

ماهیت سیاست مالی در ایران با استفاده از رهیافت تصحیح خطای برداری با متغیرهای برونزا (VECMX)

ژاله زارعی^{۱*}
مریم همتی^۲
ایلناز ابراهیمی^۳

تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۱/۰۶/۲۷

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۱/۰۴/۱۲

چکیده

در این تحقیق ماهیت سیاست مالی ایران در چرخه‌های تجاری در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۹ با تواتر فصلی ارزیابی گردیده است. برای این منظور، از الگوی تصریح شده هریستوف (۲۰۱۳) استفاده شده که با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، تعدیلاتی در آن اعمال شده و سری زمانی درآمدقابل تصرف و مخارج مصرفی بخش خصوصی از داده‌های بودجه خانوار که توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود، استخراج شده است. همچنین برای محاسبه تکانه مخارج، درآمدهای مالیاتی و نفتی، از رویکرد VECMX استفاده شده است. نتایج نشان داد که مخارج دولت در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی دارند به عبارتی سیاست مالی در ایران ماهیت کینزی دارد. اما شدت اثرات تکانه‌های مخارج دولت بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در دوره‌های رونق بیشتر از دوره‌های رکود می‌باشد. همچنین تعداد وقفه‌های اثرگذاری تکانه‌های مخارج دولت بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در دوره رونق و رکود متفاوت بوده و این میزان در دوره رکود بیشتر است. علاوه بر این، ارزیابی سایر متغیرهای سیاست مالی گویای آن است که تکانه‌های درآمدهای مالیاتی بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در چرخه‌های تجاری معنی‌دار نبوده و تکانه‌های درآمدهای نفتی نیز با چهار وقفه فقط در دوره رونق مثبت و معنی‌دار می‌باشد بر این اساس بهتر است برای خروج از رکود دولت به دنبال ابزارهای دیگری برای تحریک مخارج مصرفی بخش خصوصی به عنوان مهمترین جزء تقاضای کل و یا بخش‌های دیگر GDP باشد.

واژگان کلیدی: سیاست مالی، مخارج مصرفی بخش خصوصی، چرخه‌های تجاری.

طبقه‌بندی JEL: E32, E62, E21

^۱ استادیار، گروه مطالعات سیاست‌های پولی و ارزی، پژوهشکده پولی و بانکی، تهران، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: zhalezarei@gmail.com
^{۲*} استادیار، گروه مطالعات سیاست‌های پولی و ارزی، پژوهشکده پولی و بانکی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: hematy.maryam@yahoo.com
^۳ استادیار، گروه مطالعات سیاست‌های پولی و ارزی، پژوهشکده پولی و بانکی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: ilnazbrahimi@yahoo.com

۱. مقدمه

دولت‌ها با اعمال تکانه‌های مالی، مصرف بخش خصوصی را کنترل نموده و تقاضای کل جامعه را مدیریت می‌نمایند (گارسیا و راماجو^۱، ۲۰۰۵). بنابراین، مطالعات متعددی در زمینه بررسی اثرات سیاست مالی بر مصرف بخش خصوصی و میزان اثرگذاری آن انجام شده است. در الگوسازی این مطالعات از دیدگاه‌ها و رویکردهای متفاوتی استفاده شده است که می‌توان به دیدگاه سنتی کینزی‌ها و نئوکلاسیک‌ها اشاره نمود.

بر اساس دیدگاه کینزین‌ها اتخاذ سیاست مالی انقباضی بر مصرف بخش خصوصی تأثیر منفی دارد و بالعکس. آنها با استفاده از تحلیل‌های IS-LM نشان می‌دهند که سیاست مالی انبساطی، به طور مستقیم زمینه افزایش تقاضای کل را فراهم آورده که با توجه به مثبت بودن میل نهایی به مصرف، افزایش مصرف بخش خصوصی را به دنبال دارد (اسکلارک^۲، ۲۰۰۷).

از سوی دیگر، نئوکلاسیک‌ها با تخمین تابع مصرف کل و بیشینه‌سازی مطلوبیت بین دوره‌ای خانوار به این نتایج دست یافتند که رابطه بین سیاست مالی و متغیرهای کلان اقتصادی مانند مصرف بخش خصوصی به چگونگی تأمین مالی دولت بستگی دارد. آنها معتقدند با فرض ثبات سایر شرایط، افزایش مخارج دولت که از طریق مالیات‌های یکجا تأمین مالی می‌شود موجب افزایش مالیات در آینده برای پوشش کسری بودجه دولت خواهد شد. از آنجایی که در دیدگاه ریکاردویی فرض بر این است که مصرف‌کنندگان عقلایی رفتار می‌نمایند، لذا افزایش درآمد قابل تصرف این خانوارها با وجود افزایش مخارج دولتی، دائمی نبوده و با توجه به آینده‌نگری آنها، مصرف‌کنندگان ترجیح می‌دهند به جای مصرف بیشتر، پس‌انداز بیشتری نمایند. بنابراین با افزایش مخارج دولتی، مصرف بخش خصوصی افزایش نمی‌یابد (سیتر^۳، ۱۹۹۳).

بنابراین اگر سیاست مالی انبساطی (انبضاضی)، افزایش (کاهش) مصرف بخش خصوصی را به دنبال داشته باشد، سیاست مالی دارای اثرات کینزی بوده و در غیر این صورت دارای اثرات غیرکینزی است.

مصرف بخش خصوصی در ایران، مهمترین جزء تقاضای کل بوده و تغییرات آن می‌تواند نقش مؤثری در تقاضای کل داشته باشد. لذا می‌بایست این موضوع بررسی گردد که آیا دولت‌ها می‌توانند با

¹ Garcia and Ramajo

² Schclarek

³ Seater

اعمال تکانه‌های مالی، مصرف بخش خصوصی را تغییر داده و به مدیریت تقاضای کل جامعه پردازند؟ به عبارتی، این تحقیق به دنبال پاسخ به این سؤال‌ها است که ماهیت سیاست مالی در ایران چیست؟ کینزی است یا غیرکینزی؟ به بیان دیگر، برای کاهش نوسان‌های اقتصادی و ایجاد ثبات اقتصادی در ایران، سیاستگذار مالی می‌بایست سیاست مالی پادچرخه‌ای اتخاذ نماید یا موافق چرخه‌ای؟ با توجه به اهمیت این موضوع، مقاله حاضر اثرات تکانه‌های مخارج دولت بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در چرخه‌های تجاری در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۹ با تواتر فصلی در اقتصاد ایران را بررسی کرده است.

مبانی نظری این تحقیق بر اساس الگوی نئوکلاسیکی است که توسط هریستوف (۲۰۱۳) بیان شده است با این تفاوت که وابستگی اقتصاد ایران به نفت در مدل در نظر گرفته شده است. آنچه که این مطالعه را از سایر مطالعات به‌ویژه مقاله صمدی و اوچی مهر (۱۳۹۰) متمایز نموده است استفاده از رویکرد الگوی تصحیح خطای برداری با متغیرهای برونزا (VECMX)^۱ برای محاسبه تکانه‌های متغیرها در مدل‌سازی، استخراج سری زمانی درآمدقابل تصرف و مخارج مصرفی بخش خصوصی از داده‌های بودجه خانوار مرکز آمار ایران و در نهایت تفکیک دوره‌های رونق و رکود اقتصادی (چرخه‌های تجاری) با استفاده از رویکرد برای-بوشان (۱۹۷۱) است.

ادامه مقاله حاضر به صورت زیر سازماندهی شده است: قسمت دوم به ادبیات موضوع، در قسمت سوم به الگوسازی اقتصادسنجی و تخمین و تفسیر مدل پرداخته شده است. در قسمت چهارم ضمن برآورد مدل، اثر تکانه‌های مخارج دولت بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش نهایی، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری بیان شده است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. پیشینه تحقیق

از جمله مطالعاتی که بر کینزی بودن اثرات سیاست مالی بر مصرف بخش خصوصی تأکید نموده‌اند می‌توان به تحقیق بلانچارد و پروتی^۲ (۲۰۰۲)، فاتاس و میهوف^۳ (۲۰۰۱) و گلی و

^۱ Vector Error Correction Model with Exogenous Variables

^۲ Blanchard and Perotti

^۳ Fatas and Mihov

همکاران^۱ (۲۰۰۷) اشاره نمود. اما گروه عمده‌ای از تحقیق‌ها و الگوسازی‌ها در زمینه بررسی اثرات سیاست مالی بر مصرف بخش خصوصی بر اساس مبانی نظری نئوکلاسیک‌ها و نتایج گیواوازی و پاگانو^۲ (۱۹۹۶) تکیه کرده‌اند. گیواوازی و پاگانو با انتشار مقاله‌ای نشان دادند که اثرات سیاست مالی بر مصرف بخش خصوصی کشورهای دانمارک (دوره زمانی ۱۹۸۳-۱۹۸۶) و ایرلند (دوره زمانی ۱۹۸۷-۱۹۸۹) غیرکینزی بوده است. از بین مطالعاتی که بر اساس نتایج گیواوازی و پاگانو بر غیرکینزی بودن سیاست مالی تأکید داشتند می‌توان به مک‌دموت و وستکات^۳ (۱۹۹۶)، پروتی^۴ (۱۹۹۹)، گیواوازی و دیگران^۵ (۲۰۰۰) و زاگیلی^۶ (۲۰۰۱) اشاره نمود.

با این وجود عده‌ای معتقد بودند که بسیاری از مطالعات انجام شده در دهه ۹۰ میلادی، اثرات سیاست مالی بر مصرف بخش خصوصی در کشورهای توسعه‌یافته ارزیابی شده و نتایج تجربی حاصل از این تحقیقات را نمی‌توان به کشورهای درحال توسعه تعمیم داد (جلم^۷، ۲۰۰۲؛ وان آرل و گارتنس^۸، ۲۰۰۳؛ اسکلاک^۹، ۲۰۰۳).

با مطالعات دیگری که درخصوص کشورهای درحال توسعه انجام پذیرفت مشخص گردید ویژگی‌ها و شرایط اقتصادی حاکم بر یک کشور در زمان اعمال سیاست مالی و نحوه شناسایی تکانه‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. لذا در بسیاری از مطالعات صورت گرفته پس از سال ۲۰۰۰ با استفاده از تفکیک دوره زمانی مورد مطالعه به دوره‌های خوب یا بد، اثرات سیاست مالی بر مصرف بخش خصوصی به صورت مجزا مورد بررسی قرار گرفت. شرایط مختلف اقتصادی و یا به عبارتی دوره‌های خوب یا بد می‌تواند بر اساس چرخه‌های تجاری (گیواوازی و دیگران^{۱۰}، ۲۰۰۰؛ تاگالاکیس^{۱۱}، ۲۰۰۸؛ بام و کوستر^{۱۲}، ۲۰۱۱)، بدهی دولت و کسری بودجه دولت (گیواوازی و دیگران^{۱۳}، ۱۹۹۶؛

¹ Gali et al.

² Giavazzi and Pagano

³ McDemott and Westcott

⁴ Perotti

⁵ Giavazzi et al.

⁶ Zaghini

⁷ Hjelm

⁸ Van Aarle and Garresten

⁹ Schclarek

¹⁰ Giavazzi et al

¹¹ Tagkalakis

¹² Baum and Koester

¹³ Giavazzi et al

آلسینا و اردوگنا، ۱۹۹۸؛ پروتی، ۱۹۹۹؛ هوپنر^۱، ۲۰۰۱)، نرخ بیکاری (گیاوازی و دیگران، ۲۰۰۰)، ترکیبی از نرخ بیکاری، تورم و نرخ رشد حجم پول (زامی و شامپیرو^۲، ۱۹۹۸) باشد. به عنوان نمونه، اسکلرک^۳ (۲۰۰۵) با بررسی تکانه‌های سیاست مالی بر مصرف بخش خصوصی در ۴۰ کشور نشان داد که تکانه‌های مخارج دولت در کشورهای صنعتی و در حال توسعه اثرات کینزی دارد. این محقق با استفاده از یک روش دو مرحله‌ای، ابتدا تکانه‌های متناظر با متغیرهای مخارج دولت، درآمدهای دولت و تولید ناخالص داخلی را استخراج و سپس با تقسیم دوره زمانی مورد مطالعه به دوره‌های خوب و بد با استفاده از کسری‌های مالی دولت، پسماندهای حاصل از هر یک از متغیرهای مذکور را به عنوان تکانه‌های متناظر در مدل تصریح شده برای مصرف بخش خصوصی در نظر گرفته است.

کورستی و دیگران^۴ (۲۰۱۲) نیز با استفاده از رویکرد دومرحله‌ای به بررسی اثرات مخارج دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی در شرایط مختلف اقتصادی (بر اساس بدهی دولت و بحران‌های مالی و ارزی) پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که تأثیر تکانه‌های مخارج دولت بر مصرف بخش خصوصی و تولید در شرایط بحران مالی به طور قابل توجهی بالا می‌باشد. مطالعات گیاوازی و دیگران (۲۰۰۰)، بام و کوستر (۲۰۱۱)، میتنیک و سلمر^۵ (۲۰۱۱) و هریستوف (۲۰۱۳)^۶ بر این موضوع تأکید دارند که اثرات سیاست مالی در شرایط رکود اقتصادی بزرگتر از شرایط رونق است.

باید به این نکته توجه داشت که در کشورهای صادرکننده نفت، بخش اعظمی از مخارج دولت از طریق درآمدهای حاصل از فروش نفت تأمین مالی می‌شود. لذا به نظر می‌رسد شدت تأثیر مخارج دولتی بر مصرف بخش خصوصی متفاوت از آنچه که بیان شد باشد. از سوی دیگر، مصرف بخش خصوصی در ایران، مهمترین جزء تقاضای کل بوده و تغییرات آن می‌تواند نقش مؤثری در تقاضای کل داشته باشد. با این وجود، در مطالعات داخلی بدون توجه به ماهیت درونزا و برونزا بودن تکانه‌ها تنها با استفاده از الگوی VAR و ARDL به بررسی اثر سیاست‌های مالی بر

¹ Höppner

² Ramey and Shapiro

³ Schclarek

⁴ Corsetti, and et.al.

⁵ Mitnik and Semmler

⁶ Hristove

متغیرهای کلان اقتصادی از جمله مصرف بخش خصوصی پرداخته‌اند. از جمله این مطالعات می‌توان به شفیع‌ی و دیگران (۱۳۸۳)، غلامی و کیانی (۱۳۹۳)، عاقلی و همکاران (۱۳۸۷)، رضائی‌پور و آقایی خوندابی (۱۳۹۰) اشاره نمود.

صمدی و اوجی مهر (۱۳۹۰) در تحقیقی با استناد به مدل تاگالاکیس (۲۰۰۸) نیز تأکیدی بر کینزی بودن اقتصاد ایران دارند. البته، این محققین متغیر درآمد نفتی را در معادلات اولیه وارد نکرده و مدل نهایی را بر اساس آن استخراج نکرده‌اند، بر این اساس، صمدی و همکارش متغیر درآمد نفتی را صرفاً در محاسبات پایانی در نظر گرفته‌اند.

۲-۲. مبانی نظری

فرض بر این است که یک الگوی دو دوره‌ای وجود دارد. در $t=1$ اقتصاد در دوره رونق و در $t=2$ در رکود است و یا بالعکس. احتمال گذار از دوره اول به دوم برابر است. همچنین با فرض این که نرخ رشد جمعیت صفر باشد، افراد جامعه به دو گروه تقسیم می‌شوند. بخشی از این افراد (λ) ، کسانی هستند که با محدودیت نقدینگی مواجه هستند که توانایی استقراض نداشته و مصرف آنها تابع درآمد قابل تصرفشان می‌باشد. این اشخاص را افراد نوع (LC) نامیده و بخشی دیگر $(1-\lambda)$ از این افراد، دسترسی کامل به بازارهای اعتباری با هر نرخ بهره r داشته و توانایی استقراض و پس‌انداز را دارند که به آنها افراد نوع U گفته می‌شود. در تمامی دوره‌های رونق افراد می‌توانند پس‌انداز نمایند، ولی در دوره‌های رکود آنها تمایل دارند که استقراض نمایند. لذا در شرایط رونق اقتصادی که پس‌انداز برای هر دو گروه مثبت است، افراد هر دو گروه با انجام سرمایه‌گذاری می‌توانند بازدهی معادل $(r+1)$ داشته باشند. به عبارتی وقتی دوره رونق به دوره رکود تغییر می‌کند، افراد می‌توانند با داشتن پس‌انداز و انجام سرمایه‌گذاری، مصرف بین دو دوره را هموار نمایند. اما در شرایط رکود اقتصادی فقط افراد نوع U هستند که می‌توانند استقراض نمایند و در دوره بعد بازپرداخت نمایند.

هر دو نوع از افراد با شرایط، فرصت‌های یکسان و مستقل از سطح ثروت خود در بازار کار برای عرضه کار هستند. اما میزان دستمزد حقیقی افراد موافق چرخه‌ای بوده و به شرایط اقتصادی بستگی دارد. طوری که دستمزد حقیقی در وضعیت رونق اقتصادی (w_1^G) ، بیشتر از شرایط رکود اقتصادی (w_1^B) است.

همه افراد نوع U و LC مطلوبیت انتظاری را حداکثر می‌کنند:

$$EU(C_1, C_2) \quad (1)$$

که C_1 و C_2 به ترتیب مصرف بخش خصوصی در دوره اول و دوم و همچنین E انتظارات شکل گرفته بر اساس اطلاعات موجود در دوره اول است. تابع مطلوبیت از نوع فون نیومن-مورگنسترن^۱ بوده و مالیات دریافتی دولت از نوع مالیات یکجا است.^۲

قید بودجه بین دوره‌ای برای همه افراد در هنگام انتقال از شرایط رونق به رکود و بالعکس آن یعنی حرکت از رکود به رونق اقتصادی برقرار است. در شرایطی که وضعیت اقتصاد از رکود به رونق تغییر یابد، افراد نوع U که توانایی استقراض و پس انداز را دارند، با قید بودجه زیر مواجه خواهند بود:

$$C_1^U + RC_2^U = w_1^B + R w_2^G - T_1 - RT_2 \quad (2)$$

اما افراد نوع LC که با محدودیت نقدینگی مواجه هستند که توانایی استقراض ندارند قید بودجه زیر را خواهند داشت:

$$C_1^{LC} = w_1 - T_1 \quad (3)$$

$$C_2^{LC} = w_2 - T_2 \quad (4)$$

$$C_1^{LC} + RC_2^{LC} = w_1 + R w_2 - T_1 - RT_2 \quad (5)$$

C_1^{LC} و C_2^{LC} مصرف افراد دسته LC در دوره اول و دوم است (پیوست ۱).

در آن صورت:

$$\mu_1 S_1^{LC} = \mu_1 (w_1 - T_1 - C_1^{LC}) \quad (6)$$

$$\mu_1 \geq 0$$

که μ_1 محدودیت نقدینگی، C_1^{LC} و S_1^{LC} به ترتیب مصرف و پس انداز، T_1 و w_1 فرد LC در دوره اول است. اگر $S_1^{LC} > 0 \Rightarrow \mu_1 = 0$ یعنی در شرایط رونق اقتصادی، محدودیت نقدینگی مانعی برای افراد نبوده و آنها می‌توانند پس انداز نمایند. در صورتی که در شرایط رکود اقتصادی، با وجود تمایل به استقراض به دلیل وجود محدودیت نقدینگی نمی‌توانند استقراض نمایند. یعنی

$$\mu_1 > 0 \Rightarrow S_1^{LC} = 0$$

بنابراین مصرف بین دوره‌ای برابر خواهد بود با:

¹ Von Neuman-Morgenstern

² Lump-sum

$$C_t = \lambda C_t^{LC} + (1 - \lambda) C_t^U \quad (7)$$

۱-۲-۲. سیاست مالی

فرض بر این است که مصرف دولت در دوره ۲ و ۱= t معادل G_t باشد. به طور ضمنی با فرض وجود چسبندگی حقیقی و اسمی در اقتصاد، افزایش مخارج دولت اثرات مثبت بر تولید و تقاضای کار خواهد داشت. این مخارج بوسیله مالیات پرداختی افراد نوع U و LC و درآمدهای نفتی تأمین مالی می‌شود. در دوره اول قید بودجه برابر است با:

$$G_1 = B_1 + T_1 + OR_1 \quad (8)$$

که B_1 انباشت بدهی دولت، OR_1 درآمدهای نفتی و T_1 مالیات در پایان دوره اول می‌باشد. در دوره دوم قید بودجه برابر است با:

$$G_2 + rB_1 = T_2 + OR_2 + (B_2 - B_1) \quad (9)$$

فرض می‌شود که دولت تصمیم می‌گیرد در شروع زمان $t=1$ (رکود یا رونق تفاوتی ندارد) یک تصمیم صلاح‌دیدگی اتخاذ نموده و مخارج خود را از سطح اولیه G_0 افزایش می‌دهد. همچنین فرض بر این است که این تصمیم به دنبال وقوع یک تکانه بهره‌وری اعمال گردد. تکانه بهره‌وری می‌تواند در دوره رکود (A^{Low}) یا در دوره رونق (A^{High}) باشد و می‌تواند زمینه ورود اقتصاد به شرایط رکود یا رونق را فراهم آورد.

اما یکی از مواردی که این مطالعه را از سایر مطالعات موجود در این زمینه متمایز می‌سازد این است که وابستگی اقتصاد ایران به نفت و اثرات تکانه درآمدهای حاصل از آن در اقتصاد است. به طوری که اثرات وقوع یک تکانه درآمدهای نفتی را می‌توان از دو طریق مشاهده نمود. نخست اینکه، دولت به دنبال یک تکانه نفتی، در اعمال سیاست مالی واکنش نشان داده که بر دستمزد افراد تأثیر خواهد گذاشت. این تأثیر را می‌توان در جمله $\Phi_1 = \xi \Phi_0 + \nu_1$ مشاهده کرد و یا اینکه به طور مستقیم آن را در معادله مربوط به مخارج دولت در نظر گرفت. زیرا بالدینی^۱ (۲۰۰۵) با مطالعه سیاست مالی در کشورهای نفتی نشان داد که بین نوسانات درآمدی کشورهای نفتی و مخارج دولتی همبستگی مثبت و معنی‌داری وجود دارد. همچنین نتایج مطالعه حسین و دیگران (۲۰۰۸) نیز حاکی از وجود رابطه قوی بین مخارج دولت و قیمت های نفت در کشورهای

^۱ Baldini

صادرکننده نفت است. از سوی دیگر، تکانه درآمدهای نفتی می‌تواند به طور مستقیم هم بر دستمزد افراد و به دنبال آن بر درآمد قابل تصرف تأثیر بگذارد. به طوری که بر اساس بیماری هلندی، چنانچه اقتصاد با افزایش ناگهانی در قیمت صادراتی کالاهای اولیه مانند نفت خام روبه‌رو شود، این امر باعث افزایش درآمد و سپس افزایش تقاضای داخلی و در نتیجه افزایش مصرف گردد. بنابراین با توجه به شرایط اقتصاد نفتی ایران، تکانه درآمدهای نفتی باید در مدل تصریح شده اعمال گردد.

$$G_1 = \bar{G}_1 + \rho u_{1/A1}^G + \varepsilon_1^G + \sigma \varepsilon_1^{OR} \quad (10)$$

و برای مالیات:

$$T_1 = \bar{T}_1 + \varphi u_{1/A1}^T + \varepsilon_1^T \quad (11)$$

که:

$$\bar{G}_1 = \eta G_0 \quad \text{و} \quad \bar{T}_1 = \chi T_0$$

که G_0 و T_0 به ترتیب مخارج و درآمد مالیاتی در شروع زمان $t=1$ قبل از وقوع تکانه بهره‌وری است. بنابراین:

$$E(G_1) = \bar{G}_1 + \rho u_{1/A1}^G \quad (12)$$

$$E(T_1) = \bar{T}_1 + \varphi u_{1/A1}^T \quad (13)$$

این بدان معنی است که توابع (10) و (11) از دو جزء قابل پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده تقسیم نمود. این توابع نشان می‌دهند که در جزء اول مردم به واسطه آگاهی از قواعد مالی کشور، به درستی می‌توانند تغییرات مالیات، مخارج و درآمدهای نفتی را پیش‌بینی نمایند. $u_{1/A1}^{OR}$ و $u_{1/A1}^G$ مقادیر قابل پیش‌بینی تکانه‌های بهره‌وری هستند که میزان تأثیر آنها بر مخارج، درآمدهای حاصل از مالیات به ترتیب برابر ρ و φ است.

جزء دوم توابع یعنی ε_1^T و ε_1^G مقادیر پیش‌بینی نشده متغیرهای سیاست مالی دولت هستند. به طور مشابه در دوره دوم:

$$G_2 = \bar{G}_2 + \rho u_{2/A2}^G + \varepsilon_2^G + \sigma \varepsilon_2^{OR} \quad (14)$$

$$T_2 = \bar{T}_2 + \varphi u_{2/A2}^T + \varepsilon_2^T \quad (15)$$

که:

$$\bar{G}_2 = \eta G_1 \quad \text{و} \quad \bar{T}_2 = \chi T_1$$

بنابراین:

$$E(G_2) = \overline{G_2} + \rho u_{2/A2}^G \quad (16)$$

$$E(T_2) = \overline{T_2} + \phi u_{2/A2}^T \quad (17)$$

یعنی افراد می‌دانند تکانه‌های بهره‌وری دوره دوم در دوره اول پیش‌بینی شده است.

۲-۲-۲. مصرف بخش خصوصی

در این بخش مشروط بر وقوع تکانه بهره‌وری، تغییرات در مصرف بخش خصوصی در دوره $t = 1$ بعد از اعمال تکانه سیاست مالی در مقایسه با زمانی که تکانه سیاست مالی رخ نداده است مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

با اعمال سیاست مالی، درآمدقابل‌تصرف افراد تغییر خواهد کرد. این تغییرات ناشی از تأثیر سیاست مالی بر دستمزد حقیقی و مالیات است. یافته‌های آلسینا و دیگران^۱ (۲۰۰۲)، لین^۲ (۲۰۰۳)، فاتاس و میهوف^۳ (۲۰۰۱) و برنساید و دیگران^۴ (۲۰۰۳) نشان می‌دهد که با افزایش مخارج دولت، دستمزدهای حقیقی افزایش می‌یابد. اما با فرض وجود مالیات یکجا، اثرگذاری مالیات بر دستمزدها در این بخش حذف شده است.

بر این اساس درآمد قابل‌تصرف در دوره اول را می‌توان به صورت ذیل تعریف نمود:

$$Y_1 = a_1 w_1 - a_2 T_1 \quad (18)$$

که $a_1 > 0$ و a_2 (با فرض وجود مالیات یکجا می‌توان نوشت: $a_2 = 1$).

$$w_1 = b_1 G_1 + b_2 A_1 + b_3 \Phi_1 \quad (19)$$

که $b_1 > 0$ تأثیر مخارج دولت بر دستمزد را نشان داده و ضریب b_2 نشان‌دهنده اثرگذاری تکانه بهره‌وری بر دستمزد حقیقی را نشان می‌دهد. A_1 تکانه بهره‌وری است که در دوره رکود مقدار آن کم و بالعکس در دوره رونق مقدار آن زیاد می‌باشد ($b_2 > 0$).

همچنین $\Phi_1 = \xi \Phi_0 + \nu_1$ از دیگر عوامل مؤثر بر دستمزد بوده و ν_1 جزء تصادفی می‌باشد که با تکانه‌های بهره‌وری و سیاست مالی غیرهمبسته بوده و پیش‌بینی نشده می‌باشد. Φ_0 نیز مقدار

¹ Alesina et al.

² Lane

³ Fatas and Mihov

⁴ Burnside et al.

دیگر عوامل مؤثر بر مصرف در ابتدای دوره و قبل از وقوع تکانه بهره‌وری است ($b_3 > 0$). با در نظر گرفتن رابطه‌های ۱۴، ۱۵، ۱۸ و ۱۹ درآمد قابل تصرف در پایان دوره $t=1$ به شکل زیر نوشته می‌شود:

$$Y_1 = a_1 b_1 (\eta G_0 + \rho u_{1/A_1}^G + \varepsilon_1^G + \sigma \varepsilon_1^{OR}) + a_1 b_2 A_1 + a_1 b_3 \Phi_1 - a_2 (\chi T_0 + \varphi u_{1/A_1}^T + \varepsilon_1^T) \quad (20)$$

باید توجه داشت که در این تحقیق درآمد قابل تصرف افراد بعد از اعمال سیاست مالی با درآمد قابل تصرف افراد پس از وقوع تکانه بهره‌وری اما قبل از اعمال سیاست مالی مقایسه می‌شود. لذا درآمد قابل تصرف در دوره $t=1$ به دو جزء پیش‌بینی شده و نشده تقسیم می‌شود. جزء پیش‌بینی شده برابر است با:

$$\Delta Y_{1/anticipated} = Y_{1/anticipated} - Y_{1/A_1} \quad (21)$$

که $Y_{1/anticipated}$ نشان‌دهنده درآمد قابل تصرف پس از اعمال سیاست مالی پیش‌بینی شده و Y_{1/A_1} نیز بیانگر درآمد قابل تصرف پس از اعمال تکانه بهره‌وری اما قبل از اعمال سیاست مالی است. جزء پیش‌بینی نشده نیز برابر است با:

$$\Delta Y_{1/\varepsilon_1} = Y_1 - Y_{1/anticipated} \quad (22)$$

به‌عنوان مثال تفاضل مقدار درآمد قابل تصرف در پایان دوره $t=1$ و مقدار درآمد قابل تصرف به‌دنبال تغییرات سیاست مالی پیش‌بینی شده است. این اثر تنها می‌تواند ناشی از وقوع تکانه‌های ε_1^G و ε_1^T و جزء تصادفی v_1 است. از اینرو می‌توان نوشت:

$$\Delta Y_{1/\varepsilon_1} = Y_1 - Y_{1/anticipated} = a_1 b_1 \varepsilon_1^G + a_1 b_1 \sigma \varepsilon_1^{OR} - a_2 \varepsilon_1^T + a_1 b_3 v_1 \quad (23)$$

$$Y_{1/anticipated} = Y_{1/anticipated} - Y_{1/A_1} = a_1 b_1 \rho u_{1/A_1}^G - a_2 u_{1/A_1}^T + a_1 b_3 \xi \Phi_0 \quad (24)$$

به طور مشابه در دوره دوم نیز خواهیم داشت:

$$Y_2 = a_1 w_2 - a_2 T_2 \quad (25)$$

$$w_2 = b_1 G_2 + b_2 A_2 + b_3 \Phi_2$$

A_2 تکانه بهره‌وری در دوره دوم و $\Phi_2 = \xi \Phi_1 + v_2$ از دیگر عوامل مؤثر بر دستمزد بوده است که v_2 جزء تصادفی (ناهمبسته با تکانه بهره‌وری و مالی بوده که توسط افراد قابل پیش‌بینی

نمی‌باشد) و Φ_1 مقدار عوامل مؤثر بر دستمزد در پایان دوره اول، قبل از تعدیل شوک بهره‌وری در دوره دوم به مقدار جدیدش، است.

شایان ذکر است که در تحلیل‌ها مقدار درآمدقابل تصرف در پایان دوره دوم (Y_2) مورد نظر نبوده بلکه مقدار انتظاری این درآمد از دوره دوم در پایان دوره اول مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. به عبارتی:

$$E_1(Y_2) = Y_{2/1} \quad (26)$$

یعنی تکانه‌های سیاست مالی (ε_2^T و ε_2^G) و جزء تصادفی v_2 (به‌عنوان اطلاعات در دسترس افراد در دوره اول)، که پیش‌بینی نشده هستند، را شامل می‌شود. اما از آنجایی که فرض شده است که افراد با اطمینان در دوره اول از مقدار تکانه بهره‌وری در دوره دوم اطلاع دارند، A_2 را شامل می‌شود.

حال با ترکیب معادلات (۸)، (۹)، (۱۵) و (۱۶) مغادله (۲۷) به‌صورت ذیل به‌دست می‌آید.

$$E_1(Y_2) = Y_{2/1} = a_1 b_1 (\eta G_1 + \rho u_{2/A_2}^G) + a_1 b_2 A_1 + a_1 b_3 \xi_1 \Phi_1 - a_2 (\chi T_1 + \varphi u_{2/A_2}^T) \quad (27)$$

با جایگذاری روابط (۶) و (۷) خواهیم داشت:

$$E_1(Y_2) = Y_{2/1} = a_1 b_1 \eta (\bar{G}_1 + \rho u_{1/A_1}^G + \varepsilon_1^G + \sigma \varepsilon_1^{OR}) + a_1 b_1 \rho u_{2/A_2}^G + a_1 b_2 A_1 + a_1 b_3 \xi_1 \Phi_1 - a_2 (\chi \bar{T}_1 + \varphi u_{1/A_1}^T + \varepsilon_1^T) - a_2 \varphi u_{2/A_2}^T \quad (28)$$

به‌طور مشابه تغییرات درآمدقابل تصرف در دوره دوم به دنبال وقوع تکانه می‌تواند به دو جزء پیش‌بینی شده و نشده تقسیم گردد. جزء پیش‌بینی شده برابر است با:

$$\Delta Y_{2/1 \text{ anticipated}} = Y_{2/1 \text{ anticipated}} - Y_{2/A_1} \quad (29)$$

و جزء پیش‌بینی نشده برابر است با:

$$\Delta Y_{2/\varepsilon_1} = Y_{2/1} - Y_{2/1 \text{ anticipated}} \quad (30)$$

بنابراین:

$$\Delta Y_{2/\varepsilon_1} = Y_{2/1} - Y_{2/1 \text{ anticipated}} = a_1 b_1 \eta \varepsilon_1^G + a_1 b_1 \sigma \varepsilon_1^{OR} - a_2 \chi \varepsilon_1^T + a_1 b_3 \xi_1 \quad (31)$$

$$\Delta Y_{2/1 \text{ anticipated}} = Y_{2/1 \text{ anticipated}} - Y_{2/A_1} = a_1 b_1 \eta \rho u_{1/A_1}^G - a_2 \chi \varphi u_{1/A_1}^T + a_1 b_1 \rho u_{2/A_2}^G - a_2 \varphi u_{2/A_2}^T + a_1 b_3 \xi_1^2 \Phi_0 \quad (32)$$

وقتی حرکت از شرایط خوب به بد باشد، هر دو نوع افراد (U و LC) می‌توانند پس‌انداز نمایند و مصرف خود را هموار نمایند. از این رو بر اساس یک تابع مطلوبیت درجه دوم برابر خواهد بود:

$$\Delta C_1 = \frac{\Delta Y_{1/\varepsilon_1} + R\Delta Y_{2/\varepsilon_1}}{1+R} \quad (33)$$

یعنی افراد صرفاً به مقدار حال درآمدقابل تصرف واکنش نشان می‌دهند (پیوست ۱).

در این رابطه $\Delta Y_{1/\varepsilon_1}$ و $\Delta Y_{2/\varepsilon_1}$ به ترتیب تغییرات پیش‌بینی نشده درآمد قابل تصرف در دوره اول و دوم و R نرخ تنزیل است. البته این شرایط برای افراد نوع U وقتی که از شرایط بد به خوب حرکت می‌کنند نیز صادق است. اما تغییر در مصرف افراد نوع LC که در شرایط بد با محدودیت نقدینگی مواجه هستند، فقط تابعی از درآمد (شامل درآمدقابل تصرف پیش‌بینی شده و نشده) دوره اول بوده که برابر است با:

$$\Delta C_1 = \Delta Y_1 = Y_1 - Y_{1/A1} = (Y_1 - Y_{1/anticipated}) + (Y_{1/anticipated} - Y_{1/A1}) = \Delta Y_{1/\varepsilon_1} + \Delta Y_{1/anticipated} \quad (34)$$

که هر دو جزء پیش‌بینی شده و نشده را شامل می‌شود.

انتظار بر این است که تغییرات سیاست مالی پیش‌بینی نشده اثرات قوی‌تری بر مصرف افراد در دوره بد داشته باشد. زیرا با وجود محدودیت نقدینگی در دوره بد، افراد نمی‌توانند مصرف بین دو دوره را هموار نمایند. این شرایط تا زمانی که $\Delta Y_{1/\varepsilon_1} > \Delta Y_{2/\varepsilon_1}$ صادق است. به عنوان مثال تغییر در درآمد قابل تصرف در دوره اول به دلیل اجزاء پیش‌بینی نشده تکانه‌های مالی، بزرگتر از تغییر درآمدقابل تصرف متناظر در دوره دوم است. این شرایط تا زمانی که وابستگی به پارامترهای η ، ξ و χ وجود داشته باشد صادق است.

۳. برآورد و تخمین مدل

چنانچه در بخش پیشین بیان گردید هدف از این تحقیق بررسی واکنش رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی به تکانه‌های مالی دولت در شرایط رکود و رونق اقتصادی است. افراد نوع U می‌توانند همواره مصرف بین دوره‌ای خود را در واکنش به جزء پیش‌بینی نشده تغییرات سیاست مالی هموار نمایند. این وضعیت برای افراد نوع LC در شرایط خوب نیز صادق است. اما در شرایط بد تغییر در مصرف برابر با تغییرات در درآمد قابل تصرف است.

از این رو معادله‌ای از مصرف باید تخمین زده شود که ترکیبی از جزء پیش‌بینی نشده (تکانه‌های سیاست مالی ε_1^G و ε_1^T و ε_1^{OR} جزء تصادفی v_1) و مؤلفه پیش‌بینی شده (اثرات پیش‌بینی شده سیاست مالی بر درآمد قابل تصرف یعنی $(\Delta\tilde{Y}_1/anticipated)$) باشد. بنابراین می‌توان رابطه ذیل را در نظر گرفت.

$$\Delta C_t = \alpha_1(1 - D_1)\varepsilon_1^G + \alpha_2(1 - D_1)\varepsilon_1^T + \alpha_3(1 - D_1)\varepsilon_1^{OR} + \alpha_4 D_1 \varepsilon_1^G + \alpha_5 D_1 \varepsilon_1^T + \alpha_6 D_1 \varepsilon_1^{OR} + \alpha_7 \Delta\tilde{Y}_1/anticipated + v_1 \quad (35)$$

در این رابطه D_1 متغیر مجازی است که در شرایط بد و خوب به ترتیب مقدار یک و صفر می‌گیرد. ε_1^G ، ε_1^T و ε_1^{OR} تکانه مالیات، درآمدهای نفتی و مخارج دولت است. α_4 و α_1 تأثیر تکانه مخارج دولت بر مصرف در شرایط خوب و بد، α_3 و α_6 تأثیر تکانه درآمد دولت بر مخارج مصرفی در شرایط خوب و بد و همچنین α_2 و α_5 تأثیر تکانه مالیات بر مخارج مصرفی به ترتیب در شرایط خوب و بد را نشان می‌دهد. ضرایب متغیرهای مالی در شرایط خوب و بد دربرگیرنده اثرات سیاست مالی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی افراد نوع U و LC است. ضریب α_7 نیز نشان‌دهنده تأثیر تغییرات پیش‌بینی شده درآمدقابل تصرف بر مخارج مصرفی بخش خصوصی را نشان می‌دهد.

برای برآورد معادله (35) در گام اول دوره‌های رونق و رکود اقتصادی در ایران محاسبه می‌شود. سپس به وسیله یک رگرسیون کمکی تکانه‌های سیاست مالی (ε_1^G و ε_1^T) و درآمدهای دولت (ε_1^{OR}) را برآورد و در گام سوم یک متغیر تقریبی جایگزین $\Delta\tilde{Y}_1/anticipated$ باید ساخته شود. درنهایت با لحاظ تکانه‌های برآوردشده و تغییرات درآمدقابل تصرف پیش‌بینی شده، در مدل مورد نظر ΔC_t در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی بر آنها رگرس شود.

۳-۱. تعریف شرایط خوب و بد اقتصادی

محققان مختلف معیارهای متفاوتی برای تشخیص شرایط خوب و بد یا رونق و رکود اقتصادی ارائه کرده‌اند. پروتی (۱۹۹۹) و کارستی، میر و مولر^۱ (۲۰۱۲) حد آستانه‌ای نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی را به‌عنوان شاخصی برای تفکیک شرایط خوب و بد در نظر گرفته‌اند.

^۱ Corsetti, Meier, and Müller

به طوری که اگر نسبت وقفه اول بدهی دولت به GDP بزرگتر از ۷۰ درصد باشد وضعیت بد و درغیراین صورت شرایط خوب تعریف می شود.

کامینسکی^۱ (۲۰۰۴) شرایط خوب را دوره هایی را نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بالاتر از نرخ رشد میانگین تعریف نموده و شرایط بد را وضعیتی می داند که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی پایین تر از نرخ رشد میانگین است. تاگالاکیس (۲۰۰۸) از مؤلفه چرخه ای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی و کارمینگانی (۲۰۱۰) میزان انحراف معیار تغییر تراز بودجه را به عنوان آستانه ای برای مجزا کردن شرایط خوب از بد استفاده نموده است.

در این پژوهش جهت تفکیک دوره های رونق (خوب) و رکود (بد) از مطالعه برکچیان و عینیان (۱۳۹۳) استفاده شده که در سال ۱۴۰۰ به روزرسانی شده است. این محققین برای ارزیابی چرخه های تجاری در ایران از رویکرد برای - بوشان (۱۹۷۱)^۲ استفاده کرده اند.

۲-۳. تکانه های سیاست مالی

تکانه ها جزء متغیرهای غیرقابل مشاهده هستند که برای اندازه گیری آنها به مجموعه ای از متغیرهای قابل مشاهده نیاز است. بر این اساس، تکانه های مخارج دولت، درآمدهای دولت اعم از درآمدهای مالیاتی و نفتی نیز به صورت بخش غیرقابل توضیح فرآیند درآمدها و مخارج دولت تعریف شده اند. بنابراین برای محاسبه تکانه های مالی دولت از رهیافت مقاله پروتی (۱۹۹۹) استفاده شده است. اما یکی از مواردی که این مطالعه را از سایر مطالعات موجود در این زمینه متمایز می سازد این است که وابستگی اقتصاد ایران به نفت در معادلات (۳۶) در نظر گرفته شده و تکانه های درآمد نفتی نیز محاسبه می شود.

$$\Delta G_t = \alpha_{1,0} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{1,i} \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{1,i} \Delta T_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{1,i} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{1,i} \Delta OR_{t-i} + \varepsilon_t^G$$

^۱Kaminsky,

^۲Bry-Boschan

$$\begin{aligned}
 \Delta T_t &= \alpha_{2,0} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{2,i} \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{2,i} \Delta T_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{2,i} \Delta GDP_{t-i} \\
 &\quad + \sum_{i=1}^4 \alpha_{2,i} \Delta OR_{t-i} + \varepsilon_t^T \\
 \Delta GDP_t &= \alpha_{3,0} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{3,i} \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{3,i} \Delta T_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{3,i} \Delta GDP_{t-i} \\
 &\quad + \sum_{i=1}^4 \alpha_{3,i} \Delta OR_{t-i} + \varepsilon_t^{GDP} \\
 \Delta OR_t &= \alpha_{4,0} + \alpha_{4,1} \Delta OR_{t-1} + \varepsilon_t^{OR}
 \end{aligned} \tag{۳۶}$$

در روابط فوق ΔGDP_t ، ΔG_t ، ΔOR_t و ΔT_t به ترتیب برابر تغییرات تولید ناخالص داخلی، مخارج دولت، درآمدهای نفتی و مالیات می‌باشد.

۳-۳. درآمد قابل تصرف پیش‌بینی شده

برای ساختن متغیر تقریبی $\Delta \tilde{Y}_{1/anticipated}$ فقط از متغیرهای با وقفه استفاده شده است. بدین ترتیب با برآورد رگرسیون درآمد قابل تصرف بر مقادیر باوقفه درآمد قابل تصرف، مالیات، مخارج دولتی و مخارج مصرفی بخش خصوصی، مقدار برازش شده درآمد قابل تصرف به عنوان تغییرات پیش‌بینی شده آن در نظر گرفته می‌شود.

$$\Delta \tilde{Y}_{1/anticipated} = \sum_{i=1}^n \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \Delta T_{t-i} + \sum_{i=1}^n \Delta C_{t-i} \tag{۳۷}$$

۴. برآورد تجربی مدل

همانگونه که در بخش‌های پیشین بدان اشاره گردید، در این مطالعه برای ارزیابی تکانه‌های سیاست مالی بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در دوره‌های رکود و رونق اقتصادی از الگوی تصریح شده هریستوف (۲۰۱۳) استفاده شده است که با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، تعدیلاتی در آن اعمال شده است.

مطالعه نیلی و محمودزاده (۱۳۹۳) بر این موضوع تأکید دارد که داده‌های کلان از هم‌زمانی دوران رشد اقتصادی سریع کشور با انبساط اعتباری از یک سو و تقارن کند شدن رشد اقتصادی با

تنگنای اعتباری در دوره زمانی ۱۳۷۵-۱۳۹۱ حکایت می‌کنند.^۱ لذا در این مطالعه دوران محدودیت اعتباری افراد همزمان با دوران رکود اقتصادی و دسترسی افراد به تسهیلات نیز معادل شرایط رونق اقتصادی در نظر گرفته شده است.

در ابتدا شرایط خوب و بد اقتصادی با استناد به مطالعه عینیان و برکچیان (۱۳۹۳) در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۹ با تواتر فصلی مشخص شده است. متغیر مجازی در دوره‌های رکود (بد) برابر یک ($D_1 = 1$) و در دوره‌های رونق اقتصادی (خوب) برابر صفر در نظر گرفته شده است.

سری زمانی مخارج مصرفی (هزینه) بخش خصوصی و درآمدقابل تصرف از آمار هزینه و درآمدخانوار (بودجه خانوار) که هر ساله توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود، محاسبه و استخراج شده است. استفاده از این آمارها یکی دیگر از وجوه متمایز این مطالعه از سایر پژوهش‌های انجام شده در این زمینه می‌باشد.

مخارج مصرفی (هزینه) بخش خصوصی در این مطالعه برابر است با مجموع مخارج مصرفی خانوارها در بخش کالاها بی‌دوام، کم‌دوام و بادوام است که بر بعد خانوارها تقسیم و سپس با تقسیم بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI)، به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ حقیقی شده است.

درآمدقابل تصرف نیز برابر است با مجموع درآمد خالص درآمد (پس از کسر مالیات و بازنشستگی) پولی اعضای شاغل خانوار از مشاغل مزد و حقوق‌بگیری، درآمد خالص (مجموع درآمد پس از کسر هزینه‌های شغلی) پولی اعضای شاغل خانوار از مشاغل غیر مزد و حقوق‌بگیری (آزاد) و درآمدهای متفرقه خانوار^۲ در ۱۲ ماه گذشته بوده که با تقسیم بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ حقیقی شده است.

^۱ بر اساس این مطالعه بخش بانکی ۱۱ دوره انقباض و ۱۱ دوره انبساط و بخش واقعی ۱۰ دوره افول و ۱۲ دوره بهبود داشته است. در اکثر سال‌ها (۱۵ سال از ۲۲ سال) بخش واقعی و مالی در وضعیت یکسانی بوده‌اند (۸ دوره افول - انقباض و ۷ دوره بهبود - انبساط).

^۲ شامل: یارانه نقدی، حقوق بازنشستگی، حقوق وظیفه و آماده به خدمت، باز خرید خدمت، پاداش بازنشستگی، بن بازنشستگی و نظایر آن، درآمد حاصل از اجاره (محل کسب، باغ، زمین، مستغلات، منزل، حق کسب و کار، اموال منقول و غیر منقول و نظایر آن)، درآمد حاصل از دارایی‌های مالی (حساب پس انداز سپرده ثابت، سهام، بیمه و نظایر آن)، کمک هزینه تحصیلی، کمک‌های دریافتی خانوار از سازمان‌های اجتماعی و مؤسسات خیریه، درآمد حاصل از محل فروش مصنوعات ساخته شده توسط خانوار در خانه و سایر درآمدها دریافتی‌های انتقالی از خانوارهای دیگر

اما مطابق با متدولوژی سری‌های زمانی در ابتدا باید پایایی متغیرهای ملحوظ در مدل تصریح شده با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته بررسی گردد که نتایج در جدول پیوست (۲) آمده است. این نتایج نشان می‌دهند همه متغیرها در سطح پایا هستند.

در گام دوم با استفاده از مدل (۳۷)، سری زمانی $\Delta \tilde{Y}_1/anticipated$ محاسبه می‌شود.

$$\Delta Y_t = 5.91 + 0.71\Delta Y_{t-1} + 0.087\Delta G_{t-4} - 0.14\Delta C_{t-1}$$

(۰/۰۷۸۳) (۰/۰۰۷۲) (۰/۰۰۰۰) (۰/۰۰۱۱)

از معادله فوق سری زمانی مقدار برازش‌شده $\Delta \tilde{Y}_1/anticipated$ محاسبه گردید. در گام سوم، با استفاده از مدل تصریح شده (۳۶)، تکانه‌های مخارج دولت، درآمد‌های مالیاتی و نفتی محاسبه می‌شوند. باید توجه داشت که در برخی از مدل‌های اقتصاد کلان، متغیرهایی وجود دارند که از یک طرف، مقادیر آنها خارج از مدل تعیین شده و برونزا می‌باشند و از طرف دیگر در روابط هم‌انباشتگی بلندمدت ظاهر می‌شوند. در چنین شرایطی باید به جای الگوهای مرسوم VAR یا VECM، از الگوهای VARX یا الگوی تصحیح خطای برداری با متغیرهای برونزا (VECMX) استفاده کرد (پاگان و پسران، ۲۰۰۷). در واقع تفاوت اصلی مدل‌های VECM و VECMX در وجود متغیرهای برونزا در روابط هم‌انباشتگی بلندمدت است. لذا در مطالعه حاضر برای محاسبه تکانه‌های مالی از مدل VECMX استفاده شده است. شایان ذکر است در روابط فوق متغیر مجازی هدفمندکردن پارانه‌ها نیز در نظر گرفته شده است.

حال پس از اطمینان از پایایی سری‌های مورد بررسی در سطح و مشخص شدن متغیر مجازی دوره‌های خوب و بد، محاسبه سری زمانی تغییرات قابل پیش‌بینی درآمدقابل تصرف (مقدار برازش شده درآمدقابل تصرف $(\Delta \tilde{Y}_1/anticipated)$) و همچنین با دراختیار داشتن تکانه‌های مخارج دولت، درآمد‌های مالیاتی و نفتی در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۹ با تواتر فصلی، می‌توان مدل (۳۵) را برآورد نمود.

نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی اثرات مخارج دولت بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی مثبت بوده است. می‌توان گفت سیاست مالی در ایران ماهیت کینزی دارد. این نتایج با یافته‌های مطالعات اسکلرک (۲۰۰۷)، کارمیکنانی (۲۰۰۷)، تاگالاکیس (۲۰۰۸) و هریستوف (۲۰۱۳) که بر کینزی بودن سیاست مالی در کشورهای در حال توسعه تأکید دارند، مطابقت دارد.

جدول ۱- نتایج حاصل از برآورد معادله ۳۵

متغیر وابسته ΔC_t			
p-value	انحراف معیار	ضریب	متغیرهای توضیحی
۰/۱۳۹۶	۳/۰۷۱۸	۴/۵۸۶۵	C
۰/۰۰۰۰	۰/۰۸۳۴	۰/۶۲۰۵	ΔC_{t-1}
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۳۸	۰/۰۱۷۳	$(1 - D_1)\varepsilon_{t-1}^G$
۰/۷۴۰۷	۰/۰۱۳۸	۰/۰۰۴۶	$(1 - D_1)\varepsilon_{t-2}^T$
۰/۰۲۵۷	۰/۰۰۳۱	۰/۰۰۷۱	$(1 - D_1)\varepsilon_{t-4}^{OR}$
۰/۰۸۸۴	۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۶۵	$D_1\varepsilon_{t-7}^G$
۰/۳۷۴۵	۰/۰۱۵۶	۰/۰۱۴۰	$D_1\varepsilon_{t-2}^T$
۰/۵۷۳۴	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۳۱	$D_1\varepsilon_{t-3}^{OR}$
۰/۰۳۵۱	۰/۱۳۵۴	-۰/۲۹۰۷	$\Delta \tilde{Y}_{t-1}$

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین اثر تکانه‌های درآمدهای مالیاتی بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در چرخه‌های تجاری معنی‌دار نبوده و درآمدهای نفتی با چهار وقفه در دوره رونق معنی‌دار می‌باشد. بیشتر مطالعات صورت گرفته در زمینه اثرات سیاست مالی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی این مطالعه بر این موضوع تأکید دارد که در اقتصاد ایران اثرات تکانه‌های مخارج دولت در دوره رونق بیشتر بوده است که مغایر با مطالعات تاگالاکیس (۲۰۰۸)، بام و کوستر (۲۰۱۱) و هریستف (۲۰۱۳) است.

علاوه بر این نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد با افزایش درآمدقابل تصرف پیش‌بینی شده در دوره قبل، میزان مخارج مصرفی بخش خصوصی در دوره جاری کاهش خواهد یافت که با نتایج گالاتاکیس (۲۰۰۸) در خصوص کشورهایی که با محدودیت دسترسی به بازارهای مالی مواجه بوده‌اند، مطابقت دارد.

۵. نتیجه‌گیری

مصرف بخش خصوصی در ایران مهمترین جزء تقاضای کل بوده و تغییرات آن می‌تواند نقش مؤثری در تقاضای کل داشته باشد. حال سؤال این است که آیا دولت‌ها در ایران می‌توانند با اعمال

تکانه‌های مالی، مخارج مصرفی بخش خصوصی را تغییر داده و به مدیریت تقاضای کل جامعه پردازند؟ به عبارتی این تحقیق به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا تکانه‌های مالی دولت اثرات مثبت و معنی‌داری بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی خواهند داشت؟

برای پاسخ به این پرسش اثرات تکانه‌های مالی دولت بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در چرخه‌های تجاری در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۹ با تواتر فصلی مورد ارزیابی قرار گرفت. در این تحقیق از الگوی تصریح شده هریستوف (۲۰۱۳) استفاده شد که با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، تعدیلاتی در آن اعمال و همچنین از سری زمانی درآمدقابل‌تصرف و مخارج مصرفی بخش خصوصی مستخرج شده از داده‌های بودجه خانوار که توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود، استفاده شده است.

برای تفکیک دوره‌های رونق (خوب) و رکود (بد) رویکرد برای-بوشان (۱۹۷۱) و برای محاسبه تکانه مخارج، درآمدهای مالیاتی و نفتی، رویکرد VECMX مورد استفاده قرار گرفته است.

نتایج حاصل از تصریح و تخمین الگو نشان داد که تکانه‌های درآمدهای مالیاتی بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در چرخه‌های تجاری معنی‌دار نبوده و تکانه‌های درآمدهای نفتی نیز با چهار وقفه فقط در دوره رونق مثبت و معنی‌دار می‌باشد. اما مخارج دولت در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی دارند که می‌توان گفت سیاست مالی در ایران ماهیت کینزی دارد. این نتایج با یافته‌های تاگالاکیس (۲۰۰۸)، انوج (۲۰۰۹) و هریستوف (۲۰۱۳) که بر کینزی بودن سیاست مالی در کشورهای در حال توسعه تأکید دارند، مطابقت دارد. در صورتی که سیاست مالی ماهیت کینزی داشته باشد، به منظور کاهش نوسان‌های اقتصادی و ایجاد ثبات اقتصادی، سیاست مالی می‌بایست پادچرخه‌ای باشد. این درحالی است که مطالعات نشان می‌دهد سیاست مالی در ایران موافق چرخه‌های تجاری بوده است (زارعی، ۱۳۹۴). در مجموع این نتایج بیانگر این است که دولت نتوانسته است به عنوان یکی از عوامل ثبات‌ساز در محیط اقتصاد کلان، نقشی ایفا نماید.

از سوی دیگر، نتایج مؤید آن است که اثرات تکانه‌های مخارج دولت بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در دوره‌های رونق بیشتر از دوره‌های رکود می‌باشد. این یافته با نتایج تاگالاکیس (۲۰۰۸)، بام و کوستر (۲۰۱۱)، میتنیک و سلمر (۲۰۱۱) و هریستف (۲۰۱۳) مغایرت دارد.

علاوه بر این، نتایج نشان داده است تعداد وقفه‌های اثرگذاری تکانه‌های مالی دولت بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در دوره رونق و رکود متفاوت بوده و این میزان در دوره رکود بیشتر است. به عبارتی اگر دولت تکانه‌هایی را در مخارج در دوره رکود داشته باشد، اثرات آن را می‌تواند پس از هفت فصل در رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی را به میزان کمتری از دوره رونق داشته باشد. اثرات تکانه‌های مخارج دولت در دوره‌های رونق پس از یک فصل بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی قابل مشاهده است. بنابراین به نظر می‌رسد مخارج مصرفی خانوارها بر اساس درآمد دائمی بوده و تصمیم‌های مصرفی آنان در هر زمان بر اساس قید بودجه بین دوره‌ای بوده است.^۱

لذا مالیات به عنوان یک ابزار سیاستی در راستای کاهش نوسان‌های اقتصادی نبوده و مخارج نیز به میزان کمی می‌تواند بر مخارج مصرفی بخش خصوصی اثرگذار باشد. پس برای خروج از رکود دولت می‌بایست به دنبال ابزارهای دیگری برای تحریک مخارج مصرفی بخش خصوصی به عنوان مهمترین جزء تقاضای کل و یا بخش‌های دیگر GDP باشد.

منابع

- رضایی‌پور، محمد. آقایی خوندایی، مجید. (۱۳۹۰). اثر شوک‌های مخارج یارانه‌ای دولت بر مصرف واقعی بخش خصوصی ایران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. سال نوزدهم، شماره ۶۰. صفحات ۱۳۹-۱۶۰.
- روشن، رضا. پهلوانی، مصیب. شهیکی تاش، محمد نبی. (۱۳۹۲). بررسی قاعده‌ی سرانگشتی مصرف با روش گشتاورهای تعمیم یافته در ایران. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، سال هشتم، شماره ۱، پیاپی ۲۵. صفحات ۵۳-۶۵.
- زارعی، ژاله. (۱۳۹۴). رفتار چرخه‌ای سیاست مالی و عوامل مؤثر بر آن با تأکید بر نقش قواعد مالی. پژوهش‌های پولی و بانکی. سال هشتم، شماره ۲۶. صفحات ۵۴۳-۵۶۹.
- شفیع، افسانه. برومند، شهرزاد. تشکینی، احمد. (۱۳۸۳). آزمون تأثیرگذاری سیاست مالی بر رشد اقتصادی. پژوهشنامه اقتصادی. شماره ۴۳. صفحات ۸۱-۱۱۲.

^۱ نتایج مطالعه روشن و همکاران (۱۳۹۲) نشان می‌دهد ۲۶۰۵ درصد از خانوارهای ایرانی بر اساس قاعده سرانگشتی (Rule of Thumb) در مصرف می‌نمایند و مصرف بقیه خانوارها بر اساس درآمد دائمی است.

- صمدی، علی حسین، اوجی مهر، سکینه. (۱۳۹۰). ارزیابی ماهیت سیاست مالی و بررسی خاصیت ادواری آن: مورد ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۳). دوفصلنامه جستارهای اقتصادی ایران. شماره ۱۶. صفحات ۷۵-۴۹.
- عاقلی، لطفعلی. رضا قلی زاده، مهدیه. آقای خوندابی، مجید. (۱۳۹۲). تاثیر شوک‌های مالی بر مصرف بخش خصوصی در ایران. مجله نامه مفید، شماره ۷۲. صفحات ۱۳۵-۱۶۰.
- عینیان، مجید. سیدمهدی، برکچیان. (۱۳۹۳). شناسایی و تاریخ‌گذاری چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران. پژوهش‌های پولی و بانکی. سال ۷. شماره ۲۰. تابستان ۱۳۹۳. صفحات ۱۶۱-۱۹۴.
- غلامی، الهام. هژبر کیانی، کامبیز. (۱۳۹۳). بررسی آثار سیاست‌های مالی در ایران با تاکید بر فضای کلان اقتصادی. فصلنامه اقتصاد کاربردی. شماره ۱۳. صفحات ۱۵-۲۴.
- نیلی، فرهاد و محمودزاده، امینه. (۱۳۹۳). چرخه‌های تجاری اعتباری، بیست و چهارمین کنفرانس سالانه سیاست‌های پولی و ارزی. تهران. ایران. <https://civilica.com/doc/843624>.
- Alesina, A., Ardagna, S., Perotti, R., & Schiantarelli, F. (1999). *Fiscal policy, profits, and Investment*.
- Alesina, A., Ardagna, S., Perotti, R., & Schiantarelli, F. (2002). Fiscal policy, profits, and investment. *American economic review*, 92(3), 571-589.
- Alwagdani, O. (2014). The Asymmetric Effects of Fiscal Policy Shocks on Private Consumption in Saudi Arabia. *European Scientific Journal*, 10(4).
- Baldini, M. A. (2005). *Fiscal Policy and Business Cycles in an Oil-Producing Economy: The Case of Venezuela* (No. 5-237). International Monetary Fund.
- Baum, A., & Koester, G. B. (2011). *The Impact of Fiscal Policy on Economic Activity over the Business Cycle-Evidence from a Threshold VAR analysis* (No. 2011, 03). Discussion Paper Series 1: Economic Studies.
- Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368.
- Burnside, C., Eichenbaum, M., & Fisher, J. D. (2004). Fiscal Shocks and Their Consequences. *Journal of Economic theory*, 115(1), 89-117.
- Bry, G., & Boschan, C. (1971). Programmed selection of cyclical turning points. In *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs* (pp. 7-63). NBER.
- Carmignani, F. (2010). Cyclical fiscal policy in Africa. *Journal of Policy Modeling*, 32(2), 254-267.
- Correa, J. A., Ferrada, C., Gutiérrez, P., & Parro, F. (2014). Effects of Fiscal Policy on Private Consumption: Evidence from Structural-Balance Fiscal Rule Deviations. *Applied Economics Letters*, 21(11), 776-781.
- Corsetti, G., Meier, A., & Müller, G. J. (2012). Fiscal Stimulus with Spending Reversals. *Review of Economics and Statistics*, 94(4), 878-895.

- Fatás, A., & Mihov, I. (2001). Government Size and Automatic Stabilizers: International and Intranational evidence. *Journal of International Economics*, 55(1), 3-28.
- Galí, J., López-Salido, J. D., & Vallés, J. (2007). Understanding the Effects of Government Spending on Consumption. *Journal of the European Economic Association*, 5(1), 227-270.
- García, A., & Ramajo, J. (2005). Fiscal policy and private consumption behaviour: the Spanish case. *Empirical Economics*, 30(1), 115-135.
- Giavazzi, F. (1996). Pagano, M. (1995) Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience. *NBER Working Paper*, (5332).
- Giavazzi, F., & Pagano, M. (1990). Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary? Tales of Two Small European Countries. In *NBER Macroeconomics Annual 1990, Volume 5* (pp. 75-122). MIT Press.
- Giavazzi, F., & Pagano, M. (1995). *Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and The Swedish Experience* (No. w5332). National Bureau of Economic Research.
- Giavazzi, F., Jappelli, T., & Pagano, M. (2000). Searching for Non-linear Effects of fiscal policy: evidence from industrial and developing countries. *European economic review*, 44(7), 1259-1289.
- Höppner, F. (2001). A VAR Analysis of the Effects of Fiscal Policy in Germany. *Institute for International Economics*.
- Hristov, A. (2013). *The Effects of Fiscal Policy on Consumption in Good and Bad Times* (No. 44658). University Library of Munich, Germany.
- Hjelm, G. (2002). Is private consumption growth higher (lower) during periods of fiscal contractions (expansions)?
Journal of Macroeconomics, 24(1), 17-39.
- Jönsson, K. (2007). Fiscal policy regimes and household consumption. *Journal of Public Policy*, 27(02), 183-214. countries. *Journal of Macroeconomics*, 29(4), 912-939.
- Kaminsky, G., C. Reinhart & C. Vegh. (2004). When It Rain, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies, *NBER Macroeconomics Annual 2004*. vol.19
- Lane, P. R. (2003). The cyclical behaviour of fiscal policy: Evidence from the OECD. *Journal of Public Economics*, 87(12), 2661-2675.
- McDermott, C. J., & Wescott, R. F. (1996). An Empirical Analysis of Fiscal Adjustments. *Staff Papers*, 43(4), 725-753.
- Mittnik, S., & Semmler, W. (2012). Regime Dependence of the Fiscal Multiplier. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83(3), 502-522.
- Pagan, A. R., & Pesaran, M. H. (2008). Econometric analysis of structural systems with permanent and transitory shocks. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(10), 3376-3395.

- Perotti, R. (1999), Fiscal Policy in Good Times and Bad. *The Quarterly Journal of Economics*, vol.114, pp.1399-1436.
- Ramey, V. A., & Shapiro, M. D. (1998, June). Costly capital reallocation and the effects of government spending. *In Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (Vol. 48, pp. 145-194). North-Holland.
- Ricci-Risquete, A., & Ramajo, J. (2015). The Effects of Fiscal Policy on the Spanish Economy: Keynesian or non-Keynesian behavior? *Journal of Policy Modeling*, 37(6), 1019-1048.
- Schclarek, A. (2007). Fiscal Policy and Private Consumption in Industrial and Developing Countries. *Journal of Macroeconomics*, 29(4), 912-939.
- Seater, J., 1993, Ricardian Equivalence, *Journal of Economic Literature* 31, 142-190.
- Tagkalakis, A. (2008). The Effects of Fiscal Policy on consumption in recessions and expansions. *Journal of Public Economics*, 92(5), 1486-1508.
- Van Aarle, B. and Garresten, H. (2003). Non-Keynesian or No Effects of Fiscal Policy Changes? The EMU Case. *Journal of Macroeconomics*, 25:213-240.
- García, A., & Ramajo, J. (2005). Fiscal policy and private consumption behaviour: the Spanish case. *Empirical Economics*, 30(1), 115-135.
- Wang, L., & Gao, W. (2011). Nonlinear Effects of Fiscal Policy on Private Consumption: Evidence from China. *China & World Economy*, 19(2), 60-76.
- Zaghini, A. (2001). Fiscal adjustments and economic performing: A comparative study. *Applied Economics*, 33(5), 613-624.

پیوست:

پیوست (۱)

برای مصرف کننده دسته LU:

$$U = E\{U(C_1, C_2)\} = E\left\{\frac{1}{2}(C_1^{LU})^2 + \frac{1}{2}(C_2^{LU})^2\right\}$$

Max U

s.t:

$$C_1^{LU} + RC_2^{LU} = Y_1 + Y_2$$

لاگرانژ مسأله مصرف کننده دسته LU برابر است با:

$$L = \frac{1}{2}(C_1^{LU})^2 + \frac{1}{2}(C_2^{LU})^2 - \lambda(C_1^{LU} + C_2^{LU} - Y_1 - Y_2)$$

F.O.C:

$$\frac{\sigma L}{\sigma C_1^{LU}} = C_1^{LU} - \lambda = 0$$

$$\frac{\sigma L}{\sigma C_2^{LU}} = C_2^{LU} - \lambda = 0$$

می توان نتیجه گرفت:

$$C_1^{LU} = C_2^{LU} \quad (1)$$

$$\frac{\sigma L}{\sigma \lambda} = C_1^{LU} + RC_2^{LU} - Y_1 - RY_2 = 0 \quad (2)$$

از رابطه (۱) و (۲) می توان نتیجه گرفت:

$$(1 + R)C_1^{LU} = Y_1 + RY_2$$

$$C_1^{LU} = \frac{Y_1 + RY_2}{1 + R} \quad (3)$$

$$E(C_1^{LU}) = E\left(\frac{Y_1 + RY_2}{1 + R}\right) \quad (4)$$

از تفاضل دو رابطه فوق خواهیم داشت:

$$\Delta C_1^{LU} = \frac{\Delta Y_1/\varepsilon_1 + R\Delta Y_2/\varepsilon_1}{1 + R}$$

که:

$$\Delta Y_{1/\varepsilon_1} = Y_1 - Y_{1/anticipated}$$

$$\Delta Y_{2/\varepsilon_1} = Y_2 - Y_{2/anticipated}$$

برای مصرف کننده دسته LC:

Max U

s.t:

$$C_1^{LC} + RC_2^{LC} = Y_1 + Y_2$$

$$C_1^{LC} \leq Y_1$$

لاگرانژ مسأله مصرف کننده دسته LC برابر است با:

$$L = \frac{1}{2}(C_1^{LU})^2 + \frac{1}{2}(C_2^{LU})^2 - \lambda(C_1^{LU} + C_2^{LU} - Y_1 - RY_2) - \mu(C_1^{LC} - Y_1)$$

F.O.C:

$$\frac{\sigma L}{\sigma C_1^{LC}} = C_1^{LC} - \lambda - \mu = 0$$

$$\frac{\sigma L}{\sigma C_2^{LC}} = C_2^{LC} - \lambda = 0$$

$$\frac{\sigma L}{\sigma C_1^{LC}} = C_1^{LC} + RC_2^{LC} - Y_2 - RY_2 = 0$$

$$\mu \frac{\sigma L}{\sigma} = 0 \Rightarrow \mu (C_1^{LC} - Y_1) = 0$$

می توان نتیجه گرفت:

$$C_1^{LC} = Y_1 \text{ یا } \mu = 0$$

زمانی که $\mu = 0$ است محدودیت نقدینگی برابر صفر بوده و افراد دسته LC همانند افراد دسته LU دسترسی کامل به بازارهای اعتباری و بازار بدهی با نرخ بهره r داشته و توانایی استقراض و پس انداز را دارند.

در شرایطی که $\mu \neq 0$ است پس $C_1^{LC} = Y_1$ و $C_2^{LC} = Y_2$

پیوست (۲)

جدول پ-۲- نتایج آزمون ADF برای بررسی پایایی متغیرها روی سطح متغیرها

نام متغیر	آماره آزمون	آماره بحرانی در سطح	نتیجه آزمون
تکانه مخارج	-۸٫۸۰۵۱	-۳٫۵۰۱۴	I(0)
تکانه مالیات	-۹٫۹۶۷۵	-۳٫۵۰۱۴	I(0)
تکانه درآمدهای نفتی	-۹٫۵۱۲۹	-۳٫۵۰۱۴	I(0)
تکانه تولید ناخالص داخلی حقیقی	-۹٫۵۸۹۹	-۳٫۵۰۱۴	I(0)
رشد مخارج حقیقی دولت	-۳٫۹۲۹۸	-۳٫۵۰۳۸	I(0)
رشد مالیات حقیقی	-۵٫۶۹۲۴	-۳٫۵۰۰۶	I(0)
رشد درآمد حقیقی نفت	-۹٫۹۷۱۰	-۳٫۵۰۰۶	I(0)
رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی	-۴٫۹۷۸۶	-۳٫۵۰۰۶	I(0)
رشد مخارج مصرفی حقیقی بخش خصوصی	*-۳٫۴۷۷۵	-۲٫۸۹۳۵	I(0)
رشد درآمد قابل تصرف حقیقی	** -۲٫۷۰۷۱	-۲٫۵۸۳۹	I(0)

منبع: یافته‌های تحقیق. اعتبار آماری در سطح معنی دار ۱ درصد می باشد.

*: اعتبار آماری در سطح معنی دار ۵ درصد می باشد.

** : اعتبار آماری در سطح معنی دار ۱۰ درصد می باشد.

The nature of fiscal policy in Iran: A Vector Error Correction Approach with Exogenous Variables

Zhale Zarei^{1*}
*Maryam Hematy*²
*Ilnaz Ebrahimi*³

Abstract

In this research, the nature of Iran's fiscal policy has been evaluated in business cycles in the period of 1991: Q2-2021:Q1 with seasonal frequency. For this purpose, the framework proposed by Hristov (2013) has been used, in which some adjustments have been applied due to the dependence of the Iran's economy on oil revenues. The time series of disposable income and consumption expenditure of private sector has been extracted from the household budget data published by the Statistical Center of Iran. Also, the VECMX approach has been used to calculate the shocks of government expenditures, tax and oil revenues. The results showed that the government expenditures in periods of economic expansion and recession have a positive and significant effect on the growth of private sector consumption expenditure, in other words, fiscal policy in Iran is Keynesian in nature. However, the intensity of the effects of government expenditure impulses on the growth of private sector consumption expenditure is greater in the periods of expansion than in the periods of recession. Also, the number of lags in the effect of government expenditure shocks on the growth of private sector consumption expenditure is different in the period of expansion and recession, and this amount is more in the period of recession. In addition, the evaluation of other fiscal policy variables showed that the impulses of tax revenues on the growth of private sector consumption expenditures were not significant in business cycles, and the impulses of oil revenues are also positive and significant with four lags only in the period of expansion boom. Then, it is better for the government to look for other means to stimulate the consumption expenditure of the private sector as the most important component of the total demand or other components of GDP in order to get out of the recession.

Keywords

Fiscal policy; Private Consumption Expenditures; Business cycles

JEL Classification: E32, E62, E21

^{1*} Assistant Professor, Monetary and Banking Research Institute, Tehran, Iran, Corresponding Author: Email: zhalezarei@gmail.com

² Assistant Professor, Monetary and Banking Research Institute, Tehran, Iran, Email: hematy.maryam@yahoo.com

³ Assistant Professor, Monetary and Banking Research Institute, Tehran, Iran, Email: ilnazbrahimi@yahoo.com