

بر آورد تابع تقاضای گروه چای
برای خانوارهای شهری ایران (۱۳۸۳-۱۳۶۹)
کاربرد سیستم مخارج خطی به روش داده‌های ادغام‌شده

سیاوش فلاح علی‌پور^۱ و علیرضا کرباسی^۲

چکیده

چای یکی از رایج‌ترین نوشابه‌های غیرالکلی و تخدیری است که مردم اکثر کشورهای جهان آن را مصرف می‌کنند. مصرف سرانه جهانی چای در سال حدود ۵۰۰ گرم است در حالی که این رقم برای کشور ما به بیش از ۵٫۱ کیلوگرم در سال می‌رسد. با توجه به مصرف نسبتاً بالای چای و عمومیت این مصرف در ایران و این نکته که هزینه چای سهم نسبتاً زیادی را در مخارج کل گروه‌های کم‌درآمد تشکیل می‌دهد، تعیین جایگاه این کالا در سبد مصرفی خانوارها اهمیت می‌یابد.

این تحقیق تابع تقاضای چای را برای مناطق شهری در دوره زمانی ۸۳-۱۳۶۹ با کاربرد مدل LES (سیستم مخارج خطی) و استفاده از داده‌های ادغام‌شده - ادغام داده‌های سری زمانی و مقطعی به صورت دهک و سال - برآورد کرده و ضرائب مربوط به کشش‌های قیمتی و درآمدی را ارائه می‌کند. در ضمن برای اجتناب از حصول نتایج کاذب، آزمون پایایی داده‌های ترکیبی انجام شده است.

بر اساس کشش‌های قیمتی و درآمدی به دست آمده، در تمام دوره و برای کلیه گروه‌های درآمدی، چای کالایی ضروری است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که این کالا در طول زمان در جهت لوکس شدن پیش می‌رود، هرچند تا رسیدن به این سطح فاصله زیادی دارد.

واژه‌های کلیدی: مدل LES (سیستم مخارج خطی)؛ تابع تقاضا (مصرف)؛ روش داده‌های ترکیبی؛ آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی؛ چای

^۱ دانشجوی کارشناسی ارشد رشته اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل

E-Mail Address: Siavash_Alipour2002@Yahoo.Com

^۲ استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل

مطالعات مربوط به تقاضای کالاها با اهداف متعددی انجام می‌شود. از جمله این که بررسی واکنش مصرف‌کنندگان به تغییر قیمت‌ها و درآمد، برای اعمال سیاست‌های مختلف اقتصادی و یا پیش‌بینی تقاضای آینده اجتناب‌ناپذیر است.

از بین محصولات کشاورزی چای نیز به‌عنوان کالایی خوراکی در سبد مصرفی خانوار ایرانی جایگاه ویژه‌ای دارد. مصرف چای در ایران به قدری عمومیت دارد که آخرین آمارهای موجود، مصرف سرانه چای هر ایرانی را بسیار بالاتر از متوسط جهانی و حدود ۲ کیلوگرم در سال برآورد کرده‌اند. اما اقتصاد چای کشور از یک سو با مشکلات متعددی مانند تنظیم بازار و قاچاق روزافزون (واردات غیر رسمی) روبرو است و از سوی دیگر مطالعات علمی صورت گرفته در این حوزه بسیار کم است. در این راستا بررسی رفتار مصرف‌کننده چای می‌تواند در تعیین سیاست‌های این بخش نقش عمده‌ای ایفا کند.

هدف از این مطالعه بررسی رفتار مصرفی خانوارهای شهری ایران از طریق تخمین تابع تقاضای چای است که جامعه آماری شامل کلیه خانوارهای معمولی ساکن در نقاط شهری در طی سالهای ۸۳-۱۳۶۹ می‌باشد. خانوار (معمولی ساکن) از یک یا چند نفر تشکیل می‌شود که با هم در یک اقامتگاه معمولی و ثابت زندگی می‌کنند و با یکدیگر هم‌خرج هستند و معمولاً با هم غذا می‌خورند. داده‌ها از منابع آماری هزینه و درآمد خانوار شهری مرکز آمار ایران برای سال‌های یاد شده فراهم شده است. داده‌های مخارج چای به صورت کالایی منفرد وجود نداشته بلکه شامل گروه کالایی «چای، قهوه و کاکائو» است. از آنجا که سهم عمده مصرف خانوارهای ایرانی از این گروه کالایی را چای تشکیل می‌دهد، می‌توانیم از این داده‌ها استفاده کرده و نتایج را برای چای به عنوان یک کالای تکی (و نه ترکیبی) تا حد زیادی صادق بدانیم.

این تحقیق در چهار بخش تنظیم شده است. بخش اول به پیشینه تحقیق می‌پردازد؛ در بخش دوم یعنی مواد و روش‌ها، ابتدا تابع تقاضای چای در قالب مدل LES معرفی شده، سپس بکارگیری داده‌های ادغام‌شده در این مدل بحث می‌شود. در ادامه، برآورد مدل‌های ادغام‌شده، روش‌ها و آزمون‌های مربوطه آورده شده و در پایان، آزمون‌های ریشه واحد داده‌های ادغام‌شده تشریح می‌شود؛ در بخش سوم که مربوط به نتایج و بحث است، ابتدا مدل تجربی تقاضای چای تشریح می‌شود. پس از ارائه نتایج آزمون پایایی، مدل تجربی برآورد شده، آنگاه کشش‌های قیمتی و درآمدی چای محاسبه و بحث می‌شوند؛ بخش چهارم نیز به جمع‌بندی و ارائه پیشنهاد برای سیاست‌گذاری اختصاص دارد.

پیشینه تحقیق

هاشمی و خسروی نژاد (۱۳۷۴) در مطالعه خود سیستم مخارج خطی را به عنوان الگوی تقاضای خانوارهای شهری در ایران معرفی کرده‌اند. در این مقاله سعی شده است که با کمک مدل عادت نسبی اولاً الگوی مزبور بصورت پویا ارائه شود، ثانیاً توابع تقاضا در قالبی که دستگاه معادلات به ظاهر نامرتبط را تصویر می‌کند، نوشته شود. برآورد دستگاه به روش ISUR یا روش معادلات به ظاهر نامرتبط تکراری به صورت مقید می‌باشد که با استفاده از داده‌های بودجه خانوار (۷۰-۱۳۴۴) پارامترهای دستگاه مخارج خطی و بر اساس آن کشش‌های درآمدی، قیمتی و متقاطع برآورد شده‌اند. صفوی (۱۳۸۰) طی مقاله‌ای تابع تقاضای محصولات پروتئینی را به تفکیک مناطق شهری و روستایی ایران از طریق تلفیق داده‌های سری زمانی و مقطعی برآورد کرده و ضرایب مربوط به انواع کشش‌های درآمدی، قیمتی و متقاطع را ارائه نموده است. داده‌های آماری سال‌های (۷۸-۱۳۵۰)، کشش‌های درآمدی اقلام گوشتی را بیشتر از اقلام غیرگوشتی (تخم مرغ و لبنیات) برآورد کرده است. خوش-اخلاق و همکاران برای برآورد ضرایب مدل تقاضای آب آشامیدنی از داده‌های سری زمانی - مقطعی عرضی مربوط به دوره پنج ساله (۷۹-۱۳۷۵) پنج منطقه آبی شهر تهران استفاده کرده‌اند. در این تحقیق از تابع مطلوبیت استون-گیری استفاده شده و تابع تقاضای حاصل به روش OLS برآورد شده است و در نهایت کشش‌های مربوطه همچنین حداقل آب آشامیدنی لازم، محاسبه شده است. خسروی نژاد (۱۳۸۰) در مقاله خود رفتار مصرفی خانوارهای شهری در خصوص نان را مورد توجه قرار داده و تابع تقاضای این کالا را با استفاده از تکنیک مدل‌های ادغام شده برآورد کرده است. داده‌های مورد استفاده از نوع داده‌های ادغام شده (دهک‌های مختلف هزینه‌ای در سالهای مختلف) در دوره (۷۵-۱۳۶۳) است.

دانیلسون (۱۹۷۹) در مطالعه خود از تابع لگاریتمی (Doublelog) برای برآورد کشش‌های درآمدی و قیمتی آب در فصول تابستان و زمستان و نیز کل سال استفاده کرده است. او در این تحقیق از داده‌های ادغام شده رالی کالیفرنیا بهره برده است. لی و براون (۱۹۹۴) برای بررسی تغییرات کشش‌های تقاضا در طی سال‌های مطالعه، از آمارهای مخارج خانوار استفاده کرده‌اند. این مطالعه چگونگی تأثیرگذاری درآمد و قیمت‌ها و تقاضای مصرف‌کنندگان در تایوان را مد نظر داشته است. ایستوود و کارون (۱۹۸۱) پس‌انداز و تقاضای مواد خوراکی را در قالب مدل «سیستم مخارج خطی تعمیم‌یافته کامل» بررسی کرده‌اند. داده‌های این مطالعه مربوط به دوره (۷۸-۱۹۵۵) آمریکا بوده و مدل به روش حداقل‌کثر راست‌نمایی غیر خطی برآورد شده است. کستنز و برستر (۱۹۹۶) در مطالعه‌ای الگوهای روتردام، ایدز، خطی و تقاضای لگاریتمی تفاضل اول را در نظر گرفته، با استفاده از آمارهای سرانه مصرف مواد خوراکی آمریکا و معیار قدرت پیش‌بینی الگو دست به انتخاب مدل مناسب زدند. نتایج حاکی از مناسب بودن مدل‌هایی بود که قالب تئوریک خاص خود را داشتند. یعنی مدل‌هایی همچون LES که قیده‌های تئوریک در آن اعمال شده است، بهتر بوده‌اند.

تابع تقاضای چای در قالب مدل LES^3

در تئوری اقتصاد خرد ترجیحات مصرف کننده براساس تابع مطلوبیت خوش رفتاری⁴ است که مطلوبیت در آن تابعی از مجموعه کالاهای مصرفی بوده و مصرف کننده با توجه به قید بودجه، مطلوبیت خود را حداکثر می کند. سیستم مخارج خطی که توسط کلاین و روبین⁵ (۱۹۴۸) معرفی شد، در واقع دستگامی از توابع تقاضا بوده که استون، گیری و ساموئلسون⁶ نشان دادند که این سیستم تقاضا از تابع مطلوبیت زیر معروف به استون-گیری یا کلاین-روبین حاصل شده است:

$$U = \phi \prod_{i=1}^n (Q_i - S_i)^{\beta_i} \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (1)$$

$$\beta_i > 0 \quad \sum \beta_i = 1 \quad (Q_i - S_i) > 0 \quad \partial U / \partial \phi > 0$$

که در آن:

Q_i میزان مصرف کالای i ، S_i حداقل مصرف ضروری کالای i ، و β_i سهم نهایی کالای i در مطلوبیت می باشد؛ یعنی مطلوبیت مصرف کننده به مصرف مازاد کالاها نسبت به یک سطح حداقل (معاش) بستگی دارد که به صورت ضرب این مازادها در تابع مطلوبیت نمود می یابد با توانی برابر β_i که اثر یا سهم نهایی مطلوبیت هر کالا است. شرط $\sum \beta_i = 1$ در تابع CES فوق، شبه مقعر بودن را تضمین می کند. در عمل تابع را به صورت زیر می نویسیم:

$$U = \sum \beta_i \ln(Q_i - S_i)$$

از آنجا که تابع مطلوبیت فوق و تقاضای ناشی از آن معمولاً برای کالاهای ضروری مثل آب یا کالاهای خوراکی بکار می رود و با توجه به انتظاری که از چای به عنوان یک کالای بسیار ضروری در سبد مصرفی خانوار ایرانی وجود دارد، چنین تابعی انتخاب شد.

حال اگر سبد مصرفی خانوار را به دو گروه چای (Q_t) و سایر کالاها و خدمات (Q_{oth}) تقسیم کنیم، گروه دوم یک کالای ترکیبی است که کلیه کالاها و خدمات مصرفی خانوار بجز گروه کالای چای را در بر می گیرد. در این صورت خواهیم داشت:

$$U = \beta_t \ln(Q_t - S_t) + \beta_{oth} \ln(Q_{oth} - S_{oth}) \quad (2)$$

که: U سطح مطلوبیت کل مصرف کننده

S_t حداقل مصرف چای

S_{oth} حداقل مصرف سایر کالاها و خدمات به صورت یک کالای مرکب

β_1, β_2 پارامترهای سهمی به ترتیب مربوط به گروه چای و گروه سایر کالاها می باشند.

³ Linear Expenditure System

⁴ Well Behaved Utility Function

⁵ Klein, L.R. and Rubin, H.

⁶ Stone, R., Geary, R.C., and Samuelson, P.A.

با حداکثر کردن تابع مطلوبیت فوق نسبت به قید بودجه $m = P_t Q_t + P_{oth} Q_{oth}$ تابع تقاضای زیر به دست می آید:

$$Q_t = S_t + \beta_t / P_t [m - (P_t S_t + P_{oth} S_{oth})] \quad (3)$$

با توجه به سطح کلی کردن (یعنی در نظر گرفتن دو گروه کالاها) و نوع داده‌های مورد استفاده، فرم تابعی که در نهایت برآورد می‌شود و در نتیجه روش برآورد قابل تغییر است. در این مطالعه این فرم به شکل زیر استخراج

$$P_t Q_t = P_t S_t + \beta_t [m - (P_t S_t + P_{oth} S_{oth})] \quad \text{شده است:}$$

$$(P_t Q_t - P_t S_t) = \beta_t [m - (P_t S_t + P_{oth} S_{oth})] \quad (4)$$

که به صورت کاربردی داده‌های آماری $P_t S_t + P_{oth} S_{oth}$ ، در واقع همان حداقل مخارج (معاش) روی کل کالاها و خدمات مصرفی خانوار شهری بوده و m نیز مخارج کل کالاها و خدمات مصرفی است (که به نوعی جانشین درآمد خانوار می‌باشد). در نتیجه در تابع فوق سطح حداقل معیشت کالاها به صورت برون‌زا تعیین شده و در مدل قرار داده می‌شود.

با توجه به اینکه اطلاعات هزینه‌های مصرف خانوارها بصورت دهک‌های (گروه) هزینه موجود است، مخارج صرف شده روی هر کالا در گروهی که کمترین مصرف را داشته به عنوان حداقل مصرف (ضروری) برای آن کالا در نظر گرفته شده است. که این سطح برای تمام کالاها و خدمات استخراج شده است. بدین طریق با برآورد β_t (میل نهایی به مصرف نسبت به درآمد فرامعیشتی) می‌توان کشش‌های قیمتی و درآمدی چای را محاسبه نمود. در این روش در عین سادگی برخلاف سایر روش‌های LES، نیازی به اطلاعات مستقیم قیمتی (یعنی قیمت کالاها و چای) نمی‌باشد که می‌تواند مزیتی باشد مخصوصاً در شرایطی که چنین اطلاعاتی واقعاً در دسترس نیستند.

بکارگیری داده‌های ادغام‌شده در سیستم مخارج خطی

در مطالعات قبل معمولاً از داده‌های سری زمانی برای برآورد مدل در این سیستم استفاده می‌شده، در صورتی که تئوری اساساً می‌تواند داده‌های ادغام‌شده را تأیید کند چرا که روندی پویا را در خود دارد و اگر روش‌های برآورد به‌طور صحیح و کارا اعمال شوند، نتایج دقیق‌تری حاصل می‌شود که در سیاست‌گذاری‌ها حائز اهمیت می‌باشد.

بطور کلی استفاده از داده‌های ترکیبی دارای مزایایی است از جمله کاهش ناهمسانی واریانس در واحدهای مورد مطالعه، افزایش اطلاعات و تغییرپذیری، افزایش درجات آزادی و کارایی، پویایی در مطالعه تغییرات، حداقل کردن تورش ناشی از در نظر گرفتن واحدها به صورت کلی و تعیین اثراتی که به سادگی در داده‌های مقطعی و سری‌زمانی قابل مشاهده نیستند؛ و بطور کلی ما را قادر می‌سازند که مدل‌های رفتاری پیچیده‌تری را مطالعه کنیم.

در مطالعه حاضر داده‌های مربوط به مخارج و حداقل آن برای کلیه کالاها و خدمات مصرفی خانوار شهری (طبقه‌بندی شده در مطالعات مرکز آمار) ابتدا در گروه‌های دهگانه هزینه‌ای سالانه که جانشین درآمد است استخراج شده است، چون هم قید بودجه را بهتر معنی می‌کند و شرط adding up را؛ وهم هزینه‌ها به نوعی درآمد قابل تصرف خانوار است یعنی درآمدی که خانوار واقعاً توانسته خرج کند، پس واقعی‌تر است. در مرحله بعد این داده‌های واحدهای مختلف مقطعی سالهای مورد مطالعه (۱۳۸۳-۱۳۶۹) در کنار هم قرار داده می‌شوند، که در این صورت داده‌های حاصل از نوع ادغام شده⁷ خواهند بود که در جدول (۱) مشاهده می‌گردد: باید دقت کرد که داده‌های یک واحد مقطعی در T سال (دوره) کنار هم قرار می‌گیرند و این برای تمام مقاطع تکرار می‌شود.

جدول ۱ - داده‌های ادغام شده

متغیرهای مدل	سال	دهک هزینه‌ای
X_i, Y	۱۳۶۹	۱
	۱۳۷۰	۱
	⋮	⋮
	۱۳۸۳	۱
	۱۳۶۹	۲
	⋮	⋮
	۱۳۸۳	۲
	⋮	⋮
	۱۳۶۹	۱۰
	⋮	⋮
	۱۳۸۳	۱۰

برآورد مدل‌های ادغام شده

با وجود پیچیدگی‌های ناشی از داده‌های ادغام شده، می‌توان تخمین‌های کارایی بدست آورد. یک مدل تک‌معادله با مشاهدات Y وابسته به متغیرهای X را به فرم‌های زیر نشان می‌دهیم⁸:

۱. ضرایب شیب‌ها ثابت‌اند و عرض‌ازمبدأ در واحدهای مختلف مقطعی تغییر می‌کند:

$$y_{it} = \alpha_i^* + \sum_{k=1}^k \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad , \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{matrix} \quad (5)$$

⁷ Pooled Data ⁸ Hsiao, C. 2003.

۲. ضرایب شیب‌ها ثابت‌اند و عرض‌ازمبدأ در طی واحدهای مقطعی و زمان تغییر می‌کند:

$$y_{it} = \alpha_{it}^* + \sum_{k=1}^k \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad , \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{matrix} \quad (6)$$

۳. تمام ضرایب در واحدهای مقطعی تغییر می‌کنند:

$$y_{it} = \alpha_i^* + \sum_{k=1}^k \beta_{ki} X_{kit} + u_{it} \quad , \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{matrix} \quad (7)$$

۴. تمام ضرایب در طول زمان و واحدهای انفرادی (مقاطع) تغییر می‌کنند:

$$y_{it} = \alpha_{it}^* + \sum_{k=1}^k \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} \quad , \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{matrix} \quad (8)$$

البته اینها بجز حالتی‌اند که تمامی ضرایب ثابت فرض می‌شوند؛ α_i نشان دهنده واحدهای مقطعی و t مربوط به سال‌هاست. در نتیجه y_{it} مربوط به α_i و X_{kit} ، k آمین متغیر مستقل غیر تصادفی در واحد i و سال t می‌باشد. u_{it} جمله اختلال داده‌های ترکیبی در قالب فرضیات گوس-مارکف^۹ می‌باشد یعنی دارای میانگین صفر و واریانس ثابت است. در هر یک از موارد فوق می‌توان مدل را بسته به اینکه ضرایب، تصادفی یا ثابت فرض شوند رده‌بندی کرد. حالت‌های اول و دوم در تحلیل‌های داده‌های ترکیبی استفاده می‌شوند، چون عموماً اهداف منطقی در این راستا هستند که مقادیر مشترکی برای پارامترها در تمام مقاطع در نظر بگیرند.

در مطالعه حاضر نیز چون هدف اولیه برآورد یک تابع تقاضا برای خانوار نمونه ایرانی (شهری) می‌باشد، انتظار این است که پارامتر مشترکی برای تمام خانوارها در طول دوره مورد بررسی برآورد شود، بنابراین مدل اول انتخاب شده است. معادله (۵) را بصورت معادل زیر می‌نویسیم:

$$y_{it} = \mu + \sum_{k=1}^k \beta_k X_{kit} + \alpha_i + u_{it} \quad (9)$$

که در آن $\alpha_i^* = \mu + \alpha_i$ است. μ «عرض‌ازمبدأ میانگین»^{۱۰} نامیده شده و α_i اختلاف واحدهای مقطعی مختلف از عرض‌ازمبدأ میانگین می‌باشد. اگر α_i ثابت باشد معروف به مدل اثرات ثابت^{۱۱} است که این یعنی اثرات غیر قابل مشاهده در جمله ثابت رگرسیون وارد شده است که این مدل را با روش رگرسیون حد‌اقل مربعات با متغیرهای مجازی^{۱۲} یا روش تفاضل‌گیری برآورد می‌کنند. اصطلاح «تأثیرات ثابت» ناشی از این حقیقت است که با وجود تفاوت عرض‌ازمبدأ میان واحدها (مقاطع)، عرض‌ازمبدأ هر واحد طی زمان ثابت می‌ماند. اما اگر این اثرات غیر قابل مشاهده تصادفی باشند، با مدلی موسوم به اثرات تصادفی^{۱۳} روبرویم که به آن مدل اجزای خطا^{۱۴} نیز می‌گویند و به روش حد‌اقل مربعات تعمیم‌یافته^{۱۵} برآورد می‌شود. دلیل انتخاب نام

^۹ Gauss-Markov

^{۱۰} "mean intercept"

^{۱۱} Fixed Effects Model: FEM

^{۱۲} Least Squares Dummy Variable: LSDV

^{۱۳} Random Effects Model: REM

^{۱۴} Error Component Model: ECM

^{۱۵} Generalized Least Squares: GLS

اجزای خطا برای این مدل، وجود جمله خطای ترکیبی $W_{it} = \alpha_i + u_{it}$ است که در حالت کل از دو (یا چند) جزء خطا تشکیل می‌شود. در این صورت توزیع α_i نیز باید نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت باشد و اجزاء خطای تکی با یکدیگر همبستگی نداشته و میان واحدهای مقطعی و سری زمانی نیز خود همبستگی وجود نداشته باشد.

اگر فرض شود α_i و X ها، همبسته باشند، ECM مناسب است در حالی که با وجود این همبستگی FEM مناسب می‌باشد. البته نکته مهم و فرض ضروری ECM آن است که α_i ها انتخابی تصادفی از یک جامعه بزرگتر هستند که اگر چنین نباشد مدل دچار تورش خواهد بود که برای اجتناب باید از FEM استفاده کرد. بنابراین در عمل باید دست به انتخاب از بین این روشها زد. برای این منظور آزمون‌های مختلفی ابداع شده است. آزمون‌های متداول مدل‌های داده‌های ادغام‌شده عبارتند از: آزمون F، آزمون LM و آزمون هاسمن. در ادامه این آزمون‌ها بطور خلاصه معرفی می‌گردند:

۱. آزمون F^{16}

این آزمون برای داده‌های ترکیبی بدین صورت است که پس از برآورد مدل تأثیرات ثابت برای اینکه برابری ضرایب عرض از مبدأ را آزمون کنیم از آماره F بصورت زیر بهره می‌جوییم:

H_0 : عرض از مبدأهای مقاطع مختلف با هم برابرند.

H_1 : حداقل یکی از مقاطع دارای عرض از مبدأ متفاوتی است.

$$F(N-1, NT-N-K) = \frac{(R_{LSDV}^2 - R_{pooled}^2)/(N-1)}{(1 - R_{LSDV}^2)/(NT-N-K)} \quad (10)$$

که "LCDV" همان مدل متغیر مجازی (به روش حداقل مربعات) بوده و "pooled" نماد مدل ادغام‌شده¹⁷ یا مقید است که تنها یک جمله ثابت برای تمام واحدها دارد (Greene, 2003).

۲. آزمون LM^{18}

بروش و پاگان (۱۹۸۰) آزمون ضریب لاگرانژی را برای مدل تأثیرات تصادفی ارائه کردند که مبنای

باقیمانده‌های OLS (داده‌های ادغام‌شده) می‌باشد:

$$H_0 : \delta_\alpha^2 = 0$$

$$H_1 : \delta_\alpha^2 \neq 0$$

که در اینجا δ_α^2 واریانس تأثیرات تصادفی مقطع‌ها می‌باشد. طبق فرض صفر اگر واریانس این اثرات در مدل REM حدود صفر باشد، مدل تأثیرات تصادفی رد شده و می‌توان کل داده‌ها را با هم ترکیب کرد و به روش

OLS مدل را تخمین زد. آماره آزمون بصورت زیر است:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N (T\bar{e}_i)^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (11)$$

¹⁶ F-Test

¹⁷ Pooled Model

¹⁸ LM Test: Lagrange Multiplier

در این رابطه e_{it} جزء اخلاص مدل برآورد شده‌ی داده‌های ادغام شده و \bar{e}_i میانگین این جزء اخلاص برای مقطع i ام در کل دوره مورد نظر است. که تحت فرض صفر، LM، دارای توزیع چسبی دو با درجه آزادی واحد (χ^2_1) است.

۳. آزمون تشخیص هاسمن برای مدل تأثیرات تصادفی¹⁹

از جنبه‌های مختلفی میتوان بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی تمایز قائل شد. اما سوال مسلّم این است که از کدامشان باید استفاده کرد. از نظر کاربردی، LSDV به قیمت از دست دادن درجه آزادی تمام می‌شود. از طریق دیگر رویکرد تأثیرات ثابت مزیتی قابل توجه دارد، چرا که نیاز به فرض و تعدیلی در مورد ناهمبسته بودن اثرات انفرادی با سایر رگرورها نیست در حالی که در تأثیرات ثابت باید این موارد در نظر گرفته شوند. مدل تأثیرات تصادفی ممکن است دچار ناسازگاری ناشی از وجود همبستگی بین متغیرهای وارد شده در مدل و اثر تصادفی گردد (Greene, 2003).

آزمون ارائه شده توسط هاسمن (۱۹۷۸) براساس این ساخته شد که تحت فرض عدم همبستگی (فرض صفر)، هم OLS در مدل LSDV و هم GLS سازگارند، اما OLS ناکاراست، در حالی که تحت فرض دیگر، OLS سازگار است اما GLS نه.

بنابراین به صورت کاربردی اگر عرض از مبدأ برای مقاطع مختلف، متفاوت باشد - براساس آزمونهای F و LM - با استفاده از آزمون هاسمن بین مدل‌های تأثیرات ثابت و تأثیرات تصادفی، مناسب‌ترین مدل را انتخاب می‌کنیم؛ در این صورت فرض صفر را به صورت‌های زیر می‌توان بیان کرد:

هیچ همبستگی بین اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی وجود ندارد $\left(\begin{matrix} u_{it} \\ x_{it} \end{matrix} = 0 \right)$ که در این صورت ضرایب برآوردگرهای FEM و REM یکسان خواهد بود.

آماره‌ی این آزمون بصورت آزمون چسبی دو براساس معیار والد²⁰ استوار است:

$$W = \chi^2 [K - 1] = [b - \hat{\beta}]' \psi^{-1} [b - \hat{\beta}] \quad (12)$$

K تعداد متغیرهای مدل می‌باشد که در این صورت (K-1) تعداد متغیرهای مستقل مدل خواهد بود. پیامد ضروری هاسمن این است که « کوواریانس یک برآوردگر کارا با اختلافش از یک برآوردگر ناکاراست برابر صفر است » لذا تحت این فرض و نتایج هاسمن:

$$Var[b - \hat{\beta}] = Var[b] - Var[\hat{\beta}] = \psi$$

که b بردار ضرایب برآورد شده در مدل LSDV و $\hat{\beta}$ بردار ضرایب شیب برآوردی در مدل اثرات تصادفی REM بدون جمله ثابت می‌باشد.

حال اگر فرض صفر رد شود بدین معنی است که عدم همبستگی اثرات تصادفی و x ها رد شده و برآورد صحیح نمی‌باشد، بنابراین FEM ترجیح خواهد داشت.

¹⁹ Hausman, J.A. 1978

²⁰ Wald

اما با فرض انتخاب مدل مناسب براساس آزمونهای فوق و نوع داده‌ها، باید نسبت به عدم کاذب بودن رگرسیون ناشی از ناپایایی متغیرهای مدل نیز اطمینان حاصل کرد. این موضوع در مبحث بعدی بررسی می‌شود.

آزمون‌های ریشه واحد داده‌های ترکیبی²¹

ویژگیهای آماری برآوردگرهای سری زمانی معمولاً وابسته به پایایی یا ناپایایی²² داده‌هاست. اگر متغیرها پایا باشند، توزیع حدی اغلب برآوردگرها وقتی T به سمت بینهایت میل میکند تقریباً نرمال خواهد بود. در این صورت میتوان از جداول استاندارد نرمال و چیدو برای تعیین فواصل اطمینان و آزمون فرضیه استفاده نمود. اما اگر داده‌ها ناپایا یا شامل ریشه‌های واحد باشند، با افزایش حدی T به سمت بینهایت توزیع ناپایدار خواهند داشت. در این شرایط آماره‌های آزمون مرسوم والد توسط توزیع‌های t یا چیدو به خوبی قابل تخمین نیست. اما با داده‌های ترکیبی می‌توان از اطلاعات بعد مقطع‌ها نیز برای تشخیص پایایی - در مقابل ریشه واحد - سود جست که از تخمینهای توزیع نرمال یا t با استناد به قضیه حد مرکزی در ابعاد مقطعی استفاده می‌شود. بعد از کوآه (Quah, 1994)، محققین بسیاری، آماره‌هایی برای آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی وقتی ابعاد زمان و مقطع بزرگ است پیشنهاد کردند²³ که در اینجا سه آزمون لوین و لین (LL)، ایم، پسران و شین (IPS) و مادالا و وو (MW) به طور مختصر معرفی می‌شوند:

دیکی و فولر (1981، 1978)، لوین و لین (1993) و لوین، لین و چو (2002) فرض صفر تعمیم یافته برای داده‌های ترکیبی را بدین صورت در نظر گرفتند که سری‌های زمانی انفرادی در پنل دارای ریشه واحد است که این فرض در مقابل فرض پایایی تمام سری‌های انفرادی در مدل زیر قرار دارد:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \delta_{it}t + \gamma_i y_{i,t-1} + \sum_{\ell=1}^{P_i} \phi_{i\ell} \Delta y_{i,t-\ell} + \varepsilon_{it} \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{matrix} \quad (13)$$

که فرض میشود ε_{it} به طور مستقل در آنها توزیع شده است و Δ عملگر تفاضل مرتبه اول $(1-L)$ میباشد که با این عملگر وقفه L که مشاهدات را یک دوره جابجا میکند، $Ly_{it} = y_{i,t-1}$ خواهد شد. اگر $\gamma_i = 0$ باشد، y_{it} دارای ریشه واحد است و اگر $\gamma_i < 0$ باشد، y_{it} پایا خواهد بود. بنابراین فرض صفر به صورت زیر مشخص می‌شود:

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_N = 0$$

که در مقابل فرض دیگر زیر قرار دارد:

$$H_1 : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_N < 0$$

²¹ Panel Unit Root Tests

²² Stationarity or Nonstationarity

²³ Panel Data

²³ Binder, Hsiao, and Pesaran (2000); Choi(2002); Harris and Tzalaris(1999); Im, Pesaran, and Shin (1997); Levin and Lin(1993); Levin, Lin and Chu(2002); Maddala and Wu(1996)

برای آزمون H_0 در مقابل H_1 ، لوین و لین (۱۹۹۳)، ابتدا رگرسیون Δy_{it} و $y_{i,t-1}$ را روی بقیه متغیرهای مدل (۱۳) برای هر مقطع (i) پیشنهاد کردند که در این صورت به ترتیب جملات پسماند برآوردشده \hat{e}_{it} و $\hat{w}_{i,t-1}$ بدست می آید. سپس با اجرای رگرسیون مدل زیر γ برآورد می شود:

$$\hat{e}_{it} = \hat{w}_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

در رابطه فوق برای در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس در مقاطع، نخست استفاده از برآورد حداقل مربعات $\hat{\gamma}$ مربوط به γ را برای محاسبه واریانس \hat{e}_{it} پیشنهاد کرده اند:

$$\hat{\sigma}_{ei}^2 = (T - p_i - 1)^{-1} \sum_{t=p_i+2}^T (\hat{e}_{it} - \hat{w}_{i,t-1})^2$$

(15)

و آنگاه با تقسیم (۱۴) بر $\hat{\sigma}_{ei}$ برای هر i (مقطع)، مدل تعدیل شده برای ناهمسانی را بدست آوردند:

$$\tilde{e}_{it} = \tilde{w}_{i,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{it}$$

(16)

که در این رابطه $\tilde{e}_{it} = \hat{e}_{it} / \hat{\sigma}_{ei}$ و $\tilde{w}_{i,t-1} = \hat{w}_{i,t-1} / \hat{\sigma}_{ei}$ می باشند. آماره t برای آزمون $\gamma = 0$ برابر است با:

$$t_{\tilde{\gamma}} = \tilde{\gamma} / sd_{\tilde{\gamma}} \quad (17)$$

که $\tilde{\gamma}$ ، برآوردهای حداقل مربعات (۱۶) است.

لوین و لین (۱۹۹۳) آماره t معادله (۱۷) را بشکل زیر تعدیل نمودند:

$$t^* = \frac{t_{\tilde{\gamma}} - NTS_{NT} \hat{\sigma}_{\varepsilon}^{-2} \cdot sd_{\tilde{\gamma}} \cdot \mu_{\tilde{\gamma}}}{\sigma_{\tilde{\gamma}}}$$

(18)

که در آن:

$$S_{NT} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\omega}_{yi}}{\hat{\sigma}_{ei}}$$

(19)

و $\hat{\omega}_{yi}^2$ یک برآورد بلند مدت واریانس y_i می باشد:

$$\hat{\omega}_{yi}^2 = (T-1)^{-1} \sum_{t=2}^T \Delta y_{it}^2 + 2 \sum_{j=1}^{\bar{K}} W_{\bar{K}}(j) \times \left((T-1)^{-1} \sum_{t=j+2}^T \Delta y_{it} \Delta y_{i,t-j} \right)$$

(20)

که در رابطه فوق $W_{\bar{K}}(j)$ وقفه (lag kernel) برای اطمینان از مثبت بودن $\hat{\omega}_{yi}^2$ است؛ برای مثال نیویی و وست (۱۹۸۷)^{۲۴} پیشنهاد کردند که:

²⁴ Newey and West (1987)

$$W_{\bar{K}}(j) = \begin{cases} 1 - \frac{j}{T} & \text{if } j < \bar{K} \\ 0 & \text{if } j \geq \bar{K} \end{cases}$$

(21)

مقاله‌شان (بصورت جداول مربوطه) آورده شده است. $\mu_{\bar{T}}$ و $\sigma_{\bar{T}}$ میانگین و انحراف معیار جملات تعدیلی‌اند که به روش شبیه‌سازی مونت کارلو محاسبه شده و در

لوین و لین نشان دادند که وقتی آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (۱۹۸۱) با وقفه از مرتبه p در بعضی نرخهای T^p که در آن $0 \leq p \leq 1/4$ است، افزایش می‌یابد، و پارامتر تصحیح وقفه \bar{K} در نرخ T^q که $0 < q < 1$ است، زیاد میشود، آماره آزمون پنل یعنی γ تحت فرض صفر $\gamma = 0$ (وقتی که N به سمت بینهایت میل میکند) دارای توزیع نرمال استاندارد خواهد بود.

در موارد خاص که $\alpha_i = \delta_i = \phi_{ie} = 0$ است و ε_{it} ، $i.i.d$ ^{۲۵} یعنی دارای توزیع همسان مستقل با میانگین صفر و واریانس δ_ε^2 می‌باشد، لوین و لین (۱۹۹۳) و لوین، لین و چو (۲۰۰۲) نشان دادند که تحت فرض صفر $\gamma = 0$ ، $T\sqrt{N}\hat{\gamma}$ مربوط به برآوردگر حداقل مربعات ادغام شده $\hat{\gamma}$ دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ۲ است و آماره t مربوط به $\hat{\gamma}$ وقتی \sqrt{N}/T به سمت صفر میل می‌کند، در حالی که N و T به سمت بینهایت میل میکنند، به نرمال استاندارد می‌گراید (یعنی بعد زمان کندتر از مقطع گسترش می‌یابد).

ایم، پسران و شین (۱۹۹۷) فرض قوی همگنی در معادله فوق را تحت فرض دیگر (یعنی قبول $\gamma_j \neq \gamma_i$) با در نظر گرفتن این فرض به صورت زیر، تعدیل کردند:

$$H_A^* : \gamma_i < 0 \quad (i \text{ برای حداقل یک } i)$$

بنابراین آنها بجای ادغام داده‌ها پیشنهاد می‌کنند که $\bar{\tau}$: متوسط آماره آزمون‌های ریشه واحد مجزا برای N واحد مقطعی انفرادی استفاده کنیم، یعنی از متوسط نسبت‌های t دیکی-فولر تعمیم یافته که با τ_i نشان داده میشوند. آنها نشان دادند که τ تحت فرض صفر هنگامی که N و T به سمت بینهایت میل میکنند دارای توزیع نرمال با میانگین $E(\bar{\tau})$ و واریانس $Var(\bar{\tau}_N)$ است. از آنجا که $E(\tau_i)$ و $Var(\tau_i)$ با تغییر طول وقفه رگرسیون ADF، تغییر می‌یابند، ایم، پسران و شین جدول $E(\tau_i)$ و $Var(\tau_i)$ برای وقفه‌های مختلف را، ارائه کردند. آنها در بررسی‌های مونت کارلو خود نشان دادند که در موارد مشخصی آزمون‌شان قویتر از آزمون لوین، لین و چو (۲۰۰۲) می‌باشد.

در آزمون IPS(1997) فرض این است که T برای تمام واحدهای مقطعی یکسان بوده و برای تمام رگرسیون‌های ADF سری‌های انفرادی، طول وقفه، برابر می‌باشد. برای کنار گذاشتن این محدودیت‌ها مادالا و وو (۱۹۹۶) استفاده از آزمون $P_{\hat{\gamma}}$ فیشر (۱۹۳۲) را برای اینکه چندین آزمون مستقل را ترکیب کرده باشند، پیشنهاد می‌کنند. این ایده به این صورت است که: فرض کنید N آزمون ریشه واحد داشته باشیم همچنانکه

²⁵ independent and identical distributed

در (1997) IPS وجود دارد. اگر P_i سطح معنی داری برای آزمون باشد، وقتی T_i به سمت بینهایت میل می کند، دارای توزیع چی دو با درجه آزادی $2N$ است (Rao, 1952).

آزمون LL بر اساس همگنی پارامتر خودرگرسیون می باشد (اگرچه ناهمگنی در واریانس خطاها و ساختار همبستگی سریالی خطاها می تواند وجود داشته باشد). بنابراین این آزمون بر اساس رگرسیونهای ادغام شده ساخته شده است، از طرف دیگر آزمونهای MW و IPS بر اساس ناهمگنی پارامتر مذکور تحت فرض دیگر می باشند. این آزمونها ترکیبی از آزمونهای مستقل متفاوت هستند.

مزیت آزمون MW عدم نیاز به پنل متوازن و طول وقفه های برابر در رگرسیونهای ADF انفرادی است. درحقیقت می تواند برای هر آزمون ریشه واحد انجام شده ای اعمال شود. این آزمون ناپارامتریک است، برای هر آماره آزمونی که برای ریشه واحد در هر واحد انفرادی استفاده می کنیم می توان یک P-value به صورت P_i داشت. اشکال این روش این است که این P-value ها باید به روش شیبه سازی مونت-کارلو تعیین شوند. از طرف دیگر آزمونهای LL و IPS پارامتریک هستند. اگرچه استفاده از آماره t_{τ} و \bar{t} تعدیل هایی را برای میانگین و واریانس دربر دارند، با این حال به راحتی قابل استفاده اند، زیرا جداول آماده ای در مقاله های مربوطه ارائه شده است هرچند این جداول تنها برای آزمون ADF معتبرند.

نرم افزارهایی مانند EViews 5 به همراه آزمونهای ذکر شده، آزمونهای دیگری را هم انجام می دهند. این نرم افزار قادر است آزمونهای ریشه واحد لوین، لین و چو (۲۰۰۲)؛ بریتونگ (۲۰۰۰)؛ ایم، پسران و شین (۲۰۰۳)؛ ADF فیشر و PP فیشر²⁸؛ هادری (۱۹۹۹)²⁹ را اجرا کرده و آماره های مربوطه را ارائه کند. از این میان آزمون بریتونگ برای داده های ادغام شده تشریح می شود.

آزمون ریشه واحد بریتونگ برای داده های ادغام شده

روش بریتونگ از دو جنبه با روش لوین، لین و چو (LLC) تفاوت دارد؛ اولاً تنها جزء خودرگرسیونی هنگام ساخت جانشین های استاندارد شده ی زیر تعدیل می شود (و نه اجزای برونزا):

$$\Delta \tilde{y}_{it} = \left(\Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{i,t-j} \right) / s_i \quad (22)$$

$$\tilde{y}_{i,t-1} = \left(y_{i,t-1} - \sum_j \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{i,t-j} \right) / s_i \quad (23)$$

که $\hat{\beta}$ ، $\hat{\beta}_i$ و s_i همانند آزمون LLC می باشند یعنی $\hat{\beta}$ ، $\hat{\beta}_i$ به ترتیب ضرایب مربوط به رگرسیونهای Δy_{it} و $y_{i,t-1}$ روی بقیه متغیرهای مدل (۱۳) و s_i انحراف معیار برآورد هریک از ADF های معادله مذکور هستند. ثانیاً این جانشین ها (شاخص ها) بصورت زیر تبدیل و روندزدائی میشوند:

²⁶ Breitung(2000)

²⁷ Im, Pesaran, and Shin(2003)

²⁸ Fisher-type tests using ADF and PP tests (Maddala and Wu (1999) and Choi(2000))

²⁹ Hadri(1999)

$$\Delta y_{it}^* = \sqrt{\frac{(T-t)}{(T-t+1)}} \left(\Delta \tilde{y}_{it} - \frac{\Delta \tilde{y}_{i,t-1} + \dots + \Delta \tilde{y}_{i,t+T}}{T-t} \right) \quad (24)$$

$$y_{i,t-1}^* = \tilde{y}_{i,t-1} - c_{it} \quad (25)$$

که در رابطه (25):

$$c_{it} = \begin{cases} 0 & \text{اگر جمله ثابت و روند نداشته باشد} \\ \tilde{y}_{it} & \text{اگر جمله ثابت باشد ولی روند وجود نداشته باشد} \\ \tilde{y}_{it} - [(t-1)/T]\tilde{y}_{iT} & \text{اگر جمله ثابت و روند وجود داشته باشد} \end{cases}$$

با مشخص شدن Δy_{it}^* و $y_{i,t-1}^*$ ، پارامتر α از معادله زیر برآورد می‌گردد:

$$\Delta y_{it}^* = \alpha y_{i,t-1}^* + v_{it} \quad (26)$$

بریتونگک نشان داد که تحت فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد، α^* برآورد شده دارای توزیع نرمال استاندارد است.

نتایج و بحث

الف. مدل تجربی تقاضای چای خانوارهای شهری ایران با داده‌های ادغام شده

برای تخمین تابع تقاضای چای در قالب مدل‌های داده‌های ادغام شده، معادله (۴) را در دو بعد مقطع i و زمان t به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$EE0_{it} = \alpha_i + \beta \cdot YY0_{it} + e_{it} \quad \begin{matrix} i = 1, 2, \dots, 10 \\ t = 1369, \dots, 1383 \end{matrix} \quad (27)$$

که در آن $YY0_{it}$ و $EE0_{it}$ عبارتند از:

$$EE0_{it} = P_{it}Q_{it} - P_{it}S_{it}$$

$$YY0_{it} = \sum P_{it}Q_{it} - \sum P_{it}S_{it}$$

طبق معادله فوق دو جزء اصلی در تابع تقاضا وجود دارد: جزء مربوط به مخارج فرامعیشتی خانوار روی کالای چای در دهک درآمدی i و سال t ($EE0_{it}$) و جزء مربوط به درآمد فرامعیشتی ($YY0_{it}$)؛ البته از آنجا که آمارهای مربوط به هزینه‌های مصرفی به واقعیت و درآمد حقیقی خانوار نزدیک‌ترند، در این مطالعه به جای گروه‌های درآمدی از گروه‌های هزینه‌ای استفاده شده است.

ب. نتایج آزمون پایایی متغیرها

ابتدا آزمون دیکی-فولر معمولی برای هر مقطع انجام شده که حاکی از وجود ناپایایی در برخی مقاطع و پایایی در دیگر مقاطع بوده است. از طریق آزمون بریتونگ (در فرایند ریشه واحد مشترک)^{۳۰} فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح ۰٫۰۱ برای متغیرهای مدل رد می‌شود که آماره‌های محاسباتی در جدول زیر آمده است:

جدول ۲ - خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد بریتونگ

متغیر	آماره t بریتونگ	احتمال فرضیه صفر
EE0	۴٫۰۲۵۶۳-	۰٫۰۰۰
YY0	۶٫۳۹۰۲۳-	۰٫۰۰۰

بنابراین متغیرهای مدل در سطح، ایستا بوده و میتوان مدل را برآورد کرد.

پ. برآورد مدل تجربی

³⁰ Common Unit Root Process

³¹ Pooled

ابتدا مدل (۲۷) با فرض یکسان بودن عرض از مبدأ برای تمام مقاطع و نیز با فرض متفاوت بودن آن به روش OLS برآورد می‌شود، که اولی را مدل رگرسیونی ادغام‌شده³¹ و دومی را مدل تأثیرات ثابت می‌نامند. نتایج در جدول (۳) مشاهده می‌شود:

جدول ۳- نتایج حاصل از برآورد مدل به روشهای OLS و LSDV

نوع مدل	ضریب شیب (β)	عرض از مبدأ ($D.W \alpha$)	R^2	()	مجموع مجذور پسماندها
مدل مقید:	۰,۰۰۳۴۹	۳۳۵۶۵,۷	۰,۷۷۰۸	۰,۴۶	$۱۰^{۱۱} \times ۲,۶۶$
ادغام شده	(۲۲,۳۱۲۶)*	(۷,۹۲۳۹)			
مدل نامقید:	۰,۰۰۳۴۲	—	۰,۸۳۱۹	۰,۶۲	$۱۰^{۱۱} \times ۱,۹۵$
تأثیرات ثابت (۸,۱۹۹۳)					

* اعداد داخل پرانتز آماره t مربوط به برآورد می‌باشند.

بنابراین آماره مربوط به آزمون F رابطه (۱۰) با فرض صفر یکسان بودن عرض از مبدأها عبارت است از:
 $F(9,139) = 5.6178$
 که در مقایسه با F جدول که در سطح ۰,۰۱ برابر با ۲,۵۴ است، دارای مقداری بزرگ‌تر می‌باشد. بنابراین فرضیه صفر یعنی مدل ادغام شده در برابر مدل اثرات ثابت رد می‌شود.
 در مرحله بعد مدل تأثیرات تصادفی را برآورد می‌کنیم. با انجام آزمون ضریب لاگرانژ بریوش-پاگان³² برای این مدل آماره محاسباتی طبق رابطه (۱۱) برابر خواهد بود با:

$$LM = 47.8719$$

همچنان که گفته شد LM دارای توزیع چی دو با درجه آزادی یک است. از طرفی $\chi^2(1,0.01)$ در جدول برابر با ۶,۶۳۴۹ می‌باشد. لذا فرضیه صفر رد شده و مدل تأثیرات تصادفی در برابر مدل ادغام شده رد نمی‌شود.
 با توجه به آزمون‌های فوق (F-test و LM-test) مدل ادغام شده در مقابل مدل‌های تأثیرات ثابت و تصادفی رد شده است. هرچند آزمون هاسمن ECM را رد نمی‌کند و لذا با وجود عدم اختلاف اساسی برآورد گره‌های اثرات ثابت و تصادفی، FEM کارا نیست، قانون ساده‌ای وجود ندارد تا محقق با آن دست به انتخاب از بین تأثیرات ثابت و خطای اندازه‌گیری و گزینش پویا بزند. در نتیجه به سایر عوامل تأثیرگذار در یک چنین برآوردی نیز باید توجه کرد. همچنانکه جاج³³ معتقد است اگر تعداد دوره‌های سری زمانی بزرگ و تعداد واحدهای مقطعی کوچک باشد، احتمالاً اختلاف اندکی در مقادیر پارامترهای این دو روش وجود دارد و لذا

³² Breusch-Pagan LM Test

³³ Judge et al.

انتخاب بر اساس سهولت محاسبات بوده و FEM ترجیح دارد. اما در این مطالعه سعی شده تا سایر پارامترها نیز مورد نظر باشد (Gujarati, 2003).

بنابراین با توجه به این که آماره‌های مربوط به برازش نشان دهنده R^2 و $D.W$ (دوربین-واتسن) پایین می-باشد، این احتمال وجود دارد که مدل دارای برازش خوبی نبوده و از طرفی دچار خودهمبستگی باشد؛ البته $D.W$ پایین در مدل‌های ادغام شده می‌تواند دلیلی بر تصریح نادرست مدل نیز باشد (Gujarati, 2003). برای رفع این نواقص در مدل تأثیرات ثابت، جزء $AR(1)$ را به متغیرهای مستقل مدل افزوده و مجدداً معادله را برآورد کرده‌ایم. نتایج را در جدول زیر مشاهده می‌کنید:

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد مدل با جمله $AR(1)$ به روش تأثیرات ثابت

$D.W$	\bar{R}^2	$R^2 AR(1)$	ضریب	ضریب شیب (β)
	۱,۸۸	۰,۹۴۰۸	۰,۸۹۰۲۷	۰,۰۰۰۶۷
			(۲۵,۴۷)	(۱,۹۳)*

* اعداد داخل پرانتز آماره t محاسباتی می‌باشند.

مشاهده می‌شود که رگرسیون اخیر داده‌های ادغام شده، دارای برازش بهتری نسبت به حالات قبل است: علاوه بر معنی داری ضریب شیب (در سطح ۰,۰۵) آماره‌های R^2 ، \bar{R}^2 و $D.W$ بهبود یافته‌اند و به تعبیری خودهمبستگی بین اجزاء اخلاص مدل وجود ندارد. بنابراین مدل تأثیرات ثابت با جمله $AR(1)$ بر دو مدل دیگر برتری دارد. با این حال ما نتایج هر سه مدل را برای مقایسه خواهیم آورد.

ت. برآورد کشش‌های درآمدی و قیمتی چای

در این بخش روابط مربوط به کشش‌های معمولی تقاضا که معروف به کشش‌های مارشالی یا جبران نشده‌اند، برای کالای چای محاسبه می‌شوند. برای دستیابی به فرمول کشش‌های درآمدی تقاضا در سیستم مخارج خطی از رابطه (۳) نسبت به درآمد (m) مشتق می‌گیریم:

$$\partial Q_i / \partial m = \beta_i / P_i \quad (28)$$

که نمادها برای تابع تقاضای چای تعدیل شده‌اند.

حال با قرار دادن عبارت فوق در فرمول کشش درآمدی تقاضا، آن را تعیین می‌کنیم:

$$\eta_i = \beta_i \frac{m}{P_i Q_i} \quad (29)$$

که در آن β_i همان β برآوردی در مدل‌های تقاضای ادغام شده چای برای خانوار شهری می‌باشد. با مثبت بودن β_i ، m و $P_i Q_i$ ، کشش درآمدی نیز مثبت خواهد بود؛ یعنی در سیستم مخارج خطی کشش‌های درآمدی همیشه مثبتند و کالای پست وجود ندارد: $\eta_i > 0$.

کشش خود قیمتی در سیستم مخارج خطی با مشتق گیری از رابطه (۳) نسبت به P_t و جاگذاری آن در فرمول کشش خود قیمتی، در نهایت به صورت زیر بدست می آید:

$$\varepsilon_{tt} = -1 + (1 - \beta_t)(P_t S_t / P_t Q_t) \quad (30)$$

در رابطه (۳۰) با مثبت بودن S_t ، قدرمطلق کشش خود قیمتی تقاضا همیشه کوچکتر از یک خواهد بود. با استفاده از برآوردهای سهم نهایی مخارج (β) در سه مدل تأثیرات ثابت، تصادفی و ثابت با جمله (AR(1)، و روابط (۲۹) و (۳۰)، کشش های درآمدی و قیمتی تقاضای چای خانوار شهری ایران محاسبه شده است. نتایج برای مقایسه در جدول (۵) ارائه می شود:

جدول ۵- مقایسه ضرایب کششهای میانگین قیمتی و درآمدی در سه مدل داده های ادغام شده

روش تأثیرات ثابت	روش تأثیرات تصادفی	روش تأثیرات ثابت با جمله (AR(1)
(۱)	(۲)	(۳)
کشش قیمتی	۰,۵۱۰-	۰,۵۰۹-
کشش درآمدی	۰,۳۱۴	۰,۳۱۵

کشش های فوق در واقع میانگین کشش ها در گروه های دهگانه هزینه ای سالانه برای کل دوره مورد بررسی (۱۳۸۳-۱۳۶۹) می باشند، چراکه براساس میانگین حداقل معاش ها و مخارج صرف شده روی کالای چای و سایر کالاها محاسبه شده است.

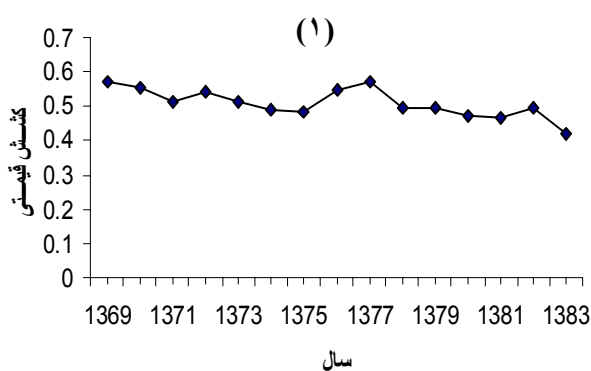
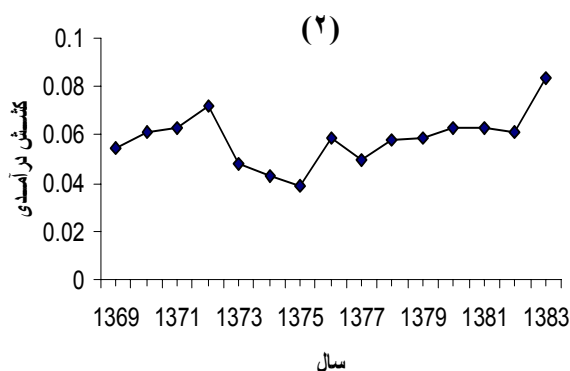
علیرغم این که مدل (۳) برازش ترجیحی این مطالعه بوده و برای محاسبات بعدی انتخاب شده است باید به نکات زیر دقت کرد:

۱. اگرچه درجه کشش ناپذیری چای در سه مدل متفاوت است (چون کشش های قیمتی و درآمدی کمتر از واحد با هم اختلاف دارند)، با توجه به مقادیر کشش های درآمدی در هر سه مدل چای کالایی ضروری است که این نتیجه با انتظارات تحقیق نیز مطابقت دارد.

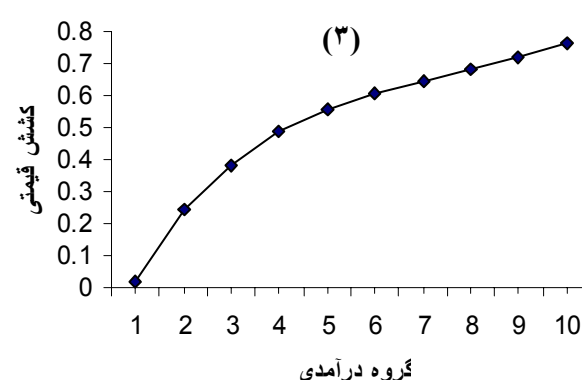
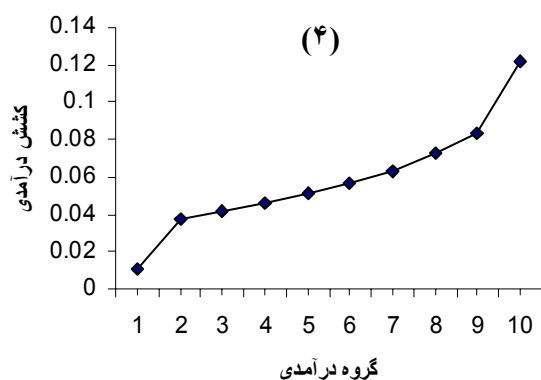
۲. طبق جدول (۴) با تغییر مدل، β برآوردی و در نتیجه کشش تغییر کرده است، اما روند تغییرات کشش ها در دوره ها و مقاطع همچنان ثابت خواهد ماند.

به منظور بررسی تغییرات سالانه و دهک به دهک، نمودار کشش های قیمتی و درآمدی مربوطه ارائه شده اند. نمودارهای (۱) و (۲) به ترتیب تغییرات سالانه کشش قیمتی و درآمدی متوسط دهک ها و نمودارهای (۳) و (۴) به ترتیب تغییرات کشش قیمتی و درآمدی متوسط دوره را در دهک های مختلف درآمدی را پیشنهاد می کنند. که در این نمودارها از قدرمطلق کشش های قیمتی استفاده شده است.

نمودار ۱- تغییرات (سالانه) کشتش قیمتی برای متوسط دهک ها
 نمودار ۲- تغییرات (سالانه) کشتش درآمدی برای متوسط دهک ها



نمودار ۳- تغییرات (دهکی) کشتش قیمتی برای متوسط کل دوره
 نمودار ۴- تغییرات (دهکی) کشتش درآمدی برای متوسط کل دوره



همانطور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، کشتش قیمتی در طی سالهای ۱۳۶۹ الی ۱۳۸۳ دارای روندی نزولی است، هرچند در برخی سال‌ها افزایش نیز مشاهده می‌شود. براساس اطلاعات این نمودار دو نکته قابل تشخیص است:

۱. کشتش قیمتی در دامنه (۰,۴۲-۰,۵۷) تغییر کرده و متوسط آن ۰,۵۱ می‌باشد؛ بنابراین حساسیت خانوار شهری ایران نسبت به قیمت چای مصرفی حدود ۰,۵۱ است یعنی اگر قیمت چای ۱ درصد تغییر کند تقاضای خانوار حدود ۰,۵۱ درصد (در جهت مخالف تغییر قیمت) تغییر خواهد کرد.

۲. این حساسیت نسبت به قیمت، سال به سال کاهش یافته است؛ این بدان معنی است که درجه کشش ناپذیری در حال افزایش می‌باشد، و این کالا کماکان کالایی کشش ناپذیر محسوب می‌شود.

اما طبق نمودار (۲) کشش درآمندی در این دوره، روندی سینوسی داشته است و علیرغم اینکه در طی سالهای ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۳، از ۰,۰۵۵ به ۰,۰۸۳ افزایش یافته، ولی طی سالهای اول دوره روندی صعودی و در سالهای میانی روندی نزولی داشته است. یعنی طی سالهای ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۵ حساسیت کم مصرف خانوار شهری نسبت به درآمد، کمتر هم شده است ولی دوباره این روند تغییر کرده و طی هشت سال آخر دوره افزایش یافته است. نکته مهمی که در اینجا فهمیده می‌شود این است که درجه ضروری بودن چای در دوره مورد بررسی رو به کاهش است و می‌توان گفت چای دارای روندی است که به سمت لوکس شدن پیش می‌رود، هرچند طبق نتایج تجربی هنوز فاصله زیادی برای رسیدن به این سطح دارد.

نمودارهای (۳) و (۴) روند تغییرات کشش‌های قیمتی و درآمندی دوره را برای دهک‌های مختلف درآمندی نشان می‌دهند. علاوه بر اینکه ضروری بودن چای برای کلیه دهک‌ها به اثبات رسیده است، با توجه به کشش‌های درآمندی و قیمتی در دهک‌های مختلف می‌توان گفت چای برای گروه‌های کم درآمد ضروری‌تر می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد برای سیاست‌گذاری

کشور ما همچون سایر کشورهای در حال توسعه دچار نقایص عمده‌ای در سطوح کلان تصمیم‌گیری‌ها است. بخشی از کمبودها جدا از عدم توجه لازم به مطالعات علمی، ناشی از ناکافی بودن این مطالعات می‌باشد. در این راستا، مطالعه حاضر برای بررسی جایگاه کالای چای (خشک یا سیاه) در سبد مصرفی خانوارهای شهری ایران، کشش‌های قیمتی و درآمندی را برای سالهای (۱۳۶۹-۱۳۸۳) از طریق برآورد تابع تقاضای چای به روش داده‌های ادغام‌شده محاسبه کرده است. هرچند روش‌هایی نه کاملاً مشابه در مطالعات قبلی مربوط به تقاضای کالاها صورت گرفته اما در مورد چای تقریباً هیچ پیشینه‌ای برای مقایسه یافت نشده است.

نتایجی که برای اعمال سیاست‌های اقتصادی مفیداند در وهله اول مشخص شدن کشش‌های قیمتی و درآمندی کالای مذکور می‌باشد. این نتایج نشان داده است که چای به عنوان کالایی ضروری در سبد مصرفی تمامی گروه‌های درآمدی (دهگانه) جای داشته، ولی درجه ضروری بودن با گذشت زمان کاهش یافته است. از آنجا که این نتایج از اطلاعات تک‌تک کالاها و خدمات سبد مصرفی خانوار (موجود در آمارنامه‌ها) در دهک‌های هزینه‌ای تمام سالهای مورد بررسی استفاده کرده است، دقت و جزئیات بیشتری را در خود دارد. این نکته‌ای است که در اعمال سیاست‌ها به صورت کاربردی دارای اهمیت بسزایی است.

برای اتخاذ یک تصمیم سیاستی خاص باید جامع‌نگریسته شود. به عنوان مثال برای تصمیم‌گیری در رابطه با کنترل مصرف کالایی همچون چای لازم است اقتصاد چای کشور از جوانب مختلفی مانند تولید، عرضه، قاچاق و تقاضا تحلیل گردد. تقاضای چای، خود با تقاضای سایر کالاها در ارتباط است. بنابراین پیشنهاد می‌شود مطالعات سیستمی جامعی در این حوزه و سایر حوزه‌های اقتصاد چای صورت گیرد. طبق نتایج، چای کالایی

ضروری مخصوصاً برای گروه‌های کم‌درآمد محسوب شده که به سمت لوکس شدن پیش می‌رود لذا دولت باید سیاست‌هایی اتخاذ کند که بین عرضه و تقاضای آن تعادل ایجاد گردد.

فهرست منابع

آفاپور صباغی، م. و کوپاهی، م. ۱۳۸۴. تخمین تابع تقاضای سیستمی شیر و فراورده‌های شیری برای خانوارهای شهری (۱۳۸۱-۱۳۷۶). پنجمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران. ۹-۷ شهریور، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

خسروی‌نژاد، ع.ا. ۱۳۸۰. برآورد تابع تقاضای نان برای خانوارهای شهری (کاربردی از مدل‌های با اطلاعات ادغام‌شده). فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۲۰، صفحات ۱۳۷-۱۱۷.

خوش‌اخلاق، ر. و همکاران. ۱۳۸۱. برآورد تابع تقاضای آب شهر تهران. پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۴، صفحات ۱۳۰-۱۰۹.

صفوی، ر. ۱۳۸۰. برآورد تابع تقاضای محصولات پروتئینی در ایران. پژوهش‌های اقتصادی مدرس، شماره ۲، صفحات ۱۶۷-۱۵۲.

صمدی، ع.ح. ۱۳۸۳. ارزیابی انتقادی کاربرد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) در تحلیل رفتار مصرفی: مطالعه موردی خانوارهای شهری و روستایی استان کهگیلویه و بویر احمد. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۰، صفحات ۱۸۷-۱۵۷.

گجراتی، د. ۱۳۸۳. مبانی اقتصادسنجی، جلد ۱ و ۲. ترجمه حمید ابریشمی. تهران، انتشارات دانشگاه تهران. مرکز آمار ایران. ۸۳-۱۳۶۹. سالنامه آماری. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.

مرکز آمار ایران. ۸۳-۱۳۶۹. مطالعات هزینه و درآمد خانوار شهری. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.

نوفرستی، م. ۱۳۷۸. ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. چاپ اول. تهران، موسسه خدمات فرهنگی رسا.

هاشمی، ا. و خسروی‌نژاد، ع.ا. ۱۳۷۴. سیستم مخارج خطی؛ الگوی تقاضای خانوارهای شهری در ایران. اقتصاد، شماره ۴.

Breitung, J. 2000. The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data, in B. Baltagi (ed.), *Advances in Econometrics, Vol. 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, Amsterdam: JAI Press.

Breitung, J. and Das, S. 2005. Panel Unit Root Tests under Cross-Sectional Dependence. *Statistica Neerlandica*, Vol. 59, No. 4, pp. 414-433.

Breitung, J. and Meyer, W. 1994. Testing for Unit Roots in Panel Data: Are Wages on Different Bargaining Levels Cointegrated?. *Applied Economics*, Vol. 26, pp. 353-361.

Breusch, T.S. and Pagan, A.R. 1980. The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, Vol. 47, No. 1, Econometrics Issue. pp. 239-253.

- Choi, I. 2001. Unit Root Tests for Panel Data. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 20, pp. 249-272.
- Eastwood, D.B. and Craven, J.A. 1981. Food Demand and Savings in a Complete Extended Linear Expenditure System. *American Journal of Agricultural Economics*, No. 63, pp. 544-549.
- Gamaletsos, T. 1974. A Generalized Linear Expenditure System. *Applied Economics*, Vol. 6, No. 1, pp. 59-72.
- Geary, R.C. 1950-1951. A Note on "A Constant-Utility Index of the Cost of Living". *The Review of Economic Studies*, Vol. 18, No. 1, pp. 65-66.
- Greene, W.H. 2003. *Econometric Analysis*. 5th ed. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice-Hall.
- Gujarati, D.N. 2003. *Basic Econometrics*. 4th ed. New York: McGraw-Hill.
- Hadri, K. 2000. Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. *Econometric Journal*, Vol. 3, pp. 148-161.
- Hausman, J.A. 1978. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, pp. 1251-1271.
- Henderson, J. and Quandt, R.E. 1980. *Microeconomic Theory: A Mathematical Approach*. 3rd ed. New York: McGraw-Hill.
- Howe, H. 1977. Cross-section Application of Linear Expenditure Systems: Responses to Sociodemographic Effects. *American Journal of Agricultural Economics*, No. 59, pp. 141-148.
- Hsiao, C. 2003. *Analysis of Panel Data*. 2nd ed. United Kingdom: Cambridge University Press.
- Im, K.S., Pesaran, M.H., and Shin Y. 2003. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, Vol. 115, pp. 53-74.
- Kapteyn, A., Van de Geer, S., Van de Stadt, H., and Wansbeek, T. 1997. Interdependent Preferences: An Econometric Analysis. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 12, No. 6, pp. 665-686.
- Klein, L.R. and Rubin, H. 1947-1948. A Constant-Utility Index of the Cost of Living. *The Review of Economic Studies*, Vol. 15, No. 2, pp. 84-87.
- Levin, A., Lin, C.F., and Chu, C. 2002. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*, Vol. 108, pp. 1-24.
- Maddala, G.S. and Wu, S. 1999. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, pp. 631-52.
- Pollak, R.A. and Wales, T.J. 1969. Estimation of the Linear Expenditure System. *Econometrica*, Vol. 37, No. 4, pp. 611-628.
- Quah, D. 1994. Exploiting Cross-Section Variation for Unit Root Inference in Dynamic Data. *Economics Letters*, Vol. 44, pp. 9-19.
- Raper, K.C., Wanzala, M.N., and Nayga, R. M. 2002. Food Expenditures and Household Demographic Composition in the US: A Demand Systems Approach. *Applied Economics*, Vol. 34, pp. 981-992.
- Samuelson, P.A. 1947-1948. Some Implications of "Linearity". *The Review of Economic Studies*, Vol. 15, No. 2, pp. 88-90.

- Stone, R. 1954. Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand. *The Economic Journal*, Vol. 64, No. 255, pp. 511-527.
- Wooldridge, J.M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: The MIT Press.

Estimating tea demand function for urban households in Iran (1990-2004)
Using Linear Expenditure System with Panel Data Analysis

Siavash Fallah Alipour³⁴
Ali Reza Karbasi³⁵

Abstract

The tea is one of the most common non-alcoholic drinks around the world. While the international per capita consumption of this product is 500 g, Iran consumption is 1.5 kg per year. According to the high consumption and the great share of tea in the household expenditure of low level income groups of people in Iran, it is important to define its role in family basket. In this article tea demand function for urban regions has been estimated using LES (Linear Expenditure System) model and panel data – pooling of time-series and cross-section data in the form of income group-year – during 1990-2004 and then the price and income elasticities have been calculated. In order to avoid unrealistic results, unit root test for pooled data has been conducted. The results indicate that the tea is a necessity for all of the income groups. However, it is a big distance for being a luxury good for tea; it tends to become a luxury good during the time.

Key Words: *LES (Linear Expenditure System) model, Demand function, Panel data, Panel data unit root test, Tea*

³⁴ Graduate Student, Department Of Agricultural Economics, Zabol University, Zabol, Iran

³⁵ Assistant Professor, Department Of Agricultural Economics, Zabol University, Zabol, Iran