

تأثیر شوک‌های مخارج یارانه‌ای دولت بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف بخش خصوصی ایران

محمد رضایی پور*

محمد قاسم رضایی**

مهدی عموری***

چکیده

در این مطالعه اثرات شوک‌های مالی ناشی از افزایش یارانه‌های دولت بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی ایران، با استفاده از تکنیک خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهند که روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی و شوک‌های یارانه‌ای وجود دارد و تأثیر شوک‌های مالی ناشی از مخارج یارانه‌ای دولت بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی مثبت است. میزان تأثیر این شوک‌ها با توجه به ضرایب بدست آمده برای متغیرها، در دوران رونق اقتصادی بیشتر از تأثیر این شوک‌ها در دوران رکود اقتصادی است. اعمال یک واحد شوک‌های یارانه‌ای در سال‌های رونق سهم مالیات بر ارزش افزوده مصرف واقعی بخش خصوصی را ۷,۹۱۷ واحد و در سال‌های رکود ۱,۲۷۶ افزایش می‌دهد. سرعت رفع انحرافات و رسیدن به تعادل بلندمدت سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی در زمانی که شوک‌های یارانه‌ای به اقتصاد وارد

* کارشناس ارشد اقتصاد و پژوهشگر دفتر مطالعات اقتصادی وزارت بازرگانی

M_REZAEIPOORS9@YAHOO.COM

** کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی و پژوهشگر دفتر مطالعات و تحقیقات مالیاتی

*** کارشناس ارشد حسابداری و مدرس دانشگاه پیام نور کرج
AMOUR_MEHDI@YAHOO.COM

می‌شود برابر با ۰/۶۵- است. یعنی در هر دوره ۰/۶۵ واحد از عدم تعادل‌های سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی (که در اثر شوک‌های یارانه‌ای ایجاد شده است) بر طرف و به تعادل بلندمدت منجر می‌شود.

واژه‌های کلیدی: مالیات بر ارزش افزوده مصرف واقعی بخش خصوصی، شوک‌های یارانه‌ای، رکود و رونق اقتصادی، مدل خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) طبقه‌بندی JEL: E۶۲، C۳۲

۱- مقدمه

سیاست‌گذاران اقتصادی در هر جامعه‌ای دو گروه وسیع از سیاست‌ها را در اختیار دارند که با اعمال این سیاست‌ها قادرند اقتصاد را تحت تأثیر 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. سیاست‌های مالی عبارتند از مجموعه‌ای از تصمیمات و اقداماتی که بوسیله مقامات دولتی، بصورت آگاهانه و به منظور تحت تأثیر قرار دادن مجموعه فعالیت‌های اقتصادی بکارگرفته می‌شوند. 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 نگه دارد.

ویژگی‌های شوک‌های (سیاست‌های) مالی اعمال شده توسط دولت، مانند موقتی یا دائمی بودن 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 (Giavazzi, ۲۰۰۰).

در ایران نیز شوک‌های ناشی از پرداخت یارانه‌های مستقیم و غیر مستقیم به عوامل اقتصادی از جمله مصرف‌کنندگان، تولیدکنندگان و... همواره متغیرهای مختلف اقتصاد را تحت تأثیر قرار داده است. یکی از این متغیرها، مصرف بخش خصوصی است. این متغیر دارای جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد است چرا که مصرف بخش خصوصی عمده‌ترین و با

ثبات ترین جزء مالیات بر ارزش افزوده است. لذا با توجه به همزمانی اجرای قانون مالیات بر ارزش افزوده و هدفمند شدن یارانه‌ها در این تحقیق در صدد برآمدیم تا با در نظر گرفتن این فرض که سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف بخش خصوصی سه درصد می‌باشد. میزان تأثیر شوک‌های یارانه‌ای را بر مالیات بر ارزش افزوده ناشی از مصرف حقیقی در ایران به بوته آزمون بگذاریم و تأثیرات این شوک‌ها را در شرایط رونق و رکود اقتصادی ایران بررسی کنیم.

۲- مبانی نظری تحقیق

۲-۱- نظریه‌های مصرف

با در نظر گرفتن این واقعیت که مالیات بر ارزش افزوده به شکل نسبتی از مصرف حقیقی به شرح ذیل می‌باشد.

$$VATC_t = \alpha C_t$$

که در آن $VATC_t$ مالیات بر ارزش افزوده، α درصد (به طور فرضی ۳ درصد) و C_t مصرف حقیقی بخش خصوصی است. در این تحقیق از مبانی نظری مصرف جهت استخراج الگوهای اقتصادسنجی استفاده می‌کنیم.

مصرف از متغیرهای اصلی و بسیار مرتبط با سطوح تولید و درآمد ملی در اقتصاد است. تأکید اولیه بر این متغیر کلان اقتصادی برای اولین بار توسط کینز (Keynes, ۱۹۳۶) در سال ۱۹۳۶ صورت گرفت و توسط دیگر اقتصاد دانان تداوم یافت. در این راستا نظریه‌های مختلفی همچون نظریه دوره زندگی مصرف آندو-مودیگلیانی (Ando & Modigliani, ۱۹۶۳)، نظریه درآمد دائمی مصرف فریدمن (Friedman, ۱۹۵۷)، نظریه درآمد نسبی دوزنبری (Dusenberry, ۱۹۴۶) و نظریه انتظارات عقلایی هال (Hall, ۱۹۷۸)، در مورد مصرف ارائه شد. اما با توجه به اینکه اغلب نظریه‌های مربوط به توابع مصرف براساس مدل عمومی رفتار بهینه یابی بین دوره‌ای مصرف^۱ بنا شده است و مطالعات انجام شده قبلی نیز از این مدل جهت تحلیل رفتار مصرفی مصرف کنندگان استفاده کرده اند (Garcia, ۲۰۰۵) و (Corbo, ۱۹۹۱)، در مطالعه حاضر نیز به منظور بررسی ارتباط بین

1. Intertemporal Optimizing Model Of Consumption

سهم مالیات بر ارزش افزوده مصرف بخش خصوصی و شوک‌های های یارانه‌ای دولت از متدولوژی فوق استفاده می‌کنیم.

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 (بین دوره‌ای) 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_0) و دارای یک تابع مطلوبیت می‌باشد که طبق آن از مصرف انواع کالاهای خصوصی، عمومی و ارث مطلوبیت کسب می‌کند. او درصدد حداکثر کردن مطلوبیت خویش است ولی امکانات وی، شامل درآمد و ... او را محدود می‌کنند. بنابراین تابع مطلوبیت این شخص از سه متغیر اساسی شامل کالاهای خصوصی، کالاهای عمومی و ارث تشکیل شده است. سایر متغیرهای مؤثر در مطلوبیت این شخص را می‌توان در سه متغیر اساسی و پایه‌ای فوق گنجانند.

مصرف کننده به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت است ولی قیودی دارد و لذا جریان حداکثرسازی را بایستی طوری ترتیب دهد که جریان مصرفی را به وی ارائه دهد که در طول زمان مطلوبیت وی حداکثر شود، بنابراین مطلوبیت این شخص بایستی نسبت به قیود وی حداکثر شود:

(۱)

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

در تابع ۱، 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 عمر کند، می‌توان ارزش فعلی جریان درآمدی وی را به صورت زیر تعریف کرد:

$$PV_o = \sum_{t=0}^T \frac{Y_t^L}{(1+r)^t} + \sum_{t=0}^T \frac{Y_t^P}{(1+r)^t} = \sum_{t=0}^T \frac{(Y_t^L + Y_t^P)}{(1+r)^t} \quad (۲)$$

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 می-باشد. ارزش حال جریان مصرفی شخص فوق بصورت زیر بیان می‌شود:

$$PV_o = A + \sum_{t=0}^T \frac{C}{(1+r)^t} \quad (3)$$

با توجه به روابط ۲ و ۳ و بر اساس تعادل بین مصارف و مخارج شخصی می‌توان نوشت:

$$\sum_{t=0}^T \left(\frac{1}{1+r}\right)^t (Y_t^L + Y_t^P - C_t) - A = 0 \quad (4)$$

عبارت ۴ نشان می‌دهد که مجموعه مصرف طی عمر و ارثی که شخص در آخر عمر از خویش باقی می‌گذارد، نمی‌تواند از درآمد ناشی از کار و دارایی طی عمر او بیشتر باشد. می‌توان فرض کرد که ارزش فعلی درآمد ناشی از ثروت برابر ارزش اولیه خود آنها در هر زمان است. با وارد کردن آن، قید مصرف کننده بصورت زیر در می‌آید:

$$\sum_{t=0}^T \left(\frac{1}{1+r}\right)^t (Y_t^L - C_t) + (W - A) = 0 \quad (5)$$

در رابطه ۵، W ثروت مصرف کننده است.

فرض می‌شود که متغیرهای W, Y_t^L, r_t, G_t, r_t و متغیرهای A و C درونزا هستند. بر اساس نظریه رفتار مصرف کننده فرد بایستی مطلوبیت خود را نسبت به محدودیت (۶) حداکثر نماید.

$$Max U = U(C_0, C_1, \dots, G_0, G_1, \dots, A)$$

$$S.t \quad \sum_{t=0}^T \left(\frac{1}{1+r}\right)^t (Y_t^L - C_t) + (W - A) = 0$$

می‌توان تابع فوق را با بکارگیری روش لاگرانژ حداکثر نمود. در اینجا تابع لاگرانژ عبارت است از:

$$L = U(C_0, C_1, \dots, G_0, G_1, \dots, A) - \lambda \left[\sum_{t=0}^T \left(\frac{1}{1+r}\right)^t (Y_t^L - C_t) + (W - A) \right] \quad (6)$$

از رابطه (۶) نسبت به متغیرهای تصمیم مشتق گرفته و برابر صفر قرار می‌دهیم.

شرایط اولیه با مشتق گیری از تابع فوق نسبت به متغیرهای تصمیم C_0 تا C_t و λ عبارتند از:

$$\frac{\partial L}{\partial C_0} = \frac{\partial U}{\partial C_0} - \lambda_0 = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial C_1} = \frac{\partial U}{\partial C_1} - \lambda \frac{Q}{(1+r)} = 0$$

.....

$$\frac{\partial L}{\partial C_t} = \frac{\partial U}{\partial C_t} - \lambda \frac{Q}{(1+r)^t} = 0$$

.....

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = \sum_{t=0}^T \left(\frac{1}{1+r} \right)^t (Y_t^L - C_t) + (W - A) = 0$$

با حل دستگاه معادلات همزمان (۷)، می توان مصرف وارث هر دوره را بدست آورد. برای مثال برای دوره t می توان نوشت:

$$C_t = C_t(Y_0^L, Y_1^L, \dots, Y_T^L, r_0, r_1, \dots, r_T, G_0, \dots, G_T, U_0, \dots, U_T) \quad (8)$$

$$A_t = A_t(Y_0^L, Y_1^L, \dots, Y_T^L, r_0, r_1, \dots, r_T, G_0, \dots, G_T, V_0, \dots, V_T) \quad (9)$$

لذا متغیرهای A و C توسط متغیرهای برونزا تعیین می شوند. برای اینکه بتوانیم تابع فوق را برآورد نمائیم فرض می کنیم، تابع (۹) خطی است، ضریب متغیر Y_t^L برای همه افراد یکسان است و T دارای دامنه بی نهایت است. لذا می توان تابع مصرف جمعی را با توجه به فروض سه گانه فوق به شکل زیر نوشت:

$$C_t = a + \beta_0 Y_t^L + \beta_1 Y_{t+1}^L, \dots, \gamma_0 r_t + \gamma_1 r_{t+1} + \dots + \mu_0 G_t + \dots + \mu_1 G_{t+1} + \dots$$

$$\theta_0 W_t + \theta_1 W_{t+1} + \dots = a + \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i Y_{t+i}^L + \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_i r_{t+i}$$

$$+ \sum_{i=0}^{\infty} \mu_i G_{t+i} + \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i W_{t+i} \quad (10)$$

$\theta_i, \mu_i, \gamma_i, \beta_i$ ضرایب ثابت هستند.



با نگارش تابع مصرف بشکل تابع (۱۰)، تخمین بی نهایت ضریب رگرسیونی در این تابع، در صورت کم بودن 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^۲ استفاده می‌شود. فرض می‌کنیم هر کدام از ضرایب فوق (β ها، γ ها، μ ها و θ ها) دارای علائم یکسان (مثلاً مثبت) هستند. با این فرض روش مذکور مبتنی بر این است که ضرایب فوق بطور هندسی طبق رابطه زیر کاهش پیدا می‌کند.

$$\beta_k = \beta_0 \lambda^k, \quad \gamma_k = \gamma_0 \lambda^k, \quad \mu_k = \mu_0 \lambda^k, \quad \theta_k = \theta_0 \lambda^k, \quad k = 0, 1, \dots, \\ 0 < \lambda < 1$$

λ ، نرخ کاهش وقفه‌های توزیعی و $1 - \lambda$ سرعت تعدیل می‌باشد. به این ترتیب می‌توان مدل با بی نهایت وقفه فوق را بصورت زیر نوشت:

$$C_t = a + \beta_0 \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k y_{t+k}^L + \gamma_0 \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k r_{t+k} + \mu_0 \sum_{K=0}^{\infty} \lambda^K G_{t+k} + \theta_0 \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k W_{t+k} \quad (11)$$

اکنون مدل (۱۱) با روش معمول اقتصادسنجی قابل برآورد نیست زیرا اولاً دارای بی-نهایت پارامتر است که بایستی تخمین زده شود. و ثانیاً مدل فوق بر حسب λ غیر خطی است. برای حل این مشکل از تبدیل کویک استفاده می‌کنیم و مدل ۱۱ را یک دوره به جلو برده، در λ ضرب نموده و نتیجه بدست آمده را از مدل (۱۱) کم می‌کنیم. در این صورت خواهیم داشت:

$$C_{t+1} = \lambda C_t + (1 - \lambda)a + \beta_0 y_t^L + \gamma_0 r_t + \theta_0 W_t + \mu_0 G_t \quad (12)$$

در صورت کفایت مشاهدات و اطلاعات آماری به راحتی قابل برآورد است. در معادله ۱۲، C_t بیانگر مصرف خصوصی در زمان t ، Y_t^L 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.

۳- مطالعات انجام شده قبلی

(Boukez, 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^۳ (RBC)، با استفاده از متغیرهایی چون مخارج عمومی، خصوصی دولت و مخارج مصرفی خانوار طراحی کردند و آن را با استفاده از روش حداکثر راستنمایی^۴ برآورد کردند. نتایج حاصل از برآورد این مدل حاکی از ارتباط مثبت، قوی و معنی‌دار 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.

(Berben, 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 غیر خطی را بین مصرف بخش خصوصی مخارج دولت برآورد کردند. نتایج حاصل از برآورد مدل در این مطالعه حاکی از اینست که در کشورهای عضو OECD که مخارج دولتی بالایی دارند یک شوک مالی با کاهش در مصرف بخش خصوصی در این کشورها جانشین^۵ می‌شود. و بر عکس در کشورهایی که مخارج دولتی پائینی دارند مصرف بخش خصوصی نسبت به تغییرات مخارج دولت حساس است. بنابر این تأثیرات سیاست‌های مالی در نوسانات سیکل تجاری^۶ در کشورهایی که مخارج دولتی بالایی دارند کمتر است.

(De Castro, ۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "تأثیرات کلان اقتصادی سیاست‌های مالی در اسپانیا"، به بررسی تأثیرات سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشور اسپانیا با استفاده از متدولوژی VAR^۷ پرداخت. وی در این مطالعه به این نتیجه رسید که شوک‌های مالی تأثیری قوی و معنی‌دار بر میزان مصرف بخش

3. Real Business Cycle
4. Maximum - Likelihood
5. crowding out
6. business cycle fluctuations
7. Vector Auto- regressive





خصوصی، سرمایه گذاری بخش خصوصی، نرخ بهره و سطح قیمت‌ها دارد. (Gorge, Tridmas, ۱۹۹۲)، در مقاله‌ای تحت عنوان "یادداشتی بر اثرات هزینه‌های دولت روی مصرف خصوصی بر اساس فرضیه درآمد دائمی"، به بررسی چگونگی تاثیر هزینه‌های دولت روی مصرف در یونان در طول سال‌های ۸۷-۱۹۵۸ می‌پردازد. اما بی-شبهت به طراحی‌های تجربی قبلی، وی بر اثرات جزئیات متفاوت هزینه‌های دولت تاکید می‌کند. وی استدلال می‌کند که چون هزینه‌های دولت اهداف متفاوتی را به عنوان سیاست عمومی دولت دنبال می‌کنند، اثرات متفاوتی را روی مصرف خصوصی بر جای می‌گذارند. ابراهیم رضایی (۱۳۸۱) در پایان نامه خود با عنوان "بررسی سیاست‌های مالی بر مصرف و اشتغال در اقتصاد ایران"، اثرات مخارج دولت بر متغیر مصرف با استفاده از تکنیک‌های سری زمانی (مدل خود رگرسیون برداری) مورد بررسی قرار گرفته است و از آمار سری زمانی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۱ 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 هم انباشتگی 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

بر اساس مدل بهینه یابی بین دوره‌ای مصرف، متغیرهای مخارج دولتی (یارانه‌ها)، در آمد حقیقی و نرخ بهره می‌توانند بر مصرف واقعی بخش خصوصی تأثیرگذار باشند. با توجه به هدف اصلی این تحقیق یعنی بررسی اثرات شوک‌های مالی دولت در دوران رکود و رونق اقتصادی بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی، در مدل تحقیق نیز بیشتر به این متغیرها توجه شده است. از طرف دیگر، مطابق قاعده آکام^۸ (اصل قلت متغیرها)، هر چه در یک رگرسیون با تعداد متغیرهای توضیحی کمتر بتوان ضریب تعیین بالاتری بدست آورد، بهتر است (گجراتی، ۱۳۷۸). لذا برای بررسی تأثیر

8- Occam,s razor

شوک‌های مثبت و منفی ناشی از یارانه‌های دولتی بر مصرف واقعی بخش خصوصی، مدل تجربی تحقیق به صورت زیر معرفی می‌گردد:

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

PC ، سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ می‌باشد.

$BOOM$ ، متغیر مجازی دوران رونق اقتصادی است که مقدر آن برای سال‌های رونق اقتصادی یک و برای سایر سال‌ها صفر است^۹.

REC ، متغیری مجازی دوران رکود اقتصادی است که مقدار این متغیر برای سال‌های رکود اقتصادی برابر با یک و سایر سال‌ها صفر است.

$DUBOOMGSU$ ، متغیری مجازی است که نشان دهنده 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 نشان دهنده 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 می‌باشد.

X ، متغیر کنترلی استفاده شده در مدل می‌باشد که نشان دهنده سایر متغیرهای توضیحی الگو می‌باشد. سایر متغیرهای تأثیر گذار بر مصرف بخش خصوصی در این تحقیق عبارتند از نرخ بهره (R) و در آمد حقیقی (YD).

یکی از نکات مهم و قابل توجه در این الگو نحوه استخراج دوران‌های اقتصادی رونق، رکود و شوک‌های مالی انبساطی و انقباضی (مثبت و منفی) است. در زیر روش شناسی استخراج دوران‌های رکود و رونق و شوک‌های مالی انبساطی و انقباضی توضیح داده می‌شود.

۹- نحوه استخراج دوران‌های اقتصادی رونق و رکود در روش شناسی تحقیق به طور کامل توضیح داده شده است.

اولین قدم برای آزمون فرضیه اثرگذاری شوک‌های مالی بر مصرف حقیقی بخش خصوصی در شرایط رکود و رونق اقتصادی، تشخیص دورانه‌های رکود و رونق است. براساس ادبیات اقتصاد کلان، دوران اقتصادی به مفهوم انحراف تولید از روند طبیعی بوده و هر گونه انحراف به پائین 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 مثل روش رگرسیونی استفاده کرد. به طوری که می‌توان با برآزش تولید روی زمان و مقایسه مقادیر واقعی با مقادیر روندی، دوران‌های اقتصادی را بدست آورد. صمدی و جلائی (۱۳۸۳) با استفاده از این روش دورانه‌های 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 به گونه‌ای انتخاب شود که با مدت دوران اقتصادی برابر باشد (دانش جعفری، ۱۳۸۰). مشکل اصلی این روش تعیین طول دوره میانگین متحرک است و علاوه بر آن، استفاده از این روش اختلالات بسیاری را در فرآیندهای میان مدت و بلندمدت بوجود می‌آورد.

یکی از متداولترین روش‌های استخراج دورانه‌های اقتصادی بکارگیری روش روند زمانی فیلتر هودریک - پرسکات^{۱۰} (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 (اصغر پور، ۱۳۸۴).

در فیلتر هودریک - پرسکات، مهمترین ویژگی این است که هیچ گونه پیش نیاز

10. Hodrick-Prescott(HP)

اطلاعاتی در خصوص اوج و حضيض لازم نیست و می‌توان آن را به صورت 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 این گونه 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 و لیکن 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 در مقابل نوسان باشد، در این صورت پارامتر مذکور بیانگر چگونگی کنترل همواری مسیر روند است (اصغر پور، ۱۳۸۴). با معلوم شدن a ، مسئله فیلتر هودریک - پرسکات عبارت است از حداقل کردن 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:

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

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 در این است که از آمار سری زمانی مورد بررسی، دوره‌های با فرکانس کمتر از ۸ سال را حذف می‌کند. این فیلتر دو طرفه 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. به طوری که اگر پارامتر مذکور کاهش و یا افزایش یابد، در این صورت مقدار روند دایمی 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 نشان دهنده 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 ناخالص داخلی 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:

$$\begin{aligned} \text{SEGDP}_t &= \text{GDP}_t - \text{HPGDP}_t \\ \text{BOOM}_t &= \text{Max}(0, \text{SEGDP}_t) \\ \text{REC}_t &= \text{Min}(\text{SEGDP}_t, 0) \end{aligned}$$

که در آن BOOM, REC به ترتیب نشان دهنده 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 (شوکه‌های موقت) می‌توان رکود و رونق را به صورت زیر معلوم کرد:

DUBOOM برای نشان دادن دوران‌های رونق اقتصادی بوده و DUREC نیز می‌تواند برای نشان دادن سال‌های رکود اقتصادی به کار 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، مقدر 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 تک معادله‌ای و سیستم معادلات را شوک می‌گویند (Cover, J.P, ۱۹۹۲). معمولاً در الگوهای اقتصادسنجی خود رگرسیون برداری، تغییرات متغیرهای سری زمانی به عنوان شوک همان متغیر در نظر گرفته می‌شود. در این راستا، هم مخارج دولت و مالیات‌ها و هم نرخ رشد آن‌ها می‌تواند به عنوان شوک‌های مالی مطرح شود. در تحقیقات تجربی که در زمینه شوک‌های پولی انجام شده است، (دانش جعفری، ۱۳۸۰) و (مهرآرا، ۱۳۷۷) از هر دو متغیر حجم پول

و نرخ رشد پول به عنوان شوک‌های پولی استفاده کرده‌اند. با این تعریف، می‌توان گفت سیاست‌های مالی به نوعی شوک‌های مالی تلقی می‌شوند. چون استفاده از روش پسماند رگرسیونی ممکن است با خطای اندازه‌گیری شوک‌ها مواجه شود و در نتیجه بایستی با نتایج بدست آمده با احتیاط برخورد کرد، برای رفع این مشکل می‌توان از روش متغیرهای موهومی^{۱۱} (متغیر مجازی) استفاده کرد (Green, W.H, ۲۰۰۴).

در این تحقیق بعد 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.^{۱۲}

۴-۳- داده‌های تحقیق

کلیه داده‌های آماری برای انجام این تحقیق از گزارش‌های اقتصادی و تراز نامه بانک مرکزی طی دوره ۱۳۵۳-۱۳۸۶ استخراج شده‌اند. از آنجا 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. ضمناً در این تحقیق برای حذف اثرات اسمی تورم، از مقادیر واقعی متغیرها استفاده شده است.

11. Dummy Variables

۱۲- برای مطالعه بیشتر رجوع کنید به:

حسین، اصغر پور، اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید و قیمت در ایران، رساله دوره دکتری، دانشگاه تربیت مدرس، بهمن ۱۳۸۴. در این مطالعه نیز برای استخراج شوک‌های پولی از مکانیسم فوق استفاده گردیده است.

۵- تخمین الگو، بحث و تفسیر نتایج

در این قسمت، بعد از بررسی ایستایی متغیرها، الگوی اقتصادسنجی تحقیق معرفی و سپس تخمین زده 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.

۵-۱- آزمون ایستایی^{۱۳} (ریشه واحد) متغیرها

برای بررسی ایستایی متغیرهای اصلی تحقیق از آزمون ریشه واحد تعمیم یافته دیکی فولر^{۱۴} استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون ایستایی متغیرهای اصلی تحقیق

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

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول بالا به جز متغیر GSU سایر متغیرهای مدل با تفاضل‌های مرتبه اول ایستا هستند. لذا، تخمین مدل به روش حداقل مربعات معمولی (OLS^{۱۵}) امکانپذیر نمی‌باشد و نتایج حاصله اعتبار کافی را ندارد زیرا رابطه بلندمدت بین متغیرها از بین می‌رود و توزیع حدی برآوردگرهای حداقل مربعات نیز غیرنرمال است.

13. Stationary Test
14. Augmented Dickey- Fuller Unit Root Test
15. Ordinary Least Square

روش هم انباشتگی انگل - گرنجر^{۱۶} (۱۹۷۸) نیز دارای محدودیت هایی از قبیل تورش دار بودن برآوردها در نمونه های کوچک است و بنابراین انجام تخمین و بررسی فرضیه با استفاده از آماره های معمول بی اعتبار است. روش انگل - گرنجر، همچنین بر پیش فرض وجود یک بردار هم انباشتگی استوار است و در شرایطی که بیش از یک بردار هم انباشتگی وجود داشته باشد استفاده از این روش کارا نخواهد بود. با وجود این محدودیت ها، روش های دیگری مانند روش خودتوضیح برداری با وقفه های گسترده (ARDL) را می توان مورد استفاده قرار داد که نواقص مربوط به این برآوردها را بر طرف می کند. زیرا این روش نسبت به درجه جمع بستگی متغیرهای توضیحی حساس نبوده و نیز با انتخاب تعداد وقفه مناسب در مدل، می توان برآورد سازگاری از ضرایب بلندمدت مدل به دست آورد. لذا به این دلیل که متغیرهای اصلی از مرتبه صفر و یک ایستا هستند، برای بررسی پویایی مدل از روش ARDL استفاده می شود.

۵-۲- بررسی تأثیر شوک های یارانه بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی

در این مطالعه برای بررسی تأثیر شوک های یارانه بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی با توجه به مبانی نظری ارائه شده و مطالعات انجام شده قبلی از مدل زیر استفاده می کنیم:

$$PC = f(PC(-1), DUBOOMGSU, DURECGSU, R, YD)$$

برای تخمین معادله لازم است در ابتدا وقفه بهینه متغیرها مشخص شود، برای این منظور از ضابطه شوارتز- بیزین^{۱۷} در فضای نرم افزار Microfit4.1^{۱۸} استفاده شده است.

16 Engel-Granger Two-Steps Test

17. Schwaetz - Bayesian Criterion(SBC)

18 . H.M.Pesaran & B.Pesaran,1997

جدول ۲: اثرات شوک‌های یارانه بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی در دوران رکود و رونق اقتصادی

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

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که در جدول بالا مشاهده می‌شود در مدل برآوردی بالا، تمام متغیرها از علائم سازگار با تئوری‌های اقتصادی برخوردار بوده و از لحاظ آماری نیز در سطح اطمینان بالایی معنی دار هستند^{۱۹}. ضریب 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 معنی‌دار بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی ایران دارند. به طوری که اعمال یک واحد شوک‌های یارانه‌ای در سال‌های رونق، سهم مالیات بر ارزش افزوده مصرف واقعی بخش خصوصی را ۷,۹۱۷ واحد و در سال‌های رکود ۱,۲۷۶ افزایش می‌دهد. از طرفی عکس العمل مصرف واقعی بخش خصوصی به شوک‌های مالی یارانه‌ای در دوران رکود و رونق اقتصادی یکسان نبوده و شوک‌های مالی

۱۹- به عنوان یک قاعده کلی اگر سطح خطا (به عنوان مثال ۵٪) از حداقل سطح معنی‌داری بزرگ‌تر باشد فرضیه صفر رد شده و اگر سطح خطا از حداقل معنی‌داری کوچک‌تر باشد، فرضیه صفر پذیرفته می‌شود.

در دوران رکود تقریباً تأثیر کمتری بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی دارند. این نتایج بیانگر این واقعیت می‌باشند که در اقتصاد ایران سیاست‌های مالی انبساطی که از طریق افزایش مخارج یارانه‌ای دولت اعمال می‌شود هم در دوران رکود و هم در دوران رونق اقتصادی موجب افزایش سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف بخش خصوصی می‌شوند. و همچنین اثرگذاری این سیاست‌ها در دوران رونق بیشتر از دوران رکود اقتصادی است. در آمد قابل تصرف نیز تأثیر معنی‌داری بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی دارد. اما از نظر کمی میزان تأثیر گذاری درآمد حقیقی افراد بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی نسبت به شوک‌های یارانه‌ای بسیار ناچیز می‌باشد. به طوریکه با افزایش یک واحدی درآمد حقیقی افراد سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف تنها ۰/۵۹ واحد افزایش می‌یابد. نرخ بهره واقعی نیز تأثیر منفی و معنی‌دار بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی دارد. به طوریکه با افزایش یک واحدی نرخ بهره حقیقی سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف ۱,۸۵۹ واحد کاهش می‌یابد. زیرا با افزایش نرخ بهره میزان پس انداز افزایش می‌یابد و افراد به سرمایه گذاری در بازارهای مالی روی می‌آورند در نتیجه میزان مصرف کاهش می‌یابد.

۵-۲-۱- آزمون‌های شناختی معادلات

جدول ۳: 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]

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که در جدول (۳) ملاحظه می‌شود، A بیانگر آزمون ضریب لاگرانژ و تأیید

کننده عدم همبستگی سریالی بین باقیمانده‌هاست. B آزمون رمزی χ^2 با توزیع (1) و آماره F (۱۹، ۱) است که فرم تصریح شده مدل را به صورت صحیح بررسی می‌کند. در اینجا آماره LM نشان دهنده صحت تصریح در مدل است (با توجه به مقدار آماره‌ها). C آزمون تشخیص توزیع نرمال جملات پسماند است که بر اساس آماره LM بدست آمده، نرمال بودن این توزیع در مدل تأیید می‌شود. D بیانگر آزمون واریانس ناهمسانی با توزیع (1) χ^2 و آماره F (۲۴، ۱) است که نتایج بدست آمده نشان دهنده واریانس همسانی باقیمانده‌هاست. بنابراین بر اساس نتایج حاصل از آزمون‌های شناختی بالا، اعتبار آماری نتایج تأیید می‌شود.

۵-۳- تحلیل بلندمدت شوک‌های مالی بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی

در این قسمت به تحلیل بلندمدت و سپس تحلیل کوتاه مدت شوک‌های پارانهای بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی در ایران می‌پردازیم. برای تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرها از روش دومرحله‌ای به صورت زیر استفاده می‌کنیم، در مرحله اول وجود ارتباط درازمدت بین متغیرهای مدل آزمون می‌شود. لذا، برای آزمون همگرایی باید آزمون فرضیه زیر انجام شود (نوفستی، ۱۳۷۸):

$$H_0: \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 \geq 0$$

$$H_1: \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 < 0$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلند مدت است، چون شرط آن که رابطه پویای کوتاه مدت به سمت 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 به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t(2) = \frac{\sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^m S \hat{\beta}_i} = \frac{.35 - 1}{.09} = -7.22$$

اگر قدر مطلق t بدست آمده، از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارایه شده توسط بنرجی^{۲۱}، دولادو و مستر بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. با توجه به اینکه آماره t محاسباتی برای مدل $(-7/22)$ از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۹٪ $(-4/92)$ بزرگتر است، رابطه پایدار درازمدت بین متغیرهای مدل اثبات می‌شود. رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل در جدول (۴) ارائه شده است:

جدول ۴: برآورد ضرایب بلندمدت مدل با استفاده از ARDL

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

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس ارقام جدول (۴) تمام ضرایب بلندمدت بین متغیرها از لحاظ آماری در سطح بالایی معنی‌دار هستند. شوک‌های یارانه‌ای در دوران رکود و رونق اقتصادی در بلندمدت نیز تأثیر مثبت بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی دارند و سیاست‌های مربوط به نرخ بهره در بلندمدت تأثیر منفی بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی دارند. بنابراین چه در دوران رکود و چه در

21. Banerjee, Dolado, Mestre(1992)

دوران رونق، دولت با اعمال سیاست‌های یارانه‌ای میزان سهم مالیات بر ارزش افزوده از 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 به ترتیب تأثیر منفی و مثبت بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی دارند.

۴-۵- تحلیل کوتاه مدت شوک‌های مالی بر مصرف واقعی بخش خصوصی

وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا (ECM)^{۲۲} را فراهم می‌کند (تشکینی، ۱۳۸۴). عمده‌ترین ویژگی این الگوها اینست که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد. در واقع این مدل‌ها نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی اند که در آن‌ها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای موثر در کوتاه مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند. برای برآورد این مدل ابتدا باید یک رابطه بلندمدت را برآورد و از کاذب نبودن آن اطمینان حاصل کرد و سپس وقفه پسماند رابطه بلندمدت را به عنوان ضریب تصحیح خطا استفاده کرده و رابطه زیر را برآورد کرد:

$$\Delta Y_t = a + b\Delta X_t + cU_{t-1} + e_t$$

ضریب تصحیح - خطا یعنی برآورد c در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود - که انتظار می‌رود چنین باشد - نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴).

با توجه به اینکه رابطه بلندمدت بین متغیرهای اقتصادی در مدل تأیید شد، برای بررسی روابط کوتاه مدت بین شوک‌های یارانه‌ای و سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی، مدل را با استفاده از متدولوژی تصحیح خطا (ECM) برآورد کردیم که نتایج حاصل از این برآورد در جدول (۵) ارائه شده است:

جدول ۵: نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

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

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که در جدول بالا مشاهده می‌شود روابط کوتاه مدت بین متغیرها نیز تأیید می‌شود و تمام ضرایب از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. اما آنچه که بیشتر در مدل (ECM) مورد توجه و دارای اهمیت اساسی است، ضریب $ecm(-1)$ است که سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل را نشان می‌دهد. همان گونه که از جدول مشخص است، ضریب برآوردی $ecm(-1)$ برابر با $-۰/۶۵$ است. این ضریب نشان دهنده 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 سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی بر طرف می‌شود. به عبارت دیگر در صورت بروز هرگونه انحراف از عدم تعادل معادله سهم مالیات بر ارزش افزوده از 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 سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی در اثر شوک‌های یارانه‌ای دولت، با شتاب به سمت تعادل بلندمدت حرکت می‌کند.

۶- خلاصه و نتیجه گیری

با توجه به همزمانی اجرای قانون مالیات برارزش افزوده و هدفمند شدن یارانه‌ها، در این تحقیق بر آن شدیم تا با شناسایی دوران‌های رکود و رونق در اقتصاد ایران رابطه شوک‌های یارانه‌ای وارده از طرف دولت (سیاست‌های مالی) را با سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی بررسی کنیم. برای این منظور از تئوری بهینه یابی بین دوره‌ای مصرف و تکنیک خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده کردیم.

نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی و شوک‌های یارانه‌ای وجود دارد، بگونه‌ای که تأثیر شوک‌های مالی ناشی از افزایش مخارج یارانه‌ای دولت بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی در دوران‌های رکود و رونق اقتصادی مثبت است و میزان تأثیر این شوک‌ها با توجه به ضرایب بدست آمده برای متغیرها، در دوران رونق اقتصادی بیشتر از تأثیر این شوک‌ها در دوران رکود اقتصادی است. به طوریکه اعمال یک واحد شوک‌های یارانه‌ای در سال‌های رونق سهم مالیات بر ارزش افزوده مصرف واقعی بخش خصوصی را ۷,۹۱۷ واحد و در سال‌های رکود ۱,۲۷۶ افزایش می‌دهد.

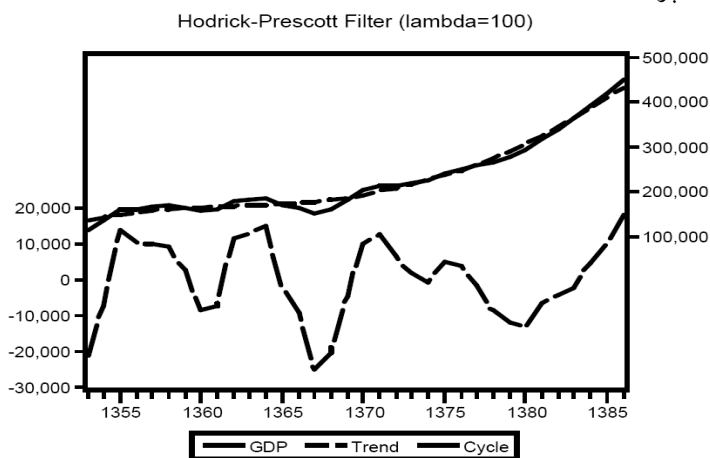
سرعت رفع انحرافات و رسیدن به تعادل بلندمدت سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی در زمانی که شوک‌های یارانه‌ای به اقتصاد وارد می‌شود برابر با ۰/۶۵- است. یعنی در هر دوره ۰/۶۵ از عدم تعادل‌های سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی که در اثر شوک‌های یارانه‌ای ایجاد شده بر طرف می‌شود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

با توجه به نتایج مذکور می‌توان گفت در شرایط رکود - تورمی حال حاضر اقتصاد ایران ایجاد شوک‌های یارانه‌ای منفی به طور حتم سهم مالیات برارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی را در کوتاه مدت به شدت کاهش می‌دهد. به بیان دیگر اعمال سیاست‌های مالی انقباضی از طریق کاهش یارانه‌های دولت در دوران رکود اقتصادی میزان مصرف واقعی بخش خصوصی را کاهش می‌دهد. زیرا میزان در آمد حقیقی افراد کاهش

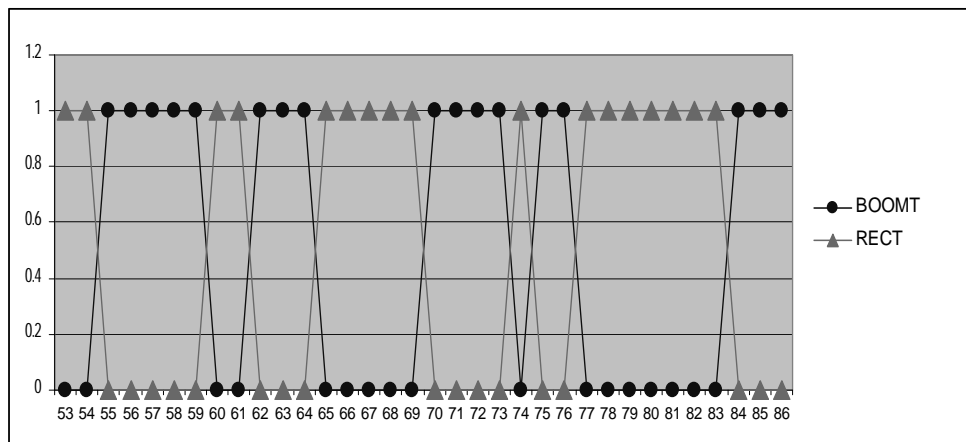
می‌یابد و باعث کاهش مصرف واقعی بخش خصوصی می‌شود. اما با توجه به سرعت تعدیل نسبتاً بالای بدست آمده از مدل جای امیدواری وجود دارد که اثر این شوک‌ها در میان مدت رفع شود و سهم مالیات بر ارزش افزوده به وضعیت تعادلی خود در بلند مدت نزدیک شود.

پیوست ۱ (نمودارها)

استخراج روند تولید ناخالص داخلی بدون نفت و نقاط اوج و حوضیض آن بر اساس فیلتر هودریک پرسکات

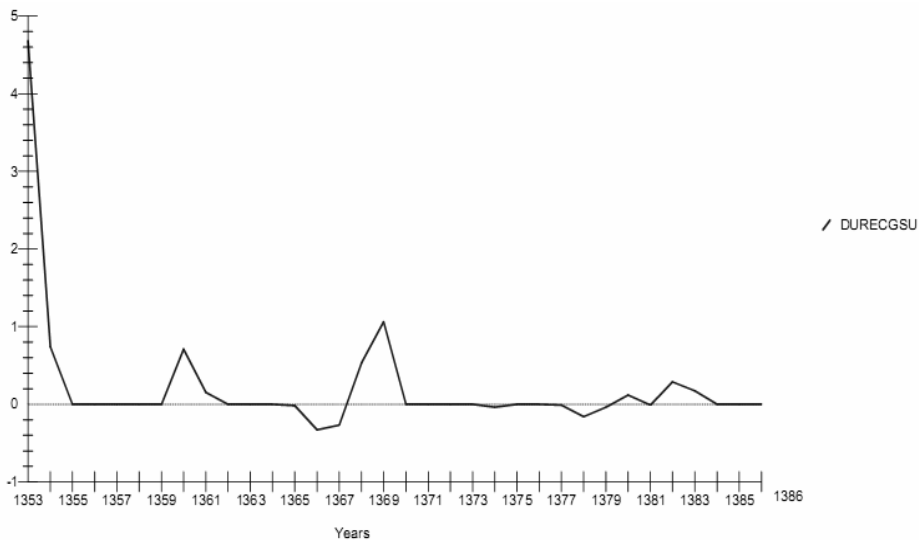


دوران رکود و رونق در اقتصاد ایران

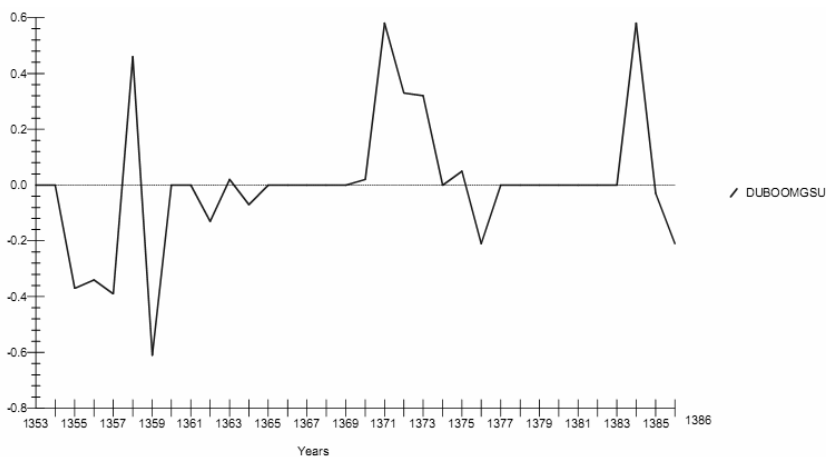


سال‌های رونق با علامت دایره و سال‌های رکود با علامت مثلث مشخص شده‌اند. در سال‌های که رکود یا رونق وجود دارد این علامتها ۱ و در سال‌های که رکورد و یا رونق وجود ندارد این علامتها صفر می‌باشند.

شوکه‌های یارانه‌ای دولت در دوران رکود اقتصادی



شوکه‌های یارانه‌ای دولت در دوران رونق اقتصادی



پیوست ۲ (نتایج کامپیوتری تحقیق)

برآورد تأثیر شوک‌های یارانه‌ای بر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی

```

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(1,0,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*****
Dependent variable is PC
26 observations used for estimation from 1361 to 1386
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
PC(-1)         .34719           .089122             3.9398[.001]
DUBOOMGSU     7917.8           3458.4              2.2894[.033]
DURECGSU      1276.6           508.6461           2.5098[.016]
R              -1858.7          294.8663           -6.3036[.000]
YD            .58755           .066345             8.8559[.000]
CONST         20203.1          4441.5              4.5487[.000]
*****
R-Squared      .99703           R-Bar-Squared      .99628
S.E. of Regression  3203.2         F-stat.           F( 5, 20)         1341.6[.000]
Mean of Dependent Variable  153990.7       S.D. of Dependent Variable  52548.8
Residual Sum of Squares  2.05E+08       Equation Log-likelihood  -243.3515
Akaike Info. Criterion  -249.3515      Schwarz Bayesian Criterion  -253.1258
DW-statistic   2.1293         Durbin's h-statistic  -.36900[.712]
*****

```

```

Diagnostic Tests
*****
* 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]*
*****
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

```

برآورد رابطه بلند مدت میان شوک‌های یارانه‌ای و سهم مالیات بر ارزش افزوده از مصرف واقعی بخش خصوصی

```

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(1,0,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*****
Dependent variable is PC
26 observations used for estimation from 1361 to 1386
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
DUBOOMGSU     12128.7          5208.7              2.3285[.030]
DURECGSU      1955.5           781.1688           2.5033[.020]
R              -2847.2          328.8760           -8.6575[.000]
YD            .90002           .028633            31.4326[.000]
CONST         30947.6          3924.7              7.8853[.000]
*****

```

برآورد رابطه کوتاه مدت میان شوک‌های یارانه‌ای و سهم مالیات برارزش افزوده از
 مصرف واقعی بخش خصوصی

```

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
ARDL(1,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*****
Dependent variable is dPC
26 observations used for estimation from 1361 to 1386
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio[Prob]
dDUBOOMGSU         7917.8                3458.4                  2.2894[.033]
dDURECGSU          1276.6                508.6461               2.5098[.016]
dR                 -1858.7               294.8663               -6.3036[.000]
dYD                .58755                .066345                8.8559[.000]
dCONST            20203.1               4441.5                 4.5487[.000]
ecm(-1)           -.65281                .088122                -7.4081[.000]
*****
List of additional temporary variables created:
dPC = PC-PC(-1)
dDUBOOMGSU = DUBOOMGSU-DUBOOMGSU(-1)
dDURECGSU = DURECGSU-DURECGSU(-1)
dR = R-R(-1)
dYD = YD-YD(-1)
dCONST = CONST-CONST(-1)
ecm = PC -12128.7*DUBOOMGSU -1955.5*DURECGSU + 2847.2*R - .90002*YD - 3
0947.6*CONST
*****
R-Squared          .88840          R-Bar-Squared          .86050
S.E. of Regression  3203.2          F-stat. F( 5, 20)     31.8426[.000]
Mean of Dependent Variable  7301.1          S.D. of Dependent Variable  6576.4
Residual Sum of Squares  2.05E+08          Equation Log-likelihood  -243.3515
Akaike Info. Criterion  -249.3515          Schwarz Bayesian Criterion  -253.1258
DW-statistic       2.1293
*****
R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable
dPC and in cases where the error correction model is highly
restricted, these measures could become negative.
    
```

منابع

الف. فارسی

اصغر پور، حسین، "اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید و قیمت در ایران"، رساله دوره دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه تربیت مدرس، بهمن ۱۳۸۴

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

تشکینی، احمد، "اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit"، تهران، موسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران، چاپ اول، ۱۳۸۴

حسین اختر، چودری انیس، "سیاست‌های پولی و مالی در کشورهای در حال توسعه، ترجمه محمد آسیایی و مسعود بابا خانی، تهران، پژوهشکده امور اقتصادی، ۱۳۸۲

دانش جعفری، داود، "تعیین دوران‌های اقتصادی با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری، رساله دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، ۱۳۸۰
رضایی، ابراهیم، " بررسی اثرات سیاست‌های مالی بر مصرف و اشتغال با استفاده از VAR"
به راهنمایی؛ تقوی، مهدی، دانشگاه علامه طباطبایی، ۱۳۸۱
صمدی سعید، جلالی عبدالمجید، "تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران"، مجله تحقیقات
اقتصادی، شماره ۶۶، پائیز ۱۳۸۳
گجراتی، دامودار(۱۳۷۸)، مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه
تهران.

گزارش اقتصادی و تراز نامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سنوات مختلف .
مهرآرا محسن، "تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران"، تهران، مجله تحقیقات
اقتصادی، شماره ۵۳، ۱۳۷۷
نوفرستی، محمد(۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، موسسه خدمات
فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران
یوسفی، داوود (۱۳۷۹)، بررسی و برآورد تابع تقاضای واردات کل ایران بوسیله تکنیک
همگرایی، پایان نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی
ب. انگلیسی

Ando, A.modigliani, F."The life cycle hypothesis of saving: aggregate implications and tests", American Economic Review, 1963
Berben, Robert-Paul and Brosens, Teunis," The impact of government debt on private consumption in OECD countries", ECONOMICS LETTERS 94 (2): 220-225 FEB 2007
Corbo, V. and Schmidt – Hebble , K.(1991)."Public Policies and saving in developing Countries" , Journal of Development Economics , Vol .36, PP. 89-115, North – Hlland
Cover, J. P. (1992), "Asymmetric Effects of Positive and Negative Money – Supply Shocks".The Quarterly Journal of Economics, November, 1261-1282
de Castro. F, "The macroeconomic effects of fiscal policy in Spain", APPLIED ECONOMICS 38 (8): 913-924 MAY 10 2006.
Dusenberry J. S., Income, saving and Theory of consumer behavior, Cambridge: Harvard university press,1949.

- Friedman M., A Theory of the consumption function (princeton, n.j: princeton univercity press ,1957) chapters1-3
- Garcia A, Ramajo J," Fiscal policy and private consumption behavior: The Spanish case ", EMPIRICAL ECONOMICS 30 (1): 115-135 MAY 2005
- Giavazzi,Francesco & Jappelli, Tulli & Pagano , Marco " Searching for Non – Linear Effects of Fiscal Policy: Evidence From Industrial & Developing Countries." European Economic Review 44, 2000, PP 1259-1289
- Green, W . H.(2004), "Econometric Analysis",5th Edition, Macmillan.
- Hall ,R.E., "stochastic Implication of the cycle permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence “, Journal of political Economy, December,1978.
- 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, The General Theory of Employment, Interest and Money", (New York: Harcourt, Brance and company, 1936.