

فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

سال پنجم، شماره ۲۰، زمستان ۱۳۹۵

صفحات: ۱۵۱-۱۷۲

## آزمون تجربی توهم بدهی در اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت ARDL

فوزیه جیحون تبار<sup>۱\*</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۹/۱۶

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۴/۰۵

### چکیده

مفهوم کلیدی توهم مالی به این معناست که سطح معین درآمد دولت و ساختار کوتاه‌مدت و بلندمدت مالیات بر سطح مخارج دولت و بنابراین بدهی دولت اثر می‌گذارد. مفهوم توهم مالی برای روشن شدن یک موضوع مهم و بحث‌انگیز در اقتصاد کلان نیز بکار می‌رود و آن موضوع بررسی اثرات سیاست مالی بر رفتار بخش خصوصی است. تئوری اقتصاد کلان کینز این دیدگاه را مطرح می‌کند که در سطح معین مخارج دولت، کاهش مالیات در نتیجه تأمین مالی بدهی، تقاضای کل را افزایش می‌دهد، درحالی‌که بر طبق دیدگاه آلترناتیو که به برابری ریکاردویی معروف است، چنین کاهش مالیاتی صرفاً مالیات جاری را جایگزین میزان برابر ارزش فعلی مالیات آینده می‌کند. ریکاردینی‌ها استدلال می‌کنند که تأمین مالی بدهی و تأمین مالی با مالیات معادل یکدیگر هستند و بنابراین کاهش مالیات بی‌اهمیت است. هدف اصلی این پژوهش این است که به لحاظ تجربی اثرات کسری بودجه و بدهی بر مصرف خصوصی مورد بحث و تحلیل قرار گیرد. تمایز این پژوهش با مطالعات قبلی استفاده از فرضیه توهم مالی به‌عنوان ابزار تطبیق دیدگاه سنتی با قضیه برابری است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که جانشینی بدهی دولت بجای مالیات به افزایش مصرف بخش خصوصی منجر شده است و نشان‌دهنده‌ی توهم بدهی در اقتصاد ایران است.

**کلیدواژه‌ها:** توهم مالی، مصرف بخش خصوصی، توهم بدهی، ARDL

**طبقه‌بندی JEL:** H20, E21, H63, P14

**Email:** foziehjeyhoontabar@gmail.com

۱. مربی گروه اقتصاد دانشکده مدیریت و اقتصاد بافت، دانشگاه شهید باهنر کرمان (\*نویسنده مسئول)

## ۱. مقدمه

امروزه اقتصاددانان بر این موضوع تأکید دارند که دولت باید در اجرای سیاست‌های مالی ملزم به رعایت محدودیت بودجه خود در یک دوره زمانی معین باشد. بدین معنا که اجرای یک سیاست مالی انبساطی در زمان حاضر، خواه به شکل افزایش مخارج دولت و یا به شکل کاهش مالیات‌ها، در آینده با یک سیاست مالی انقباضی و یا یک سیاست پولی انبساطی همراه خواهد بود؛ زیرا در غیر این صورت بدهی‌های دولت به‌منظور تأمین مالی بهره‌ی بدهی‌های قبلی رشد کرده و امکان دارد رشد آن از رشد سایر متغیرهای کلان نیز بیشتر باشد. روش‌های تأمین مالی کسری بودجه، آثار متفاوتی بر سطوح نرخ بهره، سرمایه‌گذاری و تورم دارد. هر قدر کسری بودجه در یک دوره زمانی طولانی‌تر تداوم داشته باشد، حجم بدهی دولت نیز افزایش می‌یابد، در این صورت نیاز به کاهش هزینه‌های مالی دولت و یا پولی کردن بدهی‌ها افزایش خواهد یافت (موسوی جهرمی و زایر، ۱۳۸۷: ۲). در ایران به‌دلیل ساختار درآمدی موجود و اتکاء به درآمدهای نفتی، در بسیاری از سال‌ها شاهد کسری بودجه دولت به‌عنوان جزء جدایی‌ناپذیر بودجه‌های دولتی بوده‌ایم. از سوی دیگر، در کشورهای توسعه‌نیافته و در حال توسعه مانند ایران، قسمت بزرگی از فعالیت‌های اقتصادی در دست دولت است. از این‌رو تداوم کسری بودجه آثار قابل‌توجهی بر شکل‌گیری سایر اجزاء تولید ناخالص ملی خواهد گذاشت، به‌طوری‌که مصرف، سرمایه‌گذاری، تراز تجاری و تراز پرداخت‌ها را تغییر می‌دهد (حافظی و امیریوسفی، ۱۳۸۶: ۵۲). مصرف یکی از متغیرهای مهم در اقتصاد کلان به‌شمار می‌رود و همواره در بسیاری از کشورها درصد بالایی از تولید ناخالص ملی را به خود اختصاص داده است. زمانی که تجزیه و تحلیل در مورد تولید ناخالص ملی صورت می‌گیرد منطقی است به مصرف به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های اصلی آن توجه بیشتری گردد. در مباحث تصمیم‌گیری بین‌دوره‌ای، مصرف نیز متغیر با اهمیتی تلقی می‌شود، مصرف کمتر امروز و پس‌انداز بیشتر می‌تواند به‌منظور مصرف دوره‌ی بعدی و یا سرمایه‌گذاری و منابع سرمایه‌ای تلقی شود و در نتیجه با مشخص شدن مصرف امکان تعیین نرخ پس‌انداز و در نتیجه انباشت سرمایه با توجه به الگوهای رشد اقتصادی، زمینه‌های بهبود شرایط اقتصادی فراهم می‌شود. هدف از پژوهش حاضر این است که بررسی کنیم که آیا جانشینی بدهی در عوض مالیات، مصرف را افزایش می‌دهد؟ در واقع آیا در اقتصاد ایران توهم بدهی وجود دارد. بر این اساس، ابتدا به بیان مبانی نظری و پیشینه تحقیقات مرتبط با موضوع تحقیق می‌پردازیم، سپس متغیرها و مدل مورد استفاده در تحقیق معرفی می‌شوند و در نهایت با تجزیه و تحلیل توصیفی از متغیرها، به بررسی نتایج برآورد مدل پژوهش پرداخته می‌شود.

## ۲. مبانی نظری

عدم ادراک صحیح درباره مالیات و مخارج عمومی به توهّم مالی معروف است. توهّم مالی با وقوع مالیات در ارتباط است، زمانی که مؤدیان مالیاتی از مالیاتی که می‌پردازند مطلع نیستند. افراد معمولاً از مالیات غیرمستقیم آگاه نیستند، این نوع مالیات توهّم مالی ایجاد می‌کند. توهّم مالی همچنین زمانی وجود دارد که مخارج عمومی توسط استقراض دولت یا فروش اوراق قرضه دولت تأمین مالی می‌شود (Hillman, 2009: 272-273)؛ زیرا افراد آگاه نیستند که بار استقراض دولت به کل جامعه تحمیل می‌شود. توهّم بدهی زمانی ایجاد می‌شود که افراد به درستی از مسیر زمانی منافع آتی مخارج دولت یا مسیر زمانی مالیات‌های آتی مطلع نیستند. مازاد ارزش فعلی خالص منافع آتی مشاهده شده<sup>۱</sup> نسبت به ارزش فعلی خالص منافع آتی واقعی<sup>۲</sup> توهّم اضافی ثروت را ایجاد می‌کند که بر تصمیمات مصرف واقعی و دارایی اثر می‌گذارد (Floyd and Hynes, 1987: 381). اصولاً مخارج دولت باید با مالیات تأمین مالی شود. مخارج عمومی همچنین از طریق استقراض دولت یا انتشار اوراق قرضه قابل تأمین مالی است. دولتی که با فروش اوراق قرضه استقراض می‌کند، تعهد پرداخت منافع اوراق قرضه را برای خود ایجاد می‌کند و نیز باید ارزش اوراق قرضه در پایان طول عمر اوراق قرضه را بازپرداخت کند. برای بازپرداخت اوراق قرضه، دولت به مالیات‌های آتی یا استقراض برای تأمین مالی مجدد اوراق قرضه نیاز دارد، اما نهایتاً مالیات‌های آتی نیاز خواهد بود؛ بنابراین تأمین مالی مخارج عمومی با اوراق قرضه، اخذ مالیات را به تعویق می‌اندازد که شامل بار اضافی مالیات معوق نیز می‌باشد (Hillman, 2009: 288-289).

بررسی اثر تأمین مالی بدهی بر مصرف خصوصی و پس‌انداز یک موضوع بحث‌انگیز در تحلیل اقتصاد کلان است. بر اساس اصل برابری ریکاردویی<sup>۳</sup> مؤدیان مالیاتی از زمان‌بندی قید بودجه به‌طور کامل آگاه هستند و بنابراین تشخیص می‌دهند که بدهی جاری دولت با مالیات‌های آتی تأدیه می‌شود. طبق تئوری توهّم مالی، اصل مذکور رد می‌شود. افراد هزینه‌های عمومی تأمین مالی از طریق اخذ مالیات جاری را بهتر از به تأخیر افتادن تعهدات مالیاتی از طریق استقراض بخش عمومی ادراک می‌کنند. طبق تحلیل ویکری<sup>۴</sup> (۱۹۶۱) در توهّم مالی از طریق بدهی، افراد از سهم خود در تعهدات مربوط به بدهی عمومی آگاه نیستند؛ بنابراین تأمین مالی از طریق بدهی در مقایسه با تأمین مالی از طریق مالیات باعث افزایش بودجه عمومی می‌شود. واضح است که برای مؤدیان مالیاتی عقلانی و مطلع، تأمین مالی از طریق پرداخت مالیات جاری و از طریق ارزش فعلی تنزیل شده‌ی

1. perceived  
2. actual  
3. Ricardian equivalence  
4. Vickrey

تعهدات مالیاتی آتی یکسان است (که بوکانان<sup>۱</sup> (۱۹۴۶) آن را برابری ریکاردویی<sup>۲</sup> نامید)؛ اما زمانی که مؤدیان مالیاتی ارزش فعلی تعهدات آتی مالیاتی خود را در نتیجه انتشار اوراق قرضه کم برآورد می‌کنند توهم بدهی به وجود می‌آید (مداح و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۳۵). ادبیات موضوع در زمینه ماهیت بدهی عمومی و اثرات آن بر تصمیمات گسترده است و قصد بیان آن‌ها نیست، اما فرضیه اصلی این است که در صورت اطلاعات ناکامل، عدم تشخیص تعهدات مالیاتی آتی اجتناب‌ناپذیر است (Oates, 1988: 76). بر طبق دیدگاه سنتی، تأمین مالی مخارج دولت از طریق مالیات اثرات متفاوتی نسبت به تأمین مالی مخارج از طریق بدهی دارد. بر اساس دیدگاه کینزی، افزایش در بدهی عمومی منجر به افزایش خالص ثروت بخش خصوصی شده و این امر به نوبه خود تقاضای کل را افزایش می‌دهد (موسوی جهرمی و زایر، ۱۳۸۷: ۶). بر طبق استدلال فلداشتاین<sup>۳</sup> (۱۹۸۲)، رید<sup>۴</sup> (۱۹۸۵)، بلانچارد<sup>۵</sup> (۱۹۸۴، ۱۹۸۵)، مودigliani<sup>۶</sup> (۱۹۸۷)، فلداشتاین و المن‌دارف<sup>۷</sup> (۱۹۹۰) و مودigliani و استرلینگ<sup>۸</sup> (۱۹۹۰)، جایگزین کردن مالیات‌های جاری با بدهی موجب می‌شود که مصرف‌کنندگان خود را ثروتمندتر بدانند و بنابراین مصرف خود را افزایش دهند.

برعکس، طرفداران فرضیه برابری ریکاردویی اعتبار رویکرد متداول کینزی را به چالش می‌کشند. بارو<sup>۹</sup> (۱۹۷۸) کورمندی<sup>۱۰</sup> (۱۹۸۳)، سیترو و ماریانو<sup>۱۱</sup> (۱۹۸۵)، لیدرمن و رازین<sup>۱۲</sup> (۱۹۸۶)، هق<sup>۱۳</sup> (۱۹۸۸) (۱۹۸۸) و کورمندی و مگی<sup>۱۴</sup> (۱۹۹۰) استدلال می‌کنند که کاهش مالیات در نتیجه تأمین مالی بدهی هیچ اثری بر متغیرهای واقعی جاری و آتی ندارد زیرا اوراق قرضه دولتی تعهدات مالیاتی آتی را در پی خواهد داشت. افراد عقلانی آینده‌نگر که از درآمد قابل‌تصرف بیشتر پس‌انداز می‌کنند، پیش‌بینی می‌کنند که انباشت بدهی عمومی با افزایش مالیات‌های آتی تأمین مالی می‌شود. یکی از تفاوت‌های اساسی بین مالیات و قرضه این است که تأمین مالی از طریق مالیات در حقیقت یک سیاست مالی خالص<sup>۱۵</sup> است. به عبارت دیگر وقتی دولت کسری بودجه خود را از طریق مالیات تأمین مالی می‌کند،

1. Buchanan
2. Ricardian Equivalence Hypothesis
3. Feldstein
4. Reid
5. Blanchard
6. Modigliani
7. Feldstein and Elmendorf
8. Modigliani and Sterling
9. Barro
10. Kormendi
11. Seater and Mariano
12. Leiderman and Razin
13. Haque
14. Kormendi and Meguire
15. Pure Fiscal Policy

هیچ گونه افزایشی در نقدینگی و حجم پول در گردش به وجود نمی آید، در حالی که اگر کسری بودجه از طریق استقراض تأمین مالی شود، بدون توجه به انواع مختلف استقراض<sup>۱</sup>، تغییراتی در حجم پول در گردش (معمولاً افزایش) مشاهده می شود؛ بنابراین تأمین مالی کسری بودجه از طریق استقراض نمی تواند یک سیاست مالی خالص تلقی شود (جعفری صمیمی، ۱۳۸۴: ۲۳۶). بر اساس نظریه ی نئوکلاسیک ها و کینزی های جدید، افراد مصرف را در طول زمان هموارسازی می کنند؛ در نتیجه انتظار می رود که اثر ثروتی ناشی از افزایش مخارج دولت باعث کاهش در مصرف خصوصی شود؛ ولی بعضی از محققان با طرح آثار جبرانی، امکان کاهش درجه ی جایگزینی مخارج دولت به جای مصرف خصوصی و همچنین احتمال بروز رابطه ی مکملی بین این دو متغیر را مطرح کرده اند (صمدی و سیدی، ۱۳۹۱: ۶۰).

در بیشتر مطالعات قبلی به این موضوع توجه نشده است که تغییرات در نسبت مالیات به کسری بودجه باید برای حذف اثرات ناچیز قضیه ریکاردویی یا اثرات قابل ملاحظه دیدگاه سنتی بر مصرف خصوصی در نظر گرفته شود، زیرا این تغییرات با جایگزینی تأمین مالی بدهی با مالیات در ارتباط است. دالاماگاس در مقاله خود پارامتر مورد تأکید نسبت مالیات به کسری را در چارچوب معادله اولر برای مسئله بهینه سازی پویا ایستای فرد نمونه برآورد کرد. به این منظور قید بودجه دولت را به طور مستقیم در مسئله ی بهینه یابی مصرف کنندگان لحاظ نمود. توهم بدهی شکلی از توهم مالی است، در این حالت رأی دهندگان در صورتی از هزینه برنامه های بخش عمومی مطلع هستند که این هزینه را از طریق مالیات جاری بپردازند نه از طریق استقراض بخش عمومی. این موضوع از اطلاعات ناکامل افراد در مورد منافع آتی یا هزینه فعالیت های دولت ناشی می شود. بر این اساس مازاد ارزش فعلی مشاهده شده ی منافع خالص آتی نسبت به ارزش فعلی منافع خالص آتی واقعی، توهمی را ایجاد می کند به این صورت که ثروت بر تصمیمات مصرف و سرمایه گذاری اثر می گذارد (Floyd and Hynes, 1978: 381). بر طبق فرض از آنجا که بین قیمت مالیاتی مشاهده شده ی حاصل از بدهی و حاصل از مالیات، تفاوت وجود دارد، به شرط ثابت بودن سایر عوامل، اتکا بر بدهی به افزایش مخارج عمومی منجر می شود. بوکانان (۱۹۶۷: ۱۹۸۲) دو نوع توهم بدهی را معرفی می کند. اول توهم تصمیم از "نوع ویکری" که بر اساس آن افراد تعهدات مالیاتی آتی خود را کم برآورد می کنند. دوم "نوع پوویانی" که در آن از نظر افراد کاهش ارزش دارایی مشابه پرداخت مالیات یکجا نیست. به اعتقاد بوکانان (۱۹۶۷) در هر دو روش، معیار ذهنی برای انتخاب نوع بدهی حاکم است که البته هزینه ی واقعی در دوره های بعدی مشاهده می شود.

۱. انواع استقراض دولت شامل: استقراض از مردم، استقراض از سیستم بانکی و بانک مرکزی و استقراض خارجی می باشد.

پوویانی (۱۹۶۷) پایه‌ی فرضیه ریکاردویی را می‌پذیرد که بر اساس آن پرداخت یک مالیات سالانه مستمر و پرداخت سرمایه یکجای غیرمستمر معادل هستند. با این حال پوویانی (۱۹۶۷) استدلال می‌کند که مؤدیان مالیاتی فردی تصمیمات خود را بر اساس این فرض اتخاذ نمی‌کنند و در واقع، در نقض برابری ریکاردویی، افراد نسبت به انتخاب بدهی یا مالیات بی‌تفاوت نیستند و آنها را معادل نمی‌دانند در نتیجه تعهدات مالیاتی آتی را کم برآورد می‌کنند (Buchanan, 1967: 132). گرچه ارزش سرمایه فرد از طریق بدهی با ارزش سرمایه‌ایی مالیات آتی خنثی می‌شود ولی فرد همچنان ثروت بیشتری را برای خود تصور می‌کند.

یک رویکرد آلترناتیو پوویانی و بوکانان توسط فلویید و هینز<sup>۱</sup> (۱۹۷۸) ارائه شده است که بر اساس آن تصمیمات فردی در مورد مالیات آتی و تعهدات بدهی بر اساس دو منبع اطلاعاتی صورت می‌گیرد. منبع اول، اطلاعات از فرآیند سیاسی جاری حاصل می‌شود شبیه برنامه‌های سیاست‌گذاری و منبع دوم، بررسی روند گذشته‌ی مخارج و مالیات دولت. فلویید و هینز استدلال می‌کنند که به‌جز تغییرات مشهود و قابل پیش‌بینی که در پروفایل سیاسی جاری اتفاق می‌افتد، تصمیمات عقلانی بر اساس رفتار گذشته است و بنابراین زمانی که روند گذشته، نتایج آتی را به‌درستی پیش‌بینی نمی‌کند؛ توهم بدهی ایجاد می‌شود. در هر دو رویکرد با توهم بدهی مواجه می‌شویم، به این معنا که عاملان اقتصادی عقلانی به علت اطلاعات ناکامل، بدهی را به مالیات جاری ترجیح می‌دهند. با توجه به اینکه توهم مالی زمانی به وجود می‌آید که مؤدیان مالیاتی ارزش تنزیل شده فعلی تعهدات مالیاتی آتی را در صورت تأمین مالی بدهی کم برآورد می‌کنند لازم است (نسبت به این نکته آگاهی لازم را داشته باشیم) که بازخورد بدهی نسبت به سایر انتخاب‌ها شناسایی شود. در ادامه به مطالعات تجربی صورت گرفته در این زمینه اشاره خواهد شد.

### ۳. مرور ادبیات

اوتس<sup>۲</sup> (۱۹۶۹) با استفاده از داده‌های نمونه‌ای از شهرداری‌ها اثر برنامه‌های مخارج محلی و مالیات‌داری را مورد بررسی قرار داد. او با رگرس کردن ارزش مسکن بر عوامل مؤثر اجتماعی - اقتصادی مختلف و نرخ مالیات شهرداری و مخارج دریافت که ارزش مسکن به‌طور منفی با نرخ‌های مالیات و به‌طور مثبت با مخارج در ارتباط است. این بررسی اوتس (۱۹۶۹) به‌عنوان یک آزمون تجربی تحرک تابیوت<sup>۳</sup> صورت گرفت. او با استفاده از این نتایج استدلال کرد که مصرف‌کنندگان، جامعه‌ای (حداقل برحسب ارزش مسکن) را انتخاب می‌کنند که با لحاظ اثر مثبت سطوح بالاتر مخارج و اثر قطعی<sup>۴</sup>

1. Floyd and Hynes
2. Oates
3. Tiebout mobility
4. Detrimental

قیمت مالیاتی بالاتر، منافع خالص را حداکثر می‌کند. چنین نتایجی به‌طور دائم در مطالعاتی که انجام‌شده کاپیتالیزسیون مسکن را تأیید می‌کند. با این وجود این مطالعات آزمون مناسبی برای فرضیه توهم بدهی ارائه نمی‌دهند. به‌طور کلی، به همین دلیل این مطالعات با کاپیتالیزسیون مخارج تأمین مالی شده با مالیات جاری مرتبط هستند نه با تفاوت‌های جوامع که مخارج را یا با بدهی تأمین مالی می‌کنند یا با مالیات جاری.

دالاماگاس (۱۹۹۳) در یک بررسی بین‌کشوری دیدگاه‌های متضاد رویکرد کینزی (در مورد اثر انگیزی تأمین مالی بدهی و کاهش مالیات) و برابری ریکاردویی (معادل بودن مالیات و تأمین مالی با بدهی) را مورد بررسی قرار داد. دالاماگاس با رگرس کردن سطح مصرف بخش خصوصی بر درآمد مالیاتی، بدهی/کسری دولت و تورم دریافت که جانشینی بدهی به‌جای مالیات به‌عنوان یک اضافی خالص ثروت بد تعبیر می‌شود و مخارج مصرفی سرانه خصوصی افزایش می‌یابد. در واقع دالاماگاس اثر توهم بدهی را بر مصرف بخش خصوصی بررسی می‌کند نه بر مخارج عمومی. از طرف دیگر در مورد رابطه‌ی بین مخارج دولت و مخارج مصرفی، اولین بار بایلی<sup>۱</sup> (۱۹۷۱) نشان داد که یک درجه‌ی جانشینی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی یا اثر ازدحام خارجی وجود دارد. بارو (۱۹۸۱) برای آزمون اثر مستقیم خریدهای دولت بر مطلوبیت مصرف، یک مدل عمومی را بکار برد. آشورث<sup>۲</sup> (۱۹۸۵) و کورمندی<sup>۳</sup> (۱۹۸۳) رویکرد درآمد دائمی را به کار بردند و به درجه معنی‌داری برای جانشینی بین مصرف خصوصی و مخارج دولت در ایالات‌متحده دست یافتند. احمد<sup>۴</sup> (۱۹۸۶) اثرات مصرف دولت انگلستان (UK) را در یک مدل جانشینی بین دوره‌ای برآورد کرد. نتایج پژوهش او نشان می‌دهد که مخارج دولت موجب برون‌رانی<sup>۵</sup> (کاهش) مصرف خصوصی می‌شود.

بر طبق یافته‌های آیاگاری، راتو، کریستیانو و ایچن بام<sup>۶</sup> (۱۹۹۲) و باکستر و کینگ<sup>۷</sup> (۱۹۹۳) افزایش در مخارج دولت به‌طور معنی‌داری به کاهش در مصرف خصوصی منجر می‌شود. آمانو و ویرجانتو<sup>۸</sup> (۱۹۹۷) یک رویکرد قیمت نسبی برای برآورد کشش جانشینی بین دوره‌ای بین مخارج دولت و مصرف خصوصی در ایالات‌متحده (US) به کار بردند. کشش برآورد شده‌ی مذکور حدود ۰٫۹ می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر، این گروه از پژوهش‌ها نشان می‌دهد که افزایش در مخارج دولت اثر برون‌رانی خارجی مالی<sup>۹</sup> بر مصرف خصوصی دارد.

1. Bailey
2. Aschauer
3. Kormendi
4. Ahmed
5. crowd out
6. Aiyagari, Rao, Christiano, and Eichenbaum
7. Baxter and King
8. Amano and Wirjanto
9. fiscal crowding-out

نتایج پژوهش هو<sup>۱</sup> (۲۰۰۱) برای ۲۴ کشور OECD نشان می‌دهد که با لحاظ درآمد قابل تصرف واقعی و رد فرضیه درآمد دائمی، بین مخارج دولت و مصرف خصوصی جانشینی وجود دارد. نیه و هو<sup>۲</sup> (۲۰۰۶) با استفاده از داده‌های سالانه ۲۳ کشور OECD بر اساس کشش بین دوره‌ای جانشینی دریافتند که مخارج دولتی و خصوصی مکمل هستند.

لینمان و شابرت<sup>۳</sup> (۲۰۰۴ و ۲۰۰۶)، گالی و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۰۴ و ۲۰۰۷)، هرواث<sup>۵</sup> (۲۰۰۹) و گانلی و تروالا<sup>۶</sup> (۲۰۰۹) در مطالعات خود نوعی مدل پویای تصادفی تعادل عمومی کینزی جدید را طراحی کردند و با توجه به رویکرد کینزی و نئوکلاسیک، اثر افزایش مخارج دولت را از طریق اعمال تکانه‌ی برون‌زای مخارج دولت بر مصرف خصوصی مورد بررسی قرار دادند که تحت شرایطی مصرف بخش خصوصی افزایش و در شرایطی دیگر کاهش می‌یابد.

در پژوهش استیو و سانچز - لویز<sup>۷</sup> (۲۰۰۵) و آتری کستانینی<sup>۸</sup> (۲۰۱۰) به ترتیب برای اقتصاد اسپانیا و ۱۵ کشور اروپایی وجود رابطه جانشینی اجورث<sup>۹</sup> بین مخارج دولت و مصرف بخش خصوصی مورد تأیید تجربی قرار گرفت.

در بعضی مطالعات تجربی نتایج متفاوتی حاصل شده است. دوروکس، هد و لافام<sup>۱۰</sup> (۱۹۹۶) در یک مدل نئوکلاسیک با بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس و رقابت انحصاری، اثر شوک‌های مخارج دولت را مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که افزایش در مخارج دولت منجر به افزایش در مصرف می‌شود. کاراس<sup>۱۱</sup> (۱۹۹۴) تغییر مصرف خصوصی را در پاسخ به افزایش در مخارج دولت در تعدادی از کشورها مورد بررسی قرار دارد. نتایج حاصل از پژوهش او نشان می‌دهد که مصرف عمومی و خصوصی مکمل هستند نه جانشین، به این معنی که افزایشی در مخارج دولت مطلوبیت نهایی مخارج مصرفی را افزایش می‌دهد.

مطالعات داخلی به‌طور مستقیم موضوع توهم بدهی را مورد بررسی قرار نداده‌اند، البته موضوعات مرتبطی همچون آزمون فرضیه‌ی برابری ریکاردویی یا بررسی رابطه‌ی جانشینی مخارج دولت و مخارج مصرفی در اقتصاد ایران صورت گرفته است که در ادامه به آن‌ها خواهیم پرداخت.

1. Ho
2. Nieh & Ho
3. Linnemann and Schabert
4. Gali et al
5. Horvath
6. Ganelli and Tervala
7. Esteve & Sanchis-Llopis
8. Auteri & Costantini
9. Edge Worth Substitute
10. Devereux, Head, and Lapham
11. Karras

منجذب (۱۳۹۰) نظریه بارو- ریکاردو مینی بر عدم تأثیر کسری بودجه دولت بر مصرف را در اقتصاد ایران مورد آزمون قرار داد. بر طبق نتایج پژوهش او، نظریه مذکور مورد تأیید تجربی است اما چون در ایران کسری بودجه عمدتاً از طریق گسترش نقدینگی و از طریق استقراض از بانک مرکزی یا فروش ارز و نه استقراض از مردم تأمین می‌شود، باید به دنبال دلایل دیگری مینی بر خنثی بودن کسری بودجه دولت در ایران بود.

عباسیان و نوری (۱۳۸۶) با استفاده از آزمون تابع مصرف و روش معادله‌ی اوایلر، اعتبار فرضیه‌ی برابری ریکاردویی را در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از محاسبات آنها نشان می‌دهد که برابری ریکاردویی در ایران برقرار نیست و کسری بودجه در اثر کاهش مالیات، سبب افزایش نرخ بهره و کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی خواهد شد.

نتایج حاصل از پژوهش موسوی جهرمی و زایر (۱۳۸۷) که با استفاده از روش ARDL برای دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۴۲ انجام گرفته است، نشان می‌دهد که کسری بودجه در ایران، با توجه به ماهیت مخارج دولت، سبب جانشینی مخارج مصرفی دولت با مخارج مصرفی بخش خصوصی می‌شود (اثر منفی روی مصرف بخش خصوصی) و از سوی دیگر از آنجا که روش تأمین مالی این کسری عمدتاً استقراض از سیستم بانکی می‌باشد، موجب افزایش حجم نقدینگی و افزایش قدرت خرید اسمی بخش خصوصی می‌شود و بر مصرف بخش خصوصی اثر مثبت خواهد داشت.

در پژوهش صمدی و سیدی (۱۳۹۱) الگویی ارائه می‌شود که بر اساس آن تأثیر مخارج دولت بر مصرف خصوصی بررسی شده و تأثیر خدمات اثرگذار بر مطلوبیت یعنی مخارج و خدمات به عنوان نهاده در فرآیند تولید بخش خصوصی و مخارج از هم جدا شده است. با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران در دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶ الگوی مذکور برآورد شده و نتایج نشان می‌دهند که دسته اول مخارج در کوتاه‌مدت، مکمل اجورث مصرف خصوصی و در درازمدت، مستقل اجورث آن است؛ اما دسته دوم مخارج در کوتاه‌مدت و درازمدت با مصرف خصوصی رابطه‌ی مستقیم دارد؛ بنابراین پیشنهاد شده است که توجه دولت به تغییر در ترکیب مخارج دولت به نفع مخارج به‌عنوان نهاده به‌جای مخارج اثرگذار بر مطلوبیت خانوارها باشد. اصغرپور و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از داده‌های سالانه اقتصاد ایران در ۱۳۸۹-۱۳۵۰ رابطه تجربی مصرف و مخارج دولت را در بلندمدت و کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار دادند. بر طبق نتایج، فرضیه کینزی یا اثرات مکملی مخارج دولتی بر مصرف بخش خصوصی مورد تأیید تجربی قرار گرفت.

نتایج پژوهش صمدی و سیدی (۱۳۹۲) در بررسی قابلیت جانشینی مخارج دولت به‌جای مصرف خانوار برای ۴۸ کشور عضو سازمان همکاری اسلامی نشان می‌دهد که رابطه جانشینی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی در کشورهای مذکور وجود دارد و نیز با افزایش اندازه دولت‌ها شدت جانشینی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی افزایش می‌یابد.

بر طبق پژوهش رضایی پور و آقایی خوندابی (۱۳۹۰) طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۳ روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین مصرف واقعی بخش خصوصی و شوک‌های یارانه‌ای در اقتصاد ایران وجود دارد، به گونه‌ای که تأثیر شوک‌های مالی ناشی از افزایش مخارج یارانه‌ای دولت بر مصرف بخش خصوصی دو دوران رکود و رونق اقتصادی مثبت است و میزان تأثیر این شوک‌ها با توجه به ضرایب به‌دست آمده برای متغیرها در دوران رونق اقتصادی بیشتر از تأثیر این شوک‌ها در دوران رکود اقتصادی است. همان‌طور که از مطالعات برمی‌آید در بعضی مطالعات تنها بررسی رابطه‌ی مکمل بودن یا جانشینی بین مخارج بخش عمومی و مخارج بخش خصوصی مورد آزمون قرار گرفته است و در بعضی دیگر نحوه‌ی تأمین مالی مخارج دولت بر مخارج مصرفی نیز مدنظر قرار گرفته است. بر طبق نتایج، مطالعات جانشینی بدهی در عوض مالیات ممکن است موجب افزایش یا کاهش (بی‌اثر) بر مصرف بخش خصوصی شود. تفسیر دیگری از این موضوع در رفتار مصرف‌کننده با فرضیه‌ی توهم بدهی صورت می‌گیرد. در ادامه یک مدل تجربی در زمینه‌ی موضوع مورد بررسی ارائه می‌شود.

#### ۴. مدل تجربی

در مطالعات تجربی درباره‌ی مصرف کل، معمولاً دو رویکرد به کار گرفته می‌شود. رویکرد اول یک رویکرد خاص و موردی<sup>۱</sup> است که در آن یک تابع مصرف ساختاری برآورد می‌شود و سطح مخارج مصرفی به مجموعه‌ای از متغیرهای مرتبط برون‌زا (شامل برنامه‌های دولت، مالیات و بدهی عمومی) ربط داده می‌شود. در یک چنین چارچوبی، فرضیه برابری (ریکاردویی) برحسب علامت و مقدار برآوردهای پارامتری متغیرهای توضیحی کلیدی آزمون می‌شود. رویکرد دوم شامل برآورد شرایط مرتبه اول است که به معادله اولر<sup>۲</sup> معروف می‌باشد و بر اساس آن مسیر بهینه‌ی مصرف برای عاملین انفرادی حاصل می‌شود. مزیت رویکرد دوم این است که اگر فرض شود ترجیحات در طول زمان جمع‌پذیر جداپذیر<sup>۳</sup> هستند، امکان برای برآورد مستقیم پارامترهای یک تابع مطلوبیت بین‌دوره‌ای ایجاد می‌شود، بدون اینکه به ارائه‌ی راه‌حل صریح مسئله‌ی بهینه‌سازی پویا نیاز باشد. همانند اکثر مطالعات رفتار مصرف‌کننده می‌توان معادله اولر را برای معادلات ساختاری بکار برد؛ بنابراین فرض می‌شود یک خانوار نمونه (نماینده) یک تابع مطلوبیت ایستا دارد که برای یک کالای ترکیبی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$V_t = E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j (U_{t+j}^a / \gamma) \right], \quad \gamma < 1 \quad (1)$$

1. ad hoc
2. Euler equation
3. additively separable

با

$$U_{t+j} = (\Delta D^a T^{1-a})_{t+j}, \quad 0 \leq a \leq 1 \quad (2)$$

در معادلات (۱) و (۲)،  $V$  مطلوبیت انتظاری (مثبت یا منفی) است،  $U$  یک تابع فزاینده و محدب در یک کلیت کاب داگلاس از بار مالیات سرانه ( $T$ ) و کسری بودجه (تغییر سالانه در بدهی دولت)،  $\Delta D = D_t - D_{t-1}(1+i)$  با نرخ بهره  $i$  که نرخ بهره اسمی است،  $E$  عملگر انتظارات است،  $\delta$  نرخ ثابت ترجیحات زمانی و  $\gamma$  درجه ریسک‌گریزی نسبی را اندازه‌گیری می‌کند.

در فرمول‌های متداول توابع مطلوبیت، آرگومان‌ها معمولاً شامل مصرف خصوصی و عمومی است. زمانی که برابری ریکاردویی آزمون می‌شود، استفاده از این متغیرها تقریباً بی‌معنی است. علت این است که توجه اصلی بر کاربردهای سیاستی است که بر اساس آن مقامات مسئول، در دوره اول مالیات را کاهش می‌دهند و به مقدار برابر اوراق قرضه منتشر می‌کنند در حالی که در دوره دوم برای بازپرداخت بدهی افزایش مالیات اتفاق می‌افتد؛ بنابراین اصلاحات (تغییرات) اساسی در هر دو تعریف لازم است و فرم خاص تابع مطلوبیت در مطالعات پیشین بر اساس معادل بودن (برابری) تأمین مالی مالیات و بدهی به کار گرفته می‌شود تا تعیین شود که پرداخت‌های بین نسلی دولت از آینده به حال که بر مصرف جاری اثرگذار می‌باشد، چقدر است.

در فرمول جدید تابع مطلوبیت (نامطلوبیت) (۲)، فرض می‌شود دولت دو نوع بار مالی را برای تأمین مالی برنامه‌های مخارج بر خانوارها تحمیل می‌کند: بار مالی اول بار مالیات واقعی متداول است که با تعریف مرسوم مالیات‌های (مستقیم و غیرمستقیم) وضع شده توسط دولت در هر دوره مطابق است. بار مالی دوم، بار مالیات اضافی<sup>۱</sup> است و با انتشار اوراق قرضه به‌عنوان روش آلترناتیو تأمین مالی مخارج دولت مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ اصطلاح اضافی مالیات‌های بیشتری را که باید در دوره‌های بعدی برای جبران پرداخت‌های بدهی فعلی تحمیل شوند، نشان می‌دهد. بار ترکیبی مالیات‌های واقعی و اضافی را می‌توان نامطلوبیت مرکب تلقی کرد.

در تابع نامطلوبیت مرکب (ترکیبی)، رفتار مصرف‌کنندگان تحت دو رژیم (ریکاردویی و کینزی) در مقدار پارامتر سهم  $\alpha$  منعکس می‌شود و درجه‌ی اثرگذاری مالیات‌های جاری و استقراض دولتی بر نامطلوبیت بخش خصوصی را اندازه‌گیری می‌کند. پارامتر سهم، برای افرادی که دلالت‌های مالیات آتی بدهی جانشین شده در عوض تأمین مالی مالیات (رویکرد کینزی) را تشخیص نمی‌دهند، مقادیر صفر یا نزدیک به صفر را به خود می‌گیرد. برعکس پارامتر  $\alpha$  برای افرادی که پیش‌بینی می‌کنند که تعهدات مالیاتی آینده مستلزم بکار گرفتن اوراق قرضه دولت است (قضیه برابری)، به مقدار متوسط

1. imputed  
2. imputed tax burden

خود یعنی ۰/۵ نزدیک است؛ بنابراین بسته به فرم خاص رفتار مصرف کننده، نامطلوبیت نهایی پرداخت یک میزان معین مالیات در دوره فعلی ممکن است برابر با (کمتر از) نامطلوبیت نهایی کسری بودجه تأمین مالی شده با بدهی دولت باشد که به نوبه خود، با نامطلوبیت نهایی ارزش فعلی جریان مالیات برابر است که در آینده به منظور تأمین مالی جریان پرداختها بر وام دهندگان (خریداران اوراق قرضه) وضع خواهد شد. در این وضعیت، مصرف کننده تصور می کند که مطلوبیت مورد انتظار آتی اش از جریان درآمدی حداکثر می شود به شرطی که بتواند نامطلوبیت مرکبش را از جریان تعهدات واقعی و اضافی مالیاتی حداقل کند. در این فرآیند حداقل سازی، قید بودجه انفرادی دوره  $t$  به صورت زیر تعیین می شود:

$$C_t = Y_t - T_t - \Delta A_t \quad (۳)$$

در معادله فوق  $C$  مصرف خصوصی،  $Y$  درآمد قبل از مالیات و  $\Delta A$  تغییرات سالانه در ثروت است. قید بودجه دولت با رابطه‌ی زیر قابل ارائه است:

$$G_t = T_t + \Delta D_t + \Delta H_t \quad (۴)$$

که  $G$  مخارج دولت بر کالاها و خدمات و  $\Delta H$  تغییرات سالانه در پایه پولی است. صرف نظر از دیدگاه خاص ریکاردویی یا کینزی، در تصمیمات مصرفی اتخاذ شده، ممکن است فرض شود فرد نماینده (نمونه) از امور مالی دولت آگاه است به این معنی که منافع حاصل از کالاها و خدمات عمومی را محاسبه می کند. به علاوه، یک عامل ریکاردویی تعهدات مالیات آتی ضمنی در ایجاد بدهی جاری را تشخیص می دهد، درحالی که یک عامل کینزی بعد از هر کاهش مالیاتی به علت تأمین مالی با بدهی، مخارج خود را افزایش می دهد؛ بنابراین با ترکیب قید بودجه مصرف کننده و دولت، بخش خصوصی و عمومی قابل ادغام است. با جایگزین کردن (۴) در (۳) و مرتب کردن آن معادله (۵) حاصل می شود:

$$\Delta D_t = C_t - Y_t + G_t - \Delta H_t + \Delta A_t \quad (۵)$$

رابطه حاصل از راه حل (۵) برحسب مصرف خصوصی را می توان به عنوان قید بودجه بین دوره‌ای بخش خصوصی در نظر گرفت با این فرض که افراد قید بودجه بخش عمومی را درونی می کنند. در زمینه بحث قبلی، انتظار می رود فرد نامطلوبیت تنزیل شده فعلی بار مالیات ترکیبی خود را حداقل کند یعنی معادله (۱) را نسبت به قید بودجه دوره‌ای<sup>۱</sup> (۵) حداقل کند. به پیروی از مطالعه روسی<sup>۲</sup> (۱۹۸۸)

1. period-by-period budget constraint

2. Rossi

می توان پارامترهای تابع نامطلوبیت را بدون حل صریح مسأله بهینه یابی مصرف کننده و با برآورد فرم شرط نهایی (۱) و (۲) به طور مستقیم به صورت زیر محاسبه کرد:

$$E_t[\delta(\partial V_t/\partial T_{t+1})/(\partial V_t/\partial \Delta D_t) - 1] = 0 \quad (۶)$$

با جایگزینی مشتقات جزئی (۱) و بعد از کاربرد قضیه دوجمله ای تصریح زیر حاصل می شود:

$$E_t\{[\delta(1-a)/a][1+(\gamma-\gamma a-1)\Delta \ln T_{t+1}+Z] \\ [1+\gamma a\Delta \ln \Delta D_{t+1}+Z']-(T/\Delta D)_t\}=0$$

$Z'$  و  $Z$  ضرایب تفاضلی بالاتر است. بعد از حذف این ضرایب و ضرایب  $\Delta \ln T$ ,  $\Delta \ln \Delta D$ ,  $Z$  و  $Z'$  از رابطه آخر، معادله زیر حاصل می شود:

$$E_t \Delta \ln T_{t+1} = a_0 + a_1 E_t \Delta \ln \Delta D_{t+1} + a_2 E_t (T/\Delta D)_t \quad (۷)$$

که

$$a_0 = 1/(\alpha\gamma - \gamma + 1), a_1 = \gamma a/(\alpha\gamma - \gamma + 1), \\ \text{and } a_2 = a/[\delta(1-a)(\gamma - \gamma a - 1)]$$

در آخر، با جایگزینی قید بودجه (۵) در (۷) می توان نوشت:

$$E_t \Delta \ln T_{t+1} = a_0 + a_1 E_t \Delta \ln (C - Y + G - \Delta H + \Delta A)_{t+1} \\ + a_2 E_t (T/\Delta D)_t \quad (۸)$$

با حل معادله (۸) برحسب  $C$  تقریبی برای معادله اولر برای مصرف فراهم می شود. برای حل مسأله جایگزینی داده های اصلی با نرخ های رشد سالانه می تواند تقریب خوبی باشد، برای حل، ماهیت انتظاری و غیرانتظاری متغیرها در سمت راست (۸) در نظر نگرفته نمی شود؛ بنابراین رابطه اول مورد نظر به صورت زیر است:

$$C_t = a_0 + a_1 Y_t + a_2 \Delta A_t + a_3 G_t + a_4 \Delta H_t + a_5 T_t + a_6 (T/\Delta D)_{t-1} \quad (۹)$$

اعتبار فرضیه ریکاردویی یا دیدگاه متداول معمولاً با بررسی مقادیر ضرایب مالیات ها و مخارج دولت آزمون می شود. به خصوص فرض می شود که در یک چارچوب ریکاردویی، مالیات اثری بر مصرف خصوصی ندارند ( $a_5 = 0$ ) در حالی که در تئوری مرسوم وجود مالیات باعث می شود که افراد مخارج مصرفی خود را کاهش دهند ( $a_5 < 0$ ). با توجه به مخارج عمومی، ریکاردینی ها استدلال می کنند که مخارج دولت بر کالاها و خدمات بر مصرف اثر منفی دارد ( $-1 \leq a_3 < 0$ ) زیرا آنها بار منابع واقعی بخش عمومی را به بخش خصوصی تحمیل می کنند. برعکس کینزینی ها دیدگاهی را

تأیید می‌کنند که بر طبق آن اثر مخارج دولت بر مصرف یا یک اثر کوچک معنی‌دار دارد یا به‌طور کلی معنی‌دار نیست ( $a_3 \geq 0$ ).

گام بعدی این است که

در بخش بعدی، به معرفی داده‌های مورد استفاده برای اقتصاد ایران پرداخته می‌شود و مدل ارائه‌شده با داده‌های مذکور مورد آزمون تجربی قرار می‌گیرد.

### ۵. معرفی داده‌ها و تخمین مدل

برای برآزش الگوی تصریح‌شده در معادله‌ی (۹)، داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۰ مورد استفاده قرار می‌گیرد. متغیرهای مدل عبارت‌اند از: C مخارج مصرفی بخش خصوصی به‌عنوان متغیر وابسته، تولید ناخالص داخلی (Y)، تغییرات ثروت ( $\Delta A$ )، مخارج دولت (G)، تغییرات پایه‌ی پولی ( $\Delta H$ )، مالیات (T) و نسبت مالیات به کسری بودجه با وقفه  $(T/\Delta D)_{t-1}$  که متغیرهای مستقل مدل هستند. پیرو پژوهش عباسیان و نوری (۱۳۸۶) برای متغیر ثروت خانوارها از متغیر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی به‌عنوان پراکسی برای آن استفاده شده است. همه‌ی متغیرها برحسب واحدهای سرانه‌ی واقعی هستند که با شاخص قیمت سال ۱۳۹۰ به مقادیر واقعی تبدیل شده‌اند.

از آنجا که تعداد متغیرهای توضیحی در این پژوهش زیاد است و مجموع مشاهدات نسبت به متغیرها کم می‌باشد، استفاده از روش جوهانسون و مدل خودرگرسیون برداری (VAR) نتایج مطلوبی را ارائه نمی‌کنند و برای رفع اشکال مزبور از مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. تجزیه و تحلیل از روش ARDL، مبتنی بر تفسیر سه معادله پویا<sup>۱</sup>، بلندمدت<sup>۲</sup> و تصحیح خطا<sup>۳</sup> است. نتایج معادله‌ی پویا- معادله‌ای که در آن متغیر وابسته به شکل با وقفه سمت راست معادله ظاهر می‌شود- برای انتخاب وقفه بهینه می‌توان از معیارهای آکائیک، شوارتز بیزین، هنان کوئین و ضریب تعیین تعدیل‌شده استفاده کرد که در این مطالعه برای جلوگیری از کاهش درجه آزادی از معیار شوارتز بیزین استفاده شده است. بدین منظور، با استفاده از نرم‌افزار Eviews9 ابتدا به برآورد مدل با استفاده از روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های گسترده ARDL پرداخته شد. قبل از پرداختن به آزمون، مانایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج آزمون مانایی متغیرها در جدول (۱) ارائه شده است.

1. Dynamic
2. Long- run
3. Error- Correction

جدول ۱: نتایج آزمون ADF

مدل با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی روی تفاضل اول متغیرها			مدل با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی روی سطح متغیرها			متغیر
وقفه	مقدار بحرانی	آماره	وقفه	مقدار بحرانی	آماره	
۷	-۲/۹۶	-۴/۳۰	۷	-۲/۹۶	۰/۱۴	C
۷	-۲/۹۶	-۴/۰۳	۷	-۲/۹۶	-۰/۳۸	Y
۷	-۲/۹۶	-۵/۲۵	۷	-۲/۹۶	-۰/۸۰	T
۷	-۲/۹۶	-۴/۳۰	۷	-۲/۹۶	-۱/۷۷	$\Delta H$
۷	-۲/۹۶	-۴/۸۰	۷	-۲/۹۶	-۰/۷۷	$\Delta A$
-	-	-	۷	-۲/۹۶	-۵/۳۳	$(T/\Delta D)_{t-1}$

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول (۱)، مشاهده می‌شود به‌جز  $(T/\Delta D)_{t-1}$ ، هیچ‌کدام از متغیرها در سطح مانا نیستند؛ زیرا قدر مطلق آماره محاسبه‌شده دیکي فولر تعمیم‌یافته ADF در آن‌ها از مقادیر بحرانی کوچک‌تر است. با تکرار آزمون دیکي-فولر در مورد تفاضل اول متغیرها مشخص شد که این متغیرها پس از یک بار تفاضل‌گیری مانا شده و فرضیه صفر مبنی بر داشتن ریشه واحد تفاضل داده‌ها و مانا نبودن رد و فرضیه مقابل مبنی بر مانایی، در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود. بنابراین، این متغیرها هم‌انباشته از درجه یک I(1) هستند. چون کلیه متغیرها I(1) نیستند، برای بررسی هم‌جمعی (رابطه بلندمدت) متغیرها نمی‌توان از روش یوهانسن-جوسیلیوس استفاده کرد. در این حالت از روش خود رگرسیون برداری با وقفه‌های گسترده ARDL برای برآورد رابطه پویا، بلندمدت و تصحیح خطا استفاده می‌شود. بدین منظور، با استفاده از نرم‌افزار Eviews9 به برآورد مدل با استفاده از روش ARDL پرداخته شد. نخست، وقفه بهینه با استفاده از معیار شوارتز-بیزین تعیین شد. وقفه بهینه برای  $\Delta C$ ،  $\Delta G$ ،  $\Delta Y$ ، یک و برای سایر متغیرها صفر تعیین شده است و سپس مدل برآورد گردید که نتایج آن در جدول (۲) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود همه متغیرها به‌جز T و  $(T/\Delta D)_{t-1}$  حداقل در سطح ۹۰ درصد از نظر آماری معنادار هستند. ضریب G منفی است و با دیدگاه ریکاردوئی مطابقت دارد. ضریب Y و ضریب تغییرات ثروت  $\Delta A$  معنی‌دار و مطابق انتظار مثبت هستند. ضرایب T و  $(T/\Delta D)_{t-1}$  منفی هستند و دیدگاه مرسوم را نشان می‌دهند اما این ضرایب معنی‌دار نیستند. دلیل آن می‌تواند این باشد که از آنجا که در اقتصاد ایران مالیات منبع درآمدی اصلی دولت نیست و دولت معمولاً برای تأمین مالی کسری بودجه خود عمدتاً از روش استقراض از بانک مرکزی استفاده می‌کند، مالیات در تصمیم‌گیری‌های مصرفی اثر چندانی ندارد. پایه‌ی پولی بر افزایش مخارج مصرفی اثرگذار است، دولت عمدتاً کسری بودجه را از طریق افزایش در پایه‌ی پولی تأمین مالی می‌کند و همان‌طور که ضریب تغییرات H نشان می‌دهد این متغیر رابطه‌ی

مستقیمی با مصرف خصوصی دارد. از نتایج چنین برمی آید که جانشینی بدهی دولت بجای مالیات به افزایش مصرف بخش خصوصی منجر شده است و نشان دهنده‌ی توهم بدهی در اقتصاد ایران است.

جدول ۲: نتایج معادله ARDL (متغیر وابسته مصرف خصوصی واقعی سرانه C)

متغیر	ضریب	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(-1)	۰/۳۶۶۵۴۹	۰/۱۷۳۶۷۱	۲/۱۱۰۵۹۵	۰/۰۴۸۳**
Y	۰/۳۰۷۹۳۳	۰/۵۳۳۸۳	۵/۷۶۸۱۹۶	۰/۰۰۰۰*
Y(-1)	-۰/۲۰۸۵۲۵	۰/۰۶۱۱۸۳	-۳/۴۰۸۲۱۰	۰/۰۰۲۹*
G	-۰/۳۱۸۹۳۴	۰/۱۵۵۴۱۷	-۲/۰۵۲۱۲۲	۰/۰۵۴۳***
G(-1)	-۰/۲۹۲۷۱۹	۰/۱۵۷۲۲۸	۱/۸۶۱۷۵۳	۰/۰۷۸۲***
T	-۰/۰۱۷۷۵۷	۰/۳۹۱۴۹۲	-۰/۰۴۵۳۵۷	۰/۹۶۴۳
$\Delta H$	-۰/۴۰۷۷۲۹	۰/۱۵۵۷۷۳	۲/۶۱۷۴۵۴	۰/۰۱۶۹**
$\Delta A$	-۰/۳۲۳۴۳۳	۰/۱۲۶۰۸۳	۲/۵۶۵۲۴۶	۰/۰۱۸۹**
$\Delta A(-1)$	-۰/۱۵۷۱۲۰	۰/۱۵۵۰۳۰	۱/۰۱۳۴۸۴	۰/۳۲۳۶
$(T/\Delta D)_{t-1}$	-۰/۵۶۵۱۲۷	۰/۳۶۹۸۷۵	-۱/۵۲۷۸۸۷	۰/۱۴۳۰
C	-۰/۰۲۷۷۶۱	۰/۰۱۲۵۱۶	۲/۲۱۷۹۵۷	۰/۰۳۸۹**
R-squared	۰/۹۹۰۱۳۵			
F-statistic	۱۹۰/۶۹۷۷			
Prob (F-statistic)	۰/۰۰۰۰۰۰			
Durbin-Watson stat	۲/۰۹۵۷۰۱			

منبع: یافته‌های تحقیق

\*\*\*، \*\*، \* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪

بر اساس نتایج جدول (۳) علامت ضرایب برآوردی نتایج حاصل از مدل ARDL را مورد تأیید قرار می‌دهد. البته همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود در بلندمدت ضریب G بی‌معنی است و مخارج مصرفی تحت تأثیر متغیر مذکور نیست.

جدول ۳: نتایج تخمین بلندمدت ضرایب معادله (متغیر وابسته مصرف خصوصی واقعی سرانه C)

متغیر	ضریب	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y	-۰/۱۵۶۹۱۵	۰/۰۷۰۶۰۶	۲/۲۲۳۲۸۷	۰/۰۳۸۶**
G	-۰/۰۴۱۳۸۵	۰/۲۴۵۱۲۳	-۰/۱۶۸۸۳۳	۰/۸۶۷۷
T	-۰/۰۲۸۰۳۲	۰/۶۱۶۹۶۲	-۰/۰۴۵۴۳۵	۰/۹۶۴۲
$\Delta H$	-۰/۶۴۳۶۶۴	۰/۱۵۶۲۲۶	۴/۱۲۰۰۷۵	۰/۰۰۰۶*
$\Delta A$	-۰/۷۵۸۶۲۸	۰/۲۲۰۴۹۶	۳/۴۴۰۵۴۶	۰/۰۰۲۷*
$(T/\Delta D)_{t-1}$	-۰/۸۹۲۱۴۰	۰/۵۸۵۴۲۶	-۱/۵۲۳۹۱۷	۰/۱۴۴۰

منبع: یافته‌های تحقیق

\*\*\*، \*\*، \* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱٪ و ۵٪

## ۱-۵. آزمون‌های شناختی معادلات

یکی از موارد مهم در تخمین روابط بلندمدت بین متغیرها، آزمون برقراری مفروضات کلاسیک است که به این منظور آزمون‌های شناختی معادلات انجام می‌شوند. اطلاعات جدول (۴) نتایج این آزمون‌ها را نشان می‌دهد. در این جدول، A بیانگر آزمون ضریب لاگرانژ و تأییدکننده عدم همبستگی سریالی بین باقیمانده‌هاست. B نشانگر آزمون رمزی است که فرم تصریح شده مدل را به صورت صحیح بررسی می‌کند که در اینجا آماره LM نشان از صحت تصریح در مدل دارد. C بیانگر آزمون تشخیص نرمال جملات پسماند که بر اساس آماره LM به دست آمده، نرمال بودن این توزیع در مدل تأیید می‌شود. D که آزمون واریانس ناهمسانی را نشان می‌دهد، در این مدل تأییدکننده واریانس همسانی باقیمانده‌هاست؛ بنابراین، بر اساس نتایج حاصل از آزمون‌های شناختی بالا اعتبار آماری نتایج حاصل از تخمین مدل تأیید می‌شود.

جدول ۴: نتایج آزمون‌های شناختی مدل

Test Statistics	LM Version	F-Version
A: Serial Correlation	۲/۹۵۴۱[-۰/۲۲۸۳]	۰/۹۲۸۴[-۰/۴۱۴]
B: Functional Form	۰/۵۶۲۸[-۰/۵۸۰]	۰/۳۱۶۸[-۰/۵۸۰]
C: Normality	۱/۶۵۶۲۵۳[-۰/۴۳۶۸]	
D: Heteroscedasticity (ARCH)	۱/۱۸۸۰[-۰/۲۷۵۷]	۱/۱۵۳۳[-۰/۲۹۲۳]

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه برای بررسی این که تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در مصرف به سمت تعادل بلندمدت به چه صورت انجام می‌پذیرد، از مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده شده است. ضریب ECM نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت مصرف جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد و به عبارتی چند دوره طول می‌کشد تا مصرف به روند بلندمدت خویش بازگردد. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا در جدول ۳ ارائه شده است. ضریب جمله خطا ۰٫۶۳ است به این معنا که در هر دوره ۶۳ درصد از عدم تعادل در مصرف تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

همان‌طور که نتایج تخمین مدل ECM نشان می‌دهند، همه متغیرها به جز  $T$  و  $(T/\Delta D)_{t-1}$  از نظر آماری تقریباً در سطح ۹۵ درصد معنادار هستند. در اقتصاد ایران دولت عمدتاً کسری بودجه را از طریق افزایش در پایه‌ی پولی تأمین مالی می‌کند و همان‌طور که ضریب H نشان می‌دهد این متغیر رابطه‌ی مستقیمی با مصرف خصوصی دارد. از نتایج چنین برمی‌آید که جانشینی بدهی دولت بجای مالیات به افزایش مصرف بخش خصوصی منجر شده است و نشان‌دهنده‌ی توهم بدهی در اقتصاد ایران است.

جدول ۵: نتایج برآورد معادله مدل تصحیح خطا

متغیر	ضریب	Std. Error	آماره t	Prob.
D(Y)	۰/۳۰۷۹۲۳	۰/۰۵۳۳۸۳	۵/۷۶۸۱۹۶	۰/۰۰۰۰*
D(G)	۰/۳۱۸۹۳۴	۰/۱۵۵۴۱۷	۲/۰۵۲۱۲۲	۰/۰۵۲۴***
D(T)	۰/۰۱۷۷۵۷	۰/۳۹۱۴۹۲	۰/۰۴۵۳۵۷	۰/۹۶۴۳
D( $\Delta H$ )	۰/۴۰۷۷۲۹	۰/۱۵۵۷۷۳	۲/۶۱۷۴۵۴	۰/۰۱۶۹**
D( $\Delta A$ )	۰/۳۲۳۴۳۳	۰/۱۲۶۰۸۳	۲/۵۶۵۲۴۶	۰/۰۱۸۹**
$D((T/\Delta D)_{t-1})$	۰/۵۶۵۱۲۷	۰/۳۶۹۸۷۵	۱/۵۲۷۸۸۷	۰/۱۴۳۰
ECM(-1)	۰/۶۳۳۴۵۱	۰/۱۷۳۶۷۱	۳/۶۴۷۴۱۴	۰/۰۰۱۷*

منبع: یافته‌های تحقیق

\*، \*\*، \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪.

### ۶. نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر تلاش شد که وجود توهم بدهی به‌عنوان یک عامل اثرگذار در تخصیص نامناسب منابع در بخش خصوصی به لحاظ نظری و تجربی مورد بررسی قرار گیرد. سؤال اصلی این بود که انتخاب بین تأمین مالی مخارج دولت از طریق مالیات یا بدهی بر رفتار مصرفی بخش خصوصی اثر می‌گذارد یا نه؟ در این پژوهش برای بررسی اثر توهم مالی بر مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران از داده‌های سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۶۰ استفاده شد.

برای آزمون تجربی توهم بدهی از آزمون تابع مصرف و معادله‌ی اولر استفاده شد. معادله‌ی اولر برای مصرف‌کنندگان از بهینه‌سازی بین دوره‌ای مطلوبیت مصرف‌کنندگان حاصل می‌شود و در زمینه‌ی بررسی رفتار مصرف‌کنندگان، نقش مهمی در مطالعات تجربی دارد و امکان برآورد پارامترهای ساختاری و آزمون محدودیت‌های ایجاد شده در مدل را فراهم می‌کند.

از نتایج چنین برمی‌آید که جانشینی بدهی دولت بجای مالیات به افزایش مصرف بخش خصوصی منجر شده است. به علت وجود توهم بدهی در اقتصاد ایران، افراد جانشینی بدهی دولت در عوض مالیات را به‌عنوان افزایش خالص ثروت خود در نظر می‌گیرند و مصرف خود را افزایش می‌دهند. افراد هزینه‌های تأمین مالی از طریق اخذ مالیات جاری را نسبت به هزینه‌های بدهی دولت بهتر درک می‌کنند. در توهم مالی از طریق بدهی، افراد از سهم خود در تعهدات و هزینه‌های مربوط به بدهی عمومی آگاه نیستند. در اقتصاد ایران، دولت عمدتاً کسری بودجه را از طریق افزایش در پایه‌ی پولی تأمین مالی می‌کند و این موضوع موجب تورم می‌شود و در واقع به‌صورت یک مالیات غیرمستقیم بر کل جامعه تحمیل می‌شود، درحالی‌که بسیاری از مصرف‌کنندگان این موضوع را در نظر نمی‌گیرند. از آنجا که در اقتصاد ایران، مصرف‌کنندگان نسبت به افزایش بدهی دولت بی‌تفاوت نیستند، مصرف‌کنندگان بدهی دولت را به‌عنوان ثروت تلقی کرده و این امر به افزایش مصرف و تقاضا برای

کالاها و خدمات منجر می‌شود. در بلندمدت افزایش مصرف احتمالاً موجب کاهش پس‌انداز می‌شود، در نتیجه انباشت سرمایه کاهش می‌یابد و وضعیت رشد اقتصادی را وخیم می‌کند. در نتیجه دولت باید با ارتقا ظرفیت مالیاتی کسری بودجه خود را با افزایش پایه یا نرخ مالیات تأمین مالی کند تا از افزایش بیش از حد مصرف جلوگیری شود و البته از طرف دیگر شفافیت، پاسخگویی و انضباط مالی دولت بیشتری می‌شود. ابزارهای نقد، حاکمیت و کارایی دولت تقویت می‌شود و به گسترش سرمایه اجتماعی که لازمه دستیابی به رشد اقتصادی است، کمک می‌کند. در چنین شرایطی، در صورت ناتوانی دولت و نارضایتی مردم، چنین دولتی بدون هزینه کنار می‌رود (دادگر، ۱۳۹۰: ۸۴-۸۳).

## منابع

- اصغریور، حسین؛ سلمانی، بهزاد و ابراهیمی، سعید (۱۳۹۱). «تحلیل تجربی تأثیر مخارج دولتی بر مصرف خصوصی در ایران»، تحقیقات توسعه اقتصادی، شماره ۸، ۱۳۲-۱۰۵.
- جعفری صمیمی، احمد (۱۳۸۴). اقتصاد بخش عمومی (۱)، انتشارات سمت، چاپ هفتم.
- حافظی، بهار و امیریوسفی، خالد (۱۳۸۶). «بررسی تأثیر کسری بودجه بر پس انداز در اقتصاد ایران (آزمون برابری ریکاردویی)»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، دوره ۱۵، شماره ۴، ۸۲-۵۱.
- دادگر، یدالله... (۱۳۹۰). «ظرفیت نظریه اقتصاد سیاسی قانون اساسی جهت انضباط‌بخشی مدیریت بخش عمومی»، اقتصاد تطبیقی، سال دوم، (۲)، ۱۰۹-۱۳۳.
- رضایی‌پور، محمد و آقایی خوندایی، مجید (۱۳۹۰). «اثر شوک‌های مخارج یارانه‌ای دولت بر مصرف بخش خصوصی ایران»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال ۱۹، شماره ۶، ۱۶۰-۱۳۹.
- صمدی، علی‌حسین و سیدی، سید محمد (۱۳۹۱). «بررسی تأثیر مخارج دولت بر مصرف خصوصی با توجه به آثار جبرانی مخارج دولت؛ با کاربردی برای ایران»، تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۸، ۸۶-۵۷.
- صمدی، علی‌حسین و سیدی، سید محمد (۱۳۹۲). «تأثیر اندازه دولت‌ها بر شدت جانمایی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی: مطالعه موردی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال ۲۱، شماره ۶، ۹۲-۶۹.
- عباسیان، عزت‌اله و نوری، راضیه (۱۳۸۶). «آزمون برابری ریکاردویی در ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۹، ۱۹۱-۱۷۱.
- مداح، مجید؛ جیحون‌تبار، فوزیه و رضاییور، زهره (۱۳۹۳). «توهم مالی و تقاضا برای مخارج دولت در اقتصاد ایران»، تحقیقات اقتصادی ایران، دوره ۴۹، شماره ۴، ۷۵۰-۷۲۹.
- منجذب، محمدرضا (۱۳۹۰). «آزمون نظریه بارو-ریکاردو در تابع مصرف ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال یازدهم، شماره دوم: ۹-۱.
- Ahmed, S. (1986). "Temporary and permanent government spending in an open economy: some evidence for the United Kingdom". *Journal of Monetary Economics*, 17, 197-224.
- Aiyagari, S.; Rao, L.; Christiano, J. and Eichenbaum, M. (1992). "The output, employment, and interest rates effects of government consumption". *Journal of Monetary Economics*, 30, 73-86.
- Amano, R. A. and Wirjanto, T. S. (1997). Intertemporal substitution and government spending. *Review of Economics and Statistics*, LXXIX, 605-609.
- Aschauer, D. A. (1985). Fiscal policy and aggregate demand. *American Economic Review*, 75, 117-127.
- Auteri, M. and Costantini, M. (2010). "A Panel Cointegration Approach to Estimating Substitution Elasticities in Consumption", *Economic Modeling*, 27, 782-787.
- Bailey, M. J. (1971). National income and the price level. New York: McGraw-Hill.
- Barro, R. J. (1981). "Output effects of government purchases". *Journal of Political Economy*, 84, 343-350.

- Baxter, M. and King, R. G. (1993). Fiscal policy in general equilibrium. *American Economic Review*, 83, 315- 334.
- Christiano, L. and Eichenbaum, M. (1992). Current real-business-cycle theories and aggregate labor-market, *American Economic Review*, 82, 430-450.
- Devereux, M. B.; Head, A. C. and Lapham, B. J. (1996). "Monopolistic competition, increasing returns, and the effects of government spending". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28, 233-254.
- Esteve, V. and Sanchis-Llopis, J. (2005). Estimating the Substitutability between Private and Public Consumption: The Case of Spain, (1960-2003), *Applied Economics*, 37, 2327-2334.
- Feldstein, M., (1982). "Government Deficits and Aggregate Demand". *Journal of Monetary Economics*, 9, 1-20.
- Feldstein, M., D. and Elmendorf, F. (1990), Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior Revisited: Comment, *American Economic Review*, 80, 589-99.
- Floyd, J. E. and Hynes, J. A. (1978). DEBT ILLUSION AND IMPERFECT INFORMATION, *European Economic Review*, II; 379-386.
- Gali, J., David Lopez-Salido, J. and Javier, V. (2004). Understanding the Effects of Government Spending on Consumption, *ECB Working Paper Series*, No. 339.
- Gali, Jordi, David Lopez-Salido, J. and Javier, V. (2007). "Understanding the Effects of Government Spending on Consumption". *Journal of the European Economic Association*, 5(1), 227-270.
- Ganelli, G. and Tervala, J. (2009). Can Government Spending Increase Private Consumption? the Role of Complementarity, *Economics Letters*, 103, 5-7.
- Haque, N. (1988). Fiscal Policy and Private Sector Saving Behavior in Developing Economics, *IMF Staff Papers*, 35, 316-35.
- Hillman, A. L. (2009). *Public Finance and Public Policy Responsibilities and Limitations of Government: Second Edition*, Cambridge University Press, Second Edition.
- Ho, Tsung-wu (2001). The government spending and private consumption: a panel cointegration analysis, *International Review of Economics and Finance*, 10, 95-108.
- Horvath, M. (2009). the Effects of Government Spending Shocks on Consumption under Optimal Stabilization, *European Economic Review*, 53, 815-829.
- Karras, G. (1994). "Government spending and private consumption: some international evidence". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 26, 9-22.
- Kormendi, R. (1983), Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior, *American Economic Review*, 73, 994-1009.
- Kormendi, R. C. (1983). Government debt, government spending, and private sector behavior. *American Economic Review*, 73, 994-1010.
- Linnemann, L. and Schabert, A. (2006). "Productive Government Expenditure in Monetary Business Cycle Models". *Scottish Journal of Political Economy*, 53(1), 28-46.

- Nieh, Ch.Ch. and Ho, T. wu. (2006). "Does the expansionary government spending crowd out the private consumption? Cointegration analysis in panel data". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46, 133-148.
- Oates, W. (1988). On the Nature and Measurement of Fiscal Illusion: A Survey, In G. Brennan et al., eds., *Taxation and Fiscal Federalism: Essays in Honour of Russell Mathews* (Sydney: Australian National University Press, 1988), 65-82.