تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۳، شمارهٔ ۴، زمستان ۹۷/ ص ۹۷۰-۹۴۱

بررسی اثر شوک‌های اقتصادی بر مصرف خانوارها در ایران: رهیافت تجزیه سری زمانی

محمد مولایی*[۱]، عدی علی[۲]

۱. استادیار دانشگاه بوعلی سینا، گروه اقتصاد، mowlaei@basu.ac.ir

۲. دانشجوی دکترای رشته اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا، گروه اقتصاد، odayali83@gmail.com

چکیده

در این مطالعه اثر برخی از شوک‌های موقت و دائمی مؤثر بر رفتار مصرفی خانوارهای ایرانی از قبیل درآمد، نقدینگی و مخارج دولت در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۳ مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور ابتدا سری‌های زمانی متغیرهای مزبور با استفاده از رویکرد تجزیه سری زمانی بوریج- نلسون (BN) به اجزای موقت (سیکل) و اجزای دائمی (روند) تفکیک می‌شود و سپس با استفاده از مدل (ARDL) اثر این شوک‌ها بر مصرف خانوار مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت مخارج مصرفی خانوارهای ایرانی رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار با شوک موقت و دائمی درآمد و شوک دائمی نقدینگی و رابطه منفی و معنی‌دار با شوک دائمی مخارج دولت دارد، بنابراین، سیاست‌های مالی و پولی دولت باید به‌گونه‌ای باشد که منجر به حفظ درآمد دائمی خانوارها شود و درآمد دائمی خانوارها را از شوک‌های مختلف مخرّب اقتصادی حفظ کند.

طبقه‌بندی JEL: E21،D91،D31

واژه‌های کلیدی: شوک موقت و دائمی درآمد، نقدینگی، مخارج دولت، مصرف خانوارها، رویکرد بوریج - نلسون (BN)

*. نویسنده مسئول، شماره تماس ۰۹۱۸۸۱۳۰۰۱۵

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

الگوی مصرف به‌عنوان مهم‌ترین رفتار اقتصادی خانوارها است که سهم بالا و ثابتی از تولید ناخالص داخلی را در هر اقتصادی تشکیل می‌دهد، به‌طوری که میل نهایی به مصرف خانوارها منعکس‌کننده میزان ضریب تکاثری در یک اقتصاد می‌باشد (التونک و ایدن[1]،۲۰۱۴ : ۳۲-۱۵). این ویژگی‌ها موجب شده است که مطالعات اقتصادی درباره مصرف خانوارها به‌ویژه شناسایی واکنش آن به شوک‌های ایجاد شده در متغیرهای اقتصادی تعیین‌کننده مصرف خانوار، یکی از مهم‌ترین موضوعات در علم اقتصاد باشد که اقتصاددانان را به شناخت تغییرات میزان تقاضای کل و از این رو درک بیشتر پویایی‌های تأثیرگذار این شوک‌ها بر سایر متغیرهای اقتصاد کمک می‌کند. از این طریق می‌توان سیاست‌های لازم را برای تسریع خروج اقتصاد از یک بحران یا از شرایط نامطلوب به سمت رشد اقتصادی هدایت کرد.

بیشتر مطالعات انجام شده در زمینه مدل‌سازی تأثیر شوک‌های اقتصادی بر رفتار مصرفی خانوارها، بر مبانی نظری مدل درآمد دائمی فریدمن[2] (PIH) و مدل چرخه زندگی[3] (LCH) تکیه کرده‌اند که اکثر این مطالعات به اثر شوک‌های درآمد بر مصرف خانوارها توجه کرده‌اند. در این گروه از مطالعات به درجه ماندگاری شوک‌های درآمد (موقت و دائمی) و اثر آن بر رفتار مصرفی خانوارها توجه شده است. مطالعات هال و میشکن[4] (۱۹۸۲: ۴۸۱-۴۶۱)، دیتون و پاکسن[5] (۱۹۹۴: ۴۶۷-۴۳۷)، فالک و لی[6] (۱۹۹۸: ۳۸۷-۳۷۱)، ابود و کارد[7] (۱۹۹۸: ۴۴۵-۴۱۱)، آتانسیو و پووانی[8] (۲۰۰۶: ۲۵-۱)، بلاندل و همکاران[9] (۲۰۰۸: ۱۹۲۱-۱۸۸۷)، کاپلان و وایلانت[10] (۲۰۱۰: ۸۷-۵۳) برای داده‌های پانلی و با استفاده از رویکرد قیود کوواریانس[11] و مطالعه شیروانی و ویلبراتی[12] (۲۰۰۹ : ۵۹-۴۳) برای داده‌های سری زمانی و با بهره‌گیری از رویکرد بوریج

1. Altunc and Aydin
2. Permanent Income Hypothesis of Freidmen
3. Life Cycle Model
4. Hall and Mishkin
5. Deaton and Paxson
6. Falk and Lee
7. Abowd and Card
8. Attanasio and Pavoni
9. Blundell et al.
10. Kaplan and violante
11. Covarianc Restrections Method
12. Shirvani and Wilbratte

Archive of SID

www.SID.ir

نلسون[1](۱۹۹۳: ۱۷۴-۱۵۱) از این نوع هستند، درحالی‌که برخی از مطالعات نشان می‌دهد که مصرف تنها تحت تأثیر شوک‌های دائمی درآمد قرار دارد. برخی دیگر بیان می‌کنند که مصرف خانوار به شوک‌های موقت نیز حساسیت نشان می‌دهد. هم‌چنین مطالعات دیگر نتیجه گرفته‌اند که شوک‌های موقت درآمد به میزان بیشتر و شوک‌های دائمی درآمد به میزان کمتر از آنچه فرضیه درآمد دائمی پیش‌بینی می‌کند، وجود دارد.

دسته دیگر از مطالعات نیز نشان می‌دهند که وقوع شوک در مخارج دولت و در حجم نقدینگی یا ثروت خانوارها بر اثر یک سیاست اجرایی در بخش مالی و پولی ممکن است مصرف خانوار را به‌طور قابل توجهی تحت تأثیر قرار دهد. در این راستا تعدادی از مطالعات به بررسی اثر سیاست پولی و شوک‌های حاصل از آن بر مصرف خانوارها پرداخته‌اند. مطالعات میان و سوفی[2] (۲۰۱۳ : ۱۷۲۶-۱۶۸۷)، دی ماگیو و همکاران[3] (۲۰۱۴: ۲۴-۱۴) و جیمنز و همکاران[4] (۲۰۱۲: ۲۳۲۶-۲۳۰۱) از این نوع هستند. مطالعات مهرا[5] (۲۰۰۱ : ۷۲-۵۳)، داویز و پلامبو[6] (۲۰۰۱ : ۵۱۲-۴۶۵) نشان می‌دهند که شوک‌های دائمی ثروت سبب تغییرات دائمی در مصرف شده است و لودفیگسن و ستیندیل[7] (۱۹۹۹ : ۵۱-۲۹) اثر شوک‌های ثروت بر مصرف خانوار را مورد بررسی قرار داده و نتایج متفاوتی را به دست آورده‌اند.

محققان دیگر اثر شوک‌های مخارج دولت بر مصرف بخش خصوصی (خانوارها) با استفاده از مبانی نظری کینزی، ریکاردویی و نئوکلاسیکی را بررسی و نوع ارتباط مکمل، جانشین یا خنثی بین این دو متغیر را مشخص کرده‌اند (صمدی و سیدی، ۱۳۹۱: ۸۶-۵۷). علاوه بر این ویژگی‌های شوک مخارج دولت مانند موقت و دائمی بودن آن وجود دارد که نقش مهمی در تبیین آثار متفاوت شوک مخارج دولت بر مصرف خانوار دارد. بدین صورت است که وقتی که یک شوک در مخارج دولت اتفاق می‌افتد، انتظارات خانوارها در مورد تداوم این شوک به هر صورت (موقت یا دائمی) که باشد از طریق تأثیر بر انتظارات خانوار در مورد میزان مالیات یا وضعیت ثروت‌شان در زمان آتی،

1. Beveredge and Nelsson Method
2. Mian and Sufi
3. Di Maggio et al
4. Jimenez et al,
5. Mehra
6. Davis and Palumbo
7. Ludvigson and Steindel

Archive of SID

www.SID.ir

در مصرف جاری و آتی منعکس می‌شود، به‌طوری که درآمد و مصرف خانوار عکس جهت این انتظارات تغییر می‌کند (وانگ و گائو[1]، ۲۰۱۱ : ۳۱۸-۳۱۱).

هدف از این پژوهش آن است که با اتکای به مبنای نظری فرضیه درآمد دائمی فریدمن (PIH) و استفاده از مبانی نظری ادبیات موجود، به بررسی اثر شوک‌های درآمد به تفکیک اجزای موقت (چرخه) و دائمی (روند) همراه با شوک‌های ایجاد شده در متغیرهای نقدینگی، مخارج دولت بر مصرف خانوار طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۳ در ایران پرداخته شود. برای دستیابی به این هدف می‌توان از معروف‌ترین رویکرد تجزیه آماری سری زمانی به اجزای موقت و دائمی بوریج- نلسون (BN) استفاده کرد. سپس با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده[2] (ARDL)، اثر این شوک‌ها بر مصرف خانوار را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد.

ساختار مقاله حاضر بدین صورت است: در قسمت دوم ادبیات تحقیق، در قسمت سوم روش تحقیق، در قسمت چهارم، معرفی داده‌ها و مدل تحقیق، در قسمت پنجم، تخمین و تحلیل مدل تحقیق و در قسمت ششم، نتایج تحقیق ارائه می‌شود.

۲- ادبیات تحقیق

در این قسمت به بررسی مبانی نظری اثر شوک‌های درآمد خانوار، نقدینگی و مخارج دولت بر مصرف خانوارها پرداخته می‌شود. در ادامه، مطالعات تجربی خارجی و داخلی انجام شده در این زمینه تبیین می‌شود.

۲-۱- مبانی نظری

۲-۱-۱- اثر شوک درآمد بر مصرف خانوار

به لحاظ نظری نخستین تلاش در زمینه بررسی تأثیر شوک‌های درآمد بر مصرف خانوار عبارت است از فرضیه درآمد دائمی فریدمن (۱۹۵۷)، که در آن درآمد را به دو جزء دائمی و موقت تقسیم کرده است، به‌طوری که درآمد (Y_t) حاصل جمع درآمد دائمی (Y_t^p) و درآمد موقت (Y_t^c)، $Y_t=Y_t^p+Y_t^c$ می‌باشد. میانگین درآمد اندازه‌گیری شده برابر میانگین درآمد دائمی است و میانگین درآمد موقت صفر می‌باشد. بنابراین،

1. Wang and Gauo
2. Auto Regressive Distributed Lag

Archive of SID

www.SID.ir

سطح مصرف دائمی خانوارها (C) متأثر از (Y_t^p) درآمد دائمی بوده و کمتر تحت تأثیر درآمد موقت قرار می‌گیرد و به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$C=\gamma Y_t^p \qquad (۱)$$

برای محاسبه درآمد دائمی، با درآمد جاری Y_t و گذشته Y_{t-1} ارتباط داده شده و به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$Y_t^p=Y_{t-1}+\theta(Y_t-Y_{t-1})=\theta Y_t+(1-\theta)Y_{t-1} \qquad (۲)$$

$$0<\theta<1$$

در این رابطه θ میل نهایی به مصرف است که هرچه بزرگ‌تر باشد، وزن درآمد دوره‌های نزدیک بزرگ‌تر است و اگر $\theta=1$ باشد، آنگاه درآمد دائمی و جاری برابرند و برای حالت $\theta=0$ ، درآمد دائمی با درآمد دوره‌های قبل برابر است. حال با در نظرگرفتن رابطه (۱) و (۲)، تابع مصرف فریدمن در رابطه (۳) نشان داده می‌شود:

$$C=\gamma Y_t^p=\gamma.\theta Y_t+\gamma(1-\theta)Y_{t-1} \qquad (۳)$$

از این رابطه معلوم می‌شود که میل نهایی به مصرف از درآمد جاری $\gamma.\theta$ کمتر از میانگین میل نهایی به مصرف بلندمدت γ است، لذا می‌توان این طور استدلال کرد که وقتی خانوار مطمئن نیست که افزایش در درآمد جاری، دائمی‌باشد، مصرف خود را با این افزایش تطبیق نمی‌دهد، بلکه تنها در زمانی که تشخیص می‌دهد این افزایش به‌عنوان درآمد دائمی است، یا به عبارت دیگر درآمد دوره بعد مانند درآمد دوره جاری خواهد بود، مصرف خود را متناسب با آن افزایش می‌دهد (احمد و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۵-۳). هال و میشکین[1] (۱۹۷۸ : ۴۸۱-۴۶۱) نشان داده‌اند که اگرچه مصرف می‌تواند دارای گام تصادفی باشد، اما مصرف دوره آتی نیز می‌تواند برحسب مقادیر فعلی (جاری) مصرف و درآمد جاری توضیح داده شود. مطالعات نظری دیگرنشان می‌دهند که به دلیل محدودیت نقدینگی و انگیزه پس‌انداز احتیاطی مصرف خانوارها تحت تأثیرشوک‌های درآمد جاری و موقت حساسیت نشان می‌دهد (پارکر و همکاران[2]، ۲۰۱۳: ۲۵۵۳-۲۵۳۰).

1. Hall and Mishkin
2. Parker et al.

Archive of SID

www.SID.ir

۲-۱-۲- اثر شوک نقدینگی بر مصرف خانوار

تغییرات در مصرف خانوارها می‌تواند به‌صورت یک اثر علّی، سیکل‌های تجاری ناشی از تغییرات ارزش واقعی عرضه پول را تحت تأثیر قرار دهد (لتائو و همکاران[1]، ۲۰۰۴: ۲۹۹-۲۷۶). در این راستا دسته‌ای از مطالعات توجه خود را به بررسی رفتار مصرفی خانوار به ازای شوک‌های حاصل از سیاست پولی (تغییرات حجم نقدینگی) معطوف کرده‌اند. برخی از این مطالعات اثرگذاری تغییرات حجم نقدینگی بر مصرف خانوار را از چند کانال بررسی کرده‌اند. کانال اول، کانال تغییر نرخ بهره حاصل از تغییر حجم نقدینگی می‌باشد. تغییرات نرخ بهره از طریق تخصیص دوباره منابع بین دوره‌ای توسط دو اثر درآمدی[2] (تغییردهی ارزش واقعی ثروت و دارایی‌ها) و اثر جانشینی[3] و یا از طریق افزایش بهره‌وری پس‌اندازها بر انتظارات مصرفی خانوارها مؤثر می‌باشد: ناکاگاوا و اشیما[4] (۲۰۰۰: ۱۲-۱)؛ ژانگ و وان[5] (۲۰۰۲: ۶۹-۵۲). کانال دوم عبارت از کانال اعطایی تسهیلات بانکی یا تسهیل اخذ وام مصرفی است که بر حجم یا محدودیت نقدینگی در دست خانوارها مؤثر و مصرف خانوار را تحت تأثیر قرار می‌دهد، میان و سوفی[6] (۲۰۱۳: ۱۷۲۶-۱۶۸۷) و دی ماگیو و همکاران[7] (۲۰۱۴: ۲۴-۱۴). جیمنز و همکاران[8] (۲۰۱۲: ۲۳۲۶-۲۳۰۱)، نشان می‌دهد که در هنگامی اجرای سیاست انقباضی پولی و بدتر شدن شرایط اقتصاد، قدرت وام‌دهی بانک‌ها کاهش می‌یابد، که این منجر به کاهش مصرف خانوارها می‌شود. در حقیقت شواهدی زیادی هم وجود دارد که نشان می‌دهد یکی از عوامل مهمی که موجب حساسیت مصرف خانوارها به شوک‌های درآمدی می‌شود، دسترسی ناقص یا محدودیت نقدینگی خانوارها و افزایش هزینه‌ی تأمین مالی آن‌ها است. مطالعات فلاوین[9] (۱۹۸۱)، زلس[10] (۱۹۸۹: ۲۹۸-۲۷۵)، بلاندل و همکاران[11] (۱۹۹۰) ، ایوان و کاراس[12] (۱۹۹۸: ۲۱۴-۲۰۳)، جانسن و همکاران[13]

1. Lettau et al
2. Income effect
3. Substitution effect
4 .Nakagawaand Oshim
5. Zhang and Wan
6. Mian and Sufi
7. Di Maggio et al
8. Jimenez et al,
9. Flavin
10. Zeldes
11. Blundell et al.
12. Evans
13. Johnson

Archive of SID

www.SID.ir

(۲۰۰۶: ۱۶۱۰-۱۵۸۹) و پارکر و همکاران[1] (۲۰۱۳: ۲۵۵۳-۲۵۳۰) از آن جمله است. مطالعات دیگر با مبانی نظری فرضیه درآمد دائمی و فرضیه چرخه زندگی رابطه مصرف خانوار و تغییرات ثروت حاصل از شوک‌های سیاست پولی را مورد بررسی قرار داده‌اند (پلتونن و وانستین کیست[2] (۲۰۱۲: ۱۶۶-۱۵۵) کیجانو[3] (۲۰۱۳ : ۱۸۵۱-۱۸۳۹) و چو[4] (۲۰۱۱: ۱۹۴-۱۹۲). دسته دیگر مطالعات به بررسی میزان تأثیر شوک‌های ثروت به تفکیک موقت و دائمی بر مصرف خانوارها پرداخته‌اند که برخی از این مطالعات نشان داده‌اند که شوک‌های دائمی ثروت سبب تغییرات دائمی در مصرف شده است (مهرا[5] (۲۰۰۱: ۷۲-۵۳) و داویز و هالتی وانگر[6] (۲۰۰۱: ۵۱۲-۴۶۵)) درحالی‌که مطالعات دیگری بیان کرده‌اند اثر ثروت ممکن است موقت باشد لودفیگسن و ستیندیل[7] (۱۹۹۹: ۵۱-۲۹).

۲-۱-۳- اثر شوک مخارج دولت بر مصرف خانوار

در مدل‌سازی اثر تغییرات مخارج دولت بر تقاضای مصرفی خانوارها سه رویکرد مهم وجود دارد. رویکرد اول عبارت از رویکرد کینزی[8] است که درآن افزایش مخارج دولت منجر به اشتغال، تولید و تقاضا برای نیروی کار می‌شود و در نتیجه دستمزد (درآمد) و از این رو مصرف خانوار افزایش می‌یابد و کاهش مخارج دولت نتایج معکوس به دست می‌دهد. رویکرد دوم، فرضیه برابری ریکاردویی است که در آن هیچ ارتباطی بین مخارج دولت و مصرف خانوار وجود ندارد. مدل نئوکلاسیکی رمزی- کاس - کوپمانز[9]، فرضیه برابری ریکاردویی را بدین صورت تبیین می‌کند: واکنش مصرف خانوارها بستگی به درجه‌ی ماندگاری شوک مخارج دولت دارد. هرگاه افزایش در مخارج دولت دائمی باشد، خانوارها انتظار دارند که دولت در آینده مالیات بیشتری از آن‌ها دریافت کند، بنابراین مصرف جاری‌شان را به نفع پس‌انداز جهت تأمین پرداخت‌های مالیاتی آتی، کاهش می‌دهند. بر این اساس اوراق قرضه دولتی از ثروت خانوارها به‌حساب نمی‌آید و اگر این افزایش موقت باشد، آنگاه مصرف خانوار بدون تغییر

1. Parker,
2. Peltonen and Vansteenkiste
3. Quijano
4. Cho
5. Mehra
6. Davis and Haltiwange
7. Ludvigson and Steindel
8. Keynesian Approach
9. Ramsey-Cass-Koopmans

Archive of SID

www.SID.ir

باقی می‌ماند (رومر[1]، ۲۰۰۰). رویکرد سوم مبتنی بر فرضیه جانشینی بیلی[2] (۱۹۷۱) است که افزایش مخارج دولت با افزایش مالیات منجر به کاهش مصرف خانوارها می‌شود، به‌عبارت دیگر، مخارج دولت جانشین مخارج مصرفی خانوارها می‌شود. در نظریه نئوکلاسیک اثر مخارج دولت ناشی از افزایش در اشتغال و تولید تا این حد نیست که بتواند کاهش درآمد (حاصل از افزایش مالیات) را جبران کند و در کل در مدل‌های دور تجاری نئوکلاسیکی انبساط مخارج دولت، مصرف خانوارها را به‌طور منفی تحت تأثیر قرار می‌دهد، درحالی که در نظریه کینزین‌های جدید، مخارج دولت اثر مثبت بر مصرف خانوار دارد. بلانچارد[3] (۱۹۸۹: ۶۷۳-۶۵۵) و گیوازی و پاگانو[4] (۱۹۹۰، ۱۹۹۶: ۱۲۲-۷۵) نشان داده‌اندکه سیاست مالی می‌تواند اثرات غیر خطی را به همراه داشته باشد[5].

۲-۲- پیشینه تحقیق

در این بخش از تحقیق، ابتدا مطالعات خارجی و سپس مطالعات خارجی ارائه می‌شود.

۲-۲-۱- مطالعات خارجی

هال و میشکین[6] (۱۹۸۲: ۴۸۱-۴۶۱)، از رویکرد قیود کوواریانس در چارچوب مدل خود رگرسیونی میانگین متحرک برای داده‌های مصرف کالاهای خوراکی و درآمد خانوارهای آمریکایی طی دوره زمانی (۱۹۷۵-۱۹۶۹) به‌منظور تخمین اثر شوک‌های موقت و دائمی درآمد بر مصرف خانوار استفاده و نتیجه‌گیری کرده‌اند که اگرچه شوک دائمی درآمد نقش قوی‌تری در تبیین تغییرات مصرف دارد، اما شوک‌های موقت درآمد به‌طور معنی‌دار اثر مثبت بر مصرف است. فالک و لی[7] (۱۹۹۱: ۳۸۷-۳۷۱)، قید بلانچارد- کوا را روی مدل خودرگرسیون ساختاری جهت تجزیه اثرات اجزای

1. Romer
2. Bailey
3. Blanchard
4. Giavazzi and Pagano
۵. اثرات غیر خطی بدین معناست که سیاست مالی ممکن است برای دوره زمانی معینی اثر کینزی داشته و برای دوره زمانی دیگری اثر غیرکینزی را داشته باشد
6. Hall and Mishkin
7. Falk and Lee

Archive of SID

www.SID.ir

شوک‌های درآمد به موقت و دائمی به کار برده و اثرات آن را بر روی مصرف خانوارهای آمریکایی برای دوره ۱۹۸۹-۱۹۴۷ برآورد کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که شوک‌های دائمی درآمد، تغییرات بیشتری در مصرف را به دنبال دارند. بلاندل و همکاران[1] (۲۰۰۸: ۱۹۲۱-۱۸۸۷)، از رویکرد قیود کوواریانس برای داده‌های پانل روی مصرف خوراکی و غیر خوراکی و درآمد خانوارها جهت بررسی میزان انتقال شوک‌های موقت و دائمی درآمد به مصرف خانوارها در چهارچوب مدل موقت- دائمی (PT) طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۲۰۰۱ استفاده کرده و نشان داده‌اند که رفتار مصرفی خانوارها بیشتر توسط شوک‌های دائمی درآمد توضیح داده می‌شود. کاسادو[2] (۲۰۱۱: ۴۹۵-۴۷۱)، با به‌کارگیری این روش برای خانوارها اسپانیایی و هولگ[3] (۲۰۱۴) برای خانوارهای استرالیایی نتایج مشابه به دست آورده‌اند. شیروانی و ویلبراتی[4] (۲۰۰۹: ۱۸۵۱-۱۸۳۹)، رویکرد بوریج- نلسون برای مدل چند متغیره[5] جهت تجزیه سری زمانی درآمد به روند تصادفی (جزء دائمی) و چرخه (جزء موقت) برای پنج کشور صنعتی (کانادا، فرانسه، ایتالیا، بریتانیا و ایالات متحده آمریکا) طی سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۸۰ را مورد استفاده قرارداده‌اند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد مصرف، تحت تأثیر جزء دائمی درآمد قرار داشته و با جزء موقت آن هیچ‌گونه همبستگی ندارد.

ون جین و لی[6] (۲۰۱۱)، رابطه بین نقدینگی و شوک ناشی از آن را بر مصرف خانوارها طی سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۰ مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شوک متغیرهای غیر نقدینگی، اثر چندانی بر نوسانات مصرف ندارد؛ درحالی‌که شوک نقدینگی سبب ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران و نوسانات در هزینه‌ی مصرف کنندگان در جامعه می‌شود.

چوی، مک گاری و اسکونی[7] (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای اثر نقدینگی بر مصرف خانوارهای آمریکایی در دو دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۹ و ۲۰۱۱-۲۰۰۵ را مورد مطالعه قرار داده‌اند. هدف از مطالعه آن‌ها این است که آیا خانوارهای ثروتمندتر می‌توانند در الگوی مصرف جامعه اثر بگذارند یا نه؟ نتایج تحقیق مؤید آن است که بین ثروت

1. Blundell et al.
2. Casado
3. Hollweg
4 .Shirvani and Wilbratte
5. Multivariate Stochastic De-trending Approach
6. Wenjin and Li
7. Choi , McGarry and Schoeni

Archive of SID

www.SID.ir

خانوارها و مصرف آن‌ها همگرایی وجود دارد و میل به مصرف خانوارهای ثروتمندتر تقریباً سه برابر خانوارهای کم درآمد می‌باشد. ضمناً بین مصرف خانوارها و تغییرات ثروت حاصل از شوک‌های سیاست پولی رابطه معنی‌داری وجود دارد و میزان نقدینگی پول تأثیر مثبتی در مصرف آن‌ها دارد.

بربن و همکاران[1] (۲۰۰۷)، در یک مطالعه در مورد کشورهای (OECD) رابطه میان مخارج دولت و مخارج مصرفی بخش خصوصی را مورد بررسی قرار داده‌اند و نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که در کشورهای با سطوح بالای مخارج دولتی، شوک مالی منجر به کاهش در مصرف خصوصی می‌شود و در کشورهای با سطوح پایین مخارج دولت، مصرف بخش خصوصی حساس است. هوروات[2] (۲۰۰۹)، در پژوهش خود به بررسی میزان تأثیرپذیری مصرف بخش خصوصی از افزایش مخارج دولتی در چهارچوب مدل استاندارد کینزیان جدید پرداخته‌اند و شواهد کمی جهت حمایت از اثر ازدحام به دست آورده‌اند.

وانگ و گائو[3] (۲۰۱۱)، از مدل سوئچیک- مارکوف برای بررسی اثرات غیرخطی سیاست مالی در قالب تغییرات مخارج دولت و مالیات بر مصرف بخش خصوصی در کشور چین طی دو دوره زمانی ۱۹۷۸-۱۹۸۰ و ۱۹۸۰- ۱۹۹۷ استفاده کرده‌اند و نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که طی این دوران سیاست مالی دارای اثرات غیر خطی غیرکینزی بر مصرف خصوصی می‌باشد که این اثرات غیر خطی به‌طور قابل توجهی ناشی از تغییرات در مخارج جاری دولت است. برای همان دوره زمانی مالیات نیز اثر غیر کینزی بر مصرف خصوصی دارد، اما معنی‌دار نیست. به‌علاوه برای سال‌های بین ۱۹۸۱-۱۹۸۳ و ۱۹۹۸- ۲۰۰۸، هر دو تغییرات در مخارج جاری دولت و مالیات‌ها دارای اثرکینزی و معنی‌دار بر مصرف خصوصی می‌باشد، درحالی‌که تغییرات مخارج عمرانی دولت در دوره‌های زمانی مزبور دارای اثر خطی اما نامتقارن است. آن‌ها اثرات غیرخطی سیاست مالی بر مصرف را به میزان توسعه یافتگی کشور، ترکیب سیاست تعدیل مالی و ویژگی‌های کالاهای چین و ساختار بازار کار ارجاع می‌دهند.

خنفیر[4] (۲۰۱۶)، با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای به برآورد اثر سیاست مالی بر مصرف خصوصی در تونس برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۵ پرداخته و نتایج به‌دست

1. Berben, Robert-Paul & Brosens Teunis
2. Horvath
3. Wang and Gao
4. Khanfir

Archive of SID

www.SID.ir

آمده بیانگر آن است که هنگامی که نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی زیر ۴۸ درصد باشد، مخارج عمومی دولت و درآمدهای مالیاتی، اثر کینزی بر مصرف خصوصی را دارد، اما برای مقادیر بالاتر از آستانه مزبور، اثر کینزی به غیرکینزی تبدیل می‌شود که افزایش مخارج دولت به‌طور منفی بر مصرف خصوصی اثر می‌گذارد.

۲-۲-۲- مطالعات داخلی

در اقتصاد ایران، بیشتر مطالعات انجام شده در داخل کشور در زمینه مصرف خانوار، مطالعاتی هستند که به رابطه مصرف بخش خصوصی و متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل درآمد، مخارج دولت و نقدینگی پرداخته‌اند. در تعداد بسیار محدودی از مطالعات اثر شوک‌های اقتصادی بر مصرف وجود دارد.

مطالعات زراءنژاد (۱۳۸۲ : ۴۶-۲۳)، فخرایی و منصوری (۱۳۸۸ : ۳۸-۲۱)، امامی و دربانی (۱۳۹۰: ۱۱۰-۹۱)، روشن و همکاران (۱۳۹۲: ۶۵-۵۳)، زراء نژاد و همکاران[1] (۲۰۱۱: ۷۲-۶۵)، یزدان وسینا[2] (۲۰۱۳: ۳۱۸-۳۱۱)، در رابطه با درآمد و مصرف خانوارها با استفاده از مدل‌های کینزی، فریدمن یا آندو ومودیگلیانی است. در این مطالعات از روش‌ها و تکنیک‌های مختلف اقتصاد سنجی از قبیل (روش حداقل مربعات معمولی[3] (OLS)، مدل تصحیح خطا[4] (VECM) و مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) برای برآورد میل نهایی به مصرف استفاده شده و نتایج متفاوتی نیز حاصل شده است.

در زمینه بررسی اثر شوک‌های مخارج دولت، رضایی پور و خوندابی (۱۳۹۰) با استفاده از تکنیک خود توضیح با وقفه گسترده (ARDL) تأثیرشوک‌های مالی ناشی از افزایش مخارج یارانه‌ای دولت بر مصرف خصوصی در دوره‌های رکود و رونق را بررسی کرده‌اند و نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که در بلندمدت اثر این شوک‌ها مثبت است. ایجاد شوک‌های یارانه‌ای منفی مصرف بخش خصوصی را در کوتاه‌مدت کاهش می‌دهد.

صمدی و سیدی (۱۳۹۱)، از مدل خود توضیح با وقفه گسترده (ARDL) و داده‌های سالانه ۱۳۳۸- ۱۳۸۶ برای بررسی اثر مخارج دولتی بر مصرف خصوصی استفاده کرده و نشان داده‌اند که در کوتاه‌مدت افزایش هر دو دسته مخارج به افزایش مصرف خانوار منجر شده، ولی در بلندمدت افزایش این دو مخارج اثر همدیگر را بر مصرف خانوار خنثی می‌کند. اشرفی‌پور (۱۳۹۲)، با استفاده از تکنیک‌های سری زمانی

1. Zarra-Nezhadet al.
2. Yazdan and Sina
3. Ordinary Least Squares
4. Vector Error Correction Model

Archive of SID

www.SID.ir

به بررسی اثر متغیرهای مخارج دولت، مالیات، تولید واقعی، حجم نقدینگی حقیقی بر شاخص میزان مصرف بخش خصوصی برای دوره زمانی (۱۳۵۴-۱۳۸۸) پرداخته است. نتایج به دست آمده بیانگر اثر مثبت این متغیرها بر مصرف بخش خصوصی است (به استثنای متغیر مالیات بر درآمد شخصی، که اثر منفی بر میزان مصرف بخش خصوصی دارد).

قاسم پور و همکاران[1] (۲۰۱۲)، به بررسی میزان تأثیرگذاری مخارج دولتی بر مصرف بخش خصوصی در ایران برای دوره زمانی (۱۹۶۵- ۲۰۱۰) ، پرداخته‌اند. این محققان با استفاده از روش فیلتر هودریک- پرسکات برای تعیین دوران رونق و رکود و تخمین مدل با استفاده از تکنیک خود توضیح با وقفه گسترده (ARDL) به این نتیجه رسیده‌اند، که در بلندمدت، اثر شوک‌های مالی ناشی از افزایش مخارج دولت بر مصرف خصوصی در دوران رکود و رونق مثبت است، اما در کوتاه‌مدت، اثر این شوک‌ها فقط در دوران رکود مثبت می‌باشد.

از جمع‌بندی مطالعات انجام شده خارجی و داخلی می‌توان استنباط کرد که بیشتر تحقیقات انجام شده به بررسی تأثیر شوک موقت و دائمی درآمد بر مصرف خانوار پرداخته و اثر شوک موقت و دائمی نقدینگی و مخارج دولت کمتر بر مصرف خانوار مورد توجه بوده است. هم‌چنین در ایران، مطالعه قابل توجهی درباره اثرات شوک موقت و دائمی بر مؤلفه‌های مهم اقتصادی (از قبیل درآمد، مخارج دولت و نقدینگی) بر مصرف خانوارها انجام نشده است. در این پژوهش اثر شوک موقت و دائمی متغیرهای فوق بر مصرف خانوارها با به‌کارگیری رویکرد تجزیه سری زمانی بورپچ – نلسون (BN) – که رویکردی قوی نسبت به سایر روش‌های روندزدایی می‌باشد- برای تجزیه شوک‌ها به دائمی و موقت استفاده شده، سپس از تکنیک ARDL اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک‌های متغیرهای فوق بر مصرف خانوارها تخمین و تحلیل می‌شود. تاکنون مطالعه قابل توجهی در این باره در ایران انجام نشده و نوآوری این پژوهش محسوب می‌شود.

۳- روش تحقیق

رویکردهای مختلفی برای جدا کردن روند و چرخه سری زمانی با عنوان روش‌های روندزدایی آماری وجود دارد. فیلتر هودریک و پرسکات[2] HP (۱۹۹۷)، فیلترینگ باند-

1. Kassaipour et al.
2. Hodrick and Perscott filter

Archive of SID

www.SID.ir

پس[1] PN و روش بلانچارد و کوا[2] BQ (۱۹۸۹ : ۶۷۳-۶۵۵) از جمله رویکردهای مرسوم هستند. وجه مشترک سه روش فوق، کمرنگ بودن نقش نظریات اقتصادی در استخراج چرخه‌های تجاری است، اما رویکرد بوریج - نلسون (BN) دارای مبانی نظری قوی بوده و روش مناسب‌تری برای تجزیه سری‌های زمانی نامانا است و در مطالعات گوناگونی برای تجزیه سری زمانی به اجزای موقت و دائم، مورد استفاده قرار گرفته است. آن‌ها در مقاله خود نشان داده‌اند که هر یک از سری‌های زمانی نامانا می‌تواند به دو جزء تقسیم گردد: جزیی که از گام تصادفی پیروی می‌کند و به آن جزء دائمی گفته می‌شود و نامانا است و جزء سیکلی که نشانه جزء موقت آن است و باید مانا باشد (شیروانی و وبلراتی، ۲۰۰۹). بنابراین در این مطالعه جهت تجزیه سری زمانی متغیرهای درآمد خانوارها، نقدینگی و خارج دولت برای اولین بار در اقتصاد ایران از رویکرد بوریج - نلسون (BN) استفاده خواهد شد. سپس، بعد از تجزیه متغیرهای مورد مطالعه به اجزای موقت و دائمی، اثرات آن‌ها با استفاده از تکنیک ARDL در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر مصرف خانوارهای ایرانی مورد تخمین و تحلیل قرار می‌گیرد.

این رویکرد ابتدا توسط بوریج و نلسون (۱۹۸۱: ۱۷۴-۱۵۱) ارائه شده و در آن فرض می‌شود که اجزای دائمی و موقت شوک‌ها به هم وابسته هستند، بدین معنی که روند و چرخه از یک شوک به‌دست می‌آیند. جزء دائمی برابر است با روند (سطح پیش‌بینی شده بلندمدت) سری زمانی و جزء موقت (سیکل) از اختلاف بین داده‌های واقعی و جزء دائمی به دست می‌آید (بروانینگ و اژرناس[3]، ۲۰۱۳ : ۲۴۵-۲۱۹).

فرض می‌شود سری زمانی (y_t) نامانا است، اما تفاضل مرتبه اول این فرایند تصادفی ($z_t = y_t - y_{t-1}$) مانا می‌باشد. در این‌صورت سری زمانی (z_t) دارای میانگین و اتوکوواریانس در طول زمان ثابت است. براساس تجزیه والد[4] (۱۹۳۸) می‌توان (z_t) را به‌صورت زیر نوشت:

$$z_t = \mu + \varepsilon_t + \lambda_t \qquad (1)$$

که در آن μ ، λ_t، ε_t به ترتیب عبارت از میانگین ثابت بلندمدت، مقدار ثابت و جزء اخلال ناهمبسته و دارای توزیع تصادفی واریانس σ^2 است. کلید اساسی در تجزیه سری زمانی (y_t) در روش بوریج- نلسون این است که پیش‌بینی مقادیر آتی y براساس مقادیر جاری (y_t) در طول زمان (t) صورت می‌گیرد، به‌طوری‌که این کار به ما جهت

1. Band and Pass
2. Blanchard and Queh
3. Browning& Ejrnaes
4.Wald Decomposition

Archive of SID

www.SID.ir

تعیین روند زمانی قطعی و از این طریق اندازه‌گیری اجزای سیکلی سری زمانی مدنظر، کمک می‌کند. با فرض اینکه مقادیر پیش‌بینی (y_{t+k}) به شرط مقادیر y در طی زمان t به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\hat{y}(k) = E\left(y_{t+k}, \ldots, y_{t-1}, y_t\right) \quad (2)$$

$$= E\left(z_{t+1}, \ldots, z_{t+1}, \ldots, z_t\right) \quad (3)$$

$$= y_t + \hat{z}_t(1) + \hat{z}_t(2) + \ldots + \hat{z}_t + \ldots + \hat{z}_t(k) \quad (4)$$

این رابطه بیان می‌کند که (y_s)ها یک سری زمانی دنباله‌ای از مشاهدات منظم شده (z_s) ها است. حال از رابطه زیر به آسانی می‌توان نشان داد که مقادیر پیش‌بینی $\hat{z}_t(i)$ در زمان (t) برابر است با:

$$\hat{z}_t(i) = \mu + \lambda_i \varepsilon_t + \lambda_{i+1}\varepsilon_{t-1} + \ldots \quad (5)$$

$$= \mu + \sum_{j=1}^{\infty} \lambda_j \varepsilon_{t+1-j}, \ldots \quad (6)$$

از آنجا که توزیع (ε_{t+1}) نامعلوم است، اما از سوی دیگر $E_t\varepsilon_{t+i} = 0$ می‌باشد، بنابراین با جایگذاری (۶) در (۴)، تابع پیش‌بینی مقادیر آتیy به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{y}_t(k) = K\mu + y_t + \left(\sum_{1}^{k} \lambda_i\right)\varepsilon_t + \left(\sum_{1}^{k} \lambda_i\right)\varepsilon_{t-1} \quad (7)$$

برمبنای رابطه (۷)، مقادیر پیش‌بینی سری y را می‌توان به‌صورت تابع خطی از شیب خط روند و سطح روند که دارای ماهیت تصادفی است، نوشت. بوریج و نلسون (BN)، این سطح را به‌عنوان جزء دائمی یا روند می‌نامند که زمانی به‌دست می‌آید که مقدار شیب ($k\mu$) از مقادیر پیش‌بینی سری y کم شده باشد. به‌عبارت دیگر، روند برابر با مقدار جاری (y_t) به‌علاوه مجموع تمامی تغییرات پیش‌بینی شده متغیر سری زمانی است. همان‌طور که در رابطه (۸) یا (۹) نشان داده شده است:

$$\hat{y}_t = y_t + \left(\sum_{1}^{\infty} \lambda_i\right)\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} + \ldots \quad (8)$$

$$\bar{y}_t = y_t + \lim_{t\to\infty}\left\{\left[\hat{z}_t(1) + \hat{z}_t(2) + \ldots + \hat{z}_t(k)\right] - k\mu\right\} \quad (9)$$

بوریج و نلسون (۱۹۸۱)، به‌منظور اثبات این نکته که جزء دائمی از گام تصادفی با جزء رانش پیروی می‌کند، نشان می‌دهند که با تفاضل‌گیری مرتبه اول در رابطه (۹) خواهیم داشت:

Archive of SID

www.SID.ir

$$\bar{y}_t - \bar{y}_{t-1} = z_t + \left(\sum_{1}^{\infty}\lambda_i\right)\varepsilon_t - \left(\lambda_1\varepsilon_{t-1} + \lambda_2\varepsilon_{t-2} + \ldots\right) \qquad (10)$$

که این رابطه در مقایسه با رابطه (۹) به‌صورت زیر در می‌آید:

$$\lambda_0 = 1 \quad \bar{y}_t - \bar{y}_t = \mu + \left(\sum_{0}^{\infty}\lambda_i\right)\varepsilon_t \qquad (11)$$

از آنجایی که ε_t به‌طور سریالی تصادفی است، بنابراین جزء دائمی $\bar{y}_t$ دارای فرایند گام تصادفی با جزء رانش برابر با μ و نوفه‌های خود ناهمبسته ε_t ($\sum_0^\infty \lambda_i$) است. در روابط (۱۰) و (۱۱)، تفاوت بین جزء دائمی ($\bar{y}_{t-1}$) و مقادیر جاری (y_t)، به‌صورت جزء سیکلی (موقت) در نظرگرفته می‌شود:

$$c_t = \left(\sum_{1}^{\infty}\lambda_i\right)\varepsilon_t + \left(\sum_{1}^{\infty}\lambda_i\right)\varepsilon_{t-1} + \ldots \qquad (12)$$

$$C_t = \theta\varepsilon_t \qquad (13)$$

$$\Delta y_t = \theta(1)\sum_{j=0}^{\infty}\varepsilon_{t-j} + \theta(L)\varepsilon_t$$

روابط بالا نشان می‌دهند بدون درنظر گرفتن روند تصادفی سری زمانی، چرخه بوریج - نلسون (BN) برابر با مجموع تغییرات انتظاری سری زمانی در طول زمان بوده و جزء دائمی سری زمانی همان روند تصادفی است.

۴- معرفی داده‌ها و مدل تحقیق

هدف از این تحقیق تأثیر شوک‌های متغیرهای اقتصادی درآمد، نقدینگی و مخارج دولت به تفکیک اجزای موقت و دائمی بر مخارج مصرفی خانوار در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۳ می‌باشد. برای این منظور ابتدا داده‌های سری‌های زمانی متغیرهای نقدینگی و مخارج دولت از پایگاه اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی ایران برای دوره زمانی مزبور استخراج شده است. هم‌چنین داده‌های مربوط به آمارگیری هزینه و درآمد خانوارها که توسط مرکز آمار ایران در همان دوره جمع‌آوری شده و همه متغیرها برحسب هزار ریال می‌باشد. در این پژوهش از آمار سالانه متغیرهای فوق و براساس قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ استفاده شده است. در ابتدا از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته برای بررسی وضعیت مانایی بودن متغیرهای الگو استفاده می‌شود. سپس از رویکرد تجزیه و تحلیل سری زمانی بوریج - نلسون (BN) که در قسمت قبلی

Archive of SID

www.SID.ir

معرفی شده است، به‌منظور تجزیه شوک‌ها به اجزای موقت و دائم و از تکنیک ARDLبرای برآورد اثر این شوک‌ها بر مخارج مصرفی خانوار استفاده می‌شود. همان‌طور که در قسمت قبلی مشاهده شد، بوریج و نلسون (BN) سری زمانی را به اجزای موقت (مانا) و اجزای دائم (نامانا) به‌صورت زیر تجزیه کرده‌اند:

$$y_t = \bar{y} + \theta(1)\sum_{j=0}^{\infty}\varepsilon_{t-j} + \theta^*(L)\varepsilon_t \qquad (15)$$

و با یک بار تفاضل‌گیری رابطه (۱۵) به رابطه (۱۶) تبدیل می‌شود:

$$\Delta y_t = \theta(1)\sum_{j=0}^{\infty}\varepsilon_{t-j} + \theta^*(L) + \varepsilon_t \qquad (16)$$

$$\text{جزء دائمی} = \theta(1)\sum_{j=0}^{\infty}\varepsilon_{\varepsilon-j} \qquad (17)$$

$$\text{جزء موقت} = \theta^*(L)\varepsilon_t \qquad (18)$$

این رابطه نشان می‌دهد که توسط روش تجزیه مزبور می‌توان تغییرات هر یک از متغیرهای الگو که عبارت از درآمد خانوار، نقدینگی و مخارج دولت می‌باشد را به دو بخش شوک‌های دائمی (تغییرات بلندمدت) و بخش دیگری شامل شوک‌های موقت (تغییرات کوتاه‌مدت) تجزیه کرد. از درآمد خانوار شروع می‌کنیم. معادله تغییرات درآمد توسط روش تجزیه بوریج و نلسون به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\Delta \log income = \theta_{11}(1)\varepsilon^{\log incomen} + \theta^t(1)\varepsilon_t \qquad (19)$$

این معادله بیان می‌کند که تغییرات درآمد تحت تأثیر شوک‌های درآمد و یکسری شوک‌های موقت (پویایی‌های کوتاه‌مدت) قرار دارد. $\theta_{11}(1)\varepsilon^{income}$ تغییرات بلندمدت درآمد خانوار را که به دلیل تغییرات خود درآمد می‌باشد، منعکس می‌کند و $\theta^t(1)\varepsilon_t$ بیانگر تغییرات کوتاه‌مدت موقت است.

برای متغیر مخارج دولت:

$$\Delta \log govexpen = \theta_{13}(1)\varepsilon^{\log govexpen} + \theta^t(1)\varepsilon_t \qquad (20)$$

برای متغیر نقدینگی:

$$\Delta \log money = \theta_{14}(1)\varepsilon^{\log govexpen} + \theta^t(1)\varepsilon_t \qquad (21)$$

در مرحله بعدی، با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی ارائه شده در بخش دوم این پژوهش، به‌منظور بررسی اثر شوک‌های موقت و دائمی درآمد خانوار، نقدینگی و

Archive of SID

www.SID.ir

مخارج دولت بر کل مخارج مصرفی خانوارها مدل زیر با استفاده از داده‌های سالانه برازش شده و به‌صورت زیر تصریح شده:

$$\log cons = c_0 + c_1 \log cycleincome + c_2 \log trendincome + c_3 \log cyclemoney + c_4 \log trendmoney + c_5 \log cyclegovexpen + c_6 \log trendgovexpen + \mu_i \quad (۲۲)$$

که در رابطه فوق: logcons: لگاریتم مخارج مصرفی خانوارها، logcycleincome : لگاریتم شوک موقت درآمد، logtrendincome: لگاریتم شوک دائمی درآمد، logcyclemoney : لگاریتم شوک موقت نقدینگی، logtrendmoney: لگاریتم شوک دائمی نقدینگی، logcyclegovexpen: لگاریتم شوک موقت مخارج دولت، logtrendgovexpen: لگاریتم شوک دائمی مخارج دولت. ضرایب c_1،c_2،c_3،c_4، c_5، c_6، به‌ترتیب پارامترهای اثرات شوک‌های موقت درآمد، دائمی درآمد، موقت نقدینگی، دائمی نقدینگی ، موقت مخارج دولت و دائمی مخارج دولت بر مخارج مصرفی خانوارها است که باید برآورد شوند. c_0 عرض از مبدا مدل است و μ_i، جملات خطا برآورد در مدل بالا می‌باشد. لگاریتم تمامی داده‌ها در رابطه (۲۲) به کمک نرم افزار (Eviews9) محاسبه شده است. پس از اینکه اجزای موقت و دائمی سری‌های زمانی تحقیق به دست آمدند، برازش الگوی تصریح شده در رابطه (۲۲) با استفاده از روش خودتوضیحی با چند وقفه توزیعی (ARDL) انجام می‌گیرد.

۵- تخمین و تحلیل مدل تحقیق

در این قسمت، پس از آزمون مانایی متغیرهای مورد مطالعه، به تجزیه سری زمانی متغیرهای درآمد، نقدینگی و مخارج دولت به دو جزء موقت (سیکل) و جزء دائمی (روند) با استفاده از رویکرد مرسوم - نلسون (BN) پرداخته می‌شود. سپس اثرات شوک‌های موقت و دائمی متغیرهای فوق بر روی مخارج مصرفی خانوارهای ایرانی با به‌کارگیری مدل خودتوضیح با وقفه گسترده (ARDL)[1] برآورد می‌شود.

ابتدا مانایی متغیرهای مورد مطالعه بررسی می‌شود. برای انجام این کار از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته[2] (ADF) استفاده می‌شود. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر

1. Auto-Regressive Distributed Lag
2. Augmented Dickey-Fuller test

Archive of SID

www.SID.ir

وجود یک ریشه واحد می‌باشد. نتایج آزمون مانایی متغیرها در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی فولرتعمیم یافته (ADF)

متغیرها	سطح متغیرها				با یک بار تفاضل گیری				وضعیت ایستایی
	آماره‌ی ADF	مقادیر بحرانی مک‌کینون			آماره‌ی ADF	مقادیر بحرانی مک‌کینون			
		٪۱	٪۵	٪۱۰		٪۱	٪۵	٪۱۰	
Loginco	-۰/۱۳۴ [۰/۹۳۸]	-۳/۶۲۱	-۲/۹۴۳	-۲/۶۱۰	-۲/۹۱۱ [۰/۰۵]	-۳/۶۲۱	-۲/۹۴۳	-۲/۶۱۰	I(۱)
Logmoney	-۱/۸۳۲ [۰/۳۵۹]	-۳/۶۱۰	-۲/۹۳۸	-۲/۶۰۷	-۳/۶۰۵ [۰/۰۱۰]	-۳/۶۱۰	-۲/۹۳۸	-۲/۶۰۷	I(۱)
Loggovexpe	-۱/۴۵۹ [۰/۵۴۳]	-۳/۶۰۵	-۲/۹۳۶	-۲/۶۰۶	-۵/۷۹۶ [۰/۰۰۰]	-۳/۶۱۰	-۲/۹۳۸	-۲/۶۰۷	I(۱)
logcons	-۰/۶۰۴ [۰/۸۵۸]	-۳/۶۰۵	-۲/۹۳۶	-۲/۶۰۶	-۵/۲۱۶ [۰/۰۰۰]	-۳/۶۱۰	-۲/۹۳۸	-۲/۶۰۷	I(۱)

منبع: نتایج تحقیق

در جدول (۱) آماره‌ی اعداد داخل پرانتز معرف سطح معنی‌داری هستند. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده تمام متغیرهای مورد بررسی در سطح مانا نیستند، به‌عبارت دیگر دارای ریشه واحد هستند و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

با توجه به اینکه متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند، لذا می‌توان از رویکرد بوریج - نلسون (BN) جهت تجزیه لگاریتم سری زمانی درآمد به اجزای موقت و دائمی استفاده کرد.

حال که اجزای موقت و دائمی سری‌های زمانی تحقیق به دست آمده‌اند، برآورد مدل اجزای موقت و دائمی متغیرهای اقتصادی مورد مطالعه بر روی مخارج مصرفی خانوارها صورت می‌گیرد. با توجه به روش برآورد، فرم ARDL برای مدل در رابطه زیر ارائه شده است:

$$\begin{aligned}\log cons = {} & c_0 + c_1 \log cons(-1) + c_2 \log cycleincome \\ & + c_3 \log trendincome + c_4 cyclemoney + c_5 \log trendmoney \\ & + c_6 \log cyclegov\exp en + c_7 \log trendgov\exp en + \mu_i\end{aligned} \qquad (۲۳)$$

Archive of SID

www.SID.ir

تعیین تعداد وقفه بهینه متغیرها در این مدل با استفاده از معیار شوارتز- بیزین جهت جلوگیری از کاهش درجه‌ی آزادی صورت گرفته است. نتیجه تخمین معادله (۲۳) به روش ARDL در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل پویای کوتاه‌مدت ARDL(۱،۰،۰،۰،۰)

مدل	ضرایب	خطای استاندارد	آماره‌ی t	سطح احتمال آماره
logcons(−1)	۰/۲۳۸	۰/۰۷	۲/۹۸۵	۰/۰۰۵
logcycleincome	۰/۵۷۹	۰/۱۳۸	۴/۱۶۷	۰/۰۰۳
logtrendincome	۰/۵۶۹	۰/۱۲۰	۴/۷۲۰	۰/۰۰۱
logcyclemoney	۰/۱۸۱	۰/۱۴۹	۰/۲۱۹	۰/۲۳۲
logtrendmoney	۰/۱۳۱	۰/۰۵۱	۲/۵۶۷	۰/۰۱۵
logcyclegovexpen	−۰/۱۷۶	۰/۷۳۰	−۰/۲۴۱	۰/۸۱۰
logtrendgovexpen	−۰/۲۴۸	۰/۰۹۰	−۲/۷۴۷	۰/۰۱۰
C	۴/۳۶۷	۱/۱۸۹	۳/۶۷۲	۰/۰۰۱
(۰/۰۰۰۰) F=۶۰۳۱/۲		D.w= ۱/۵۴	R2=۰/۹۹	
آزمون‌های تشخیص	**آماره‌ی آزمون**			
عدم خودهمبستگی	(۲/۸۹۲) (۰/۰۷۲)			
همسانی واریانس	(۰/۳۱۹) (۰/۹۶۱)			
وجود توزیع نرمال پسماندهای رگرسیون	(۰/۱۰۳) (۰/۹۴۹)			
آزمون بررسی تصریح درست مدل	(۱/۴۹۷) (۰/۲۳۱)			

منبع: نتایج تحقیق

با توجه به جدول (۲)، مشخص می‌شود که ضریب وقفه اول متغیر مخارج مصرفی خانوارها، مثبت و در سطح اطمینان ۹۵ معنی‌دار است و بیان می‌کند که به ازای یک درصد افزایش در مخارج مصرفی در دوره t، مخارج مصرفی خانوارها در دوره t+1 به‌اندازه‌ی ۰/۲۳۸ افزایش می‌یابد، که این نتیجه سازگار با نظریه مصرف هال و میشکین (۱۹۸۲) است، که مصرف دوره آتی نیز می‌تواند برحسب مقادیر فعلی (جاری) مصرف و درآمد جاری توضیح داده شود. ضریب متغیر شوک‌های دائمی درآمد معنی‌دار

Archive of SID

www.SID.ir

و مطابق انتظار مثبت است، ضریب متغیر شوک‌های موقت درآمد معنی‌دار و مثبت است که دیدگاه دسته سوم ادبیات مبانی نظری درآمد را نشان می‌دهد که به دلیل محدودیت نقدینگی یا پس‌انداز احتیاطی مصرف کل خانوارها تحت تأثیر شوک‌های موقت قرار می‌گیرد. ضریب شوک دائمی نقدینگی معنی‌دار و مثبت است، درحالی‌که ضریب شوک موقت نقدینگی، مثبت، اما معنی‌دار نیست. ضرایب شوک‌های موقت مخارج دولت منفی، اما معنی‌دار نیست و ضریب شوک دائمی مخارج دولت منفی و معنی‌دار است که این نتیجه با مدل ریکاردویی همخوانی دارد. R^2 بالای مدل برآورد شده نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی مدل ۰/۹۹ از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. براساس مقدار آماره‌ی دوربین- واتسون D.W نزدیک به مقدار ۲ است، که نشانگر عدم وجود خودهمبستگی در مدل می‌باشد. آماره‌ی (F) در مدل برازش شده، فرضیه صفر بودن همه ضرایب به‌طور همزمان را رد می‌کند. در مرحله بعدی، برای اطمینان از درستی مدل برآورد شده، آزمون‌های تشخیص انجام می‌شود. در جدول (۲) نتایج این آزمون‌ها آمده است. آماره‌ی آزمون خودهمبستگی بریوش گادفری[1] جهت تشخیص وجود و یا عدم وجود خودهمبستگی برابر (۲/۸۹۲) بوده و حداقل سطح معناداری این آماره (۰/۰۷۲) به دست آمده است. با در نظر گرفتن سطح خطای ۵ درصد و مقایسه آن با حداقل سطح معناداری، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی پذیرفته می‌شود. آماره‌ی آزمون همسانی واریانس وایت[2] به‌منظور تشخیص واریانس همسانی برابر (۰/۳۱۹) است و حداقل سطح معناداری نیز (۰/۹۶۱) بوده، که در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر واریانس همسانی را میتوان پذیرفت. آماره‌ی آزمون جارک-برا[3] برای تشخیص توزیع نرمال جملات پسماند برابر (۰/۱۰۳) و حداقل سطح معناداری این آماره (۰/۹۴۹) به‌دست آمده است که با مقایسه با حداقل سطح معناداری، فرضیه صفر مبنی بر توزیع نرمال جملات پسماند پذیرفته می‌شود. آماره‌ی آزمون رمزی- رست[4] برای بررسی تصریح درست مدل برابر (۱/۴۹۷) و حداقل سطح معناداری این آماره (۰/۲۳۱) به‌دست آمده است که با مقایسه با حداقل سطح معناداری، فرضیه صفر مبنی بر درست بودن مدل پذیرفته می‌شود.

1. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test.
2. Heteroskedasticity Test: White
3. Jarque-Bera
4. Ramsy-Rest

Archive of SID

www.SID.ir

۵-۱- آزمون همجمعی

پس از اطمینان از درستی مدل تخمین، به تشخیص رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل پرداخته می‌شود. براین منظور از آزمون آماره‌ی t و آزمون باند استفاده می‌شود. با توجه به نتایج برآورد مدل در جدول (۳)، آماره‌ی t در رابطه زیر برای بررسی رابطه بلندمدت مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$t = \frac{۰/۲۳ - ۱}{۰/۰۷} = -۱۱$$

مقدار به دست‌آمده برای آماره‌ی t از مقدار بحرانی آن (۴/۵۶-) که آن توسط بنرجی و همکاران محاسبه شده، بیشتر است، بنابراین فرضیه صفر رد می‌شود و رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد.

علاوه بر این نتایج آزمون باند در جدول (۳) نمایش داده شده است:

جدول ۳. نتایج آزمون همگرایی باند

مدل	آماره‌ی F	مقادیر بحرانی آماره‌ی F					
		٪۱		٪۵		٪۱۰	
		I(۰)	I(۱)	I(۰)	I(۱)	I(۰)	I(۱)
مدل ۱	۳/۴۵۶	۲/۷۹	۱/۴	۲/۲۲	۳/۳۹	۱/۹۵	۳/۰۶

منبع: نتایج تحقیق

براساس این جدول می‌توان استنباط کرد که آماره‌ی F در روابط تعادلی بلندمدت متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی مدل از مقدار بحرانی سطوح ۵ درصد و ۱۰ درصد بزرگ‌تر است که این نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت بین متغیرها تأیید می‌شود، بنابراین در ادامه به تخمین ضرایب بلندمدت معادله (۲۳) با استفاده از روش ARDL پرداخته می‌شود.

نتایج مربوط به تخمین مدل در بلندمدت در جدول (۴) نشان می‌دهد که هر دو ضریب شوک موقت و دائمی درآمد مثبت و کاملاً معنی‌دار هستند. مقدار این ضرایب به‌ترتیب برابر با ۰/۷۶و ۰/۷۴ می‌باشد. که نسبت به مقدار آن‌ها دوره کوتاه‌مدت افزایش یافته است. ضریب لگاریتم شوک‌های دائمی نقدینگی نیز مثبت و کاملاً معنی‌دار است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۴. نتایج برآورد رابطه بلندمدت مدل ARDL

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
Log Cycleincome	۰/۷۶۰	۰/۱۳۸	۵/۴۸۳	۰/۰۰۰
log Trendincome	۰/۷۴۷	۰/۱۱۰	۶/۷۹۰	۰/۰۰۰
log Cyclemoney	۰/۲۳۸	۰/۲۰۱	۱/۱۸۲	۰/۲۴۶
Log Trendmoney	۰/۱۷۲	۰/۰۷۶	۲/۵۴۳	۰/۰۱۶
log Cyclegovexpen	-۰/۲۳۱	۰/۹۵۳	-۰/۲۴	۰/۸۰۹
log Trendgovexpen	-۰/۳۲۶	۰/۱۲۵	-۲/۶۰	۰/۰۱۴
C	۵/۷۳۸	۱/۷۳	۳/۳۰	۰/۰۰۲

منبع: نتایج تحقیق

مقدار این ضریب برابر ۰/۱۷۲ است.که در مقایسه با مقدار آن در کوتاه‌مدت کاهش‌یافته است. ضرایب لگاریتم متغیرهای شوک موقت نقدینگی و شوک مخارج دولت به ترتیب ۰/۲۳۸ و ۰/۲۳۱- می‌باشد و از لحاظ آماری معنی‌دار نیست و ضریب لگاریتم شوک دائمی مخارج دولت برابر ۰/۳۲۶- و معنی‌دار است که نشان می‌دهد اگر شوک دائمی در مخارج دولت منجر به افزایش مخارج دولت شود، مخارج مصرفی خانوارها کاهش می‌یابد. این نتیجه با تئوری دور تجاری نئوکلاسیکی انبساط مخارج دولت، مبنی بر اثر منفی مخارج دائمی دولت بر مصرف خانوارها که توسط باکستر و کینگ[1] (۱۹۹۳) مطرح شده است، سازگاری دارد و نتایج گالی[2] و همکاران (۲۰۰۴)، هوروات[3] (۲۰۰۹) و دی الکساندر[4] (۲۰۱۰) و نتایج قاسم پور و همکاران (۲۰۱۲) در مورد ایران، این موضوع را تأیید می‌کند.

۵-۲- تحلیل معادله تصحیح خطا (ECM)

الگوی تصحیح خطا مربوط به مدل به‌صورت معادله ۲۴ است.

1. Baxter and King
2. Gali et al.
3. Horvath
4. Dalessandro

Archive of SID

www.SID.ir

$$d\log cons = dc_{.} + c_{1}d\log cycleincome + c_{2}d\log trendincome + dc_{3}\log cyclemoney + dc_{4}\log trendmoney + dc_{5}\log cyclegov\,exp\,en + dc_{6}\log trendgov\,exp\,en + ECM(-1) \quad (۲۴)$$

ضرایب مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطا در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد معادله مدل تصحیح خطا

متغیر	تخمین ضرایب کوتاه‌مدت			
	ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی t	احتمال
d(logcycle income)	۰/۵۷۹	۰/۱۳۸	۴/۱۶۷	۰/۰۰۳
d(logtrend income)	۰/۵۶۹	۰/۱۲۰	۴/۲۷۱	۰/۰۰۰
d(logcycle money)	۰/۱۸۱	۰/۱۴۹	۱/۲۱۹	۰/۲۳۲
d(logtrend money)	۰/۱۳۱	۰/۰۵۱	۲/۵۶۷	۰/۰۱۵
d(logcycle govexpen)	-۰/۱۷۶	۰/۷۳۰	-۰/۲۴۱	۰/۸۱۰
d(logtrend govexpen)	-۰/۲۴۸	۰/۰۹۰	-۲/۷۴۷	۰/۰۱۰
ECM(-1)	-۰/۷۶۱	۰/۰۷	-۹/۵۱۵	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۵)، نتایج برآورد پویایی‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل را به همراه بخش تصحیح خطا مربوطه نشان می‌دهد. در سمت راست جدول، پویایی‌های کوتاه‌مدت با ضریب تصحیح خطا با وقفه ((ECM(-1)) ارائه شده است. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا بیان می‌کند که ضریب تصحیح خطا ((ECM(-1))، منفی و معنی‌دار و ۰/۷۶۱ می‌باشد و نشان می‌دهد که در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، در هر دوره (۰/۷۶) درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت مخارج مصرفی خانوارها برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

در نهایت با توجه به اهمیت بررسی کشش‌ها مخارج مصرفی از شوک‌های موقت و دائمی متغیرهای توضیحی معنی‌دار مدل، نرم افزار Eviews9 این امکان را فراهم می‌کند که متوسط کشش مصرف خانوارها از شوک‌های متغیرهای توضیحی محاسبه

Archive of SID

www.SID.ir

شود. نتایج محاسبه کشش متوسط مصرف کل خانوارها از شوک‌های مزبور در جدول (۶) ارائه شده‌اند.

جدول ۶. کشش متوسط مخارج مصرفی خانوارها از متغیرهای توضیحی مدل

متغیر	کشش متوسط
logcons(−1)	۰/۲۳۶
Logcycleincome	-۰/۰۰۹
Logtrendincome	۰/۵۷۴
Logcyclemoney	۹.۱۴E-۰۶
Logtrendmoney	۰/۰۸۷
Logcyclegovexpen	-۱.۴۴E-۰۵
Logtrendgovexpen	-۰/۱۸۹

منبع: نتایج تحقیق

براساس جدول (۶)، ضریب کشش متوسط مخارج مصرفی خانوارها از وقفه اول خود برابر ۰/۲۳ است. کشش متوسط مخارج مصرفی خانوارها از شوک درآمد دائمی برابر ۰/۵۷ درصد است، که از کشش متوسط مخارج مصرفی از شوک موقت درآمد که برابر ۰/۰۰۹- ، از کشش متوسط مخارج مصرفی خانوارها از شوک دائمی نقدینگی برابر ۰/۰۸۷ و از شوک دائمی مخارج دولت برابر ۰/۱۸۹- است، بیشتر می‌باشد.

۶- نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر تلاش شده است تا اثر شوک‌های متغیرهای درآمد، نقدینگی، مخارج دولت بر مخارج مصرفی کل خانوارها در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۳ مورد بررسی قرار گیرد. در ابتدا از رویکرد بوریج - نلسون (BN) به‌منظور تجزیه سری زمانی تک تک متغیرهای مزبور به اجزای موقت و دائم استفاده و سپس مدل ارائه شده توسط تکنیک (ARDL) برآورد شده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیر مخارج مصرفی خانوارها و شوک‌های موقت و دائمی درآمد خانوار، شوک دائمی مخارج دولت و شوک دائمی نقدینگی در ایران وجود دارد. همان‌طورکه مطرح شده است مطابق فرضیه درآمد دائمی فریدمن، شوک‌های دائمی درآمد اثر مثبت و معنی‌دار بر

Archive of SID

www.SID.ir

مخارج کل خانوارهای ایرانی داشته است. به‌عبارت دیگر، افزایش دائمی درآمد منجر به افزایش دائمی مصرف خانوارها شده است. اما برخلاف فرضیه فریدمن شوک موقت درآمد اثر مثبت و معنی‌دار بر مخارج مصرفی خانوارها داشته است، که این اثر را می‌توان به‌دلیل محدودیت نقدینگی در کوتاه‌مدت و یا کاهش پس‌اندازهای احتیاطی خانوارها جستجو کرد. کشش متوسط مخارج مصرفی از درآمد نشان می‌دهد که میل نهایی مخارج مصرفی از درآمدهای دائمی نسبتاً بیشتر است. به‌عبارت دیگر، خانوارهای ایرانی بیشتر الگوی مصرفی خود را بر مبنای درآمد دائمی‌شان تنظیم می‌کنند و در نتیجه شوک‌های دائمی درآمد، رفتار مصرفی خود را تعدیل می‌کنند.

در ارتباط با اثر شوک‌های مخارج دولت بر مصرف خانوارهای ایرانی، ضریب شوک‌های موقت مخارج دولت تأثیر معنی‌دار بر مخارج مصرفی خانوارها نداشته و ضریب شوک‌های دائمی مخارج دولت تأثیر منفی و معنی‌دار بر مخارج مصرفی آن‌ها داشته است. مقدار این ضریب در کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان‌دهنده این واقعیت است که به‌ازای تغییرات دائمی در مخارج دولت، مصرف کل خانوارها کاهش یافته است. این نتیجه با پیش‌بینی مدل‌های استاندارد نئوکلاسیکی که خانوارها به آینده توجه می‌کنند و به‌دنبال بهینه‌کردن بین دوره‌ای مصرف خود هستند و مالیاتی را که می‌بایست در آینده بپردازند مدنظر دارند، سازگاری دارد. به‌عبارت دیگر، در نتیجه افزایش مخارج دولت، خانوارهای ایرانی انتظار دارند که درآمدهای آتی‌شان به دلیل افزایش مالیات برای مدت طولانی کاهش یابد، بنابراین، اقدام به افزایش عرضه کارخود می‌کنند، اما این افزایش در اشتغال و تولید تا این حد نیست که بتواند کاهش ثروت و درآمد آن‌ها را جبران کند و در نتیجه بررسی مدل‌های ادوار تجاری نئوکلاسیکی انبساط مخارج دولت، مصرف خانوارها به‌طور منفی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. اما شوک‌های موقت مخارج دولت، عکس‌العمل چندانی در الگوی مصرف خانوارها ایجاد نمی‌کند.

ضریب شوک دائمی نقدینگی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر مخارج مصرفی خانوارها در ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت داشته است، چراکه افزایش حجم پول، میزان نقدینگی در دست آن‌ها را افزایش می‌یابد که این به معنای افزایش درآمد دائمی آن‌ها می‌باشد و در نتیجه آن تمایل به مصرف نزد آن‌ها افزایش می‌یابد.

به‌طور کلی، نتایج تحقیق نشان می‌دهد مصرف خانوارهای ایرانی متأثر از سیاست‌های پولی و مالی دولت است و تأثیر شوک‌های حاصل از تغییر سیاست پولی (نقدینگی) و مالی (مخارج دولت) بر درآمد و مصرف خانوارها در ایران مشهود می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

تغییرات نقدینگی می‌تواند از چند کانال، درآمد و مصرف خانوار را تحت تأثیر قرار دهد. به‌عنوان مثال، کاهش محدویت‌های نقدینگی منجر به افزایش مصرف در بخش خصوصی می‌شود و اعطای تسهیلات بانکی، محدویت نقدینگی در دست خانوارها را کاهش می‌دهد. تغییرات حجم نقدینگی پول نیز می‌تواند از کانال بهره حاصل از آن بر مصرف خانوارها مؤثر باشد. هم‌چنین سیاست‌های مالی انبساطی دولت که منجر به شوک دائمی در افزایش مخارج دولت شود، مخارج خانوارهای ایرانی را در بلندمدت کاهش می‌دهد. به‌عبارت دیگر، افزایش مخارج دولت در نهایت منجر به کاهش مصرف دائمی خانوارها در ایران می‌شود.

به‌طور خلاصه، با توجه به اینکه بیشتر خانوارهای ایرانی تمایل به پس‌انداز ناشی از افزایش موقت درآمد خود را دارند و کاهش موقت درآمدشان توسط پس‌انداز و حتی استقراض جبران می‌شود (قاسم پور و همکاران، ۲۰۱۲)؛ بنابراین، سیاست‌های مالی و پولی انبساطی دولت بهتر است درآمدهای موقت خانوارها را که تأثیر قابل توجهی در الگوی مصرف دائمی آن‌ها ندارد، هدف قرار دهد و اثری بر درآمد دائمی آن‌ها که مخارج دائمی‌شان را در بلندمدت تحت تأثیر قرار می‌دهد، نداشته باشد. دولت باید با اتخاد تدابیر درست، از بروز شوکی‌های مخرّب و اثرگذار بر نقدینگی پول و هم‌چنین مخارج خود جلوگیری کند، زیرا شوک‌های فوق درآمد و مصرف دائمی خانوارها را هدف قرار می‌دهد و که اثر منفی در الگوی مصرف و رفاه خانوارها در ایران خواهد داشت.

منابع

۱. احمد، مولود، تشکینی، احمد و سوری، امیررضا (۱۳۸۷). تخمین تابع مصرف بخش خصوصی در ایران . *پژوهشنامه اقتصادی*، ۸ (۲۸)، ۱۵-۳.

۲. اشرفی‌پور، محمد علی (۱۳۹۳). آثار سیاست‌های مالی بر مصرف بخش خصوصی در ایران، مجله اقتصادی، ۱۳ (۷و۸)، ۷۲-۵۱.

۳. امامی، کریم و دربانی، سمن (۱۳۹۰). عوامل مؤثر بر مخارج مصرفی کالاهای بی‌دوام در اقتصاد ایران . *فصلنامه‌ی مدل‌سازی اقتصادی*، سال پنجم، ۲، ۹۱-۱۱۰

۴. رضایی‌پور، محمد و آقایی خوندابی، مجید (۱۳۹۰). اثر شوک‌های مخارج یارانه‌های دولت بر مصرف واقعی بخش خصوصی ایران. فصلنامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۶۰ ، ۱۳۹-۱۶۰.

Archive of SID

www.SID.ir

۵. زراء نژاد، منصور (۱۳۸۲). تخمین تابع مصرف کالاهای مصرفی برای دو گروه خانوارهای شهری و روستایی ایران در دوره (۱۳۵۳-۱۳۷۷). فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۳(۵)، ۲۳-۴۶.
۶. فخرایی، عنایت الله و منصوری، سید امین (۱۳۸۸). برآورد میل نهایی به مصرف در گروه‌های درآمدی براساس فرضیه درآمد دائمی نسبی در ایران. مجله‌ی دانش و توسعه، ۱۷(۲۹)،۲۱-۳۸.
۷. صمدی، علی حسین و سیدی، سید محمد (۱۳۹۱). بررسی تأثیر مخارج دولت بر مصرف خصوصی با توجه به آثار جبرانی مخارج دولت: کاربردی برای ایران. فصلنامه‌ی تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۲ (۸) ، ۸۶-۵۷.
۸. مرکز آمار ایران (۱۳۹۳). نتایج آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای روستایی و شهری در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۳، تهران: مرکز آمار ایران.
9. Abowd, J.M., & David .C. (1989). On the Covariance structure of Earnings and hour changes. Ecomoetrica. 57,411-445.
10. Altunc, Omar Faruk and Aydin, Cell (2014). An Estimation of the Consumption Function under the Permanent Income Hypothesis: The case of D-8 Cuntries. Journal of Cooperation & Development, 35(3), 15-32.
11. Attanasio, O. P., & Szekely, M. (2004). Wage Shocks and Consumption Variablity in Mexico during the 1990. Journal of Development Economics, 73(1), 1-25.
12. Baiely, M. (1971). National Incime and the Price Level. McMgreaw-Hill.
13. Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J., & Hendry, D. (1993). Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. Oxford Scholarship on line, November 2003.
14. Baxter, M., & King, R. (1993). Fiscal Policy in General Equilibrium. American Economic Review, 83(1): 315-334.
15. Berben, R.P., & Brosens, T. (2007). The Impact of Government Debt on Private Consumption in OECD Countries. Econonics Letters, 94 (2), 220-225.
16. Beveridge, S., & Nelson, C. R. (1981). A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. Journal of Monetary Economics, 7(2), 151-174.
17. Blundell, R.; Luigi, P., & Ian P. (2008). Consumption Inequality and Partial Insurance. American Economic Review, 98, 1887–1921.
18. Blundell-Wignall, A., Browne F., & Manasse P. (1990). MonetaryPolicy in Liberalised Financial Markets. OECD Economic Studies, No. 15.

Archive of SID

www.SID.ir

19. Blanchard, O., & Quah.D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. American Economic Review. 79, 655-673.
20. Browing, M., & Ejrnaes, M. (2013). Heterogeneity in the Dynamics of Labor Earning. Annual Review of Economics, 5 (1).219-245.
21. Casado, J. M. (2011). From Income to Consumption: Measuring Household's Partial Insurance. Empirical Economics, 40(2), 471-495.
22. Cho, S. (2011). Housing wealth Effect on Consumption: Evidence from Household Level Data. Economics Letters, 113: 192–194.
23. Choi, H.; McGarry, K., & Schoeni, R. (2015). Liqulity Consumption, the Extended Family, and Consumption. Working paper320, Michigan Retirement Research Center, University of Michigan, Ann Arbor, MI48104.
24. Dalessandro, A. (2010). How Can Government Spending Affect Private Consumption? A Panel Cointegration Approach. European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences, 18 (1): 40-57.
25. Davis, S. J., & Palumbo (2001). Sectoral Job Creation and Destruction Responses to Oil price changes. Journal of monetary economics, 48(3), 465-512.
26. Deaton, A., & Paxson, C. (1994). International Choice and Inequality. Journal of Political Economy, 102 (3), 437-67.
27. Di Maggio, M., Kermani, A., & Ramcharan, R. (2014). Monetary Policy pass-through: Household Consumption and voluntary Deleveraging. Columbia Business School Research Paper, (14-24).
28. Evans, P., & Georgios K. (2007). Liquidity Constraints and the Substitutabilitybetween private and government consumption. Economic
29. Inquiry, 36(2):203-214,
30. 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.
31. Flavin, M. (1981). The adjustment of consumption to changing expectations about future income. Journal of Political Economy, 89, 974–1009.
32. Friedman, M. (1957). A theory of the consumption function. Bureau of Economic Research. Princeton university press, 63, 157-182.
33. Gali.J, Lopez-Salido, J.D., & Valles, J. (2004). Rule-of-Thumb Consumers and the design of Interest Rate Rules. Journal of Money, Credit and Banking, 36(4):739-764.
34. Gianazzi, F., & Pagano, M. (1990). Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries. NBER Macroeconomics, Annual, 5, 76-122.
35. Hall, R. E., & Mishkin, F. S. (1982). The Sensitivity of Consumption to TransitoryI: Evidence from PSID Households. Econometrica, 50(2), 461–481.

Archive of SID

www.SID.ir

36. Horvath, M. (2009). The Effects of Government Spending Shocks on Consumption under Optimal Stabilization. European Economic Review, 53 (7), 815-829.
37. Im, K.S., Pesaran, M.H., & Shin, Y. (1997). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. Mimeo, Department of Applied Economics, University of Cambridge, Working Paper, No. 9526.
38. Hollweg, C. H. (2014). Essay on the Transmission of Economic Shocks (Doctoral Dissertation). https://digital.
39. library. elaide.edu.au/dspace/bitstream/2440/85927/8/02
40. Whole.pdf.https://ideas.repec.org/mrr/papwrs/wp3200htm1.
41. Jimenez, G., Ongena, S., & Peydro, J. L. (2012). Credit supply and monetary policy: Identifying the bank balance-sheet channel with loan applications. The American Economic Review 102(5), 2301–2326.
42. 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.
43. Lettau, M., & Ludvigson, S. C. (2004). Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption. The American Economic Review, 94 (1), 276-299.
44. Ludvigson, S., & Steindel, C. (1999). How Important is theshock Market Effect on Consumption? Economic Poilcy Review, 1(1), 29-51.
45. Kassaipour, N., Taghavi, M., & Ghadimi, M. (2012). The Effect of Fiscal Policy in Terms of Government Spending on Private Consumption in Recessions and Booms in Iran. Management Science Letters, 2(7), 2521-2524.
46. Kaplan, G., Violante, G. L. (2010). How Much Consumption Insurance beyond Self- Insurance? American Economic Journal, 2(4), 53-87.
47. Khanfir, W. (2016). Threshold Effect of Fiscal Policy on Private Consumption Function of Iran: Autoregressive Distributed Lag Approach to Co-integration. International Journal of Economics and Financial Issues, 6 (2), 653-659.
48. Kyland Finn E., & Proscott Edward C. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations. Econometrica, 50 (6), 1345-1370.
49. Mehra, Y. P., & Petersen, J. D. (2005). Oil prices and consumer spending. FRB Richmond Economic Quarterly, 91(3), 53-72.
50. Mian, A., Rao, K., & Sufi, A. (2013). Household Balance Sheets, Consumption, and the Economic Slump. The Quarterly Journal of Economics, 128(4), 1687-1726.
51. Nakagawa, S., & Oshima, K. (2000). Does a Decrease in the Real Interest Rate Actually Stimulate Personal Consumption? An Empirical Study, Bank of Japan Working Paper Series, 2, 1-12.
52. Nelson, C., & Plosser, C. (1982). Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications. Journal of Monetary Economics, 10 (2), 139-162.

Archive of SID

www.SID.ir

53. Parker, J. A., Souleles, N. S., Johnson, D. S., & McClelland, R. (2013). Consumer Spending and the Economic Stimulus Payments of 2008. The American Economic Review, 103(6), 2530-2553.
54. Peltonen, T.A., Sousa, R.M., & Vansteen Kiste, I. S. (2012). Wealth Effect in Emerging Market Economics. International Review of Economics and Finance, 24,155-166.
55. Romer, C.D., & Romer, D.H. (2000). Monetary Policy and the Well-being of the Poor. NBER Working paper 6793, Cambridge, MA, National Bureau of Economic Research.
56. 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.
57. Quijano, M. (2013). Consumption, change in Expenditure and Equity Returns. Applied Financial Economics, 23(24), 1839-1851.
58. Wang, L., & Gao, W. (2011). Nonlinear Effects of Fiscal Ploicy on Private Cosumption: Evidence from China. China & World Economy. 19(2), 60-76.
59. Wang, Y. S. (2013). Oil price effects on personal consumption expenditures. Energy Economics. 36, 198-204.
60. Wenjin, K., & Li, N. (2011). Liquidity Premium and Consumption. www.Umac.mo/fba/Confearence/asian fa 2011/1419739.
61. 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.
62. 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.
63. Zeldes, Stephen P. (1989). Optimal consupmtion with Stochastic Income: Deviations from Certainly Equivalence. The Quarterly Journal of Economics, 104 (2), 275-298.
64. Zhang, Y., & Wan, G., H. (2002). Household Consumption and Monetary Policy in China. China Economic Review, 52-69.

Archive of SID

www.SID.ir