

## آزمون برابری ریکاردوئی در ایران

عزت اله عباسیان

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان

راضیه نوری

کارشناس ارشد اقتصاد

تاریخ دریافت: ۱۳۸۵/۷/۱۱ تاریخ تصویب: ۱۳۸۶/۷/۱۴ چکیده

برابری ریکاردوئی<sup>۱</sup>، بیان می‌کند که بدهی ایجاد شده برای دولت در اثر کاهش مالیات، بر مصرف و تقاضای کل تأثیری ندارد. برای برقراری برابری ریکاردوئی باید چند فرض مهم در نظر گرفته شوند که از جمله آن‌ها می‌توان به نامتناهی بودن افق زندگی مصرف‌کنندگان، کامل بودن بازار سرمایه، عدم اخلال مالیاتی و عدم وجود ناطمینانی نسبت به مالیات‌ها و درآمدهای آینده، اشاره کرد.

در این مقاله، ابتدا به‌طور خلاصه به تئوری برابری ریکاردوئی و مقایسه آن با تئوری کینزی پرداخته می‌شود و سپس با استفاده از آزمون تابع مصرف و روش معادله اویلر<sup>۲</sup>، اعتبار و یا عدم اعتبار فرضیه برابری ریکاردوئی در ایران بررسی خواهد شد. نتایج حاصل از محاسبات، نشان می‌دهند که برابری ریکاردوئی در ایران برقرار نیست و کسری بودجه در اثر کاهش مالیات، سبب افزایش نرخ بهره و کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی خواهد شد.

طبقه بندی JEL: H30, H60, E21, E62

کلید واژه: برابری ریکاردوئی، تابع مصرف، روش معادله اویلر، روش VAR.

### ۱- مقدمه

از زمانی که دیوید ریکاردو<sup>۳</sup> اقتصاددان انگلیسی، نظریه جنجال برانگیز خود را درباره دربار مالیات و بدهی دولت ارائه کرد، حدود دو قرن می‌گذرد. دیدگاه ریکاردو تا سال

---

1 - Ricardian Equivalence.

2 - Euler Equation.

3- David Ricardo.

۱۹۷۴ ناشناخته بود، تا این که در این سال، رابرت بارو<sup>۱</sup>، با انتشار مقاله‌ای با عنوان " آیا اوراق قرضه دولتی، دارائی خالص‌اند؟" این دیدگاه را معرفی کرد. از آن زمان به بعد، اقتصاددانان این تئوری را از دیدگاه‌های مختلف مورد ارزیابی قرار داده‌اند. بسیاری از آن‌ها معتقدند که اثرات سیاستی برابری ریکاردویی نسبتاً افراطی است، چراکه بیان می‌کند کسری بودجه ایجاد شده از طریق کاهش مالیات، اثری روی مصرف بخش خصوصی و تقاضای کل ندارد و حتی در کوتاه‌مدت دولتمردان نخواهند توانست ثبات را در اقتصاد برقرار کنند، زیرا اگر برابری ریکاردویی برقرار باشد کاهش مالیات به منظور افزایش در هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی تلاشی کاملاً بیهوده خواهد بود. از نظر تجربی نیز، اعتبار برابری ریکاردویی، بحث‌های جنجال برانگیزی را به وجود آورده و افراد زیادی را که در زمینه‌های تجربی فعالیت می‌کنند، به نتایج آن علاقمند کرده است.

به طور کلی، اثر کاهش مالیات‌های دولت بر اقتصاد، با استفاده از تئوری‌های اقتصادی و یا نتایج مطالعات تجربی به طور صریح و آشکار به دست نمی‌آید. البته در حالت تئوری، برابری ریکاردویی در مدل‌هایی که نمایانگر نامتناهی بودن طول دوره زندگی مصرف‌کنندگان‌اند، به راحتی قابل اثبات است. هم‌چنین، تحت فرض‌های نسبتاً قوی، مانند عقلایی بودن کامل، بهینه‌سازی رفتار مصرف‌کنندگان، کامل بودن بازار سرمایه و عدم اخلاص مالیات‌ها، اثبات این مساله که با وجود سطح ثابتی از هزینه‌های دولت، ترکیب مالیات - بدهی اثر واقعی ندارد، به راحتی امکان‌پذیر است و در صورت برقرار نشدن یکی از این شرایط، احتمال نقض برابری ریکاردویی وجود خواهد داشت. بنابراین، با وجود احتمال انحراف از هر کدام از این شرایط، یک توافق عمومی وجود دارد، که بیان می‌کند نمی‌توان در تجربه و عمل انتظار داشت برابری ریکاردویی به طور کامل و دقیق برقرار باشد. از طرف دیگر، مطالعات دقیق نشان می‌دهند که نتایج متناقض به دست آمده درباره اعتبار برابری ریکاردویی، به طور عمده به علت وجود مشکلات مربوط به اندازه‌گیری و روش‌های اقتصادسنجی است، در حالی که در گذشته به دست آوردن جواب صریح و روشن، مشکل بود، پیشرفت‌های وسیعی که در تئوری‌های اقتصادسنجی از اوایل سال ۱۹۸۰ آغاز شده، سبب بهبود نتایج شده است. با وجود آن که آزمون‌های

---

1 - Robert Barro.

فراوان و متنوعی برای بررسی اعتبار برابری ریکاردویی وجود دارند، اما بسیاری از محققان تنها یک‌دسته از آزمون‌ها را برای مجموعه‌ای از داده‌های ویژه به کار می‌برند. در این مقاله، برای بررسی اعتبار تجربی برابری ریکاردویی در ایران، از آزمون تابع مصرف برای داده‌های سال‌های ۸۳-۱۳۵۵ استفاده شده است، برای این منظور، پس از مطالعه کلیات تحقیق و مبانی نظری آن، به آزمون تجربی برابری ریکاردویی در ایران پرداخته خواهد شد و در پایان، به ارائه نتیجه و پیشنهاد خواهیم پرداخت.

## ۲) مبانی نظری

به نظر می‌رسد که بدهی دولت، یکی از دلایل اصلی مالیات‌ها، تورم، بیکاری و رکود اقتصادی باشد، اما اثر بدهی دولت در اقتصاد، با استفاده از تئوری‌های اقتصادی و یا نتایج مطالعات تجربی به‌طور آشکار مشخص نمی‌شود.

هنگامی که مالیات وجود دارد، محدودیت بودجه یک خانوار نمونه به این شکل است، که ارزش فعلی مصرف وی نمی‌تواند بیش از ثروت اولیه، به‌علاوه ارزش فعلی درآمد حاصل از نیروی کار وی بعد از پرداخت مالیات شود. با فرض نبود عدم‌اطمینان و نقایص بازار، دلیلی وجود ندارد در هر زمان، که نرخ بهره‌ای که خانوار با آن روبروست، با نرخ بهره‌ای که دولت با آن مواجه است، متفاوت باشد.

بنابر این با توجه به رابطه بین بودجه خانوار و بودجه دولت از مباحث اقتصاد کلان ما می‌توانیم محدودیت بودجه خانوار را بر حسب ارزش فعلی خریدهای دولت، بدون اشاره به توزیع منابع مالی مورد نیاز خریدها بین مالیات و اوراق قرضه در هر نقطه از زمان، نشان دهیم. علاوه بر این، این فرض که مالیات‌ها مستقیماً وارد ترجیحات مصرف‌کنندگان نمی‌شوند نیز، معقول است، این مسئله در هر الگویی که در آن مطلوبیت تنها به کالاهای اقتصادی مانند مصرف و استراحت بستگی دارد، صادق است. لذا چون مالیات‌ها وارد محدودیت بودجه خانوار یا ارجحیت‌های آن‌ها نمی‌شوند، مصرف را نیز تحت تأثیر قرار نمی‌دهند. به همین ترتیب، این خریدهای دولت‌اند که بر انباشت سرمایه اثر می‌گذارند، نه مالیات‌ها، زیرا سرمایه‌گذاری، برابر تولید منهای جمع مصرف و خریدهای دولت است، بدین ترتیب، یک نتیجه کلیدی خواهیم داشت: تنها مقدار خریدهای دولت و نه توزیع منابع تأمین آن‌ها بین مالیات و اوراق قرضه، اقتصاد را تحت

تأثیر قرار می‌دهند. نتیجه نامربوط بودن تصمیم دولت برای تأمین مالی، همان برابری معروف ریکاردویی بین بدهی و مالیات است.

## ۲- الف) دیدگاه کینزی درباره کاهش مالیات‌های دولت

به عقیده کینزین‌ها کاهش مالیات‌های دولت، اثرات مهمی بر اقتصاد خواهد گذاشت. فرض کنید که دولت در اثر کاهش درآمدهای مالیاتی دچار کسر بودجه شود، هم‌چنین فرض کنید هزینه‌های دولت ثابت باشد، کینزین‌ها معتقدند که این کاهش مالیات سبب افزایش درآمد قابل تصرف خواهد شد. افزایش درآمد قابل تصرف جاری، افزایش مصرف را موجب خواهد شد.

اگر کاهش مالیات با افزایش کسری بودجه توأم باشد، دارای دو اثر عمده تحریک آمیز است. اول این که به‌طور مشخص، کاهش مالیات درآمد قابل تصرف را به‌طور مستقیم افزایش می‌دهد. دوم این که اگر کسری افزایش یابد، خالص دارایی‌های مالی بخش خصوصی نیز افزایش می‌یابد و این در واقع از شرط تعادلی درآمد ملی نتیجه می‌شود، یعنی:

$$I + G = S + T$$

که می‌توان آن را به‌صورت زیر نوشت:

$$G - T = S - I \quad (1-2)$$

سمت چپ رابطه (۱-۲)،  $G-T$ ، بیانگر کسری بودجه دولت است. اگر کاهش مالیات‌ها،  $T$  را کاهش دهد، موجب افزایش کسری بودجه خواهد شد و لذا باید خالص پس‌انداز خصوصی،  $S-I$ ، نیز افزایش یابد. این افزایش در خالص پس‌انداز خصوصی همان افزایش دارایی‌های مالی بخش خصوصی است، که با افزایش تعهدات بخش عمومی (دولت) بر اثر افزایش کسری متناظر است [1].

## ۲- ب) دیدگاه ریکاردو درباره کاهش مالیات‌های دولت

مطابق این دیدگاه، با فرض این که هزینه‌های دولت ثابت باشد، کاهش مالیات‌های جاری اثری روی تقاضای کل و نرخ بهره ندارد، زیرا محدودیت بودجه زمانی دولت سبب می‌شود که برای سطح ثابتی از هزینه‌های دولت، کاهش مالیات‌های جاری، افزایش مالیات‌ها در آینده را موجب شود پس مصرف‌کنندگانی که پرداخت‌کننده مالیات‌اند، کاهش مالیات جاری و بنابراین افزایش درآمد قابل تصرف را دائمی تلقی نمی‌کنند و

افزایش مالیات در آینده را پیش‌بینی خواهند کرد، بنابراین، می‌توان نظریهٔ ریکاردویی را به این صورت بیان کرد:

فرض کنید دولت در زمان جاری، مالیات‌ها را کاهش دهد. این امر سبب کسری بودجه در زمان حال می‌شود. (فرض کنید هزینه‌های دولت در زمان حال ثابت باشد). دولت برای جبران این کسری بودجه، مجبور است یا وام بگیرد و یا اوراق قرضه منتشر کند. از آنجایی که سرانجام، دولت در آینده مجبور خواهد شد اصل وام و بهرهٔ آن را باز پرداخت کند، پس ناچار خواهد شد مالیات‌ها را در زمان آینده افزایش دهد، به طوری که ارزش کنونی مالیات‌های آینده، دقیقاً برابر با بدهی‌های ایجاد شده باشد. پس انتخاب بین مالیات حال و آینده است. از آنجایی که در دیدگاه ریکاردویی، فرض بر این است که مصرف‌کنندگان به اندازهٔ کافی عقلایی و آینده‌نگر باشند، پس مسألهٔ افزایش مالیات در آینده را پیش‌بینی خواهند کرد، بنابراین با کاهش مالیات‌های جاری، به یکباره مصرف‌خویش را افزایش نمی‌دهند، زیرا می‌دانند که مجموعهٔ فرصت‌ها و امکانات آن‌ها، بدون تغییر باقی می‌ماند و ارزش فعلی درآمد دائمی آن‌ها، درست همانند زمان پیش از تغییر سیاست مالی است و باید در آیندهٔ مالیات بیشتری پرداخت کنند، بنابراین، مصرف‌کنندگان به جای مصرف بیشتر، پس‌انداز بیشتری خواهند داشت، به طوری که پس‌انداز خصوصی آن‌ها به میزانی برابر با کاهش مالیات، افزایش می‌یابد برای این منظور، مصرف‌کنندگان اقدام به خرید اوراق قرضه می‌کنند، تا منبعی برای پرداخت مالیات‌های اضافی آینده داشته باشند. در نتیجه، به دلیل آن که به اندازهٔ افزایش بدهی دولت (در اثر کاهش مالیات‌های جاری) پس‌انداز خصوصی هم‌افزایش می‌یابد، پس‌انداز ملی بدون تغییر می‌ماند و در نتیجه نرخ بهره نیز تغییری نخواهد کرد. بنابراین، نتیجهٔ کلی این است که جانشین کردن بدهی با مالیات، اثری روی مصرف و تقاضای کل نخواهد گذاشت و بدهی دولت با مالیات‌های آینده برابر است. پس، می‌توان گفت که تأمین مالی به‌وسیلهٔ وام، یعنی تأمین مالی به‌وسیلهٔ مالیات و این همان برابری ریکاردویی است. [7]

طبق دیدگاه ریکاردویی، وقتی که مصرف‌کنندگان آینده‌نگر بوده و به محدودیت بودجهٔ زمانی دولت کاملاً واقف باشند، تشخیص خواهند داد که نتیجهٔ کاهش مالیات جاری، افزایش مالیات برای نسل‌های بعد خواهد بود. پس مصرف‌کنندگانی که نگران مطلوبیت فرزندانشان‌اند (همان‌گونه که به مطلوبیت خویش می‌اندیشند)، مصرف خود را بر اساس افزایش درآمد قابل تصرف جاری که به دلیل کاهش مالیات به‌وجود آمده،

افزایش نخواهند داد. در دیدگاه ریکاردویی، با فرض وجود دست یابی آزاد به بازار مطمئن، مصرف‌کنندگان برای مصرف خویش بر پایه درآمد دائمی تصمیم می‌گیرند، که تحت تأثیر زمان مالیات نیست، زیرا کاهش مالیات جاری، فقط سبب به تعویق افتادن مالیات برای آینده خواهد شد و زمان اخذ مالیات، اثری روی مصرف مردم نخواهد گذاشت، چون درآمد دائمی آن‌ها را تغییر نمی‌دهد. [20]

برای برقراری برابری ریکاردویی، شرایط دیگری نیز لازم‌اند که از جمله آن‌ها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

- ۱) افق زمانی مصرف‌کنندگان، به اندازه افق زمانی دولت و برابر بی‌نهایت باشد.
- ۲) بازار سرمایه کامل باشد و افراد بتوانند در نرخ‌های مشابه با دولت، وام بدهند و وام بگیرند. دولت نیز بتواند بدون محدودیت وام بگیرد، به عبارت دیگر، قید نقدینگی وجود نداشته باشد.
- ۳) مالیات‌ها مقطوع (یک‌جا) باشند.
- ۴) در مورد درآمد و مالیات‌های آینده نا اطمینانی وجود نداشته باشد.
- ۵) هزینه‌های دولت ثابت باشد.
- ۶) پرداخت بدهی‌ها (پرداخت اصل سرمایه و نرخ بهره)، به وسیله وصول مالیات‌ها در دوره‌های بعد تامین شود.
- ۷) مصرف‌کنندگان کاملاً عقلایی و آینده نگر باشند و بر اساس درآمد دائمی تصمیم بگیرند و بدانند که پرداخت مالیات، مسئولیتی است که پرداخت آن در نتیجه این بدهی‌ها قطعی است.

### ج) مطالعات انجام گرفته

نخستین نوشته‌های علمی جدید درباره برابری ریکاردویی، با مقاله رابرت بارو و تحت عنوان "آیا اوراق قرضه دولتی، ثروت خالص تلقی می‌شوند؟" در سال ۱۹۷۴ آغاز شد. پس از آن، جیمز بوکانان (۱۹۷۶) تفسیری بر مقاله بارونوشت و مساله برابری ریکاردویی را از نو مطرح کرد.

از نظر تجربی نیز، برقراری برابری ریکاردویی مورد توجه بسیاری از اقتصاد دانان قرار گرفت و آن‌ها را به انجام آزمون‌هایی که اعتبار یا عدم اعتبار برابری را اثبات می‌کنند، علاقمند کرد. از جمله این آزمون‌های تجربی، می‌توان به مقاله کارلوس فون سیکا مارین

هیرو<sup>۱</sup> با عنوان "برابری ریکاردوئی: به کارگیری تجربی آن در اقتصاد پرتغال" که در مارس ۲۰۰۱ انجام گرفته است، اشاره کرد. وی در این مقاله، با استفاده از آزمون تابع مصرف و مدل کورمندی<sup>۲</sup> (۱۹۸۳)، عدم برابری ریکاردوئی را در پرتغال اثبات کرد.

در مطالعه دیگری که در اکتبر سال ۱۹۹۸ با عنوان "آزمون برابری ریکاردوئی با استفاده از اقتصاد سنجی برای آلمان"، برای آزمون تجربی برابری ریکاردوئی در کشور آلمان توسط برند لوک<sup>۳</sup> انجام شد، عدم برابری در این کشور با استفاده از تابع مصرف به اثبات رسید.

در مطالعه دیگری توسط کنث کوتنر<sup>۴</sup>، در سال ۲۰۰۳ با عنوان "پس انداز کنندگان منفعل و مؤثر بودن سیاست‌های مالی در ژاپن"، که در این زمینه در کشور ژاپن، انجام گرفت، با استفاده از آزمون تابع، پس انداز برابری ریکاردوئی به طور نسبی در این کشور تأیید شد.

در کشور ایران، از تحقیقاتی که در زمینه بحث کسری بودجه و مصرف بخش خصوصی انجام گرفته، می‌توان به موارد زیر اشاره کرد: مریم جلالی، در پایان‌نامه مقطع کارشناسی‌ارشد در دانشگاه تهران، با عنوان "بررسی مالیات بر مصرف ایران به منظور بسط پایه مالیاتی" و مصطفی مهاجری امیری، در پایان‌نامه مقطع کارشناسی‌ارشد در دانشگاه تهران با عنوان "آزمون فرضیه درآمد (مصرف) دائمی در اقتصاد ایران" و قهرمان عبدلی، در پایان‌نامه مقطع کارشناسی‌ارشد در دانشگاه تهران، با عنوان "بررسی آثار بودجه دولت روی متغیرهای اقتصادی در ایران (رشد اقتصادی، مصرف، سرمایه‌گذاری خصوصی)" و حکیمه نوروزی، در پایان‌نامه مقطع کارشناسی‌ارشد در دانشگاه تهران، با عنوان "تأثیر مخارج دولت بر سرمایه‌گذاری و مصرف بخش خصوصی در ایران (۱۳۸۲-۱۳۳۸)" و "بررسی اثر سیاست‌های پولی و مالی روی تابع مصرف خصوصی در ایران"، در پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد در رشته اقتصاد توسط مهدی موید، در سال ۱۳۷۵ در دانشگاه مازندران انجام شد.

1- Carlos Fonseca Marinheiro, (2001).

2- Kormendi, (1983).

3- Bernd Lucke, (1998).

4- Kenneth N. Kuttner (2003).

## ۳- مدل و داده‌ها

برای بررسی اعتبار تجربی برابری ریکاردوئی، دو دسته مدل وجود دارند. دسته اول این آزمون‌ها بر پایه تابع مصرف بوده و دسته دیگر، اثرات کسری بودجه را بر روی نرخ بهره بررسی می‌کنند. دسته اول تلاش دارد تا برآورد کند چه میزان افزایش بدهی دولت به عنوان ثروت خالص افراد در نظر گرفته شده و سرچشمه افزایش مصرف خصوصی آن‌ها می‌شود. در مورد دسته دوم آزمون‌ها که اثر کسری بودجه را بر روی نرخ بهره بررسی می‌کند، مسأله تمایز قائل شدن بین برابری ریکاردوئی و فرضیه بازار کامل سرمایه در یک اقتصاد باز وجود دارد. ما در این مقاله، به مطالعه تجربی اعتبار برابری ریکاردوئی در ایران، با استفاده از آزمون تابع مصرف خواهیم پرداخت. برای رسیدن به این هدف، ابتدا پایانی متغیرها بررسی خواهد شد و پس از حصول اطمینان از پایانی متغیرها، به تخمین تابع مصرف ارائه شده خواهیم پرداخت. در ادامه، تحلیل شوک‌های وارده بر سیستم انجام می‌شود و در پایان، آزمون معادله اویلر<sup>۱</sup> بررسی خواهد شد. مدل ارائه شده برای مطالعه تجربی برابری ریکاردوئی در ایران، بر اساس مدل ارائه شده توسط استنلی<sup>۲</sup> (۱۹۹۸)، است که به صورت زیر بیان می‌شود: [21]

$$Pc_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 Y_{t-1} + \alpha_3 G_t + \alpha_4 W_t + \alpha_5 TX_t + \alpha_6 GB_t + \alpha_7 TR_t + \varepsilon_t \quad (1-3)$$

برای مطالعه تابع مصرف، مدل‌های گوناگونی<sup>۳</sup> وجود دارد، اما دلیل انتخاب این مدل از بین سایر مدل‌ها، این است که این مدل نسبت به سایر مدل‌ها جدیدتر بوده و مهم‌تر این که، متغیرهای به کار رفته در آن، با داده‌های موجود در اقتصاد کلان کشور ما تطابق بیشتری دارند. در مدل بالا، متغیرهای به کار گرفته شده به صورت زیر تعریف می‌شوند:

PC: هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی.

Y: درآمد ملی. لازم به توضیح است اولین وقفه متغیر درآمد ملی که در مدل به کار رفته است، به عنوان جانشینی<sup>۴</sup> برای درآمد دائمی در نظر گرفته شده است.

1 - Euler.

2 - Stanley (1998).

3- از جمله این توابع مصرف، می‌توان به تابع مصرف (Kormendy (1983) و یا Modigliani and Sterling (1986) و Bernheim (1987)، اشاره کرد.

4- Proxy.



G: مجموع هزینه‌های مصرفی و هزینه‌های سرمایه‌گذاری (هزینه‌های عمرانی) دولت.

W: ثروت خانوارها. در این جا برای تخمین مدل، از متغیر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی به‌عنوان جانشینی برای آن استفاده شده است.

TX: درآمدهای مالیاتی دولت.

GB: بدهی‌های دولت. برای به‌دست آوردن این متغیر، از مجموع بدهی‌های داخلی و خارجی دولت استفاده شده است.

TR: پرداخت‌های انتقالی دولت به اشخاص.

تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل به قیمت ثابت سال پایه ۱۳۷۶ در نظر گرفته شده است. برای این منظور تمامی متغیرها با استفاده از شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی و نیز شاخص کل بهای عمده فروشی کالاها، تعدیل شده‌اند. همچنین، داده‌های مورد نظر برای انجام این تحقیق، با استفاده از اسناد کتابخانه‌ای، مانند گزارش‌های اقتصادی و ترازنامه‌های سال‌های مختلف بانک مرکزی، نماگرهای اقتصادی، سالنامه‌های آماری و نیز مراجعه به سایت‌های بانک مرکزی و مرکز آمار به‌دست آمده‌اند.

طبق دیدگاه سنتی (دیدگاه کینزی)، به دلیل آن که بخشی از سرمایه‌گذاری‌های انجام شده، صرف بالا بردن ظرفیت تولید یک کشور می‌شود و افزایش ظرفیت تولیدی، افزایش تولید و افزایش تقاضا را سبب می‌شود، پس در نهایت افزایش G موجب افزایش مصرف خواهد شد، به عبارتی دیگر،  $\alpha_3 > 0$  است. از سوی دیگر، به دلیل آن که طبق این دیدگاه، مصرف‌کنندگان بر پایه درآمد جاری قابل تصرف، تصمیم‌گیری می‌کنند، افزایش مالیات، سبب کاهش درآمد قابل تصرف و در نتیجه، کاهش مصرف و افزایش پرداخت‌های انتقالی سبب افزایش درآمد قابل تصرف و در نتیجه افزایش مصرف آن‌ها، را موجب خواهد شد. به عبارت دیگر،  $\alpha_5 < 0, \alpha_7 > 0$  است. همچنین مطابق با این دیدگاه، مصرف‌کنندگان بدهی دولت را به‌عنوان ثروت خالص تلقی کرده و بنابراین، افزایش بدهی دولت، اثر مثبت بر مصرف آن‌ها خواهد گذاشت، یعنی  $\alpha_6 > 0$  است.

در مقابل، مطابق دیدگاه ریکاردویی، از آنجایی که افزایش هزینه‌های دولت موجب افزایش مالیات‌ها و کاهش درآمد دائمی خواهد شد، بنابراین، اغلب انتظار بر این است که مطابق این دیدگاه افزایش هزینه‌های دولت، کاهش مصرف را سبب شود، یعنی  $\alpha_3 < 0$  است. همچنین با توجه به این که مطابق این دیدگاه، جانشین کردن مالیات با بدهی و

افزایش بدهی‌های دولت، اثری روی تصمیمات مصرفی مصرف‌کنندگان ندارد، پس  $\alpha_6 = 0$  است. از طرف دیگر به دلیل آنکه مالیات و پرداخت‌های انتقالی (به‌عنوان مالیات منفی) درآمد دائمی مصرف‌کنندگان را تغییر نمی‌دهند، پس اثری روی مصرف نخواهند گذاشت، یعنی  $\alpha_5 = \alpha_7 = 0$  است. مطابق با هر دو دیدگاه  $\alpha_1, \alpha_4 > 0$  می‌باشند یعنی همیشه درآمد و ثروت اثر مثبت روی مصرف دارند.

ضرایب به‌دست آمده از تخمین مدل (۱-۳)، نشان دادند که درآمد و پرداخت‌های انتقالی با مصرف، رابطه منفی و مالیات رابطه مثبت با مصرف دارد که از نظر تئوری‌های اقتصادی قابل توجیه نیست. به این دلیل به تبع از مطالعات انجام شده‌ای که در آن‌ها چنین مشکلاتی وجود داشته، تغییراتی در مدل اصلی اعمال شده است، بدین ترتیب که از متغیر مجموع هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی و دولتی، به‌عنوان متغیر وابسته، به‌جای متغیر PC مدل و از متغیر مخارج سرمایه‌گذاری دولت، به‌عنوان متغیر مستقل به‌جای متغیر G مدل، استفاده شده است<sup>۱</sup>، هم‌چنین در تخمین این مدل، از متغیر DU که انعکاس‌دهنده سال‌های جنگ تحمیلی است (سال‌های ۶۷-۵۹)، به‌عنوان متغیر مجازی استفاده شده است.

اولین گام برای تخمین مدل، بررسی پایداری متغیرها است. همان‌طور که از جدول (۱) و (۲) پیوست استنباط می‌شود، تمامی متغیرهای به‌کار رفته در مدل، جمعی از مرتبه یک‌اند به این دلیل در تخمین مدل، به‌جای استفاده از سطح این متغیرها، از تفاضل مرتبه اول آن‌ها استفاده خواهد شد. نتایج حاصل از تخمین معادله بالا به روش (VAR)، در جدول (۳) پیوست نشان داده شده‌اند. با توجه به این جدول و جدول (۴)، رابطه بین مصرف و سایر متغیرها به شکل زیر است:

$$\Delta PC = 0.68\Delta Y - 3253.2G - 8.3W - 1724.2Tx + 65.1GB + 6301.0TR - 27698.4 \quad (2-3)$$

همان‌طور که قبلاً نیز اشاره شد، برای برقراری برابری ریکاردویی، لازم است ضرایب TR, TX, GB برابر صفر باشند ولی از آنجایی که ضرایب به‌دست آمده در این جا مخالف صفراند، می‌توان نتیجه گرفت که برابری ریکاردویی در ایران برقرار نیست. این درحالی است که ضرایب به‌دست آمده نزدیکی بیشتری با دیدگاه سنتی دارند، زیرا با توجه به

۱- رجوع کنید به:

Bernd Lucke (1998), "Econometric Tests of Ricardian Equivalence: Result For Germany"

این ضرایب، مصرف‌کنندگان ایرانی بدهی دولت را به‌عنوان ثروت خالص تلقی کرده و با افزایش آن، مصرف‌خویش را افزایش می‌دهند. از سوی دیگر، با توجه به این‌که ضرایب TR, TX مخالف صفراند، این نتیجه حاصل می‌شود که مصرف‌کنندگان ایرانی بر اساس درآمد جاری تصمیم می‌گیرند و با افزایش یا کاهش آن، مصرف‌خویش را افزایش یا کاهش می‌دهند.

#### ۴- معادلهٔ اویلر

همان‌طور که قبلاً نیز اشاره شد، در این مقاله، برای آزمون تجربی برابری ریکاردویی، از آزمون تابع مصرف استفاده شده است، که می‌توان آن را به دو مرحله تقسیم کرد. مرحلهٔ اول، استفاده از شکل خلاصه شدهٔ تابع مصرف و مرحلهٔ دوم، استفاده از معادلهٔ اویلر است. آزمون برابری ریکاردویی با استفاده از شکل خلاصه شدهٔ تابع مصرف، در معرض انتقادهای شدیدی از جانب اقتصاددانان قرار دارد، چراکه معتقدند چون شکل خلاصه شدهٔ تابع مصرف، از بهینه‌سازی مطلوبیت مصرف‌کنندگان به دست می‌آید، دارای تورش بوده و نمی‌تواند مبنایی برای آزمون برابری باشد، برای مثال، استفاده از درآمد جاری، به‌جای درآمد دائمی در شکل خلاصه شدهٔ تابع مصرف، برخلاف انتظارات عقلایی و ماکزیمم‌سازی مطلوبیت مصرف‌کنندگان است. معادلهٔ اویلر برای مصرف‌کنندگان، که از بهینه‌سازی بین دوره‌ای مطلوبیت مصرف‌کنندگان ناشی می‌شود، نقش مهمی در مطالعات تجربی محققان در زمینهٔ رفتار مصرف‌کنندگان داشته و امکان تخمین پارامترهای ساختاری و آزمون محدودیت‌های ایجاد شده به‌وسیلهٔ مدل را فراهم می‌کند. این معادله، که می‌توان از آن برای آزمون برابری ریکاردویی استفاده کرد، دارای چندین مزیت است. مهم‌ترین مزیت این روش، آن است که بر پایهٔ بهینه‌سازی بین دوره‌ای تابع مطلوبیت مصرف‌کنندگان بوده و قادر است دو دلیل اصلی انحراف از حالت برابری ریکاردویی، یعنی متناهی بودن افق زمانی و حساسیت اضافی مصرف‌کنندگان به درآمد جاری (نقص بازار سرمایه) را، آزمون کند. در مقابل، این روش معایبی نیز دارد، که از جملهٔ آن‌ها می‌توان به محدودیت در نوع داده‌های مورد نیاز برای تخمین مدل (مثلاً استفاده از مالیات‌های مقطوع) و استفاده از شکل ویژه‌ای از تابع مطلوبیت، اشاره کرد. [15]

## فرضیه حساسیت اضافی و درآمد دائمی

به منظور دستیابی به تابع مصرف کل برحسب متغیرهای قابل مشاهده، روش‌های مختلفی وجود دارد.

یکی از این روش‌ها که توسط ایوان<sup>۱</sup> (۱۹۸۸) پیشنهاد شده حذف ثروت شخصی و نوشتن تابع مصرف به شکل زیر است:

$$PC = \left( \frac{1+r}{1-\mu} \right) (1-\alpha) PC_{t-1} - \alpha \mu \frac{1+r}{1-\mu} A_{t-1} + \alpha \varepsilon_t \quad (1-4)$$

در این مدل، متغیرها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

PC: هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی.

$\alpha$ : میل نهائی به مصرف از کل ثروت.

r: نسبت بازده دارائی (نرخ بهره)، که عددی ثابت و حقیقی است.

$A_{t-1}$ : ذخیره ثروت واقعی در انتهای دوره t-1.

$\mu$ : کسری از جمعیت که در هر لحظه از زمان می‌میرند، یا احتمال مرگ فرد در هر لحظه از زمان.

همچنین در آن  $\varepsilon_t$ ، خطای مورد انتظار است [12]. در معادله دیگری که توسط هایاشی بیان شده، شکل دیگری از تابع مصرف که به صورت زیر تعریف می‌شود، در نظر گرفته شده است.

$$PC_t = \frac{(1+r)}{(1-\mu)} (1-\alpha(1-\mu)) PC_{t-1} - \alpha \mu \frac{(1+r)^2}{(1-\mu)} A_{t-2} - \alpha \mu \frac{1+r}{1-\mu} H_{t-1} + \alpha \varepsilon_t \quad (2-4)$$

که در آن،  $\varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(1-\mu)}{(1+r)^j} (E_t - E_{t-1}) H_{t+j}$  و

H: درآمد قابل تصرف واقعی که برابر است با درآمد ناشی از کار واقعی، به اضافه

پرداخت‌های انتقالی واقعی دولت، منهای مالیات‌های مقطوع واقعی، (یعنی

$$H = y + \tau - t)$$

هر دوی این معادلات این ویژگی را دارند که تحت فرضیه افق نامتناهی  $\mu = 0$

بوده و در این صورت، مصرف جاری تنها تابعی از مقدار گذشته خود است اما تحت فرضیه

1 - Evans, P. (1988).

مقابل، یعنی افق متناهی که برابری ریکاردویی رد می‌شود، مصرف جاری علاوه بر بستگی به مقدار گذشته خود، به ثروت و درآمد قابل تصرف نیز وابسته است. نکته دیگری که باید به آن اشاره کرد، این است که در هر دو معادله مصرف‌کنندگان با احتمال مشابهی مانند  $\mu$ ، در هر لحظه از زمان با مساله مرگ مواجه می‌شوند. این پارامتر که محدودیت دوران زندگی فرد را اندازه‌گیری می‌کند، به چند روش تفسیر می‌شود. اولاً این پارامتر شاخصی برای اندازه‌گیری افق زمانی است، که می‌تواند بین صفر تا بی‌نهایت تغییر کند، یعنی اگر  $\mu = 0$  باشد، افق زمانی مصرف‌کنندگان بی‌نهایت بوده و مصرف‌کنندگان اوراق قرضه دولتی را به‌عنوان ثروت خالص تلقی نمی‌کنند، اگر  $\mu > 0$  باشد، افق زمانی مصرف‌کنندگان، کوتاه‌تر از افق زمانی دولت بوده و مصرف‌کنندگان اوراق قرضه دولتی را به‌عنوان ثروت خالص تلقی می‌کنند و در حالت افراطی که  $\mu = 1$  است، مصرف‌کنندگان اوراق قرضه دولتی را کاملاً به‌عنوان ثروت خالص در نظر می‌گیرند. ثانیاً این پارامتر نشان دهنده ارتباط نسل کنونی با نسل آینده است، یعنی اگر  $\mu = 0$  باشد، نسل کنونی کاملاً نگران مطلوبیت و رفاه نسل بعد از خود بوده و از طریق گذاشتن ارث یا روش‌های دیگر، نسل آینده را در پرداخت مالیات‌های اضافی آینده یاری می‌کند و هر چه قدر که  $\mu > 0$  باشد، ارتباط نسل کنونی با نسل بعدی ضعیف‌تر می‌شود و در حالت افراطی  $\mu = 1$ ، نسل کنونی هیچ ارتباطی با نسل بعدی نخواهد داشت. ثالثاً این پارامتر نشان‌دهنده دوراندیش بودن و یا نبودن مصرف‌کنندگان نسبت به مالیات‌های آینده می‌باشد به این معنی که اگر  $\mu = 0$  باشد مصرف‌کنندگان کاملاً عقلانی و آینده‌نگر بوده و با افزایش درآمد جاری، به یک‌باره مصرف خود را افزایش نمی‌دهند و هر چه قدر این پارامتر بزرگ‌تر از صفر باشد از آینده‌نگری مصرف‌کنندگان کاسته می‌شود و حالت افراطی  $\mu = 1$  نشان‌دهنده نزدیک‌بینی کامل مصرف‌کنندگان نسبت به مالیات‌های آینده است [14].

حال برای رسیدن به مدل درآمد دائمی و حساسیت اضافی به درآمد جاری (قید نقدینگی)، فرض کنید مصرف‌کنندگان به بازار سرمایه کامل دسترسی نداشته باشند. وقتی که نقص بازار سرمایه، مصرف‌کنندگان را از گرفتن وام برای داشتن مصرف یکنواخت در طول نوسانات ناپایدار درآمد باز می‌دارد، مصرف به درآمد جاری محدود می‌شود. در این حالت، مصرف خصوصی نسبت به درآمد جاری بسیار حساس شده و از مدل درآمد دائمی تخطی می‌کند. در این حالت، بدهی دولت اثر واقعی داشته، حتی اگر مصرف‌کنندگان افق زمانی نامتناهی داشته باشد ( $\mu = 0$ ). مدل مصرف بر پایه درآمد

دائمی را می‌توان طوری تعمیم داد که در آن پارامتر  $\lambda$  نشان‌دهنده کسری از جمعیت باشد که با قید نقدینگی مواجه است. در این مدل فرض بر این است که مصرف‌کنندگان به بازار سرمایه دسترسی نداشته باشند، در این صورت، مصرف‌کنندگان از تابع مصرف کینز تبعیت کرده و بهترین کاری که می‌توانند انجام دهند این است که تمام درآمد قابل تصرف خود را مصرف کنند. با در نظر گرفتن این فرضیه و نیز فرضیه درآمد دائمی مصرف‌کننده، تابع مصرف (۱-۴) و (۲-۴) را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$PC_t = \frac{1+r}{1-\mu}(1-\alpha)PC_{t-1} - \alpha\mu \frac{1+r}{1-\mu}A_{t-1} + \lambda H_t - \lambda \frac{1+r}{1-\mu}(1-\alpha)H_{t-1} + u_t \quad (3-4)$$

$$PC_t = \frac{(1+r)}{(1-\mu)}(1-\alpha(1-\mu))PC_{t-1} - \alpha\mu \frac{(1+r)^2}{1-\mu}A_{t-2} + \lambda H_t - \frac{1+r}{1-\mu}[\lambda - \alpha(\lambda - \mu)]H_{t-1} + u_t \quad (4-4)$$

از این دو معادله هم می‌توان برابری و هم عدم برابری ریکاردویی را نتیجه گرفت. کلید اصلی برای رسیدن به این هدف، پارامتر  $\lambda, \mu$  است. با توجه به این شرایط و این که در دو معادله (۳-۴) و (۴-۴)، امکان تخمین هر دو پارامتر  $\lambda, \mu$  وجود دارد، به تخمین این دو معادله با استفاده از روش NLLS<sup>۱</sup> دو مرحله‌ای خواهیم پرداخت. سخت‌ترین مرحله در این گونه روش‌ها، انتخاب متغیر ابزاری مناسب است. معمولاً برای به دست آوردن متغیرهای ابزاری، از وقفه متغیرها استفاده می‌شود، که در این‌جا برای معادله (۳-۴) از وقفه دوم تا چهارم متغیر مصرف، وقفه دوم و سوم درآمد قابل تصرف، وقفه دوم تا چهارم ثروت و ثابت C و برای معادله (۴-۴)، از وقفه دوم تا چهارم متغیر مصرف، وقفه دوم و سوم درآمد قابل تصرف، وقفه سوم ثروت و ثابت C، به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است. نتایج حاصل از این تخمین، در جدول (۱) در زیر آورده شده‌اند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، فرضیه  $\lambda = 0, \mu = 0$  در هر دو معادله، با استفاده از آزمون والد (Wald)، رد می‌شود. با توجه به این‌که کاربرد آماره  $t, R^2, D.W$  در تخمین‌های خطی و غیرخطی یکسان نیست، ولی با توجه به این‌که تنها معیارهای ارزیابی در نمونه‌های بزرگ، تخمین‌های غیرخطی همین معیارها است، ما نیز به تبع

1 - Non-Linear 2 stage least squares.

سایر مطالعات اینچنینی، برای ارزیابی مدل از این معیارها استفاده می‌کنیم. ملاحظه می‌شود که ضرایب تمام متغیرهای مدل، معنادارند.

جدول ۱- تخمین معادله (۳-۴) و (۴-۴)، با استفاده از روش NLLS و آزمون Wald (ارقام داخل پرانتز آماره t هر کدام از متغیرها است).

معادله	$\alpha$	$\mu$	$\lambda$	$R^2$	D.W	آزمون Wald برای $\mu = 0$	آزمون Wald برای $\lambda = 0$
(۳-۴)	.۰۹۵ (۰/۰)	۰/۰۱۵ (۰/۰۵)	۰/۱۸ (۰/۰۰۸)	۰/۳۰	۲/۳۴	۳/۹۶ (۰/۰۴۶)	۸/۴۴ (۰/۰۰۴)
(۴-۴)	۰/۹۸ (۰/۰)	۰/۰۰۱ (۰/۰۳)	۰/۱۴ (۰/۰)	۰/۴۵	۱/۸۱	۴/۹۴ (۰/۰۲۶)	۱۶/۲۳ (۰/۰۰)

مقدار به‌دست آمده برای  $\mu$  نشان می‌دهد که افق زمانی مصرف‌کنندگان در ایران کوتاه‌تر از افق زمانی دولت بوده و آن‌ها بدهی دولت را به‌عنوان ثروت خالص در نظر می‌گیرند. یکی از دلایلی که می‌توان برای مخالف صفر بودن این پارامتر ذکر کرد، این است که با توجه به این که کشور ایران به‌طور نسبی دارای نرخ تورم رکودی و هم‌چنین سطح ریسک بالائی است، افق زمانی مصرف‌کنندگان آن بی‌نهایت نخواهد بود. مسأله دیگری که در بخش‌های قبلی نیز به آن اشاره شد وجود قید نقدینگی است. در این جا  $\lambda$  نشان‌دهنده کسری از جمعیت است که با قید نقدینگی مواجه‌اند. اگر  $\lambda = 0$  باشد، یعنی مصرف‌کنندگان قید نقدینگی نداشته باشند، بنابراین، برابری ریکاردویی برقرار خواهد بود، اما اگر  $\lambda$  مخالف صفر باشد، حتی اگر مصرف‌کنندگان مصرف خود را تمام طول زندگی بهینه کنند و افق نامتناهی داشته باشند ( $\mu = 0$ )، باز هم کسری بودجه اثر واقعی خواهد داشت. با توجه به مقدار به‌دست آمده برای  $\lambda$ ، می‌توان گفت مصرف‌کنندگان ایرانی نسبت به درآمدهای جاری حساسیت اضافی داشته و دارای قید نقدینگی‌اند. نتیجه کلی تخمین معادله اوایلر، این است که دلیل برقرار نشدن برابری ریکاردویی در ایران وجود افق زمانی کوتاه‌تر از افق زمانی دولت (افق زمانی مصرف‌کنندگان بی‌نهایت نمی‌باشد) و نیز وجود قید نقدینگی است که سبب می‌شود مصرف‌کنندگان ایرانی نسبت به درآمدهای جاری حساسیت اضافی داشته باشند و نتوانند نسبت به فرصتی که کاهش مالیات به آن‌ها می‌دهد، بی‌تفاوت باشند.

## ۵- نتیجه‌گیری

همان‌طور که در مقدمه تحقیق ذکر شد، اگر برابری ریکاردوئی برقرار باشد، آن‌گاه نتیجه سیاست‌های مالی دولت‌ها، مثل کاهش مالیات و در نتیجه افزایش بدهی، شبیه به حالت تجزیه و تحلیل استاندارد و کینزی نخواهد بود و کسری بودجه ایجاد شده، افزایش نرخ بهره و کاهش سرمایه‌گذاری را سبب می‌شود.

در دیدگاه کینزی، به دلیل آن‌که مصرف‌کنندگان نزدیک بین بوده و بر اساس درآمد جاری تصمیم می‌گیرند. بدهی دولت را به‌عنوان ثروت خالص تلقی کرده و با کاهش مالیات‌های دولت مصرف خویش را افزایش می‌دهند، که در کوتاه‌مدت، بالا رفتن مصرف، موجب بالا رفتن تقاضا برای کالاها و خدمات می‌شود، و بنابراین، تولید و سطح اشتغال افزایش می‌یابد. اما در بلندمدت، وقتی که سرمایه‌گذاران برای جذب مقدار کم‌تری پس‌انداز به رقابت برخیزند، نرخ بهره بالا می‌رود. نرخ بالای بهره، موجب کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. در بلندمدت، کاهش پس‌انداز ملی، که در نتیجه کاهش مالیات پدید می‌آید، کالاهای سرمایه را کاهش می‌دهد، پس تولید ملی کاهش یافته و بدهی‌های خارجی افزایش می‌یابند. بنابراین، در این دیدگاه نمی‌توان در باره اثرات همه جانبه کاهش مالیات و بهبود وضع اقتصادی قضاوت کرد.

اما در دیدگاه ریکاردوئی، اعتقاد بر این است که چون مصرف‌کنندگان آینده‌نگرند، بنابراین مصرف آن‌ها تنها به درآمد کنونی بستگی ندارد. مصرف‌کننده آینده‌نگر، متوجه می‌شود که وامی را که دولت امروز می‌گیرد، به معنی افزایش مالیات در آینده خواهد بود. کسری بودجه‌ای که از طریق کاهش مالیات پدید می‌آید، نمی‌تواند بار مالیاتی را سبک تر کند، بلکه تنها می‌تواند زمان آن را به تأخیر اندازد و چون نمی‌تواند درآمد دائمی مصرف‌کننده را بالا ببرد، مصرف را نیز افزایش نخواهد داد. بنابراین، سطح تقاضای کل نیز تغییری نخواهد کرد.

همان‌طور که ملاحظه شد، برای مطالعه تجربی اعتبار برابری ریکاردوئی، دو نوع آزمون وجود دارد، که دسته اول عبارتند از آزمون‌هایی که اثر کسری بودجه را روی مصرف بررسی می‌کنند و دسته دوم، آزمون‌هایی‌اند که اثر کسری بودجه را روی نرخ



بهره مورد مطالعه قرار می‌دهند. در این مقاله، از دسته اول آزمون‌ها استفاده شده است. برای این منظور، از روش خودرگرسیون برداری (VAR) برای تخمین تابع مصرف استتلی استفاده شد.

تخمین تابع مصرف استتلی نشان داد که برابری ریکاردویی در ایران برقرار نیست، زیرا ضرایب به‌دست آمده برای بدهی دولت، پرداخت‌های انتقالی و نیز مالیات‌ها مخالف صفرند، این درحالی است که ضرایب به‌دست آمده، نزدیکی بیشتری با دیدگاه سنتی دارند، زیرا با توجه به این ضرایب، مصرف‌کنندگان ایرانی بدهی دولت را به‌عنوان ثروت خالص تلقی کرده و با افزایش آن مصرف خویش را افزایش می‌دهند. از سوی دیگر، با توجه به این ضرایب، این نتیجه حاصل می‌شود که مصرف‌کنندگان ایرانی بر اساس درآمدهای جاری تصمیم می‌گیرند و با افزایش یا کاهش آن، مصرف خویش را افزایش یا کاهش می‌دهند.

هم‌چنین، تخمین معادله اوپلر هم نشان‌دهنده عدم برقراری برابری ریکاردویی است. زیرا معادله اوپلر که بر پایه بهینه‌یابی مطلوبیت مصرف‌کنندگان است، قادر است دو دلیل انحراف از حالت برابری، یعنی متناهی بودن افق زمانی و قید و نقدینگی (نقص بازار سرمایه) را آزمون کند. بر این اساس، نتیجه نهایی این است که علت عدم برقراری برابری ریکاردویی در ایران، نبودن افق زمانی نامتناهی در میان مصرف‌کنندگان و نیز وجود قید نقدینگی (نقص بازار سرمایه) برای آن‌ها است.

لذا، با توجه به این که در کشور ایران به دلایل گوناگون مانند وجود عدم اطمینان درباره آینده مالیات‌ها، ریسک بالا، کاهش سرمایه‌گذاری‌های اجتماعی، افزایش تورم و غیره، مصرف‌کنندگان نمی‌توانند نسبت به فرصتی که کاهش مالیات به آن‌ها می‌دهد بی‌تفاوت باشند. بنابراین، توصیه می‌شود که دولتمردان نیز سیاست‌های مالی و قرضه خود را طبق دیدگاه کینز تنظیم کنند و در سیاست‌گذاری‌ها فرض منطقی و عقلایی، که در ایران افزایش بدهی‌ها و کاهش مالیات‌ها توسط دولت، مطابق رهیافت کینز می‌تواند در کوتاه‌مدت به افزایش تولید و سطح اشتغال بینجامد، را در نظر گیرند.

### فهرست منابع

- ۱- اچ برانسون، ویلیام، (۱۳۸۲)، تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان، ترجمه عباس شاکری، انشر نی، چاپ ششم، تهران.

- ۲- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی «نماگرهای اقتصادی» شماره‌های مختلف.
- ۳- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره حساب‌های اقتصادی، «حساب‌های ملی ایران» سال‌های مختلف.
- ۴- رومر، دیوید، (۱۳۸۵)، اقتصاد کلان پیشرفته، ترجمه مهدی تقوی، انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، جلد سوم، چاپ اول، تهران
- ۵- سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، (۱۳۷۶). «سری زمانی آمارهای اقتصادی - اجتماعی تا سال ۱۳۷۵».
- ۶- سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، (۱۳۷۶). دفتر اقتصاد کلان، "آمار هزینه‌های دولت".
- 7- Barro, R.J. (1974), Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*, 82(6): 1095-1117.
- 8- Bernd Lucke (1998), "Econometric Tests Of Ricardian Equivalence: Result For Germany", Working paper, Universität Hamburg, Germany.
- 9- Blanchard, O.J. (1985), Debt, deficits and finite horizons. *Journal of Political Economy*, 93(2): 223-247.
- 10- Buchanan, J.M. (1976), "Barro on the Ricardian Equivalence Theorem", *Journal of Political Economy*, 84, 337-342.
- 11- Carlos Fonseca Marinheiro (2001), Ricardian Equivalence: An Empirical Application to the Portuguese Economy, *International Economics Working Papers Series ces0112*, Katholieke Universiteit Leuven, Centrum voor Economische Studiën, International Economics.
- 12- Evans, P. (1988), Are consumers Ricardian? Evidence for the United States, *Journal of Political Economy*, 96(5):983-1004.
- 13- Feldstein, M. (1982), Government deficits and aggregate demand, *Journal of Monetary Economics*, 73:994-1010.
- 14- Hayashi, F. (1987), "Tests for Liquidity Constraints: A Survey", in Bewley, T. (ed.), *Advances in Econometrics*, Fifth World Congress, Cambridge University Press, Cambridge, 91-120.
- 15- Himarios Daniel (1995), Euler equation tests of Ricardian equivalence, *Economics Letters*, 48: 165-171.
- 16- Kormendi, R. (1983), Government debt, government spending and private sector behavior, *American Economic Review*, 73 :994-1010.
- 17- Kuttner Kenneth (2003), "Passive savers and fiscal policy effectiveness in Japan", works paper, Research Department Federal Reserve Bank of New York, NY10045.
- 18- Lorenzo Pozzi (1999), Tax discounting and direct crowding-out in Belgium: Implications for fiscal policy, *Social Economics Research Group*, nr. 99/72, Universiteit Gent, Belgium.

- 19- Modigliani, F. and Sterling A. (1986), "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behaviour: A Comment", *American Economic Review*, 76, 1168-1179.
- 20- Seater, J. (1993), Ricardian Equivalence, *Journal of Economic Literature*, 31:142-190.
- 21- Stanley, T.D. (1998). "New Wine in Old Bottles: A Meta-Analysis of Ricardian Equivalence", *Southern Economic Journal*, 64, 713-727.

پیوست

جدول ۱- آزمون ریشه واحد دیکی- فولر برای سطح متغیرها

متغیر	عرض از مبدا	روند	ADF	سطح ۱٪	سطح ۵٪	سطح ۱۰٪
PC	دارد	دارد	-۰/۳۴	-۴/۳۳	-۳/۵۸	-۳/۲۲
Y	دارد	دارد	-۱/۳۶	-۴/۳۵	-۳/۵۹	-۳/۲۳
G	دارد	ندارد	-۲/۱۴	-۳/۷۰	-۲/۹۷	-۲/۶۲
W	دارد	دارد	-۲/۲۳	-۴/۳۳	-۳/۵۸	-۳/۲۲
TX	ندارد	ندارد	-۰/۱۶	-۲/۶۵	-۱/۹۵	-۱/۶۲
GB	دارد	ندارد	-۲/۸۶	-۳/۶۹	-۲/۹۷	-۲/۶۲
TR	دارد	دارد	-۱/۸۸	-۴/۳۳	-۳/۵۸	-۳/۲۲

جدول ۲- آزمون ریشه واحد دیکی- فولر برای تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	عرض از مبدا	روند	ADF	سطح ۱٪	سطح ۵٪	سطح ۱۰٪
dPC	دارد	دارد	-۳/۵۳	-۴/۳۵	-۳/۵۹	-۳/۲۳
dY	ندارد	ندارد	-۲/۱۷	-۲/۶۵	-۱/۹۵	-۱/۶۲
dG	دارد	دارد	-۴/۱۲	-۴/۳۵	-۳/۵۹	-۳/۲۳
dW	دارد	دارد	-۳/۷۹	-۴/۳۵	-۳/۵۹	-۳/۲۳
dTX	دارد	دارد	-۴/۴۷	-۴/۳۵	-۳/۵۹	-۳/۲۳
dGB	دارد	دارد	-۳/۹۵	-۴/۳۵	-۳/۵۹	-۳/۲۳
dTR	ندارد	ندارد	-۲/۷۵	-۲/۶۵	-۱/۵۹	-۱/۶۲

جدول ۳- کمیت‌های آماره‌آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه برای تعیین الگوی بردارهای هم‌جمعی (الگوی چهارم، الگوی مناسب است)

$H_0$	$H_1$	الگوی I	الگوی II	الگوی III	الگوی IV	الگوی $\bar{V}$
<b>Based on Maximal Eigenvalue:</b>						
$r=0$	$r=1$	۴۷/۲۷ (۴۲/۳۰)	۸۷/۵۴ (۴۶/۴۷)	۸۶/۱۳ (۴۵/۶۳)	۸۷/۴۳ (۴۹/۳۲)	۸۶/۷۳ (۴۸/۵۷)
$r \leq 1$	$r=2$	۴۳/۲۷ (۳۶/۲۷)	۴۴/۷۳ (۴۰/۵۳)	۴۲/۹۱ (۳۹/۸۳)	۶۵/۳۸ (۴۳/۶۱)	۶۵/۲۶ (۴۲/۶۷)
$r \leq 2$	$r=3$	۳۲/۴۷ (۲۹/۹۵)	۴۰/۴۰ (۳۴/۴۰)	۳۸/۶۹ (۳۳/۶۴)	۴۲/۴۸ (۳۷/۸۶)	۴۲/۰۸ (۳۷/۰۷)
$r \leq 3$	$r=4$	۲۴/۸۰ (۲۳/۹۲)	۲۸/۹۵ (۲۸/۲۷)	۲۸/۵۲ (۲۷/۴۲)	۳۶/۶۶ (۳۱/۷۹)	۳۱/۵۴ (۳۱/۰)
$r \leq 4$	$r=5$	۱۸/۶۷ (۱۷/۶۸)	۲۲/۷۹ (۲۲/۰۴)	۱۸/۵۲ (۲۱/۱۲)	۲۸/۱۶ (۲۵/۴۲)	۲۷/۴۴ (۲۴/۳۵)
$r \leq 5$	$r=6$	۴/۴۰ (۱۱/۰۳)	۱۸/۳۲ (۱۵/۸۷)	۱۴/۳۰ (۱۴/۸۸)	۱۴/۵۸ (۱۹/۲۲)	۱۳/۶۶ (۱۸/۳۳)
<b>Based on trace</b>						
$r=0$	$r \geq 1$	۱۶۷/۴۰ (۱۱۰/۱۰)	۲۴۴/۶۵ (۱۳۲/۴۵)	۲۲۹/۱۲ (۱۲۴/۶۲)	۲۸۲/۱۵ (۱۴۷/۲۷)	۲۷۱/۹۸ (۱۴۰/۰۲)
$r \leq 1$	$r \geq 2$	۱۲۰/۱۳ (۸۳/۱۸)	۱۵۷/۱۰ (۱۰۲/۵۶)	۱۴۲/۹۸ (۹۵/۸۷)	۱۹۴/۷۱ (۱۱۵/۸۵)	۱۸۵/۲۵ (۱۰۹/۱۸)
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۷۶/۸۵ (۵۹/۳۳)	۱۱۲/۳۶ (۷۵/۹۸)	۱۰۰/۰۶ (۷۰/۴۹)	۱۲۹/۳۲ (۸۷/۱۷)	۱۱۹/۹۸ (۸۲/۲۳)
$r \leq 3$	$r \geq 4$	۴۴/۳۸ (۳۹/۸۱)	۷۱/۹۶ (۵۳/۴۸)	۶۱/۳۷ (۴۸/۸۸)	۸۶/۸۴ (۶۳/۰)	۷۷/۹۰ (۵۸/۹۳)
$r \leq 4$	$r \geq 5$	۲۴/۵۷ (۲۴/۰۵)	۴۳/۰۰ (۳۴/۸۷)	۳۲/۸۴ (۳۱/۵۴)	۵۰/۱۷ (۴۲/۳۴)	۴۶/۳۵ (۳۹/۳۳)
$r \leq 5$	$r \geq 6$	۴/۹۰ (۱۲/۳۶)	۲۲/۲۱ (۲۰/۱۸)	۱۴/۳۲ (۱۷/۸۶)	۲۲/۰۰ (۲۵/۷۷)	۱۸/۹۱ (۲۳/۸۳)

جدول ۴- تخمین مدل بر اساس بردارهای هم‌جمعی (دومین بردار منطبق با تئوری اقتصادی است)

Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)  
 Cointegration with unrestricted intercepts and restricted trends in the VAR  
 \*\*\*\*\*  
 26 observations from 1358 to 1383. Order of VAR = 2, chosen r =5.  
 List of variables included in the cointegrating vector:  
 DPC                    Y                    G                    W                    TK  
 GB                    TR                    Trend  
 List of I(0) variables included in the VAR:  
 DU  
 \*\*\*\*\*

	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
DPC	.2565E-5 ( -1.0000)	-.4190E-5 ( -1.0000)	.2845E-5 ( -1.0000)	.9349E-5 ( -1.0000)
Y	.1059E-4 ( -7.2465)	.2037E-5 ( .67703)	.5561E-6 ( -.19547)	.2318E-5 ( -.24800)
G	.0028122 ( -1096.3)	-.013632 ( -3253.2)	-.0045091 ( 1584.9)	.0022528 (-240.9764)
W	-.5789E-4 ( 22.5692)	.3484E-4 ( 8.3144)	-.1443E-4 ( 5.0722)	-.2955E-4 ( 3.1614)
TK	.010881 ( -4242.2)	-.0072249 ( -1724.2)	-.0024381 ( 856.9958)	.0087329 (-934.1404)
GB	.0024782 (-966.1327)	.2729E-3 ( 65.1366)	-.0011241 ( 395.1087)	.8985E-3 ( -96.1158)
TR	-.073764 ( 28757.4)	-.026404 ( 6301.0)	.024539 ( -8625.4)	-.012126 ( 1297.1)
Trend	.024102 ( -9396.5)	-.11607 ( -27698.4)	-.015610 ( 5486.9)	.038612 ( -4130.3)

Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)  
 Cointegration with unrestricted intercepts and restricted trends in the VAR  
 \*\*\*\*\*  
 26 observations from 1358 to 1383. Order of VAR = 2, chosen r =5.  
 List of variables included in the cointegrating vector:  
 DPC                    Y                    G                    W                    TK  
 GB                    TR                    Trend  
 List of I(0) variables included in the VAR:  
 DU  
 \*\*\*\*\*

	Vector 5
DPC	-.6536E-4 ( -1.0000)
Y	-.1089E-4 ( -.16661)
G	.0019925 ( 30.4837)
W	-.3216E-4 ( .49201)
TK	-.0027879 ( -42.6513)
GB	-.0010793 ( -16.5128)
TR	.029022 ( 444.0084)
Trend	.014910 ( 228.1064)