

فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

سال پنجم، شماره‌ی ۲۰، زمستان ۱۳۹۵

صفحات: ۱۷۲-۱۵۱

آزمون تجربی توهمندی در اقتصاد ایران  
با استفاده از رهیافت ARDL

\*<sup>۱</sup> فوزیه جیحون تبار

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۹/۱۶      تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۴/۰۵

**چکیده**

مفهوم کلیدی توهمندی به این معناست که سطح معین درآمد دولت و ساختار کوتاه‌مدت و بلندمدت مالیات بر سطح مخارج دولت و بنابراین بدھی دولت اثر می‌گذارد. مفهوم توهمندی 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 بدھی، تقاضای کل را افزایش می‌دهد، در حالی‌که بر طبق دیدگاه آلتراستاتیو که به برابری ریکاردویی معروف است، چنین کاهش مالیاتی صرفاً مالیات جاری را جایگزین می‌زن برابر ارزش فعلی مالیات آینده می‌کند. ریکاردینی‌ها استدلال می‌کنند که تأمین مالی بدھی 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 بدھی بر مصرف خصوصی مورد بحث و تحلیل قرار گیرد. تمایز این پژوهش با مطالعات قبلی استفاده از فرضیه توهمندی در این ازار تطبیق دیدگاه سنتی با قضیه برابری است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که جانشینی بدھی دولت بجای مالیات به افزایش مصرف بخش خصوصی منجر شده است و نشان‌دهنده‌ی توهمندی در اقتصاد ایران است.

**کلیدواژه‌ها:** توهمندی مالی، مصرف بخش خصوصی، توهمندی، ARDL

**طبقه‌بندی JEL:** H20, E21, H63, P14

Email: foziehjeyhoontabar@gmail.com

۱. مریم 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 انساطی 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 انساطی همراه خواهد بود؛ زیرا در غیر این صورت بدھی‌های دولت بهمنظر تأمین مالی بهره‌ی بدھی‌های 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 طولانی تر تداوم داشته باشد، حجم بدھی دولت نیز افزایش می‌باید، در این صورت نیاز به کاهش هزینه‌های مالی دولت و یا پولی کردن بدھی‌ها افزایش خواهد یافت(موسوی چهرمی و زایر، ۱۳۸۷: ۲). در ایران به‌دلیل ساختار درآمدی موجود و انتکاء به درآمدهای نفتی، در بسیاری از سال‌ها شاهد کسری بودجه دولت بهعنوان جزء جدایی‌نایپذیر 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 قابل توجهی بر شکل‌گیری سایر اجزاء تولید ناخالص ملی خواهد گذاشت، به‌طوری که مصرف، سرمایه‌گذاری، تراز تجاری و تراز پرداخت‌ها را تغییر می‌دهد(حافظی و امیریوسفی، ۱۳۸۶: ۵۲). مصرف یکی از متغیرهای مهم در اقتصاد کلان به شمار 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 بهمنظر 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 انباست سرمایه با توجه به الگوهای رشد اقتصادی، زمینه‌های بهمود شرایط اقتصادی فراهم می‌شود. هدف از پژوهش حاضر این است که بررسی کنیم که آیا جانشینی بدھی در عوض مالیات، مصرف را افزایش می‌دهد؟ در واقع آیا در اقتصاد ایران توهم بدھی 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 توهمندی مالی معروف است. توهمندی 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 توهمندی مالی ایجاد می‌کنند. توهمندی 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 تحمل می‌شود. توهمندی بدیهی 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> توهمندی 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 عموق نیز می‌باشد.(Hillman, 2009: 288-289).

بررسی اثر تأمین مالی بدیهی بر مصرف خصوصی و پس انداز یک موضوع بحث‌انگیز در تحلیل اقتصاد کلان است. بر اساس اصل برابری ریکاردو<sup>۳</sup> مؤدیان مالیاتی از زمان‌بندی قید بودجه به‌طور کامل آگاه هستند و بنابراین تشخیص می‌دهند که بدیهی جاری دولت با مالیات‌های آتی تأثیه می‌شود. طبق تئوری توهمندی، 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 توهمندی مالی از طریق بدیهی، افراد از سهم خود در تعهدات مربوط به بدیهی عمومی آگاه نیستند؛ بنابراین تأمین مالی از طریق بدیهی 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 بوكانان<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 توهمندی به وجود می‌آید (مداح و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۳۵). ادبیات موضوع در زمینه ماهیّت بدهی عمومی و اثرات آن بر تصمیمات گسترشده 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 بهنوبه خود تقاضای کل را افزایش می‌دهد (موسوی جهرمی و زایر، ۱۳۸۷: ۶). بر طبق استدلال فلدشتاین<sup>۳</sup> (۱۹۸۲)، رید<sup>۴</sup> (۱۹۸۵)، بلانچارد<sup>۵</sup> (۱۹۸۴)، مودیگلیانی<sup>۶</sup> (۱۹۸۷)، فلدشتاین و المندارف<sup>۷</sup> (۱۹۹۰) و مودیگلیانی و استرلینگ<sup>۸</sup> (۱۹۹۰)، جایگزین کردن مالیات‌های جاری با بدهی موجب می‌شود که مصرف کنندگان خود را ثروتمندتر بدانند و بنابراین مصرف خود را افزایش دهند.

بر عکس، طرفداران فرضیه برابری ریکاردویی اعتبار رویکرد متدالول کینزی را به چالش می‌کشند. بارو<sup>۹</sup> (۱۹۷۸) کورمندی<sup>۱۰</sup> (۱۹۸۳)، سیتر و ماریانو<sup>۱۱</sup> (۱۹۸۵)، لیدرمن و رازین<sup>۱۲</sup> (۱۹۸۶)، هق<sup>۱۳</sup> (۱۹۸۸) و کورمندی و مگیر<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 قابل تصرف بیشتر پس انداز می‌کنند، پیش‌بینی می‌کنند که انباست 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

هیچ‌گونه افزایشی در نقدينگی و حجم پول در گرددش به وجود نمی‌آید، 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 گرددش (معمولًاً افزایش) مشاهده می‌شود؛ بنابراین تأمین مالی کسری بودجه از طریق استقراض نمی‌تواند یک سیاست مالی خالص تلقی شود (جعفری صمیمی، ۱۳۸۴: ۲۲۶). بر اساس نظریه‌ی نئوکلاسیک‌ها و کینزی‌های جدید، افراد مصرف را در طول زمان هموارسازی می‌کنند؛ در نتیجه انتظار می‌رود که اثر ثروتی ناشی از افزایش مخارج دولت باعث کاهش در مصرف خصوصی شود؛ ولی بعضی از محققان با طرح آثار جبرانی، امکان کاهش درجه‌ی جایگزینی مخارج دولت به جای مصرف خصوصی و همچنین احتمال بروز رابطه‌ی مکملی بین این دو متغیر را مطرح کرده‌اند (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 بدھی با مالیات در ارتباط است. دلالات در مقاله خود پارامتر مورد تأکید نسبت مالیات به کسری را در چارچوب معادله اولر برای مسئله بهینه‌سازی پویا ایستای فرد نمونه برآورد کرد. به این منظور قید بودجه دولت را به طور مستقیم در مسئله بهینه‌یابی مصرف کنندگان لحاظ نمود. توھم بدھی شکلی از توھم مالی است، در این حالت رأی دهنده‌گان در صورتی از هزینه برنامه‌های بخش عمومی مطلع هستند که این هزینه را از طریق مالیات جاری پیداگزند نه از طریق استقراض بخش عمومی. این موضوع از اطلاعات ناکامل افراد در مورد منافع آتی یا هزینه فعالیت‌های دولت ناشی می‌شود. بر این اساس مازاد ارزش فعلی مشاهده‌شده‌ی منافع خالص آتی نسبت به ارزش فعلی منافع خالص آتی واقعی، توھمی را ایجاد می‌کند به این صورت که ثروت بر تصمیمات مصرف و سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارد (Floyd and Hynes, 1978: 381). بر طبق فرض از آنجا که بین قیمت مالیاتی مشاهده‌شده‌ی حاصل از بدھی و حاصل از مالیات، تفاوت وجود دارد، به شرط ثابت بودن سایر عوامل، اتکا بر بدھی به افزایش مخارج عمومی منجر می‌شود. بوکانان (1967؛ ۱۹۸۲) دو نوع توھم بدھی را معرفی می‌کند. اول توھم تصمیم از "نوع ویکری" که بر اساس آن افراد تعهدات مالیاتی آتی خود را کم برآورد می‌کنند. دوم "نوع پوپولیانی" که در آن از نظر افراد کاهش ارزش دارایی مشابه پرداخت مالیات یکجا نیست. به اعتقاد بوکانان (1967) در هر دو روش، معیار ذهنی برای انتخاب نوع بدھی حاکم است که البته هزینه‌ی واقعی در دوره‌های بعدی مشاهده می‌شود.

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

پوپولیانی (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 پوپولیانی (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 بدھی 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 بدھی با ارزش سرمایه‌ای مالیات آتی خنثی می‌شود ولی فرد همچنان ثروت بیشتری را برای خود تصور می‌کند.

یک رویکرد آلترناتیو پوپولیانی و بوکانان توسط فلloyd و هینز<sup>۱</sup> (۱۹۷۸) ارائه شده است که بر اساس آن تصمیمات فردی در مورد مالیات آتی و تعهدات بدھی 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. فلloyd 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 به درستی پیش‌بینی نمی‌کند؛ توهمندی بدھی ایجاد می‌شود. در هر دو رویکرد با توهمندی بدھی مواجه می‌شویم، به این معنا که عاملان اقتصادی عقلانی به علت اطلاعات ناکامل، بدھی را به مالیات جاری ترجیح می‌دهند. با توجه به اینکه توهمندی مالی زمانی به وجود می‌آید که مؤدیان مالیاتی ارزش تنزیل شده فعلی تعهدات مالیاتی آتی را در صورت تأمین مالی بدھی کم برآورد می‌کنند لازم است (نسبت به این نکته آگاهی لازم را داشته باشیم) که بازخورد بدھی 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 مالیات دارایی 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) به عنوان یک آزمون تجربی تحرک تاییوت<sup>۳</sup> صورت گرفت. او با استفاده از این نتایج استدلال کرد که مصرف‌کنندگان، جامعه‌ای (حداقل بر حسب 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 تاییجی به‌طور دائم در مطالعاتی که انجام‌شده کاپیتالیزیسیون مسکن را تأیید می‌کند. با این وجود این مطالعات آزمون مناسبی برای فرضیه توهّم بدھی ارائه نمی‌دهند. به‌طورکلی، به همین دلیل این مطالعات با کاپیتالیزیسیون مخارج تأمین مالی شده با مالیات جاری مرتبط هستند نه با تفاوت‌های جوامع که مخارج را یا با بدھی تأمین مالی می‌کنند یا با مالیات جاری.

دالاماگاس (۱۹۹۳) در یک بررسی بین کشوری دیدگاه‌های متصاد رویکرد کینزی (در مورد اثر انگیزشی تأمین مالی بدھی و کاهش مالیات) و برابری ریکاردوی (معادل بودن مالیات و تأمین مالی با بدھی) را مورد بررسی قرار داد. دالاماگاس با رگرس کردن سطح مصرف بخش خصوصی بر درآمد مالیاتی، بدھی/کسری دولت و تورم دریافت که جانشینی بدھی به‌جای مالیات به‌عنوان یک اضافی خالص ثروت بد تعبیر می‌شود و مخارج مصرفی سرانه خصوصی افزایش می‌یابد. در واقع دالاماگاس اثر توهّم بدھی 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 برداشت و به درجه معنی‌داری جانشینی بین مصرف خصوصی و مخارج دولت در ایالات متحده 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 برونو رانی<sup>۵</sup> (کاهش) مصرف خصوصی می‌شود.

بر طبق یافته‌های آیاگاری، رائو، کربیستیانو 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 ایالات متحده (US) به کار برداشتند. کشش برآورد شده‌ی مذکور حدود ۰,۹ می‌باشد. به عبارت دیگر، این گروه از پژوهش‌ها نشان می‌دهد که افزایش در مخارج دولت اثر برونو رانی 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 کیزی جدید را طراحی کردند و با توجه به رویکرد کیزی 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 - لوپز<sup>۷</sup> (۲۰۰۵) و آتری کستانتنی<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 فراینده 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 به طور مستقیم موضوع توهم بدھی 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

منجدب (۱۳۹۰) نظریه بارو- ریکاردو مبنی بر عدم تأثیر کسری بودجه دولت بر مصرف را در اقتصاد ایران مورد آزمون قرار داد. بر طبق نتایج پژوهش او، نظریه‌ی مذکور مورد تأیید تجربی است اما چون در ایران کسری بودجه عمده‌ای 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 مبنی بر خنثی بودن کسری بودجه دولت در ایران بود.

عباسیان و نوری (۱۳۸۶) با استفاده از آزمون تابع مصرف و روش معادله‌ی اویلر، 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 ۱۳۸۴-۱۳۹۲ 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 عمده‌ای 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 ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ مذکور برآورد شده و نتایج نشان می‌دهند که دسته اول مخارج در کوتاه‌مدت، مکمل اجروث مصرف خصوصی و در درازمدت، مستقل اجروث 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 به عنوان نهاده به جای 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 به جای 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 رضایی‌بور و آقایی خوندابی (۱۳۹۰) طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۳ کو تا هم‌دت 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 به دست 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 توهمندی 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<sup>۱</sup> دو رویکرد به کار گرفته می‌شود. رویکرد اول یک رویکرد خاص و موردی<sup>۲</sup> است که در آن یکتابع مصرف ساختاری برآورده شود و سطح مخارج مصرفی به مجموعه‌ای از متغیرهای مرتبط بروزنزا (شامل برنامه‌های دولت، مالیات و بدهی عمومی) ربط داده می‌شود. در یک چنین چارچوبی، فرضیه برابری (ریکاردویی) بر حسب علامت و مقدار برآوردهای پارامتری متغیرهای توضیحی کلیدی آزمون می‌شود. رویکرد دوم شامل برآوردهای شرایط مرتبه اول است که به معادله اولر<sup>۳</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 برآوردهای مستقیم پارامترهای یکتابع مطلوبیت بین دوره‌ای ایجاد می‌شود، بدون اینکه به ارائه‌ی راه حل 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) یکتابع مطلوبیت ایستا دارد که برای یک کالای ترکیبی به صورت 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 محبد در یک کلیت کاب داگلاس از بار مالیات سرانه ( $T$ ) و کسری بودجه (تفییر سالانه در بدھی دولت)،  $\delta$  ( $i + \Delta D = D_t - D_{t-1}$ ) که نرخ بهره اسمی است،  $E$  عملگر انتظارات است،  $\gamma$  نرخ ثابت ترجیحات زمانی و  $\alpha$  درجه ریسک‌گریزی نسبی را اندازه‌گیری می‌کند.

در فرمول‌های متداول توابع مطلوبیت، آرگومان‌ها عموماً 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 درحالی که در دوره دوم برای بازپرداخت بدھی افزایش مالیات اتفاق می‌افتد؛ بنابراین اصلاحات (تفییرات) اساسی در هر دو تعریف لازم است و فرم خاص تابع مطلوبیت در مطالعات پیشین بر اساس معادل بودن (برابری) تأمین مالیات و بدھی 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 برخانوارها 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 به عنوان روش آلترناتیو تأمین مالی مخارج دولت مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ اصطلاح اضافی مالیات‌های بیشتری را که باید در دوره‌های بعدی برای جبران پرداخت‌های بدھی فعلی تحمیل شوند، نشان می‌دهد. بار ترکیبی مالیات‌های واقعی و اضافی را می‌توان نامطلوبیت مرکب تلقی کرد.

در تابع نامطلوبیت مرکب (ترکیبی)، رفتار مصرف کنندگان تحت دو رژیم (ریکاردویی و کینزی) در مقدار پارامتر سهم  $\alpha$  منعکس می‌شود و درجه اثرگذاری مالیات‌های جاری و استقراض دولتی بر نامطلوبیت بخش خصوصی را اندازه‌گیری می‌کند. پارامتر سهم، برای افرادی که دلالت‌های مالیات آتی بدھی جانشین شده در عوض تأمین مالی مالیات (رویکرد کینزی) را تشخیص نمی‌دهند، مقادیر صفر یا نزدیک به صفر را به خود می‌گیرد. بر عکس 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  $5/0$  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 بدھی 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 وامدهندگان (خریداران اوراق قرضه) وضع خواهد شد. در این وضعیت، مصرف کننده تصور می‌کند که مطلوبیت مورد انتظار آتی اش از جریان درآمدی حداکثر می‌شود 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 می‌شود:

$$C_t = Y_t - T_t - \Delta A_t \quad (3)$$

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:

$$G_t = T_t + \Delta D_t + \Delta H_t \quad (4)$$

که  $G$  مخارج دولت بر کالاهای خدمات و  $\Delta H$  تغییرات سالانه در پایه پولی است. صرف‌نظر 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 کالاهای و خدمات عمومی را محاسبه می‌کند. به علاوه، یک عامل ریکاردویی تعهدات مالیات آتی خصمی در ایجاد بدھی جاری را تشخیص می‌دهد، درحالی‌که یک عامل کینزی بعد از هر کاهش مالیاتی به علت تأمین مالی با بدھی، مخارج خود را افزایش می‌دهد؛ 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 می‌شود:

$$\Delta D_t = C_t - Y_t + G_t - \Delta H_t + \Delta A_t \quad (5)$$

رابطه حاصل از راه حل (۵) بر حسب مصرف خصوصی را می‌توان به عنوان قید بودجه بین دوره‌ای بخش خصوصی در نظر گرفت با این فرض که افراد قید بودجه بخش عمومی را درونی می‌کنند. در زمینه بحث قبلی، انتظار می‌رود 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

می‌توان پارامترهای تابع نامطلوبیت را بدون حل صریح مسئله بهینه‌یابی مصرف‌کننده و با برآورد فرم شرط نهایی (۱) و (۲) به‌طور مستقیم به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$E_t[\delta(\partial V_t / \partial T_{t+1}) / (\partial V_t / \partial \Delta D_t) - 1] = 0 \quad (6)$$

با جایگزینی مشتقات جزئی (۱) و بعد از کاربرد قضیه دوچممه‌ای تصریح زیر حاصل می‌شود:

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

$Z$  و  $Z'$  ضرایب تفاضلی بالاتر است. بعد از حذف این ضرایب و ضرایب  $Z$ ، از رابطه آخر، معادله زیر حاصل می‌شود:

$$E_t \Delta lnT_{t+1} = a_o + a_1 E_t \Delta ln\Delta D_{t+1} + a_2 E_t (T/\Delta D)_t \quad (7)$$

که

$$\begin{aligned} a_o &= 1/(a\gamma - \gamma + 1), a_1 = \gamma a/(a\gamma - \gamma + 1), \\ \text{and } a_2 &= a/[\delta(1-a)(\gamma - \gamma a - 1)] \end{aligned}$$

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

$$\begin{aligned} E_t \Delta lnT_{t+1} &= a_o + a_1 E_t \Delta ln(C - Y + G - \Delta H + \Delta A)_{t+1} \\ &\quad + a_2 E_t (T/\Delta D)_t \end{aligned} \quad (8)$$

با حل معادله (۸) برحسب  $C$  تقریبی برای معادله اول برای مصرف فراهم می‌شود. برای حل مسئله جایگزینی داده‌های اصلی با نرخ‌های رشد سالانه می‌تواند تقریب خوبی باشد، برای حل، ماهیت انتظاری و غیرانتظاری متغیرها در سمت راست (۸) در نظر نگرفته نمی‌شود؛ بنابراین رابطه اول موردنظر به‌صورت زیر است:

$$C_t = a_o + a_1 Y_t + a_2 \Delta A_t + a_3 G_t + a_4 \Delta H_t + a_5 T_t + a_6 (T/\Delta D)_{t-1} \quad (9)$$

اعتبار فرضیه ریکاردویی یا دیدگاه متدالو معمولاً با بررسی مقادیر ضرایب مالیات‌ها و مخارج دولت آزمون می‌شود. بهخصوص فرض می‌شود که در یک چارچوب ریکاردویی، مالیات اثری بر مصرف خصوصی ندارند ( $a_5 = 0$ ) در حالی که در تئوری مرسوم وجود مالیات باعث می‌شود که افراد مخارج مصرفی خود را کاهش دهند ( $a_5 < 0$ ). با توجه به مخارج عمومی، ریکاردینی‌ها استدلال می‌کنند که مخارج دولت بر کالاهای خدمت‌بر مصرف اثر منفی دارد ( $a_5 < -1$ ) زیرا آنها بار منابع واقعی بخش عمومی را به بخش خصوصی تحمیل می‌کنند. بر عکس کینزینی‌ها دیدگاهی را

تأثیر 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 ارائه شده با داده‌های مذکور مورد آزمون تجربی قرار می‌گیرد.

## ۵. معرفی داده‌ها و تخمین مدل

برای برآورده کوئی تصریح شده 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 بر حسب 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 خطأ<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 تغییر شده 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
وقنه	مقدار بحرانی	آماره	وقنه	مقدار بحرانی	آماره	
γ	-۲/۹۶	-۴/۳۰	γ	-۲/۹۶	.۰/۱۴	C
γ	-۲/۹۶	-۴/۰۳	γ	-۲/۹۶	-۰/۳۸	Y
γ	-۲/۹۶	-۵/۲۵	γ	-۲/۹۶	-۰/۸۰	T
γ	-۲/۹۶	-۴/۳۰	γ	-۲/۹۶	-۱/۷۷	$\Delta H$
γ	-۲/۹۶	-۴/۸۰	γ	-۲/۹۶	-۰/۷۷	$\Delta A$
-	-	-	γ	-۲/۹۶	-۵/۳۳	$(T/\Delta D)_{t-1}$

منبع: یافته‌های تحقیق

همان طور که در جدول (۱)، مشاهده می‌شود به جز  $(T/\Delta D)_{t-1}$ ، هیچ کدام از متغیرها در سطح مانا نیستند؛ زیرا قدر مطلق آماره محاسبه شده دیکی فولر تعیین یافته ADF در آن‌ها از مقادیر بحرانی کوچک‌تر است. با تکرار آزمون دیکی-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 مقابله مبنی بر مانایی، در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود. بنابراین، این متغیرها همان‌باشته از درجه یک (I) هستند. چون کلیه متغیرها (I) نیستند، برای بررسی هم جمعی (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 خطای 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 C، Y، G،  $\Delta A$ ،  $\Delta G$ ، 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 به جز 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 عموماً 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 برمرآید که جانشینی بدهی دولت به جای مالیات به افزایش مصرف بخش خصوصی منجر شده است و نشان دهنده توهمندی 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)	-0.266549	.0173571	2/110.595	.0483**
Y	-0.307923	.053383	5/768196	.0000*
Y(-1)	-0.208525	.0061183	-3/40.8210	.0029*
G	-0.318934	.0155417	-2/0.52122	.0042***
G(-1)	-0.292719	.0157228	1/861753	.00782***
T	-0.0017757	.0391492	-0/0.45357	.09643
$\Delta H$	-0.407729	.0155773	2/617454	.0169**
$\Delta A$	-0.322433	.0126083	2/565246	.0189**
$\Delta A(-1)$	-0.157120	.0155030	1/0.13484	.03236
$(T/\Delta D)_{t-1}$	-0.0565127	.0369875	-1/527887	.01430
C	-0.0027761	.012516	2/217957	.00389**
R-squared	.0900135			
F-statistic	.190/6977			
Prob (F-statistic)	.0.....			
Durbin-Watson stat	2/0.95701			

منع: یافته های تحقیق  
\*, \*\*, \*\*\* به ترتیب معنی داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪

بر اساس نتایج جدول (۳) علامت ضرایب برآورده نتایج حاصل از مدل ARDL را مورد تأیید قرار می دهد. البته همان طور که در جدول مشاهده می شود در بلندمدت ضریب G بی معنی 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	-0.156915	.070606	2/222387	.0386**
G	-0.41385	.0245123	-0/168833	.08677
T	-0.28032	.0616962	-0/0.45435	.0642
$\Delta H$	-0.643564	.0156226	4/120.75	.0006*
$\Delta A$	-0.758628	.0220496	3/44.0546	.0027*
$(T/\Delta D)_{t-1}$	-0.892140	.0585426	-1/523917	.01440

منع: یافته های تحقیق  
\*, \*\*, \*\*\* به ترتیب معنی داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪

## 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	.۷۹۵۴[.۰/۲۸۳]	.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: پافته‌های تحقیق

در ادامه برای بررسی این که تعدیل عدمتعادل‌های کوتاه‌مدت در مصرف به سمت تعادل بلندمدت به چه صورت انجام می‌پذیرد، از مدل تصحیح خطأ (ECM) استفاده شده است. ضریب ECM نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدمتعادل 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 خطأ در جدول ۳ ارائه شده است. ضریب جمله خطأ ۰.۶۳ است به این معنا که در هر دوره ۶۳ درصد از عدمتعادل 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  $t_{-1}$  ( $T/\Delta D$ ) 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 بدھی دولت بجای مالیات به افزایش مصرف بخش خصوصی منجر شده است و نشان‌دهنده‌ی توهّم بدھی در اقتصاد ایران است.

جدول ۵: نتایج برآورد معادله مدل تصحیح خطأ

Prob.	t آماره	Std. Error	ضریب	متغیر
.۰۰۰۰*	۵/۷۶۸۱۹۶	.۰/۰۵۳۳۸۳	.۰/۰۳۰۷۹۲۳	D(Y)
.۰/۰۵۲۴***	-۲/۰۵۲۱۲۲	.۰/۱۵۵۴۱۷	.۰/۳۱۸۹۳۴	D(G)
.۰/۹۶۴۳	-۰/۰۴۵۳۵۷	.۰/۳۹۱۴۹۲	-۰/۰۱۷۷۵۷	D(T)
.۰/۰۱۶۹**	۲/۶۱۷۴۵۴	.۰/۱۵۵۷۷۳	.۰/۰۴۰۷۷۲۹	D( $\Delta H$ )
.۰/۰۱۸۹**	۲/۵۶۵۲۴۶	.۰/۱۲۶۰۸۳	.۰/۰۲۲۲۴۳۳	D( $\Delta A$ )
.۰/۱۴۳۰	-۱/۰۵۲۷۸۸۷	.۰/۳۶۹۸۷۵	-۰/۰۵۶۱۲۷	D( $(T/\Delta D)_{t-1}$ )
.۰/۰۰۱۷*	-۳/۶۴۷۴۱۴	.۰/۱۷۲۶۷۱	-۰/۰۶۳۳۴۵۱	ECM(-1)

منبع: یافته‌های تحقیق  
\*\*\*، \*\*، \* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪

## ۶. نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر تلاش شد که وجود توهم بدھی به عنوان 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 بدھی 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 بدھی از آزمون تابع مصرف و معادله اول استفاده شد. معادله اول برای مصرف کنندگان از بهینه‌سازی بین دوره‌ای مطلوبیت مصرف کنندگان حاصل می‌شود و در زمینه‌ی بررسی رفتار مصرف کنندگان، نقش مهمی در مطالعات تجربی دارد و امکان برآورد پارامترهای ساختاری و آزمون محدودیت‌های ایجاد شده در مدل را فراهم می‌کند.

از نتایج چنین برمری آید که جانشینی بدھی دولت بجای مالیات به افزایش مصرف بخش خصوصی منجر شده است. به علت وجود توهم بدھی در اقتصاد ایران، افراد جانشینی بدھی دولت در عوض مالیات را به عنوان 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 بدھی دولت بهتر درک می‌کنند. در توهم مالی از طریق بدھی، افراد از سهم خود در تعهدات و هزینه‌های مربوط به بدھی 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 به صورت یک مالیات غیرمستقیم بر کل جامعه تحمیل می‌شود، درحالی که بسیاری از مصرف کنندگان این موضوع را در نظر نمی‌گیرند. از آنجا که در اقتصاد ایران، مصرف کنندگان نسبت به افزایش بدھی دولت بی‌تفاوت نیستند، مصرف کنندگان بدھی دولت را به عنوان 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

- اصغریبور، 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 پسانداز در اقتصاد ایران (آزمون برابری ریکاردویی)»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، دوره ۱۵، شماره ۴۴، ۸۲-۵۱.
- دادگر، یدا... (۱۳۹۰). «ظرفیت نظریه اقتصاد سیاسی قانون اساسی جهت انصباباطبخشی مدیریت بخش عمومی»، اقتصاد تطبیقی، سال دوم، (۲)، ۱۰۶-۱۳۳.
- رضابی پور، محمد و آقایی خوندایی، مجید (۱۳۹۰). «اثر شوک‌های مخارج پارانه‌ای 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 جانشینی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی: مطالعه موردی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال ۲۱، شماره ۶۶، ۹۲-۶۹.
- عباسیان، عزت‌الله و نوری، راضیه (۱۳۸۶). «آزمون برابری ریکاردویی در ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۹، ۱۹۱-۱۷۱.
- مداد، مجید؛ جیحون‌تبار، فوزیه و رضاپور، زهره (۱۳۹۳). «توهم مالی و تقاضا برای مخارج دولت در اقتصاد ایران»، تحقیقات اقتصادی ایران، دوره ۴۹، شماره ۴، ۷۵۰-۷۲۹.
- منجدب، محمدرضا (۱۳۹۰). «آزمون نظریه بارو- ریکاردو در تابع مصرف ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال یازدهم، شماره دوم: ۱-۹.
- 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 Elmendodr, 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.