برآورد کشش‌های تقاضای چای در ایران به روش داده‌های ترکیبی

سیاوش فلاح علی‌پور[۱]، رضا اسفنجاری کناری[۲*]، محمد کاوسی کلاشمی[۲] و سیده صدیقه احمد زاده[۳]

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۷/۳ تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۱/۱۱

چکیده

چای، پرمصرف‌ترین نوشیدنی جهان پس از آب بوده و خانوارهای ایرانی نیز دارای مصرف سرانه‌ای بالاتر از میانگین جهانی هستند. این مطالعه برای بررسی جایگاه چای در سبد مصرفی خانوارهای شهری ایران، مقدار حساسیت مصرف‌کنندگان را نسبت به تغییرات قیمت گروه چای و درآمد خانوار، برآورد کرد. به این منظور، تابع تقاضای گروه چای در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۴ با استفاده از داده‌های ادغام‌شده - ادغام داده‌های سری زمانی و مقطعی به صورت دهک و سال – در قالب کاربردی از سیستم مخارج خطی (LES) به روش‌های داده‌های ترکیبی، برآورد شده و ضرایب مربوط به کشش‌های قیمتی و درآمدی ارائه و تحلیل شد. نتایج نشان دادند، تقاضای گروه چای در سال‌های مورد مطالعه، کشش‌ناپذیر قیمتی و درآمدی، به ترتیب با ۰/۴۲- و ۰/۵۳ است که نشان می‌دهد به طور میانگین در دوره ذکر شده و برای میانگین دهک‌های درآمدی، چای کالایی ضروری است. در پایان پیشنهاد شد بمنظور افزایش رفاه تولیدکنندگان چای، سیاست افزایش قیمت چای می‌تواند موثر واقع شود.

طبقه‌بندی *JEL*: C23, D1, Q18, R0

واژه‌های کلیدی: مدل LES (سیستم مخارج خطی)، کشش تقاضا، داده‌های ترکیبی، چای.

[۱]- دکترای اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان .

[۲]- استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان.

[۳] -دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری.

*- نویسنده مسئول مقاله: rezasfk@gmail.com

پیشگفتار

چای سیاه معمولی – مورد پسندترین نوع چای توسط مصرف‌کنندگان (تکناویو-اینفینیتی ریسرچ[۱]، ۲۰۱۷)- پس از آب، دومین نوشیدنی پرمصرف جهان (روکستون، ۲۰۱۶، ۳۴) و در واقع پرمصرف‌ترین نوشیدنی صنعتی در جهان (فائو، ۲۰۱۵) با مقدار مصرف ۵/۹ میلیارد فنجان در روز است (یوهانس و ماتسودا، ۲۰۱۶، ۳۳). کارشناسان، تقاضای چای را عامل اصلی رشد اقتصاد جهانی چای می‌دانند (فائو، ۲۰۱۵). سابقه چای‌نوشی در ایران به نقل از ابوریحان بیرونی (۱۳۷۰) به بیش از ۲۰۰۰ سال رسیده و رواج آن در چایخانه‌ها حداقل به حدود ۳۸۰ سال پیش بر می‌گردد (فیاضی و یوسفی قلعه‌رودخانی، ۱۳۹۰، ۱۲۷). امروزه نیز مصرف روز افزون چای نه تنها به عنوان یک غذا و نوشیدنی بلکه از ابعاد اجتماعی و فرهنگی، در الگوی مصرف خانوارهای کشور دارای اهمیت فراوان است تا جایی که بر اساس داده‌های بودجه خانوار، مصرف سرانه چای در ایران حدود ۲ کیلوگرم در سال برآورد شده است (حیدری و حسینی، ۱۳۸۵، ۱). ضریب اهمیت مخارج گروه چای در مخارج خوراکی و بودجه خانوار، دارای روند سالانه افزایشی بوده است (خسروی‌نژاد، ۱۳۸۴) و این افزایش مصرف و تقاضای چای در سال‌های اخیر نیز ادامه داشته است به گونه‌ای که بنا بر گزارش یورومانیتور با عنوان «چای در ایران»، یکی از روندها و تغییرات مهم سال ۲۰۱۶، افزایش واردات ایران از کشورهایی مانند هند و کنیا و بسته‌بندی محصول در داخل می‌باشد (یورومانیتور[۲]، ۲۰۱۷). لذا، با توجه به نقش این محصول در مصرف خانوارهای ایران، شناخت خصوصیات اقتصادی آن بسیار اهمیت دارد. در این راستا این مطالعه به بررسی رفتار مصرف‌کننده چای بر اساس تعیین کشش‌های تقاضا و نوع کالا می‌پردازد که می‌تواند در برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری این بخش نقش عمده‌ای ایفا کند.

مطالعات متعددی در بررسی ساختار بازار چای در سطح جهانی انجام شده است. مورتی (۱۹۶۶) نخستین مدل اقتصادسنجی را برای اقتصاد جهانی چای ساخت. تایلر (۱۹۷۶) یک مدل جهانی چای برای تعیین صادرات با استفاده از داده‌های قیمت و روند زمانی طراحی کرد. آدامز و بهرمن (۱۹۷۶) اقتصاد جهانی چای را در یک چارچوب منطقه‌ای تحلیل کردند. آنکتاد- فائو (۱۹۷۹) به گونه مشترک با معرفی یک مدل اقتصادسنجی اقتصاد جهانی چای به بررسی و پیش‌بینی وضعیت تعادل عرضه و تقاضای چای و سیستم سهمیه‌بندی صادرات پرداختند. چانگ و اکپونگ (۱۹۸۱) بازار چای چند کشور انتخابی را از راه عرضه و تقاضا بررسی کردند که تقاضای سرانه چای تابعی از قیمت‌های نسبی (نسبت به قهوه و GDP سرانه) در نظر گرفته شد. ویشواسرائو و باهاردت (۱۹۹۶)

---

[۱]- TechNavio-Infiniti Research Ltd
[۲]- Euromonitor

و ویراهوا (۲۰۰۳) در مطالعات خود درباره بازار کشورهای گوناگون صادرکننده و واردکننده چای، با استفاده از روش‌های گوناگون تجربی، کشش‌های قیمتی و درآمدی چای را نیز تخمین زدند. داستاگیری (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به تحلیل نرخ رشد قیمت و صادرات، کشش قیمتی صادرات، ناپایداری و بازارهای عمده جهانی برای چای و قهوه هند پرداخت.

در ارتباط با تقاضای چای عمدتا در سطح کشورها و برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی آن، برخی مطالعات از روش‌های تجربی و برخی دیگر از مدل‌های نظری و یا سیستم‌های تقاضا، استفاده کرده‌اند. نگوین و رز (۱۹۸۷) با تخمین تابع تقاضای تجربی چای انگلیس به دو روش OLS و WLS و برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی کوتاه‌مدت و بلندمدت، رشد مصرف چای را در ۵ زیر دوره از سال‌های ۱۹۳۸-۱۸۷۴ تحلیل کردند. ایشان نقش دیگر عوامل اقتصادی و اجتماعی تاثیرگذار در تغییر الگوهای مصرف چای را نیز بررسی کردند. کینوکان و همکاران (۲۰۰۱)، ین و همکاران (۲۰۰۴)، پوفاهل و همکاران (۲۰۰۵) و ژنگ و کایسر (۲۰۰۸) تقاضای نوشیدنی‌های غیر الکلی را -که چای (و قهوه) را نیز در بر می‌گیرند- در آمریکا با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه برآورد کردند. این مطالعات از مدل‌های نظری تقاضا مانند سیستم تقاضای ترنسلوگ[۱]، مدل روتردام[۲] و انواع سیستم‌های تقاضای تقریبا ایده‌آل[۳] شامل خطی، غیرخطی و درجه دو، بهره بردند. هر چند تمرکز بیش‌تر این مطالعات بر مخارج تبلیغات بود، اما کشش‌های قیمتی و مخارج تقاضای (عمدتا مشروط[۴]) چای و قهوه نیز ارایه شدند. فائو (۲۰۱۲) برای تخمین تقاضای چای بازارهای هند، ژاپن، انگلیس، آمریکا و چین، از داده‌های سالانه، به صورت سری زمانی در دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۹ در چارچوب سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل استفاده کرد و کشش‌های قیمتی و مخارج را برآورد کرد. هنگ و هاوس (۲۰۱۶) نیز با استفاده از داده‌های سری زمانی فروش ماهانه (از آوریل ۲۰۱۳ تا آوریل ۲۰۱۵)، به بررسی تقاضای ترکیبی بازار نوشیدنی‌های آمریکا پرداختند. در این مطالعه از مدل روتردام برای برآورد کشش‌های قیمتی و مخارج، استفاده شد. یوهانس و ماتسودا (۲۰۱۶) در مطالعه خود که به برآورد اثرات آب و هوا بر مخارج قهوه و چای خانوارهای ژاپن با استفاده از مدل AIDS خطی و درجه دو پرداختند، معادلات تقاضا را بر اساس داده‌های تجمیع‌شده ترکیبی ساختگی یا شبه ترکیبی[۵] به دست آمده از «آمارگیری درآمد و هزینه خانوار» ژاپن، در

---

[۱] -Translog Demand System
[۲] -Rotterdam Model
[۳] -Almost Ideal Demand Systems (AIDS)
[۴] -Conditional Demand
[۵] -Aggregate Pseudo Panel Data

قالب سیستم خطی معادلات از روش رگرسیون‌های بـه ظـاهر نـامرتبط تکـراری[۱] تخمـین زدنـد و کشش‌ها را نسبت به قیمت و مخارج، ارایه و تحلیل کردند.

اقتصاد چای در ایران نیز مورد توجه پژوهشـگران بـوده اسـت. حیـدری و حسـینی (۱۳۸۵) بـه بررسی و برآورد مقدار واردات غیر رسمی (قاچاق) چـای بـه کشـور پرداختنـد. چراغـی و قلـی‌پـور (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای ضمن مرور و مقایسه سیاست‌های تنظیم بازار چای در ایران و دیگر کشورها، به صورت تحلیلی، اثر سیاست‌های بکار گرفته شده را بر روند تولید، مصرف، تجارت و قیمت چـای، مورد بررسی قرار دادند. لبابی میرقوامی و همکاران (۱۳۹۵) در بررسی عوامل مؤثر بر عرضـه چـای در ایران (استان گیلان) به برآورد کشش‌های عرضه این محصول با استفاده از داده‌های سری زمانی پرداختند، اما از معدود مطالعات تقاضای چای در ایران، مطالعه خسروی‌نژاد (۱۳۸۴) اسـت کـه بـه بررسی وضعیت اقتصادی چای از تولید تا مصرف پرداخت. در برآورد تقاضا بـا اسـتفاده از داده‌هـای ادغام‌شده (۱۳۶۳-۷۹) و بودجه‌بندی دو مرحله‌ای، ابتدا انتخاب کالاهای خوراکی به وسیله سیستم مخارج خطی و در مرحله دوم مصرف گروههای چای، قند و شکر و دیگر کالاهای خوراکی در قالـب سیستم تقاضای ایده‌آل برازش شد. بر اساس نتایج، چای برای خانوارهای شهری و روستایی کـالایی ضروری بشمار رفت. فلاح علی‌پور و کرباسی (۱۳۸۶) نیز تابع تقاضای گـروه چـای را بـرای منـاطق شهری ایران، در سال‌های (۱۳۶۹-۸۳) برآورد کرده‌اند. بـر اسـاس کشـش‌هـای قیمتـی و درآمـدی بدست آمده، در تمام دوره و برای تمامی گروههای درآمدی، چای کالایی ضروری بوده است.

در مطالعه تقاضای کالاها در ایران از سیستم مخارج خطی و داده‌های ادغام‌شـده اسـتفاده شـده است. در مطالعه هاشمی و خسروی‌نژاد (۱۳۷۴)، سیستم مخارج خطی بـه عنـوان الگـوی تقاضـای خانوارهای شهری در ایران، معرفی و با استفاده از داده‌های بودجـه خـانوار، کشـش‌هـای درآمـدی، قیمتی و متقاطع برآورد شـد. خـوش‌اخـلاق و همکـاران (۱۳۸۱) بـرای بـرآورد مـدل تقاضـای آب آشامیدنی از داده‌های سری‌زمانی- مقطع‌عرضی مربوط به دوره پنج ساله (۱۳۷۵-۷۹) پـنج منطقـه آبی شهر تهران استفاده کردند. تابع تقاضای ناشی از مطلوبیت استون-گیری به روش OLS، بـرآورد و کشش‌های مربوطه هم‌چنین، کم‌ترین آب آشامیدنی لازم، محاسبه شد. خسروی‌نژاد (۱۳۸۰) تابع تقاضای نان را با استفاده از روش مدل‌های ادغام‌شده برآورد کـرد. داده‌هـای مـورد اسـتفاده از نـوع داده‌های ادغام‌شده (دهک‌های گوناگون هزینه‌ای در سال‌های گوناگون) در دوره (۷۵-۱۳۶۳) بود.

با توجه به مطالعات انجام شده پیرامون تقاضای چای، چند موضوع مشخص می‌شـود: در عمـده مطالعات، تمرکز بر چای نبوده بلکه بر گروههای خـوراکی از جملـه نوشـیدنی‌هـا و یـا اثـر مخـارج تبلیغات بر تقاضای آن‌ها بود. هم‌چنین، ایـن مطالعـات عمومـا از داده‌هـای سـری زمـانی اسـتفاده

[۱] -Iterative Seemingly Unrelated Regressions (ISUR)

کرده‌اند و تقریبا –حتی آن‌هایی که داده‌های ادغام‌شده را بکار برده‌اند- به جز یک مورد، از روش‌های اقتصادسنجی داده‌های ترکیبی بهره نبرده‌اند. افزون بر موارد گفته شده، مطالعات داخلی در حوزه تقاضای چای نیز از نظر تعداد، بسیار اندک، و از لحاظ به روز بودن اطلاعات برای سیاست‌گذاری‌ها، تقریبا قدیمی (فاقد داده‌های حداقل ۱۳ سال اخیر) هستند. در مقابل، این مطالعه با تمرکز بر چای و کاربرد یک مدل تقاضا با پشتوانه نظری، از داده‌های ادغام‌شده و روش‌های داده‌های ترکیبی[۱] استفاده می‌کند که افزون بر قدرت‌بخشی اقتصادسنجی، امکان بررسی تغییرات کشش‌ها را طی سال‌ها فراهم می‌سازد. بر این اساس، هدف این مطالعه بررسی رفتار مصرفی خانوارهای شهری ایران از راه برآورد تقاضا و کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای گروه چای است.

مواد و روش‌ها

سیستم مخارج خطی[۲] (LES) که توسط کلاین و روبین (۱۹۴۸) معرفی شد، در واقع دستگاه توابع تقاضایی است که استون (۱۹۵۴)، گیری (۱۹۵۱) و ساموئلسون (۱۹۴۸) نشان دادند که از تابع مطلوبیت (۱) معروف به استون-گیری یا کلاین- روبین حاصل شده است (هندرسن و کوانت، ۱۹۸۰):

$$U = \phi \prod_{i=1}^{n} (Q_i - S_i)^{\beta_i} \qquad i = 1,2,3,...,n$$
$$\beta_i > 0 \quad \sum \beta_i = 1 \quad (Q_i - S_i) > 0 \qquad \partial U / \partial \phi > 0 \qquad (۱)$$

که در آن Q_i مقدار مصرف کالای i، S_i کم‌ترین مصرف ضروری[۳] کالای i، و β_i سهم نهایی کالای i در تابع مطلوبیت U می‌باشد؛ یعنی مطلوبیت مصرف‌کننده به مصرف مازاد کالاها نسبت به یک سطح کمینه (معاش) بستگی دارد که به‌صورت ضرب این مازادها با توانی برابر β_i که اثر یا سهم نهایی مطلوبیت هر کالاست در تابع مطلوبیت نمود می‌یابد. در عمل تابع به‌صورت $U = \sum \beta_i \ln(Q_i - S_i)$ نوشته می‌شود که اگر سبد مصرفی خانوار به دو گروه چای (Q_t) و سایر کالاها و خدمات (Q_{oth}) تقسیم شود، معادله (۲) بدست می‌آید (فلاح علی‌پور و کرباسی، ۱۳۸۶):

۱- Panel Data Methods
۲- Linear Expenditure System
۳ -Subsistence

$$U = \beta_t \ln(Q_t - S_t) + \beta_{oth} \ln(Q_{oth} - S_{oth}) \quad (۲)$$

که U مطلوبیت کل مصرف‌کننده، S_t حداقل مصرف چای، S_{oth} کمینه مصرف سایر کالاها و خدمات و β_t و β_{oth} پارامترهای سهمی به ترتیب مربوط به گروه چای و گروه دیگر کالاها می‌باشند.

با بیشینه کردن این تابع‌مطلوبیت نسبت‌به قید بودجه $m = P_t Q_t + P_{oth} Q_{oth}$ تابع تقاضای زیر بدست می‌آید:

$$Q_t = S_t + (\beta_t / P_t)[m - (P_t S_t + P_{oth} S_{oth})] \quad (۳)$$

که به‌صورت کاربردی داده‌های آماری $P_t S_t + P_{oth} S_{oth}$ ، در واقع همان کم‌ترین مخارج (معاش) روی کل کالاها و خدمات مصرفی خانوار شهری و m نیز مخارج کل آن است (که جانشین درآمد خانوار می‌باشد). کمینه معیشت یا کمینه مصرف (ضروری) کالاها به صورت برون‌زا از مخارج صرف شده روی کالاها در گروهی که کمترین مصرف را داشته قابل تعیین است. بدین روش با برآورد β_t (میل نهایی به مصرف نسبت به درآمد فرامعیشتی[۱]) کشش‌های قیمتی و درآمدی گروه چای محاسبه می‌شود (فلاح علی‌پور و کرباسی، ۱۳۸۶).

کشش‌های درآمدی و خود قیمتی تقاضا در سیستم مخارج خطی به ترتیب با مشتق گرفتن از رابطه (۳) نسبت به درآمد (m) و قیمت (P_t) و جاگذاری در تعریف کشش‌ها به صورت روابط (۴) و (۵) می‌باشند (هاشمی و خسروی‌نژاد، ۱۳۷۴):

$$\eta_t = \beta_t \frac{m}{P_t Q_t} \quad (۴)$$

$$\varepsilon_{tt} = -1 + (1 - \beta_t)(P_t S_t / P_t Q_t) \quad (۵)$$

در مطالعات قبلی مشابه، معمولاً از داده‌های سری زمانی استفاده شده است، اما کاربرد داده‌های ترکیبی[۲] دارای مزایایی است از جمله کاهش ناهمسانی واریانس، افزایش اطلاعات و تغییرپذیری، افزایش درجات آزادی و کارآیی، پویایی در مطالعه تغییرات، کمینه کردن تورش ناشی از درنظر گرفتن واحدها به صورت کلی و تعیین اثراتی که به سادگی در داده‌های مقطعی و سری‌زمانی قابل مشاهده نیستند (بالتاجی، ۲۰۰۵).

۱- Supernumerary income
۲- Panel Data

در این مطالعه بمنظور برآورد تابع تقاضا برای خانوار ایرانی (شهری) از مدل داده‌های ادغام شده (۶) که دارای پارامتر مشترک برای تمام خانوارها در طول دوره می‌باشد، استفاده می‌شود (هسیائو، ۲۰۱۴):

$$y_{it} = \mu + \sum_{k=1}^{k} \beta_k X_{kit} + \alpha_i + u_{it} \qquad (۶)$$

که $\alpha_i^* = \mu + \alpha_i$ است. μ «عرض‌ازمبدأ میانگین»[۱] بوده و α_i اختلاف واحدهای مقطعی گوناگون از عرض‌از مبدأ میانگین می‌باشد. اگر α_i ثابت باشد معروف به مدل اثرات ثابت[۲] است که با روش رگرسیون کم‌ترین مربعات با متغیرهای مجازی[۳] برآورد می‌شود، اما اگر این اثرات غیر قابل مشاهده تصادفی باشند، مدل موسوم به اثرات تصادفی[۴] است که به آن مدل اجزای خطا[۵] نیز می‌گویند و به روش کم‌ترین مربعات تعمیم‌یافته[۶] برآورد می‌شود.

برای‌تخمین در قالب مدل داده‌های ترکیبی، معادله (۳) در۲ بعد مقطعi و زمانt بازنویسی شد (معادله ۷):

$$T0_{it} = \alpha_i + \beta.M0_{it} + e_{it} \qquad \begin{matrix} i = 1,2,...,10 \\ t = 1384,...,1393 \end{matrix} \qquad (۷)$$

که در آن $T0_{it}$ و $M0_{it}$ عبارتند از :

$$T0_{it} = P_{it}Q_{it} - P_{it}S_{it}$$
$$M0_{it} = \sum P_{it}Q_{it} - \sum P_{it}S_{it}$$

که دو جزء مهم در تابع تقاضای فوق وجود دارد: جزء مربوط‌به مخارج فرامعیشتی خانوار روی کالای چای (گروه چای) در دهک درآمدیi و سالt ($T0_{it}$) و جزء مربوط به درآمد (مخارج) فرامعیشتی ($M0_{it}$).

---

۱ -"mean intercept"
۲- Fixed Effects Model: FEM
۳ -Least Squares Dummy Variable: LSDV
۴ -Random Effects Model: REM
۵ -Error Component Model: ECM
۶ -Generalized Least Squares: GLS

برای تعیین روش برآورد مدل‌های داده‌های ترکیبی، آزمون‌های مقابل رایج هستند: آزمون F[۱] (برای انتخاب از بین مدل‌های LSDV و مدل ادغام‌شده[۲] که تنها یک جمله ثابت برای تمام واحدها دارد و به روش OLS برآورد می‌شود)، آزمون LM[۳] (بین REM و مدل با ترکیب کل داده‌ها به روش OLS) و آزمون هاسمن (تشخیص مدل ترجیحی از بین مدل‌های FEM و REM) که در این مطالعه مورد استفاده قرار می‌گیرند (گرین، ۲۰۱۲).

خصوصیات آماری برآوردگرهای سری زمانی معمولاً به پایایی یا ناپایایی[۴] داده‌ها وابسته است. اگر داده‌ها ناپایا یا دارای ریشه‌های واحد باشند، آماره‌های آزمون مرسوم والد توسط توزیع‌های t یا کای‌دو به خوبی قابل تخمین نیست، اما با داده‌های ترکیبی، امکان بهره‌گیری از داده‌های بعد مقطع‌ها نیز جهت تشخیص پایایی - در مقابل ریشه واحد – وجود دارد (هسیائو، ۲۰۱۴). بر اساس مطالعات اخیر، آزمون‌های ریشه واحد مبتنی بر داده‌های ترکیبی[۵]، دارای قدرت بالاتری نسبت به آزمون‌های ریشه واحد سری‌های زمانی منفرد هستند. در این مطالعه از آزمون لوین، لین و چو (۲۰۰۲) (در فرآیند ریشه واحد مشترک)[۶] برای داده‌های ادغام‌شده در نرم‌افزار Eviews 9 استفاده استفاده شد (IHS Global Inc., 2015).

جامعه آماری شامل کلیه خانوارهای معمولی ساکن در نقاط شهری در سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ می‌باشد. داده‌های مخارج چای در دهک‌های هزینه‌ای سالانه در سال‌های مورد مطالعه، کنار یکدیگر قرار گرفته و داده‌های ادغام‌شده[۷] را تشکیل می‌دهند. آمارهای مربوط به چای در گزارش‌های هزینه و درآمد خانوار شهری مرکز آمار ایران در قالب گروه کالایی «چای، قهوه و کاکائو» منتشر شده است. با توجه به سهم عمده مصرف چای نسبت به قهوه و کاکائو در میان خانوارهای ایرانی، می‌توان از داده‌های این گروه کالایی با عنوان «گروه چای» استفاده نمود و نتایج را برای چای تا حد زیادی معتبر دانست.

۱- F-Test
۲- Pooled Model
۳ -LM Test: Lagrange Multiplier
۴ -Stationarity or Nonstationarity
۵ -Panel-based
۶- Levin, Lin and Chu (2002) (Common Unit Root Process)
۷- Pooled Data

نتایج و بحث

آماره‌های محاسباتی آزمون لوین، لین و چو (در فرآیند ریشه واحد مشترک) در جدول ۱آمده است. با توجه به جدول فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح ۰/۰۵ برای متغیرهای مدل رد می‌شود. بنابراین، متغیرهای مدل در سطح، ایستا بوده و می‌توان مدل را برآورد کرد.

نتایج برآورد معادله (۷) در قالب مدل‌های گوناگون داده‌های ترکیبی در جدول ۲ آورده شده است. هم‌چنین، نتایج آزمون‌های F، LM و هاسمن برای انتخاب مدل مطلوب از بین مدل‌های برآورد شده در جدول ۲ و جدول ۳ گزارش شده است.

بر اساس جدول ۳ آماره آزمون F با فرض صفر یکسان بودن عرض‌ازمبدأها برابر با ۱۲/۶۳۴۵ با احتمال فرض‌صفر ۰/۰۰۰ است؛ بنابراین، فرضیه صفر یعنی مدل ادغام‌شده در برابر مدل اثرات ثابت رد می‌شود. در مرحله بعد مدل اثرات تصادفی برآورد شد. با انجام آزمون ضریب لاگرانژ بروش-پاگان[۱] برای این مدل، آماره محاسباتی برابر با ۴۱/۸۱۷۹ با احتمال‌فرض‌صفر ۰/۰۰۰ بدست آمد؛ لذا، فرضیه‌صفر رد شده و مدل‌اثرات‌تصادفی در برابر مدل ادغام‌شده رد نمی‌شود. در نتیجه، با توجه به آزمون‌های فوق (F و LM)، مدل ادغام‌شده در مقابل مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی رد شده است. آماره محاسباتی آزمون هاسمن ۱۸/۴۴۹۲، با احتمال فرض‌صفر ۰/۰۰۰ بدست آمد. لذا آزمون هاسمن، مدل اثرات تصادفی را رد می‌کند. بنابراین، مدل اثرات ثابت بر دو مدل دیگر برتری دارد. با وجود نتیجه آزمون هاسمن در تصمیم به انتخاب از بین مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی، مهم است که به هشدار جانستون و دیناردو[۲] توجه شود: «... قانون ساده‌ای وجود ندارد تا پژوهشگر با آن دست به انتخاب از بین اثرات ثابت و خطای اندازه‌گیری و گزینش پویا بزند.» (گجراتی و پورتر، ۲۰۰۹)، لذا نتایج هر سه مدل ارایه می‌شود.

با استفاده از برآوردهای سهم نهایی مخارج (β) در سه مدل ادغام‌شده، اثرات ثابت و اثرات تصادفی و روابط (۴) و (۵)، کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضای گروه چای خانوار شهری ایران محاسبه شده است. نتایج برای مقایسه در جدول ۴ ارایه شده است. این کشش‌ها در واقع میانگین کشش‌ها در دهک‌های هزینه‌ای سالانه برای کل دوره مورد بررسی (۱۳۸۴-۹۳) می‌باشند چرا که براساس میانگین کمینه معاش‌ها و مخارج صرف شده روی کالای گروهی چای و دیگر کالاها محاسبه شده است.

۱- Breusch-Pagan LM Test

۲- Jack Johnston and John DiNardo, *Econometric Methods*, 4th ed., McGraw-Hill, 1997, p. 403.

مدل (۲) الگوی ترجیحی این پژوهش بوده و برای مراحل بعد (کشش قیمتی و درآمدی تقاضای چای، به ترتیب ۰/۴۱۸۹- و ۰/۵۲۹۷) انتخاب شده است؛ با این حال، برخی موارد، لازم به توجه می‌باشند: (الف) با توجه به اختلاف کشش‌های قیمتی و درآمدی کم‌تر از واحد در سه مدل، میزان کشش ناپذیری چای در آن‌ها متفاوت است؛ اما بر اساس کشش‌های درآمدی برآورد شده، در هر سه مدل، گروه چای کالایی ضروری بشمار می‌رود که مطابق با انتظارات پژوهش می‌باشد؛ (ب) بر اساس نتایج جدول ۴ اگر چه با تغییر مدل، کشش تغییر کرده است، با این حال روند تغییرات کشش‌ها در دوره‌ها و مقاطع گوناگون، کماکان به یک صورت باقی خواهد ماند.

بمنظور تحلیل تغییرات سالانه، نمودارهای کشش‌های قیمتی و درآمدی مربوطه ارایه شده‌اند. تغییرات سالانه کشش قیمتی و درآمدی متوسط دهک‌ها، به ترتیب در نمودارهای (۱) و (۲) نشان داده شده‌اند، که در نمودار (۱) از قدر مطلق کشش‌های قیمتی استفاده شده است.

بر اساس نمودار (۱) کشش قیمتی در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ دارای نوسان بوده است، به گونه‌ای که در برخی از سال‌ها کاهش و در برخی دیگر افزایش یافته است. مقدار این کشش در (چهار سال) انتهای دوره نسبت به سال اول دوره، اندکی بیش‌تر است، اما به طور کلی مشاهده می‌شود که تقریبا ثابت بوده و افزایش چندانی نداشته است. براساس داده‌های این نمودار دو نکته قابل تشخیص است. نخست این‌که، قدر مطلق کشش قیمتی در دامنه (۰/۴۶ – ۰/۳۸) تغییر کرده و میانگین آن ۰/۴۲ می‌باشد؛ بنابراین، حساسیت خانوار شهری ایران نسبت به قیمت (کالای گروهی) چای مصرفی حدود ۰/۴۲ است، یعنی اگر قیمت چای ۱ درصد تغییر کند تقاضای خانوار حدود ۰/۴۲ درصد (در راستای مخالف تغییر قیمت) تغییر خواهد کرد. نکته دوم: این حساسیت نسبت به قیمت، برای نیمه نخست و دوم دوره مورد مطالعه، در سطح میانگین کل دوره بوده است با این تفاوت که در سال‌های نیمه نخست، نوسان بیش‌تر و در سال‌های نیمه دوم نوسانی کم‌تر داشته است؛ این بدان معنی است که درجه کشش‌ناپذیری تغییر چندانی نداشته و این کالا کماکان کالایی کشش‌ناپذیر بشمار می‌رود.

نمودار (۲) نشان می‌دهد که کشش درآمدی در این دوره با وجود این‌که در طول سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳، از ۰/۴۴ به ۰/۴۸ افزایش یافته، ولی در سال‌های نخست دوره، روندی پیوسته افزایشی و بعد از سال‌های میانی، ابتدا ثابت و سپس به مدت دو سال، روند کاهشی داشته است، یعنی در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ حساسیت کم مصرف خانوار شهری نسبت به درآمد، کم‌تر هم شده است، ولی این روند تغییر کرده و در سال آخر دوره، دوباره افزایش یافته است. نکته قابل توجه این است که در دوره مورد بررسی، از ضروری بودن گروه چای عموما کاسته شده است. به بیان دیگر، گروه چای عمدتا در راستایی پیش رفته است که به کالایی لوکس تبدیل شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه برای بررسی جایگاه چای در سبد مصرفی خانوارهای شهری ایران، تابع تقاضای گروه چای در دوره زمانی ۹۳-۱۳۸۴ با استفاده از ادغام داده‌های سری زمانی و مقطعی به صورت دهک و سال در مدل سیستم مخارج خطی (LES) به روش‌های داده‌های ترکیبی و انجام آزمون‌های مربوطه برآورد شد. سپس ضرایب مربوط به کشش‌های قیمتی و درآمدی ارایه و تحلیل شد. در نهایت، به طور خلاصه می‌توان گفت که بر اساس نتایج این مطالعه، چای به عنوان کالایی ضروری در سبد مصرفی خانوار شهری جای داشته، اما با گذشت زمان از میزان ضروری بودن آن تا حدی کاسته شده است. این نتیجه -یعنی کشش درآمدی کوچک‌تر از واحد که دلالت بر ضروری بودن چای برای خانوارهای شهری ایران دارد- با نتایج مطالعات انجام‌شده در گذشته به وسیله خسروی‌نژاد (۱۳۸۴) مربوط به دوره (۱۳۶۳-۷۹) و فلاح علی‌پور و کرباسی (۱۳۸۶) مربوط به دوره (۱۳۶۹-۸۳) سازگار است. از سوی دیگر، بر اساس نتایج مطالعه حاضر، چای کالایی کشش‌ناپذیر (قیمتی) است که تاییدکننده نتایج مطالعه فلاح علی‌پور و کرباسی (۱۳۸۶) است. هر چند بر اساس مطالعه خسروی‌نژاد (۱۳۸۴) چای کالایی با کشش معرفی شد اما مقدار کشش قیمتی، ۱/۰- بوده که نشان‌دهنده مرز کشش‌پذیری و کشش‌ناپذیری قیمتی برای این کالاست. با توجه به تخمین کشش قیمتی کوچک‌تر از واحد، در موضوع قیمت‌گذاری، اگر هدف، افزایش درآمد تولیدکننده چای باشد، سیاست افزایش قیمت (در مقابل کاهش قیمت) می‌تواند موثر باشد البته، باید دقت شود که منظور درآمد عرضه‌کننده چای داخلی و خارجی است. از آن‌جا که تقاضای چای، با تقاضای سایر کالاها نیز مرتبط است، اخذ یک تصمیم سیاستی مشخص، نیازمند لحاظ کردن جامعیت کافی می‌باشد. لذا، پیشنهاد می‌شود مطالعات آینده به صورت سیستمی و با جامعیت بیش‌تر صورت گیرند.

منابع

- بیرونی، ا. (۱۳۷۰). الصیدنه فی الطب، تصحیح عباس زریاب خویی، مرکز نشر دانشگاهی، تهران.
- چراغی، د. و قلی‌پور، س. ۱۳۸۸. بررسی اثر سیاست‌های اقتصادی بر تنظیم بازار چای در ایران، بررسی‌های بازرگانی، ۳۷، ص۲۷تا۴۲.
- حیدری، غ.ر. و حسینی م. (۱۳۸۵). براورد واردات غیررسمی (قاچاق) چای به ایران، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۵۴، ص۱-۳۳.
- خسروی‌نژاد، ع.ا. (۱۳۸۰). برآورد تابع تقاضای نان برای خانوارهای شهری (کاربردی از مدل‌های با اطلاعات ادغام شده)، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۰، ص۱۱۷تا۱۳۷.

- خسروی‌نژاد، ع.ا. (۱۳۸۴). بررسی اقتصادی چای از تولید تا مصرف، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، تهران.
- خوش‌اخلاق، ر. و صمدی، س. و عمادزاده، م. و هادیزاده خیرخواه، ح. (۱۳۸۱). برآورد تابع تقاضای آب شهر تهران، پژوهش‌های اقتصادی، ۴، ص ۱۰۹-۱۳۰.
- فلاح علی‌پور، س. و کرباسی، ع. (۱۳۸۶). برآورد تابع تقاضای گروه چای برای خانوارهای شهری ایران (۱۳۶۹-۱۳۸۳): کاربرد سیستم مخارج خطی به روش داده‌های ادغام‌شده، مجموعه مقالات ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، مشهد.
- فیاضی، ع. و یوسفی قلعه‌رودخانی، ع. (۱۳۹۰). نگاهی به تاریخچه چای و نقش کاشف‌السلطنه در احیاء این صنعت در ایران، مسکویه، شماره ۱۸، ص۱۲۷تا۱۴۶.
- لبابی میرقوامی، م. و نصابیان، ش. و یزدانی، س. (۱۳۹۵). عوامل مؤثر بر عرضه چای در ایران (مطالعه موردی: استان گیلان)، مدلسازی اقتصادی، ۳۴، ص ۱۱۵-۱۳۰.
- مرکز آمار ایران (۱۳۸۴-۹۳)، سالنامه آماری، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.
- مرکز آمار ایران (۱۳۸۴-۹۳)، مطالعات هزینه و درآمد خانوار شهری، سازمان‌مدیریت‌و برنامه‌ریزی کشور.
- هاشمی، ا. و خسروی‌نژاد، ع.ا. (۱۳۷۴). سیستم مخارج خطی الگوی تقاضای خانوارهای شهری در ایران، اقتصاد، شماره ۴، ص۷۴-۹۲.

References

- Adams, F.G. & Behrman, J.R.(1976). Econometric Models of the World Agricultural Commodity Markets: Cocoa, Coffee, Tea, Wool, Cotton, Sugar, Wheat, Rice**,** Ballinger Publishing Company, Cambridge, USA.
- Baltagi, B.H. (2005). Econometric Analysis of Panel Data, 3rd ed. John Wiley and Sons, England.
- Chang, K. (2015). World Tea Production and Trade: Current and Future Development, A publication by the Food and Agricultural Organization of the United Nations, Rome, Retrieved from www.fao.org/3/a-i4480e.pdf.
- Chung, C.H. & Ukpong, G. (1981). The World Tea Economy: An Econometric Model of its Structure, Performance and Prospects, World Bank Commodity Models, Vol. 1, World Bank Staff Commodity Working Paper, No. 6.
- Dastagiri, M.B. (2017). Analysis of Economic Trends in Overseas Markets for Indian Tea and Coffee, Outlook on Agriculture, 46(1). pp: 44-48.
- Euromonitor. 2017. Tea in Iran, Retrieved from www.euromonitor.com/tea-in-iran/report.
- FAO Intergovernmental Group on Tea. (2012). Twentieth Session: A Demand Analysis for Tea Market, Colombo, Sri Lanka, Retrieved from

www.fao.org/fileadmin/templates/est/COMM_MARKETS_MONITORING/Tea/Documents /IGG_20/12-2-demand.pdf.
- IHS Global Inc. (2015). EViews 9 User's Guide II, IHS Global Inc., Irvine, USA.
- Geary, R.C. (1950-1951). A Note on "A Constant-Utility Index of the Cost of Living", The Review of Economic Studies, 18(1). pp: 65-66.
- Greene, W.H. (2012). Econometric Analysis, 7th ed. Pearson Education Limited, England.
- Gujarati, D.N. & Porter, D.C. (2009). Basic Econometrics, 5th ed. McGraw-Hill, New York, USA.
- Henderson, J. & Quandt, R.E. (1980). Microeconomic Theory: A Mathematical Approach, 3rd ed. McGraw-Hill, New York.
- Heng, Y. & House, L. (2016). A Composite Demand Analysis for the Beverage Market. In 2016 Annual Meeting, July 31-August 2, 2016, Boston, Massachusetts (No. 235704), Agricultural and Applied Economics Association.
- Hsiao, C. (2014). Analysis of Panel Data, 3rd ed. Cambridge University Press, New York, USA.
- Kinnucan, H.W., Miao, Y., Xiao, H. & Kaiser, H.M. (2001). Effects of Advertising On U.S. Non-Alcoholic Beverage Demand: Evidence from a Two-Stage Rotterdam Model, In Michael R. Baye, Jon P. Nelson (ed.) Advertising and Differentiated Products (Advances in Applied Microeconomics, Volume 10) Emerald Group Publishing Limited, 1–29.
- Klein, L.R. & Rubin, H. (1947-1948). A Constant-Utility Index of the Cost of Living, the Review of Economic Studies, 15(2). pp: 84-87.
- Levin, A., Lin, C.F. & Chu, C. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, Journal of Econometrics, 108. pp: 1-24.
- Murti, V.N. (1966). An Econometric Study of the World Tea Economy, Ph.D. Thesis, University of Pennsylvania: Philadelphia, USA.
- Nguyen, D.T. & Rose, M. (1987). Demand for Tea in the UK 1874–1938: An Econometric Study, The Journal of Development Studies, 24(1). pp: 43-59.
- Pofahl, G.M., Capps, O. Jr., & Clauson, A. (2005). Demand for Non-Alcoholic Beverages: Evidence of from the ACNielsen Home Scan Panel, In American Agricultural Economics Association annual meeting, Providence, RI.
- Ruxton, C. (2016). Tea: Hydration and Other Health Benefits, Primary Health Care, 26(8). pp: 34-46.
- Samuelson, P.A. (1947-1948). Some Implications of "Linearity", The Review of Economic Studies, 15(2). pp: 88-90.
- Stone, R. (1954). Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand, the Economic Journal, 64 (255). pp: 511-527.

- TechNavio-Infiniti Research Ltd. (2017). Global Tea Market 2017-2021. Retrieved from www.technavio.com/report/global-tea-market.
- Tyler, G.P. 1976. Recent Developments and Future Prospects for the World Tea Economy, Oxford Agrarian Papers, 5(1). pp: 99-123.
- UNCTAD and FAO. (1979). The Technical Feasibility of Operating an International Buffer Stock for Tea, Report TD/B/IPC/TEA/5, Geneva.
- Vishwasrao Sr, S. and Bosshardt, W. (1996). Optimum Tariffs for Vertically Differentiated Products with an Application to Indian Tea Exports, Applied Economics, 28(2). pp: 273-280.
- Weerahewa, J. (2003). Estimating Market Power of Tea Processing Sector, Sri Lankan Journal of Agricultural Economics, 5(1). pp: 69-82.
- Yen, S.T., Lin, B.H., Smallwood, D.M. & Andrews, M. (2004). Demand for Nonalcoholic Beverages: The Case of Low-Income Households, Agribusiness, 20(3). pp: 309–321.
- Yohannes, M.F., & Matsuda, T. (2016). Weather Effects on Household Demand for Coffee and Tea in Japan, Agribusiness, 32(1). pp: 33-44.
- Zheng, Y. & Kaiser, H.M. (2008). Advertising and U.S. Nonalcoholic Beverage Demand, Agricultural and Resource Economics Review, 37(2). pp: 147–159.

پیوست‌ها

جدول ۱- خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	آماره t لوین، لین و چو	احتمال فرضیه صفر
T0	-۲/۷۴۶۳۰	۰/۰۰۳
M0	-۱/۹۴۸۷۱	۰/۰۲۶

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲- نتایج برآورد مدل تقاضای چای.

نوع مدل	ضریب شیب (β)	R^2
مدل مقید: ادغام‌شده	۰/۰۰۱۸۴ (۱۳/۸۰)*	۰/۶۶۰۲
مدل نامقید:		
اثرات ثابت	۰/۰۰۲۸۶ (۱۷/۲۱)	۰/۸۵۰۸
اثرات تصادفی	۰/۰۰۲۵۱ (۱۷/۲۸)	۰/۷۲۱۲

* اعداد داخل پرانتز آماره t مربوط به برآورد می‌باشند.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳- خلاصه نتایج آزمون‌های آماری F، LM و هاسمن.

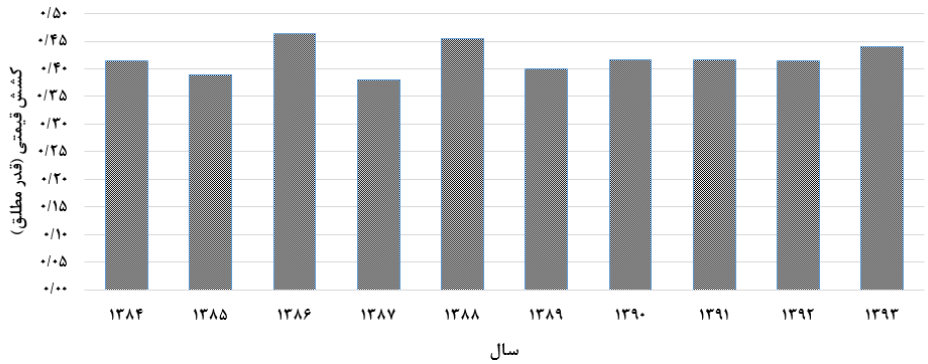
نوع آزمون	آماره	احتمال فرضیه صفر
F	۱۲/۶۳۴۵	۰/۰۰۰
LM بروش-پاگان	۴۱/۸۱۷۹	۰/۰۰۰
هاسمن	۱۸/۴۴۹۲	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

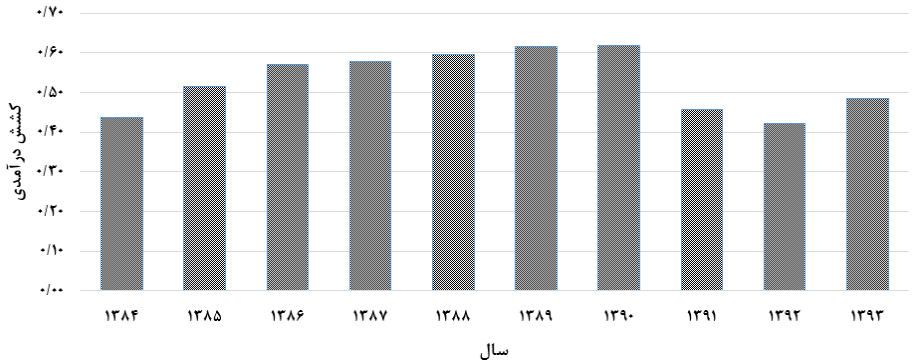
جدول ۴- مقایسه ضرایب کشش‌های میانگین قیمتی و درآمدی تقاضای چای در سه مدل داده‌های ترکیبی.

	مدل ادغام‌شده (۱)	مدل اثرات ثابت (۲)	مدل اثرات تصادفی (۳)
کشش قیمتی	-۰/۴۱۸۳	-۰/۴۱۸۹	-۰/۴۱۸۷
کشش درآمدی	۰/۳۴۰۴	۰/۵۲۹۷	۰/۴۶۶۱

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۱- تغییرات سالانه کشش قیمتی برای میانگین دهک‌ها.



نمودار۲- تغییرات سالانه کشش درآمدی برای میانگین دهک‌ها.