اقتصاد کشاورزی/ جلد ۱۰/ شماره ۱/ صفحه‌های ۵۵-۳۷

آزمون تجمیع کالاهای خوراکی پروتئینی در مناطق شهری ایران:
مقایسه آزمون های مختلف کالای مرکب تعمیم یافته

مریم شکوهی، دکتر حبیب اله سلامی، دکتر سید صفدر حسینی و دکتر امیرحسین چیذری[1]

تاریخ دریافت:۱۳۹٤/۰۲/۰۸ تاریخ پذیرش:۱۳۹/۰٦/۱۰

چکیده

اگر چه قیمت همه کالاهای مصرفی در فرایند تصمیم گیری مصرف کنندگان مؤثر و نقش دارند اما شمار انبوه کالاها و قیمتها دشواری های بسیاری را در تجزیه و تحلیل گزینش مصرف کنندگان به وجود می آورد. لذا برای بررسی رفتار مصرف کنندگان از داده های تجمیع شده بسیار استفاده می شود. در همین زمینه نظریه های مختلف از جمله نظریه کالای مرکب تعمیم یافته لوبل، و روشهای آماری بن فرونی، سیمز، هولم و هاچبرگ برای تأیید تجمیع سازگار کالاها معرفی شده است. این پژوهش به دنبال آن است که امکان تجمیع سازگار انواع گوشت و فرآورده های آن، انواع لبنیات و تخم مرغ ماشینی و قرار دادن آنها در یک گروه با عنوان گروه پروتئین های حیوانی و تجمیع سازگار انواع حبوبات و قرار دادن آن در یک گروه با عنوان گروه پروتئین‌های گیاهی را که در سال های ۹۱-۱۳۶۹ مصرف شده اند با استفاده از نظریه کالای مرکب تعمیم یافته به روش لوبل و روشهای پیشنهادی دیگر آزمون و باهم مقایسه کند. نتایج آزمون ها نشان می دهد که بر پایه روش لوبل تجمیع سازگار همه کالاهای خوراکی یاد شده به استثنای دوغ، کشک و تخم مرغ ماشینی در گروه پروتئین حیوانی امکان پذیر است. همچنین لپه، لوبیا و انواع عدس را می توان در یک گروه به نام پروتئین گیاهی قرار داد. این در حالی است که بنا بر روش های بن فرونی، سیمز، هولم و هاچبرگ همگی کالاهای مورد بررسی را می توان در دو گروه پروتئین حیوانی و گیاهی قرار داد. بنابراین، روشهای اخیر اجازه می دهد تا دامنه گسترده تری از کالاها در یک گروه کالایی قرار گیرند. از این نتیجه چنین استنباط می شود، در نظر نگرفتن روش مناسب برای آزمون تجمیع سازگار، می تواند به بروز خطا در بررسی رفتار مصرفی مصرف کنندگان منجر شود.

طبقه‌بندی JEL: C43 ،D11 ،L66.

واژه های کلیدی: تجمیع کالاها، GCCT، لوبل، بن فرونی، سیمز، هولم و هاچبرگ

[1] به ترتیب دانشجوی دکترا ،استادان و استادیار دانشگاه تهران

Email: hsalami@ut.ac.ir

مقدمه

شمار انبوه کالاها با دسترس نبودن کافی اطلاعات رفتاری تک تک مصرف کنندگان، تجزیه و تحلیل رفتار مصرف کنندگان را با دشواری هایی روبه رو می سازد. تجمیع داده ها به عنوان راه حلی برای این دشواری ها ارائه شده است. استفاده از داده های تجمیع شده در تحقیقات اقتصادی پرهیز ناپذیر است. لذا آگاهی از اینکه چگونه می توان داده های انفرادی را به صورت بهینه و هماهنگ با نظریه های مبنایی اقتصاد خرد تجمیع کرد بسیار اهمیت دارد. تجمیع نادرست داده ها باعث می شود برآوردهای اریبی از زیان رفاهی ناشی از سیاستهای دولت و کشش های تقاضای مصرف کننده به دست آید. برای اینکه بررسی رفتار مصرف کنندگان با به کارگیری داده های تجمیع شده با ساختار زیر بنایی اقتصاد خرد که مبتنی بر نبود تجمیع داده ها است، سازگار باشد، نظریه های مختلفی تا کنون پیشنهاد شده است. نخستین نظریه توسط هیکس (۱۹۳۶) و لئونتیف (۱۹۳۶) با نام نظریه کالای مرکب[1] معرفی شد. نظریه کالای مرکب بیان می کند، اگر قیمت گروهی از کالاها هم جهت با هم حرکت کنند یا قیمت همه کالاها در یک گروه همخطی کامل با هم داشته باشند، بگونه ای که نسبت آنها در طول زمان ثابت بماند می توان این گروه از کالاها را تجمیع کرد و به عنوان یک کالای مرکب در نظر گرفت. البته تأمین این شرط بسیار سخت است. بعدها لئونتیف (۱۹۴۷) و سونو (۱۹۶۱) اعمال محدودیت بر ساختار ترجیح مصرف کننده را با فرض جدا پذیری تابع مطلوبیت مطرح کردند. به اعتقاد آنان اعمال محدودیت های رفتاری بر ترجیح مصرف کنندگان یکی از راههای کاهش شمار پارامترها است. به رغم محدودیت های نظریه کالای مرکب، این نظریه برای سالیان چندی توجیه لازم را برای تجمیع کالاها فراهم کرده است. لیکن، بعدها لوبل (۱۹۹۶) نظریه کالای مرکب تعمیم یافته[2] را برای تجمیع کالاها پیشنهاد کرد که در مقایسه با نظریه کالای مرکب هیکس-لئونتیف محدودیت های کمتر و قابل قبول تری را بر روند قیمت کالاها اعمال می کند. بنابر نظر دیویس و همکاران (۲۰۰۰) نظریه کالای مرکب تعمیم یافته بدین جهت اهمیت دارد که این نظریه شرایط سهل تری را برای ارتباط بین قیمت کالاها برای تأمین شرایط تجمیع سازگار اعمال می کند بطوری که اگر تجمیع کالاها بوسیله نظریه جدا پذیری

[1] Composite Commodity Theorem (CCT)
[2] Generalized Composite Commodity Theorem (GCCT)

با تئوری هیکس–لئونتیف توجیه پذیر نباشد، بوسیله این نظریه ممکن است توجیه پذیر شود. در این نظریه اگر چه فرض می شود که قیمت کالاهای قابل تجمیع باید همبستگی بالایی با هم داشته باشند، اما داشتن همخطی کامل بین قیمتها را ضروری نمی داند. افزون براین، این نظریه به علت هایی بر نظریه جدا پذیری ترجیح نیز برتری دارد، چرا که محدودیتی بر ساختار ترجیح های فرد اعمال نمی کند و برای آزمون آن به تصریح یک مدل تقاضای پارامتریک نیازی ندارد.

با توجه به برتری‌هایی که برشمرده شد، محققان بسیاری از تئوری کالای مرکب تعمیم یافته به روش لوبل (۱۹۹۶) به عنوان آزمون تجمیع مناسب کالاها استفاده کرده اند. برای مثال، دیویس و همکاران (۲۰۰۰) از نظریه GCCT در توجیه برای تجمیع محصولات کشاورزی امریکا و مکزیک، ماناچوتفنگ (۲۰۰۷) برای تجمیع اقلام چهار فروشگاه خواربارفروشی در انگلستان، کپس و لاو (۲۰۰۲) برای تجمیع برندهای مختلف آب میوه در امریکا، شولز و همکاران (۲۰۱۱) برای تجمیع برندهای مختلف گوشت گاو چرخ شده، ریید و همکاران (۲۰۰۵) برای تجمیع انواع کالاهای خوراکی زی و میرلند (۲۰۱۱) برای تجمیع انواع ماهی سالمون، لودال و همکاران (۲۰۰۲) برای تجمیع ۴۳ کالای خوراکی در امریکا، اش و همکاران (۲۰۰۵) برای تجمیع ماهی سالمون وارداتی و داخلی در امریکا استفاده کردند. از تئوری GCCT برای تجمیع مناطق جغرافیایی نیز استفاده شده است. در همین زمینه، لیو و شاموی (۲۰۰۴) توجیه پذیری تجمیع منطقه ای را برای ایالت های مختلف امریکا بررسی کردند.

در ایران نیز پژوهش هایی درباره گروه بندی کالاها به ویژه کالاهای کشاورزی با به کارگیری نظریه GCCT صورت گرفته است که از جمله می توان به پژوهش های سلامی و کیانی راد (۱۳۸۰)، فریادرس و چیذری (۱۳۸۴)، ایزدی مهر و جوان‌بخت (۱۳۹۲)، کیانی راد و سلامی (۱۳۷۹)، کیانی و سلامی (۱۳۸۶) اشاره کرد. در مورد تجمیع کالاهای خوراکی و دخانی به روش GCCT نیز می توان به بررسی فلسفیان و همکاران (۱۳۸۵) اشاره کرد.

به رغم استفاده های بسیار از نظریه کالای مرکب تعمیم یافته به روش آزمون دوتایی لوبل (۱۹۹۶)، دیویس (۲۰۰۳) دریافت که آزمون کالای مرکب تعمیم یافته به روش پیشنهادی لوبل نمی تواند تجمیع مناسب کالاها را برای شمار کم مشاهده ها تضمین کند. دیویس (۲۰۰۳) برای افزایش

توانمندی آزمون این نظریه روش های دیگری را پیشنهاد کرد که در قسمت بعدی معرفی خواهند شد.

با توجه به اهمیت موضوع تجمیع سازگار کالاها، این بررسی به دنبال آن است که تجمیع انواع گوشت و فراورده های آن شامل گوشت گوسفند، گوشت گاو، گوشت مرغ، دل و جگر مرغ، گوشتهای آماده برای پخت (سوسیس، کالباس، همبرگر و غیره)، ماهی، کنسرو ماهی، انواع فرآورده های شیری شامل شیر پاستوریزه، شیر غیرپاستوریزه، خامه، ماست پاستوریزه، ماست غیرپاستوریزه، دوغ، پنیر، کشک و تخم مرغ ماشینی و قرار دادن آنها در یک گروه با عنوان گروه پروتئین های حیوانی و تجمیع انواع حبوبات شامل لپه، لوبیا و انواع عدس و قرار دادن آن در یک گروه با عنوان گروه پروتئین های گیاهی را با استفاده از نظریه GCCT به روش لوبل و روشهای پیشنهادی دیویس در سال های ۹۱-۱۳۶۹ آزمون کرده و به مقایسه نتایج آنها بپردازد.
در ادامه به معرفی تئوری کالای مرکب تعمیم یافته و چگونگی آزمون این نظریه به روش لوبل (۱۹۹۶) و روش های پیشنهادی دیویس (۲۰۰۳) پرداخته می شود. سپس این نظریه برای ۱۹ کالای خوراکی خانوارهای شهری مورد آزمون قرار می گیرد.

مواد و روش ها

مصرف کنندگان n شمار کالای خوراکی را که مصرف می کنند و می توان آنها را در N گروه کالایی شامل گروه پروتئین های حیوانی، گروه پروتئین های گیاهی، گروه فیبرها، گروه غلات، گروه قندها، گروه روغن ها و چربی ها، گروه خشکبار و گروه ادویه ها و چاشنی ها قرار داد. اگر p_i قیمت کالای iام و P_J شاخص قیمت گروه کالایی jام باشد که در آن $J = \{1,2,...,N\}$ بیانگر شمار گروه‌های کالایی است و $N < n$ آن‌گاه هر کالای i عنصری از یکی از گروه‌های کالایی J خواهد بود. افزون بر این، اگر رابطه‌های زیر بین متغیرهای معرفی شده تعریف شود:

$$r_i = \log p_i \quad (۱)$$

$$R_J = \log P_J \quad (۲)$$

آن‌گاه خطای تجمیع قیمت کالای iام یا قیمت نسبی کالای iام (ρ_i) به صورت تفاوت بین لگاریتم قیمت هر کالا و لگاریتم شاخص قیمت گروه برای کالاهایی که عضو یک گروه هستند تعریف می شود. یعنی:

$$\rho_i = r_i - R_J \quad for\, i \in J \tag{۳}$$

لوبل (۱۹۹۶) اثبات کرد، اگر توزیع قیمت نسبی هر یک از کالاها (ρ_i) مستقل از همه شاخص‌های قیمت کالاهای تجمیع شده ($R_J,\ J = 1,2,...,N$) باشد، جداسازی n کالای خوراکی به N گروه کالایی قابل قبول خواهد بود. این فرض که شرط همخطی کامل بین قیمت های نسبی (ρ_i) در روش کالای مرکب را آسان می کند، فرضیه استقلال نامیده شده است که می بایست آزمون شود. فرضیه استقلال با شمار مشاهده‌های کافی و داده های ایستا بوسیله یک آزمون همبستگی استاندارد مانند آزمون همبستگی اسپیرمن بین هر ρ_i و $R_1, R_2, ..., R_N$ آزمون می شود (لوبل، ۱۹۹۶: دیویس، لین و شاموی، ۲۰۰۲؛ کپس و لاو، ۲۰۰۲؛ رید و همکاران، ۲۰۰۵). اما اگر داده ها ناایستا باشند یک آزمون همجمعی مناسب آزمون چند متغیره جوهانسون (۱۹۹۵) بین هر ρ_i و $R_1, R_2, ..., R_N$ خواهد بود (دیویس، ۲۰۰۳؛ ماناچوتفانگ، ۲۰۰۷). آزمون همجمعی جوهانسون با استفاده از برآورد یک سیستم چند معادله ای انجام پذیر است. از آنجا که تعداد پارامترهای برآوردی با افزایش طول وقفه بهینه و تعداد معادله‌ها زیاد می شود، پارامترهای برآورد شده هنگامی قابل اعتماد خواهند بود که تعداد مشاهده‌ها به اندازه کافی زیاد باشند. بنا بر نظر هاگ (۱۹۹۶)، هو و سورنسن(۱۹۹۶)و به استناد شواهد تجربی اگر تعداد مشاهدات برای داده های ناایستا کمتر از ۱۰۰ باشد، رگرسیون همجمعی جعلی خواهد بود. این مسئله به ویژه هنگامی که همجمعی بیش از ۳ متغیر مورد آزمون قرار می گیرد بیشتر مشکل ساز است و برآوردهای سازگار بوسیله تخمین یک سیستم چندمعادله‌ای را ناممکن می سازد. دردنیای واقع در بیشتر مطالعات تجربی، تقاضا برای بیش از ۳ کالا مورد بررسی قرار می گیرد و به دست آوردن داده های سری زمانی طولانی مدت برای قیمت ها حتی در کشورهای پیشرفته کار دشواری است و اکثر داده های موجود برای کمتر از ۵۰ سال اخیر قابل دسترس خواهند بود (دیویس، ۲۰۰۳؛ ماناچوتفانگ، ۲۰۰۷).

برای حل مشکل نمونه های کوچک، بسیاری از بررسی‌های تجربی پیشین از جمله لوبل (۱۹۹۶) از آزمون فرضیه انفرادی به عنوان روشی جهت برون رفت از این مشکل استفاده کرده اند. در این روش به جای برآورد سیستم معادله‌ها و آزمون همجمعی چند متغیره از یک آزمون همجمعی دو تایی استفاده می شود. در واقع آزمون ساده نظریه کالای مرکب تعمیم یافته لوبل تنها بین قیمت نسبی کالای iام (ρ_i) و شاخص قیمت گروه کالایی متعلق به آن (R_J , $i \in J$) انجام می شود. در این صورت اگر این آزمون پذیرفته شود، تجمیع کالاها معتبر خواهد بود. انتقاد اصلی به این روش آن است که نبود همجمعی بین گروه‌های کالایی خودی تضمین کننده نبود همجمعی بین گروههای کالایی متقاطع نخواهد بود. به بیانی دیگر این فرض که ρ_i و R_J هنگامی که است همجمع نیستند، به هیچ وجه نشاندهنده این نیست که ρ_i و R_J هنگامی که $i \notin J$ نیست نیز همجمع نخواهد بود. رد همجمعی بین ρ_i و R_J هنگامی که $i \in J$ است تنها شرط لازم برای نظریه کالای مرکب تعمیم یافته را فراهم می کند و شرط کافی را تأمین نمی کند. لذا این پرسش مطرح می شود که چگونه می توان شرط کافی که فرض استقلال بین ρ_i و همه شاخص های قیمت کالاهای دیگر (R_J $i \notin J$) است را با توجه به شمار مشاهده‌های محدود آزمون کرد.

دیویس (۲۰۰۳) استفاده از روش های آزمون فرضیه های چندگانه یا آزمون فرضیه های گروهی [1] را در پاسخ به این پرسش پیشنهاد کرده است. در این رویکرد این موضوع مورد آزمون قرار می گیرد که آیا همه فرضیه های انفرادی به طور همزمان درست هستند. برای نظریه کالای مرکب تعمیم یافته، یک فرضیه گروهی به مفهوم استقلال ρ_i از همه شاخص های قیمت ها (R_J) است. به عبارت دیگر، اگر N فرضیه انفرادی شامل $H_1, H_2, ..., H_N$ در سطح معنی داری α_i با ارزش های احتمال $(p_1, p_2, ..., p_N)$ تعریف شود به طوری که فرضیه اول (H_1) استقلال (نبود همجمعی) ρ_i از R_1، فرضیه دوم (H_2) استقلال ρ_i از R_2 و به همین ترتیب فرضیه Nام (H_N) استقلال ρ_i از R_N را نشان دهد آن‌گاه فرضیه گروهی (H_0) اشتراک همه فرضیه های انفرادی H به صورت رابطه زیر تعریف می شود.

$$H_0 = \bigcap_{J=1}^{N} H_J \qquad (۴)$$

[1] Family-wise

در رابطه (۴)، فرضیه H_0 نشان می دهد که ρ_i با هیچ یک از شاخص های قیمت (R_J) همبسته یا همجمع نیست. به منظور آزمون فرضیه H_0 در شرایطی که تعداد مشاهده‌های کافی در دسترس نباشد، از روش های مقایسه چندتایی بر پایه نابرابری بن فرونی (۱۹۳۶) استفاده می شود. در ادامه به قوانین تصمیم گیری درباره فرضیه H_0 با استفاده از روش لوبل و چهار روش دیگر شامل روش بن‌فرونی[1](۱۹۳۶)،روش سیمز[2] (۱۹۸۶)،روش هولم[3](۱۹۷۹) و روش هاچبرگ[4](۱۹۸۸)پرداخته می شود.

در روش لوبل ارزش احتمال (p) برای هر یک از فرضیه های انفرادی H_0 ، H_1 ، ... و H_N محاسبه می شود. سپس بر پایه ارزش p محاسباتی برای فرضیه درون گروهی ($H_{i\in J}$) و مقایسه آن با سطح معنی داری گزینشی (α) تصمیم گیری می شود. بدین معنی که اگر ارزش p محاسباتی کمتر از سطح معنی داری گزینشی (α) باشد، فرضیه H_0 رد می شود و در غیر این صورت پذیرفته می شود.

در روش بن‌فرونی در آغاز ارزش های احتمال (p) برای هر یک از فرضیه های انفرادی محاسبه می شوند. سپس ارزش های بحرانی برای فرضیه H_0 که نرخ خطای گروهی $(FWER)$ نامیده می شوند از رابطه زیر محاسبه می شوند:

$$FWER = \frac{\alpha}{N} \qquad (۵)$$

که در آن α سطح معنی داری گزینشی و N شمار فرضیه های انفرادی است. در نمونه های کوچک سطح معنی داری ۱۰ درصد در نظر گرفته می شود. در این روش اگر هر یک از ارزش های p محاسباتی کمتر از $FWER$ باشد، فرضیه H_0 رد می شود.

در روش سیمز همانند روش بن‌فرونی ارزش های احتمال (p) برای هر یک از فرضیه های انفرادی محاسبه می شوند. لیکن ارزش های بحرانی $(FWER)$ در این روش از رابطه زیر به دست می آیند:

$$FWER = \frac{i\alpha}{N} \qquad (۶)$$

---

[1] Bonferroni procedure)
[2] Simes procedure
[3] Holm procedure
[4] Hochberg procedure

که در آن i رتبه مقادیر $FWER$، α سطح معنی داری گزینشی و N شمار فرضیه های انفرادی است. در این روش ارزش های p محاسباتی و ارزش های بحرانی $(FWER)$ به ترتیب از کوچک به بزرگ مرتب می شوند. قاعده تصمیم گیری در روش سیمز به این صورت است که اگر هر یک از ارزش های p محاسباتی کمتر از ارزش های بحرانی $(FWER)$ هم رتبه خود باشد، فرضیه H_0 رد می شود. روش سیمز توانمندی بیشتری از روش بن‌فرونی دارد به این دلیل که سطوح معنی داری با رتبه ارزش های احتمال i تعدیل می‌شوند.

در روش هولم پس از آنکه ارزش های p برای هر کدام از فرضیه های تکی محاسبه شد، ارزش ها از کوچک به بزرگ مرتب می‌شوند لیکن ارزش های بحرانی $(FWER)$ از رابطه متفاوتی که در زیر آمده محاسبه می‌شوند:

$$FWER = \frac{\alpha}{(N - i + 1)} \qquad (۷)$$

که در آن α سطح معنی داری گزینشی ، N شمار فرضیه های انفرادی، i رتبه مقادیر $FWER$ است. اکنون برای تصمیم گیری درباره رد یا قبول فرضیه H_0 با استفاده از روش هولم مراحل زیر طی می شود. در آغاز $i = J$ قرار داده می شود و این پرسش مطرح می شود که آیا کمترین ارزش p محاسباتی از $FWER$ کمتر است؟ اگر پاسخ منفی باشد، نتیجه گرفته می شود که هیچ کدام از فرضیه های تکی از نظر آماری معنی دار نیست یا به عبارت دیگر فرضیه H_0 پذیرفته می شود و در همین جا آزمون پایان می یابد. اگر پاسخ مثبت باشد نتیجه گرفته می شود که این مقایسه از نظر آماری معنی دار است و باید به مرحله بعد رفت. در این مرحله $i = J - 1$ فرض می شود و بار دیگر این پرسش مطرح می شود که آیا کمترین ارزش p محاسباتی از $FWER$ کمتر است؟ قاعده تصمیم گیری همانند مرحله پیش است. این مراحل به همین ترتیب ادامه دارد. به محض روبه‌رو شدن با نخستین نتیجه نبودن معنی داری فرضیه H_0 آزمون هولم متوقف شده و نتیجه گرفته می شود که فرضیه H_0 پذیرفته می شود و آزمون برای رتبه های دیگر i انجام نمی شود.

روش هاچبرگ برای آزمون فرضیه گروهی روش دیگری است که بسیار همسان روش هولم است با این تفاوت که قاعده تصمیم گیری در روش هاچبرگ با روش هولم متفاوت است. اگر هر یک از

ارزش های p محاسباتی کمتر از ارزش های بحرانی $(FWER)$ هم رتبه خود باشد، فرضیه H_0 بر پایه روش هاچبرگ رد می شود.

با توجه به روش هایی که بیان شد، امکان تجمیع مواد خوراکی یاد شده بررسی و با روش تجمیع لوبل که پیش از این متداول بود مقایسه شد.

برای انجام آزمون GCCT داده های قیمت و میزان مصرف ۸۰ کالای خوراکی توسط خانوارهای شهری به تفکیک همه استان ها در سال های ۹۱-۱۳۶۹ از پرسشنامه های مرکز آمار ایران استخراج شد. با میانگین گیری وزنی از داده های استانی، داده ها در سطح کشور به دست آمده است. سپس ۸ گروه کالایی شامل گروه پروتئین های حیوانی، گروه پروتئین های گیاهی، گروه فیبرها، گروه غلات، گروه قندها، گروه روغن ها و چربی ها، گروه خشکبار و گروه ادویه ها و چاشنی ها تعریف شد. شاخص قیمت برای هر یک از گروه‌های یاد شده (R_J) با استفاده از فرمول شاخص قیمتی ترنکوئیست-تیل و داده های اسمی محاسبه شد. اطلاعات مربوط به شاخص های قیمت برای هر یک از گروه‌های کالاهای خوراکی در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول (۱) شاخص قیمت گروه‌های کالایی بر پایه سال ۱۳۶۹

سال	شاخص قیمت گروه پروتئین‌ها ی حیوانی $(R_{1,PG})$	شاخص قیمت پروتئین‌ها ی گیاهی $(R_{1,PH})$	شاخص قیمت گروه فیبرها $(R_{1,FI})$	شاخص قیمت گروه غلات $(R_{1,CR})$	شاخص قیمت گروه قندها $(R_{1,SU})$	شاخص قیمت گروه روغن‌ها $(R_{1,O})$	شاخص قیمت گروه خشکبار $(R_{1,KH})$	شاخص قیمت گروه ادویه ها و چاشنی ها $(R_{1,AD})$
۱۳۶۹	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰
۱۳۷۰	۱/۲۲	۰/۹۳	۰/۹۵	۰/۸۲	۱/۱۱	۱/۰۵	۱/۰۸	۱/۱۰
۱۳۷۱	۱/۵۷	۰/۸۴	۱/۰۱	۱/۰۰	۱/۲۷	۱/۲۹	۱/۲۷	۱/۸۱
۱۳۷۲	۱/۸۶	۰/۹۱	۱/۱۵	۱/۱۶	۱/۴۶	۳/۲۱	۱/۶۳	۱/۷۶
۱۳۷۳	۲/۱۰	۱/۸۴	۱/۶۶	۱/۶۳	۲/۲۷	۲/۱۸	۲/۱۴	۲/۰۱
۱۳۷۴	۳/۱۳	۳/۹۹	۲/۴۹	۳/۳۰	۲/۹۸	۲/۴۱	۳/۲۱	۲/۷۶
۱۳۷۵	۳/۸۱	۳/۲۶	۲/۹۳	۲/۸۸	۳/۶۴	۳/۰۷	۳/۲۸	۳/۶۴
۱۳۷۶	۴/۳۹	۳/۱۹	۳/۸۴	۳/۱۳	۴/۱۷	۳/۷۲	۴/۵۶	۳/۹۸
۱۳۷۷	۵/۳۵	۴/۷۴	۴/۱۹	۴/۶۲	۴/۹۱	۴/۹۳	۴/۷۷	۴/۷۹
۱۳۷۸	۶/۵۱	۶/۸۷	۵/۰۹	۵/۷۴	۵/۹۰	۵/۵۲	۵/۷۰	۵/۲۹
۱۳۷۹	۷/۴۴	۷/۵۰	۵/۸۶	۵/۸۸	۶/۳۶	۵/۷۳	۶/۷۰	۵/۷۱

ادامه جدول (۱) شاخص قیمت گروه‌های کالایی بر پایه سال ۱۳۶۹

	شاخص قیمت گروه پروتئین‌ها ی حیوانی ($R_{1,PG}$)	شاخص قیمت پروتئین‌ها ی گیاهی ($R_{1,PH}$)	شاخص قیمت گروه فیبرها ($R_{1,FI}$)	شاخص قیمت گروه غلات ($R_{1,CR}$)	شاخص قیمت گروه قندها ($R_{1,SU}$)	شاخص قیمت گروه روغن‌ها ($R_{1,O}$)	شاخص قیمت گروه خشکبار ($R_{1,KH}$)	شاخص قیمت گروه ادویه ها و چاشنی ها ($R_{1,AD}$)
۱۳۸۰	۸/۱۲	۶/۳۹	۶/۰۳	۶/۱۲	۶/۸۹	۷/۲۱	۶/۸۷	۶/۶۲
۱۳۸۱	۹/۸۰	۶/۷۵	۷/۱۳	۷/۰۳	۷/۵۰	۷/۲۸	۷/۳۲	۷/۱۵
۱۳۸۲	۱۱/۲۰	۷/۶۰	۸/۱۵	۸/۳۸	۸/۸۱	۹/۰۲	۸/۱۰	۷/۹۶
۱۳۸۳	۱۲/۶۷	۷/۸۶	۱۰/۷۹	۸/۹۱	۹/۵۷	۹/۴۲	۱۱/۶۷	۱۱/۰۴
۱۳۸۴	۱۳/۴۱	۹/۱۰	۱۰/۹۰	۹/۹۹	۱۰/۶۱	۱۰/۹۵	۱۸/۴۶	۱۳/۴۰
۱۳۸۵	۱۵/۲۱	۱۲/۲۰	۱۳/۰۰	۱۱/۴۱	۱۲/۵۷	۱۲/۳۶	۱۲/۸۱	۱۴/۷۲
۱۳۸۶	۱۸/۵۱	۱۵/۶۸	۱۵/۰۶	۱۴/۷۹	۱۵/۲۰	۱۶/۱۹	۱۵/۴۰	۱۷/۲۸
۱۳۸۷	۲۲/۳۴	۱۹/۲۳	۲۰/۳۰	۲۳/۳۹	۱۹/۵۳	۲۱/۲۶	۱۹/۴۷	۲۱/۷۴
۱۳۸۸	۲۵/۸۹	۱۹/۸۰	۲۴/۲۲	۲۲/۲۲	۲۱/۹۷	۲۳/۹۷	۲۲/۰۸	۲۴/۴۶
۱۳۸۹	۳۱/۰۴	۲۱/۲۸	۲۶/۸۷	۲۶/۴۶	۲۷/۰۶	۲۷/۳۷	۲۶/۸۰	۲۶/۹۸
۱۳۹۰	۳۶/۲۰	۲۶/۲۹	۳۱/۵۹	۴۰/۰۶	۳۳/۰۳	۳۴/۶۷	۳۲/۷۳	۳۱/۶۸
۱۳۹۱	۵۴/۰۹	۴۲/۵۰	۴۶/۶۲	۵۲/۵۶	۴۳/۹۳	۴۳/۸۲	۵۳/۳۳	۴۳/۱۸

منبع: یافته های تحقیق

میزان خطای تجمیع یا قیمت نسبی با استفاده از رابطه (۳) برای ۱۹ کالای خوراکی پروتئینی شامل گوشت گوسفند، گوشت گاو، گوشت مرغ، دل و جگر مرغ، گوشت‌های آماده برای پخت (سوسیس، کالباس، همبرگر و غیره)، ماهی، کنسرو ماهی، شیر پاستوریزه، شیر غیرپاستوریزه، خامه، ماست پاستوریزه، ماست غیرپاستوریزه، دوغ، پنیر، کشک، تخم مرغ ماشینی، لپه، لوبیا و انواع عدس از میان ۸۰ کالای خوراکی محاسبه شد. میزان‌های قیمت نسبی از تقسیم قیمت اسمی هر یک از کالاها بر شاخص قیمت گروه مربوطه به دست آمد. لپه، لوبیا و عدس به عنوان پروتئین های گیاهی و دیگر کالاهای خوراکی مورد بررسی به عنوان پروتئین های حیوانی در نظر گرفته شدند. پس از محاسبه شاخص های قیمت گروه‌های کالاهای خوراکی و قیمت های نسبی کالاهای خوراکی پروتئینی، از داده های به دست آمده لگاریتم گرفته شد.

نتایج و بحث

نتایج آزمون های ایستایی لگاریتم شاخص های قیمت گروه‌های کالاهای خوراکی (R) و لگاریتم قیمت های نسبی کالاهای خوراکی پروتئینی (ρ) بر پایه آزمون فیلیپس-پرون در جدول (۲) آورده شده است. میزان‌های بحرانی آزمون ایستایی فیلیپس-پرون نیز در ذیل جدول درج شده است.

جدول (۲) نتایج آزمون ایستایی فیلیپس-پرون R_I و ρ_i برای گروهها و زیر گروههای کالاهای خوراکی در مناطق شهری

گروه‌ها و زیرگروه‌های کالاهای خوراکی	آماره ی فیلیپس-پرون برای الگوی بدون روند زمانی	آماره ی فیلیپس-پرون برای الگوی با روند زمانی	گروه‌ها و زیرگروههای کالاهای خوراکی	آماره ی فیلیپس-پرون برای الگوی بدون روند زمانی	آماره ی فیلیپس-پرون برای الگوی با روند زمانی
گروه پروتئین‌های حیوانی (R_1)	-۱/۸۹	-۰/۴۲	پنیر (ρ_{14})	-۲/۷۲	-۱/۹۸
گوشت گوسفند (ρ_1)	-۲/۷۶	-۱/۶۹	کشک (ρ_{15})	-۲/۹۶	-۲/۷۳
گوشت گاو (ρ_2)	-۳/۹۰	-۲/۴۲	تخم مرغ ماشینی (ρ_{16})	-۲/۶۷	-۲/۹۲
گوشت مرغ (ρ_3)	-۲/۷۲	-۱/۵۹	**گروه پروتئین‌های**	-۲/۴۱	-۰/۳۱
دل و جگر مرغ (ρ_4)	-۲/۱۳	-۱/۹۸	لپه (ρ_{17})	-۲/۴۶	-۱/۱۶
گوشتهای آماده برای طبخ (ρ_5)	-۲/۴۰	-۱/۰۱	لوبیا (ρ_{18})	-۲/۹۶	-۳/۰۲
ماهی (ρ_6)	-۱/۶۴	-۲/۰۲	انواع عدس (ρ_{19})	-۳/۱۱	-۱/۳۵
کنسرو ماهی (ρ_7)	-۲/۶۹	-۱/۸۹	**گروه فیبرها (R_3)**	-۲/۲۳	۰/۴۶
شیر پاستوریزه (ρ_8)	-۱/۷۲	-۲/۱۳	**گروه غلات (R_4)**	-۲/۶۱	۰/۳۱
شیر غیر پاستوریزه (ρ_9)	-۲/۵۶	-۲/۸۴	**گروه قندها (R_5)**	-۱/۵۱	-۰/۱۰
خامه (ρ_{10})	-۱/۹۰	-۰/۸۰	**گروه روغن ها (R_6)**	-۳/۸۷	-۰/۳۸

ادامه جدول (۲) نتایج آزمون ایستایی فیلیپس-پرون R_I و ρ_i برای گروهها و زیر گروههای کالاهای خوراکی در مناطق شهری

گروهها و زیرگروه‌های کالاهای خوراکی	آماره ی فیلیپس-پرون برای الگوی بدون روند زمانی	آماره ی فیلیپس-پرون برای الگوی با روند زمانی	گروهها و زیرگروههای کالاهای خوراکی	آماره ی فیلیپس-پرون برای الگوی بدون روند زمانی	آماره ی فیلیپس-پرون برای الگوی با روند زمانی
ماست پاستوریزه (ρ_{11})	-۲/۷۲	-۲/۱۴	**گروه خشکبار (R_7)**	-۲/۶۲	-۰/۰۱
ماست غیرپاستوریزه (ρ_{12})	-۲/۷۹	-۱/۹۳	**گروه ادویه ها (R_8)**	-۳/۱۸	-۰/۴۱
دوغ (ρ_{13})	-۲/۵۵	-۲/۵۰			

منبع: یافته های تحقیق (ارزش‌های بحرانی برای آزمون ایستایی فیلیپس-پرون بدون روند زمانی و با در نظر گرفتن روند زمانی در سطح معنی داری ۱ درصد به ترتیب ۳/۹۶- و ۳/۴۳- هستند.)

نتایج آزمون ایستایی فیلیپس-پرون نشان می دهد که لگاریتم شاخص های قیمت گروه‌های کالای خوراکی (R) و لگاریتم قیمت های نسبی کالاهای خوراکی پروتئینی (ρ) نا ایستا هستند. لذا برای آزمون فرضیه استقلال بین ρ_i و R_J می بایست از آزمون همجمعی استفاده می شد. به پیروی از لوبل (۱۹۹۶) برای آزمون همجمعی بین جفت های (ρ_i, R_1)، (ρ_i, R_2)، ...و (ρ_i, R_8) برای $i = 1,2,...,19$ از آزمون انگل-گرانجر (۱۹۸۷) با لحاظ کردن متغیر روند زمانی استفاده شده است. نتایج آزمون همجمعی انگل-گرانجر در جدول (۳) آورده شده است. برای آزمون نظریه GCCT برای انواع گوشت، لبنیات و تخم مرغ ماشینی با رویکرد لوبل تنها به داده های ستون اول جدول (۳) مورد نیاز است. زیرا، همان‌طور که در قسمت روش تحقیق گفته شد در این رویکرد ارزش احتمال منتج از آزمون همجمعی انگل و گرانجر بین قیمت نسبی هر کالا با شاخص قیمت گروه مربوط به خودش در نظر گرفته می شود. قیمت نسبی انواع گوشت، لبنیات و تخم مرغ ماشینی با شاخص قیمت گروه پروتئین های حیوانی $\{(\rho_1, R_1), (\rho_2, R_1), (\rho_3, R_1), ..., (\rho_{16}, R_1)\}$ و انواع حبوبات با شاخص قیمت گروه پروتئین های گیاهی $\{(\rho_{17}, R_2), (\rho_{18}, R_2), (\rho_{19}, R_2)\}$ مقایسه می شود. اگر ارزش های احتمال محاسباتی کمتر از سطح معنی داری ۱۰ درصد باشد، نظریه

GCCT رد می شود. همان‌گونه که مشاهده می شود ارزش های احتمال برای دوغ، کشک و تخم مرغ ماشینی به ترتیب ۰/۰۷۹، ۰/۰۶۰ و ۰/۰۴۰ بوده که کمتر از سطح معنی داری ۰/۱۰ و برای دیگر انواع گوشت و لبنیات بیشتر از ۰/۱۰ است. بنابراین، بنابر رویکرد لوبل انواع گوشت را می توان در گروه پروتئین های حیوانی قرار داد. انواع لبنیات به جز دوغ و کشک در این گروه قرار می گیرد اما تخم مرغ ماشینی در گروه پروتئین های حیوانی قرار نمی‌گیرد. ارزش های p محاسباتی برای لپه، لوبیا و عدس به ترتیب ۰/۱۰۵، ۰/۱۱۲ و ۰/۰۵۰ است. در میان آنها تنها ارزش احتمالی عدس کمتر از ۰/۱۰ است. بنابراین تنها لپه و لوبیا را می توان در گروه پروتئین های گیاهی قرار داد.

برای آزمون نظریه GCCT با استفاده از روش های آزمون گروهی، ارزش احتمال منتج از آزمون همجمعی انگل و گرانجر بین قیمت نسبی هر کالا با شاخص قیمت گروه مربوطه و شاخص قیمت گروه‌های دیگر مورد توجه قرار می گیرد و ارزش های p محاسباتی با مقادیر FWER مقایسه می شوند. مقادیر FWER که با استفاده از فرمول های بن فرونی، سیمز، هاچبرگ و هولم محاسبه شده اند در جدول (۴) گزارش شده است. در روش بن فرونی مقایسه ارزش های p محاسباتی با مقدیر FWER بن فرونی نشان می دهد که برای همه کالاها ارزش های p محاسباتی بزرگتر از ارزش ۰/۰۱۲ هستند. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر استقلال بین ρ_i و R_J یا نظریه GCCT با روش بن‌فرونی پذیرفته می‌شود. لذا می توان نتیجه گرفت که انواع گوشت، انواع لبنیات و تخم مرغ ماشینی در گروه پروتئین های حیوانی و انواع حبوبات در گروه پروتئین های گیاهی قرار می گیرد.

برای روش هولم همان‌طور که گفته شد درآغاز می بایست ارزش های p محاسباتی برای هر کالا به ترتیب از کوچک به بزرگ مرتب شوند. به عنوان مثال ارزش های p محاسباتی برای گوشت گوسفند به ترتیب از کوچک به بزرگ عبارت است از: ۰/۰۳۳، ۰/۰۶۲، ۰/۰۸۷، ۰/۱۱۵، ۰/۱۳۹، ۰/۱۵۵، ۰/۱۶۳ و ۰/۲۰۲. همان‌گونه که ملاحظه می شود کمترین ارزش احتمال محاسباتی برای گوشت گوسفند ۰/۰۳۳ است. بیشترین مقدار FWER با استفاده از فرمول هولم برابر با ۰/۱ می باشد. از آنجا که p محاسباتی کمتر از ۰/۱ می باشد لذا به مرحله بعد آزمون هولم باید رفت. دومین میزان p محاسباتی برابر با ۰/۰۶۲ است که کمتر از هفتمین میزان FWER یعنی ۰/۰۵۰ نیست. به عبارت دیگر فرضیه صفر مبنی بر استقلال بین ρ_i و R_J پذیرفته می شود. لذا آزمون هولم برای گوشت گوسفند در همین جا متوقف می شود. برای همه کالاها به همین صورت روش

هولم دنبال شد. نتایج نشان می دهد که انواع گوشت، انواع لبنیات و تخم مرغ ماشینی در گروه پروتئین های حیوانی و انواع حبوبات در گروه پروتئین های گیاهی قرار می گیرد.

در روش هاچبرگ نیز همانند روش هولم ارزش های p محاسباتی برای هر کالا به ترتیب از کوچک به بزرگ مرتب می شوند.. برای مثال در مورد گوشت گوسفند پس از مرتب کردن ارزش های p محاسباتی هر یک از آنها با مقدار FWER محاسبه شده با استفاده از فرمول هاچبرگ هم رتبه خودش مقایسه شده است. برای مثال نخستین ارزش p محاسباتی برای گوشت گوسفند برابر با ۰/۰۳۳ با نخستین FWER هاچبرگ ۰/۰۱۲ مقایسه می شود. دومین ارزش p محاسباتی برای گوشت گوسفند برابر با۰/۰۶۲ و دومین FWER هاچبرگ ۰/۰۱۴ با هم مقایسه می شوند. این مقایسه برای همه رتبه ها انجام می شود. در هر کدام از مقایسه ها اگر ارزش p محاسباتی کمتر از FWER متناظرش باشد نظریه GCCT رد می شود. همان‌طور که مشاهده می شود برای همه کالاها همواره ارزش p محاسباتی بیشتر از FWER متناظرش می باشد. بنابراین، روش هاچبرگ نیز نتایج دیگر آزمون های گروهی را تأیید می کند. روش سیمز نیز همسان روش هاچبرگ انجام می شود تنها با این تفاوت که مقادیر FWER با استفاده از فرمول سیمز محاسبه می شود. بر پایه روش سمیز، نیز می توان انواع گوشت، انواع لبنیات و تخم مرغ ماشینی را در گروه پروتئین‌های حیوانی و انواع حبوبات را در گروه پروتئین‌های گیاهی قرار داد.

جدول (۳) نتایج آزمون همجمعی انگل- گرانجر بین ρ_i و R_J

	شاخص قیمت گروه های مختلف کالاهای خوراکی (R_J)							
قیمت نسبی هر یک از کالاهای خوراکی (ρ_i)	گروه پروتئین‌های حیوانی R_1	گروه پروتئین‌ها ی گیاهی R_2	گروه فیبرها R_3	گروه غلات R_4	گروه قندها R_5	گروه روغن ها R_6	گروه خشکبار R_7	گروه ادویه ها R_8
گوشت گوسفند (ρ_1)	۰/۱۵۵	۰/۱۱۵	۰/۰۸۷	۰/۱۳۹	۰/۱۶۳	۰/۰۳۳	۰/۲۰۲	۰/۰۶۳
گوشت گاو (ρ_2)	۰/۱۲۷	۰/۲۰۳	۰/۰۸۴	۰/۲۰۵	۰/۱۲۷	۰/۰۹۲	۰/۱۵۵	۰/۱۴۸
گوشت مرغ (ρ_3)	۰/۹۴۰	۰/۹۳۵	۰/۹۷۲	۰/۹۷۳	۰/۹۷۲	۰/۹۳۲	۰/۹۵۸	۰/۹۹۲
دل و جگر مرغ (ρ_4)	۰/۱۹۸	۰/۲۳۲	۰/۳۳۳	۰/۳۱۰	۰/۱۴۶	۰/۵۶۸	۰/۱۸۰	۰/۳۴۸

ادامه جدول (۳) نتایج آزمون همجمعی انگل- گرانجر بین ρ_i و R_J

قیمت نسبی هر یک از کالاهای خوراکی (ρ_i)	شاخص قیمت گروه های مختلف کالاهای خوراکی (R_J)							
	گروه پروتئین‌های حیوانی R_1	گروه پروتئین‌ها ی گیاهی R_2	گروه فیبرها R_3	گروه غلات R_4	گروه قندها R_5	گروه روغن ها R_6	گروه خشکبار R_7	گروه ادویه ها R_8
گوشتهای آماده برای پخت (ρ_5)	۰/۵۷۸	۰/۳۶۰	۰/۴۶۱	۰/۷۳۰	۰/۸۴۰	۰/۷۴۳	۰/۴۹۰	۰/۸۲۶
ماهی (ρ_6)	۰/۶۷۶	۰/۵۶۰	۰/۸۷۵	۰/۸۲۵	۰/۸۴۱	۰/۶۳۱	۰/۸۷۱	۰/۸۶۱
کنسرو ماهی (ρ_7)	۰/۱۳۱	۰/۲۶۷	۰/۱۶۵	۰/۳۸۳	۰/۰۷۲	۰/۳۰۷	۰/۲۳۳	۰/۰۸۹
شیر پاستوریزه (ρ_8)	۰/۱۶۹	۰/۴۰۴	۰/۳۳۵	۰/۳۷۴	۰/۳۲۸	۰/۳۶۸	۰/۳۱۸	۰/۴۹۹
شیر غیر پاستوریزه (ρ_9)	۰/۱۳۰	۰/۰۳۴	۰/۰۶۲	۰/۱۱۳	۰/۰۹۱	۰/۲۱۸	۰/۰۸۰	۰/۲۸۴
خامه (ρ_{10})	۰/۵۲۳	۰/۳۵۱	۰/۶۳۷	۰/۶۷۷	۰/۶۹۷	۰/۷۰۸	۰/۷۵۵	۰/۴۸۹
ماست پاستوریزه (ρ_{11})	۰/۴۲۳	۰/۲۷۴	۰/۴۷۸	۰/۵۰۷	۰/۳۹۷	۰/۶۱۵	۰/۷۸۲	۰/۵۰۸
ماست غیرپاستوریزه (ρ_{12})	۰/۱۴۱	۰/۱۹۷	۰/۲۴۰	۰/۱۷۷	۰/۱۸۰	۰/۱۸۰	۰/۳۵۲	۰/۰۹۰
دوغ (ρ_{13})	۰/۰۷۹	۰/۰۷۲	۰/۱۷۹	۰/۳۵۲	۰/۰۶۰	۰/۶۴۱	۰/۵۲۶	۰/۴۳۱
پنیر (ρ_{14})	۰/۳۸۴	۰/۱۹۶	۰/۳۴۲	۰/۵۰۶	۰/۳۶۵	۰/۷۹۷	۰/۵۶۲	۰/۷۴۶
کشک (ρ_{15})	۰/۰۶۰	۰/۰۵۷	۰/۰۷۰	۰/۰۳۴	۰/۰۷۵	۰/۰۹۱	۰/۱۰۲	۰/۱۶۵
تخم مرغ ماشینی (ρ_{16})	۰/۰۴۰	۰/۰۸۴	۰/۱۳۲	۰/۲۰۶	۰/۱۱۰	۰/۳۴۱	۰/۰۹۹	۰/۴۰۱
لپه (ρ_{17})		۰/۱۰۵						
لوبیا (ρ_{18})		۰/۱۱۲						
انواع عدس (ρ_{19})		۰/۰۵۰						

منبع: یافته های تحقیق (سطح معنی داری ۰/۱۰ در نظر گرفته شده است. α =۰/۱۰ . اعداد درون جدول ارزش های احتمال محاسباتی برای آزمون همجمعی دو متغیره انگل-گرانجر هستند.)

جدول (۴): مقادیر نرخ خطای آزمون گروهی (FWER)

رتبه گروه‌های کالای خوراکی	روش بن فرونی	روش سیمز	روش هولم و هاچبرگ
۱	۰/۰۱۲	۰/۰۱۲	۰/۰۱۲
۲	۰/۰۱۲	۰/۰۲۵۰	۰/۰۱۴
۳	۰/۰۱۲	۰/۰۳۷	۰/۰۱۶
۴	۰/۰۱۲	۰/۰۵۰	۰/۰۲۰
۵	۰/۰۱۲	۰/۰۶۲	۰/۰۲۵
۶	۰/۰۱۲	۰/۰۷۵	۰/۰۳۳
۷	۰/۰۱۲	۰/۰۸۷	۰/۰۵۰
۸	۰/۰۱۲	۰/۱۰۰	۰/۱۰۰

منبع: یافته های تحقیق

نتیجه گیری

نتایج آزمون نظریه GCCT به روش لوبل نشان داد که انواع گوشت را می توان در گروه پروتئین های حیوانی قرار داد. انواع لبنیات به جز دوغ و کشک نیز در این گروه قرار می گیرد اما تخم مرغ ماشینی در گروه پروتئین های حیوانی قرار نمی‌گیرد. همچنین لپه و لوبیا در گروه پروتئین های گیاهی قرار می گیرند اما عدس در این گروه جای نمی‌گیرد. نتایج آزمون نظریه GCCT با استفاده از روش های بن فرونی، سیمز، هولم و هاچبرگ گویای آن است که انواع گوشت، انواع لبنیات و تخم مرغ ماشینی در گروه پروتئین های حیوانی و انواع حبوبات در گروه پروتئین های گیاهی قرار می گیرد. همان‌گونه که ملاحظه می شود نتایج روش لوبل که تنها به شرط لازم توجه می کند و شرط کافی را نادیده می گیرد برخی کالاها را در گروه‌های تعریف شده قرار نمی دهد، در حالی‌که بنابر چهار روش دیگر که هم شرط لازم و هم شرط کافی را در شرایط در دسترس نبودن اطلاعات کافی از رفتار مصرفی مصرف کنندگان مورد آزمون قرار می دهند همه کالاها را می توان در گروه‌های تعریف شده قرار داد. این نتیجه بیانگر آن است که بی توجهی به شرط کافی و شمار مشاهده‌های کم برای آزمون نظریه GCCT می تواند منجر به تجمیع نادرستی از کالاها شود. لذا، توجه به روش مناسب برای تجمیع کالاها بسیار اهمیت دارد. بنابر نتایج به دست آمده، برای بررسی رفتار مصرفی خانوارها در زمینه انواع گوشت، انواع لبنیات، تخم مرغ ماشینی و انواع حبوبات، به

جای در نظر گرفتن تک تک کالاها می توان این کالاها را به دو گروه کلی پروتئین های حیوانی و گیاهی تجمیع کرد و برآوردهای سازگاری از پارامترهای رفتاری مصرف کنندگان را به دست آورد.

منابع

ایزدی مهر، ن. و جوانبخت، ع. (۱۳۹۲) استفاده از تئوری تعمیم یافته کالای مرکب برای گروهبندی برخی از محصولات زراعی در ایران طی دوره زمانی ۸۸-۱۳۷۴. همایش ملی پدافند غیر عامل در بخش کشاورزی. جزیره قشم.

سلامی، ح. و کیانی راد، ع. (۱۳۸۰) استفاده از تئوری تعمیم یافته کالای مرکب برای گروهبندی برخی از محصولات عمده زراعی در ایران. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی. جلد ۵، (۴): ۳۸-۲۵.

فریادرس، و. و چیذری، الف. (۱۳۸۴) گروه بندی محصولات کشاورزی ایران با استفاده از تئوری تعمیم یافته کالاهای مرکب (GCCT). پنجمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. زاهدان.

فلسفیان، آ. زیبایی، م. و بخشوده،م. (۱۳۸۵) گروهبندی مواد خوراکی در ایران (کاربرد تئوری کالای مرکب تعمیم یافته). مجله علوم و صنایع کشاورزی. (۳): ۲۰۰-۱۸۸.

کیانی، غ. و سلامی، ح. (۱۳۸۶)آزمون سازگاری جمع سازی جغرافیائی بنگاهها در بخش کشاورزی ایران. مجله اقتصاد کشاورزی (۳): ۲۰۷-۱۹۷.

کیانی راد، ع. و سلامی، ح. (۱۳۷۹) مقایسه تئوری کالای مرکب هیکس و تئوری تعمیم یافته کالای مرکب برای گروهبندی محصولات عمده زراعی در ایران. سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران.

Asche, F., Guttormsen, A. G., Kristofersson, D. and Roheim, C. (2005) Import demand estimation and the Generalized Composite Commodity Theorem, The American Agricultural Organization Annual Meeting, Providence, Rhode Island, July 24-27.

Bonferroni, C. E. (1936) Teoria statistica delle classi e calcolo delle probabilità, *Pubbl. d. R. Ist. Super. di Sci. Econom. e Commerciali di Firenze* (in Italian) 8: 1–62.

Capps, O. and Alan Love, H. (2002) Econometric considerations in the use of electronic scanner data to conduct consumer demand analysis, *American Journal of Agricultural Economics, 3: 807-816.*

Davis, G. C. (2003) The Generalized Composite Commodity Theorem: Stronger support in the presence of data limitations. *The Review of Economics and Statistics, 2: 476-480.*

Davis, G. C., Lin, N. and Shumway, R. (2000) Aggregation without separability: Tests of the United States and Mexican agricultural production data, *American Journal of Agricultural Economics, 82: 214-230.*

Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987) Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing, Econometrica, 2: 251-276.

Haug, A. A. (1996) Tests for cointegration: A Monte Carlo comparison, *Journal of Econometrics, 1-2: 89-115.*

Ho, M. S. and Sorensen, B. E. (1996) Finding cointegration rank in high dimensional systems using the Johansen test: An illustration using data based on Monte Carlo simulations, Review of Economics and Statistics, 4: 726-732.

Hicks, J. R. (1936) Value and capital, Oxford: Oxford University Press.

Hochberg, Y. (1988) A sharper Bonferroni procedure for multiple tests of significance, Biometrika, 75: 800-802.

Holm, S. (1979) A simple sequentially rejective multiple test procedure, *Scandinavian Journal of Statistics, 6: 65-70.*

Johansen, S. (1995) Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models, Oxford: Oxford University Press.

Leontief, W. (1936) Composite commodities and the problem of index numbers, Econometrica, 4: 39-59.

Leontief, W. (1947) Introduction to a theory of the internal structure of functional relationships, Econometrica, 15: 361-373.

Levedahl, J. W., Reed, A. J. and Stephen Clark, J. (2002) Consistent aggregation in food demand systems, *The American Agricultural Economic Association Annual Meeting, Long Beach, CA, July 28-31.*

Lewbel, A. (1996) Aggregation without separability: A Generalized Composite Commodity Theorem, *The American Economic Review, 3: 524-543.*

Liu, Q. and Shumway, R. (2004) Testing aggregation consistency across geography and commodities, *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 3: 463-486.*

Manachotphong, W. (2007) The Generalized Composite Commodity Theorem: Aggregation of grocery items at firm level, working paper.

Reed, A. J., Levedahl, J. W. and Hallahan, C. (2005) The Generalized Composite Commodity Theorem and food demand estimation, *American Journal of Agricultural Economics, 1: 28-37.*

Schulz, L. L., Schroeder, T. C. and Xia, T. (2011) Using weak separability and Generalized Composite Commodity Theorem in modeling ground beef demand, *The Agricultural and Applied Economics Association's 2011 AAEA and NAREA Joint Annual Meeting, Pittsburgh, Pennsylvania, July 24-26.*

Simes, R. J. (1986) An improved Bonferroni procedure for multiple tests of significance, Biometrica, 73: 751-754.

Sono, M. (1961) The effect of price changes on the demand and supply of separable goods, International Economic Review, 2: 239-271.

Xie, J., Myrland, Q. (2011) Consistent aggregation in fish demand: A study of French salmon demand, *Marine Resource Economics, 26: 276-280.*