نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۶، شماره ۱، بهار ۱۳۹۱، ص. ۷۸-۷۱

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 26, No. 1, Spring 2012, p. 71-78

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

حبیب اله سلامی [۱*]- علی محمد جعفری [۲]- زینب شکوهی [۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۱۲/۱۴
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۳/۱

چکیده

در حالی‌که نادیده‌گرفتن 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 ازآمارهای 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 قابل‌ملاحظه‌ای دارد.

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

مقدمه

تئوری تابع تقاضای مصرف‌کنندگان 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 به‌دلیل مشکل دسترسی به اطلاعات فردی از یک سو و مفیدتر بودن پارامترهای الگوهای تقاضای جمعی نسبت به الگوهای تقاضای فردی برای کابردهای 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 باشد معتبر است. لیکن، در دنیای واقع چنین فرضی به ندرت قابل اثبات است و در نتیجه فرضی محدودکننده تلقی می شود. 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 به‌جای 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 به‌جای 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، ۶، ۱۱، ۹، ۵، ۸). این در حالی است که مطالعات (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

۱، ۲ و ۳- به ترتیب استاد و دانشجویان دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران
(*- نویسنده مسئول: Email: hsalami@ut.ac.ir)

4- Aggregation

5- Consumer aggregation bias

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 اریب را بر کشش‌های قیمتی و درآمدی ارزیابی نماید.

در ادامه ابتدا به بیان تئوریکی اریب جمع‌سازی پرداخته شده است. سپس با به کارگیری یک الگوی تقاضای تقریباً ایده آل، اثر اریب 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 بکارگرفته می‌شود، تابع تقاضای AIDS است که برگرفته از فرم لگاریتمی ترجیحات PIGL[1] به نام PIGLOG[2] است. این شکل از ترجیحات به توابع تقاضای مربوطه اجازه می‌دهد تجمیع تقاضا در سطح بازار سازگار با تقاضاها در سطح خانوار باشد. به‌طورکلی، شرط لازم و کافی برای اینکه توابع تقاضای خانوارها به‌طور 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 به‌صورت رابطه (۱) است (۱۶):

$$W_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log P_j + \beta_i \log\left\{x/P\right\} \qquad (۱)$$

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 نه همه کالاها و P شاخص قیمتی است که از رابطه (۲) به‌دست می‌آید.

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

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

$$\sum_i \alpha_i = 1, \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_i \beta_i = 0$$
$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \qquad \forall i \neq j \quad \text{and} \quad k_h \succ 0, \forall h \qquad (۳)$$
$$\sum_i W_i = 1$$

موئلبائور (۲۳،۲۴) شروط تعمیم یافته‌تری را بر اساس ترجیحات PIGL برای توابع تقاضای بازار، بنیان نهاد که با توابع تقاضای‌خانوار سازگار باشند. بر اساس نظر موئلبائور (۲۳) تجمیع دقیق[3] 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:

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

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 خصوصیاتی نظیر ترکیب سنی و سایر ویژگی‌های خانوار را در خود جای می‌دهد. سهم جمع مخارج اختصاص یافته به کالای i، $\overline{W}_i$، با رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$\overline{W}_i = \sum_h p_i q_{ih} \Big/ \sum_h x_h \equiv \sum_h x_h w_{ih} \Big/ \sum_h x_h \qquad (۵)$$

که در آن q_{ih} مقدار کالای i که توسط خانوار h مصرف می‌شود. p_i 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) به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\overline{W}_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log(p_j) + \beta_i \left(\frac{\sum_h x_h \log\left(\frac{x_h}{k_h p}\right)}{\sum_h x_h} \right) \qquad (۶)$$

با تعریف $r_h = x_h \Big/ \sum_h x_h$ ، r_h نشان دهنده سهم h امین خانوار از هزینه تجمیعی است، در نتیجه معادله (۶) به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود:

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

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^* به‌عنوان میانگین هندسی موزون برای پارامترهای هزینه و تفاوت ذائقه تعریف شود، رابطه (۷) شکل زیر را بخود می‌گیرد:

1- Price-Independent Generalized Linear (PIGL) Preferences

2- Price-Independent Generalized Logarithmic (PIGLOG) Preferences

3- Exact Aggregation

$$\overline{W}_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log(p_j) + \beta_i \log(\frac{x^*}{k^* P}) \quad (۸)$$

که در آن:

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

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

$$x_h = r_h\left(\sum_h x_h\right) = r_h\left(N\bar{x}\right) \quad (۹)$$

و میانگین موزون هندسی هزینه به‌صورت زیر بازنویسی می‌گردد:

$$x^* = \prod_h (x_h)^{rh} = \left(\prod_h r_h^{r_h}\right)\left(N\bar{x}\right) = \left(\frac{N}{Z}\right)\bar{x} \quad (۱۰)$$

که در آن $Z = \left(\prod_h r_h^{r_h}\right)^{-1}$ و لگاریتم آن، $\log Z = -\sum_h r_h \log(r_h)$، مقیاس آنتروپی توزیع (پراکنش) سهم‌های مخارج خانوارها را بازگو می‌کند. Z در واقع همان مقیاس برابری آنتروپی تیل[1] (۲۷) است و وقتی به حداکثر خود می‌رسد که سهم‌های هزینه خانوارها یکسان باشد. به‌عبارت دیگر برای هر خانوار $r_h = 1/N$ باشد. در کل وقتی سهم‌های مخارج خانوارها یکسان نیستند، $N/Z \succ 1$، بوده و نشان می‌دهد که x^* بزرگتر از $\bar{x}$ است. در نتیجه تحت ترجیحات PIGLOG، میانگین ساده هزینه‌های خانوار همیشه کمتر از مقدار واقعی هزینه جمعی نمونه یعنی x^*، تخمین زده می‌شود. بنابراین اگر از میانگین ساده بجای میانگین هندسی هزینه خانوار استفاده شود، پارامترهای تخمینی β_i مربوط به هزینه واقعی به‌طورکلی اریب خواهد بود.

همچنین اگر همه خانوارها ذائقه‌های مشابهی داشته باشند، برای همه خانوارها $k_h = 1$ بوده و درنتیجه $\mathrm{k}^* = 1$ و متغیر ذائقه از روابط حذف می‌شود و هیچ اریبی ناشی از حذف متغیر به‌وجود نمی‌آید (۱۶). چنانچه متغیر ذائقه در بین خانوارها متفاوت باشد، اما سلیقه‌ها و توزیع سهم‌های درآمدی در طول زمان پایدار باقی بماند، آنگاه k^* پارامتر ثابتی خواهد بود که می‌تواند در جزء عرض از مبدأ رابطه (۸) به صورت زیر جمع شود (۲۲).

$$\alpha_i^* = \alpha_i + \beta_i \log\left(k^*\right) \quad (۱۱)$$

در نهایت، اگر ذائقه و یا سهم‌های درآمدی در طول زمان تغییر کند، k^* در طول زمان تغییر می‌کند که باعث تغییر α_i^* در طول زمان می‌شود. بدین ترتیب حتی اگر ذائقه‌های فردی خانوارها در طول زمان تغییر نکند، تفاوت ذائقه در بین خانوارها بر تقاضای جمعی از طریق تغییرات توزیع درآمدی اثر گذار خواهد بود. بنابراین در مدل‌سازی تقاضای جمعی محاسبه اثر سلیقه ضروری است.

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

$$\overline{W}_i = \alpha_i^* + \sum_j \gamma_{ij} \log\left(p_j\right) + \beta_i \log\left(\frac{\bar{x}}{P}\right) + \theta_i\left[\log(N) - \log(Z)\right] \quad (۱۲)$$

عبارت داخل کروشه اریب تجمیع مخارج[2] است. زمانی که از میانگین ساده هزینه خانوارها بجای میانگین موزون هندسی استفاده می‌شود، در واقع این جزء نادیده گرفته شده و از الگو حذف می‌شود که در صورت معنادار بودن می‌تواند موجب بروز اریب در پارامترهای متغیرهای موجود در الگو شود (۲۲).

کشش‌های مخارج، کشش‌های قیمتی جبرانی و غیر جبرانی به‌ترتیب با استفاده از روابط (۱۳)، (۱۴) و (۱۵) محاسبه می‌شود (۱۵).

$$\eta_i = \left(\beta_i / w_i\right) + 1 \quad (۱۳)$$

$$\varepsilon_{ij}^* = \left(\gamma_{ij} / w_i\right) - \delta_{ij} + w_j \quad (۱۴)$$

$$\varepsilon_{ij} = \left(\gamma_{ij} / w_i\right) - \delta_{ij} + \beta_i\left(w_j / w_i\right) \quad (۱۵)$$

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

برای برآورد تابع فوق و بررسی اریب تجمیع به آمار و اطلاعات مصرفی خانوارها نیاز است. داده‌های سری زمانی مخارج و مقدار مصرف سالیانه انواع گوشت خانوارهای جامعه شهری ایران طی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۶ از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران اخذ شده است. بر طبق گروه‌بندی بانک مرکزی ایران، داده‌های 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 می‌باشد. 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 می‌باشد. جهت محاسبه متغیر اریب تجمیع درآمد بر طبق رابطه (۱۲) نیاز به درآمد خانوارها است و از آنجا که اطلاعات پرسش‌نامه‌ای در خصوص میزان درآمد افراد در کشور، اریب به سمت کمتر از میزان واقعی دارد (۴)، از مخارج بجای درآمد استفاده

1-Theil's entropy measure of equality

2-Expenditure aggregation bias term

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

نتایج و بحث

اطلاعات مربوط به سهم مخارج انواع گوشت مصرفی خانوارهای شهری و دو جمله اریب تجمیع (Log(Z) و Log(n)) در جدول (۱) گزارش شده است. همان‌گونه‌که ملاحظه می‌شود گوشت قرمز سهم قابل توجهی از مخارج خانوارها را به‌خود اختصاص می‌دهد. این سهم برای آبزیان نسبتا اندک است. نقطه قابل ملاحظه این است که سهم گوشت قرمز در مخارج خانوار در طول زمان کاهش یافته و برعکس سهم مخارج گوشت آبزیان و طیور افزایش نشان می‌دهد.

الگوی تقاضای گوشت در ایران یک بار با اریب تجمیع مخارج و بار دیگر بدون این جمله برای انواع گوشت با استفاده از برآوردگر حداکثر درست‌نمایی به‌صورت 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 اریب، در دامنه‌ای از کمترین مقدار ۱/۷۷ تا بیشترین مقدار ۱۱۲/۱۹ درصد متغیر بوده است که میانگین آن ۲۰/۶۴ درصد می‌باشد[1].

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

سال	Log(N)	Log(z)	سهم مخارج گوشت قرمز	سهم مخارج گوشت طیور	سهم مخارج گوشت آبزیان
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

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

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

البته حداکثر اختلاف مربوط به پارامتر قیمت نرمال شده گوشت طیور است که آماره t آن معنی‌دار نیست و با نادیده‌گرفتن آن میانگین به ۱۲/۳۲ درصد کاهش می‌یابد. این تفاوت‌ها در مورد پارامترهای متغیر مخارج حداقل ۵/۸۸، حداکثر۲۵/۷۴ درصد و میانگین آن ۱۶/۵۷ درصد است که نشان می‌دهد اثر اریب تجمیع بر روی پارامترهای مخارج قابل‌ملاحظه است. درصد اختلاف مطلق بین دو مدل، در مورد آبزیان به‌طور 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 جملات پسماند در سطح بود. به‌طورکلی مشخصات آماری برازش‌ها برای هر دو الگو نشان می‌دهد که الگوی اصلاح شده بهتر از الگوی اصلاح نشده تصریح شده است.

کشش‌های قیمتی و مخارج غیرجبرانی برای هردو 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 جانشینی 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.

جدول۲- پارامترهای تخمینی و مقادیر توابع تقاضا با و بدون اصلاح اریب تجمیع

معادله ها و ضرائب	مدل۱: با اصلاح اریب تجمیع		مدل۲: بدون اصلاح اریب تجمیع		درصد اختلاف مطلق
	پارامتر	t-value	پارامتر	t-value	
	معادله گوشت قرمز				
α_1	-۰/۹۲۷	-۳/۴۲۴	۱/۰۲۷	۳/۶۳	۹/۷۴
γ_{11}	-۰/۲۵۸	-۳/۱۴۸	-۰/۳۱۶	-۳/۶۹	۱۸/۳۵
γ_{12}	۰/۰۸۲	۱/۲۹۹	۰/۱۲۵	۱/۹۳	۳۴/۴
γ_{13}	۰/۱۷۵	۲/۳۴۱	۰/۱۹۱	۲/۲۴	۸/۳۸
β_1	۰/۲۹۹	۴/۶۴۵	۰/۳۶۵	۶/۱	۱۸/۰۸
θ_1	۱/۵۱۵	۲/۱۳۶	-	-	-
	معادله گوشت طیور				
α_2	۱/۴۶۹	۶/۶۶۷	۱/۵۷۹	۶/۴۷۳	۶/۹۵
γ_{21}	۰/۱۸	۲/۷۱۲	۰/۲۴۲	۳/۳۲۶	۲۶/۲۳
γ_{22}	۰/۰۰۵	۰/۰۱	-۰/۰۴۱	-۰/۷۴۳	۱۱۲/۱۹
γ_{23}	-۰/۱۸۵	-۲/۹۲۴	-۰/۲۰۲	-۲/۷۳۲	۸/۴۲۴
β_2	-۰/۲۰۹	-۳/۹۸۳	-۰/۲۸۱	-۵/۴۳۴	۲۵/۷۴
θ_2	-۱/۶۵۹	-۲/۸۸	-	-	-
	معادله گوشت آبزیان				
α_3	۰/۴۶	۵/۸۱۵	۰/۴۵۲	۵/۹۲۹	۱/۷۷
γ_{31}	۰/۰۷۷	۳/۲۶۲	۰/۰۷۲	۳/۳۵۵	۶/۲۱
γ_{32}	-۰/۰۸۷	-۴/۶۱۰	-۰/۰۸۴	-۴/۶۰۱	۳/۵۷
γ_{33}	۰/۰۱۰	۰/۴۵۹	-۰/۰۱۳	-۰/۵۱۱	۱۱/۵
β_3	-۰/۰۹	-۴/۷۸۸	-۰/۰۸۵	-۵/۲۷۱	۵/۸۸
θ_3	۰/۱۱۸	۰/۵۶۸	-	-	

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول۳- کشش‌های غیرجبرانی (مارشالی) موادپروتئینی با منشأ مختلف درایران با و بدون اصلاح اریب تجمیع

	گوشت قرمز	گوشت طیور	گوشت آبزیان	مخارج
	اصلاح اریب تجمیع(مدل۱)			
گوشت قرمز	-۱/۶۹۶ (۰/۰۰۹)	۰/۰۰۲ (۰/۰۰۵)	۰/۲۳ (۰/۰۰۴)	۱/۴۶۱ (۰/۰۱۰)
گوشت طیور	۱/۳۳۵ (۰/۱۰۸)	-۰/۷۷۰ (۰/۰۰۱)	۰/۱۸۱ (۰/۰۰۳)	۰/۱۳۶ (۰/۰۵۹)
گوشت آبزیان	۱/۷۷۶ (۰/۰۸۹)	-۰/۳۵۱ (۰/۰۱۴)	-۰/۷۷۹ (۰/۰۰۵)	-۰/۱۶۶ (۰/۰۵۰)
	بدون اصلاح اریب تجمیع (مدل۲)			
گوشت قرمز	-۱/۸۲۵ (۰/۰۱۱)	۰/۰۴ (۰/۰۰۶)	۰/۲۸۴ (۰/۰۰۴)	۱/۵۷۶ (۰/۰۱۳)
گوشت طیور	۱/۸۰۳ (۰/۱۴۵)	-۰/۸۹۱ (۰/۰۱۱)	-۰/۰۴۵[1] (۰/۰۱۳)	۰/۱۶۶[2] (۰،۰۸)
گوشت آبزیان	۱/۶۷۳ (۰/۰۸۳)	-۰/۳۵۳ (۰/۰۱۳)	-۰/۷۶۹ (۰/۰۰۶)	-۰/۰۹۸ (-۰/۰۴۷)

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

جدول٤- کشش‌های جبرانی(هیکس) مواد پروتئینی با منشأ مختلف درایران با و بدون اصلاح اریب تجمیع

	گوشت قرمز	گوشت طیور	گوشت آبزیان
با اصلاح اریب تجمیع(مدل۱)			
گوشت قرمز	-۰/۷۴ (۰/۰۲۵)	۰/۳۸۹ (۰/۰۱۶)	۰/۳۵۱ (۰/۰۰۹)
گوشت طیور	۱/۴۰۴ (۰/۰۶۶)	۰/۷۱۶ (۰/۰۱۲)	-۰/۶۸۸ (۰/۰۵۴)
گوشت آبزیان	۱/۶۵۵ (۰/۰۵۵)	-۰/۸۶۶ (۰/۰۵۷)	-۰/۷۸۸ (۰/۰۰۲)
بدون اصلاح اریب تجمیع (مدل۲)			
گوشت قرمز	-۰/۸۲۹ (۰/۰۲۷)	۰/۴۵۵ (۰/۰۱۸)	۰/۳۷۵ (۰/۰۱)
گوشت سفید	۱/۶۶۷ (۰/۰۸۴)	-۰/۹۰۹ (۰/۰۲۵)	-۰/۷۵۷ (۰/۰۵۹)
گوشت آبزیان	۱/۵۹۶ (۰/۰۵۲)	-۰/۸۲۳ (۰/۰۵۵)	-۰/۷۷۳ (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 به‌نظر می‌رسد برآورد کشش‌های تقاضا بدون اصلاح اریب تجمیع قابل اعتماد نخواهند بود.

کشش‌های جبرانی (هیکس) در جدول ۴ نشان داده شده‌اند. 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 دوالگوی اریب تصحیح شده و نشده در خصوص کشش‌های تقاطعی مشابه کشش‌های غیرجبرانی است.

نتایج آزمون فرضیه صفر برای ضرایب متغیر اریب تجمیع در جدول۵ 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 به‌دست دهد.

نتیجه‌گیری

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 کارگرفته شد. نتایج نشان می‌دهد که جزء اریب تجمیع درآمد در الگوی تقاضای برآورد شده معنی‌دار و موجب تغییر پارامترهای

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 اریب تجمیع مخارج، بر پارامترهای تخمینی مدل‌ها و به‌خصوص کشش‌ها اثر قابل‌ملاحظه‌ای دارد و از اریب تجمیع می‌کاهد.

در این مطالعه اثر تجمیع ذائقه به‌علت فقدان اطلاعات امکان‌پذیر نبود. به‌نظر بلاندل و همکاران (۱۴) برای مدل‌سازی اثرات تجمیع ذائقه نیاز به متغیرهای نماینده ذائقه 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.

جدول۵- آزمون فرضیه برای ضرایب متغیر اریب تجمیع مخارج در مدل اریب تصحیح شده

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

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. پایان نامه‌ی 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 ایده‌آل. 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 MuellbauerJ. 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. 1368. 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 WahlT. 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.425:25- 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.