

بررسی تأثیر شوک‌های موقت و دائمی درآمد بر مصرف خانوار در ایران با استفاده از روش بلانچارد-کوا^۱

محمد مولایی*

استادیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا، mowlaei.mohammad@gmail.com

عدی علی

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا، odayali83@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۳/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۶/۲۳

چکیده

شوک‌های موقت و دائمی درآمد مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده مصرف خانوار به حساب می‌آیند. بر اساس فرضیه درآمد دائمی، مصرف خانوار همواره به شوک‌های دائمی درآمد در مقایسه با شوک‌های موقت بیشتر عکس‌العمل نشان می‌دهد. در این مطالعه از تکنیک بلانچارد-کوا برای تجزیه شوک‌های درآمد به موقت و دائمی و از مدل خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) جهت بررسی اثر این دو جزء تکانه بر مصرف خانوارهای ایرانی طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۳ استفاده شده است. نتایج تخمین مدل تحقیق، فرضیه درآمد دائمی را در ایران تأیید می‌کند که بر اساس آن، در طول دوره مورد بررسی، مصرف خانوار تقریباً به‌طور کامل توسط شوک‌های دائمی درآمد توضیح داده می‌شود، در حالی که نسبت به شوک‌های موقت حساسیتی از خود نشان نمی‌دهد.

واژه‌های کلیدی: شوک‌های موقت و دائمی درآمد، مصرف خانوار، روش بلانچارد-کوا، مدل خود رگرسیونی برداری ساختاری (SVAR).

طبقه‌بندی JEL: E21, D11, C32

^۱ این مقاله مستخرج از پایان‌نامه دکتری عدی علی به راهنمایی دکتر محمد مولایی می‌باشد.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

تئوری مصرف خانوار یکی از مباحث مهم اقتصاد خرد است که در آن رفتار مصرف‌کننده برای به حداکثر رسانیدن مطلوبیت با توجه به درآمد محدود و قیمت معین کالاها مورد مطالعه قرار می‌گیرد. یکی از مباحث مهم در تئوری مصرف خانوارها، مطالعه رفتار مصرفی آنها در شرایط رکود و رونق و عکس‌العمل آنها در برابر شوک‌های اقتصادی می‌باشد. خانوارها برای ثابت نگه‌داشتن مصرف دائمی خود، اقدام به حفظ درآمد دائمی‌شان با استفاده از پس‌اندازهای احتیاطی و حتی استقراض از بازارهای مالی، نموده و سعی دارند بر شوک‌های اقتصادی فائق آیند. در بسیاری از کشورهای در حال توسعه و نوظهور با توجه به بازارهای مالی ناقص و محدودیت‌های اعتباری و نقدی، همچنین ضعیف بودن عملکرد نهادهای اقتصادی، به همراه مناسبات اقتصادی در سطح بین‌المللی از قبیل بحران‌های اقتصادی و مالی و شوک‌های بازار نفت، نااطمینانی‌های ناشی از این مناسبات افزایش یافته و خانوارها به خصوص خانوارهایی را که در طبقه متوسط و پایین توزیع درآمد قرار دارند، در معرض نوسانات شدید درآمدی قرار می‌دهد. بنابراین، در شرایط اقتصادی نامساعد از قبیل تغییرات ساختاری مداوم، وجود مخاطره اخلاقی و اطلاعات نامتقارن، فرض بیمه کامل مصرف به ازای اجزای موقت و دائمی شوک‌های درآمدی نقض می‌شود (کاسادو^۱، ۲۰۱۱) و این بدان معنی است که مصرف خانوارها به طور کامل در برابر شوک‌های اقتصادی محافظت نمی‌شود.

هنگامی که محدودیت بودجه خانوار دچار اختلال ناشی از تغییرات در حجم نقدینگی، پرداخت‌های انتقالی، افزایش تورم یا کاهش ارزش حقیقی ثروت و دارایی‌ها و غیره شود، آنگاه انتظارات خانوارها در مورد نوع و درجه ماندگاری تغییرات درآمدی که به صورت شوک‌ها رخ می‌دهد، می‌تواند مصرف و سطح رفاه خانوار را تحت تأثیر قرار دهد. در زمینه بررسی اثر شوک‌های درآمد خانوار بر رفتار مصرفی خانوارها مطالعات مختلفی انجام شده است. برخی از این مطالعات، بین تغییرات قابل پیش‌بینی و غیرقابل پیش‌بینی درآمد تفاوت قائل شده‌اند. به طوری که برای شوک‌های قابل پیش‌بینی اغلب شواهد تجربی نشان می‌دهند که برخلاف فرضیه چرخه زندگی و مدل درآمد دائمی، مصرف خانوارها به تغییرات پیش‌بینی شده درآمد عکس‌العمل نشان می‌دهد که ممکن است به صورت تصادفی و موقت، ناشی از تغییرات در سیاست مالی همچون تغییراتی در حقوق و

^۱ Casado

دستمزدهای ماهانه و تأمین اجتماعی (پارکر^۱، ۱۹۹۹؛ کوانگ^۲، ۲۰۱۳؛ نی و سئول^۳، ۲۰۱۴)، پرداخت مزایای بازنشستگی (ستفن جونیور و انایاما^۴، ۲۰۱۱؛ حماقی^۵، ۲۰۱۳)، تخفیف‌های مالیاتی از پیش اعلام‌شده (جانسن و همکاران^۶، ۲۰۰۱؛ سلیس^۷، ۱۹۹۹، ۲۰۰۲) و نیز در برنامه‌های پرداخت پاداش (هوری و شیمیزوتانی^۸، ۲۰۱۲) باشند و یا اینکه این تغییرات می‌توانند منظم (دوره‌ای) و بزرگ از قبیل شوک‌های درآمدی ناشی از تغییرات فصلی که اثر قابل توجهی بر الگوی مصرفی خانوار ندارند، باشند (پاکسن^۹، ۱۹۹۳). از طرف دیگر شوک‌های غیر منتظره درآمد، همچون از دست دادن شغل، بیماری (کوچران^{۱۰}، ۱۹۹۱)، ناتوانی، جابجایی (استیفن^{۱۱}، ۲۰۰۱) اغلب به اجزای موقت و دائمی تفکیک می‌شوند^{۱۲}، که بر طبق مدل درآمد دائمی مصرف، خانوارها بیشتر به جزء دائمی و کمتر به جزء موقت شوک، حساسیت نشان می‌دهند. به عبارت دیگر، خانوار تمایل به پس‌انداز کامل شوک موقت مثبت درآمد را دارد. اما جزء دائمی آن را به طور کامل خرج مصرف کالاها و خدمات روزمره می‌نماید. اگر چه خانوارها قادر به تشخیص میان شوک‌های موقت و دائمی درآمد هستند، اما از لحاظ اقتصادسنجی، تفکیک این شوک‌ها دشوار است (پیستافری^{۱۳}، ۲۰۰۱). برای تجزیه شوک‌های موقت و دائمی یک متغیر، تکنیک بلانچارد-کوا^{۱۴} شهرت بیشتری میان مطالعات و بررسی‌های تجربی دارد. منطق استفاده از این روش روش آن است که پس از معرفی کردن فرایند گام تصادفی و میانگین متحرک متغیر، یک

^۱ Parker

^۲ Cuong

^۳ Ni and Seol

^۴ Stephens Jr. and Unayama

^۵ Hamaaki

^۶ Johnson et al.

^۷ Souleles

^۸ Hori and Shimizutani

^۹ Paxson

^{۱۰} Cochrane

^{۱۱} Stephens

^{۱۲} درآمد دائمی، درآمدی است که از محل کار خانوار و یا از محل عواید ناشی از سرمایه‌گذاری‌های مختلف به دست می‌آید و تقریباً روند باثباتی داشته و امکان برنامه‌ریزی بر روی آن وجود دارد. درآمد موقت درآمدی است که تحصیل آنها قابل پیش‌بینی نیست و عموماً تداوم هم ندارد (دریافت پاداش‌ها، برنده شدن در قرعه‌کشی‌ها و غیره).

^{۱۳} Pistaferri

^{۱۴} Blanchard-Quah Method

سری از قیود بر شوک‌های موقت درآمد لحاظ می‌شود که بر اساس آنها، شوک‌های موقت اثر بلندمدت بر درآمد ندارند. اما شوک‌های دائمی، دارای اثر بلندمدت بر درآمد هستند (اندرس، ۱۳۹۱).

در ایران اغلب مطالعات انجام شده در زمینه مصرف خانوار، به برآورد تابع مصرف بر اساس تئوری کینز و فریدمن پرداخته‌اند. برخی از مطالعات دیگر به تحلیل رفتار مصرفی خانوار شهری و روستایی به ازای تغییرات قیمت در حوزه توابع تقاضا محدود بوده‌اند. اما در مورد شناسایی میزان تأثیر شوک‌های درآمد خانوار بر مصرف مطالعات قابل توجهی انجام نشده است. بنابراین، تحقیق حاضر به دنبال بررسی اثر شوک‌های موقت و دائمی درآمد، بر مصرف خانوار می‌باشد. شناسایی میزان اثرگذاری نوسانات درآمدی بر مصرف خانوار، در راستای ارزیابی پیامدهای ناشی از اصلاح سیاست‌هایی که منابع درآمدی خانواده را تحت تاثیر قرار می‌دهد، از قبیل سیاست‌های مالیاتی، قوانین اصلاح قیمتی و بازار کار و نیز در راستای هدفمندسازی یا بهبود کارایی سیاست حمایتی دولت، برای حفظ و ارتقای سطح رفاه خانوارها در کشورهای در حال توسعه و حتی کشورهای توسعه یافته، برای اقتصاددانان و برنامه‌ریزان رفاه اقتصادی حائز اهمیت مضاعف می‌باشد.

ساختار مطالعه حاضر به این صورت است که در بخش دوم به ارائه مبانی نظری و در بخش سوم به مطالعات تجربی انجام گرفته داخلی و خارجی پرداخته می‌شود. در بخش چهارم نیز با به کارگیری روش بلانچارد-کوا جهت تجزیه شوک‌های درآمدی به دو جزء موقت و دائمی، اثر آن با استفاده از مدل خود توضیح برداری ساختاری^۱ (SVAR) بر مصرف خانوار در ایران برای دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۳ مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد، همچنین در بخش آخر نیز جمع بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲- ادبیات موضوع

۱-۲- مبانی نظری

یکی از رایج‌ترین مباحث در میان اقتصاددانان که دارای سابقه‌ای طولانی در علم اقتصاد است، ارزیابی و اندازه‌گیری میزان مصرف و همچنین پاسخ به این پرسش است که چگونه شوک‌های اقتصادی و تکانه‌های درآمدی، مخارج خانوارها را تحت تأثیر قرار می‌دهند، زمانی که کینز «تئوری عمومی مصرف» خود را پس از رکود معروف دهه ۱۹۳۰ مطرح کرد، مصرف را به صورت یک ضریب ثابت از درآمد همراه با عرض از مبدأ تعریف نمود.

^۱ Structural Vector Auto-regression

در تابع مصرف کینز وقتی درآمد افزایش می‌یابد خانوارها تمایل دارند درصد کاهنده‌ای از آن را صرف مصرف نمایند. وی ثابت کرد که وقتی درآمد نسبت به سطح قبلی خود کاهش می‌یابد، خانوارها با کاهش ندادن مصرف خود به تناسب کاهش درآمد، از استانداردهای مصرفی خود حمایت می‌کنند. بنابراین میل نهایی به مصرف کمتر از میل متوسط به مصرف است به طوری که با افزایش درآمد، میل متوسط به مصرف کاهش می‌یابد. اقتصاددانان کینزی معتقد هستند که مصرف اساساً به درآمد وابسته است اما تحقیقات وسیعی درباره مصرف در دهه ۱۹۵۰ این دیدگاه را زیر سؤال برده و نشان دادند که خانوارها بیشتر بر مبنای ثروت‌شان میزان مخارج خود را معین می‌کنند که فریدمن^۱ (۱۹۵۷) از آن به عنوان درآمد دائمی یاد می‌کند.

در فرضیه درآمد نسبی دوزنبری^۲ (۱۹۴۹) مصرف جاری خانوارها نه تنها به درآمد آنها بلکه به مخارج مصرفی سایر خانوارها نیز بستگی دارد. همچنین مصرف جاری خانوارها تابع درآمد جاری و نسبت درآمد جاری به بالاترین درآمد سال قبل است. آندو و مودیگلیانی^۳ (۱۹۵۴) در فرضیه مصرف دوران زندگی^۴، پیشنهاد دادند که مصرف حقیقی نه تنها به درآمد جاری ناشی از کار بلکه به خالص ثروت حقیقی خانوارها در دوران زندگی بستگی دارد. آنها معتقد هستند که رفتار مشاهده شده مصرف‌کننده، نتیجه تلاش عقلایی او در جهت حداکثر کردن مطلوبیت طول عمر، از طریق تخصیص درآمد دوران زندگی به یک الگوی بهینه‌ای از مصرف در طول زندگی است (عاقلی و امامقلی پور، ۱۳۹۱). در فرضیه درآمد دائمی^۵ (PIH) فریدمن (۱۹۵۷)، خانوارها به ازای شوک‌های درآمدی همواره به دنبال هموارسازی مصرف بین دوره‌ای خود هستند. در این نظریه، درآمد Y به دو جزء دائمی Y_p و موقت Y_t و مصرف C نیز به دو جزء دائمی C_p و موقت C_t تفکیک می‌شود:

$$Y = Y_p + Y_t \quad (۱)$$

$$C = C_p + C_t \quad (۲)$$

مصرف دائمی در رابطه (۳) عبارت است از:

$$C_p = k(r, z)Y_p \quad (۳)$$

^۱ Friedman

^۲ Duesenberry

^۳ Modigliani and Ando

^۴ Life-cycle hypothesis of consumer behavior

^۵ Permanent Income Hypothesis

$k(r,z)$ عبارت از میل متوسط یا نهائی به مصرف نسبت به درآمد دائمی است که تحت تأثیر نرخ بهره (r) و سلیقه و ترجیحات (z) است (مهیر^۱، ۲۰۰۴). موضوع اصلی این فرضیه این است که خانوارها تمایل دارند درآمدهای موقت مثبت را جهت هموارسازی^۲ شوک‌های موقت منفی پس‌انداز کنند یا آن را برای خرید کالاهای بادوام استفاده نمایند. به طوری که در بلندمدت مجموع درآمدهای موقت صفر شده و درآمد اندازه‌گیری شده خانوار برابر درآمد دائمی است. بنابراین خانوارها مصرف دائمی خود را بر اساس درآمد دائمی پایه‌گذاری می‌نمایند و به شوک‌های موقت درآمد هیچ عکس‌العملی نشان نمی‌دهند (نوتن و کرومبرهگی^۳، ۲۰۱۲).

هال^۴ (۱۹۷۸) بیان می‌کند که خانوارهای عقلایی درآمد دائمی و ثروت خود را در طول دوره زندگی به نحوی توزیع می‌کنند که مصرف خود را یکنواخت نمایند. آنها در هر دوره به مقدار یکسان مصرف می‌کنند. به طوری که میزان مصرف دوره آتی بر حسب مقادیر مصرف فعلی برآورد می‌شود. به عبارت دیگر، بهترین برآورد درمورد مصرف آتی، مصرف دوره جاری است. بر اساس فرضیه گام تصادفی هال^۵ مصرف تنها زمانی تغییر می‌کند که تغییرات و شوک‌های درآمدی پیش‌بینی نمی‌شوند. به عبارت دیگر وقتی یک شوک تصادفی (سیاست پیش‌بینی نشده) به درآمد دائمی وارد می‌شود، میزان مصرف دائمی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بر همین اساس مصرف از الگوی گام تصادفی تبعیت می‌کند (لنگوپرادو و سرنسن^۶، ۲۰۰۸).

فلاوین^۷ (۱۹۸۱) فرضیه درآمد دائمی را در چهارچوب مدل خود رگرسیون میانگین متحرک^۸ (ARMA) آزمون نمود و به این نتیجه رسید که درآمد جاری نقش مهم‌تری در تبیین مسیر زمانی مصرف در مقایسه با درآمد دائمی دارد. هال و میشکین^۹ (۱۹۸۲) نشان دادند که هرچند شوک‌های دائمی درآمد اثر قابل توجهی در تبیین تغییرات مصرف

^۱ Meghir

^۲ Smoothing

^۳ Notten and Crombrughe

^۴ Hall

^۵ Random Walk hypothesis Hall

^۶ Luengo-Prado and Sørensen

^۷ Flavin

^۸ Autoregressive Moving-average Model

^۹ Hall and Mishkin

خانوارها دارد، اما به دلیل محدودیت نقدینگی، شوک‌های موقت درآمد نیز به طور معنی‌داری بر مصرف مؤثر هستند. کمپل و منکیو^۱ (۱۹۸۹) استدلال می‌کنند که خانوارها رفتار مصرفی خود را نه به سطح درآمد دائمی بلکه به سطح درآمد جاری ارتباط می‌دهند به طوری که آنها همواره نسبت ثابتی از درآمد جاری‌شان را خرج می‌کنند. دیتون^۲ (۱۹۹۲) معتقد است که مصرف‌کنندگان تمایل به دنبال کردن درآمد دائمی دارند، اما به خاطر وجود بازارهای مالی ناقص، آنها توانایی قرض گرفتن را ندارند و این بیان می‌کند که چرا خانوارها درآمد جاری و نه درآمد دائمی را در نظر گرفته و دنبال می‌کنند. کارول^۳ (۱۹۹۴) نشان می‌دهد که به دلیل وجود ترس از بیکاری و بی‌شغلی، انگیزه‌های پس‌انداز احتیاطی می‌تواند منجر به حساسیت بیشتر به سمت تغییرات درآمد انتظاری شود. این رفتار به عنوان نتیجه ممکن ناشی از مدل بافر سهام^۴ تفسیر می‌شود. مدلی که در آن مصرف‌کنندگان با محدودیت اعتباری مواجه‌اند و سعی دارند تا با رسیدن به سطح مورد هدف از پس‌انداز نقدینگی، به عدم اطمینان ناشی از درآمدهای آینده عکس‌العمل نشان دهند. ژاپلی و پیستافری^۵ (۲۰۱۰) در یک مطالعه مقایسه‌ای استدلال می‌کنند که مصرف به شوک‌های دائمی درآمد به میزان بیشتر نسبت به شوک‌های موقت واکنش نشان می‌دهد. به هر حال در چند سال اخیر مطالعات زیادی فرضیه درآمد دائمی فریدمن را مورد آزمون قرار داده و به نتایج متفاوتی رسیده‌اند.^۶

۲-۲- پیشینه تجربی

فالک و لی^۷ (۱۹۹۱) با استفاده از داده‌های درآمد و مصرف سرانه آمریکا برای دوره ۱۹۸۹-۱۹۴۷ به آزمون فرضیه درآمد دائمی بر پایه روش بلانچارد-کوا پرداخته و برای این منظور شوک‌های درآمد را به وسیله تکنیک مزبور به موقت و دائمی تفکیک کرده و با اعمال قید بلانچارد-کوا روی مدل (VAR) اثر شوک‌ها را بر مصرف سرانه برآورد نمودند. نتایج نشان

^۱ Campbell and Mankiw

^۲ Deaton

^۳ Carroll

^۴ Buffer stock

^۵ Japelli and Pistaferri

^۶ از جمله مهم‌ترین این مطالعات می‌توان به مطالعات (Stillman (2001), DeJuanet al. (2004), Manitsaris (2006), Alimi (2015) و Khan et al. (2015) اشاره کرد.

^۷ Falk and Lee

می‌دهد که تغییرات مصرف بیشتر توسط شوک‌های دائمی درآمد توضیح داده می‌شود. اما شوک‌های موقت درآمد به طور قابل توجهی میزان پس‌انداز را تحت تأثیر قرار می‌دهند. بیلجیلی^۱ (۲۰۰۷) با استفاده از یک الگوی (VAR) و قید بلانچارد-کوا، اثر شوک‌های دائمی و موقت درآمد بر مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ترکیه را طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۸۷ بررسی کرده و نشان دادند که شوک‌های دائمی درآمد سهم بالایی از واریانس مصرف را توجیه می‌کنند. بلاندل و همکاران^۲ (۲۰۰۸) در مطالعه خود از طریق بررسی ارتباط بین نابرابری درآمدی و نابرابری مصرف به شناسایی درجه بیمه مصرف خانوارها در قبال شوک‌های موقت و دائمی درآمد برای ایالات متحد در طی سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۹۲ پرداختند. نتایج برآورد روش حداقل فاصله وزنی مورب^۳ (DWMD) حاکی از آن است که ۱۰ درصد شوک دائمی در درآمد باعث ۶/۴ درصد تغییرات دائمی در مصرف خانوارها می‌شود. همچنین بیمه کامل مصرف به ازای شوک‌های موقت درآمد و بیمه ناقص به ازای شوک‌های دائمی درآمد عمل می‌کند.

هانگ و همکاران^۴ (۲۰۰۸) با استفاده از مدل نوسان تصادفی رژیم سوئیچینگ^۵ (IRS) اقدام به استخراج شوک‌های دائمی و موقت درآمد شخصی قابل تصرف ناشی از کار و بررسی اثر آن بر مصرف واقعی خانوارها در آمریکا طی سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۵۹ نمودند. در این مدل عکس‌العمل مصرف به شوک‌های درآمد تحت تأثیر این امر قرار دارد که این شوک‌ها چه زمانی و در کجا اتفاق افتاده و تا چه موقعی ادامه دارند (پیش‌بینی نوسانات). نتایج مطالعه نشان می‌دهد مصرف به میزان قابل توجهی کمتر از مقادیر پیش‌بینی شده برای شوک دائمی درآمد و به میزان برابر با مقادیر پیش‌بینی شده برای شوک موقت درآمد در فرضیه درآمد دائمی فریدمن، واکنش نشان می‌دهد.

شیروانی و ویلبراتی^۶ (۲۰۰۹) در بررسی اثر شوک‌های موقت و دائمی درآمد بر مصرف کل در بازه زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۰ برای پنج کشور صنعتی (کانادا، فرانسه، ایتالیا، بریتانیا و ایالات متحده آمریکا) پرداختند. آنها از رویکرد روندزدایی تصادفی چند متغیره^۷ (MSDA)

^۱ Bilgili

^۲ Blundell et al.

^۳ Diagonally Weighted Minimum Distance Method

^۴ Huang et al.

^۵ Innovation Regime-switching Model

^۶ Shirvani and Wilbratte

^۷ Multivariate Stochastic De-trending Approach

جهت تجزیه متغیرها به روند تصادفی (جزء دائمی) و چرخه (جزء موقت) و از روش حداقل مربعات معمولی پویا^۱ (DOLS) برای بررسی اثر شوک دائمی و موقت درآمد بر مصرف پنج کشور مزبور استفاده نمودند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد مصرف تحت تأثیر جزء دائمی درآمد قرار داشته و با جزء موقت آن هیچ‌گونه همبستگی ندارد. به طوری که رفتار مصرفی در این پنج کشور صنعتی کاملاً با فرضیه درآمد دائمی سازگار است.

ژاپلی و پیستافری^۲ (۲۰۱۰) با این فرض که درآمد دارای فرایند خودرگرسیون با میانگین متحرک است به بررسی میزان هموارسازی مصرف خانوارها به ازای شوک‌های پیش‌بینی نشده درآمد با استفاده از روش حداقل مربعات غیر خطی و سری‌های زمانی مربوط به درآمد، ثروت و مصرف خانوارهای ایتالیایی طی سال‌های ۱۹۸۷-۲۰۰۶ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که مصرف خانوارها نسبت به شوک‌های دائمی حساسیت بیشتری در مقایسه با شوک‌های موقت درآمد از خود نشان می‌دهد. کاسادو^۳ (۲۰۱۱) با پیروی از روش مطالعه بلاندل و همکاران (۲۰۰۸)، میزان انتقال شوک‌های موقت و دائمی بر مصرف خانوارهای اسپانیایی در دوره زمانی ۱۹۹۵-۱۹۸۹ را برآورد کرد. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که بیمه کامل برای شوک‌های موقت درآمد و بیمه ناقص (جزئی) برای شوک دائمی برای برخی اقلام مصرفی خانوارها وجود دارد، به طوری که ۱۰ درصد شوک دائمی درآمد منجر به تغییرات دائمی در مصرف به میزان ۴/۸ درصد می‌شود. کاک و همکاران^۴ (۲۰۱۶) به بررسی اثر شوک‌های دائمی و موقت درآمد بر مصرف خانوارهای کشور استونی، با استفاده از داده‌های پرسشنامه بودجه این کشور برای دوره زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۲ پرداختند. هدف آنها شناسایی و تجزیه درآمدهای دائمی و موقت از یکدیگر بود. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که مصرف خانوارها بیشتر به شوک‌های دائمی درآمد عکس‌العمل نشان می‌دهد و شوک‌های موقت درآمد اثرات چندانی بر مصرف ندارند. در مطالعات انجام شده داخلی، بررسی‌های سابقه پژوهش نشان می‌دهند که مطالعه مستقیمی پیرامون بررسی تأثیر شوک‌های درآمد بر مصرف خانوار انجام نشده و اغلب مطالعات به برآورد تابع مصرف در چارچوب مدل‌های کینزی، فریدمن و مودیگیلیانی پرداخته‌اند که شامل مطالعات زراء نژاد (۱۳۸۲)، فخرایی و منصوری (۱۳۸۷) و (۱۳۸۸)،

^۱ Dynamic Least Squares

^۲ Japelli and Pistaferri

^۳ Casado

^۴ Kukuk et al.

روشن و همکاران (۱۳۹۲)، یزدان وسینا^۱ (۲۰۱۳)، زراء نژاد و همکاران^۲ (۲۰۱۱)، می‌باشد. در این مطالعات از روش‌ها و تکنیک‌های مختلف اقتصادسنجی از قبیل (روش حداقل مربعات معمولی^۳ (OLS)، مدل تصحیح خطا^۴ (VECM) و مدل خود رگرسیون توضیحی با وقفه توزیعی^۵ (ARDL)) برای برآورد میل نهایی به مصرف استفاده شده و نتایج متفاوتی نیز حاصل شده است. از جمع‌بندی مطالعات انجام یافته خارجی و داخلی می‌توان بیان کرد که در زمینه بررسی اثر شوک‌های درآمد به تفکیک موقت و دائمی بر مصرف خانوارها در خارج از کشور تعداد کمی از مطالعات انجام پذیرفته است و در مطالعات داخلی به چنین موضوعی پرداخته نشده است. لذا انجام این مطالعه از حیث بررسی این موضوع برای اولین بار به صورت تجربی با استفاده از روش بلانچارد-کوا و مدل خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) در ایران حائز اهمیت در سیاست‌گذاری‌های مربوط به رفتار مصرف‌کنندگان بوده و نسبت به مطالعات پیشین دارای نوآوری است.

۳- روش تحقیق

بلانچارد و کوا (۱۹۸۹) در مطالعه خود روشی برای تجزیه یک سری زمانی مانند GNP به اجزای موقت و دائمی را پیشنهاد نموده‌اند. در حقیقت این روش مبتنی بر ایجاد قیدی بر طبق تئوری اقتصادی است. برای حصول این هدف، ابتدا یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) را تشکیل دادند. مزیت اصلی این مدل، توانایی آن در بررسی روابط پویا بین متغیرهای مورد نظر است. مدل خود توضیحی برداری که توسط سیمز^۶ (۱۹۸۰) پیشنهاد شده شامل سیستمی از معادلات است که در آن همه متغیرها برون‌زا در نظر گرفته می‌شوند و هر کدام از این متغیرها به صورت ترکیب خطی از مقادیر با وقفه خود و دیگر متغیرهای موجود در سیستم نوشته می‌شوند. فرم عمومی مدل خود توضیحی برداری دو متغیره به شکل رابطه زیر است:

$$X_t = A(L)X_{t-1} + u_t \quad (4)$$

^۱ Yazdan and Sina

^۲ Zarra-Nezhadet al.

^۳ Ordinary Least Squares

^۴ Vector Error Correction Model

^۵ Autoregressive Distributed Lag Model

^۶ Sims

که بردار ستونی مقادیر Y_t و C_t ، $A(L)$ ماتریس 2×2 که عناصر آن را چندجمله‌ای $A_{ij}(L)$ تشکیل می‌دهد، و بردار ستونی 2×1 مقادیر $u_{1,t}$ و $u_{2,t}$ که غیرقابل مشاهده می‌باشند. برای تشخیص بهتر مسأله، سیستم دو متغیره زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$C_t = \sum_{i=1}^k a_{11} C_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_{12} Y_{t-1} + u_{1,t} \quad (5)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^k a_{21} C_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_{22} Y_{t-1} + u_{2,t} \quad (6)$$

در این الگو C_t و Y_t مانا بوده، $u_{1,t}$ و $u_{2,t}$ جملات اختلال نوفه سفید با واریانس ثابت بوده و مستقل از یکدیگر هستند. ساختار سیستم فوق به گونه‌ای است که در آن امکان تأثیرگذاری هر یک از دو متغیر بر دیگری فراهم است. به عبارت دیگر در الگوی دو متغیره می‌توان چنین فرض کرد که روند زمانی Y_t متأثر از مقادیر حال و گذشته C_t باشد و روند زمانی C_t نیز از مقادیر حال و گذشته Y_t تأثیر پذیرد. سیستم معادلات (۵) و (۶) با استفاده از جبر ماتریسی به صورت فشرده به نحوه ذیل نوشته می‌شود:

$$\begin{bmatrix} C_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

با فرض عدم وجود جزء ثابت، نمایش میانگین متحرکی دو متغیره^۱ (BMA) دنباله‌های C_t و Y_t به صورت زیر می‌باشد (اندرس، ۱۳۹۱):

$$C_t = \sum_{i=-\infty}^{\infty} c_{11}(i) \varepsilon_{1t-i} + \sum_{i=-\infty}^{\infty} c_{12}(i) \varepsilon_{2t-i} \quad (8)$$

$$Y_t = \sum_{i=-\infty}^{\infty} c_{21}(i) \varepsilon_{1t-k} + \sum_{i=-\infty}^{\infty} c_{22}(i) \varepsilon_{2t-i} \quad (9)$$

سیستم فوق می‌تواند به صورت خلاصه‌تر تبیین گردد:

$$\begin{bmatrix} C_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(L) & c_{12}(L) \\ c_{21}(L) & c_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (10)$$

^۱ Bivariate Moving Average

$C_{ij}(L)$ چند جمله‌ای بر حسب عملگر وقفه L است. ضرایب این چند جمله‌ای با $C_{ij}(i)$ نشان داده می‌شود. نکته اساسی در اینجا آن است که پسماندهای مدل VAR یعنی $u_{1,t}$ و $u_{2,t}$ ترکیبی از اختلالات خالص ε_{1t} و ε_{2t} می‌باشند که این جملات اختلال مستقل نوفه سفید بوده و واریانس هر دو آنها نیز ثابت است. تأثیر تراکمی یک واحد تغییر در ε_{1t} بر Y_t عبارت از $C_{12}(L) = \frac{dY_t}{d\varepsilon_{1t}}$ است و تأثیر کلی یک تکانه در ε_{1t} بر روی دنباله Y_t توسط رابطه زیر نشان داده می‌شود:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \frac{dY_{t+i}}{d\varepsilon_{1t}} = \sum_{i=0}^{\infty} c_{21}(L)$$

فرض اساسی روش حاضر که شوک‌های موقت نباید تأثیر بلندمدت بر روی دنباله داشته باشند، به تعیین اختلالات ساختاری از مدل خودتوضیح برداری کمک می‌کند. به طوری که می‌توان معادله را حل کرد و ضرایب $C_{ij}(i)$ را به دست آورد. فرض مزبور به این معنا است که تأثیر تجمعی و در نتیجه تأثیر بلندمدت ε_{1t} بر Y_t برابر صفر می‌باشد. لذا ضرایب $C_{12}(i)$ مساوی صفر می‌باشد.

$$\sum_{i=0}^{\infty} C_{12}(i) = 0 \quad (11)$$

و از مقادیر به دست آمده برای دنباله ε_{2t} ، تغییرات دائمی در دنباله (Y_t) به صورت زیر بررسی می‌شوند (اندرس، ۱۳۹۱):

$$\Delta Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_{22}(i) \varepsilon_{2t-i} \quad (12)$$

برای شناسایی شوک‌های ساختاری غیر قابل مشاهده، باید قیود شناسایی را در مدل خودتوضیح برداری (VAR) اعمال کرد. در یک مدل خود توضیح برداری غیر مقید با (n) متغیر، ماتریس مربوطه دارای $\left(\frac{n^2-n}{2}\right)$ عنصر است که یک سیستم معادلات n معادله‌ای را تشکیل می‌دهد. این قید به مثابه یک ماتریسی مثلثی تشکیل می‌شود که عنصر $C_{12}(L)=0$ می‌باشد. با اعمال این قید و با استفاده از تجزیه چولسکی^۱ مبتنی بر ماتریس واریانس کوواریانس وزنی می‌توان مدل خود توضیح برداری ساختاری^۲ (SVAR) را از الگوی (VAR) تقلیل یافته شناسایی کرد و با استفاده از دنباله‌های ε_{1t} و ε_{2t} در مدل می‌توان به تحلیل توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس پرداخت.

^۱ Cholesky Decomposition

^۲ Structural Vector Autoregressive Model

تاکنون مطالعات تجربی زیادی از این روش برای بررسی اثر دائمی و موقت شوک‌های مختلف استفاده کرده‌اند که مهم‌ترین آنها کیتنگ^۱ (۲۰۱۳)، احمد و بنتیکاست^۲ (۲۰۱۲) و بشار^۳ (۲۰۱۲) برای تفکیک اثر شوک‌های طرف تقاضا و عرضه وارد بر سطح تولید (محصول) است. در ایران، اکبری فرد و کوشش (۱۳۸۸) جهت بررسی اثر تکانه‌های درآمدی بر تراز تجاری و مطالعه بنی اسدی و محسنی (۱۳۹۳) برای بررسی اثر شوک‌های بهره‌وری بر مصرف انرژی، روش مزبور را مورد استفاده قرار داده‌اند.

۴- معرفی داده‌ها و برآورد مدل و نتایج تحقیق

مطالعه حاضر با هدف بررسی اثر شوک دائمی و موقت درآمد بر روی مصرف خانوار با استفاده از روش بلانچارد-کوا و مدل خود توضیح برداری ساختاری^۴ (SVAR) در بازه زمانی ۱۳۵۳-۱۳۹۳ انجام گرفته است. برای این منظور از آمار متوسط هزینه مصرفی کل و درآمد کل یک خانوار که به صورت سالانه توسط مرکز آمار ایران به روش آمارگیری نمونه‌ای از طریق مراجعه به خانوارهای نمونه در نقاط شهری و روستایی منتشر می‌شود، استفاده شده است. از دیدگاه مرکز آمار ایران درآمد عبارت است از وجوه و ارزش پولی کالاها و خدماتی که در برابر کار انجام شده یا سرمایه به کار افتاده و یا از طریق منابع دیگری (حقوق بازنشستگی، درآمد حاصل از دارایی‌های، دریافتی‌های انتقالی و نظایر آن) به هر یک از اعضای خانوار تعلق گرفته باشد، و هزینه مصرفی عبارت از ارزش پولی کالاهای تهیه شده یا خدمت انجام شده توسط خانوار به منظور مصرف اعضاء و یا هدیه به دیگران، است. کالا یا خدمات تهیه شده می‌تواند از طریق خرید، تولید خانگی، در برابر خدمت، از محل کسب و مجانی، در اختیار خانوار قرار گیرد که به صورت پولی برآورد شده و جزو هزینه منظور می‌شود (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۳). لازم به ذکر است که همانند مطالعات موو^۵ (۲۰۰۶)، بلاندل و همکاران (۲۰۰۸) و نوتن و کرومبرهگی^۶ (۲۰۱۲)، در این تحقیق نیز جهت بررسی اثر شوک‌های درآمد بر مصرف خانوار، متغیرهای درآمد و مصرف خانوار به صورت لگاریتمی به ترتیب $\ln(Y_t)$ و $\ln(C_t)$ در نظر گرفته شده‌اند.

^۱ Keating

^۲ Ahmadand Pentecost

^۳ Bashar

^۴ Structural Vector Autoregressive Model

^۵ Mu

^۶ Notten and Crombrugge

برای انجام روش بلانچارد- کوا لازم است در مرحله اول، با توجه به اینکه داده‌های مورد مطالعه سری زمانی هستند، وضعیت مانایی متغیرها بررسی شود. یکی از آزمون‌های ایستایی، آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته^۱ است که در این تحقیق از آن استفاده می‌شود.

جدول (۱): آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

نتیجه	تفاضل مرتبه اول		نتیجه	سطح		متغیرهای مدل
	با عرض از مبدا و رند	با عرض از مبدا		با عرض از مبدا و روند	با عرض از مبدا	
مانا	-۵/۱۱	-۵/۰۴۴	نامانا	-۲/۵۸	۱/۱۹	آماره آزمون
	-۳/۵۳	-۲/۹۴		-۳/۵۴	-۲/۹۴	مقدار بحرانی
مانا	-۴/۷۱	-۱۴/۱۰	مانا	-۷/۴۷	-۴/۸۴	آماره آزمون
	-۳/۵۷	-۲/۹۴		-۳/۵۳	-۲/۹۴	مقدار بحرانی

منبع: نتایج تحقیق

آماره آزمون‌ها و مقادیر بحرانی در جدول (۱) نشان می‌دهند که متغیر لگاریتم درآمد در سطح مانا نبوده و دارای روند است. بنابراین می‌توان روش بلانچارد- کوا را به کار برد و تفاضل مرتبه اول آن در سطح اطمینان ۵ درصد مانا است. همچنین متغیر لگاریتم مخارج مصرفی خانوار در سطح مانا است. در مرحله دوم تعداد وقفه بهینه مدل تعیین می‌شود. بر اساس آزمون تعیین وقفه بهینه که در جدول (۲) ارائه شده، طبق معیار آکائیک^۲، شوارتز-بیزین^۳ و حنان-کوئین^۴ تعداد وقفه بهینه ۲ است.

جدول (۲): آزمون تعداد وقفه‌های بهینه

تعداد وقفه	معیار حنان-کوئیک (HQ)	معیار شوارتز-بیزین (SC)	معیار آکائیک (AIC)
۰	۵/۳۵۳۴۴۸۰	۵/۴۱۳۶۶۱	۵/۳۲۲۹۶۳
۱	-۱/۵۸۲۹۸۲	-۱/۴۰۲۴۴۱	-۱/۶۷۴۵۳۳
۲	-۱/۷۶۶۱۷۹*	-۱/۴۶۵۲۷۷*	-۱/۹۱۸۷۶۴*
۳	-۱/۵۵۷۶۳۶	-۱/۱۳۶۳۷۳	-۱/۷۷۱۲۵۵
۴	-۱/۵۵۹۱۴۳	-۱/۰۱۷۵۱۸	-۱/۸۳۳۷۹۵

منبع: نتایج تحقیق

^۱ Augmented Dicky Fuller

^۲ Akaike information criterion

^۳ Schwarz-bayesian-criterion

^۴ Hannan Quinn Criterion

در مرحله سوم جهت بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل از آزمون جوهانسون-جوسیلیوس^۱ استفاده می‌شود. در این روش آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی در جدول (۳) ارائه گردیده است. این نتایج فرض تکنیک بلانچارد-کوا که هم‌انباشتگی وجود ندارد (بنی اسدی و محسنی، ۱۳۹۳) را مورد تأیید قرار می‌دهد.

جدول (۳): نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس

Prob.	آزمون اثر		آزمون حداکثر مقدار ویژه		فرضیه صفر
	مقدار آماره	مقدار بحرانی	مقدار آماره	مقدار بحرانی	
۰/۰۶۷۰	۱۹/۳۱۷۲۴	۲۰/۲۶۱۸۴	۱۵۱۳۶۹ ۱۰	۸۹۲۱ ۱۵/۰	بدون رابطه
۰/۰۵۸۵	۸/۸۰۳۵۵۰	۹/۱۶۴۵۴۶	۸۰۳۵۵۰ ۸/	۱۶۲۵ ۹/۴۶	حداقل یک رابطه

منبع: نتایج تحقیق

در مرحله چهارم مدل خود توضیحی برداری غیرمقید برآورد می‌شود. جهت شناسایی شوک‌های ساختاری، ماتریس زیر بر مدل اعمال می‌شود که در آن $C_{12}(L)=0$ می‌باشد.

$$\begin{bmatrix} C_{11}(0) & 0 \\ C_{21}(0) & C_{22}(0) \end{bmatrix} \quad (۱۲)$$

این قید نشان می‌دهد که شوک‌های موقت فاقد تأثیر بر دنباله مورد نظر است و شوک‌های دائمی موجب بروز تغییرات دائمی در دنباله می‌شود. اعمال این قید با توجه به فروض فرضیه درآمد دائمی است که زمانی درآمد به وسیله مدل خود رگرسیون با میانگین متحرک^۲ (ARMA) تعریف می‌شود، رشد مصرف تابعی از شوک‌های حاصله درآمد دائمی می‌باشد به این صورت است که اگر درآمد از یک روند تصادفی تبعیت می‌کند آنگاه انتظار می‌رود حرکت مصرف همسو با آن باشد. به عبارت دیگر، شوک‌های دائمی درآمد به تغییرات دائمی در مصرف منجر می‌شود (لنگوبرادو و سرنسن^۳، ۲۰۰۸). با تجزیه چولسکی^۴ مبتنی بر ماتریس واریانس-کوواریانس وزنی می‌توان مدل خود توضیح برداری ساختاری^۵ (SVAR) را از الگوی (VAR) تقلیل یافته شناسایی کرد و با استفاده از

^۱ Johansen-Juselius

^۲ Autoregressive Moving-average Model

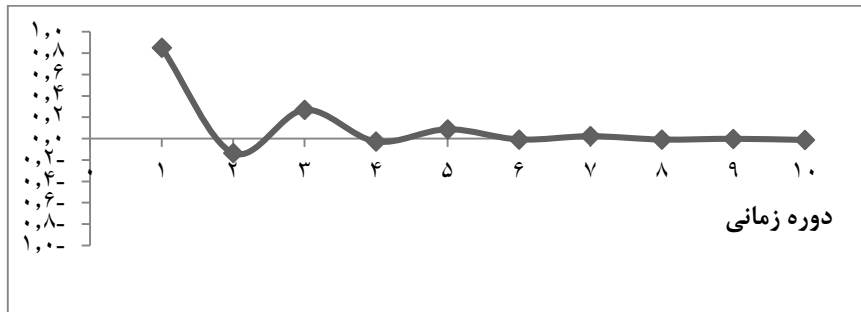
^۳ Luengo-Prado and Sørensen

^۴ Cholesky Decomposition

^۵ Structural Vector Autoregressive Model

دنباله‌های ε_{1t} و ε_{2t} در مدل می‌توان به تحلیل توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس پرداخت. نتایج مربوط به توابع واکنش آنی و انباشته مصرف خانوار نسبت به شوک‌های موقت و دائمی درآمد که از برآورد مدل (SVAR) به دست آمده، در نمودار (۱) و (۲) ارایه شده است. همان طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود شوک‌های دائمی درآمد اثر بلندمدت بر مصرف خانوار دارند، به طوری که پاسخ میزان مصرف به این شوک‌ها به این صورت است که ابتدا شوک دائمی باعث افزایش ۰/۸۵ درصدی میزان مصرف خانوار شده و به سرعت در دوره دوم منجر به کاهش ۰/۱۳ درصدی مصرف خانوار گردیده است. در دوره‌های بعدی مانند دوره سوم و پنجم و هفتم شوک‌های دائمی درآمد به ترتیب سبب افزایش ۰/۲۷، ۰/۰۹ و ۰/۰۲ درصدی شده‌اند. اما در دوره‌های چهارم، ششم و هشتم شوک‌های دائمی به ترتیب اثر کاهشی ۰/۰۳، ۰/۰۶ و ۰/۰۱ درصدی بر مصرف خانوار داشته است. به هر حال می‌توان گفت بعد از دوره هفتم مقدار واکنش مصرف خانوار به شوک‌های دائمی به سمت صفر میل کرده است. اثر انباشته در این دوره ۰/۰۲ درصد است که بعد از آن به سطح تعادلی جدید بلند مدت می‌رسد و با کاهش ۰/۰۱ درصدی تعادل اولیه قبل از شوک دائمی حاصل می‌گردد. نمودار (۲) نشان می‌دهد که شوک‌های موقت درآمد در دوره دوم اثر افزایشی بر مصرف خانوار دارند و در دوره سوم این اثر کمتر شده است. به طوری که در دوره دوم شوک‌های موقت درآمد باعث افزایش ۰/۲۲ درصدی مصرف خانوار شده و در دوره سوم منجر به افزایشی ۰/۰۳ درصدی مصرف خانوار شده است. در دوره چهارم مصرف خانوار ۰/۰۴ درصد ناشی از شوک موقت درآمد افزایش یافته است که در این دوره اثر این شوک به صفر نزدیک می‌شود و به روند تعادل بلند مدت بر می‌گردد. نتایج تجزیه واریانس اثر شوک موقت و دائمی درآمد بر مصرف خانوارها در جدول (۴) ارائه شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود عامل اصلی نوسانات مصرف خانوار شوک‌های دائمی درآمد است که در دوره اول، ۸۸/۶۱ درصد از تغییرات مصرف را شوک دائمی و ۱۱/۳۸ درصد را شوک موقت درآمد توضیح می‌دهد. در دوره دهم ۸۱/۶۰ درصد از تغییرات مصرف را شوک دائمی و ۱۸/۳۹ درصد را شوک موقت درآمد توضیح می‌دهد. از سوی دیگر در خصوص درآمد خانوار، در دوره اول ۱۰۰ درصد از تغییرات درآمد را شوک‌های دائمی درآمد توضیح می‌دهد، در حالی که شوک‌های موقت درآمد چندان مؤثر نیستند. در دوره دهم ۸۱/۶۰ درصدی تغییرات مصرف به وسیله اجزای دائمی شوک درآمد و ۱۸/۳۹ درصد به وسیله جزء موقت توضیح داده می‌شود. بنابراین عامل

اصلی نوسانات مصرف خانوار شوک‌های دائمی درآمد است، به طوری که شوک‌های دائمی درآمد منجر به تغییرات دائمی در مصرف خانوار شده‌اند.



نمودار(۱): واکنش مصرف خانوار به یک واحد تغییر در شوک دائمی درآمد

منبع: نتایج تحقیق



نمودار(۲): واکنش مصرف خانوار به یک واحد تغییر در شوک موقت درآمد

منبع: نتایج تحقیق

جدول (۴): درصد شوک‌های موقت و دائمی در واریانس مصرف خانوار

دوره	سهم شوک موقت	سهم شوک دائمی
۱	۱۱/۳۸۲۱۱	۸۸/۶۱۷۸۹
۲	۱۸/۵۷۷۲۲	۸۱/۴۲۲۷۸
۳	۱۷/۵۹۸۵۱	۸۲/۴۰۱۴۹
۴	۱۸/۰۶۶۰۶	۸۱/۹۳۳۹۴
۵	۱۸/۰۳۵۵۱	۸۱/۹۶۴۴۹
۶	۱۸/۰۳۵۰۰	۸۱/۹۶۵۰۰
۷	۱۸/۱۲۲۸۶	۸۱/۸۷۷۱۴
۸	۱۸/۱۷۲۴۳	۸۱/۸۲۷۵۷
۹	۱۸/۲۸۸۱۶	۸۱/۷۱۱۸۴
۱۰	۱۸/۳۹۰۵۴	۸۱/۶۰۹۴۶

منبع: نتایج تحقیق

۵- نتیجه‌گیری

طبق فرضیه درآمد دائمی، خانوارها اغلب تمایل به پس‌انداز ناشی از افزایش موقت درآمد دارند و کاهش موقت درآمد توسط پس‌انداز و قرض گرفتن جبران می‌شود. بنابراین شوک‌های موقت درآمد، میزان مصرف خانوار را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد بلکه شوک‌های دائمی (مثبت و یا منفی) درآمد بر میزان مصرف خانوار اثر می‌گذارند. به عبارت دیگر هنگامی که شوک‌های دائمی درآمد ایجاد شود، خانوار مجبور است الگوی مصرف خود را تعدیل کند. هدف اصلی این تحقیق، بررسی اثر شوک‌های درآمد خانوار به تفکیک اجزای موقت و دائمی بر مصرف خانوار در چارچوب فرضیه درآمد دائمی فریدمن در بازه ۱۳۹۳-۱۳۵۳ است. برای این منظور با استفاده از روش بلانچارد-کوا (۱۹۸۹) و مدل (VAR) اجزای موقت و دائمی شوک‌های درآمد تفکیک و میزان واکنش مصرف خانوار به هر یکی از اجزای شوک‌ها شناسایی شد. نتایج تحقیق نشان از تأیید فرضیه درآمد دائمی برای ایران در سال‌های مورد بررسی دارد. به طوری که شوک‌های دائمی درآمد اثر بلندمدت و بیشتری بر مصرف خانوارها داشته و شوک‌های موقت اثر کمتری دارند. تغییر در درآمد جاری لزوماً باعث تغییر در مصرف نمی‌شود و مصرف خانوارها بیشتر تحت تأثیر درآمد دائمی قرار می‌گیرد. بنابراین، حفظ درآمد واقعی دائمی افراد، منجر به تداوم مصرف دائمی آنها می‌شود و سیاست‌های مالی انبساطی و انقباضی دولت باید بر درآمد جاری خانوارها اعمال شود که بر مصرف دائمی آنها تأثیر قابل توجهی ندارد. از نتایج به دست آمده می‌توان جهت پیش‌بینی رفتار مصرفی خانوارها برای ایجاد سیاست بهینه دولت استفاده کرد. در این زمینه اگر هدف دولت اثرگذاری برگرایش‌های مصرفی خانوارها و جامعه باشد، آنگاه باید دولت سیاست‌های مالی انبساطی با راهبرد بلندمدت از قبیل کاهش در نرخ مالیات بر حقوق و دستمزد، پرداخت یارانه و دیگر سیاست‌های مؤثر بر درآمد و ثروت واقعی خانوارها را در جامعه اعمال نماید. عکس سیاست‌های فوق نیز منجر به کاهش مصرف خانوارها می‌گردد. در انتهای تحقیق به محققان بعدی توصیه می‌شود عواملی که سبب تغییرات مثبت و منفی هر دو جزء موقت و دائمی شوک درآمدی در هنگام بررسی رفتار مصرفی خانوار لحاظ گردد را مورد مطالعه قرار دهند. همچنین می‌توان واکنش مصرف خانوار به شوک‌های درآمدی را در دهک‌های مختلف درآمد یا سطوح متفاوتی از ثروت و تحصیلات بررسی کرد.

فهرست منابع

۱. اکبری فرد، محسنی، و کوشش، محمد سجاد (۱۳۸۸). اثر تکنانه‌های درآمدی بر تراز تجاری در اقتصاد ایران. *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۶(۳)، ۱۲۹-۱۴۶.
 ۲. اندرس، والتر (۱۳۹۱). *اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی*. ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، تهران، انتشارات دانشگاه امام صادق، جلد دوم، چاپ سوم.
 ۳. بنی اسدی، مصطفی، و محسنی، رضا (۱۳۹۳). اثر شوک‌های دائمی و موقت بهره‌وری بر مصرف انرژی در ایران (کاربرد بلانچارد-کوا). *فصلنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۳(۱۰)، ۴۱-۶۵.
 ۴. روشن، رضا، پهلوانی، مصیب، و شهیکی تاش، محمد نبی (۱۳۹۲). بررسی قاعده سرانگشتی مصرف با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در ایران. *فصلنامه علمی-پژوهشی مدل‌سازی اقتصادی*، ۸(۲۵)، ۵۳-۶۵.
 ۵. زراء نژاد، منصور (۱۳۸۲). تخمین تابع مصرف کالاهاى مصرفی برای دو گروه خانوارهای شهری و روستایی ایران در دوره (۱۳۵۳-۱۳۷۷). *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳(۵)، ۲۳-۴۶.
 ۶. عاقلی، لطفعلی، و امامقلی، سارا (۱۳۹۱). اهمیت ثروت‌های مالی در مصرف بخش خصوصی کشور: نگاهی استراتژیک در راستای اصلاح الگوی مصرف. *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، ۱(۱)، ۱۲۵-۱۴۴.
 ۷. فخرایی، عنایت‌الله، و منصوری، سید امین (۱۳۸۸). برآورد میل نهایی به مصرف در گروه‌های درآمدی بر اساس فرضیه درآمد دائمی نسبی در ایران. *دانش و توسعه*، ۱۷(۲۹)، ۲۱-۳۸.
 ۸. مرکز آمار ایران (۱۳۹۳). *نتایج آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای روستایی و شهری در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۳*. تهران، مرکز آمار ایران.
1. Ahmad, A. H., & Pentecost, E. J. (2012). Identifying aggregate supply and demand shocks in small open economies: empirical evidence from African countries. *International Review of Economics & Finance*, 21(1), 272-291.
 2. Alimi, R. S. (2015). Estimating consumption function under permanent income hypothesis: a comparison between Nigeria and South Africa. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 11, 285-298.
 3. Altunc, O. F., & Aydin, C. (2014). An estimation of the consumption function under the permanent income hypothesis: the case of D-8 countries. *Journal of Economic Cooperation and Development*, 35(3), 29-42.
 4. Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The life-cycle hypothesis of saving: aggregate implications and tests. *American Economic Review*, 53, 55-84.
 5. Bashar, O. H. (2012). The dynamics of aggregate demand and supply shocks in ASEAN countries. *Journal of Asian economics*, 23(5), 507-518.

6. Bilgili, F. (2007). The permanent and transitory effects on consumption and income: Evidence from the Turkish economy. *MPRA*, 24090, 1-15.
7. Blanchard, O., & Quah, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, 79, 655-673.
8. Blundell, R., Pistaferri, L., & Preston, I. (2008). Consumption inequality and partial insurance. *The American Economic Review*, 98(5), 1887-1921.
9. Campbell, J. Y., & Mankiw, G. N. (1989). Consumption income and interest rates: Reinterpreting the time series evidence. *NBER Macroeconomics Annual*, 4, 185-216.
10. Carroll, C. (1994). How does future income affect current consumption?. *Quarterly Journal of Economics*, 109, 111-148.
11. Casado, J. M. (2011). From income to consumption: measuring household's partial insurance. *Empirical Economics*, 40(2), 471-495.
12. Cochrane, J. (1991). A simple test of consumption insurance. *Journal of Political Economy*, 99 (5), 957-976.
13. Cuong, N. V. (2013). The impact of social security on household welfare: Evidence from a transition country. *European Journal of Development Research*, 25(5), 737-757.
14. Deaton, A. (1992). *Understanding consumption*. Clarendon lectures in economics, Oxford university press and Clarendon press.
15. DeJuan, J. P., & Seater, J. J. (2006). A simple test of Friedman's permanent income hypothesis. *Economica*, 73(289), 27-46.
16. Duesenberry, J. S. (1949). *Income, saving and the theory of consumer behavior*, Harvard University press.
17. Falk, B., & Lee, B. S. (1998). The dynamic effects of permanent and transitory labor income on consumption. *Journal of Monetary Economics*, 41(2), 371-387.
18. Flavin, M. (1981). The adjustment of consumption to changing expectations about future income. *Journal of Political Economy*, 89, 974-1009.
19. Friedman, M. (1957). A theory of the consumption function. *Bureau of Economic Research*, Princeton university press, 63, 157-182.
20. Hall, R.E. (1978). Stochastic implications of the life-cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 86 (6), 971-987.
21. Hall, R. E., & Mishkin, F. S. (1982). The sensitivity of consumption to transitory income: evidence from PSID households. *Econometrica*, 50(2), 461-481.
22. Hamaaki, J. (2013). The pension system and household consumption and saving behavior. *Public Policy Review*, 9(4), 687-716.
23. Huang, Y. L., Huang, C. H., & Kuan, C. M. (2008). Reexamining the permanent income hypothesis with uncertainty in permanent and transitory innovation states. *Journal of Macroeconomics*, 30(4), 1816-1836.

24. Hori, M., & Shimizutani, S. (2012). Do households smooth expenditure over anticipated income changes? Evidence from bonus payments to public employees in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 26(3), 405-433.
25. Jappelli, T., & Pistaferri, L. (2010). The consumption response to income changes, *National Bureau of Economic Research*, 2:479-506.
26. Jappelli, T., & Pistaferri, L. (2010). Financial integration and consumption smoothing, *Economic Journal*, 121(553), 678-706.
27. Johnson, D. S., Parker, J. A., & Souleles, N. S. (2006). Household expenditure and the income tax rebates of 2001, *American Economic Review*, 96(5), 1589-1610.
28. Khan, K., Anwar, S., Ahmed, M., & Kamal, M. A. (2015). Estimation of Consumption Functions: The Case of Bangladesh, India, Nepal, Pakistan and Sri Lanka. *Pakistan Business Review*, 17(1), 113-124.
29. Keating, J. W. (2013). What do we learn from Blanchard and Quah decompositions of output if aggregate demand may not be long-run neutral?. *Journal of Macroeconomics*, 38, 203-217.
30. Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest, and money*. Macmillan University, London, 96.
31. Kukk, M., Kulikov, D., & Staehr, K. (2016). Estimating consumption responses to income shocks of different persistence using self-reported income measures. *Review of Income and Wealth*, 62(2), 311-333.
32. Luengo-Prado, M. J., & Sørensen, B. E. (2008). What can explain excess smoothness and sensitivity of state-level consumption?. *The Review of Economics and Statistics*, 90(1), 65-80.
33. Manitsaris, A. (2006). Estimating the European Union consumption function under the permanent income hypothesis. *International Research Journal of Finance and Economics*, 2, 131-135.
34. Meghir, C. (2004). A retrospective on Friedman's theory of permanent income. *The Economic Journal*, 114(496), 293-306.
35. Mu, R. (2006). Income shocks, consumption, wealth, and human capital: evidence from Russia. *Economic Development and Cultural Change*, 55, 857-892.
36. Ni, S., & Seol, Y. (2014). New evidence on excess sensitivity of household consumption. *Journal of Monetary Economics*, 63, 80-94.
37. Notten, G., & Crombrugghe, D. D. (2012). Consumption smoothing in Russia. *Economics of Transition*, 20(3), 481-519.
38. Parker, J. A. (1999). The reaction of household consumption to predictable changes in social security taxes. *American Economic Review*, 89(4), 959-973.
39. Paxson, C. (1993). Consumption and income seasonality in Thailand. *Journal of Political Economy*, 101 (1), 39-72.
40. Perri, F., & Krueger, D. (2008). How does household consumption respond to income shocks?..*Journal of Economic Theory*, 146, 920-956.

41. Pistaferri, L. (2001). Superior information, income shocks, and the permanent income hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 83(3), 465-476.
42. Shirvani, H., & Wilbratte, B. (2009). The permanent income hypothesis in five major industrial countries: a multivariate trend-cycle decomposition test. *Journal of Economics and Finance*, 33(1), 43-59.
43. Sims, C. (1980). Macroeconomic and Reality. *Econometrica*, 48, 1-49.
44. Souleles, N. S. (1999). The response of household consumption to income tax refunds. *American Economic Review*, 89(4), 947-958.
45. Souleles, N. S. (2002). Consumer response to the Reagan tax cuts. *Journal of Public Economics*, 85, 99-120.
46. Stephens Jr, M. (2001). The long-run consumption effects of earnings shocks. *Review of Economics and Statistics*, 83(1), 28-36.
47. Stephens Jr, M. & Unayama, T. (2011). The consumption response to seasonal income: evidence from Japanese public pension benefits. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(4), 86-118.
48. Stillman, S. (2001). The response of consumption in Russian households to economic shocks, *IZA Discussion Paper*, 411, 1-66
49. Yazdan, F. G., & Sina, M. (2013). The testing of Hall's permanent income hypothesis: a case study of Iran. *Asian Economic and Financial Review*, 3(3), 311-318.
50. Zarra-Nezhad, M., Saeidi, S. N., & Mansoury, S. A. (2011). Estimation of nonlinear marginal propensity to consume in Iran. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, (41), 65-72.