Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

تخمین تابع تقاضای سفرهای مذهبی
با روش سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل خطی پویا

علی‌اصغر سالم[1]، مرتضی نیازی[2]

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۰/۰۵ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۴/۲۰

چکیده

گردشگری مذهبی چه در داخل کشور و چه در سطح بین‌الملل از اهمیت فراوانی برخوردار است. در این مطالعه با استفاده از روش سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا و فرمول‌های کشش قیمتی و درآمدی به برآورد و بررسی تقاضای سفرهای مذهبی پرداخته شده است. بدین منظور از داده‌های خرد بودجه خانوار در سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ ارائه شده توسط مرکز آمار ایران استفاده گردیده است. با توجه به نتایج به دست آمده، کشش درآمدی سفرهای مذهبی در حدود ۰/۴۲ است، بدین معنا که هر یک درصد افزایش درآمد منجر به افزایش ۰/۴ درصدی تقاضا برای سفرهای مذهبی می‌گردد. همچنین کشش قیمتی تقاضا در تمامی گروه‌های کالایی منفی بوده و کشش قیمتی سفرهای مذهبی در حدود ۰/۹۸- است.

واژه‌های کلیدی: گردشگری مذهبی، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا، کشش قیمتی، کشش درآمدی.

طبقه بندی JEL: Z32، C23، F10.

۱. استادیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول) Email: salem207@yahoo.com

۲. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه تهران. Email: m.niazi20@gmail.com

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

۱. مقدمه

صنعت گردشگری یکی از بزرگ‌ترین صنایع در دنیا است که در سه دهه اخیر از رشد سریعی در کشورهای توسعه یافته و نیز در حال توسعه برخوردار شده است. به طوریکه بر اساس آمار، صنعت گردشگری یکی از بخش‌های اقتصادی است که بالاترین نرخ رشد در میان تمام بخش‌های اقتصادی دیگر را طی دهه‌های اخیر داراست. بر اساس آمارهای سازمان جهانی گردشگری[1] تعداد کل گردشگران بین‌المللی در جهان از ۱۶۰ میلیون نفر سال ۱۹۷۰، به ۱۱۸۶ میلیون نفر در سال ۲۰۱۵ رسیده است. (*UNWTO, 2016*) بنابراین آمارها حاکی از افزایش روز افزون تعداد گردشگران در جهان و اهمیت صنعت گردشگری در بسیاری از کشورها می‌باشد. رشد سریع گردشگری در مقابل نوسانات اقتصاد جهانی به ملل مختلف امکان احیای دوباره را داده است. از آن جایی که فعالیت گردشگری با منافع اقتصادی همراه است و رشد آینده در اقتصاد یک شهر و حتی کشور را به دنبال دارد، بسیاری از شهرها و کشورها ارتقای گردشگری را به عنوان یک استراتژی برای رسیدن به رشد بالاتر در نظر می‌گیرند. در شرایط کنونی، صنعت گردشگری به حدی اهمیت یافته که به یکی از پتانسیل‌های بالقوه برای ایجاد فرصت‌های شغلی، ارزآوری و افزایش استانداردهای زندگی مبدل گردیده است. با سیری در تاریخچه این صنعت می‌توان فهمید که در پنجاه سال اخیر گردشگری به پدیده‌ای اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی تبدیل شده که چه در سطح بین المللی و چه در سطح ملی جایگاه خاصی در اقتصاد کشورهای جهان یافته است. این صنعت نقش فعال و مؤثری را در ارتقا ساختار اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشورها، بویژه کشورهای در حال توسعه ایفا می‌نماید.

صنعت بزرگ گردشگری شامل بخش‌های مختلفی می‌شود که یکی از مهم‌ترین آن‌ها «گردشگری مذهبی» است. گردشگری مذهبی، یکی از قدیمی‌ترین و پررونق‌ترین گردشگری‌های گذشته و حال، در سراسر جهان است که قدمت آن به تاریخ فرهنگ دینی می‌رسد (مؤمنی و همکاران، ۱۳۸۷). تمامی ادیان و مذاهب در سراسر جهان، اماکن، آثار،

1. World Tourism Organization

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

سنت‌ها و مراسم‌های مذهبی مختلفی دارند که به یکی از جاذبه‌های مهم گردشگری آن‌ها تبدیل شده است. تاریخ سفرهای مذهبی، چون فریضه حج و زیارت حرم نبوی، بارگاه ملکوتی امامان شیعه در عراق، عربستان و ایران، مراسم مقدس یونانیان باستان در معابد آپولون و سفرهای مصریان برای دیدار از فراعنه و ایرانیان باستان به معبد آناهیتا در کنگاور و نظایر آن هریک به گونه‌ای، قدمت و رواج این شکل از گردشگری را در میان ملل و ادیان مختلف نشان می دهند (رنجبران و زاهدی، ۱۳۸۴) در این میان دین اسلام و مسلمانان نقش به‌سزایی در این شاخه از گردشگری دارند. مراسمات مذهبی مسلمانان چون حج، زیارت اماکن مقدس و وجود مراسم‌های عزاداری یا جشن‌های مذهبی مسلمانان از بزرگترین رویدادهای گردشگری مذهبی در جهان هستند.

با توجه به قابلیت‌های ایران در داشتن جاذبه‌های گردشگری و به خصوص جاذبه‌های مذهبی در دنیا و اهمیت اقتصادی و فرهنگی آن هم از بعد ملی و بین‌الملل، این پژوهش درصدد بررسی تأثیر متغیرهای اثرگذار در تابع تقاضای گردشگری مذهبی در ایران است تا بتوان در جهت رشد این صنعت بسیار مهم از بعد ملی، سیاستگذاری مناسبی نمود. دراین راستا این مقاله به شکل زیر سازماندهی شده است. بعد از بیان مقدمه در بخش اول، در قسمت دوم مبانی نظری تحقیق و همچنین مدل تقاضای گردشگری مذهبی توسط مصرف‌کننده بیان می‌شود. در بخش سوم پیشینه تحقیق و مدل‌های تجربی برآورد شده در زمینه تقاضای گردشگری و گردشگری مذهبی آورده شده است. در بخش چهارم برآورد تجربی مدل آمده است و در قسمت آخر به نتایج و پیشنهادات حاصل از این تحقیق پرداخته شده است.

۲. مبانی نظری

به طور کلی اقتصاددانان ترجیحات افراد را به عنوان عامل اصلی ارزش در نظر می‌گیرند. اشخاص نیازها، خواسته‌ها و آرزوهایی دارند که برای آنها ایجاد مطلوبیت می‌کند. گردشگری و گردشگری مذهبی نیز از این امر مستثنی نبوده و افراد برای کسب مطلوبیت

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

به خرج کردن بخشی از درآمد خود در این حوزه می‌پردازند. اما در این خصوص تفاوت‌هایی نیز وجود دارد، گردشگری جزء آن دسته از کالاها و خدماتی است که بازار مشخصی ندارد لذا در جهت ارائه مدل نظری تقاضای جهانگردی می توان از رهیافت لنکستر[1] استفاده نمود. لنکستر در سالهای ۱۹۶۶ و ۱۹۷۱ روش جدیدی برای نظریه مطلوبیت مصرف کننده ارائه کرد. نظریه تقاضای لنکستر (لنکستر، ۱۹۶۶)، و همچنین نظریه مطلوبیت تصادفی (لوسه[2]، ۱۹۹۹ و مک فادن[3]، ۱۹۷۴) از جمله نظریات مطرح در زمینه برآورد تمایل به پرداخت افراد برای کالاهای فاقد بازار و یا نیمه بازاری مانند گردشگری محسوب می شوند. بر اساس نظریه تقاضای لنکستر، افراد در تصمیم‌گیری برای انتخاب کالاها و خدمات و خرید آنها به خصیصه‌های آن‌ها نگاه می‌کنند؛ به عبارت دیگر، مطلوبیتی را که افراد از مصرف کالاها و خدمات می گیرند، می‌توان به مطلوبیت حاصل از اجزای تشکیل دهنده کالا تقسیم نمود. این مسأله، به خصوص در مورد کالاهای مرکب مانند واحد مسکونی، اتومبیل و مانند آن ها صادق است (کاروساکیس و بیرول[4]، ۲۰۰۷).

بعد از ارائه نظریه لنکستر ، راگ[5] (۱۹۷۳) مطالعه تجربی و تخمین مدلش را براساس تئوری لنکستر انجام داده است. راگ مدلی را ساخت که در آن تابع مطلوبیت فرد تابعی از خصوصیات مقصد بوده و در این مسیر نیز با محدودیت زمان مواجه می باشد. به دنبال تئوری لنکستر او خصوصیات مقصد را بصورت تابعی از زمان سپری شده در مقصد گرفته ودر آن تابع تولید را بصورت قیدی دیگر در مدل گنجانیده است. بنابراین براساس مدل راگ نوع مقصد را می‌توان با توجه به درآمد و زمان اختصاص داده شده به مصرف جهانگردی پیدا نمود.

نظریه مطلوبیت تصادفی بر اساس این فرضیه استوار است که انتخاب افراد را می‌توان با استفاده از دو دسته از اجزا و متغیرها شبیه سازی کرد. یک دسته متغیرهای عینی و دسته

1. Lancaster
2. Luce
3. McFadden
4. Karousakis and Birol
5. Rog

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

دیگر را متغیرهای تصادفی تشکیل می‌دهند. (اسنوبال و ویلیس[1]، ۲۰۰۶) بنابراین انتخاب بین دو گزینه را می توان با استفاده از مطلوبیت تصادفی مدلسازی نمود. (کارلسون و مارتینسون[2]، ۲۰۰۱) برآورد تمایل به پرداخت افراد برای کالاهای فاقد بازار و یا نیمه بازاری مانند هزینه هایی که گردشگران در مقصد پرداخت می کنند، کلید تحلیل ارزیابی عوامل موثر بر تقاضای گردشگری در این مدل‌ها محسوب می‌شود.

مورلی در سال ۱۹۹۲ مدلی براساس انتخاب نحوه سفر تشکیل می‌دهد، یعنی مدل مورلی نواقص مدل‌های قبل را تا حدی برطرف می‌کند به این ترتیب که تابع مطلوبیت مقید مشخص می کند که آیا شخص سفر خود را با تور انجام خواهد داد یا خیر؟ بعد مدلی که به طریقی در تابع مطلوبیت تاثیر می‌گذارد را معرفی و چگونگی استفاده از آنها در مطالعات تجربی را نشان می دهد. وی برای مدل خود فرض می کند که اشخاص برای این که تصمیم به مسافرت‌های جهانگردی گیرند؛ سعی در حداکثر کردن مطلوبیت می‌نمایند. البته با توجه به قیدهای مشخص، تابع مطلوبیت فرد شامل زمانی است که برای امر سفر صرف می شود و مقادیری است که برای مصرف کالای دیگر اختصاص می‌یابد. حال مقادیر مصرف کالاهای مختلف و کالای مشخص جهانگردی بستگی به زمانی که فرد برای جهانگردی اختصاص می دهد و همچنین در آمد وی دارد.

رویکرد جدیدی که دربرآورد پارامترهای تقاضا مرسوم شده است استفاده از فرم سیستم معادلات همزمان می‌باشد. یکی از علل برتری‌های این انتخاب این است که همان طور که در نظریه‌های اقتصاد خرد بیان گردیده است، تغییر در یک بازار روی سایر بازارهای اقتصادی تاثیرگذار است به همین دلیل اقتصاددانان تحلیل‌های سیستمی را بر فرم تک معادلات ترجیح می‌دهند. در این رویکرد با استفاده از الگوهای ریاضی و نظریه‌های اقتصادی مربوط به مصرف کننده، فرم تابعی معادلات تقاضا استخراج گردیده سپس محدودیت‌های مرتبط با تابع تقاضا برای برآورد پارامترها روی مدل اعمال می‌گردد.

1. Snowball and Willis
2. Carlsson and Martinsson

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

الگوی سیستمی تقاضای تقریباً ایده‌آل[1] که یکی از متداول‌ترین الگوها برای برآورد تقاضای سیستمی است برای اولین بار توسط دیتون و مولباور[2] در سال ۱۹۸۰ ارائه شد که با تئوری‌های نظریه مصرف‌کننده و ترجیحات هماهنگی کامل دارد. دیتون و مولباور بیان کردند که گرچه بسیاری از خصوصیات این الگو در مدل‌های روتردام و ترانسلوگ وجود دارد ولی هیچ یک از این دو الگو همه این خصوصیات را به طور همزمان ندارند.

دیتون و مولباور این الگو را بر مبنای گروه مخارج (هزینه) با فرم تعمیم یافته‌ی لگاریتمی مستقل از سطح قیمت (به نام PIGLOG[3]) ارائه نمودند که بیانگر مجموعه‌ای از توابع هزینه‌ای می‌باشد. در واقع این سطح حداقل هزینه را برای دستیابی به سطح مشخصی از مطلوبیت (u) در قیمت‌های داده شده نشان می‌دهد. این توابع هزینه‌ای به صورت c(u,p) نشان داده شده که تابع دو عامل مطلوبیت u و سطح قیمت p می‌باشد.

گروه مخارج PIGLOG به صورت زیر نمایش داده می شوند.

(1)

$$\log c(u,p) = a_0 + \sum_{i=1}^{n} a_i \log p_k + \tfrac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_i \log p_j + u\beta_0 \prod_{i=1}^{n} p_i^{\beta_i}$$

که درآن p_i ،شاخص قیمت مربوط به کالایی i ام، n تعداد کالاهای موجود در سیستم است و $\gamma_j, \alpha_0, \beta_0$ ضرایب را تشکیل می‌دهند. j نماینده یک گروه کالایی مشخص است. با توجه به لم شفارد و ضرب طرفین در p_i/c و در نهایت مشتق گیری نسبت به $\log p_i$ و ساده سازی به معادله w_i می‌رسیم که در واقع معادلات سهمی غیر جبرانی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل را نشان می‌دهد.

این تبدیلات به شکل زیر انجام می‌شوند.

1. Almost Ideal Demand System
2. Deaton and muellbauer
3. Price independent generalized logaritmic (PIGLOG)

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

$$\frac{\partial c(u,p)}{\partial p_i} = q_i \Rightarrow \frac{\partial c(u,p)}{\partial p_i}.\,p_i \Big/ c = \frac{p_i q_i}{c} = w_i$$
$$\Rightarrow w_i = \frac{\partial \log c(u,p)}{\partial \log p_i} = a_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i u \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (2)$$

و از آنجایی که در مواقعی که افراد به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت خود هستند مخارج کل c(u,p) با کل درآمد آن‌ها برابر می‌شود با جایگزینی درمعادله بالا در نهایت عبارت زیر حاصل می شود.

$$w_i = a_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(y / p^*) + u_i \quad (3)$$

که درآن w_i سهم کالا در بودجه، p_j قیمت کالای jام، u_i جمله اخلال و p^* شاخص قیمت کل ترانسلوگ می‌باشد که به صورت زیر تعریف می شود:

(4)

$$Ln\, p = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k Ln\, p_k + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k r_{kj} Ln\, p_k Ln\, p_j$$

همانطور که ملاحظه می‌شود به دلیل درونزا بودن شاخص قیمت، الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال غیر خطی می‌باشد. با جایگزینی از شاخص‌های مختلف می‌توان الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال را خطی کرد که با LA/AIDS[1] نشان داده می‌شود و در این حالت شاخص قیمت به شکل برونزا فرض شده و در مدل وارد می‌شود.

قابل ذکر است که تقریب خطی الگوی سیستم تقریباً ایده آل LA/AIDS را می‌توان به دو صورت ایستا و پویا مطرح کرد. دیتون و مولباور ذکر کردند که فرم ایستا چون جنبه‌های پویای رفتار مصرف کننده را در نظر نمی‌گیرد ممکن است تشریحی کاملاً رضایت بخش از رفتار مصرف کننده را ارائه ندهند به همین دلیل در این مقاله از فرم تابعی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل پویا استفاده شده است که عبارت است از:

$$w_i = a_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(y / p^*) + \varphi w_{i-1} + u_i \quad (5)$$

1. Linear Approximation of AIDS (LA/AIDS)

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

برآورد تجربی حالات مختلف سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل نشان داده است که شکل پویای سیستم که در آن مخارج هر گروه کالایی با یک وقفه به عنوان متغیر توضیحی (ϕw_{i-1})وارد مدل می شود مناسب‌تر است. این متغیر توضیحی اثر معادلات مصرف‌کنندگان طی سال‌های قبل را بر مصرف جاری نشان می‌دهد.

برای این که نظریه تقاضا سازگار باشد باید قیدهایی را در الگو اعمال کنیم که این قیود عبارتند از:

۱- قید جمع پذیری[1] ۲- قید همگنی[2] ۳- قید تقارن[3]

این قیدها به شرح زیر می‌باشد:

۱- قید جمع پذیری $\sum_{i=1}^{n} a_i = 1 \quad \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} = 0 \quad \sum_{i=1}^{n} \beta_i = 0$

این قید به این مفهوم است که مجموع سهم‌های بودجه‌ای منظور شده برای کالاهای مختلف باید برابر با عدد یک شود. این قید به طور خود به خود در الگو تامین می‌شود ولی قیدهای دیگر را باید مورد آزمون قرار داد.

۲- قید همگنی: این قید به دلیل وجود توهم پولی مورد آزمون قرار می‌گیرد. در نظریه تقاضا گفته می‌شود که تابع تقاضا نسبت به قیمت‌ها و مخارج همگن از درجه صفر است. بنابراین در صورتی که قید همگنی تائید شود به این مفهوم است که توهم پولی وجود ندارد. این قید عبارت است از: $\sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} = 0$

۳- قید تقارن: این قید شرط متقارن بودن جملات را در ماتریس اسلاستکی برآورد می‌کند. اعمال این قید شرط لازم برای محاسبه کشش های مارشالی و هیکسی است.

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad , \quad i \neq j$$

1. Adding up restriction
2. Homogeneity restriction
3. Symmetry restriction

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

و به این طریق استدلال می‌شود که اگر فرضیه صفر رد شود کشش خود قیمتی (ε_{ii}) نمی‌تواند هم در فاصله (۱ و ۰) قرار بگیرد وهم اینکه همزمان غیر مثبت نیز باشد، بنابراین در این حالت شرط منفی بودن به طور خودکار برقرار نیست. این آزمون را به راحتی می‌توان از طریق تخمین ols انجام داد.

با توجه به آن که نمی‌توان تفسیرهای مستقیمی از پارامترهای الگوی AIDS داشت، بنابراین باید کشش‌ها را محاسبه و سپس آنها را تفسیر کرد. برای محاسبه کشش‌های قیمتی (جبران شده و نشده) و کشش‌های مخارجی (درآمدی) فرمول‌های مختلفی توسط کالفانت[1] (۱۹۸۷)، گرین[2] و آلستون[3] (۱۹۹۰)، گرین (۱۹۹۱)، مدافری[4] و برورسن[5] (۱۹۹۳) ارائه شده است. بیوزی[6] در سال (۱۹۹۸) به مطالعه و بررسی منتقدانه این فرمول‌های ارائه شده پرداخت و ضمن بیان ایرادات آن‌ها، بر اساس آزمایش‌های مونت کارلو توانست فرمول‌های اصلاح شده‌ای را برای محاسبه کشش‌ها ارائه کند. که این فرمول‌ها به صورت زیر می باشند.

۱- کشش قیمتی جبران نشده (مارشالی):

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \left[\gamma_{ij} - \beta_i (w_j + \sum_k \gamma_{kj} \log p_j) \right] / w_i$$

۲- کشش قیمتی جبرانی (هیکسی):

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i} \right) + w_j$$

۳- کشش مخارج (درآمدی):

$$\eta_i = 1 + \left(\beta_i / w_i \right)$$

۴-کشش جانشینی آلن:

$$\delta_{ij} = 1 + \frac{\gamma_{ij}}{w_i w_j}, i \neq j$$

1. Chalfont
2. Green
3. Alston
4. Modafri
5. Brorsen
6. Buse

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

از این کشش برای بدست آوردن شدت رابطه جانشینی و مکملی کالاها استفاده می‌شود. اگر $\delta_{ij} > 0$باشد رابطه جانشینی قوی و اگر $\delta_{ij} < 0$باشد رابطه مکمل قوی بین کالاها وجود دارد.

۳. مروری بر مطالعات انجام شده

بررسی‌های صورت گرفته در میان مطالعات گذشته، حاکی از وجود مطالعات بسیاری در زمینه برنامه‌ریزی در حوزه گردشگری و مباحث پیرامون آن بوده است. این در حالی است که مقوله گردشگری مذهبی و برنامه‌ریزی پیرامون مباحث مرتبط با آن به طور خاص، دیرزمانی نیست که توجه صاحب نظران و برنامه‌ریزان را به خود معطوف داشته است. در ادامه به منظور آشنایی هرچه بیشتر با مقولات گردشگری و برنامه‌ریزی راهبردی در این عرصه و درک مفاهیم پیرامون آن، چندین مطالعه مورد ارزیابی قرار گرفته است.

امین[1] (۲۰۱۳) در پژوهش خود با عنوان «گردشگری مذهبی در مصر» به بررسی عوامل اثرگذار بر گردشگری مذهبی در مصر پرداخته است. در این مطالعه با مقایسه استراتژی‌های کشورهای مختلف در گردشگری، گردشگری در مصر را بررسی نموده و نقش سیاست‌های دولت و سازمان‌های مربوطه را بررسی می‌کند.

یانگ و همکاران (۲۰۱۲) با بررسی تقاضای گردشگری داخلی از ساکنین شهری و روستایی در چین و استفاده از داده های سازمان ملی گردشگری خانوار نشان دادند که تقاضای گردشگری داخلی در چین تابعی از درآمد مطلق، درآمد نسبی، قیمت گردشگری داخلی و نیز قیمت جانشین است. هم چنین، آن‌ها نشان دادند که اثر درآمد نسبی بر تقاضای گردشگری داخلی در برخی مناطق پایین دست در چین پررنگ است.

سلیمان و محمد[2] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای تحت عنوان «تأثیر عوامل مؤثر بر بازار گردشگری مذهبی مطالعه موردی سرزمین‌های فلسطین» اهمیت گردشگری مذهبی در

1. Amin
2. Suleiman & Mohamed

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

فلسطین و عوامل مؤثر بر آن را تشریح می‌کنند. نتایج پژوهش در این مطالعه نشان می‌دهد که فلسطین با توجه به تاریخ، میراث، فرهنگ، موقعیت جغرافیایی، محیط زیست و مذاهب آن در منطقه منحصر به فرد است.

گنگ لی[1] و همکاران (۲۰۰۴) با استفاده از مدل تقاضای تقریبا ایده آل خطی پویا و مجموعه داده‌های هزینه‌های گردشگران آمریکایی در ۲۲ کشور اروپای غربی، و نیز محاسبه کشش‌های تقاضای بلند مدت و کوتاه مدت آن نشان دادند که کشش‌های هزینه ای بیانگر آن است که مسافرت گردشگر آمریکایی به اروپا در بلندمدت برای آن‌ها کالای لوکس تلقی می‌شود. به عبارت بهتر، تغییر در هزینه گردشگر در مسافرت به اروپا باعث می شود که آن گردشگر به مقاصد جایگزین سفر کند. از طرف دیگر نشان دادند که تقاضای گردشگران مذکور در بلندمدت نسبت به کوتاه مدت کشش قیمتی بیشتر دارد. کشورهای اروپایی مانند پرتغال و یونان در دوره رونق از هزینه‌های خرج شده توسط گردشگران آمریکایی منافع کسب می‌کنند و در دوره رکود اقتصادی ضرر می‌کنند.

آقاجانی و فراهانی فرد (۱۳۹۴) به بررسی عوامل مؤثر بر گردشگری مذهبی و میزان اثرگذاری مهم‌ترین عوامل با توجه به آمار موجود در این زمینه در ایران طی سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۰۰ پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که افزایش بودجه سالانه سازمان گردشگری، متغیر مجازی سال‌های ناامنی در ایران، امنیت سیاسی و نرخ ارز اثر مثبت بر روی تعداد گردشگر ورودی مذهبی داشته است. همچنین افزایش شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در ایران نسبت به سطح جهانی اثر منفی بر تعداد گردشگر ورودی داشته است.

بدری و طیبی(۱۳۹۱) با استفاده از روش تحلیلی و توصیفی و نیز به کارگیری روش های اسنادی و میدانی به مطالعه توسعه گردشگری مذهبی و نیز ارتقای فرهنگ و عناصر وابسته به آن در شهر مشهد پرداختند. نتیجه آن بود که گردشگران بازدیدکننده از شهر مذکور از جاذبه های تاریخی و طبیعی استقبال نمی کنند و بیشتر به دنبال انجام فرایض

1. Gang Li

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

مذهبی و دینی خود در ورای مسافرت به این شهر مذهبی هستند. بیش از ۶۰ درصد از هزینه های گردشگر ورودی به شهر مشهد صرف محل اقامت می شود.

محمدی و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای گردشگری بر اساس مدل تعدیل جزئی توابع کوتاه مدت و بلند مدت در ایران می‌پردازند. دوره مورد بررسی ایشان سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۷۰ می‌باشد که به روش حداقل مربعات معمولی تخمین ضرائب صورت گرفته است. نتایج حکایت از معناداری تأثیر تولید ناخالص ملی جهانی و نرخ ارز حقیقی می‌باشد. از جمله مهم‌ترین نتایج این تحقیق عدم تأثیر هزینه حمل و نقل و تأثیر معنادار تعداد گردشگران وارد شده به ایران و تولید ناخالص ملی جهانی و نرخ ارز حقیقی است.

محمدزاده و همکاران (۱۳۸۹) در مقاله خود تحت عنوان «تخمین تقاضای گردشگری ایران به تفکیک چند کشور منتخب با استفاده از رهیافت *tvp*» به بررسی تقاضای برای گردشگری ایران به تفکیک سه کشور هند، پاکستان و ترکیه طی سال‌های ۱۳۵۳-۱۳۸۵ پرداخته‌اند. ایشان برای این منظور با استفاده از رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان (*tvp*) از روش کالمن- فیلتر برای تخمین خود استفاده نموده‌اند. نتایج حاصل از تحمین آنان دلالت بر این موضوع دارد که براساس کشش‌های درآمدی، تقاضا برای گردشگری ایران از هر سه کشور هند، پاکستان و ترکیه کالایی نرمال است. همچنین آنان با توجه به ضرایب کشش قیمتی به این نتیجه رسیده‌اند که تقاضای گردشگری در ایران کم کشش است. آنان با مقایسه کشش‌های درآمدی و قیمتی برای سه کشور مذکور به این جمع‌بندی رسیده‌اند که تقاضا برای گردشگری ایران از ترکیه نسبت به دو کشور هند و پاکستان طی سال‌های مورد بررسی از رونق بیشتری برخوردار بوده است.

فرزین و گل لاله (۱۳۸۸) جهت برآورد تابع تقاضای گردشگری در ایران و محاسبه کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضا به استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۸۵-۱۳۴۸ از روش‌های آماری و اقتصاد سنجی برای تحلیل ساختار تقاضای گرشگری ایران روی می‌آورند. ایشان نسبت شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران به کشورهای مبدأ، میانگین تولید ناخالص داخلی کشورهای مقصد، نرخ ارز حقیقی، حجم تجارت به صورت مجموع

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

صادرات و واردات غیرنفتی ایران را به عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته و با استفاده از آزمون انگل- گرنجر و جوهانسون به بررسی آنها پرداخته‌اند و به معنی‌دار بودن همه متغیرها در سطح ۹۵ درصد پی بردند.

عباسی‌نژاد و حبیبی (۱۳۸۴) به تصریح و تخمین تابع تقاضا برای گردشگری ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی و مقطعی پرداخته‌اند. در مطالعه آنان بیشتر بر روی عوامل اقتصادی و تأثیر آن بر تقاضا برای گردشگری تأکید شده است. بررسی مدل‌های برآورد شده، تقاضا برای گردشگری در ایران را نشان می‌دهد که بیشترین تأثیر بر تقاضای گردشگری را متغیرهای درآمد سرانه و قیمت‌های نسبی طی دوره‌ی مورد بررسی داشته است.

موسایی (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای به تخمین تابع تقاضا برای گردشگری در ایران پرداخته است. در این مطالعه، عوامل مؤثر بر تقاضای سفر به ایران و سهم هر یک آنها بر تقاضا برای گردشگری ایران در دوره‌ی ۱۳۴۴-۱۳۷۹ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج تخمین مدل به روش حداقل مربعات معمولی نشان داد که یک درصد افزایش در نسبت شاخص بهای کالاهای خدمات مصرفی در ایران به شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی جهانی، ۰/۲۵ درصد تقاضا برای گردشگری در ایران را کاهش می‌دهد و یک درصد افزایش تولید ناخالص جهانی باعث می‌شود که ۰/۴۵ درصد تقاضا برای گردشگری به ایران افزایش یابد. میزان تقاضا برای سفر و به تبع آن درآمد ارزی حاصل از آن در دوره مورد بررسی شدیداً تحت تأثیر مسائل امنیتی و تحولات داخلی بوده است.

مراسلی (۱۳۷۴) با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۴۵-۱۳۷۱ توابع عرضه و تقاضا برای گردشگری خارجی ایران را برآورد کرده است. در این مطالعه محقق به این نتیجه رسیده است که متغیرهای درآمد سرانه، قیمت‌های نسبی و متغیر مجازی جنگ و انقلاب بیشترین تأثیر را بر میزان تقاضا برای گردشگری خارجی ایران داشته است.

در مورد مطالعات تجربی صورت گرفته در داخل کشور می‌توان بیان کرد که در اغلب مطالعات از روش حداقل مربعات معمولی یا روش‌های هم انباشتگی به تخمین تابع تقاضا برای انواع گردشگری پرداخته شده و از رهیافت سیستم معادلات همزمان (سیستم تقاضای

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

تقریبا ایده ال خطی پویا) استفاده نشده است. از این رو، مطالعه حاضر سعی دارد تا با استفاده از رهیافت جدید به تخمین تابع تقاضای گردشگری مذهبی ایران بپردازد.

٤. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

فرم تابعی مناسب، نوع شاخص‌ها، تعداد داده‌ها و روش تخمین مناسب، هر یک به نوبه خود در به دست آوردن تخمین‌های دقیق و بدون تورش از سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل *AIDS* موثر می‌باشند. در این تحقیق از فرم تابعی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا و شاخص استون (به دلیل سادگی محاسبه و همچنین خطی سازی مدل از این شاخص استفاده شده است) و فرمول‌های کشش قیمتی و درآمدی ارائه شده در قسمت‌های قبل استفاده شده است. در ادامه به نوع داده‌ها و روش تخمین و تجزیه وتحلیل نتایج تخمین پرداخته شده است.

٤-۱. بررسی داده‌های مورد استفاده در مدل سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل خطی پویا

دراین مطالعه به منظور بررسی آثار تغییر قیمت بر تخصیص کالاهای اساسی سبد مصرفی، نیازمند اطلاعات و داده‌های خرد از بودجه خانوار[1] بوده و در این مطالعه سعی شده با استفاده از داده های فصلی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ این آثار قیمتی بررسی شود.

جامعه آماری مورد بررسی در این تحقیق خانوارهای شهری ایران است که مرکز آمار ایران سالانه مخارج خانوارهای شهری را به همراه مشخصات اقتصادی – اجتماعی هر خانوار در قالب پرسشنامه‌های طرح هزینه و درآمد خانوار و به طور نمونه گیری گردآوری و منتشر می‌کند. داده های مخارج خانوارهای شهری برای این پژوهش از ۷ گروه تشکیل شده است که در آن سهم مخارج کالاها و گروه کالاها از اطلاعات ریز بودجه خانوار استخراج شده است. در اطلاعات بودجه خانوار، هزینه سفرهای مذهبی زیر گروهی از گروه کالاها و خدمات متفرقه است و به همین دلیل این گروه و سایر هزینه‌های مذهبی از

۱. مرکز آمار ایران سالانه با نمونه‌های گسترده به صورت میدانی و در قالب پرسشنامه‌های مفصل از خانوارهای مختلف (این پرسشنامه‌ها در بر گیرنده بیش از ۱۰۰۰ پرسش از خانوار می‌باشند) در سطح کشور اقدام به جمع آوری اطلاعات اجتماعی، اقتصادی (هزینه و درآمد) خانوارهای نمونه می‌نماید. در این مطالعه، اطلاعات خام این پرسشنامه‌ها در قالب بانک‌های اطلاعات اکسس مورد پردازش و استفاده قرار گرفته است.

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

مخارج گروه متفرقه جدا شده است و سایر گروه‌های کالایی مانند خوراک و آشامیدنی‌ها، پوشاک، مسکن، بهداشت و همچنین سایر گروه‌های کالایی جمع‌آوری و محاسبه شده‌اند.

٤-٢. برآورد مدل

در تقریب مدل خطی AIDS، از روش رگرسیون معادلات به ظاهر نامرتبط (SUR)[1] استفاده شده است. یکی از مهمترین موارد بکارگیری مدل‌های SUR در اقتصاد، تخمین سیستم‌های معادلات تقاضا و نیز توابع هزینه ترانسلوگ می‌باشد. دلیل آن این است که میان جزءاخلال معادلات سهم مخارج همبستگی وجود دارد لذا در این روش بدین‌گونه عمل شده که یکی از معادلات تقاضا را از دستگاه معادلات کنار گذارده و پارامترهای سایر معادلات را تخمین زده و سپس پارامترهای مربوط به معادله کنار گذاشته شده بر مبنای قید جمع پذیری بر حسب سایر پارامترها برآورد می‌شود. از آن جا که بر حسب قید جمع پذیری مجموع سهم‌ها برابر یک است نوع معادله حذف شده مهم نیست و این کار به دلخواه انجام می‌گیرد.

روش تخمین تکراری زلنر[2] به عنوان برآوردگری کارا برای این سیستم معادلات ارائه گردیده و به عقیده زلنر مثل روش حداکثر درستنمایی در سیستم معادلات خطی عمل می‌کند.

در این بخش، سیستم معادلات مقید بگونه‌ای که با اعمال قید تقارن بر ضرایب و همچنین اعمال قید همگنی در معادلاتی که $\sum_i \gamma_{ij} = 0$ نقض شده است، برآورد گردیده‌اند. قابل ذکر است که با اعمال قید جمعی، ضرایب مربوط به پارامترهای گروه "سایر کالاها" محاسبه شده است.

تصریح فرم تبعی بعد از اعمال قیود بصورت زیر می‌باشد:

1. Seemingly Unrelated Regression (SUR)
2. Iterative Zellner Estimation (IZE)

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

$$S_{kh} = c_{10} + c_{11}Log(P_{pkh}) + c_{12}Log(P_{ppoo}) + c_{13}Log(P_{pmas}) + c_{14}Log(P_{beh}) + c_{15}Log(P_{safar}) + c_{16}Log(P_{maz}) + (-c_{11} - c_{12} - c_{13} - c_{14} - c_{15} - c_{16})Log(P_{sk}) + c_{18}Log(\frac{Y}{P}) + c_{19}S_{ts}(-4)$$

$$S_{poo} = c_{20} + c_{12}Log(P_{pkh}) + c_{22}Log(P_{ppoo}) + c_{23}Log(P_{pmas}) + c_{24}Log(P_{beh}) + c_{25}Log(P_{safar}) + c_{26}Log(P_{maz}) + (-c_{12} - c_{22} - c_{23} - c_{24} - c_{25} - c_{26})Log(P_{sk}) + c_{28}Log(\frac{Y}{P}) + c_{29}S_{ts}(-4)$$

$$S_{mas} = c_{30} + c_{13}Log(P_{pkh}) + c_{23}Log(P_{ppoo}) + c_{33}Log(P_{pmas}) + c_{34}Log(P_{beh}) + c_{35}Log(P_{safar}) + c_{36}Log(P_{maz}) + (-c_{13} - c_{23} - c_{33} - c_{34} - c_{35} - c_{36})Log(P_{sk}) + c_{38}Log(\frac{Y}{P}) + c_{39}S_{ts}(-4)$$

$$S_{beh} = c_{40} + c_{14}Log(P_{pk}) + c_{24}Log(P_{ppoo}) + c_{34}Log(P_{pmas}) + c_{44}Log(P_{beh}) + c_{45}Log(P_{safar}) + c_{46}Log(P_{maz}) + (-c_{14} - c_{24} - c_{34} - c_{44} - c_{45} - c_{46})Log(P_{sk}) + c_{48}Log(\frac{Y}{P}) + c_{49}S_{ts}(-4)$$

$$S_{safar} = c_{50} + c_{15}Log(P_{pk}) + c_{25}Log(P_{ppoo}) + c_{35}Log(P_{pmas}) + c_{45}Log(P_{beh}) + c_{55}Log(P_{safar}) + c_{56}Log(P_{maz}) + (-c_{15} - c_{25} - c_{35} - c_{45} - c_{55} - c_{56})Log(P_{sk}) + c_{58}Log(\frac{Y}{P}) + c_{59}S_{ts}(-4)$$

$$S_{maz} = c_{60} + c_{16}Log(P_{pk}) + c_{26}Log(P_{ppoo}) + c_{36}Log(P_{pmas}) + c_{46}Log(P_{beh}) + c_{56}Log(P_{safar}) + c_{66}Log(P_{maz}) + (-c_{16} - c_{26} - c_{36} - c_{46} - c_{56} - c_{66})Log(P_{sk}) + c_{68}Log(\frac{Y}{P}) + c_{69}S_{ts}(-4)$$

در مدل فوق:

S_{kh}: سهم مخارج خوراک و آشامیدنی‌ها از کل مخارج — P_{kh}: شاخص قیمت گروه خوراک و آشامیدنی‌ها

S_{poo} : سهم مخارج پوشاک از کل مخارج — P_{poo} : شاخص قیمت گروه پوشاک

S_{mas} : سهم مخارج مسکن از کل مخارج — P_{mas} : شاخص قیمت گروه مسکن

S_{beh} : سهم مخارج بهداشت و درمان از کل مخارج — P_{beh} : شاخص قیمت گروه بهداشت و درمان

S_{safar} : سهم مخارج سفرهای مذهبی از کل مخارج — P_{safar} : شاخص قیمت گروه سفرهای مذهبی

S_{maz} : سهم سایر مخارج مذهبی از کل مخارج — P_{maz} : شاخص قیمت گروه سایر مخارج مذهبی

S_{say} : سهم مخارج سایر کالاهااز کل مخارج — P_{say} : شاخص قیمت گروه سایر کالاها

(Y/P) : مخارج واقعی با استفاده از شاخص استون

٤-۳. بررسی مانایی و همجمعی در مدل LA/ AIDS

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

بررسی مانایی متغیرها درتحلیل های سری زمانی جایگاه ویژه‌ای داشته و ادبیات گسترده ای را شامل می‌شود. بکارگیری روش‌های سنتی و معمول اقتصاد سنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو مانا هستند. یک متغیر سری زمانی، در صورتی مانا است که میانگین، واریانس و ضرایب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو نامانا باشند درعین حالی که ممکن است هیچ رابطه با معنی بین الگو وجود نداشته باشد، اما الگو به شکل کاذب رابطه با معنی را نشان می‌دهد. در این شرایط به کمک روش همجمعی می توان رگرسیون را بدون نگرانی از کاذب بودن، بر اساس سطح متغیرهای سری زمانی برآورد کرد. از آنجا که آزمون ADF تحت تاثیر عرض از مبدا و روند قرار دارد در بسیاری از موارد نتایج اریبی ارایه می نماید لذا در این تحقیق، متغیرهای مورد نظر با استفاده از آزمون KPSS[1]، مورد آزمون قرار گرفته‌اند. فرضیه H_0 در آزمون KPSS بصورت زیر تعریف می شود:

$$\begin{cases} H_0 : \delta_\varepsilon^2 = 0 \Rightarrow y_t \approx I(0) \\ H_1 : \delta_\varepsilon^2 \succ 0 \Rightarrow y_t \approx I(1) \end{cases}$$

$KPSS$ (۱۹۹۲) در مقایسه با سایر آزمون های ریشه واحد متفاوت می‌باشد به این دلیل که در فرضیه H_0 فرض می‌شود متغیر Y_t ایستا است. همچنین آماره $KPSS$ مبتنی بر جزء خطاها طراحی شده است.

آماره LM در این آزمون بصورت زیر تعریف شده است .

$$LM = \frac{\sum_t S^2(t)}{T^2 f_0} = \frac{\sum_t S^2(t)}{\hat{\lambda}^2} \qquad (6)$$

$$S(t) = \sum_{r=1}^{t} \hat{u}_r$$

1. Kwiatkowski ،Philips ،Schmidt , Shin

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

که $\hat{u}_t$ جزء پسماند رگرسیون y_t و $\hat{\lambda}^2$ (که بصورت $\hat{\lambda}^2 = T^2 f_0$ تعریف می شود) برآوردگر سازگار واریانس بلند مدت u_t است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول شماره (۱) قابل مشاهده است.

جدول ۱- آزمون KPSS در سطح اطمینان ۹۵٪

متغیر	آماره آزمون	سطح معنی داری			نتیجه در سطح معنی داری ۵٪
		سطح ۱٪	سطح ۵٪	سطح ۱۰٪	
S_{kh}	۰/۱۳۱۹	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا
S_{poo}	۰/۰۸۸۴	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا
S_{mas}	۰/۱۵۶۳	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	نامانا
S_{beh}	۰/۱۱۱۲	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا
S_{safar}	۰/۲۲۲۴	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	نامانا
S_{maz}	۰/۰۶۰۷	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا
S_{sayer}	۰/۱۵۲۵	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	نامانا
$\log(P_{kh})$	۰/۲۳۱۹	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	نامانا
$\log(P_{poo})$	۰/۱۹۲۵	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	نامانا
$\log(P_{mas})$	۰/۲۹۷۲	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	نامانا
$\log(P_{beh})$	۰/۲۹۱۴	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	نامانا
$\log(P_{safar})$	۰/۲۹۳۷	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	نامانا
$\log(P_{maz})$	۰/۲۳۵۹	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	نامانا
$\log(P_{sayer})$	۰/۲۶۴۱	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	نامانا
$\log(Y/P)$	۰/۱۶۸۹	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	نامانا

منبع: نتایج تحقیق

٤-٤. بررسی وجود بردار همجمعی در معادلات تقاضا

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

زمانی که دو یا چند متغیر سری زمانی بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه تعادلی بلندمدت را شکل دهند، هر چند ممکن است خود این سری‌های زمانی دارای روندی تصادفی باشند (نامانا باشند) اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می کنند به گونه‌ای که رابطه خطی بین آنها مانا است و مفهوم اقتصادی همجمعی(هم انباشتگی) پدید می‌آید.

جدول ۲- آزمون هم جمعی سیستم معادلات بوسیله λ_{trace}

Prob	0.05 Critical Value	Trace Statistic	Eigenvalue	Hypothesized No. of CE(s)
۰/۰۰۰۰	۱۸۰/۹۸۳۷	۷۴۶/۸۲۱۴	۰/۸۲۵	None
۰/۰۰۰۰	۳۳۴/۹۸۳۷	۶۰۵/۶۳۴۴	۰/۷۸۰۱	At most 1
۰/۰۰۰۰	۲۸۵/۱۴۲۵	۴۸۲/۹۴۲۵	۰/۶۹۴۶	At most 2
۰/۰۰۰۰	۲۳۹/۲۳۵۴	۳۸۶/۸۵۷۶	۰/۶۵۸۹	At most 3
۰/۰۰۰۰	۱۹۷/۳۷۰۹	۲۹۹/۷۲۵۹	۰/۵۴۵	At most 4
۰/۰۰۰۰	۱۵۹/۵۲۹۷	۲۳۵/۹۳۵۸	۰/۵۳۶	At most 5
۰/۰۰۰۰	۱۲۵/۶۱۵۴	۱۷۳/۷۳۷۶	۰/۴۶۲۷	At most 6
۰/۰۰۰۲	۹۵/۷۵۳۷	۱۲۳/۴۱۴۵	۰/۳۴۹۷	At most 7
۰/۰۰۰۸	۶۹/۸۱۸۹	۸۸/۵۵۴۵	۰/۳۳۵۲	At most 8
۰/۰۰۸۲	۴۷/۸۵۶۱	۵۵/۴۸۷۳	۰/۲۷۸۵	At most 9

منبع: نتایج تحقیق

جدول ۳- آزمون هم جمعی سیستم معادلات بوسیله $\lambda_{\max}$

Prob	0.05 Critical Value	Max-Eigen Statistic	Eigenvalue	Hypothesized No. of CE(s)
۰/۰۰۰۰	۸۱/۵۲۳۶	۱۴۱/۱۸۷	۰/۸۲۵	None
۰/۰۰۰۰	۷۶/۵۷۸۴	۱۲۲/۶۹۱۹	۰/۷۸۰۱	At most 1
۰/۰۰۰۱	۷۰/۵۳۵۱	۹۶/۰۸۴۹	۰/۶۹۴۶	At most 2
۰/۰۰۰۱	۶۴/۵۰۴۷	۸۷/۱۳۱۷	۰/۶۵۸۹	At most 3
۰/۰۱۳۷	۵۸/۴۳۳۵	۶۳/۷۹۰۱	۰/۵۴۵	At most 4
۰/۰۰۳۷	۵۲/۳۶۲۶	۶۲/۱۹۸۲	۰/۵۳۶	At most 5
۰/۰۱۷۳	۴۶/۲۳۱۴	۵۰/۳۲۳۱	۰/۴۶۲۷	At most 6

منبع: نتایج تحقیق

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

نتیجه این بررسی نشان می‌دهد که تمامی سیستم معادلات تحقیق جاری دارای بردار همجمعی (هم انباشتگی) می‌باشند. در جدول(۲) مشاهده می شود که بر مبنای هر دو معیار λ_{trace} و $\lambda_{\max}$ حداقل ۱۰ بردار همجمعی (هم انباشتگی) در سطح پنج درصد وجود دارد.

٤-٥. آزمون قیود کلاسیک تقاضا

همانطور که ذکر گردید ضرایب مدل غیر مقید به دلیل اینکه فروض کلاسیک تقاضا در آن اعمال نشده است قابل اتکا نمی‌باشند. بر این اساس ابتدا لازم است قیود کلاسیک تقاضا در سیستم معادلات آزمون شود و در صورت رد، قیود در مدل اعمال شود و با ضرایب به دست آمده مبتنی بر قیود اعمال شده به تحلیل کشش‌ها پرداخت. در این قسمت قیود کلاسیک تقاضا در مدل مورد مطالعه، آزمون و نتایج حاصل در جداول ۴ و۵ ارائه شده است.

الف- آزمون فرضیه همگنی بر اساس آزمون والد[1] برای تک تک معادلات انجام شده است. به کمک این آزمون، وجود و یا عدم وجود توهم پولی مصرف کنندگان قابل بررسی است. رد فرضیه همگنی حکایت از وجود توهم پولی دارد. نتایج آزمون این فرضیه برای هر کدام از معادلات در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ٤- آزمون قید همگنی ($\sum_j \gamma_{ij} = 0$)

مدل	فرضیه H0	*Chi-square*	*Probability*	نتیجه
خوراک	$c_{11}+c_{12}+c_{13}+c_{14}+c_{15}+c_{16}+c_{17}=0$	۰/۹۷۲۶	۰/۳۲۴۰	پذیرفته
پوشاک	$c_{21}+c_{22}+c_{23}+c_{24}+c_{25}+c_{26}+c_{27}=0$	۱/۱۷۷۹	۰/۲۷۷۸	پذیرفته
مسکن	$c_{31}+c_{32}+c_{33}+c_{34}+c_{35}+c_{36}+c_{37}=0$	۲/۲۵۶۵	۰/۱۳۳۱	پذیرفته
بهداشت	$c_{41}+c_{42}+c_{43}+c_{44}+c_{45}+c_{46}+c_{47}=0$	۰/۰۳۳۰	۰/۸۵۵۷	پذیرفته
سفرهای	$c_{51}+c_{52}+c_{53}+c_{54}+c_{55}+c_{56}+c_{57}=0$	۱/۲۶۷۶	۰/۲۶۰۲	پذیرفته
سایر	$c_{61}+c_{62}+c_{63}+c_{64}+c_{65}+c_{66}+c_{67}=0$	۰/۲۴۷۰	۰/۶۱۹۲	پذیرفته

منبع: نتایج تحقیق

1. Wald

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

ب- فرضیه تقارن را نمی توان مانند فرضیه همگنی برای تک تک معادلات آزمون نمود. به این دلیل می‌بایست بر آزمون درستنمایی (LR) نمونه‌های بزرگ برای کل سیستم تکیه کرد. نتایج حاصل از این آزمون در جدول شماره (۵) برای هر کدام از سیستم‌ها نشان داده شده است.

جدول ۵- آزمون تقارن ضرایب ($\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$) در سیستم معادلات

فرضیه H_0	*Chi-square*	*Probability*	نتیجه
$c_{12} = c_{21}$	۰/۲۷۶۱	۰/۵۹۹۳	پذیرفته می‌شود
$c_{13} = c_{31}$	۰/۲۰۳۶	۰/۶۵۱۸	پذیرفته می‌شود
$c_{14} = c_{41}$	۰/۰۰۳۵	۰/۹۵۲۴	پذیرفته می‌شود
$c_{15} = c_{51}$	۴/۳۵۶۶	۰/۰۳۶۹	پذیرفته نمی‌شود
$c_{16} = c_{61}$	۱/۴۶۰۹	۰/۲۲۶۸	پذیرفته می‌شود
$c_{23} = c_{32}$	۰/۷۳۰۵	۰/۳۹۲۷	پذیرفته می‌شود
$c_{24} = c_{42}$	۲/۰۳۴۴	۰/۱۵۳۸	پذیرفته می‌شود
$c_{25} = c_{52}$	۰/۰۰۰۱	۰/۹۸۹۳	پذیرفته می‌شود
$c_{26} = c_{62}$	۰/۶۲۸۷	۰/۴۲۷۸	پذیرفته می‌شود
$c_{34} = c_{43}$	۲/۲۴۶۷	۰/۱۳۳۹	پذیرفته می‌شود
$c_{35} = c_{53}$	۱/۰۹۶۲	۰/۲۹۵۱	پذیرفته می‌شود
$c_{36} = c_{63}$	۰/۴۸۴۳	۰/۴۸۶۵	پذیرفته می‌شود
$c_{45} = c_{54}$	۰/۶۸۸۹	۰/۴۰۶۵	پذیرفته می‌شود
$c_{46} = c_{64}$	۰/۷۸۶۳	۰/۳۷۵۲	پذیرفته می‌شود
$c_{56} = c_{65}$	۰/۷۲۱۸	۰/۳۹۵۵	پذیرفته می‌شود

منبع: نتایج تحقیق

با توجه به این جدول شرط تقارن در تمام سیستم معادلات پذیرفته شده است.

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

٤-٦. برآورد سیستم معادلات مقید AIDS

نتایج معادلات برازش شده سیستم معادلات LAIDS مقید، در ضمیمه (۱) ارایه شده است. نتایج برآوردی نشان دهنده خوبی برازش مدل و عدم خود همبستگی در معادلات برآوردی است. اکنون با توجه به معادلات مقید برآورد شده می‌توان کشش های درآمدی و قیمتی گروه های کالایی را محاسبه نمود.

٤-۷. سنجش کشش های قیمتی مدل مقید

کشش های قیمت خودی محاسبه شده، مربوط به هر یک از گروه‌های کالایی در جدول (۶) آورده شده است. این کشش ها با استفاده از توابع تقاضای تقریبا ایده‌آل استخراج می شوند. با بررسی کشش‌های قیمتی، مشاهده می شود که کشش قیمتی تقاضا در تمامی گروههای کالایی منفی بوده و در هیچ یک از گروه‌ها، قانون تقاضا نقض نشده است.

با بررسی جدول(۶) می توان نتیجه گرفت که به طور نسبی حساسیت بیشتری نسبت به تغییرات شاخص قیمت سفرهای مذهبی، خوراک و سایر کالاها وجود دارد بگونه‌ایی که کشش قیمتی این سه گروه به ترتیب ۰/۹۸- ، ۰/۸- و ۱/۷۵- است.

جدول ٦- کشش قیمتی LAIDS با اعمال قید تقارن اسلاتسکی،همگنی و جمعی

گروههای	میانگین سهم کالاها	ضریب درآمدی	ضریب خود قیمتی	کشش قیمتی
خوراک	۰/۳۱۷	-۰/۰۳۴۱	۰/۰۵۱۱	-۰/۸
پوشاک	۰/۰۷۷۲	۰/۰۴۲	۰/۰۳۸۲	-۰/۵۵
مسکن	۰/۲۲۶۳	-۰/۰۹۰۷	۰/۰۵۰۱	-۰/۶۹
بهداشت	۰/۰۵۹	-۰/۰۴۵۹	۰/۰۴۳۷	-۰/۲۱
سفرهای مذهبی	۰/۰۰۵۲	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۰۱	-۰/۹۸
هزینه های	۰/۰۰۶۱	-۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۵۷	-۰/۰۶
سایر کالاها	۰/۳۰۹۳	۰/۱۳۵۱	-۰/۱۸۸۹	-۱/۷۵

منبع: نتایج تحقیق

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

٤-٨. سنجش کشش های درآمدی مدل مقید

نتایج محاسبه کشش های درآمدی گروه های کالایی مورد بررسی در جدول (۷) ارایه شده است. با توجه به جدول برآوردها، مشاهده می شود که کشش درآمدی سفرهای مذهبی در حدود ۰/۴۲ می‌باشد بدین معنی که یک درصد افزایش درآمد ۰/۴ درصد تقاضای سفرهای مذهبی افزایش می‌یابد. همچنین با توجه به کشش درآمدی سایر هزینه‌های مذهبی، نیز یک درصد افزایش درآمد ۰/۴ درصد تقاضای سایر مخارج مذهبی افزایش می‌یابد.

جدول۷- کشش درآمدی کالفنت LAIDS با اعمال قید تقارن اسلاتسکی

گروههای کالایی	میانگین سهم کالاها	ضریب درآمدی	کشش درآمدی
خوراک	۰/۳۱۷	-۰/۰۳۴۱	۰/۸۹
پوشاک	۰/۰۷۷۲	۰/۰۴۲	۱/۵۴
مسکن	۰/۲۲۶۳	-۰/۰۹۰۷	۰/۶
بهداشت	۰/۰۵۹	-۰/۰۴۵۹	۰/۲۲
سفرهای مذهبی	۰/۰۰۵۲	-۰/۰۰۳	۰/۴۲
هزینه های مذهبی	۰/۰۰۶۱	-۰/۰۰۳۴	۰/۴۳
سایر کالاها	۰/۳۰۹۳	۰/۱۳۵۱	۱/۴۴

منبع: نتایج تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

آنچه که پژوهش حاضر مورد توجه قرار داده است، گردشگری مذهبی به عنوان یکی از انواع گردشگری است که با توجه به شرایط فرهنگی و مذهبی کشور می‌تواند از مهم‌ترین انواع آن محسوب گردد. از این رو برآورد تقاضای مربوط به آن، از نوع سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا که یکی از دقیق‌ترین تخمین‌ها را به دست می‌دهد؛ کمک کننده به یافتن جایگاه این صنعت در توسعه و تعالی کشور باشد. نکته دیگر آنکه به جهت تأثیرات اقتصادی گردشگری بر جامعه هدف همواره برآورد و دانستن این موضوع که

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

میزان این تأثیرگذاری به لحاظ کمی تا چه میزان می‌تواند باشد، در کنار آگاهی از حساسیت تقاضا برای آن نسبت به افزایش درآمد خانوارها از دغدغه‌های برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران این بخش می باشد. استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا در این برآورد می‌تواند کمک کند تا مطالعات دقیق‌تری در این زمینه شکل بگیرد که با استفاده از آنها بتوان به شکل بهتری به جایگاه گردشگری با محوریت گردشگری مذهبی در برنامه‌های بلندمدت پی‌برد.

در این پژوهش بر اساس یافته های تجربی، رفتار گردشگران مذهبی در کشور با استفاده از داده‌های بودجه خانوار در بین سال‌های ۱۳۷۰ الی ۱۳۹۰ مورد تجزیه وتحلیل قرار گرفته است. با تخمین تابع تقاضای سفرهای زیارتی توسط سیستم تقاضای تقریبا ایده‌ال خطی پویا در این تحقیق نتایج زیر به دست آمده است:

۱- با بررسی کشش های قیمتی، مشاهده شد که کشش قیمتی تقاضا در تمامی گروه های کالایی منفی بوده و در هیچ یک از گروه‌ها قانون تقاضا نقض نشده است. با بررسی کشش‌ها مشخص شد که حساسیت نسبی کمتری نسبت به تغییرات شاخص قیمت هزینه‌های مذهبی و بهداشت وجود دارد بگونه ای که کشش قیمتی این دو گروه به ترتیب ۰/۰۶- و ۰/۲۱- و کشش قیمتی سفرهای مذهبی حدود ۰/۹۸- است و از آن جایی که قدر مطلق این کشش نزدیک به یک می باشد، کاهش یک درصدی در قیمت سفرهای مذهبی، تقاضا برای این سفرها را به میزان یک درصد افزایش می‌دهد.

۲- با توجه به اینکه کشش درآمدی سفرهای مذهبی در این تحقیق ۰/۴۲ محاسبه شده است لذا افزایش یک درصدی درآمد، میزان تقاضای سفرهای مذهبی در حدود ۰/۴ درصد، افزایش خواهد یافت و لذا با رشد اقتصادی در کشور، گردشگری مذهبی به همان اندازه رشد نخواهد یافت.

لکن آنچه که در بررسی حاضر مشخص است اهمیت گردشگری مذهبی در سبد مصرفی خانوار است که می‌تواند مورد توجه مدیران و سیاست‌گذاران کلان کشوری برای توسعه این صنعت در کشور باشد. با توجه به نتایج حاصل از این مطالعه، موارد ذیل به

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

عنوان توصیه‌های سیاستی برای توسعه صنعت گردشگری به سیاستگذاران اقتصادی ارائه میشود:

۱- باتوجه به تأثیر منفی شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی به ویژه شاخص قیمت کالاها در بخش گردشگری بر قدرت خرید مصرف‌کنندگان و همچنین تقاضای گردشگری مذهبی در ایران پیشنهاد می‌شود سیاستگذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی با اتخاذ سیاست‌های مناسب پولی و مالی به کنترل شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و به تبع آن کنترل بیش از پیش نرخ تورم در کشور به ویژه در بخش گردشگردی مذهبی از جمله نظارت بر قیمت بلیط‌های هواپیما، قطار و اتوبوس به شهرهای مذهبی ایران و همچنین قیمت هتل‌ها و اماکن گردشگری اهتمام نمایند.

۲- یکی از عوامل مهم اقتصادی تاثیرگذار بر تقاضای گردشگری مذهبی، درآمد سرانه می‌باشد. رکود و بحران‌های اقتصادی در سال‌های اخیر سبب شده است که درآمد سرانه و همچنین قدرت خرید به طور متوسط کاهش یابد. یافته های این تحقیق حاکی از آن است که این امر موجب کاهش تقاضای گردشگری مذهبی با کشش ۰/۴۲ می‌گردد. لذا بایستی برای جبران این مسئله تمهیداتی در جهت کاهش هزینه‌های سفرهای مذهبی جهت رونق بیشتر گردشگری مذهبی در نظر گرفته شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

منابع و مآخذ

- Abbasi Nezhad, H., & Habibi, F. (2006). Analyzing and Estimating Iran Tourism Demand Function with Panel Data. Journal of Economic Research, 40(3), 91-115.
- Alston Julian M, Foster Kenneth A, Gree Richard D (1994) "Estimating Elasticities with the Linear Approximate Almost Ideal Demand System: Some Monte Carlo Results". The Review of Economics and Statistics, Vol. 76, No. 2.
- Amin, M.M. (2013), Religious Tourism in Egypt: A Case Study Analysis , the American University in Cairo, School of Global Affairs and Public Policy.
- Badri, S.A., & Tayyebi, S. (2012). Factors affecting the costs of religious tourism: A case study of Mashhad, Iran. The Journal of Tourism Planning and Development , 1, 153-177.
- Deaton, A., Muellbauer, J. (1980). An Almost Ideal Demand System. The American Economic Review, 70(3). 312-326
- Golelaleh, Manoochehr; The Estimation of Iran's Tourism Demand Function; Master's Thesis of Faculty of Economics; Tehran. University of Allameh Tabataba'i. 2009.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. Journal of Econometrics, 54, 159-178.
- LI, G., SONG, H., WITT, S.F. (2004). Modelling Tourism Demand: A Dynamic Linear AIDS Approach. Journal of Travel Research , 43, 141-150.
- Meyer, G. (2004). New Research Network for Islamic Tourism. Islamic Tourism, 11, 42-57.
- Modafri, A., Brorsen, B.W. (1993). Demand for Red Meat ,Poulatry and Fish in Morocco:An Almost Ideal Demand system. Agricultural Economics, 9,155-163.
- Mohammadi, T., Karimi, M., Najarzadeh, N., Shahkaram oghli, M. (2010). Factors Affecting Demand for Tourism in Iran. Journal of Financial Economy ,10, 114-142.
- Mohammadzadeh, P., Behbudi, D., Mamipour, S., Feshari, M. (2010). Estimation of Foreign Iran’s Tourism Demand from some Origin Countries (Time-Varying Parameter Approach). Journal of Quantitative Economics, 7(2), 149-171.
- Momenei, M., Sarafei, M., Ghasemei, M. (2008). The Structure and Function of Religious-Cultural Tourism and the Necessity of Integrated

Management in Mashhad Metropolis. Geography And Development Iranian Journal, 6(11), 13-38.
- Musaee, M. (2004). Estimation of Tourism Demand for Iran. Journal of Trade Studies, 8, 225-244.
- Rougier, J. (1997). A Simple Necessary Condition for Negativity in the Almost Ideal Demand System with the Stone Price Index. Applied Economic Letters, 4, 97-99
- Suleiman, J., Hardan, S., Badaruddin, M. (2011). Factors Impact on Religious Tourism Market: The Case of the Palestinian Territories. International Journal of Business and Management 6(7), 254-260
- UNWTO, (2015), Tourism Highlights 2015 Edition, Available in "www.unwto.com".
- Yang, Y., Liu, Z.H., Qi, Q. (2012). Domestic tourism demand of urban and rural residents in China: Does relative income matter?. Tourism Management, 40, 193-202.
- Zellner, A. (1962). An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests forAggregation Bias. Journal of the American Statistical Association, 57, 348-368.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

پیوست ۱: خروجی نرم افزاری تخمین تابع تقاضای گردشگری مذهبی با روش سیستم تقاضای تقریباً ایده آل

System: AIDSBAGHEYD
Estimation Method: Iterative Seemingly Unrelated Regression
Date: 11/08/16 Time: 10:59
Sample: 1371Q1 1390Q4
Included observations: 80
Total system (unbalanced) observations 477
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 11 weight matrices, 12 total coef iterations

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	
0.0004	3.545942	0.252428	0.895094	C(10)
0.0226	2.288388	0.022348	0.051140	C(11)
0.0025	3.043441	0.009572	0.029132	C(12)
0.0117	-2.530947	0.013995	-0.035419	C(13)
0.0120	-2.522841	0.009630	-0.024296	C(14)
0.0875	-1.712543	0.002610	-0.004470	C(15)
0.8246	0.221721	0.006802	0.001508	C(16)
0.0998	-1.649486	0.020645	-0.034054	C(18)
0.0000	4.282524	0.030729	0.131596	C(19)
0.0848	-1.727443	0.174873	-0.302083	C(20)
0.0000	4.203659	0.009084	0.038187	C(22)
0.0417	2.042102	0.008106	0.016553	C(23)
0.0005	-3.500011	0.006142	-0.021498	C(24)
0.2727	-1.098334	0.001732	-0.001903	C(25)
0.1066	-1.616808	0.002906	-0.004698	C(26)
0.0018	3.142723	0.013370	0.042017	C(28)
0.0000	15.41935	0.004241	0.065399	C(29)
0.0000	5.875217	0.247480	1.454000	C(30)
0.0135	2.480780	0.020196	0.050101	C(33)
0.1720	-1.368027	0.008380	-0.011464	C(34)
0.5250	0.636218	0.002483	0.001580	C(35)
0.6617	-0.437861	0.004931	-0.002159	C(36)
0.0000	-4.536895	0.019990	-0.090694	C(38)
0.0368	2.094368	0.020461	0.042854	C(39)
0.0000	6.671122	0.074255	0.495364	C(333)
0.0000	5.130371	0.131010	0.672131	C(40)
0.0000	4.217369	0.010364	0.043710	C(44)
0.8366	-0.206357	0.002570	-0.000530	C(45)
0.4256	0.797559	0.002445	0.001950	C(46)
0.0000	-4.419729	0.010390	-0.045922	C(48)
0.1986	1.287535	0.005652	0.007278	C(49)
0.0697	1.818324	0.024409	0.044383	C(50)

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

0.9220	0.097959	0.000928	9.09E-05	C(55)
0.5409	-0.611874	0.000702	-0.000430	C(56)
0.8488	0.190826	0.002421	0.000462	C(53)
0.1175	-1.568525	0.001922	-0.003015	C(58)
0.0503	1.963201	0.000455	0.000894	C(59)
0.0000	4.535898	0.103251	0.468335	C(555)
0.0035	2.937108	0.019502	0.057280	C(60)
0.7500	0.318814	0.017891	0.005704	C(66)
0.0254	-2.243648	0.001537	-0.003447	C(68)
0.0095	2.606422	0.000510	0.001330	C(69)
0.0000	7.341462	0.084187	0.618053	C(666)

9.43E-30 Determinant residual covariance

Equation: SKH=C(10)+C(11)*LOG(PKH)+C(12)*LOG(PPOO)+C(13)
*LOG(PMAS)+C(14)*LOG(PBEH)+C(15)*LOG(PSAFAR)+C(16)
*LOG(PMAZ)+(-C(11)-C(12)-C(13)-C(14)-C(15)-C(16))*LOG(PSAY)
+C(18)*LOG(Q)+C(19)*LOG(SKH(-4))

Observations: 80

0.328767	Mean dependent var	0.887806 R-squared
0.036125	S.D. dependent var	0.875165 Adjusted R-squared
0.011566	Sum squared resid	0.012764 S.E. of regression
		0.943690 Durbin-Watson stat

Equation: SPOO=C(20)+C(12)*LOG(PKH)+C(22)*LOG(PPOO)+C(23)
*LOG(PMAS)+C(24)*LOG(PBEH)+C(25)*LOG(PSAFAR)+C(26)
*LOG(PMAZ)+(-C(12)-C(22)-C(23)-C(24)-C(25)-C(26))*LOG(PSAY)
+C(28)*LOG(Q)+C(29)*LOG(SPOO(-4))

Observations: 80

0.083731	Mean dependent var	0.903023 R-squared
0.026864	S.D. dependent var	0.892096 Adjusted R-squared
0.005529	Sum squared resid	0.008824 S.E. of regression
		2.212215 Durbin-Watson stat

Equation: SMAS=C(30)+C(13)*LOG(PKH)+C(23)*LOG(PPOO)+C(33)
*LOG(PMAS)+C(34)*LOG(PBEH)+C(35)*LOG(PSAFAR)+C(36)
*LOG(PMAZ)+(-C(13)-C(23)-C(33)-C(34)-C(35)-C(36))*LOG(PSAY)
+C(38)*LOG(Q)+C(39)*LOG(SMAS(-4))+[AR(1)=C(333)]

Observations: 79

0.229829	Mean dependent var	0.679537 R-squared
0.018991	S.D. dependent var	0.637737 Adjusted R-squared
0.009015	Sum squared resid	0.011430 S.E. of regression
		1.908664 Durbin-Watson stat

Downloaded from jemr.khu.ac.ir at 9:59 IRST on Tuesday January 9th 2018

Equation: SBEH=C(40)+C(14)*LOG(PKH)+C(24)*LOG(PPOO)+C(34)
*LOG(PMAS)+C(44)*LOG(PBEH)+C(45)*LOG(PSAFAR)+C(46)
*LOG(PMAZ)+(-C(14)-C(24)-C(34)-C(44)-C(45)-C(46))*LOG(PSAY)
+C(48)*LOG(Q)+C(49)*LOG(SBEH(-4))

Observations: 80

0.056484	Mean dependent var	0.597322 R-squared
0.009358	S.D. dependent var	0.551950 Adjusted R-squared
0.002786	Sum squared resid	0.006264 S.E. of regression
		1.683841 Durbin-Watson stat

Equation: SSAFAR=C(50)+C(15)*LOG(PKH)+C(25)*LOG(PPOO)+C(35)
*LOG(PMAS)+C(45)*LOG(PBEH)+C(55)*LOG(PSAFAR)+C(56)
*LOG(PMAZ)+(-C(15)-C(25)-C(53)-C(45)-C(55)-C(56))*LOG(PSAY)
+C(58)*LOG(Q)+C(59)*LOG(SSAFAR(-4))+[AR(1)=C(555)]

Observations: 79

0.004660	Mean dependent var	0.736275 R-squared
0.001850	S.D. dependent var	0.697492 Adjusted R-squared
7.04E-05	Sum squared resid	0.001018 S.E. of regression
		2.216641 Durbin-Watson stat

Equation: SMAZ=C(60)+C(16)*LOG(PKH)+C(26)*LOG(PPOO)+C(36)
*LOG(PMAS)+C(46)*LOG(PBEH)+C(56)*LOG(PSAFAR)+C(66)
*LOG(PMAZ)+(-C(16)-C(26)-C(36)-C(46)-C(56)-C(66))*LOG(PSAY)
+C(68)*LOG(Q)+C(69)*LOG(SMAZ(-4))+[AR(1)=C(666)]

Observations: 79

0.005642	Mean dependent var	0.798501 R-squared
0.001678	S.D. dependent var	0.772219 Adjusted R-squared
4.43E-05	Sum squared resid	0.000801 S.E. of regression
		2.247623 Durbin-Watson stat

پرتال جامع علوم انسانی