد شده و داده ها به صورت ادغام شده<sup>۲</sup> برای دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۱ به عنوان سری زمانی<sup>۳</sup> و ده گروه درآمدی به عنوان مقطع<sup>۴</sup> است. به منظور تجزیه و تحلیل مناسب ساختار تقاضا در مناطق شهری، ساختار مقاله در سه بخش تنظیم شده است. در بخش یکم، به بررسی چارچوب نظری الگوی پیشنهادی می پردازیم. در این قسمت، به توضیح مختصری از پیشینه پژوهش های انجام گرفته، اشاره کرده و مبنای نظری و داده های الگوی مورد نظر را معرفی می کنیم. در قسمت دوم، به روش برآورد مدل بر اساس داده های ترکیبی پرداخته می شود و در قسمت سوم، نتایج تجربی آزمون پایایی و تجزیه و تحلیل نتایج مدل ارائه خواهد شد.

## ۱. چارچوب نظری الگو

### ۱-۱. ادبیات پژوهش

یکی از کارهای اولیه در زمینه تابع تقاضا توسط میولباتر<sup>۵</sup> (۱۹۷۵)، در زمینه معرفی قیمت مستقل تعمیم داده شده خطی (PIGL) و بر اساس شکل خاص از تابع مخارج مصرفی به صورت لگاریتمی (PIGLOG) توسعه داده شده است. سیستم تقاضای PIGL می تواند بر اساس دو نوع معادله زیر دنبال شود:

$$w_i(P, y) = A_{ic}(P) + B_i(P)y^\theta \quad \theta \neq 0 \quad (i = 1, \dots, n) \quad (1)$$

$$w_i(P, y) = A_i(P) + B_i(P)\text{Log } y \quad (i = 1, \dots, n) \quad (2)$$

که در آن  $P = (p_1, p_2, \dots, p_n)'$  نشانگر بردار قیمت اسمی  $n$  کالا،  $y$  کل مخارج مصرفی بر روی کالاها و  $w_i$  سهم بودجه ای مخارج کالای  $i$  است. تابع قراردادی قیمت های ثابت شامل  $A_i(p)$  و  $B_i(p)$ ، شامل محدودیت های زیر می باشد:

$$\sum_i A_i(P) = 1 \quad (i = 1, \dots, n) \quad (3)$$

$$\sum_i B_i(P) = 0 \quad (i = 1, \dots, n)$$

بررسی ها نشان می دهد که تابع تقاضای (PIGL)، در بسیاری از مطالعات تجربی استفاده شده است. معادله (۱)، نه تنها معادله (۲) را شامل می شود، بلکه مدلی هایی مانند تابع کاب-

- 
1. Nonlinear Seemingly Unrelated Regression (NSUR)
  2. Pooled data
  3. Times Series
  4. Cross-Section
  5. Muellbauer (1975)

داگلاس<sup>۱</sup> (CD)، لئونتیف<sup>۲</sup> (L)، تابع مطلوبیت با کشش جانشینی ثابت<sup>۳</sup> (CES)، سیستم مخارج خطی (LES) استون<sup>۴</sup> (۱۹۵۴)، سیستم مخارج خطی - لگاریتمی (LLES) لاو و میشل<sup>۵</sup> (۱۹۷۱)، تابع تعمیم یافته لئونتیف (GL) و کاب- داگلاس (GCD) برنندت<sup>۶</sup> (۱۹۷۷)، تعمیم تفکیک ناپذیر سیستم مخارج خطی (NGLES) بلوندل و ری<sup>۷</sup> (۱۹۸۲) و تابع مخارج درجه دوی نرمال شده (NQEF) دیوئرت و والز<sup>۸</sup> (۱۹۸۸) نیز از این معادله می تواند مشتق گردد. همچنین تابع PIGLOG از تابع تقاضای تقریباً ایده آل<sup>۹</sup> دیتون و میولبائر<sup>۱۰</sup> (۱۹۸۰)، تابع جمع پذیر ترانسلوگ جورجنسون<sup>۱۱</sup> (۱۹۸۲)، تابع انعطاف پذیر AIDS سراسری چالفند<sup>۱۲</sup> (۱۹۸۷)، مدل لئوبل<sup>۱۳</sup> (۱۹۸۹)، مدل آشیانه ای مدل AIDS و مدل جمع پذیر ترانسلوگ را نیز شامل می شود. در بیشتر سیستم های تقاضای اشاره شده در بالا که از معادله (۱) به دست می آید، پارامتر ویژه  $\theta$  یک مقدار ثابت دارد، بدون توجه به اینکه صحت این فرض تأیید شود. برای مثال در GL و GCD، مقدار  $\theta$  برابر با یک، در مدل LES، LLES و NQEF، مقدار  $\theta$  برابر با منهای ۱، در مدل AIDS مقدار  $\theta$  برابر با صفر است و تنها در مدل NGLES است که پارامتر نمایی  $\theta$  می تواند هر مقدار غیر از صفر به خود بگیرد.

## ۲-۱. سیستم تقاضای باکس - کاکس

برای سادگی در ابتدا فرض می شود که  $\pi = \frac{P}{y} = (\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_n)'$  بردار قیمت های نرمال شده و  $x^{\{\lambda\}}$  تبدیل باکس - کاکس (۱۹۶۴) متغیر قراردادی  $x$  است که در زیر مشخص شده است:

$$x^{\{\lambda\}} = \begin{cases} \frac{x^\lambda - 1}{\lambda} & \text{if } \lambda \neq 0 \\ \log x & \text{if } \lambda = 0 \end{cases} \quad (4)$$

1. Cobb-Douglas (CD)
2. Leontief (L)
3. Constant elasticity substitute (CES)
4. Linear Expenditure System (LES) of Ston (1954)
5. Linear Logarithmic Expenditure System (LLES) of Lau and Mitchell (1971)
6. Generalized Leontief (GL) and Cobb-Douglas (GCD) of Berndt (1977)
7. Nonseparable Generalization of LES (NGLES) of Blundell and Ray (1982)
8. Normalized Quadratic Expenditure Function (NQEF) of Diewert and Wales (1988)
9. Almost Ideal Demand System (AIDS)
10. Deaton and Muellbauer (1980)
11. Aggregable version of Translog of Jorgenson (1982)
12. Globally Flexible AIDS of Chalfand (1987)
13. Lewbel (1989)

ابتدا، تابع مطلوبیت غیر مستقیم در شرایط قیمت های نرمال شده به صورت زیر ارائه می شود:

$$V(\pi) = \frac{a(\pi)}{b(\pi)} \quad (5)$$

به طوری که:

$$-a(\pi) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \pi_i^\lambda + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \pi_i^{\lambda/2} \pi_j^{\lambda/2} \quad (6)$$

$$b(\pi) = \beta_0 \prod_i \pi_i^{\beta_i} \quad (7)$$

با این فرض که پارامترها از محدودیت های زیر تبعیت می کنند:

$$\sum_i \gamma_{ij} = 0 \quad (i=1, \dots, n) \quad \sum_i \alpha_i = 1 + \lambda \alpha_0 \quad \sum_i \beta_i = 0 \quad (8) \text{ قید جمع پذیری}^1$$

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (i=1, \dots, n) \quad (9) \text{ قید همگنی}^2$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (i, j=1, \dots, n) \quad (10) \text{ قید تقارن}^3$$

با استفاده از شکل تغییر یافته اتحاد روی<sup>۴</sup> (۱۹۴۷)، داریم:

$$w_i = \frac{\pi_i \frac{\partial V(\pi)}{\partial \pi_i}}{\sum_j \pi_j \frac{\partial V(\pi)}{\partial \pi_j}} \quad (11)$$

و

$$w_i = \frac{\alpha_i \pi_i^\lambda + \sum_j \gamma_{ij} \pi_i^{\lambda/2} \pi_j^{\lambda/2} + \beta_i a(\pi)}{1 - \lambda a(\pi)} \quad (i=1, \dots, n) \quad (12)$$

این تابع تقاضا، بر اساس قیمت های نرمال شده به دست آمده است؛ اما برای کاربردی کردن آن برای قیمت ها و مخارج اسمی، معادله نرمال شده (۱۲) به صورت زیر ارائه می گردد:

$$w_i = \alpha_i \bar{p}_i^\lambda + \sum_j \gamma_{ij} \bar{p}_i^{\lambda/2} \bar{p}_j^{\lambda/2} + \beta_i \bar{y}^\lambda \quad (i=1, \dots, n) \quad (13)$$

که در آن  $\bar{y} = \frac{y}{P}$ ،  $\bar{p}_i = \frac{p_i}{P}$  و  $P$  به صورت زیر تعریف می گردد:

$$P^\lambda = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j p_j^\lambda + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \gamma_{jk} p_j^{\lambda/2} p_k^{\lambda/2} \quad (14)$$

برای مقادیر مثبت، مقدار  $P$  به عنوان تعدیل کننده قیمت و مخارج مصرفی عمل می کند.

1. Adding-up Constrain
2. Homogeneity Constrain
3. Symmetry Constrain
4. Roy's Identity

در زمانی که محدودیت های (۸) تا (۱۰) به مدل اعمال می شود، معادله (۵) به صورت زیر در خواهد آمد:

$$V(P, y) = \frac{\bar{y}^{-\lambda}}{b(P)} \quad (15)$$

این تابع را می توان به شکل تعمیم یافته زیر نوشت:

$$V(P, y) = \frac{\bar{y}^{-\theta}}{b(P)} \quad (16)$$

با استفاده از شکل لگاریتمی اتحاد روی یعنی  $w_i = - \frac{\frac{\partial V}{\partial \log p_i}}{\frac{\partial V}{\partial \log y}}$  برای تابع مطلوبیت غیرمستقیم (۱۶)، سیستم تقاضای زیر نتیجه می شود.

$$w_i = \alpha_i \bar{p}_i^\lambda + \sum_j \gamma_{ij} \bar{p}_i^{\lambda/2} \bar{p}_j^{\lambda/2} + \beta_i \bar{y}^\theta \quad (i = 1, \dots, n) \quad (17)$$

مشخصه ساده این معادله این است که از یک سیستم وابسته به قیمت و مخارج که با شاخص قیمتی P تعدیل می شود، تشکیل شده و به عنوان معادله کلی معروف است.

پارامترهای  $\lambda$  و  $\theta$  در تبدیل باکس-کاکس به ترتیب شکل های تعدیل کننده قیمتی P و منحنی انگل<sup>۱</sup> را نشان می دهد. شکل های گوناگون تعدیل کننده، واکنش های متفاوتی به تغییرات قیمت می دهد، در حالی که شکل های مختلف منحنی انگل واکنش های متفاوتی به تغییرات مخارج نشان می دهد. در این صورت، سیستم عمومی (۱۷)، می تواند محدوده و حالت های وسیع تری از واکنش های قیمت و مخارج را نسبت به سیستم PIGL از خود بروز دهد.

حالت اول، اگر  $\lambda = \theta$  باشد، معادله کلی (۱۷) به معادله نرمال شده (۱۳) تبدیل می شود.

حالت دوم، اگر  $\lambda = 0$  باشد، تعدیل کننده P به شکل ترانسلوگ خود تعدیل می یابد:

$$\log P = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j \log p_j + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \gamma_{jk} \log p_j \log p_k \quad (18)$$

و معادله (۱۷) به صورت تصریح توضیح داده شده توسط بلوندل (۱۹۹۴)، تغییر شکل می یابد:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \bar{y}^\theta \quad (i = 1, \dots, n) \quad (19)$$

حالت سوم، اگر  $\theta = 0$  باشد، معادله (۱۷) به سیستم تقاضای PIGLOG تغییر شکل

می دهد:

$$w_i = \alpha_i \bar{p}_i^\lambda + \sum_j \gamma_{ij} \bar{p}_i^{\lambda/2} \bar{p}_j^{\lambda/2} + \beta_i \log \bar{y} \quad (i = 1, \dots, n) \quad (20)$$

اما در حالت چهارم، اگر  $\lambda = \theta = 0$  باشد، معادله (۱۷) به سیستم تقاضای PIGLOG با تعدیل کننده ترانسلوگ که تابع معروف و شناخته شده AIDS است، تبدیل می شود که به صورت زیر قابل تصریح است:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \bar{y} \quad (i=1, \dots, n) \quad (21)$$

برای همسانی میان این مدل با مدل های شناخته شده دیگر، نحوه محاسبه دو نوع کشش درآمدی ( $\eta_i$ ) و کشش قیمتی جبران نشده ( $\varepsilon_{ij}$ ) در این مدل به صورت زیر نشان داده می شود:

الف) کشش مخارج<sup>۱</sup>:

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i \bar{y}^\theta}{w_i} \quad (22)$$

ب) کشش قیمتی جبران نشده<sup>۲</sup>:

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} \left( 1 - \frac{\lambda \alpha_i \bar{p}_i^\lambda + \sum_k \gamma_{ik} \bar{p}_i^{\lambda/2} \bar{p}_k^{\lambda/2}}{w_i} \right) + \left( \frac{\gamma_{ij} \bar{p}_i^{\lambda/2} \bar{p}_j^{\lambda/2}}{w_i} \right) \quad (23)$$

$$- \frac{\left( \lambda \alpha_i \bar{p}_i^\lambda + 2 \sum_k \gamma_{ij} \bar{p}_i^{\lambda/2} \bar{p}_k^{\lambda/2} + \beta_i \bar{y}^\theta \right) \left( \lambda \alpha_j \bar{p}_j^\lambda + \sum_k \gamma_{jk} \bar{p}_j^{\lambda/2} \bar{p}_k^{\lambda/2} \right)}{w_i}$$

در روابط فوق  $\delta_{ij}$  نشانگر دلتای کرونکر<sup>۳</sup> است که اگر  $i \neq j$  باشد، برابر با صفر و اگر  $i = j$  برابر با یک خواهد بود. این نوع فرمول بندی، تمامی کشش های حالت های مختلف بیان شده معادلات (۱۷) تا (۲۱) را در بر می گیرد.

۳-۱. آزمون آشیانه ای در مقابل آزمون غیر آشیانه ای<sup>۴</sup>

دو مدل زیر را در نظر بگیرید:

$$H_1 : Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + u_i \quad (24)$$

$$H_2 : Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + u_i$$

مدل  $H_1$  آشیانه ای مدل  $H_2$  است، زیرا اگر مدل  $H_1$  برآورد شود و برای آن قید  $\beta_3 = 0$  آزمون گردد و این قید رد نشود، در این صورت مدل  $H_1$  به صورت مدل  $H_2$  خواهد بود. با توجه به این توضیح، مشخص است که مدل AIDS (۲۱) مدل آشیانه ای مدل کلی (۱۷) است؛ زیرا می توان با تخمین مدل (۱۷) و اعمال قید  $\lambda = \theta = 0$  برای آن، به مدل (۲۱) رسید. اما اگر دو

1. Expenditure elasticity
2. Uncompensated price elasticity
3. Kronecker Delta
4. Nested versus Non-Nested

مدل معادله (۲۴) را به صورت زیر در نظر بگیرید:

$$H_3 : Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + u_i \quad (25)$$

$$H_4 : Y_i = \beta_1 + \beta_2 Z_{2i} + \beta_3 Z_{3i} + u_i$$

در این صورت  $X$  و  $Z$  دو متغیر متفاوت یا یک متغیر با ترکیبی متفاوت از متغیر دیگر (مانند لگاریتمی یا تفاضلی و...) است. در هر حالت، در موقع برازش به عنوان دو متغیر مجزا مورد آزمون قرار خواهند گرفت. در این صورت مدل های  $H_3$  و  $H_4$  مدل غیر آشیانه‌ای یکدیگر هستند؛ زیرا هر یک از این مدل ها به دیگری قابل تبدیل نیست (گجراتی، ۲۰۰۴). از این رو، شکل دیگری از توابع (۱۷) و (۲۱) تصریح می شود که هر دو، به صورت دو مدل مجزا قابل آزمون است. در این پژوهش، از هر دو فرض در بالا به منظور برآورد معادلات تقاضا استفاده می شود.

#### ۴-۱. آمار و اطلاعات پژوهش

در این پژوهش، به منظور برآورد خط فقر گروه های درآمدی از آمارهای نمونه گیری شده مرکز آمار ایران به شرح زیر استفاده شده است.

۱- مخارج خانوارهای شهری کشور در دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۱ بر اساس اقلام کالایی به صورت خام و در قالب گروه های درآمدی؛

۲- شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی برای هشت گروه کالایی در دوره مورد بررسی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶.

در اطلاعات بودجه ای، آمار بودجه خانوارها بر حسب اقلام هزینه شده به صورت هشت گروه کالایی ثبت گردیده است. اما به منظور برآورد کاراتر در مدل برآوردی و عدم همخطی به دلیل افزایش متغیرها، هشت گروه کالایی به چهار گروه زیر تقسیم شده است: گروه خوراک (هزینه‌های خوراکی و دخانی)، گروه امور اجتماعی (پوشاک، بهداشت و درمان، تحصیلات و تفریحات)، مسکن (مسکن، لوازم و اثاثه) و متفرقه (حمل و نقل، کالاها و خدمات متفرقه خانوار). همچنین طبق تعریف، سهم گروه کالایی از تقسیم مخارج هر گروه به مخارج کل به دست می آید و از آنجایی که گروه های امور اجتماعی و مسکن و متفرقه از ادغام چند گروه به وجود آمده‌اند، برای به دست آوردن شاخص این گروه ها، از متوسط وزنی شاخص‌ها استفاده شده، به این صورت که با توجه به سهم هر کدام از بخش‌ها، متوسط وزنی شاخص بر اساس سهم در گروه مربوطه به دست آمده و به عنوان مثال، برای به دست آوردن شاخص گروه مسکن به صورت زیر اقدام شده است:

$$E_{dwelling} = \sum_{i=1}^n E_i \Rightarrow w_i = \frac{E_i}{E_{dwelling}} \Rightarrow p_{dw} = \sum_{i=1}^n w_i p_i \quad (26)$$

که در آن  $i$  نشانگر بخش مسکن و بخش خدمات در گروه مسکن است،  $E$  مخارج،  $p$  شاخص کالاها



و سهم مخارج در گروه را نشان می‌دهند.

در این پژوهش، چیدمان داده‌ها به صورت ادغام شده برای دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۱ به عنوان سری زمانی و ده گروه درآمدی به عنوان مقطع است. این آمار توسط مرکز آمار ایران تولید و منتشر شده است. بنابراین آمار دهک‌های درآمدی (هزینه‌ای) و دسته بندی دهک‌ها طی سال‌های مختلف، تابع تعریف و متأثر از نحوه دسته بندی آن مرکز است، هر چند که ممکن است واقعیت موجود را به خوبی اندازه گیری نکند. از این رو، تعریف مذکور و شیوه دسته بندی دهک‌ها، مهمترین محدودیت این تحقیق به شمار می‌آید.

## ۲. روش برآورد

به صورت کلی، مدل زیر نشان دهنده یک مدل با داده‌های ترکیبی می‌باشد:

$$y_{kit} = \alpha_{kit} + \sum_{\substack{i=1, \dots, n \\ t=1, \dots, T \\ k=1, \dots, k}} \beta_{kit} X_{kit} + \varepsilon_{kit} \quad (27)$$

که در آن  $y_{kit}$  متغیر وابسته برای  $i$  امین واحد مقطعی در سال  $t$  و  $X_{kit}$  نماینده  $k$  امین متغیر یا متغیرهای مستقل غیر تصادفی برای  $i$  امین واحد مقطعی در زمان  $t$  می‌باشد.  $\beta_{kit}$  پارامتر مجهول بوده و میزان واکنش متغیر وابسته نسبت به تغییرات  $k$  امین متغیر مستقل در  $i$  امین واحد مقطعی در زمان  $t$  را اندازه گیری می‌کند. در زمانی که  $\alpha_{kit}$  به عنوان یک ضریب ثابت عمل می‌کند، این مدل به مدل با اثر ثابت<sup>۱</sup> اشاره می‌کند و در زمانی که  $\alpha_{kit}$  به صورت تصادفی در هر مقطع توزیع می‌گردد، به مدل با اثر تصادفی<sup>۲</sup> اشاره خواهد کرد. اما از بین این دو مدل، کدامیک کارایی بهتری خواهد داشت؟ در این زمینه، عنوان می‌شود که اگر تعداد ( $T$ ) دوره سری زمانی بزرگ و تعداد واحدهای مقطعی ( $N$ ) کم باشد، کارایی مدل با اثر ثابت، بیشتر و در حالت عکس، کارایی مدل با اثر تصادفی بیشتر خواهد بود (جاج<sup>۳</sup>، ۱۹۸۲). از آنجایی که در این پژوهش، تعداد واحدهای مقطعی کم است، به دلیل معنی داری بهتر مدل با اثر ثابت، با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی<sup>۴</sup> (با استفاده از آماره  $F$ ) ثابت بودن یا نبودن مقطع در مدل را مورد آزمون قرار می‌دهیم<sup>۵</sup>. در این آزمون

1. Fixed Effect model (FEM)
2. Random Effect model (REM)
3. Judge
4. Likelihood ratio

۵. در زمانی که تعداد مقاطع کم است، مدل را به صورت مقطع تصادفی نمی‌توان برآورد کرد. و از آنجایی که شرط لازم برای آزمون هاسمن (که به تعیین مدل با اثر ثابت یا تصادفی می‌پردازد) برآورد مدل در شرایط تصادفی است، اصولاً بررسی این آزمون امکان پذیر نیست.

فرضیه صفر به صورت زیر می‌باشد:

$$H_0 : \alpha_{11} = \alpha_{12} = \dots = \alpha_{1m} \quad (28)$$

$$H_1 : \alpha_{11} \neq \alpha_{12} \neq \dots \neq \alpha_{1m}$$

لذا برای انجام این آزمون، در ابتدا پارامترهای معادله را در شرایط اثرات ثابت مقطع‌ها مورد برازش قرار داده و سپس رد یا قبول فرضیه صفر را مورد آزمون قرار می‌دهیم. اگر میزان Prob کوچکتر از ۰/۰۵ آماری شود، فرضیه صفر رد شده و لذا مدل مقطع ثابت نخواهد بود. به علت اینکه در این پژوهش، مدل باکس-کاکس به صورت غیرخطی تصریح می‌گردد و با توجه به این مطلب که برآورد مدل در قالب یک سیستم است، مقدار  $\lambda$  و  $\theta$  می‌باید در میان تمام تک معادلات سیستم مشترک باشد، لذا نمی‌توان از روش‌های غیرخطی به صورت تک معادله‌ای به برآورد متغیرها پرداخت.

برای این منظور و برای بررسی مقطع‌ها و آزمون مربوط به اثر ثابت، ما در ابتدا کل سیستم را در قالب روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط غیرخطی آزمون می‌کنیم. در این صورت، مقادیر ویژه  $\lambda$  و  $\theta$  از این طریق و به صورت یک سیستم به دست می‌آید. در مرحله بعد، با قرار دادن مقادیر ویژه در تک معادلات سیستم، با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته<sup>۱</sup> با استفاده از وزن مقطع<sup>۲</sup> به برآورد ضرائب پرداخته و در صورت لزوم، از طریق متغیر AR و یا یک وقفه از متغیر وابسته خود همبستگی را رفع می‌کنیم. برآورد‌ها و بررسی نتایج با استفاده از نرم افزار ایویوز<sup>۳</sup> انجام می‌گیرد.

### ۳. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها

#### ۳-۱. مقدمات برآورد

همانند دیگر کارهای تجربی، از آنجایی که شاخص قیمتی P برای کارهای تجربی دشوار است، دیتون و میولبائر (۱۹۸۰) پیشنهاد کرده‌اند که از شاخص قیمتی استون، که نه تنها در ایران به صورت فراوان مورد استفاده قرار گرفته، بلکه به صورت گسترده در مطالعات خارجی نیز بهره‌گیری شده است (گرین و آلستون<sup>۴</sup>، ۱۹۹۰)، استفاده شود. که ما نیز از این امر تبعیت کرده و از شاخص قیمتی استون برای خطی کردن توابع مورد بررسی استفاده می‌کنیم. این شاخص به صورت زیر تعریف می‌شود:

1. Generalized Least Square (GLS)
2. Cross-Section Weight
3. Eviews7
4. Green and Alston (1990)

$$P_t^s = \sum_{k=1}^n w_{kt} p_{kt} \quad (29)$$

که در این معادله  $p$  شاخص کالاها و  $w$  سهم مخارج را نشان می‌دهند. همچنین برای اعتماد به نتایج معادلات برآورد شده، می‌باید پایایی متغیرها مورد آزمون قرار گیرد.

## ۲-۳. بررسی پایایی در داده‌های ترکیبی

### ۱-۲-۳. آزمون لین و لوین<sup>۱</sup> (LL)

لین و لوین (۱۹۹۲) نشان دادند که در داده‌های ترکیبی، استفاده از آزمون ریشه واحد مربوط به این داده‌ها دارای قدرت آزمون بیشتری نسبت به استفاده از آزمون ریشه واحد برای هر مقطع به-طور جداگانه است. اوه و مک‌دونالد<sup>۲</sup> (۱۹۹۶) با مثال‌هایی در تحقیقات خود نشان دادند که به-کارگیری آزمون‌های ریشه واحد متداول در داده‌های ترکیبی مانند آزمون دیکی-فولر، دیکی-فولر تعمیم یافته و آزمون فیلیپس پرون دارای قدرت آماری پایینی نسبت به آزمون‌های ریشه واحد داده‌های ترکیبی هستند. لین و لوین آزمون ریشه واحد را به صورت زیر نشان داده‌اند:

$$\Delta X_{i,t} = \rho_i X_{i,t-1} + \delta t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \\ i=1,2,\dots,N, \quad t=1,2,\dots,T \quad (30)$$

که در رابطه فوق  $N$  تعداد مقطع‌ها،  $T$  دوره زمانی،  $\rho_i$  پارامتر خودهمبسته برای هر مقطع،  $\delta$  اثر زمان،  $\alpha_i$  ضریب ثابت برای هر مقطع و  $\varepsilon_{it}$  جمله اخلاص مدل که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس  $\delta^2$  است. فرضیات این آزمون به صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{cases} H_0 : \rho_i = 0 \\ H_1 : \rho_i = \rho < 0 \end{cases} \quad (31)$$

در این آزمون، هر چه  $N$  و  $T$  بزرگتر شوند، آماره آزمون به سمت توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس یک میل خواهد کرد.

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش شامل متغیرهای زیر هستند.

**متغیرهای وابسته**

- ۱- سهم گروه (خوراکی و دخانی) با نام اختصاری W\_F
- ۲- سهم گروه (امور اجتماعی) با نام اختصاری W\_SO
- ۳- سهم گروه (مسکن، لوازم و اثاثه) با نام اختصاری W\_DW
- ۴- سهم گروه (حمل و نقل، کالاها و خدمات متفرقه خانوار) با نام اختصاری W\_O

**متغیرهای مستقل**

الف) در تابع تقاضای AIDS:

- ۱- لگاریتم شاخص قیمت گروه (خوراکی و دخانی) با نام اختصاری LPF
- ۲- لگاریتم شاخص قیمت گروه (امور اجتماعی) با نام اختصاری LPSO
- ۳- لگاریتم شاخص قیمت گروه (مسکن، لوازم و اثاثه) با نام اختصاری LPDW
- ۴- لگاریتم شاخص قیمت گروه (حمل و نقل، کالاها و خدمات متفرقه خانوار) با نام اختصاری

LPO

- ۵- لگاریتم کل مخارج خانوارها به قیمت ثابت بر اساس شاخص قیمتی استون با نام اختصاری

LETP

ب) در تابع تقاضای BCDS:

- ۱- شاخص قیمت گروه (خوراکی و دخانی) به قیمت ثابت بر اساس شاخص قیمتی استون با

نام اختصاری PPF

- ۲- شاخص قیمت گروه (امور اجتماعی) به قیمت ثابت بر اساس شاخص قیمتی استون با نام

اختصاری PPSO

- ۳- شاخص قیمت گروه (مسکن، لوازم و اثاثه) به قیمت ثابت بر اساس شاخص قیمتی استون با

نام اختصاری PPDW

- ۴- شاخص قیمت گروه (حمل و نقل، کالاها و خدمات متفرقه خانوار) به قیمت ثابت بر اساس

شاخص قیمتی استون با نام اختصاری PPO

- ۵- کل مخارج خانوارها به قیمت ثابت بر اساس شاخص قیمتی استون با نام اختصاری ETP

نتایج آزمون پایایی با استفاده از روش لین و لوین در جدول (۱) نشان داده شده است. رابطه

مورد آزمون در این پژوهش بر اساس سه نوع رابطه بدون عرض از مبدأ و بدون روند، با عرض از

مبدأ و بدون روند و با عرض از مبدأ و با روند انجام می‌گیرد که در بهترین حالت، نتیجه آن

منعکس می‌گردد.

جدول ۱. نتایج آزمون پایایی

نتیجه	سطح بحرانی	نوع رابطه	متغیر
پایا در سطح	-۳/۲	بدون عرض از مبدأ و بدون روند	W_F
پایا در سطح	-۵/۱	با عرض از مبدأ و بدون روند	W_SO
پایا در سطح	-۴/۴	با عرض از مبدأ و بدون روند	W_DW
پایا در سطح	-۲/۹	با عرض از مبدأ و با روند	W_O
پایا در سطح	-۴/۳	با عرض از مبدأ و بدون روند	LPF
پایا در سطح	-۳/۲	با عرض از مبدأ و بدون روند	LPSO
پایا در سطح	-۲/۵	با عرض از مبدأ و بدون روند	LPDW
پایا در سطح	-۳/۵	بدون عرض از مبدأ و بدون روند	LPO
پایا در سطح	-۱۶/۳	با عرض از مبدأ و با روند	LETP
پایا در سطح	-۲/۱	بدون عرض از مبدأ و بدون روند	PPF
پایا در سطح	-۲/۵	با عرض از مبدأ و با روند	PPSO
پایا در سطح	-۲/۵	با عرض از مبدأ و بدون روند	PPDW
پایا در سطح	-۲/۷	با عرض از مبدأ و بدون روند	PPO
پایا در سطح	-۸/۴	با عرض از مبدأ و بدون روند	ETP

مأخذ: نتایج پژوهش

همانطور که از نتایج جدول مشخص است، متغیرها بر اساس آزمون لین و لوین (LL) در سطح پایا هستند. لذا نتیجه آزمون ریشه واحد همگرایی متغیرها از درجه صفر است.

**نکته مهم:** در برآورد سیستم معادلات همزمان، در مدل AIDS برای احراز قید جمع پذیری، یکی از معادلات تقاضا و پارامترهای سیستم حذف شده از طریق احراز این قید به دست می‌آید. حذف این معادله در این پژوهش (گروه مسکن)، بر اساس معنی داری کل سیستم صورت می‌گیرد. اما در سیستم تقاضای باکس-کاکس، کل سیستم برآورد می‌گردد؛ زیرا در این سیستم برای  $\lambda_{ii}$  پارامتری برآورد نشده و این مقدار در  $\alpha_i$  نشان داده می‌شود. لذا مشکلی در احراز قید جمع پذیری با برآورد کل سیستم به وجود نخواهد آمد.

## ۳-۳. آزمون آشیانه ای

سیستم تقاضای باکس- کاکس (۱۷)، با استفاده از آمار ادغام شده بر اساس روش رگرسیون های به ظاهر نامرتب غیرخطی برای چهار گروه خوراک، مسکن، امور اجتماعی و متفرقه انجام گرفت که نتیجه آن به دست آمدن مقادیر ویژه  $\lambda = 0/65$  و  $\theta = 0/97$  است. قبل از برآورد تک معادلات سیستم، می باید قیود آماری آشیانه ای سیستم در چارچوب معادله کلی سیستم آزمون گردد. نتیجه آزمون این قیود با استفاده از آزمون والد در جدول (۲) نشان داده شده است.

## جدول ۲. آزمون والد در تأیید یا رد مدل های آشیانه ای باکس- کاکس

فرضیه صفر (مدل آشیانه ای)	فرضیه مقابل
	مدل عمومی
مدل نرمال شده	$\lambda = \theta$
$(\chi^2)$	(۰/۴۱)
[probability]	[۰/۵]
مدل PIGLOG	$\theta = 0$
$(\chi^2)$	(۶۷/۹۷)
[probability]	[۰/۰۰]
تعدیل کننده ترانسلوگ	$\lambda = 0$
$(\chi^2)$	(۱۷۷/۱۶)
[probability]	[۰/۰۰]
مدل AIDS	$\lambda = \theta = 0$
$(\chi^2)$	(۲۴۶/۱)
[probability]	[۰/۰۰]

مأخذ: نتایج پژوهش

نتایج بالا نشان می دهد تنها مدل نرمال شده، همان مدل کلی است. مدل AIDS قویاً نسبت به مدل کلی رد شده، به طوری که نه مدل PIGLOG و نه فرم ترانسلوگ تعدیل کننده AIDS تأیید می گردد. لذا مشخص می گردد که فرض مبنی بر  $\lambda = \theta = 0$  برای به کار بردن تابع تقاضای تقریباً ایده آل در ایران اشتباه و لذا برآوردهای تابع تقاضا در ایران با مدل AIDS دارای اریب تخمین می باشند. در این صورت، هم آشیانه نبودن مدل AIDS با مدل BCDS، باعث می گردد که برای مقایسه بهتر و نشان دادن تفاوت تخمین همانند کارهای تجربی قبلی فرض  $\lambda = \theta = 0$  را به کار برده و مدل AIDS را نیز مورد آزمون قرار دهیم.

## ۴-۳. آزمون اثر ثابت

در این قسمت، با استفاده از آزمون نسبت درست‌نمایی، مقطع در مدل AIDS را در شرایط ثابت مورد آزمون قرار می‌دهیم. از آنجایی که در مدل BCDS عرض از مبدأ وجود ندارد، لذا بررسی این آزمون باعث ایجاد اریب در تخمین‌ها خواهد شد. این آزمون در جدول شماره (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳. بررسی آزمون اثر ثابت

نتیجه	آزمون درست‌نمایی	سهم گروه
مدل AIDS	مدل AIDS	
رد	(۳/۷) [۰/۰۰۲]	خوراک ( $\chi^2$ ) [probability]
رد	(۲/۸) [۰/۰۰۳]	امور اجتماعی ( $\chi^2$ ) [probability]
رد	(۱/۸) [۰/۰۴]	متفرقه ( $\chi^2$ ) [probability]

مأخذ: نتایج پژوهش

از نتایج بالا مشخص است که در هیچ یک از گروه‌های کلایی مدل با عرض از مبدأ ثابت تأیید نشده است. لذا برآورد ضرائب مدل AIDS در شرایط عادی انجام می‌گیرد.

## ۵-۳. آزمون غیرآشیانه ای

در قسمت قبل، مدل کلی BCDS جامعیت خود را نسبت به مدل AIDS نشان داد؛ اما در این قسمت، با این فرض که هر دو مدل جدای از هم می‌باشند، هر دو مدل را مورد برازش آماری قرار دادیم. در این حالت، این دو مدل غیرآشیانه ای بوده و می‌باید از آزمون غیرآشیانه ای که خود روش‌های متفاوتی برای آزمون دارد، استفاده شود تا مدل بهتر تعیین گردد. در این پژوهش با استفاده از رویکرد تشخیص<sup>۱</sup> که اساس آن رهیافت دیویدسون-مکینون<sup>۲</sup> است، این آزمون را انجام می‌دهیم (گجراتی، ۲۰۰۴).

- 
1. Discerning Approach
  2. Davidson-Mackinnon

در این روش برای تعیین مدل بهتر، معادلات سیستم با یکدیگر به صورت دو به دو آزمون می‌گردد؛ به این صورت که بهترین مدل، مدلی خواهد بود که مقادیر پیش بینی شده یک مدل، در دیگری دیگر معنی دار نشود. مقادیر پیش بینی برای مدل‌های BCDS و AIDS را با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته، پس از تعیین مقادیر  $\lambda$  و  $\theta$ ، برای مدل BCDS و بعد از تعیین نوع مقطع، برای مدل AIDS، به دست آمده است. نتایج این آزمون در جدول شماره (۴) آمده است.

جدول ۴. بررسی آزمون غیرآشیا نه ای

مدل آزمون*	مدل مقایسه	نتیجه	مدل بهتر
گروه خوراک BCDS	گروه خوراک AIDS	رد	هیچکدام
گروه خوراک AIDS	گروه خوراک BCDS	رد	هیچکدام
گروه امور اجتماعی BCDS	گروه امور اجتماعی AIDS	رد	هیچکدام
گروه امور اجتماعی AIDS	گروه امور اجتماعی BCDS	رد	هیچکدام
گروه متفرقه BCDS	گروه متفرقه AIDS	رد	مدل AIDS
گروه متفرقه AIDS	گروه متفرقه BCDS	قابل پذیرش	مدل AIDS

مأخذ: نتایج پژوهش

مدل آزمون، مدلی است که تصریح آن با استفاده از مدل مقایسه به چالش گرفته می‌شود. نتایج بالا نشان می‌دهد که تنها گروه متفرقه از مدل AIDS، برتری خود را نسبت به مدل BCDS نشان داده است. لذا از نقطه نظر این آزمون نیز برتری از آن هیچیک از مدل‌ها نخواهد بود.

### ۳-۶. برآورد ضرائب

در این قسمت، ضرائب مربوط به مدل BCDS و مدل AIDS را که با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته و پس از تعیین مقادیر  $\lambda$  و  $\theta$ ، برای مدل BCDS و بعد از تعیین نوع مقطع، برای مدل AIDS به دست آورده ایم، در جداول (۵) و (۶) نشان می‌دهیم.



جدول ۵. ضرائب مدل BCDS

ضرائب	خوراک i=1	امور اجتماعی i=2	متفرقه i=3	مسکن i=4
$\alpha_i$	. / ۴۸ (. / ۰.۰)	. / ۵۱ (. / ۰.۰)	. / ۸۴ (. / ۰.۰)	- . / ۱۸ (. / ۰.۰)
$\beta_i$	-۴ / ۷e-۹ (. / ۰.۰)	۳ / ۹e-۱۰ (. / ۰.۰۲)	۳ / ۴۵e-۹ (. / ۰.۰)	$-\sum_i \beta_i = ۷ / ۹e-۱۰$
$\gamma_{i1}$	$-\sum_i \gamma_{i1} = ۱ / ۵۸$	- . / ۲۲ (. / ۰.۰)	-۲ / ۴ (. / ۰.۰)	۱ / ۰.۴ (. / ۰.۰)
$\gamma_{i2}$	-۲ / ۳ (. / ۰.۰)	$-\sum_i \gamma_{i2} = - / ۷۹$	. / ۲۱ (. / ۰.۰)	۱ / ۳ (. / ۰.۰)
$\gamma_{i3}$	. / ۷۳ (. / ۰.۰)	- . / ۵۷ (. / ۰.۰)	$-\sum_i \gamma_{i3} = - / ۶۴$	- . / ۸ (. / ۰.۰)
$\gamma_{i4}$	. / ۴۸ (. / ۰.۰۷)	- . / ۶۲ (. / ۰.۰)	-۱ (. / ۰.۰)	$-\sum_i \gamma_{i4} = ۱ / ۱۴$
$\lambda$	. / ۶۵	. / ۶۵	. / ۶۵	. / ۶۵
$\theta$	. / ۹۷	. / ۹۷	. / ۹۷	. / ۹۷
$R^{\gamma}$	. / ۹	. / ۵۲	. / ۸۸	. / ۴۸
DW	۲ / ۳	۲	۲ / ۱	۲ / ۳

مأخذ: نتایج پژوهش

در پراتنز میزان prob قرار دارد.

جدول ۶- تخمین ضرائب مدل AIDS

ضرائب	خوراک i=1	امور اجتماعی i=2	متفرقه i=3	مسکن i=4
$\alpha_i$	۱ / ۰.۲ (. / ۰.۰)	- . / ۰.۲۴ (. / ۰.۰)	- . / ۷۳ (. / ۰.۰)	$۱ - \sum_i \alpha_i = . / ۷۳$
$\beta_i$	- . / ۰.۵ (. / ۰.۰)	. / ۰.۱۲ (. / ۰.۰۱)	. / ۰.۵ (. / ۰.۰)	$-\sum_i \beta_i = - . / ۰.۱۲$
$\gamma_{i1}$	. / ۱۴ (. / ۰.۰)	. / ۰.۱۷ (. / ۰.۰۹)	- . / ۱۳ (. / ۰.۰)	$-\sum_i \gamma_{i1} = - . / ۰.۲۷$
$\gamma_{i2}$	- . / ۳۲ (. / ۰.۰)	. / ۱۴ (. / ۰.۰)	- . / ۰.۱۳ (. / ۰.۴)	$-\sum_i \gamma_{i2} = . / ۱۹$
$\gamma_{i3}$	. / ۱ (. / ۰.۰)	- / ۰.۹۶ (. / ۰.۰)	- . / ۰.۲ (. / ۰.۰)	$-\sum_i \gamma_{i3} = . / ۰.۱۶$

ضرائب	خوراک i=1	امور اجتماعی i=2	متفرقه i=3	مسکن i=4
$\gamma_{i4}$	۰/۰۷ (۰/۰۰)	-۰/۰۵۸ (۰/۰۰)	۰/۰۹۶ (۰/۰۰)	$-\sum_i \gamma_{i4} = -۰/۱۱$
$\lambda$	.	.	.	---
$\theta$	.	.	.	---
$R^2$	۰/۹	۰/۵۱	۰/۸۸	---
DW	۲/۱	۱/۹	۱/۹	---

مأخذ: نتایج پژوهش

در پرانتز میزان prob قرار دارد.

از نتایج بالا، کاملاً مشخص است که ضرائب برآورد شده از دو مدل، تفاوت مقداری بالایی دارند. در این میان، تمامی ضرائب مدل BCDS از معنی داری بالایی برخوردارند و تنها ضریب  $\gamma_{33}$  برای مدل AIDS (تا سطح ۰/۱) معنی دار نیست. همچنین از نظر ضریب تعیین و دوربین-واتسون، دو مدل تشابه بسیار نزدیکی به همدیگر دارند.

### ۷-۳. برآورد کشش های قیمتی و درآمدی

با توجه به اینکه نمی توان تفسیرهای مستقیمی از پارامترهای تخمینی مدل های BCDS و AIDS ارائه داد، به این منظور کشش های مربوط محاسبه می گردد. برآورد کشش های قیمتی و درآمدی در این پژوهش با استفاده از معادله توضیح داده شده (۲۲) و (۲۳) که برای هر دو مدل BCDS و AIDS مورد آزمون قرار می گیرد، می باشد؛ که البته برای مدل AIDS با این فرض که  $\lambda = \theta = 0$  است، محاسبه می گردد. این محاسبات در جدول (۷) نشان داده شده است.

جدول ۷. کشش های قیمتی و درآمدی مدل BCDS و AIDS

گروه ها	خوراک i=1		امور اجتماعی i=2		متفرقه i=3		مسکن i=4	
	BCDS	AIDS	BCDS	AIDS	BCDS	AIDS	BCDS	AIDS
$\varepsilon_{i1}$	-۰/۷۹	-۰/۵۵	۰/۴۸	-۰/۰۳	۱/۵	-۱/۲	-۰/۱۶	-۰/۰۶
$\varepsilon_{i2}$	-۰/۴۶	-۰/۸۹	-۰/۷	-۰/۱۸	۱/۳	-۰/۱۸	۰/۰۸	۰/۵
$\varepsilon_{i3}$	۰/۲	۰/۳	-۰/۰۶	-۰/۱۱	-۰/۹۵	-۱/۲	-۰/۲۸	۰/۴۶
$\varepsilon_{i4}$	۰/۲۳	۰/۲۵	۰/۲۶	-۰/۳۸	۱/۴	۰/۶۶	-۱/۰۸	-۱/۳
$\eta_i$	۰/۸۸	۰/۸۶	۱/۰۲	۱/۰۷	۱/۳	۱/۴	۱/۰۲	۰/۹۷

مأخذ: نتایج پژوهش

از جدول بالا نتایج زیر قابل استنتاج است:

- ۱- کشش مخارج در هر دو سیستم نتایج بسیار نزدیکی را ارائه می‌دهد. نتایج محاسبه این کشش، نشان می‌دهد که گروه خوراک، کالاهایی ضروری، گروه امور اجتماعی، کالاهایی تقریباً لوکس و گروه متفرقه، کالاهایی کاملاً لوکس است. اما برای گروه مسکن، از نظر مدل BCDS کالاهایی تقریباً لوکس و از نظر مدل AIDS کالاهایی ضروری تشخیص داده شده است.
- ۲- تمامی کشش‌های خودی قیمتی در هر دو مدل، منفی و نزدیک به هم می‌باشند؛ مطابق انتظار تئوریک و رابطه منفی بین مقدار تقاضا و قیمت هر کالا می‌باشد و لذا قانون تقاضا در هر دو مدل، برای تمامی گروه‌های کالایی مصرفی، مورد تأیید قرار گرفته است. همچنین این جدول نشان می‌دهد که میزان مطلق کشش‌های قیمتی خودی تقاضا برای گروه‌های خوراک و امور اجتماعی کوچکتر از واحد می‌باشد. میزان مطلق کشش‌های قیمتی خودی تقاضا برای گروه مسکن بزرگتر از واحد می‌باشد. این نتیجه، نشان می‌دهد که کشش مسکن بالاترین حساسیت را نسبت به تغییرات قیمت از خود نشان می‌دهد. اما در مورد گروه متفرقه، میزان مطلق کشش‌های قیمتی خودی تقاضا از نظر مدل BCDS کوچکتر از واحد و از نظر مدل AIDS بزرگتر از واحد است.
- ۳- بررسی کشش‌های متقاطع قیمتی جبران نشده، تا حدی تفاوت را در هر دو مدل نشان می‌دهد. همچنین مشخص است که رابطه دوسویه در برخی معادلات برقرار نیست. که برای سادگی تشخیص و مقایسه بهتر دو مدل با یکدیگر، این نتیجه را در جدول (۸) نشان داده‌ایم. تفاوت روابط به دست آمده در دو مدل در قسمت تیره رنگ مشخص است.

جدول ۸. رابطه‌ی کشش‌های متقاطع جبران نشده\*

گروه ها	خوراک		امور اجتماعی		متفرقه		مسکن	
	BCDS	AIDS	BCDS	AIDS	BCDS	AIDS	BCDS	AIDS
خوراک	---	---	جانشین	مکمل	جانشین	مکمل	مکمل	مکمل
امور اجتماعی	مکمل	مکمل	---	---	جانشین	مکمل	جانشین	جانشین
متفرقه	جانشین	جانشین	مکمل	مکمل	---	---	مکمل	جانشین
مسکن	جانشین	جانشین	جانشین	مکمل	جانشین	جانشین	---	---

مأخذ: نتایج پژوهش

\*کشش متقاطع جبران نشده نشان دهنده رابطه مکملی و جانشینی ناخالص می‌باشد.

از جدول بالا نتایج زیر قابل استنتاج است:

- ۱- گروه خوراک، نسبت به گروه امور اجتماعی از نظر مدل BCDS، کالایی جانشین و از نظر مدل AIDS، کالایی مکمل است، نسبت به گروه متفرقه از نظر مدل BCDS، کالایی جانشین و از نظر مدل AIDS، کالایی مکمل است و نسبت به گروه مسکن، کالایی مکمل است.
- ۲- گروه امور اجتماعی، نسبت به گروه خوراک، کالایی مکمل، نسبت به گروه مسکن، کالایی جانشین و نسبت به گروه متفرقه از نظر مدل BCDS، کالایی جانشین و از نظر مدل AIDS، کالایی مکمل است.
- ۳- گروه متفرقه، نسبت به گروه خوراک، کالایی جانشین، نسبت به گروه امور اجتماعی، کالایی مکمل و نسبت به گروه مسکن از نظر مدل BCDS، کالایی مکمل و از نظر مدل AIDS، کالایی جانشین است.
- ۴- گروه مسکن، نسبت به گروه خوراک، کالایی جانشین، نسبت به گروه متفرقه، کالایی جانشین و نسبت به گروه امور اجتماعی از نظر مدل BCDS، کالایی جانشین و از نظر مدل AIDS، کالایی مکمل است.

#### ۴. نتیجه‌گیری

هدف اصلی در این پژوهش، بررسی و تعیین ساختار واقعی تابع تقاضا، از طریق سیستم تقاضای کالاهای مصرفی باکس- کاکس که شکل‌های مختلفی از توابع تقاضا را در بر می‌گیرد، بوده است. تعیین تابع تقاضای مصرفی با استفاده از آزمون آشیانه‌ای و غیرآشیانه‌ای از طریق روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبب غیرخطی در دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۱ از طریق آمار ادغام شده

گروه های درآمدی در مناطق شهری انجام گرفت. همچنین کشش های خودی، متقاطع و مخارج مرتبط با برآورد تابع تقاضا نیز محاسبه شد. برای این منظور، برای تعیین ساختار واقعی تابع تقاضا، مراحل زیر دنبال شد:

در ابتدا به بررسی آزمون Nested برای تعیین مدل آشیانه ای باکس- کاکس پرداختیم. این آزمون که با استفاده از آزمون والد صورت گرفت، نشان داد که مدل AIDS و تبدیل ترانسلوگ مدل AIDS با مدل BCDS، هم آشیانه نیست. سپس با استفاده از آزمون Non-nested که بعد از تعیین مقادیر  $\lambda$  و  $\theta$  برای مدل BCDS و بعد از تعیین نوع مقطع برای مدل AIDS، صورت گرفت، نشان داد که مدل های BCDS و AIDS، برتری مطلقی نسبت به یکدیگر ندارند. از نظر معنی داری آماري ضرائب، ضریب تعیین و دوربین- واتسون به دست آمده نیز برتری از آن هیچیک از مدل ها نگردید. اما نتایج به دست آمده از کشش های محاسبه شده در مدل BCDS و AIDS، نشان داد که گروه خوراک، کالایی ضروری، گروه امور اجتماعی، کالایی تقریباً لوکس و گروه متفرقه، کالایی کاملاً لوکس است. اما برای گروه مسکن، از نظر مدل BCDS، کالایی تقریباً لوکس و از نظر مدل AIDS، کالایی ضروری تشخیص داده شد. کشش تقاضا، رابطه تقاضا را مورد تأیید قرار داد و کشش متقاطع تقاضا، نشان داد که گروه خوراک نسبت به امور اجتماعی، کالایی مکمل، نسبت به گروه مسکن و گروه متفرقه، کالایی جانشین می باشد. گروه امور اجتماعی، نسبت به گروه متفرقه، مکمل و نسبت به گروه مسکن، جانشین می باشد و در نهایت، گروه متفرقه نسبت به گروه مسکن، جانشین می باشد.

نتیجه بررسی آزمون والد در بررسی آشیانه ای، نشان داد که مدل AIDS آشیانه ای مدل BCDS نیست و تنها در زمانی که قید  $\lambda = \theta = 0$  در مدل BCDS برقرار شد، می توان از مدل AIDS استفاده کرد. لذا بی توجهی به این قید می تواند نتایج تخمین از مدل AIDS را تورش دار کند. در این پژوهش، نتایج مدل AIDS بدون تأمین شرط  $\lambda = \theta = 0$  از تورش کمی برخوردار شدند؛ ولی این نتیجه قابل تعمیم نیست. در این صورت هر محققى که می خواهد از مدل AIDS به برآورد تابع تقاضا بپردازد، می باید در ابتدا شرط  $\lambda = \theta = 0$  را مورد آزمون قرار دهد. در نهایت، از آنجایی که نتایج بررسی کشش های متقاطع و مخارج در مناطق شهری در مدل های BCDS و AIDS، تفاوت نشان دادند، توصیه می گردد که قبل از انجام سیاست هایی مانند قیمتگذاری، تسهیلات بانکی، سهمیه بندی کالاها، پرداخت یارانه و معافیت برخی از هزینه ها، به برآورد کشش از نوع مدل تخمینی توجه شود.

## منابع و مأخذ

- ابریشمی، حمید و محسن مهرآرا (۱۳۸۱) اقتصاد سنجی کاربردی (رویکردهای نوین)؛ انتشارات دانشگاه تهران.
- بانک مرکزی ایران (۱۳۸۶-۱۳۳۸) اداره حساب‌های ملی، حساب‌های ملی ایران.
- بانک مرکزی ایران (۱۳۸۶-۱۳۶۸) شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در ایران.
- پناهی، علیرضا (۱۳۷۵) برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل: مورد ایران؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.
- توکلی، احمد (۱۳۷۶) تحلیل سری‌های زمانی: همگرایی و همگرایی یکسان؛ تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- صمدی، علی حسین (۱۳۸۳) ارزیابی انتقادی کاربرد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) در تحلیل رفتار مصرفی: مطالعه موردی خانوارهای شهری و روستایی استان کهگیلویه و بویر احمد؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ش ۲۰، صص ۱۸۷-۱۵۷.
- مجاور حسینی، فرشید (۱۳۸۶) برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی برای گروه خوراکی و غیر خوراکی با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل؛ اقتصاد کشاورزی و توسعه، ش ۵۷، صص ۲۲۴-۱۹۹.
- مرکز آمار ایران (۱۳۸۶-۱۳۶۱) نتایج تفصیلی درآمد-هزینه خانوار.
- مرکز آمار ایران (۱۳۸۶-۱۳۶۱) سالنامه آماری کشور.
- Bates, D. M., And D. G. Watts (1988) *Nonlinear Regression Analysis and Its Applications*; New York: Wiley.
- Berndt, E. R., And N. E. Savin (1975) *Estimation and Hypothesis Testing in Singular Equation Systems with Autoregressive Disturbances*; *Econometrica* 43, pp: 937-57.
- Blundell, R.W., And R. Ray (1982) *A Non- Separable Generalization of the Linear Expenditure System Allowing Non- Linear Engel Curves*; *Economics Letters* 9, pp: 349-54.
- Browning, M. And C. Meghir (1994) *Consumer Demand and the Life- Cycle Allocation of Household Expenditures*; *Review of Economic Studies* 61, pp: 57-80.
- Box, G. E. P., And D. R. Cox (1964) *An Analysis of Transformations (with Discussion)*; *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 26, pp: 211-52.
- Chalfant, J. A., (1987) *A Globally Flexible, Almost Ideal Demand System*; *Journal of Business and Economic Statistics* 5, pp: 233-42.
- Christensen, L. R., D. W. Jorgenson, And L. J. LAU, (1975); *Transcendental Logarithmic Utility Functions*; *American Economic Review* 65, pp: 367-83.

- Deaton, A. S., And J. Muellbauer (1980) An Almost Ideal Demand System; *American Economic Review* 70, pp: 312-26.
- Deiwert, W. E. (1974) Applications of Duality Theory; in M.D. Intriligator and D. A. Kendrick, eds., *Frontiers of Quantitative Economics*, Vol. 2 Amsterdam: North-Holland, pp: 106-71.
- J.Wales, T. (1988) Normalized Quadratic Systems of Consumer Demand Functions; *Journal of Business and Economic Statistics* 6, pp: 303-12.
- Gujarati, N. Gujarati (2004) *Basic Econometrics*; 4<sup>th</sup> Edition.
- Gorman, W. M. (1953) Community Preference Fields; *Econometrica* 21, pp: 63-80.
- Greene, W.H., and Alston, J.M. (1990) Elasticities in AIDS Models; *American journal of Agricultural Economics*, 72(3): 442 - 445.
- Judge, George G., R. Carter Hill, William E. Griffiths, Helmut Lütkepohl, and Tsoung- Chao Lee (1982) *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*; New York: John Wiley & Sons.
- Jorgenson, D.W., L. J. Lau, And T. M. Stoker (1982) The Transcendental Logarithmic Model of Aggregate Consumer Behavior; in R. L. Basmann and G. F. Rhodes, eds., *Advances in Econometrics*, Vol. 1 (Greenwich, CT: JAI Press), pp: 97-238.
- Lau, L. J., And B. M. Mitchell (1971) A Linear Logarithmic Expenditure System: An Application to U.S. Data; *Econometrica* 39, pp: 87-8.
- Lewbel, A. (1989) Nesting the AIDS and Translog Demand Systems; *International Economic Review* 30, 349-56.
- Levin, A. and Lin, C.F. (1992) Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties; University of California, San Diego, Discussion Paper, No. 92-93.
- Matsuda, T. (2006) A Box- Cox Consumer Demand System Nesting The Almost Ideal Model; *International Economic Review* Vol. 47, No. 3.
- Muellbauer, J. (1975) Aggregation, Income Distribution and Consumer Demand; *Review of Economic Studies* 42, pp: 525-43.
- Neves, P. D. (1992) Towards a More General Version of the Almost Ideal Demand System; *Economics Letters* 38, pp: 305-8.
- Oh, K.Y. and Macdoland, M. (1996) ppp and Unit Root Test Using Panel Data; *MIF*, Vol. 15, 3 pp: 405-418.
- Pillak, R. A., And T. J. Wales (1992) *Demand System Specification and Estimation*, Oxford: Oxford University Press.
- Seddeghi, H.R., K.A. Lawler, and A.V. Katos (2000) *Econometrics: A Practical Approach*; UK: Sunderland University.
- Stone, R. (1954) Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand; *Economic Journal* 64, pp: 511-27.
- William, H. Greene (2002) *Econometric Analysis*; 5<sup>th</sup> Edition, New York University.