

بررسی عدم تقارن نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی

(مطالعه موردی خانوارهای شهری ایران، در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۵۸)

محمد حسن فطرس*

دانشیار دانشگاه بوعلی سینا همدان

رضا معبودی

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه

بوعلی سینا همدان

چکیده.

این مقاله عدم تقارن رفتار نابرابری مخارج مصرفی و رفتار نابرابری درآمدی را بررسی و ارتباط میان توزیع مخارج مصرفی و نوسانات توزیع درآمدی را در خانوارهای شهری ایران مطالعه می‌کند. با توجه به ارتباط درآمد و مخارج مصرفی، مقایسه نوسانات و پراکندگی‌های مخارج مصرفی که از طریق نوسانات و شوک‌های توزیع درآمد ایجاد می‌شوند، مفید است. جهت بررسی ارتباط بین نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی، شاخص واریانس لگاریتم‌ها و ضریب جینی بکار رفتند. برای این منظور، داده‌های درآمد و هزینه گروه‌های ده‌گانه درآمدی دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۸۵ که از نتایج تفصیلی آمارگیری بودجه خانوارهای شهری مرکز آمار ایران اخذ شده‌اند مورد استفاده قرار گرفت. برای تجزیه و تحلیل روابط بین متغیرها، روش داده‌های پانلی بکار رفت. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که مقدار نابرابری مخارج مصرفی کمتر از مقدار نابرابری درآمدی است. یعنی، تمامی نوسانات و پراکندگی‌های توزیع درآمد به توزیع مخارج مصرفی منتقل نمی‌شوند. بنابراین، در گروه‌های درآمدی عدم تقارنی بین رفتار نابرابری مخارج مصرفی و رفتار نابرابری درآمدی مشاهده می‌شود.

fotros@basu.ac.ir

* (نویسنده مسئول)

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۶/۲۰

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۱/۱۸

واژه‌های کلیدی: بودجه خانوار، نابرابری مخارج مصرفی، نابرابری درآمدی، آزمون‌های ریشه واحد داده‌های پانلی.

طبقه‌بندی JEL: D31, D32

Study of the Asymmetric Relation Between Income Inequality and Consumption Expenditure Inequality in Iran, 1979-2006

Mohammad Hassan Fotros

Associate Professor
Bu-Ali Sina University,
Hamedan, Iran.

Reza Maaboudi

PhD student of Economics,
Bu-Ali Sina University,
Hamedan, Iran.

Abstract

This paper investigates asymmetric behaviors of income inequality and consumption expenditures inequalities, the relationships between them and sketches their trends in the Iranian Households' survey for the period of 1979 to 2006.

For this purpose, and to analyze the relationships between variables panel data methodology was employed.

Results indicate that all the fluctuations of income inequality do not transmit into the composition of consumption expenditure. Therefore, there is an asymmetric relationship between these variables.

Keywords: Household budget, Consumption expenditure inequality, Income inequality, Panel Data Unit Root Tests.

JEL: D31, D32

۱-مقدمه

بنابر نظریه‌های مصرف، در طی زمان، رفتار مصرفی نسبت به رفتار درآمدی از ثبات بیش‌تری برخوردار است. افراد، در زمان‌هایی که درآمد بالایی دارند پس‌انداز می‌کنند و در زمان‌هایی که درآمدشان پایین است با پس‌انداز منفی تا حدودی کاهش درآمد را جبران می‌کنند تا بلکه سطح

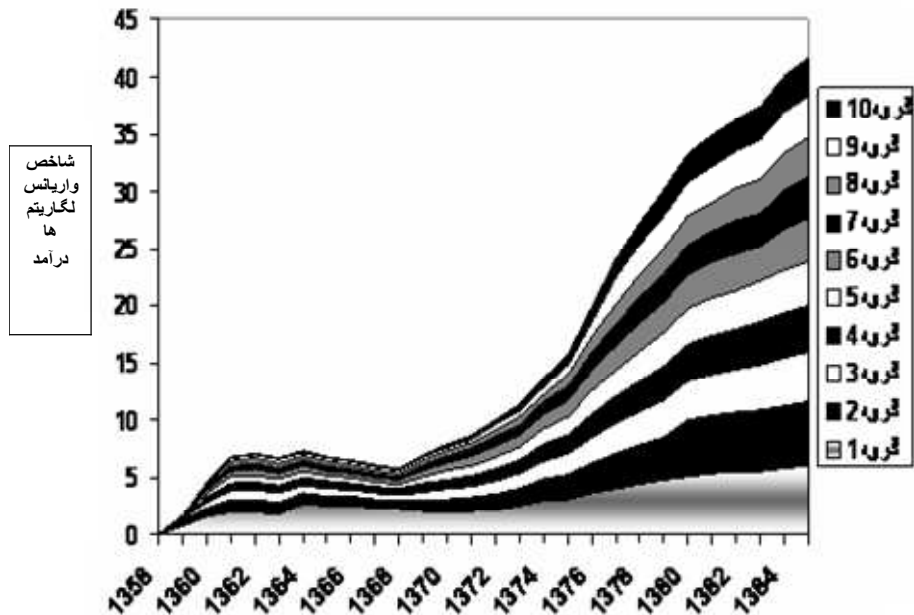
مصرفی پیشین تداوم یابد. به نظر آندو-مودیگلیانی، مردم با رفتارهایی چون پس انداز، قرض کردن و برداشت از اندوخته پس انداز خود، تمایل دارند در قبال نوسانات درآمدی مصرف با ثباتی را برای خود فراهم کنند (Branson, 2007). از این روی، مصرف افراد نسبت به درآمد کل آن‌ها از نوسانات کم‌تری برخوردار است. نابرابری درآمدی به صورت نوسان و پراکندگی در توزیع درآمد افراد ظاهر می‌شود. ارتباط مصرف و درآمد، باعث می‌شود تا توزیع درآمد نوسانات و پراکندگی - های خود را به توزیع مصرف منتقل کند. تکانه‌های انتقال یافته منجر به نوسان و پراکندگی در توزیع مخارج مصرفی شده، به صورت نابرابری در مصرف ظاهر می‌شوند. اما، با ثبات بودن رفتار مصرف نسبت به درآمد باعث می‌شود تا توزیع مصرفی کم‌تر تحت تاثیر نوسانات درآمدی قرار گیرد. یعنی، مقایسه‌ی مقدار نابرابری مخارج مصرفی با مقدار نابرابری درآمدی، نشان می‌دهد که تمامی نوسانات و پراکندگی‌های توزیع درآمد به توزیع مخارج مصرف منتقل نمی‌شوند. از این - روی، در رفتار نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی عدم تقارنی وجود دارد. یعنی، مقدار نابرابری مخارج مصرفی از مقدار نابرابری درآمدی کم‌تر است. پس، بررسی ارتباط نابرابری مخارج مصرفی و نابرابری درآمدی برای مطالعه تقارن یا عدم تقارن بین توزیع مصرفی و توزیع درآمدی دارای اهمیت است.

بررسی تغییرات توزیع درآمد و توزیع مخارج مصرفی در گروه‌های ده گانه خانوارهای شهری کشور نشان می‌دهد که در طی دوره مورد مطالعه، هم نابرابری درآمدی و هم نابرابری مخارج مصرفی افزایش یافته‌اند. نمودار (۱) نوسانات توزیع درآمد گروه‌های درآمدی را در دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۸ نشان می‌دهد. در این نمودار، محور افقی زمان و محور عمودی شاخص واریانس لگاریتم‌ها را برای درآمد هر یک از گروه‌های ده گانه درآمدی اندازه‌گیری می‌کند. مشاهده می‌شود که با گذشت زمان، نابرابری درآمد در گروه‌های مختلف درآمدی افزایش یافته است.

از سوی دیگر، بررسی توزیع مخارج مصرفی گروه‌های ده گانه درآمدی نشان می‌دهد که در دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۸ نابرابری مخارج مصرفی نیز افزایش یافته است. نمودار شماره (۲) با استفاده از شاخص واریانس لگاریتم‌ها، پراکندگی توزیع مخارج مصرفی را در گروه‌های مختلف درآمدی اندازه‌گیری می‌کند. در این نمودار، محور افقی زمان و محور عمودی شاخص واریانس لگاریتم‌ها را برای مخارج مصرفی هر یک از گروه‌های ده گانه درآمدی نشان می‌دهد. مشاهده می‌شود که با گذشت زمان، مساحت واریانس لگاریتم‌ها مخارج مصرفی برای هر یک از گروه‌های درآمدی

افزایش یافته است. یعنی، نابرابری توزیع مخارج مصرفی گروه‌های درآمدی افزایش یافته است

نمودار (۱): نوسانات و پراکنش‌های درآمد در گروه‌های درآمدی در طی دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۵



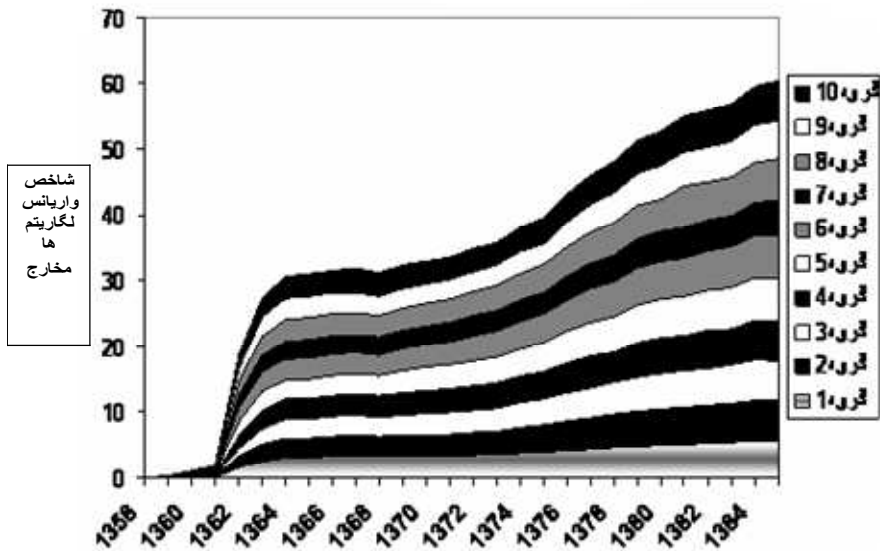
منبع: محاسبات تحقیق

بنابراین، شواهد تجربی کشور نشان می‌دهند که در دوره مورد مطالعه، در گروه‌های درآمدی، نابرابری درآمد و نابرابری مخارج مصرفی افزایش یافته‌اند. اما سوالی که مطرح می‌شود این است که آیا تغییرات و نوسانات توزیع مخارج مصرفی به اندازه نوسانات و تغییرات توزیع درآمد است یا خیر؟ به عبارت دیگر، آیا در رفتار توزیع مخارج مصرفی و توزیع درآمد تقارن وجود دارد یا خیر؟

بررسی داده‌های سری زمانی و برش مقطعی، هر دو موید این موضوع هستند که در طول زمان، مصرف نسبت به درآمد مسیر یکنواخت‌تری را طی می‌کند. به همین علت انتظار می‌رود مقدار نابرابری مخارج مصرفی کم‌تر از مقدار نابرابری درآمدی باشد (Pally, 2005). از مسایلی

که در طی دهه‌های اخیر بیشتر مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است، باثبات بودن رفتار نابرابری مخارج مصرفی نسبت به نابرابری درآمدی است. در ادامه، به معرفی برخی از مطالعات در این زمینه می‌پردازیم.

نمودار (۲): پراکندگی مخارج مصرفی در گروه‌های درآمدی در طی دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۵



منبع: محاسبات تحقیق

کاتلر و کاتز (Cutler and Katz, 1991) با استفاده از داده‌های بودجه خانوار رابطه نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی را برای ایالات متحد بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که تغییرات در توزیع مخارج مصرفی به‌طور تنگاتنگی با تغییرات توزیع درآمد منطبق است. پنداکور (Pendakur, 1998) با استفاده از داده‌های گروه‌های درآمدی، نابرابری درآمد و نابرابری مصرف را با استفاده از شاخص تایل و ضریب جینی برای دوره ۱۹۶۹-۱۹۹۸ بررسی کرد. بررسی وی نشان داد که مصرف در برابر تغییرات نابرابری درآمدی از رفتار با ثبات‌تری برخوردار است. میکائیل کین و اسوار پراساد (Keane and Prasad, 1999) روند تغییرات نابرابری درآمدی و نابرابری مصرفی را در طی سال‌های ۹۲-۱۹۸۵ برای کشور لهستان بررسی کردند و به این نتیجه

رسیدند که در طی این سال‌ها نابرابری درآمد و مصرف در حال افزایش بوده است. آنها نتایج خود را بر اساس ضریب جینی بدست آوردند.

زایدی و دوس (Zaidi and deVos, 2001) 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. کروئگر و پری (Krueger and Perri, 2005) 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 کردند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که نابرابری در توزیع مصرف کم‌تر از نابرابری درآمد افزایش یافته است. دویگان و کانر (Duygan and Cuner, 2006) 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 در طی این دوره مقدار نابرابری درآمدی و نابرابری مصرف افزایش یافته است ولی افزایش در مقدار نابرابری مصرف کمتر از افزایش در مقدار نابرابری درآمد می‌باشد.

گردن و بکر (Gordon, and Becker, 2007) با انتخاب دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۶۶ توزیع درآمد و مصرف را در کشور آمریکا بررسی کردند. 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 می‌باشد. بلاندل، پیستافری و پرستون (Blundell and Pistaferri and Preston, 2008) برای بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد و نابرابری مصرف، مقدار نابرابری درآمد و نابرابری مصرف را در طی ۲۰۰۵-۱۹۸۰ برای ایالات متحده اندازه‌گیری کردند و نشان دادند که تغییرات و تکانه‌های با دوام 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 (Jappelli and Pistaferri, 2009) با انتخاب دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۸۰ با استفاده از اطلاعات و داده‌های بودجه خانوار، نابرابری درآمد و نابرابری 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 بزرگ تر است. و همینطور، نابرابری درآمد سریع تر از نابرابری مصرف رشد می کند. آن‌ها در این مطالعه برای اندازه گیری نابرابری از شاخص واریانس و واریانس لگاریتم استفاده کردند.

در ایران - تا آنجا که ما جستجو کردیم - در این زمینه، کاری صورت نگرفته است. بر این اساس، پژوهش حاضر با استفاده از پارامترهای درآمد و مخارج مصرفی گروه‌های ده - گانه درآمدی، نوسانات و پراکندگی های توزیع مخارج مصرفی را که از نوسانات توزیع درآمد ایجاد شده‌اند را اندازه گیری می کند. تحلیل‌ها بر پایه آمار بودجه خانوارهای شهری مرکز آمار ایران برای دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۸ استوار اند.

در ادامه، در بخش دوم، مطالعات انجام شده در خصوص رابطه‌ی نابرابری مخارج مصرفی و نابرابری درآمدی مرور می شوند. بخش سوم، به مبانی نظری پژوهش می پردازد. بخش چهارم، داده‌ها و مدل پژوهش را معرفی می کند. نتایج حاصل از تخمین مدل در بخش پنجم ارائه می - شوند. بخش پایانی، به نتیجه گیری اختصاص دارد.

۲- مبانی نظری

در این مطالعه برای بررسی ارتباط بین نابرابری مصرفی و نابرابری درآمدی، به تابعی نیاز داریم تا ارتباط مصرف و درآمد را نشان دهد. برای این منظور، از تابع انگل استفاده می کنیم. تابع انگل از توابع مهمی است که می تواند این ارتباط را تبیین کند. تابع انگل، مصرف کالاها را، با فرض ثبات قیمت‌ها، به صورت تابعی از درآمد معرفی می کند (Varian, 2001). می توان یک تابع انگل خطی را به صورت زیر نشان داد:

$$C = l + \gamma I \quad (1)$$

l مصرف مستقل، یعنی سطحی از مصرف که تابع درآمد نیست را معرفی می کند. γ ضریب درآمد را در تابع انگل نشان می دهد. I نیز بیان کننده سطح درآمد است. برای نشان دادن پراکندگی از مفهوم واریانس استفاده می شود. اگر از رابطه (1) واریانس بگیریم طبق قواعد واریانس داریم:

$$Var(C) = Var(l) + \gamma^2 Var(I) + 2Cov(l, \gamma I) \quad (2)$$

با توجه به این که I عدد ثابت است، رابطه (۲) به صورت زیر خلاصه می شود (Kagan & Shepp 1998):

$$Var(C) = \gamma^2 Var(I) \quad (3)$$

از آن جا که ضریب γ بین صفر و یک قرار دارد، مشخص است که توان دوم این ضریب از یک کوچک تر می باشد. این موضوع خود نشان می دهد که از دیدگاه نظری، مقدار نابرابری مصرفی کوچک تر از نابرابری درآمد است.

در ادامه، نخست، برای بررسی ارتباط بین مقدار نابرابری درآمدی و مخارج مصرفی الگوی مورد استفاده در این تحقیق معرفی می شود. سپس، شاخص های اندازه گیری نابرابری تحقیق بیان می شوند.

۲-۱- معرفی الگو

رابطه (۳) نشان می دهد که نابرابری مخارج مصرفی ارتباط تنگاتنگی با نابرابری درآمدی دارد. بر این اساس، نابرابری مخارج مصرفی را تابعی از نابرابری درآمدی در نظر می گیریم. رابطه (۴) این ارتباط را معرفی می کند. $V_{\epsilon\chi}$ و V_{inc} به ترتیب نابرابری مخارج مصرفی و نابرابری درآمدی را نشان می دهند:

$$V_{\epsilon\chi} = f(V_{inc}) \quad (4)$$

پس، برای مطالعه ارتباط نابرابری مخارج مصرفی و نابرابری درآمدی، الگوی (۴) را در نظر می گیریم. برای بررسی ارتباط بین $V_{\epsilon\chi}$ و V_{inc} می توان ترکیب خطی از الگوی (۴) را به صورت تابع زیر در نظر گرفت:

$$V_{\epsilon\chi} = \alpha + \beta V_{inc} + u \quad (5)$$

که α و β به ترتیب عرض از مبدأ و شیب تابع را بیان می کنند و u معرف جمله اخلاص یا پسماند می باشد. در الگوی فوق، توان دوم γ را در رابطه (۳) اندازه گیری می کند. از سوی دیگر، β نسبت تغییرات نابرابری مخارج مصرفی به نسبت تغییرات نابرابری درآمدی را هم اندازه گیری می کند:

$$\frac{\partial V_{\epsilon\chi}}{\partial V_{inc}} = \frac{\Delta V_{\epsilon\chi}}{\Delta V_{inc}} = \beta \quad (6)$$

از این روی، ضریب β می‌تواند مقدار پراکندگی مخارج مصرفی که در اثر تغییرات و پراکندگی‌های درآمدی ایجاد شده را نشان دهد.

در صورت معنادار بودن آماری ضریب β می‌توان مقدار آن را با عدد یک مقایسه کرد. کوچکتر بودن ضریب β از عدد یک نشان می‌دهد که تمامی شوک‌ها و نوسانات نابرابری درآمدی به توزیع مخارج مصرفی منتقل نشده‌است.

۲-۲- شاخص‌های اندازه‌گیری نابرابری

برای اندازه‌گیری نابرابری از دو روش هنجاری^۱ و توصیفی^۲ استفاده می‌شود که هر یک ویژگی‌های خاص خود را دارا می‌باشد. روش هنجاری بر پایه معیارها و قضاوت‌های هنجاری-ارزشی-جامعه استوار است. در حالیکه روش توصیفی، طرحی کلی از نابرابری جامعه را، به‌دور از هرگونه قضاوت ارزشی، بیان می‌کند (Kaplow, 2002). روش توصیفی در برگیرنده شاخص‌هایی است که می‌توانند نتایج را به‌صورت خلاصه در قالب یک عدد مشخص بیان کنند. با توجه به اطلاعاتی که درباره‌ی یک توزیع وجود دارد و نوع هدفی که یک تحقیق دنبال می‌کند، می‌توان بین استفاده از روش هنجاری و توصیفی تصمیم گرفت.

تحقیق حاضر، برای اندازه‌گیری نابرابری و مطالعه ارتباط نابرابری مخارج مصرفی و نابرابری درآمدی از روش توصیفی استفاده می‌کند.

برای اندازه‌گیری نابرابری به روش توصیفی از دو شاخص واریانس لگاریتم‌ها (Perri, 2005) و ضریب جینی استفاده می‌شود.

۲-۲-۱- شاخص واریانس لگاریتم‌ها

شاخص واریانس لگاریتم‌ها، در حالت کلی، از شاخص انحراف معیار لگاریتم استخراج می‌شود.

-
- 1- Normative
 - 2- Descriptive

شود. شاخص انحراف معیار لگاریتم بصورت زیر تعریف می شود:

$$H = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [\log(Y_i) - \log(\theta)]^2 \right) \quad (7)$$

با توجه به فرم لگاریتمی این شاخص، می توان آن را بصورت رابطه (۸) نیز نمایش داد:

$$H = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\log\left(\frac{Y_i}{\theta}\right) \right]^2 \right) \quad (8)$$

در تابع فوق $\log(Y_i)$ ، معرف لگاریتم متغیر مورد نظر- مانند مصرف یا درآمد- و $\log\theta$ معرف لگاریتم میانگین می باشد. از خصوصیات بارز شاخص انحراف معیار لگاریتم آن است که بسته به نوع میانگین توزیع، می تواند دو فرم متفاوت از شاخص های اندازه گیری پراکندگی را در برگیرد. یعنی، هنگامی که θ در رابطه (۴) میانگین حسابی توزیع باشد:

$$\log\theta = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log(Y_i) - \log N \quad (9)$$

که در آن $N = 1 + 2 + \dots + n$ ، در این صورت شاخص H نشان دهنده لگاریتم واریانس می باشد و زمانی که θ میانگین هندسی توزیع باشد یعنی:

$$\log\theta = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n i \log(Y_i) \right) \quad (10)$$

شاخص واریانس لگاریتم ها را نشان می دهد.

۲-۱-۲-۱- ویژگی های شاخص واریانس لگاریتم ها

شاخص واریانس لگاریتم ها دارای دو ویژگی مهم است که عبارتند از (Cowell, 2000):

الف- شاخص واریانس لگاریتم ها برخلاف شاخص هایی نظیر دامنه تغییرات و واریانس، تحت تأثیر کمیت های مطلق توزیع قرار نمی گیرد. به عبارت دیگر، مقادیر حدی یک توزیع نمی توانند اثرات بزرگی را بر روی شاخص واریانس لگاریتم ها وارد کنند.

ب- واریانس لگاریتم ها به انتقالات صورت گرفته در انتهای توزیع نیز حساس اند.

این شاخص به علت فرم لگاریتمی که دارد برای انتقالات صورت گرفته در بخش انتهایی توزیع، وزن های بزرگتری را در نظر می گیرد. لذا، برخلاف شاخص هایی مانند ضریب جینی- که تنها مقادیر و انتقالات بخش میانی توزیع را مد نظر دارد- به انتقالات صورت گرفته در انتهای

توزیع نیز حساس است.

بنابراین، با استفاده از رابطه (۷) می‌توان واریانس لگاریتم‌ها را به عنوان شاخص نابرابری برای مصرف و درآمد محاسبه کرد و معادله (۵) را تخمین زد.

در این صورت با برآورد ضرائب α و β ارتباط بین $V_{\epsilon\chi}$ و V_{inc} در قالب یک معادله تعیین می‌شود. در صورتی که ضریب β از نظر آماری معنادار باشد، پراکندگی‌های درآمدی به عنوان عاملی برای ایجاد پراکندگی‌های مخارج مصرفی پذیرفته می‌شوند.

۲-۲-۲-۲- ضریب جینی

ضریب جینی از متداول‌ترین شاخص‌های اندازه‌گیری نابرابری است. جینی در سال ۱۹۱۲ شاخصی را از مجموع قدر مطلق تفاوت بین کلیه جفت درآمدها به حداکثر اندازه ممکن این تفاوت به دست آورد. بعدها این شاخص به ضریب جینی معروف شد.

در بررسی توزیع‌های درآمد برای محاسبه شاخص جینی می‌توان از رابطه ذیل استفاده نمود:

$$G = \frac{1}{2n\bar{Y}(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |Y_i - Y_j| \quad (۱۲)$$

که در آن Y_j ، Y_i معرف یک زوج درآمدی در توزیع درآمد، \bar{Y} ، درآمد میانگین و n ، حجم توزیع را نشان می‌دهند.

۲-۲-۲-۱- ویژگی‌های ضریب جینی

سادگی روش برآورد، وضوح محتوا و مفهوم، دامنه تغییرات بین صفر و یک، از ویژگی‌های بارز این شاخص است. شاخص جینی به مقادیری که در میانه توزیع قرار گرفته‌اند، حساسیت بالایی دارد. به همین دلیل تحت تاثیر مقادیر حدی ابتدای توزیع و انتهای توزیع قرار نمی‌گیرد. از سوی دیگر، ضریب جینی یک شاخص مستقل از میانگین می‌باشد. یعنی، اگر کلیه متغیرهای یک توزیع به یک نسبت تغییر کنند - مثلاً دو برابر شوند - مقدار شاخص تغییر نخواهد کرد. به همین علت ضریب جینی تحت تاثیر تغییرات یکسان متغیرهای توزیع قرار نمی‌گیرد. اگرچه ضریب جینی اصل «پیگو-دالتون» و اصل تجزیه‌پذیری را برآورده نمی‌کند، اما در صورتی که منحنی لورنز الگوی توزیع درآمد دو جامعه یکدیگر را قطع نکنند، این ضریب، شاخص مناسبی برای رتبه‌بندی

مقدار نابرابری آن‌ها- دو جامعه- خواهد بود.

به‌طور خلاصه در این بخش، نخست بر پایه تابع انگل الگویی برای توضیح رابطه نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی معرفی شد. سپس، شاخص‌های واریانس لگاریتم‌ها و ضریب جینی و خصوصیات آن‌ها برای اندازه‌گیری نابرابری توزیع درآمد و توزیع مخارج مصرفی توضیح داده شدند. بخش چهارم، به معرفی داده‌های مورد استفاده در تحقیق، روش برآورد و تخمین ضرایب می‌پردازد.

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. افزون بر آن، 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 دارند.

در ادامه، نخست داده‌های مورد استفاده در تحقیق بررسی می‌شوند. پس از بیان ویژگی و خصوصیات داده‌ها، روش تخمین معادلات و برآورد پارامترها معرفی می‌شود.

۳-۱- داده‌های آماری

برای بررسی ارتباط بین نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی از آمار مربوط به بودجه خانوار که سالانه توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود، استفاده شده است. یکی از منابع موجود در بودجه خانوار، آمار درآمد و مخارج مصرفی گروه‌های درآمدی است. به این ترتیب که جامعه از نظر درآمد به ده گروه تقسیم می‌شود. در هر گروه درآمدی، اطلاعات مربوط به درآمد و مخارج مصرفی خانوارها ارائه شده است.

ابتدا با استفاده از رابطه واریانس لگاریتم‌ها و شاخص جینی، نابرابری مخارج مصرفی و

نابرابری درآمدی را در گروه‌های ده گانه درآمدی محاسبه می‌کنیم. بر این اساس، برای هر گروه درآمدی چهار متغیر استخراج می‌شود. برآورد مقدار نابرابری درآمد و مخارج مصرفی در هر گروه درآمدی این امکان را فراهم می‌کند تا ارتباط نابرابری مخارج مصرفی و نابرابری درآمدی را بر پایه الگوی (۵) بررسی کنیم.

از خصوصیات مهمی که داده‌ها باید دارا باشند، مانا بودن آن‌ها است. مانا بودن داده‌ها از شرایط اجتناب از رگرسیون کاذب است (Baltaji, 2005).

برای بررسی مانا بودن داده‌ها از آزمون ریشه واحد «ایم، پسران و شین» و آزمون «هاردی» استفاده می‌کنیم.

۳-۱-۱- بررسی مانایی متغیرها

برای احتراز از رگرسیون ساختگی لازم است تا ابتدا داده‌ها را از نظر مانایی آزمون کرد. مانا بودن داده‌ها از به وجود آمدن رگرسیون ساختگی جلوگیری می‌کند. از آنجا که برای برآورد معادلات و تخمین ضرائب از روش داده‌های پانلی استفاده می‌کنیم، جهت آزمون مانایی متغیرهای نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی از آزمون ریشه‌ی واحد «ایم، پسران و شین» و آزمون «هاردی» در داده‌های پانلی بهره برده‌ایم. آزمون «ایم، پسران و شین» در سال ۲۰۰۳ و آزمون «هاردی» در سال ۲۰۰۰ برای تشخیص مانایی و ایستا بودن متغیرها در داده‌های پانلی پیشنهاد شد. استفاده از این روش‌ها در داده‌های پانلی، این امکان را فراهم می‌کند که متغیرها در ده گروه مورد نظر به صورت یکجا آزمون شوند. به این ترتیب، نیازی به آزمون تک تک متغیرها نخواهد بود. در آزمون «ایم، پسران و شین» فرضیه صفر مطرح می‌کند که مدل دارای ریشه واحد می‌باشد (Im, Pesaran & Shin, 2003). اما، در آزمون هاردی فرضیه صفر بیان می‌کند که مدل فاقد ریشه واحد می‌باشد (Hardi, 2000).

بر این اساس، متغیرهای نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی را که بر پایه واریانس لگاریتم‌ها و ضریب جینی محاسبه شده‌اند را از طریق هر دو آزمون بررسی می‌کنیم. جدول (۱) نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد را خلاصه می‌کند. ملاحظه می‌شود که هر چهار متغیر فاقد ریشه کاذب بوده و مانا می‌باشند.

جدول (۱): آزمون ریشه‌ی واحد در گروه‌های ده‌گانه درآمدی

روش متغیرها	آزمون «ایم، پسران و شین»		آزمون «هاردی»	
	مقدار آماره آزمون	سطح احتمال	مقدار آماره آزمون	سطح احتمال
نابرابری درآمدی (بر پایه واریانس لگاریتم‌ها)	-۱۱/۵۸۹۷	۰/۰۰۰۰	۰/۹۸۷۶	۰/۵۸۴۶
نابرابری مخارج مصرفی (بر پایه واریانس لگاریتم‌ها)	-۹/۹۷۸۴	۰/۰۰۰۰	۰/۷۸۹۴	۰/۶۸۷۱
نابرابری درآمدی (بر پایه ضریب جینی)	-۱۰/۹۳۹۹	۰/۰۰۰۰	۰/۴۵۶۹	۰/۴۶۲۵
نابرابری مخارج مصرفی (بر پایه ضریب جینی)	-۱۳/۲۰۷۴	۰/۰۰۰۰	۰/۸۶۵۴	۰/۳۷۹۸

منبع: محاسبات تحقیق

۳-۲- روش برآورد الگو در داده‌های پانلی

محاسبه واریانس لگاریتم‌ها و محاسبه ضریب جینی برای توزیع درآمد و توزیع مخارج مصرفی گروه‌های درآمدی این امکان را فراهم می‌آورد تا ارتباط نابرابری مخارج مصرفی و نابرابری درآمدی را بر اساس دو معادله جداگانه بررسی کرد. در واقع معادله اول این ارتباط را بر پایه شاخص واریانس لگاریتم‌ها بررسی می‌کند و معادله دوم برای بررسی این ارتباط از ضریب جینی استفاده می‌کند. با در اختیار داشتن $V_{\epsilon\chi_i}$ و V_{inci} گروه‌های درآمدی، برای ارزیابی اثر نابرابری درآمدی بر نابرابری مخارج مصرفی، برای هر گروه یک معادله تخمین زده می‌شود:

$$\begin{aligned} V_{\epsilon\chi_1} &= \alpha_1 + \beta_1 V_{inc_1} + u_1 \\ V_{\epsilon\chi_2} &= \alpha_2 + \beta_2 V_{inc_2} + u_2 \\ &\vdots \\ V_{\epsilon\chi_n} &= \alpha_n + \beta_n V_{inc_n} + u_n \end{aligned} \quad (۱۳)$$

در دستگاه معادلات (۱۳) V_{inci} و $V_{\epsilon\chi_i}$ شاخص نابرابری مخارج مصرفی و شاخص نابرابری درآمدی؛ α_i و β_i ، عرض از مبدا و شیب تابع؛ و U_i خطای معادله را نشان می‌دهند. برای تخمین دستگاه معادلات (۱۳) از روش داده‌های پانلی استفاده می‌کنیم. روش داده‌های پانلی اطلاعات، تنوع یا تغییرپذیری بیشتر، همخطی کمتر بین متغیرها، درجات

آزادی و کارایی بیشتر را فراهم می کنند (Gujarati, 2004).

در برآورد الگو به روش داده‌های پانلی، پرسش مطرح این است که آیا باید اثرات گروهی را در نظر گرفت یا خیر؟ در صورتی که پاسخ مثبت باشد، الگو را- با توجه به آماره آزمون هاسمن- به یکی از دو روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی تخمین می‌زنند. بنابراین نخست، از آزمون معنی-داری اثرات گروهی استفاده می‌شود.

۳-۲-۱- آزمون معنی داری اثرات گروهی

این آزمون بطور ساده بیان می‌کند که آیا در برآورد الگو باید از عرض از مبدهای مختلفی استفاده شود یا خیر؟ برای آزمون معنی دار بودن اثرات گروهی، از آماره زیر استفاده می‌شود. این آماره دارای توزیع F می‌باشد (Baltaji, 2005).

$$F(n-1, nT-n-k) = \frac{(R_{LSDV}^2 - R_{POOLED}^2) / n-1}{1 - R_{LSDV}^2 / nT-n-k} \quad (14)$$

در رابطه فوق R_{LSDV}^2 و R_{POOLED}^2 به ترتیب ضریب تعیین الگوهای متغیر دامی و رگرسیون ادغامی می‌باشند. n تعداد مقطع‌ها، T تعداد مشاهدات در هر مقطع و k تعداد رگرورها را نشان می‌دهند. نتایج حاصل از آزمون فوق در جدول (۲) آورده شده است.

جدول (۲)- نتایج آزمون معنی‌داری اثرات گروهی

	F	جدول F
معادله یک (براساس واریانس الگاریتمها)	۱۰۱/۸	۴/۳۶
معادله دو (براساس ضریب جینی)	۷۰/۳	۴/۳۶

منبع: یافته‌های تحقیق

سمت راست جدول فوق مقدار آماره F را در سطح پنج درصد با درجه آزادی (۹ و ۲۴۹) نشان می‌دهد و سمت چپ نیز مقدار محاسبه شده رابطه (۱۴) را نشان می‌دهد. با توجه به بزرگ‌تر بودن آماره محاسبه شده از F جدول نتیجه گرفته می‌شود که فرضیه برابری عرض از مبدها پذیرفته نمی‌شود. در نتیجه در برآورد الگو باید اثرات گروهی را در نظر گرفت.

۳-۲-۲-آزمون هاسمن

برای تخمین معادلات با توجه به ویژگی‌های الگو، ابتدا باید مشخص گردد که کدام یک از روش‌های اثرات ثابت ۱ یا اثرات تصادفی ۲ مناسب می‌باشد. برای این منظور از آزمون هاسمن ۳ استفاده می‌کنیم. آماره هاسمن که دارای توزیع چپ-دو می‌باشد، براساس رابطه ذیل محاسبه می‌شود:

$$\hat{h} = (beta_f - beta_r)' (var_f - var_r)^{-1} (beta_f - beta_r) \quad (15)$$

که در آن $beta_f$ و $beta_r$ به ترتیب بردار ضرائب معادلات اثرات ثابت و اثرات تصادفی می‌باشند. var_f و var_r نیز ماتریس واریانس-کواریانس معادله‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی را نشان می‌دهند. فرضیه صفر در آزمون هاسمن مطرح می‌کند که در تخمین معادلات باید اثرات تصادفی را در نظر گرفت و فرضیه مقابل بر اثرات ثابت در تخمین الگو تاکید دارد.

جدول (۳): آزمون هاسمن برای تعیین نوع اثرات ثابت یا تصادفی

سطح احتمال	مقدار آماره هاسمن مدل	مقدار آماره در سطح بحرانی در سطح ۹۵٪	الگوهای برآورد شده
۰/۰۰۰۰۲	۱۲۶/۲۶۷۹	۶/۶۳	معادله اول (بر پایه واریانس لگاریتم‌ها)
۰/۰۰۰۰۱	۶۸/۱۷	۶/۶۳	معادله دوم (بر اساس ضریب جینی)

منبع: محاسبات 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 ضرائب و برآورد هر دو معادله، از روش اثرات ثابت استفاده می‌شود.

- 1- Fixed effect
- 2- Random effect
- 3- Housman Test

۴- تخمین ضرائب و تحلیل نتایج

در این قسمت، پس از آزمون واریانس ناهمسانی الگو نهایی تخمین زده می‌شود. در ادامه با توجه به معنی دار بودن ضرائب، نتایج بدست آمده تحلیل می‌شوند.

۴-۱- آزمون واریانس ناهمسانی

برای بررسی واریانس ناهمسانی در الگو داده‌های پانلی از آزمون ضریب لاگرانژ استفاده می‌کنیم. بروش و پاگان این آزمون را در سال ۱۹۷۹ برای بررسی واریانس ناهمسانی و همچنین تعیین روش تخمین بر اساس اثرات ثابت یا تصادفی ارائه کردند (Breusch & Pagan, 1979). فرضیه صفر در آزمون ضریب لاگرانژ بیان می‌کند که الگو دارای واریانس همسانی می‌باشد. اگر n تعداد مقطع‌ها و T تعداد مشاهدات هر مقطع را نشان دهد، آماره این آزمون بصورت زیر توزیع می‌شود:

$$LM = \frac{nT}{\chi^2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n [\sum_{t=1}^T e_{it}]^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right] \quad (16)$$

در ادامه با توجه به واریانس همسانی یا ناهمسانی، معادله نهایی تخمین زده می‌شود. از آنجا که در بررسی ارتباط نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی از دو شاخص واریانس لگاریتم‌ها و شاخص جینی برای محاسبه نابرابری در توزیع درآمد و مخارج گروه‌های درآمدی بهره برده‌ایم، لذا در این بخش با دو معادله مجزا این ارتباط را بررسی خواهیم کرد. یعنی، معادله یک بر پایه شاخص واریانس لگاریتم‌ها و معادله دو بر اساس شاخص جینی معنی‌دار بودن رابطه نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی را بررسی می‌کنند.

۴-۲- تخمین ضرائب و برآورد معادلات

در این بخش، نخست، نتایج حاصل از آزمون واریانس ناهمسانی معادلات آورده می‌شود. در ادامه برای هر یک از معادلات، ضرایب تخمین زده می‌شوند.

۵-۲-۱- تخمین ضرایب معادله ی یک

نتایج حاصل از آزمون واریانس ناهمسانی در جدول (۴) مشاهده می شوند.

جدول (۴): آزمون اثرات تصادفی بر حسب ضریب لاگرانژ

آماره برآورد شده ضریب لاگرانژ	سطح بحرانی آماره چی-دو در سطح ۹۵ درصد	الگوهای برآورد شده
۴/۶۵	۳/۸۴	معادله یک

منبع: محاسبات تحقیق

آزمون ضریب لاگرانژ که بر پایه توزیع کای-دو قرار دارد نشان می دهد که آماره محاسبه شده L برای معادله یک، از کای-دو جدول در سطح ۹۵٪ بزرگ تر است. بنابراین، معادله اول دارای واریانس ناهمسانی می باشد. از این روی، معادله یک با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) و در نظر گرفتن اثرات ثابت الگوی (۵) را برآورد می کند. نتایج حاصل از تخمین معادله ی یک در جدول (۵) مشاهده می شوند. مقدار آماره t معنادار بودن ضریب β را در سطح ۹۹٪ و سایر آماره ها خوبی برازش را نشان می دهند. کوچک تر از یک بودن ضریب β نشان می دهد که تمامی تکانه ها و شوک های نابرابری در آمدی به نابرابری مخارج مصرفی منتقل نشده است.

جدول (۵): نتایج تخمین معادله ی یک به روش اثرات ثابت

الگو	معادله یک
نتایج برآورد β	۰/۸۴۵۳
t-Statistic	۳۴
R-squared	۰/۹۸
Durbin-Watson stat	۱/۹۸
Prob	۰/۰۰۰۰

منبع: محاسبات محقق

۴-۲-۲- تخمین ضرایب معادله ی دو

برای آزمون واریانس ناهمسانی از آزمون ضریب لاگرانژ که بر پایه توزیع کای-دو قرار دارد استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون واریانس ناهمسانی در جدول (۶) مشاهده می شوند.

جدول (۶): آزمون اثرات تصادفی بر حسب ضریب لاگرانژ

آماره برآورد شده ضریب لاگرانژ	سطح بحرانی آماره چی-دو در سطح ۹۵ درصد	الگوهای برآورد شده
۵/۳۴	۳/۸۴	معادله دو (بر اساس ضریب جینی)

منبع: محاسبات محقق

با توجه به بزرگ تر بودن آماره محاسبه شده L از کای-دو جدول، مشخص است که در سطح ۹۵ درصد فرضیه همسانی واریانس ها رد می شود. بنابراین برای تخمین ضرایب باید همانند معادله اول با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) و در نظر گرفتن اثرات ثابت، الگوی (۵) را برآورد کرد. نتایج حاصل از تخمین ضرایب برای معادله ی دو در جدول (۷) آورده شده است. همان گونه که مشاهده می شود، آماره t معنادار بودن ضریب β را در سطح ۹۹٪ بیان می کند. سایر آماره های رگرسیون نیز خوبی برازش را نشان می دهند. همانند معادله ی قبل، نتایج نشان می دهند که ضریب β کوچک تر از یک می باشد.

جدول (۷): نتایج تخمین معادله ی دو به روش اثرات ثابت

الگو	معادله دو
نتایج برآورد	
β	۰/۷۵۷
t-Statistic	۷/۳۴
R-squared	۰/۷۱
Durbin-Watson stat	۲/۰۲
Prob	۰/۰۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

محاسبه ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری نتایج به ست آمده از شاخص واریانس لگاریتم ها را تایید می کند. به همین علت، هر دو معادله نشان می دهند که نابرابری درآمدی باعث بوجود آمدن نابرابری مخارج مصرفی می شود. کوچک تر از یک بودن مقدار ضریب β نشان می دهد که گرچه توزیع مخارج مصرفی تحت تأثیر شوک ها و نوسانات درآمدی است اما، مقدار

شوکی که به توزیع مخارج مصرفی وارد می‌شود از مقدار شوکی که به توزیع درآمد وارد شده کوچک‌تر است.

۵- نتیجه‌گیری

با توجه به ارتباط درآمد و مخارج مصرفی، مطالعه نوسانات و پراکندگی‌های مخارج مصرفی که از طریق نوسانات و شوک‌های توزیع درآمد ایجاد می‌شوند، مفید و ضروری است. به این منظور، با استفاده از آمار بودجه خانوار شهری ایران مقدار پراکندگی‌های توزیع درآمد و مخارج مصرفی در طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۸ بررسی شد. برای اندازه‌گیری نابرابری از شاخص واریانس لگاریتم‌ها و از ضریب جینی استفاده شد. نتایج نشان می‌دهند که:

الف- در طی دوره مورد بررسی نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی گروه‌های ده‌گانه درآمدی کشور افزایش یافته‌است؛

ب- ارتباط معناداری بین نابرابری مخارج مصرفی و نابرابری درآمدی وجود دارد؛

پ- تمامی نوسانات و پراکندگی‌های توزیع درآمد به توزیع مخارج مصرفی منتقل نمی‌شود. به عبارت دیگر، مخارج مصرفی خانوارها کمتر تحت تاثیر نوسانات و پراکندگی‌های درآمدی قرار می‌گیرد.

نتایج نشان می‌دهند که مقدار پراکندگی و نوسانات مخارج مصرفی کمتر از نوسانات و پراکندگی‌های درآمدی می‌باشد. بنابراین، مخارج مصرفی در قبال درآمد از رفتار با ثبات‌تری برخوردار است و کمتر تحت تاثیر نوسانات و پراکندگی‌های درآمدی قرار می‌گیرد. علت این موضوع در رفتار مصرفی خانوارها ریشه دارد. بدین معنی که خانوارها با رفتارهایی چون قرض کردن و یا پس‌انداز منفی، رفتار مصرفی خود را در اکثر مواقع، در برابر تکانه‌های پیش‌بینی نشده درآمدی یکنواخت نگه می‌دارند. این اقدام خانوارها باعث می‌شود که آنها از نوعی رفتار "خود بیمه‌ای" برخوردار باشند. تاثیر کلی این رفتار بر روی مخارج مصرفی آن است که در طول زمان مخارج مصرفی نسبت به درآمد دارای ثبات بیشتری است.

پس، قرض کردن و امکان برداشت از پس‌انداز، افراد را قادر می‌سازد تا کمتر تحت تاثیر تکانه‌های درآمدی قرار گیرند. بر این اساس، مشاهده می‌شود که نابرابری مصرف و نابرابری

درآمدی رفتار متقارنی ندارند. به بیان دیگر تنها بخشی از نوسانات ایجاد شده در توزیع درآمد - که به صورت نابرابری درآمدی ظاهر می شوند - به توزیع مخارج مصرفی انتقال می یابند.

References:

- 1- Atkinson, Anthony, B., (1970): “**On the Measurement of Inequality**”, *Journal of Economic Theory*, 2(3): 244-263.
- 2- Baltaji, B. H., (2005): *Econometric Analysis of Panel Data*, Third Edition, UK, John Wiley & Sons.
- 3- Blundell, R. & L. Pistaferri, (2003): “**Income Volatility and Household Consumption: The Impact of Food Assistance Programs**”, *Journal of Human Resources*, 38: 1032-1050.
- 4- 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/workingpapers/wpo427.pdf>).
- 5- 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.
- 6- Branson, William, H., (2007): *Macroeconomic Theory and Policy*, Translated by A. Shakeri, Tehran: Nashrenay Press (In Persian).
- 7- Breusch, T.S. & A.R. Pagan, (1979): “**A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation**”, *Econometrica*, Journal of the Econometric Society, 47(5): 1287-1294.
- 8- Cutler, D. & L. Katz, (1991): “**Rising Inequality? Change in the Distribution of Income and Consumption in the 1980s**”, *American Economic Review*. 82(2): 546-551.
- 9- Cowell, Frank A., (2000): *Measuring Inequality*, Third Edition, UK. Sticerd.lse.
- 10- Duygan, Burcu & Guner Nezi, (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.
- 11- 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.
- 12- Gujarati, Damodar N., (2004): *Basic Econometrics*, Translated by H. Abrishami, Tehran: University of Tehran Press, (In Persian).
- 13- Hardi, Kaddour, (2000): “**Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data**”, *Econometric Journal*, 3:148-161.
- 14- Im, Kyung So, M. Hashem Pesaran, & Yongcheol Shin, (2003): “**Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels**”, *Journal of Econometrics*, 115(1): 53-74.

- 15- Johnson, David & Stephanie Shipp, (1997): “**Trends in Inequality Using Consumer Expenditures: The U.S. from 1960 to 1993**”, *Review of Income and Wealth*, 43(2): 215-226.
- 16- 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.
- 17- Kagan, Abram & Lawrence Shepp, (1998): “**Why the Variance?**”, *Statistics & Probability Letters*, 38(4): 329-333.
- 18- Kao, C., (1999): “**Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data**”, *Journal of Econometrics*, 90: 1-44.
- 19- Kaplow, Louis, (2002): “**Why Measure Inequality?**” The Harvard John M. Olin *Discussion Paper Series*: Paper No. 386: 3-9.
http://www.law.harvard.edu/programs/olin_center/
- 20- Keane, Michael & Eswar Prasad, (1999): “**Consumption and Income Inequality in Poland During the Economic Transition**”. *IMF staff papers, Working Paper No. 99/14*, pp.1-49.
- 21- 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*, 13(3):1004-1007.
- 22- Krueger, Drik & Fabrizio Perri, (2005): “**Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality?**” *Working Paper, 2005\15*. Center for financial studies.
- 23- Leser, C. E.V., (1963): “**Forms of Engel Function**”, *Econometrica*, 31: 694-703.
- 24- Palley, Thomas I., (2005): “**Relative Permanent Income and Consumption: A Synthesis of Keynes, Duesenberry, Friedman, and Modigliani and Brumbergh**”.
http://www.thomaspalley.com/docs/research/Modigliani_RPIJEBO.pdf
- 25- Pendakur, Krishna, (1998): “**Changes in Canadian Family Income and Family Consumption Inequality Between 1978 and 1992**”, *Review of Income and Wealth*, 44 (2): 259-283.
- 26- Ram, R., (1990): “**Educational Expansion and Schooling Inequality: International Evidence and Some Implications**”, *Review of Economics and Statistics*, 72(2): 266-273.
- 27- Sen, A., (1973): *On Economic Inequality*, Oxford: Oxford University Press.
- 28- Varian, Hal R., (2001); *Intermediate Microeconomics A Modern Approach*, Translated by J. Pourmoghim, Tehran: Nashreney Press (In Persian).
- 29- Zaidi, M. A. & K. De Vos, (2001): “**Trends in Consumption-Based Poverty and Inequality in the European During the 1980s**”, *Journal of Population Economics*, 14(2): 367-390.

Received: Apr 7 2010

Accepted: Sep 11 2010