

اثرات مخارج جاری و عمرانی دولت بر مخارج مصرفی بخش خصوصی در چرخه‌های تجاری

ژاله زارعی*، ایلناز ابراهیمی و **مریم همتی***

تاریخ وصول: ۱۳۹۵/۱۱/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۷/۳

چکیده

در این تحقیق اثرات تکانه متغیرهای مالی دولت بر مخارج مصرفی بخش خصوصی در چرخه‌های تجاری دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۵ با تواتر فصلی ارزیابی گردیده است. برای این منظور، از الگوی تصریح شده تاگالاکیس (۲۰۰۸) و هریستوف (۲۰۱۳) استفاده شده که با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، تعدیلاتی در آن اعمال شده است. نتایج نشان داده است که تکانه‌های درآمدهای مالیاتی بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در چرخه‌های تجاری معنی‌دار نبوده و مخارج جاری دولت در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی و مخارج عمرانی تنها در دوره رکود اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی داشته است. اما شدت اثرات تکانه‌های مخارج جاری دولت در دوره‌های رکود بیشتر از رونق بوده و همچنین اثرگذاری تکانه‌های مخارج جاری در مقایسه با مخارج عمرانی دولت بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در دوره رکود بیشتر است.

طبقه‌بندی JEL: E62, E32, E21

واژه‌های کلیدی: سیاست مالی، مخارج مصرفی بخش خصوصی، چرخه‌های تجاری

* کارشناس پژوهشی پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی ج.ا.ا. تهران. ایران. (نویسنده مسئول)

(zhalezarei@gmail.com)

** عضو هیئت علمی پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی ج.ا.ا. تهران. ایران.

*** عضو هیئت علمی پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی ج.ا.ا. تهران. ایران.

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 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 (سیترا^۳، ۱۹۹۳).

بنابراین اگر سیاست مالی انبساطی (انقباضی)، 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.

¹ Garcia and Ramajo

² Schclarek

³ Seater

مصرف بخش خصوصی در ایران با دارا بودن سهمی معادل ۶۰ درصد، مهمترین جزء تقاضای کل در دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۵ بوده و تغییرات آن می‌تواند نقش مؤثری در تقاضای کل داشته باشد. لذا دولت‌ها می‌توانند در ابتدا با بررسی ماهیت سیاست مالی در ایران (کینزی یا غیرکینزی) و اعمال صحیح آن، مصرف بخش خصوصی را تغییر داده و به مدیریت تقاضای کل جامعه بپردازند.

لذا با توجه به اهمیت این موضوع، مقاله حاضر اثرات تکانه‌های متغیرهای مالی دولت بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در چرخه‌های تجاری در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۵ با تواتر فصلی در اقتصاد ایران را بررسی کرده است. به عبارتی، این تحقیق به دنبال پاسخ به این سؤال‌ها است که آیا تکانه متغیرهای مالی دولت در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی اثرات یکسان بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی داشته است؟ 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^۴ اتخاذ نماید یا موافق چرخه‌ای؟

مبانی نظری این تحقیق بر اساس الگوی نئوکلاسیکی است که توسط تاگالاکیس^۵ (۲۰۰۸) و هریستوف^۶ (۲۰۱۳) بسط داده 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 اوجی‌مهر (۱۳۹۰) متمایز نموده است را می‌توان در چند مقوله خلاصه کرد. اول اینکه بر مسأله علیت بین متغیرهای مالی دولت (مخارج و درآمد مالیاتی) و تولید ناخالص داخلی تمرکز کرده و از رویکرد VECMX^۷ برای محاسبه تکانه‌های متغیرهای مالی دولت^۸ استفاده شده است. دوم، سری زمانی درآمد قابل تصرف و مخارج مصرفی بخش خصوصی از داده‌های بودجه خانوار مرکز آمار ایران استخراج گردیده است. سوم، برای

^۴ Counter-Cyclical

^۵ Tagkalakis

^۶ Hristov

^۷ Vector Error Correction Model with Exogenous Variables

^۸ صمدی و اوجی‌مهر در تحقیقی با عنوان ماهیت سیاست مالی در ایران، تکانه قیمت نفتی را صرفاً در محاسبات پایانی و بدون در نظر گرفتن دوره‌های رونق و رکود اقتصادی، برای متمایز نمودن کار خود با تاگالاکیس وارد نموده است.

تفکیک دوره‌های رونق و رکود اقتصادی (چرخه‌های تجاری) نیز از رویکرد برای-بوشان (۱۹۷۱)^۹ استفاده شده و چهارم مخارج دولتی به مخارج جاری و عمرانی تفکیک شده است.

ادامه مقاله حاضر به صورت زیر سازماندهی شده است: قسمت دوم به مرور پیشینه تحقیق می‌پردازد، در قسمت سوم الگوی تحقیق استخراج تکنانه‌های تولید ناخالص داخلی، مخارج دولت، درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیاتی، ارائه شده است. قسمت چهارم به الگوسازی اقتصادسنجی و تخمین و تفسیر مدل پرداخته است. قسمت پنجم به بررسی اثر تکنانه‌های مالی دولت بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی اقتصاد ایران می‌پردازد و در بخش نهایی، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری بیان شده است.

۲- پیشینه تحقیق

از جمله مطالعاتی که بر کینزی بودن سیاست مالی تأکید نموده‌اند می‌توان به تحقیق بلانچارد و پروتی^{۱۰} (۲۰۰۲)، فاتاس و میهوف^{۱۱} (۲۰۰۱) و گلی و همکاران^{۱۲} (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 گیاوازی و پاگانو^{۱۳} (۱۹۹۶) تکیه کرده‌اند. گیاوازی و پاگانو در 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 گیاوازی و پاگانو بر غیرکینزی بودن سیاست مالی تأکید داشتند می‌توان به مک‌دیموت و وستکات^{۱۴} (۱۹۹۶)، پروتی^{۱۵} (۱۹۹۹)، گیاوازی و دیگران^{۱۶} (۲۰۰۰) و زاگیلی^{۱۷} (۲۰۰۱) اشاره نمود.

⁹ Bry-Boschan

¹⁰ Blanchard and Perotti

¹¹ Fatas and Mihov

¹² Gali et al.

¹³ Giavazzi and Pagano

¹⁴ McDemott and Westcott

¹⁵ Perotti

¹⁶ Giavazzi et al.

¹⁷ Zaghini

با این وجود، عده‌ای معتقد بودند که در بسیاری از مطالعات انجام شده در دهه ۹۰ میلادی، اثرات سیاست مالی بر مصرف بخش خصوصی صرفاً در کشورهای توسعه‌یافته ارزیابی شده است و نتایج تجربی حاصل از این تحقیقات را نمی‌توان به کشورهای درحال توسعه تعمیم داد (جلم^{۱۸}، ۲۰۰۲؛ وان آرل و گارتسن^{۱۹}، ۲۰۰۳ و اسکلا رک^{۲۰}، ۲۰۰۷).

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 (پروتی، ۱۹۹۹؛ فاتاس و میهوف، ۲۰۰۱؛ اسکلا رک، ۲۰۰۷؛ تاگالاکیس، ۲۰۰۸؛ کارمیگنانی^{۲۱}، ۲۰۱۰؛ ونگ و جائو^{۲۲}، ۲۰۱۱؛ کورستی و دیگران^{۲۳}، ۲۰۱۲ و کو و دیگران^{۲۴}، ۲۰۱۴). 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 در چرخه‌های مختلف به صورت مجزا مورد بررسی قرار گرفت. شرایط مختلف اقتصادی و یا به عبارتی دوره‌های خوب یا بد می‌تواند بر اساس چرخه‌های تجاری (گیاوازی و دیگران، ۲۰۰۰؛ تاگالاکیس، ۲۰۰۸؛ بام و کوستر، ۲۰۱۱)، بدهی دولت و کسری بودجه دولت (گیاوازی و پروتی، ۱۹۹۶؛ آلسینا و دیگران^{۲۵}، ۱۹۹۸؛ پروتی، ۱۹۹۹؛ هوپنر^{۲۶}، ۲۰۰۱)، نرخ بیکاری (گیاوازی و دیگران، ۲۰۰۰)، ترکیبی از نرخ بیکاری، تورم و نرخ رشد حجم پول (رامی و شامپیرو^{۲۷}، ۱۹۹۸) باشد. به عنوان نمونه، اسکلا رک (۲۰۰۵) با بررسی تکانه‌های سیاست مالی بر مصرف بخش خصوصی در ۴۰ کشور نشان داد که تکانه‌های مخارج دولت در کشورهای صنعتی و درحال توسعه اثرات کینزی دارد. این محقق با استفاده از یک روش دو مرحله‌ای، ابتدا تکانه‌های متناظر با متغیرهای مخارج دولت، درآمدهای

¹⁸ Hjelm

¹⁹ Van Aarle and Garresten

²⁰ Schclarek

²¹ Carmignani

²² Wang, and Gao

²³ Corsetti, and et.al.

²⁴ Correa, and et.al.

²⁵ Alesina and et.al.

²⁶ Höppner

²⁷ Ramey and Shapiro

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 (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 است.

مطالعات گیوازی و دیگران (۲۰۰۰)، بام و کوستر^{۲۸} (۲۰۱۱)، میتنیک و سلمر^{۲۹} (۲۰۱۱) و هریستو (۲۰۱۳)^{۳۰} بر این موضوع تأکید دارند که اثرات سیاست مالی در شرایط رکود اقتصادی بزرگتر از شرایط رونق است.

در مطالعات داخلی تنها با استفاده از الگوهای VAR و ARDL و بدون توجه به شرایط اقتصادی حاکم در زمان اعمال و پیاده‌سازی سیاست مالی به بررسی اثر این سیاست‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله مصرف بخش خصوصی پرداخته‌اند. از جمله این مطالعات می‌توان به شفيعی و دیگران (۱۳۸۳)، عاقلی و همکاران (۱۳۸۷)، رضائی‌پور و آقایی خوندابی (۱۳۹۰) اشاره نمود.

غلامی و کیانی (۱۳۹۳) نیز با استفاده از رویکرد دومرحله‌ای، اثرات سیاست مالی بر رشد اقتصادی ایران در طی سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۹۱ را بررسی کرده‌اند. در این تحقیق، آنها در مرحله اول با تصریح فرآیند $AR(1)$ پسماندهای مخارج دولت و درآمد مالیاتی به صورت جداگانه برآورد نموده و تکانه‌های این متغیرها را محاسبه نموده‌اند. سپس در مرحله دوم، تأثیر هر یک از این تکانه‌ها را در چارچوب یک رگرسیون تک معادله‌ای بدون توجه بر مسأله علیت^{۳۱} در شرایط خوب و بد اقتصادی بررسی کرده‌اند. در این مطالعه شرایط خوب و بد اقتصادی بر اساس سه متغیر کلیدی

²⁸ Baum and Koester

²⁹ Mittnik AND Semmler

³⁰ Hristove

³¹ این شرایط تنها در زمانی صادق است که تولید ناخالص داخلی نسبت به سیاست مالی برونزا باشد. برای رفع مشکل درونزایی می‌توان از روش ناهمسانی واریانس شرطی برای تخمین معادلات (ریگوبن، ۲۰۰۴) و یا از معادلات همزمان استفاده نمود (ایلزتسکی و وگ، ۲۰۰۸).

اقتصاد یعنی نرخ بیکاری، نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی تفکیک و با استفاده از تکنیک متغیر مجازی مرکب در مدل تصریح شده برای رشد اقتصادی لحاظ شده است.

۳- الگوی تحقیق

در این مطالعه از مبانی نظری اقتصاد خرد مبنی بر تغییر رفتار مصرف‌کننده در دوران رونق و رکود اقتصادی در واکنش به سیاست‌های مالی اتخاذ شده از سوی دولت استفاده شده است. مبانی نظری این تحقیق بر اساس الگوی نئوکلاسیکی تاگالاکیس (۲۰۰۸) و هریستوف (۲۰۱۳) است.

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.^{۳۲} مصرف‌کنندگانی که در این دو دوره زندگی می‌کنند از دو گروه تشکیل شده‌اند.^{۳۳} بخشی از این افراد (λ)، کسانی هستند که با محدودیت نقدینگی مواجه هستند. این گروه که افراد دسته (LC) نامیده شده‌اند توانایی استقراض نداشته و مصرف آنها تابع درآمد قابل تصرفشان است. گروه دیگر از جامعه با نسبت $(1-\lambda)$ ، دسترسی کامل به بازارهای اعتباری و بازار بدهی با نرخ بهره r داشته و توانایی استقراض و پس‌انداز را دارند که به آنها افراد دسته (LU) گفته می‌شود.

در دوره رونق با توجه به بالاتر بودن دستمزد و درآمد افراد، پس‌انداز مثبت خواهد بود. اما در دوره رکود افراد برای هموار نمودن سطح مصرف خود تمایل به دریافت اعتبار و تسهیلات خواهند داشت. لذا در شرایط رونق اقتصادی پس‌انداز برای هر دو گروه مثبت است و افراد هر دو گروه با انجام سرمایه‌گذاری می‌توانند بازدهی معادل $(1+r)$ داشته باشند و 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 (LU) هستند که می‌توانند استقراض نمایند و در دوره بعد بازپرداخت نمایند.

هر دو دسته با شرایط، فرصت‌های یکسان و مستقل از سطح ثروت خود را در بازار کار عرضه می‌کنند. میزان دستمزد حقیقی افراد موافق چرخه است. به عبارت

^{۳۲} احتمال گذار از دوره اول به دوم برابر است.

^{۳۳} فرض بر این است که نرخ رشد جمعیت صفر است.

دیگر، میزان این دستمزد به شرایط اقتصادی بستگی داشته و دستمزد حقیقی در وضعیت رونق اقتصادی (w_1^G)، بیشتر از شرایط رکود اقتصادی (w_1^B) است. همه افراد نوع (LU) و (LC) حداکثرکننده مطلوبیت انتظاری هستند. بدین معنی که:

$$E\{U(C_1, C_2)\} \quad (۱)$$

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^{۳۴} بوده است.^{۳۵}

قید بودجه بین دوره‌ای برای افراد دسته (LU) که توانایی استقراض و پس‌انداز را دارند:

$$C_1^{LU} + RC_2^{LU} = w_1^B + R w_2^G - T_1 - RT_2 \quad (۲)$$

که در آن، T_1 و T_2 مالیات در دوره اول و دوم، w_1^G دستمزد حقیقی در وضعیت رونق اقتصادی و w_1^B دستمزد حقیقی در شرایط رکود اقتصادی و R عامل بازده حقیقی $\left(\frac{1+\pi_{t1}}{1+r_t}\right)$ است. C_1^{LU} و C_2^{LU} مصرف افراد دسته (LU) در دوره اول و دوم است.

اما افراد دسته (LC) که با محدودیت نقدینگی مواجه هستند و توانایی استقراض ندارند قید بودجه زیر را خواهند داشت:

$$C_1^{LC} = w_1 - T_1 \quad (۳)$$

$$C_2^{LC} = w_2 - T_2 \quad (۴)$$

$$C_1^{LC} + RC_2^{LC} = w_1 + R w_2 - T_1 - RT_2 \quad (۵)$$

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

$$S_1^{LC} = w_1 - T_1 - C_1^{LC}$$

قید:

$$S_1^{LC} \geq 0$$

³⁴ Von Neuman-Morgenstern

³⁵ فرض شده است مالیات از نوع مالیات یکجا (Lump-sum) باشد.

$$\mu_1 S_1^{LC} = \mu_1 (w_1 - T_1 - C_1^{LC}) \quad (۶)$$

$$\mu_1 \geq 0$$

که μ_1 محدودیت نقدینگی، C_1^{LC} و S_1^{LC} به ترتیب مصرف و پس انداز، w_1 و T_1 مالیات و دستمزد حقیقی فرد LC در دوره اول است. اگر

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

یعنی در شرایط رونق اقتصادی، محدودیت نقدینگی مانعی برای افراد نبوده و آنها می توانند پس انداز نمایند. در صورتی که در شرایط رکود اقتصادی، با وجود تمایل به استقراض به دلیل وجود محدودیت نقدینگی نمی توانند استقراض نمایند. یعنی

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

در نهایت مصرف کل اقتصاد برابر خواهد بود با:

$$C_t = \lambda C_t^{LC} + (1-\lambda)C_t^U \quad (۷)$$

۱-۳- سیاست مالی

فرض بر این است که مصرف دولت در دوره ۲ و $t=1$ معادل G_t باشد. با فرض وجود چسبندگی حقیقی و اسمی در اقتصاد، افزایش مخارج دولت اثرات مثبت بر تولید و تقاضای کار خواهد داشت. این مخارج به وسیله مالیات پرداختی افراد دسته LU و LC و درآمدهای نفتی تأمین مالی می شود. در دوره اول قید بودجه برابر است با:

$$G_1 + B_1 = T_1 + OR_1 \quad (۸)$$

که B_1 انباشت بدهی دولت، OR_1 درآمدهای نفتی و T_1 مالیات در پایان دوره اول است.

در دوره دوم قید بودجه برابر است با:

$$G_2 + (1+r)B_1 = T_2 + OR_2 \quad (۹)$$

فرض می شود که دولت در شروع زمان $t=1$ (رکود یا رونق تفاوتی ندارد) یک تصمیم صلاح دیدی اتخاذ نموده و مخارج خود را از سطح اولیه G_0 افزایش می دهد. همچنین فرض بر این است که این تصمیم به دنبال وقوع یک تکانه بهره وری اعمال گردد. تکانه بهره وری می تواند در دوره رکود (A^{Low}) یا در دوره رونق (A^{High}) باشد و می تواند زمینه ورود اقتصاد به شرایط رکود یا رونق را فراهم آورد.

وجه تمایز این مطالعه از سایر مطالعات موجود در این زمینه 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 طرق مختلف مشاهده نمود. نخست اینکه، 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. به عبارتی دولت به دنبال یک تکانه نفتی، در اعمال سیاست مالی واکنش نشان داده و این امر می‌تواند بر دستمزد افراد تأثیر گذارد.

از سوی دیگر، مطالعات نشان می‌دهند در کشورهای نفتی بین نوسانات درآمدی و مخارج دولتی همبستگی مثبت و معنی‌داری وجود دارد و یک رابطه قوی بین مخارج دولت و درآمدهای نفتی مشاهده می‌شود (بالدینی^{۳۶}، ۲۰۰۵). لذا با توجه به شرایط اقتصاد نفتی ایران، تکانه درآمدهای نفتی باید در مدل مربوط به مخارج دولت تصریح گردد.

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

و برای مالیات:

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

که:

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

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

$$E(G_1) = \eta G_0 + \rho u_{1/A1}^G \quad (12)$$

$$E(T_1) = \chi T_0 + \phi u_{1/A1}^T \quad (13)$$

این بدان معنی است که معادلات (۱۰) و (۱۱) از سه جزء تشکیل شده است که جزء اول مقدار مخارج و مالیات در دوره اول است، جزء دوم وابسته به تحقق تکانه بهره‌وری در ابتدای دوره اول و آشکار شدن اطلاعات مربوط به آن در همان دوره بوده است. هر دو جزء اول و دوم در ابتدای دوره پس از مشاهده تکانه بهره‌وری قابل

پیش‌بینی هستند. در نهایت در این معادلات جزء تصادفی ε_1^G ، ε_1^{OR} و ε_1^T ذکر شده است که غیرقابل پیش‌بینی می‌باشند. به طور مشابه در دوره دوم:

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

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

که:

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

بنابراین:

$$E(G_2) = \overline{G}_2 + \rho u_{2/A2}^G \quad (16)$$

$$E(T_2) = \overline{T}_2 + \phi u_{2/A2}^T \quad (17)$$

۲-۳- 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 (تغییر مخارج دولت و یا تغییر نرخ مالیات)، درآمد قابل‌تصرف افراد تغییر خواهد کرد. این تغییرات ناشی از تأثیر سیاست مالی بر دستمزد حقیقی و مالیات است. یافته‌های آلسینا و دیگران^{۳۷} (۲۰۰۲)، لین^{۳۸} (۲۰۰۳)، فاتاس و میهوف^{۳۹} (۲۰۰۱) و برنساید و دیگران^{۴۰} (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.

فرض می‌شود درآمد قابل‌تصرف در دوره اول را می‌توان به صورت ذیل تعریف

کرد:^{۴۱}

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

³⁷ Alesina et al.

³⁸ Lane

³⁹ Fatas and Mihov

⁴⁰ Burnside et al.

^{۴۱} 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 حقیقی^{۴۲} و ضریب b_2 نشان‌دهنده اثرگذاری تکانه بهره‌وری بر دستمزد حقیقی است که در دوره رکود مقدار آن کم و بالعکس در دوره رونق مقدار آن زیاد است.

همچنین $\Phi_1 = \xi \Phi_0 + v_1$ مبین سایر عوامل مؤثر بر دستمزد بوده و v_1 جزء تصادفی است که با تکانه‌های بهره‌وری و سیاست مالی غیرهمبسته بوده و پیش‌بینی نشده است. با در نظر گرفتن رابطه‌های ۱۴، ۱۵، ۱۸ و ۱۹ درآمد قابل تصرف در پایان دوره $t = 1$ به شکل زیر نوشته می‌شود:

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

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 تغییرات درآمد قابل تصرف در دوره $t = 1$ به دو جزء پیش‌بینی شده و نشده تقسیم می‌شود (تاگالاکیس، ۲۰۰۸). 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 این رو می‌توان نوشت:

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

^{۴۲} شامل دریافت‌های بهره‌ای، یارانه‌ای و حقوق و دستمزد می‌باشد.

$$Y_{1/anticipated} = Y_{1/anticipated} - Y_{1/A1} = a_1 b_1 \rho u_{1/A_1}^G - a_2 u_{1/A1}^T + a_1 b_3 \xi \Phi_0 \quad (24)$$

به طور مشابه در دوره دوم نیز خواهیم داشت:

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

$$w_2 = b_1 G_2 + b_2 A_2 + b_3 \Phi_2 \quad (26)$$

A_2 تکانه بهره‌وری در دوره دوم و $\Phi_2 = \xi \Phi_1 + v_2$ سایر عوامل مؤثر بر دستمزد است و v_2 جزء تصادفی (ناهمبسته با تکانه بهره‌وری و مالی بوده که توسط افراد قابل پیش‌بینی نیست) و Φ_1 مقدار عوامل مؤثر بر دستمزد در پایان دوره اول، قبل از تعدیل شوک بهره‌وری در دوره دوم به مقدار جدیدش، است.

البته در تحلیل‌ها مقدار درآمد قابل تصرف در پایان دوره دوم (Y_2) مورد نظر نبوده بلکه مقدار انتظاری این درآمد از دوره دوم در پایان دوره اول ($Y_{2/1}$) مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. به عبارتی:

$$E_1(Y_2) = Y_{2/1} \quad (27)$$

یعنی تکانه‌های سیاست مالی (ε_2^G و ε_2^T) 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) معادله (۲۸) به صورت ذیل به دست می‌آید.

$$Y_{2/1} = a_1 b_1 (\eta G_1 + \rho u_{2/A_2}^G) + a_1 b_2 A_1 + a_1 b_3 \xi \Phi_1 - a_2 (\chi T_1 + \phi u_{2/A_2}^T) \quad (28)$$

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

$$Y_{2/1} = a_1 b_1 \eta (\bar{G}_1 + \rho u_{1/A_1}^G + \varepsilon_1^G + \sigma \varepsilon_1^{OR}) + a_1 b_1 \rho u_{2/A_2}^G + a_1 b_2 A_1 + a_1 b_3 \xi \Phi_1 - a_2 (\chi \bar{T}_1 + \phi u_{1/A_1}^T + \varepsilon_1^T) - a_2 \phi u_{2/A_2}^T \quad (29)$$

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

$$\Delta Y_{2/1 anticipated} = Y_{2/1 anticipated} - Y_{2/A1} \quad (30)$$

و جزء پیش‌بینی نشده برابر است با:

$$\Delta Y_{2/\varepsilon_1} = Y_{2/1} - Y_{2/1\text{anticipatel}} \quad (31)$$

بنابراین:

$$\Delta Y_{2/\varepsilon_1} = Y_{2/1} - Y_{2/1\text{anticipatel}} = a_1 b_1 \eta \varepsilon_1^G + a_1 b_1 \sigma \varepsilon_1^{OR} - a_2 \chi \varepsilon_1^T + a_1 b_3 \xi_1 \quad (32)$$

$$\begin{aligned} \Delta Y_{2/1\text{anticipatel}} &= Y_{2/1\text{anticipatel}} - Y_{2/A1} = a_1 b_1 \eta \rho u_{1/A1}^G - a_2 \chi \phi u_{1/A1}^T \\ &+ a_1 b_1 \rho u_{2/A2}^G - a_2 \phi u_{2/A2}^T + a_1 b_3 \xi^2 \Phi_0 \end{aligned} \quad (33)$$

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

$$\Delta C_1 = \frac{\Delta Y_{1/\varepsilon_1} + R \Delta Y_{2/\varepsilon_1}}{1 + R} \quad (34)$$

یعنی افراد صرفاً به مقدار حال درآمد قابل 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 (LU) 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 درآمد قابل تصرف پیش‌بینی شده و نشده) دوره اول بوده که برابر است با:

$$\begin{aligned} \Delta C_1 = \Delta Y_1 = Y_1 - Y_{1/A1} &= (Y_1 - Y_{1\text{anticipatel}}) + (Y_{1\text{anticipatel}} - Y_{1/A1}) = \\ &\Delta Y_{1/\varepsilon_1} + \Delta Y_{1\text{anticipatel}} \end{aligned} \quad (35)$$

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

۴- 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 (LU) 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 $(\varepsilon_1^T$ و ε_1^G) 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.

$$\Delta C_t = \alpha_1(1-D_1)\varepsilon_1^G + \alpha_2(1-D_1)\varepsilon_1^T + \alpha_3(1-D_1)\varepsilon_1^{OR} + \alpha_4 D_1 \varepsilon_1^G + \alpha_5 D_1 \varepsilon_1^T + \alpha_6 D_1 \varepsilon_1^{OR} + \alpha_7 \Delta \tilde{Y}_{1/anticipated} + v_1 \quad (36)$$

در این رابطه D_1 متغیر مجازی است که در شرایط بد و خوب به ترتیب مقدار یک و صفر می‌گیرد. ε_1^T ، ε_1^{OR} و ε_1^G 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 درآمدهای نفتی 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 تکانه‌های متغیرهای مالی در شرایط خوب و بد دربرگیرنده اثرات سیاست مالی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی افراد نوع (LU) و (LC) است. ضریب α_7 نیز نشان‌دهنده تأثیر تغییرات پیش‌بینی شده درآمد قابل تصرف بر مخارج مصرفی بخش خصوصی را نشان می‌دهد.

برای برآورد معادله (۳۶) در گام اول دوره‌های رونق و رکود اقتصادی در ایران محاسبه می‌شود. سپس در بخش ۳-۲ به وسیله یک رگرسیون کمکی تکانه‌های سیاست مالی (ε_1^T و ε_1^G) و درآمدهای دولت (ε_1^{OR}) را برآورد و در گام سوم یک متغیر تقریبی جایگزین $\Delta \tilde{Y}_{1/anticipated}$ باید ساخته شود. در نهایت با لحاظ تکانه‌های برآورد شده و تغییرات درآمد قابل تصرف پیش‌بینی شده، در مدل مورد نظر ΔC_t در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی بر آنها برازش شود.

۴-۱- 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^{۴۳} (۲۰۱۲) حد آستانه‌ای نسبت بدهی دولت به تولیدناخالص داخلی را به‌عنوان شاخصی برای تفکیک شرایط خوب و بد در نظر گرفته‌اند. به‌طوری‌که اگر نسبت وقفه اول بدهی دولت به GDP بزرگتر از ۷۰ درصد باشد وضعیت بد و درغیراین‌صورت شرایط خوب تعریف می‌شود. کامینسکی (۲۰۰۴) شرایط خوب را دوره‌هایی را نرخ رشد تولیدناخالص داخلی بالاتر از نرخ رشد میانگین این متغیر تعریف نموده و شرایط بد را وضعیتی می‌داند که نرخ رشد تولیدناخالص داخلی پایین‌تر از نرخ رشد میانگین آن است. تاگالاکیس (۲۰۰۸) از مؤلفه چرخه‌ای نرخ رشد تولیدناخالص داخلی حقیقی استفاده می‌نماید که از طریق فیلتر هادریک- پرسکات استخراج می‌شود. بر اساس این رویکرد، هرگاه مؤلفه چرخه‌ای مقدار مثبت باشد، وضعیت اقتصادی خوب و در غیر این صورت، بد خواهد بود. این محققان از متغیر نرخ بیکاری نیز بهره گرفته و شرایط خوب و بد اقتصادی را با تعیین مؤلفه چرخه‌ای نرخ بیکاری تعیین می‌کنند. کارمیگنانی (۲۰۱۰) میزان انحراف معیار تغییر تراز بودجه را محاسبه و از آن به عنوان آستانه‌ای برای مجزا کردن شرایط خوب از بد استفاده نموده است. در شرایطی که تغییرات تراز بودجه از آستانه بیشتر باشد شرایط بد و در غیر این صورت وضعیت خوب در نظر گرفته شده است.

در این پژوهش جهت تفکیک دوره‌های رونق (خوب) و رکود (بد) از مطالعه برکچیان و عینیان (۱۳۹۰) استفاده شده که در سال ۱۳۹۷ به روزرسانی شده است. این محققان برای ارزیابی چرخه‌های تجاری در ایران از رویکرد برای- بوشان^{۴۴} (۱۹۷۱) استفاده کرده‌اند.

۴-۲- تکانه متغیرهای مالی دولت

تکانه‌ها جزء متغیرهای غیرقابل مشاهده هستند که برای اندازه‌گیری آنها به مجموعه‌ای از متغیرهای قابل مشاهده نیاز است. بر این اساس، تکانه‌های مخارج دولت، درآمدهای دولت اعم از درآمدهای مالیاتی و نفتی نیز به صورت بخش غیرقابل توضیح فرآیند درآمدها و مخارج دولت تعریف شده‌اند. در این تحقیق، برای برآورد

⁴³ Corsetti, Meier, and Müller

⁴⁴ Bry-Boschan

تکانه‌های مالی دولت، از رهیافت مطالعه پروتی (۱۹۹۹) استفاده شده است که تکانه‌ها بر اساس جمله‌های پسماند سیستم معادلات محاسبه شده‌اند.

وجه تمایز این مطالعه از سایر مطالعات موجود در این زمینه، وابستگی اقتصاد ایران به نفت است. بدین منظور در معادلات (۳۶) اثرات درآمد‌های نفتی بر مخارج دولت، مالیات و تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده است.

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 هم‌وابستگی 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^{۴۵} (VECMX) استفاده کرد (پاگان و پسران، ۲۰۰۸). لذا در مطالعه حاضر برای محاسبه تکانه‌های مخارج دولت، درآمد مالیاتی و نفت، تولید ناخالص داخلی از الگوی (VECMX) استفاده شده است. با استفاده از این الگو می‌توان همزمان در کنار حفظ اطلاعات بلندمدت میان متغیرهای مذکور، تعدیلات کوتاه مدت آنها را نیز لحاظ کرد. در واقع همزمان اطلاعات بلندمدت و کوتاه مدت را در محاسبه تکانه‌های مذکور در نظر گرفته شده است.

$$G_t = \beta_1 + \beta_2 T_t + \beta_3 GDP_t + \beta_4 OR_t + \varepsilon_t^L \quad (37)$$

$$\begin{aligned} \Delta G_t &= \alpha_{1,0} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{1,i} \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{1,i} \Delta T_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{1,i} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{1,i} \Delta OR_{t-i} + \varepsilon_t^G \\ \Delta T_t &= \alpha_{2,0} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{2,i} \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{2,i} \Delta T_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{2,i} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{2,i} \Delta OR_{t-i} + \varepsilon_t^T \\ \Delta GDP_t &= \alpha_{3,0} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{3,i} \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{3,i} \Delta T_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{3,i} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{3,i} \Delta OR_{t-i} + \varepsilon_t^{GDP} \\ \Delta OR_t &= \alpha_{4,0} + \alpha_{4,1} \Delta OR_{t-1} + \varepsilon_t^{OR} \end{aligned} \quad (38)$$

در روابط فوق GDP_t ، G_t ، OR_t و T_t به ترتیب برابر تولید ناخالص داخلی، مخارج دولت، درآمد‌های نفتی و مالیات و $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ تغییرات متغیر X را نشان می‌دهد.

⁴⁵ Vector Error Correction Model with Exogenous Variables

⁴⁶ Pagan, A. R., & Pesaran

۳-۴- درآمد قابل تصرف پیش‌بینی شده

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

$$\Delta \tilde{Y}_{1/anticipated} = \sum_{i=1}^n \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \Delta T_{t-i} + \sum_{i=1}^n \Delta C_{t-i} + \sum_{i=1}^n \Delta G_{t-i} \quad (39)$$

۴-۴- برآورد تجربی مدل

همانگونه که در بخش‌های پیشین بدان اشاره گردید، در این مطالعه برای ارزیابی تکانه‌های متغیرهای مالی دولت بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در دوره‌های رکود و رونق اقتصادی از الگوی تصریح شده تاگالاکیس (۲۰۰۸) استفاده شده است که با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، تعدیلاتی در آن اعمال شده است.

در ابتدا شرایط خوب و بد اقتصادی در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۵ با تواتر فصلی محاسبه 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.

همانگونه که در فوق بیان گردید برای تفکیک شرایط اقتصادی از مطالعه عینیان و برکچیان (۱۳۹۰) استفاده می‌شود (پیوست ۲) ۴۷.

برای استخراج سری زمانی مخارج مصرفی (هزینه) بخش خصوصی ۴۸ و درآمد قابل تصرف ۴۹، از آمار هزینه و درآمد خانوار (بودجه خانوار) که هر ساله توسط

۴۷ در مطالعه مذکور، تاریخ‌گذاری چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران، بر اساس متغیر مرجع تولید ناخالص داخلی بدون نفت و با پشتیبانی مجموعه وسیعی از داده‌های اقتصاد کلان انجام شده است. در این تاریخ‌گذاری وضعیت‌های رونق و رکود بر اساس نقاط اوج و حوضیض تعریف شده‌اند این مطالعه در سال ۱۳۹۷ روزرسانی شده است.

۴۸ در این مطالعه برابر است با مجموع مخارج مصرفی خانوارها در بخش کالاهای بی‌دوام، کم‌دوام و بادوام است که بر بعد خانوارها تقسیم و سپس با تقسیم بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI)، حقیقی شده است.

۴۹ درآمد قابل 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

مرکز آمار ایران منتشر می‌شود، استفاده شده است. محاسبه و کاربرد این آمارها یکی دیگر از وجوه متمایز این مطالعه از سایر پژوهش‌های انجام شده در این زمینه است. 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 ۳ آمده است.

در گام دوم، با استفاده از مدل (۳۹)، سری زمانی $\Delta \tilde{Y}_{1/anticipated}$ محاسبه می‌شود. اما با توجه به اینکه مخارج دولت به هزینه‌های جاری و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای، تفکیک شده است، لذا دو مدل به صورت جداگانه برای مخارج جاری و عمرانی تخمین زده شده است.

مخارج جاری دولت:

$$\Delta Y_t = 0.587 + 0.70 \Delta Y_{t-1} + 0.12 \Delta G_{t-4} - 0.14 \Delta C_{t-1}$$

(۰/۰۰۱۱) (۰/۰۰۰۰) (۰/۰۰۲۰) (۰/۰۶۹۴)

این معادله نشان می‌دهد وقفه اول درآمد قابل تصرف، وقفه چهارم مخارج جاری دولت و وقفه اول مخارج مصرفی بخش خصوصی بر درآمد قابل تصرف اثرگذار است. اعداد داخل پرانتز مقادیر احتمال هستند.

تملك دارایی‌های سرمایه‌ای:

$$\Delta Y_t = 0.859 + 0.65 \Delta Y_{t-1} + 0.001 \Delta G_{t-7} - 0.15 \Delta C_{t-1} - 0.65 \Delta T_{t-1}$$

(۰/۰۰۱۱) (۰/۰۰۰۰) (۰/۰۷۸۰) (۰/۰۶۹۴) (۰/۰۷۴۳)

این نتایج نشان می‌دهند وقفه اول درآمد قابل تصرف، وقفه هفتم تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (مخارج عمرانی)، وقفه اول مخارج مصرفی بخش خصوصی و همچنین وقفه اول درآمد مالیاتی بر درآمد قابل تصرف اثرگذار است. اعداد داخل پرانتز مقادیر احتمال هستند.

از معادلات فوق سری زمانی مقدار برآزش شده $\Delta \tilde{Y}_{1/anticipated}$ برای مخارج جاری و عمرانی به تفکیک محاسبه گردید.

در گام سوم، با استفاده از مدل تصریح شده (۳۸)، 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

شغلی) پولی اعضای شاغل خانوار از مشاغل غیر مزد و حقوق‌گیری (آزاد) و درآمدهای متفرقه خانوار در ۱۲ ماه گذشته بوده که با تقسیم بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI)، حقیقی شده است.

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^{۵۰} (VECMX) استفاده کرد (پاگان و پسران، ۲۰۰۸). 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.^{۵۱}

حال پس از بررسی پایایی سری‌های مورد بررسی در سطح و مشخص شدن متغیر مجازی دوره‌های خوب و بد، محاسبه سری زمانی تغییرات قابل پیش‌بینی درآمد قابل تصرف (مقدار برآزش شده درآمد قابل تصرف $(\Delta \tilde{Y}_{I/anticipetal})$) و همچنین با دراختیار داشتن تکانه‌های مخارج دولت، درآمدهای مالیاتی و نفتی در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۵ با تواتر فصلی، می‌توان مدل (۳۶) را در چارچوب یک رگرسیون تک معادله‌ای مبتنی بر متغیرهای مجازی برآورد کرد. این الگو ابتدا با توجه به تکانه‌های مخارج جاری دولت تخمین زده شده است که نتایج آن در جدول (۱) قابل مشاهده است.

جدول ۱: اثرات تکانه‌های مخارج جاری، درآمدهای نفتی و مالیاتی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی در دوره‌های رونق و رکود

Table 1: The effects of current expenditure government, oil and tax revenue on private consumption in business cycles

متغیر وابسته ΔC_t			
P-value	انحراف معیار	ضریب	متغیرهای توضیحی
۰/۴۳۴۸	۳/۰۰۰۴	۲/۳۵۵۷	C
۰/۰۰۰۰	۰/۰۸۹۸	۰/۶۸۷۲	ΔC_{t-1}
۰/۰۴۹۷	۰/۰۷۷۰	۰/۱۵۳۶	$(1 - D_1)\varepsilon_{t-5}^G$
۰/۴۲۳۲	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۴۵	$(1 - D_1)\varepsilon_{t-2}^T$
۰/۷۲۵۲	۰/۰۱۶۷	۰/۰۰۵۹	$(1 - D_1)\varepsilon_{t-1}^{OR}$
۰/۰۰۲۰	۰/۰۹۸۸	۰/۳۱۵۶	$D_1\varepsilon_{t-2}^G$
۰/۱۳۲۸	۰/۰۰۳۲	-۰/۰۰۷۱	$D_1\varepsilon_{t-2}^T$
۰/۰۳۹۵	۰/۰۱۵۴	۰/۰۰۳۲	$D_1\varepsilon_{t-1}^{OR}$

^{۵۰} Vector Error Correction Model with Exogenous Variables

^{۵۱} در روابط فوق متغیر مجازی هدفمندکردن یارانه‌ها نیز در نظر گرفته شده است.

۰/۰۹۰۰	۰/۱۳۰۰	-۰/۳۹۰۷	$\Delta \tilde{Y}_{t-1}$
--------	--------	---------	--------------------------

مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research calculations

در این مدل اگر ضریب تکانه مخارج دولتی در شرایط رونق و رکود، مثبت باشد و یا ضرایب تکانه مالیات، منفی به دست آید، در آن صورت ماهیت سیاست مالی کینزی بوده و در غیر این صورت غیر کینزی خواهد بود. نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی اثرات مخارج جاری دولت بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی مثبت و معنی‌دار بوده است. لذا استنباط این است که مخارج جاری دولت در ایران ماهیت کینزی دارد. این نتایج با یافته‌های مطالعات اسکالرک (۲۰۰۷)، کارمیگنانی (۲۰۱۰)، تاگالاکیس (۲۰۰۸)، انوج (۲۰۰۹) و هریستوف (۲۰۱۳) مطابقت دارد.

علاوه بر این نتایج نشان می‌دهد که اثرات تکانه مخارج جاری دولت در شرایط رکود اقتصادی بزرگتر از شرایط رونق است که با نتیجه مطالعات درازن (۱۹۹۰)، گیواوازی و دیگران (۲۰۰۰)، تاگالاکیس (۲۰۰۸)، بام و کوستر (۲۰۱۱)، میتنیک و سلمر (۲۰۱۱) و هریستف (۲۰۱۳) مطابقت دارد. اما وقفه‌های اثرگذاری این متغیر در چرخه‌های تجاری متفاوت است. به طوری که اثرات تکانه مخارج جاری دولت در دوره رونق با ۵ وقفه و در دوره رکود با دو وقفه بر رشد مخارج مصرفی افراد اثرگذار است.

همچنین اثر تکانه درآمدهای مالیاتی بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در چرخه‌های تجاری معنی‌دار نیست. تکانه درآمد نفتی نیز در دوره رکود با یک وقفه می‌تواند موجب افزایش رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی گردد.

در گام بعدی، مدل (۳۶) با توجه به تکانه‌های تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت برآورد شده است که نتایج آن در جدول (۲) قابل مشاهده است.

جدول ۲: اثرات تکانه‌های تملک دارایی‌های سرمایه‌ای، درآمدهای نفتی و مالیاتی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی در دوره های رونق و رکود

Table 2: The effects of development expenditure government, oil and tax revenue on private consumption in business cycles

متغیر وابسته ΔC_t			
P-value	انحراف معیار	ضریب	متغیرهای توضیحی
۰/۲۶۲۲	۲/۹۹۴۰	۳/۳۸۱۳	C

۰/۰۰۰۰	۰/۰۸۱۷	۰/۴۹۹۹	ΔC_{t-1}
۰/۴۵۳۷	۰/۰۱۰۱	۰/۰۰۷۶	$(1 - D_1)\varepsilon_{t-2}^G$
۰/۲۳۶۹	۰/۰۲۰۵	۰/۰۰۴۸	$(1 - D_1)\varepsilon_{t-2}^T$
۰/۵۶۱۲	۰/۰۰۵۷	۰/۰۰۳۲	$(1 - D_1)\varepsilon_{t-2}^{OR}$
۰/۰۰۱۴	۰/۰۱۲۸	۰/۰۴۲۶	$D_1\varepsilon_{t-2}^G$
۰/۱۴۲۵	۰/۰۱۵۲	۰/۰۲۲۶	$D_1\varepsilon_{t-2}^T$
۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۳۱	۰/۰۱۱۱	$D_1\varepsilon_{t-1}^{OR}$
۰/۰۰۲۴	۰/۱۳۰۰	-۰/۲۱۷۹	$\Delta \tilde{Y}_{t-1}$

مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research calculations

نتایج جدول (۲) مؤید آن است که تکانه تملک دارایی‌های سرمایه‌ای در دوره رکود بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی با دو وقفه اثر مثبت و معنی‌داری داشته اما در دوره رونق رابطه معنی‌داری بین دو متغیر مذکور وجود نداشت. از این نتیجه می‌توان اینگونه استنباط نمود که مخارج عمرانی دولت ماهیت کینزی ندارد.

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 است.

نتایج برآورد دو الگو نشان داد که مخارج جاری و عمرانی اثر همسانی بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در چرخه‌های تجاری ندارند و افزایش درآمد قابل تصرف پیش‌بینی شده، اثر منفی و معنی‌داری بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در هر دو مدل دارد. علامت منفی ضریب درآمد قابل تصرف پیش‌بینی شده بدین معناست که وجود تورم و وضعیت تورمی در اقتصاد ایران، اثر منفی بر رشد مصرف حقیقی داشته است. زیرا بررسی دوره‌های رونق و رکود اقتصادی در کنار دوره‌های تورمی و غیر تورمی نشان می‌دهد بسیاری از دوره‌های رکود همراه با تورم بوده است (کميجانی، خلیلی عراقی، عباس‌نژاد و توکلیان، ۱۳۹۳).^{۵۲}

^{۵۲} رکود دوره سه‌ماهه سوم ۷۰ تا سه ماهه اول سال ۷۴، سه ماهه اول ۷۶ تا سه ماهه اول ۷۸، انتهای رکود دوره سه ماهه سوم ۷۸ تا سه ماهه اول ۸۰، ابتدای رکود دوره سه ماهه اول ۸۱ تا سه ماهه چهارم ۸۳ و ابتدای رکود دوره سه ماهه چهارم ۸۴ تا سه ماهه سوم ۸۸ دوره‌های رکودی هستند که با تورم همراه بوده‌اند

۵- نتیجه‌گیری

مصرف بخش خصوصی در ایران با دارا بودن سهمی معادل ۶۰ درصد، مهمترین جزء تقاضای کل در دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۵ بوده و تغییرات آن می‌تواند نقش مؤثری در تقاضای کل داشته باشد. حال سوال 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 بپردازند؟ به عبارتی این تحقیق به دنبال پاسخ به این سؤال بوده است که آیا تکانه‌های مالی دولت اثرات مثبت و معنی‌داری بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی خواهند داشت؟ به بیان دیگر، ماهیت سیاست مالی در ایران چیست؟

برای پاسخ به این پرسش اثرات تکانه‌های مالی دولت بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در چرخه‌های تجاری در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۵ با تواتر فصلی مورد ارزیابی قرار گرفت.

نتایج حاصل از تصریح و تخمین دو الگو نشان داد اثرات تکانه درآمد‌های مالیاتی بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در چرخه‌های تجاری معنی‌دار نیست، به عبارتی، مالیات به عنوان یک ابزار سیاستی در راستای کاهش نوسان‌های اقتصادی نبوده است.

اما مخارج جاری دولت در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی دارند یعنی مخارج جاری در ایران ماهیت کینزی دارد. لذا برای کاهش نوسان‌های اقتصادی و ایجاد ثبات اقتصادی سیاست مالی می‌بایست پادچرخه‌ای^{۵۳} باشد. زیرا موافق چرخه‌ای بودن مخارج دولت، منبعی برای تشدید بی‌ثباتی شناخته شده که نااطمینانی در اقتصاد را افزایش و زمینه کاهش رشد اقتصادی را فراهم می‌آورد. بررسی رفتار سیاست‌گذار مالی ایران در دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۱ نیز نشان داده است مخارج دولت در ایران موافق چرخه‌های تجاری بوده است (زارعی، ۱۳۹۴). بنابراین با توجه به ماهیت کینزی مخارج جاری و موافق چرخه‌ای بودن آن در چرخه‌های تجاری می‌توان گفت دولت نتوانسته است به عنوان یکی از عوامل ثبات‌ساز در محیط اقتصاد کلان، نقشی ایفا نماید. لذا لزوم به‌کارگیری سیاست پادچرخه‌ای در کشور از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

⁵³ Counter-Cyclical

علاوه بر این نتایج نشان می‌دهد که اثرات تکانه مخارج جاری دولت در شرایط رکود اقتصادی بزرگتر از شرایط رونق است. اما وقفه‌های اثرگذاری این متغیر در چرخه‌های تجاری متفاوت است. به طوری که اثرات تکانه مخارج جاری دولت در دوره رونق با ۵ وقفه و در دوره رکود با دو وقفه بر رشد مخارج مصرفی افراد اثرگذار است. به عبارتی یک تکانه در مخارج جاری دولت در دوره رکود اقتصادی می‌تواند در مدت زمان کوتاه‌تری در مقایسه با شرایط رونق اقتصادی، زمینه افزایش مخارج مصرفی بخش خصوصی را فراهم آورد.

اثرات تکانه مخارج عمرانی بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی نیز ارزیابی گردید و نتایج حاصل نشان داد که تملک دارایی‌های سرمایه‌ای در دوره رکود پس از دو فصل می‌تواند بر هزینه‌های مصرفی خانوارها اثرگذار باشد. بنابراین مخارج جاری و عمرانی حقیقی دولت به عنوان متغیرهای پیشران نسبت به چرخه‌های تولیدناخالص داخلی حقیقی (بدون نفت)^{۵۴} می‌توانند یکی از عوامل ثبات‌ساز در محیط اقتصاد کلان و در جهت خروج از دوره‌های رکود نقش ایفا نمایند (زارعی و نجفی، ۱۳۹۳).

از سوی دیگر، مقایسه اثرات متغیرهای مخارج جاری و عمرانی دولت با یکدیگر نشان می‌دهد در دوره رکود اقتصادی، اثرگذاری تکانه مخارج جاری بر مخارج مصرفی بخش خصوصی بیشتر از تملک دارایی‌های سرمایه‌ای بوده است. این مقایسه بیانگر این است که مخارج جاری در دوران رکود بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی به عنوان مهمترین جزء تقاضای کل بیشتر می‌تواند اثرگذار باشد. به نظر می‌رسد کم بودن سهم مخارج عمرانی در مقایسه با مخارج جاری و تعلق دولت در بازپرداخت بدهی خود به پیمانکاران و افزایش بدهی به آنها، از دلایل عمده این تفاوت باشد. بنابراین از یک سو افزایش سهم تملک دارایی‌های سرمایه‌ای از مخارج کل دولت و از سوی دیگر، مدیریت بدهی دولت می‌تواند در افزایش اثرگذاری تکانه این متغیر بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی و کاهش وقفه اثرگذاری آن نقش اساسی داشته باشند. تشکیل شورای مدیریت بدهی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. خوشبختانه هیات دولت با تشکیل شورای مدیریت بدهی در وزارت امور اقتصادی و دارایی به منظور مدیریت و تقویم بدهی‌های دولت در سال ۱۳۹۳ موافقت کرد تا این شورا

^{۵۴} زارعی، ژاله. نجفی زیبارانی، فاطمه. (۱۳۹۳). رفتار مالی دولت و چرخه‌های تجاری در ایران. بیست و چهارمین همایش سالانه سیاست‌های پولی و ارزی.

بتواند با هماهنگی بانک مرکزی و معاونت برنامه ریزی و نظارت راهبردی رییس جمهوری به این موضوع اهتمام کند. چنین واحدی می‌تواند دولت را در راستای حرکت به سمت اهداف مشترک تعریف شده در قواعد پولی و مالی تعامل سیاست‌گذاران پولی و مالی تیاری رساند.

فهرست منابع

- 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.
- زارعی، ژاله و فاطمه نجفی زیارانی. (۱۳۹۳). «رفتار مالی دولت و چرخه‌های تجاری در ایران». *بیست و چهارمین همایش سالانه سیاست‌های پولی و ارزی*. صفحات ۷۴۷-۷۸۵.
- شفیعی، افسانه، شهرزاد برومند و احمد تشکینی. (۱۳۸۳). «آزمون تأثیرگذاری سیاست مالی بر رشد اقتصادی». *پژوهشنامه اقتصادی*. شماره ۴۳. صفحات ۸۱-۱۱۲.
- صمدی، علی حسین و سکینه اوجی مهر. (۱۳۹۰). «ارزیابی ماهیت سیاست مالی و بررسی خاصیت ادواری آن: مورد ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۳)». *دوفصلنامه جستارهای اقتصادی ایران*. شماره ۱۶. صفحات ۷۵-۴۹.
- غلامی، الهام. هژبر کیانی، کامبیز. (۱۳۹۳). «بررسی آثار سیاست‌های مالی در ایران با تأکید بر فضای کلان اقتصادی». *فصلنامه اقتصاد کاربردی*. شماره ۱۳. صفحات ۱۵-۲۴.
- Alesina, A., S. Ardagna, R. Perotti & F. Schiantarelli. (1999). Fiscal policy, profits, and Investment.
- Alesina, A., S. Ardagna, R. Perotti & F. Schiantarelli. (2002). Fiscal Policy, Profits, and Investment. *American Economic Review*, 92(3), 571-589.
- 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. & G.B. Koester. (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. & R. Perotti. (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.
- Bry, G. & C. Boschan. (1971). Programmed Selection of Cyclical Turning Points. In *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs* (pp. 7-63). NBER.

- Burnside, C., M. Eichenbaum & J.D. Fisher. (2004). Fiscal Shocks and Their Consequences. *Journal of Economic theory*, 115(1), 89-117.
- Carmignani, F. (2010). Cyclical Fiscal Policy in Africa. *Journal of Policy Modeling*, 32(2), 254-267.
- Correa, J.A., C. Ferrada, P. Gutiérrez & F. Parro. (2014). Effects of Fiscal Policy on Private Consumption: Evidence from Structural-Balance Fiscal Rule Deviations. *Applied Economics Letters*, 21(11), 776-781.
- Corsetti, G., A. Meier & G.J. Müller. (2012). Fiscal Stimulus with Spending Reversals. *Review of Economics and Statistics*, 94(4), 878-895.
- García, A. & J. Ramajo. (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).
- Hjelm, G. (2002). Is Private Consumption Growth Higher (Lower) During Periods of Fiscal Contractions (Expansions)?. *Journal of Macroeconomics*, 24(1), 17-39.
- 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.
- Lane, P.R. (2003). The Cyclical Behaviour of Fiscal Policy: Evidence from the OECD. *Journal of Public Economics*, 87(12), 2661-2675.
- Mittnik, S. & W. Semmler. (2012). Regime Dependence of the Fiscal Multiplier. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83(3), 502-522.
- Pagan, A.R. & M.H. Pesaran. (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. & M.D. Shapiro. (1998). Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (Vol. 48, pp. 145-194). North-Holland.
- 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. & H. Garresten. (2003). Non-Keynesian or No Effects of Fiscal Policy Changes? The EMU Case. *Journal of Macroeconomics*, 25:213-240.
 - Wang, L. & W. Gao. (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.

پیوست‌ها

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:

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

F.O.C:

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

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

می‌توان نتیجه گرفت:

$$C_1^{LU} = C_2^{LU}$$

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

از رابطه (۱) و (۲) می‌توان نتیجه گرفت:

$$(1 + R)C_1^{LU} = Y_1 + RY_2 \quad (۱)$$

$$C_1^{LU} = \frac{Y_1 + RY_2}{1 + R} \quad (۲)$$

$$E(C_1^{LU}) = E\left(\frac{Y_1 + RY_2}{1 + R}\right) \quad (۳)$$

از تفاضل دو رابطه فوق خواهیم داشت:

$$\Delta C_1^{LU} = \frac{\Delta Y_1 / \varepsilon_1 + R \Delta Y_2 / \varepsilon_1}{1 + R} \quad (۴)$$

که:

$$\Delta Y_{1/\varepsilon_1} = Y_1 - Y_{1/anticipatd} \quad (۵)$$

$$\Delta Y_{2/\varepsilon_1} = Y_2 - Y_{2/anticipatd} \quad (۶)$$

برای مصرف کننده دسته LC:

Max U

s.t:

$$C_1^{LC} + RC_2^{LC} = Y_1 + Y_2 \quad (۷)$$

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

لاگرانژ مسأله مصرف کننده دسته LC برابر است با:

$$L = \frac{1}{2}(C_1^{LU})^2 + \frac{1}{2}(C_2^{LU})^2 - \lambda(C_1^{LU} + C_2^{LU} - Y_1 - RY_2) - \mu(C_1^{LC} - Y_1) \quad (۸)$$

F.O.C:

$$\frac{\sigma_L}{\sigma C_1^{LC}} = C_1^{LC} - \lambda - \mu = 0 \quad (۹)$$

$$\frac{\sigma_L}{\sigma C_2^{LC}} = C_2^{LC} - \lambda = 0 \quad (۱۰)$$

$$\frac{\sigma_L}{\sigma C_1^{LC}} = C_1^{LC} + C_2^{LC} - Y_2 - RY_2 = 0 \quad (۱۱)$$

$$\mu \frac{\sigma_L}{\sigma} = 0 \Rightarrow \mu(C_1^{LC} - Y_1) = 0 \quad (۱۲)$$

می‌توان نتیجه گرفت:

$$\mu = 0$$

یا

$$C_1^{LC} = Y_1$$

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 پس‌انداز را دارند.

در شرایطی که $\mu \neq 0$ است:

$$C_1^{LC} = Y_1 \text{ و } C_2^{LC} = Y_2 \quad (۱۳)$$

پیوست ۲-

جدول پ-۲: چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران

Table P-2: Business cycle of Iran economy

وضعیت	شروع	پایان		طول دوره (فصل)
رکود	نامعلوم	بهار	۱۳۶۸	حداقل ۵
رونق	تابستان	پاییز	۱۳۷۰	۱۰
رکود	زمستان	زمستان	۱۳۷۲	۹
رونق	بهار	تابستان	۱۳۷۳	۲
رکود	پاییز	بهار	۱۳۷۴	۳
رونق	تابستان	بهار	۱۳۷۶	۸
رکود	تابستان	بهار	۱۳۷۸	۸
رونق	تابستان	زمستان	۱۳۷۸	۳
رکود	بهار	بهار	۱۳۸۰	۵
رونق	تابستان	بهار	۱۳۸۶	۲۴
رکود	تابستان	تابستان	۱۳۸۸	۹
رونق	پاییز	تابستان	۱۳۹۰	۸
رکود	پاییز	تابستان	۱۳۹۲	۸
رونق	پاییز	نامعلوم	۱۳۹۲	حداقل ۶

مأخذ: مطالعه برکچیان و عینیان (۱۳۹۰)

Source: Barakchian and Einian (2011)

پیوست ۳-

جدول پ-۳: نتایج آزمون ADF برای بررسی پایداری متغیرها

Table P-3: The results of unit root tests (ADF test)

نتیجه آزمون	آماره بحرانی در سطح	آماره آزمون	نام متغیر
I(0)	-۳/۵۰۵۵	-۸/۰۴۲۹	تکانه مخارج جاری
I(0)	-۳/۵۰۵۵	-۸/۳۵۶۷	تکانه مخارج عمرانی
I(0)	-۳/۵۰۱۴	-۹/۹۶۷۵	تکانه مالیات
I(0)	-۳/۵۰۱۴	-۹/۵۱۲۹	تکانه درآمدهای نفتی
I(0)	-۳/۵۰۱۴	-۹/۵۸۹۹	تکانه تولید ناخالص داخلی حقیقی
I(0)	-۳/۵۰۰۶	-۷/۰۰۱۶	رشد مخارج جاری حقیقی دولت
I(0)	-۳/۵۰۰۶	-۱۰/۳۴۵۱	رشد مخارج عمرانی حقیقی دولت
I(0)	-۳/۵۰۰۶	-۵/۶۹۲۴	رشد درآمد حقیقی مالیات
I(0)	-۳/۵۰۰۶	-۹/۹۷۱۰	رشد درآمد حقیقی نفت
I(0)	-۳/۵۰۰۶	-۴/۹۷۸۶	رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی
I(0)	-۲/۸۹۳۵	-۳/۴۷۷۵	رشد مخارج مصرفی حقیقی بخش خصوصی
I(0)	-۲/۵۸۳۹	-۲/۷۰۷۱	رشد درآمد قابل تصرف حقیقی
I(1)	-۳/۴۹۷۷	-۱/۰۵۴۹	تولید ناخالص داخلی حقیقی
I(1)	-۳/۴۹۹۱	-۱/۴۸۰۲	مخارج جاری
I(1)	-۳/۴۹۹۱	-۲/۲۹۶۴	مخارج عمرانی
I(1)	-۳/۴۹۷۷	-۱/۷۴۲۸	درآمد حقیقی مالیات
I(1)	-۲/۸۹۱۵	-۲/۸۷۷۳	درآمد حقیقی نفت

مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research calculations

