تأثیر شوک‌های مالی بر مصرف بخش خصوصی در ایران

لطفعلی عاقلی[1]
عضو هیأت علمی پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
تاریخ دریافت: ۸۷/۰۲/۲۲
تاریخ تأیید: ۸۸/۰۲/۲۱
مهدیه رضا قلی‌زاده[2]
کارشناس ارشد پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
مجید آقایی خوندابی[3]
دانشجوی دکتری دانشگاه تربیت مدرس

چکیده

تشخیص اثرات شوک‌های مالی مثبت و منفی بر متغیرهای اقتصاد کلان از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این مطالعه اثرات شوک‌های مالی ناشی از افزایش کل مخارج واقعی و درآمدهای مالیاتی دولت بر مصرف واقعی بخش خصوصی در ایران، با استفاده از تکنیک خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده[4](ARDL) مورد بررسی قرار گرفته است و از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۵ برای تخمین مدل استفاده شده است. بعد از برآورد مدل‌های تحقیق مشخص شد که بین شوک‌های مالی ناشی از افزایش مخارج و درآمدهای مالیاتی دولت در دوران رکود و رونق اقتصادی، با مصرف واقعی بخش خصوصی روابط کوتاه مدت و بلند مدت وجود دارد. نتایج حاصل از این تخمین‌ها نشان می‌دهند که، شوک‌های مالی مثبت (از مسیرافزایش مخارج دولت) در دوران رکود و رونق اقتصادی بر مصرف واقعی بخش خصوصی تأثیر مثبت دارند، در حالی که شوک‌های مالی منفی (از مسیر افزایش درآمدهای مالیاتی دولت) اثرات متضادی بر مصرف واقعی بخش خصوصی در دوره‌های مختلف اقتصادی دارند.

واژگان کلیدی: مصرف واقعی بخش خصوصی، شوک‌های مالی مثبت و منفی، رکود و رونق اقتصادی، مدل خود توضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)
طبقه‌بندی موضوعی: C32, E62

مقدمه

سیاست‌گذاران اقتصادی در هر جامعه‌ای با سیاست‌های پولی (در اختیار بانک مرکزی) و مالی (در کنترل دولت) قادرند اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهند. سیاست‌های مالی عبارتند از مجموعه‌ای از تصمیمات و اقداماتی که به وسیله مقامات دولتی، به صورت آگاهانه و به منظور تحت تأثیر قرار دادن مجموعه فعالیت‌های اقتصادی بکار گرفته می‌شوند (ویلیام، اچ، برانسون[5]، ۱۳۷۸: ۱۰۷).

1. aghelik@modares.ac.ir
2. Mahdieh_rezagholizadeh@yahoo.com
3. Majid_aghaei3@yahoo.com
4. Auto Regressive Distributed Lag Method
5. William H. Branson

ابزارهای عمده دولت‌ها برای اعمال سیاست‌های مالی، متغیرهای بودجه دولت می‌باشند که با تغییر دادن مناسب این اهرم‌های سیاستی، دولت می‌تواند عرضه و تقاضای کل در اقتصاد را در توازن نگه دارد تا سطح قیمت‌ها و اشتغال دچار تغییرات شدید نگردد (Garcia, and Ramajo, 2005: 116). شوک‌های مالی مثبت یا منفی (انبساطی یا انقباظی) متناسب با شرایط اقتصاد (رونق و رکود) تأثیرات متفاوتی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارند. هرگاه هدف دولت، افزایش تولید و اشتغال باشد و اقتصاد جامعه در وضعیت رکود قرار داشته باشد، اتخاذ سیاست‌های مالی انبساطی به صورت افزایش مخارج یا کاهش مالیات‌ها و یا به وسیله هر دو ضروری است، اما در شرایط تورمی و رونق در اقتصاد عکس سیاست‌های فوق بکار گرفته می‌شود (Bouakez, Hafedh and Rebei, Nooman, 2007: 5). عملکرد سیاست‌های مالی همواره یکی از موضوعات مورد بحث در اقتصاد کلان بوده است. پولیون ادعا می‌کنند، از آنجایی که شوک‌های مالی مثبت ممکن است با واکنش‌های غیر منتظره از طرف بخش خصوصی مواجه شود، لذا به میزان زیادی اثر خود را از دست می‌دهد[1] و در حقیقت واکنش‌های بخش خصوصی، ممکن است باعث از بین بردن آثار سیاست‌های مالی دولت شوند. در حالی که مالیون معتقدند با سیاست‌های مالی می‌توان سطح اشتغال و قیمت‌ها را کنترل کرد (Van Aarle and Garretsen, 2003: 213-214)؛ (Pozzil, 2001: 1-2).

یکی از متغیرهای مهم اقتصادی که تحت تأثیر شوک‌های مالی قرار دارد، مصرف بخش خصوصی است. این متغیر نقش ویژه‌ای در اقتصاد دارد زیرا هدف نهایی در اقتصاد، افزایش رفاه مصرف‌کنندگان بوده و مهمترین معیار رفاه، مصرف می‌باشد (Marrero & Novales, 2005: 414). همچنین مصرف باثبات‌ترین جزء تقاضای کل است و دولت‌ها با اعمال شوک‌های مالی، مصرف خصوصی را کنترل کرده و به مدیریت تقاضای کل جامعه می‌پردازند (Garcia & Ramajo, 2005: 118). ویژگی‌های شوک‌های (سیاست‌های) مالی اعمال شده، مانند موقتی یا دائمی بودن شوک و منشأ شوک‌ها (کاهش مخارج عمومی، افزایش مالیات‌ها و یا کاهش پرداخت‌های انتقالی به مردم)، می‌توانند اثرات متفاوتی بر اقتصاد بر جای بگذارند (Giavazzi,Francesco & Jappelli, Tulli & Pagano, Marco, 2000: 1260).

هدف تحقیق حاضر، بررسی و آزمون تأثیر شوک‌های مالی بر مصرف بخش خصوصی در ایران در شرایط رونق و رکود اقتصادی است. برای این منظور، مقاله حاضر در ۶ بخش سازماندهی شده است. پس از ارائه مبانی نظری مدل در بخش دوم، و مروری بر پیشینه تحقیق در بخش سوم، الگوی تجربی، داده‌ها و روش‌شناسی تحقیق در قسمت چهارم معرفی شده است. در قسمت پنجم الگوی رگرسیونی، برآورد شده و نتایج حاصله تجزیه و تحلیل شده است. قسمت پایانی مقاله، به جمع‌بندی نهایی و خلاصه نتایج اختصاص دارد.

---

۱. این وضعیت، به بی تأثیری سیاستی (Policy Ineffectiveness) معروف است.

۱- مبانی نظری تحقیق

۱-۱- نظریه‌های مصرف

مصرف از متغیرهای اصلی و وابسته به سطح تولید و درآمد ملی در اقتصاد است. تأکید اولیه بر این متغیر کلان اقتصادی برای اولین بار توسط کینز[1] (۱۹۳۶) صورت گرفت و توسط دیگر اقتصاد دانان تداوم یافت. در این راستا نظریه‌های مختلفی همچون نظریه دوره زندگی مصرف آندو - مودیگلیانی[2] (۱۹۶۳)، نظریه در آمد دائمی مصرف فریدمن[3] (۱۹۵۷)، نظریه درآمد نسبی دوزنبری[4] (۱۹۴۶) و نظریه انتظارات عقلایی هال[5] (۱۹۷۸)، ارائه شد. اما با توجه به اینکه اغلب نظریه‌های مربوط به توابع مصرف و پس‌انداز براساس مدل عمومی رفتار بهینه‌یابی بین دوره‌ای مصرف[6] در طول زمان بنا شده است، به همین دلیل برای بررسی ارتباط بین مصرف واقعی بخش خصوصی و شوک‌های مالی دولت و ایجاد پایه نظری در این تحقیق نیز از بهینه یابی بین دوره‌ای استفاده می‌کنیم.

۱-۲- ارائه الگوی هزینه‌های دولت و مصرف بخش خصوصی

با توجه به اهمیت و موضوعیت مدل عمومی رفتار بهینه‌یابی بین دوره‌ای مصرف که در مطالعات تجربی برای تحلیل رفتار مصرفی افراد استفاده شده است (Garcia and Ramajo, 2005: 117)؛ (Corbo and Schmidt - Hebble, 1991: 90)، در این مقاله نیز به منظور بررسی ارتباط بین مصرف بخش خصوصی و شوک‌های مالی دولت از همین مدل بهره می‌گیریم.

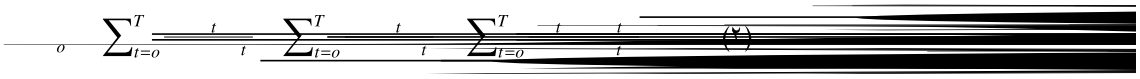
در این مقاله، عوامل مؤثر بر مصرف بخش خصوصی را در چارچوب حداکثرسازی مطلوبیت زمانی (بین دوره‌ای) مورد بحث قرار می‌دهیم. فرض می‌کنیم مصرف‌کننده در زمان حال واقع شده است (t_o) و از مصرف کالاهای خصوصی، عمومی و ارثی که بر جای می‌گذارد مطلوبیت کسب می‌کند. هدف او حداکثر کردن مطلوبیت است ولی امکانات وی، شامل درآمد و ثروت و ... او را محدود می‌کنند. بنابراین تابع مطلوبیت مصرف‌کننده از سه متغیر اساسی شامل کالاهای خصوصی، کالاهای عمومی و ارث[7] تشکیل شده است و سایر متغیرهای مؤثر بر مطلوبیت در سه متغیر اساسی فوق گنجانده شده‌اند:

$$0 \quad 1 \quad \cdots \quad T \quad 0 \quad 1 \quad \cdots \quad T \quad 0 \quad 1 \quad \cdots \quad T \qquad (۱)$$

1. Keynes
2. Ando & Modigliani
3. Friedman
4. Dusenbery
5. Hall
6. Intertemporal Optimizing Model Of Consumption
7. Bequest

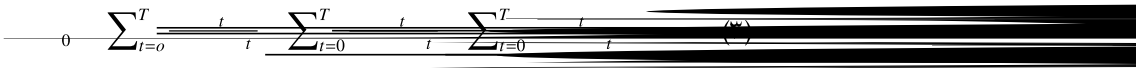
در تابع U ،۱ بیانگر مطلوبیت فردی و C_t ،G_t و A_t به ترتیب مصرف کالاهای خصوصی، مصرف کالاهای عمومی و میزان ارث در زمان t می‌باشد.

منابع درآمدی مصرف‌کننده، درآمد ناشی از کار و درآمد ناشی از دارایی یا ثروت (مثل سپرده‌گذاری در بانک، خرید اوراق بهادار و ...) است. اگر وی T+1 سال عمر کند، ارزش فعلی جریان درآمدی او به صورت زیر خواهد بود:



(۲)

که در آن PVY مجموع ارزش حال جریان درآمد، $_t$ درآمد ناشی از کار در زمان t و $_t$ دارایی یا ثروت در زمان t، T عمر مصرف‌کننده و r نرخ بهره می‌باشد. ارزش حال جریان مصرفی فوق به صورت زیر بیان می‌شود:



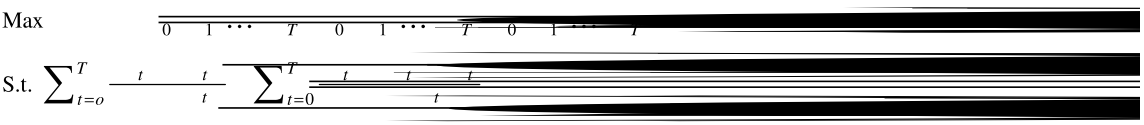
(۳)

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

(۴)

عبارت (۴) نشان می‌دهد که در تعادل، مجموع مصرف برابر مجموع درآمد ناشی از کار و دارایی طی عمر او باشد.

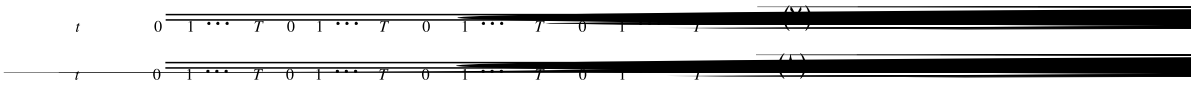
فرض می‌شود که متغیرهای W_t، Y_t، r و G_t برونزا و متغیرهای B و C درونزا هستند. مسئله مصرف‌کننده، حداکثر کردن مقید مطلوبیت در افق زمانی است طوری که جریان مصرفی حاصل از مصرف کالاهای خصوصی، کالاهای عمومی و میزان ارث است، حداکثر مطلوبیت را به دست می‌دهد:



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

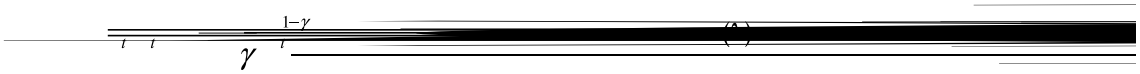
عبارت داخل کروشه را در رابطه (۵) با H نشان داده، نسبت به متغیرهای تصمیم (C و B) مشتق جزئی گرفته و برابر صفر قرار می‌دهیم. شرایط اولیه با مشتق گیری از تابع فوق نسبت به متغیرهای C_0 تا C_T و B_0 تا B_T و λ عبارتند از:

با حل دستگاه معادلات (2T+3) معادله و (2T+3) مجهول (۷)، می‌توان مصرف و ارث هر دوره را بدست آورد. برای مثال برای دوره t می‌توان نوشت:

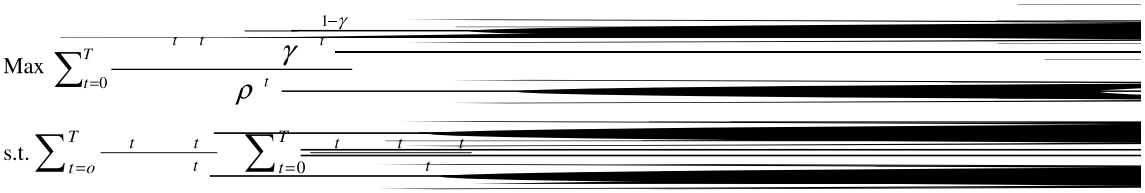


لذا متغیرهای B و C توسط متغیرهای برونزا تعیین می‌شوند.

روابط ضمنی فوق برای مصرف و ارث قابل برآورد نیست لذا برای تصریح تابع مصرف، ابتدا فرض می‌کنیم که تابع مطلوبیت جدایی پذیر و نیمه جمع پذیر وی به صورت زیر تصریح شده باشد[۱]:



که پارامتر γ عددی بین صفر و یک می‌باشد. در این حالت مصرف‌کننده، ارزش حال جریان مطلوبیت‌های بین دوره‌ای خود را با لحاظ نرخ تنزیل زمانی و قید (۴) به حداکثر می‌رساند لذا مسئله وی به صورت زیر ساده می‌شود:



که در آن ρ نرخ تنزیل زمانی مصرف است. با حل مسئله بهینه‌یابی مقید فوق و پس از ساده‌سازی شرایط مرتبه اول خواهیم داشت:

۱. این نوع توابع در مدل‌های مصرف بین دوره‌ای رایج است، برای مثال: Hall (۱۹۷۸).

(۱۱)

که درآن:

(۱۲)

حال با جایگذاری روابط (۱۰) و (۱۱) در رابطه (۴) خواهیم داشت:

و روتی که باشد، بوده و با دامنه عمر نامحدود مصرف‌کننده ( )، عبارت فوق به صورت زیر ساده خواهد شد:

تابع فوق نسبت به هر یک از متغیرهای Y، G W و B خطی و نسبت به r کاهنده است. اگر عبارت فوق برای برای همه افراد، جمع زده شود، در افق نا محدود، می‌توان تابع مصرف جمعی را به فرم صریح زیر نوشت:

(۱۳)

β ها، ضرایب ثابت هستند. B ها به دلیل اینکه، ارث خود تابعی فزاینده و مثبت از ثروت یا دارایی است:

(۱۴)

در متغیر W گنجانده شده است. معمولاً در برآوردهای تجربی، برای نشان دادن چسبندگی مصرف، یک جمله تأخیری مصرف نیز وارد مدل می‌شود:

(۱۴)

در رابطه اخیر، C، Y، G، r و W به ترتیب مصرف بخش خصوصی، درآمد، مخارج دولت، نرخ بهره و سطح دارایی یا مصرف است. مطابق انتظارات نظری علامت ضرایب به این صورت است:

علامت β_4 نیز در شرایط متعارف مثبت می‌باشد. منفی بودن، ضریب β_2 به دلیل بروز اثر جبرانی ناشی از افزایش مخارج دولت (Crowding-out Effect) است.

۲- پیشینه تحقیق

بوکز و روبی[1] (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. آن‌ها در این مطالعه برای بررسی تأثیر این شوک‌ها یک مدل سیکل تجاری حقیقی[2] (RBC)، با استفاده از متغیرهایی چون مخارج عمومی و خصوصی دولت و مخارج مصرفی خانوار طراحی کردند و آن را با استفاده از روش حداکثر راستنمایی[3] 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.

بربن بروسنز[4] (۲۰۰۷)، در مقاله‌ای تحت عنوان «تأثیر بدهی‌های دولت بر مصرف بخش خصوصی در کشورهای OECD»، به بررسی تأثیر مخارج و بدهی‌های دولت بر میزان مصرف بخش در کشورهای عضو OECD پرداختند. آن‌ها در این مطالعه یک رابطه غیر خطی، بین مصرف بخش خصوصی و بدهی‌ها و مخارج دولت برآورد کردند. نتایج حاصل از برآورد مدل در این مطالعه حاکی از این است که در کشورهای عضو OECD که مخارج دولتی بالایی دارند یک شوک مالی تقریباً با کاهش در مصرف بخش خصوصی در این کشورها جانشین[5] می‌شود. بر عکس در کشورهایی که مخارج دولتی پائینی دارند مصرف بخش خصوصی نسبت به تغییرات مخارج دولت حساس است. بنابراین تأثیرات سیاست‌های مالی در نوسانات سیکل تجاری[6] در کشورهایی که مخارج دولتی بالایی دارند کمتر است.

دی کاسترو[7] (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «تأثیرات کلان اقتصادی سیاست‌های مالی در اسپانیا»، به بررسی اثرات سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشور اسپانیا با استفاده از متدولوژی VAR[8] پرداخت. وی در این مطالعه به این نتیجه رسید که شوک‌های مالی تأثیری قوی و معنی‌دار بر میزان مصرف بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، نرخ بهره و سطح قیمت‌ها دارند.

---

1. Boukez and Rebei
2. Real Business Cycle
3. Maximum - Likelihood
4. Berben, Brosens
5. Crowding out
6. Business cycle fluctuations
7. De Castro
8. Vector Auto- regressive

لاوی و استرازینسکی[1] (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «تأثیر سیاست‌های مالی بر مصرف بخش خصوصی در اسرائیل با تأکید بر پیش‌بینی‌های مالی»، به بررسی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر مصرف بخش خصوصی در کشور اسرائیل پرداختند. آن‌ها در این مطالعه نتیجه گرفتند که یک رابطه جانشینی بین مصرف بخش خصوصی و میزان مخارج بخش عمومی در کشور اسرائیل وجود دارد ولی این رابطه قوی نیست. نتیجه دیگر این بوده که در مقایسه با رویکرد ریکاردویی، روش تأمین مالی عمومی بر مصرف بخش خصوصی تأثیر دارد و افزایش مالیات‌های مستقیم دستمزدی، تأثیر منفی بر مصرف بخش خصوصی دارد.

برنساید و دیگران[2] (۲۰۰۴)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «شوک‌های مالی و نتایج آن»، به تجزیه و تحلیل این شوک‌ها در ایالات متحده آمریکا بعد از جنگ جهانی دوم در چارچوب مدل‌های استاندارد نئوکلاسیکی[3] و با تحلیل سیکل تجاری پرداختند. آن‌ها در این مطالعه شوک‌های مالی را افزایش خریدهای نظامی دولت در نظر گرفتند. نتایج حاصل از مطالعه آن‌ها حاکی از این بود که شوک‌های مالی (افزایش خریدهای نظامی دولت) در این دوران در کشور آمریکا باعث افزایش نرخ‌های مالیاتی، کاهش دستمزد حقیقی، افزایش اندکی در سرمایه‌گذاری کل[4] و کاهش مصرف بخش خصوصی شدند.

لواجی[5] (۱۹۹۹)، در مقاله‌ای تحت عنوان «آیا در ایتالیا هزینه‌های دولت جایگزین مصرف بخش خصوصی می‌شود؟»، به بررسی جانشینی جبری بین مصرف بخش خصوصی و مخارج دولتی با استفاده از یک الگوی اقتصادی خرد می‌پردازد. وی در پایان نتیجه می‌گیرد که اثر مثبت استفاده از کالاهای عمومی بیشتر از اثر درآمدی منفی ناشی از تأمین مالی کالاهای عمومی است. بنابراین در ایتالیا بین سال‌های (۱۹۹۳ – ۱۹۶۰) بین مصرف کالاهای عمومی و هزینه تولید آن توسط دولت از یک طرف و مصرف بخش خصوصی از طرف دیگر جانشینی جبری وجود دارد.

تریدماس[6] (۱۹۹۲)، در مقاله‌ای تحت عنوان «یادداشتی براثرات هزینه‌های دولت روی مصرف خصوصی بر اساس فرضیه درآمد دائمی»، به بررسی چگونگی تأثیر هزینه‌های دولت روی مصرف در یونان در طول سال‌های (۱۹۸۷ – ۱۹۵۸) می‌پردازد. اما بی‌شباهت به طراحی‌های تجربی قبلی، وی بر اثرات جزئیات متفاوت هزینه‌های دولت تأکید می‌کند. وی استدلال می‌کند که چون هزینه‌های مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت اهداف متفاوتی را به عنوان سیاست عمومی دولت

1. Yaacov Lavi and Michel Strawczynski
2. Burnside and Eichenbaum and Fisher
3. Standard neoclassical models
4. Aggregate investment
5. Rosella, Levaggi
6. Gorge, Tridmas

دنبال می‌کنند، اثرات متفاوتی را روی مصرف خصوصی بر جای می‌گذارند. نتایج حاصل از مطالعه وی عبارتند از: ۱- ضریب هزینه‌های دولت برای کالاهای عمومی مثبت ومعنی‌دار است. ۲- ضریب هزینه‌های دولت برای آموزش و بهداشت مثبت اما بی معنی است. ۳- ضریب هزینه سرمایه‌گذاری دولت منفی و معنی‌دار است.

زایر و غلامی (۱۳۸۶)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «بررسی آثار سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران با استفاده از الگوی VAR»، رابطه بلند مدت بین مخارج دولت، مالیات‌ها، GDP، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و مصرف و پویایی‌های کوتاه مدت آن‌ها را با کمک الگوی خود توضیح‌برداری (VAR) و آزمون جوهانسن بررسی کرده‌اند. یافته‌های تحقیق حاکی از وجود یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای موجود در مدل می‌باشد. نتایج تابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد که مالیات در دوره کوتاه مدت تأثیر معنی‌داری بر سه متغیر کلان مورد بررسی ندارد. نتایج تجزیه واریانس متغیرها نیز نشان می‌دهد که سیاست‌های مالی در کوتاه مدت تأثیر اندکی بر متغیرهای مزبور دارد، به طوری که تولید ناخالص داخلی بیشترین سهم را در توضیح تغییرات سرمایه‌گذاری و مصرف بخش خصوصی بر عهده دارد. در بلند مدت در حالی که سهم مالیات در توجیه تغییرات هر یک از متغیرها بیشتر شده، اما میزان تأثیر مخارج دولت کاهش یافته و تنها بر مصرف بخش خصوصی تاثیرگذار است.

پریوش و بخشوده (۱۳۸۶)، در مطالعه خود تحت عنوان «اثرات سیاست‌های پولی بر رفتار مصرفی خانوارهای روستایی ایران» به بررسی اثرات سیاست‌های پولی بر رفتار مصرفی خانوارهای روستایی ایران با استفاده از مدلی بر مبنای معادله اویلر و روش‌های حداقل مربعات معمولی (OLS) و متغیرهای ابزاری (IV) پرداخته‌اند. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که در مجموع، الگوی مشخصی برای ارتباط میان رشد مصرف خانوارهای روستایی و نرخ بهره وجود ندارد. به بیان دیگر، تأثیرات متقابل میان سیاست‌های پولی و مصرف خانوارهای روستایی مشاهده نمی‌شود. همچنین، نسبت مصرف‌کنندگان با محدودیت نقدینگی بیشتر بوده و پس‌اندازهای احتیاطی بر رفتار مصرف‌کنندگان روستایی در سطح ثروت جاری، غالب است.

ابراهیم رضایی (۱۳۸۱) در پایان‌نامه خود با عنوان «بررسی سیاست‌های مالی بر مصرف و اشتغال در اقتصاد ایران»، اثرات مخارج دولت و مالیات‌ها دو متغیر مصرف و اشتغال با استفاده از تکنیک‌های سری زمانی (مدل خود رگرسیون برداری) 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 اشتغال و متغیرهای سیاست مالی و همچنین بین مصرف و متغیرهای سیاست

مالی روابط بلند مدت وجود دارد. این روابط از طریق آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن تخمین زده شده و نتایج نشان می‌دهد که در اثر شوک مثبت مخارج دولت، مصرف و اشتغال هر دو افزایش می‌یابند در حالی که شوک منفی مالیات، مصرف را کاهش و اشتغال واکنش معنی‌داری در برابر این شوک از خود نشان نمی‌دهد.

مهدی موید (۱۳۷۵) در پایان‌نامه خود تحت عنوان «بررسی اثر سیاست‌های پولی و مالی روی مصرف خصوصی در ایران (۱۳۷۳ – ۱۳۳۸): اثر جایگزینی و برابری ریکاردویی» به بررسی تأثیر مخارج دولت و چگونگی تأمین مالی آن و همچنین اثر سیاست‌های پولی بر مصرف خصوصی پرداخته است. وی در این مطالعه از یک الگوی بهینه‌یابی بین دوره‌ای مصرف بر اساس حداکثرسازی مطلوبیت فردی استفاده نموده و با استفاده از داده‌های سری زمانی و روش‌های OLS و 3SLS به برآورد آن پرداخته است. نتایج تخمین‌ها نشان می‌دهند مخارج دولت روی مصرف خصوصی اثر مثبت دارد. به عبارت دیگر کالاها و خدمات عمومی به عنوان کالاهای مکمل مصرفی برای بخش خصوصی می‌باشد. این اثر به چگونگی تأمین مالی مخارج دولت بستگی نداشته است و به بیان دیگر، برابری ریکاردویی رد نمی‌گردد. علاوه بر این از آنجا که انبساط پولی باعث کاهش محدودیت‌های نقدینگی می‌شود، این عمل منجر به افزایش مصرف خصوصی شده است.

۳- معرفی الگوی تجربی، روش تحقیق و داده‌ها

۳-۱- الگوی تجربی

مطابق ادبیات اقتصادی و نظریه‌های مصرف، عوامل متعددی بر مصرف واقعی بخش خصوصی مؤثر هستند. بر اساس مدل بهینه‌یابی بین دوره‌ای مصرف، متغیرهای ثروت، مصرف انتظاری، درآمد قابل تصرف و نرخ بهره بر مصرف واقعی بخش خصوصی تأثیرگذار می‌باشند. در این مقاله، برای بررسی اثرات شوک‌های مالی دولت در دوران رکود و رونق اقتصادی بر مصرف واقعی بخش خصوصی، سعی شده است این شوک‌ها در مدل وارد شود. از طرف دیگر، مطابق قاعده آکام[1] (اصل قلت متغیرها)، مدل رگرسیونی که با تعداد متغیرهای توضیحی کمتر بتواند ضریب تعیین بالاتری به دست دهد، بهتر است (گجراتی، ۱۳۷۸: ۵۱۶). لذا برای بررسی تأثیر شوک‌های مثبت و منفی ناشی از مخارج دولت بر مصرف واقعی بخش خصوصی، مدل تجربی تحقیق به صورت (۱۸) معرفی می‌گردد. این مدل، برآمده از مدل خطی (۱۷) است و فقط برای تأکید بر شوک‌های مالی، اثر سیاست‌های مالی را در دوره‌های رکود و رونق از طریق نرخ رشد مخارج دولت (افزایش مخارج دولت) بررسی می‌کنیم:

1. Occam,s razor

که در آن:

PC، میزان مصرف واقعی بخش خصوصی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ می‌باشد.

Boom، متغیر مجازی برای دوره رونق اقتصادی است که مقدار آن برای سال‌های رونق، برابر یک و برای سال‌های دیگر صفر است.[۱]

REC، متغیر مجازی برای دوره رکود اقتصادی است که مقدار آن برای سال‌های رکود، برابر یک و برای سال‌های دیگر صفر است.

DUBOOMGG، متغیری مجازی است که نشان‌دهنده شوک‌های مالی در دوران رونق اقتصادی است. این متغیر از حاصل ضرب متغیر مجازی BOOM (رونق اقتصادی) و نرخ رشد کل مخارج دولت در دوره رونق بدست آمده است:

$$B \qquad (۳۰)$$

DURECGG، متغیری مجازی است که نشان‌دهنده شوک‌های مالی در دوران رکود اقتصادی است. این متغیر از حاصل ضرب متغیر مجازی REC (رکود اقتصادی) و نرخ رشد کل مخارج دولت در دوره رکود (R) بدست آمده است:

$$R \qquad (۳۱)$$

G، نشان‌دهنده نرخ رشد کل مخارج واقعی دولت است.

X، برداری از متغیرهای کنترل مدل و معرف سایر متغیرهای توضیحی (نرخ بهره و تولید ناخالص داخلی بدون نفت و مالیات به عنوان جانشین درآمد قابل تصرف) می‌باشد. به دلیل اینکه آمار نرخ بهره به صورت سری زمانی وجود نداشت از متغیر جانشین استفاده شد. برای محاسبه نرخ بهره واقعی از فرمول زیر استفاده شد (Marshall, 1920: 594-595).

$$(۳۲)$$

که در این فرمول RR_t نرخ بهره واقعی است، PP نرخ تورم و r_t نرخ سود سپرده‌های بلند مدت بانکی است.

GDPROT، نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی بدون نفت و بدون مالیات است که برای پرهیز از همخطی درآمد با هزینه‌های دولت ازاین متغیر به عنوان جانشین درآمد قابل تصرف ناشی از کار Y استفاده شده است. به این ترتیب داریم:X=(RR, Y)

۱. نحوه استخراج دوران‌های اقتصادی رونق و رکود در روش‌شناسی تحقیق به طور کامل توضیح داده شده است.

برای بررسی تأثیر شوک‌های مالی دولت بر مصرف بخش خصوصی از مسیر درآمدهای مالیاتی، مدل رگرسیونی به صورت ضمنی زیر معرفی می‌گردد:

[redacted]

DUBOOMGT، متغیر مجازی است که نشان‌دهنده شوک مالی (شوک مالی منفی که در اثر افزایش مالیات‌ها باشد) در دوران رونق اقتصادی است. این متغیر مجازی از حاصل ضرب [redacted] در این دوره ($_B$) بدست آمده است:

[redacted]

DURECGTAX، متغیری مجازی است که نشان‌دهنده شوک‌های مالی (شوک مالی منفی که در اثر افزایش مالیات‌ها باشد) در دوران رکود اقتصادی است. این متغیر از حاصل ضرب متغیر [redacted] در این دوره ($_R$) بدست آمده است:

[redacted]

GT، نرخ رشدکل درآمدهای مالیاتی دولت می‌باشد.

بردار Z متغیرهای کنترل مدل و نشان‌دهنده سایر متغیرهای مؤثر بر مصرف است.

نحوه تعیین دوره‌های اقتصادی رونق و رکود و شوک‌های مالی انبساطی و انقباضی (مثبت و منفی)، موضوع قسمت بعدی مقاله است.

۳-۲- روش‌شناسی تحقیق

اولین اقدام برای آزمون فرضیه اثرگذاری شوک‌های مالی بر مصرف حقیقی بخش خصوصی در شرایط رکود و رونق اقتصادی، تشخیص دوره‌های 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: ۴).

از دیدگاه کلاسیک‌ها، دوران‌های اقتصادی در قالب نرخ رشد تشریح می‌شود. در برخی منابع، رکود اقتصادی به معنای حداقل داشتن دو دوره متوالی نرخ رشد منفی اقتصادی است (West, 2008: 1). دراین مقاله، دوره رکود، مدت زمانی است که تولید ناخالص داخلی حقیقی در سطحی کمتر از مسیر روندی بلند مدت قرار می‌گیرد.

یکی از روش‌های تعیین دوران‌های اقتصادی استفاده از روند زمانی سری زمانی تولید حقیقی است. برای این منظور می‌توان با برازش تولید روی زمان و مقایسه مقادیر واقعی با مقادیر روندی، دوران‌های اقتصادی را بدست آورد. صمدی و جلائی (۱۳۸۳) با استفاده از این روش دوران‌های اقتصادی ایران را طی دوره (۱۳۸۲ – ۱۳۳۸) استخراج کرده‌اند. اما با توجه به ماهیت تصادفی تولید ناخالص داخلی، استفاده از این روش صحیح نیست و باید از روش‌های میانگین متحرک[1] و یا فیلتر هودریک – پرسکات[2] 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: ۷۱). مشکل اصلی این روش تعیین طول دوره میانگین متحرک است و انتخاب تعداد سال‌ها می‌تواند نتایج رکود و رونق اقتصادی را تغییردهد. علاوه بر آن، استفاده از این روش اختلالات بسیاری را در فرآیندهای میان مدت و بلند مدت بوجود می‌آورد

روش رایج برای استخراج دوران‌های اقتصادی، بکارگیری روش روند زمانی فیلتر هودریک – پرسکات (۱۹۹۸) است. کینگ و ری بلو[3] (۱۹۹۳) و نیز کوگلی و نیسون[4] (۱۹۹۵) اثبات می‌کنند که فیلتر هودریک – پرسکات می‌تواند در یک سری زمانی ایجاد دوران نماید (اصغرپور، ۱۳۸۴: ۷۰).

در فیلتر هودریک – پرسکات، هیچ‌گونه پیش نیاز اطلاعاتی در خصوص اوج و حضیض لازم نیست و می‌توان آن را به صورت مکانیکی مورد استفاده قرار داد. این فیلتر می‌تواند به تجزیه یک شوک مشاهده شده به اجزای دائمی و موقت کمک نماید. گفتنی است 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[5] (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 بیان کننده 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، فیلتر هودریک – پرسکات از حداقل کردن مجموع مجذورات انحراف سری زمانی X_t از جز روند (τ_t) بدست می‌آید.

1. Moving-Average (MA)
2. Hodrick-Prescott(HP)
3. King & Rebelo
4. Cogley & Nason
5. Cooley & Prescott

اگر سری زمانی [illegible] به صورت زیر نوشته شود:

[illegible]

که [illegible] جزء نوسانی سری [illegible] است، مقادیر فیلتر هودریک – پرسکات، بایستی رابطه زیر را حداقل نمایند.

[illegible]

که در آن T تعداد مشاهدات است و a پارامتر هموار سازی روند می‌باشد که مقدار مرجع آن برای داده‌های سالانه برابر با ۱۰۰ و برای داده‌های فصلی ۱۶۰۰ می‌باشد. این پارامتر می‌تواند از آمار سری زمانی مورد بررسی، دوره‌های با فرکانس کمتر از ۸ سال را حذف کند. این فیلتر دو طرفه بوده و از این رو مشکل تغییر فاز دوره (تقدم و تأخر) را از بین می‌برد. مشکل این روش، نامشخص بودن مقدار دقیق پارامتر a است. اگر پارامتر مذکور کاهش و یا افزایش یابد، در این صورت مقدار روند دائمی و موقت تغییر می‌کند.

در این مقاله نحوه استخراج رکود و رونق اقتصادی براساس فیلتر هودریک – پرسکات به شرح زیر است:

ابتدا اندازه روند طبیعی تولید ناخالص داخلی بدون نفت (GDPO) را براساس فیلتر هودریک – پرسکات استخراج کرده و آن را HPGDPO می‌نامیم و در ادامه نوسانات اقتصادی را حول روند طبیعی آن بدست آورده و آن را تحت عنوان مقدار نوسان تولید ناخالص داخلی بدون نفت (SGDPO) نامیده و سپس بر اساس آن رکود و رونق را استخراج می‌کنیم. اگر مقدار GDPO 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، رکود اقتصادی وجود خواهد داشت. بدین ترتیب می‌توان از تفاوت مقدار فیلتر تولید ناخالص داخلی و مقدار واقعی آن، انحراف از روند طبیعی SGDPO را به صورت زیر بدست آورد (اصغرپور، ۱۳۸۴):

[illegible]

که در آن BOOM , REC به ترتیب 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 دوره‌های رونق اقتصادی و DUREC سال‌های رکود اقتصادی را نشان می‌دهند. لذا بر اساس 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 تک معادله‌ای و سیستم معادلات را شوک می‌گویند (Cover, J.P ,1992: 1264). معمولاً در الگوهای خود رگرسیون‌برداری، 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 می‌توانند منبع شوک‌های مالی باشند. با این تعریف، می‌توان گفت سیاست‌های مالی به نوعی شوک‌های مالی تلقی می‌شوند.

در این تحقیق بعد از استخراج دوران‌های اقتصادی رکود و رونق، برای بدست آوردن متغیر مجازی شوک‌های مالی از روابط (۱۹)، (۲۰)، (۲۳) و (۲۴) استفاده شده است.

۳-۳- داده‌های تحقیق:

برای یکدست نمودن اطلاعات، کلیه داده‌های آماری از پایگاه داده‌های آماری بانک مرکزی طی دوره (۱۳۸۵ - ۱۳۵۰) و بر حسب ارقام واقعی (۱۰۰ - ۱۳۷۶) اخذ شده است.

۴- تخمین الگو، بحث و تفسیر نتایج

در ابتدا جهت اطمینان از ایستایی[1] متغیرها، از آزمون ریشه واحد تعمیم یافته دیکی فولر[2] استفاده و نتایج آن در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول(۱): نتایج آزمون ایستایی متغیرهای اصلی تحقیق

متغییر	آماره محاسبه شده	مقادیر بحرانی			درجه ایستایی
		٪۱	٪۵	٪۱۰	
PC	-۵/۴۳	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱	۱
CPI	-۵/۵۴	-۳/۶۶	-۲/۹۶	-۲/۶۱	۱
GDPOT	-۴/۰۳	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱	۱
GDPO	-۳/۸۸	-۳/۶۵	-۲/۹۵	-۲/۶۱	سطح
GGT	-۳/۷۵	-۳/۶۵	-۲/۹۵	-۲/۶۱	۱
RR	-۶/۳۳	-۳/۶۵	-۲/۹۵	-۲/۶۱	سطح
GTAX	-۱۱/۳۳	-۳/۶۴	-۲/۹۵	-۲/۶۱	۱

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Stationary Test
2. Augmented Dickey - Fuller Unit Root Test

مطابق جدول بالا به جز متغیرهای RR و GDPO سایر متغیرهای مدل در تفاضل‌های مرتبه اول ایستا هستند. لذا، تخمین مدل به روش حداقل مربعات معمولی[1] (OLS) امکان‌پذیر نمی‌باشد و نتایج حاصله اعتبار کافی را ندارد زیرا رابطه بلند مدت بین متغیرها از بین می‌رود و توزیع حدی برآوردگرهای حداقل مربعات نیز غیرنرمال است.

روش هم‌انباشتگی انگل – گرنجر[2] (۱۹۷۸) نیز دارای محدویت تورش برآوردها در نمونه‌های کوچک است و بنابراین تخمین مدل و آزمون فرضیه‌ها با کمک آماره‌های معمول بی‌اعتبار است. روش انگل – گرنجر، همچنین بر پیش فرض 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. برای رفع این محدودیت‌ها، روش خود توضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) توسط پسران و شین[3] (۱۹۹۸) ارائه شده است. 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 بلند مدت مدل بدست آورد.

به خاطر اینکه متغیرهای اصلی از مرتبه صفر و یک ایستا هستند، برای بررسی پویایی مدل از روش ARDL استفاده می‌شود.

۴-۱- بررسی تأثیر شوک‌های مالی (مثبت و منفی) بر مصرف بخش خصوصی

در این مطالعه برای بررسی تأثیر شوک‌های مالی (تغییر مخارج دولت و مالیات‌ها) بر مصرف بخش خصوصی با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی از مدل نیمه لگاریتمی (Log-Lin) زیر استفاده می‌کنیم:

مدل اول
$$LPC = C + \alpha_1 LPC(-1) + \alpha_2 DUBOOMGGT + \alpha_3 DURECGGT + \alpha_4 DURECGGT(-1) + \alpha_5 RR + \alpha_6 GDPOT + U_t$$

مدل دوم
$$LPC = C + \beta_1 LPC(-1) + \beta_2 DUBOOMGTAX + \beta_3 DURECGTAX + \beta_4 RR + \beta_5 GDPOT + U_t$$

بر اساس توضیحات قبلی، روش تخمین مدل‌ها، روش خود توضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) می‌باشد (جزئیات بیشتر این روش در پیوست ارائه شده است). برای تعیین وقفه بهینه در معادلات، ضابطه شوارتز – بیزین[4] استفاده شد و دو مدل مذکور به کمک نرم افزار Microfit4.1، برآورد شدند (H.M.Pesaran & B.Pesaran,1997). نتایج حاصل از تخمین معادلات بالا در جدول (۲) ارائه شده است:

1. Ordinary Least Squqare
2. Engel-Granger Two-Steps Test
3. Pesaran & Shin
4. Schwartz-Bayesian Criterion(SBC)

جدول (۲): اثرات شوک‌های مالی بر مصرف واقعی بخش خصوصی در دوران رکود و رونق اقتصادی

	وقفه‌های مدل با معیار شوارتز بیزین به صورت ARDL(1,0,1,0,0) انتخاب شده است		وقفه‌های مدل با معیار شوارتز بیزین به صورت ARDL(1,0,0,0,0) انتخاب شده است	
نام متغیر	مدل اول		مدل دوم	
	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t
LPC(-1)	۰/۹۱۲۲۶	۴۷/۷۵۹۸	۰/۷۳۵۷۰	۱۱/۹۵۵۷
DUBOOMGG	۰/۰۸۱۴۸۳	۲/۶۶۶۷	–	–
DURECGG	۰/۰۸۲۳۹۹	۱/۹۷۳۹	–	–
DURECGG(-1)	۰/۱۸۱۸۹	۴/۰۷۷۴	–	–
DUBOOMGT	–	–	۰/۱۳۹۹۳	۲/۷۲۴۵
DURECGT	–	–	-۰/۰۴۶۰۳۲	-۲/۲۲۲۰
RR	-۰/۰۰۳۳	-۲/۸۶۵۰	-۰/۰۰۴۰۲۴۹	-۳/۰۸۵۰
GDPOT	۰/۶۱	۲/۸۸۵۵	۰/۱۰۹۲	۲/۲۶۹۳
C	۰/۹۳۳۷۸	۱/۳۶۷۵	۲/۲۱۶۵	۳/۰۳۸۹
R^2	۰/۹۸۹۹۲	–	۰/۹۸۴۷۲	–
F	۴۴۲/۰۰۶۴	Prob[.000]	۳۶۰/۹۴۷۹	Prob[.000]
DW-statistic	۱/۸۹۵۸	–	۱/۶۹۷۳	–

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول (۲)، در مدل‌های برآوردی بالا، تمام متغیرها دارای علائم انتظاری بوده و از لحاظ آماری نیز در سطح اطمینان بالایی معنی‌دار هستند[۱]. ضرایب متغیرهای DUBOOMGG و DURECGG در مدل اول، دلالت بر این دارد که شوک‌های مالی مثبت (از مسیر افزایش مخارج واقعی دولت) در دوره‌های رکود و رونق اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر میزان مصرف بخش خصوصی دارند. به طوری که با ثبات سایر شرایط، یک درصد افزایش در نرخ رشد مخارج دولت، مصرف خصوصی واقعی را در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی به ترتیب ۰/۰۸۱ و ۰/۰۸۲ درصد افزایش می‌دهد. به این ترتیب واکنش مصرف بخش خصوصی به شوک‌های مالی مثبت در دوران رکود نسبتاً بیشتر از واکنش‌ها در دوره رونق اقتصادی است. همچنین شوک‌های مالی مثبت در دوران رکود با یک وقفه زمانی مصرف واقعی بخش خصوصی را با ضریب بیشتری (۰/۱۸۲) تحت تأثیر قرار می‌دهند.

مطابق مدل دوم، شوک‌های مالی منفی (سیاست‌های مالی انقباضی) در دوران رکود و رونق اقتصادی اثرات متضادی بر مصرف واقعی بخش خصوصی دارند، به طوری که در دوره رکود، با

۱. 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.

افزایش مالیات‌ها، مصرف خصوصی واقعی (با ضریب ۰/۰۴۶-) کمتر شده اما در دوره رونق، با همان سیاست، مصرف خصوصی واقعی (با ضریب ۰/۱۳۹) بیشتر می‌شود. در دوران رونق اقتصادی دولت با افزایش مالیات‌ها، درآمد قابل تصرف افراد را کاهش می‌دهد و موجب کاهش مازاد تقاضای کل شده و نرخ تورم را پایین می‌آورد، سپس با کاهش تورم، مصرف واقعی بخش خصوصی افزایش می‌یابد. شوک‌های مالیاتی مثبت (کاهش مالیات‌ها) یا همان سیاست‌های مالی انبساطی نیز در دوران رونق اقتصادی به علت افزایش درآمد قابل تصرف افراد و افزایش تقاضا در جامعه سبب افزایش میزان نقدینگی و تورم شده و مصرف واقعی بخش خصوصی را کاهش می‌دهند.

میزان تأثیرگذاری شوک‌های مالی منفی (افزایش مالیات‌ها) در دوران رونق اقتصادی (۰/۱۳۹) از میزان تأثیر آن‌ها در دوران رکود اقتصادی (۰/۰۴۶-) بیشتر است و مصرف واقعی بخش خصوصی را بیشتر تحت تأثیر قرار می‌دهند.

نرخ بهره واقعی در هر دو مدل، تأثیر منفی و معنی‌دار بر مصرف بخش خصوصی دارد (در مدل اول با ضریب ۰/۰۰۳۳- و در مدل دوم با ضریب ۰/۰۰۴-) زیرا با افزایش نرخ بهره میزان پس‌انداز افزایش می‌یابد و میزان مصرف کاهش می‌یابد. تولید ناخالص داخلی بدون نفت و مالیات تأثیر مثبت و معنی‌دار بر مصرف بخش خصوصی دارد.

۴-۲-آزمون‌های تشخیصی معادلات

جدول (۳): نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل اول

Test Statistics	LM Version	F-Version
A:Serial Correlation	CHSQ(1)=۱/ ۰۹۷[۰/۲۹۵]	F(۱/۲۶) =۰/۸۶۶۸۸[۰/۳۶۰]
B:Functional Form	CHSQ(1)=۰/ ۴۵۱۱۸[۰/۵۰۲]	F (۱/۲۶)=۰/۳۴۹۶۶[۰/۵۵۹]
C: Normality	CHSQ(۲)=۰/ ۴۳۳۹۱[۰/۸۰۵]	Not applicable
D:Heteroscedasticity	CHSQ(1)=۱/ ۱۷۸۵[۰/۲۷۸]	F (۱/۳۲)=۱/۱۴۹۰[۰/۲۹۲]

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۴): نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل دوم

Test Statistics	LM Version	F-Version
A:Serial Correlation	CHSQ(1)=۰/ ۴۱۵۰۹[۰/۵۱۹]	F(۱/۲۷) =۰/۳۳۳۷۰[۰/ ۵۶۸]
B:Functional Form	CHSQ(۱)=۰/ ۲۲۱۲۴[۰/۶۳۸]	F(۱/۲۷) =۰/ ۱۷۶۸۴[۰/ ۶۷۷]
C: Normality	CHSQ(۲)=۰/ ۲۱۵۲۹[۰/۸۹۸]	Not applicable
D:Heteroscedasticity	CHSQ(۱)=۷/ ۸۹۶۸[۰/۱۰۵]	F(۱/۳۲) =۹/۶۸۰۷[۰/ ۱۰۴]

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول (۳) و (۴)، A بیانگر آزمون ضریب لاگرانژ از همبستگی سریالی باقیمانده‌ها که دارای توزیع χ^2 (۱) و آماره F (۱ ، ۲۷) است که در هر دو مدل تأئید کننده عدم همبستگی سریالی بین آن‌هاست است. B آزمون رمزی[1] با توزیع χ^2 (۱) و آماره F (۱ ، ۲۷) است که فرم تصریح شده مدل را به صورت صحیح بررسی می‌کند. در اینجا آماره LM نشان‌دهنده صحت تصریح در مدل است (با توجه به مقدرا آماره‌ها). C آزمون تسخیص توزیع نرمال جملات پسماند است که بر اساس آماره LM بدست آمده نرمال بودن این توزیع در هر دو مدل تأئید می‌شود. D بیانگر آزمون واریانس ناهمسانی با توزیع χ^2 (۱) و آماره F (۱ ، ۳۲) است که نتایج بدست آمده نشان‌دهنده واریانس همسانی باقیمانده‌ها است. بنابراین بر اساس آزمون‌های تشخیص مدل‌ها، اعتبار آماری نتایج در سطح معنی‌داری ۵ درصد تأئید می‌شود.

۴-۳- تحلیل بلند مدت شوک‌های مالی بر مصرف واقعی بخش خصوصی

در این قسمت به تحلیل بلند مدت و سپس تحلیل کوتاه مدت شوک‌های مالی بر مصرف واقعی بخش خصوصی در ایران می‌پردازیم.

برای تخمین رابطه بلند مدت بین متغیرها از روش دو مرحله‌ای به صورت زیر استفاده می‌کنیم، در مرحله اول وجود ارتباط دراز مدت بین متغیرهای مدل آزمون می‌شود. لذا، برای آزمون همگرایی باید آزمون فرضیه زیر انجام شود (نو فرستی، ۱۳۷۸: ۹۵):

$$0 \quad \sum_{i=1}^{m} \beta_i \quad -$$

$$1 \quad \sum_{i=1}^{m} \beta_i$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم انباشتگی یا رابطه بلند مدت است، چون شرط آن که رابطه پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام این آزمون باید عدد یک را از مجموع ضرایب با وقفه 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:

1. Ramsey, 1969, 1970

$$\frac{\sum_{i=1}^{m}\beta_i}{\sum_{i=1}^{m}\beta_i}$$

$$\frac{\sum_{i=1}^{m}\beta_i}{\sum_{i=1}^{m}\beta_i}$$

اگر قدر مطلق t بدست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[1] بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلند مدت پذیرفته می‌شود باتوجه به اینکه آماره t محاسباتی برای هر دو مدل از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۹٪ که برابر با ۳/۲۸- است، بزرگتر است، وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای هر دو مدل اثبات می‌شود. این رابطه‌ها در جدول‌های (۵) و (۶) ارائه شده است:

جدول(۵): برآورد ضرایب بلند مدت مدل اول با استفاده از ARDL

وقفه‌های مدل با معیار شوارتز بیزین به صورت ARDL(1,0,1,0,0) انتخاب شده است.		
متغیر وابسته لگاریتم مصرف واقعی بخش خصوصی و تعداد مشاهدات ۳۴ است.		
متغیر (توضیحگر)	ضریب	آماره t
DUBOOMGG	۰/۹۲۸۶۳	۳/۴۰۸۱
DURECGG	۳/۰۱۲	۳/۱۲۳۵
RR	-۰/۰۳۷۶۱	-۲/۹۲۷۷
GDPOT	۰/۶۹۵۲	۳/۲۰۰۶
C	۱۰/۶۴۲	۲۰/۴۵۴۸

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۵) تمام ضرایب بلند مدت بین متغیرها از لحاظ آماری در سطح بالایی معنی‌دار هستند. شوک‌های مالی مثبت (از مسیر افزایش مخارج دولت) در بلند مدت و در دوران رکود و رونق اقتصادی تأثیر مثبت بر مصرف واقعی بخش خصوصی دارند. بنابراین در دوران رکود و یا رونق اقتصادی، دولت می‌تواند با اعمال سیاست‌های مالی انبساطی میزان مصرف واقعی بخش خصوصی را افزایش دهد.

1. Banerjee, Dolado, Mestre (1992)

جدول(۶): برآورد ضرایب بلند مدت مدل دوم با استفاده از ARDL

وقفه‌های مدل با معیار شوارتز بیزین به صورت ARDL(1,0,0,0,0) انتخاب شده است.		
متغیر وابسته لگاریتم مصرف واقعی بخش خصوصی و تعداد مشاهدات ۳۴ است.		
متغیر(توضیحگر)	ضریب	آماره t
DUBOOMGT	۰/۶۸۴۹۴	۲/۲۶۲۶
DURECGT	-۰/۲۲۵۳۲	-۲/۲۲۸۴
RR	-۰/۰۱۹۷۰۱	-۱/۹۰۲۱
GDPOT	۰/۵۳۴۷۰	۴/۳۲۹۵
C	۱۰/۸۴۹۴	۳۶/۱۴۵۴

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول (۶)، تمام ضرایب بلند مدت متغیرهای مدل از لحاظ آماری در سطح بالایی معنی‌دار هستند. شوک‌های مالی منفی بلند مدت (از مسیر افزایش درآمدهای مالیاتی دولت) در دوران رونق اقتصادی باعث افزایش مصرف واقعی بخش خصوصی (با ضریب ۰/۶۸۴) و در دوران رکود اقتصادی موجب کاهش مصرف خصوصی واقعی (با ضریب۰/۲۲۵-) می‌شود.

نرخ بهره واقعی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت و مالیات نیز در بلند مدت به ترتیب اثرات منفی و مثبت بر مصرف واقعی بخش خصوصی دارند.

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

وجود هم انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا[1] (ECM) را فراهم می‌کند (تشکینی، ۱۳۸۴: ۱۴۸). در این الگوها، نوسانات کوتاه مدت متغیرها به مقادیر تعادلی بلند مدت ارتباط می‌یابد. در این مدل‌ها که سازوکار تعدیل جزیی دارند، با وارد کردن پسماندهای ایستا (مانا) از یک رابطه بلند مدت، عوامل مؤثر در کوتاه مدت و سرعت نزدیکی به مقدار تعادلی بلند مدت اندازه‌گیری می‌شوند. برای برآورد این مدل ابتدا باید یک رابطه بلند مدت برآورد شده و در صورت کاذب نبودن آن، ضریب پسماند تأخیری رابطه بلند مدت، به عنوان ضریب تصحیح خطا تلقی شده و رابطه زیر برآورد می‌گردد:

$$\Delta Y_t \quad \Delta X_t \quad Y_{t-1} \quad X_t$$

1. Error Correction Model

ضریب تصحیح خطا یعنی برآورد c با علامت منفی، نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلند مدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلند مدت نزدیک می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴: ۱۴۸).

با توجه به تأیید رابطه بلند مدت بین متغیرهای اقتصادی در هر دو مدل قبلی، روابط کوتاه مدت بین شوک‌های مالی و مصرف واقعی بخش خصوصی، با استفاده از روش تصحیح خطا (ECM) برآورد شده و نتایج برآوردها در جدول‌های (۷) و(۸) ارائه شده است:

جدول(۷): نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا برای مدل اول

وقفه‌های مدل با معیار شوارتز بیزین به صورت ARDL(1,0,1,0,0) انتخاب شده است.		
متغیر وابسته لگاریتم مصرف واقعی بخش خصوصی و تعداد مشاهدات ۳۴ است.		
متغیر (توضیحگر)	ضریب	آماره t
dDUBOOMGGTتفاضل مرتبه اول شوک‌های مالی در رونق اقتصادی	۰/۰۸۱۴۸۳	۲/۱۱۳۴
dDURECGGT تفاضل مرتبه اول شوک‌های مالی در رکود اقتصادی	۰/۰۸۲۳۹۹	۲/۰۲۲۳
dRR تفاضل مرتبه اول نرخ بهره واقعی	-۰/۰۰۳۳	-۲/۸۶۵
dGDPOT تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص داخلی بدون نفت و مالیات	۰/۶۱	۲/۸۸۵۵
dCتفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ	۰/۹۳۳۷۸	۱/۳۶۷۵
ecm(-1) جزء تصحیح خطا	-۰/۱۰۷۴۵	-۲/۵۵۲۱

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول (۷) روابط کوتاه مدت بین متغیرها نیز در الگوی اول تأئید می‌شود و تمام ضرایب از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. ضریب ecm(-1) – نشان‌دهنده سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل – برابر با ۰/۱- است. لذا در صورت بروز هر گونه انحراف مصرف واقعی بخش خصوصی از مسیر بلند مدت در هر دوره، تنها ۱۰ درصد این انحرافات در دوره بعد تعدیل شده و به سوی تعادل بلند مدت خود حرکت می‌کند.

جدول(۸): نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا برای مدل دوم

وقفه‌های مدل با معیار شوارتز بیزین به صورت ARDL(1,0,0,0,0) انتخاب شده است.		
متغیر وابسته لگاریتم مصرف واقعی بخش خصوصی و تعداد مشاهدات ۳۴ است.		
متغیر (توضیحگر)	ضریب	آماره t
dDUBOOMGTAX تفاضل مرتبه اول شوک‌های مالی در رونق اقتصادی	۰/۱۳۹۹۳	۲/۷۲۴۵
dDURECGTAX تفاضل مرتبه اول شوک‌های مالی در رکود اقتصادی	-۰/۰۴۶۰۳۲	-۴/۲۹۵۶
dRR تفاضل مرتبه اول نرخ بهره واقعی	-۰/۰۰۴۰۲۴۹	-۴/۲۹۵۶
dGDPOT	۰/۱۰۹۲۰	۲/۲۶۹۳
dC تفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ	۲/۲۱۶۵	۳/۰۳۸۹
ecm(-1) جزء تصحیح خطا	-۰/۲۰۴۳۰	-۲/۸۵۵۹

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول(۸) الگوی تصحیح خطای برآوردی برای مدل ۲ را نشان می‌دهد و تمام ضرایب قابل انتظار و از لحاظ آماری نیز معنی‌دار هستند. ضریب ecm(-1) برابر با ۰/۲- و از لحاظ آماری نیز در سطح بالایی معنی‌دار است. بنابراین در صورت بروز هر گونه عدم تعادل ناشی از وضع مالیات‌ها ۲۰ درصد این انحرافات در دوره بعد تعدیل شده و به سوی تعادل بلند مدت خود حرکت می‌کند. با توجه به ضرایب جملات تصحیح خطای دو مدل (۰/۱- و ۰/۲-)، می‌توان گفت که در اقتصاد ایران و در بلند مدت، عدم تعادل‌های ایجاد شده در اثر شوک‌های مالیاتی سریع‌تر از شوک‌های مخارج دولت تعدیل می‌شوند.

نتیجه‌گیری

یکی از موضوعات مهم در مباحث اقتصادی، نقش و جایگاه دولت و آثار آن است. تلاش در جهت کاهش هزینه‌های دولت در دهه‌های اخیر اغلب از سوی اقتصاد دانان و سیاستمداران به عنوان یک هدف اقتصادی مطرح است. اما آنچه که اهمیت دارد، این است که اثرات تغییر در درآمدها و مخارج دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی چگونه است. در میان متغیرهای اقتصادی مصرف جایگاه ویژه‌ای دارد چرا که هدف نهایی در هر اقتصاد افزایش رفاه مصرف‌کنندگان بوده و مهمترین معیار نیز مصرف می‌باشد و از آن‌جایی که تأثیرات این سیاست‌ها در دوران‌های رونق و رکود اقتصادی ممکن است پیامدهای متفاوتی داشته باشند، لذا در این تحقیق بر آن شدیم تا با شناسایی دوران‌های رکود و رونق در اقتصاد ایران تأثیر شوک‌های وارده از طرف دولت

(سیاست‌های مالی) را بر مصرف واقعی بخش خصوصی در فاصله سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۴ بررسی کنیم، برای این منظور از تئوری بهینه‌یابی بین دوره‌ای مصرف و تکنیک خود توضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده کردیم.

نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که روابط بلند مدت و کوتاه مدت بین مصرف واقعی بخش خصوصی و شوک‌های مالی مثبت و منفی میان این متغیرها وجود دارد، به گونه‌ای که تأثیر شوک‌های مالی مثبت ناشی از افزایش کل مخارج واقعی دولت بر مصرف واقعی بخش خصوصی در دوران‌های رکود و رونق اقتصادی مثبت است و اثر این شوک‌ها، در دوران رکود اقتصادی بیشتر از اثر آن‌ها در دوران رونق اقتصادی است. لذا در دوران رکود اقتصادی دولت می‌تواند با افزایش مخارج خود و افزایش تقاضای مؤثر باعث افزایش مصرف واقعی بخش خصوصی شود و این در واقع تأیید نظریه کینز می‌باشد.

شوک‌های مالی منفی (از مسیر افزایش درآمدهای مالیاتی دولت) در دوران رکود اقتصادی تأثیر منفی و در دوران رونق اقتصادی تأثیر مثبت بر میزان مصرف واقعی بخش خصوصی دارند. میزان تأثیر مثبت شوک‌های مالی ناشی از افزایش درآمدهای مالیاتی دولت در دوران رونق اقتصادی نیز از تأثیر منفی این شوک‌ها در دوران رکود بیشتر است. لذا در دوران رکود اقتصادی افزایش درآمدهای مالیاتی موجب بدتر شدن رفاه اقتصادی (بر اساس معیار مصرف) می‌شود.

سرعت رفع انحرافات و میل به تعادل بلند مدت مصرف واقعی بخش خصوصی در اثر شوک‌های مالی منفی (از طریق افزایش مالیات‌ها) برابر با ۰/۲ است در حالی که سرعت میل به تعادل بلند مدت در اثر شوک‌های مالی مثبت (از طریق افزایش مخارج دولت) برابر با ۰/۱ است. بنابراین عدم تعادل‌های ایجاد شده در مصرف واقعی بخش خصوصی در ایران در اثر افزایش مالیات‌ها نسبت به افزایش مخارج دولت، سریع‌تر به تعادل بلند مدت منجر می‌شود.

منابع

الف- فارسی

۱- اصغر پور، حسین، «**اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید و قیمت در ایران**»، رساله دوره دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه تربیت مدرس، ۱۳۸۴.

۲- برانسون ویلیام اچ، ***تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان***، ترجمه عباس شاکری، تهران، نشر نی، ۱۳۷۸.

۳- پریوش، غلام‌حسین و بخشوده، محمد، «**اثرات سیاست‌های پولی بر رفتار مصرفی خانوارهای روستایی ایران**»، پژوهش‌های اقتصادی ایران، تابستان ۱۳۸۶، ش ۳۱.

۴- تشکینی، احمد، ***اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit***، تهران، موسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران، چاپ اول، ۱۳۸۴.

۵- 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.

۶- دانش جعفری، داوود، «**تعیین دوران‌های اقتصادی با استفاده از رهیافت خود رگرسیون برداری**»، رساله دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، ۱۳۸۰.

۷- رضایی، ابراهیم، «**بررسی اثرات سیاست‌های مالی بر مصرف و اشتغال با استفاده از VAR**» به راهنمایی ؛ تقوی، مهدی، دانشگاه علامه طباطبایی، ۱۳۸۱.

۸- زایر، آیت و غلامی، الهام، «**بررسی آثار سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران با استفاده از الگوی VAR**»، مالیات و توسعه، ۱۳۸۶.

۹- صمدی سعید، جلائی عبدالمجید، «**تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران**»، مجله تحقیقات اقتصادی، پائیز ۱۳۸۳، ش ۶۶.

۱۰- گجراتی، دامودار، ***مبانی اقتصادسنجی***، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۷۸.

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

۱۲- موید، مهدی،«**بررسی اثر سیاست‌های پولی و مالی روی مصرف خصوصی در ایران (۱۳۷۳ - ۱۳۳۸): اثر جایگزینی و برابری ریکاردویی**»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران، ۱۳۷۵.

۱۳- مهرآرا محسن، «**تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران**»، تهران، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۷۷، ش ۵۳.

۱۴- نوفرستی، محمد، ***ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی***، موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران، ۱۳۷۸.

۱۵- یوسفی، داوود، **بررسی و برآورد تابع تقاضای واردات کل ایران به وسیله تکنیک همگرایی**، پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، ۱۳۷۹.

ب- لاتین

16- Ando, A.modiglani, F, "**The life cycle hypothesis of saving: aggregate implications and tests**", American Economic Review, 1963.

17- 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.

18- Bouakez, Hafedh and Rebei, Nooman," **Why does private consumption rise after a government spending shock?",** CANADIAN JOURNAL OF ECONOMICS-REVUE CANADIENNE D ECONOMIQUE 40 (3): 954-979 AUG 2007.

19- Burnside C, Eichenbaum M, Fisher JDM ,**"Fiscal shocks and their consequences",** JOURNAL OF ECONOMIC THEORY 115 (1): 89-117, MAR 2004.

20- Corbo, V. and Schmidt – Hebble , K, "**Public Policies and saving in developing Countries"**, Journal of Development Economics, Vol .36, PP. 89-115,North – Hlland, 1991.

21- Cover, J.P,**"Asymmetric Effects of Positive and Negative Money - Supply Shocks"**, The Quarterly Journal of Economics, 107(4): 1261-82 NOV 1992.

22- de Castro . F ,**"The macroeconomic effects of fiscal policy in Spain",** APPLIED ECONOMICS 38 (8): 913-924 MAY 10 2006.

23- Dusenberry J.S., ***Income, saving and Theory of consumer behavior***, Cambridge: Harvard university press, 1949.

24- Fiorito R, Kollintzas T **,"Public goods, merit goods, and the relation between private and government consumption",** EUROPEAN ECONOMIC REVIEW 48 (6): 1367-1398 DEC 2004.

25- Friedman M., ***A Theory of the consumption function*** (princeton, n.j: prinston univercity press ,1957) chapters1-3.

26- Garcia A, Ramajo J ,"**Fiscal policy and private consumption behavior: The Spanish case",** EMPIRICAL ECONOMICS 30 (1): 115-135 MAY 2005.
27- 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.
28- Green, W . H,"**Econometric Analysis"**,5th Edition, Macmillan, 2004.
29- Hall, R.E.., "**stochastic Implication of the cycle permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence**", Journal of political Economy, December,1978.
30- Hodrick, Robert J. & Edward C. Prescott, "**Postwar U.S. Business Cycle: An Empirical investigation"**, journal of Money, Credit and Banking , Vol. 29, February, 1998.
31- Keynes,j.M, "**The General Theory of Employment, Interest and Money**", New York: Harcourt, Brance and company, 1936.
32- Linnemann L, Schabert A, "**Can fiscal spending stimulate private consumption?",** ECONOMICS LETTERS 82 (2): 173-179 FEB 2004.
33- Marrero GA, Novales A, "**Growth and welfare: Distorting versus non-distorting taxes",** JOURNAL OF MACROECONOMICS 27 (3): 403-433 SEP 2005.
34- Marshall, Alfred**. Principles of Economics.** 8th edition, Macmillan and Co., Ltd. 1920. (First edition published 1890.)
35- Okubo M, "**Inter-temporal substitution between private and government consumption: the case of Japan",** ECONOMICS LETTERS 79 (1): 75-81 APR 2003.
36- Palgrave, ***The new Palgrave: A Dictionary of Economics***, the Macmillan press limited, 1987.
37- Pesaran, H.M. and B. Pesaran, ***Working With Microfit 4.0:an introduction to econometrics***, Oxford University Press, Oxford, 1997.
38- Pesaran, M.H. , and Y. shin, ***An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Co-integration Analysis***,Cambridge University Press, 1998.
39- Pozzi, "**Government Debt, Imperfect information and Fiscal policy Effects on policy Effects on private Consumption, Evidence From two High Debt Countries"**,chant university working Paper, 2001.
40- Rosella, Levaggi, "**Dose Government expenditure Crowded out Private Consumption in Italy",** International Review of Applied Economics, 1999, Vol 13,pp 241-51.
41- Siddiki, J. U. (2000), "**Demand for money in Bangladesh: A co-integration analysis"**, Applied Economics, 32:1997-1984.
42- Tridmas, Gorge, **"A note on The Effects of Government Expenditures on private consumption",** public Finance, 1999, vol47, pp153-161.
43- Van Aarle B, Garretsen H, "**Keynesian, non-Keynesian or no effects of fiscal policy changes? The EMU case",** JOURNAL OF MACROECONOMICS 25 (2): 213-240 JUN 2003.
44- West, A. C. "**Economic Recession: Recession Definition and Causes of Economic Recession**. 20 Oct, 2008. www.EzineArticles.com