تحلیل اقتصادی رفتار مصرف کنندگان در مناطق شهری ایران (بررسی موردی استان زنجان)

بامداد پرتوی[1]

چکیده

این مطالعه به بررسی رفتار مصرفی مناطق شهری استان زنجان با استفاده از تابع تقاضای تقریباً ایده آل پرداخته و مشاهده گردید که میزان مطلق کشش‌های خود قیمتی برای "خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات"، "پوشاک و کفش" و "سایر کالاها و خدمات" کمتر از واحد می‌باشد به عبارت دیگر این گروه از کالاها کالاهای کم کشش هستند، همچنین با توجه به این‌که کشش‌های قیمتی متقاطع غیر صفر می‌باشند، و در اغلب موارد میزان آنها از لحاظ قدر مطلق کوچکتر ازیک می‌باشد. به عبارت دیگر مصرف کنندگان در بیشتر موارد با تغییر قیمت‌یک گروه تقاضای گروههای دیگر را تغییر آنچنانی نخواهند داد.همچنین نتایج نشان داد که علامت کشش درآمدی کلیه گروههای کالایی مثبت می‌باشد.

واژه‌های کلیدی:

سیستم تقاضای تقریباً ایده آل، رفتار مصرف کننده، کشش تقاضا

[1] - *عضو هیات علمی گروه اقتصاد، دانشکده‌ی علوم انسانی دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابهر و دانشجوی دکترای اقتصاد واحد علوم و تحقیقات Email: bamdad.partovi@yahoo.com*

مقدمه

تجزیه و تحلیل چگونگی تخصیص درآمد خانوار بین کالاها و خدمات مختلف، همواره مورد بحث و علاقه اقتصاددانان و سیاستگذاران اقتصادی بوده است. در هر نظام اقتصادی، تولیدکنندگان کالاها و خدمات را تولید و تقاضاکنندگان آنها را مصرف می‌نمایند. تقاضاکنندگان که عمدتاً خانوارها هستند، همواره برای خرید کالاها و خدمات مورد نیاز خود با محدودیت درآمد و قیمت کالاها روبرو بوده و هرگز قادر به تأمین کلیه نیازهای خود نمی‌باشند. از اینرو مرتباً با این مسئله روبرو هستند که درآمد محدود خود را چنان تخصیص دهند که مطلوبیت خویش را حداکثر نمایند. این گروه همواره با تغییر در قیمت‌های نسبی کالاها و خدمات، میزان تقاضای خود را به طور مناسب تغییر خواهند داد. از سوی دیگر تولیدکنندگان جهت تحقق تنها انگیزه خودیعنی کسب حد اکثر سود، به وجود تقاضا برای کالاها و خدمات تولیدی خویش نیاز دارند. بررسی عوامل مؤثر بر تقاضا، بنگاههای تولیدی را نسبت به افزایش تواناییهای خود در انطباق با وضعیت موجود و نیازهای مصرفی آینده، در جهت حداکثر نمودن سودیاری خواهد نمود.

هدف از این مطالعه بررسی رفتار مصرف کنندگان استان زنجان با استفاده از تابع تقاضای تقریباً ایده آل و بررسی کشش‌های آن می‌باشد

مروری بر پژوهشهای انجام شده

الف)سابقه تحقیق در خارج از کشور

سیستم تقاضای تقریباً ایده آل را در سال ۱۹۸۰ ،دیتون و میولبور پیشنهاد کرده‌اند. آنها پس از معرفی الگوی خود، به برآورد آن پرداختند. الگو با استفاده از داده‌های سالانه انگلستان برای دوره زمانی ۷۴-۱۹۵۴، برای هفت گروه از کالاها،شامل خوراک، پوشاک، خدمات خانگی، سوخت، نوشیدنی‌ها و تنباکو، حمل و نقل و ارتباطات و در نهایت، سایر کالاها وخدمات مورد برآورد قرار گرفت. (Deaton, Muellbauer, 1980)

ری در سال ۱۹۸۰ به تحلیل سری زمانی مخارج خانوارها در هند در طی دوره زمانی ۶۹-۱۹۵۲پرداخت. وی پنج حالت از الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل را برای مناطق شهری - روستایی برآورد نموده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه همگنی، در راستای نظریه نشان دهنده قبول فرضیه همگنی برای تمام کالاها در هریک از مناطق شهری و روستایی می‌باشد.(Ray, 1980)

بیوزی اشاره می‌کند که طی ۱۲ سال از ۱۹۸۰ الی ۱۹۹۲ از الگوی AIDS به تعداد ۲۳۷ مرتبه استفاده شده است و از بررسی ۲۰۷ مقاله نیز معلوم شده که در ۸۹ کار تجربی از این الگو در تحلیل تقاضا استفاده شده است. طی دوره ۱۹۹۱-۲۰۰۲ نیز بر این مطالعات (خصوصاً از نوع نظری) افزوده شده است. بنابر این می‌توان به برتری نسبی این سیستم تقاضا بر سایر سیستم‌های توابع تقاضا اشاره کرد. (Buse, 1994)

ب) سابقه تحقیق در ایران

اولین کار جامع در ایران در مورد تقاضای سیستمی توسط علی اکبر خسروی نژاد، صورت گرفته است ،که برآورد سیستم مخارج خطی در مناطق شهری کشور در دوره زمانی ۷۰-۱۳۴۴ پرداخته است. او با استفاده از روش معادلات به ظاهر نامرتبط به برآورد پارامترهای دستگاه مخارج خطی پرداخته و بر اساس آن به محاسبه کشش‌های درآمدی، متقاطع، قیمتی و میزان حداقل معیشت پرداخته است. در این تحقیق دو گروه خوراکیها و مسکن جز کالاهای ضروری و گروه لوازم و اثاثیه منزل و سایر کالاهای لوکس می‌باشند که نتیجه‌ای منطقی است. در این تحقیق هم نشان داده شده است که کشش درآمدی برای خوراکیها بسیار کمتر از مسکن می‌باشد.(خسروی نژاد، ۱۳۸۰)

علی قنبری در رساله دکتری خود، از طریق مدلهای AIDSو IAS، توابع عرضه و تقاضای گوشت ایران با استفاده از سری زمانی ۷۰-۱۳۵۰ برآورد نموده است و کشش‌های گوناگون را محاسبه کرده است. او همچنین به پیش بینی میزان عرضه و تقاضا و درصد خودکفایی و واردات گوشت طی سالهای ۷۷-۱۳۷۳ اقدام نموده است. در این تحقیق نشان داده شده است که مصرف سرانه گوشت طی دوره مورد بررسی در سطح بسیار نازلی نسبت به استانداردهای جهانی قرار داشته است. (قنبری،۱۳۷۲)

مهرداد سپه وند با استفاده از سیستم مخارج خطی به محاسبه حداقل مخارج مصرفی و برآورد سهم مخارج نهایی هرکدام از گروه‌های کالایی پرداخته است. او با محاسبه کشش‌ها نشان داده است که فقط گروههای خوراک، پوشاک و درمان کالاهایی ضروری هستند و بقیه کالاها به عنوان کالاهای لوکس هستند.(سپه وند،۱۳۷۵)

داوود سوری و پویان مشایخ آهنگرانی مقاله‌ای را تحت عنوان برآورد سیستم معادلات تقاضا با توجه به نقش مشخصه‌های اجتماعی خانوار ارائه نموده‌اند. کارها و مطالعات دیگری

در این زمینه در سطح ملی و منطقه‌ای انجام شده است که بصورت تفصیلی در فصل سوم تحقیق آورده می‌شوند.(سوری و مشایخ آهنگرانی،۱۳۷۷)

در زمینه مطالعات تجربی سیستمهای تقاضا مطالعات ارزنده زیادی در خارج و داخل کشور انجام گرفته است که برخی از آنها در ذیل آمده است. استون برای اولین بار سیستم مخارج خطی (LES) را ارائه نمود.هاتاکر مدل سیستم لگاریتم جمعی غیر مستقیم (IAS) را ارائه نمود. سیستم رتردام برای اولین بار توسط تایل ابداع گردید. به دنبال مقاله دیورت شکل‌های تبعی انعطاف پذیر مطرح شد. سیستم تقاضای تقریباً ایده آل پس از آن توسط دیتون و میولبور پیشنهاد شد. و سپس ملینا تابع تقاضای خوراک اسپانیا را با استفاده از مدل AIDS برای دوره ۱۹۶۴-۱۹۸۹ برآورد نمود.

روش شناسی

برآورد معادلات تقاضا عمدتاً به دو صورت تک معادله‌ای و سیستمی صورت می‌گیرد. در توابع تقاضای منفرد تابع تقاضا برای کالاها بصورت منفک و با استفاده از تابع مطلوبیت افراد استخراج می‌شود. به تدریج از اواسط دهه ۱۹۵۰ با غنی شدن مبانی تئوریکی توابع تقاضا، مباحث مربوط به معادلات تقاضای سیستمی در ادبیات اقتصادی مطرح شدند و مدلهای مختلفی از سیستم تقاضا ارائه شد. نخستین کار دراین زمینه توسط لسر صورت گرفت، پس از آن کلین و روبین و سپس استون در تکمیل‌این مطالعات سعی نمودند.یکی از کاربردی ترین فرم‌های تابع تقاضای سیستمی، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل است.

سیستم تقاضای تقریباً ایده آل (Almost Ideal Demand System)

یکی از ایرادهای اساسی که بر مدل‌های تقاضای سیستمی از جمله تقاضای سیستمی استون و گری و تقاضای سیستمی مبتنی بر عادت وارد است می‌شد، تبعیت این نوع توابع از توابع مطلوبیت ازیک فرم تبعی بخصوص است. در جهت رفع این ایراد اساسی و بدنبال مطرح شدن مدل‌های تایل و شکلهای تبعی انعطاف پذیر، مطالعات بعدی، جهت‌یافتن فرمهای تبعی مطلوب تر، به نتایج قابل توجهی دست‌یافتند.

دیتون و میولبور (Deaton & Mullbauer)در این راستا به معرفی و برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده آل (AIDS) پرداخته که بر خلاف مدلهای LES و IAS ازیک فرم تبعی خاص پیروی نمی‌کند. این سیستم از تابع مخارج PIGLOG که در حقیقت فرم لگاریتمی تابع مخارج خطی تعمیم‌یافته مستقل از قیمت (Price- Independent

Generalized Linear(PIGL)) است بدست می‌آید. معمولا مخارج از تابعی از مطلوبیت و قیمت در نظر می‌گیرند اما میولبور تابع ارجحیت را چنان تعریف نمود که مطلوبیت و قیمت به دلیل عدم همخوانی، از هم جدا باشند.

شکل کلی تابع PIGLOG که توسط میولبور تعریف شده است به صورت زیر می‌باشد:

$$LnC(U,P) = (1-U)Ln\{a(p)\} + uLn\{b(p)\} \quad (۱)$$

در این رابطه U مطلوبیت و P بردار قیمت است. a و b تابعی از قیمت‌ها بوده که مقعر همگن خطی می‌باشند. دیتون و میولبور این توابع را به صورت زیر تعریف نموده‌اند:

$$Lna(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n}\alpha_i Lnp_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\gamma_{ij} Lnp_i Lnp_j$$
$$Lnb(p) = Lna(p) + \beta_0 \prod_{i=1}^{n} p_i^{\beta_i} \quad (۲)$$

مطلوبیت (U) برای افراد فقیر صفر و برای افراد ثروتمندیک می‌باشد.چنانچه U = ۰ آنگاه Lna(P) بیانگر هزینه حداقل معاش است.

$$LnC(U,P) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n}\alpha_i Lnp_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\gamma_{ij} Lnp_i Lnp_j + U\beta_0 \prod_{i=1}^{n} p_i^{\beta_i} \quad (۳)$$

در این رابطه γ_{ij}، β_i، α_i پارامتر می‌باشند. برای این‌که تابع مخارج نسبت به قیمت‌ها همگن خطی باشد بایستی قیود زیر برقرار باشند.

$$\sum \alpha_i = 1 \qquad , \qquad \sum_{i=1}^{n}\gamma_{ij} = \sum_{j=1}^{n}\gamma_{ji} = \sum_{i=1}^{n}\beta_i = 0$$

با استفاده از قضیه "لم شفارد" تابع تقاضا از رابطه (۳) استخراج می‌شود:

$$q_i = \frac{\partial C(U,P)}{\partial p_i} \Rightarrow V_i = \frac{p_i q_i}{C} = \frac{\partial C(U,P)}{\partial p_i}\frac{p_i}{C} = \frac{\partial LnC}{\partial Lnp_i} \quad (٤)$$

بنابراین سهم کالای i ام در بودجه خانوار برابر با مشتق جزئی لگاریتم مخارج نسبت به لگاریتم. قیمت کالای i ام می‌باشد. حال چنانچه از رابطه (۳) نسبت به Lnp_i مشتق جزئی گرفته:

$$V_i = \frac{\partial LnC}{\partial Lnp_i} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n}\gamma_{ij} Lnp_j + \beta_i U\beta_0 \prod_{i=1}^{n} p_i^{\beta_i} \quad (۵)$$

براساس این رابطه، سهم مخارج هر کالا بعنوان تابعی از قیمت‌ها و مطلوبیت می‌باشد.

برای مصرف کننده در حداکثر مطلوبیت، مخارج کل (M) معادل با C(P،U) می‌باشد. بنابراین اگر از رابطه (۳)، U را بر حسب P و M بدست آورده و حاصل را در رابطه (۵) قرار داد، سهم هر کالا در کل بودجه بعنوان تابعی از P و M بدست می‌آید، بطوریکه:

$$V_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} Lnp_j + \beta_i Ln(\frac{M}{P}) \quad (٦)$$

رابطه (۶) بیانگر توابع تقاضای الگوی AIDS می‌باشد که در آن شاخص قیمت P از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$Lnp = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i Lnp_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} Lnp_i Lnp_j \quad (۷)$$

در عمل جهت محاسبه شاخص قیمتی P به جای رابطه (۷) از مقدار تقریبی شاخص استون استفاده می‌شود، که به صورت زیر می‌باشد:

$$Lnp = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{n} V_j Lnp_j \quad (۸)$$

کشش درآمدی مدل AIDS

چنانچه از رابطه (۶) نسبت به درآمد مشتق جزئی گرفته شود:

$$\frac{\partial V_i}{\partial M} = \frac{\beta_i}{M} \quad (۹)$$

و چون $V_i = \frac{p_i q_i}{M}$ است پس:

$$\frac{\partial V_i}{\partial M} = \frac{\partial \left(\frac{p_i q_i}{M} \right)}{\partial M} = \frac{p_i \frac{\partial q_i}{\partial M} .M - p_i q_i}{M^2} \quad (۱۰)$$

با استفاده از دو رابطه (۹) و (۱۰) می‌توان به رابطه‌ای دست‌یافت که همان کشش درآمدی در مدلهای تقاضای تقریباً ایده ال می‌باشد:

$$\beta_i = p_i \frac{\partial q_i}{\partial M} - \frac{p_i q_i}{M} = p_i \frac{\partial q_i}{\partial M} - V_i$$

$$\Rightarrow \frac{\partial q_i}{\partial M} = \frac{\beta_i + V_i}{p_i} \Rightarrow \mu_{iM} = \frac{\partial q_i}{\partial M} \frac{M}{q_i} = \frac{\beta_i + V_i}{p_i} \frac{M}{q_i} \quad (۱۱)$$

$$\Rightarrow \mu_{iM} = \frac{\beta_i + V_i}{V_i} = \frac{\beta_i}{V_i} + 1 \Rightarrow \mu_{iM} = \frac{\beta_i}{V_i} + 1$$

مقدار این کشش می‌تواند مثبت ویا منفی باشد که همین امر از نقاط قوت سیستم AIDS می‌باشد.

آزمون محدودیت‌های تئوریک در سیستم AIDS

در ادبیات مربوط به مجموعه معادلات تقاضا، آزمون محدودیتهای نظری، همواره مورد توجه محققان بوده است. تا قبل از معرفی مجموعه معادلات تقاضای انعطاف پذیر، محدودیت‌های تئوریک در به دست آوردن سیستم معادلات لحاظ شده و امکان آزمون آنها وجود نداشت. به عنوان مثال قیود مربوط به همگنی و تقارن در هنگام طراحی سیستم LES لحاظ شده‌اند و نمی‌توان آنها را آزمون کرد. اما در سیستم تقاضای تقریباً ایده آل، امکان آزمون این محدودیت‌ها وجود داشته، که از آن به عنوان‌یکی از مهمترین نقاط قوت این سیستم‌یاد می‌شود. به دلیل نیاز به آزمون این فرضیه‌ها، در هنگام برآورد مدل به بررسی آنها پرداخته می‌شود. در برآورد سیستم‌های معادلاتی که متغیر وابسته آنها به صورت سهم گروهی می‌باشد، مجموع آنها برابریک می‌باشد،یعنی $\sum V_i = 1$. قیود لازم برای تحقق این قید در سیستم AIDS عبارتند از:

$$\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1 \quad ، \quad \sum_{i=1}^{n} \beta_i = 0 \quad ، \quad \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} = 0$$

یکی از قیودی را که می‌توان برای شناخت رفتار مصرف کنندگان بر این سیستم تحمیل نموده و آزمون کرد، قید همگنی می‌باشد. این قید گویای این مطلب است که توابع تقاضایی را که از شرایط به حداکثر رسانیدن تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه مشخص حاصل می‌شوند، همگن از درجه صفر نسبت به سطح قیمت‌ها و درآمد می‌باشند. به عبارت دیگر چنانچه کلیه قیمت‌ها و درآمد چند برابر شوند، تقاضای مصرف کننده از کالاها و چگونگی تخصیص درآمد او هیچ تغییری نخواهد کرد.یعنی آنها در مصرف کالاها و خدمات دچار توهم پولی نبوده و صرفا به قیمت‌ها و درآمد واقعی توجه دارند. این قید در مدل AIDS به صورت $\sum \gamma_{ij} = 0$ بوده که بایستی برای تک تک معادلات آزمون شود. در صورت رد نشدن این فرضیه، تخمین سیستم به صورت مقید به قید همگنی نتایج بهتر و معتبری را به دنبال خواهد داشت و بایستی این قید در سیستم اعمال گردد. البته لازم است به‌یک نکته توجه داشت که توابع سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل ازیک تابع مطلوبیت خاص استخراج نشده‌اند و به همین دلیل احتمال رد فرضیه همگنی وجود خواهد داشت. در بسیاری از تحقیقات صورت گرفته در خارج از کشور و در ایران رد فرضیه همگنی وجود داشته است. رد این

فرضیه می‌تواند به دلایلی از قبیل استفاده از شاخص استون به جای شاخص واقعی قیمت، فرهنگ، زبان، فصل، نژاد و تأثیر سایر متغیرها و... باشد. به همین دلیل بایستی در تفسیر علل رد شدن این فرضیه دقت کافی را به عمل آورد.

یکی دیگر از قیودی که در این تحقیق آزمون آن مورد نیاز بوده و می‌توان آنرا بر سیستم AIDS تحمیل نموده و آزمون کرد، قید تقارن می‌باشد که به صورت قیودی بر روی ضرایب مدل قابل اعمال است. این محدودیت از اصول مطروحه در مورد رجحانها ناشی می‌شود که رد آن به معنای رد فروض مربوط به رجحانهای عقلانی است. قید تقارن در مورد توابع سیستم تقاضای تقریباً ایده آل به صورت

$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ می‌باشد. در صورت تأیید فرضیه تقارن سیستم، اعمال آن در سیستم ما را به نتایج بهتری می‌رساند.

داده‌های آماری

به منظور برآورد توابع تقاضای گروههای مختلف کالایی با استفاده از مدل تقاضای تقریباً ایده ال و محاسبه کشش‌های گوناگون، از آمار و اطلاعات منتشر شده توسط مرکز آمار ایران و بانک مرکزی استفاده شده است. بانک مرکزی و مرکز آمار ایران شاخص بهای کالاها و خدمات را با توجه به این هشت گروه تعریف شده، منتشر می‌کنند، گروههای هشت گانه کالاها و خدمات مصرفی عبارتند از:

خوراکیها،آشامیدنیها و دخانیات، مسکن و سوخت، پوشاک و کفش، لوازم، اثاثه و خدمات خانوار،بهداشت و درمان،حمل و نقل و ارتباطات، تفریحات سرگرمی‌ها و خدمات فرهنگی، سایر کالاها و خدمات متفرقه

مبنای بررسی در این مطالعه، کالاها و خدمات هشت گانه بوده است، اما به دلیل اختصار و افزایش درجه آزادی در تخمین‌های اقتصاد سنجی و هم چنین کوتاه نمودن معادلات تخمینی، گروههای هشت گانه فوق به صورت پنج گروه در نظر گرفته شده‌اند، که این پنج گروه و علائم اختصاری آنها عبارتند از:

۱. خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات FO
۲. مسکن و سوخت HO
۳. پوشاک و کفش CS
۴. لوازم، اثاثه و خدمات خانوار HI

۵. سایر کالاها و خدمات OTH

که سایر کالاها و خدمات عبارتند از:

۱. حمل و نقل و ارتباطات
۲. بهداشت و درمان
۳. تفریحات سرگرمی‌ها و خدمات فرهنگی
۴. سایر کالاها و خدمات متفرقه

جهت محاسبه شاخص قیمت گروه سایر از میانگین وزنی آنها استفاده شده است، بطوریکه

$$\mathbf{P_{OTH}} = \frac{\sum_{i=5}^{8} \mathbf{W_i P_i}}{\mathbf{W_0}}$$

که P_i بیانگر شاخص قیمت گروه i ام، W_i مخارج جاری گروه i ام و W_0 مجموع مخارج چهار گروه ادغامی می‌باشد.

از نظر زمانی دوره زمانی مورد بررسی در این تحقیق از ۱۳۶۱ تا ۱۳۸۶ و جامعه مورد بررسی مناطق شهری استان زنجان می‌باشد.

برآورد مدل

در این مطالعه به برآورد تقاضای آن دسته از کالاها پرداخته شد که سهم بیشتری از هزینه خانوار را به خود اختصاص داده‌اند. بنابراین از میان ۸ گروه کالایی، چهار گروه "بهداشت و درمان"، "حمل و نقل و ارتباطات"، " تفریح تحصیل و مطالعه" و " کالاهای متفرقه" به عنوان‌یک گروه و به نام گروه "سایر کالاها و خدمات" در نظر گرفته می‌شوند، که بتوان با برآورد توابع تقاضای گروههای عمده کالاهای مورد مصرف، رفتار مصرفی را بهتر مورد بررسی قرار داد.

ساختار کلی سیستم تقاضای تقریباً ایده ال، که در این پژوهش از آن استفاده شده، به صورت زیر می‌باشد:

$$\boldsymbol{V_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{5} \gamma_{ij} \ln P_j + \beta_i \ln\left(\frac{M}{P}\right) \quad , \quad i,j = 1,2,3,4,5}$$

که V_i بیانگر سهم مخارج هر گروه از کالاها از کل مخارج خانوار، P_j شاخص قیمت گروه کالایی jام، و M وP به ترتیب متوسط مخارج کل سالانه‌یک خانوار شهری و شاخص استون می‌باشند.

نکته قابل توجه این است که سیستم تقاضای تقریباً ایده ال در فرم کلی خود و با توجه به شاخص قیمت واقعی،یک مدل غیر خطی است. اما از آنجاییکه برای برآورد آن به مشاهدات زیادی احتیاج می‌باشد، همانند بسیاری از مطالعات صورت گرفته در سایر کشورها، بایستی این مدل را خطی کرد و مدل خطی را برآورد نمود. برای تحقق این امر به جای شاخص واقعی قیمت از شاخص استون استفاده می‌شود که به صورت زیر تعریف می‌شود

$$\ln \boldsymbol{p} = \sum_{\mathbf{j=1}}^{\mathbf{5}} \mathbf{V_j} \ln \boldsymbol{P_j}$$

در اکثر مطالعاتی که برآوردها هم بصورت غیرخطی و هم به صورت خطی و با استفاده از شاخص استون صورت گرفته‌اند، نتایج تقریباًیکسان بوده است.

چنانچه فروض کلاسیک در مدل رگرسیون برقرار باشند، روش حداقل مربعات معمولی(OLS)، بهترین تخمین زننده‌های خطی بدون تورش را نتیجه خواهد داد. با وجود نقض فروض همسانی واریانس و عدم خودهمبستگی، دیگر روش OLS خواص مطلوب را دارا نبوده و مناسب ترین روش جهت دست‌یابی به برآوردهای کارا، روش رگرسیون خطی تعمیم‌یافته(GLS) می‌باشد. در این نوع سیستم معادلات، مسئله این است که براساس‌یک طرفه بودن روابط متغیرها، ارتباط بین معادلات قابل تشخیص نیست. اما باید توجه داشت که معمولاً در این روابط اقتصادی عواملی وجود دارند که در متغیرهای توضیحی منظور نشده‌اند و در عین حال تمامی معادلات را متأثر می‌کنند و در نتیجه بین عوامل اختلال معادلات‌یک رابطه و همبستگی بوجود می‌آید. از این رو این مجموعه را سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط(SUR) می‌نامند (صدیقی و لاولر، ۱۳۸۶)، که در این شرایط تخمین برآوردهای OLS و 2SLS کارایی لازم را برای تخمین بین پارامترهای مدل ندارد.

در مطالعه حاضر با فرض وجود ارتباط بین عوامل اخلال در معادلات، فروض کلاسیک نقض شده و به همین دلیل از روش رگرسیونهای به ظاهر نامرتبط(SUR) که‌یکی از کاربردهای جالب GLS می‌باشد، در برآورد سیستم استفاده می‌شود. این روش با در نظر گرفتن واریانس نابرابر بین معادلات و ارتباط عوامل اختلال آنها، طی دو مرحله برآوردهای کارایی برای ضرایب دستگاه معادلات ارائه می‌دهد. به این ترتیب که در مرحله اول عناصر ماتریس کواریانس عوامل اخلال معادلات را برآورد کرده و سپس با استفاده از روش GLS پارامترهای سیستم را تخمین می‌زند.

در برآورد سیستم‌های معادلاتی که متغیر وابسته آنها به صورت سهم گروهی می‌باشد، مجموع آنها برابریک می‌باشد،یعنی

$$\sum_{i=1}^{5} \mathbf{V_i} = \mathbf{1}$$

برای تحقق این قید لازم است که:

$$\sum_{i=1}^{5} \boldsymbol{\beta_i} = \mathbf{0} \quad , \quad \sum_{i=1}^{5} \boldsymbol{\alpha_i} = \mathbf{1} \quad , \quad \sum_{i=1}^{5} \boldsymbol{\gamma_{ij}} = \mathbf{0}$$

چنانچه در عمل این قیود اعمال شوند، دترمینان ماتریس کواریانس عوامل اخلال صفر فرض شده و بنابراین ضرایب مدل غیر قابل محاسبه می‌شوند. در برخورد با چنین مشکلی جهت اعمال قیود فوق، معمولاًیکی از معادلات را کنار گذاشته و سایر معادلات برآورد می‌شوند، و سپس ضرایب معادله حذف شده از طریق قیود فوق بدست می‌آیند. در این کار تحقیقی معادله مربوط به گروه " لوازم، اثاثه و خدمات خانوار " کنار گذاشته شده و مدل مورد تخمین قرار گرفته است.

در این مطالعه، ابتدا سیستم تقاضای تقریباً ایده ال به صورت غیر مقید برآورد شده است. پس از بررسی قید همگنی برای تک تک معادلات سیستم، درستی این قید را مشخص کرده و در صورت پذیرش فرضیه همگنی، مدل به صورت مقید به قید همگنی برآورد می‌شود. بالاخره با آزمون قید تقارن سیستم، درستی فرضیه تقارن را نیز بررسی نموده و در صورت نیاز، مدل به صورت مقید به قید همگنی و تقارن برآورد می‌گردد.

پس از طی این مراحل مناسبترین مدل برای تبیین رفتار مصرفی خانوارهای شهری استان زنجان مشخص شده، سپس به محاسبه کشش‌ها و آزمون فرضیه‌های دیگر براساس مدل انتخابی پرداخته می‌شود.

متغیرهایی که در برآورد سیستم از آنها استفاده شده است، عبارتند از:

Vfo: سهم مخارج گروه "خوراکی‌ها، آشامیدنیها و دخانیات" از کل مخارج خانوار

Vcs: سهم مخارج گروه "پوشاک و کفش" از کل مخارج خانوار

Vho: سهم مخارج گروه "مسکن،سوخت و روشنایی" از کل مخارج خانوار

Vhi: سهم مخارج گروه " لوازم، اثاثه و خدمات خانوار" از کل مخارج خانوار

Voth4: سهم مخارج گروه " سایر کالاها و خدمات" از کل مخارج خانوار

Pfo: شاخص قیمت مصرفی گروه "خوراکی‌ها، آشامیدنیها و دخانیات"

Pcs: شاخص قیمت مصرفی گروه "پوشاک و کفش"

Pho: شاخص قیمت مصرفی گروه "مسکن،سوخت و روشنایی"

Phi: شاخص قیمت مصرفی گروه " لوازم، اثاثه و خدمات خانوار"

Poth4: شاخص قیمت مصرفی گروه " سایر کالاها و خدمات"
Lnmp: لگاریتم نسبت مخارج کل به شاخص قیمت استون
t: متغیر روند زمانی

نتایج برآورد مدل و تحلیل آن

جهت تخمین مدل و برآورد پارامترهای موجود در مدل از نرم افزار Eviews.6 که نتایج خروجی آن در ضمیمه آمده است استفاده شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل در حالت غیر مقید برای خانوارهای شهری استان زنجان، در جدول ۱ ارائه شده است. همانطوریکه در جداول ضمیمه آورده شده است نتایج حاصل از تخمین مدل از قدرت توضیح دهی R^2 بالایی برخوردار می‌باشند.

از بین ۲۴ ضریب اصلی مربوط به سیستم تقاضای تقریباً ایده ال به صورت غیر مقید که مربوط به متغیرهای قیمت و درآمد می‌باشد، ۱۴ ضریب از نظر آماری در سطح ۹۵٪ معنی دار می‌باشند. به این مفهوم که آماره t مربوط به ۱۶ ضریب، مقداری حول و حوش ۲ ویا بزرگتر از آن دارد. همچنین بایستی توجه نمود که میزان R^2 و آماره D.W بدست آمده برای معادلات سیستم، حکایت از برازش مناسب این مدل دارد.

جدول ۱ نتایج حاصل از برآورد مدل به صورت غیر مقید

گروههای کالایی متغیرها	خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات	مسکن، سوخت و روشنایی	پوشاک و کفش	سایر کالاها و خدمات
α_i	1.1283	2.0200	1.1509	-1.8280
lnp_{fo}	0.0593	0.0103	-0.0598	-0.0471
lnp_{ho}	0.1425	-0.1577	-0.0511	0.0262
lnp_{hi}	0.0407	-0.0880	-0.0659	0.0736
lnp_{cs}	-0.1133	0.0103	0.0717	-0.0814
lnp_{oth4}	-0.0654	0.0451	0.0377	0.0606
$\ln(\frac{M}{P})$	-0.0481	-0.1353	-0.0800	0.1545
t	-0.0231	0.0354	0.0126	-
R^2	0.97	0.92	0.93	0.95

منبع: برآوردهای پژوهش

از نقاط قوت سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال، توان آزمون محدودیت‌های تئوریک در سیستم می‌باشد.یکی از قیودی که برای تبیین و شناخت رفتار مصرف کنندگان ما رایاری می‌کند، قید همگنی است. این قید گویای این مطلب است که چنانچه کلیه قیمت‌ها و درآمدها به‌یک میزان تغیر نمایند، تخصیص بهینه مصرف کننده هیچ تغیری نمی‌کند و آنها در مصرف کالاها و خدمات دچار توهم پولی نبوده و صرفاً به قیمت‌ها و درآمد واقعی توجه دارند. قید همگنی در مدل AIDS به صورت $\sum_{i=1}^{5}\gamma_{ij}=0$ می باشد، که بایستی برای تک تک معادلات بوسیله آزمون والد بررسی شود. نتایج بررسی معادلات از نظر همگنی با استفاده از آزمون والد در جدول ۲ آورده شده است. از نظر آماری فرضیه صفر در آزمون والد که در این جا به صورت وجود همگنی در معادلات متفاوت می‌باشد، زمانی در سطح ۹۵٪ رد می‌شود که مقدار آماره احتمال که دارای توزیع کای دو می‌باشد، کمتر از ۹۵٪ باشد، به عبارت دیگر کمتر بودن مقدار آماره احتمال از سطح معنی داری مورد نظر محقق

نشان دهنده رد شدن فرضیه صفر ویا عدم تأیید آن فرض می‌باشد. نتایج حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که فرضیه همگنی برای گروههای مختلف کالایی مورد تأیید قرار نمی‌گیرد، به عبارت دیگر مصرف کنندگان شهری استان زنجان در مصرف خود در تمامی گروهها و کالاها دچار توهم پولی هستند، به عبارت دیگر به جای توجه به درآمد واقعی و قیمت‌های واقعی در تصمیمات مصرفی خود درآمد اسمی و قیمت‌های اسمی را در نظر می‌گیرند. دلایل مختلفی برای رد فرض همگنی در مطالعات تجربی آورده می‌شود، مثلاً این‌که توابع سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل ازیک تابع مطلوبیت خاص استخراج نمی‌شوند، استفاده از شاخص استون به جای شاخص واقعی قیمت، فرهنگ، زبان ،نژاد و تأثیر سایر متغیرها و... باشد.

جدول۲:آزمون فرضیه همگنی توابع تقاضا با استفاده از آزمون والد

گروههای کالایی	آماره χ^2	سطح احتمال	فرضیه $H_0: \sum_{i=1}^{5} \gamma_{ij} = 0$
خوراکیها،آشامیدنیها و دخانیات	3.8511	0.0497	تأیید نمی‌شود
مسکن، سوخت و روشنایی	19.934	0.0000	تأیید نمی‌شود
پوشاک و کفش	30.221	0.0000	تأیید نمی‌شود
سایر کالاها و خدمات	13.404	0.0003	تأیید نمی‌شود

منبع: برآوردهای پژوهش

یکی دیگر از قیودی که می‌توان برای شناخت رفتار مصرف کنندگان و بررسی‌یکی از فرضیه‌های تحقیق بر این سیستم اعمال نمود و آزمون کرد، قید تقارن می‌باشد. این قید نیز مانند قید همگنی به صورت قیودی بر روی ضرایب مدل قابل اعمال می‌باشد، که براحتی می‌توان با استفاده از آزمون والد به صحت ویا عدم صحت آن پی برد. قید تقارن در مورد توابع سیستم تقاضای تقریباً ایده ال به صورت

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \qquad \text{که} \quad i, j = 1, 2, 3, 4, 5$$

در مورد قید تقارن نکته‌ای که وجود دارد آن است که، نمی‌توان قید تقارن را برای تک تک معادلات آزمون کرد بلکه بایستی این قید را بر کل سیستم معادلات اعمال کرد در حالیکه قید همگنی برای تک تک معادلات بکار می‌رود. نتایج حاصل از قید تقارن در جدول

۳ آورده شده است. با استفاده از نتیجه آزمون والد برای قید تقارن، این نتیجه حاصل می‌شود که سیستم مورد نظر متقارن نبوده و نبایستی قید تقارن را در سیستم اعمال نمود. بنابراین‌یکی دیگر از فرضیه‌های تحقیق مبنی بر متقارن بودن سیستم، مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد. به عبارت دیگر میزان تغییر مقدار تقاضای‌یک کالا به ازای‌یک واحد تغییر در قیمت کالاهای دیگر پس از جبران درآمد، برابر با میزان تغییر در مقدار تقاضای کالاهای دیگر به ازای‌یک واحد تغییر در قیمت کالای اول نمی‌باشد. این امر همچنین مبین این مطلب است که ضریب قیمت کالای jام در معادله مربوط به سهم کالای iام باضریب قیمتی کالای iام در معادله مربوط به سهم کالای jام برابر نمی‌باشند. از دلایل رد فرضیه تقارن می‌توان به مسایلی از قبیل همفزونی بین کالاها، برونزا در نظر گرفتن درآمد، برونزا در نظر گرفتن قیمتها، ایستا فرض کردن فرایند تصمیم گیری و... اشاره نمود که در فصل سوم توضیح داده شده‌اند.

جدول۳ آزمون فرضیه تقارن سیستم تقاضا با استفاده از آزمون والد

گروههای کالایی	آماره χ^2	سطح احتمال	فرضیه $H_0: \gamma_{ij} = \gamma_{ji}$
تمامی گروهها بطور همزمان	31.99580	0.0000	تأیید نمی‌شود

منبع: برآوردهای پژوهش

محاسبه کشش‌ها و تفسر آنها

با توجه به این‌که در سیستم تقاضای تقریباً ایده ال، متغیر وابسته سهم گروه کالایی و متغیر مستقل لگاریتم قیمت گروههای کالایی و درآمد می‌باشند، برای شدت تغییرات مقدار تقاضا نسبت به تغییرات قیمت کالاها و در آمد به محاسبه کشش‌ها احتیاج می‌باشد. برای محاسبه کشش‌ها در سیستم تقاضای تقریباً ایده ال و نتایج بدست آمده برای ضرایب مدل در جدول ۱، مقادیر کشش‌های قیمتی خودی، کشش‌های قیمتی متقاطع و کشش‌های درآمدی(مخارج) را برای کلیه گروههای کالایی محاسبه نموده و در جدول ۴ آورده شده است. با توجه به رد فرض همگنی و تقارن به همان نتایج حالت غیر مقید اکتفا می‌شود.

در توابع تقاضای تقریباً ایده ال کشش‌ها به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$\varepsilon_{ii} = -1 + \frac{\gamma_{ii}}{V_i} - \beta_i$$

کشش خودقیمتی:

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{V_i} - \beta_i \frac{V_j}{V_i}$$

کشش قیمتی متقاطع:

$$\mu_{iM} = \frac{\beta_i}{V_i} + 1$$

کشش درآمدی:

همانطور که در جدول شماره ۴ مشخص می‌باشد، کشش‌های خود قیمتی برای کلیه گروههای" آشامیدنیها و دخانیات"، "پوشاک و کفش"، "مسکن،سوخت و روشنایی"و " سایر کالاها و خدمات" منفی بوده که مطابق انتظار تئوریک و رابطه منفی بین مقدار تقاضا و قیمت هر کالا می‌باشد.

جدول۴ کشش تقاضای گروههای مختلف کالایی

	قیمت خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات	قیمت مسکن، سوخت و روشنایی	قیمت پوشاک و کفش	قیمت سایر کالاها و خدمات	درآمد (مخارج)
تقاضای خوراکیها،آشامیدنیها و دخانیات	-0.77	0.47	-0.32	-0.16	0.86
تقاضای مسکن، سوخت و روشنایی	0.20	-1.43	0.10	0.26	0.51
تقاضای پوشاک و کفش	-0.27	-0.24	-0.33	0.45	0.94
تقاضای سایر کالاها و خدمات	-0.47	-0.08	-0.39	-0.87	1.73

منبع: برآوردهای پژوهش

نتایج این جدول نشان می‌دهد که میزان مطلق کشش‌های خود قیمتی برای "خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات"، "پوشاک و کفش" و " سایر کالاها و خدمات" کمتر از واحد می‌باشد به عبارت دیگر این گروه از کالاها کالاهای کم کشش هستند.یعنی چنانچه قیمت آنهایک درصد تغیر نماید، میزان تقاضای آنها کمتر ازیک درصد تغیر می‌نماید.یعنی این‌که مصرف کنندگان شهری استان زنجان نسبت به تغیرات قیمت این گروه از کالاها حساسیت

فراوانی از خود نشان نمی‌دهند. مثلاً با افزایش ۱۰٪ قیمت گروه "خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات" میزان تقاضای آنها ۷.۷٪ کاهش می‌یابد و با افزایش۱۰٪ قیمت گروه"پوشاک و کفش"، تقاضای آنها کمتر از ۳.۳٪ کاهش می‌یابد. اما میزان مطلق کشش خود قیمتی گروه "مسکن،سوخت و روشنایی"بیشتر از واحد می‌باشد.یعنی این‌که این گروه با کشش می‌باشد. به عبارت دیگر مصرف کنندگان مربوطه نسبت به تغیرات قیمت این گروه از کالاها حساسیت فروانی نشان می‌دهند و تقاضایشان شدیداً تغیر می‌کند. مثلاً مصرف کنندگان تقاضایشان را با افزایش ۱۰٪ قیمت گروه "مسکن،سوخت و روشنایی"بیش از ۱۴٪ کاهش می‌دهند.

بعد از محاسبه کشش‌های خود قیمتی برای گروههای مختلف کالایی، کشش‌های قیمتی متقاطع در جدول ۴ آورده شده‌اند، نتایج این جدول نشان می‌دهد، با این‌که کشش‌های قیمتی متقاطع غیر صفر می‌باشند، اما در اغلب موارد میزان آنها از لحاظ قدر مطلق کوچکتر ازیک می‌باشد. به عبارت دیگر مصرف کنندگان در بیشتر موارد با تغییر قیمت‌یک گروه تقاضای گروههای دیگر را تغییر آنچنانی نخواهند داد. در این میان میزان حساسیت مقدار تقاضای گروه پوشاک و کفش و سایر کالاها و خدمات نسبت به تغییرات قیمت خوراکی‌ها، آشامیدنیها و دخانیات منفی می‌باشد.یعنی چنانچه قیمت گروه خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات ،۱۰٪ افزایش‌یابد، میزان تقاضای دو گروه مزبور به ترتیب حدود ۳٪ و ۵٪ کاهش می‌یابد، اما تقاضای گروه مسکن، سوخت و روشنایی تقریباً ۲٪ افزایش می‌یابد.

بنابراین می‌توان گفت که کنترل میزان تقاضا از طریق ابزار قیمت تأیید می‌شود،یعنی این‌که میزان تقاضای کالاهای مصرفی با تغییرات قیمت، تغییر می‌نماید، که این تغییر تقاضا برای گروه مسکن، سوخت و روشنایی در قبال تغییر قیمت خود آن چشمگیر می‌باشد. همچنین میزان تغییر تقاضای گروههای خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات و گروه سایر کالاها و خدمات نیز قابل توجه می‌باشد، اما حساسیت تقاضای گروه پوشاک و کفش در قبال تغییرات قیمت آن ناچیز است. همچنین میزان تغییرات تقاضای گروه پوشاک و کفش و گروه سایر کالاها و خدمات در مقابل تغییرات قیمت گروه خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات منفی و نسبتاً بالا می‌باشد. بررسی اثر قیمت گروه پوشاک و کفش بر میزان تقاضای سایر گروههای کالایی نشان می‌دهد که با افزایش قیمت این گروه به میزان ۱۰٪، تقاضای گروه خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات تقریباً ۳٪ کاهش و تقاضای گروه سایر کالاها و خدمات تقریباً به میزان ۴٪ کاهش ،اما تقاضای گروه مسکن، سوخت و روشنایی تقریباً به

میزان ۱٪ افزایش می‌یابد. ملاحظه اثر تغییر قیمت گروه سایر کالاها و خدمات نشان می‌دهد که با افزایش قیمت این گروه، تقاضای گروه خوراکیها، آشامیدنیها کاهش و تقاضای گروههای "پوشاک و کفش" و" مسکن و سوخت و روشنایی" افزایش می‌یابد. همچنین بر اثر افزایش قیمت گروه مسکن، سوخت و روشنایی به میزان ۱۰٪، تقاضای گروه خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات تقریباً ۵٪ افزایش و تقاضای گروه پوشاک و کفش تقریباً به میزان ۲٪ کاهش ،اما تقاضای گروه سایر کالاها و خدمات تغییرات آنچنانی نمی‌کند، بطوریکه تقریباً به میزان ۱٪ کاهش می‌یابد.

یکی دیگر از ابزارهای مفید در تحلیل رفتار مصرف کنندگان و شناخت جایگاه کالاها نزد آنان در طبقه بندی کالاها به پست، ضروری و نرمال، کشش درآمدی تقاضا می‌باشد. در مجموع چنانچه درآمد مصرف کننده تغییریابد با فرض ثبات قیمت‌ها، سطح زندگی و بنابراین قدرت خرید و در نتیجه سطح تقاضا و غالباً نوع مصرف نیز تغییر خواهد کرد،اما می‌توان با ابزار کشش درآمدی تقاضا، جهت و نسبت تغییرات مصرف بر حسب تغییرات درآمد را مشخص نمود. ستون آخر از جدول ۴ میزان این کشش‌ها را برای گروههای مختلف کالایی نشان می‌دهد. همانطور که مشخص است علامت کشش درآمدی کلیه گروههای کالایی مثبت می‌باشد، که این امر مبین این مطلب است که همه گروههای کالایی نزد مصرف کنندگان شهری استان زنجان جزء کالاهای نرمال می‌باشند. به عبارت دیگر با افزایش درآمد تقاضا برای این گروههای کالایی افزایش می‌یابد.

توجه به میزان این کشش‌ها نشان می‌دهد که سه گروه "خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات"، "مسکن، سوخت و روشنایی" و "پوشاک و کفش" دارای کشش درآمدی کمتر ازیک می‌باشند، اما کشش درآمدی برای گروه سایر کالاها و خدمات بزرگتر ازیک می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که هرگونه افزایش درآمد ویا رونق اقتصادی در مناطق شهری استان زنجان، بیشترین فشار تقاضا را در درجه اول بر گروه سایر کالاها و خدمات و سپس بر گروه پوشاک و کفش وارد می‌نماید.یعنی با افزایش درآمدها، درصد بیشتری از آن به سمت گروههای مذکور سوق پیدا کرده و خانوارها تقاضایشان را از این دو گروه به شدت بالا می‌برند.

نکته دیگری که بایستی به آن توجه نمود این است که میزان کشش درآمدی گروه مسکن، سوخت و روشنایی کوچکتر از کشش درآمدی گروه خوراکیها، آشامیدنیها و

دخانیات می‌باشد، که در تحقیق آقایان سوری و مشایخ آهنگرانی این نتیجه نیز بدست آمده است.

بدین ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که ضروری بودن دو گروه خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات و گروه مسکن، سوخت و روشنایی نسبت به دو گروه پوشاک و کفش و گروه سایر کالاها و خدمات تأیید می‌شود. به این دلیل که میزان تقاضای گروههای خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات و مسکن، سوخت و روشنایی به ازای‌یک درصد افزایش درآمد، کمتر ازیک درصد افزایش می‌یابند، در حالیکه میزان تقاضای گروه پوشاک و کفش و گروه سایر کالاها و خدمات به ازای‌یک درصد افزایش درآمد، بیش ازیک درصد افزایش می‌یابند.

منابع

الف- فارسی:

۱. خسروی نژاد علی اکبر(۱۳۸۰)، برآورد تابع تقاضای نان برای خانوارهای شهری ایران"،پژوهشها و سیاستهای اقتصادی، شماره ۲۰
۲. سالنامه آماری استان زنجان، انتشارات مرکز سازمان مدیریت و برنامه ریزی استان زنجان سالهای مختلف
۳. سالنامه آماری کشور(۱۳۸۵)، انتشارات مرکز آمار ایران.
۴. سپه وند، مهرداد(۱۳۷۵)، بررسی و پیش بینی رفتار مصرفی خانوارهای شهری در ایران بر مبنای مدل HELS، مجله روند، شماره ۲۲و ۲۳
۵. سوری،داود و مشایخ آهنگرانی، پویان (۱۳۷۷) برآورد سیستم معادلات تقاضا با توجه به نقش مشخصه‌های اجتماعی خانوار، پژوهشنامه بازرگانی.
۶. صدیقی، اچ.آر. و کی.ا.لاولر (۱۳۸۶)، اقتصاد سنجی با رهیافت کاربردی، ترجمه شمس الله شیرین بخش، انتشارات آوای نور
۷. قنبری عدیوی، علی (۱۳۷۲) مدل عرضه و تقاضای گوشت در ایران، رساله دکتری اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس
۸. لیارد پی.آر.جی. ،ا.ا.والترز،" (۱۳۷۷)تئوری اقتصاد خرد" ترجمه عباس شاکری،نشر نی.
۹. هندرسن جیمز.م. و ریچارد ا. کوانت،(۱۳۸۱)" تئوری اقتصاد خرد(تقرب ریاضی)"،چاپ‌ها: ترجمه مرتضی قره باغیان و جمشید پژویان تهران، انتشارات رسا.

ب- انگلیسی:

1. Alston J.M and et. al.(1994). Estimating Elasticity's With the Linear Approximate Almost Ideal Demand System:Some Monte Carlo Results. The Review of Economics and Statistics, 76.
2. Buse,A.(1994). Evaiuation the Linearized Almost Ideal Demand System , American Journal of Agricultural Economic , 80
3. Christensen LR, Jorgenson DW, Lau LJ (1975). , Transcendental Logarithmic Utility Functions , American Economics rev , 5
4. Deaton, A. and Muellbauer,J. (1980). Almost Ideal. The American Economic Review,70
5. Deaton, A. and Muellbauer,J. (1980). Economic and Consumer Behavior. Cambridge University Press
6. Houtakker,H.s (1960), Additive Preferences. Econometrica , vol 28

7. Molina,Jose,Alberto (1994) ,Food demand in Spain an application of almost ideal demand system , Journal of Agricultural Economics .
8. Ray, R (1980) Analysis of Time Series of Household Expenditure survey for India. Review of Economics and statistics , 62
9. Robert A.Pollak and Terence J.Wales" Estimation of the Linear Expenditure System",Econometrica Vol.37,NO.4.1969.
10. Stone, R. (1954), Linear Expenditure System and Demand Analysis: an Application to the Pattern of British Demand, The Economic Journal.
11. Theil, H (1980) "The System-Wide Approach to Microeconomic", published by University Of Chicago.
12. Theil, H (1965) the information approach to demand analysis, Econometrica. vol 37

ضمائم

System: AIDS2
Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression
Date: 02/10/03 Time: 01:12
Sample: 1361 1386
Included observations: 26
Total system (balanced) observations 104
Linear estimation after one-step weighting matrix

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(11)	1.128341	0.390485	2.889586	0.0051
C(12)	0.059354	0.0۲5391	۲.3۳7627	0.0۳۱2
C(13)	0.142558	0.039158	3.640598	0.0005
C(14)	0.040738	0.033213	1.226548	0.2240
C(15)	-0.113374	0.024794	-4.572574	0.0000
C(16)	-0.065400	0.068063	-0.960861	0.3398
C(17)	-0.048186	0.023877	-۲.0۱8۰9۳	0.0۴۲5
C(18)	-0.023128	0.005644	-4.097537	0.0001
C(21)	2.020029	0.588632	3.431736	0.0010
C(22)	0.010346	0.070090	0.147605	0.8831
C(23)	-0.157736	0.051623	-3.055524	0.0031
C(24)	-0.088062	0.04۱105	-۲.۱۴۲۳۶7	0.0۳۳6
C(25)	0.010308	0.038962	0.264577	0.7921
C(26)	0.045132	0.100130	0.450732	0.6535
C(27)	-0.135325	0.043730	-3.094550	0.0028
C(28)	0.035439	0.006898	5.137199	0.0000
C(41)	1.150944	0.191932	5.996612	0.0000

C(42)	-0.059807	0.023075	-2.591834	0.0116
C(43)	-0.051117	0.016545	-3.089457	0.0028
C(44)	-0.065936	0.015198	-4.338477	0.0000
C(45)	0.071735	0.012843	5.585657	0.0000
C(46)	0.037726	0.032717	1.153121	0.2527
C(47)	-0.080039	0.014276	-5.606587	0.0000
C(48)	0.012611	0.002085	6.047954	0.0000
C(51)	-1.828025	0.468255	-3.903912	0.0002
C(52)	-0.047182	0.059486	-0.793168	0.4303
C(53)	0.026267	0.035791	0.733903	0.4654
C(54)	0.073645	0.034576	2.129958	0.0366
C(55)	-0.081479	0.033324	-2.445025	0.0169
C(56)	0.060634	0.080818	0.750255	0.4555
C(57)	0.154577	0.035081	4.406213	0.0000
Determinant residual covariance		4.80E-17		

Equation: VFO=C(11)+C(12)*LOG(PFO)+C(13)*LOG(PHO)+C(14)*LOG(PHI)+C(15)*LOG(PCS)+C(16)*LOG(POTH4)+C(17)*LNMP+C(18)*T

Observations: 26

R-squared	0.970654	Mean dependent var	0.335389
Adjusted R-squared	0.956843	S.D. dependent var	0.068806
S.E. of regression	0.014294	Sum squared resid	0.003473
Prob(F-statistic)	1.671823		

Equation: VHO=C(21)+C(22)*LOG(PFO)+C(23)*LOG(PHO)+C(24)*LOG(PHI)+C(25)*LOG(PCS)+C(26)*LOG(POTH4)+C(27)*LNMP+C(28)*T

Observations: 26

R-squared	0.917009	Mean dependent var	0.278956
Adjusted R-squared	0.883623	S.D. dependent var	0.032022
S.E. of regression	0.022101	Sum squared resid	0.001792
Prob(F-statistic)	1.767241		

Equation: VCS=C(41)+C(42)*LOG(PFO)+C(43)*LOG(PHO)+C(44)*LOG(PHI)+C(45)*LOG(PCS)+C(46)*LOG(POTH4)+C(47)*LNMP+C(48)*T

Observations: 26

R-squared	0.930033	Mean dependent var	0.121418
Adjusted R-squared	0.902823	S.D. dependent var	0.023469
S.E. of regression	0.007316	Sum squared resid	0.000963

Prob(F-statistic)	1.152845

Equation: VOTH4=C(51)+C(52)*LOG(PFO)+C(53)*LOG(PHO)+C(54)*LOG(PHI)+C(55)*LOG(PCS)+C(56)*LOG(POTH4)+C(57)*LNMP
Observations: 26

R-squared	0.953276	Mean dependent var	0.211417
Adjusted R-squared	0.938521	S.D. dependent var	0.074259
S.E. of regression	0.018412	Sum squared resid	0.006441
Prob(F-statistic)	1.365904		

قید همگنی

Wald Test:
System: AIDS2

Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	3.851170	1	0.0497

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(12) + C(13) + C(14) + C(15) + C(16)	0.063877	0.032550

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:
System: AIDS2

Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	19.93435	1	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.

C(22) + C(23) + C(24) + C(25) + C(26)	-0.180012	0.040318

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:
System: AIDS2

Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	30.22166	1	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(42) + C(43) + C(44) + C(45) + C(46)	-0.067398	0.012260

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:
System: AIDS2

Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	13.40451	1	0.0003

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(52) + C(53) + C(54) + C(55) + C(56)	0.031884	0.008709

Restrictions are linear in coefficients.

قید تقارن

Wald Test:
System: AIDS2

Test Statistic	Value	df	Probability

Chi-square	31.99580	6	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(13) - C(22)	0.132213	0.082205
C(15) - C(42)	-0.053567	0.035581
C(16) - C(52)	-0.018217	0.088888
C(25) - C(43)	0.061425	0.042969
C(26) - C(53)	0.018865	0.097124
C(46) - C(55)	0.119205	0.052927

Restrictions are linear in coefficients.

بررسی رابطه جهت‌گیری مذهبی (درونی - برونی) با شیوه‌های مقابله با استرس در دانشجویان

علیرضا جعفری[1]

چکیده

پژوهش حاضر به بررسی رابطه جهت‌گیری مذهبی (درونی - برونی) با شیوه‌های مقابله با استرس (مسئله محور – هیجان محور) در دانشجویان دانشگاه ابهر می‌پردازد.

مذهب با مبدأ درونی، فراگیر ودارای اصول سازمان‌یافته و درونی شده است ولی مذهب با مبدأ بیرونی، امری خارجی و ابزاری است که برای ارضاء نیازهایی مانند آرامش، معاشرت، ایجاد امنیت و برای توجیه خود و حتی موقعیت بکار گرفته می‌شود.

طرح پژوهشی علّی - مقایسه‌ای است و حجم نمونه شامل تعداد ۲۵۰ نفر از دانشجویان دوره‌های کارشناسی و کاردانی که به صورت تصادفی انتخاب شدند و در سال ۱۳۸٤ در رشته‌های مختلف در دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابهر مشغول به تحصیل بوده‌اند، می‌باشند.

ابزار پژوهش مقیاس جهت‌گیری مذهبی (درونی - برونی) آلپورت (Ros) و مقیاس شیوه‌های مقابله‌ای لازاروس فولکمن (Woc) را شامل می‌گردید.

پس از اجرای آزمون تعداد ۵۰ نفر که در آزمون جهت‌گیری مذهبی پایین‌ترین نمره را گرفته بودند به عنوان افراد دارای جهت‌گیری مذهبی درونی و تعداد ۵۰ نفر را که بالاترین نمره را آورده بودند، به عنوان افراد دارای جهت‌گیری مذهبی برونی در نظر گرفته شدند. سپس شیوه‌های مقابله‌ای (مسئله محور – هیجان‌محور) این دو گروه از دانشجویان تعیین گردید. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از روش آماری، تفاوت بین میانگین دوگروه مستقل (آزمون t) استفاده گردید.یافته به دست آمده در مجموع، فرضیه‌های اصلی این پژوهش را تأکید کردند و نتیجه گرفته شد که دانشجویان دارای جهت‌گیری مذهبی درونی بیش از دانشجویان دارای جهت‌گیری مذهبی برونی، از شیوه‌های مقابله‌ای مسأله محور استفاده کرده‌اند همچنین دارای جهت‌گیری مذهبی برونی بیش از دانشجویان دارای جهت‌گیری مذهبی درونی از شیوه‌های مقابله‌ای هیجان محور استفاده کرده‌اند.

در رابطه با فرضیه‌های فرعی چهارگانه‌ای که در این پژوهش مورد بررسی قرار گرفته بودند و تفاوت معنی‌داری بین میانگین‌های دو گروه از دانشجویان دارای جهت‌گیری مذهبی درونی و برونی در هریک از مقیاس‌های شیوه‌های مقابله‌ای هیجان محور (رویارویی، دوری گزینی، خویشتن‌داری و گریز – اجتناب) را جستجو می‌گرد.

واژه‌های کلیدی:

استرس، جهت‌گیری مذهبی درونی – جهت‌گیری مذهبی برونی – مقابله

---

[1] *عضوء هیأت علمی گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابهر Email: persianarj@yahoo.com*