

## تأثیر آستانه‌ای بدهی‌های دولتی بر مصرف بخش خصوصی در کشورهای عضو اوپک

نگار وهابی اردکلو، کیومرث شهبازی و حسن خداویسی\*

تاریخ وصول: ۱۳۹۴/۷/۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۰/۷

چکیده:

طی دهه گذشته و به‌ویژه بعد از بحران مالی جهانی اخیر، برنامه‌های مالی دولت‌ها و اثرات آن‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی، موضوع محوری مباحث بین اقتصاددانان بوده است. مصرف بخش خصوصی نیز از جمله متغیرهایی است که در ارتباط تنگاتنگ با برنامه‌های دولت قرار دارد. اهمیت موضوع مصرف بخش خصوصی از یک سو و مشکل کسری بودجه مزمن و رشد فزاینده بدهی‌های دولتی در کشورهای در حال توسعه از سوی دیگر، نیاز به بررسی رابطه این دو متغیر را پررنگ‌تر می‌نماید. در این مقاله، اثرات غیرخطی بدهی‌های دولتی بر مصرف بخش خصوصی در کشورهای عضو اوپک برای دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۰ با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور از نسبت بدهی دولتی به تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر انتقال استفاده شده است. نتایج برآورد مدل حاکی از وجود رابطه غیرخطی قوی میان متغیرهای مورد مطالعه بوده و یک مدل دو رژیم با حد آستانه‌ای ۷ درصد و پارامتر شیب ۱/۸۶۶۹ را پیشنهاد می‌کنند. در رژیم اول، بدهی‌های دولتی اثر مثبت بر مصرف خصوصی دارد اما با عبور از حد آستانه‌ای در رژیم دوم دارای اثر منفی می‌باشد. لذا در سطوح بالای بدهی‌های دولتی، چون احتمال عدم توانایی دولت در بازپرداخت بدهی‌ها و در نتیجه افزایش مالیات‌های دریافتی از مردم برای تأمین مالی این بدهی‌ها، بالا است، بنابراین انتظار خانوارها از افزایش مالیات‌ها در آینده، باعث می‌شود مصرف جاری آن‌ها کاهش یابد.

طبقه‌بندی JEL: C23, H63, E21.

واژه‌های کلیدی: تأثیر آستانه‌ای، بدهی‌های دولتی، مصرف بخش خصوصی

\* به ترتیب، دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشیار (نویسنده مسئول) و دانشیار اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه، ایران.  
(k.shahbazi@urmia.ac.ir)

## ۱- مقدمه

فعالیت‌های اقتصادی در هر اقتصاد به طور کلی در اختیار دو بخش دولتی و خصوصی است. در کشورهای در حال توسعه، پایین بودن نرخ پس‌انداز ملی و تشکیل سرمایه، کمبود منابع و تأسیسات زیربنایی و نرخ بالای بیکاری، حضور دولت‌ها را در عرصه اقتصاد پررنگ‌تر نموده است. بنابراین با افزایش نقش دولت، حضور بخش غیردولتی محدودتر شده و کارایی کل اقتصاد کاهش یافته است و این امر مشکلاتی نظیر بحران بدهی‌ها، افزایش نقدینگی و تورم، بحران کسری تراز پرداخت‌ها و کسری بودجه را به دنبال داشته است. مصرف بخش خصوصی به عنوان یکی از اجزای مهم تقاضای کل، از متغیرهایی است که تحت تأثیر کسری بودجه و بدهی دولتی قرار می‌گیرد. آثار بدهی‌های دولتی بر مصرف خصوصی را می‌توان به اثرات اولیه و ثانویه تفکیک کرد. اثرات اولیه بدهی‌های دولتی، به علل به وجود آمدن آن‌ها و اثرات ثانویه بدهی‌های دولتی به روش‌های تأمین مالی آن‌ها بستگی دارد. بنابراین اثر کل از برآیند دو اثر اولیه و ثانویه به دست می‌آید که می‌تواند مثبت یا منفی باشد. رشد بدهی‌های دولتی، خواه ناشی از کاهش درآمدهای دولت و خواه ناشی از افزایش مخارج آن باشد، با تأثیر مستقیم روی درآمد قابل تصرف خانوارها، مصرف آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از طرف دیگر، روش‌های تأمین مالی بدهی‌ها، که می‌تواند به سه حالت استقراض از نظام بانکی، استقراض از خارج از کشور و انتشار اوراق بهادار باشد، با اثری که روی نقدینگی و در نتیجه تورم دارد، قدرت خرید و مصرف بخش خصوصی را متأثر می‌سازد (موسوی و زایر ۱۳۸۶، ص ۴).

در طول تاریخ، دولت‌های زیادی با این چالش مواجه بوده‌اند که «چگونه تعهدات بدهی‌های خود را به طور مؤثر مدیریت کنند؟». حتی در برخی موارد، بدهی‌ها منجر به بحران‌های مالی شده و رفاه شهروندان را تهدید کرده‌اند. بهبود اقتصاد این قبیل کشورها نه تنها زمان‌بر است، بلکه قرار گرفتن دوباره آن‌ها در مسیر رشد به تأخیر می‌افتد. به عنوان مثال، بحران مالی و اقتصادی مکزیک در ۱۹۹۴، روسیه در ۱۹۹۸، آرژانتین در ۲۰۰۱ و کشورهای اروپایی همچون یونان، ایرلند، پرتغال، اسپانیا و ایتالیا البته با درجات کمتر در سال ۲۰۱۰-۲۰۱۱، فعل و انفعالات ناشی از انباشت بدهی‌های دولت را به خوبی نشان می‌دهد (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۵).

آمار و ارقام نشان می‌دهد که سطح بدهی‌های دولتی در ایران حدود ۵۴۰ هزار میلیارد تومان است، یعنی معادل ۲۰ تا ۲۵ درصد تولید ناخالص داخلی کشور. بخش عمده‌ای از این بدهی‌ها (حدود ۱۱۰ هزار میلیارد تومان) بدهی‌های بانکی دولت ایران است (بانک مرکزی، ۱۳۹۴). استقراض دولت از بانک مرکزی و در نتیجه انتشار پول برای تأمین مالی دولت، منجر به بروز پدیده «حاکمیت مالی» در اقتصاد می‌شود. در این شرایط سیاست‌های پولی حالت انفعالی پیدا کرده و در نتیجه بانک مرکزی قادر نخواهد بود براساس سیاست‌های پولی، اهداف تعیین شده خود همچون ثبات قیمت، رشد اقتصادی و کمک به اشتغال را دنبال کند. از سوی دیگر، بدهی دولت به بانک‌های تجاری نیز دسترسی بخش خصوصی به اعتبارات را محدود کرده و منجر به افزایش نرخ بهره‌ی بانکی و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود. این عوامل در کنار ناکارایی بخش دولتی باعث می‌شوند که اقتصاد ایران از انباشت بدهی‌های بانکی دولت متضرر شده و قرار گرفتن آن در مسیر رشد بلندمدت به تعویق افتد. نتایج حاصل از برآورد تأثیر بدهی‌های دولتی بر رشد اقتصادی در ایران نشان می‌دهد که رشد بدهی‌های بانکی دولت نسبت به GDP، تأثیر منفی بر رشد GDP دارد و میزان این تأثیر در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. همچنین این تأثیر در الگوی رشد مبتنی بر درآمدهای نفتی بیشتر از الگوی مبتنی بر GDP غیرنفتی است (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۵). بنابراین، متضرر اصلی افزایش بدهی‌های دولت، اقتصاد ملی است. چرا که بی‌انضباطی مالی دولت، از طریق نظام بانکی سبب کاهش رشد اقتصادی، افزایش تورم و کاهش سرمایه‌گذاری و مصرف خصوصی در کشور می‌شود.

اخیراً مطالعات تجربی متعددی رابطه میان بدهی‌های دولتی و مصرف بخش خصوصی را مورد بررسی قرار داده‌اند که نتایج حاصل از آنها متنوع و متفاوت بوده است. تنوع و تفاوت نتایج حاصل شده ممکن است ناشی از تفاوت در متغیرهای مورد استفاده، رویکردهای اقتصادسنجی و یا دوره زمانی مورد بررسی باشند. لیکن مرور مطالعات داخلی نشان می‌دهد که تاکنون مطالعه‌ای در زمینه اثرات بدهی‌های دولتی بر مصرف بخش خصوصی، برای اقتصاد ایران و همچنین سایر کشورهای عضو اوپک انجام نیافته است. با توجه به نتایج متفاوت حاصل از مطالعات خارجی، امکان وجود روابط غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه، که می‌تواند برازش بهتری از روابط میان متغیرها را ارائه دهد، در کشورهای عضو اوپک نیز بسیار محتمل است و اتکا

صرف به مدل‌های خطی در بررسی موضوع بسیار محدودکننده خواهد بود. بنابراین در این مطالعه سعی بر آن شده است که اثر بدهی‌های دولتی بر مصرف بخش خصوصی، در کنار سایر متغیرها از جمله درآمد، ثروت سهام، درآمدهای نفتی و شاخص قیمت مصرف‌کننده به صورت غیرخطی و با استفاده از رویکرد مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی<sup>۱</sup> (PSTR) برای منتخبی از کشورهای عضو اوپک مورد پژوهش قرار گیرد. معیار انتخاب کشورهای عضو اوپک به عنوان نمونه آماری مورد بررسی، وجه اشتراک ساختار اقتصادی ایران و کشورهای مذکور، بالا بودن حجم فعالیت‌های دولتی و وابستگی اقتصاد این کشورها به درآمدهای نفتی است. قابل ذکر است به دلیل محدودیت آماری در گزارشات کشورهای آنگولا، لیبی، عراق و الجزایر و عدم وجود داده‌های مربوط به برخی از متغیرهای مورد مطالعه در تحقیق، این چهار کشور از نمونه کشورهای مورد مطالعه کنار گذاشته شده‌اند.

## ۲- ادبیات موضوع

### ۲-۱- رابطه مصرف خصوصی با بدهی‌های دولتی

بدهی‌های دولتی نتیجه انباشت کسری بودجه دولت در طول زمان است. بنابراین، هر سیاستی که منجر به افزایش و انباشت کسری بودجه شود، در واقع عامل ایجاد بدهی است. آثار اقتصادی کسری بودجه و بدهی‌های دولتی به علل به وجود آمدن و روش‌های تأمین مالی آن‌ها بستگی دارد. بنابراین، اثر کل از برآیند دو اثر اولیه و ثانویه به دست می‌آید که می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

یکی از علل افزایش کسری بودجه و ایجاد بدهی دولتی، کاهش درآمدهای مالیاتی با فرض ثبات مخارج دولت است. اگر کاهش مالیات‌ها با افزایش کسری بودجه توأم باشد، از دو کانال زیر مصرف بخش خصوصی را تحت تأثیر قرار خواهد داد:

اول اینکه به طور مشخص، کاهش مالیات درآمد قابل تصرف را به طور مستقیم افزایش می‌دهد، در نتیجه باعث افزایش مصرف خصوصی می‌شود. دوم اینکه اگر کسری افزایش یابد، خالص دارایی‌های مالی بخش خصوصی نیز افزایش می‌یابد و این در واقع از شرط تعادلی درآمد ملی نتیجه می‌شود، یعنی:

$$G+I = S+T \quad (1)$$

<sup>۱</sup> Panel Smooth Transition Regression

که می‌توان آن را به صورت زیر نوشت:

$$G-T = S-I \quad (۲)$$

سمت چپ رابطه (۲)، بیانگر کسری بودجه دولت است. با کاهش مالیات‌ها (T)، کسری بودجه افزایش یافته و لذا باید خالص پس‌انداز خصوصی، (S - I) نیز افزایش یابد (عباسیان و نوری ۱۳۸۶، ص ۴). در این حالت، تأمین مالی بدهی‌های دولتی از طریق استقراض از بانک مرکزی، منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و در صورت تداوم باعث شکل‌گیری انتظارات تورمی می‌شود. لذا در چنین شرایطی مردم برای حفظ قدرت خرید دارایی‌های خود، اقدام به خرید کالاهای مصرفی بادوام نموده و این امر نیز با افزایش فشارهای تورمی، باعث کاهش قدرت خرید مردم و کاهش مصرف خصوصی خواهد بود. چنانچه دولت به جای استقراض از بانک مرکزی اقدام به فروش اوراق قرضه به بخش‌های بانکی و مردمی کند، خالص دارایی‌های مالی بخش خصوصی به اندازه اوراق قرضه فروخته شده افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر در چنین شرایطی اثر ثانویه کسری بودجه، اثر اولیه را تقویت می‌کند و برآیند این دو، مصرف و درآمد را به صورت تکاثری افزایش می‌دهد (موسوی و زایر ۱۳۸۶، ص ۵).

از سوی دیگر اگر افزایش کسری بودجه و بدهی دولت ناشی از افزایش مخارج دولت باشد، تأثیر آن بر مصرف بخش خصوصی، به ماهیت مخارج دولت بستگی خواهد داشت. اگر مخارج دولت از نوعی باشد که در زمان جاری برای مصرف‌کننده مطلوبیت داشته و در سبد مصرفی افراد، جانشین کالاها و مخارج بخش خصوصی تلقی شود، در آن صورت، مصرف بخش خصوصی را کاهش خواهد داد. اما اگر مخارج دولت از نوعی باشد که در آینده برای مردم مطلوبیت داشته و نیز مکمل کالاها و خدمات مصرفی بخش خصوصی باشد، در این صورت، مصرف بخش خصوصی را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، اگر مخارج دولت در قالب پرداخت‌های انتقالی انجام گیرد، مصرف بخش خصوصی از طریق افزایش درآمدهای قابل تصرف افراد افزایش می‌یابد.

براساس دیدگاه کینزی، که اساساً به بررسی اثرات کسری‌های موقت می‌پردازد، افزایش در بدهی‌های دولتی منجر به افزایش خالص ثروت بخش خصوصی شده و این امر به نوبه خود مصرف و تقاضای کل را افزایش می‌دهد. یکی از مهم‌ترین فروض

ضمنی این دیدگاه این است که بخش خصوصی به طور کامل اثرات سیاست‌های مالی دولت را پیش بینی نمی‌کند. فرض می‌شود که مصرف‌کنندگان به طور کامل مالیات‌های دوره جاری را در اتخاذ تصمیمات مصرف - پس‌انداز خود تنزیل می‌کنند، زیرا تصمیمات مصرفی افراد تابع درآمد قابل تصرف آنهاست. در نتیجه، وضع مالیات در آینده که ممکن است برای تأمین مالی بازپرداخت بدهی‌های قبلی دولت وضع شود، اثری بر تصمیمات مصرف جاری نداشته باشد.

براساس دیدگاه نئوکلاسیک‌ها که به بررسی اثرات کسری‌های مستمر می‌پردازد، افزایش در بدهی دولت، خالص ثروت بخش خصوصی را افزایش داده و به تبع آن مصرف بخش خصوصی افزایش می‌یابد. ایده افق‌های محدود، نقطه اتکای دیدگاه نئوکلاسیک‌ها است که توسط برومبرگ و مودیگلیانی<sup>۲</sup> مطرح گردید و بر این اساس، مردم تنها مالیات‌هایی را در تصمیمات مصرف - پس‌انداز خود لحاظ می‌کنند که به دوره زندگی آنها محدود است (ندیم حق، ۱۹۹۲)<sup>۳</sup>.

در دیدگاه ریکاردوئی، با فرض ثبات هزینه‌های دولت، بدهی ایجاد شده در اثر کاهش مالیات‌ها، اثری بر مصرف خانوارها ندارد. چرا که دولت برای جبران کسری بودجه ناشی از کاهش مالیات‌ها، مجبور است یا وام بگیرد و یا اوراق قرضه منتشر کند. از آنجا که دولت باید اصل وام و بهره آن را در آینده بازپرداخت کند، پس ناچار به افزایش مالیات‌ها در زمان آینده خواهد بود، چون در دیدگاه ریکاردوئی، فرض بر عقلایی و آینده‌نگر بودن مصرف‌کنندگان است، پس مصرف‌کنندگان مسأله افزایش مالیات در آینده پیش‌بینی کرده و به جای مصرف بیشتر، پس‌انداز بیشتری خواهند کرد. این نظریه که نخستین بار توسط دیوید ریکاردو<sup>۴</sup> مطرح و در نهایت توسط رابرت بارو<sup>۵</sup> تکمیل شد، به نظریه برابری ریکاردوئی<sup>۶</sup> معروف است (عباسیان و نوری ۱۳۸۶، ص ۵).

نتایج مطالعات تجربی جدید حاکی از آن است که نوع رابطه بین بدهی‌های دولتی و مصرف بخش خصوصی، می‌تواند با توجه به سطح بدهی دولت، متغیر باشد، به عبارت دیگر، نتایج مذکور بیانگر وجود رابطه غیرخطی بین این دو متغیر هستند.

<sup>2</sup> Brumberg & Modigliani

<sup>3</sup> Nadeem Haque

<sup>4</sup> David Ricardo

<sup>5</sup> Robert Barro

<sup>6</sup> Ricardian Equivalence

بدهی‌های دولتی تا زمانی که به حد آستانه‌ای خود برسند، تمایل به انباشته شدن دارند و بعد از این حد سیاست‌های مالی انقباضی برای تثبیت میزان بدهی، برنامه‌ریزی می‌شوند. بنابراین مصرف‌کنندگان نیز تا زمانی که با حد آستانه‌ای فاصله دارند، اهمیتی به سطح بدهی دولتی نمی‌دهند. در نتیجه در سطوح پایین‌تر از حد آستانه‌ای، وقتی دولت با کاهش مالیات‌ها، بدهی خود را افزایش می‌دهد، درآمد قابل تصرف مصرف‌کنندگان و در نتیجه مقدار مصرف آن‌ها افزایش می‌یابد. اما در سطوح بالاتر از حد آستانه‌ای، افزایش‌های بیشتر در بدهی، احتمال اجرای برنامه‌های مالی انقباضی را برای تثبیت بدهی‌های آتی بالا می‌برد که این امر تهدیدی برای مصرف‌کنندگان است و باعث می‌شود خانوارها مصرف خود را کاهش دهند (بربن و بروسنز ۲۰۰۵، ص ۶).<sup>۷</sup> از سوی دیگر، به دلیل این که با افزایش نسبت بدهی دولتی، تعهدات و بدهی‌های آتی خانوارها افزایش می‌یابد، پس ممکن است بانک‌ها و سایر واحدهای قرض دهنده اعتبارات، میزان اعتبارات اعطایی را کاهش دهند، در نتیجه احتمال بروز محدودیت نقدینگی در آینده بالا خواهد بود. بنابراین در سطوح بالای بدهی دولتی، افزایش نسبت بدهی باعث می‌شود خانوارها مصرف خود را کاهش داده و میزان پس‌انداز را افزایش دهند (بازی و همکاران ۲۰۰۲، ص ۳).<sup>۸</sup>

## ۲-۲- مروری بر مطالعات تجربی

در این قسمت به بیان تحقیقات داخلی و خارجی انجام شده در حیطه تابع مصرف و آثار فعالیت‌های بخش دولتی بر مصرف بخش خصوصی پرداخته می‌شود. تقوی و رضایی (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای اثرات مخارج دولت و مالیات‌ها را بر دو متغیر مصرف و اشتغال با استفاده از تکنیک ARDL بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل، وجود روابط بلندمدت بین مصرف و متغیرهای سیاست مالی را از طریق آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن تأیید کرده و اثر مثبت شوک مخارج دولت و اثر منفی شوک افزایش مالیات‌ها بر مصرف را نشان می‌دهد. عباسیان و نوری (۱۳۸۶) اعتبار و یا عدم اعتبار فرضیه برابری ریکاردوئی را که بیان می‌کند بدهی ایجاد شده برای دولت در اثر کاهش مالیات، بر مصرف و تقاضای کل تأثیری ندارد، در ایران بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از محاسبات نشان می‌دهد که برابری ریکاردوئی در ایران برقرار نیست. موسوی جهرمی و زایر (۱۳۸۶) اثر کسری بودجه دولت بر مصرف

<sup>7</sup> Berben & Brosens

<sup>8</sup> Pozzi *et al.*

و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را در ایران با استفاده از روش ARDL بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از این است که کسری بودجه در ایران، با عنایت به ماهیت مخارج دولت، سبب جانشینی مخارج مصرفی دولت با مخارج مصرفی بخش خصوصی می‌شود (اثر منفی بر مصرف بخش خصوصی) و از سوی دیگر از آنجا که روش تأمین مالی این کسری عمدتاً استقراض از سیستم بانکی است، موجب افزایش حجم نقدینگی و افزایش قدرت خرید اسمی بخش خصوصی می‌شود (اثر مثبت). اما اثر کل که تحت تأثیر دو نیروی مخالف هم قرار دارد، مثبت بوده که به نوبه خود نشان می‌دهد که اثر درآمدی ناشی از کسری بودجه (که از محل تأمین مالی آن ناشی می‌شود) بر اثر جانشینی آن (که به ماهیت مخارج دولت بستگی دارد) غلبه می‌کند. اصغرپور و همکاران (۱۳۹۱) تأثیر مخارج دولتی بر مصرف خصوصی در ایران را با استفاده از روش ARDL بررسی نموده‌اند. نتایج حاکی از تأثیر مثبت مخارج دولتی سرانه و تولید ناخالص داخلی سرانه بر مخارج مصرفی سرانه بخش خصوصی است. اشرفی پور (۱۳۹۲)، به بررسی آثار سیاست‌های مالی بر مصرف بخش خصوصی در ایران، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پرداخته است. نتایج مطالعه نمایانگر نقش مثبت متغیرهای تولید واقعی، میزان مخارج دولت، افزایش حجم نقدینگی و میزان پرداخت‌های انتقالی دولت و اثر منفی متغیر مالیات بر درآمد اشخاص بر شاخص میزان مصرف بخش خصوصی است. صمدی و اوجی مهر (۱۳۹۳)، اثرات غیرخطی سیاست‌های مالی بر مصرف بخش خصوصی را برای اقتصاد ایران با استفاده از الگوی چرخش مارکوف و دو روش احتمال انتقال ثابت (FTP) و احتمال انتقال متغیر با زمان (TVTP) مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج حاصل از روش احتمال انتقال ثابت نشان می‌دهد که رفتار سیاست مالی در ایران، غیرخطی است و رژیم کینزی یک رژیم جاذب است، به طوری که احتمال باقی ماندن در رژیم غیرکینزی، فقط ۰/۰۱ است. به عبارتی طی دوره مورد بررسی، غالباً سیاست مالی انبساطی، به افزایش مصرف منجر شده است. این در حالی است که نتایج به دست آمده از روش احتمال انتقال متغیر با زمان، نتوانسته است به روشنی عوامل مؤثر بر اثرات غیرخطی سیاست مالی بر مصرف خصوصی را مشخص کند.

در ادامه برخی از مطالعات خارجی، که رابطه بدهی دولتی و مصرف خصوصی را بر اساس رویکرد داده‌های تابلویی مورد مطالعه قرار داده‌اند، به اختصار بررسی می‌شوند.



هوپنر و وچ<sup>۹</sup> (۲۰۰۰)، اثرات غیرخطی سیاست‌های مالی بر مصرف خصوصی را به روش مارکوف- سوئیچینگ برای کشور آلمان مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی واکنش مصرف خصوصی نسبت به سیاست‌های مالی تحت دو رژیم متفاوت، توضیح داده می‌شود. پازی، هیلن و داسچ (۲۰۰۲)، در مطالعه‌ای تأثیر بدهی‌های دولتی بر میزان حساسیت مصرف خصوصی نسبت به درآمد جاری را در کشورهای OECD با استفاده از روش GMM بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که با افزایش نسبت بدهی دولتی میزان حساسیت مصرف خصوصی نسبت به تغییرات درآمد جاری افزایش می‌یابد. برین و بروسنز (۲۰۰۵)، تأثیر بدهی‌های دولتی بر مصرف بخش خصوصی را در ۱۷ کشور OECD، در قالب دو گروه کشورهای با بدهی دولتی بالا و بدهی دولتی پایین، با استفاده از روش پانل دیتا مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج بدست آمده حاکی از وجود رابطه‌ای غیرخطی بین مصرف خصوصی و بدهی دولتی در این گروه از کشورها است. به طوری که در کشورهای با بدهی دولتی پایین، مصرف خصوصی نسبت به بدهی دولتی حساس نیست، ولی در کشورهای با بدهی دولتی بالا، سطح بدهی‌های دولتی تأثیر منفی و معنی‌داری بر مصرف بخش خصوصی دارد. باتاچاریا و موخرجی<sup>۱۰</sup> (۲۰۱۰)، تغییر میل نهایی به مصرف از درآمد را، در سطوح مختلف متغیرهای مالی به‌ویژه بدهی سرانه دولتی برای کشورهای OECD با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی بررسی نموده‌اند. نتایج بیان می‌کند که با افزایش سطح بدهی‌های دولتی و افزایش نااطمینانی نسبت به مالیات‌ها در آینده، خانوارها رفتار خود را از حالت غیرریکاردویی به حالت ریکاردویی تغییر می‌دهند و در نتیجه ارتباطی غیرخطی بین مصرف بخش خصوصی و بدهی دولتی حاصل می‌شود. چو و ری<sup>۱۱</sup> (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای به بررسی اثرات غیرخطی بدهی دولتی بر مصرف بخش خصوصی در ۱۶ کشور OECD با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در تابع مصرف مورد نظر، با توجه به سطح بدهی دولتی، انتقال ملایمی بین دو رژیم وجود دارد.

<sup>9</sup> Hoppner & Wesche

<sup>10</sup> Bhattacharya & Mukherjee

<sup>11</sup> Cho and Rhee

### ۳- روش‌شناسی تحقیق

#### ۳-۱- مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی

در بخش حاضر، به تشریح مدل رگرسیونی انتقال ملایم پانلی پرداخته می‌شود. با توجه به مطالعات گونزالز و همکاران<sup>۱۲</sup> (۲۰۰۵، ص ۳) و کولیتاز و هارولین<sup>۱۳</sup> (۲۰۰۶، ص ۷)، یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{it} F(q_{it}; \gamma, c) + u_{it} \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (3)$$

که در آن  $y_{it}$  متغیر وابسته،  $x_{it}$  برداری از متغیرهای برونزا،  $\mu_i$  اثرات ثابت مقاطع و  $u_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$  نیز جز خطا است.  $F(q_{it}; \gamma, c)$  نیز بیانگر یک تابع انتقال پیوسته و کراندار بین صفر و یک است که به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵، ص ۳)، به صورت لاجستیکی تصریح می‌گردد:

$$F(\gamma, c, q_{it}) = [1 + \exp(-\gamma \Pi(q_{it} - c_j))]^{-1}, \gamma > 0, c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m \quad (4)$$

که در آن  $c_j$  یک بردار  $m$  بعدی از مقدار حدهای آستانه‌ای و  $\gamma$  پارامتر شیب است که بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است و دارای قید بدیهی  $\gamma > 0$  است.  $q_{it}$  بیانگر متغیر انتقال است. در این مطالعه نسبت بدهی دولتی به تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر انتقال انتخاب شده است. با توجه به این که گونزالز و همکاران (۲۰۰۵، ص ۳) بیان کرده‌اند که تابع انتقال به طور معمول دارای یک یا دو حد آستانه‌ای ( $m=1, m=2$ ) است، ویژگی پیوسته و کراندار بودن تابع انتقال بین صفر و یک مورد بحث قرار می‌گیرد. با فرض  $m=1$ ، یک تابع انتقال با دو رژیم حدی وجود دارد. بدین ترتیب که با میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت، در صورتی که  $q_{it} > c$  باشد، تابع انتقال مقدار عددی یک ( $F=1$ ) دارد و در صورتی که  $q_{it} < c$  باشد، تابع انتقال مقدار عددی صفر ( $F=0$ ) دارد. با فرض  $m=2$  در صورت میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت، با یک تابع انتقال سه رژیمی مواجه خواهیم شد که دو رژیم بیرونی آن مشابه و متفاوت از رژیم میانی است. بدین معنی که برای مقادیر بزرگ‌تر و کوچک‌تر از متغیر انتقال، تابع انتقال مقدار عددی یک ( $F=1$ ) دارد و در غیر این صورت مقدار عددی صفر ( $F=0$ ) دارد. شایان ذکر است که در صورت

<sup>12</sup> Gonzalez et al.

<sup>13</sup> Colletaz and Hurlin

میل کردن پارامتر شیب یا سرعت انتقال میان رژیم‌ها به سمت صفر، مدل PSTR به یک مدل رگرسیون خطی با اثرات ثابت تبدیل خواهد شد. با توجه به مطالب عنوان شده، در مدل PSTR ضرایب تخمینی با توجه به مشاهدات متغیر انتقال و پارامتر شیب به صورت پیوسته میان دو حالت حدی ( $F=0$ ) و ( $F=1$ ) تغییر می‌یابد که این دو حالت حدی به صورت زیر تصریح می‌گردند:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_0' x_{it} + u_{it} & (F = 0) \\ \mu_{it} + (\beta_0' + \beta_1') x_{it} + u_{it} & (F = 1) \end{cases} \quad (5)$$

در نهایت شکل تعمیم یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال نیز به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \sum_{j=1}^r [\beta_j' x_{it}] F_j(q_{it}^j; \gamma_j, c_j) + u_{it} \quad (6)$$

که در آن  $r$  بیانگر تعداد توابع انتقال جهت تصریح رفتار غیرخطی می‌باشد و سایر موارد قبلاً تعریف شده‌اند. قابل ذکر است که مدل PSTR با حذف اثرات ثابت از طریق حذف کردن میانگین‌های انفرادی و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی<sup>۱۴</sup> (NLS) که معادل تخمین‌زن حداکثر درست‌نمایی<sup>۱۵</sup> (ML) است، برآورد خواهد شد.

### ۳-۲- مراحل تخمین

مطابق مطالعات انجام شده توسط فوک و همکاران<sup>۱۶</sup> (۲۰۰۴، ص ۴)، گونزالز و همکاران (۲۰۰۵، ص ۴)، کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶، ص ۱۱) و جوید<sup>۱۷</sup> (۲۰۱۰، ص ۲۲)، به نقل از شهبازی و سعیدپور (۱۳۹۲، ص ۶)، مراحل تخمین یک مدل PSTR بدین ترتیب است که ابتدا آزمون خطی بودن در مقابل PSTR انجام می‌شود و در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رابطه میان متغیرها، باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی موجود میان متغیرها انتخاب شود. اگرچه آزمون خطی بودن می‌تواند با آزمون فرضیه صفر  $H_0: \gamma = 0$  یا  $H_0: \beta_1 = 0$  انجام شود، اما از آنجایی که مدل PSTR تحت فرضیه صفر دارای

<sup>14</sup> Non-Linear Least Squares

<sup>15</sup> Maximum Likelihood

<sup>16</sup> Fok *et al.*

<sup>17</sup> Jude

پارامترهای مزاحم نامعین<sup>۱۸</sup> است، آماره‌های آزمون هر دو فرضیه فوق غیراستاندارد هستند. برای حل این مشکل، لوکنن و همکاران<sup>۱۹</sup> (۱۹۹۸) و تراسورتا<sup>۲۰</sup> (۱۹۹۸) (به نقل از شهبازی و سعیدپور ۱۳۹۲، ص ۶)، استفاده از تقریب تیلور تابع انتقال را پیشنهاد کرده‌اند. برای این منظور گونزالز و همکاران (۲۰۰۵، ص ۵) و کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶، ص ۱۴) نیز تقریب تیلور تابع انتقال  $F(q_{it}; \gamma, c)$  را بر حسب پارامتر  $\gamma$  حول مقدار  $\gamma=0$  پیشنهاد نموده‌اند که به صورت زیر است:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{it} q_{it} + \dots + \beta_m x_{it} q_{it}^m + u_{it} \quad (7)$$

تحت معادله (۷) فرضیه صفر خطی بودن به صورت  $H_0: \beta_1 = \dots = \beta_m = 0$  تبدیل می‌شود که رد فرضیه صفر به معنی وجود رابطه غیرخطی است و عدم رد آن تصریح خطی از مدل را پیشنهاد می‌نماید. به منظور آزمون این فرضیه به پیروی از کولیتاز و هارولین از آماره‌های ضریب لاگرانژ والد<sup>۲۱</sup> (LM<sub>w</sub>)، ضریب لاگرانژ فیشر (LM<sub>F</sub>) و نسبت درست‌نمایی (LR) استفاده می‌شود که به وسیله روابط زیر محاسبه می‌شوند:

$$LMW = \frac{TN(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \quad (8)$$

$$LMF = \frac{\left[ (SSR_0 - SSR_1) / k m \right]}{\left[ SSR_0 / (TN - N - mk) \right]} \quad (9)$$

$$LR = -2 \left[ \log(SSR_1) - \log(SSR_0) \right] \quad (10)$$

در معادلات فوق،  $SSR_0$  مجموع مربعات باقیمانده مدل پانل خطی و  $SSR_1$  مجموع مربعات باقیمانده مدل غیرخطی PSTR است. هم‌چنین  $T$  دوره زمانی،  $N$  تعداد مقاطع،  $K$  تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل و  $m$  تعداد حدهای آستانه‌ای است. در صورتی که نتایج بر تبعیت رفتار متغیرها از یک الگوی PSTR دلالت کند، در گام بعدی باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی انتخاب گردد. برای این منظور فرضیه صفر وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل دو تابع انتقال آزمون می‌شود. فرآیند این آزمون نیز مشابه آزمون خطی بودن است، با

<sup>18</sup> contains unidentified nuisance parameters

<sup>19</sup> Luukkonen *et al.*

<sup>20</sup> Terasvirta

<sup>21</sup> Wald Lagrange Multiplier

این تفاوت که تقریب سری تیلور از تابع انتقال دوم مورد آزمون قرار می‌گیرد که به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{it} G\left(q_{it}^{(1)}; \gamma, c\right) + \beta_{21} x_{it} q_{it}^{(2)} + \dots + \beta_{2m} x_{it} q_{it}^{(2)m} + u_{it} \quad (11)$$

آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده به وسیله آزمون فرضیه صفر  $H_0: \beta_{21} = \dots = \beta_{2m} = 0$  انجام می‌شود. در صورتی که فرضیه صفر رد نشود، لحاظ کردن یک تابع انتقال جهت بررسی رابطه غیرخطی میان متغیرهای تحت بررسی، کفایت می‌کند. اما در صورتی که فرضیه صفر در این آزمون رد شود، حداقل دو تابع انتقال در مدل PSTR وجود خواهد داشت و در ادامه باید فرضیه صفر وجود دو تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل سه تابع انتقال آزمون شود. این فرآیند تا زمانی که فرضیه صفر پذیرفته شود، باید ادامه داشته باشد.

#### ۴- متغیرها و تصریح مدل

مطالعه حاضر با هدف بررسی اثرات غیرخطی بدهی‌های دولتی بر مصرف بخش خصوصی در ۸ کشور عضو اوپک شامل ایران، عربستان، کویت، قطر، نیجریه، امارات، ونزوئلا و اکوادور، برای دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۲، رابطه میان متغیرهای مورد مطالعه را با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی PSTR و با رویکرد غیرخطی مدل سازی می‌کند. مدل کلی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C = F(GD, Y, W^s, O^f, CPI) \quad (12)$$

که در آن، (C) مصرف خصوصی واقعی است که از هزینه‌های مصرف نهایی خانوارها به عنوان جایگزین آن استفاده شده است. (GD) بدهی دولتی واقعی، (Y) درآمد واقعی، ( $W^s$ )، ثروت واقعی سهام، که از شاخص قیمت سهام به عنوان جایگزین آن استفاده شده است. ( $O^f$ )، درآمد نفتی واقعی و (CPI)، شاخص قیمت مصرف‌کننده است. تمام داده‌ها به قیمت سال پایه ۲۰۱۰ بوده و به صورت لگاریتمی استفاده شده‌اند. برای بررسی اثرات غیرخطی بدهی دولتی بر مصرف خصوصی، مدل اقتصادسنجی PSTR به شکل زیر پیشنهاد می‌گردد:

$$\begin{aligned} \text{Log}(C_{it}) = & \mu_i + \alpha_0 \log(y)_{it} + \beta_0 \log(w^s)_{it} + \theta_0 \log(gd)_{it} + \delta_0 \\ & \log(o^r)_{it} + \varphi_0 \log(cpi)_{it} + [\alpha_1 \log(y)_{it} + \beta_1 \log(w^s)_{it} + \theta_1 \log(gd)_{it} \\ & + \delta_1 \log(or)_{it} + \varphi_1 \log(cpi)_{it}] F(qit; \gamma, c) + ui \end{aligned}$$

برای برآورد مدل فوق از متغیر نسبت بدهی دولتی به تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر انتقال که عامل ایجاد رابطه غیرخطی است، استفاده شده است.

## ۵- نتایج تجربی

### ۵-۱- آزمون‌های مانایی و همجمعی

مانایی متغیرها توسط آزمون لوین، لین و چو<sup>۲۲</sup> (LLC) بررسی شده است. نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که متغیرهای مصرف و ثروت سهام در سطح I(0) مانا بوده ولی سایر متغیرها پس از یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

آماره آزمون در تفاضل مرتبه اول	آماره آزمون در سطح	
-۷/۰۰۳۴۶***	-۲/۸۸۴۱۱***	C
-۷/۹۷۷۲۶***	۰/۱۸۵۰۵	Y
-۴/۰۶۱۳۵***	-۳/۹۴۴۳۵***	W <sup>s</sup>
-۵/۳۳۱۶۱***	-۰/۰۸۸۱۱	GD
-۸/۴۵۵۷۴***	-۰/۵۳۶۸۸	O <sup>r</sup>
-۱۰/۴۶۴۱***	۱/۱۳۸۷۷	CPI
-۵/۳۵۰۴۶***	-۰/۶۲۸۸۱	q (متغیر انتقال)

توجه: \*\*\* بیانگر سطح معنی داری ۱ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق

برای برطرف کردن مشکل حضور چند متغیر نامانا در مدل‌های PSTR، کادیلی و مارکوف<sup>۲۳</sup> (۲۰۱۱، ص ۱۵) روشی بدین‌صورت ارائه کرده‌اند که در صورت مانا بودن پسماندهای قسمت خطی و غیرخطی مدل PSTR، تخمین‌های مدل سازگار بوده و مشکل رگرسیون کاذب وجود ندارد. از این‌رو پسماندهای خطی و غیرخطی حاصل از مدل PSTR استخراج و مانا بودن آن‌ها به وسیله آزمون ریشه واحد لوین، لین و

<sup>22</sup> Levin., Lin & Chu

<sup>23</sup> Kadilli and Markov (2011)

چو بررسی شده است که نتایج آن در جدول (۲) آمده است و بر مانا بودن پسماندهای قسمت خطی و غیرخطی مدل دلالت دارد.

جدول ۲: نتایج آزمون مانایی پسماندها

	آماره آزمون در سطح	احتمال
پسماندهای قسمت خطی	-۱۰/۷۱۱	۰/۰۰۰
پسماندهای قسمت غیرخطی	-۳/۷۸۹۴۶	۰/۰۰۰۱

مأخذ: نتایج تحقیق

### ۲-۵- نتایج تجربی

ابتدا فرضیه صفر خطی بودن در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با در نظر گرفتن نسبت بدهی دولتی به تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر انتقال آزمون شده است. خروجی نرم افزار matlab برای آزمون مذکور در جدول (۳) نشان می‌دهد که تمامی آماره‌های ضرایب، برای یک و دو حد آستانه‌ای ( $m=1$ ،  $m=2$ )، وجود الگوی PSTR را در سطح معناداری  $\alpha = 5\%$  تأیید می‌کنند.

جدول ۳: آزمون وجود رابطه غیرخطی

حالت وجود یک حد آستانه ای ( $m=1$ )			حالت وجود دو حد آستانه ای ( $m=2$ )		
LM <sub>w</sub>	LM <sub>F</sub>	LR	LM <sub>w</sub>	LM <sub>F</sub>	LR
۱۸/۶۸۹ (۰/۰۰۲)	۴/۰۱۳ (۰/۰۰۳)	۲۰/۷۸۶ (۰/۰۰۰)	۲۲/۰۹۸ (۰/۰۱۵)	۲/۳۳۲ (۰/۰۱۸)	۲۵/۱۱۴ (۰/۰۰۰)
$H_0: r=0$ vs $H_1: r=1$					

مأخذ: نتایج تحقیق

پس از حصول اطمینان از وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه، یعنی وجود حداقل یک تابع انتقال، در ادامه باید وجود رابطه غیرخطی باقیمانده را به منظور تعیین تعداد توابع انتقال بررسی نمود. لذا فرضیه صفر وجود الگوی PSTR با یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با حداقل دو تابع انتقال مورد آزمون قرار گرفته که نتایج آن در جدول (۴) نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر کفایت لحاظ نمودن یک تابع انتقال در هر دو حالت وجود یک و دو حد آستانه‌ای

رد نشده است. بنابراین یک تابع انتقال قادر به تصریح رفتار غیرخطی میان بدهی دولتی و مصرف بخش خصوصی است.

**جدول ۴:** آزمون وجود رابطه غیرخطی باقیمانده

حالت وجود یک حد آستانه ای (m=1)			حالت وجود دو حد آستانه ای (m=2)		
LM <sub>w</sub>	LM <sub>F</sub>	LR	LM <sub>w</sub>	LM <sub>F</sub>	LR
۵/۶۵۱ (۰/۳۴۲)	۰/۹۱۳ (۰/۴۴۷)	۵/۸۲۴ (۰/۳۲۴)	۱۹/۴۷۶ (۰/۰۳۵)	۱/۷۳۱ (۰/۲۸۷)	۲۱/۷۶۷ (۰/۱۴۴)
H <sub>0</sub> : r=1 vs H <sub>1</sub> : r=2					

مأخذ: نتایج تحقیق

در ادامه باید حالت بهینه میان تابع انتقال با یک یا دو حد آستانه‌ای انتخاب گردد. برای این منظور مدل PSTR متناظر با هر یک از این حالت‌ها برآورد خواهد شد و از میان آنها بر اساس حداقل مقدار معیارهای مجموع مجذور باقیمانده‌ها، شوارتز و آکائیک مدل بهینه انتخاب خواهد شد. نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که بر اساس معیارهای شوارتز و آکائیک، مدل PSTR با لحاظ یک حد آستانه‌ای مدل بهینه است. در نتیجه یک مدل PSTR با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای برای بررسی رفتار غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه انتخاب می‌گردد.

**جدول ۵:** تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای در یک تابع انتقال

	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار شوارتز	معیار آکائیک
m=1	۰/۳۱۷۵	-۴/۹۹۵۵	-۵/۳۱۶۰
m=2	۰/۳۱۷۴	-۴/۹۳۶۱	-۵/۲۸۳۴

مأخذ: نتایج تحقیق

پس از تعیین تعداد توابع انتقال و حد آستانه‌ای بهینه، یک مدل دو رژیم برآورد می‌گردد، که نتایج حاصل از برآورد مدل در جدول (۶) ارائه شده است.



جدول ۶: نتایج برآورد مدل PSTR

قسمت خطی مدل			قسمت غیرخطی مدل		
Y <sub>0</sub>	آماره t	آماره t	Y <sub>1</sub>	آماره t	آماره t
W <sup>s</sup> <sub>0</sub>	-۰/۰۵۱۹ (۰/۱۳۱۵)	-۰/۳۹۴۹	W <sup>s</sup> <sub>1</sub>	۰/۲۴۸۲ (۰/۱۶۱۸)	*۱/۵۳۴۲
GD <sub>0</sub>	۰/۲۲۵۰ (۰/۱۳۲۶)	**۱/۹۲۳۳	GD <sub>1</sub>	-۰/۳۲۶۲ (۰/۲۱۰۷)	*-۱/۵۴۸۳
O <sup>r</sup> <sub>0</sub>	۰/۳۷۵۲ (۰/۲۳۹۷)	*۱/۵۶۵۷	O <sup>r</sup> <sub>1</sub>	-۰/۰۷۳۵ (۰/۲۲۹۴)	-۰/۳۲۰۵
CPI <sub>0</sub>	-۰/۶۵۹۰ (۰/۵۹۴۷)	-۱/۱۰۸۲	CPI <sub>1</sub>	۰/۶۹۷۱ (۰/۱۷۵)	۰/۹۲۹۶
C = -۱/۱۴۴۵ مکان تغییر رژیم			C = ۰/۰۷۱ آنتی لگاریتم		
۱/۸۶۶۹ پارامتر شیب = γ :					

توجه: مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده انحراف معیار بوده و γ و C نیز به ترتیب بیانگر پارامتر شیب و حد آستانه ای نسبت بدهی دولتی به تولید ناخالص داخلی می‌باشند. \* و \*\* به ترتیب بیانگر معنی‌داری ضریب مربوطه در سطح ۱۰ درصد و ۵ درصد می‌باشد. (مأخذ: نتایج تحقیق)

بر اساس نتایج تخمین مدل، پارامتر شیب که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است، معادل سرعت تعدیل ملایم ۱/۸۶۶۹ است. مکان وقوع تغییر رژیم نیز ۱/۱۴۴۵- به دست آمده که مقدار آنتی لگاریتم آن ۷ درصد است. از آنجا که ضرایب متغیرها برای کشورهای مختلف و در طول زمان یکسان نمی‌باشند و با توجه به مقدار متغیر انتقال (نسبت بدهی دولتی به تولید ناخالص داخلی) و پارامتر شیب تغییر می‌کنند، مقدار عددی ضرایب ارائه شده در جدول (۶) را نمی‌توان مستقیماً تفسیر نمود و تنها باید علامت‌ها را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد.

به منظور ارائه درک روشن‌تری از نتایج به دست آمده، دو رژیم حدی موجود بررسی می‌شوند. مدل‌های مربوط به دو رژیم حدی اول و دوم به ترتیب زیر تصریح می‌شوند:

رژیم اول:

$$C = c + 0.2432Y - 0.0519W^s + 0.2550GD + 0.3752O^r - 0.6590CPI$$

رژیم دوم:

$$C = c - 0.1013Y + 0.1963W^s - 0.0712GD + 0.3017O^r + 0.381CPI$$

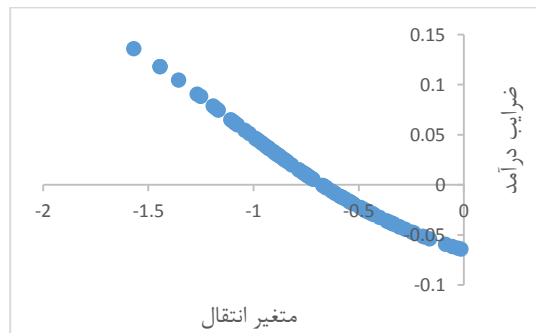
با توجه به مدل‌های تصریح شده برای رژیم اول و دوم، متغیرهای درآمد خانوار و بدهی دولتی در رژیم اول اثر مثبت بر مصرف داشته و با عبور از حد آستانه‌ای، در

رژیم دوم دارای اثر منفی هستند. ثروت سهام و شاخص قیمت مصرف‌کننده در رژیم اول اثر منفی ولی در رژیم دوم دارای اثر مثبت بر مصرف خصوصی هستند. درآمدهای نفتی نیز در هر دو رژیم تأثیر مثبت بر مصرف خصوصی دارند.

پیرو مطالب قبل، این مقادیر برای دو حالت حدی تابع انتقال بوده و در عمل رفتار متغیرها مابین این دو رژیم قرار می‌گیرند. بنابراین ضرایب تخمینی هر یک از متغیرها با توجه به سطوح مختلف متغیر انتقال و پارامتر شیب محاسبه و در نمودارهای (۱) تا (۵) ترسیم شده‌اند.

نمودار (۱) در واقع کشش مصرف خصوصی را نسبت به تغییرات درآمد، به ازای سطوح مختلف متغیر انتقال نشان می‌دهد. اثر منفی درآمد بر مصرف در رژیم دوم می‌تواند ناشی از افزایش احتمال سیاست‌های انقباضی دولت در این رژیم باشد که باعث کاهش تمایل خانوارها به مصرف و افزایش تمایل آن‌ها به پس‌انداز می‌شود.

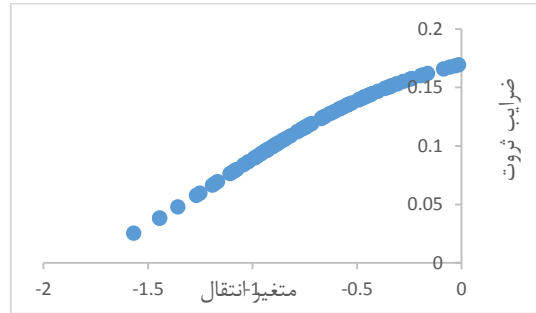
نمودار ۱: ضرایب درآمد در مقابل متغیر انتقال



مأخذ: نتایج تحقیق

نمودار (۲) نشان می‌دهد که ثروت سهام خانوارها در رژیم اول دارای اثر منفی اندکی بر مصرف بوده ولی با ورود به رژیم دوم اثر مثبت دارد. افزایش تمایل خانوارها به پس‌انداز در رژیم دوم، منجر به بهبود بازار سهام شده و تأثیر مثبتی بر مصرف خانوارها دارد.

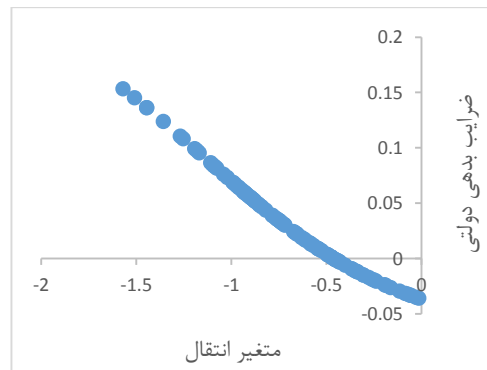
## نمودار ۲: ضرایب ثروت سهام در مقابل متغیر انتقال



مأخذ: نتایج تحقیق

نمودار (۳) نشان می‌دهد که بدهی‌های دولتی، در رژیم اول اثر مثبت بر مصرف خصوصی دارند و در رژیم دوم اثر منفی دارند. اثر مثبت بدهی دولتی بر مصرف خصوصی در رژیم اول، ناشی از انتظارات مصرف‌کنندگان است. در رژیم اول و سطوح پایین بدهی دولتی، مصرف‌کنندگان انتظار اجرای سیاست‌های انقباضی را ندارند، بنابراین با کاهش مالیات‌ها و افزایش درآمد قابل تصرف، مقدار مصرف خصوصی افزایش می‌یابد. اما در سطوح بالاتر از حد آستانه‌ای، دولت‌ها استفاده از سیاست‌های مالی انقباضی را برای تثبیت بدهی‌های آتی، در اولویت قرار می‌دهند و از طرفی نیز برای تأمین مالی بدهی‌های موجود برنامه‌ریزی می‌کنند. روش‌های تأمین مالی بدهی‌های دولتی به صورت استقراض از نظام بانکی، استقراض از خارج از کشور و انتشار اوراق بهادار، منجر به افزایش نقدینگی، نرخ تورم و نرخ بهره شده و در نهایت باعث کاهش مصرف خصوصی می‌شوند.

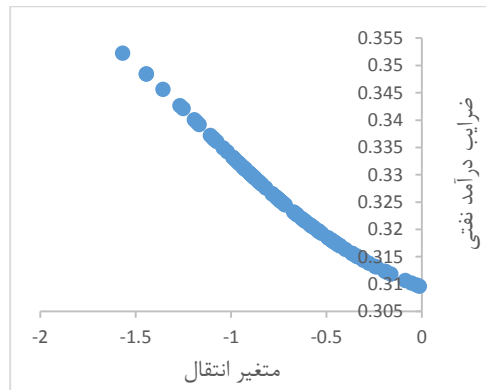
## نمودار ۳: ضرایب بدهی دولتی در مقابل متغیر انتقال



مأخذ: نتایج تحقیق

در نمودار (۴) اثر مثبت درآمدهای نفتی بر مصرف بخش خصوصی در هر دو رژیم، با ساختار تک محصولی کشورهای عضو اوپک سازگار می‌باشد.

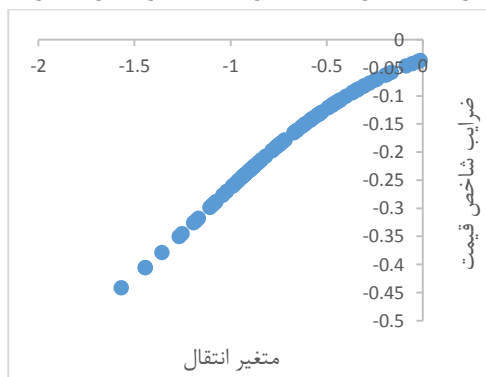
نمودار ۴: ضرایب درآمدهای نفتی در مقابل متغیر انتقال



مأخذ: نتایج تحقیق

نمودار (۵) نیز نشان می‌دهد که شاخص قیمت مصرف‌کننده در رژیم اول، دارای اثر منفی بر مصرف است و با عبور از حد آستانه‌ای تأثیر مثبت دارد. اثر مثبت افزایش قیمت‌ها بر مصرف ناشی از انتظارات تورمی خانوارها است. توقع عموم مردم از روند فعلی و آینده تورم، باعث افزایش مصرف دوره جاری در رژیم دوم می‌شود.

نمودار ۵: ضرایب شاخص قیمت مصرف‌کننده در مقابل متغیر انتقال



مأخذ: نتایج تحقیق

## ۶- آزمون‌های مربوط به نتایج مدل

### ۶-۱- آزمون ناهمسانی واریانس

جهت بررسی همسانی واریانس اجزاء اخلاص از روش ارئه شده به وسیله جول و اسکودرو (۲۰۱۴) استفاده شده است. بدین منظور متغیرهای توضیحی بر روی مربعات اجزای خطای مدل غیرخطی رگرس می‌شود و از این طریق آماره  $F$  و  $LM$  محاسبه می‌گردد. به نحوی که  $F$  بیانگر معناداری رگرسیون برآورد شده است و  $LM = NT.R^2$  را می‌باشد. که در آن،  $R^2$  ضریب تعیین رگرسیون برآورد شده و  $T.N$  حاصلضرب تعداد مقاطع در تعداد سال‌ها است. آماره  $LM$  دارای توزیع  $\chi^2$  است. در صورتی که رگرسیون برآورد شده معنی‌دار نباشد یا  $\chi^2$  محاسبه شده از  $\chi^2$  جدول کمتر باشد، فرضیه صفر پذیرفته شده و همسانی واریانس محرز می‌شود (جول و اسکودرو، ۲۰۱۴) ۲۴.

در این مطالعه احتمال مربوط به آزمون  $F$  و  $\chi^2$  به ترتیب برابر با ۰/۰۹۹۱ و ۰/۱۸۴۵ بوده و دلیلی برای رد فرضیه صفر وجود ندارد. بنابراین، رابطه معناداری بین متغیرهای توضیحی و مربعات اجزاء اخلاص مشاهده نمی‌شود و اجزاء اخلاص دارای واریانس همسان هستند.

### ۶-۲- آزمون خودهمبستگی

مقدار آماره دوربین- واتسون مدل برابر با ۲/۲۲ بوده و حاکی از این است که اجزاء اخلاص دارای خودهمبستگی سریالی نیستند.

### ۶-۳- آزمون معناداری ضرایب متغیرهای توضیحی

مقادیر مربوط به آماره  $t$  برای ضرایب برآورد شده در جدول (۶)، حاکی از این است که اغلب ضرایب متغیرهای توضیحی در سطح اطمینان ۹۰٪ معنی‌دار هستند.

## ۷- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مطالعه اثرات آستانه‌ای بدهی‌های دولتی بر مصرف بخش خصوصی، برای ۸ کشور عضو اوپک طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۰ با استفاده از الگوی رگرسیونی PSTR برآورد شده است. نتایج حاصل از تخمین، وجود رابطه غیرخطی میان بدهی‌های دولتی و مصرف بخش خصوصی را تأیید نموده و بر لحاظ نمودن یک تابع

<sup>24</sup> Juhl & Sosa-Escudero

انتقال با یک حد آستانه‌ای، جهت تصریح کامل رفتارهای غیرخطی دلالت دارند. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که مکان تغییر رژیم جایی است که نسبت بدهی دولتی به تولید ناخالص داخلی که به عنوان متغیر انتقال و عامل ایجاد رابطه غیرخطی در نظر گرفته شده است از ۷ درصد تجاوز کند و پارامتر شیب نیز  $1/18669$  به دست آمده که بیانگر سرعت تعدیل ملایم از رژیم اول به رژیم دوم است. نتایج برآورد مدل نیز حاکی از آن است که درآمد خانوارها و بدهی‌های دولتی در رژیم اول، اثر مثبت بر مصرف خصوصی داشته اما با افزایش نسبت بدهی دولتی به بیش از ۷ درصد تولید ناخالص داخلی در رژیم دوم، تأثیر منفی بر مصرف خصوصی کشورهای عضو اوپک دارند. درآمدهای نفتی در هر دو رژیم دارای اثر مثبت بر مصرف خصوصی است. ثروت سهام و شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز، قبل و بعد از حد آستانه‌ای، دارای اثرات نامتقارنی بر مصرف خصوصی هستند.

مرور داده‌های متغیر انتقال کشورهای عضو اوپک در دوره‌ی (۲۰۱۲-۲۰۰۰) و تطبیق آن‌ها با نتایج حاصل از تخمین، نشان می‌دهد که کشورهای ایران، ونزوئلا، قطر، نیجریه و اکوادور در دوره مورد بررسی همواره نسبت بدهی بالاتر از حد آستانه‌ای داشته، بنابراین متغیرهای مدل، مطابق رژیم دوم رفتار کرده‌اند. عربستان و کویت طی دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۰ در رژیم دوم بوده ولی در سال‌های ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ با کاهش نسبت بدهی، وارد رژیم اول شده‌اند. کشور امارات نیز در دوره ۲۰۰۷-۲۰۰۰ در رژیم اول حضور داشته ولی از ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۲ با افزایش بدهی دولتی به بیش از ۷ درصد تولید ناخالص داخلی، وارد رژیم دوم مدل شده است.

اهمیت موضوع مصرف بخش خصوصی از یک سو و گستردگی حجم فعالیت‌های دولتی در کشورهای منتخب مورد بررسی به ویژه ایران از سوی دیگر، ملزم می‌دارد که بر اساس نتایج حاصل از مطالعه حاضر، پیشنهادهاتی جهت ارتقاء وضعیت مصرف بخش خصوصی و همچنین بهبود اثرات فعالیت‌های دولتی بر آن ارائه گردد:

۱. نحوه تأمین مالی کسری بودجه و بدهی‌های دولتی، یکی از عوامل ایجاد اثرات منفی بدهی‌ها بر مصرف خصوصی است، بنابراین بهتر است قبل تصویب سیاست‌هایی که توأم با افزایش کسری بودجه و انباشت بدهی است منابع لازم جهت بازپرداخت این بدهی‌ها برنامه ریزی گردد.

۲. آثار سوء وابستگی اقتصاد به نفت و اثرات مستقیم نوسانات جهانی قیمت نفت بر درآمدها و بدهی‌های دولتی، منجر به کاهش ثبات و امنیت در ساختار اقتصادی اکثر کشورهای عضو اوپک شده است. بنابراین لزوم جداسازی درآمد نفت از حساب بودجه و التزام به هزینه‌کرد آن فقط در سرمایه‌گذاری‌های مولد اجتناب‌ناپذیر می‌باشد.
۳. برنامه‌ریزی‌های لازم برای تقویت ثبات و بازدهی در بازار سهام انجام شود تا با افزایش تمایل خانوارها به سرمایه‌گذاری در این بازار، علاوه بر هدایت پس‌انداز خانوارها به بخش‌های تولیدی، اثرات مثبت ناشی از افزایش ثروت نیز بر مصرف خصوصی افزایش یابد.

## فهرست منابع:

- اشرفی پور، محمد علی. (۱۳۹۲). آثار سیاست‌های مالی بر مصرف بخش خصوصی در ایران. مجله اقتصادی، ۱۳ (۷ و ۸): ۵۱-۷۲.
- اصغری‌پور، حسین، بهزاد سلمانی و سعید ابراهیمی. (۱۳۹۱). تحلیل تجربی تأثیر مخارج دولتی بر مصرف خصوصی در ایران. فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، ۲ (۸): ۱۰۵-۱۳۲.
- تقوی، مهدی و ابراهیم رضایی. (۱۳۸۳). بررسی اثر سیاست‌های مالی بر مصرف و اشتغال در اقتصاد ایران. پژوهشنامه اقتصادی، ۱۵ (۱۵): ۱۰۹-۱۳۲.
- سایت بانک مرکزی. [www.cbi.ir](http://www.cbi.ir)
- سلمانی، یونس، کاظم یاوری، بهرام سحابی و حسین اصغری‌پور. (۱۳۹۵). اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت بدهی‌های دولت بر رشد اقتصادی در ایران. فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۵ (۱۸): ۸۱-۱۰۷.
- شهبازی، کیومرث و لسیان سعیدپور. (۱۳۹۲). تأثیر آستانه‌ای توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای D-8. فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۳ (۱۲): ۲۱-۳۸.
- صمدی، علی حسین و سکینه اوجی مهر. (۱۳۹۳). بررسی اثرات غیرخطی سیاست مالی بر مصرف بخش خصوصی ایران در یک الگوی چرخش مارکوف با احتمال انتقال متغیر با زمان. فصلنامه علمی پژوهشی برنامه و بودجه، ۱۹ (۲): ۱۵۰-۱۳۳.
- عباسیان، عزت الله و راضیه نوری. (۱۳۸۶). آزمون برابری ریکاردوئی در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، ۷۹ (۷۹): ۱۷۱-۱۹۱.
- موسوی جهرمی، یگانه و آیت زایر. (۱۳۸۶). بررسی اثر کسری بودجه دولت بر مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۸ (۳): ۱۹-۱.
- Berben, R.P. & T. Brosens. (2005). The Impact of Government Debt on Private Consumption in OECD Countries. *Economics Letters*, 94(0): 220-225.
- Bhattacharya, R. & S. Mukherjee. (2010). Private Sector Consumption and Government Debt in Advanced Economies: An Empirical Study. *IMF Working Paper* 11/10, 1-27.
- Cho, D. & D. Rhee. (2013). Nonlinear Effects of Government Debt on Private Consumption: Evidence from OECD Countries. *Economics Letters*, (121): 504-507.



- Colletaz, G. & C. Hurlin. (2006). Threshold Effects of the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach. Working paper, 1/2006, LEO, Université d'Orléans. 1-39.
- Fok, D., D. Van Dijk & P. Franses. (2004). A Multi-level Panel Star Model for US Manufacturing Sectors. Working paper, University of Rotterdam. 1-26.
- Gonzalez, A., T. Terasvirta & D. Van Dijk. (2005). Panel Smooth Transition Regression Models. SEE/EFI Working paper Series in Economics and Finance. (604): 1-33.
- Gujarati, D. (1995). Basic Econometrics. 3<sup>rd</sup> ed. Translated from English by H. Abrishami. Tehran: University of Tehran.
- Haque, N. (1992). Fiscal Policy and Private Sector Saving Behaviour in Developing Countries. IMF staff papers, 92/97.
- Hoppner, F. & K. Wesche. (2000). Non-linear Effects of Fiscal Policy in Germany: A Markov-Switching Approach. Discussion Paper 9/2000, Bonn Graduate School of Economics. 1-21.
- Jude, E. (2010). Financial Development and Growth: A Panel Smooth Regression Approach. Journal of Economic Development, (35): 53- 74.
- Juhl, T. & W. Sosa-Escudero. (2014). Testing for Heteroskedasticity in Fixed Effects Models. Journal of Econometrics, (178): 484-494..
- Kadilli, A. & N. Markov. (2011). A Panel Smooth Transition Regression Model for the Determinants of Credibility in the ECB and the Recent Financial Crisis, working papers, University of Geneva, (11092): 1-40.
- Luukkonen, R. (1988). Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models. Biometrika, (75): 491-499.
- Pozzi, L., F. Heylen & M. Dossche. (2002). Government Debt and the Excess Sensitivity of Private Consumption to Current Income: An Empirical Analysis for OECD Countries. Working paper 155/2002, Universiteit Gent. 1-19.
- Terasvirta, T. (1998). Modeling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions. in A. Ullah & D.E. Giles (eds.), Handbook of Applied Economic Statistics, Dekker, New York, 55-507.

