

برآورد اریب تجمیع در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برای انواع گوشت در ایران

حبيب اله سلامی^{۱*} - علی محمد جعفری^۲ - زینب شکوهی^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۱۲/۱۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۳/۱

چکیده

در حالی که نادیده گرفتن اثرات توزیع درآمدی در الگوی تقاضای جمعی عموماً منجر به اریب شدن پارامترهای تخمینی می‌شود و در نتیجه این الگوها به درستی عکس‌العمل خانوارها را منعکس نمی‌نماید، با این حال در مطالعات تجربی تقاضا بندرت به مشکل اریب تجمیع در توابع تقاضا توجه شده و بسادگی از آن چشم‌پوشی شده است. هدف این مطالعه برآورد اریب جمع‌سازی در تابع تقاضای انواع گوشت خانوارهای ایرانی و بررسی معنی‌داری این خطا و اثر آن بر کشش‌های قیمتی و درآمدی است. این کار در چارچوب تابع تقاضای AIDS برای انواع گوشت و با استفاده از آمارهای دوره زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۶ انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که تصحیح اریب تجمیع مخارج خانوارها بر پارامترهای تخمینی تابع تقاضا، خصوصاً کشش‌ها اثر قابل ملاحظه‌ای دارد.

کلمات کلیدی: اریب تجمیع، تقاضا، مدل AIDS، گوشت
طبقه بندی JEL: D1, D12, C51

مقدمه

باشد معتبر است. لیکن، در دنیای واقع چنین فرضی به ندرت قابل اثبات است و در نتیجه فرضی محدودکننده تلقی می‌شود. بر همین اساس، توجه نکردن به این محدودیت و برآورد توابع تقاضای جمعی بجای فردی موجب بروز اریب در پارامترهای برآورد شده الگوی تقاضای جمعی می‌شود. علاوه بر این، در حالی که مسئله اریب در تجمیع کالاها و برآورد تقاضا برای گروهی از کالاها به جای برآورد تقاضا برای تک تک کالاها با اعمال محدودیت تفکیک پذیری بر توابع مطلوبیت مستقیم و غیرمستقیم حل می‌شود (۱۸، ۲۵، ۲۱، ۱۳)، وجود اریب تجمیع مصرف کنندگان^۵ و برآورد تقاضا برای گروهی از افراد یا خانوارها به جای برآورد تقاضا برای یکایک افراد یا خانوارها فواید حاصل از رفع این مشکل را کم‌رنگ می‌کند (۲۳).

برغم اهمیت توجه به مسئله اریب تجمیع در تقاضای جمعی، در مطالعات بسیاری این موضوع نادیده گرفته شده است (برای مثال مراجعه شود به ۲۲). در ایران هم مطالعات بسیاری در زمینه تقاضا وجود دارد که از مسئله اریب تجمیع در آن‌ها چشم‌پوشی شده است (۲، ۳، ۴، ۶، ۱۱، ۹، ۵، ۸). این در حالی است که مطالعات (۷، ۱۰، ۷) نشان می‌دهد توزیع درآمد در کشور از درجه نابرابری بالایی برخوردار است که منجر به بروز تفاوت در میل نهایی به مصرف در بین خانوارها

تئوری تابع تقاضای مصرف کنندگان بر پایه‌ی مطلوبیت فرد بنا شده و قانون تقاضا در مورد فرد قابل اجراست و تنها تحت فروضی محدود کننده که در ادامه به آن اشاره می‌شود قابل تعمیم به حالت جمعی^۴ است (۱۷). اما به دلیل مشکل دسترسی به اطلاعات فردی از یک سو و مفیدتر بودن پارامترهای الگوهای تقاضای جمعی نسبت به الگوهای تقاضای فردی برای کاربردهای سیاستی از سوی دیگر، در عمل اغلب تحلیل‌های تجربی تقاضا بر داده‌های سری زمانی تجمیع شده استوار است.

فرض زیربنایی مورد استفاده در مطالعاتی که اطلاعات تجمیع شده را در برآورد تقاضا بکار می‌گیرند این است که توابع تقاضای بازار با توابع تقاضای فردی خانوارها سازگار است و در نتیجه قیود نئوکلاسیکی که در تقاضای فردی مطرح است، در مورد تقاضاهای جمعی هم صادق است. این فرض بر اساس نظریه گورمن (۱۹۵۳) فقط تحت این شرط که میل نهایی به مصرف همه خانوارها یکسان

۱، ۲ و ۳- به ترتیب استاد و دانشجویان دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران

(*- نویسنده مسئول)

(Email: hsalami@ut.ac.ir)

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \gamma_{ij} = 0, \sum_j \gamma_{ij} = 0, \sum_i \beta_i = 0$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad \forall i \neq j \quad \text{and } k_h > 0, \forall h$$

$$\sum_i w_i = 1$$

موئلبائور (۲۳، ۲۴) شروط تعمیم یافته تری را بر اساس ترجیحات PIGL برای توابع تقاضای بازار، بنیان نهاد که با توابع تقاضای خانوار سازگار باشند. بر اساس نظر موئلبائور (۲۳) تجمیع دقیق^۳ زمانی امکان پذیر است که رفتار مصرفی یک خانوار h توسط یک مدل AIDS تعمیم یافته از نوع (۱) به صورت زیر قابل بیان باشد:

$$w_{ih} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log(p_j) + \beta_i \log\left(\frac{x_h}{k_h P}\right) \quad \forall i, h \quad (۴)$$

که در آن w_{ih} سهم از کل هزینه اختصاص یافته به کالای i توسط خانوار h است. k_h پارامترهای تفاوت ذائقه و خصوصیات دموگرافیکی برای روابط ترجیحات متفاوت در بین خانوارها است که خصوصیات نظیر ترکیب سنی و سایر ویژگی‌های خانوار را در خود جای می‌دهد. سهم جمع مخارج اختصاص یافته به کالای i ، \bar{w}_i ، با رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$\bar{w}_i = \frac{\sum_h p_i q_{ih}}{\sum_h x_h} = \frac{\sum_h x_h w_{ih}}{\sum_h x_h} \quad (۵)$$

که در آن q_{ih} مقدار کالای i که توسط خانوار h مصرف می‌شود. قیمت کالای i است، x_h کل هزینه خانوار h است.

معادله سهم هزینه تجمیع شده در مدل AIDS با جایگذاری رابطه (۴) در (۵) به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\bar{w}_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log(p_j) + \beta_i \left(\frac{\sum_h x_h \log\left(\frac{x_h}{k_h P}\right)}{\sum_h x_h} \right) \quad (۶)$$

با تعریف $r_h = \frac{x_h}{\sum_h x_h}$ ، نشان دهنده سهم h امین خانوار از هزینه تجمعی است، در نتیجه معادله (۶) به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\bar{w}_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log(p_j) + \beta_i \left[\sum_h r_h \log\left(\frac{x_h}{k_h P}\right) \right] \quad (۷)$$

که در آن r_h در بازه بین صفر و یک قرار دارد و از اینرو $\sum_h r_h = 1$. حال اگر x^* و k^* به عنوان میانگین هندسی موزون برای پارامترهای هزینه و تفاوت ذائقه تعریف شود، رابطه (۷) شکل زیر را بخود می‌گیرد:

می‌شود. از آنجا که اکثر مطالعات یاد شده از فرم تابعی AIDS برای محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی استفاده نموده‌اند، مطالعه حاضر به دنبال آن است تا وجود خطای تجمیع در تقاضای جمعی انواع گوشت در ایران را در چارچوب همین تابع بررسی و اثر این ارباب را بر کشش‌های قیمتی و درآمدی ارزیابی نماید.

در ادامه ابتدا به بیان تئوریک ارباب جمع‌سازی پرداخته شده است. سپس با به کارگیری یک الگوی تقاضای تقریباً ایده آل، اثر ارباب جمع‌سازی بر ضرائب و کشش‌های تقاضای انواع گوشت بررسی و در قسمت آخر خلاصه نتیجه‌گیری آورده شده است.

مواد و روش‌ها

یکی از فرم‌های تابعی تقاضا که در بسیاری از مطالعات تجربی تقاضا بکار گرفته می‌شود، تابع تقاضای AIDS است که برگرفته از فرم لگاریتمی ترجیحات PIGL^۱ به نام PIGLOG است. این شکل از ترجیحات به توابع تقاضای مربوطه اجازه می‌دهد تجمیع تقاضا در سطح بازار سازگار با تقاضاها در سطح خانوار باشد. به طور کلی، شرط لازم و کافی برای اینکه توابع تقاضای خانوارها به طور سازگار و خطی به تابع تقاضای بازار تجمیع شود این است که میل نهایی به مصرف (MPC) در بین خانوارها یکسان باشد. این شرط باعث می‌شود که توابع تقاضای بازار مستقل از توزیع درآمد باشند. میل نهایی به مصرف یکسان خانوارها زمانی حاصل می‌شود که توزیع درآمدی در میان خانوارها یکسان و در طول زمان پایدار آن باشد (۲۳).

صورت کلی تابع تقاضای AIDS که از شکل لگاریتمی ترجیحات PIGL استخراج می‌شود به صورت رابطه (۱) است (۱۶):

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log P_j + \beta_i \log\left\{\frac{x}{P}\right\} \quad (۱)$$

که در آن w_i سهم مخارج اختصاص یافته به کالای i ، P_j قیمت کالای j ، x کل هزینه خانوار بر روی کالاهای مورد نظر و P کالاهای شاخص قیمتی است که از رابطه (۲) به دست می‌آید.

$$\log(P) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \log(p_i) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \log(p_i) \log(p_j) \quad (۲)$$

محدودیت‌های نئوکلاسیکی تابع تقاضا شامل همگنی، تقارن و جمع‌پذیری نیز به صورت زیر به مدل اعمال می‌شود (۱۶):

1- Price-Independent Generalized Linear (PIGL) Preferences

2- Price-Independent Generalized Logarithmic (PIGLOG) Preferences

3- Exact Aggregation

طریق تغییرات توزیع درآمدی اثر گذار خواهد بود. بنابراین در مدل سازی تقاضای جمعی محاسبه اثر سلیقه ضروری است.

با فرایندی که توضیح داده شد، میانگین هندسی واقعی هزینه خانوار در مدل AIDS می تواند به صورت $X^* = (N/Z)x$ بیان شود. با جایگزین کردن آن در رابطه (۱۲) و جمع هر نوع اثر ذائقه ای در عرض از مبدأ، مدل نهایی تجمیع شده AIDS به صورت معادله (۱۲) خواهد بود.

$$\bar{w}_i = \alpha_i^* + \sum_j \gamma_{ij} \log(p_j) + \beta_i \log\left(\frac{x}{P}\right) + \theta_i [\log(N) - \log(Z)] \quad (12)$$

عبارت داخل کروشه اربیب تجمیع مخارج^۲ است. زمانی که از میانگین ساده هزینه خانوارها بجای میانگین موزون هندسی استفاده می شود، در واقع این جزء نادیده گرفته شده و از الگو حذف می شود که در صورت معنادار بودن می تواند موجب بروز اربیب در پارامترهای متغیرهای موجود در الگو شود (۲۲).

کشش های مخارج، کشش های قیمتی جبرانی و غیر جبرانی به ترتیب با استفاده از روابط (۱۳)، (۱۴) و (۱۵) محاسبه می شود (۱۵).

$$\eta_i = \left(\frac{\beta_i}{w_i}\right) + 1 \quad (13)$$

$$\varepsilon_{ij}^* = \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i}\right) - \delta_{ij} + w_j \quad (14)$$

$$\varepsilon_{ij} = \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i}\right) - \delta_{ij} + \beta_i \left(\frac{w_j}{w_i}\right) \quad (15)$$

δ_{ij} دلتای کرونکر است و وقتی $i=j$ دلتا برابر یک و اگر $i \neq j$ برابر صفر خواهد بود. کشش ها برای میانگین مقادیر متغیرهای نمونه محاسبه می شود.

برای برآورد تابع فوق و بررسی اربیب تجمیع به آمار و اطلاعات مصرفی خانوارها نیاز است. داده های سری زمانی مخارج و مقدار مصرف سالیانه انواع گوشت خانوارهای جامعه شهری ایران طی سال های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۶ از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران اخذ شده است. بر طبق گروه بندی بانک مرکزی ایران، داده های تحت عنوان انواع گوشت قرمز از مجموع گوشت گوسفند، بز، بره، گوشت گاو و گوساله با استخوان و بدون استخوان در دو حالت تازه و یخ زده و گوشت شتر می باشد. همچنین انواع گوشت طیور از مجموع گوشت جوجه، مرغ، خروس، بوقلمون و بلدرچین و قطعات آنها حاصل شده است و گوشت آبزیان نیز مرکب از انواع گوشت ماهی، میگو به صورت تازه و یخ زده می باشد. جهت محاسبه متغیر اربیب تجمیع درآمد بر طبق رابطه (۱۲) نیاز به درآمد خانوارها است و از آنجا که اطلاعات پرسش نامه ای در خصوص میزان درآمد افراد در کشور، اربیب به سمت کمتر از میزان واقعی دارد (۴)، از مخارج بجای درآمد استفاده

$$\bar{w}_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log(p_j) + \beta_i \log\left(\frac{x}{k^* P}\right) \quad (8)$$

که در آن:

$$x^* = \prod_h x_h^{r_h}, \quad k^* = \prod_h k_h^{r_h}$$

با تعریف N بعنوان تعداد خانوارها و x بعنوان میانگین حسابی ساده هزینه های خانوار، آنگاه:

$$x_h = r_h \left(\sum_h x_h \right) = r_h (N \bar{x}) \quad (9)$$

و میانگین موزون هندسی هزینه به صورت زیر بازنویسی می گردد:

$$x^* = \prod_h (x_h)^{r_h} = \left(\prod_h r_h^{r_h} \right) (N \bar{x}) = \left(\frac{N}{Z} \right) \bar{x} \quad (10)$$

کسره در آن $Z = \left(\prod_h r_h^{r_h} \right)^{-1}$ و لگ-ارایتم آن،

$$\log Z = - \sum_h r_h \log(r_h)$$

سهم های مخارج خانوارها را بازگو می کند. Z در واقع همان مقیاس برابری آنتروپی تیل^۱ (۲۷) است و وقتی به حداکثر خود می رسد که سهم های هزینه خانوارها یکسان باشد. به عبارت دیگر برای هر خانوار $r_h = 1/N$ باشد. در کل وقتی سهم های مخارج خانوارها یکسان نیستند، $N/Z > 1$ بوده و نشان می دهد که x^* بزرگتر از \bar{x} است. در نتیجه تحت ترجیحات PIGLOG، میانگین ساده هزینه های خانوار همیشه کمتر از مقدار واقعی هزینه جمعی نمونه یعنی x^* ، تخمین زده می شود. بنابراین اگر از میانگین ساده بجای میانگین هندسی هزینه خانوار استفاده شود، پارامترهای تخمینی β_i مربوط به هزینه واقعی به طور کلی اربیب خواهد بود.

همچنین اگر همه خانوارها ذائقه های مشابهی داشته باشند، برای همه خانوارها $k_i = 1$ بوده و در نتیجه $k^* = 1$ و متغیر ذائقه از روابط حذف می شود و هیچ اربیبی ناشی از حذف متغیر به وجود نمی آید (۱۶). چنانچه متغیر ذائقه در بین خانوارها متفاوت باشد، اما سلیقه ها و توزیع سهم های درآمدی در طول زمان پایدار باقی بماند، آنگاه k^* پارامتر ثابتی خواهد بود که می تواند در جزء عرض از مبدأ رابطه (۸) به صورت زیر جمع شود (۲۲).

$$\alpha_i^* = \alpha_i + \beta_i \log(k^*) \quad (11)$$

در نهایت، اگر ذائقه و یا سهم های درآمدی در طول زمان تغییر کند، k^* در طول زمان تغییر می کند که باعث تغییر α_i^* در طول زمان می شود. بدین ترتیب حتی اگر ذائقه های فردی خانوارها در طول زمان تغییر نکند، تفاوت ذائقه در بین خانوارها بر تقاضای جمعی از

2-Expenditure aggregation bias term

1-Theil's entropy measure of equality

گوشت قرمز در مخارج خانوار در طول زمان کاهش یافته و برعکس سهم مخارج گوشت آبریان و طیور افزایش نشان می‌دهد.

الگوی تقاضای گوشت در ایران یک بار با اربیب تجمیع مخارج و بار دیگر بدون این جمله برای انواع گوشت با استفاده از برآوردگر حداکثر درست‌نمایی به صورت سیستمی برآورد گردیده است.

نتایج تخمین پارامترهای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و خصوصیات برازش آن‌ها در جدول (۲) نشان داده شده است. تفاوت مقادیر مطلق پارامترهای قیمت بین مدل‌های با و بدون تصحیح اربیب، در دامنه‌ای از کمترین مقدار ۱/۷۷ تا بیشترین مقدار ۱۱۲/۱۹ درصد متغیر بوده است که میانگین آن ۲۰/۶۴ درصد می‌باشد.

شده است. لذا اطلاعات مخارج خالص خانوارهای شهری از سال ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۶ با استفاده پرسش‌نامه‌های هزینه خانوار جمع‌آوری شده توسط مرکز آمار ایران، استخراج گردیده است.

نتایج و بحث

اطلاعات مربوط به سهم مخارج انواع گوشت مصرفی خانوارهای شهری و دو جمله اربیب تجمیع (Log(Z) و Log(n)) در جدول (۱) گزارش شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود گوشت قرمز سهم قابل توجهی از مخارج خانوارها را به خود اختصاص می‌دهد. این سهم برای آبریان نسبتاً اندک است. نقطه قابل ملاحظه این است که سهم

جدول ۱ - سهم مخارج مصرفی انواع گوشت و جمله اربیب تجمیع

سال	Log(N)	Log(z)	سهم مخارج گوشت قرمز	سهم مخارج گوشت طیور	سهم مخارج گوشت آبریان
۱۳۶۳	۴/۱۶۸	-۴/۰۳۱	۰/۷۳۲	۰/۱۹۷	۰/۰۷۱
۱۳۶۴	۴/۱۴۵	-۴/۰۱۰	۰/۷۹۶	۰/۱۲۰	۰/۰۸۴
۱۳۶۵	۳/۴۳۹	-۳/۳۰۰	۰/۷۳۹	۰/۲۱۰	۰/۰۵۱
۱۳۶۶	۳/۴۳۹	-۳/۲۸۶	۰/۷۶۷	۰/۱۷۴	۰/۰۵۹
۱۳۶۷	۳/۶۰۱	-۳/۴۷۱	۰/۷۶۶	۰/۱۶۴	۰/۰۷۰
۱۳۶۸	۳/۷۴۰	-۳/۶۰۴	۰/۷۷۱	۰/۱۵۶	۰/۰۷۳
۱۳۶۹	۳/۹۵۹	-۳/۸۰۱	۰/۷۴۵	۰/۱۷۹	۰/۰۷۵
۱۳۷۰	۳/۹۶۲	-۳/۷۸۷	۰/۷۰۰	۰/۲۱۷	۰/۰۸۲
۱۳۷۱	۳/۹۶۵	-۳/۸۳۳	۰/۶۸۴	۰/۲۴۵	۰/۰۷۱
۱۳۷۲	۳/۸۳۱	-۳/۷۱۲	۰/۶۵۹	۰/۲۷۸	۰/۰۶۴
۱۳۷۳	۴/۰۸۳	-۳/۹۶۰	۰/۶۶۳	۰/۲۷۴	۰/۰۶۳
۱۳۷۴	۴/۳۰۵	-۴/۱۷۷	۰/۶۵۰	۰/۲۸۴	۰/۰۶۷
۱۳۷۵	۴/۰۴۰	-۳/۹۱۳	۰/۶۳۵	۰/۲۹۶	۰/۰۶۹
۱۳۷۶	۴/۰۴۰	-۳/۹۱۷	۰/۶۲۹	۰/۲۹۸	۰/۰۷۴
۱۳۷۷	۳/۹۱۸	-۳/۷۹۹	۰/۶۲۹	۰/۲۹۶	۰/۰۷۵
۱۳۷۸	۴/۱۰۵	-۳/۹۸۲	۰/۶۱۶	۰/۳۱۱	۰/۰۷۳
۱۳۷۹	۴/۰۹۱	-۳/۹۶۵	۰/۵۹۸	۰/۳۱۴	۰/۰۸۸
۱۳۸۰	۴/۰۹۱	-۳/۹۵۷	۰/۵۸۲	۰/۳۲۹	۰/۰۸۹
۱۳۸۱	۴/۱۷۹	-۴/۰۵۶	۰/۵۷۵	۰/۳۲۹	۰/۰۹۶
۱۳۸۲	۴/۰۴۰	-۳/۹۲۲	۰/۵۶۷	۰/۳۳۶	۰/۰۹۷
۱۳۸۳	۴/۰۶۵	-۳/۹۴۶	۰/۵۵۷	۰/۳۳۴	۰/۱۰۹
۱۳۸۴	۴/۱۱۱	-۳/۹۸۸	۰/۵۶۵	۰/۳۱۹	۰/۱۱۷
۱۳۸۵	۴/۱۵۲	-۴/۰۲۶	۰/۵۷۶	۰/۳۱۲	۰/۱۱۲
۱۳۸۶	۴/۱۷۷	-۴/۰۵۱	۰/۵۶۶	۰/۳۲۸	۰/۱۰۷

مأخذ: آمار بانک مرکزی

۱ - درصد اختلاف مطلق از رابطه زیر محاسبه شده است:

$$\% \text{ اختلاف} = \left(\frac{\text{مقدار تصحیح نشده} - \text{مقدار اربیب تصحیح شده}}{\text{مقدار تصحیح نشده}} \right) \times 100$$

جملات پسماند در سطح بود. به طور کلی مشخصات آماری برآزش‌ها برای هر دو الگو نشان می‌دهد که الگوی اصلاح شده بهتر از الگوی اصلاح نشده تصریح شده است.

کشش‌های قیمتی و مخارج غیرجبرانی برای هر دو الگو محاسبه و در جدول (۳) نشان داده شده‌اند. علامت کشش‌ها در هر دو مدل به استثنای کشش قیمتی تقاطعی بین گوشت طیور و آبزیان، یکسان هستند. کلیه کشش‌های خود قیمتی منفی بوده و با تئوری سازگار می‌باشند. این کشش برای گوشت قرمز کشش پذیر اما برای گوشت طیور و آبزیان بی‌کشش است. کشش‌های قیمتی تقاطعی نشان می‌دهند که بین گوشت دام و گوشت طیور و آبزیان رابطه جاننشینی وجود دارد اما علامت کشش تقاطعی بین گوشت طیور و آبزیان منفی بوده و نشان‌دهنده رابطه مکمل بین این دو می‌باشد. کشش مخارج برای گوشت دام کشش پذیر و گوشت طیور و آبزیان بی‌کشش هستند.

البته حداکثر اختلاف مربوط به پارامتر قیمت نرمال شده گوشت طیور است که آماره t آن معنی‌دار نیست و با نادیده گرفتن آن میانگین به ۱۲/۳۲ درصد کاهش می‌یابد. این تفاوت‌ها در مورد پارامترهای متغیر مخارج حداقل ۵/۸۸، حداکثر ۲۵/۷۴ درصد و میانگین آن ۱۶/۵۷ درصد است که نشان می‌دهد اثر اریب تجمیع بر روی پارامترهای مخارج قابل ملاحظه است. درصد اختلاف مطلق بین دو مدل، در مورد آبزیان به طور نسبی کمتر از گوشت دام و طیور است.

ضریب تعیین (R^2) از ۰/۵۷۹ تا ۰/۷۶۸ متغیر بوده و در مدل اصلاح شده برای هر سه معادله بزرگتر از مدل اصلاح نشده است. آماره جک برا هم برای هر دو مدل نشان می‌دهد که فرضیه صفر در خصوص نرمال بودن جمله باقیمانده در سطح ۵ درصد رد نمی‌شود. لذا می‌توان نتیجه گرفت که جمله‌های باقیمانده نرمال هستند. همچنین ایستایی جملات پسماند معادلات با بکارگیری آماره دکی فولر تعمیم یافته مورد آزمون قرار گرفت و نتایج نشان‌دهنده ایستایی

جدول ۲- پارامترهای تخمینی و مقادیر توابع تقاضا با و بدون اصلاح اریب تجمیع

درصد اختلاف مطلق		مدل ۲: بدون اصلاح اریب تجمیع		مدل ۱: با اصلاح اریب تجمیع		معادله ها و ضرائب
t-value	پارامتر	t-value	پارامتر	t-value	پارامتر	
معادله گوشت قرمز						
۹/۷۴	۳/۶۳	۱/۰۲۷	-۳/۴۲۴	-۰/۹۲۷	-۰/۹۲۷	α_1
۱۸/۳۵	-۳/۶۹	-۰/۳۱۶	-۳/۱۴۸	-۰/۲۵۸	-۰/۲۵۸	γ_{11}
۳۴/۴	۱/۹۳	-۰/۱۲۵	۱/۳۹۹	-۰/۰۸۲	-۰/۰۸۲	γ_{12}
۸/۲۸	۲/۲۴	-۰/۱۹۱	۲/۳۴۱	-۰/۱۷۵	-۰/۱۷۵	γ_{13}
۱۸/۰۸	۶/۱	۰/۳۶۵	۴/۶۴۵	-۰/۲۹۹	-۰/۲۹۹	β_1
-	-	-	۲/۱۳۶	۱/۵۱۵	۱/۵۱۵	θ_1
معادله گوشت طیور						
۶/۹۵	۶/۴۷۳	۱/۵۷۹	۶/۶۶۷	۱/۴۶۹	۱/۴۶۹	α_2
۲۶/۲۳	۳/۳۲۶	۳/۲۴۲	۲/۷۱۲	-۰/۱۸	-۰/۱۸	γ_{21}
۱۱۲/۱۹	-۰/۷۴۳	-۰/۰۴۱	-۰/۰۱	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۵	γ_{22}
۸/۴۲۴	-۲/۷۳۲	-۰/۲۰۲	-۲/۹۲۴	-۰/۱۸۵	-۰/۱۸۵	γ_{23}
۲۵/۷۴	-۵/۴۳۴	-۰/۲۸۱	-۳/۹۸۳	-۰/۲۰۹	-۰/۲۰۹	β_2
-	-	-	-۲/۸۸	-۱/۶۵۹	-۱/۶۵۹	θ_2
معادله گوشت آبزیان						
۱/۷۷	۵/۹۲۹	-۰/۴۵۲	۵/۸۱۵	-۰/۴۶	-۰/۴۶	α_3
۶/۲۱	۲/۳۵۵	-۰/۰۷۲	۳/۲۶۲	-۰/۰۷۷	-۰/۰۷۷	γ_{31}
۳/۵۷	-۴/۶۰۱	-۰/۰۸۴	-۴/۶۱۰	-۰/۰۸۷	-۰/۰۸۷	γ_{32}
۱۱/۵	-۰/۵۱۱	-۰/۰۱۳	-۰/۴۵۹	-۰/۰۱۰	-۰/۰۱۰	γ_{33}
۵/۸۸	-۵/۲۷۱	-۰/۰۸۵	-۴/۷۸۸	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۹	β_3
-	-	-	۰/۵۶۸	۰/۱۱۸	۰/۱۱۸	θ_3

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۳- کشش‌های غیر جبرانی (مارشالی) مواد پروتئینی با منشأ مختلف در ایران با و بدون اصلاح اریب تجمیع

اصلاح اریب تجمیع (مدل ۱)			
گوشت قرمز	گوشت طیور	گوشت آبزیان	مخارج
۱/۶۹۶-	۰/۰۰۲	۰/۲۳	۱/۴۶۱
(۰/۰۰۹)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۱۰)
۱/۳۳۵	-۰/۷۷۰	-۰/۱۸۱	-۰/۱۳۶
(۰/۱۰۸)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۵۹)
۱/۷۷۶	-۰/۳۵۱	-۰/۷۷۹	-۰/۱۶۶
(۰/۰۸۹)	(۰/۰۱۴)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۵۰)
بدون اصلاح اریب تجمیع (مدل ۲)			
گوشت قرمز	گوشت طیور	گوشت آبزیان	
۱/۸۲۵-	۰/۰۴	۰/۲۸۴	۱/۵۷۶
(۰/۰۱۱)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۱۳)
۱/۸۰۳	-۰/۸۹۱	-۰/۰۴۵ ^۱	-۰/۱۶۶ ^۲
(۰/۱۴۵)	(۰/۰۱۱)	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۰۸)
۱/۶۷۳	-۰/۳۵۳	-۰/۷۶۹	-۰/۰۹۸
(۰/۰۸۳)	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۰۶)	(-۰/۰۴۷)

مأخذ: یافته‌های پژوهش. اعداد داخل پرانتز نشان دهنده استاندارد خطا است.

کشش‌های خود قیمتی جبرانی برای هر سه نوع کالا منفی هستند و سازگار با تئوری می‌باشد. قدر مطلق این کشش‌ها همه کوچک‌تر از یک است و در نتیجه بی‌کشش هستند. مقایسه دو مدل نشان می‌دهد که کشش‌ها در الگوی اریب تصحیح شده برای گوشت‌های دام و طیور کوچک‌تر از الگوی تصحیح نشده است. اما برای آبزیان اندکی بیشتر است. نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که کشش‌های قیمتی متقاطع به جز گوشت طیور و آبزیان دارای علامت مثبت هستند و بیان‌گر رابطه جانشینی می‌باشد. مقایسه دو الگوی اریب تصحیح شده و نشده در خصوص کشش‌های تقاطعی مشابه کشش‌های غیر جبرانی است.

نتایج آزمون فرضیه صفر برای ضرایب متغیر اریب تجمیع در جدول ۵ نشان داده شده است. بر اساس آماره والد کلیه فروض صفر مبنی بر صفر بودن ضرایب جمله اریب تجمیع در سطح کمتر از ۱ درصد رد می‌شوند و نشان می‌دهد که مدل اریب تصحیح شده می‌تواند پارامترها و کشش‌های قابل اعتمادتری را به دست دهد.

نتیجه گیری

در مطالعه حاضر، اثر نادیده گرفتن توزیع درآمدی در برآورد تابع تقاضای تجمیع شده بر ضرائب تخمینی و کشش‌ها بررسی شد. در این راستا فرم تابعی تقاضای تقریباً ایده آل با توجه به استفاده گسترده آن در مطالعات، برای برآورد تقاضای انواع گوشت در ایران در طی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۶ با در نظر گرفتن اثرات توزیع درآمدی به کار گرفته شد. نتایج نشان می‌دهد که جزء اریب تجمیع درآمد در الگوی تقاضای برآورد شده معنی‌دار و موجب تغییر پارامترهای

جدول ۴- کشش‌های جبرانی (هیکس) مواد پروتئینی با منشأ مختلف در ایران با و بدون اصلاح اریب تجمیع

با اصلاح اریب تجمیع (مدل ۱)			
گوشت قرمز	گوشت طیور	گوشت آبزیان	
۰/۷۴-	۰/۳۸۹	۰/۳۵۱	
(۰/۰۲۵)	(۰/۰۱۶)	(۰/۰۰۹)	
۱/۴۰۴	۰/۷۱۶	-۰/۶۸۸	
(۰/۰۶۶)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۵۴)	
۱/۶۵۵	-۰/۸۶۶	-۰/۷۸۸	
(۰/۰۵۵)	(۰/۰۵۷)	(۰/۰۰۲)	
بدون اصلاح اریب تجمیع (مدل ۲)			
گوشت قرمز	گوشت سفید	گوشت آبزیان	
۰/۸۲۹-	۰/۴۵۵	۰/۳۷۵	
(۰/۰۲۷)	(۰/۰۱۸)	(۰/۰۱)	
۱/۶۶۷	-۰/۹۰۹	-۰/۷۵۷	
(۰/۰۸۴)	(۰/۰۲۵)	(۰/۰۵۹)	
۱/۵۹۶	-۰/۸۲۳	-۰/۷۷۳	
(۰/۰۵۲)	(۰/۰۵۵)	(۰/۰۰۳)	

مأخذ: یافته‌های پژوهش اعداد داخل پرانتز استاندارد خطا است.

مقایسه کشش‌های بین دو مدل نشان می‌دهد که در توابع گوشت قرمز و طیور مقدار مطلق کشش‌ها در مدل اریب تصحیح شده کوچک‌تر از مدل تصحیح نشده است، در حالی که در مورد آبزیان به غیر از کشش مخارج بقیه بر عکس این حالت است. بنابراین به نظر می‌رسد برآورد کشش‌های تقاضا بدون اصلاح اریب تجمیع قابل اعتماد نخواهند بود. کشش‌های جبرانی (هیکس) در جدول ۴ نشان داده شده‌اند.

تخمینی و در نتیجه کشش‌ها می‌شود. مقایسه نتایج این تحقیق با مطالعه‌ی میتل هامر و همکاران (۱۹۹۸) نشان می‌دهد که در هر دوی آن‌ها تصحیح اربیب تجمیع مخارج، بر پارامترهای تخمینی مدل‌ها و به‌خصوص کشش‌ها اثر قابل‌ملاحظه‌ای دارد و از اربیب تجمیع می‌کاهد. در این مطالعه اثر تجمیع ذاتقه به‌علت فقدان اطلاعات امکان‌پذیر

نبود. به‌نظر بلاندل و همکاران (۱۴) برای مدل‌سازی اثرات تجمیع ذاتقه نیاز به متغیرهای نماینده ذاتقه مثل متغیرهای دموگرافیک اجتماعی و توابع زمان است. این مسئله می‌تواند به همراه آزمون اثر تجمیع درآمد بر فرم‌های مختلف تابعی تقاضا، موضوع تحقیقات آینده باشد.

جدول ۵- آزمون فرضیه برای ضرایب متغیر اربیب تجمیع مخارج در مدل اربیب تصحیح شده

P-VALUE	آماره والد ($\chi^2 stat.$)	آزمون فرضیه
۰/۰۰۰	۱۵/۴۹۱	$H_0: \theta_1 = \theta_2 = 0$
۰/۰۰۰	۱۴/۶۹۳	$H_0: \theta_1 = \theta_3 = 0$
۰/۰۰۰	۱۴/۱۹۶	$H_0: \theta_2 = \theta_3 = 0$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

منابع

- ۱- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. گزارش شاخص بهای کالاها و خدمات شهری. گزارش سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۶، تهران.
- ۲- بخشوده م. ۱۳۷۵. بررسی تقاضای گوشت در ایران، مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، جلد دوم. ۵۴۴-۵۷۴.
- ۳- پناهی ع. ۱۳۷۵. تحلیل رفتار مصرفی در مناطق شهری: کاربرد سیستم تقاضای تقریباً ایده آل، مورد ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه شیراز.
- ۴- خداد کاشی ف.، باقری ف.، حیدری خ. و خدادکاشی ا. ۱۳۸۱. اندازه‌گیری شاخص‌های فقر در ایران. گزارش پژوهشی گروه آمارهای اقتصادی. پژوهشکده آمار. تهران.
- ۵- خمسه م. ۱۳۸۵. بررسی دینامیکی تقاضای گوشت قرمز و سفید در مناطق شهری و روستایی. پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد. دانشکده علوم انسانی دانشگاه شیراز.
- ۶- شکیبائی‌ان م. ۱۳۷۶. برآورد کشش‌های درآمدی و قیمتی برای محصولات لبنیات و تخم‌مرغ: کاربرد سیستم تقاضای تقریباً ایده آل، مورد ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاد اسلامی شیراز.
- ۷- شهیکی تاش م.، شهیکی تاش م. و درویشی ب. ۱۳۸۶. بررسی توزیع درآمد در ایران با رویکرد ناپارامتریک (۱۳۸۳-۱۳۴۸). نامه مفید. ۱۳(۶۳)نامه اقتصادی. ۱۲۱-۱۴۲.
- ۸- صمدی ع. ۱۳۸۶. تجزیه و تحلیل تقاضای انواع گوشت در مناطق شهری ایران با استفاده از الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل. اقتصاد کشاورزی و توسعه. سال ۱۵، شماره ۵۷، ۳۱-۶۰.
- ۹- عزیزی ج. و ترکمانی ج. ۱۳۸۰. تخمین توابع تقاضای انواع گوشت در ایران. اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۹(۳۴): ۲۱۷-۲۳۷.
- ۱۰- محمودی و. ۱۳۸۳. بررسی تحولات توزیع درآمد در برنامه اول توسعه (۱۳۷۳-۱۳۶۸). پژوهش‌نامه بازرگانی. ۹(۳۳): ۱۲۹-۱۵۳.
- ۱۱- مختاری د. ۱۳۷۸. امنیت غذایی و هماهنگی بین الگوهای تولید و مصرف در مناطق روستایی استان فارس. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه شیراز.
- ۱۲- مرکز آمار ایران. هزینه و درآمد خانوارهای شهری. گزارش سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۶، تهران.

- 13- Blackorby C., Primont D. and Russell R. R. 1975. Budgeting, decentralization and aggregation. *Annals of Economic and Social Measurement*. 4: 23-44.
- 14- Blundell R., Pashardes P. and Weber G. 1993. What Do We Learn about Consumer Demand Patterns from Micro Data?. *American Economic Review*. 83:570-97.
- 15- Chalfant J. 1987. A Globally Flexible, Almost Ideal Demand for Applied Demand System. *Journal of Business & Economic Statistics*. 5: 233-42.
- 16- Deaton, A. and Muellbauer J. 1980. An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review*. 70: 312-326.

- 17- Denton F.T. and Mountain D.C. 2001. Income Distribution and Aggregation / Disaggregation Biases in the Measurement of Consumer demand elasticities. *Economic Letters*. 73: 21-28.
- 18- Geary P. T. and Morishima M. 1973. Demand and supply under Separability. In M. Morishima and others, *Theory of Demand: Real and Monetary* (Oxford University Press).
- 19- Gorman W. M. 1953. Community Preference Fields. *Econometrica* 21:63-80.
- 20- Gorman W. M. 1968. Conditions for Generalized Additive Separability. *Econometrica*. 36: 605-609.
- 21- Hanoch G. 1975. Production and demand models with direct or indirect implicit additivity. *Econometrica*, 43: 395-420.
- 22- Mittelhammer C., Shi H. and Wahl T. 1998. Accounting for Aggregation Bias in Almost Ideal Demand Systems. *Journal of Agricultural and Resource Economics*. 21:247-262.
- 23- Muellbauer J. 1975. Aggregation, Income Distribution and Consumer Demand. *Review of Economic Studies*. 42:25- 543.
- 24- Muellbauer J. 1976. Community Preferences and the Representative Consumer. *Econometrica*. 44: 979-99.
- 25- Pollak R. A. 1972. Generalized separability. *Econometrica*. 40: 431-433.
- 26- Stoker T. M. 1986. Simple Tests of Distribution Effects on Macroeconomic Equation. *Journal of Political Economy*. 94: 763-95.
- 27- Theil H. 1972. *Statistical Decomposition Analysis with Applications in the Social and Administrative Sciences*. Amsterdam, North-Holland Pub. Co. 337 pages.
- 28- Whistler D. 2004. *Shazam econometrics software: User's Reference Manual*. version 10: Northwest Econometrics. Ltd. University of Queensland. Vancouver, Canada.

Archive of SID