فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) ماه/سال انتشار دوره(شماره) ص-ص



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

# شکل‌گیری عادات مصرفی در تحلیل تقاضای پویای سبد چای، قند و شکر خانوارهای شهری ایران

محمد رضوانی*، مهدی پندار**، الهام وفائی***

* دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده‌ی اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.

** دانشیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده‌ی اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران (نویسنده‌ی مسئول).

*** استادیار اقتصادسنجی، مرکز پژوهش‌های توسعه و آینده نگری، تهران، ایران.

**اطلاعات مقاله**

***تاریخ دریافت:***
***تاریخ بازنگری:***
***تاریخ پذیرش:***

***طبقه‌بندی JEL: D1, D12, Q11***

***واژگان کلیدی:***
***الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، تقاضای پویا، خانوارهای شهری، عادات مصرفی.***

**ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:**
**ایمیل:** mpendar@ut.ac.ir
0000-0002-4350-575x

**آدرس پستی:**
***اهواز، بلوار گلستان، دانشگاه شهید چمران اهواز، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، گروه اقتصاد، کد پستی: ۶۱۳۵۷-۹۳۱۱۳***

**قدردانی**: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
**تضاد منافع**: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
**منابع مالی**: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

## چکیده

***شناخت واکنش مصرف‌کنندگان نسبت به قیمت، متغیرهای اقتصادی-سیاسی و عواملی نظیر کووید ۱۹ و تداوم عادات مصرفی، می‌تواند راهنمایی برای برنامه‌ریزی الگوی مصرف و تأمین امنیت غذایی باشد. با توجه به نقش محصولات چای، قند و شکر در مصرف خانوارهای ایرانی، هدف مطالعه حاضر بررسی رفتار مصرفی خانوارهای شهری ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۶-۱۴۰۱ با به کارگیری سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا و الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل است. نتایج نشان می‌دهد در الگوی پویا فرضیه صفر بودن ضریب‌های مربوط به جزء عادات مصرفی پذیرفته نیست و برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا ضریب‌ها و کشش‌های***

***قابل اطمینان‌تری را ارائه می‌دهد و بهتر است در توضیح رفتار مصرفی چای، قند و شکر خانوارهای شهری از مدل پویا استفاده شود. همچنین الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که شکل‌گیری عادت به طور قابل توجهی مخارج سهم بودجه را برای چای خارجی و شکر در کوتاه‌مدت تعیین می‌کند. همچنین ضرایب تصحیح خطا برای چای خارجی، ایرانی و شکر مطابق انتظار منفی و معنی‌دار است. با توجه به پایین بودن ضرائب کشش‌های متقاطع تقاضا برای چای ایرانی، چای خارجی، شکر و قند، نبایستی انتظار داشت که تغییر در قیمت چای خارجی (ایرانی)، تقاضا برای چای ایرانی (خارجی) را به گونه‌ای چشمگیر دچار تغییر کند. بنابراین شاید در اعمال مدیریت بهینه تقاضا و برنامه‌ریزی الگوی مصرف، استفاده از سیاست‌های قیمتی کالای جاشنین برای چای خارجی و ایرانی نمی‌تواند چندان کارا باشد.***

**ارجاع به مقاله:**
رضوانی، محمد.، پندار، مهدی و وفائی، الهام. (۱۴۰۴). شکل‌گیری عادات مصرفی در تحلیل تقاضای پویای سبد چای، قند و شکر خانوارهای شهری ایران. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره(شماره), ص-ص.

10.22055/jqe.2025.48172.2664

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

## ۱- مقدمه

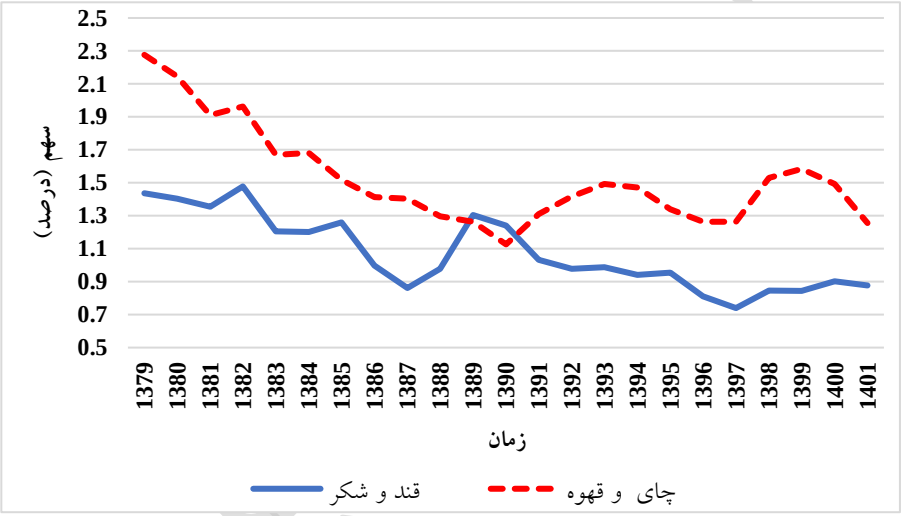
يكي از مهمترين مباحث عمده مورد نياز جهت سياستگذاري‌هاي اقتصادي، مطالعه رفتار مصرفي خانوارها و تحليل چگونگي اختصاص درآمد محدود آنان به كالا و خدمات مختلف مي‌باشد (Sameti et al., 2022). بررسی رفتار مصرف‌کنندگان نسبت به تغییرات عامل‌های متفاوت قیمتی و غیرقیمتی و تأثیر هر یک از این عامل‌ها بر تقاضای بلندمدت، می‌تواند راهنمای مناسبی برای برنامه‌ریزی صحیح در بازاریابی محصولات کشاورزی باشد. برآورد تقاضا ابزاری کارآمد برای تحلیل رفتار مصرف‌کنندگان می‌باشد. با توجه به تغییرات سریع در رفتار مصرف‌کننده ناشی از تغییرات درآمد، تغییر قیمت‌ها به دلیل تکانه‌های داخلی و خارجی، تولید انبوه جهانی و پیشرفت‌های تکنولوژی، تحلیل تقاضای مصرف‌کننده و تصمیم‌گیری در مورد تولید و سیاست دولت پیچیده شده است. بنابراین محاسبه کشش‌های درآمدی و قیمتی قابل اعتماد که اطلاعات حیاتی برای تصمیم‌گیری‌های مختلف سیاستی فراهم می‌کند، امری ضروری است.

برآورد سیستم‌های تقاضا بیشتر با به‌کارگیری مدل‌های ایستا انجام می‌شود. در برآورد ایستای تقاضا با استفاده از داده‌های سری زمانی، فرض بر این است که در طی زمان سلیقه و ذائقه مصرف‌کننده تغییری نمی‌کند و مصرف‌کننده به صورت آنی به تغییر در قیمت و درآمد واکنش نشان می‌دهد (Chizari et al., 2015). در حالی که این فرض در بسیاری از شرایط به دور از واقعیت است و تغییر رفتار مصرفی در نتیجه تغییر در قیمت و درآمد با تأخیر همراه است (Hassan et al., 1977). در این شرایط به کارگیری مدل‌های ایستا منجر به ایجاد اریب در ضرایب برآوردی و در نتیجه تحلیل نادرست الگوی مصرفی خانوار می‌شود. اگر چه تصمیم‌گیری در مورد تولید و مصرف نیازمند برآورد کشش‌های کوتاه‌مدت است اما الگوهای ایستا به بهترین شکل چنین هدفی را تامین نمی‌کنند. سیستم‌های تقاضای پویا با گنجاندن ساختار فرآیند تعدیل کوتاه‌مدت در مشخصات الگو، امکان عقلانیت بین زمانی رفتار مصرف‌کننده[1] را در برآورد سیستم تقاضا فراهم می‌کنند. با جهانی شدن فعالیت‌های اقتصادی، برآورد کشش‌های درآمدی و قیمتی کالاهای مصرفی اهمیت زیادی پیدا کرده، تا واردکنندگان (صادرکنندگان) و تولیدکنندگان بتوانند تصمیم‌های آگاهانه‌ای برای تولید و بازاریابی بگیرند. بنابراین دستیابی به کشش‌های درآمدی و قیمتی، اطلاعات ارزشمندی برای تصمیم‌گیری‌های مختلف اقتصادی فراهم می‌کند.

در میان موادغذایی، چای سیاه معمولی پس از آب، دومین نوشیدنی پر مصرف جهان (Ruxton, 2016) با مصرف ۵/۹ میلیارد فنجان در روز است ( Yohannes &

[1] intertemporal rationality of consumer behaviour

Matsuda, 2016). ایران با دارا بودن حدود یک درصد از جمعیت جهان، ٤ تا ٤/٥ درصد از مصرف کل چای جهان را به خود اختصاص داده است که آن را می‌توان از کالاهای مهم و عمده مورد نیاز عامه مردم در کشور دانست. **نمودار ۱** سهم قند و شکر از هزینه خوراکی و آشامیدنی خانوارهای شهری از ۲/۲۷ درصد در سال ۱۳۷۹ به ۱/۱٦ درصد در سال ۱٤۰۱ کاهش یافته است همچنین سهم قند و شکر از هزینه خوراکی و آشامیدنی خانوارهای شهری از ۱/۵ درصد در سال ۱۳۷۹ به ۰/۸۷ درصد در سال ۱٤۰۱ کاهش یافته است (Central bank of the Iran, Different years).




**نمودار ۱.** سهم قند و شکر و چای و قهوه از هزینه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها و دخانیات خانوارهای شهری
مأخذ: بانک مرکزی

**Figure 1.** The share of sugar and tea and coffee in the cost of food, beverages, and tobacco for urban households
Source: Central bank of the Iran

مصرف چای و قند نه تنها به عنوان یک نوشیدنی بلکه از ابعاد اجتماعی و فرهنگی، درالگوی مصرف خانوارهای شهری کشور دارای اهمیت فراوان است تاجایی که بر اساس داده‌های بودجه خانوار در سال ۱٤۰۲ میانگین مصرف قند خانوارهای شهری ایران ۱٤ کیلوگرم، میانگین مصرف شکر ۸ کیلوگرم و میانگین مصرف چای ۳ کیلوگرم بوده است (Central bank of the Iran, 2024).

با توجه به نقش محصولات چای، قند و شکر در مصرف خانوارهای ایرانی و اهمیت برآورد کشش‌های درآمدی و قیمتی، در پژوهش حاضر برای بررسی رفتار مصرفی خانوارهای شهری ایران در بازه زمانی ۱۳۷٦-۱٤۰۱، دو الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا[۲] و الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل[۳] برآورد می‌شود. سازماندهی پژوهش حاضر به شرح زیر است.

ابتدا مبانی نظری پیرامون نظریات مطرح شده در خصوص بررسی رفتار مصرف‌کنندگان و سیستم‌های تقاضای پویا تبیین و تشریح شده است. همچنین، پیشینه پژوهش‌های تجربی مرور، و جنبه نوآوری آن بیان شده است. پس از آن، مدل پژوهش معرفی و توضیح‌های لازم پیرامون روش برآورد مدل ارائه شده است. سپس، مدل پژوهش برآورد و نتایج برآوردی تفسیر شده و در نهایت پیشنهادهای سیاستی ارائه شده است.

## ۲- ادبیات موضوع

### ۲-۱- مبانی نظری

بررسی رفتار مصرف‌کنندگان و تقاضای مصرفی آن‌ها یکی از مهم‌ترین و برجسته‌ترین موضوعات اقتصادی است. نگاهی تخصصی به علم اقتصاد خرد، این واقعیت را آشکار می‌سازد که اگر بخواهیم در ابعاد کیفی و کمی از مبانی رفتار مصرف‌کننده ابزاری برای تحلیل واقعیت‌های اقتصادی بسازیم، باید علاوه بر تشریح این مبانی، با رویکردی کاربردی به آزمون این نظریه‌ها در محیط واقعی نیز بپردازیم. یکی از مهم‌ترین ابزارهای مطالعه رفتار مصرف‌کننده، برآورد معادلات تقاضای مصرف‌کننده است.

نظریه تقاضای مصرف‌کننده چارچوبی را فراهم می‌کند که از آن مجموعه‌ای از معادلات تقاضای مصرف‌کننده برای کالاهای مختلف در قیمت‌های داده شده، درآمد قابل تصرف و ترجیحات مصرف‌کننده قابل استخراج است. به لحاظ نظری توابع تقاضا را می‌توان به دو دسته توابع تقاضای منفرد و توابع تقاضای سیستمی تقسیم کرد. مزیت اصلی معادلات تقاضای سیستمی این است که محدودیت‌هایی که بین معادلات وجود دارند و امکان بررسی یا آزمون آنها در توابع تقاضای منفرد (تک‌معادله‌ای) وجود ندارد، در معادلات تقاضای سیستمی این محدودیت‌ها آزمون و اعمال می‌شود (Salm et al., 2019). پایه‌های

[2] Dynamic Quadratic Almost Ideal Demand System (QAIDS)

[3] Error- Corrected linear approximate Almost Ideal Demand System

اولیه‌ی مطالعات نهایی کالاها و خدمات به صورت سیستمی توسط لسر[4] (۱۹۴۱) شکل گرفته است، ولی اولین مدل تجربی جامع توسط استون[5] (۱۹۵۴) ارائه شد که به سیستم مخارج خطی[6] معروف شده است.

برای ورود عادات مصرفی در بررسی رفتار مصرف‌کنندگان و برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا از روش‌های مختلفی استفاده می‌شود. در برخی از پژوهش‌ها از جمله بلنسیفرتی و همکاران[7] (۱۹۸۶)، کاراکیانیس و ولنزاس[8] (۱۹۹۳)، مولینا[9] (۱۹۹۴) با اضافه کردن وقفه سهم بودجه (متغیر وابسته) در سمت راست سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، به برآورد سیستم تقاضای پویا پرداختند. در چند مطالعه دیگر از جمله آلسی و کاپتین[10] (۱۹۹۱)، کسوان و همکاران[11] (۱۹۹۳)، ادگرتون[12] (۱۹۹۷) و کلوناریس و هالام[13] (۲۰۰۳) علاوه بر وقفه سهم بودجه کالا با اضافه کردن وقفه سهم بودجه سایر کالاها سیستم تقاضای پویا برآورد کردند. به همین ترتیب اندرسون و بلاندل[14] (۱۹۸۳)، ادگرتون و همکاران (۱۹۹۶) و کاراکیانیس و ولنزاس (۱۹۹۷) با تکیه بر ویژگی‌های آماری داده‌ها، عناصر پویا را به سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل اضافه کردند. این امر منجر به استفاده از تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی در تعدادی از پژوهش‌ها از جمله کاراکیانیس و همکاران (۲۰۰۰)، نزوما و سارکر[15] (۲۰۱۰) و راتنایاکا و همکاران[16] (۲۰۱۹) در مورد تقاضا برای کالاهای غیر بادوام، مانند زیرمجموعه‌های مواد غذایی شده است.

اقتصاد کشورها همواره در معرض تکانه‌هایی از جمله همه‌گیری کووید -۱۹ هستند که این تکانه‌ها باعث ایجاد مشکلات اقتصادی مختلفی می‌شوند. همه‌گیری کووید-۱۹ و اقدامات اتخاذ شده برای کنترل همه‌گیری، به عدم اطمینان در تقاضا و اختلال در عرضه

---

4 Leser
5 Stone
6 Linear Expenditure System (LES)
7 Blanciforti et al
8 Karagiannis & Velentzas
9 Molina
10 Alessie & Kapteyn
11 Kesavan et al
12 Edgerton
13 klonaris & Hallam
14 Anderson & Blundell
15 Nzuma & Sarker
16 Rathnayaka et al

منجر شده است که در نهایت بر قیمت محصولات و مصرف مواد غذایی خانوار تأثیر گذاشته است. علاوه بر این، اقداماتی مانند قرنطینه، تعطیلی مشاغل و بستن مرزها منجر به کاهش شدید فعالیت اقتصادی شده است که بر درآمد خانوارها و رفتار مصرف‌کنندگان تأثیر می‌گذارد که در مخارج خانوار منعکس می‌شود (Roll et al., 2022). تکانه‌هایی از جمله همه‌گیری کووید-۱۹ به عنوان تکانه‌های اقتصادی منجر به تغییر در تقاضای مواد غذایی می‌شود. به منظور بررسی و مدلسازی تغییرات ساختاری در نتیجه تکانه‌ها، در برآورد سیستم تقاضا از روش‌های مختلفی استفاده می‌شود. بلنسیفرتی و همکاران (۱۹۸٦)، عدم سازگاری معادلات تقاضا با محدودیت‌های همگنی[17]، تقارن[18] و منفی[19] را به عنوان تغییر ترجیحات احتمالی در نتیجه تکانه‌ها تفسیر کردند. چاواس[20] (۱۹۸۳) و ایلیز و انوهر[21] (۱۹۸۸) از آزمون چاو اکرنت و آلستون[22] (۲۰۱۱) با گنجاندن یک متغیر موهومی در عرض از مبدا و هوانسیان و گولد[23] (۲۰۱٤) از چارچوب تغییر رگرسیون ملایم [24] برای مدلسازی تغییرات ساختاری در ترجیحات، استفاده کردند.

### ۲-۲- پیشینه تحقیق

در زمینه براورد ایستای سیستم‌های تقاضا پژوهش‌های زیادی صورت گرفته است. باریکانی و امجدی[25] (۲۰۲۲) به بررسی رفتار مصرفی و تقاضای موادغذایی اساسی (غلات، گوشت دام، گوشت پرندگان، ماهی و میگو و فرآورده‌های آن، لبنیات، روغن، چربی‌ها و کره، میوه‌ها، حبوبات، قند و شکر و سبزی‌ها) در مناطق شهری ایران با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹٦ و سیستم تقاضای مبتنی بر داده‌های تلفیقی پرداختند. نتایج نشان داد شکل تابعی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برای برآورد الگوی تقاضای مواد غذایی در مناطق شهری مناسب است. همچنین، بیشترین حساسیت تقاضا بر اساس کشش خود قیمتی مواد غذایی مربوط به گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن است. فتاحی اردکانی و

---

[17] Homogeneity
[18] Symmetry
[19] Negativity
[20] Chavas
[21] Eales & Unnevehr
[22] Okrent & Alston
[23] Hovhannisyan & Gould
[24] gradual regression
[25] Barikani & Amjadi

همکاران[۲۶] (۲۰۲۳) به منظور بررسی رفتار مصرفی سبد کالای نان خانوارهای شهری در بازه زمانی ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۷ از سیستم تقاضای معمولی تعمیم‌یافته استفاده کردند. در این مطالعه برای لحاظ شکست ساختاری قانون هدفمند یارانه از متغیر موهومی استفاده شده است. ضرایب بدست آمده برای متغیر موهومی هدفمندی یارانه‌ها بیانگر آن است که افزایش قیمت ناشی از هدفمندی یارانه نه تنها باعث کاهش تقاضای نان تافتون و لواش نشده، بلکه باعث مصرف بیش‌تر نان تافتون و لواش شده است. رضوانی و پندار[۲۷] (۲۰۲۴) با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو به بررسی شرایط تجمیع و تحلیل تقاضای محصولات پروتئینی حیوانی (گوشت قرمز، ماهی، مرغ، شیر و تخم مرغ) برای خانوارهای ایرانی در بازه زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۰ پرداختند. نتایج نشان داد که می‌توان گروه کالایی محصولات پروتئینی حیوانی را به سه گروه گوشت، شیر و تخم مرغ تفکیک کرد. نتایج محاسبه کشش‌ها نیز حاکی از آن بود که گوشت قرمز و ماهی برای خانوارهای ایرانی کالای لوکس و مرغ، تخم مرغ و شیر کالای ضروری محسوب می‌شوند.

همچنین می‌توان به پژوهش‌های خدادکاشی و شهیکی تاش[۲۸] (۲۰۰۹)، کورير و همکاران[۲۹] (۲۰۱۸)، فلاح علیپور و همکاران[۳۰] (۲۰۱۹)، النفیسه و الدرینی[۳۱] (۲۰۲۰)، گرشون و همکاران[۳۲] (۲۰۲۰)، الزاکی و همکاران[۳۳] (۲۰۲۱) و رضوانی و همکاران[۳۴] (۲۰۲۳) اشاره کرد. برخی از پژوهش‌ها نیز به برآورد پویای سیستم تقاضا پرداخته‌اند که در ادامه پاره‌ای از این پژوهش‌ها تشریح می‌شوند.

قربانی و همکاران[۳۵] (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۱، الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل را برای انواع گوشت در ایران برآورد کردند. نتایج این مطالعه نشان می دهد که کشش‌ها در بلندمدت کوچکتر از کوتاه‌مدت هستند. کشش درآمدی نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت گوشت مرغ و در

[26] Fatahi Ardakani et al
[27] Rezvani & Pendar
[28] Khodadad Kash & Shahiki Tash
[29] Korir et al
[30] Fallah Alipour et al
[31] Alnafissa & Alderiny
[32] Gershon et al
[33] Elzaki et al
[34] Rezvani et al
[35] Ghorbani et al

کوتاه‌مدت گوشت ماهی کالاهایی ضروری می‌باشند. تفرا و همکارن (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های پنل به برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا برای خانوارهای روستایی اتیوپی در سه دوره ۱۹۹۹، ۲۰۰٤ و ۲۰۰۹ پرداختند. نتایج مطالعه اثرات قوی شکل‌گیری عادت را در سیستم تقاضای مصرف مواد غذایی در روستاهای اتیوپی نشان داد (Tefera et al., 2015). چیذری و همکاران (۲۰۱۵) برای لحاظ کردن تأثیر عادات مصرفی، از سه الگوی آسارسون، ری و رتردام تعمیم یافته برای برآورد تقاضای پویا اقلام پرمصرف لبنی (شیر، ماست، پنیر و کره پاستوریزه) خانوارهای شهری استفاده کردند. نتایج پژوهش که با استفاده از داده‌های سری زمانی در بازه زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۱ انجام شده، وجود تأثیر عادات مصرفی برای هر چهار کالای لبنی را با قوت تأیید کرد. راتنایاکا و همکاران (۲۰۱۹) علاوه بر برآورد سیستم تقریباً ایده‌آل، به برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا و الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی برای مصرف‌کنندگان سریلانکا در مصرف هشت گروه کالایی در بازره زمانی ۱۹٦۳-۲۰۱٦ پرداختند. نتایج نشان داده است که همه کالاها در کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای بی‌کشش قیمتی هستند. تفاوت بین کشش‌های تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان‌دهنده نیاز به اتخاذ یک رویکرد پویا در برآورد کشش‌های تقاضا است (Rathnayaka et al., 2019). فورجنی و همکاران (۲۰۲۳) با استفاده از الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی به تحلیل تقاضای واردات گوشت و غذاهای دریایی در اندونزی در بازه زمانی ۱۹۷٦-۲۰۲۰ پرداختند. نتایج محاسبه کشش‌های درآمدی نشان داده است که گوشت گاو وارداتی در کوتاه‌مدت یک کالای لوکس بوده و بیشترین واکنش را به تغییرات درآمد دارد. در کوتاه‌مدت، گوشت طیور وارداتی کمترین واکنش را به تغییرات درآمد نشان داد. در بلندمدت، تمام گوشت‌های وارداتی به جز غذاهای دریایی و گوشت گاو وارداتی، لوکس بودند. کشش قیمتی غیر جبران تقاضا نشان‌دهنده این است که در کوتاه‌مدت همه اقلام وارداتی به جزگوشت گاو وارداتی، تقاضای بی‌کشش دارند. کشش های قیمت متقاطع جبرانی نشان داده است که عمدتاً روابط جانشینی بین جفت کالاهای وارداتی وجود دارد (Forgenie et al., 2023). سلواناتان (۲۰۲۴) با استفاده از داده‌های ٤۰ کشور (۲۷ کشور توسعه یافته و ۱۳ کشور در حال توسعه)، دو الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا و الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی را تخمین زده و نتایج را با سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی مقایسه کردند. نتایج نشان داد که مدل‌های پویا از فرضیه‌های همگنی[۳٦] و و تقارن اسلاتسکی[۳۷] بیشتر از مدل ایستا

[36] homogeneity
[37] Slutsky symmetry

پشتیبانی می‌کنند. کشش‌های خود قیمتی نشان می‌دهد که تقاضا در کوتاه‌مدت و بلندمدت در همه کشورها برای همه کالاهای مورد بررسی (موادغذایی، مسکن، پوشاک، کالاهای بادوام، خدمات پزشکی، حمل و نقل، تفریح، رستوران و سایر) بی‌کشش است. کشش‌های درآمدی بلندمدت و کوتاه‌مدت تنوع قابل‌توجهی را در گروه‌های کالایی مختلف و گروه‌های کشور نشان داد (Selvanathan, 2024).

بررسی پیشینه پژوهش نشان می‌دهد که بیشتر مطالعات در زمینه برآورد تقاضای مواد غذایی در داخل کشور با به‌کارگیری مدل‌های ایستا صورت گرفته است. افزون بر این در بین مطالعات گذشته که شکل‌گیری عادات مصرفی لحاظ شده است، تنها مطالعه Tefera et al (2015) با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم پویا می‌باشد. افزون بر این، بررسی تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ در الگوی تقاضا از دیگر موارد قابل ذکر در این زمینه است، که در هیچ یک از مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج کشور، نحوه اثرگذاری همه‌گیری کووید-۱۹ با لحاظ کردن عادات مصرفی بر تقاضای مواد غذایی مورد بررسی قرار نگرفته است، که در این پژوهش به آن پرداخته می‌شود. با توجه به نقش محصولات چای، قند و شکر در مصرف خانوارهای ایرانی، هدف پژوهش حاضر بررسی رفتار مصرفی خانوارهای شهری ایران طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۶ با به کارگیری سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم پویا و الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل با در نظر گرفتن همه‌گیری کووید-۱۹ می‌باشد.

## ۳- روش پژوهش

برای برآورد تقاضای پویا و محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو استفاده می‌شود که از تابع مطلوبیت غیر مستقیم به‌دست می‌آید و به صورت رابطه (۱) می‌باشد (Geoffrey et al., 2005):

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{N} \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i (\log M - a(p)) + \frac{\lambda_i}{b(p)} (\log M - (a(p))^2 \qquad i = 1. \ldots . N \tag{۱}$$

در رابطه (۱)، $\alpha_i$، $\beta_i$ و $\gamma_{ij}$ و $\lambda_i$ پارامترهای معادله هستند. همچنین در رابطه (۱)، $w_i$ سهم بودجه‌ای کالای iام، $p_j$ قیمت کالای jام و M مخارج خانوار (برای سبد مصرفی

چای، قند و شکر) است. $a(p)$ و $b(p)$ شاخص‌های قیمت هستند که به صورت رابطه (۲) و (۳) معرفی می‌شوند (Banks et al., 1997).

$$a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{N} \alpha_i logp_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} \gamma_{ij}\ logp_i logp_j \quad (۲)$$

$$b(p) = \prod_{i=1}^{N} p_i^{\beta_i} \quad (۳)$$

در روابط بالا $\alpha_0$ ، $\alpha_i$ ، $\beta_i$ ، $\gamma_{ij}$ و $\lambda_i$ پارامترها نامعلوم هستند. همچنین اگر $\lambda_i = 0$ باشد الگو تبدیل به سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل می‌شود. محدودیت‌های همگنی، جمع‌پذیری و تقارن اسلاتسکی باید به صورت رابطه (٤) بر پارامترهای رابطه (۱) لحاظ شود (Bopape, 2006).

$$\sum_{i=1}^{N} \alpha_i = 1 \,.\sum_{i=1}^{N} \beta_i = 0 \,.\sum_{j=1}^{N} \gamma_{ij} = 0 \,.\sum_{i=1}^{N} \lambda_i = 0 \ .\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (۴)$$

کشش مخارج به‌صورت رابطه (۵) و کشش قیمتی غیرجبرانی به صورت رابطه (۷) تعریف می‌شود (Banks et al., 1997):

$$\eta_i = 1 + \frac{1}{w_i}\frac{\partial w_i}{\partial\, log(p_i)} \quad (۵)$$

$$\frac{\partial w_i}{\partial\, log(p_i)} = \beta_i + 2\frac{\lambda_i}{b(p)} log\ (\frac{M}{a(p)}) \quad (۶)$$

$$\varepsilon_{ij} = (\gamma_{ij} - \left(\beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)}\left\{log\left[\frac{M}{a(p)}\right]\right\}\right)\left(\alpha_j + \sum_{j=1}^{N}\gamma_{ij}\ log\, p_j\right) - \frac{\lambda_i\beta_j}{b(p)}\left\{log\left[\frac{M}{a(p)}\right]\right\}^2\Big) * \frac{1}{w_i} - \delta_{ij} \quad (۷)$$

که در آن، $\delta_{ij}$ دلتای کرانکر است. این دلتا زمانی که i=j است برابر یک و در غیر این‌صورت صفر است.

برای ورود عادات مصرفی و همچنین متغیر موهومی همه‌گیری کووید-۱۹ در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو با توجه به رابطه (۱)، $\alpha_i$ برابر است با:

$$\alpha_i = \alpha_{i0} + \varphi_{i1}DUC19 + \sum_{i=1}\theta_{ij}w_{j(t-1)} \quad (۸)$$

در رابطه (۸)، $DUC19$ متغیر موهومی کووید-۱۹ می‌باشد. با جایگذاری رابطه (۸) در رابطه (۱) خواهیم داشت:

$$w_i = \alpha_{i0} + \varphi_{i1}DUC19 + \sum_{i=1}\theta_{ij}w_{j(t-1)} + \sum_{j=1}^{N}\gamma_{ij}\ log\, p_j + \beta_i(log\, M - a(p)) + \frac{\lambda_i}{b(p)}(log\, M - (a(p))^2 \qquad i = 1.\ldots.N \quad (۹)$$

$\theta_{ij}$ ضریبی است که تأثیر مصرف در دوره قبل را بر مصرف در دوره جاری نشان می‌دهد و معنی داری این ضریب نشان‌دهنده وجود عادات مصرفی در مصرف کالای مورد بررسی است. شاخص قیمت نیز به صورت رابطه (۱۰) تعریف می‌شود.

$$\log P = \alpha_0 + \sum_i \alpha_{i0} \log P_i + \sum_i \sum_j \theta_{ij} w_{j(t-1)} \log P_{it} + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \log P_{it} \log P_{jt} \quad (۱۰)$$

به منظور برقراری شرط جمع‌پذیری و همگنی باید محدودیت‌های رابطه (۱۱) را اضافه کرد:

$$\sum_{j=1}^{N} \theta_{ij} = 0 \quad , \quad \sum_{i=1}^{N} \theta_{ij} = 0 \ , \quad \sum_{i=1}^{3} \varphi_{i1} = 0 \quad (۱۱)$$

سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل با لحاظ متغیر موهومی همه‌گیری کووید-۱۹ به صورت رابطه (۱۲) می‌باشد.

$$w_i = \alpha_{i0} + \varphi_{i1} DUC19 + \sum_{j=1}^{N} \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i (\log M - (a(p)) \quad (۱۲)$$

در بیشتر مطالعات تجربی به‌جای استفاده از شاخص قیمت $a(p)$ از شاخص استون استفاده شده است. دیتون و مولبائر (۱۹۸۰) بر این باور بودند که شاخص قیمتی استون تقریب بسیار خوبی برای یک شاخص قیمت صحیح است که به صورت رابطه (۱۳) می‌باشد (Deaton & muellbauer, 1980).

$$P = \sum w_i \log P_i \quad (۱۳)$$

سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (رابطه (۱۱))، که الگوی بلندمدت نیز نامیده می‌شود، فرض می‌کند که مصرف در اکثر مواقع در حالت تعادل است. در صورتی که این فرض به خصوص برای داده‌های سری زمانی بسیار سختگیرانه است. در واقع، رفتار مصرف‌کننده می‌تواند تحت تأثیر عوامل بسیاری از جمله عادات مصرفی قرار گیرد.

پس از برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، برمبنای رویکرد دو مرحله‌ای انگل و گرنجر[۳۸] (۱۹۸۷) ابتدا ویژگی ایستایی بودن سری‌های زمانی بکار رفته در پژوهش موردبررسی

[38] Engle & Granger

قرار می‌گیرد و درصورتی که همه متغیرها ناایستا (دارای ریشه واحد) باشند، اما باقیمانده معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل ایستا باشند، می‌توان آن را به عنوان متغیر مستقل در مدل تصحیح خطا[۳۹] وارد کرد.

باقیمانده‌های معادلات براورد شده در الگوی بلندمدت با یک وقفه به عنوان متغیر مستقل وارد الگو می‌شوند. الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل با شاخص قیمتی استون و با در نظر گرفتن متغیر همه‌گیری کووید-۱۹ به صورت رابطه (۱٤) می‌باشد (Karagiannis et al, 2000).

$$\Delta w_i = \alpha_{i0} + \varphi_{i1} DUC19 + \theta_i \Delta w_{i(t-1)} + \beta_i \Delta log(M/P) + \sum_{j=1}^{N} \gamma_{ij} \Delta log P_j + \lambda_i \mu_{i(t-1)} \quad (۱۴)$$

که در رابطه (۱٤)، $\Delta$ عملگر تفاضلی، $w_{j(t-1)}$ وقفه متغیر وابسته که اثرات عادات مصرفی را نشان می‌دهد و $\lambda_i$ عبارت تصحیح خطا است که نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بوده و همواره منفی می‌باشد. به عبارتی نشان می‌دهد که پارامترهای تخمینی چقدر طول می‌کشد تا به حالت تعادل بلندمدت خود برگردند. همچنین باید محدودیت‌های رابطه (۱۵) به محدودیت‌های زیر لحاظ شود.

$$\sum_{i=1}^{N} \alpha_i = 1 \,.\, \sum_{i=1}^{N} \beta_i = 0 \,.\, \sum_{j=1}^{N} \gamma_{ij} = 0 \,.\, \sum_{i=1}^{N} \lambda_i = 0 \;.\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \,.\, \sum_{i=1}^{N} \theta_i = 0,, \qquad \sum_{i=1}^{3} \varphi_{i1} = 0 \quad (۱۵)$$

کشش مخارج به‌صورت رابطه (۱٦) و کشش قیمتی غیرجبرانی به صورت رابطه (۱۷) تعریف می‌شود (Forgenie et al, 2023).

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (۱۶)$$

[39] error-correction model

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta_i w_j}{w_i} - \delta_{ij} \qquad (۱۷)$$

به منظور تخمین تقاضای چای ایرانی، چای خارجی، شکر و قند و همچنین بررسی عادات مصرفی و اثر همه‌گیری کووید-۱۹ بر تقاضا، شکل کاربردی الگوی تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا به صورت رابطه (۱۸) و شکل کاربردی الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل به صورت رابطه (۱۹) می‌باشد.

$$\begin{aligned} \mathrm{w_1} = {} & \alpha_{10} + \varphi_{11}\mathrm{DUC19} + (\theta_{11}\mathrm{w_{1(t-1)}} + \theta_{12}\mathrm{w_{2(t-1)}} \\ & + \theta_{13}\mathrm{w_{3(t-1)}} + \theta_{14}\mathrm{w_{4(t-1)}}) + (\gamma_{11}\log \mathrm{p_1} \\ & + \gamma_{12}\log \mathrm{p_2} + \gamma_{13}\log \mathrm{p_3} + \gamma_{14}\log \mathrm{p_4} \\ & + \beta_1(\log \mathrm{M} - \mathrm{a(p)}) \\ & + \frac{\lambda_1}{\mathrm{b(p)}}(\log \mathrm{M} - (\mathrm{a(p)})^2 \end{aligned} \qquad (۱۸)$$

$$\begin{aligned} w_2 = {} & \alpha_{20} + \varphi_{21}DUC19 + \\ & (\theta_{21}w_{1(t-1)} + \theta_{22}w_{2(t-1)} + \theta_{23}w_{3(t-1)} + \theta_{24}w_{4(t-1)}) + \\ & (\gamma_{21}\log p_1 + \gamma_{22}\log p_2 + \gamma_{23}\log p_3 + \gamma_{24}\log p_4 + \beta_2(log\, M - \\ & a(p)) + \frac{\lambda_2}{b(p)}(log\, M - (a(p))^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} w_3 = {} & \alpha_{30} + \varphi_{31}DUC19 + (\theta_{31}w_{1(t-1)} + \theta_{32}w_{2(t-1)} + \theta_{33}w_{3(t-1)} \\ & + \theta_{34}w_{4(t-1)}) + (\gamma_{31}\log p_1 + \gamma_{32}\log p_2 + \gamma_{33}\log p_3 \\ & + \gamma_{34}\log p_4 \\ & + \beta_3(log\, M - a(p)) + \frac{\lambda_3}{b(p)}(log\, M - (a(p))^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} w_4 = {} & \alpha_{40} + \varphi_{41}DUC19 + (\theta_{41}w_{1(t-1)} + \theta_{42}w_{2(t-1)} + \theta_{43}w_{3(t-1)} \\ & + \theta_{44}w_{4(t-1)}) + (\gamma_{41}\log p_1 + \gamma_{42}\log p_2 + \gamma_{43}\log p_3 \\ & + \gamma_{44}\log p_4 \\ & + \beta_4(log\, M - a(p)) + \frac{\lambda_4}{b(p)}(log\, M - (a(p))^2 \end{aligned}$$

در الگوی تجربی (۱۸)، $w_1$، $w_2$، $w_3$ و $w_4$ به ترتیب سهم هزینه چای ایرانی، چای خارجی، شکر و قند در سال‌های مختلف، $p_1$، $p_2$، $p_3$ و $p_4$ نشانگر قیمت چای ایرانی، چای خارجی، شکر و قند، $w_{1(t-1)}$، $w_{2(t-1)}$، $w_{3(t-1)}$ و $w_{4(t-1)}$ به ترتیب وقفه سهم هزینه چای

ایرانی، چای خارجی، شکر و قند، $a(p)$ و $b(p)$ شاخص‌های قیمت، $M$ مخارج کل سبد مصرفی چای، قند و شکر خانوارهای شهری و $DUC19$ متغیر موهومی همه‌گیری کووید-۱۹ می‌باشد.

$$\begin{aligned}\Delta w_1 = {} & \alpha_{10} + \varphi_{11} DUC19 + \theta_1 \Delta w_{1(t-1)} \\ & + \beta_1 \Delta log(M/P)) + (\gamma_{11} \Delta \log p_1 \\ & + \gamma_{12} \Delta \log p_2 + \gamma_{13} \Delta \log p_3 \\ & + \gamma_{14} \Delta \log p_4 + \lambda_1 \mu_{1(t-1)}\end{aligned} \qquad (۱۹)$$

$$\begin{aligned}\Delta w_2 = {} & \alpha_{20} + \varphi_{21} DUC19 + \theta_2 \Delta w_{2(t-1)} \\ & + \beta_2 \Delta log(M/P)) + (\gamma_{21} \Delta \log p_1 + \gamma_{22} \Delta \log p_2 \\ & + \gamma_{23} \Delta \log p_3 + \gamma_{24} \Delta \log p_4 + \lambda_2 \mu_{2(t-1)}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta w_3 = {} & \alpha_{30} + \varphi_{31} DUC19 + \theta_3 \Delta w_{3(t-1)} \\ & + \beta_3 \Delta log(M/P)) + (\gamma_{31} \Delta \log p_1 + \gamma_{32} \Delta \log p_2 \\ & + \gamma_{33} \Delta \log p_3 + \gamma_{34} \Delta \log p_4 + \lambda_3 \mu_{3(t-1)}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta w_4 = {} & \alpha_{40} + \varphi_{41} DUC19 + \theta_4 \Delta w_{4(t-1)} \\ & + \beta_4 \Delta log(M/P)) + (\gamma_{41} \Delta \log p_1 + \gamma_{42} \Delta \log p_2 \\ & + \gamma_{43} \Delta \log p_3 + \gamma_{44} \Delta \log p_4 + \lambda_4 \mu_{4(t-1)}\end{aligned}$$

که در الگوی تجربی (۱۹)، $\Delta$ عملگر تفاضلی $\lambda_1$، $\lambda_2$، $\lambda_3$ و $\lambda_4$ به ترتیب عبارت تصحیح خطا معادله چای ایرانی، چای خارجی، شکر و قند است.

جهت برآورد معادلات تقاضای چای و قند و شکر، از داده‌های سری زمانی با تواتر سالانه مخارج مصرفی خانوارهای شهری طی سال‌های ۱۳۷٦-۱٤۰۱ استفاده شده است. آمار مربوط به مخارج مصرفی خانوارهای شهری از داده‌های جمع‌آوری‌شده در قالب پرسشنامه‌های هزینه -درآمد از سوی مرکز آمار ایران که هر سال از سوی این مرکز منتشر می‌شود، بدست آمده است. در این مطالعه متغیر $DUC$ به‌عنوان متغیر موهومی برای کووید-۱۹ در نظر گرفته شده است، یعنی این متغیر برای سال‌های ۱۳۹۹ ، ۱٤۰۰ و ۱٤۰۱ مقدار یک و برای سال‌های دیگر مقادیر صفر در نظر گرفته شد. همچنین برای برآورد نتایج از نرم افزار shazam استفاده شده است.

## ۴- تحلیل نتایج

در این قسمت نتایج حاصل از برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا و الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برای سبد چای، قند و شکر برای خانوارهای شهری ارائه شده است. به‌منظور برآورد معادله‌های ارائه شده، یکی از معادله‌ها را حذف، سپس دیگر معادله‌ها براساس آن معادله حل و در نهایت، برآورد شده است. براین اساس، معادله مربوط به قند حذف، و معادلات چای ایرانی، چای خارجی، و شکر بر اساس آن برآورد شده است. سیستم معادله‌های تقاضا در هر دو الگوی ارائه شده با استفاده از برآوردگر حداکثر درستنمایی به‌صورت غیر خطی برآورد شد. پارامترهای برآوردی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا در **جدول ۱** نشان داده شده است. بر اساس **جدول ۱** می‌توان دریافت که در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا ٦٧ درصد از کل متغیرهای مدل معنادار هستند. با توجه به درونزا بودن وقفه متغیر وابسته انجام آزمون همزمانی ضروری است. برای بررسی اریب هم‌زمانی از آزمون هاسمن استفاده شد و فرضیه وجود اریب همزمانی رد شد.

**جدول ۱.** پارامترهای محاسبه شده سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه‌دو پویا
مأخذ: نتایج پژوهش

**Table 1.** Calculated parameters related to the Dynamic QAIDS
Source: Research results

| ضریب | چای ایرانی | چای خارجی | شکر |
|---|---|---|---|
| عرض از مبدأ $\alpha_i$ | -۰/۰۰۸<br>(-۰/۱۲) | -۰/۰۳<br>(۰/۳۷) | ۰/٤٤***<br>(۷/۲٦) |
| ضریب لگاریتم نسبت مخارج به شاخص قیمت $\beta_i$ | ۰/۰٤***<br>(٤/۲۱) | ۰/۰۵***<br>(۵/۰٦) | -۰/۰٤***<br>(-۵/۵۱) |
| ضریب لگاریتم قیمت چای ایرانی $\gamma_{1j}$ | ۰/۰۷***<br>(۵/۷۵) | -۰/۰۷***<br>(-۱۲/٦۳) | ۰/۰۰۵<br>(۱/۳۸) |
| ضریب لگاریتم قیمت چای خارجی $\gamma_{2j}$ | | ۰/۱۱***<br>(۱۰/۱۹) | -۰/۰۰٤<br>(-۰/۸۷) |
| ضریب لگاریتم قیمت شکر $\gamma_{3j}$ | | | ۰/۰۹***<br>(۱٦/۲٤) |
| ضریب توان دوم لگاریتم نسبت مخارج به شاخص قیمت $\lambda_i$ | ۰/۰٦***<br>(۷/۰۳) | ۰/۰٦***<br>(۵/۸۹) | -۰/۰۵***<br>(-۱۰/۷٤) |
| ضریب وقفه سهم مخارج چای ایرانی $\theta_{1j}$ | ۰/۰۸<br>(۰/۹۷) | ۰/۰۰۹<br>(۰/۱۳) | -۰/۰۱<br>(-۰/۵۲) |

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

| | | | |
|---|---|---|---|
| ضریب وقفه سهم مخارج چای خارجی $\theta_{2j}$ | | ۰/۰۱<br>(۰/۱۵) | -۰/۰۶**<br>(۲/۳۹) |
| ضریب وقفه سهم مخارج شکر $\theta_{3j}$ | | | ۰/۱۱***<br>(۲/۶۶) |
| ضریب متغیر همه‌گیری کووید- ۱۹ $\varphi_{i1}$ | ۰/۰۸***<br>(۲/۵۳) | ۰/۱۰***<br>(۳/۷۸) | -۰/۰۸***<br>(-۶/۲۲) |
| $R^2$ | ۰/۸۶ | ۰/۹۱ | ۰/۹۲ |
| آماره JB | ۵٫۳۴ | ۵/۷۲ | ۴/۸۹ |
| آماره LM | ۰/۳۸ | ۱/۷۶ | ۱/۳۳ |

**نکته:** اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره t می‌باشند. (***، ** و * به‌ترتیب معنی‌داری در سطوح یک، پنج و ده درصد)

پارامترهای برآوردی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو در **جدول ۲** نشان می‌دهد که در ۷۲ درصد از کل متغیرهای مدل معنی‌دار هستند. نتایج مقایسه آماره جاک‌برا (JB) برای آزمون نرمال بودن جمالت پسماند معادله‌های برآورد شده نشان می‌دهد که در الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو معادله‌های چای خارجی و شکر فاقد باقیمانده‌های نرمال هستند اما در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا هر سه معادله چای ایرانی، چای خارجی و شکر دارای باقیمانده‌های با توزیع نرمال می‌باشند. با توجه به وجود وقفه متغیر وابسته در تخمین از آزمون ضریب لاگرانژ برای بررسی خودهمبستگی در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا استفاده شد. آزمون خودهمبستگی نشان می‌دهد در هیچ یک از معادله‌های سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی رد نشد. در صورتی که براساس آماره دوربین واتسون برای معادله چای ایرانی می‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی را رد کرد.

**جدول ۲.** پارامترهای محاسبه شده سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه‌دو
مأخذ: نتایج پژوهش

**Table 2.** Calculated parameters related to the QAIDS
Source: Research results

| ضریب | چای ایرانی | چای خارجی | شکر |
|---|---|---|---|
| عرض از مبدأ $\alpha_i$ | ۰/۳۲***<br>(۷/۵۰) | -۰/۱۸**<br>(۲/۱۸) | ۰/۰۰۶<br>(۰/۰۷) |
| ضریب لگاریتم نسبت مخارج به شاخص قیمت $\beta_i$ | ۰/۰۲*<br>(۱/۷۹) | ۰/۰۲<br>(۱/۴۴) | -۰/۰۵***<br>(-۷/۳۶) |
| ضریب لگاریتم قیمت چای ایرانی $\gamma_{1j}$ | ۰/۱۵***<br>(۹/۲۸) | -۰/۱۰***<br>(-۶/۳۶) | ۰/۰۱***<br>(۲/۶۷) |

| | | | |
|---|---|---|---|
| ضریب لگاریتم قیمت چای خارجی $\gamma_{2j}$ | | ۰/۱۵*** (۱۸/۰٤) | ۰/۰۲* (۱/۹۳) |
| ضریب لگاریتم قیمت شکر $\gamma_{3j}$ | | | ۰/۰۷*** (۳/۰۲) |
| ضریب توان دوم لگاریتم نسبت مخارج به شاخص قیمت $\lambda_i$ | ۰/۰۱ (۱/۱۲) | ۰/۰۲* (۱/٦۷) | -۰/۰٤*** (-۳/۹۹) |
| ضریب متغیر همه‌گیری کووید- ۱۹ $\varphi_{i1}$ | ۰/۰۳ (۱/۰۹) | ۰/۰۰۲ (۰/۰۹) | -۰/۰٤* (-۱/۵۹) |
| $R^2$ | ۰/۸۵ | ۰/۸۸ | ۰/۹۱ |
| آماره JB | ۵٫۹۱ | ۱۰/۲۷ | ۱۱/۴۶ |
| آماره DW | ۰/۹۲ | ۱/۸۹ | ۱/۷۸ |

**نکته:** اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره t می‌باشند. (***، ** و * به‌ترتیب معنی‌داری در سطوح یک، پنج و ده درصد)

براساس نتایج جدول ۱ در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم پویا، همه‌گیری کووید-۱۹ بر تقاضای چای ایرانی، خارجی و شکر اثرگذار بوده و اثرگذاری آن بر تقاضای چای ایرانی و خارجی مثبت و بر تقاضای شکر منفی بوده است. ضرایب بدست آمده برای متغیر موهومی همه‌گیری کووید-۱۹ بیان‌گر این نتیجه است که همه‌گیری کووید ۱۹ نه تنها باعث کاهش تقاضای چای نشده، بلکه باعث مصرف بیش‌تر چای ایرانی و خارجی شده است. این امر را می‌توان با این استدلال توضیح داد که افزایش آگاهی عمومی نسبت به سلامتی و تغذیه در دوران همه‌گیری افراد را به سمت جانشین‌های سالم‌تر شکر سوق می‌دهد. بر اساس نتایج **جدول ۲** نیز همه‌گیری کووید-۱۹ بر تقاضای چای ایرانی و خارجی اثر مثبت و بر تقاضای شکر اثر منفی داشته است که اثر همه‌گیری بر شکر معنی‌دار بوده است.

در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم پویا معنی‌داری ضریب‌های $\theta_{ij}$ نشان‌دهنده وجود عادات مصرفی است. چنانچه ضریب‌های $\theta_{ij}$ صفر باشند سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا تبدیل به سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل ایستا می‌شود. بنابراین می‌توان با آزمون معنی‌داری ضریب‌های $\theta_{ij}$ استفاده از الگو ایستا در برابر پویا را بررسی کرد. به عبارتی در این آزمون فرضیه صفر بودن ضریب‌های مربوط به جزء عادات مصرفی آزمون می‌شود. مقایسه آماره آزمون نسبت حداکثر راستنمایی محاسبه شده سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا در **جدول ۳** با مقدار $\chi^2$ بحرانی با درجه آزادی ٦ در سطح احتمال پنج درصد بیانگر آن است که سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا به عنوان سیستم تابعی مناسب انتخاب می‌شود. همچنین با توجه به معیارهای اقتصادسنجی (آزمون‌های نرمال بودن و خودهمبستگی باقیمانده‌های معادله‌های برآوردی)

سیستم تقاضای پویا الگوی مناسب‌تری جهت برآورد تقاضای مصرفی سبد چای، قند و شکر خانوارهای شهری است.

**جدول ۳.** آماره آزمون‌های نسبت حداکثر راستنمایی جهت انتخاب فرم تابعی
مأخذ: نتایج پژوهش

**Table 3.** Statistics of maximum likelihood ratio tests to select a system form
Source: Research results

| مدل | Log likelihood | LR |
|---|---|---|
| سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو | ۲۱۷/۸۸ | - |
| سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا | ۲۳۲/۳۶ | ۲۸/۹۶ |

با توجه به آماره آزمون نسبت حداکثر راستنمایی، کاربرد تقاضای پویا در مقابل تقاضای ایستا ضریب‌ها و کشش‌های قابل اطمینان‌تری را ارائه می‌دهد و بهتر است در توضیح رفتار مصرفی چای، قند و شکر خانوارهای شهری از مدل پویا بهره گرفته شود. وجود عادات مصرفی به معنای چسبندگی در مصرف و تأخیر در واکنش مصرف‌کنندگان محصولات نسبت به تغییرات در قیمت و درآمد است. این نتیجه با مطالعه چیذری و همکاران (۲۰۱۵)، تفرا و همکاران (۲۰۱۵) و سلواناتان (۲۰۲۴) که شکل‌گیری عادات مصرفی در سیستم تقاضا (انتخاب الگوی پویا) را تایید می‌کنند، همخوانی دارد.

با استفاده از پارامترهای برآورد شده سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا کشش‌های قیمتی و درآمدی چای خارجی، چای ایرانی شکر و قند محاسبه گردید که نتایج در جدول ٤ آمده است. یکی از ابزارهای مفید در تحلیل رفتار مصرف‌کنندگان و شناخت جایگاه کالاها نزد آنان طبقه‌بندی کالاها به پست، ضروری و لوکس بر اساس کشش درآمدی تقاضاست. همان‌طور که **جدول ٤** نشان می‌دهد علامت کشش‌های درآمدی چای ایرانی، چای خارجی، شکر و قند مثبت است، به این معنی که این محصولات نزد مصرف‌کنندگان شهری کالاهای نرمال هستند. کشش‌های درآمدی نشان‌دهنده لوکس بودن چای ایرانی و خارجی و همچنین ضروری بودن شکر و قند می‌باشد. ضروری بودن شکر و قند نشان می‌دهد که وقتی که درآمد خانوارهای شهری افزایش می‌یابد مصرف شکر و قند خانوارهای شهری به نسبت کمی، افزایش می‌یابد. کم‌ترین کشش درآمدی مربوط به شکر است و نشان می‌دهد که مصرف این گروه کالا کم‌ترین تأثیر را از درآمد می‌گیرد. هم‌چنین بیشترین کشش درآمدی به چای ایرانی تعلق دارد که نشان‌دهنده این است که با فرض ثابت بودن سایر عوامل مؤثر بر تقاضا، مصرف چای ایرانی به وسیله خانوارهای شهری به درآمد آن‌ها وابسته بوده و با

افزایش و کاهش درآمد مقدار مصرف این محصول نیز افزایش یا کاهش می‌یابد. نتایج کشش‌های خودقیمتی بیانگر بی‌کشش بودن چای ایرانی، چای خارجی، شکر و قند می‌باشد. این بدان معناست که این محصولات در سبد مصرفی خانوارهای شهری جزء جدایی ناپذیر رژیم غذایی خانوار هستند و هر گونه تغییر در سطح قیمت این محصولات نمی‌تواند تغییر قابل توجهی در مصرف این کالاها ایجاد کند. کشش قیمتی تقاضا برای چای خارجی ۸۷ درصد است و بیانگر این است که حساسیت نسبت به قیمت بیش‌تری نسبت به چای ایرانی دارد. به گونه‌ای که با افزایش ۱۰ درصدی در قیمت چای خارجی، مقدار تقاضای آن ۸/۷ درصد کاهش می‌یابد.

کشش‌های متقاطع تقاضا برای محصولاتی که منفی بوده نشان از مکمل بودن تمامی این محصولات به جای هم است. نتایج بیانگر مکمل بودن انواع چای (ایرانی و خارجی) با قند و همچنین چای خارجی با شکر است. مکمل بودن انواع چای با قند نشان می‌دهد که وقتی قیمت انواع چای افزایش می‌یابد مصرف قند کاهش می‌یابد و بالعکس. بر این اساس با افزایش ۱۰ درصدی در قیمت چای ایرانی، تقاضا برای قند ۲/۷ درصد کاهش و با افزایش ۱۰ درصدی در قیمت قند، تقاضا برای چای ایرانی ۰/۹ درصد کاهش می‌یابد. به همین ترتیب با افزایش ۱۰ درصدی در قیمت چای خارجی، تقاضا برای قند ٤/۹ درصد کاهش و با افزایش ۱۰ درصدی در قیمت قند، تقاضا برای چای خارجی ۲/۳ درصد کاهش می‌یابد.

**جدول ٤.** کشش‌های خودقیمتی، متقاطع و درآمدی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم پویا
مأخذ: نتایج پژوهش

**Table 4.** Own price, cross, and income Elasticities of Dynamic QAIDS
Source: Research results

| | چای ایرانی Iranian tea | چای خارجی Foreign tea | شکر Sugar | قند Sugar cubes | کشش درآمدی Income elasticities |
|---|---|---|---|---|---|
| چای ایرانی Iranian tea | -۰/۷۹ | -۰/۲٦ | -۰/٤۲ | -۰/۲۸ | ۱/۸۱ |
| چای خارج Foreign tea | ۰/۲۹ | -۰/۸۷ | -۰/۳۲ | -۰/٤۹ | ۱/۵۷ |
| شکر Sugar | ۰/۰۰٤ | -۰/۱۰ | -۰/٦۵ | ۰/۰۹ | ۰/۵۰ |
| قند | -۰/۰۹ | -۰/۲۳ | ۰/۰۱ | -۰/۰۳ | ۰/۰۵ |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| Sugar cubes | | | | | |

قبل از برآورد الگوی تصحیح خطای سیستم تقریباً ایده‌آل باید ایستایی متغیرهای $w_{it}$ ، $\log(\frac{M_t}{P_t})$ و $lp_{it}$ بررسی شود. نتایج آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته در **جدول ۵** نشان داده شده است که بیانگر عدم ایستایی متغیرهای $LogP_2$ (لگاریتم قیمت چای خارجی)، $LogP_4$ (لگاریتم قیمت قند) و $w_1$ (سهم مخارج چای ایرانی) می‌باشد.

**جدول ۵.** نتایج آزمون ایستایی متغیرها
مأخذ: نتایج پژوهش

**Table 5.** Results of generalized Dickey-Fuller test of Variables
Source: Research results

| متغیر | ADFآماره | مقادیر بحرانی در سطح ده درصد | نتیجه ایستایی |
|---|---|---|---|
| لگاریتم قیمت چای ایرانی $LogP_1$ | ۴/۵۲ | ٤/۰۳ | I(0) |
| لگاریتم قیمت چای خارجی $LogP_2$ | ۲/٦۳ | ۴/۰۳ | I(1) |
| لگاریتم قیمت شکر $LogP_3$ | ۵/۰۹ | ۴/۰۳ | I(0) |
| لگاریتم قیمت قند $LogP_4$ | ۳/۷۰ | ٤/۰۳ | I(1) |
| سهم مخارج چای ایرانی $w_1$ | ۲/۷۷ | ٤/۰۳ | I(1) |
| سهم مخارج چای خارجی $w_2$ | ٦/۶۳ | ٤/۰۲ | I(0) |
| سهم مخارج شکر $w_3$ | ۵/۰۷ | ۳/۷۸ | I(0) |
| سهم مخارج قند $w_4$ | ۷/۵۰ | ۳/۷۸ | I(0) |
| لگاریتم نسبت مخارج سبد چای، قند و شکر به شاخص قیمت استون $\log(\frac{M}{P})$ | ۵/۲۸ | ۳/۷۸ | I(0) |

پس از برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برای بررسی هم‌انباشتگی، باقیمانده هریک از معادلات به طور جداگانه محاسبه شد و ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته بررسی شد که نتایج ارائه شده در **جدول ٦**، بیانگر تایید فرضیه هم‌انباشتگی متغیرها است.

**جدول ٦.** نتایج آزمون ایستایی باقیمانده معادلات
مأخذ: نتایج پژوهش

**Table 6.** Results of generalized Dickey-Fuller test of equation residual
Source: Research results

| متغیر | ADFآماره | مقادیر بحرانی در سطح ده درصد |
|---|---|---|
| باقیمانده معادله اول (چای ایرانی) | ۹/۹۰ | ۳/۷۸ |
| باقیمانده معادله اول (چای خارجی) | ۹/۸۳ | ۳/۷۸ |
| باقیمانده معادله اول (شکر) | ۷/۸۷ | ۳/۷۸ |

به منظور برآورد الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل باقیمانده‌های هر یک از معادلات برآورد شده به روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط با یک وقفه به عنوان متغیر مستقل در رابطه وارد شدند که نتایج در **جدول ۷** آمده است.

**جدول ۷.** پارامترهای محاسبه شده الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل
مأخذ: نتایج پژوهش

**Table 7.** Calculated parameters related to the ECM-LA AIDS
Source: Research results

| ضریب | چای ایرانی | چای خارجی | شکر |
|---|---|---|---|
| عرض از مبدأ $\alpha_i$ | ۰/۰۰۲<br>(۰/٤٥) | -۰/۰۰۲<br>(-۰/۳۷) | -۰/۰۰۰۸<br>(-۰/٤۰) |
| ضریب لگاریتم تفاضلی نسبت مخارج به شاخص قیمت $\beta_i$ | ۰/۰۲<br>(۱/۰۷) | -۰/۰۲<br>(-۱/۱۲) | ۰/۰۰۵<br>(۰/۸۰) |
| ضریب لگاریتم تفاضلی قیمت چای ایرانی $\gamma_{1j}$ | ۰/۱٤***<br>(۱۱/۸۸) | -۰/۰٤***<br>(-۳/٦۸) | -۰/۰۳***<br>(-۵/۲۹) |
| ضریب لگاریتم تفاضلی قیمت چای خارجی $\gamma_{2j}$ | | ۰/۱۸***<br>(۱۳/۰۱) | -۰/۰٤***<br>(-۵/۸۳) |
| ضریب لگاریتم تفاضلی قیمت شکر $\gamma_{3j}$ | | | ۰/۱۱***<br>(۱۱/٦٦) |
| ضریب عبارت تصحیح خطا $\lambda_i$ | -۰/۵۱***<br>(-۳/۷۷) | -۰/٦۹***<br>(-۵/۸۸) | -۰/۷۲***<br>(-۵/۱٤) |
| ضریب تفاضل وقفه سهم مخارج $\theta_i$ | ۰/۰۳<br>(۰/۵۳) | -۰/۰٤*<br>(۱/٦۲) | ۰/۱٤***<br>(۲/۹۲) |
| $R^2$ | ۰/۸۸ | ۰/۹۳ | ۰/۸۸ |
| آماره JB | ۳٫٤۵ | ۵/٤٦ | ۵/۱۴ |
| آماره LM | ۲/۱۱ | ۰/۲۱ | ۲/۴۷ |

**نکته:** اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره t می‌باشند. (***، ** و * به‌ترتیب معنی‌داری در سطوح یک، پنج و ده درصد)

نتایج نشان می‌دهد که تمام متغیرهای قیمت محصولات چای ایرانی، خارجی و شکر معنی‌دار است. پارامتر $\theta_i$ برای توضیح نقش عادات در فرآیند تصمیم‌گیری مصرف‌کنندگان شهری اضافه شده و نتایج نشان می‌دهد که تداوم عادت از نظر آماری نقش مهمی در تعیین تقاضای سبد چای خارجی و شکر ایفا می‌کند. همچنین ضرایب تصحیح خطا برای چای خارجی، ایرانی و شکر مطابق انتظار منفی و معنی‌دار است. ضریب جمله تصحیح خطا برای چای ایرانی ۰/۵۱ برآورد شده که نشان می‌دهد در هر سال ۰/۵۱ از عدم تعادل یک دوره در دوره بعد تعدیل می‌شود. همچنین ضریب جمله تصحیح خطا برای چای خارجی ۰/٦۹ و برای شکر ۰/۷۲ محاسبه شده که نشان می‌دهد تعدیل کوتاه‌مدت به سمت بلند مدت به سرعت انجام می‌شود. ضریب تعیین هر سه معادله نیز بیانگر قدرت توضیح‌دهندگی خوب الگو توسط متغیرهای وارد شده است. نتایج تخمین کشش‌های قیمتی و درآمدی با استفاده از الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل در **جدول ۸** نشان داده شده است.

**جدول ۸.** پارامترهای محاسبه شده الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل
مأخذ: نتایج پژوهش

**Table 8.** Own price, cross, and income Elasticities of ECM-LA AIDS
Source: Research results

| | **چای ایرانی** Iranian tea | **چای خارجی** Foreign tea | **شکر** Sugar | **قند** Sugar cubes | **کشش درآمدی** Income elasticities |
|---|---|---|---|---|---|
| چای ایرانی Iranian tea | -۰/۵۳ | -۰/۱۸ | -۰/۱۵ | -۰/۳۲ | ۱/۰۷ |
| چای خارج Foreign tea | -۰/۰۹ | -۰/۵۹ | -۰/۱۱ | -۰/۲۷ | ۰/۹۵ |
| شکر Sugar | -۰/۳۳ | -۰/۳۹ | -۰/۰۹ | ۰/۳٦ | ۱/۰۵ |
| قند Sugar cubes | -۰/۳۲ | -۰/٤٤ | -۰/۱۷ | -۰/۱۵ | ۰/۹۷ |

کشش‌های درآمدی بیانگر لوکس بودن چای ایرانی و شکر در سبد مصرفی خانوارهای شهری است. همچنین کشش‌های قیمتی مربوط به چای ایرانی، خارجی، قند و شکر مطابق انتظار منفی بوده و بی‌کشش است. مقایسه کشش‌های برآوردی الگوی تصحیح خطا سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل با الگوی پویا نشان می‌دهد که در الگوی تصحیح خطا چای ایرانی، چای خارجی و شکر کشش‌های قیمتی کمتری دارند. همچنین در الگوی تصحیح خطا کشش درآمدی چای ایرانی و خارجی کمتر از الگوی پویا بوده به طوری که چای خارجی که در الگوی پویا یک کالای لوکس بوده در الگوی تصحیح خطا یک کالایی ضروری است. در هر دو الگو، بیش‌ترین کشش درآمدی به چای ایرانی تعلق دارد که نشان‌دهنده این است که مصرف چای ایرانی به وسیله خانوارهای شهری به درآمد آن‌ها وابسته است که با نتیجه مطالعه فلاح و علیپور (۲۰۱۹) سازگار نیست. در مطالعه فلاح و علیپور (۲۰۱۹) چای به عنوان کالایی ضروری بوده ولی با گذشت زمان از میزان ضروری بودن آن کاسته شده است، اما در مطالعه حاضر کشش درآمدی چای ایرانی بیانگر لوکس بودن این کالا در سبد مصرفی خانوار شهری است که می‌تواند ناشی از تورم چند سال اخیر و کاهش درآمد سرانه حقیقی خانوار در نتیجه کووید-۱۹ باشد.

## ۵- نتیجه‌گیری

شناخت واکنش مصرف‌کنندگان نسبت به قیمت، متغیرهای اقتصادی-سیاسی و عواملی نظیر کووید ۱۹ و تداوم عادات مصرفی، می‌تواند راهنمایی برای برنامه‌ریزی الگوی مصرف و تأمین امنیت غذایی باشد. بنابراین، هدف مطالعه حاضر بررسی رفتار مصرفی خانوارهای شهری ایران با لحاظ عادات مصرفی و متغیر همه‌گیری کووید-۱۹ و با به کارگیری سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا و الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل طی دوره زمانی ۱۳۷٦-۱٤۰۱ است.

نتایج نشان می‌دهد که براساس معنی‌داری ضرایب عادات مصرفی و معیارهای اقتصادسنجی سیستم تقاضای پویا الگوی مناسب‌تری جهت برآورد تقاضای مصرفی سبد چای، قند و شکر خانوارهای شهری است و بر اساس برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا ضریب‌ها و کشش‌های قابل اطمینان‌تری را ارائه می‌دهد و بهتر است در توضیح رفتار مصرفی قند و چایی خانوارهای شهری از مدل پویا استفاده شود. نتایج الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که شکل‌گیری عادت به طور قابل توجهی مخارج سهم بودجه را برای چای خارجی و شکر را در کوتاه‌مدت تعیین می‌کند. همچنین ضرایب تصحیح خطا برای چای خارجی، ایرانی و شکر مطابق انتظار منفی و معنی‌دار است.

با توجه به پایین بودن ضرائب کشش‌های متقاطع تقاضا برای چای ایرانی، چای خارجی، شکر و قند، نبایستی انتظار داشت که تغییر در قیمت چای خارجی (ایرانی)، تقاضا برای چای ایرانی (خارجی) را به گونه‌ای چشمگیر دچار تغییر کند. بنابراین شاید در اعمال مدیریت بهینه تقاضا و برنامه‌ریزی الگوی مصرف، استفاده از سیاست‌های قیمتی کالای جاشنین برای چای خارجی و ایرانی نمی‌تواند چندان کارا باشد. با توجه به کشش درآمدی بالای چای ایرانی و خارجی در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پویا و کشش درآمدی بالای چای ایرانی و شکر در الگوی تصحیح خطا و همچنین پایین بودن کشش قیمتی چای داخلی، خارجی، شکر و قند در هر دو الگو، سیاست درآمدی (افزایش درآمد خانوارهای شهری) برای بهبود مصرف سبد چای، قند و شکر در مقایسه باسیاست‌های قیمتی از جمله کالابرگ الکترونیک، گزینه بهتری است.

**Acknowledgments**: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

**Conflict of Interest**: The authors declare no conflict of interest.

**Funding**: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

## Reference

Alessie, R. & Kapteyn, A. (1991). Habit formation, interdependent preferences and demographic effects in the almost ideal demand system. *The Economic Journal*, 101(406), 404–419.

Alnafissa, M. & Alderiny, M. (2020). Analysis of Saudi demand for imported honey using an Almost Ideal Demand System (AIDS). *Journal of the Saudi Society of Agricultural Sciences*, 19(4), 293-298. https://doi.org/10.1016/j.jssas.2019.05.001

Anderson, G. & Blundell, R. (1983). Testing restrictions in a flexible dynamic demand system: an application to consumers' expenditure in Canada. *The Review of Economic Studies*, 50(3),397–410.

Banks, J. Blundell, R. & Lewbel, A. (1997). Quadratic Engel Curves and Consumer Demand, *Review of Economics and Statistic*, 79,527-539.

Barikani, E. & Amjadi, A. (2022). Consumer Behavior and Demand for Basic Foodstuffs in Urban Areas of Iran Using Generalized Ordinary Differential Demand System (GODDS): Application of Panel-SURE Method. *Journal of Agricultural Economics and Development*, *36*(3), 317-335.

Blanciforti L.A., Green R.D. & King G.A. (1986). US consumer behavior over the postwar period: an almost ideal demand system analysis. University of California, Davis, Giannini Foundation, Monographs

Bopape, E. L. (2006). The influence of demand model selection on household welfare estimates: An application to South African food expenditures, Thesis (PHD), Michigan State University, USA. 177p.

Central bank of the Iran, (2024), Economic statistics, household budget

Chavas, J.P., (1983). Structural change in the demand for meat. *Am. J. Agric. Econ*, 65(1), 148–153.

Chizari, A.H., Shokoohi, Z. Salami, H. & Hosseini, S.S. (2015). Existence of Habits and Empirical Demand Analysis: A Case Study for Urban Households' Dairy Products Demand in Iran. *Journal of Agriculture Economic.* 9(2), 19-35.

Deaton, A.S., & Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system, *American Economic Review*, 70, 312-326.

Eales, J.S., & Unnevehr, L.J., (1988). Demand for beef and chicken products: Separability and structural change. *Am. J. Agric. Econ*, 70(3), 521–532.

Edgerton, D. Assarsson, B. Hummelmose, A. Laurila, I. Rickertsen, K. & Vale, P.H. (1996). The econometrics of demand systems. with applications to food demand in the Nordic Countries. Kluwer Academic Publishers, Boston, London

Edgerton, D.L. (1997). Weak separability and the estimation of elasticities in multistage demand systems. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(1), 62–79

Elzaki, R. Sisman, M.Y. & Al-Mahish, M. (2021). Rural Sudanese household food consumption patterns. *Journal of the Saudi Society of Agricultural Sciences*. 20(1), 58-65.

Engle, R.F. & Granger, C.W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276

fallah alipour, S. Kavoosi Kalashmi, M. & ahmadzadeh,S.S. (2019). Estimating elasticities of demand for tea in Iran by panel data model. *Agricultural Economics Research*. 11(3), 95-110. (In Farsi)

Fatahi Ardakani, A. Rezvani, M. Bostan, Y. & Sakhi, f .(2023). Analysis of Bread Consumption Preferences by Urban Households, Using Demand System Approach, *J. Agric. Sci. Technol*. 25(5), 1015-1031.

Forgenie, D. Khoiriyah, N. Mahase-Forgenie, M. & Adeleye, B.N. (2023). An error-corrected linear approximate almost ideal demand system

model for imported meats and seafood in Indonesia, *Heliyon*, 9(11), 1-15. e21390

Geoffrey, M.P., Capps, O. & Clauson, A. (2005). Demand for Non-Alcoholic Beverages: Evidence from the ACNielsen Home Scan Panel. *The American Agricultural Economics*, Rhode Island, 44, 159-170

Gershon, I. Marfo, E. and Arkoh Donkoh, S. (2020). Food demand characteristics in Ghana: An application of the quadratic almost ideal demand system, *Scientific African*. 8,1-19

Ghorbani, M. Shokri, E. & Matlabi, M. (2010). A Model of Almost Ideal Demand Error Correction System for Different Meat in Iran. *Agricultural Economics and Development*, *18*(1), 1-18

Hassan Z. Johanson, S.R. & Green, R. (1977). Static and Dynamic Demand Functions. Edited and published by information Division Agriculture Canada Ottawa.

Karagiannis, G. & Velentzas, K. (1993). Habits and empirical analysis of demand for six aggregate commodity groups in Greece. *Spoudai/ Journal of Economics and business*, 43,139–154

Karagiannis, G. & Velentzas, K. (1997). Explaining food consumption patterns in Greece. *Journal of Agricultural Economics*, 48(1–3), 83–92

Karagiannis, G. Katranidis, S. & Velentzas, K. (2000). An error correction almost ideal demand system for meat in Greece. *Agricultural Economics*, 22(1),29–35

Kesavan, T. Hassan, Z.A. Jensen, H.H, & Johnson, S.R. (1993). Dynamics and Long-run Structure in US Meat Demand. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue Canadienne D'agroeconomie*, 41(2),139–153

Khodadad Kashi, F. and Shahiki Tash, M. N. (2009). Econometric Estimation of the Demand in Iran (A Systems Approach with the CBS Model). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *6*(21), 127-141. doi: 10.22055/jqe.2009.10710

Klonaris, S. & Hallam, D. (2003). Conditional and unconditional food demand elasticities in a dynamic multistage demand system. *Applied Economics*, 35(5), 503–514

Korir, L. Rizov, M. & Ruto, E. (2018). Analysis of household food demand and its implications on food security in Kenya: an application of QUAIDS model. ageconsearch (No. 2111-2018-4123). http://dx.doi.org/10.22004/ag.econ.273474

Leser, C.E.V. (1941). Family budget data and price-elasticities of demand, Review of Economic Studies, 9, 40-57.

Molina, J.A. (1994). Food demand in Spain: an application of the Almost Ideal demand System. *Journal of Agricultural Economics*, 45, 252–258

Nzuma, J.M. & Sarker, R. (2010). An error corrected almost ideal demand system for major cereals in Kenya. Agric Econ 41(1):43–50

Okrent A.M., & Alston, J. A., (2011). Demand for Food in the United States. Davis, CA: University of California, Davis, Giannini Foundation Monograph 48.

Rathnayaka, S.D. Selvanathan, S. Selvanathan, E.A. Kler, P. (2019). Modelling Sri Lankan consumption patterns using Error Corrected LA-AIDS. Economic Modelling 80, 185–191

rezvani, M. & pendar, M. (2024). Examining the Conditions of Aggregation and Analyzing the Demand for Animal Protein Products. *Agricultural Economics and Development*, *32*(1), 255-276.

Rezvani, M. Pendar, M. & Vafaei, E. (2023). Assessing the Effect of Economic Sanctions on the Demand Analysis of Tea, Sugar and Sugar Baskets of Iranian Urban Households. *Economic Policies and Research*, *2*(3), 87-113. doi: 10.22034/jepr.2024.140566.1084

Roll, S. Chun, Y. Kondratjeva, O. Despard, M. Schwartz-Tayri T.M., & Grinstein-Weiss, M. (2022). Household Spending Patterns and Hardships during COVID-19: A Comparative Study of the U.S. and Israel. *J. Fam. Econ*, 43, 261-281.

Ruxton, C. (2016). Tea: Hydration and Other Health Benefits, *Primary Health Care*, 26(8), 34-46.

Salem, A. A., zamani, R. & Faghihi, N. S. (2019). The Effect of Socio-Economic Variables on Bread Demand Using AIDS Model. *Economics Research*, *19*(74), 81-110.

sameti, M. , kalani mahabadi, M. and sharifi renani, H. (2022). Analyzing Consumption Behavior of the Iranian Urban Households and Estimating Price and Income Elasticities during 1997-2017. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 19(3), 1-32. doi: 10.22055/jqe.2019.14839

Selvanathan, S. Jayasinghe, M. Eliyathamby, A. Selvanathan & Shashika, D. Rathnayaka, (2024). Dynamic modelling of consumption patterns using LA-AIDS: a comparative study of developed versus developing countries, *Empirical Economics*, 66, 75-135.

Stone, J. (1954). Linear Expenditure System and Demand Analysis: an Application to the Pattern of Britsh Demand, *the Economic Journal*, 45,982-1001.

Tefera, N.U., Desta, M.D. & Rashid, S. A. (2018). Dynamic analysis of food demand patterns and habit effects: panel evidence from rural households in Ethiopia. *J Agr Econ Open Access*. 2018, 1(1):1–13. DOI: 10.15406/jaeoa.2018.01.00001

Yohannes, M.F., & Matsuda, T. (2016). Weather Effects on Household Demand for Coffee and Tea in Japan, *Agribusiness*, 32(1), 33-44

پیش نویس