

فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و یکم، شماره ۶۶، تابستان ۱۳۹۲، صفحات ۱۱۴-۹۳

اثر پراکندگی‌های درآمدی بر توزیع مخارج مصرفی خانوارهای شهری و روستایی ایران

محمدحسن فطرس

دانشیار اقتصاد دانشگاه بوعلی‌سینا (نویسنده مسئول)

fotros@basa.ac.ir

رضا معبودی

دانشجوی دکترای اقتصادی دانشگاه بوعلی‌سینا

maaboudi1979@gmail.com

این مقاله نابرابری مخارج مصرفی ناشی از انتقال پراکندگی‌های توزیع درآمدی به توزیع مخارج مصرفی را بررسی می‌کند. برای محاسبه میزان نابرابری مخارج مصرفی از شاخص نسبت تمرکز ویژه و برای محاسبه نابرابری درآمد از شاخص نسبت لورنز استفاده شده است. برای این منظور، آمار درآمد و مخارج گروه‌های هشت‌گانه کالا و خدمات خانوارهای شهری و روستایی کشور در دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۳۴۵) مورد استفاده قرار گرفت. تجزیه و تحلیل روابط علی بین متغیرها بر اساس روش داده‌های پانلی صورت گرفته است. آزمون هم‌انباشتگی با روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده پانلی نشان داد ارتباط بلندمدتی بین توزیع درآمد و توزیع مخارج مصرفی وجود دارد. برآوردها نشان دادند که نابرابری درآمدی اثر معناداری بر توزیع مخارج مصرفی دارد. به عبارت دیگر، نوسان‌ها و تکانه‌های نابرابری درآمدی باعث ایجاد تکانه در توزیع مخارج مصرفی می‌شود. این تکانه‌ها به صورت نابرابری مخارج مصرفی ظاهر می‌شوند. از سوی دیگر، تمام پراکندگی‌های توزیع درآمد به توزیع مخارج مصرفی منتقل نمی‌شوند. این موضوع تأیید بحث الگوهای کلان مصرف است که از طریق ریزداده‌های خانوارها مشاهده شده است.

طبقه‌بندی JEL: D31, D32

واژه‌های کلیدی: توزیع مخارج مصرفی، پراکندگی درآمدی، شاخص نسبت تمرکز ویژه، شاخص نسبت لورنز.

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۵/۲۰

* تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۲/۵

۱. مقدمه

نظریه‌های مصرف بیان می‌کنند که مصرف نسبت به درآمد کل افراد از نوسان‌ها و پراکندگی‌های کمتری برخوردار است، بنابراین در طول زمان مصرف در مقایسه با درآمد مسیر یکنواخت‌تری را طی می‌کند. بررسی داده‌های سری زمانی و برش مقطعی هر دو مؤید این موضوع می‌باشند. از مسائلی که طی دهه‌های اخیر بیشتر مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است، باثبات بودن رفتار نابرابری مخارج مصرفی نسبت به نابرابری درآمدی است. نابرابری درآمدی به صورت نوسان و پراکندگی در توزیع درآمد افراد ظاهر می‌شود و نوسان‌ها و پراکندگی‌ها را به توزیع مخارج مصرفی منتقل می‌کند. تکانه‌های انتقال یافته منجر به نوسان و پراکندگی در توزیع مخارج مصرفی شده و به صورت نابرابری در مصرف ظاهر می‌شوند. بنا بر ارتباط مصرف و درآمد، تغییرات توزیع درآمد به تغییرات در توزیع مصرف منتهی می‌شود، از این رو نابرابری درآمدی از جنبه تأثیر بر سبد مخارج مصرفی می‌تواند موضوع مهمی در حوزه سیاست‌گذاری اقتصادی تلقی گردد.

بررسی توزیع درآمد و مخارج مصرفی کل خانوارهای ایران نشان می‌دهد که طی دوره (۱۳۴۵-۱۳۸۸) مقدار انحراف معیار لگاریتم درآمد و مصرف در سه گروه خانوارهای شهری، روستایی و کل افزایش یافته است. جدول (۱) مقدار تغییرات این شاخص را در سه گروه مذکور نشان می‌دهد. نکته مهم اینکه مقدار شاخص انحراف معیار درآمد در هر سه گروه از انحراف معیار مصرف بزرگتر است. از سوی دیگر، با توجه به خصوصیات درآمد و اشتغال در روستاها، درآمد خانوارهای روستایی نسبت به خانوارهای شهری از تغییرات و نوسان‌های بیشتری برخوردار است، اما مصرف خانوارهای روستایی نسبت به خانوارهای شهری کمتر نوسان دارد.

جدول ۱. افزایش در شاخص انحراف معیار لگاریتم درآمد و لگاریتم مصرف در ایران طی (۱۳۹۰-۱۳۴۵)

گروه	مقدار افزایش انحراف معیار لگاریتم مصرف	گروه	مقدار افزایش انحراف معیار لگاریتم درآمد
شهری	۳/۶	شهری	۱۸
روستایی	۰/۹	روستایی	۲۰
کل	۳/۱	کل	۲۶

مأخذ: نتایج تحقیق.

از این رو، شواهد تجربی دال بر این است که در کشور مصرف از روند باثبات‌تری برخوردار است. به این دلیل انتظار می‌رود مقدار نابرابری مخارج مصرفی کمتر از مقدار نابرابری درآمدی باشد. پالی (۲۰۰۵) در

مطالعه نظری خود به نتیجه‌گیری مشابهی رسیده است. در ادامه، به معرفی برخی از مطالعات در این زمینه می‌پردازیم.

کاتلر و کاتز (۱۹۹۱) با استفاده از داده‌های بودجه خانوار رابطه نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی را برای ایالات متحد بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که تغییرات در توزیع مخارج مصرفی به‌طور تنگاتنگی با تغییرات توزیع درآمد منطبق است. پنداکور (۱۹۹۸) با استفاده از داده‌های گروه‌های درآمدی شاخص تایل و ضریب جینی در دوره (۱۹۶۹-۱۹۹۸) نابرابری درآمد و نابرابری مصرف را بررسی نمود. مطالعه وی نشان داد که مصرف در برابر تغییرات نابرابری درآمدی از رفتار باثبات‌تری برخوردار است. میکایل کین و اسوار پراساد (۱۹۹۹) روند تغییرات نابرابری درآمدی و نابرابری مصرفی را طی سال‌های (۱۹۹۲-۱۹۸۵) برای کشور لهستان بررسی کردند و به این نتیجه دست یافتند که طی این سال‌ها نابرابری درآمد و مصرف در حال افزایش است. آنها نتایج خود را بر اساس ضریب جینی به‌دست آوردند. زایدی و دووس (۲۰۰۱) نابرابری درآمدی و نابرابری مصرفی را با استفاده از آمار بودجه خانوار و شاخص نسبت دهک‌های درآمدی و هزینه‌ای در سطح اروپا بررسی کردند. مطالعه آنها نشان داد که نابرابری مصرفی نسبت به نابرابری درآمدی از رفتار باثبات‌تری برخوردار است. کرونگر و پری (۲۰۰۵) روند نابرابری درآمد و اثر آن بر نابرابری مخارج مصرفی را در دوره‌ای ۲۵ ساله با استفاده از شاخص واریانس لگاریتم‌ها برای کشور آمریکا تجزیه و تحلیل نمودند. نتایج نشان می‌دهد که نابرابری در توزیع مصرف کمتر از نابرابری درآمد افزایش یافته است. دویگان و گانز (۲۰۰۶) برای دوره زمانی (۲۰۰۴-۱۹۹۹) به مطالعه توزیع درآمد و توزیع مصرف خانوارهای ترکیه‌ای پرداختند. برای بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد و نابرابری مصرف در این مطالعه از شاخص ضریب جینی استفاده شده است. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که طی این دوره مقدار نابرابری درآمدی و نابرابری مصرف افزایش یافته است، اما افزایش در مقدار نابرابری مصرف کمتر از افزایش در مقدار نابرابری درآمد است. گردن و بکر (۲۰۰۷) با انتخاب دوره زمانی (۲۰۰۱-۱۹۶۶) توزیع درآمد و مصرف را در کشور آمریکا بررسی نمودند. در این مطالعه برای اندازه‌گیری نابرابری از شاخص‌های نسبت دهک‌ها و ضریب جینی استفاده شده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که پراکندگی توزیع مصرف کمتر از توزیع درآمد است. بلاندل، پیستافری و پرستون (۲۰۰۸) برای بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد و نابرابری مصرف، مقدار نابرابری درآمد و نابرابری مصرف را طی (۲۰۰۵-۱۹۸۰) برای ایالات متحد اندازه‌گیری کردند و نشان دادند که تغییرات و تکانه‌های بادوام درآمدی باعث ایجاد نوسان و تکانه در

توزیع مصرف جامعه می‌شود. در این مطالعه برای اندازه‌گیری نابرابری از شاخص نسبت دهک‌های درآمدی و هزینه‌ای استفاده شده است.

ژاپلی و پیستافری (۲۰۰۹) با انتخاب دوره زمانی (۲۰۰۶-۱۹۸۰) و با استفاده از اطلاعات و داده‌های بودجه خانوار، نابرابری درآمد و مصرف را در توزیع درآمد و توزیع مصرف کشور ایتالیا بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که مقدار نابرابری درآمد از مقدار نابرابری مصرف بزرگتر است و همچنین نابرابری درآمد سریعتر از نابرابری مصرف رشد می‌کند. آنها در این مطالعه برای اندازه‌گیری نابرابری از شاخص واریانس و واریانس لگاریتم استفاده کردند. از مطالعات داخلی مرتبط با موضوع پژوهش می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

فطرس و معبودی (۱۳۸۷) با استفاده از آمار دهک‌های درآمدی مربوط به دوره (۱۳۸۵-۱۳۶۱) و دو شاخص واریانس لگاریتم‌ها و ضریب جینی به این نتیجه دست یافتند که بین دهک‌های درآمدی مصرف نسبت به درآمد از رفتار باثبات تری برخوردار است.

فطرس و معبودی (۱۳۹۰) با استفاده از اطلاعات و داده‌های گروه‌های مخارجی کالا و خدمات مربوط به دوره (۱۳۸۵-۱۳۶۱) و استفاده از شاخص واریانس لگاریتم‌ها نشان دادند توزیع مخارج مصرفی خانوها نسبت به توزیع درآمد از پراکندگی کمتری برخوردار است.

تحقیق حاضر با استفاده از پارامترهای درآمد و مخارج مصرفی نوسان‌ها و پراکندگی‌های توزیع درآمد و توزیع مخارج مصرفی را طی دوره (۱۳۹۰-۱۳۴۵) اندازه‌گیری می‌کند. تحلیل‌ها بر پایه آمار بودجه خانوار مرکز آمار ایران و بانک مرکزی استوار است. برای بررسی ارتباط نابرابری مخارج مصرفی و نابرابری درآمدی از دو رویکرد نسبت لورنز^۱ برای درآمد و از نسبت تمرکز ویژه^۲ برای مخارج مصرفی استفاده می‌شود.

سازماندهی مقاله چنین است که پس از مقدمه به مبانی نظری تحقیق می‌پردازیم. بخش سوم به معرفی داده‌ها و برآورد الگوی تحقیق می‌پردازد. نتایج حاصل از تخمین مدل در بخش چهارم ارائه می‌شوند. در پایان، در بخش پنجم نتیجه‌گیری انجام می‌شود.

۲. مبانی نظری

برای بررسی ارتباط بین مصرف و درآمد از تابع انگل استفاده می‌شود. تابع انگل مصرف کالاها را با فرض ثبات قیمت‌ها به صورت تابعی از درآمد معرفی می‌کند (واریان، ۱۳۸۰). زمانی که درآمد تغییر

1. The Lorenz Ratio of Income
2. The Specific Concentration Ratio

می‌کند مصرف کالاها و خدمات- با فرض ثبات سایر شرایط - نیز تغییر می‌کند. در این حالت، کشش درآمدی تقاضا برای کالاها با فرض خطی نبودن منحنی انگل به صورت مرتب در طول منحنی تغییر می‌کند، بنابراین می‌توان انتظار داشت که با تغییر درآمد نسبی کالاها و خدمات برای مصرف کننده تغییر یابد. اگر سطح تقاضای کالاها و خدمات یک فرد دارای درآمد y - با فرض ثبات سایر شرایط - Z باشد، در این صورت می‌توان منحنی انگل این فرد را به صورت زیر نشان داد:

$$E\left(\frac{Z}{y}\right) = f(y); \quad y \in (0, \infty) \quad (1)$$

که در آن، $E(0)$ ، ارزش انتظاری تابع فوق و $f'(y)$ نشان‌دهنده درآمد نهایی در پاسخ به تقاضای کالاها است. $f'(y)$ به طور یکنواخت نسبت به درآمد کاهنده است؛ به طوری که $f'(y) < 0$ است. در سطوح بالاتر از سطح معینی از درآمد مانند y^* کالاها و خدمات مصرفی برای این فرد به کالاها و خدمات پست تبدیل می‌شود. با فرض اینکه منحنی انگل تابعی غیرخطی از y باشد، داریم:

$$E\left(\frac{Z}{y}\right) = \beta_0 + \beta_1 y + \beta_2 y^2 + \dots \quad (2)$$

در این صورت، متوسط مصرف کالاها به صورت زیر درخواهد آمد:

$$E(z) = \int (\beta_0 + \beta_1 y + \beta_2 y^2 + \dots) g(y; \theta) dy \quad (3)$$

$$= \beta_0 + \beta_1 E(y) + \beta_2 E(y)^2 + \dots$$

در آن، $g(y; \theta)$ تابع چگالی درآمد و θ مجموعه‌ای از پارامترهای توزیع درآمد می‌باشند، بنابراین متوسط مصرف کالاها نه تنها توسط درآمد بلکه به وسیله وزن‌های مرتبه بالاتر توزیع درآمد نیز تعیین می‌شود، بنابراین وزن‌های مرتبه بالاتر توزیع درآمد بر متوسط مصرف کالاها اثر می‌گذارند. این وزن‌ها به وسیله مقادیری از نابرابری‌های نسبی درآمد ایجاد می‌شوند. از این رو، رابطه (۳) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$E(z) = \psi(E(y), I(y)) \quad (4)$$

که در آن، $I(y)$ و $\psi(0)$ به ترتیب مقیاس نابرابری درآمد و شکل تابع را نشان می‌دهند. با توجه به رابطه (۴) می‌توان مصرف کالاها را به لحاظ اثرپذیری از توزیع درآمد با استفاده از منحنی تمرکز ویژه

(SCC)^۱ توضیح داد. بر این اساس، برای اندازه‌گیری نابرابری درآمد از منحنی لورنز درآمد و برای اندازه‌گیری نابرابری مصرفی از منحنی تمرکز ویژه استفاده می‌کنیم. منحنی لورنز درآمد مکان هندسی نقاطی از صفحه است که از رسم نقاط حاصل از فراوانی تجمعی درآمد در برابر فراوانی تجمعی جمعیت - تعداد افراد - به دست می‌آید. برای رسم منحنی لورنز بر روی محور طول‌ها درصد انباشته تعداد افراد جامعه و بر روی محور عرض‌ها، درصد انباشته صفت موردنظر - مانند مصرف - نشان داده می‌شود. منحنی تمرکز ویژه، مکان هندسی نقاطی از صفحه است که از رسم نقاط فراوانی تجمعی مصرف - هر متغیر اقتصادی بجز درآمد - در برابر فراوانی تجمعی جمعیت به دست می‌آید. اگر افرادی که درآمدها تا سطح y است را $G(y)$ بنامیم که از طریق معادله (۵) نشان داده می‌شود:

$$G(y) = \int_0^y g(v; \theta) dv \quad (5)$$

در این صورت سهم این افراد از درآمد کل به صورت معادله (۶) خواهد بود:

$$G_y^*(y) = \frac{\int_0^y vg(v; \theta) dv}{E(y)} \quad (6)$$

می‌توان سهم این افراد از کل مصرف کالاها و خدمات (کل مخارج مصرفی افرادی که حداکثر درآمدها برابر با y است تقسیم بر کل مخارج مصرفی، $E(z)$) را نیز به صورت معادله (۷) نشان داد:

$$G_z^*(y) = \frac{\int_0^y E\left(\frac{z}{v}\right)g(v; \theta) dv}{E(z)} = \frac{\int_0^y f(v)g(v; \theta) dv}{E(z)} \quad (7)$$

منحنی لورنز (LC) درآمد به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\varphi_y(G(y), G_y^*(y)) = 0 \quad (8)$$

که در آن، φ_y شکل تابع را نشان می‌دهد. با رسم G_y^* در برابر G ، منحنی لورنز درآمد (y) به دست می‌آید. به نحوی مشابه، منحنی تمرکز ویژه (SCC) برای مصرف کالاها (z) به صورت معادله (۹) تعریف می‌شود:

1. Soc

$$\varphi_z \left(G(y), G_z^*(y) \right) = 0 \quad (9)$$

در این معادله، $\varphi(z)$ شکل تابع را نشان می‌دهد. با رسم G_z^* در برابر G منحنی ویژه تمرکز برای مصرف کالاها (z) به دست می‌آید. از آنجا که G_z^* با رتبه‌بندی افراد و با مقادیر صعودی y به دست آمده است، بنابراین SCC آن بخش از نابرابری مصرفی را منعکس می‌کند که در اثر نابرابری درآمد ایجاد شده است. منحنی لورنز برای تمام y ها به صورت $\varphi_y(0,0)=0$ ، $\varphi_y(1,1)=1$ ، $\frac{dG_y}{dG} = \frac{y}{E(y)} > 0$ است. برای این منحنی شرط زیر برقرار است:

$$\frac{d^2G_y}{dG^2} = \frac{d}{dG} \left(\frac{dG_y}{dG} \right) = \frac{1}{E(y)g(y)} > 0 \quad (10)$$

از این رو، منحنی لورنز (LC) تابع محدب غیر کاهنده‌ای نسبت به محور G است که از نقاط $(0,0)$ و $(1,1)$ می‌گذرد. در صورت توزیع برابر به‌ازای هر y $G_y^*(y)=G(y)$ است. در این حالت، منحنی لورنز (LC) خطی ۴۵ درجه است که آن را خط تساوی یا خط توزیع برابر می‌نامند. می‌توان منحنی SCC را برای تمام y ها به صورت زیر تعریف کرد:

$$\frac{dG_z}{dG} = \frac{f(y)}{E(y)} > 0, \quad \varphi_z(1,1)=1 \quad \varphi_z(0,0)=0 \quad (11)$$

این منحنی نیز تابعی غیر کاهنده از G_z است که از نقاط $(0,0)$ و $(1,1)$ می‌گذرد. این منحنی برای کالای غیرپست به صورت $f'(y) > 0$ است. از این رو، $\frac{d^2G_z}{dG^2} = \frac{d}{dG} \left(\frac{dG_z}{dG} \right) = \frac{f'(y)}{E(y)} \cdot \frac{1}{g(y)} > 0$ است، بنابراین منحنی SCC نسبت به محور G محدب خواهد بود و زیر خط برابری درآمد قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر، برای یک کالای پست شرط $\frac{d^2G_z}{dG^2} < 0$ و $f'(y) < 0$ برقرار است، بنابراین SCC نسبت به محور G مقعر خواهد بود و بالای خط برابری قرار می‌گیرد. به این دلیل، زمانی که کشش درآمدی در طول منحنی انگل تغییر می‌کند انحنا منحنی SCC نیز در طول منحنی تغییر خواهد نمود. به این صورت که با افزایش درآمد، کالا از غیرپست به پست تبدیل می‌شود. می‌توان وضعیت منحنی SCC را در برابر منحنی LC و خط برابری زمانی که کالا لوکس ضروری و پست است نشان داد. اگر G_z^* را در برابر G_y^* رسم کنیم

منحنی به دست می‌آید که شیب آن برای تمام y ها به صورت $\frac{dG_z^*}{dG_y^*} = \frac{f(y)}{y} \cdot \frac{E(y)}{E(z)} > 0$ است. از آنجا که این منحنی می‌بایست از نقاط $(0,0)$ و $(1,1)$ بگذرد یک شرط کافی برای اینکه G_z^* بزرگتر (کمتر) از G_y^* باشد این است که منحنی از بالا محدب (مقعر) باشد. اگر مجدداً از رابطه قبل مشتق بگیریم با اعمال تغییراتی می‌توان به رابطه $\frac{d^2G_z^*}{dG_y^{*2}} = \frac{(E(y))^2}{E(z)} \cdot \frac{f(y)}{y^3 g(y)} (\eta_y - 1)$ دست یافت. کشش درآمدی Z را در سطح درآمد y نشان می‌دهد، بنابراین می‌توان چهار حالت را در نظر گرفت:

- Z کالای لوکس است ($\eta_y > 1$)، در نتیجه $\frac{d^2G_z^*}{dG_y^{*2}}$ مثبت خواهد بود، بنابراین منحنی SCC زیر منحنی LC قرار می‌گیرد.

- Z کالای ضروری است ($0 < \eta_y < 1$)، در نتیجه $\frac{d^2G_z^*}{dG_y^{*2}}$ منفی خواهد بود، از این رو منحنی SCC بالای منحنی LC قرار می‌گیرد. از آنجا که $\frac{d^2G_z^*}{dG_y^{*2}} = \frac{f'(y)}{E(y)} \cdot \frac{1}{g(y)} > 0$ ، منحنی SCC نسبت به محورها محدب است و بین منحنی LC و خط برابری قرار دارد.

- Z کالای پست است ($\eta_y < 0$)، در نتیجه $\frac{d^2G_z^*}{dG_y^{*2}}$ منفی خواهد بود، بنابراین $G_z^* > G_y^*$ است، اما از آنجا که $f'(y) < 0$ است، Z کالای پست می‌شود، در نتیجه خواهیم داشت $\frac{d^2G_z^*}{dG_y^{*2}} = \frac{f'(y)}{E(y)} \cdot \frac{1}{g(y)} < 0$ بنابراین، منحنی SCC نسبت به محور G محدب است، در این حالت منحنی SCC بالای خط برابری قرار می‌گیرد.

- به ازای هر مقدار برای y که $G_z(y) < G(y)$ است η_y مثبت خواهد بود. برعکس، به ازای هر مقدار برای y که $G_z(y) > G(y)$ است η_y منفی خواهد بود، همچنین η_y به صورت یکنواخت به ازای مقدار y کاهنده است. در این حالت، یک y^* وجود دارد که شرط $G_z(y^*) = G(y^*)$ را برآورده می‌کند و به ازای آن $\eta_y = 0$ است؛ یعنی $f'(y^*) = 0$.

- فرض کنیم G و G_z به مجموعه S تعلق دارند که $S = [0,1]$ و G_z تابعی از G است $G_z = h(G)$ که $h: S \rightarrow S$ و h تابع پیوسته غیرتهی و محدب از مجموعه $S \subset R$ باشد. در این حالت، با توجه به قضیه نقطه ثابت برآورد^۱ یک G^* وجود دارد که در آن $G^* = h(G^*)$ است، یعنی به ازای برخی $y = y^*$ ، رابطه $G_z(y) = G(y)$ برقرار است. اگر در $y = y^*$ رابطه $G_z(y) = G(y)$ برقرار باشد، آنگاه

1. The Brouwer's Fixed Point Theorem

جایی که منحنی SCC منحنی LC را از زیر قطع می‌کند قرار دارد، بنابراین در سطوح درآمدی کمتر از y_S ، z کالای لوکس است. و در نتیجه $f'(y^*) = 0$ است، بنابراین y^* نقطه برگشت درآمد است. این نقطه در

اگر تابع انگل درجه دومی را در نظر بگیریم با افزایش y ابتدا z افزایش می‌یابد و پس از نقطه برگشت درآمد (y_T) ، با افزایش y ، z کاهش می‌یابد. بر اساس مفهوم کشش درآمدی در درآمد کمتر از y_S ، z کالای لوکس است. در فاصله (y_S, y_T) کالای z کالایی ضروری است. در سطوح درآمدی بالاتر از y_T ، z کالای پستی است. برای اندازه‌گیری نابرابری درآمدی از منحنی لورنز استفاده می‌کنیم. برای این منظور، با استفاده از داده‌های درآمد نسبت لورنز (LR) را محاسبه می‌کنیم. نسبت لورنز با استفاده از رابطه (۱۲) اندازه‌گیری می‌شود.

$$LR = 1 - 2 \int_0^1 G_y^*(y) dG(y) \quad (12)$$

نسبت لورنز بین صفر و یک قرار دارد: $LR \in [0, 1]$

مقدار صفر بیان‌کننده برابری کامل در توزیع درآمد است و مقدار یک نابرابری کامل را در توزیع نشان می‌دهد. برای اندازه‌گیری نابرابری مصرف از نسبت تمرکز (SCR) استفاده می‌کنیم که بر اساس منحنی تمرکز مصرف استخراج و محاسبه می‌شود. نسبت تمرکز بر اساس رابطه زیر اندازه‌گیری می‌شود:

$$SCR = 1 - 2 \int_0^1 G_z^*(y) dG(y) \quad (13)$$

نسبت تمرکز بین مقادیر مثبت و منفی یک قرار دارد: $SCR \in [-1, 1]$

مقدار منفی یک نشان می‌دهد که کالای موردنظر پست است و مقدار مثبت آن نشان‌دهنده لوکس بودن کالای مصرفی است.

با توجه به خواص شاخص لورنز درآمد LR و شاخص تمرکز مصرف SCR می‌توان هر دو را به ترتیب به عنوان شاخص‌های نابرابری درآمد و نابرابری مصرف در نظر گرفت.

کرونگر و پری (۲۰۰۵) برای بررسی ارتباط بین نابرابری مخارج مصرفی و نابرابری درآمدی، نابرابری مخارج مصرفی را تابعی از نابرابری درآمدی در نظر گرفتند. برای بررسی اثر نابرابری درآمدی بر نابرابری مخارج مصرفی با پیروی از روش ایشان رابطه زیر را در نظر گرفتیم:

$$SCR = f(LR) \quad (14)$$

رابطه (۱۴) نابرابری مصرف را به صورت تابعی از نابرابری درآمدی معرفی می‌کند، بنابراین برای مطالعه ارتباط نابرابری مصرفی و نابرابری درآمدی می‌توان ترکیبی خطی از ضرایب را نسبت به رابطه (۱۴) به صورت تابع زیر در نظر گرفت:

$$SCR = \alpha + \beta LR + u \quad (15)$$

α و β به ترتیب عرض از مبدأ و شیب تابع را بیان می‌کنند. u معرف جمله اخلال یا خطا است. در ضمن β نسبت تغییرات نابرابری مصرفی به نسبت تغییرات نابرابری درآمدی را نیز اندازه‌گیری می‌کند:

$$\frac{\partial SCR}{\partial LR} = \frac{\Delta SCR}{\Delta LR} = \beta \quad (16)$$

از این رو، ضریب β می‌تواند مقدار پراکندگی مخارج مصرفی که در اثر تغییرات و پراکندگی‌های درآمدی ایجاد شده را نشان دهد. در ادامه، به معرفی داده‌های مورد استفاده در تحقیق، روش برآورد و تخمین ضرایب می‌پردازیم.

۳. داده‌های آماری و روش برآورد

در مطالعه نابرابری و بررسی وضعیت معیشتی افراد یک جامعه استفاده از داده‌های بودجه خانوار از منابع عمده اطلاعاتی است. آمار بودجه خانوار نسبت به سایر منابع اطلاعاتی از دقت و اطمینان بیشتری برخوردار است. علاوه بر این، اطلاعات ارزشمندی در رابطه با بعد سطح سواد، سن، نوع شغل و میزان تحصیلات سرپرست خانوار را منعکس می‌کند. نتایج آمارگیری (نمونه‌ای) از هزینه و درآمد خانوارها کاربردهای مهمی در سنجش و ارزیابی عملکرد و نتایج تصمیم‌گیری‌ها و سیاست‌های گذشته و برنامه‌ریزی‌ها و سیاستگذاری‌های اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور را در سه گروه خانوارهای شهری، روستایی و کل کشور محاسبه شد.

۳-۱. داده‌های آماری

برای بررسی ارتباط بین نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی از داده‌های تفصیلی هزینه و درآمد بودجه خانوارهای شهری و روستایی که به صورت سالانه توسط بانک مرکزی و مرکز آمار ایران منتشر می‌شود استفاده شده است. برای این منظور، از ریزداده‌های درآمد و مخارج مربوط به گروه‌های

هشت‌گانه کالا و خدمات خانوارهای شهری و روستایی کشور در دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۳۴۵) به قیمت ثابت (۱۰۰=۱۳۷۶) استفاده شد. این ریزداده‌ها هم بر حسب خانوار و هم بر حسب بعد خانوار گردآوری شده‌اند. اطلاعات موجود در هر گروه مخارجی بر حسب بعد خانوار از بعد برابر با یک تا بعد برابر با ۱۰ ادامه دارد. داده‌های موجود هزینه و درآمد که بر حسب بعد خانوار جمع‌آوری شده‌اند را می‌توان - با تقسیم داده هر گروه به بعد آن گروه - به داده‌های فرد تبدیل کرد. برای هر سال مشخص هشت گروه کالا و خدمات وجود دارد. در درون هر گروه مخارجی، ریزداده‌های مورد نیاز بر حسب بعد خانوار وجود دارد. در محاسبه نابرابری درآمد و نابرابری مخارج مصرفی به ترتیب از شاخص لورنز درآمد (LR) و شاخص تمرکز ویژه مصرف (SCR) استفاده شده‌است. با توجه به ریزداده‌ها، شاخص تمرکز ویژه مصرف و شاخص لورنز بر اساس روابط زیر محاسبه شده‌اند (فاکوشیگ، ایشیگاوا و ساتوگو، ۲۰۱۲):

$$LR = \frac{\sum_i i(2i - N - 1)}{N^2 \bar{Y}} = 2 \frac{\sum_i i(Y_i - \bar{Y})}{N^2 \bar{Y}} \quad (17)$$

$$SCR = \frac{\sum_i i(2i - N - 1)E_i}{N^2 \bar{E}} = 2 \frac{\sum_i i(E_i - \bar{E})}{N^2 \bar{E}} \quad (18)$$

در رابطه‌های (۱۷) و (۱۸)، N تعداد افراد Y_i و E_i به ترتیب سطح درآمد و مخارج فرد i ام را در گروه هزینه‌ای که به آن تعلق دارد نشان می‌دهند، همچنین \bar{Y} و \bar{E} نیز به ترتیب میانگین درآمد و میانگین مخارج را در گروه هزینه‌ای مورد نظر نشان می‌دهند. برای اینکه این روابط را در هر گروه محاسبه کنیم، نخست داده‌های مخارج و درآمد را بر اساس درآمد رتبه‌بندی می‌کنیم. رتبه‌بندی داده‌ها بر اساس فقیرترین فرد هر گروه تا ثروتمندترین فرد آن گروه صورت می‌پذیرد. با توجه به ریزداده‌های موجود، سطح درآمد مرتبط با هر گروه مخارجی تنها معیار مورد دسترس ما برای سنجش سطح فقر هر فرد است. به عبارت دیگر، در روابط (۱۷) و (۱۸)، $i=1$ معرف فردی است که کمترین درآمد را دارد و $i=N$ فردی را نشان می‌دهد که بالاترین درآمد را در همان گروه دارا است، بنابراین از رتبه‌بندی می‌توان متغیرهای LR و SCR را بر حسب روابط فوق محاسبه نمود.

۳-۱-۱. مانایی متغیرها

مانا بودن متغیرها از شرایط اجتناب از رگرسیون کاذب است (بالتاجی، ۲۰۰۵). برای آزمون مانایی متغیرهای LR و SCR آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین (۲۰۰۳) و آزمون هادری (۲۰۰۰) بکار برده می‌شود. استفاده از این روش‌ها در داده‌های پانلی این امکان را فراهم می‌سازد که متغیرها در گروه‌های مورد بررسی به صورت یکجا آزمون شوند. در آزمون ایم، پسران و شین فرضیه صفر مطرح می‌کند که مدل دارای ریشه واحد است، اما در آزمون هادری فرضیه صفر بیان می‌کند که مدل فاقد ریشه واحد است. جدول (۲) نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد را خلاصه می‌کند.

جدول ۲. آزمون ریشه واحد متغیرهای LR در آمد و SCR مصرف

گروه‌ها		آزمون ایم، پسران و شین			
		LR در آمد		مصرف SCR	
		متغیرها	مقدار آماره آزمون	سطح احتمال	مقدار آماره آزمون
شهری	سطح	-۲/۷۵	*۰/۰۰۳۱	۶/۰۱۰۲	۱/۰۰۰۰
	تفاضل مرتبه اول	-	-	-۹/۲۳۸	۰/۰۰۰۰
روستایی	سطح	-۶/۹۲	۰/۰۰۰۰	-۱۰/۸۳	۰/۰۰۰۰
	تفاضل مرتبه اول	-	-	-۱۱/۳۵۸۱	۰/۰۰۰۰
کل	سطح	-۶/۸۳	۰/۰۰۰۰	۴/۷۳۸۹	۱/۰۰۰۰
	تفاضل مرتبه اول	-	-	-۱۱/۳۵۸۱	۰/۰۰۰۰

گروه‌ها		آزمون هادری			
		LR در آمد		مصرف SCR	
		متغیرها	مقدار آماره آزمون	سطح احتمال	مقدار آماره آزمون
شهری	سطح	۱/۰۲	۰/۱۵۰۰	۲/۴۶۰۶	۰/۰۱۰۰
	تفاضل مرتبه اول	-	-	۰/۹۲۳۲	۰/۱۷۰۰
روستایی	سطح	۰/۳۰۸	۰/۶۴۱۱	۳/۸۰	۰/۰۰۰۰
	تفاضل مرتبه اول	-	-	۰/۸۷۲۰	۰/۱۳۴۰
کل	سطح	۱/۰۶۱	۰/۱۴۴۰	۷/۰۴۲۲	۰/۰۰۰۰
	تفاضل مرتبه اول	-	-	۱/۰۱۲۱	۰/۴۲۴۸

* معناداری ضرایب را در سطح یک درصد بیان می‌کند.

مأخذ: نتایج تحقیق.

با توجه به نتایج فوق، متغیر LR درآمد در سه گروه مورد بررسی در سطح مانا است، اما متغیر SCR مصرف با یک بار تفاضل گیری مانا شده است، بنابراین برای استفاده از متغیر SCR و اجتناب از تفاضل گیری لازم است هم‌انباشتگی متغیرها بررسی شود.

۳-۱-۲. آزمون هم‌انباشتگی

انگل و گرنجر (۱۹۸۷) بیان نمودند که ترکیب خطی دو یا چند سری زمانی نامانا می‌تواند مانا باشد. آنچه باعث تفاوت در نوع روش هم‌انباشتگی می‌گردد توجه به درجه انباشتگی متغیرها است. از آنجا که درجه انباشتگی متغیرها از مرتبه صفر و یک هستند برای سنجش وجود یا عدم وجود همگرایی آزمون باند^۱ استفاده می‌شود. آزمون باند، توسط پسران و شین (۱۹۹۹) و پسران و همکاران (۲۰۰۱) بسط و توسعه یافت. با توجه به رویکرد داده‌های پانلی مورد استفاده در پژوهش حاضر جهت آزمون هم‌انباشتگی الگوی خودتوزیع با وقفه‌های گسترده پانلی^۲ بکار برده می‌شود. روش خودتوزیع با وقفه‌های گسترده دارای خصوصیات مهمی است، از جمله اینکه در این روش لزوماً نیازی به آزمون مانایی برای تشخیص مانا یا نامانا بودن متغیرها نیست. در روش باند تا زمانی که متغیرها از درجه انباشتگی (۲) نباشند نتایج آزمون هم‌انباشتگی قابل اعتماد است، از این رو بررسی مانایی به منظور اطمینان از عدم وجود درجه انباشتگی دو- I(2) برای متغیرهای مورد استفاده است (نارایان و اسمیت، ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸). همچنین، آزمون باند در نمونه‌های آماری دارای حجم کم نیز کاربرد دارد (پسران و شین، ۱۹۹۹) و نیز همانگونه که پسران، شین و اسمیت نشان دادند در حالتی که درجه انباشتگی متغیرها از مرتبه صفر و یک باشد در بلندمدت روش خودتوزیع با وقفه‌های گسترده برآوردهای ضرایب متغیرها به صورت مجانبی نرمال خواهد بود (پسران، شین و اسمیت، ۲۰۰۱). برای آزمون باند از الگوی تصحیح خطای غیرمقید^۳ ARDL(P, q) استفاده می‌شود، بنابراین با توجه به معادله (۱۵) الگوی خودتوزیع با وقفه‌های گسترده زیر معرفی می‌شود (گروس و ویت، ۲۰۱۲).

$$\Delta SCR_{it} = \alpha_i + \beta_{i1} y_{it-1} + \beta_{i2} LR_{it-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \theta_{ij1} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \theta_{ij2} \Delta LR_{it-j} + \eta_{it} \quad (19)$$

در معادله (۱۹)، \dot{A} مقاطع (گروه خانوارها بر حسب شهری، روستایی و کل)، t زمان، z طول وقفه، SCR متغیر وابسته و LR متغیر توضیحی است. همچنین، β_{i1} ضریب متغیر وابسته با وقفه یک، β_{i2}

1. Bond Test
2. Panel Auto Regressive Distributed Lag (Panel ARDL)
3. Unrestricted Error Correction Model (ECM)

ضریب متغیر توضیحی با وقفه یک، θ_{ij1} و θ_{ij2} به ترتیب ضریب متغیر وابسته با وقفه (p-1) و ضریب متغیر توضیحی با وقفه (q-1) است. α_i و η_{it} نیز به ترتیب اثرات ثابت مقاطع و جمله اخلاص را نشان می‌دهند. فرض می‌شود که جمله اخلاص دارای فرایند نوفه سفید است. ملاک تصمیم‌گیری جهت تعیین تعداد وقفه بهینه بر پایه معیار اطلاعاتی بیزین^۱ قرار دارد (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). در این الگو، فرض صفر بر عدم وجود همگرایی یعنی $\beta_{i1} = \beta_{i2} = 0$ فرض مقابل دلالت بر وجود همگرایی دارد. ملاک رد یا پذیرش فرضیه صفر آزمون F است. مقادیر بحرانی آماره F از مقاله نارایان استخراج شده‌اند (نارایان، ۲۰۰۵). مقادیر بحرانی برحسب یک درصد، پنج درصد و ۱۰ درصد، در جدول (۴) مشاهده می‌شوند. با توجه به توضیحات فوق معادله (۱۷) برای هر گروه از مقاطع - خانوارهای شهری، روستایی و کل - به صورت جداگانه برآورد می‌شود. نتایج در جدول (۴) آمده‌اند.

جدول ۳. نتایج حاصل از روش خودتوزیع با وقفه‌های گسترده پانلی به تفکیک گروه‌های مورد بررسی

	شهری	روستایی	کل
آماره F	۲۰/۲	۲۲/۳	۲۵/۶
آماره بحرانی F	ده درصد	پنج درصد	یک درصد
	۴/۲۵۳	۵/۰۶	۶/۹۶۷
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۵	۰/۶۲	۰/۶۸

مأخذ: نتایج تحقیق.

با توجه به سطح بحرانی و مقادیر محاسبه شده آماره F از معادله (۱۹) فرض صفر در سطح یک درصد در هر سه گروه خانوارهای شهری، روستایی و کل رد می‌شود، بنابراین حداقل یک ترکیب خطی از متغیرها و هم‌انباشتگی وجود دارد، بنابراین بین متغیرهای LR و SCR رابطه بلندمدتی برقرار است.

۳-۲. برآورد الگو با استفاده از روش پانل دیتا

برای بررسی ارتباط LR در آمد و SCR مصرف در گروه‌های کالا و خدمات از روش پانل دیتا بهره برده می‌شود. این روش اطلاعات، تنوع یا تغییرپذیری بیشتر، همخطی کمتر بین متغیرها، درجات آزادی و کارایی بیشتر را فراهم می‌کنند (گجراتی، ۱۳۸۳).

1. Bayesian Information Criterion (BIC)

اثر پراکندگی‌های درآمدی بر توزیع مخارج ... ۱۰۷

برای بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد و نابرابری مخارج مصرفی در گروه‌ها از دستگاه معادلات زیر استفاده می‌شود:

$$SCR_{it} = \alpha_{it} + \beta' LR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

در دستگاه معادلات فوق، α_i عرض از مبدأ و β' شیب مقاطع را نشان می‌دهند. در برآورد الگو به روش داده‌های پانلی می‌بایست مشخص نمود که آیا آثار گروهی را می‌بایست در نظر گرفت یا خیر؟ در صورتی که پاسخ مثبت باشد الگو با توجه به آماره آزمون هاسمن به یکی از دو روش اثرات ثابت یا تصادفی برآورد می‌شود. اگر برآورد به روش ثابت صورت گیرد الگو از نظر ناهمگنی مقاطع مشکلی نخواهد داشت، بنابراین نخست از آزمون معناداری اثرات گروهی استفاده می‌شود.

۳-۲-۱. آزمون معناداری اثرات گروهی

این آزمون به صورت ساده بیان می‌کند که آیا در برآورد الگو می‌بایست از معادله‌های مختلفی استفاده شود یا خیر؟ برای آزمون معناداری اثرات گروهی از آماره زیر استفاده می‌شود. این آماره توزیع F می‌باشد (بالتاجی، ۲۰۰۵).

$$F(n-1, nT-n-k) = \frac{(R_{LSDV}^2 - R_{POOLED}^2)/n-1}{1 - R_{LSDV}^2/nT-n-k} \quad (21)$$

در رابطه فوق، R_{LSDV}^2 و R_{POOLED}^2 به ترتیب ضریب تعیین الگوهای متغیر دامی و رگرسیون ادغامی می‌باشند. n تعداد مقاطع، T تعداد مشاهدات در هر مقطع و k تعداد رگرورها را نشان می‌دهند. نتایج حاصل از آزمون فوق در جدول (۵) آورده شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون معناداری اثرات گروهی

گروه‌ها / آزمون	F	F جدول
خانوارهای شهری	۱۰۱/۹	۴/۲
خانوارهای روستایی	۷۰/۵	۴/۲
کل خانوارها	۸۲/۸	۴/۲

مأخذ: نتایج تحقیق.

سمت راست جدول فوق مقدار آماره F را در سطح ۵ درصد با درجه آزادی (۳۳۵ و ۷) نشان می‌دهد، سمت چپ نیز مقدار محاسبه شده رابطه (۲۱) را نشان می‌دهد. با توجه به بزرگتر بودن آماره F محاسبه شده از F جدول فرضیه برابری عرض از مبدأها پذیرفته نمی‌شود، در نتیجه در برآورد الگو می‌بایست اثرات گروهی را در نظر گرفت.

۲-۲-۳. آزمون هاسمن

برای تخمین معادلات با توجه به ویژگی‌های الگو ابتدا می‌بایست مشخص شود که کدام یک از روش‌های اثرات ثابت یا تصادفی مناسب است. برای این منظور، از آزمون هاسمن استفاده می‌کنند. آماره هاسمن که دارای توزیع چی-دو می‌باشد، بر اساس رابطه ذیل محاسبه می‌شود:

$$\hat{h} = (\beta_{\text{f}} - \beta_{\text{r}})' (\text{var}_{\text{f}} - \text{var}_{\text{r}})^{-1} (\beta_{\text{f}} - \beta_{\text{r}}) \quad (22)$$

که در آن، β_{f} و β_{r} به ترتیب بردار ضرایب معادلات اثرات ثابت و تصادفی می‌باشند. var_{f} و var_{r} نیز ماتریس واریانس-کواریانس معادله‌های اثرات ثابت و تصادفی است. فرضیه صفر در آزمون هاسمن مطرح می‌کند که می‌بایست در تخمین معادلات اثرات تصادفی را در نظر گرفت و فرضیه مقابل بر اثرات ثابت در تخمین الگو تأکید دارد.

جدول ۵. آزمون هاسمن برای تعیین نوع اثرات ثابت یا تصادفی

گروه‌ها	مقدار آماره در سطح بحرانی در سطح ۹۵ درصد	مقدار آماره هاسمن مدل	سطح احتمال
شهری	۶/۶۱	۱۴۵	۰/۰۰۰۲
روستایی	۶/۶۳	۱۴۶	۰/۰۰۰۵
کل	۶/۶۳	۱۶۳	۰/۰۰۰۱

مأخذ: نتایج تحقیق.

با توجه به بزرگتر بودن کای-دو محاسبه شده از کای-دو جدول در سطح ۹۵ درصد و سطح احتمال آماره هاسمن، فرضیه صفر مبنی بر بکارگیری روش اثرات تصادفی رد می‌شود، بنابراین برای تخمین ضرایب و برآورد هر دو معادله از روش اثرات ثابت استفاده می‌شود.

۴. تخمین ضرایب و تحلیل نتایج

در این بخش پس از برآورد الگوی موردنظر آزمون واریانس ناهمسانی صورت می‌گیرد، سپس با توجه به معنادار بودن ضرایب نتایج به‌دست آمده تحلیل می‌شوند.

۴-۱. تخمین ضرایب و برآورد معادلات

جهت بررسی ارتباط نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی LR درآمد و SCR مخارج مصرفی با استفاده از درآمد خانوارها و مخارج گروه‌های هشت‌گانه کالا و خدمات در سه گروه خانوارهای شهری، روستایی و کل محاسبه شد. ارتباط بین آنها بر اساس رابطه (۲۰) بررسی شد. جدول (۷) نتایج حاصل از برآورد الگو و تخمین ضرایب را نشان می‌دهد.

جدول ۶. برآورد الگوی (۲۰) و برآورد ضرایب

گروه خانوارها	متغیرها	ضرایب	سطح معناداری	خوبی برازش
خانوارهای شهری	عرض از مبدأ	-۰/۲۱	-۵/۸۲	$R^2 = ۰/۹۴۶$
	ضریب LR درآمد	۰/۷۱۴	۸/۱۲	Adj. $R^2 = ۰/۹۴۲$ D.W = ۲/۰۱
خانوارهای روستایی	عرض از مبدأ	۰/۰۱۵	۳/۵۲	$R^2 = ۰/۹۴۵$
	ضریب LR درآمد	۰/۵۵	۷/۱۴	Adj. $R^2 = ۰/۹۳۹$ D.W = ۱/۹۹
کل خانوارها	عرض از مبدأ	۰/۰۴۶	۲/۰۴	$R^2 = ۰/۹۶۳$
	ضریب LR درآمد	۰/۶۱۹	۲/۷۸	Adj. $R^2 = ۰/۹۵۹$ D.W = ۲/۰۱

مأخذ: نتایج تحقیق.

با توجه به آماره t ضرایب در سطح ۹۹ درصد معنادارند. سایر آماره‌های رگرسیون نیز خوبی برازش را نشان می‌دهند. نتایج نشان می‌دهند که ضریب β در هر سه گروه مورد بررسی کوچکتر از یک است، بنابراین تغییر یک واحد نابرابری درآمدی نابرابری مخارج مصرفی را به‌میزان کمتر از یک واحد تغییر می‌دهد.

۴-۲. آزمون واریانس ناهمسانی

برای بررسی واریانس ناهمسانی از آزمون ضریب لاگرانژ استفاده می‌شود. بروش و پاگان این آزمون را در سال ۱۹۷۹ برای بررسی واریانس ناهمسانی ارائه کردند.

فرضیه صفر در آزمون ضریب لاگرانژ بیان می‌کند که الگو دارای واریانس همسانی است. اگر n تعداد مقاطع و T تعداد مشاهدات هر مقطع را نشان دهد آماره این آزمون به صورت زیر توزیع می‌شود:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n \left[\sum_{t=1}^T e_{it} \right]^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right] \quad (23)$$

آزمون ضریب لاگرانژ بر پایه توزیع کای - دو قرار دارد. نتایج حاصل از آزمون واریانس ناهمسانی در جدول (۸) گزارش شده است.

جدول ۷. آزمون اثرات تصادفی بر حسب ضریب لاگرانژ

گروه خانوارها	سطح بحرانی آماره جی - دو در سطح ۹۵ درصد	آماره برآورد شده ضریب لاگرانژ
شهری	۳/۸۴	۱/۸۳
روستایی	۳/۸۴	۱/۵۱
کل	۳/۸۴	۱/۳۹

مأخذ: نتایج تحقیق.

با توجه به کوچکتر بودن آماره محاسبه شده LM از کای - دو جدول مشخص است که در سطح ۹۵ درصد فرضیه همسانی واریانس‌ها رد نمی‌شود.

معناداری ارتباط بین مخارج مصرفی و نابرابری درآمدی نشان می‌دهد که نوسان‌ها و پراکندگی‌های توزیع درآمد به صورت تکانه در مخارج مصرفی خانوارها ظاهر می‌شوند. این نوسان‌ها به صورت نابرابری در توزیع مخارج مصرفی افراد خواهد بود، از این رو نوسان‌های موجود در توزیع درآمدی عامل مهمی در ایجاد پراکندگی و نوسان‌های توزیع مخارج مصرفی است.

۵. نتیجه‌گیری

بررسی توزیع درآمد و مخارج مصرفی خانوارهای کشور نشان داد که در دوره (۱۳۹۰-۱۳۴۵) مقدار انحراف معیار لگاریتم درآمد و انحراف معیار لگاریتم مخارج مصرف در سه گروه خانوارهای شهری، روستایی و کل افزایش یافته است. بزرگتر بودن شاخص انحراف معیار درآمد از شاخص انحراف معیار مخارج مصرفی حاکی است که توزیع مخارج مصرفی نسبت به توزیع درآمد از تغییرات کمتری برخوردار است. برای بررسی موضوع فوق با استفاده از ریزداده‌های درآمد و مخارج گروه‌های هشت‌گانه کالا و خدمات، ارتباط نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی در سه گروه خانوارهای شهری، روستایی و کل تحلیل شد. نتایج نشان می‌دهند:

- طی این دوره نابرابری درآمدی و مخارج مصرفی در هر سه گروه خانوارهای شهری، روستایی و کل کشور افزایش یافته‌است.

- ارتباط معناداری بین نابرابری مخارج مصرفی و درآمدی وجود دارد. این ارتباط از طریق اثرگذاری نابرابری درآمدی بر مخارج مصرفی صورت می‌گیرد، سپس باعث نابرابری مخارج مصرفی می‌شود.

- تمام نوسان‌ها و پراکندگی‌های توزیع درآمد به توزیع مخارج مصرفی منتقل نمی‌شود. از این رو، مخارج مصرفی خانوارها کمتر تحت تأثیر نوسان‌ها و پراکندگی‌های درآمدی قرار می‌گیرد. این موضوع به رفتار مصرفی خانوارها بازمی‌گردد. خانوارها ممکن است با رفتارهایی چون قرض کردن یا پس‌انداز یا سرمایه‌گذاری در کالاهای بادوام، رفتار مصرفی خود را در اغلب مواقع در برابر تکانه‌های پیش‌بینی‌نشده درآمدی هموار کنند. چنین واکنشی حاکی از نوعی رفتار خود بیمه‌ای خانوار است. این موضوع تأیید بحث الگوهای کلان مصرف است که از طریق ریزداده‌های خانوارها مشاهده شده است.

منابع

- فطرس، محمدحسن و رضا معبودی (۱۳۸۷)، "بررسی رابطه نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی در ایران طی دوره (۱۳۸۵ - ۱۳۵۸)", فصلنامه اقتصاد مقداری (فصلنامه بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۵، شماره ۳.
- فطرس، محمدحسن و رضا معبودی (۱۳۹۰)، "رابطه بین نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی"، فصلنامه رفاه اجتماعی، سال ۱۱، شماره ۴۰.
- واریان، هال (۱۳۸۰)، رویکرد جدیدی به اقتصاد خرد میانه، ترجمه سیدجواد پورمقیم، تهران: نشرنی.
- Baltaji, B. H.** (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, Third Edition, UK, John Wiley & Sons.
- Blundell, R. & L. Pistaferri** (2003), "Income Volatility and Household Consumption: The Impact of Food Assistance Programs", *Journal of Human Resources*, Vol. 38, PP. 1032-1052.
- Blundell, R., L. Pistaferri & I. Preston.** (2004), "Imputing Consumption in the PSID Using Food Demand Estimates from the CEX", Institute for Fiscal Studies, Working Paper, o4/27, http://www.ifs.org.uk/working_papers/wpo427.pdf.
- Blundell, R., L. Pistaferri & I. Preston** (2008), Consumption Inequality and Partial Insurance, http://www.e.u-tokyo.ac.jp/cirje/research/workshops/stateng/statpaper2008/stat0710_2.pdf, PP.1-59.
- Breusch, T.S. & A.R. Pagan** (1979), "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation, *Econometrica*", *Journal of the Econometric Society*, Vol. 47, No. 5, PP. 1287-1294.
- Cutler, D. & L. Katz** (1991), "Rising Inequality? Change in the Distribution of Income and Consumption in the 1980s", *American Economic Review*, Vol. 82, No. 2, PP. 546-551.
- Cowell, Frank A.** (2000), *Measuring Inequality*, Third Edition, UK. LSE.
- Duygan, Burcu & Nezi Guner** (2006), *Income and Consumption Inequality in the Turkey: What Role Does Education Pay?*, In S. Altuğ and A. Filiztekin (Eds.), *The Turkish Economy: The Real Economy, Corporate Governance and Reform and Stabilization Policy*, Routledge Curzon Studies in Middle Eastern Economies, Chapter 2.
- Fukushige, Mototsugu, Noriko Ishikawa & Satoko Maekawa** (2012), "A Modified Kakwani Measure for Health Inequality", *Health Economics Review*, Vol. 2, P. 10.
- Gordon, Robert, J. & Ian Dew Becker** (2007), "Unresolved Issues in the Rise of American Inequality", Presented at Brookings Panel on Economic Activity, Washington, DC September 7.
- Gross, C. & Ulrich Witt** (2012), "The Energy Paradox of Sectoral Change and the Future Prospects of the Service Economy", <http://ideas.repec.org/p/esi/evopap/2012-09.html>.
- Hadri, Kaddour** (2000), Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data", *Econometric Journal*, Vol. 3, PP. 148-161.
- Im, Kyung So, M. Hashem Pesaran & Yongcheol Shin** (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, Vol. 115, No. 1, PP. 53-74.
- Johnson, David & Stephanie Shipp** (1997), Trends in Inequality Using Consumer Expenditures: The U. S. from (1960 -1993)", *Review of Income and Wealth*, Vol. 43, No. 2, PP. 215-226.
- Jappelli, Tullio & Luigi Pistaferri** (2009), "Does Consumption Inequality Track Income Inequality in Italy?", Center for Studies in Economics and Finance (CSEF), Working Paper, No.229.
- Kagan, Abram & Lawrence Shepp** (1998), "Why the Variance?", *Statistics & Probability Letters*, Vol. 38, No. 4, PP. 329-333.

- Kakwani, N. C.** (1980), "Income Inequality and Poverty: Methods of Estimation and Policy Application", Oxford University Press, Calcutta.
- Kao, C.** (1999), "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, Vol. 90, PP. 1-44.
- Kaplow, Louis** (2002), "Why Measure Inequality?", ISSN 1045-6333", The Harvard John M. Olin Discussion Paper Series: Paper No. 386:3-9, http://www.law.harvard.edu/programs/olin_center/Discussion.
- Keane, Michael & Eswar Prasad** (1999), "Consumption and Income Inequality in Poland During the Economic Transition", IMF Staff Papers, Working Paper No. 99/14, PP. 1-44.
- Kennedy, B. P., L. Kawrchi & S. D. Prothrow** (1996), "Income Distribution and Mortality: Cross Sectional Ecological Study of the Robin Hood Index in T-Statistic: The United States", *British Medical Journal*, Vol. 13, No. 3, PP. 1004-1007.
- Krueger, Drik & Fabrizio Perri** (2005), "Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality?", Working Paper, 2005\15, Center for Financial Studies.
- Narayan, P. K.** (2005), "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests", *Applied Economics*, Vol. 37, No. 17, PP. 1979-1990.
- Narayan, P. K. & R. Smyth** (2006), "Dead Man Walking: An Empirical Reassessment of the Deterrent Effect of Capital Punishment Using the Bound Testing Approach to Cointegration", *Applied Economics*, Vol. 38, PP. 1975-1989.
- Narayan, P. K. & R. Smyth** (2007), "Are Shocks to Energy Consumption Permanent or Remporary?", Evidence from 182 Countries, *Energy Policy*, Vol. 35, No. 1, PP. 333-341.
- Narayan, P. K. & R. Smyth** (2008), "Energy Consumption and Real GDP in G7 Countries: New Evidence from Panel Cointegration with Structural Breaks", *Energy Economics*, Vol. 30, No. 5, PP. 2331-2341.
- Palley, Thomas, I.** (2005), "Relative Permanent Income and Consumption: A Synthesis of Keynes, Duesenberry", Friedman and Modigliani and Brumbergh, Economist, Washington DC 20010, July.
- Pendakur, Krishna** (1998), "Changes in Canadian Family Income and Family Consumption Inequality between 1978 and 1992", *Review of Income and Wealth*, Vol. 44, No. 2, PP. 259-283.
- Pesaran M. H., Shin, Y. & R. P. Smith** (1999), "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 94, PP. 621-634.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & R. J. Smith** (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, No. 3, PP. 289.326.
- Varian, Hal, R.** (1380), *Intermediate Microeconomics A Modern Approach*, Translated by Pourmoghim, S.J., Nashreney Press, Tehran (In Persian).
- Zaidi, M. A. & K. De Vos** (2001), "Trends in Consumption – Based Poverty and Inequality in the European During the 1980s", *Journal of Population Economics*, Applied Research and Center, Tilburg University, http://www.sfu.ca/~pendakur/pendakur_crossley.pdf.

