فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال نوزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۳۹۰، صفحات ۱۶۰ – ۱۳۹

اثر شوک‌های مخارج یارانه‌ای دولت بر مصرف واقعی بخش خصوصی ایران

محمد رضایی‌پور
عضو هیأت‌علمی مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی
m_rezaeepoor59@yahoo.com

مجید آقایی خوندابی
پژوهشگر پژوهشکده آمار مرکز آمار ایران
majid_aghaei3@yahoo.com

دراین مطالعه آثار شوک‌های مالی ناشی از افزایش یارانه‌های دولت بر مصرف واقعی بخش خصوصی ایران با استفاده از تکنیک خود توضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهندکه روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین مصرف واقعی بخش خصوصی و شوک‌های یارانه‌ای وجود دارد و سرعت رسیدن به تعادل بلندمدت مصرف واقعی بخش خصوصی زمانی‌که شوک‌های یارانه‌ای به اقتصاد وارد می‌شوند معدل ۰/۶۵– است، به این معناکه در هر دوره ۰/۶۵واحد از عدم تعادل‌های مصرف واقعی بخش خصوصی (که در اثر شوک‌های یارانه‌ای ایجاد شده است) برطرف و به تعادل بلندمدت منجر می‌شود. با توجه به نتایج تحقیق در شرایط رکود –تورمی حال حاضر اقتصاد ایران، ایجاد شوک‌های یارانه‌ای منفی به‌طور حتم مصرف واقعی بخش خصوصی را در کوتاه‌مدت به‌شدت کاهش می‌دهد. اما با توجه به سرعت تعدیل نسبتاً بالای بدست آمده از مدل جای امیدواری وجود دارد که اثر این شوک‌ها در میان‌مدت رفع شود و مصرف واقعی بخش خصوصی به وضعیت تعادلی خود در بلندمدت نزدیک شود.

طبقه‌بندی JEL: *C32, E62*.
واژه‌های کلیدی: *مصرف واقعی بخش خصوصی، شوک‌های یارانه‌ای، رکود و رونق اقتصادی.*

*** تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/٤/۱۷** **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۱۰/٤**

Archive of SID
www.SID.ir

۱. مقدمه

سیاستگذاران اقتصادی در هر جامعه‌ای دو گروه وسیع از سیاست‌ها را در اختیار دارند که با اعمال این سیاست‌ها قادرند اقتصاد را تحت‌تأثیر قرار دهند. نخستین گروه، سیاست‌های پولی هستند که بانک مرکزی عهده‌دار آن است و دومین گروه از این سیاست‌ها، سیاست‌های مالی هستند که در حیطه وظایف دولت و مجلس قرار دارند. ابزارهای عمده‌ای که دولت‌ها برای اعمال این سیاست‌ها در اختیار دارند همان متغیرهای بودجه دولت می‌باشند که با تغییر مناسب این اهرم‌های سیاستی دولت می‌تواند اقتصاد را در توازن نگهدارد.

ویژگی‌های شوک‌های (سیاست‌های) مالی اعمال‌شده توسط دولت مانند موقتی یا دائمی‌بودن شوک و اینکه آیا این شوک‌ها ناشی از کاهش مخارج عمومی، افزایش مالیات‌ها و یا کاهش یارانه باشند، می‌توانند متناسب با شرایط اقتصاد (رونق و رکود) تأثیرات متفاوتی بر متغیرهای کلان اقتصادی برجای بگذارند (کیاوزی و همکاران ۲۰۰۰).

در ایران شوک‌های ناشی از پرداخت یارانه‌های مستقیم و غیرمستقیم همواره متغیرهای مختلف اقتصاد را تحت‌تأثیر قرار داده است. یکی از این متغیرها، مصرف بخش خصوصی است. این متغیر دارای جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد است، چراکه هدف نهایی در اقتصاد افزایش رفاه مصرف‌کنندگان بوده و مهم‌ترین معیار رفاه نیز مصرف می‌باشد (مارو، ۲۰۰۵). همچنین، مصرف عمده‌ترین و باثبات‌ترین جزء تقاضای کل است و دولت‌ها با اعمال شوک‌های مالی در واقع با مدیریت هزینه‌های خود به مدیریت تقاضای کل جامعه می‌پردازند (گارسیا، ۲۰۰۵)، لذا با توجه به اجرای قانون هدفمندشدن یارانه‌ها، در این تحقیق برآنیم تا میزان تأثیر شوک‌های یارانه‌ای را بر مصرف حقیقی ایران درکوتاه‌مدت و بلندمدت به بوته آزمون بگذاریم و تأثیرات این شوک‌ها را در شرایط رونق و رکود اقتصادی ایران بررسی نماییم.

۲. مبانی نظری تحقیق

۲-۱. نظریه‌های مصرف

مصرف از متغیرهای اصلی و بسیار مرتبط با سطوح تولید و درآمد ملی در اقتصاد است. تأکید اولیه بر این متغیر کلان اقتصادی برای نخستین بار توسط کینز در سال ۱۹۳۶ صورت گرفت و با دیگر اقتصاددانان تداوم یافت. در این راستا، نظریه‌های مختلفی همچون نظریه دوره زندگی مصرف آندو ـ مودیگلیانی، نظریه درآمد دائمی مصرف فریدمن، نظریه درآمد نسبی دوزنبری و نظریه انتظارات عقلایی‌هال (۱۹۷۸) در مورد مصرف ارائه شد. اما با توجه به اینکه اغلب نظریه‌های مربوط به توابع مصرف براساس مدل عمومی رفتار بهینه‌یابی بین دوره‌ای

Archive of SID

www.SID.ir

مصرف[1] بنا شده است و مطالعات انجام شده قبلی نیز از این مدل جهت تحلیل رفتار مصرفی مصرف‌کنندگان استفاده کرده‌اند، در مطالعه حاضر نیز به منظور بررسی ارتباط بین مصرف بخش خصوصی و شوک‌های یارانه‌ای دولت از متدولوژی فوق استفاده می‌کنیم (گارسیا، ۲۰۰۵ و کوربو، ۱۹۹۱).

۲-۲. ارائه الگوی هزینه‌های دولت (پرداخت یارانه‌ها) و مصرف بخش خصوصی

در این تحقیق، عوامل مؤثر بر مصرف بخش خصوصی در چارچوب حداکثرسازی مطلوبیت زمانی (بین‌دوره‌ای) بحث می‌شود. در ابتدا، مدل مربوطه معرفی گردیده و سپس با استفاده از داده‌های موجود در ایران به برآورد مدل اقدام می‌شود.

فرض می‌کنیم شخص در زمان صفر واقع شده است (t_o) و دارای یک تابع مطلوبیت می‌باشد که طبق آن از مصرف انواع کالاهای خصوصی، عمومی وارث مطلوبیت کسب می‌کند. او درصدد حداکثرکردن مطلوبیت خویش است، اما امکانات وی شامل درآمد و ... او را محدود می‌سازد. بنابراین، تابع مطلوبیت این شخص از سه متغیر اساسی شامل کالاهای خصوصی، کالاهای عمومی وارث تشکیل شده است. سایر متغیرهای مؤثر در مطلوبیت این شخص را می‌توان در سه متغیر اساسی و پایه‌ای فوق گنجاند.

مصرف‌کننده به دنبال حداکثرکردن مطلوبیت است، اما قیودی دارد و لذا جریان حداکثرسازی را می‌بایست به‌گونه‌ای ترتیب دهد که جریان مصرفی را به وی ارائه دهد که در طول زمان مطلوبیت وی حداکثر شود، بنابراین مطلوبیت این شخص می‌بایست نسبت به قیود وی حداکثر شود:

$$U= U (C_0, C_1,\dots C_T,\dots G_0, G_1,\dots G_T,\dots A) \qquad (۱)$$

در تابع، U بیانگر مطلوبیت فردی، C_t مصرف کالاهای خصوصی در زمان t، G_t مخارج یارانه‌ای دولت در زمان t و A ارث می‌باشد.

منبع عمده درآمد فرد ناشی از کاراوست، علاوه بر آن ثروتی نیز دارد که از بابت آن درآمد کسب می‌کند مثل سپرده‌های مدت‌دار و ...، بنابراین اگر شخص T+1 سال عمرکند می‌توان ارزش فعلی جریان درآمدی وی را به صورت زیر تعریف کرد:

$$PV_o = \sum_{t=o}^{T} \frac{Y_t^L}{(1+r)^t} + \sum_{t=o}^{T} \frac{Y_t^p}{(1+r)^t} = \sum_{t=o}^{T} \frac{(Y_t^L + Y_t^p)}{(1+r)^t} \qquad (۲)$$

1. Intertemporal Optimizing Model of Consumption

www.SID.ir

که در آن، PV_o مجموع ارزش حال جریان درآمد، Y_t^L درآمد ناشی از کار در زمان $Y_{t\ p,t}$ درآمد ناشی از ثروت در زمان t، T کل سال‌های کاری او، r نرخ بهره و t زمان می‌باشد.

ازطریق حداکثرسازی تابع مطلوبیت (۱) با توجه به قید درآمد فرد در نهایت می‌توان تابع مصرف جمعی را به‌صورت زیر نوشت:

$$C_t = a + \beta_0 Y_t^L + \beta_1 YY_{t+1}^L, \ldots \gamma_0 r_t + \gamma_0 r_{t+1} + \ldots + \mu_0 G_t + \ldots,$$
$$\theta_0 W_t + \theta_0 W_{t+1} + \ldots = a + \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i Y_{t+1}^L + \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_i r_{t+1} + \quad (۳)$$
$$\sum_{i=0}^{\infty} \mu_i G_{t+i} + \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i W_{t+1}$$

که در آن $\theta_i, \mu_i, \gamma_i, \beta_i$ ضرایب ثابت هستند.

با نگارش تابع مصرف به صورت تابع(۳)، تخمین بی‌نهایت ضریب رگرسیونی در این تابع، درصورت کم‌بودن مشاهدات و درجه آزادی، ممکن نمی‌باشد و همچنین متغیرهای فوق دارای ارزش آتی هستند که برای ما معلوم نیستند. برای رفع این مشکلات از تبدیل کویک[1] استفاده می‌شود. فرض می‌کنیم هر کدام از ضرایب فوق (βها، γها، μها و θها) دارای علایم یکسان (مثلاً مثبت) هستند. با این فرض روش مذکور مبتنی بر این است که ضرایب فوق بطور هندسی طبق رابطه زیر کاهش پیدا می‌کند:

$$\beta_k = \beta_0 \lambda^k,\ \gamma_k = \gamma_0 \lambda^k,\ \mu_k = \mu_0 \lambda^k,\ \theta_k = \theta_0 \lambda^k, k = 0,1,\ldots,0 \prec \lambda \prec 1$$

که در آن λ، نرخ کاهش وقفه‌های توزیعی و λ - 1 سرعت تعدیل می‌باشد. به این ترتیب می‌توان مدل با بی‌نهایت وقفه فوق را بصورت زیر نوشت:

$$C_t = a + \beta_0 \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k y_{t+k}^L + \gamma_0 \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k r_{t+k} + \quad (۴)$$
$$\mu_0 \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k G_{t+k} + \theta_0 \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k W_{t+k}$$

اکنون مدل (۴) با روش معمول اقتصادسنجی قابل برآورد نیست، زیرا اولاً دارای بی‌نهایت پارامتر است که می‌بایست تخمین‌زده شود و ثانیاً مدل فوق بر حسب λ غیرخطی است. برای حل این مشکل از تبدیل کویک استفاده می‌کنیم و مدل (۴) را یک دوره به جلو برده، در λ ضرب نموده و نتیجه بدست آمده را از مدل (۴) کم می‌کنیم.، در این صورت خواهیم داشت:

1. Koyk Transformation

Archive of SID

www.SID.ir

$$C_{t+1} = \lambda C_t + (1-\lambda)a + \beta_0 y_t^L + \gamma_0 r_t + \theta_0 W_t + \mu_0 G_t \qquad (۵)$$

درصورت کفایت مشاهدات و اطلاعات آماری به‌راحتی قابل برآورد است. در معادله ۵، C_t بیانگر مصرف خصوصی در زمان $Y_{tL,t}$ در آمد حقیقی ناشی از کار در زمان t، r_t نرخ بهره در زمان t و G_t مخارج یارانه‌ای دولت در زمان t، W_t ثروت در زمان t می‌باشد (عبدلی، ۱۳۷۴).

۳. مطالعات انجام شده قبلی

بوکز (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای تحت عنوان "چرا مصرف بخش خصوصی بعد از شوک‌های ناشی از مخارج دولت افزایش می‌یابد؟"، به بررسی تأثیر شوک‌های مالی بر مصرف بخش خصوصی در کشور آمریکا پرداختند. در این مطالعه برای بررسی تأثیر این شوک‌ها یک مدل سیکل تجاری حقیقی (RBC)[1] با استفاده از متغیرهایی همچون مخارج عمومی، خصوصی دولت و مخارج مصرفی خانوار طراحی کردند و آن را با استفاده از روش حداکثر راستنمایی[2] برآورد کردند. نتایج حاصل از برآورد این مدل حاکی از ارتباط مثبت، قوی و معنادار بین مخارج مصرفی دولت و مخارج مصرفی بخش خصوصی در کشور آمریکا است و شوک‌های مالی ناشی از افزایش مخارج دولت میزان مصرف بخش خصوصی را در این کشور افزایش می‌دهد.

برن (۲۰۰۷) در مقاله‌ای تحت عنوان "تأثیر مخارج دولت بر مصرف بخش خصوصی در کشورهای OECD" به بررسی تأثیر مخارج دولت بر میزان مصرف بخش خصوصی در کشورهای عضو OECD پرداختند. آنها در این مطالعه یک رابطه غیرخطی را بین مصرف بخش خصوصی مخارج دولت برآورد کردند. نتایج حاصل از برآورد مدل در این مطالعه حاکی از آن است که در کشورهای عضو OECD که مخارج دولتی بالایی دارند یک شوک مالی با کاهش در مصرف بخش خصوصی در این کشورها جانشین[3] می‌شود و برعکس در کشورهایی‌که مخارج دولتی پایینی دارند مصرف بخش خصوصی نسبت به تغییرات مخارج دولت حساس است. بنابراین تأثیرات سیاست‌های مالی در نوسانات سیکل تجاری[4] در کشورهایی‌که مخارج دولتی بالایی دارند کمتر است.

دکاسترو (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای تحت‌عنوان "تأثیرات کلان اقتصادی سیاست‌های مالی در اسپانیا" به بررسی تأثیرات سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشور اسپانیا با استفاده از متدولوژی VAR پرداخت. وی در این مطالعه به این نتیجه رسید که شوک‌های مالی تأثیری قوی و معنادار بر میزان مصرف بخش خصوصی دارند.

1 .Real Business Cycle
2 .Maximum - Likeligood
3 .Crowding Out
4. Business Cycle fluctuations

Archive of SID
www.SID.ir

تریدماس (۱۹۹۲) در مقاله‌ای تحت‌عنوان "یادداشتی بر اثرات هزینه‌های دولت روی مصرف خصوصی بر اساس فرضیه درآمد دائمی" به بررسی چگونگی تاثیر هزینه‌های دولت بر مصرف در یونان در طول سال‌های (۱۹۷۸-۱۹۵۸) می‌پردازد، اما بی‌شباهت به طراحی‌های تجربی قبلی، وی بر آثار جزئیات متفاوت هزینه‌های دولت تاکید می‌کند. وی استدلال می‌کند که چون هزینه‌های دولت اهداف متفاوتی را به‌عنوان سیاست عمومی دولت دنبال می‌کنند، آثار متفاوتی را بر مصرف خصوصی بر جای می‌گذارند.

ابراهیم رضایی (۱۳۸۱) در پایان‌نامه خود بتحت عنوان "بررسی سیاست‌های مالی بر مصرف و اشتغال در اقتصاد ایران" آثار مخارج دولت بر متغیر مصرف با استفاده از تکنیک‌های سری زمانی (مدل خود رگرسیون‌برداری) مورد بررسی قرار گرفته است و از آمار سری زمانی سال‌های (۱۳۸۱ - ۱۳۵۰) متغیرها استفاده شده است. پس از برآورد مدل مشخص شده است که بین مصرف و متغیرهای سیاست مالی روابط بلندمدت وجود دارد. این رابطه از طریق آزمون هم‌انباشتگی یوهانس تخمین زده شده و نتایج نشان می‌دهد که در اثر شوک مثبت مخارج دولت مصرف افزایش می‌یابد در حالی‌که شوک منفی مالیات مصرف را کاهش می‌دهد.

۴. معرفی الگوی تجربی، روش تحقیق و داده‌ها

۴-۱. معرفی الگوی تجربی

براساس مدل بهینه‌یابی بین دوره‌ای مصرف، متغیرهای مخارج دولتی (یارانه‌ها)، درآمد حقیقی و نرخ بهره می‌توانند بر مصرف واقعی بخش خصوصی تأثیرگذار باشند. با توجه به هدف اصلی این تحقیق یعنی بررسی آثار شوک‌های مالی دولت در دوران رکود و رونق اقتصادی بر مصرف واقعی بخش خصوصی در مدل تحقیق نیز بیشتر به این متغیرها توجه شده است. از سوی دیگر، مطابق قاعده آکام[1] (اصل قلت متغیرها) هرچه در یک رگرسیون با تعداد متغیرهای توضیحی کمتر بتوان ضریب تعیین بالاتری بدست آورد بهتر است (گجراتی،۱۳۷۸). لذا برای بررسی تأثیر شوک‌های مثبت و منفی ناشی از یارانه‌های دولتی بر مصرف واقعی بخش خصوصی مدل تجربی تحقیق به صورت زیر معرفی می‌گردد:

$$PC = f(PC(-1), DUBOOMGSU, DURECGSU, X) \qquad (۶)$$

PCPC: مصرف واقعی بخش خصوصی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ می‌باشد. BOOM: متغیر مجازی دوران رونق اقتصادی است که مقدار آن برای سال‌های رونق اقتصادی یک و برای سایر سال‌ها صفر است. REC[2]: متغیری مجازی دوران رکود اقتصادی است که مقدار این متغیر برای سال‌های رکود اقتصادی برابر با یک و سایر سال‌ها صفر

1. Occam, S.

۲. نحوه استخراج دوران‌های اقتصادی رونق و رکود در روش‌شناسی تحقیق بطورکامل توضیح داده شده است.

Archive of SID
www.SID.ir

است. DURECGSU: متغیری مجازی است که نشان‌دهنده شوک‌های یارانه‌ای در دوران رونق اقتصادی است. این متغیر از حاصلضرب متغیر مجازی BOOM (رونق اقتصادی) و نرخ رشد کل یارانه‌های دولت بدست آمده است.

DURECGSU، متغیری مجازی است که نشان‌دهنده شوک‌های مالی در دوران رکود اقتصادی است. این متغیر از حاصلضرب متغیر مجازی REC (رکود اقتصادی) و نرخ رشد کل یارانه‌های دولت بدست آمده است.GSU: نرخ رشد یارانه‌های دولت است. X، متغیر کنترلی استفاده شده در مدل می‌باشد که نشان‌دهنده سایر متغیرهای توضیحی الگو می‌باشد. سایر متغیرهای تأثیرگذار بر مصرف بخش خصوصی در این تحقیق عبارتند از نرخ بهره (R)، درآمد حقیقی (YD)، حجم نقدینگی به قیمت‌های ثابت (MM) به عنوان جانشینی برای ثروت حقیقی جامعه وارد مدل شده است. چراکه براساس اثر پیگو تغییرات ثروت حقیقی جامعه منجربه تغییرات مستقیم مصرف می‌شود. در این مطالعه برای محاسبه نرخ بهره حقیقی از رابطه زیر استفاده شد:

$$R_t = [\frac{1 + r_t}{1 + (CP1_t - CP1_{t-1})/(CP1_{t-1})} - 1] \times 100 \qquad (۷)$$

در رابطه فوق، R_t: نرخ بهره واقعی، CPI: شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی و rt: نرخ سود سپرده‌های بلندمدت بانکی است. درآمد قابل تصرف نیز ازطریق کسر ارزش‌افزوده بخش نفت و مالیات‌های مستقیم ازتولید ناخالص داخلی بدست آمده است.

یکی از نکات مهم و قابل‌توجه در این الگو نحوه استخراج دوران‌های اقتصادی رونق، رکود و شوک‌های مالی انبساطی و انقباضی (مثبت و منفی) است. در قسمت بعدی روش‌شناسی استخراج دوران‌های رکود و رونق و شوک‌های مالی انبساطی و انقباضی توضیح داده می‌شود.

۴-۲. روش‌شناسی تحقیق

نخستین قدم برای آزمون فرضیه اثرگذاری شوک‌های مالی بر مصرف حقیقی بخش خصوصی در شرایط رکود و رونق اقتصادی، تشخیص دوران‌های رکود و رونق است. براساس ادبیات اقتصاد کلان، دوران اقتصادی به‌مفهوم انحراف تولید از روند طبیعی بوده و هرگونه انحراف به پایین و بالای روند طبیعی رکود و یا رونق نامیده می‌شود (اختر و انیس، ۱۳۸۲). از دیدگاه کلاسیک‌ها، دوران‌های اقتصادی در قالب نرخ رشد تشریح می‌شود. در این چارچوب رکود اقتصادی به معنای حداقل داشتن دو دوره نرخ رشد منفی اقتصادی است.

یکی از روش‌های بدست آوردن دوران‌های اقتصادی، استفاده از روند زمانی متغیر سری زمانی تولید حقیقی است. برای این منظور می‌توان از روش‌هایی مانند روش رگرسیونی استفاده کرد. به‌گونه‌ای که می‌توان با برازش

Archive of SID

www.SID.ir

تولید روی زمان و مقایسه مقادیر واقعی با مقادیر روندی دوران‌های اقتصادی را بدست آورد. صمدی و جلایی (۱۳۸۳) با استفاده از این روش دوران‌های اقتصادی ایران را طی دوره (۱۳۸۲–۱۳۳۸) استخراج کرده‌اند، اما باید توجه کرد که با توجه به ماهیت تصادفی تولید ناخالص داخلی استفاده از این روش صحیح نیست و باید از روش‌های میانگین متحرک و یا فیلتر هودریک – پرسکات استفاده کرد.

در روش میانگین متحرک سعی می‌شود طول دوره میانگین متحرک به‌گونه‌ای انتخاب شود که با مدت دوران اقتصادی برابر باشد (دانش‌جعفری، ۱۳۸۰). مشکل اصلی این روش تعیین طول دوره میانگین متحرک است و علاوه بر آن، استفاده از این روش اختلالات بسیاری را در فرایندهای میان‌مدت و بلندمدت بوجود می‌آورد.

یکی از متداول‌ترین روش‌های استخراج دوران‌های اقتصادی بکارگیری روش روند زمانی فیلتر هودریک – پرسکات[1] (۱۹۹۸) است. کینگ و ری بلو (۱۹۹۳) و نیز کوگلی و نیسون (۱۹۹۵) اثبات می‌کنند که فیلترهای هودریک – پرسکات می‌توانند در یک سری زمانی ایجاد دوران نمایند (اصغرپور، ۱۳۸۴).

در فیلتر هودریک – پرسکات مهم‌ترین ویژگی این است که هیچ‌گونه پیش‌نیاز اطلاعاتی درخصوص اوج و حضیض لازم نیست و می‌توان آن را به‌صورت مکانیکی مورد استفاده قرار داد. در روش میانگین متحرک، انتخاب تعداد سال‌ها می‌تواند نتایج رکود و رونق اقتصادی را تغییر دهد، اما در فیلتر هودریک – پرسکات اینگونه نیست. منطق استفاده از فیلتر هودریک – پرسکات آن است که این روش می‌تواند به تفکیک یک شوک مشاهده شده به اجزای دائمی و موقت کمک نمایند. تفاوت مشخص بین شوک دائمی و موقت در این است که شوک دائمی آثار دائمی بر متغیر حقیقی دارد، اما شوک موقت آثار موقتی بر متغیر حقیقی دارد. با این وجود، تداوم شوک‌های موقت منجر به پیچیده‌تر شدن تمایز بین دو شوک دائمی و موقت می‌شود.

براساس مطالعه کولی و پرسکات (۱۹۹۵) اگر یک سری زمانی مشاهده شده x_t را بتوان در قالب مجموع یک جزء نوسانی و یک جزء روند تشریح کرد و اگر a پارامتری باشد که بیان‌کننده واریانس نسبی جزء روند درمقابل نوسان باشد، در این صورت پارامتر مذکور بیانگر چگونگی کنترل همواری مسیر روند است (اصغرپور، ۱۳۸۴). با معلوم شدن a مسئله فیلتر هودریک – پرسکات عبارت است از حداقل‌کردن مجموع مجذورات Γ_t انحراف متغیر سری زمانی X_t از روند (T) بدست می‌آید. در واقع، مقادیر روند فیلتر هودریک – پرسکات مقادیری هستند که رابطه زیر را حداقل می‌کند:

$$j = \sum_{t=1}^{T}(X_t - \tau_{x,t})^2 + a\sum_{t-2}^{T-1}[(\tau_{x,t} - \tau_{x,T-1})]^2 \qquad (۸)$$

1. Hodrick-Prescott (HP)

www.SID.ir

که در آن، T تعداد مشاهدات، a پارامتر عامل موزون است که میزان هموار بودن روند را تعیین می‌کند. مقدار متعارف آن برای داده‌های سالانه برابر با ۱۰۰ و برای داده‌های فصلی ۱۶۰۰ می‌باشد. تأثیر این پارامتر دراین است که از آمار سری زمانی مورد بررسی، دوره‌های با فرکانس کمتر از ۸ سال را حذف می‌کند. این فیلتر دوطرفه بوده و از این رو مشکل تغییر فاز دوره را از بین می‌برد. مشکل این روش فیلتر، نامشخص بودن مقدار دقیق پارامتر a است که مقدار انحراف را با تغییر مواجه می‌سازد، به‌گونه‌ای که اگر پارامتر مذکور کاهش و یا افزایش یابد، در این صورت مقدار روند دائمی و موقت تغییر می‌کند. استخراج رکود و رونق اقتصادی براساس فیلتر هودریک – پرسکات به شرح زیر است:

ابتدا اندازه روند تولید ناخالص داخلی بدون نفت را براساس فیلتر هودریک – پرسکات استخراج کرده و آن را HPGDP می‌نامیم (GDP نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی بدون درآمدهای نفتی است) و در ادامه نوسانات تولید ناخالص داخلی بدون نفت نامگذاری نموده و سپس براساس آن رکود و رونق را استخراج می‌کنیم. اگر مقدار GDP از روند طبیعی خود بیشتر باشد، در این صورت رونق اقتصادی حاکم بوده و در سال‌هایی که مقدار تولید ناخالص‌داخلی حقیقی از روند طبیعی خود کمتر باشد، براساس تعریف در آن سال رکود اقتصادی وجود خواهد داشت. بدین ترتیب می‌توان از تفاوت مقدار فیلتر تولید ناخالص داخلی و مقدار واقعی آن، انحراف از روند طبیعی SEGDP را به شرح زیر بدست آورد:

$$SEGDP_t = GDP_t - HPGDP_t$$
$$BOOM_t = Max\ (0, SEGDPO_t \qquad (۹)$$
$$REC_t = Min\ (SEGDPO_t, 0)$$

که در آن، REC, BOOM به‌ترتیب نشان‌دهنده مقدار انحراف تولید ناخالص داخلی بدون نفت از روند طبیعی آن در سال‌های رونق و رکود اقتصادی است. با معلوم شدن مقادیر انحراف از روند (شوک‌های موقت) می‌توان رکود و رونق را به صورت زیر معلوم کرد:

DUBOOM برای نشان دادن دوران‌های رونق اقتصادی بوده و DUREC نیز می‌تواند برای نشان‌دادن سال‌های رکود اقتصادی بکار گرفته شوند، لذا براساس ادبیات اقتصادسنجی متغیرهای موهومی برای شرایط حقیقی اقتصاد دو حالت رکود و رونق در نظر گرفته می‌شود. حال اگر در الگوی اقتصادسنجی از متغیر موهومی DUBOOM استفاده شود، مقدار آن برای دوران رونق برابر با یک و در شرایط رکود صفر است، اما چنانچه از متغیر موهومی DUREC استفاده شود مقدار این متغیر برای سال‌های رکود مقدار یک و برای سال‌های رونق اقتصادی مقدار صفر است.

از لحاظ اقتصادسنجی، جملات پسماند معادلات رگرسیون‌های تک‌معادله‌ای و سیستم معادلات را شوک می‌گویند (کارو، ۱۹۹۲). معمولاً در الگوهای اقتصادسنجی خودرگرسیون‌برداری، تغییرات

Archive of SID
www.SID.ir

متغیرهای سری زمانی به‌عنوان شوک همان متغیر درنظرگرفته می‌شود. در این راستا، هم مخارج دولت و مالیات‌ها و هم نرخ رشد آنها می‌تواند به‌عنوان شوک‌های مالی مطرح شود. در تحقیقات تجربی که در زمینه شوک‌های پولی انجام شده است (دانش‌جعفری ،۱۳۸۰ و مهرآرا ،۱۳۷۷) از هر دو متغیر حجم پول و نرخ رشد پول به‌عنوان شوک‌های پولی استفاده کرده‌اند. با این تعریف، می‌توان گفت سیاست‌های مالی به نوعی شوک‌های مالی تلقی می‌شوند، زیرا استفاده از روش پسماند رگرسیونی ممکن است با خطای اندازه‌گیری شوک‌ها مواجه شود و در نتیجه می‌بایست با نتایج بدست آمده با احتیاط برخورد کرد. برای رفع این مشکل می‌توان از روش متغیرهای موهومی[1] (متغیر مجازی) استفاده کرد (گرین، ۲۰۰۴).

در این تحقیق پس از استخراج دوران‌های اقتصادی رکود و رونق برای بدست آوردن متغیر مجازی شوک‌های مالی در هر دوران از حاصل‌ضرب نرخ رشد مخارج یارانه‌ای دولت و متغیر مجازی مربوطه استفاده می‌شود. بدین ترتیب که شوک مالی ناشی از این متغیرها در دوران رکود برابر است با حاصلضرب نرخ رشد این متغیرها و متغیر مجازی دوران رکود اقتصادی که مقدار آن برای دوران رکود برابر حاصلضرب نرخ رشد مخارج یارانه‌ای دولت و متغیر مجازی REC (دوران رکود) است و برای سایر سال‌ها صفر است. متغیر مجازی شوک‌های مالی در دوران رونق اقتصادی نیز از حاصلضرب نرخ رشد مخارج یارانه‌ای دولت و متغیر مجازی BOOM (دوران رونق) بدست می‌آید. مقدار شوک‌های مالی در دوران رونق برابر حاصلضرب نرخ رشد مخارج کلی دولت و یارانه‌های دولت و در سایر سال‌ها برابر با صفر است.

۴-۳. داده‌های تحقیق

تمام داده‌های آماری برای انجام این تحقیق از گزارش‌های اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی طی دوره (۱۳۸۶- ۱۳۵۳) استخراج شده‌اند. از آنجایی که اطلاعات سری زمانی سالانه متغیرهای مذکور توسط بانک مرکزی ایران ارائه شده است، لذا برای یک‌دست نمودن اطلاعات صرفاً از این منبع رسمی آماری کشور استفاده شده است. علاوه براین، در این تحقیق برای حذف آثار اسمی تورم از مقادیر واقعی متغیرها استفاده شده است.

۵. تخمین الگو، بحث و تفسیر نتایج

در این قسمت، پس از بررسی ایستایی متغیرها، الگوی اقتصادسنجی تحقیق معرفی و سپس تخمین‌زده می‌شود. صحت نتایج حاصل از تخمین با توجه به آزمون‌های تشخیص مختلف بررسی و بعد از اطمینان از صحت مدل برآوردی نتایج حاصله مورد بررسی قرار می‌گیرند.

1. Dummy Variables

Archive of SID

www.SID.ir

۵-۱. آزمون ایستایی[1] (ریشه واحد) متغیرها

برای بررسی ایستایی متغیرها در مطالعه حاضر از آزمون‌های ریشه واحد تعمیم‌یافته دیکی - فولر[2] و فیلیپس _ پرون (PP)[3] استفاده شده است. همان‌طور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، براساس آزمون دیکی ـ فولر، از آنجایی که قدرمطلق این آماره در هر سه سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد در ناحیه بحرانی قرار نمی‌گیرد، لذا متغیرهای مدل در تمام درجات اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد غیرایستا هستند.

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی دیکی ـ فولر

متغیر	آماره محاسبه شده در سطح	مقادیر بحرانی (درصد)			درجه ایستایی
		۱	۵	۱۰	
PC	۲/۵	-۳/۶۷	-۲/۹۶	-۲/۶۲	۱
GDP	۳/۲۶	-۳/۶۷	-۲/۹۶	-۲/۶۲	۱
GSU	۱۱/۹۳	-۳/۶۴	-۲/۹۵	-۲/۶۱	سطح
R	۰/۸۴	-۳/۶۴	-۲/۹۵	-۲/۶۱	۱
YD	۲/۷۴	-۳/۶۷	-۲/۹۶	-۲/۶۲	۱
mm	-۴/۸۴	-۳/۶۷	-۲/۹۶	-۲/۶۲	سطح

مأخذ: نتایج تحقیق.

به‌دنبال انتقادهای فیلیپس پرون (۱۹۸۸) از روش آزمون ریشه واحد دیکی – فولر درصورت وجود تغییرات ساختاری در سری‌های زمانی می‌بایست از آزمون ریشه واحد پرون استفاده نمود. وجود چنین تغییراتی در تحولات سیاسی و اقتصادی ایران در سال‌های اخیر و با توجه به اینکه این تغییرات تاثیرات شگرفی در متغیرهای کلان اقتصادی جامعه ایجاد کرده‌اند (در دوره مورد بررسی) منطقی به نظر می‌رسد. در نتیجه، اگر وجود چنین تغییراتی را بپذیریم، نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی – فولر قابل‌اطمینان نخواهند بود. بنابراین، برای اطمینان کامل از وضعیت ایستا بودن متغیرها ضروری است که از آزمون پرون استفاده شود. نتایج این آزمون در جدول (۲) آمده است. با توجه به آماره PP بدست آمده در سطوح مختلف مقادیر بحرانی، متغیرهای مدل در تمام سطوح اطمینان غیرایستا می‌باشند.

1. Stationary Test
2. Augmented Dickey- Fuller Unit Root Test
3. Phillips-Porron

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۲. نتایج آزمون ایستایی فیلیپس- پرون

متغیر	آماره محاسبه‌شده در سطح	مقادیر بحرانی (درصد)			درجه ایستایی
		۱	۵	۱۰	
PC	۳/۲	-۳/۶۴	-۲/۹۵	-۲/۶۱	۱
GDP	۳/۲۸	-۳/۶۴	-۲/۹۵	-۲/۶۱	۱
GSU	۱۱/۹۴	-۳/۶۴	-۲/۹۵	-۲/۶۱	سطح
R	۰/۹۵	-۳/۶۴	-۲/۹۵	-۲/۶۱	۱
YD	۴/۴۱	-۳/۶۴	-۲/۹۵	-۲/۶۱	۱
mm	۱/۵۸	-۳/۶۴	-۲/۹۵	-۲/۶۱	۱

مأخذ: نتایج تحقیق.

مطابق جدول فوق، بجز متغیر GSU سایر متغیرهای مدل با تفاضل‌های مرتبه اول ایستا هستند. اگرچه در اغلب موارد برای ایستا نمودن سری‌های زمانی از تفاضل‌گیری استفاده می‌شود، اما مشکل اساسی استفاده از تفاضل متغیرها این است که اطلاعات ارزشمندی را در رابطه با سطح متغیرها از دست می‌دهیم. اغلب تئوری‌های اقتصادی مانند تئوری مقداری پول و فرضیه درآمد دائمی فریدمن رابطه بلندمدت بین متغیرها را به شکل سطح بیان می‌کنند و نه به‌صورت تفاضل مرتبه اول یا دوم آنها، بنابراین هرچند ایستایی متغیرهای زمانی یک رابطه رگرسیونی را می‌توان از طریق تفاضل‌گیری تأمین کرد، اما برای حفظ اطلاعات بلندمدت در رابطه با سطح متغیرها نمی‌توان کار خاصی انجام داد. در اینجاست که هم‌انباشتگی به ما کمک می‌کند تا بتوانیم الگویی را بدون هراس از کاذب بودن براساس سطح متغیرهای سری زمانی برآورد کنیم.

روش هم‌انباشتگی انگل - گرنجر[1] (۱۹۷۸) نیز دارای محدویت‌هایی از قبیل تورش‌دار بودن برآوردها در نمونه‌های کوچک است و بنابراین انجام تخمین و بررسی فرضیه با استفاده از آماره‌های معمول بی‌اعتبار است. همچنین روش انگل- گرنجر، بر پیش‌فرض وجود یک بردار هم‌انباشتگی استوار است و در شرایطی که بیش از یک بردار هم‌انباشتگی وجود داشته باشد استفاده از این روش کارا نخواهد بود. با وجود این محدودیت‌ها، روش‌های دیگری مانند روش خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) را می‌توان مورد استفاده قرار داد که نواقص مربوط به این برآوردها را برطرف می‌کند، زیرا این روش نسبت به درجه جمع بستگی متغیرهای توضیحی حساس نبوده و نیز با انتخاب تعداد وقفه مناسب در مدل می‌توان برآورد سازگاری از ضرایب

1. Engel-Granger Two-Steps Test

www.SID.ir

بلندمدت مدل به‌دست آورد. لذا به این دلیل که متغیرهای اصلی از مرتبه صفر و یک ایستا هستند برای بررسی پویایی مدل از روش ARDL استفاده می‌شود.

۵-۲. بررسی تأثیر شوک‌های یارانه بر مصرف واقعی بخش خصوصی

در این مطالعه برای بررسی تأثیر شوک‌های یارانه بر مصرف واقعی بخش خصوصی با توجه به مبانی‌نظری ارائه شده و مطالعات انجام شده قبلی از مدل زیر استفاده می‌کنیم:

$$PC = f(PC(-1), DUBOOMGSU, DURECGSU, R, YD, MM) \quad (۱۰)$$

برای تخمین معادله لازم است در ابتدا وقفه بهینه متغیرها مشخص شود، برای این منظور از ضابطه شوارتز- بیزین[1] در فضای نرم‌افزار Microfit4.1 استفاده شده است.

جدول ۳. آثار شوک‌های یارانه بر مصرف واقعی بخش خصوصی در دوران رکود و رونق اقتصادی

	وقفه‌های مدل با معیار شوارتز بیزین بصورت ARDL(1,0,0,0,0,0) انتخاب شده‌است	
	ضرایب	آماره t
PC(-1)	۰/۳۵	۳/۹۴
DUBOOMGSU	۷۹۱۷/۸	۲/۲۹
DURECGSU	۱۲۷۶/۶	۲/۵۱
R	-۱۸۵۹	-۶/۳
YD	۰/۵۹	۸/۹
Const	۲۰۲۰۳	۴/۵۵
R^2	۰/۹۹	-
F	۱۳۴۱/۶	Prob [0.000]
DW-statistic	۲/۱	-

مأخذ: نتایج تحقیق.

همان‌طور که در جدول فوق مشاهده می‌شود در مدل برآوردی بالا تمام متغیرها از علایم سازگار با تئوری‌های اقتصادی برخوردار بوده و از لحاظ آماری نیز در سطح اطمینان بالایی معنادار هستند.[2] ضریب

1. Schwaez – Bayesian Criterion (SBC)

۲. به‌عنوان یک قاعده کلی اگر سطح خطا (به‌عنوان مثال ۵ درصد) از حداقل سطح معناداری بزرگ‌تر باشدفرضیه صفر رد شده و اگر سطح خطا از حداقل معناداری کوچک‌تر باشد، فرضیه صفر پذیرفته نمی‌شود.

Archive of SID
www.SID.ir

متغیرهای DUBOOMGSU و DURECGSU دلالت بر این دارد که شوک‌های مالی مثبت ناشی از افزایش مخارج یارانه‌ای دولت در دوران رونق اقتصادی تأثیر مثبت و معنادار بر مصرف واقعی بخش خصوصی ایران دارند، به‌طوری‌که اعمال یک واحد شوک‌های یارانه‌ای در سال‌های رونق، مصرف واقعی بخش خصوصی را ۹/۹۱۷ واحد و در سال‌های رکود ۱/۲۷۶ افزایش می‌دهد. از سویی، عکس‌العمل مصرف بخش خصوصی به شوک‌های مالی یارانه‌ای در دوران رکود و رونق اقتصادی یکسان نبوده و شوک‌های مالی در دوران رکود تقریباً تأثیر کمتری بر مصرف واقعی بخش خصوصی دارند. این نتایج بیانگر این واقعیت می‌باشند که در اقتصاد ایران سیاست‌های مالی یارانه‌ای هم در دوران رکود و هم در دوران رونق اقتصادی موجب افزایش مصرف بخش خصوصی می‌شوند و همچنین اثرگذاری این سیاست‌ها در دوران رونق بیشتر از دوران رکود اقتصادی است. درآمد قابل تصرف نیز تاثیر معناداری بر مصرف واقعی بخش خصوصی دارد، اما از لحاظ کمی میزان تأثیرگذاری درآمد حقیقی افراد بر مصرف واقعی بخش خصوصی نسبت به شوک‌های یارانه‌ای بسیار ناچیز می‌باشد. به‌طوری که با افزایش یک واحدی درآمد حقیقی افراد مصرف تنها ۰/۵۹ واحد افزایش می‌یابد. نرخ بهره واقعی نیز تأثیر منفی و معنادار بر مصرف واقعی بخش خصوصی دارد، به گونه‌ای‌که با افزایش یک واحدی نرخ بهره حقیقی مصرف ۱/۸۵۹ واحد کاهش می‌یابد، زیرا با افزایش نرخ بهره میزان پس‌انداز افزایش می‌یابد و افراد به سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی روی می‌آورند در نتیجه میزان مصرف کاهش می‌یابد. در ضمن به این دلیل‌که تصریح مدل با وجود متغیر نقدینگی فاقد نتایج معنادار می‌باشد، متغیر مذکور از مدل حذف شد.

جدول۴. نتایج آزمون‌های شناختی مدل

Test Statistics	LM Version	F-Version
A:Serial Correlation	CHSQ(1) = .26359[.608]	F(1, 19)= .19460[.664]
B:Functional Form	CHSQ(1)= 1.3451[.246]	F(1, 19)= 1.0366[.321]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.2425[.537]	Not applicable
D:Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .11526[.734]	F(1, 24)= .10687[.747]

مأخذ: نتایج تحقیق.

۵-۲-۱. آزمون‌های شناختی معادلات

همان‌طورکه در جدول (۴) ملاحظه می‌شود، A بیانگر آزمون ضریب لاگرانژ و تأییدکننده عدم‌همبستگی سریالی بین باقیمانده‌هاست. B: آزمون رمزی با توزیع خی دو و آماره (۱۹/۱) F است که فرم تصریح‌شده مدل را به‌صورت صحیح بررسی می‌کند. در اینجا آماره LM: نشان‌دهنده صحت تصریح در مدل است (با توجه به مقدار آماره‌ها).

Archive of SID

www.SID.ir

C: آزمون تشخیص توزیع نرمال جملات پسماند است که براساس آماره LM بدست آمده، نرمال بودن این توزیع در مدل تأیید می‌شود. D: بیانگر آزمون واریانس ناهمسانی با توزیع خی ـ دو و آماره F (۲۴/۱) است که نتایج بدست آمده نشان‌دهنده واریانس همسانی باقیمانده‌هاست. بنابراین، براساس نتایج حاصل از آزمون‌های شناختی بالا اعتبار آماری نتایج تأیید می‌شود.

۵-۳. تحلیل بلندمدت تأثیر شوک‌های مالی بر مصرف واقعی بخش خصوصی

در این بخش به تحلیل بلندمدت و سپس تحلیل کوتاه‌مدت شوک‌های یارانه‌ای بر مصرف واقعی بخش خصوصی در ایران می‌پردازیم. برای تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرها از روش دومرحله‌ای به‌صورت زیر استفاده می‌کنیم. در مرحله اول وجود ارتباط درازمدت بین متغیرهای مدل آزمون می‌شود، لذا برای آزمون همگرایی می‌بایست آزمون فرضیه زیر انجام شود (نوفرستی، ۱۳۷۸):

$$H_0 : \sum_{i=1}^{m}\beta_i - 1 \geq 0$$
$$H_0 : \sum_{i=1}^{m}\beta_i - 1 < 0 \qquad (۱۱)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، زیرا شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به‌سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام این آزمون باید عدد یک را از مجموع ضرایب باوقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم کرد. کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t(2) = \frac{\sum_{i=1}^{m}\hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} S\hat{\beta}_i} = \frac{0/35}{0/09} = -7/22 \qquad (۱۲)$$

اگر قدرمطلق t بدست آمده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[1] بزرگتر باشد فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. با توجه به اینکه آماره t محاسباتی برای مدل (۷/۲۲-) از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۹ درصد (۴/۹۲-) بزرگتر است، رابطه پایدار درازمدت بین متغیرهای مدل اثبات می‌شود. رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل در جدول (۵) ارائه شده است:

1. Banerjee, Dolado and Mestre

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۵. برآورد ضرایب بلندمدت مدل با استفاده از ARDL

وقفه‌های مدل با معیار شوارتز بیزین به‌صورت ARDL(1,0,0,0,0) انتخاب شده است.		
متغیر وابسته: مصرف واقعی بخش خصوصی		
متغیر توضیحی	ضریب	آماره t
DUBOOMGSU	۱۲۱۲۸	۲/۳۳
DURECGSU	۱۹۵۵	۲/۵۱
R	-۲۸۴۷	-۸/۶
YD	۰/۹	۳۱/۴
Const	۷/۸۸	۳۰۹۴۷

مأخذ: نتایج تحقیق.

براساس ارقام جدول (۵) تمام ضرایب بلندمدت بین متغیرها از لحاظ آماری در سطح بالایی معنادار هستند. شوک‌های یارانه‌ای در دوران رکود و رونق اقتصادی در بلندمدت نیز تأثیر مثبت بر مصرف واقعی بخش خصوصی دارند و سیاست‌های مربوط به نرخ بهره در بلندمدت تأثیر منفی برمصرف واقعی بخش خصوصی دارند. بنابراین، چه در دوران رکود و چه در دوران رونق دولت با اعمال سیاست‌های یارانه‌ای میزان مصرف واقعی بخش خصوصی را به شدت افزایش داده است. میزان تأثیر مثبت شوک‌های یارانه‌ای بر مصرف در دوران رونق از تأثیر منفی این شوک‌ها در دوران رکود نیز بیشتر است. نرخ بهره واقعی و درآمد واقعی افراد نیز در بلندمدت به‌ترتیب تأثیر منفی و مثبت برمصرف واقعی بخش خصوصی دارند.

۵-۴. تحلیل کوتاه‌مدت شوک‌های مالی بر مصرف واقعی بخش خصوصی

با توجه به اینکه رابطه بلندمدت بین متغیرهای اقتصادی در مدل تأیید شد، برای بررسی روابط کوتاه‌مدت بین شوک‌های یارانه‌ای و مصرف واقعی بخش خصوصی مدل را با استفاده از متدولوژی تصحیح خطا (ECM) برآورد کردیم که نتایج حاصل از این برآورد در جدول(۶) ارائه شده است:

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۶ . نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

وقفه‌های مدل با معیار شوارتز بیزین به‌صورت ARDL(1,0,0,0,0) انتخاب شده است.		
متغیر وابسته مصرف واقعی بخش خصوصی		
متغیر توضیحی	ضریب	آماره t
dDUBOOMGSUتفاضل مرتبه اول شوک‌های یارانه در رونق اقتصادی	۷۹۱۷/۸	۲/۲۹
dDURECGSU تفاضل مرتبه اول شوک‌های یارانه در رکود اقتصادی	۱۲۷۶	۲/۵۱
dR تفاضل مرتبه اول نرخ بهره	−۱۸۵۸/۷	−۶/۳
dYD تفاضل مرتبه اول در آمد حقیقی	۰/۵۹	۸/۸۶
dConstتفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ	۲۰۲۰۳	۴/۵۵
ecm(-1) جزء تصحیح خطا	−۰/۶۵	−۷/۴۱

مأخذ: نتایج تحقیق.

همان‌طورکه در جدول بالا مشاهده می‌شود روابط کوتاه‌مدت بین متغیرها نیز تأیید می‌شود و تمام ضرایب از لحاظ آماری معنادار هستند. اما آنچه بیشتر در مدل (ECM) مورد توجه و دارای اهمیت اساسی است ضریب ecm(-1) است که سرعت تعدیل فرایند عدم تعادل را نشان می‌دهد. .همان‌گونه که از جدول مشخص است، ضریب برآوردی ecm(-1) برابر با ۰/۶۵− است . این ضریب نشان‌دهنده این است که در صورت وارد آمدن هرگونه شوک و عدم تعادل از طریق اعمال شوک‌های یارانه‌ای، تعدیل این انحرافات با سرعت ۰/۶۵ انجام می‌شود. یعنی در هر دوره ۰/۶۵ از عدم تعادل‌های مصرف واقعی بخش خصوصی برطرف می‌شود. به‌عبارت دیگر، درصورت بروز هرگونه انحراف از عدم تعادل معادله مصرف واقعی بخش خصوصی نسبت به رابطه بلندمدت خود در یک دوره، ۰/۶۵ از این انحرافات در دوره بعد تعدیل شده و به سمت رابطه تعادل بلندمدت خود حرکت می‌کند.

این سرعت تعدیل نسبتاً بالا بیانگر این واقعیت است که در اقتصاد ایران انحرافات و عدم تعادل‌های بوجود آمده در مصرف واقعی بخش خصوصی در اثر شوک‌های یارانه‌ای دولت، با شتاب به سمت تعادل بلندمدت حرکت می‌کند.

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهندکه روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین مصرف واقعی بخش خصوصی و شوک‌های یارانه‌ای وجود دارد، به‌گونه‌ای‌که تأثیر شوک‌های مالی ناشی از افزایش مخارج یارانه‌ای دولت بر مصرف واقعی بخش خصوصی در دوران‌های رکود و رونق اقتصادی مثبت است و میزان تأثیر این شوک‌ه

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به ضرایب بدست آمده برای متغیرها در دوران رونق اقتصادی بیشتر از تأثیر این شوک‌ها در دوران رکود اقتصادی است، به‌گونه‌ای‌که اعمال یک واحد شوک‌های یارانه‌ای در سال‌های رونق مصرف واقعی بخش خصوصی را ۷/۹۱۷ واحد و در سال‌های رکود ۱/۲۷۶ افزایش می‌دهد.

سرعت رفع انحرافات و رسیدن به تعادل بلندمدت مصرف واقعی بخش خصوصی در زمانی‌که شوک‌های یارانه‌ای به اقتصاد وارد می‌شود برابر با ۰/۶۵- است یعنی در هر دوره ۰/۶۵ از عدم تعادل‌های مصرف واقعی بخش خصوصی که در اثر شوک‌های یارانه‌ای ایجاد شده برطرف می‌شود و به تعادل بلندمدت منجر می‌شود.

با توجه به نتایج مذکور می‌توان گفت که در شرایط رکود –تورمی حال حاضر اقتصاد ایران ایجاد شوک‌های یارانه‌ای منفی به طور حتم مصرف واقعی بخش خصوصی را در کوتاه‌مدت به شدت کاهش می‌دهد، زیرا میزان در آمد حقیقی افراد کاهش می‌یابد و باعث کاهش مصرف واقعی بخش خصوصی می‌شود. اما با توجه به سرعت تعدیل نسبتاً بالای بدست آمده از مدل جای امیدواری است که اثر این شوک‌ها در میان‌مدت رفع شود و مصرف واقعی بخش خصوصی به وضعیت تعادلی خود در بلندمدت نزدیک شود.

منابع

اصغرپور، حسین (۱۳۸۴)، *آثار نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید و قیمت در ایران*، رساله دوره دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه تربیت مدرس، بهمن.

برانسون، ویلیام اچ (۱۳۷۸)، *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*، ترجمه عباس شاکری، تهران: نشر نی.

حسین‌اختر، چودری انیس (۱۳۸۲)، *سیاست‌های پولی و مالی در کشورهای درحال توسعه*، ترجمه محمد آسیایی و مسعود باباخانی، تهران: پژوهشکده امور اقتصادی.

دانش‌جعفری، داود (۱۳۸۰)، *تعیین دوران‌های اقتصادی با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری*، رساله دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.

عبدلی، قهرمان (۱۳۷۴)، *بررسی آثار بودجه دولت بر متغیرهای اقتصادی در ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

رضایی، ابراهیم (۱۳۸۱)، *بررسی آثار سیاست‌های مالی بر مصرف و اشتغال با استفاده از* VAR، دانشگاه علامه طباطبایی.

گجراتی، دامودار (۱۳۷۸)، *مبانی اقتصاد سنجی*، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران.

گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سنوات مختلف.

مهرآرا، محسن (۱۳۷۷)، "تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران"، تهران: *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۵۳.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران

Archive of SID
www.SID.ir

Ando, A. Modiglani (1963), "The Life cycle Typothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", *American Economic Review.*

Berben, Robert-Paul & Brosens Teunis (2007),"The Impact of Government Debt on Private Consumption in OECD Countries", *Economics Letters,* Vol. 94, PP. 220-225.

Bouakez, Hafedh & Rebei Nooman (2007), "Why Does Private Consumption Rise after a Government Spending Shock? Canadian", *Journal of Economics Review Canadienne D Economique,* Vol. 40, PP. 954-979

Corbo, V. & Schmidt – Hebble, K. (1991),"Public Policies and Saving in Developing Countries, *Journal of Development Economics ,* Vol.36, PP. 89-115, North – Holland

Cover, J. P. (1992), "Asymmetric Effects of Positive and Negative Money – Supply Shocks", *The Quarterly Journal of Economics,* November, PP. 1261-1282.

De Castro, F. (2005), "The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Spain", *Applied Economics,* Vol. 38, PP. 913-924.

Dusenberry, J. S. (1949), *Income, Saving and Theory of Consumer Behavior,* Cambridge: Harvard University Press.

Friedman, M. (1957), *A Theory of the Consumption Function,* (Princeton, n. j: Prinston Univercity Press, Chapters 1-3.

Garcia, A. & J. Ramajo, "Fiscal Policy and Private Consumption Behavior: The Spanish Case", *Empirical Economics,* Vol. 30, PP. 115-135.

Giavazzi,Francesco & Jappelli, Tulli & Pagano, Marco (2000), "Searching for Non – Linear Effects of Fiscal Policy: Evidence From Industrial & Developing Countries", *European Economic Review,* Vol. 44, PP. 1259-1289.

Green, W. H. (2004), *Econometric Analysis,* 5th Edition, Macmillan.

Hall, R. E. (1973), "Stochastic Implication of the cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy,* December.

Hodrick, Robert J. & Edward C. Prescott (1998), "Postwar U. S. Business Cycle: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking,* Vol. 29, February.

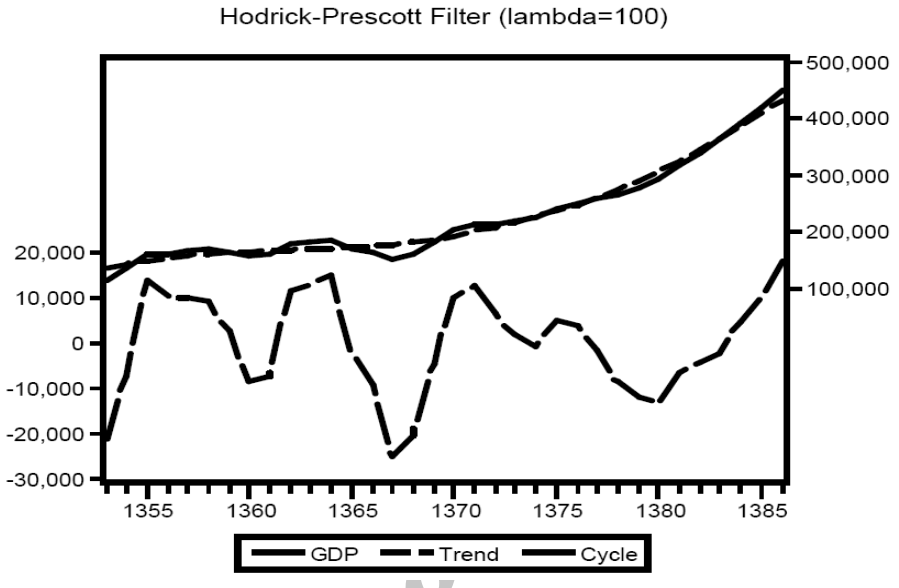
Keynes, J. M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money,* New York: Harcourt, Brance and Company.

Marrero, G. A. & **A. Novales** (2005), "Growth and Welfare: Distorting Versus Non-Distorting taxes", *Journal of Macroeconomics,* Vol. 27, PP. 403-433.

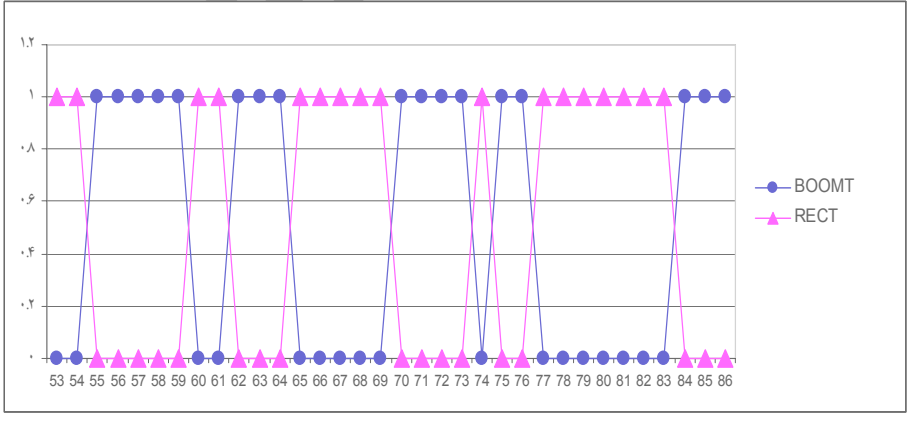
Archive of SID

www.SID.ir

پیوست ۱.



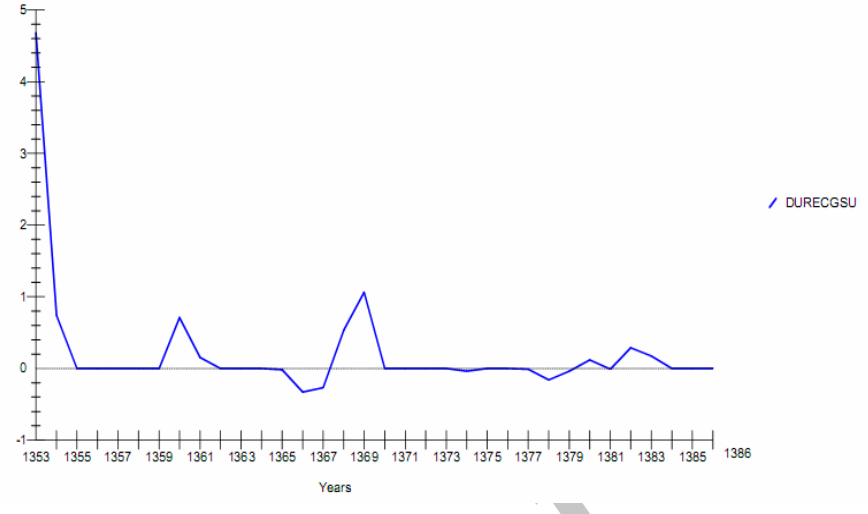
نمودار ۱. استخراج روند تولید ناخاص داخلی بدون نفت و نقاط اوج و حضیض آن بر اساس فیلتر هودریک پرسکات



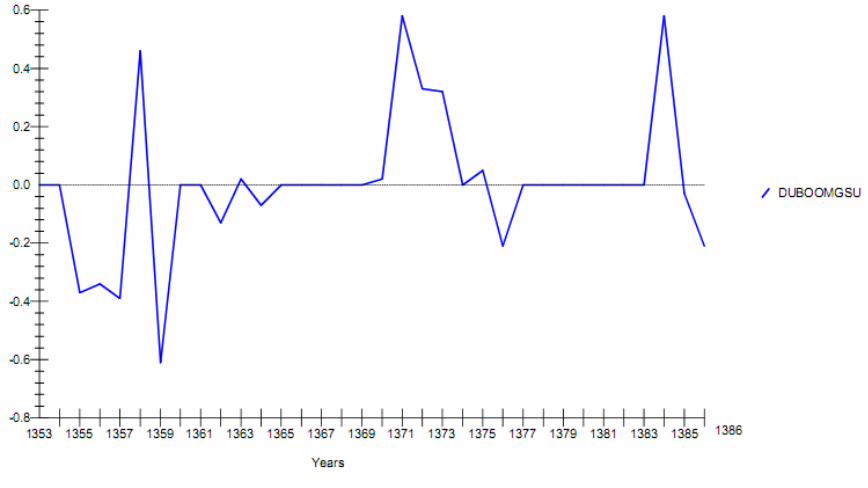
سال‌های رونق با علامت دایره و سال‌های رکود با علامت مثلث مشخص شده‌اند. در سال‌های که رکود یا رونق وجود دارد این علامت‌ها یک و در سال‌های که رکورد و یا رونق وجود ندارد این علامت‌ها صفر می‌باشند.

نمودار ۲. دوران رکود ورونق در اقتصاد ایران

www.SID.ir



نمودار ۳. شوک‌های یارانه‌ای دولت در دوران رکود اقتصادی



نمودار ۴. شوک‌های یارانه‌ای دولت در دوران رونق اقتصادی

www.SID.ir