



## بررسی پایداری مالی و شوک های مالی گذرا در اقتصاد ایران

علی فلاحتی<sup>۱</sup>

شهرام فتاحی<sup>۲</sup>

علی حیدری دیزگرانی<sup>۳</sup>

نعمیم شکری<sup>۴</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۹/۱۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۷/۱۲

### چکیده

به دلیل نقش پر رنگ دولت در اقتصاد ایران، رفتارهای مالی دولت، نوسانات بودجه و سیاستهای مالی دولت که از نوسانات قیمت نفت و درآمدهای نفتی ناشی می‌شود، نقش مؤثری در عملکرد اقتصاد ایران دارد. در این راستا مطالعه حاضر به بررسی پایداری مالی و شوک های مالی در اقتصاد ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۷ می‌پردازد. در این مطالعه با استفاده از آزمون هم جمعی انگل- گرینجر و آزمون هم جمعی یوهانسن به بررسی وجود و یا عدم وجود پایداری مالی در ایران پرداخته می‌شود. بررسی رابطه‌ی بین درآمدها و مخارج دولت با استفاده از آزمون هم جمعی انگل- گرینجر نشان می‌دهد که با افزایش درآمدها، مخارج بیشتر افزایش پیدا می‌کند. همچنین نتایج حاصل از آزمون های هم جمعی، حاکی از آن است که سیاست مالی در ایران ناپایدار است. در ادامه، نتایج حاصل از برآورد توابع واکنش مالی حاکی از آن است که تعدیلات بدھی بیشتر در سمت مخارج دولت اتفاق می‌افتد؛ یعنی با افزایش بدھی، مخارج بیشتر از درآمدها

۱- دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران، (نویسنده مسئول) ali.falahatii96@gmail.com

۲- دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی، دانشکده علوم اجتماعی، کرمانشاه، ایران، sh\_fattahi@yahoo.com

۳- کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه رازی و کارشناس امور بیمه ای سازمان تأمین اجتماعی، کرمانشاه، ایران.

aliheydari.1989@yahoo.com

۴- کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران. Naeimshokri@gmail.com

افزایش می‌یابد که این خود تأثیری بر وجود ناپایداری مالی در ایران است. در بخش دوم این مطالعه، با استفاده از مدل خود توضیح برداری (VAR) و توابع عکس العمل آنی (IRF) به بررسی اثر بلندمدت شوک‌های مالی گذرا بر روی سه متغیر تغییرات درآمدهای غیر نفتی، تغییرات مخارج دولتی و تغییرات درآمدهای نفتی پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های مالی گذرا در بلندمدت بر روی متغیرهای یاد شده اثری ندارند و این یک امتیاز ویژه برای دولت جهت اجرای تصمیمات غیرمنتظره در بخش مالی به شمار می‌رود.

واژه‌های کلیدی: اقتصاد ایران، پایداری مالی، شوک‌های مالی، توابع واکنش آنی.

طبقه‌بندی JEL: H63, E62

## ۱- مقدمه

در متون اقتصاد کلان بر سیاست‌های پولی و مالی در جهت رسیدن به اهداف اشتغال کامل، ثبات قیمت‌ها و پایداری اقتصادی، تأکید بسیار می‌شود. سیاست‌گذاران اقتصادی در هر جامعه‌ای با سیاست‌های پولی (در اختیار بانک مرکزی) و مالی (در کنترل دولت) قادرند اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهند. با توجه به نقش مستقیم و غیر مستقیم سیاست‌های پولی و مالی در دوره‌های بیکاری، مازاد ظرفیت، کاهش و افزایش‌های تقاضا، تورم وقتی در کشورهای درحال توسعه بازار پولی منظم و سرپرستی شده‌ای وجود ندارد، این کشورها مجبورند منابع داخلی را با سیاست‌های مالی تجهیز کنند. در بیشتر کشورهای در حال توسعه، بخش عمومی و نقش آن در برنامه‌ریزی و اجرای برنامه‌های توسعه قابل توجه است. این نقش به ویژه در کشور ایران به دو دلیل از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از یک طرف، عدمه‌ترین منبع درآمدی دولت، درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت است و این درآمدها بخش عمده‌ی بودجه دولت را تشکیل می‌دهند. از طرف دیگر به دلیل نقش پر رنگ دولت در اقتصاد ایران، رفتارهای مالی دولت، نوسانات بودجه و سیاست‌های مالی دولت که از نوسانات قیمت نفت و درآمدهای نفتی ناشی می‌شود، نقش مؤثری در عملکرد اقتصاد ایران دارد. یکی از چالش‌های بسیار مهم اقتصادی در ایران وابستگی بودجه دولت به نفت است، زیرا هرچه وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفتی و تأثیرپذیری آن نسبت به شوک‌های نفتی بیشتر باشد، نوسانات تقاضای کل اقتصاد نیز بیشتر خواهد بود. این در حالی است که وجود رابطه بلندمدت پایدار و با ثبات بین مخارج و درآمدهای دولت که بیانگر پایداری مالی است، کلید اصلی دستیابی به ثبات کلان اقتصادی است.

ابزارهای عدمه‌ی دولت‌ها برای اعمال سیاست‌های مالی، متغیرهای بودجه‌ی دولت می‌باشند که با تغییر دادن مناسب این اهرم‌های سیاستی، دولت می‌تواند عرضه و تقاضای کل در اقتصاد را در توازن نگه دارد تا سطح قیمت‌ها و اشتغال دچار نوسان نگردد. شوک‌های مالی مشبت و منفی (انبساطی و انقباضی) متناسب با شرایط اقتصاد (رونق و رکود) تأثیرات متفاوتی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارند. از این رو دستیابی به پایداری مالی برای هر کشوری نوید دهنده‌ی منافع زیادی، مانند دستیابی به رشد اقتصادی و ثبات کلان اقتصادی می‌باشد و فقدان پایداری مالی به افزایش نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی و بروز بحران برای دولتهای مرکزی همانند آنچه که در شرق آسیا و آرژانتین رخ داد، منجر می‌گردد. در بودجه نویسی سنتی، حاصل عملیات مالی به بودجه به شکل کسری یا مازاد بودجه نوشته می‌شود. در این مفهوم هرگاه مخارج دولت بیش از درآمدهای دولت باشد دولت کسری بودجه خواهد داشت.

در متون مالی پایداری مالی زمانی تحقق می‌یابد که نسبت بدھی‌های دولتی به تولید ناخالص ملی ساکن پذیر و با کل تقاضای اوراق قرضه‌ی دولتی سازگار باشد به بیان دیگر سیاست مالی دولت زمانی پایدار است که هر کسری با یک مازادی در آینده تأمین مالی شود. برای بررسی پایداری مالی می‌بایست به سراغ پویایی‌های بدھی‌های دولت رفت. بنابراین باید قید بودجه‌ی بین زمانی دولت را مد نظر قرار داد. منظور از اصطلاح قید بودجه‌ی بین زمانی این است که دولت نیز مانند هر بنگاه اقتصادی دیگر با محدودیت بودجه‌ای روبرو می‌باشد و نمی‌تواند در همه‌ی دوره‌ها قرض گیرنده باشد.

مسئله‌ی اصلی در مطالعه‌ی پایداری فرآیند مالی در کشورهای درحال توسعه این است که نظام‌های درآمد مالیاتی این کشورها به خوبی توسعه پیدا نکرده است. علاوه بر این درآمدهای مالیاتی تنها منبع درآمدی نیستند. این مطلب به ویژه برای کشورهای متکی به درآمدهای حاصل از منابع طبیعی به ویژه کشورهای تولید کننده نفت صحت دارد. حال با توجه به وضعیت کشور در ارتباط با افزایش تورم، تحریم‌های بین‌المللی و به دنبال آن کاهش منابع درآمدی دولت، نیاز به بررسی تعادل بودجه‌ای و پایداری مالی دولت و شوک‌های مالی پررنگ‌تر شده است. با توجه به مطالعاتی که تاکنون در زمینه‌ی پایداری مالی در ایران انجام شده است، در این مطالعه سعی شده است که علاوه بر بررسی وجود پایداری مالی به نحوی تعديل درآمدها و مخارج دولت نسبت به بدھی‌های دولت پرداخته شود و همچنین اثر شوک‌های مالی گذرا بر روی متغیرهای بودجه طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۷ بررسی شود.

## ۲- پیشینه‌ی موضوع

با مروری پیرامون پایداری مالی دولت می‌توان پی برد که طی دهه‌ی گذشته مطالعات خارجی زیادی پیرامون این موضوع انجام گرفته است اما مطالعات داخلی اندکی در ایران صورت گرفته است.

گرینر و کاورمن<sup>۱</sup> (۲۰۰۷)، در مقاله‌ای تحت عنوان «پایداری بدھی‌های دولتی ایالات متحده» به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که چگونه مازاد اولیه نسبت به تولید ناخالص داخلی در ایالات متحده تا اواسط دهه ۱۹۹۰ نسبت به تغییرات در نسبت بدھی- تولید ناخالص داخلی دولتی واکنش نشان می‌دهد. آن‌ها در این مقاله، برخلاف مطالعات قبلی از تخمین‌های نیمه پارامتری و غیر پارامتری استفاده کرده‌اند. یافته‌های آنان نشان می‌دهد که واکنش مازاد اولیه به نسبت تولید ناخالص داخلی یکتابع غیر خطی مثبت از نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی دولتی می‌باشد. همچنین تخمین‌های آن‌ها نشان داد زمانی که یک مدل خطی با ضرایب وابسته را فرض می‌کنیم،

ضریب واکنش نسبت مازاد – تولید ناخالص داخلی نسبت به تغییر در نسبت بدھی - تولید ناخالص داخلی در طول زمان کاهش می‌یابد.

زوبیدی بهرام شاه و لاو<sup>۳</sup>، در مقاله‌ای با عنوان «تغییرات رژیم و پایداری عدم موازنی مالی در کشورهای شرق آسیا» به ارزیابی تجربی روش‌های سیاست مالی در ۵ کشور آسیایی با استفاده از یک چارچوب رسمی بر مبنای قید بودجه‌ی بین زمانی دولت پرداخته‌اند. بدین منظور آن‌ها به یک سری روش‌های سری زمانی و داده‌های فصلی حدوداً سه دهه‌ای تکیه کرده‌اند. یافته‌های آن‌ها حاکی از آن است که تثبیت مالی در تایلند و کره جنوبی در مسیر پایداری هستند در حالی که فیلیپین و مالزی فقط پایداری ضعیف را نشان می‌دهند، همچنین در مورد کشور سنگاپور که مازاد زیادی را در بیشتر دوره‌ی مطالعه به ثبت رسانده است درآمدتها با نرخ رشد سریع‌تری نسبت به مخارج دولتی در حال افزایش می‌باشد. همچنین نتایج رابطه‌ی علیت یک طرفه‌ای از مخارج به درآمدتها را برای کره، سنگاپور و تایلند نشان می‌دهد. یافته‌های آن نیز نشان می‌دهد که ممکن است کاهش اندازه‌ی مخارج دولتی، کسری بودجه‌های مالی را بدون تغییر در راهبرد کلی بهبود ببخشد. همچنین آن‌ها علیت بلندمدتی را در رابطه با مخارج و درآمد در مورد مالزی و فیلیپین مشاهده نمودند که برای تعديل بحران مالی و عدم موازنی مالی به سیاست‌های ابزاری تقارن مالی نیاز دارد. به طور کلی نتایج آن‌ها بیانگر الگوهای مالی متفاوت است که باید برای درک پیچیدگی‌های همگرایی اقتصادی در منطقه مفید واقع شود.

کیا<sup>۴</sup> (۲۰۰۸)، در مقاله‌ای تحت عنوان «پایداری مالی در کشورهای نوظهور» با استفاده از روش‌های هم انباشتگی و هم انباشتگی چندگانه به ارزیابی فرآیند بودجه‌بندی مالی در دو کشور ایران (یک کشور تولیدکننده‌ی نفی) و ترکیه (یک کشور کشاورزی) در محیط تصادفی و غیر تصادفی می‌پردازد. همچنین با استفاده از مدل هموارسازی مالیاتی بارو به آزمون پایداری مالی می‌پردازد. نتایج این مقاله بیان می‌دارد که فرآیند بودجه‌بندی مالی در هر دو کشور ناپایدار است. همچنین سیاست مالی ایران تا زمانی که درآمد نفت و گاز حائز اهمیت می‌باشد، یک سیاست کاملاً مطلوب نیست.

لیما و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۰۸)، در مقاله‌ای با عنوان «سقف بدھی و پایداری مالی در بزریل» به بررسی پایداری مالی با استفاده از مدل خود رگرسیونی کوانتاپل (QAR) پرداخته‌اند. آن‌ها روش جدیدی برای تفکیک دوره‌های ناماذا از دوره‌های مانا ارائه دادند که به آن‌ها کمک کرد تا مسیرهای مختلف بدھی دولتی که با پایداری مالی سازگار هستند را شناسایی کنند. آن‌ها از چنین مسیرهایی برای ایجاد یک سقف بدھی استفاده نمودند، یعنی بیشترین مقدار بدھی دولتی که پایداری مالی بلندمدت را به خطر نمی‌اندازد. آن‌ها یک پیش‌بینی خارج از نمونه از یک چنین سقفی را ایجاد

نمودند و نشان دادند که چگونه می‌تواند توسط سیاست‌گذارانی که مایل هستند بدھی دولتی را بر روی یک مسیر پایدار حفظ کنند مورد استفاده قرار گیرد. دوی و همکاران<sup>۶</sup> (۲۰۱۱)، در مقاله‌ای با عنوان «بدھی دولتی ژاپن و پایداری سیاست مالی» با استفاده از سری داده‌های فصلی درآمد، مخارج و بدھی واریز نشده‌ی ژاپن طی دوره‌ی ۲۰۱۰-۱۹۸۰ به ارزیابی پایداری سیاست مالی پرداخته‌اند. آن‌ها سه روش را برای آزمون پایداری سیاست مالی دنبال کردند. ابتدا حداقل نرخ مالیات را که نسبت بدھی-GDP را با توجه به مخارج آتی دولت ثابت می‌کند را محاسبه نمودند. آن‌ها با استفاده از قراردادن سال ۲۰۱۰ به عنوان سال پایه، به این نتیجه رسیدند که نسبت درآمد-GDP باید از ۴۰-۴۷٪ (از ۳۳٪ جاری) به منظور ثابت نسبت بدھی-GDP به طور مداوم افزایش یابد. آن‌ها سپس زمانی که نسبت بدھی-GDP افزایش می‌باید، واکنش مازاد اولیه را برآورد کردند. آن‌ها همچنین به این نتیجه رسیدند که سیاست مالی فعال است (زمانی که بدھی افزایش می‌باید درآمدهای مالیاتی افزایش نمی‌باید) و سیاست پولی منفعل است (نرخ بهره به اندازه‌ی کافی نسبت به نرخ تورم عکس‌العمل نشان نمی‌دهد). یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که وضعیت مالی کنونی برای دولت ژاپن پایدار نیست.

کاپوراله و همکاران<sup>۷</sup> (۲۰۱۱)، در مقاله‌ای با عنوان «شوک‌های مالی و پویایی‌های نرخ ارز واقعی» به تجزیه و تحلیل اثرات شوک‌های مالی با استفاده از یک مدل دو کشوری برای تولید، نهاده‌ی کار، مخارج دولتی و قیمت‌های نسبی در کشورهای منتخب آمریکای لاتین (آرژانتین، بولیوی، بربزیل، شیلی، مکزیک و پرو) پرداخته‌اند. تا پیش از آن‌ها، نقش شوک‌های مالی در مورد اقتصادهای آمریکای لاتین مورد مطالعه قرار نگرفته بود. روشی که آن‌ها در پیش گرفته‌اند کلی تر از مطالعات قبلی بود و آن‌ها را قادر ساخت تا نیروهای پویایی‌های نرخ ارز در کشورهای نوظهور را ارزیابی نمایند. آن‌ها در این مقاله با استفاده از داده‌های فصلی در طول دوره‌ی ۱۹۸۰-۲۰۰۶ به این نتیجه رسیدند که در اغلب موارد، شوک‌های مالی نیروی عمدی محرك نوسانات نرخ ارز واقعی می‌باشد. علاوه بر این با استفاده از تصریح‌های اقتصادسنجی نشان دادند که اهمیت نسبی شوک‌های تقاضا با تکرار نوسانات چرخه‌ای تفکیک شده در مدل تغییر می‌کند، به ویژه زمانی که نوسانات چرخه‌ای کوتاه‌تر هم به شمار بیاید، قدرت توضیح دهنده‌ی شوک‌های تقاضا افزایش می‌یابد.

لورنا و گومز<sup>۸</sup> (۲۰۱۳)، در مقاله‌ای تحت عنوان «پایداری مالی و شوک‌های مالی در یک کشور دلاری شده و صادرکننده‌ی نفت» با استفاده از روش VAR هم انباشته به بررسی پایداری مالی در کشور در حال ظهور و صادرکننده‌ی نفت اکوادور پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها به نیاز مبرم اکوادور برای تقویت رابطه‌ی بین درآمدهای مالیاتی‌اش و تولید تأکید می‌کند. آن‌ها کشش‌های فصلی

درآمدهای مالیاتی را نسبت به GDP اکوادور و ۸ کشور منطقه‌ی یورو محاسبه کردند و نشان دادند که چگونه کشورهای منطقه‌ی یورو با کشش‌های کمتر و غیر چرخه‌ای بعد از بحران به مسائل بدهی تن در می‌دهند.

لوکاسچیو<sup>۹</sup> (۲۰۱۵) در مقاله‌ای تحت عنوان "تحلیل موجک پایداری مالی ایالات متحده امریکا" از تحلیل موجک جهت بررسی پایداری مالی امریکا استفاده می‌کند. رویکرد همبستگی موجک، پایداری مالی بلندمدت در آمریکا را تا سال ۱۹۹۵ نشان می‌دهد، همچنین نشان داده می‌شود که زمانی که سطح بدهی‌ها بالا است دولت‌ها تمایل بیشتری به کسری بودجه دارند.

زوبیدی بهرام شاه و همکاران<sup>۱۰</sup> (۲۰۱۷) در مقاله‌ای تحت عنوان "پایداری مالی در یک اقتصاد بازار در حال ظهور: چه زمانی بدهی عمومی بد محسوب می‌شود؟" از مدل مارکوف - سوئیچینگ جهت دستیابی به پایداری سیاست مالی در مالزی برای دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۴ استفاده می‌کند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که زمانی که بدهی عمومی از یک حد آستانه خاص بیشتر می‌شود (بالاتر از ۵۵ درصد تولید ناخالص داخلی)، با فعالیت‌های اقتصادی همبستگی منفی پیدا می‌کند. علاوه بر اثر آستانه، وجود یک رابطه‌ی علی دو طرفه نیز مابین بدهی و رشد تأثیر می‌گردد. در زمینه‌ی پایداری مالی مطالعات داخلی محدودی صورت گرفته است.

محسنی و طاهری (۱۳۸۸)، در مقاله‌ای با عنوان «ارزیابی پایداری مالی دولت در ایران» به بررسی پایداری فرآیند مالی در ایران پرداخته‌اند. شرط اساسی پایداری فرآیند مالی تحقق قید بودجه بین زمانی دولت است. آن‌ها با استفاده از آزمون‌های هم‌جمعی، به بررسی شرط پایداری برای دوره ۱۳۸۶-۱۳۴۳ پرداختند. یافته‌های آن‌ها حاکی از آن است که فرآیند مالی در ایران پایدار نیست. از این‌رو، آن‌ها به بررسی مقایسه‌ای پایداری فرآیند مالی در دو دوره‌ی پیش و پس از انقلاب نیز پرداخته‌اند. ضرایب بدست آمده از برآورد مدل، در دوره‌ی پیش و پس از انقلاب نشان‌دهنده‌ی تشدید ناپایداری مالی در دوره پس از انقلاب است.

افشاری و همکاران (۱۳۹۱) در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی پایداری مالی در ایران» جهت بررسی پایداری مالی از آزمون‌های هم‌جمعی و هم‌چندگانه مانند انگل-گرنجر و جوهانسن-یوسیلیوس، و مدل هموارسازی مالیاتی بارو استفاده نمودند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که درآمدها و مخارج دولت مستقل از هم هستند و ادامه سیاست‌های مالی کنونی دولت نمی‌تواند پایداری بلندمدت مالی را برای کشور به ارمغان آورد.

خیابانی و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی پایداری مالی دولت ایران با روش هم‌جمعی چندجانبه» با استفاده از روش هم‌جمعی چندجانبه به بررسی پایداری مالی دولت ایران بر اساس داده‌های ۱۳۸۷-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. اگر دولت در شرایط پایداری مالی باشد، تداوم

سیاست مالی فعلی، امکان بازپرداخت بدهی دولت را فراهم می‌نماید. در روش مورد استفاده در مطالعه‌ی آن‌ها، امکان بررسی رابطه‌ی هم جمعی متغیرها، با مرتبه‌ی انباشت مختلف وجود دارد. نتایج بررسی آنان نشان می‌دهد که دولت در مقیاس بودجه عمومی، در وضعیت پایداری مالی قرار ندارد. اما اگر حق‌الضرب<sup>۱۱</sup> به مجموعه درآمدهای دولت اضافه شود، شرایط پایداری مالی تأمین خواهد شد. این نتیجه نشان می‌دهد که سیاست مالی ایران، فقط با اتکا به تورم قادر به بازپرداخت بدهی دولت خواهد بود. بر این اساس، از آنجایی که ناپایداری مالی دولت ایران، با پولی شدن بدهی پوشش داده می‌شود ناپایداری مالی می‌تواند به عنوان یکی از عوامل مؤثر در رشد نقدینگی و تورم شناخته شود.

عبدی و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای با عنوان «مالیات بر ارزش‌افزوده و ثبات مالی دولت» به بررسی اثر سهم مالیات بر ارزش‌افزوده از کل درآمدهای دولت، بر روی ثبات مالی دولت پرداختند. در این مطالعه از نوسانات متغیر کسری بودجه به عنوان معیاری از عدم ثبات مالی استفاده شده است. نمونه مورد بررسی در این مطالعه شامل ۱۰۸ کشور برای دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۰ می‌باشد. یافته‌های تجربی این مطالعه با به کارگیری روش داده‌های پانل ایستا و پویا حاکی از آن است که افزایش سهم مالیات بر ارزش‌افزوده از کل درآمدهای دولت موجب کاهش نوسانات کسری بودجه می‌شود. این نتیجه می‌تواند نوید این را بدهد که با اجرا و تعمیق و گسترش مالیات بر ارزش‌افزوده در ایران نیز از بی‌ثباتی بودجه دولت کاسته شود و یکی از مشکلات اساسی اقتصاد ایران تخفیف یابد.

موتمنی و کریمی پتانلار (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای با عنوان «بدهی و هزینه‌های پایدار دولت در ایران» کوشیدند تا شکاف وضع فعلی دولت از شرایط پایدار را محاسبه کنند. از این‌رو، در این مطالعه مشخص شد که اگر سطح هزینه‌های عمومی دولت به ۲۰ درصد تولید ناخالص داخلی برسد، دولت قادر به تأمین بدهی‌هایی خواهد بود. دولت برای رسیدن به این اندازه‌ی مطلوب باید ۱۶ درصد از هزینه‌های خود را کاهش دهد یا این شکاف را از راه افزایش درآمد تأمین مالی کند. کاهش ۱۶ درصدی هزینه‌های دولت در بودجه عمومی، رقم بسیار زیاد و چشمگیری است و در عمل، به معنای اجرای گونه‌ای سیاست ریاضت اقتصادی است که ممکن است دولتها تاب پیامدهای سیاسی و اجتماعی آن را نداشته باشند. همچنین داده‌های مورد استفاده در این مطالعه مربوط به سال ۱۳۸۷ می‌شود و اطلاعات مشخصی از وضع مالی دولت پس از شدت یافتن تحریم‌های بین‌المللی موجود نیست.

کمیجانی و گودرزی فراهانی (۱۳۹۴) به بررسی پایداری مالی در کسری بودجه دولت با استفاده از رویکرد مدل‌های هم انباشتگی پویا و روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) پرداختند. نتایج

این پژوهش نشان‌دهنده آن بود که چنانچه دولت برای تأمین مالی هزینه‌های خود تنها متکی به درآمدهای مالیاتی باشد دچار پایداری مالی ضعیف می‌باشد اما با اتكاء به درآمدهای مالیاتی و نفتی پایداری مالی در تأمین مالی هزینه‌های دولت وجود دارد و نهایتاً چنانچه دولت برای تأمین مخارج خود از درآمدهای مالیاتی، نفتی و حق الضرب استفاده کند منجر به ناسازگاری در پایداری مالی دولت می‌شود. با بررسی مطالعات صورت گرفته در داخل کشور، مطالعه‌ای که بصورت همزمان به بررسی پایداری مالی و شوک‌های مالی گذرا در اقتصاد پردازد مشاهده نمی‌شود. از این رو در این مطالعه بطور همزمان پایداری مالی و شوک‌های مالی گذرا در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

### ۳- مبانی نظری تحقیق

#### ۳-۱- مفهوم پایداری مالی<sup>۱۲</sup>

واژه‌ی پایداری از صفت آنچه می‌تواند ادامه یابد یا تحمل شود گرفته شده است (زارعی، ۱۳۸۷). اصطلاح پایداری برای شرح یک روش بهره‌برداری از منبع در حالی که آن منبع در طول زمان تحلیل نرود یا آسیب نبیند استفاده می‌شود (نصیری زاده، ۱۳۸۰). واژه پایداری مالی اشاره به ساختار سیاست‌های مالی دولت دارد. در متون اقتصادی، پایداری مالی زمانی تحقق می‌یابد که نسبت بدھی‌های دولتی به تولید ناخالص ملی یک متغیر ایستا و با کل تقاضای اوراق قرضه سازگار باشد (ادوارد، ۲۰۰۲). عموم تحلیل‌های پایداری مالی دولت بر اساس تعریف دومار (۱۹۴۴) بنا شده است. طبق این تعریف، اگر ارزش حال مازاد بودجه‌های آتی دولت معادل بدھی فعلی دولت باشد؛ سیاست مالی پایدار است. پایداری سیاست مالی، به معنی توانایی دولت به بازپرداخت بدھی است. ولی حساسیت دولت‌های نفتی به بدھی و اهتمام آن‌ها به ایجاد سیاست مالی پایدار، چندان نیست. در این‌گونه دولت‌ها، از یک سو وابستگی هزینه‌های دولتی به درآمد مالیاتی اندک است و از سوی دیگر سطح هزینه‌های دولت رابطه‌ی نامتقارنی با درآمدهای نفتی دارد. با افزایش بهای نفت، هزینه‌های دولت افزایش می‌یابد، ولی با کاهش بهای نفت، هزینه‌های دولت کمتر نمی‌شود، چون هم جامعه به هزینه‌های سنگین دولت عادت کرده است و هم بهره‌وری کاهش یافته است. یعنی در عمل، هزینه‌های دولت ارتباط چندانی با درآمد آن ندارد (موتمنی و کریمی پتانلار، ۱۳۹۲).

#### ۳-۲- مفهوم شوک‌های مالی<sup>۱۳</sup>

ابزارهای عمدۀ دولت‌ها برای اعمال سیاست‌های مالی، متغیرهای بودجه دولت می‌باشند که با تغییر دادن مناسب این اهم‌های سیاستی، دولت می‌تواند عرضه و تقاضای کل در اقتصاد را در

توازن نگه دارد تا سطح قیمت‌ها و اشتغال دچار تغییرات شدید نگردد (گارسیا و راماجو، ۲۰۰۵).<sup>۱۴</sup> شوک‌های مالی مثبت یا منفی (انبساطی یا انقباضی) متناسب با شرایط اقتصاد (رونق و رکود) تأثیرات متفاوتی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارند. هرگاه هدف دولت، افزایش تولید و اشتغال باشد و اقتصاد جامعه در وضعیت رکود قرار داشته باشد، اتخاذ سیاست‌های مالی انبساطی به صورت افزایش مخارج یا کاهش مالیات‌ها و یا بهوسعیله هر دو ضروری است، اما در شرایط تورمی و رونق در اقتصاد عکس سیاست‌های فوق بکار گرفته می‌شود<sup>۱۵</sup> (بواکز و همکاران، ۲۰۰۷).

### ۳-۳-۳- مبنای نظری پایداری مالی

یک نسبت بدھی-GDP فزاینده، به محیط اقتصادی  $d_{t-1}$  ( $r-g$ ) و به مازاد اولیه بستگی دارد. اگر نرخ بهره  $r$  از نرخ رشد  $g$  پیشی بگیرد، نسبت بدھی به طور نامحدودی افزایش می‌یابد، مگر اینکه یک مازاد اولیه‌ای وجود داشته باشد که بتواند افزایش بدھی را جبران کند. مسیرهای بدھی دولتی اشاره شده بهوسعیله سلسله‌ای از مازاد اولیه  $s$  و محیط اقتصادی ( $r-g$ ) عبارت‌اند از:

(۱-۳-۳)

$$d_{t+1} = \left( n_{k=0}^n [1 + (r+g)_{t+k}] d_{t-1} - \sum_{j=0}^n (\prod_{k=j+1}^n [1 + (r-g)_{t+k}]) s_{t+j} \right)$$

محیط اقتصادی داده شده و ثابت فرض می‌شود. انباشتگی بدھی در طی چندین دوره:

(۲-۳-۳)

$$d_{t+1} = (1+r-g)^n d_t - \sum_{j=0}^n (1+r-g)^{n-j} s_{t+j}$$

t=1.....n

اگر بر  $(1+r-g)^n$  تقسیم گردد و عبارات مرتب شوند:

(۳-۳-۳)

$$\frac{1}{(1+r-g)^{t+n}} d_{t+1} = d_t - \sum_{j=1}^n \frac{s_{t+j}}{(1+r-g)^j}$$

فرض بر این است که سیاست مالی قید بودجه بین زمانی را محقق می‌کند، زیرا در مسیری قرار دارد که به موجب آن ارزش فعلی مازادهای اولیه‌ی آینده‌ی مورد انتظار برابر بدھی اولیه می‌باشد:

(۴-۳-۳)

$$d_t = E\left(\sum_{j=0}^{\infty} \frac{s_{t+j}}{(1+r-g)^j}\right)$$

معادله‌ی فوق بیان می‌کند که پایداری بدھی به یک دگرگونی در مازاد بودجه‌ی اولیه نیاز دارد. زمانی که نرخ رشد به زیر نرخ بازدهی اوراق قرضه‌ی دولتی سقوط می‌کند، یک مازاد مورد نیاز می‌باشد. بنابراین اینکه سیاست مالی پایدار است یا نه به علامت واکنش سیاست مالی نسبت به هدف بستگی دارد؛ اگر یک افزایش در بدھی با یک افزایش در مازادهای اولیه دنبال شود، بدھی پایدار است (دل کریستو و گومز<sup>۱۶</sup>، ۲۰۱۳).

همچنین در این تحقیق، مطالعه‌ی واکنش پویای متغیرها به تغییر سیاست مالی با تخمین یک مدل خود توضیح برداری به شکل ذیل انجام می‌شود:

$$X_t = \sum_{i=1}^k \prod_i X_{t-i} + e_t$$

که  $X_t$  شامل حداقل مجموعه متغیرهای لازم برای تجزیه و تحلیل VAR می‌باشد، مانند، مخارج دولتی، درآمدهای مالیاتی، درآمدهای نفتی. در این مطالعه شوک‌های مالی گذرا با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات به دست آورده می‌شود و با استفاده از توابع واکنش آنی اثرات آن بر روی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

#### ۴- روش پژوهش

بودجه‌ی دولت سندي است که در آن هزینه‌ها و درآمدهای دولت برای دوره‌ای یکساله پیش-بینی می‌شود. کسری بودجه به خودی خود نمی‌تواند مذموم باشد چه بسا گاهی اوقات سیاست توصیه‌شده‌ای می‌تواند باشد. اگر به دلیل شرایط خاص اقتصادی، بودجه تحت تأثیر قرار گیرد و دچار کسری گردد یا به عبارتی اقتصاد خود را بر بودجه تحمل کند، در این صورت می‌توان گفت که کسری بودجه کمکی به بهبود اوضاع اقتصادی نخواهد کرد. قید بودجه‌ی دولت برای دوره‌ی یکساله به صورت ذیل است:

(۱-۴)

$$G_t - R_t + r_{t-i} D_{t-1} = D_t - D_{t-1}$$

که در اینجا  $r$  نرخ بهره و  $D$  بدهی‌های دولت است، همینطور  $G$  و  $R$  به ترتیب مخارج و درآمدهای دولت را نشان می‌دهند. نوشتن رابطه (۲-۴) بر حسب  $D$  و گرفتن امید ریاضی شرطی از آن، قید بودجه‌ی بین زمانی دولت را ارائه می‌کند:

$$(1+r_{t-1})D_{t-1} = G_t - R_t + E_t[(1+r_t)^{-1}(G_{t+1} - R_{t+1}) + (1+r_t)^{-1}(1+r_{t+1})^{-1}(G_{t+2} - R_{t+2}) + \dots + (1+r_t)^{-1}(1+r_{t+1})^{-1} \dots (1+r_{t+n})^{-1} + (G_{t+n} - R_{t+n}) \dots |I_t|] + \lim_{n \rightarrow \infty} E_t[(1+r_t)^{-1}D_{t-n}|I_t|]$$

که در آن  $I$  اطلاعات در دسترس در مورد شرایط اقتصاد است. ارزش فعلی بدهی‌های دولت برابر با ارزش فعلی انتظاری همه مازادهای اولیه آتی بعلاوه یک عبارت حدی است که نشان‌دهنده‌ی ارزش فعلی انتظاری مجانبی بدهی است (کیا، ۲۰۰۶<sup>۱۷</sup>). (۳-۴)

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_t[(1+r_t)^{-1}D_{t-n}|I_t|] = 0$$

شرط پایداری مالی آن است که دولت به طور مجانبی دارای بدهی با ارزش انتظاری غیر صفر نباشد. وجود این شرط بدین معناست که دولت قید بودجه بین زمانی را محقق می‌کند. در این صورت، مازاد بودجه اولیه جاری و ارزش فعلی تنزيل شده انتظاری مازاد اولیه آتی، باید برابر ارزش مورد نیاز برای بازپرداخت اصل و بهره بدهی دولت باشد (احمد و راجرز، ۱۹۹۵<sup>۱۸</sup>). شرط فوق (۴-۳) فرآیند مالی پایدار را موجب می‌شود. احمد و راجرز اثبات نمودند که وجود رابطه هم‌جمعی بلندمدت بین  $R$  و  $G$  با یک بردار هم‌جمعی، رابطه‌ی (۳-۴) را محقق می‌کند.

در ایران بخش زیادی از درآمدهای دولت را درآمدهای نفتی تشکیل می‌دهد. از این‌رو، الگوی مورد استفاده باید به صورتی باشد که درآمدهای نفتی را در خود جای داده باشد. مدلی که در این مطالعه برای ارزیابی پایداری مالی به کار برده می‌شود، برگرفته از الگوی بوهن<sup>۱۹</sup> (۱۹۹۸) است. مدل بوهن از این نظر برای کشور ما مناسب است که نیاز به لحاظ کردن فرض خاصی برای نرخ بهره ندارد. بوهن در مطالعه‌ی خود نشان می‌دهد که برای پی بردن به سازگاری سیاست‌های دولت با قید بودجه بین زمانی از تجزیه و تحلیل رابطه‌ی بین نسبت مازاد به GDP، و نسبت بدهی به GDP استفاده می‌کند.

بوهن اعتقاد دارد که اگر مازاد بودجه و بدهی دولت رابطه‌ای مثبت داشته باشند، می‌توان اینگونه نتیجه گرفت که دولت سیاست‌های لازم در جهت پایداری مالی را در پیش‌گرفته است.

برای بررسی رابطه‌ی مازاد بودجه و بدھی‌های دولت از مدل هموارسازی مالیاتی بارو<sup>۲۰</sup> (۱۹۸۶) استفاده می‌گردد. یکی از مشکلاتی که در ارزیابی پایداری مالی در کشورهای در حال توسعه وجود دارد این است که سیستم مالیاتی در بیشتر این کشورها توسعه پیدا نکرده و همچنین درآمدهای مالیاتی تنها منبع درآمد دولت نیستند. این مسئله به طور ویژه برای کشورهای صادرکننده نفت نمایان‌تر است. از این‌رو، تحلیل ساده‌ی رابطه مخارج و درآمدهای دولت می‌تواند صحیح نباشد. با استفاده از مدل بارو می‌توان درآمدهای دولت را به منظور شمول درآمدهای نفتی تعديل کرد (کیا، ۲۰۰۸).

در مدل بارو، دولت با مخارج واقعی معین و برون‌زایی مواجه است که با  $G_t$  نشان داده می‌شود. پایه مالیاتی واقعی  $y_t$ ، که بخشی از GDP است، وابسته به مسیر نرخ‌های مالیاتی است. در این مطالعه، GDP تابعی از درآمدهای انرژی در نظر گرفته می‌شود. در این حالت  $y_t = [e^{EN_t}, M_t]$  است، که در آن  $EN_t$  درآمدهای واقعی انرژی در دوره  $t$  و  $M_t$  مجموعه‌ای از عوامل دیگر تولید است. در مدل بارو (۱۹۸۶)،  $\tau$  میانگین نرخ مالیات در دوره  $t$  است. بنابراین،  $y_t \cdot \tau$  درآمد واقعی مالیات را نشان می‌دهد. در این مدل، درآمدهای دولت تنها منحصر به درآمدهای مالیاتی نیست بلکه درآمدهای نفتی نیز بخشی از درآمد را تشکیل می‌دهد. معادله (۴-۴) قید بودجه بین زمانی، در حالت پیوسته و ثابت بودن  $\tau$ ، وارد کردن درآمدهای نفتی به صورت ذیل می‌گردد:

(۴ - ۴)

$$E\left[\int_0^{\infty} \tau t y_t e^{-rt} dt + \int_0^m EN_t e^{-rt} dt \mid I_t\right] = E\left[\int_0^{\infty} G_t e^{-rt} dt \mid I_t\right] + D_0$$

در اینجا فرض شده است که زمان پایان درآمدهای نفتی مشخص است. فرض می‌شود که اثر تخصیصی مالیات بستگی به متوسط نرخ مالیات نهایی  $\tau$  در هر دوره دارد. در چنین محیطی نرخ مالیات به شرایط اقتصاد در هر دوره بستگی خواهد داشت. همچنین تثبیت نرخ نهایی مالیات، تثبیت نرخ متوسط مالیات را نیز به همراه دارد. در اینجا همانند بارو،  $\tau$  برابر ارزش ثابت نرخ متوسط مالیات در نظر گرفته می‌شود، با جایگزین کردن  $\tau$  در رابطه (۴ - ۴) بدست می‌آید:

(۵ - ۴)

$$\tau = \left[ \int_0^{\infty} G_t e^{-rt} dt + \int_0^m EN_t e^{-rt} dt \mid I_t \right] / \left[ E\left[\int_0^{\infty} y_t e^{-rt} dt \mid I_t\right] \right]$$

همچنین فرض می‌شود مخارج واقعی دولت  $G_t$  و درآمد پایه مالیاتی  $y_t$  در اطراف مقادیر روند<sup>۲۱</sup> که با نرخ مشترک  $n$  رشد می‌کنند، نوسان پیدا کند. بنابراین می‌توان نوشت:

$$G_t^* = G^*.r^{-nt}$$

$$y_t^* = y^*.r^{-nt}$$

از این‌رو، می‌توان گفت  $G_t^*$  به عنوان مخارج واقعی نرمال و  $y_t^*$  به عنوان درآمد واقعی نرمال، ارزش فعلی انتظاری یکسانی با مقادیر واقعی  $G^*$  و  $y^*$  دارند. این فروض هرگونه انحراف در نسبت مخارج دولتی به درآمد واقعی را مانع می‌شود. در این مطالعه مخارج واقعی نرمال و درآمد واقعی نرمال با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات بدست آمده است.

(۶-۴)

$$G_0^* = (r - n)E\left[\int_0^\infty Gte^{-rt}dt \mid I_0\right]$$

(۷-۴)

$$y_0^* = (r - n)E\left[\int_0^\infty yte^{-rt}dt \mid I_0\right]$$

همچنین فرض می‌شود ارزش فعلی انتظاری درآمد انرژی برابر ارزش فعلی درآمد انرژی است که به این معناست که دولت و بنگاه‌های خصوصی انتظار دارند درآمد انرژی در سطح جاری باقی بماند.

(۸-۴)

$$EN_t = E\left[\int_0^m EN_t e^{-rt}dt \mid I_0\right]$$

روابط (۴-۶)، (۴-۷) و (۸-۴) جایگزین می‌گردد؛

(۹-۴)

$$\tau = [G_t^* + (r - n)D_0 - (r - n)EN_t] / y_t^*$$

این رابطه مانند نرخ متوسط مالیات ثابت شده در مدل بارو (۱۹۸۶) است. اما در اینجا یک جزء دیگر که مربوط به ارزش فعلی انتظاری درآمد انرژی است به رابطه اضافه شده است، هرچه این درآمد افزایش یابد متوسط نرخ مالیات تقلیل می‌یابد. از این‌رو، نرخ مالیات برابر با نسبت مخارج واقعی نرمال به درآمد واقعی نرمال است که در آن مخارج واقعی نرمال دارای دو بخش برای بدھی معوق و درآمدهای نفتی است (کیا، ۲۰۰۸).

اگر  $s$  مازاد بودجه در نظر گرفته شود:

$$s_t = -nD_{t-1} - [G_t^* + (r-n)D_{t-1}] \left( 1 - \frac{y_t}{y_t^*} \right) - (G_t - G_t^*) + EN_t \left[ 1 - (r-n) \frac{y_t}{y_t^*} \right] ,$$

$$s_t = \tau y_t + EN_t - G_t - rD_{t-1} = [G_t^* + (r-n)EN_t] \frac{y_t}{y_t^*} + EN_t - G_t - rD_{t-1}$$

سپس رابطه‌ی فوق بر GDP تقسیم می‌شود و عبارات مرتب می‌گردند:

(۱۰-۴)

$$s_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_t + \alpha_2 YVAR_t + \alpha_3 GVAR_t + \alpha_4 ENERGY_t + \varepsilon_t$$

مدل اصلی که در این مطالعه به منظور ارزیابی پایداری مالی استفاده می‌شود برگرفته از الگویی است که کیا (۲۰۰۸) مورد استفاده قرار داده است، که در آن  $s$  مازاد اولیه تقسیم بر GDP در انتهای دوره و  $d$  بدھی دولت تقسیم بر GDP در ابتدای دوره است. همچنین؛

(۱۱-۴)

$$YVAR_t = \left( 1 - \frac{y_t}{y_t^*} \right) \left( \frac{G_t^*}{y_t} \right)$$

(۱۲-۴)

$$GVAR_t = \left( \frac{G_t - G_t^*}{y_t} \right)$$

(۱۳-۴)

$$ENERGY_t = \frac{EN_t}{y_t}$$

مخارج موقت دولت  $\tau$  نیز با  $G_t - G_t^*$  اندازه‌گیری می‌شود و کاهش موقت در تولید  $y_t$  به وسیله‌ی  $\left( 1 - \frac{y_t}{y_t^*} \right)$  مشخص می‌گردد. با فرض ثبات سایر شرایط، ضرایب GVAR و YVAR و ENERGY رفتار دولت را در موقعیت‌های گوناگون نشان می‌دهند. در مورد ضریب YVAR می‌توان گفت هنگامی که  $\frac{y_t}{y_t^*} < 1$  باشد، تولید کمتر از سطح نرمال خود است و درآمدهای مالیاتی به نسبت کاهش در تولید، نزول می‌یابد. بنابراین بدھی‌ها افزایش (مازاد کاهش) پیدا کرده و در نتیجه،  $\alpha_2 < 1$  خواهد بود.

ضریب مخارات غیر نرمال موقت دولت بیشتر به مواردی همچون جنگ یا موقعی که دولت باید بیش از حد هزینه کند، بستگی دارد. زمانی که  $G_t > G_t^*$  باشد، مازاد کاهش (بدھی‌ها افزایش) پیدا می‌کند. در این موارد، دولت از افزایش مالیات برای جبران افزایش بدھی اجتناب می‌کند. به

این معنی که یک ضریب منفی واحد برای متغیر GVAR در رابطهٔ فوق، نشان دهندهٔ تمایل دولت به یکسان کردن نرخ‌های مالیات در زمان جنگ (سال‌های غیر عادی) و صلح (سال‌های عادی) می‌باشد. از طرفی دیگر اگر نرخ‌های مالیات هم جهت با GVAR تغییر کنند، ضریب این متغیر به طور قدر مطلق کمتر از یک خواهد بود ( $|\alpha_3| < 0$ ).

همچنین با افزایش درآمدهای انرژی و با ثابت در نظر گرفتن متغیرهای دیگر، اگر دولت درآمدهای انرژی را در جهت کاهش بدھی‌ها با افزایش سرمایه‌گذاری برای نسل‌های آتی بکند، مازادها (بدھی‌ها) افزایش (کاهش) پیدا می‌کند. بنابراین  $\alpha_4 > 1$ ، نمایانگر این است که یک سیاست درست و کاملاً بجا اعمال شده است.

#### • بررسی مانایی<sup>۲۴</sup> متغیرهای مورد استفاده در تحقیق

متغیرهای مورد استفاده برای آزمون پایداری مالی و شوک‌های مالی گذرا در ایران به صورت سری زمانی و سالانه از ۱۳۹۱-۱۳۵۷ هستند، برای این منظور ابتدا باید مانایی و نامانایی این متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. برای بررسی مانایی و نامانایی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول ۱ قابل مشاهده است.

جدول ۱- نتایج حاصل از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)

بررسی مانایی	مقادیر بحرانی			آماره ADF	متغیرها
	%۱۰	%۵	%۱		
با ۱ بار تفاضل‌گیری مانا است	-2.615817	-2.954021	-3.646342	-3.809979	لگاریتم مخارج دولتی Lgov
با ۱ بار تفاضل‌گیری مانا است	-2.615817	-2.954021	-3.646342	-5.906724	lother reven لگاریتم سایر درآمدها
با ۱ بار تفاضل‌گیری مانا است	-2.615817	-2.954021	-3.646342	-5.660199	Loilrev لگاریتم درآمدهای نفتی
با ۱ بار تفاضل‌گیری مانا است	-2.615817	-2.954021	-3.646342	-5.024884	Ltaxrev لگاریتم درآمدهای مالیاتی
با ۱ بار تفاضل‌گیری مانا است	-2.615817	-2.954021	-3.646342	-5.915259	Energy نسبت درآمد نفت به کل درآمدها
با ۱ بار تفاضل‌گیری مانا است	-2.615817	-2.954021	-3.646342	-4.267246	Debt-gdp نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی

بررسی مانایی	مقادیر بحرانی			آماره ADF	متغیرها
	%۱۰	%۵	%۱		
با ۱ بار تفاضل‌گیری مانا است	-2.615817	-2.954021	-3.646342	-5.667757	Surplus-gdp نسبت مازاد به تولید ناخالص داخلی
در سطح مانا است	-2.617434	-2.957110	-3.653730	-4.704572	Yvar عامل سیکلهای تجاری
در سطح مانا است	-2.614300	-2.951125	-3.639407	-4.989178	Gvar مخارج غیرنرم‌مال دولت
با ۱ بار تفاضل‌گیری مانا است	-2.615817	-2.954021	-3.646342	-4.978555	Gov مخارج دولت
با ۱ بار تفاضل‌گیری مانا است	-2.615817	-2.954021	-3.646342	-5.365921	Reven کل درآمدهای دولت
در سطح مانا است	-2.61916	-2.96041	-3.66166	-5.8122	GAP شکاف GDP

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

یادآوری می‌شود که مقادیر جدول ۱ با استفاده از نرم‌افزار Eviews به دست آمده است، همچنین به منظور از بین بردن خود همبستگی میان جملات اخلاق، طول وقفه بهینه با استفاده از معیار شوارتز-بیزین<sup>۲۵</sup>، ۲ در نظر گرفته شده است، زیرا این معیار کم هزینه‌ترین مدل را انتخاب می‌کند، یعنی در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند در حالی که معیار آکائیک<sup>۲۶</sup> بیشترین تعداد وقفه‌ها را پیشنهاد می‌کند و معیار حتان-کوئین<sup>۲۷</sup> معمولاً تعداد وقفه‌ها را حد وسط این دو تعیین می‌کند. با بررسی نتایج به دست آمده و مقایسه‌ی آماره آزمون و مقادیر بحرانی آزمون ADF مشخص می‌شود که به جز متغیرهای Yvar و Gvar و GAP که مانا یا I(0) هستند، بقیه متغیرها دارای ریشه‌ی واحد یا I(1) هستند و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. پیش از برآورد مدل اصلی، ابتدا به بررسی رابطه‌ی بین درآمد و مخارج دولت، و همچنین تابع واکنش مالی بلانچارد<sup>۲۸</sup> پرداخته می‌شود.

#### • رابطه‌ی بین مخارج و درآمدهای دولت

اکنون پس از آن که مانایی متغیرها بررسی شد به آزمون هم‌جمعی انگل-گرینجر پرداخته می‌شود. ابتدا به بررسی آزمون انگل-گرینجر برای دو متغیر درآمد و مخارج دولت پرداخته می‌شود؛

$$G_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \varepsilon_t \quad (14-4)$$

در این آزمون ابتدا رگرسیون به روش OLS<sup>۲۹</sup> برآورد می‌شود و سپس به بررسی مانایی جزء پسماند پرداخته می‌شود، اگر جزء پسماند در سطح مانا باشد نتایج حاصل از برآورد رگرسیون به روش OLS قابل اتکا خواهد بود. نتایج حاصل از این آزمون مطابق با جدول ۲ و مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۳ بصورت زیر است:

جدول ۲- نتایج برآورد رگرسیون مخارج به روش OLS

T آماره	انحراف معیار	ضرایب	متغیرها
12.16501	0.093625	1.138950	Reven
1.130882	131.4587	148.6643	C
R-Squared	0.887097	Adjusted R-Squared	0.88345
F-Stat	243.5716	DW-statistic	1.427034

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۳- نتایج حاصل از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) برای جملات اخلاق

بررسی مانایی	مقادیر بحرانی			ADF آماره	متغیر
	%۱۰	%۵	%۱		
در سطح مانا است	2.617434	-2.957110	-3.653730	-3.756731	Residual

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

با بررسی مانایی جزء اخلاق، مشخص شد که در سطح مانا است (آماره ADF= -3.756731 بیشتر از مقادیر بحرانی می‌باشد)، بنابراین می‌توان گفت که نتایج برآورد رگرسیون فوق به روش OLS قابل اطمینان است و رگرسیون غیر کاذب<sup>۳۰</sup> است.

همان‌طوری که مشاهده می‌شود ضریب به دست آمده برای متغیر درآمد ۱/۱۳ است، ضریب بزرگ‌تر از یک برای درآمد نشان‌دهنده‌ی آن است که مخارج بیشتر از درآمدها افزایش می‌یابد در نتیجه دولت نمی‌تواند تمامی مخارج خود را با درآمد‌هایش پوشش دهد. بنابراین می‌توان گفت که فرآیند مالی در ایران در معرض ناپایداری قرار دارد.

#### ۲۱ • تعدیل درآمدها و مخارج دولتی نسبت به بدھی

به منظور تجزیه و تحلیل تعدیلات مالی، دوتابع واکنش مالی به صورت ذیل تخمین زده می‌شود (پروتی و بلانچارد<sup>۳۲</sup>، ۲۰۰۲):

$$G_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_{t-1} + \alpha_2 GAP_t + \varepsilon_t \quad (15-4)$$

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_{t-1} + \alpha_2 GAP_t + \varepsilon_t$$

$G_t$  : مخارج دولتی

$R_t$  : درآمد دولتی

ارزش بازاری بدھی‌های دولتی می‌باشد و حاصل تقسیم بدھی دولتی به محصول ناخالص داخلی در زمان  $t - 1$  است.

$GAP_t$  : نفاؤت بین GDP واقعی و GDP بالقوه

این توابع نشان می‌دهند که مخارج دولتی ( $G_t$ ) و درآمد دولتی ( $R_t$ ) به بدھی‌های دولتی و شکاف GDP واقعی و بالقوه بستگی دارند و اثرات درآمد و مخارج بر روی پایداری بدھی همراه با چگونگی انجام تعدیلات مالی بررسی می‌شوند. انتظار می‌رود درآمدها و مخارج همواره با بدھی رابطه مثبت داشته باشند و  $\alpha_1$  در هر دو معادله مثبت باشد.

در این مرحله هدف ارزیابی این مسئله است که کدام بخش از سیاست مالی (مخارج یا درآمدهای دولت یا هردو) در مقابل انباشت بدھی تعدیل می‌شود طوری که بدھی و سیاست مالی را پایدار کند. نتایج تخمین تعدیل مخارج (G) و تعدیل درآمد دولت نسبت به بدھی در جدول ۴ و جدول ۵ آمده است.

جدول ۴- تخمین تعدیل مخارج دولتی نسبت به بدھی به روش OLS

P-value	انحراف معیار	ضریب	متغیر
0.04	0.033	-0.07	جمله ثابت
0.00	0.140	1.45	d(-1)
0.20	0.22	0.29	GAP
R-Squared	0.949	Adjusted R-Squared DW-statistic	0.943 F-Stat 1.59 174.045

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۵- تخمین تعدیل درآمد دولت نسبت به بدھی به روش OLS

P-value	انحراف معیار	ضریب	متغیر
0.02	0.021	-0.05	جمله ثابت

0.00	0.100	1.21	d(-1)
0.43	0.131	0.24	GAP
R-Squared	0.975	Adjusted R-Squared	0.972
F-Stat	283.19	DW-statistic	1.89

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

ضریب بدھی با وقفه در هر دو تخمین مثبت و معنی‌دار است اما این ضریب در تابع تعديل مخارج بزرگ‌تر است. اگرچه هم مخارج و هم درآمدهای دولت در مقابل انباشت بدھی تعديل می‌شود اما تعديلات بیشتر در سمت مخارج اتفاق می‌افتد. بنابراین، نتایج مذکور در تأیید قید بودجه بین دوره‌ای و نقش دولت در تعديلات مالی از طریق مخارج و درآمد است. علاوه بر این، می‌توان گفت که با افزایش بدھی‌های دولت مخارج دولتی بیشتر از درآمدهای دولتی افزایش پیدا می‌کند در نتیجه با افزایش بدھی‌های دولت مازادها کاهش پیدا می‌کند که این خود می‌تواند به منزله‌ی ناپایداری سیاست مالی دولت در ایران باشد.

## ۵- یافته‌های پژوهش

### • آزمون پایداری مالی

در بخش قبلی، نحوه‌ی استخراج و همچنین متغیرهای این مدل معرفی شدند، در این قسمت به برآورد مدل (۱۷-۴) پرداخته می‌شود. جدول ۶ نتایج حاصل از برآورد مدل را نشان می‌دهد:

$$s_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_t + \alpha_2 YVAR_t + \alpha_3 GVAR_t + \alpha_4 ENERGY_t + \varepsilon_t \quad (17-4)$$

جدول ۶- نتایج آزمون پایداری مالی به روش OLS

آماره t	انحراف معیار	ضرایب	متغیرها
-2.075356	0.032323	-0.067081	D
-3.637071	0.138227	-0.502742	YVAR
-5.473507	0.116843	-0.639552	GVAR
2.066949	0.128461	0.265523	ENERGY
-2.066949	0.076523	-0.195439	C
R-Squared	0.682656	Adjusted R-Squared	0.640343
F-Stat	16.13364	DW-statistic	1.51

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۷- نتایج حاصل از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) برای جملات اخلال

بررسی مانایی	مقادیر بحرانی			ADF	آماره	متغیر
	%۱۰	%۵	%۱			

در سطح مانا است	2.615817	-2.954021	-3.646342	-4.629047	<b>Residual</b>
-----------------	----------	-----------	-----------	-----------	-----------------

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۷ در جدول ۷، پس از برآورد رگرسیون به روش OLS مانایی جملات اخلال بررسی شد (آماره ADF=4.629047) که بیشتر از مقادیر بحرانی می‌باشد) و مشخص گردید که بین متغیرها رابطه‌ی هم‌جمعی برقرار است و نتایج رگرسیون فوق قابل اطمینان است. همچنین در برآورد رگرسیون فوق همه‌ی متغیرهای موجود معنادار شده‌اند. وجود ضریب منفی برای نسبت بدھی- GDP نشان‌دهنده‌ی آن است که با افزایش بدھی‌های دولت مازاد بودجه افزایش نمی‌یابد. از این‌رو می‌توان گفت که سیاست مالی در ایران پایدار نیست. ضریب منفی YVAR حاکی از آن است که اگر اقتصاد در رکود قرار گرفته باشد،  $1 < \frac{y_t}{y_t^*}$  مازادها کاهش پیدا می‌کند. همچنین ضریب منفی برای GVAR نشان‌دهنده‌ی آن است که افزایش مخارج دولت به میزانی بیش از مقدار نرمال، منجر به کاهش مازادها می‌گردد. اما ضریب مثبت برای ENERGY حاکی از آن است که افزایش درآمدهای نفتی منجر به افزایش مازادها می‌شود. اگر ضریب ENERGY بزرگ‌تر از یک باشد به این معنا است که دولت به طور صحیح از این منبع درآمدی استفاده نموده است. مقدار ضریب ENERGY یعنی  $\alpha_4 = 0,31$  بیان کننده‌ی این نکته است که دولت درآمدهای نفتی را صرف هزینه‌های مصرفی خود می‌کند در حالی که درآمدهای نفتی یک منبع درآمدی موقتی است و بایستی صرف سرمایه‌گذاری شود.

## • آزمون هم‌جمعی یوهانسن

به منظور بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها از آزمون هم‌جمعی یوهانسن استفاده می‌شود، تفاوتی که بین آزمون هم‌جمعی انگل- گرینجر و یوهانسن وجود دارد این است که در آزمون انگل- گرینجر فرض می‌شود که تنها یک بردار نرمال وجود دارد، در حالی که در مدل‌های چند متغیره ممکن است بیش از یک بردار هم‌جمعی نرمال وجود داشته باشد. در این بخش ابتدا به نتایج حاصل از آزمون هم‌جمعی یوهانسن برای دو متغیر درآمدها و مخارج دولت پرداخته می‌شود. برای این آزمون وقفه‌ی بهینه بر اساس معیار آکائیک، ۱ وقفه انتخاب گردید.

برآورد رابطه‌ی هم‌جمعی بین دو متغیر درآمد و مخارج دولت، مشخص شد که هیچ بردار هم- جمعی بین این دو متغیر وجود ندارد. بنابراین می‌توان این گونه بیان کرد که این دو متغیر در بلندمدت یکدیگر را دنبال نمی‌کنند، این نتیجه اشاره بر این نکته دارد که ایران به عنوان یک کشور صادرکننده‌ی نفت، برای بازپرداخت بدھی‌هایش از فروش نفت و درآمد حاصل از آن استفاده می-

کند تا اینکه ظرفیت‌های مالیاتی و درآمدهای مالیاتی‌اش را افزایش دهد. علاوه بر این، زمانی که یک کشور برای تأمین مخارج خود از فروش نفت به مقداری بیش از درآمدهای مالیاتی‌اش استفاده می‌کند، ممکن است که درآمد و مخارج دولت با یکدیگر حرکت کنند اما بر یکدیگر تأثیری نداشته باشند. از این‌رو، نبود رابطه‌ی هم‌جمعی بین درآمد و مخارج دولت دلالت بر آن دارد که سیاست مالی در ایران پایدار نیست.

در جدول ۸، آزمون هم‌جمعی یوهانسن برای رابطه‌ی (۱۸-۴) انجام می‌شود:

$$s_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_t + \alpha_2 YVAR_t + \alpha_3 GVAR_t + \alpha_4 ENERGY_t + \varepsilon_t \quad (18-4)$$

جدول ۸- نتایج حاصل از آزمون هم‌جمعی یوهانسن (بردار هم‌جمعی نرمال شده)

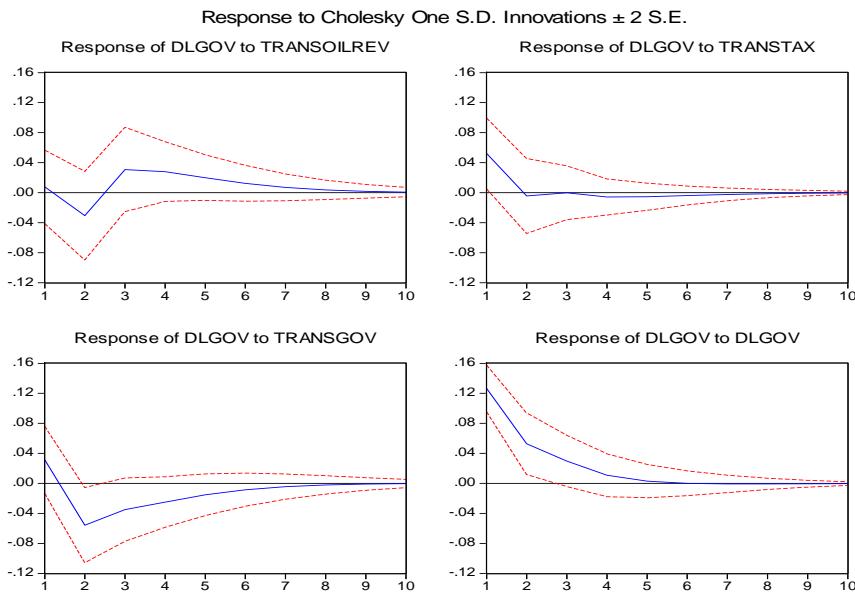
ENERGY	GVAR	YVAR	D	متغیر
0.04	0.85	0.49	-0.034	ضریب

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

برای این آزمون با استفاده از معیار آکائیک، وقفه‌ی ۳ به عنوان وقفه‌ی بهینه انتخاب گردید. نتایج حاصل از آزمون هم‌جمعی یوهانسن برای رگرسیون فوق، ۴ بردار هم‌جمعی را بین متغیرهای مدل ارائه می‌کند که بردار اول به عنوان بردار بهینه انتخاب گردید. وجود ضریب منفی  $d$  نشان‌دهنده‌ی آن است که با افزایش بدھی‌های دولت، مازادها افزایش پیدا نمی‌کنند، در نتیجه بدھی‌ها در آینده با مازاد جبران نمی‌شوند. ضریب مثبت  $YVAR$  حاکی از آن است که در ایران، مازاد بودجه در جهت موافق ادوار تجاری عمل می‌کند. یعنی در دوران رکود مخارج خود را کاهش می‌دهد و در دوران رونق مخارج خود را افزایش می‌دهد. این نتیجه مطابق با یافته‌های تالوی و وگ<sup>۳۰۰۵</sup> است که بیان می‌کند در کشورهای در حال توسعه، دولتها در دوران رکود مخارج خود را کاهش می‌دهند و در دوران رونق بر مخارج خود می‌افزایند. ضریب مثبت و کوچک‌تر از یک  $GVAR$  نشان‌دهنده‌ی آن است که اگر مخارج بیش از حد نرمال باشد مازاد افزایش پیدا می‌کند اما به میزانی کمتر از افزایش در مخارج. همچنین ضریب مثبت و کوچک‌تر از یک  $ENERGY$  حاکی از آن است که با افزایش درآمدهای نفتی مازاد بودجه افزایش می‌یابد اما ضریب کوچک این متغیر نشان‌دهنده‌ی آن است که درآمدهای نفتی صرف سرمایه‌گذاری نمی‌شوند. با توجه به نتایج فوق، می‌توان گفت که دولت سیاست‌های مالی پایدار را در پیش نگرفته است و سیاست مالی در ایران ناپایدار است.

### • نتایج حاصل از توابع واکنش آنی<sup>۳۴</sup>

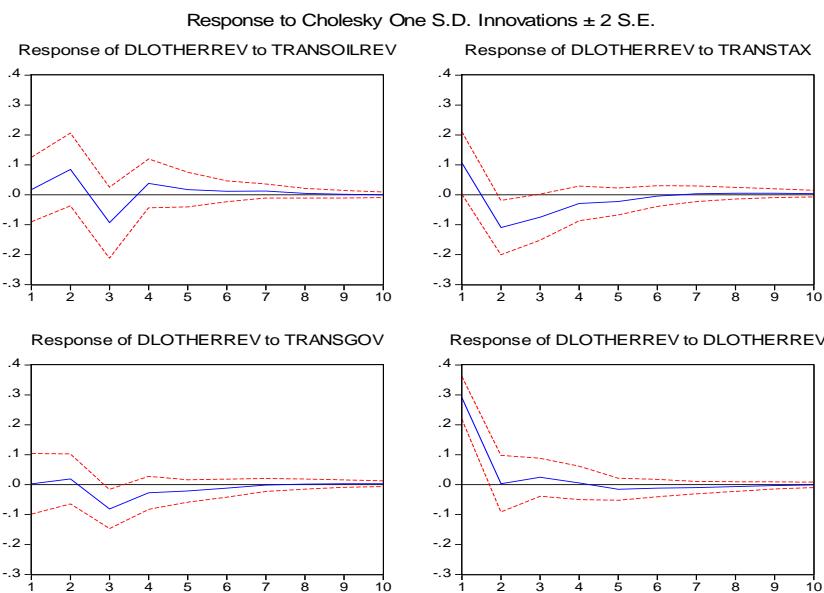
تجزیه و تحلیل اثرات پویا از شوک‌های ایجاد شده در الگو با استفاده از روش توابع عکس العمل آنی (IRF) صورت می‌گیرد. در این مطالعه، شوک‌های مالی گذرا<sup>۳۵</sup> با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات<sup>۳۶</sup> در نرم‌افزار ایوبوز به دست آمده است. همچنین منظور از شوک‌های مالی گذرا؛ شوک گذرای مخارج دولتی، شوک گذرای درآمدهای مالیاتی و شوک گذرای درآمدهای نفتی دولت است. در این بخش از مطالعه واکنش آنی تغییرات مخارج دولتی (Igov) به شوک‌های مالی گذرا مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین نتایج حاصل از واکنش تغییرات درآمدهای نفتی (oilreven) و تغییرات درآمدهای غیرنفتی (lotherreven) نسبت به شوک‌های مالی گذرا در قسمت پیوست این مطالعه ارائه گردیده است.



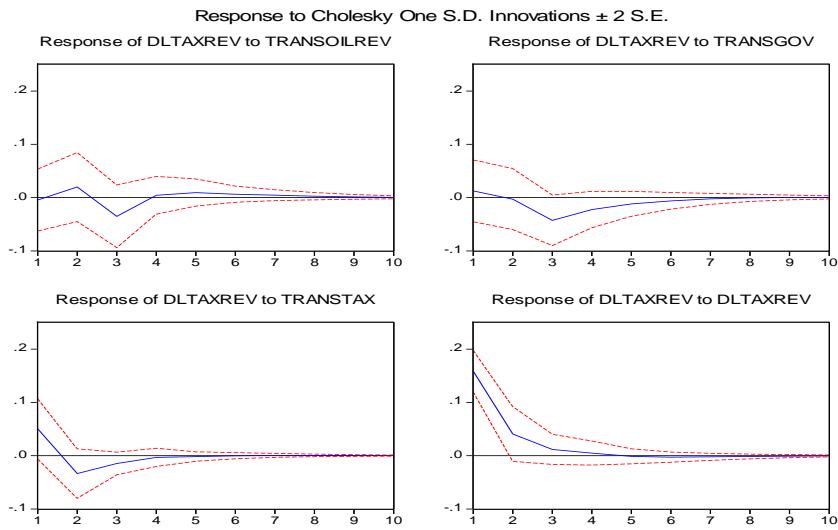
نمودار ۱- بررسی اثرات شوک‌های مالی گذرا بر روی تغییرات مخارج دولتی  
مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

با دقت در نمودار ۱ می‌توان بیان کرد که شوک درآمدهای نفتی گذرا در ابتدای دوره تأثیر منفی بر تغییرات مخارج دولتی دارد و سپس بعد از دو دوره بر آن اثر مثبت می‌گذارد و می‌توان

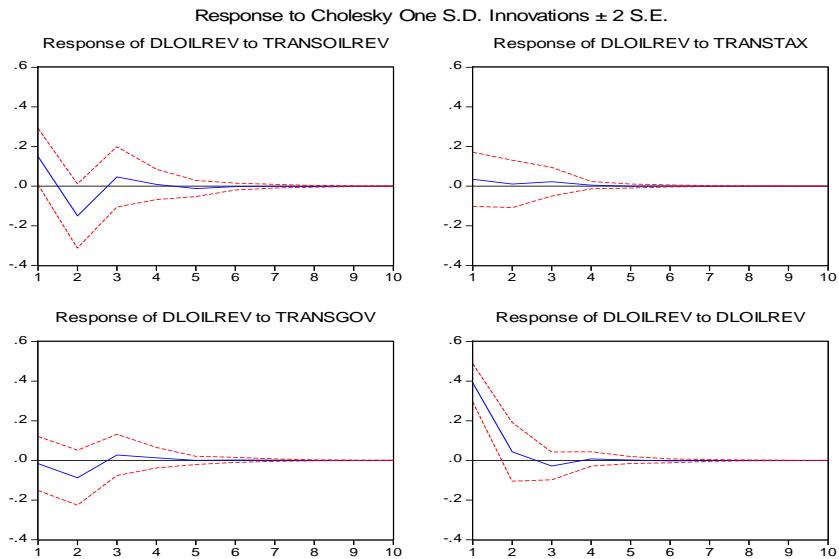
گفت که در میان مدت اثر مثبتی بر تغییرات مخارج دولت می‌گذارد که این موضوع نمی‌تواند در راستای پایداری مالی باشد اما در بلندمدت بر روی تغییرات مخارج دولتی بی اثر است. شوک درآمدهای مالیاتی گذرا در ابتدای دوره اثر منفی بر تغییرات مخارج دولتی می‌گذارد که این اثر بعد از یک دوره بسیار ناچیز می‌شود و در بلندمدت به صفر می‌رسد. شوک مخارج دولتی گذرا در ابتدای دوره اثر منفی بر تغییرات مخارج دولتی می‌گذارد به طوری که این اثر منفی بعد از یک دوره شروع به کاهش نموده و در بلندمدت به صفر می‌رسد. شوک تغییرات مخارج دولتی در ابتدای دوره اثر منفی بر روی تغییرات مخارج دولتی می‌گذارد به طوری که بعد از ۶ دوره به صفر می‌رسد. همچنین نتایج حاصل از بررسی اثرات شوک‌های مالی بر روی تغییرات درآمدهای غیرنفتی (سایر درآمدها)، تغییرات درآمدهای غیرنفتی (درآمدهای مالیاتی) و تغییرات درآمدهای نفتی نشان می‌دهد که شوک‌های مالی گذرا در بلندمدت بر روی متغیرهای یاد شده اثری ندارند. این نتایج به صورت جدول و نمودار در ادامه ارائه گردیده است.



**نمودار ۲ - واکنش آنی تغییرات درآمدهای غیرنفتی (سایر درآمدها) به شوک‌های مالی گذرا**  
مأخذ: یافته‌های پژوهشگر



نمودار ۳ - واکنش آنی تغییرات درآمدهای غیرنفتی(درآمدهای مالیاتی) به شوک‌های مالی گذرا  
مأخذ: یافته‌های پژوهشگر



نمودار ۴ - واکنش آنی تغییرات درآمدهای نفتی به شوک‌های مالی گذرا  
مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

### • نتایج حاصل از تجزیه واریانس<sup>۳۷</sup>

تجزیه واریانس، تغییرات در یک متغیر درون‌زا را نسبت به شوک‌های متغیرهای درون‌زا دیگر تفکیک می‌کند. بنابراین تجزیه واریانس اطلاعاتی در رابطه بالهمیت نسبی هر یک از شوک‌های تصادفی برای تحت تأثیر قرار دادن متغیرهای مدل آماده می‌کند. در روش تجزیه واریانس، سهم شوک‌های وارد شده بر متغیرهای مختلف الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر در کوتاه-مدت و بلندمدت مشخص می‌گردد.

**جدول ۹ - تجزیه واریانس تغییرات مخارج دولتی**

دوره	S.E.	Igov	Transoil	Transtax	Transgov
۱	46362/00	80/93346	·/295412	13/82607	4/945058
۲	47930/01	70/56066	3/756786	10/34401	15/33855
۳	48217/67	66/26853	6/566880	9/276844	17/88774
۴	48262/10	63/33663	8/750378	8/924356	18/98863
۵	48267/98	62/03277	9/816393	8/830503	19/32034
۶	48269/15	61/56847	10/22039	8/810791	19/40034
۷	48269/71	61/42901	10/34787	8/808152	19/41497
۸	48270/00	61/39323	10/38215	8/808276	19/41634
۹	48270/12	61/38549	10/38998	8/808500	19/41603
۱۰	48270/17	61/38414	10/39145	8/808587	19/41582

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

نتایج تجزیه واریانس متغیر تغییرات مخارج دولتی(Igov) در جدول ۹ ارائه شده است. در جدول فوق اجزای انحراف معیار تغییرات مخارج دولتی نیز نشان داده شده است. در دوره اول، ۸۰٪ اندکی از انحراف معیار تغییرات مخارج دولتی توسط خود متغیر توضیح داده شده است. در دوره دوم، ۷۰٪ از نوسانات متغیر تغییرات مخارج دولتی(Igov) مربوط به خود متغیر می‌باشد. در میان مدت به ترتیب شوک‌های گذرا مخارج دولتی، درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیاتی بیشترین میزان اثربخشی را در نوسانات مخارج دولتی دارند. همچنین در دوره دهم، سهم خود متغیر در توضیح نوسانات، به ۶۱٪ کاهش پیدا کرده است. در این دوره نیز پس از خود متغیر، به ترتیب شوک‌های گذرا مخارج و درآمدهای نفتی بیشترین نقش را در توضیح نوسانات IgoV دارند. همچنین نتایج تجزیه واریانس سایر متغیرها در قسمت پیوست این مطالعه ارائه گردیده است.

## ۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج مطالعه ارتباط بین درآمدها و مخارج دولت و برآورد معادله‌ی آن به روش OLS؛ ضریبی مثبت و بزرگ‌تر از یک را نشان می‌دهد که حاکی از آن است که با افزایش درآمدها، مخارج دولت بیش از مقدار افزایش در درآمدها افزایش پیدا می‌کند، این در حالی است که در ارتباط بلندمدت میان این دو متغیر، آزمون هم‌جمعی یوهانسن هیچ بردار هم‌جمعی ارائه نمی‌کند که می‌تواند نشان‌دهنده‌ی آن باشد که در ایران، مخارج و درآمدهای دولت از انضباط مطلوبی برخوردار نیست. همچنین در ادامه نشان داده شد که تعدیلات بدھی بیشتر از طرف مخارج دولت صورت می‌گیرد بدین معنی که با افزایش بدھی‌های دولت، مخارج بیش از درآمدها افزایش پیدا می‌کند. علاوه بر این، نتایج حاصل از برآورد مدل اصلی جهت آزمون پایداری مالی وجود رابطه‌ی منفی بین نسبت بدھی به GDP و نسبت مازاد به GDP را نشان می‌دهد که تأییدی بر وجود ناپایداری سیاست مالی در ایران است، همچنین ضریب منفی برای متغیر کاهش موقعت در تولید (YVARD) نشان‌دهنده‌ی آن است که زمانی که اقتصاد در رکود باشد مازاد بودجه کاهش پیدا می‌کند و همچنین هنگامی که اقتصاد در رونق باشد مازاد افزایش می‌یابد، ضریب منفی برای متغیر (GVAR) حاکی از آن است که اگر مخارج دولت بیش از مقدار نرمال آن افزایش یابد، مازاد بودجه کاهش می‌یابد که این نتیجه در راستای ناپایداری سیاست مالی می‌باشد، همچنین ضریب مثبت برای متغیر درآمدهای نفتی (ENERGY) نشان می‌دهد که با افزایش درآمدهای نفتی، مازاد بودجه افزایش می‌یابد اما ضریب کوچک و مثبت این متغیر حاکی از آن است که درآمدهای نفتی صرف زیرساختها و سرمایه‌گذاری‌ها نمی‌شوند و به درستی هزینه نمی‌شوند، آزمون هم‌جمعی یوهانسن هم دال بر وجود ناپایداری سیاست مالی در ایران می‌باشد.

در ادامه نتایج حاصل از توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که کلیه‌ی شوک‌های مالی گذرا در بلندمدت بر روی متغیرهای بودجه اثری ندارند، اما در کوتاه مدت و میان‌مدت شوک گذرا در تغییرات درآمدهای نفتی اثر مثبتی بر تغییرات مخارج دولتی دارد که نمی‌تواند در راستای پایداری مالی باشد. لذا با توجه به بی اثر بودن شوک‌های مالی در اقتصاد ایران بهتر است که دولت در کوتاه مدت می‌تواند از این وضعیت بخوبی استفاده کرده و با شوک‌های مالی روی بعضی متغیرها تاثیر گذار باشد. در حالی که در بلندمدت دولت تصمیمات غیرمنتظره اقتصادی را در بخش مالی ایجاد کند، به طوریکه کمترین هزینه را برای اقتصاد به دنبال داشته باشد.

بر اساس نتایج پژوهش، سیاست مالی در ایران دچار ناپایداری است. یکی از دلایل اصلی چنین مسئله‌ای اقتصاد غیر متنوع ایران است. با توجه به اینکه بودجه‌ی دولت ایران به شدت به درآمدهای نفتی وابسته است و همچنین نا اطمینانی و نوسان درآمدهای نفتی و محدودیت منابع

نفتی، بایستی تلاش شود که از وابستگی بودجه به درآمدهای نفتی کاسته شود تا بتوان درآمدهای نفتی را صرف زیرساخت‌ها و سرمایه‌گذاری‌ها کرد. کاهش وابستگی بودجه به درآمدهای نفتی با متنوع کردن اقتصاد حاصل می‌شود. از جمله اقداماتی که می‌تواند در جهت کاهش وابستگی بودجه به درآمدهای نفتی صورت گیرد؛ افزایش انتشار اوراق مشارکت به جای سیاست غیر شفاف چاپ پول، کاهش هزینه‌ها از طریق کوچک کردن اندازه‌ی دولت می‌باشد.

کشورهای تکمحصولی و بهخصوص کشورهای در حال توسعه‌ای که به صادرات محصول خاصی وابسته هستند از لحاظ اقتصادی کشورهای بحران‌خیزی هستند. همچنین کشورهایی که رابطه‌ی بین درآمدهای مالیاتی و GDP در آن ضعیف است انتظار می‌رود که با بحران‌های بدھی مواجه شوند. با توجه به اینکه ایران کشوری در حال توسعه است و سیستم مالیاتی آن نامطلوب است و همچنین اطلاعات مالیاتی آن شفاف نیست، لذا دولت بایستی تلاش کند نظام مالیاتی کشور را اصلاح و بهبود ببخشد و بکوشد از طریق افزایش پایه‌های مالیاتی سهم درآمدهای مالیاتی را در بودجه افزایش دهد. همچنین توصیه می‌شود دولت تلاش کند که درآمدهای حاصل از فروش نفت را به دیگر انواع ذخایر تبدیل نماید، فعالیتهای تولیدی را توسعه بخشد و بخشی از اعتبار طرح‌های تولیدی و کارآفرینی بخش خصوصی را تأمین نماید. تأسیس و پایه‌گذاری نهاد جدگانه‌ای برای مدیریت بدھی دولت، باعث تفکیک هدف‌ها و ابزارها به صورت رسمی می‌شود. برخی از کشورها مانند نیوزیلند، ایرلند و سوئد از چنین روشی استفاده کرده‌اند و بهوسیله‌ی آن بدھی دولت را از طریق حداقل سازی هزینه‌ها مدیریت نموده‌اند. لذا در مورد ایران که کشوری در حال توسعه است می‌توان گفت که به شرط رعایت هماهنگی میان سیاست‌های مالی و پولی و در نظر گرفتن هزینه منفعت؛ راهاندازی چنین سازمانی می‌تواند مدیریت بدھی‌های دولت را بهبود ببخشد. کاهش مخارج دولتی و یا افزایش مالیات‌ها تنها راه حل مشکل ناپایداری مالی و کنترل بدھی نیست، دولت می‌تواند با اصلاحات ساختاری در شرکت‌های دولتی ناکارآمد و همچنین حرکت به سوی خصوصی-سازی کارآمد، ظرفیت‌های مالی را برای استفاده‌ی بهتر و کارآمدتر آزاد نماید.

### فهرست منابع

- ۱) افشاری، زهرا، شیرین بخش، شمس الله و بهشتی، مریم (۱۳۹۱)، "بررسی پایداری مالی در ایران"، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی ایرانی) سال دوازدهم، شماره ۴۵، ۲۷-۵۴ صفحات.
- ۲) بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ترازنامه بانک مرکزی، سال‌های مختلف.
- ۳) خیابانی، ناصر و کریمی پتانلار، سعید و موتمنی، مانی (۱۳۹۱)، "بررسی پایداری مالی دولت ایران با روش هم‌جمعی چندجانبه"، سال هفدهم، شماره ۱۰، ص ۸۹-۷۳.
- ۴) زارعی، ژاله (۱۳۸۸)، ارزیابی پایداری مالی در اقتصاد ایران. تازه‌های اقتصاد؛ سال هشتم، شماره ۱۳۰.
- ۵) عاقلی، لطفعلی و رضاقلیزاده، مهدیه و آقایی خوندابی، مجید (۱۳۸۸)، "تأثیر شوک‌های مالی بر مصرف بخش خصوصی در ایران" فصلنامه نامه مفید، شماره ۷۲، ص ۱۶۰-۱۳۵.
- ۶) عبدالی، محمدرضا و رحمانی، تیمور و فلاحی، سامان (۱۳۹۱)، «مالیات بر ارزش افزوده و ثبات مالی دولت»، پژوهشنامه مالیات، شماره چهاردهم.
- ۷) کمیجانی، اکبر و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۴)، "پایداری مالی دولت در اقتصاد ایران با رویکرد مدل هم‌اباشتگی" دو فصلنامه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، ۱۰۴، ج ۱۱، ش ۲، ۳-۲۶.
- ۸) موتمنی، مانی و کریمی پتانلار، سعید (۱۳۹۲)، "بدھی و هزینه‌های پایدار دولت در ایران"، فصلنامه سیاسی-اقتصادی، شماره ۲۹۱.
- ۹) موسوی محسنی، رضا و حامد طاهری (۱۳۸۸)، «ارزیابی پایداری مالی دولت در ایران، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران»، سال سیزدهم، شماره ۴۱، صفحات ۱۲۳-۱۳۷.
- ۱۰) نصیری‌زاده، حمیدرضا (۱۳۸۰)، "کسری بودجه و تورم در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۴۲". تهران: معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی رئیس جمهور.
- ۱۱) نوفrstی، محمد (۱۳۷۸)، «ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی»، تهران، موسسه خدمات فرهنگی رسا.
- 12) Alesina, A., Roubini, N, and Cohen, G.D, (1997), "Political Cycles and the Macro Economy". Cambridge: The MIT Press.
- 13) Ahmad Zubaidi Baharumshah, Evan Lau, (2007)."Regime changes and the sustainability of fiscal imbalance in East Asian countries",Economic Modelling, Volume 24, Issue 6, Pages 878–894.
- 14) Alfred Greiner, Göran Kauermann, (2007). "Sustainability of US public debt: Estimating smoothing spline regressions", Economic Modelling 24, p 130-164.

- 15) Ana Bela Santos Bravo, António Lui's Silvestre, (2002). "Intertemporal sustainability of fiscal policies: some tests for European countries", European Journal of Political Economy, Vol. 18 (2002) 517 – 528.
- 16) Barro, R. M. (1986). "U.S. deficits since World War I". Scandinavian Journal of Economics, 88(1), 195–222.
- 17) 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), pp.1329-1368.
- 18) Bohn, H. (1998). "The behavior of U.S. public debt and deficits". Quarterly Journal of Economics, 113, 949–963.
- 19) Bouakez, Hafrdh and Rebei, Nooman (2007), "Why does Private Consumption rise after a Government Spending Shock?", Canadian Journal of Economics- Revue Canadienne D Economique 40(3): 954-979.
- 20) Doi, Takero Hoshi, Takeo. Okimoto, T (2011), "Japanese government debt and sustainability of fiscal policy", J. Japanese Int. Economies 25, 414–433.
- 21) Edwards, Sebastian. (2002). "Debt Relief and Fiscal Sustainability". National Bureau of Economic Research, Working Paper 8939, p 3-16.
- 22) Guglielmo Maria Caporale et al, (2011). "Fiscal shocks and real exchange rate dynamics: Some evidence for Latin America", Journal of International Money and Finance 30 (2011) 709–723.
- 23) Kia, Amir. (2008). "Fiscal Sustainability in Emerging Countries", Journal of Policy Modeling. Vol. 30, Issue 6. P 3-12.
- 24) Iolanda LoCascio (2015). "A wavelet analysis of US fiscal sustainability", Economic Modeling Volume 51, December 2015, Pages 33-37.
- 25) Luiz Renato Lima et al, (2008). "Debt ceiling and fiscal sustainability in Brazil: A quantile autoregression approach", Journal of Development Economics 86 (2008) 313–335.
- 26) Mari Del Cristo, Maria Lorena. & Marta Gomz-Puig, (2013), "Fiscal Sustainability and Fiscal Shocks in a Dollarized and Oil-Exporting Country: Ecuador", Research Institute of Applied Economics, Working Paper, p 40.
- 27) Polito, Vito and Wickens, Mike (2005). "Measuring Fiscal Sustainability". Centre for Dynamic Macroeconomic Analysis Conference Papers. P 3-12.
- 28) Ravn. Morten O. and Harald Uhlig, "On Adjusting the HP-filter for the Frequency of Observations. Review of Economics and Statistics, No. 84, p 371-380.
- 29) www.worldbank.org
- 30) Zubaidi Baharumshah, A. Soon, Siew-Voon. Lau, E (2017), "Fiscal sustainability in an emerging market economy: When does public debt turn bad?", Journal of Policy Modeling, Volume 39, Issue 1, January–February 2017, Pages 99-113.

پیوست:

**تجزیه واریانس تغییرات درآمدهای غیرنفتی(سایر درآمدها)**

Transgov	transtax	Transoil	other revenue	S.E.	دوره
•/007565	11/81091	•/316624	87/86490	44567/71	۱
•/320099	20/18717	6/488557	73/00418	47460/58	۲
5/105867	21/11891	11/77453	62/00069	47857/44	۳
5/529209	21/25468	12/55358	60/66254	48465/55	۴
5/791770	21/38664	12/63174	60/18986	48601/59	۵
5/872423	21/33469	12/68731	60/10558	48682/79	۶
5/862597	21/30208	12/77121	60/06411	48716/85	۷
5/860854	21/30672	12/77975	60/05268	48731/50	۸
5/866188	21/31903	12/77750	60/03728	48737/32	۹
5/871825	21/32536	12/77534	60/02747	48739/89	۱۰

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

**تجزیه واریانس تغییرات درآمدهای غیرنفتی(درآمدهای مالیاتی)**

TRANSGOV	TRANSTAX	TRANSOIL	TAX REVENUE	S.E.	دوره
•/567660	9/102778	•/075560	90/25400	46273/29	۱
•/537037	11/80089	1/342113	86/31996	47659/67	۲
5/775593	11/25762	4/790477	78/17631	48059/00	۳
7/117189	11/10770	4/767577	77/00753	48245/69	۴
7/464051	11/04215	4/986895	76/50691	48280/39	۵
7/556750	11/01531	5/087097	76/34084	48288/43	۶
7/566362	11/00627	5/139483	76/28788	48291/01	۷
7/565064	11/00388	5/157493	76/27356	48291/98	۸
7/564638	11/00345	5/161547	76/27037	48292/39	۹
7/564891	11/00339	5/162130	76/26959	48292/54	۱۰

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

**تجزیه واریانس تغییرات درآمدهای نفتی**

TRANSGOV	TRANSTAX	TRANSOIL	OIL REVENUE	S.E.	دوره
•/140724	•/681717	12/69046	86/48710	45891/80	۱
3/761915	•/633645	21/50284	74/10160	47866/93	۲
4/043104	•/857108	22/09185	73/00793	48153/63	۳
4/121254	•/866973	22/09194	72/91983	48278/01	۴
4/118332	•/866455	22/14562	72/86959	48299/41	۵
4/120091	•/866769	22/14618	72/86696	48302/45	۶
4/121068	•/866803	22/14597	72/86615	48303/19	۷
4/121115	•/866799	22/14628	72/86580	48303/34	۸
4/121128	•/866798	22/14633	72/86574	48303/37	۹
4/121134	•/866798	22/14633	72/86573	48303/37	۱۰

### یادداشت‌ها

- 
- <sup>۱</sup> Alfred Greiner, Göran Kauermann
  - <sup>۲</sup> Ahmad Zubaidi Baharumshah, Evan Lau
  - <sup>۳</sup> Amir Kia
  - <sup>۴</sup> Luiz Renato Lima et al
  - <sup>۵</sup> Quantile
  - <sup>۶</sup> Takero Doi, et al
  - <sup>۷</sup> Guglielmo Maria Caporale et al
  - <sup>۸</sup> María Lorena Marí Del Cristo and Marta Gomez-Puig
  - <sup>۹</sup> Iolanda Lo Cascio
  - <sup>۱۰</sup> Ahmad Zubaidi Baharumshah
  - <sup>۱۱</sup> Seigniorage
  - <sup>۱۲</sup> Fiscal Sustainability
  - <sup>۱۳</sup> Fiscal Shocks
  - <sup>۱۴</sup> Garcia and Ramajo
  - <sup>۱۵</sup> Bouakez, Hafedh and Rebei, Nooman
  - <sup>۱۶</sup> Mari Del Cristo, Maria Lorena. & Marta Gomz-Puig
  - <sup>۱۷</sup> Amir Kia, (2006)
  - <sup>۱۸</sup> Ahmad, S, & Ragers, J.H
  - <sup>۱۹</sup> Bohn Henning
  - <sup>۲۰</sup> Barro's Tax Smoothing
  - <sup>۲۱</sup> Trend Values
  - <sup>۲۲</sup> Temporary Government Spending
  - <sup>۲۳</sup> Temporary Shortfall of Output
  - <sup>۲۴</sup> Stationary
  - <sup>۲۵</sup> Schwarz-Bayesian Criterion
  - <sup>۲۶</sup> Akaike Information Criterion
  - <sup>۲۷</sup> Hannan-Quinn Criterion
  - <sup>۲۸</sup> Belanchard
  - <sup>۲۹</sup> Ordinary Least Squares
  - <sup>۳۰</sup> Non Spurious Regression
  - <sup>۳۱</sup> Government Revenue and Expenditure Adjustments to Debt
  - <sup>۳۲</sup> Blanchard, o. Perotti, R
  - <sup>۳۳</sup> Talvi and Vegh
  - <sup>۳۴</sup> Impulse Response Functions
  - <sup>۳۵</sup> Transitory fiscal shocks
  - <sup>۳۶</sup> Hedic, R. J. and E.C. Perscott
  - <sup>۳۷</sup> Variance Decomposition