Journal of Agricultural Economics Research

Autumn 2024. Vol 16. Issue 3

ISSN (Print): 2008-6407 - ISSN (Online): 2423-7248

Research Paper

An Evaluation of the Structure of Essential Commodities Demand in Agricultural Sector: Including Demographics

Mehri Ahmadi Javid[1], Sadegh Khalilian[2*], Seyed Habibollah Mosavi[3], Hamed Najafi Alamdarlo[4]

1. Ph.D. of Agricultural Economics, University of Tarbiat Modares
2. Associate Professor of Agricultural Economics, University of Tarbiat Modares
3. Associate Professor of Agricultural Economics, University of Tarbiat Modares
4. Associate Professor of Agricultural Economics, University of Tarbiat Modares

Received: 2022/02/02
Accepted: 2022/08/01
PP:131-147

Use your device to scan and read the article online

DOI:
10.30495/JAE.2024.29913.2320

Keywords:
Agricultural commodities demand, household demographic variables, QUAIDS

Abstract

Introduction: The effectiveness of different economic policies depends on the full recognition of demand structure and household consumption pattern. So, estimating the demand and different elasticity has an important effect on food security and consumers' health and welfare.

Materials and Methods: In this study, the method of seemingly unrelated regression (SUR) and the quadratic almost ideal demand system containing demographic variables, is used to estimate the demand system. For this purpose, the raw data of household expenditure and income plan for the year 2020 is used

Findings: The results show that all the compensated and relative uncompensated price elasticity of urban and rural households are negative and less than one in 2020. So, it seems that all the commodity groups are really essential. Also, the result of the meat, sugar and milk groups(total households) and oil and beans groups(rural households) expenditure elasticity is more than one and the expenditure elasticity of the other groups is positive and less than one.

Conclusion: As for the importance of "meat" group, considering the pricing model for the commodity in the household food basket is very important. Since the income effect of the group is high, so it is suggested that the most supportive help of the food group being applied to access the initial satisfaction level, because the commodity' prices will increase daily

Citation: Ahmadi Javid M., Khalilian S., Mosavi SH., Najafi H.(2024). An evaluation of the structure of essential commodities demand in agricultural sector: including demographics. Journal of Agricultural Economics Research.; 16(3):131-147

*Corresponding author: Sadegh Khalilian
Address: Department of Agricultural Economics, College of Agriculture, University of Tarbiat Modares, Tehran, Iran
Tell: 0098 21482920
Email: khalil_s@modares.ac.ir

Extended Abstract

Introduction

Studying the structure of household consumption model and demand has always been very important for the policy makers and programmers in their political analysis. From one point of view, the level of effectiveness of different economic policies including price changing and market control and supply policies affects highly the food security and consumers' health and welfare. By overviewing the household budget and expenditure survey in 2020, it is recognized that on average, 33 percent of the Iranian household consumption costs belongs to food group [1].

So, I this study, a number of most important livestock and agricultural products elasticity are computed, because it is very important for market tuning and studying the effect of different policies. It is necessary to mention that the selected products in this paper includes 70percent of all the agricultural products and 92percent of livestock products in 2020 which are usually very important and strategic. Also, according to the important effect of the results accuracy of data in this study, a summary of data mining process and outliers' omission and final sample elicitation are presented. Finally, by impacting demographic variables in QUAIDS model a more accurate estimation of demand and expenditure elasticity is presented.

Materials and Methods

The used resource in this study is the raw data of "rural and urban household income and expenditure" in 2020. According to the number of asked food items, the dimensions of expenditure share matrix in this year is 37389 in 670 including the amount, price and expenditure of 223 items of rural and urban household commodities in the country and is the total cost of food items. It is worth noting that in order to decrease the computation time, those households being used all commodities including 2035 household extracted from the made matrix. Also, the Cook's distance method specific for the multivariate regressions is used to omit outliers. After omitting the outliers, the final sample by 3628 households was ready to estimate. In this study, the selected food items being the product of livestock and agricultural commodity, are divided into 9 groups as follow: "rice and grain", "meat", "egg", "oil", "chicken", "beans", "sugar", "milk" and "potato". In the next level, the demographic variables were extracted, including: the household "gender", "age", "literacy status", "education level", "activity status", "marital status", "caretaker", "number", "being urban or rural". And in this regard, the R software is used for all the computations. A summary of model variables is visible in table1. Such as many studies, the seemingly unrelated regressions method (SURE) and QUAIDS model with demographic variables in it, is used in this study.

Discussion and Conclusion

The results of estimating the quadratic almost ideal demand system experimental pattern for the case study of commodity basket is mentioned in table [3], and represent the main variables coefficients of the model and demographic variables and other coefficients. Also, the basic level of width of origin parameter is approximately equivalent with minimum logarithm of the income. The results of estimating the demand price elasticity are visible in table [4] and divided into urban and rural household and expenditure elasticity. As you see, all the diagonal elements expressing urban and rural self-price elasticity is negative and covers the demand law. This table shows, the most price sensitivity for urban and rural household is in the "Beans" and "Milk" group respectively by the numbers of -0/843 and -0/916. And the least self-price elasticity is for "Rice and cereals" respectively by -0/347 and -0/267. The absolute value for the urban and rural self-price elasticity for all commodity groups is less than one; in the other word, this commodity groups are relatively inelastic and if their price change one percent, their demand level will change less than one percent. The intersection effects show that the gross substation effect and gross supplement of these commodity groups is weak; on the other word, all the intersection effects are less than one. The agricultural commodities are from those which rarely can be substituted by each other. So, it seems logical that intersection effects are weak. According to this table, the expenditure elasticity of all commodities is positive showing all the commodity groups are normal and income increase has a positive effect on these commodities demand and dedicated budget to them. All commodities expenditure elasticity except "meat", "sugar" and "milk" is less than one, too, showing the necessity of them. So, the one percent income increase (decrease) would increase (decrease) the consumption level of these commodities. Among these 9 groups of commodities, the least expenditure elasticity is for "potato" group and using this commodity has the least effect on the income. Also, the most expenditure elasticity is for "meat" group and as said before, it shows that consuming this commodity by the country urban and rural household is strongly depended on their income and its level of consuming will increase or decrease by the income increase and decrease. The results of compensated elasticity estimation for the experimental pattern of quadratic almost ideal demand system are also visible in table 5.

In this table, the main diameter elasticity is negative too, and covers the demand law. By overviewing the

intersection effects, all the groups have a weak pure complementary and succession relationship, because their intersecting elasticity is less than one. The amount of urban household compensated relative elasticity is among -0/088 from grains to -0/803 of beans group. The difference between the amount of normal demand elasticity and compensated demand elasticity for every food group is the same as income effect on price change. The results show that in the most cases, the urban and rural household have almost similar reaction about the price change. Finally, according to the obtained results of this study, it is suggested:

Due to the necessity of examined commodity groups, having long-time outlook for production growth especially for the commodities like rice and grain and meat considered the most important resources for urban and rural household protein and calories gaining, this have to be stayed on the government agenda. Also, because all the examined commodities are necessary, it is expected that the lower income decades hurt more by increasing these commodities prices; so, it is suggested that the relevant officials have special attention to these commodities pricing pattern in the household food basket from one point and their guaranteed price for the farmers, on the other hand. The demand model shows that the changes in the "meat" price will have main changes in the country urban and rural household diet. On the other hand, by increasing the household income, a significant increase is expected in the "meat" demand. So, considering this subject in applying income policies or any other policy causing the household cash increase is suggested; because it is able to improve the nutrition level and people's and household health especially those household by low income.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines

All subjects full fill the informed consent.

Funding

All the costs are provided by the Tarbiat Modares university.

Authors' contributions

Design and conceptualization: Mehri Ahmadi javid, Dr. Sadegh Khalilian, Dr, Sayyed Habibollah Musavi and Dr. Hamed Najafi

Methodology and data analysis: Mehri Ahmadi Javid

Supervision and final writing: Mehri Ahmadi Javid, Dr. Sadegh Khalilian

writing: Mehri Ahmadi Javid

Conflicts of interest

The authors declared no conflict of interest

شاپا چاپی: ۶۴۰۷ -۲۰۰۸ – شاپا الکترونیکی: ۲۴۲۳-۷۲۴۸

مقاله پژوهشی

ارزیابی ساختار تقاضای کالاهای اساسی بخش کشاورزی: با لحاظ متغیرهای دموگرافیک

مهری احمدی جاوید[۱]، صادق خلیلیان[۲*]، سید حبیب‌اله موسوی[۳]، حامد نجفی علمدارلو[۴]

۱. دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس
۲. دانشیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس
۳. دانشیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس
۴. دانشیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

تاریخ دریافت:۱۴۰۰/۱۱/۱۳
تاریخ پذیرش:۱۴۰۱/۰۵/۱۰
شماره صفحات:۱۴۷-۱۳۱

از دستگاه خود برای اسکن و خواندن مقاله به صورت آنلاین استفاده کنید

DOI:
10.30495/JAE.2024.29913.2320

واژه‌های کلیدی:
تقاضای کالاهای کشاورزی، متغیرهای دموگرافیک خانوار، QUAIDS

چکیده

مقدمه و هدف: اثربخشی سیاست‌های مختلف اقتصادی همواره بستگی به شناخت کامل از ساختار تقاضا و الگوی مصرف خانوار داشته است. لذا تخمین تقاضا و برآورد کشش‌های مختلف، تاثیر بسزایی بر امنیت غذایی، سلامت و رفاه مصرف‌کنندگان دارد.

مواد و روش‌ها: در این پژوهش به منظور تخمین سیستم تقاضا از سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل درجه دوم با لحاظ متغیرهای دموگرافیک، استفاده شد. بدین منظور، داده‌های خام طرح هزینه و درآمد خانوار مربوط به سال ۱۳۹۹ مورد استفاده قرار گرفت.

یافته‌ها: نتایج نشان می‌دهد که تمامی کشش‌های جبرانی و غیرجبرانی خودی تقاضای خانوارهای روستایی و شهری در سال ۱۳۹۹ منفی و قدر مطلق آنها کمتر از واحد هستند؛ در نتیجه همگی از کالاهای ضروری به شمار می‌روند. همچنین نتیجه‌ی کشش مخارج گوشت قرمز، قند و شکر و شیر برای همه خانوارها و روغن و حبوبات برای خانوارهای روستایی بالاتر از یک و کشش مخارج سایر گروه‌ها مثبت و کمتر از واحد بوده است.

بحث و نتیجه‌گیری: با توجه به اهمیت گروه «گوشت»، توجه به الگوی قیمت‌گذاری این کالا در سبد مصرفی خوراکی خانوارها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. همچنین با توجه به اثر درآمدی بالای این گروه، پیشنهاد می‌شود با افزایش قیمت این کالاها، برای دستیابی به سطح رضایت اولیه بیشترین کمک حمایتی از این گروه خوراکی اعمال شود.

* **نویسنده مسوول:** صادق خلیلیان
نشانی: گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
تلفن: ۰۲۱۴۸۲۹۲۹۰
پست الکترونیکی: khalil_s@modares.ac.ir

مقدمه

بررسی ساختار تقاضا و الگوی مصرف خانوارها همواره از اهمیت زیادی در تجزیه و تحلیل سیاستی توسط سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان برخوردار بوده است. از طرفی، میزان اثربخشی سیاست‌های مختلف اقتصادی از جمله حمایت‌های قیمتی و سیاست‌های مربوط به عرضه و کنترل بازار تاثیر بسزایی بر امنیت غذایی، سلامت و رفاه مصرف‌کنندگان دارد. این تاثیرات از طریق چگونگی واکنش مصرف‌کنندگان نسبت به هر یک از سیاست‌های فوق قابل اندازه‌گیری است. همچنین تولیدکنندگان محصولات کشاورزی و سایر عوامل بازار به منظور برنامه‌ریزی و طراحی تولید و فروشنان نیاز به پیش‌بینی تقاضای کالاهای کشاورزی دارند؛ بنابراین برآورد کشش‌های تقاضا از این جهت حائز اهمیت است.

با بررسی اجمالی گزارش بودجه و هزینه خانوار در سال ۱۳۹۵ می‌توان دریافت که به طور میانگین ۲۳,۴ درصد از هزینه مصرفی خانوارهای ایرانی به گروه خوراک تعلق داشته است. در حالی که همین رقم در سال ۱۳۹۹ به ۳۳ درصد رسیده است. نکته‌ی قابل توجه این است که در این سال سهم گروه خوراک برای خانوارهای شهری ۲۶ درصد و برای خانوارهای روستایی ۴۰ درصد می‌باشد(۱). چند مساله مهم از این موضوع قابل برداشت است. اول روند صعودی افزایش سهم گروه خوراک در سالهای اخیر است که نشان از کاهش قدرت خرید خانوارها و متعاقبا به خطر افتادن امنیت غذایی دارد. دوم سهم بزرگ گروه خوراک در سبد مصرفی خانوار به طوری که این گروه پس از مسکن با افزایش سهم مصرفی از یک چهارم به یک سوم رسیده است. کما اینکه سهم گروه خوراک خانوارهای روستایی در سال ۹۹ ، رتبه اول در سبد مصرفی و حتی دو برابر سهم گروه مسکن (۱۹٪) را به خود اختصاص داده است. در نتیجه افزایش رو به رشد قیمت‌ها در سال‌های اخیر تغییرات عمده‌ای بر اندازه و شکل سبد مصرف کالاهای خوراکی خانوارها داشته است که نیازمند بررسی است.

برآورد تابع تقاضای محصولات کشاورزی همواره مورد توجه بسیاری از محققان بوده است. به طور کلی تحقیقات انجام شده در حوزه‌ی تقاضای کالاهای کشاورزی به سه گروه عمده تقسیم می‌شوند و اکثر این مطالعات با استفاده از رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) انجام شده است.

گروه اول شامل مطالعاتی هستند که سیستم تقاضا را تنها به منظور برآورد کشش‌های مختلف و بررسی رفتار مصرف‌کنندگان تخمین زده‌اند. از جمله این تحقیقات می‌توان به مطالعات باریکانی و همکاران (۲)، بهمنی و اصغری (۳)، شهبازی و سلامی (۴)، سلامس و رضایی (۵)، قربانیان و بخشوده (۶)، اکبری و همکاران (۷)، کوهبر و همکاران (۸)، واعظ و همکاران (۹)، شی و همکاران (۱۰)، میتال (۱۱)، مکونن و همکاران (۱۲)، بیلجیک و ین (۱۳)، سولا (۱۴)، حیات و همکاران (۱۵) و سعدیه و همکاران (۱۶) اشاره نمود.

هدف دسته دیگری از مطالعات نیز از برآورد تابع تقاضا، ارزیابی تغییرات رفاهی، فقر و امنیت غذایی بوده است که از جمله‌ی آنها می‌توان مطالعات قهرمانزاده و همکاران (۱۷)، بخشوده (۱۸)، حسینی یکانی و همکاران (۱۹)، دهقانپور و بخشوده (۲۰)، گیلک آبادی و همکاران (۲۱)، اشک تراب و همکاران (۲۲)، رفعتی و همکاران (۲۳)، بخشوده (۲۴)، رتتاب و عزام (۲۵)، رودریگز و همکاران (۲۶)، فریرا و همکاران (۲۷)، وبر (۲۸)، کورپر و همکاران (۲۹)، آرفینی و آقابیگی (۳۰) و لیانی و همکاران (۳۱) را نام برد. همچنین برخی از مطالعات مانند خلیلی و همکاران (۳۲)، ابدولای و اوبرت (۳۳)، پوی (۳۴)، دار و بیلیس (۳۵)، لوپز و همکاران (۳۶) با تخمین سیستم تقاضا با لحاظ متغیرهای دموگرافیک، تاثیر آنها را نیز بر تقاضا و رفتار مصرفی خانوارها بررسی نموده‌اند.

وجه اصلی تمایز این مطالعه با سایر مطالعات داخلی استفاده از تکنیک مقیاس‌بندی پوی می‌باشد به طوری که در این تحقیق به جای تخمین جداگانه برای خانوارهای شهری و روستایی مثل سایر مطالعات، متغیر محل زندگی به عنوان تاثیرگذارترین متغیر دموگرافیک (شهری بودن ۱ و روستایی بودن ۰) وارد مدل شد و در نهایت کشش‌های مخارج، جبرانی و غیرجبرانی بر اساس همین متغیر برآورد شدند. پیش از این در سایر مطالعات برای برآورد کشش خانوارهای شهری و روستایی تخمین‌های جداگانه‌ای انجام می‌شد. لازم به ذکر است استفاده از این تکنیک منجر به تخمین دقیق‌تری از کشش‌های تقاضا و مخارج شد.

همچنین تاکنون اکثر مطالعات داخلی انجام شده از داده‌های بودجه و هزینه‌ی خانوار به صورت مقطعی، سری زمانی و یا پانل برای تخمین تابع محصولات کشاورزی استفاده نموده‌اند[۱]. برای استفاده از خروجی‌های این پایگاه داده به صورت مقطعی و یا پنل نیاز به داده‌کاوی و حذف داده‌های برون‌هشت می‌باشد. لذا در این مطالعه با توجه به تاثیر مهم صحت داده‌ها در نتایج، برای تشخیص داده‌های پرت از روش فاصله کوک (iD) استفاده شد. این روش یکی از روش‌های اطمینان از عدم وجود مشاهدات برون‌هشت در تحلیل‌های رگرسیون چند متغیره است که وجه تمایز دیگر این مطالعه با سایر مطالعات می‌باشد.

۱ این داده‌ها که به طور سالانه توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌گردد، بانک داده‌ی بزرگی از رفتار مصرفی خانوارهای روستایی و شهری ایران ارائه می‌دهد.

لازم به ذکر است که محصولات انتخابی در این پژوهش ۷۰ درصد از کل تولیدات زراعی و ۹۲ درصد از محصولات دامی تولیدی کشور را شامل می‌شود که عمدتا محصولات مهم و راهبردی هستند و محاسبه‌ی کشش‌های آنها به منظور تنظیم بازار و بررسی تاثیر سیاست‌های مختلف از اهمیت بسیاری برخوردار است.

مواد و روش‌ها

داده‌ها

منبع مورد استفاده در این پژوهش، داده‌های خام طرح آماری« هزینه و درآمد خانوار شهری و روستایی » در سال ۱۳۹۹ است. لذا برای نیل به اهداف پژوهش، ابتدا دو جدول خانوارهای شهری و روستایی در هم ادغام شد.

سپس ماتریسی تشکیل شد که ستون‌های آن شامل مقدار، قیمت و هزینه‌ی کالای خوراکی kام از کل هزینه پرداخت شده‌ی توسط خانوار hام بود و ردیف‌های آن خانوارهای شهری و روستایی کشور بودند. با توجه به تعداد اقلام غذایی پرسش شده ابعاد ماتریس ایجاد شده در سال ۹۹، ۳۷۳۸۹ ردیف در ۶۷۰ ستون است که شامل مقدار، قیمت و هزینه‌ی ۲۲۳ قلم کالای مصرفی خانوارهای شهری و روستایی کشور و هزینه کل مواد خوراکی می‌باشد. لازم به ذکر است که ردیف‌های مفقود شده از داده‌های خام حذف شدند. در مرحله بعد اقدام به استخراج اطلاعات مصرفی خانوارها در خصوص کالاهای زراعی و دامی منتخب شد که شامل ده گروه کالایی می‌باشد.

سپس سهم هزینه‌ی کالای کشاورزی kام برای هر خانوار، از تقسیم مبلغ هزینه شده‌ی هر خانوار برای کالای کشاورزی kام بر مجموع مبالغ هزینه شده‌ی آن خانوار برای کل کالاهای کشاورزی منتخب به دست آمد. با توجه به اینکه برای تخمین سیستم تقاضای QUAIDS با داده‌های مقطعی به داده‌های سهم هزینه و قیمت برای ده گروه در مقابل هر خانوار نیازمندیم، بردار سهم هزینه‌ها برای گروه کالاهای کشاورزی برای هر خانوار به صورت زیر ساخته شد:

$$w_i^h = \sum_{k=1}^{k} w_{ik} \qquad (۱)$$

به گونه‌ای که این عبارت بردار سهم هزینه گروه کالایی برای خانوار hام است. k اقلام موجود در گروه کالایی می‌باشد و مجموع سهم هزینه اقلام موجود در گروه کالایی می‌باشد.

در گام بعدی بردارهای قیمت برای هر گروه ساخته شد. بدین منظور مشابه مرحله‌ی اول، ماتریسی تشکیل شد که ستون‌های آن قیمت پرداخت شده برای کالای خوراکی kام توسط خانوار hام بود و ردیف‌های آن خانوارهای شهری و روستایی بودند. آنگاه بردار قیمت نیز از تقسیم هزینه مصرفی بر مقدار مصرفی به دست آمد (۳۳). شایان ذکر است در نهایت خانوارهایی که در ماه مورد پرسش از تمامی گروه‌های کالایی استفاده کرده بودند از میان ماتریس ساخته شده، استخراج گردید که شامل ۲۰۶۰ خانوار بودند. سپس به منظور حذف داده‌های پرت از روش فاصله کوک (iD) که یکی از روش‌های اطمینان از عدم وجود مشاهدات پرت در تحلیل‌های رگرسیون چند متغیره است، استفاده شد. این روش با ترکیب قدرت تاثیرگذاری هر مشاهده[1] و مقدار اجزای باقیمانده[2] ایجاد شده است. این روش به جهت در نظر گرفتن همزمان چندین متغیر در یک معادله نتایج دقیق‌تری نسبت به سایر روش-های تشخیص مشاهدات پرت دارد. هرچه میزان اجزای باقیمانده و میزان تاثیرگذاری هر مشاهده بر روی نتایج بیشتر باشد، iD افزایش خواهد یافت.

$$\hat{y} = Hy \qquad (۲)$$

$$\hat{y}_i = h_{i1}y_1 + h_{i2}y_2 + \cdots + h_{ii}y_i; i = 1, \ldots, n. \qquad (۳)$$

$$h_{ii} = [H]_{ii} \qquad (۴)$$

$$D_i = \frac{(y_i - \hat{y}_i)^2}{p \times MSE}\left[\frac{h_{ii}}{(1-h_{ii})^2}\right] \qquad (۵)$$

در رابطه فوق علایم iy: متغیر وابسته رگرسیون، e_i: جزء خطای حاصل از تخمین رگرسیون، $\hat{y}_i$: برابر با $\hat{y}_i = y_i - e_i$، p: تعداد پارامترهای رگرسیون (شامل عرض از مبدأ)، MES: میانگین مربعات خطا، iih: مقدار اثرگذاری مشاهده iام و n تعداد مشاهدات هستند. برای اینکه تشخیص دهیم کدام خانوار اثر بسیار زیادی بر روی نتایج می‌گذارند، تفاسیر مختلفی برای مقدار بدست آمده از روش کوک (iD) وجود دارد:

۱-اولین قاعده کلی و سر انگشتی بیان می‌کند که در صورتی که مقدار iD بیشتر از سه برابر میانگین کلیه مقادیر فاصله کوک باشد، امکان آن وجود دارد که خانوار iام مشاهده‌ای پرت باشد.

۲- قاعده‌ای دیگر بیان می‌کند که در صورتی که iD به‌دست آمده بیشتر از $\left(\frac{4}{n}\right)$ باشد، امکان آن که خانوار iام مشاهده‌ای پرت باشد وجود دارد.

۳- در صورتی که Di به اندازه کافی بزرگ باشد، امکان آن که خانوار iام مشاهده‌ای پرت باشد وجود دارد. حال اینکه بزرگی آن به چه اندازه‌ای باید باشد نیز نظراتی مختلف وجود دارد (۳۷،۳۸).

1 Observation's leverage.

2 Residual values.

جدول ۱- مقایسه نمونه اصلی و نمونه انتخابی پژوهش

نمونه ۳۷۲۵۷تایی		نمونه ۲۰۳۵تایی			نمونه ۳۷۲۵۷تایی		نمونه ۲۰۳۵تایی	
نام متغیر	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	نام متغیر	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
سهم برنج و غلات	۰/۳۶	۰/۱۶	۰/۳۰	۰/۱۴	لگاریتم حبوبات	۹/۲۶	۱/۲۱	۹/۸۴	۲/۳۵
سهم گوشت قرمز	۰/۱۲	۰/۱۶	۰/۲۴	۰/۱۱	لگاریتم قند و شکر	۱۰/۳۰	۲/۱۴	۱۱/۰۶	۲/۳۳
سهم تخم مرغ	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۲	لگاریتم شیر	۹/۲۰	۲/۴۶	۱۰/۱۷	۲/۳۴
سهم روغن	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۳	لگاریتم سیب‌زمینی	۸/۱۳	۲/۶۶	۹/۳۱	۲/۳۲
سهم گوشت مرغ	۰/۱۵	۰/۱۱	۰/۱۴	۰/۰۵	لگاریتم مخارج کل	۱۲/۵۴	۳/۰۱	۱۴/۴۱	۲/۵۷
سهم حبوبات	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۳	جنس سرپرست	۰/۱۴	۰/۳۵	۰/۰۹	۰/۲۹
سهم قند و شکر	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۴	سن سرپرست	۵۱/۷۶	۱۵/۱۹	۵۱/۰۱	۱۳/۵۹
سهم شیر	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۰۳	وضع سواد سرپرست	۰/۲۳	۰/۴۲	۰/۰۹	۰/۲۹
سهم سیب‌زمینی	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۲	مدرک سرپرست	۴/۹۶	۲/۷۸	۴/۹۰	۲/۳۲
لگاریتم برنج و غلات	۷/۸۱	۳/۰۶	۹/۴۱	۲/۶۷	وضع فعالیت سرپرست	۰/۰۵	۰/۲۲	۰/۰۳	۰/۱۷
لگاریتم گوشت قرمز	۱۱/۸۱	۲/۲۶	۱۲/۳۳	۲/۶۶	وضع تاهل سرپرست	۱/۲۰	۰/۵۲	۱/۱۳	۰/۴۴
لگاریتم تخم مرغ	۹/۷۷	۲/۵۷	۱۰/۶۴	۲/۳۴	بعد خانوار	۳/۴۵	۱/۴۵	۳/۵۶	۱/۲۶
لگاریتم روغن	۹/۲۸	۲/۶۴	۱۰/۳۶	۲/۳۹	منطقه سکونت	۰/۴۹	۰/۵۰	۰/۲۴	۰/۴۳
لگاریتم گوشت مرغ	۹/۷۹	۲/۷۰	۱۰/۷۱	۲/۵۵	لگاریتم حبوبات	۹/۲۶	۱/۲۱	۹/۸۴	۲/۳۵

پس از حذف داده‌های پرت، نمونه نهایی ۲۰۳۵ خانوار آماده تخمین شد. در جدول (۱) خلاصه‌ای از مقایسه‌ی میانگین و انحراف معیار متغیرها در نمونه خام و نمونه انتخابی قابل مشاهده است که نشان می‌دهد میانگین و انحراف معیار نمونه انتخابی به نمونه‌ی اصلی نزدیک بوده و در نتیجه نتایج تخمین قابل اعتماد خواهد بود.

لازم به ذکر است در این پژوهش اقلام غذایی منتخب که ماحصل کالاهای زراعی و دامی می‌باشند به ۹ گروه اصلی تقسیم شدند که عبارتند از: گروه « برنج و غلات » شامل برنج، گندم و فراورده‌های آن، جو و ذرت، « گوشت قرمز » شامل گوشت گوسفند و گاو، « تخم مرغ »، « روغن » شامل انواع روغن نباتی جامد و مایع ذرت، آفتابگردان و ... ، « گوشت مرغ »، « حبوبات » شامل عدس، نخود و انواع لوبیا، « قند و شکر »، « شیر » و « سیب‌زمینی ».

در مرحله‌ی بعد اقدام به استخراج متغیرهای دموگرافیک شد که شامل « جنس »،« سن »،« وضعیت سواد »،« سطح سواد »، « وضع فعالیت »، « وضع تاهل » سرپرست، « تعداد » و « شهری یا روستایی بودن » خانوار می‌باشد. در این راستا برای تمام مراحل داده‌کاوی از نرم افزار R استفاده شده است. خلاصه‌ای از متغیرهای مدل را در جدول (۲) آورده شده است.

سیستم تقاضای ایده‌آل درجه دوم

در این مطالعه نیز مشابه بسیاری از مطالعات، برای برآورد سیستم معادلات از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) و مدل QUAIDS استفاده شد.

مدل QUAIDS یک مدل تعمیم یافته از مدل AIDS است که برای اولین بار در سال۱۹۸۱ توسط جورمن به اثبات رسید. بعد از آن مزایای استفاده از شکل درجه دوم درآمد واقعی در مدل QUAIDS در مطالعه بلاندل و همکاران (۱۹۹۳) نشان داده شد. همچنین در سال ۱۹۹۷ بنکس و همکاران به بررسی مزایای استفاده از الگوی سیستم معادلات تقاضای تقریبا ایده‌آل درجه دوم (QUAIDS) پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه آنها نه تنها مشکلات استفاده از سیستم معادلات تقاضای تقریبا ایده‌آل (AIDS) توسط دیتون و مولبائر (۱۹۸۰) را نداشت، بلکه نتایج حاصل از تخمین با مبانی تئوریکی سازگاری بیشتری نشان می‌داد (۳۹).

سیستم QUAIDS از تابع مطلوبیت غیرمستقیم زیر به دست می‌آید، که در آن m مخارج بوده و p بردار قیمت‌هایی است که مصرف‌کننده با آن روبروست.

$$\ln v = \left\{ \left[\frac{\ln m - \ln a(p)}{b(p)} \right]^{-1} + \lambda(p) \right\}^{-1} \quad (۶)$$

بنکس و همکاران b(p)، λ (P) و a(p) را به صورت زیر معرفی نمودند که در آن i = ۱,...,k نشان‌دهنده تعداد کالا وارد شده در مدل تقاضاست(۷).

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1} \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{j=1} \sum_{i=1} \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (۷)$$

$$b(p) = \prod_{i=1}^{n} p_i^{\beta_i} \quad (۸)$$

$$\lambda(p) = \sum_{i=1}^{k} \lambda_i \ln p_i \quad where \sum_{i=1}^{k} \lambda_i = 0 \quad (۹)$$

جدول ۲- متغیرهای دموگرافیک خانوارها

متغیر	فراوانی(خانوار)	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
بعد خانوار	۲،۰۳۵	۳/۵۶	۱/۲۶	۱	۱۰
سن سرپرست	۲،۰۳۵	۵۱/۰۱	۱۳/۵۹	۲۳	۹۳
منطقه سکونت	۲،۰۳۵	–	–	–	–
شهری	٪۷۵/۶	–	–	–	–
روستایی	٪۲۴/۴	–	–	–	–
جنس سرپرست	۲،۰۳۵	–	–	–	–
زن	٪۹۰/۸	–	–	–	–
مرد	٪۹/۲	–	–	–	–
وضع سواد سرپرست	۲،۰۳۵	–	–	–	–
بی سواد	٪۹۰/۸	–	–	–	–
با سواد	٪۹/۲	–	–	–	–
سطح تحصیلات سرپرست	۲،۰۳۵	–	–	–	–
دیپلم و زیر دیپلم	٪۵۴/۲	–	–	–	–
فوق دیپلم و لیسانس	٪۳۹/۳	–	–	–	–
فوق لیسانس و دکترا	٪۶/۴	–	–	–	–
وضع فعالیت	۲،۰۳۵	–	–	–	–
شاغل	٪۹۷/۲	–	–	–	–
بیکار	٪۲/۸	–	–	–	–
وضعیت تاهل سرپرست	۲،۰۳۵	–	–	–	–
مجرد	۱۰٪/۳	–	–	–	–
متاهل	٪۸۶/۷	–	–	–	–

با استفاده از اتحاد روی توابع سهم هزینه کالای iام به دست آمده و با بهره‌گیری از لم شفارد به جای تابع مطلوبیت غیرمستقیم، سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل درجه دوم QUAIDS به این صورت استخراج می‌شود(۷).

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{k} \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln\left[\frac{m}{a(p)}\right] \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{\ln\left[\frac{m}{a(p)}\right]\right\}^2 \quad (۱۰)$$

و با جایگذاری شاخص قیمتی استون رابطه (۱۱) در رابطه فوق سیستم QUAIDS را می‌توان به صورت زیر بازنویسی نمود که در آن α، β، γ و λ پارامترها هستند.

$$\ln p = \sum_{k} w_k \ln p_k \quad (۱۱)$$

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{k} \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln\left[\frac{m}{p}\right] + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{\ln\left[\frac{m}{p}\right]\right\}^2 \quad (۱۲)$$

همان‌طور که در فرمول (۱۲) دیده می‌شود، مدل QUAIDS زمانی که λ در تمام معادلات IDSA صفر هستند، تخصیص می‌یابد. از اینرو است که مدل AIDS در داخل مدل QUAIDS مستتر بوده و مشخصات AIDS می‌تواند بر اساس آماره‌ی λ تست شود(۴۰).

متغیرهای دموگرافیک

دستور quaids با استفاده از تکنیک مقیاس‌بندی توسط Ray (۱۹۸۳) معرفی شد و توسط پوی (41) به مدل QUAIDS گسترش یافت به طوری که متغیرهای جمعیتی را نیز در برگرفت. پوی (41) از z برای نشان دادن یک بردار از ویژگی های S استفاده نمود. در ساده‌ترین حالت، z می‌تواند مقیاسی باشد که تعداد افراد یک خانواده را نشان دهد. عبارت $e^R(p,u)$ تابع مخارج یک خانوار را نشان می‌دهد، به طوری که یک خانوار ممکن است فقط شامل یک فرد باشد. روش ری برای هر خانوار تابع هزینه‌ای به شکل زیر استفاده می‌کند:

$$e(p,z,u) = m_0(p,z,u) \times e^R(p,u) \quad (۱۳)$$

تابع $m_0(p, z, u)$ تابع مخارج را برای محاسبه ویژگی‌های خانوار مقیاس‌بندی می‌کند. ری (۱۹۸۳) تابع مقیاس را به این صورت تجزیه می‌کند:

$$m_0(p,z,u) = \bar{m}_0(z) \times \emptyset(p,z,u) \quad (۱۴)$$

عبارت اول افزایش مخارج یک خانوار را به عنوان تابعی از z، بدون کنترل هرگونه تغییر در الگوهای مصرف اندازه‌گیری می‌کند. یک خانوار با چهار عضو هزینه‌های بیشتری نسبت به یک خانوار با یک عضو دارد، حتی با نادیده گرفتن اینکه ترکیب کالاهای مصرف شده ممکن است تغییر کند.

عبارت دوم تغییر در قیمت های نسبی و کالاهای واقعی مصرف شده را کنترل می‌کند. یک خانوار با دو بزرگسال و دو نوزاد، کالاهای متفاوتی نسبت به خانواده ای متشکل از چهار بزرگسال

مصـــرف می‌کنـد. در ادامـه ری (۱۹۸۳)، QUAIDS را به این صورت پارامترسازی کرد:

$$\bar{m}_0(z) = 1 + \rho'(z) \quad (۱۵)$$

بردار ρ پارامترهایی است که باید تخمین زده شوند. با توجه به مطالعه پوی (۴۱) ، $\varphi(p, z, u)$ به این صورت تعریف می‌شود:

$$ln\varphi(p,z,u) = \frac{\prod_{j=1}^{k} p_j^{\beta_j}\left(\prod_{j=1}^{k} p_j^{\eta_j' z} - 1\right)}{\frac{1}{u} - \sum_{j=1}^{k} \lambda_j ln p_j} \quad (۱۶)$$

η_j نشـان دهنده سـتون jام ماتریس $k \times s$ پارامتر η اسـت. معادلات سـهم مخارج را نیز می‌توان به شـکل زیر بازنویسـی نمود(معادله ۱۷ و ۱۸):

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{k} \gamma_{ij} \ln p_j + (\beta_i + \eta_j' z) \ln\left[\frac{m}{\bar{m}_0(z)a(p)}\right] \frac{\lambda_i}{b(p)\, c(p,z)} \left\{\ln\left[\frac{m}{\bar{m}_0(z)a(p)}\right]\right\}^2 \quad (۱۷)$$

شـرط جمع‌پذیری مسـتلزم این است که $\sum_{j=1}^{k} \eta_{rj} = 0$ برای همه r=۱,...,s باشـد. اگر $\lambda_i = 0$ را برای همه‌ی iها قرار دهیم، معادله باقیمانده، AIDSخواهد بود.

$$c(p,z) = \prod_{j=1}^{k} p_j^{\eta_j' z} \quad (۱۸)$$

برآورد کشش

کشـش خودقیمتی و متقاطعی غیرجبرانی با اسـتفاده از رابطه‌ی (۱۹) و کشـش مخارج سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل درجه دوم با کمک رابطه (۲۰) محاسبه می‌شود (۳۴).

کشـش قیمتی جبرانی نیز از رابطه اسـلاتسکی به دست می‌آید: $\epsilon_{ij}^{C} = \epsilon_{ij} + \mu_i w_j$.

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{1}{w_i}\left(\gamma_{ij} - \left[\beta_i + \eta_i' z + \frac{2\lambda_i}{b(p)c(p,z)} ln\left\{\frac{m}{\bar{m}_0(z)a(p)}\right\}\right] \times \left(\alpha_j + \sum_l \gamma_{jl} ln p_l\right) - \frac{(\beta_i + \eta_j' z)\lambda_i}{b(p)c(p,z)}\left[\left\{\frac{m}{\bar{m}_0(z)a(p)}\right\}\right]^2\right) \quad (۱۹)$$

$$\mu_i = 1 + \frac{1}{w_i}\left[\beta_i + \eta_i' z + \frac{2\lambda_i}{b(p)c(p,z)} ln\left\{\frac{m}{\bar{m}_0(z)a(p)}\right\}\right] \quad (۲۰)$$

نتایج و بحث

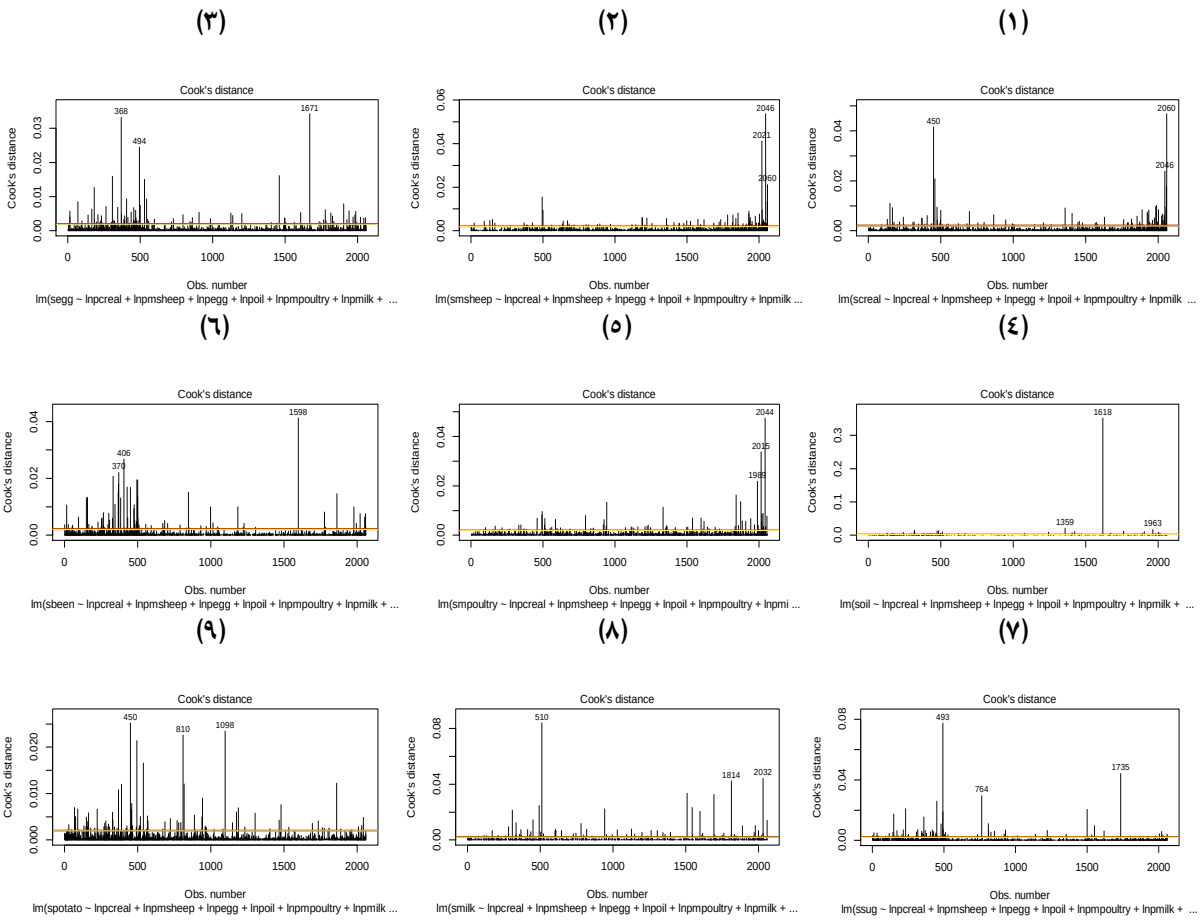
همانطور که پیش از این نیز اشاره شد، در این پژوهش به منظور حذف داده‌های پرت از روش فاصله‌ی کوک استفاده شد. مزیت این روش در پیدا کردن داده‌های پرت در رگرسـیون‌های چندمتغیره می‌باشـد. در این مطالعه برای تشـخیص داده‌های برون‌هشـت، نُه معادله‌ی اصـلی (برازش سـهم هر گروه کالا بر لگاریتم قیمت خود کالا، سـایر کالاها و مخارج) بررسـی شدند. نتایج در نمودار (۱) قابل مشـاهده می‌باشـد. در هر معادله سـه مشاهده پرت تشخیص داده شده است. به طور مثال در معادله‌ی برنج و غلات (۱) سه مشاهده‌ی ۴۵۰، ۲۰۴۵ و ۲۰۶۰ به عنوان مشـاهده پرت شـناسـایی شـدند. در معادله برازش سهم گوشت قرمز بر لگاریتم قیمتها و مخارج مشـاهدات(۲) شـماره‌ی ۲۰۲۱، ۲۰۴۶ و ۲۰۶۰ به عنوان مشاهده‌ی برون‌هشت شناسایی شدند. با توجه به اینکه برخی مشـاهدات در معادلات مختلف مشـترک بودند، مجموعا ۲۵ مشـاهده‌ی پرت از کل داده‌ها حذف شـد و نمونـه‌ی نهـایی بـا ۲۰۳۵ داده مورد ارزیـابی قرار گرفت. نتایج تخمین مدل QUAIDS در قالب معادلات رگرسـیون به ظاهر نـامرتبط و رهیـافـت پوی برآورد گردید[۱]. در رهیافت Poi (۴۱) شـرایط جمع‌پذیری، همگنی و تقارن اسلاتسکی به طور خودکار در مدل اعمال شده است. لذا نیازی به انجام آزمون‌های مربوطه نیست.

در ادامه، نتایج برآورد الگوی تجربی سـیسـتم تقاضـای تقریبا ایـده‌آل درجـه دوم سـبـد کالاهای مورد مطالعه در جدول (۳) گزارش شـده اسـت که نشـان‌دهنده‌ی ضرایب متغیرهای اصلی مدل (۹ گروه) و متغیرهای دموگرافیک و سایر ضرایب می‌باشد. همچنین سطح اولیه پارامتر عرض از مبدا به طور تقریبی معادل حداقل لگاریتم درآمد قرار گرفت.

همان‌طور که جدول(۳) نشـان می‌دهد، نزدیک به ۶۰ درصـد پارامترهای مدل معنادار هسـتند که در مجموع نتایج قابل قبولی برای تخمین کشش تقاضا ارائه می‌دهد.

همـانطور کـه در این جـدول قابل مشـاهده اسـت متغیرهای دموگرافیک اثر ناچیزی بر رفتار مصـرفی خانوارها دارند هرچند وجود آنها نتایج مدل را قابل قبول‌تر می‌سازد. به طور مثال متغیر وضـع سواد نشان می‌دهد با تغییر وضع سواد سرپرست خانوار از صفر (بی‌سواد) به یک (باسواد)، خانوارها مصرف برنج و غلات را افزایش و مصـرف گوشـت قرمز را کاهش می‌دهند. همچنین با افزایش سـطح سـواد سرپرست مصرف برنج و غلات افزایش و مصـرف گوشـت قرمز کاهش می‌یابد. با افزایش بعد خانوار نیز مصرف گوشت قرمز و گوشت مرغ افزایش می‌یابد.

۱ لازم به ذکر است که در این مطالعه معادلات مربوط به داده‌کاوی و روش فاصله‌ی کوک در نرم افزار R و تخمین مدل اصلی در نرم افزار STATA انجام شده است.



نمودار ۱- نتایج روش فاصله‌ی کوک (شناسایی داده‌های پرت)

با توجه به ضرایب برآورد شده، مقادیر کشش‌های خودقیمتی و متقاطع مارشالی و هیکس (غیرجبرانی و جبرانی) و کشش مخارج کل برای تمام گروه کالاهای غذایی محاسبه شد .

نتایج برآورد کشش‌های خودقیمتی و متقاطع مارشالی به تفکیک خانوارهای شهری و روستایی و کشش مخارج را در جدول (۴) مشاهده می‌نمایید.

همان‌طور که در جدول زیر مشاهده می‌شود، تمام عناصر قطری که بیانگر کشش خودقیمتی روستایی و شهری هستند، منفی بوده که در نتیجه قانون تقاضا (رابطه معکوس موجود بین قیمت کالا و تقاضا برای آن) را تامین می‌نمایند. این جدول نشان می‌دهد، کمترین حساسیت قیمتی خانوارهای شهری و روستایی متعلق به گروه برنج و غلات به ترتیب با رقم ۰/۳۴۷- و ۰/۲۶۷- بوده و بیشترین کشش خودقیمتی خانوارهای شهری مربوط به گروه حبوبات با ۰/۸۴۳- و بیشترین کشش خودقیمتی خانوارهای روستایی با ۰/۹۱۶- مربوط به گروه شیر می‌باشد.

به عبارت دیگر مصرف برنج و غلات کمترین و به ترتیب مصرف حبوبات و شیر بیشترین تاثیر را از تغییر در قیمت خود خواهد داشت. قدر مطلق کشش خودقیمتی شهری و روستایی برای همه‌ی گروه کالاها کمتر از واحد است؛ به عبارت دیگر این گروه کالاها کم‌کشش بوده و چنانچه قیمت آنها یک درصد تغییر نماید، میزان تقاضای آنها کمتر از یک درصد تغییر می‌نماید. همچنین عناصر غیرقطری در جدول نشان‌دهنده کشش متقاطع مارشالی است. اثرات تقاطعی نشان می‌دهد که اثر جانشینی ناخالص و مکمل ناخالص گروه‌های کالایی ضعیف بوده است؛ به عبارت دیگر تمام اثرات تقاطعی کمتر از یک است. کالاهای کشاورزی از جمله کالاهایی هستند که به ندرت می‌توان آنها را جانشین هم دانست پس وجود اثرات تقاطعی ضعیف منطقی به نظر می‌رسد. علامت مثبت کشش متقاطع نشان‌دهنده جانشینی دو کالا و علامت منفی، نشان‌دهنده مکمل بودن دو کالا است. بنابراین به طور مثال خانوارهای شهری گروه برنج و غلات را با سایر گروه‌ها به صورت مکمل ناخالص مصرف کرده‌اند. این در حالی است که برای خانوارهای روستایی این گروه کالایی با روغن و شیر جانشین ناخالص بوده است. همچنین خانوارها گروه گوشت قرمز را با سایر گروه‌ها به صورت مکمل ناخالص در سال ۹۹ مصرف کرده‌اند. گروه تخم‌مرغ نیز با روغن، گوشت مرغ، قند و شکر(فقط برای خانوارهای روستایی)، شیر و سیب‌زمینی ناخالص و با بقیه‌ی گروه‌های کالایی مکمل ناخالص بوده است. گوشت مرغ به غیر برنج و غلات و سیب‌زمینی با سایر گروه‌ها دارای رابطه جانشینی ناخالص است.

جدول ۳ - مقادیر پارامترهای مدل مقید QUAIDS

	ρ	برنج و غلات	گوشت قرمز	تخم مرغ	روغن	گوشت مرغ	حبوبات	قند و شکر	شیر	سیب‌زمینی
ضریب ثابت	–	۰/۸۴۷***	۰/۲۹۷***	۰/۰۸۴***	-۰/۲۳۵***	۰/۲۶۰***	-۰/۰۸۹***	-۰/۰۸۵	-۰/۲۹۹***	۰/۲۱۹***
برنج و غلات	–	۰/۲۲۹***	–	–	–	–	–	–	–	–
گوشت قرمز	–	-۰/۰۸۱***	۰/۱۱۸***	–	–	–	–	–	–	–
تخم مرغ	–	-۰/۰۰۲	-۰/۰۱۹***	۰/۰۱۸***	–	–	–	–	–	–
روغن	–	-۰/۰۴۰***	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۵	۰/۰۴۸***	–	–	–	–	–
گوشت مرغ	–	-۰/۰۱۲	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۹***	-۰/۰۲۹***	۰/۰۷۶***	–	–	–	–
حبوبات	–	-۰/۰۲۲***	-۶-e۷	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۷**	-۰/۰۰۷*	۰/۰۱۱***	–	–	–
قند و شکر	–	-۰/۰۳۵***	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۵	۰/۰۱۰*	-۰/۰۱۴**	۰/۰۱۵***	۰/۰۲۵***	–	–
شیر	–	-۰/۰۴۶***	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	۰/۰۲۶***	-۰/۰۲۹***	۰/۰۰۴	۰/۰۱۷**	۰/۰۵۵***	–
سیب‌زمینی	–	۰/۰۰۸**	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	-۰/۰۱۷***	۰/۰۰۹*	-۰/۰۰۴	-۰/۰۱۰**	-۰/۰۲۳***	۰/۰۳۷***
جنس سرپرست	۰/۰۱۶	۴-e۲	۴-e۳	۴-e۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	۴-e۴	-۰/۰۰۱	-۷-e۲
سن سرپرست	-۰/۰۰۲**	-۵-e۲	۵-e۳	-۷-e۶	۵-e۲**	-۵-e۲	۶-e۹	۵-e۲	۵-e۱	-۵-e۱
وضع سواد سرپرست	-۰/۰۲۳	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	۴-e۳	۰/۰۰۱	-۴-e۱	۴-e۱
سطح تحصیلات سرپرست	-۰/۰۶۰***	۰/۰۰۲*	-۰/۰۰۱	۵-e۵	۴-e۳	۴-e۳	-۰/۰۰۱***	۷-e۶	۴-e۲	۵-e۵
وضع فعالیت	۰/۱۶۳***	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۶**	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱	-۴-e۱	۰/۰۰۱
وضعیت تاهل سرپرست	۰/۱۰۸	-۴-e۲	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	-۵-e۹	۴-e۴
بعد خانوار	۰/۱۰۶***	-۰/۰۰۴***	۰/۰۰۳***	-۴-e۴***	-۵-e۶	۶-e۱	۴-e۴***	۰/۰۰۱***	۰/۰۰۱***	-۰/۰۰۱***
منطقه سکونت	-۰/۶۴۴***	-۰/۰۱۳***	۰/۰۰۶**	-۰/۰۰۳***	۰/۰۰۷***	-۰/۰۰۹***	۰/۰۰۱**	۰/۰۰۷***	۰/۰۰۸***	-۰/۰۰۵***
B	–	۰/۱۳۶***	۰/۰۱۲	۰/۰۲۲**	-۰/۱۰۴***	۰/۰۹۴***	-۰/۰۴۲***	-۰/۰۶۵***	-۰/۱۲۹***	۰/۰۷۶***
Λ	–	۰/۰۱۵***	-۰/۰۰۸***	۰/۰۰۳***	-۰/۰۰۸***	۰/۰۱۰***	-۰/۰۰۳***	-۰/۰۰۶***	-۰/۰۱۱***	۰/۰۰۸***

*** معناداری در سطح ۹۹٪ ** معناداری در سطح ۹۵٪ * معناداری در سطح ۹۰ درصد

طبق این جدول، کشش‌های مخارج همه کالاها مثبت است که نشـان می‌دهد تمام گروه‌های کالایی نرمال هسـتند و افزایش درآمد تاثیر مثبتی بر تقاضای این کالاها و بودجه اختصاص یافته به آنها دارد. البته لازم به ذکر است که منفی بودن کشش‌های خودقیمتی معمولی نیز موید همین نتیجه است. همچنین کشش مخارج همه‌ی کالاها به استثنای گوشت قرمز، قند و شکر و شیر برای همه خانوارها و روغن و حبوبات برای خانوارهای روستایی کمتر از یک است که نشان می‌دهد، این کالاها ضروری هستند. بنابراین افزایش (کاهش) یک درصدی درآمد، میزان مصرف این کـالاهـا را کمتر از یک درصـد افزایش (کاهش) خواهد داد. از طرفی به دلیل اینکه کشـش مخارج گروه کالاهای ذکر شـده بالاتر از یک است، در نتیجه این کالاها لوکس به شمار می‌آید.

این موضوع با توجه به گرانی‌های سال‌های اخیر و کاهش قدرت خریـد خانوارها دور از انتظار نیسـت. در میان این نه گروه کالا کمترین کشـش مخارج مربوط به گروه سـیب‌زمینی اسـت که مصـرف این کـالا کمترین تـاثیر را از درآمد می‌گیرد. همچنین بیشـترین کشـش مخارج نیز به گروه گوشت تعلق دارد؛ چرا که مصرف این گروه کالا توسط خانوارهای شهری و روستایی کشور به شـدت به درآمد آنها وابسته بوده و با افزایش و کاهش درآمد میزان مصرف این کالا نیز افزایش یا کاهش می‌یابد. همچنین با افزایش قیمت گوشـت قرمز این امکان برای مصرف‌کننده وجود دارد کـه منـابع پروتئینی ارزانتر مثل گوشـت مرغ را جایگزین گوشـت قرمز کند که نتایج کشش‌های غیرجبرانی نیز موید این موضوع می‌باشد.

جدول ٤- نتایج کشش‌های قیمتی معمولی تقاضا برای گروه کالاهای کشاورزی –خانوارهای شهری و روستایی

منطقه سکونت	نام گروه	برنج و غلات	گوشت قرمز	تخم مرغ	روغن	گوشت مرغ	حبوبات	قند و شکر	شیر	سیب‌زمینی
شهر	برنج و غلات	-۰/۳۴۷	-۰/۱۸۶	-۰/۰۲۶	-۰/۰۲۴	-۰/۱۱۱	-۰/۰۲۹	-۰/۰۴۳	-۰/۰۲۲	-۰/۰۴۳
	گوشت قرمز	-۰/۴۰۶	-۰/۷۹۱	-۰/۰۷۴	-۰/۰۰۸	-۰/۰۵۴	-۰/۰۰۷	-۰/۰۴۳	-۰/۰۲۰	-۰/۰۲۵
	تخم مرغ	-۰/۱۳۱	-۰/۲۶۸	-۰/۵۸۰	۰/۰۳۱	۰/۱۴۴	-۰/۰۲۹	-۰/۰۱۸	۰/۲۳۰	۰/۰۲۷
	روغن	-۰/۱۹۰	۰/۰۷۹	۰/۰۰۶	-۰/۵۶۴	-۰/۱۲۱	-۰/۰۵۴	-۰/۰۶۹	-۰/۰۸۰	۰/۰۰۵
	گوشت مرغ	-۰/۲۲۷	۰/۰۶۷	۰/۰۳۱	-۰/۰۳۴	-۰/۵۹۹	۰/۰۱۵	۰/۰۰۹	-۰/۰۰۳	-۰/۰۵۳
	حبوبات	-۰/۲۱۸	۰/۱۰۴	-۰/۰۳۸	۰/۰۵۹	۰/۰۳۳	-۰/۸۴۳	۰/۲۳۰	-۰/۱۶۶	۰/۰۶۷
	قند و شکر	-۰/۳۰۷	-۰/۱۰۰	۰-/۰۳۳	-۰/۰۶۷	-۰/۰۳۰	۰/۱۵۱	-۰/۷۵۰	-۰/۰۲۰	۰/۰۱۳
	شیر	-۰/۲۳۶	-۰/۰۲۰	۰/۱۸۹	-۰/۱۰۴	-۰/۰۵۴	-۰/۱۸۰	-۰/۰۲۵	-۰/۶۱۴	۰/۰۳۳
	سیب‌زمینی	-۰/۲۴۹	۰/۰۷۰	۰/۰۳۴	۰/۰۳۶	۰/۱۵۹	۰/۱۰۱	۰/۰۶۶	-۰/۰۱۱	-۰/۳۵۴
	کشش درآمدی	۰/۸۳۲	۱/۴۲۸	۰/۵۹۴	۰/۹۸۶	۰/۷۹۵	۰/۸۸۹	۱/۱۴۲	۱/۰۷۸	۰/۴۶۷
روستا	برنج و غلات	-۰/۲۶۷	-۰/۱۷۳	-۰/۰۳۹	۰/۰۲۴	-۰/۱۷۶	-۰/۰۱۵	-۰/۰۰۵	۰/۰۳۸	۰-/۰۸۳
	گوشت قرمز	-۰/۵۰۷	-۰/۷۲۹	-۰/۱۰۷	-۰/۰۶۸	-۰/۰۳۸	-۰/۰۳۲	-۰/۱۱۴	-۰/۰۹۸	-۰/۰۱۴
	تخم مرغ	-۰/۱۵۲	-۰/۱۳۶	-۰/۷۲۲	۰/۰۷۳	۰/۰۵۷	-۰/۰۰۰	۰/۰۳۵	۰/۲۱۹	-۰/۰۱۰
	روغن	-۰/۰۴۷	-۰/۰۵۱	۰/۰۲۱	-۰/۷۹۵	-۰/۰۱۴	-۰/۰۶۴	۰-/۱۱۹	-۰/۱۵۳	۰/۰۵۶
	گوشت مرغ	-۰/۳۲۱	۰/۱۳۶	۰/۰۲۳	۰/۰۳۳	-۰/۶۲۶	۰/۰۴۱	۰/۰۷۱	۰/۰۸۱	-۰/۰۹۷
	حبوبات	-۰/۱۵۷	۰/۰۱۶	-۰/۰۲۳	-۰/۰۸۵	۰/۰۵۲	-۰/۸۸۱	۰/۱۵۷	-۰/۱۸۰	۰/۰۷۹
	قند و شکر	-۰/۱۲۸	-۰/۰۹۷	-۰/۰۱۱	-۰/۰۹۳	۰/۰۲۶	۰/۰۷۴	-۰/۸۹۰	-۰/۰۷۵	۰/۰۴۱
	شیر	-۰/۰۲۵	-۰/۱۶۱	۰/۱۳۴	-۰/۱۸۰	۰/۰۶۰	-۰/۱۴۶	-۰/۱۲۱	-۰/۹۱۶	۰/۰۵۴
	سیب‌زمینی	-۰/۲۹۹	۰/۱۹۴	۰/۰۰۵	۰/۱۴۹	-۰/۲۰۰	۰/۱۱۳	۰/۱۵۸	۰/۱۴۲	-۰/۶۳۵
	کشش درآمدی	۰/۶۹۷	۱/۷۰۷	۰/۶۳۶	۱/۱۶۶	۰/۶۶۰	۱/۰۲۳	۱/۱۵۳	۱/۳۰۰	۰/۳۷۳

کشش هیکس برخلاف کشش مارشالی تنها اثر قیمتی را در نظر می‌گیرد و به طور خالص تغییرات قیمتی را لحاظ می‌کند، لذا بیانگر روابط خالص می‌باشد. اگر مقدار این کشش بزرگتر از یک باشد، کشش جانشینی قوی و در صورتی که مقدار آن کمتر از یک باشد، به آن کشش جانشینی ضعیف گفته می‌شود. نتایج برآورد کشش‌های خودقیمتی و متقاطع هیکس را نیز برای الگوی تجربی سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل درجه دوم، در جدول (۵) مشاهده می‌نمایید.

در این جدول کشش‌های قطر اصلی منفی بوده و قانون تقاضا را تامین می‌کند. با نگاهی اجمالی به اثرات تقاطعی در جدول بالا، می‌توان دریافت تمام گروه‌ها دارای رابطه جانشینی و مکملی خالص ضعیف بوده‌اند، زیرا تمام گروه‌ها دارای کشش‌های متقاطعی کوچکتر از یک می‌باشند.

مقدار کشش‌های خودی جبرانی خانوارهای شهری از ۰/۰۸۸- گروه غلات تا ۰/۸۰۳- گروه حبوبات، متغیر می‌باشد. همچنین کشش جبرانی خانوارهای روستایی از ۰/۸۹- غلات تا ۰/۸۱۹ حبوبات متغیر است.

از تفاوت بین مقدار کشش تقاضای معمولی و جبرانی برای هر گروه غذایی می‌توان نسبت اثر درآمدی به اثر جانشینی را حدس زد.

جدول ۵- نتایج کشش‌های قیمتی جبرانی تقاضا برای گروه‌های موادغذایی مختلف-خانوارهای شهری و روستایی

منطقه سکونت	نام گروه	برنج و غلات	گوشت قرمز	تخم مرغ	روغن	گوشت مرغ	حبوبات	قند و شکر	شیر	سیب‌زمینی
شهر	برنج و غلات	-۰/۰۸۸	۰/۰۳۱	۰/۰۰۷	۰/۰۲۱	۰/۰۰۹	۰/۰۰۹	۰/۰۱۰	۰/۰۱۴	-۰/۰۱۲
	گوشت قرمز	۰/۰۳۸	-۰/۴۲۰	-۰/۰۱۷	۰/۰۶۹	۰/۱۵۳	۰/۰۵۸	۰/۰۴۸	۰/۰۴۳	۰/۰۲۸
	تخم مرغ	۰/۰۵۴	-۰/۱۱۳	-۰/۵۵۶	۰/۰۶۳	۰/۲۳۰	-۰/۰۰۲	۰/۰۲۰	۰/۲۵۶	۰/۰۴۹
	روغن	۰/۱۱۶	۰/۳۳۶	۰/۰۴۵	-۰/۵۱۱	۰/۰۲۳	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۶	-۰/۰۳۷	۰/۰۴۲
	گوشت مرغ	۰/۰۲۰	۰/۲۷۴	۰/۰۶۳	۰/۰۰۹	-۰/۴۸۳	۰/۰۵۰	۰/۰۶۰	۰/۰۳۱	-۰/۰۲۴
	حبوبات	۰/۰۵۹	۰/۳۳۶	-۰/۰۰۳	-۰/۰۱۱	۰/۱۶۲	-۰/۸۰۳	۰/۲۸۷	-۰/۱۲۷	۰/۱۰۰
	قند و شکر	۰/۰۴۸	۰/۱۹۸	۰/۰۱۲	-۰/۰۰۵	۰/۱۳۶	۰/۲۰۲	-۰/۶۷۷	۰/۰۳۰	۰/۰۵۶
	شیر	۰/۰۹۹	۰/۲۶۰	۰/۲۳۲	-۰/۰۴۶	۰/۱۰۳	-۰/۱۳۱	۰/۰۴۴	-۰/۵۶۷	۰/۰۰۷
	سیب‌زمینی	-۰/۱۰۴	۰/۱۹۲	۰/۰۵۳	۰/۰۶۲	-۰/۰۹۲	۰/۱۲۲	۰/۰۹۶	۰/۰۰۹	-۰/۳۳۷
روستا	برنج و غلات	-۰/۰۸۹	-۰/۰۴۸	۰/۰۰۲	۰/۰۸۱	-۰/۰۸۲	۰/۰۲۲	۰/۰۶۸	۰/۰۹۰	-۰/۰۴۴
	گوشت قرمز	-۰/۰۷۰	-۰/۴۲۳	-۰/۰۰۷	۰/۰۷۱	۰/۱۹۴	۰/۰۶۰	۰/۰۶۴	۰/۰۲۹	۰/۰۸۱
	تخم مرغ	۰/۰۱۱	-۰/۰۲۲	-۰/۶۸۵	۰/۱۲۵	۰/۱۴۳	۰/۰۳۴	۰/۱۰۱	۰/۲۶۶	۰/۰۲۵

روغن	۰/۲۵۱	۰/۱۵۸	۰/۰۹۰	-۰/۶۹۹	۰/۱۴۴	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	-۰/۰۶۶	۰/۱۲۱
گوشت مرغ	-۰/۱۵۲	۰/۲۵۵	۰/۰۶۲	۰/۰۸۷	-۰/۵۳۶	۰/۰۷۶	۰/۱۴۰	۰/۱۳۰	-۰/۰۶۱
حبوبات	۰/۱۰۵	۰/۲۰۰	۰/۰۳۷	-۰/۰۰۱	۰/۱۹۲	-۰/۸۲۶	۰/۲۶۳	-۰/۱۰۴	۰/۱۳۵
قند و شکر	۰/۱۶۷	۰/۱۰۹	۰/۰۵۷	۰/۰۰۲	۰/۱۸۳	۰/۱۳۶	-۰/۷۶۹	۰/۰۱۱	۰/۱۰۴
شیر	۰/۳۰۸	۰/۰۷۲	۰/۲۱۰	-۰/۰۷۳	۰/۲۳۷	-۰/۰۷۶	۰/۰۱۵	-۰/۸۱۹	۰/۱۲۶
سیب‌زمینی	-۰/۲۰۳	۰/۲۶۱	۰/۰۲۷	۰/۱۷۹	-۰/۱۵۰	۰/۱۳۳	۰/۱۹۷	۰/۱۷۰	-۰/۶۱۴

با توجه به این موضوع، کشش غیرجبرانی گوشت قرمز برای خانوارهای شهری و روستایی به ترتیب ۰/۷۹۱- و ۰/۷۲۱- و کشش خودقیمتی جبرانی این گروه کالا به ترتیب ۰/۴۲۰- و ۰/۴۲۳- می‌باشد. یعنی یک درصد افزایش در قیمت گوشت قرمز در خانوارهای شهری و روستایی به ترتیب سبب ۰/۷۹۱ و ۰/۷۲۱ درصد کاهش در تقاضای آن می‌شود که ۰/۴۲۰ و ۰/۴۲۳ درصد کاهش مصرف مربوط به عکس‌العمل قیمتی مصرف‌کنندگان در شرایط ثبات درآمد و مطلوبیت است (یعنی همان اثر جانشینی) و ۰/۳۷۱ و ۰/۲۹۸ درصد کاهش مصرف در نتیجه کاهش درآمد واقعی مصرف‌کنندگان (همان اثر درآمدی) است. همچنین یک درصد کاهش قیمت غلات سبب کاهش ۰/۳۴۷ و ۰/۲۶۷ درصد کاهش در تقاضای آن می‌شود که ۰/۰۸۸ و ۰/۰۸۹ درصد مربوط به کاهش مصرف با ثبات درآمد و مطلوبیت در خانوارهای شهری و روستایی و ۰/۲۵۹ و ۰/۱۷۸ درصد کاهش در نتیجه کاهش درآمد واقعی است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد اثر درآمدی این گروه نسبت به اثر جانشینی بالاتر بوده و نشان‌دهنده‌ی این است که اثر تغییر قیمت این کالا بر روی مصرف خودش برخلاف سایر گروه‌های کالایی بیشتر از اثر درآمدی ناشی می‌شود. همچنین اثر درآمدی آن در خانوارهای شهری نزدیک به سه برابر و در خانوارهای روستایی دو برابر اثر جانشینی می‌باشد؛ به عبارت دیگر، اگر با افزایش قیمت برنج و غلات، درآمد جبران شود حساسیت مصرف‌کنندگان نسبت به افزایش قیمت برای خانوارهای شهری و روستایی به ترتیب نزدیک به سه و دو برابر کاهش می‌یابد. در سایر گروه‌ها نیز قدر مطلق کشش‌های خودقیمتی معمولی بزرگتر از کشش‌های خودقیمتی جبرانی به دست آمده است؛ یعنی واکنش مصرف‌کنندگان به تغییرات قیمت خود کالاها زمانی که درآمد جبران نمی‌گردد، بیشتر است؛ همچنین با توجه به کشش‌های متقاطعی به دست آمده رابطه بین گروه کالاهای مورد مطالعه به صورت زیر تفسیر می‌گردد: خانوارهای شهری گروه برنج و غلات با همه گروه‌ها به جز سیب‌زمینی به صورت جانشین ناخالص مصرف کرده‌اند و برای خانوارهای روستایی نیز این گروه با تمام گروه‌های کالایی به غیر از گوشت قرمز، گوشت مرغ و سیب‌زمینی رابطه جانشینی داشته است. گروه گوشت قرمز نیز با سایر گروه‌ها به جز تخم مرغ در سبد خانوارهای شهری و به جز برنج و غلات و تخم مرغ در سبد خانوارهای روستایی دارای رابطه جانشینی ناخالص است. همین‌طور گروه تخم مرغ با گروه گوشت قرمز و در سبد خانوارهای شهری همچنین با حبوبات دارای رابطه مکملی و با بقیه گروه‌ها دارای رابطه جانشینی است. همچنین قند و شکر با روغن برای خانوارهای شهری دارای رابطه مکملی بوده و با بقیه کالاها دارای رابطه جانشینی است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعه‌ی حاضر به بررسی کشش‌های جبرانی و غیرجبرانی و کشش مخارج تقاضای کالاهای زراعی و دامی منتخب خانوارهای شهری و روستایی کشور در سال ۱۳۹۹ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد افزایش قیمت‌ها در سال‌های اخیر و کاهش قدرت خرید خانوارها، بین رفتار مصرفی خانوارهای شهری و روستایی شکافی ایجاد کرده است؛ به طوری‌که علاوه بر کوچک شدن سبد مصرفی خانوارها، گاهاً رفتارهای متفاوتی بر اثر افزایش قیمت‌ها داشته‌اند که این موضوع خصوصا در کشش‌های مخارج قابل مشاهده است.

همانطور که در مقدمه تحقیق نیز ذکر شد، تاکنون مطالعات زیادی به بررسی تقاضای کالاهای خوراکی و کشاورزی ایران پرداخته‌اند. اگرچه در تحقیقات دیگر با توجه به بیان مسائل مختلف، تعاریف، گروه‌بندی و مدل‌های متفاوتی استفاده شده است اما با یک نگاه کلی می‌توان مقایسه‌ای بین نتایج این تحقیق با سایر مطالعات داشت. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد تمامی گروه کالاهای مورد بررسی کالاهایی کم‌کشش بوده‌اند؛ این در حالی است که گروه گوشت قرمز در مطالعات باریکانی و همکاران (۲)، واعظ و همکاران (۹)، بخشوده و دهقانپور (۲۰) کالایی باکشش بوده است. همچنین گروه تخم‌مرغ در مطالعات باریکانی و همکاران (۲)، بهمنی و اصغری (۳) و گیلک و همکاران (۲۱) باکشش به دست آمده است. گروه روغن نیز در مطالعه‌ی اشک تراب و همکاران (۲۲) باکشش است. همچنین گروه کالای گوشت مرغ در مطالعات باریکانی و همکاران (۲)، واعظ و همکاران (۹) و صحبتی و همکاران (۴۲) کالایی باکشش بوده است. ایضا گروه شیر نیز در مقالات باریکانی و همکاران (۲)، بهمنی و اصغری (۳)، واعظ و همکاران (۹) و گیلک و همکاران (۲۱) باکشش به دست آمده است. همچنین نتایج مربوط به کشش‌های مخارج در این مقاله نشان می‌دهد به

جز گوشت قرمز، قند و شکر و شیر در سبد مصرفی همه‌ی خانوارها و روغن و حبوبات در سبد مصرفی خانوارهای روستایی، سایر گروه‌های کالایی ضروری بوده‌اند این در حالی است که در سایر مطالعات مورد بررسی، گروه کالایی گوشت قرمز ضروری بوده است. همچنین گروه برنج و غلات در مطالعات بهمنی و اصغری (۳) و اشک تراب و همکاران (۲۲) کالایی لوکس به دست آمده است. گروه کالاهای تخم‌مرغ و سیب‌زمینی نیز در مطالعه گیلک و همکاران (۲۱)، لوکس می‌باشد.

با توجه به تعریف کالای اساسی که تغییرات قیمت اثر ناچیزی بر تغییرات تقاضا دارد؛ قاعدتا باید کشش قیمتی کالاهای مورد بررسی در این پژوهش نیز مقادیر کوچکی داشته باشند. از آنجایی که کشش‌های به دست آمده در این مطالعه در مقایسه با مطالعات مشابه بررسی شده، از مقادیر کوچکتری برخوردار هستند می‌توان گفت که از لحاظ نظری این مطالعه نتایج منطقی‌تری نسبت به سایرین به دست آورده است. این مسئله می‌تواند به دلیل استفاده از متغیرهای دموگرافیک در تخمین مدل باشد که باعث شده است که مدل از تصریح بهتری برخوردار شود. همانطور که در مقدمه‌ی این مطالعه نیز گفته شد کالاهای مورد بررسی در این پژوهش، همگی کالاهای اساسی و استراتژیک بوده و برای تامین امنیت غذایی و سلامت آحاد جامعه از اهمیت زیادی برخوردار هستند. دولت‌ها همواره برای تامین این کالاها به صورت مستقیم (ارز دولتی، یارانه، خرید تضمینی و ...) و غیرمستقیم (نهاده‌های تولید) تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان را مورد حمایت قرار می‌دهد. برای افزایش اثربخشی سیاست‌گذاری‌های بخش دولتی لازم است که همواره آنها از ساختار تقاضای این کالاها، اطلاعات دقیق و کاملی داشته باشند که منجر به نتایج مطلوب‌تری در سیاست‌گذاری‌ها گردد. در نهایت براساس نتایج به دست آمده از این مطالعه پیشنهاد می‌شود:

با توجه به ضروری بودن گروه کالاهای مورد بررسی می‌بایست یک چشم‌انداز بلندمدت برای افزایش تولید، خصوصا در مورد کالاهایی مثل برنج و غلات و گوشت که مهمترین منابع کسب کالری و پروتئین برای خانوارهای روستایی و شهری محسوب می‌شوند، در دستور کار دولت قرار گیرد. این چشم‌انداز باید به گونه‌ای طراحی گردد که تولیدکنندگان این محصولات را در برابر نوسانات ناگهانی بازار محافظت کند چرا که واردات تنها یک مسکن کوتاه‌مدت برای رفع نیازهای داخلی است. لازم به ذکر است با توجه به محدودیت منابع با ورود تکنولوژی‌های جدید و مدیریت صحیح منابع افزایش تولید در بلندمدت امکانپذیر خواهد بود.همچنین با توجه به ضروری بودن همه‌ی کالاهای مورد بررسی انتظار می‌رود که دهک‌های پایین درآمدی، دچار آسیب بیشتری از افزایش شدید قیمت‌ها در سال‌های اخیر شوند؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود که مسئولین ذیربط به الگوی قیمت‌گذاری این کالاها در سبد مصرفی خوراکی خانوارها از یک طرف و به قیمت تضمینی آنها برای کشاورزان از طرف دیگر توجه ویژه‌ای داشته باشند.

به طور کلی تنظیم بازار، کنترل کمی و کیفی همه‌ی گروه کالاهای زراعی و دامی که به عنوان کالاهای ضروری به شمار می‌روند از اهمیت زیادی به جهت حفظ سلامت جامعه و تامین نیاز اقشار مختلف خصوصا اقشار کم درآمد برخوردار است؛ چراکه یک تصمیم اشتباه اگرچه ممکن است در کوتاه‌مدت هزینه‌های یارانه‌ی بخش کشاورزی را کاهش دهد اما با به خطر افتادن سلامت جامعه، هزینه‌های گزافی به بخش سلامت تحمیل و همینطور منجر به کاهش کارایی و بهره‌وری نیروی کار کشور خواهد شد. مدل تقاضا نشان می‌دهد تغییرات در قیمت « گوشت قرمز»، تغییرات عمده‌ای در رژیم غذایی خانوارهای شهری و روستایی کشور به همراه خواهد داشت. از سوی دیگر افزایش قابل توجهی در تقاضای « گوشت قرمز » به دنبال افزایش درآمد خانوار مورد انتظار است.

در نتیجه پیشنهاد می‌شود این موضوع در اعمال سیاست‌های درآمدی یا هر سیاستی که منجر به افزایش نقدینگی خانوارها شود، مد نظر قرار گیرد؛ زیرا منجر به بهبود سطح تغذیه و سلامت افراد و خانوارها به خصوص خانوارهای کم درآمد خواهد شد. همچنین با افزایش قیمت گوشت قرمز، مصرف‌کننده منابع پروتئینی ارزانتر از جمله گوشت مرغ را جایگزین گوشت قرمز خواهد کرد که نتایج کشش‌های غیرجبرانی نیز موید این موضوع می‌باشد؛ لذا جلوگیری از نوسانات شدید قیمتی در مورد این گروه‌های کالایی نیز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

مقایسه نتایج به دست آمده از تفاضل کشش قیمتی مارشالی و هیکس نشان می‌دهد که بیشترین اختلاف قیمتی در گروه خوراکی برنج و غلات می‌باشد. به طوری که این تفاضل نزدیک به سه برابر کشش هیکس خانوارهای شهری و دو برابر کشش هیکس خانوارهای روستایی است. بنابراین پیشنهاد می‌شود برای دستیابی به سطح رضایت اولیه بیشترین اثر جبرانی (کمک حمایتی) در این گروه خوراکی اعمال شود.

اگرچه می‌توان گفت این تحقیق نتایج رضایتبخشی نسبت به سایر تحقیقات ارائه می‌دهد اما ممکن است، تجزیه و تحلیل بیشتر نیز مفید باشد. به طور مثال ممکن است استفاده از سایر متغیرهای دموگرافیک مثل نوع شغل سرپرست، بیمه و غیره منجر به نتایج بهتری از تخمین گردد. همچنین بررسی‌های درون گروهی مثل بررسی صرف تقاضای غلات یا مواد پروتئینی احتمال دارد باعث تخمین دقیق‌تری از تقاضا گردد.

همچنین می‌توان با توجه به سایر متغیرهای دموگرافیک کشش‌ها را تخمین زد و نتایج را از منظر دیگری نیز بررسی نمود. همچنین نیاز به بررسی پیامدهای رفاهی سیاست‌های مختلف نیز وجود دارد اگرچه نتایج و استدلال‌های ارائه شده در این مقاله نیز کاملا قابل قبول بوده و انتظار می‌رود در راستای سیاست‌گذاری بخش دولتی اثربخش باشد.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

در مطالعه حاضر فرمهای رضایت نامه آگاهانه توسط تمامی آزمودنی‌ها تکمیل شد.

حامی مالی

هزینه‌های مطالعه‌ی حاضر توسط دانشگاه تربیت مدرس تامین شده است.

مشارکت نویسندگان

طراحی و ایده پردازی: مهری احمدی جاوید، دکتر صادق خلیلیان، دکتر سید حبیب الله موسوی و دکتر حامد نجفی؛ روش شناسی و تحلیل داده‌ها: مهری احمدی جاوید؛ نظارت و نگارش نهایی: مهری احمدی جاوید، دکتر صادق خلیلیان.

تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان، مقاله حاضر فاقد هرگونه تعارض منافع می‌باشد.

References

1. Household Budget and Expenditure Survey. Statistical Center of Iran; 2020. https://www.amar.org.ir
2. Barikani E, Shajari S, Amjadi A. Price and income elasticity of demand for food in Iran: a dynamic demand system. Agricultural Economics and Development. 2008;15(4):125-145. [DOI:22103/10/JDC.1904/2009].
3. Bahmani M, Asghari H. Estimation of Rural Household' Food Demand Function, Using Almost Ideal Demand System (AIDS). Journal of Development and Capital. 2009;2(1):131-149. [DOI:10.22103/JDC.2009.1904].
4. Salami H, Shahbazi H. Application of the Implicitly Directly Additive Demand System (AIDADS) in Modeling Consumption Behavior of the Iranian Households for Selected Food Commodities. Journal Of Agricultural Economics and Development. 2009;23(1). [DOI:22067/10/jead2.v1388i2074/1].
5. Salami H, Rezaei S. Forecasting Meat Prices: An Inverse Demand Approach. Journal Of Agricultural Economics and Development. 2011;24(3). [DOI:22067/10/jead2.v1389i7727/3].
6. Ghorbanian A, Bakhshoodeh M. The Effect of Price Increases on Food Security in the Rural Society of Iran. Agricultural Economics and Development. 2016;24(2):165-189. [DOI: 10.30490/AEAD.2016.59037]
7. Akbari A, Ahmadi Javid M, Ziyaee MB, Barakati SM. Estimating Food Demand in Sistan and Baluchestan Using Two Systems of NNDS and QUAIDS. Agricultural Economics Research. 2017;9(34):93-116. https://jae.marvdasht.iau.ir/article_2381.html?lang=en
8. Koohbar MA, Sahabi B, Asari A, Ghanbari A. Predicting the demand function of major food groups in Iran considering population growth scenarios. new economy and trad. 2019;14(2):105-126. https://jnet.ihcs.ac.ir/article_4539.html
9. Vaez, M Z, Raghfar H. Food Items Elasticity Estimation for Income Quantiles in Iran,2016 and 2018. Social Welfare Quarterly. 2021;21(81):287-327. https://refahj.uswr.ac.ir/browse.php?a_id=3851&sid=1&slc_lang=en
10. Xi J, Mittelhammer RC, Heckelei T. A quaids model of japanese meat demand. Agricultural and Applied Economics Association (AA). 2004;(377):2016-2075. [DOI:22004/10/ag.econ.20120].
11. Mittal S. Application of the QUAIDS model to the food sector in India. Journal of Quantitative Economics. 2010;8(1):42-54. https://www.researchgate.net/
12. Mekonnen DK, Huang CL, Fonsah EG. Analysis of Fruit Consumption in the US with a Quadratic AIDS Model.; 2012. [DOI:22004/10/ag.econ.119767].
13. Bilgic A, Yen S. Household food demand in Turkey: A two-step demand system approach. Food Policy. 2013;43:267-277. [DOI:https://doi.org/1016/10/j.foodpol.09/2'013.004].
14. Sola O. Demand for food in Ondo state, Nigeria: Using quadratic almost ideal demand system. journal of Business Management and Economics. 2013;4(1):1-19. https://ideas.repec.org/a/etr/series/v4y2013i1p001-019.html
15. Hayat N, Hussain A, Yousaf H. Food Demand in Pakistan: Analysis and Projections. South Asia Economic Journal. 2016;17(1):94-113. [DOI:1177/10/1391561415621826].
16. Sa'diyah AA, Anindita R, Hanani N, Muhaimin AW. The strategic food demand for non poor rural households in Indonesia. EurAsian

Journal of BioSciences. 2019;13(2). https://www.proquest.com/
17. Ghahremanzadeh M. Measuring Impact of Rising Food Price on Iranian Urban Households Welfare. Agricultural Economics. 2016;9(4):97-119. https://www.iranianjae.ir/article_16006.html?lang=en
18. Bakhshoodeh M. Effects of rising food prices on poverty and vulnerability of the Iranian rural households. The Economic Research. 2016;16(3):1-27. https://ecor.modares.ac.ir/article-18-3414-en.html
19. Hosseini Yekani SA, Nematollahi Z, Hosseinzadeh M. The Welfare Effects of Rising of Domestic Rice Price on Mazandaranian Households. Journal Of Agricultural Economics and Development. 2017;31(3):228-239. [DOI: 10.22067/JEAD2.V31I3.62855].
20. Dehghanpur H, Bakhshoodeh M. Investigating the Welfare Effects Caused by Price Changes of Protein-Consumed Food Stuffs in Urban Households. Agricultural Economics and Development. 2017;25(3):151-167.[DOI:10.30490/AEAD.2017.59089]
21. Gilak M, Zaroki S, Rahmati S. The Welfare Loss of Rising Food Prices: Application of Panel-SURE Regression in Iranian Provinces. Quarterly Journal of Quantitative Economics. 2018;14(4):53-92. [DOI:22055/10/jqe.21297/2018.1590].
22. Ashktorab N, Nematollahi Z. The Effects of Increasing Food Commodities Prices on the Welfare and Poverty of Iranian Urban Households. Journal Of Agricultural Economics and Development. 2019;32(4):287-298. [DOI: 10.22067/JEAD2.V32I4.69715].
23. Rafaati M, Shabanzadeh M, Javdan E. Nutrient Consumption, Diversity and Food Security of the Income deciles of Tehran Province. Journal Of Agricultural Economics and Development. 2021;35(2):147-160. [DOI:22067/10/jead.69156/2021.1019].
24. Bakhshoodeh M. Impacts of world prices transmission to domestic rice markets in rural Iran. Food Policy. 2010;35(1):12-19. [DOI:https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2009.06.006]
25. Azzam AM, Rettab B. A welfare measure of consumer vulnerability to rising prices of food imports in the UAE. Food Policy. 2012;37(5):554-560. [DOI:https://doi.org/1016/10/j.foodpol.05/2012.003].
26. Rodriguez LT, Katsushi SI. Food price surges and poverty in urban Colombia: New evidence from household survey data. Food Policy. 2013;43(2):227-236. [DOI:1016/10/j.foodpol.09/2013.017].
27. Ferreira FHG, Fruttero A, Leite PG, Lucchetti LR. Rising food prices and household welfare: evidence from Brazil in 2008. Journal of Agricultural Economics. 2013;64(1):151-176. [DOI:https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2012.00347.x]
28. Weber R. Welfare Impacts of Rising Food Prices: Evidence from India.; 2015.[DOI: 10.22004/ag.econ.211901].
29. Korir L, Rizov M, Ruto E. Food security in Kenya: Insights from a household food demand model. Economic Modelling. 2020;92:99-108. [DOI:1016/10/j.econmod.07/2020.015].
30. Aghabeygi M, Arfini F. Assessing the net import welfare impacts of the rising global price of food in Italy. Sustainability. 2020;12(3):1086. [DOI: https://doi.org/10.3390/su12031086].
31. Layani G, Bakhshoodeh M, Aghabeygi M, Kurstal Y, Viaggi D. The impact of food price shocks on poverty and vulnerability of urban households in Iran. Bio-based and Applied Economics. 2020;9(1):109-125. [DOI:10.22004/ag.econ.308837]
32. khalili Malakshah S, Ghahremanzadeh M, Pishbahar E. Effect of Household Characteristics on Food Demand of Iranian Rural and Urban Households. Agricultural Economics Research. 2021;12(48):23-55. [https://jae.marvdasht.iau.ir/article_4258.html?lang=en]
33. Abdulai A, Aubert D. A cross-section analysis of household demand for food and nutrients in Tanzania. Agricultural Economics. 2004;31(1):67-79. [DOI: https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2004.tb00222.x]
34. Poi BP. Easy demand-system estimation with quaids. The Stata Journal. 2012;12(3):433-446.[DOI: https://doi.org/10.1177/1536867X1201200306]
35. Dhar T, Baylis K. Fast-food consumption and the ban on advertising targeting children: the Quebec experience. Journal of Marketing research. 2011;48(5):799-813. [DOI:1509/10/jmkr.5/48.799].
36. Vargas-Lopez A, Cicatiello C, Principato L, Secondi L. Consumer expenditure, elasticity and value of food waste: A Quadratic Almost Ideal Demand System for evaluating changes in Mexico during COVID-19. Socio-Economic Planning Sciences. 2022;82(A):101065. [DOI:1016/10/j.seps.101065/2021].
37. Cook RD. Influential observations in linear regression. Journal of the American Statistical Association. 1979;74(365):169-174. [DOI:https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10481634]
38. Cooper MJ, Gulen H, Schill MJ. Asset growth and the cross-section of stock returns. The Journal of Finance. 2008;63(4):1609-1651. [DOI: https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.760967]
39. Bopape LE. The Influence of Demand Model Selection on Household Welfare Estimates:

An Application to South African Food Expenditures. Michigan State University; 2006. [DOI: https://doi.org/doi:10.25335/M5ZC7S777] .
40. Geoffry M, Clauson A. Demand for Non-Alcoholic Beverages: Evidence From the Acnielsen Home Scan Panel. American Agricultural Economics. 2005;44:159-170. [DOI: 10.22004/ag.econ.19441].
41. Poi BP. From the help desk: Demand system estimation. The Stata Journal. 2002;2(4):403-410. [DOI:https://doi.org/10.1177/1536867X0200200406]
42. Sohbati Z, Khosravinezhad A, Khodadadkashi F. An Evaluation of Rise in Food Price on Welfare of Urban Households in Iran. Economic Strategy. 2013;2(4). [https://econrahbord.csr.ir/article_103228.html?lang=fa]