

## بررسی توهم مالی پیچیدگی ساختار درآمد دولت در اقتصاد ایران

### فوزیه جیحون تبار<sup>۱</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۷/۲۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۲/۱۷

#### چکیده

بررسی علل و عوامل اثرگذار بر افزایش مخارج دولت یکی از موضوعات اساسی مالیه عمومی است. در این زمینه تئوری‌های بسیاری مطرح شده‌اند و به لحاظ تجربی در کشورهای مختلف مورد آزمون قرار گرفته‌اند. یکی از این تئوری‌ها، تئوری توهم مالی است که افزایش مخارج دولت را به عدم ادراک صحیح شهروندان نسبت به متغیرهای مالی ارتباط می‌دهد. منابع ایجاد توهم مالی معمولاً با پنج فرضیه اصلی توضیح داده می‌شود. یکی از این فرضیات، فرضیه پیچیدگی ساختار درآمد دولت است. بر اساس فرضیه پیچیدگی ساختار درآمد دولت، پیچیده شدن سیستم درآمدی باعث می‌شود که شهروندان نتوانند قیمت مالیاتی کالاها را به درستی تعیین کنند و این موضوع موجب کم برآورد کردن بار مالیاتی برنامه‌های عمومی شده و در نتیجه باعث افزایش مخارج بخش عمومی می‌شود. در این پژوهش فرضیه پیچیدگی ساختار درآمد دولت در اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۹۴ - ۱۳۶۰ مورد آزمون قرار گرفت. به این منظور یک مدل تجربی با توجه به شرایط اقتصاد ایران تصریح شد. مدل تصریح شده با استفاده از روش‌های خودتوضیح برداری باوقفه‌های توزیعی (ARDL) و مدل تصحیح خطا (ECM) برآورد شد. بر طبق یافته‌های پژوهش، در اقتصاد ایران مؤدیان مالیاتی دچار توهم مالی پیچیدگی ساختار مالیات نیستند و نیز توهم مالی ناشی از ناملموس بودن مالیات‌ها مورد تأیید تجربی قرار نمی‌گیرد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که افراد جامعه به علت وجود درآمد نفتی در اقتصاد ایران تقاضای بیشتری برای مخارج دولت دارند و پیچیدگی سیستم مالیات علت افزایش تقاضای مخارج عمومی در اقتصاد ایران نیست.

**واژگان کلیدی:** توهم مالی، پیچیدگی ساختار درآمد دولت، اقتصاد ایران، مخارج دولت.

**Keywords:** Fiscal Illusion, Complexity of the Revenue System, Iran's Economy, Government Expenditures.

**JEL Classification:** H11, H71, E62.

<sup>۱</sup>. مربی گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد بافت، دانشگاه شهید باهنر کرمان، ایران jeyhoontabar@uk.ac.ir

## ۱- مقدمه

یک ساختار متنوع درآمدی، شامل منابع متعددی از جریان‌های درآمدی است که توسط آن مخارج دولت تأمین مالی می‌شود. تنوع درآمدی با ایجاد ترکیبی از منابع درآمدی که از پایه‌های درآمدی مناسب حاصل می‌شود، ریسک وابستگی به یک یا چند منبع درآمدی محدود را کاهش می‌دهد (کارول (۲۰۰۵)، سیگلر (۱۹۹۶)، دنیس و استاتلر (۲۰۰۲)، واگنر، (۱۹۷۶)<sup>۱</sup>). طبق استدلال اقتصاددانان حوزه‌ی بخش عمومی، تنوع درآمدی باعث می‌شود تأمین مالی مخارج دولت که بار مالی آن بر شهروندان تحمیل می‌شود برای آن‌ها ملموس نباشد یا به عبارت دیگر آن‌ها را دچار توهم مالی می‌کند. در نتیجه‌ی این توهم مالی، فرصت‌هایی برای افزایش اندازه دولت ایجاد می‌شود که به پیامدهای ناکارا و بار مالیاتی بیشتر منجر می‌شود (بوکانان (۱۹۶۷)، واگنر (۱۹۷۶))<sup>۲</sup>. توهم مالی<sup>۳</sup> به عدم ادراک سیستماتیک شهروندان از قیمت کالاهای عمومی گفته می‌شود که موجب خواهد شد آن‌ها خواهان دولت بزرگتر باشند در حالی که در شرایط وجود اطلاعات کامل، مؤدیان مالیاتی خواهان دولت بزرگ نخواهند بود (اوتس، (۱۹۸۸)<sup>۴</sup>. هرچه خطای عدم ادراک بزرگتر باشد، بخش عمومی بزرگتر و ناکاراتر خواهد شد. در استدلال این موضوع باید گفت که هرچه سیستم مالیاتی پیچیده‌تر باشد، احتمال کم برآورد کردن قیمت مالیاتی کالاهای ارائه شده‌ی بخش عمومی افزایش می‌یابد (باکر (۱۹۸۳)، بریدن و هانتز (۱۹۸۵)، کلات فلتر (۱۹۷۶)، پومرنه و اشنايدر (۱۹۸۷)، واگنر (۱۹۷۶))<sup>۵</sup>. بر طبق تئوری، ساختار درآمدی می‌تواند بر مخارج دولت اثرگذار باشد. در پژوهش حاضر اثر توهم مالی پیچیدگی ساختار درآمد دولت بر مخارج دولت در اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۶۰ و با روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش دوم مروری بر مبانی نظری و مطالعات پیشین صورت می‌گیرد. در بخش سوم یک مدل تجربی بر اساس مطالعات پیشین تصریح می‌گردد و متغیرهای مدل معرفی می‌شوند. در ادامه در بخش چهارم روش‌شناسی تحقیق بیان شده است. در بخش پنجم یافته‌های تحقیق، و جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پژوهش در بخش ششم ارائه شده است.

<sup>۱</sup>. Carroll (2005), Cigler (1996), Dennis & Statler (2002), Wagner (1976)

<sup>۲</sup>. Buchanan (1967), Wagner (1976)

<sup>۳</sup>. Fiscal Illusion

<sup>۴</sup>. Oates (1988)

<sup>۵</sup>. Baker (1983), Breeden & Hunter (1985), Clotfelter (1976), Pommerehne & Schneider (1978), Wagner (1976)

## ۲- مبانی نظری و مروری بر مطالعات پیشین

### ۲-۱- مبانی نظری

دهه‌ی ۱۹۹۰ را می‌توان به‌عنوان دهه‌ی پاسخ‌گویی بیشتر دولت قلمداد کرد. در برخی از کشورها دولت‌مردان در تمامی سطوح موظف هستند که در تدوین و اجرای سیاست‌های خود شفافیت کامل داشته باشند که این امر شامل افشای کامل و صریح معاملات مالی نیز می‌شود. شفافیت سیاست‌ها به این معناست که دولت برای امور مربوط به افزایش درآمد و تصمیمات مربوط به مخارج باید یک حساب دقیق و قابل دسترس داشته باشد. این موضوع در بسیاری از کشورها مخصوصاً کشورهایی که سیستم دولتی فدرال دارند، سبب بازنگری روابط مالی بین دولت‌های فدرال، ایالتی و محلی شده است. توانایی دولت در پنهان کردن هزینه‌های واقعی بخش عمومی با ایجاد توهم مالی یک مسئله‌ی کلیدی در بررسی مخارج و مالیات‌ستانی دولت پدید آورده است. توهم مالی وضعیتی است که در آن شهروندان از هزینه‌ها و منافع خدمات عمومی برداشت درستی ندارند. ریشه‌ی این استدلال‌ها به مطالعات جی.آر. مک‌کلاک (۱۹۷۵)<sup>۱</sup> و اندیشمند معروف جان استوارت میل (۱۹۷۳)<sup>۲</sup> باز می‌گردد. مک‌کلاک در مطالعات خود در مورد تأثیر عملی مالیات و سیستم تأمین مالی مخارج عمومی<sup>۳</sup>، به بررسی مسائل اصلی ایجاد توهم مالی پرداخت. از این رو وی ادعا کرد که چون مالیات مستقیم بار مالی واضحی را بر مؤدی مالیاتی وضع می‌کند، توهم مالی کمتری نسبت به مالیات غیر مستقیم دارد. مالیات غیر مستقیم بر خلاف مالیات مستقیم که از درآمد مؤدی مالیاتی به طور مستقیم اخذ می‌گردد، روی قیمت کالاها کشیده می‌شود. بنابراین مالیات غیر مستقیم جزئی از قیمت کالا را تشکیل می‌دهد به نحوی که مؤدی مالیاتی معمولاً بار مالی آن را کمتر تشخیص می‌دهد (شمس‌الدینی و شهرکی، ۱۳۹۵: ۹۱). طبق استدلال مک‌کلاک، مؤدیان مالیاتی نه تنها برداشت درستی از مخارج عمومی ندارند بلکه منافع حاصل از چنین مخارجی را نیز بدرستی متوجه نمی‌شوند. جان استوارت میل (۱۹۷۳: ۲۳۶-۲۳۵) خط‌مشی مشابهی را در کتاب اصول اقتصاد سیاسی<sup>۴</sup> خود دنبال کرد و تأکید بیشتری بر تورش حاصل شده در مخارج دولت داشت. بر اساس مطالعه میل، توهم مالی عمدتاً به علت غیر قابل رؤیت بودن

<sup>۱</sup> J. R. McCulloch (1975)

<sup>۲</sup> J. S. Mill (1973)

<sup>۳</sup> Practical Influence of Taxation and the Funding System

<sup>۴</sup> Principles of Political Economy

مالیات‌های غیر مستقیم است تا مالیات‌های قابل رؤیت (مستقیم). طبق فرضیه‌ی میل، افزایش در مخارج عمومی در نتیجه‌ی کمتر از حد برآورد کردن بار واقعی مالیات است. این موضوع نشان می‌دهد که چگونه می‌توان افزایش بی‌رویه‌ی مخارج عمومی در کشورهای مختلف را کاهش داد. چتی و همکاران (۲۰۰۹)<sup>۱</sup>، فرضیه‌ی میل را از طریق یک مطالعه‌ی تجربی مورد آزمون قرار دادند. آن‌ها نشان دادند که جمع‌آوری مالیات غیر مستقیم توهم مالی را افزایش می‌دهد در حالی که در یک نظام مالیاتی ساده، مؤدی مالیاتی برداشت دقیق‌تری از بار مالیاتی دارد. زمان و ابزارهای جمع‌آوری مالیات و امکان توزیع بار مالیات در طول زمان نیز توهم مالی را افزایش می‌دهد. در واقع شرایط و زمان اخذ مالیات باعث کاهش ادراک بار واقعی مالیات می‌شود. اگر کل مالیات سالانه در یک زمان پرداخت شود ادراک مقدار بار واقعی مالیات برای مؤدیان مالیاتی آسان‌تر است. در مجموع بر طبق آنچه که قبلاً ذکر شد، توهم مالی را می‌توان به صورت عدم ادراک سیستماتیک بار مالیاتی تعریف کرد.

از بین مطالعات مربوط به موضوع توهم مالی، احتمالاً تأثیرگذارترین مطالعه، تئوری توهم مالی اقتصاددان ایتالیایی پوویانی<sup>۲</sup> (۱۹۷۰) است. اگر چه رویکرد مطالعه‌ی وی بدلیل کلی مطرح کردن آن، مورد انتقاد قرار گرفته اما مطمئناً به عنوان پایه‌ی مطالعات بوکانان<sup>۳</sup> (۱۹۶۷) و واگنر<sup>۴</sup> (۱۹۷۶) قلمداد می‌شود. البته شکل کنونی تئوری توهم مالی بیشتر مرهون مطالعات داوونز<sup>۵</sup> (۱۹۷۶) در حوزه‌ی اقتصاد سیاسی است. تحلیل‌های تجربی توهم مالی به دو دسته‌ی کلی قابل تقسیم‌بندی است. دسته اول شامل مطالعات تجربی (موردی)<sup>۶</sup> مخارج عمومی (مانند مطالعات واگنر (۱۹۷۶)، بریدن و هانتز (۱۹۸۵)، فینبرگ و روزن (۱۹۸۷)، میسولک و الدر (۱۹۸۸)<sup>۷</sup> و دسته‌ی دوم شامل استخراج تابع تقاضای کالای عمومی است (مانند مطالعات برگستروم و گودمن (۱۹۷۳)، ویلداسین و هیس (۱۹۸۹) و کرین (۱۹۹۰)<sup>۸</sup> (اوتس<sup>۹</sup>، ۱۹۸۸). در هر دو رویکرد، مخارج عمومی بر متغیرهای اجتماعی-اقتصادی رگرس می‌شود تا عوامل مؤثر بر میزان بودجه با وجود توهم مالی تعیین شود.

<sup>۱</sup>. Chetty et al (2009)

<sup>۲</sup>. Puviani (1967)

<sup>۳</sup>. Buchanan (1967)

<sup>۴</sup>. Wagner (1976)

<sup>۵</sup>. Downs (1957)

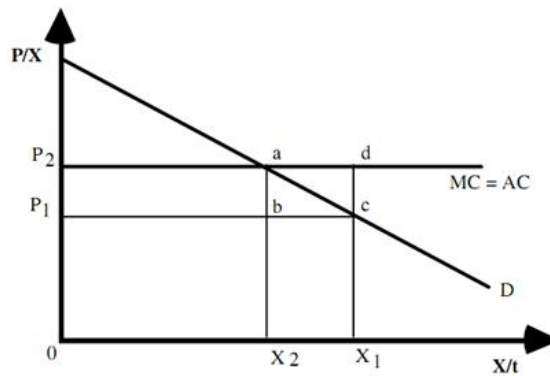
<sup>۶</sup>. ad hoc

<sup>۷</sup>. Wagner (1976), Breeden and Hunter (1985), Feenburg and Rosen (1987), Misiolek and Elder (1988)

<sup>۸</sup>. Bergstrom and Goodman (1973), Wildasin (1989), Hayes (1989) and Crane (1990)

<sup>۹</sup>. Oates (1988)

توهم مالی در قالب پنج فرضیه‌ی اصلی قابل طرح است. فرضیه اول توهم مالی، به فرضیه‌ی پیچیدگی سیستم درآمدی<sup>۱</sup> معروف است که بر اساس آن جزء جزء بودن<sup>۲</sup> سیستم درآمدی دولت دولت باعث ادراک نادرست شهروندان از قیمت مالیاتی می‌شود. واگنر (۱۹۷۶)، پامرن و اشنایدر (۱۹۷۸)، بیکر (۱۹۸۳) و بریدن و هانتز (۱۹۸۵)<sup>۳</sup> در مطالعات خود به بررسی این فرضیه پرداختند. با توجه به نمودار ۱ افزایش پیچیدگی سیستم درآمدی موجب کاهش قیمت مشاهده شده (ادراک شده) کالای عمومی به  $P_1$  می‌شود. از طرف دیگر ساختار ساده سیستم درآمدی، قیمت واقعی  $P_2$  را نشان می‌دهد. حرکت به سمت پایین محور عمودی به دلیل سطوح بالای توهم مالی است که در نتیجه آن تقاضا برای کالای عمومی افزایش می‌یابد.



مأخذ: Wagner (1976)

نمودار ۱: مدل‌سازی توهم مالی

فرضیه‌ی دوم، فرضیه کشش سیستم درآمدی دولت<sup>۴</sup> است که بر اساس آن رشد سطح فعالیت‌های عمومی با کشش درآمدهای مالیات در ارتباط است. اوتس (۱۹۷۵)، کرگ و هنس (۱۹۸۰)، هانتز و اسکات (۱۹۸۷) و میسولک و الدر (۱۹۸۸)<sup>۵</sup> کشش درآمدی را به طور تجربی مورد بررسی قرار

<sup>۱</sup>. Revenue-Complexity

<sup>۲</sup>. Fragmentation

<sup>۳</sup>. Wagner (1976), Pommerehne and Schneider (1978), Baker (1983) and Breeden and Hunter (1985)

<sup>۴</sup>. Revenue-Elasticity

<sup>۵</sup>. Oates (1975), Craig and Heins (1980), Hunter and Scott (1987) and Misiolek and Elder (1988)

دادند. در نمودار ۱ می‌توان کشش درآمدی ساختار درآمد<sup>۱</sup> را روی محور عمودی نشان داد در حالی که محور افقی همچنان تقاضا برای مخارج دولت را نشان دهد و تحلیلی مشابه داشت. زیرا در همه‌ی فرضیه‌های توهم مالی، موضوع کمتر از حد برآورد کردن قیمت مالیاتی کالاها و خدمات عمومی مطرح است. هرچه ابزارهای درآمدی دولت نسبت به درآمد ملی کشش‌پذیر باشد یا سهم درآمد دولت از منابع بی‌کشش کمتر باشد یا در واقع هرچه توهم مالی افزایش یابد، مخارج عمومی نیز افزایش می‌یابد. نوع سوم توهم مالی، اثر فلای پیپر<sup>۲</sup> است که در آن کمک‌های مالی یکجای دولت مرکزی به دولت‌های محلی موجب افزایش مخارج عمومی می‌شود. مطالعات دیلورنزو (۱۹۸۲)، وینر (۱۹۸۳)، لوگان (۱۹۸۶) و گراسمن (۱۹۹۰)<sup>۳</sup> در این طبقه قرار می‌گیرند. در این حالت در نمودار ۱ محور عمودی، کمک‌های مالی و منافع خدمات عمومی را نشان می‌دهد. به شرط ثبات سایر شرایط؛ هرچه کمک‌های مالی از سمت دولت مرکزی به دولت محلی افزایش یابد و یا هر چقدر که سهم درآمد دولت محلی از سایر منابع درآمدی کاهش یابد، توهم مالی و در نتیجه مخارج عمومی افزایش می‌یابد. فرضیه‌ی چهارم به توهم اجاره معروف است که بر اساس آن توهم مالی به نسبت موجر به مستأجر و مالیات بر دارایی در یک حوزه انتخابی بستگی دارد. مطالعات برگستروم و گودمن (۱۹۷۳) و مارتینز-وازیوز<sup>۴</sup> (۱۹۸۳) به بررسی علل ایجاد این نوع توهم مالی پرداخته است. در این حالت محور عمودی در نمودار ۱، سهم مالک به مستأجر در یک حوزه انتخابی را نشان می‌دهد. هرچه سهم مالکان کمتر یا هرچه تعداد مستأجران بیشتر باشد به همان میزان درجه توهم مالی و تقاضای کالای عمومی بیشتر می‌شود. در فرضیه‌ی آخر وضعیتی بررسی می‌شود که در آن بدهی دولت ایجاد توهم مالی می‌کند. مطالعات تجربی اوتس (۱۹۷۲)، اپل و شیپر (۱۹۸۱) و دالاماگاس (۱۹۹۳)<sup>۵</sup> در این زمینه است. در نمودار ۱ می‌توان وضعیتی را نشان داد که محور عمودی بدهی دولت و محور افقی همچنان میزان تقاضا برای مخارج دولت را نشان می‌دهد و دولت به شدت به بدهی اتکا دارد و یا اینکه سهم درآمد از مالیات‌ها کم باشد به این صورت سطح توهم مالی افزایش می‌یابد و در نتیجه سطح مخارج کالای عمومی نیز افزایش می‌یابد. در ادامه فرضیه‌ی پیچیدگی ساختار درآمد به عنوان یکی از اشکال توهم مالی بیشتر توضیح داده می‌شود.

<sup>۱</sup> Income Elasticity of the Revenue Structure

<sup>۲</sup> Flypaper Effect

<sup>۳</sup> DiLorenzo (1982), Winer (1983), Logan (1986) and Grossman (1990)

<sup>۴</sup> Martinez-Vazquez

<sup>۵</sup> Oates (1972), Epple and Schipper (1981) and Dalamagas (1993)

اولین منبع توهم مالی با عنوان پیچیدگی سیستم درآمدی دولت مطرح است که بوکانان<sup>۱</sup> در سال ۱۹۶۷ به بررسی تفصیلی آن پرداخت. ریشه بررسی فرضیه پیچیدگی درآمد به مطالعات پویانی در سال ۱۹۰۳ باز می‌گردد. طبق استدلال بوکانان (۱۹۶۷) بار کل مالیات تحمیل شده به فرد را می‌توان جزء جزء کرد به صورتی که فرد به جای پرداخت چند پایه مالیاتی محدود و با مقادیر بزرگ با انواع متعدد مالیات با مقادیر کوچک مواجه شود که این امر اثرات توهمی ایجاد خواهد کرد. از این رو تشخیص درست قیمت مالیاتی فعالیت‌های بخش عمومی برای مؤدیان مالیاتی بسیار سخت خواهد بود. بعلاوه حتی اگر مؤدی مالیاتی بتواند منابع مختلف مالیات را تشخیص دهد ولی هزینه نهایی کسب اطلاعات در مورد منافع نهایی کالاها و خدمات عمومی بالاست. در نتیجه طبق فرضیه پیچیدگی درآمد هر مقدار که سیستم درآمدی پیچیده‌تر باشد، به شرط ثبات سایر عوامل، سطح مخارج عمومی افزایش می‌یابد. واگنر اولین آزمون تجربی فرضیه پیچیدگی درآمد را در سال ۱۹۷۶ ارائه داد. طبق مطالعه واگنر یک سیستم مالی با ترکیب و رجحان ابزارهای اکتساب درآمد مشخص می‌شود. هرچه سیستم درآمدی دولت پیچیده‌تر شود، ابزارهای اکتساب مالی به لحاظ فضا و زمان متنوع‌تر می‌شود. منطق چنین رویکردی پوشش میزان درآمدی است که از طریق مؤدیان مالیاتی به خزانه‌داری منتقل می‌شود.

طبق فرضیه واگنر (۱۹۷۶) در نتیجه تنوع درآمدی، هزینه نهایی کسب اطلاعات در مورد پارامترهای مالی به طور معنی‌داری افزایش می‌یابد. به علاوه از آنجا که منفعت نهایی شکل‌گیری یک فرضیه دقیق در مورد یک متغیر مالی در انتخاب جمعی کمتر از انتخاب بازار است، به شرط ثبات سایر عوامل، افزایش پیچیدگی سیستم درآمدی باعث افزایش مخارج عمومی می‌شود. واگنر (۱۹۷۶) به منظور بررسی تجربی توهم مالی، مخارج جاری را بر متغیرهای اجتماعی-اقتصادی و شاخص تمرکز هرfindahl<sup>۲</sup> (معیار سادگی یا پیچیدگی سیستم درآمدی) رگرسیون کرد. شاخص تمرکز هرfindahl HER به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$HER = \sum_{i=1}^n (REV_i)^2$$

<sup>۱</sup>. Buchanan (1967)

<sup>۲</sup>. Herfindahl Index of Concentration

در معادله‌ی فوق  $REV_i$  نشان‌دهنده سهم آ‌امین پایه‌ی مالیاتی از مقدار مالیات کل است. به علاوه این شاخص مقداری بین صفر و یک به خود می‌گیرد یا به عبارت دیگر  $0 < HER < 1$  است. یک سیستم پیچیده در آمدی با مقدار HER نسبتاً پایین (نزدیک به صفر) در ارتباط است در حالی که در یک سیستم ساده در آمدی شاخص HER نزدیک به یک می‌باشد. به عنوان مثال در یک سیستم در آمدی با چهار پایه‌ی مالیاتی با مقادیر برابر، شاخص هرفیندال برابر با  $0/25$  خواهد بود، در حالی که با وجود یک پایه‌ی مالیاتی، شاخص مذکور برابر با واحد خواهد بود. انتخاب شاخص هرفیندال به عنوان معیار پیچیدگی سیستم درآمد مهم‌ترین نقش واگنر در زمینه توهم پیچیدگی درآمد است. از آن‌جا که تقریباً تمامی مطالعات بعدی موضوع پیچیدگی درآمد، از این شاخص به عنوان شاخص اندازه‌گیری متغیر توهم مالی استفاده کرده‌اند می‌توان گفت که انتخاب شاخص هرفیندال به عنوان معیار پیچیدگی درآمد به مهم‌ترین نقش واگنر در زمینه توهم پیچیدگی درآمد تبدیل شده است. شاخص مذکور در تحلیل واگنر، در مطالعات مربوط به مخارج دولت‌های محلی به طور گسترده‌ای مورد استفاده قرار گرفت. در تحلیل واگنر علامت مورد انتظار پیچیدگی درآمد منفی و معنی‌دار بود. در ادامه مروری بر مطالعات صورت گرفته خواهد شد.

## ۲-۲- مروری بر مطالعات پیشین

در مورد موضوع توهم پیچیدگی سیستم درآمدی تاکنون پژوهش داخلی صورت نگرفته است اما به طور کلی پژوهش‌هایی در مورد موضوع توهم مالی از سال ۱۳۹۳ انجام گرفته است که در ادامه به آن‌ها اشاره می‌شود.

پژوهش مداح و صادقی (۱۳۹۲) با بکارگیری رویکرد معادلات ساختاری در قالب مدل (MIMIC) تحلیلی تجربی از برآورد شاخص توهم مالی برای اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰ ارائه می‌دهد. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که اندازه بار مالیاتی مهم‌ترین علت توهم مالی در اقتصاد ایران است.

مداح و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی اثر توهم مالی بر تقاضای مخارج در اقتصاد ایران، طی سال‌های ۱۳۶۰-۱۳۹۰ پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که نوعی توهم مالی ناشی از نقش درآمد نفت در اقتصاد ایران وجود دارد.

مداح و همکاران (۱۳۹۵) با استفاده از داده‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۷ اقتصاد ایران به بررسی ارتباط بین توهم مالی و اقتصاد سایه در چارچوب الگوی ارتباطات خطی ساختاری (لیزرل) پرداختند. نتایج



حاصل از برآورد مدل لیزرل نشان می‌دهد که اقتصاد سایه دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر توهم مالی در اقتصاد ایران است و وجود یک اقتصاد سایه بزرگ، رشد مثبتی در توهم مالی به وجود آورده است که یکی از پیامدهای آن رشد بدهی‌های دولت می‌باشد. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد که مهم‌ترین متغیر توضیح‌دهنده‌ی اندازه توهم مالی در ایران بار مالیاتی است که دولت از آن در جهت انحراف ادراک مؤدیان مالیاتی استفاده می‌کند.

مداح و فراهتی (۱۳۹۵) با استفاده از مدل‌های خودتوضیح آستانه‌ای (TAR) و خودتوضیح گشتاور (MTAR) نحوه‌ی واکنش مخارج دولت نسبت به وضعیت بودجه را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با استفاده از آمار مخارج و مالیات‌ها و با تفکیک مالیات‌های مستقیم و غیر مستقیم فرضیه وجود توهم مالی را در اقتصاد ایران مورد آزمون قرار دادند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که توهم مالی فقط در مورد مالیات‌های غیر مستقیم در ایران برقرار است.

موضوع توهم مالی در مطالعات خارجی موضوع جدیدی نیست و هر یک از پنج فرضیه مذکور توهم مالی که در بخش مبانی نظری مورد بحث قرار گرفتند در مطالعات خارجی مورد آزمون تجربی قرار گرفته‌اند. بعضی از این مطالعات در ادامه می‌آیند. از آن‌جا که پژوهش حاضر به بررسی فرضیه‌ی توهم مالی پیچیدگی سیستم درآمدی دولت می‌پردازد، بیشتر به مرور مطالعات در مورد فرضیه مذکور پرداخته می‌شود.

ریچارد واگنر<sup>۱</sup> (۱۹۷۶) هر دو موضوع نظری و تجربی توهم مالی را در پژوهش خود مورد بررسی قرار داد. واگنر در بخش اول مطالعه‌ی خود بررسی کرد که چگونه ممکن است با توجه به روش تأمین مالی مخارج عمومی، ادراک مؤدیان مالیاتی بر هزینه‌های عمومی تأثیر بگذارد. در بخش دوم اثر پیچیدگی سیستم درآمدی بر ادراک مؤدیان مالیاتی و مخارج عمومی به صورت تجربی مورد آزمون قرار گرفت. در بخش سوم اثر بودجه‌ایی درجه‌های آلترناتیو پیچیدگی درآمد به طور تجربی آزمون شد. واگنر با استفاده از داده‌های ۵۰ شهر ایالات متحده (مقطعی ۱۹۷۰) و با روش حداقل مربعات معمولی به این نتیجه رسید که پیچیدگی ساختار درآمدی اثر منفی و معنی‌داری بر مخارج دولت دارد.

<sup>۱</sup> Richard E. Wagner

مانلی و گرین (۱۹۷۸)<sup>۱</sup> با استفاده از داده‌های ۵۰ شهر ایالات متحده (مقطعی ۱۹۷۰) و با دروس حداقل مربعات معمولی (OLS) و حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) به آزمون مجدد فرضیه‌ی واگنر (۱۹۷۶) پرداختند. طبق نتیجه‌ی اصلی پژوهش، مدل واگنر بر اساس تصریح مدل ارباب است. معنی‌داری ساختار مالی در معادلات برآوردی به تصریح معادلات حساس است. زمانی که مقادیر به صورت سرانه بیان می‌شوند، معنی‌داری ساختار مالی متفاوت از صفر نیست. همچنین زمانی که متغیرها به صورت ناخالص بیان می‌شوند، نتایج مبهم است.

پومرنه و اشنایدر (۱۹۷۸)<sup>۲</sup> با برآورد یک معادله‌ی پایه‌ای بر اساس مدل رأی‌دهنده‌ی میانه که مدل ساده‌ای از انتخاب جمعی است، به آزمون تجربی توهم بدهی پرداختند و از طرف دیگر ماهیت و قدرت اثرگذاری این نوع توهم مالی را بر مخارج عمومی مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها در بررسی مذکور از داده‌های ۱۱۰ شهر بزرگ سوئیس در سال ۱۹۷۰ استفاده کردند. پومرنه و اشنایدر به جای قیمت مالیاتی واقعی از یک شاخص قیمت مالیاتی مشاهده شده (ادراک شده) به صورت وزنی و یک شاخص برای پیچیدگی سیستم درآمدی استفاده کردند. در این پژوهش در راستای مطالعات واگنر (۱۹۷۶) و کلات‌فلتر (۱۹۷۶) از معیار تمرکز هیرشمن-هرفیندال استفاده شد. بر طبق نتایج پژوهش، توهم بدهی مورد تأیید تجربی قرار گرفت و پیچیدگی سیستم درآمدی به طور آماری اثر منفی و معنی‌داری بر مخارج عمومی دارد.

بیکر (۱۹۸۳)<sup>۳</sup> بر اساس یک مدل رأی‌دهنده میانه و بر اساس داده‌های ۵۰ ایالت آمریکا (مقطعی ۱۹۷۵) و با روش حداقل مربعات معمولی به بررسی عوامل تعیین‌کننده‌ی تعهدات مالیاتی ایالتی و محلی پرداخت. بر طبق نتایج پژوهش با فرض ثبات سایر عوامل، یک افزایش یک درصدی در درآمد رأی‌دهنده‌ی میانه تعهدات مالیاتی رأی‌دهنده‌ی میانه را ۱/۴ درصد افزایش می‌دهد. همچنین فرضیه‌ی توهم مالی مورد تأیید تجربی قرار می‌گیرد. سطح مالیات با پیچیدگی ساختار مالیات افزایش می‌یابد به عبارت دیگر هرچه دولت تعداد بیشتری منبع درآمدی داشته باشد ساختار درآمد پیچیده‌تر است و پیچیدگی ساختار درآمد اثر منفی و معنی‌داری بر مخارج دولت دارد.

بریدن و هانتز (۱۹۸۵)<sup>۴</sup> در پژوهش خود رابطه‌ی بین انتخاب ابزارهای مالیاتی و اندازه‌ی بودجه عمومی را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با استفاده از داده‌های ۳۷ شهر بزرگ آمریکا مدلی را توسعه دادند و آزمون کردند که آلترناتیوی برای مدل توهم مالی معمول است. در مدل مذکور

<sup>۱</sup>. Munley and Greene (1978)

<sup>۲</sup>. Pommerehne and Schneider (1978)

<sup>۳</sup>. Baker (1983)

<sup>۴</sup>. Breeden and Hunter (1985)

این فرضیه مورد آزمون قرار گرفت که دولت حداکثرکننده بودجه، سیستم‌های مالیاتی با پایه‌های بیشتر و کسش‌ناپذیر را ترجیح می‌دهد. آن‌ها از داده‌های مقطعی ۳۷ شهر آمریکا در سال ۱۹۷۵ با جمعیت بالای ۲۰۰ هزار نفر استفاده کردند. طبق نتایج، پیچیدگی ساختار درآمد اثر منفی و معنی‌دار و تعمیق سیستم درآمدی اثر مثبت و معنی‌داری بر مخارج عمومی دارد. نتایج نشان می‌دهد که شهرهایی که بر مالیات‌های با پایه‌های کسش‌ناپذیر اتکا دارند درآمدهای مالیاتی سرانه کمتر و شهرهایی که به مالیات‌های با پایه‌های کسش‌ناپذیر اتکا دارند درآمدهای مالیاتی سرانه بیشتری دارند که در نتیجه منجر به افزایش مخارج عمومی می‌شود.

کیولیس و جونز (۱۹۸۷)<sup>۱</sup> نشان دادند که هرچه سیستم مالیات پیچیده‌تر باشد، زمینه‌ی افزایش در مخارج دولت فراهم می‌شود بدون آنکه مؤدیان مالیاتی از میزان واقعی مالیاتی که پرداخت می‌کنند، آگاه باشند. آن‌ها از داده‌های پیمایشی انگلستان (۱۹۸۱) و با استفاده از آمار توصیفی دریافتند که توهم مالی بر حسب شناسایی منابع درآمدی معنی‌دار است.

میسولک و الدر (۱۹۸۸)<sup>۲</sup> در مطالعه خود تلاش کردند تا اثر توهم مالی و استرس مالی را از طریق تصریح یک مدل تجربی بر اندازه دولت مورد بررسی قرار دهند. مدل مذکور همچنین دربرگیرنده‌ی بررسی اثرات اکسپورتیشن مالیاتی<sup>۳</sup> و محدودیت‌های مخارج بر اندازه‌ی دولت است. آن‌ها معیارهای پیچیدگی ساختار درآمد و قابل رؤیت بودن مالیات را به عنوان شاخص‌های توهم مالی وارد مدل خود کردند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بحث استرس مالی مورد تأیید است اما توهم مالی مورد تأیید تجربی قرار نمی‌گیرد و در واقع شاخص‌های معرفی شده‌ی توهم مالی معنی‌دار نیستند.

ورتینگتون (۱۹۹۴)<sup>۴</sup> با استفاده از داده‌های ۴۶ شهر استرالیا (مقطعی ۱۹۹۱) و با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و حداقل مربعات معمولی دو مرحله‌ای (TSLS) دریافت که پیچیدگی سیستم درآمدی اثر مثبت و معنی‌داری بر مخارج دولت‌های محلی دارد.

هیندلز و اسمولدرز (۱۹۹۵)<sup>۵</sup> با استفاده از رویکرد متداول شاخص هیرشمن - هرفیندال برای آزمون فرضیه پیچیدگی مالیات، قیدی را در مدل توهم مالی وارد کردند که البته مبنای تئوریک ندارد.

<sup>۱</sup>. Cullis and Jones (1987)

<sup>۲</sup>. Misiolok and Elder (1988)

<sup>۳</sup>. Tax Exportation

<sup>۴</sup>. Worthington (1994)

<sup>۵</sup>. Heyndels and Smolders (1994)

آن‌ها چارچوب موجود فرضیه‌ی پیچیدگی مالیات را به طور جزئی و با هدف اخذ پیچیدگی مذکور از طریق شاخص هانا و کی<sup>۱</sup> بررسی کردند. هیندلز و اسمولدرز این چارچوب نظری را با در نظر گرفتن بازدهی مورد انتظار سرمایه‌گذاری در اطلاعات بسط دادند. آن‌ها با استفاده از داده‌های ۳۰۲ شهرداری فلاندرز در سال ۱۹۹۰ در چارچوب مدل رأی‌دهنده میانه<sup>۲</sup> و با روش حداقل مربعات معمولی آزمون‌های لازم را انجام دادند. یافته‌ها نشان می‌دهد که شاخص هیرشمن-هرفیندال مقدار نابرابری‌های بین مالیات‌های مختلف را بیش از حد برآورد می‌کند، در حالی که اثر تعدادی از مالیات‌ها به عنوان یک منبع هزینه اطلاعات را کمتر از حد برآورد می‌کند. همچنین پیچیدگی سیستم درآمدی اثر مثبت و معنی‌داری بر مخارج دارد.

در یک مطالعه‌ی پیشگامانه درباره‌ی فرضیه‌ی پیچیدگی درآمد، هیندلز و اسمولدرز (۱۹۹۵) توضیح می‌دهند که بکارگیری شاخص متداول هیرشمن-هرفیندال<sup>۳</sup> در بررسی تجربی توهم مالی یک قید اختیاری را بدون پایه‌ی نظری وارد می‌کند. آن‌ها در عوض شاخص هانا و کی را پیشنهاد می‌کنند. دلری و ورتینگتون (۱۹۹۵)<sup>۴</sup> رویکرد پیشنهادی هیندلز و اسمولدرز (۱۹۹۵) را با داده‌های چهل و شش دولت محلی در تاسمانی<sup>۵</sup> در استرالیا برای سال ۱۹۹۱ مورد آزمون قرار دادند. نتایج پژوهش آن‌ها به طور کلی موافق با نتایج پژوهش هیندلز و اسمولدرز است که با استفاده از داده‌های فلاندرز بلژیک حاصل شدند. بر طبق یافته‌های پژوهش شاخص هیرشمن-هرفیندال ممکن است شامل اریب تصریح نادرست اندازه‌گیری باشد و نتایج پژوهش دلری و ورتینگتون تأیید بهتری برای استفاده از شاخص هانا و کی به جای شاخص هیرشمن-هرفیندال فراهم می‌آورد.

گمل و همکاران<sup>۶</sup> (۱۹۹۹) با استفاده از مدل رأی‌دهنده‌ی میانه با وارد کردن توهم مالی از طریق مالیات‌های کم‌تر قابل رؤیت (غیر مستقیم) و تأمین مالی کسری بودجه به توضیح رفتار سری زمانی مخارج دولت در اقتصاد انگلستان پرداختند. بر طبق نتایج پژوهش هر دو مورد مذکور اثر مثبت و معنی‌داری بر مخارج دولت دارند و نشان‌دهنده‌ی وجود توهم مالی در اقتصاد انگلستان است.

<sup>۱</sup>. Hannah and Kay Index

<sup>۲</sup>. Median Voter Model

<sup>۳</sup>. Hirschman-Herfindal Index

<sup>۴</sup>. Dollery and Worthington (1995a)

<sup>۵</sup>. Tasmania

<sup>۶</sup>. Gemmell (1999)

موراو<sup>۱</sup> (۲۰۰۸) به بررسی نظری اثر توهم مالی بر رشد اقتصادی پرداخت. بر طبق نتایج پژوهش او، وجود توهم مالی موجب کاهش بازدهی انتظاری و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی می‌شود. طبق یافته‌های پژوهش دالری و ورتینگتون (۱۹۹۹) کشش بالای سیستم مالیات نسبت به درآمد ملی به طور خودکار به جمع‌آوری درآمدهای مالیاتی بالاتر منجر می‌شود و مخارج عمومی را افزایش می‌دهد.

هاگک<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) وجود توهم مالی در شهرداری‌های آلمان را بر اساس درآمد شرکت‌های عمومی محلی مورد بررسی قرار داد. طبق یافته‌های پژوهش، افزایش سهم نسبی درآمد شرکت‌های عمومی محلی، مخارج سرانه شهرداری‌ها را افزایش می‌دهد.

در یک تحلیل تجربی بوئن و همکاران (۲۰۱۲)<sup>۳</sup> به بررسی ارتباط بین توهم مالی و اقتصاد سایه برای ۱۰۴ کشور و با استفاده از مدل MIMIC پرداختند. طبق یافته‌های پژوهش دو پدیده‌ی پنهان مذکور با هم در ارتباط هستند و ایجاد توهم مالی توسط دولت می‌تواند فعالیت‌های اقتصاد زیرزمینی را کنترل کند.

دل‌آنو و دالری (۲۰۱۲)<sup>۴</sup> برای تحلیل تجربی توهم مالی، داده‌های ۲۸ کشور اروپایی را طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۸ و با استفاده از رویکرد معادلات ساختاری و مدل MIMIC بکار بردند. آن‌ها سهم خویش‌فرمایی به کل اشتغال، سطح تحصیلات شهروندان، و میزان بار مالیاتی را به عنوان عوامل تعیین‌کننده‌ی توهم مالی معرفی کردند. در پژوهش آن‌ها شاخص‌های معرفی شده‌ی توهم مالی شامل نرخ تورم، بدهی عمومی (به صورت درصدی از GDP)، شاخص هرفیندال، نسبت مالیات غیر مستقیم به مالیات مستقیم و مالیات بر درآمد نیروی کار است. بجز شاخص هرفیندال و نسبت مالیات‌های غیر ملموس به مالیات‌های ملموس، همه ضرائب مدل علامت مورد انتظار را دارند.

داس و عمر (۲۰۱۴)<sup>۵</sup> با استفاده از داده‌های هند در سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۸۵ و بر اساس مدل تصحیح تصحیح خطا (ECM) نشان دادند که امکان افزایش و کاهش درآمد برای اثرگذاری بر مخارج دولت، به توهم مالی منجر می‌شود. طبق نتایج این پژوهش افزایش درآمد، علت گرنجری کاهش در مخارج دولت است و عدم وجود رابطه علی مثبت از مخارج به درآمد به دلیل وجود توهم مالی

<sup>۱</sup>. Mourao (2008)

<sup>۲</sup>. Haug (2009)

<sup>۳</sup>. Buehn (2012)

<sup>۴</sup>. Dell'Anno and Dollery (2012)

<sup>۵</sup>. Das and Omar (2014)

می‌باشد. توهم مالی به دلیل عدم توجه مصرف‌کننده به سیستم مالیاتی است و به این صورت درآمد دولت افزایش می‌یابد و از آنجا که مخارج دولت کمتر از مقدار واقعی مشاهده می‌شود تقاضا برای مخارج دولت افزایش می‌یابد.

آبوت و جونز (۲۰۱۵)<sup>۱</sup> در پژوهش خود با توجه به مخارج ۳۶ ایالت آمریکا از ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۰ به بررسی رابطه بین توهم مالی و چرخه‌ای بودن مخارج دولت پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که مخارج در اثر توهم مالی به صورت موافق چرخه‌ای است. در ادامه به تصریح و معرفی متغیرهای مدل پرداخته می‌شود.

### ۳- تصریح مدل و متغیرهای مدل

در این قسمت به منظور بررسی توهم مالی پیچیدگی ساختار مالیات در اقتصاد ایران و بر اساس مطالعه ریچارد واگنر<sup>۲</sup> (۱۹۷۶)، مدل زیر تصریح می‌شود:

$$LNG_t = \alpha + \beta LNGDP_t + \gamma LNHER_t + \delta LNRDTIT_t + \theta LNOIL_t + \lambda LNURBAN_t + \delta BDGDP_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

متغیرها به ترتیب متغیر وابسته LNG: لگاریتم مخارج واقعی دولت، و متغیرهای مستقل LNGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی غیر نفتی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳، LNHER: شاخص هرفیندال (همان‌طور که پیش‌تر گفته شد از مجموع مربعات سهم هر پایه‌ی مالیاتی در مالیات کل حاصل می‌شود و در این مطالعه بر اساس پایه‌های مالیاتی در اقتصاد ایران شامل: مالیات اشخاص حقوقی، مالیات بر درآمد، مالیات بر ثروت، مالیات بر واردات، مالیات بر مصرف و فروش و سایر درآمدها است)، LNRITDT: لگاریتم نسبت مالیات غیر مستقیم به مالیات مستقیم، LNOIL: لگاریتم درآمد نفت، LNURBAN: نرخ شهرنشینی، BDGDP: نسبت کسری (مازاد) بودجه به تولید ناخالص داخلی و  $\varepsilon$  جزء اخلاص مدل می‌باشند. دو متغیر LNHER و LNRITDT دو معیار (شاخص) توهم مالی در این پژوهش هستند. شاخص (معیار) اول، شاخص هرفیندال (شاخص پیچیدگی ساختار مالیات) هر چه عدد بزرگتری باشد ساختار مالیات پیچیدگی کمتری دارد و توهم مالی کاهش می‌یابد. شاخص (معیار) دوم، نسبت تمرکز مالیات غیر ملموس است که با سهم درآمدهای دولت از مالیات‌های غیر ملموس اندازه‌گیری می‌شود. هرچه مالیات‌ها از نوع

<sup>۱</sup>. Abbott and Jones (2015)

<sup>۲</sup>. Richard E. Wagner

مالیات‌های غیر مستقیم باشند، مؤدیان مالیاتی رأی‌دهنده بار مالیات را به سختی ادراک می‌کنند و احتمال اینکه دچار توهم مالی شوند، افزایش می‌یابد.

#### ۴- روش‌شناسی تحقیق

استفاده از روش‌های سنتی اقتصادسنجی در مطالعات تجربی، مبتنی بر فرض مانایی متغیرها است. بررسی‌های انجام شده در این زمینه نشان‌دهنده این است که در مورد بسیاری از سری‌های زمانی کلان اقتصادی این فرض برقرار نیست و اغلب این متغیرها نامانا هستند. بنابراین، طبق نظریه هم‌انباشتگی در اقتصادسنجی، ضرورت دارد تا از مانایی و نامانایی متغیرها اطمینان حاصل شود. در این مطالعه از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)<sup>۱</sup> و روش کویت کووسکی- فیلیپس- اشمیت - شین (KPSS)<sup>۲</sup> جهت بررسی مانایی و نامانایی متغیرها استفاده شده است. سپس با استفاده از فرآیند خودتوضیح برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL)<sup>۳</sup> و مدل تصحیح خطا، رابطه بلندمدت و پویایی کوتاه‌مدت مورد مطالعه قرار می‌گیرد. روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های توزیعی بر اساس رهیافت پویا، شکل گرفته است و شکل عمومی آن برای حالت دو متغیره به صورت زیر است:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{t-j} + \sum_{i=0}^q \beta_i x_{t-i} + v_t \quad (2)$$

در این رابطه، متغیر وابسته تابعی از مقادیر سطح و وقفه‌های متغیرهای توضیحی و مقادیر با وقفه خودش است. معادله‌ی فوق را می‌توان به شکل زیر بازنویسی کرد:

$$A(L)y_t = B(L)x_t + u_t \quad (3)$$

در این رابطه (L) عملگر وقفه به صورت  $1 - a_1L - a_2L^2 - a_3L^3 - \dots - a_pL^p$  و عملگر وقفه B(L) به صورت  $\beta_0 + \beta_1L + \beta_2L^2 + \dots + \beta_qL^q$  است.

<sup>۱</sup>. Augmented Dickey - Fuller Test

<sup>۲</sup>. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

<sup>۳</sup>. Auto Regressive Distributive Lag (ARDL)

از ویژگی‌های مدل خودتوضیح برداری با وقفه‌های توزیعی این است که علاوه بر ارائه نمودن برآورد بدون تورشی از پارامترها، وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را نیز آزمون می‌نماید. برای اینکه مدل پویای (۳) به سمت تعادل بلندمدت گرایش داشته باشد، می‌بایست مجموع ضرائب با وقفه‌ی (p تعداد وقفه) متغیر وابسته در الگوی پویای برآوردی کمتر از یک باشد. نحوه آزمون هم به این ترتیب است که آماره t از طریق رابطه (۴) به دست آید و سپس با کمیتهای بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر<sup>۱</sup> مقایسه شود:

$$t = \frac{\hat{a}_i - 1}{s\hat{a}_i} \quad (4)$$

اگر آماره t محاسبه شده از رابطه (۴)، بزرگتر از کمیته بحرانی بنرجی، دولادو و مستر باشد، رگرسیون برآورد شده رابطه تعادلی بلندمدت دارد و در غیر این صورت، متغیرها هم‌انباشته نیستند. در صورت انباشتگی متغیرها می‌توان از طریق مدل تصحیح خطا به بررسی پویایی کوتاه‌مدت و تمایل حرکت آن به سمت تعادل پرداخت (تشکینی، ۱۳۸۴). پسران و شین<sup>۲</sup> (۱۹۹۶) در مطالعات خود نشان دادند که از روی ضریب ECM به تنهایی می‌توان درباره وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تصمیم‌گیری کرد. به این صورت که اگر ضریب  $ecm(-1)$  در مدل برآوردی بین صفر و منفی یک قرار گیرد و از لحاظ آماری معنادار باشد، آنگاه رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل برقرار است.

برای برآورد این مدل، ابتدا می‌بایست رابطه را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)<sup>۳</sup> برای همه ترکیبات ممکن، بر اساس وقفه‌های متفاوت متغیرها برآورد کرد. حداکثر تعداد وقفه‌ها، توسط محقق و بر اساس تعداد مشاهدات تعیین می‌گردد. سپس در مرحله بعد، از بین رگرسیون‌های برآورد شده یک رگرسیون بر اساس چهار ضابطه آکائیک<sup>۴</sup>، شوارتز-بیزین<sup>۵</sup>، هنان-کوئین<sup>۶</sup> و ضریب تعیین<sup>۷</sup> انتخاب می‌شود. در مرحله پایانی، ضرایب مربوط به مدل

<sup>۱</sup>. Banerjee, Dolado & Mester

<sup>۲</sup>. Pesaran & Shin (1996)

<sup>۳</sup>. Ordinary Least Square

<sup>۴</sup>. Akaike

<sup>۵</sup>. Schwarz- Bayesian

<sup>۶</sup>. Hannan- Quinn

<sup>۷</sup>. R- Bar- Squared



بلندمدت، بر اساس روش (ARDL) انتخابی ارائه می‌گردد. در این مدل، علاوه بر روابط بلندمدت، مدل تصحیح خطا (ECM) نیز ارائه می‌شود.

## ۵- یافته‌های تحقیق

### ۵-۱- بررسی ایستایی متغیرهای تحقیق

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 خودتوضیح برداری (VAR) نتایج مطلوبی را ارائه نمی‌کند و برای رفع اشکال مزبور از مدل خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. این روش صرف نظر از این که متغیرهای موجود در مدل  $I(0)$  یا  $I(1)$  باشند، قابل کاربرد است و نیز در نمونه‌های کوچک کارایی نسبتاً بیشتری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد. تجزیه و تحلیل از روش ARDL، مبتنی بر تفسیر سه معادله پویا<sup>۱</sup>، بلندمدت<sup>۲</sup> و تصحیح خطا<sup>۳</sup> است. در 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 تعدیل شده استفاده کرد که در این مطالعه برای جلوگیری از کاهش درجه آزادی از معیار شوارتز بیزین استفاده شده است. قبل از پرداختن به آزمون، مانایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. از آنجا که متغیرهای مورد استفاده در مدل به صورت سری‌های زمانی می‌باشند، برای جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب در هنگام برآورد مدل، لازم است که در ابتدا متغیرها از نظر مانایی مورد آزمون قرار بگیرند و درجه‌ی هم‌انباشتگی آن‌ها مشخص گردد. برای آزمون مانایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و روش کویت کوسکی- فیلیپس- اشمیت-شین<sup>۴</sup> (KPSS) استفاده شده است و نتایج آزمون مانایی متغیرها در جدول ۱ و ۲ ارائه شده است.

<sup>۱</sup>. Dynamic

<sup>۲</sup>. Long- Run

<sup>۳</sup>. Error- Correction

<sup>۴</sup>. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد ADF متغیرهای مدل

متغیر	مدل با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی روی سطح متغیرها			مدل با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی روی تفاضل اول متغیرها		
	آماره	مقدار بحرانی	وقفه	آماره	مقدار بحرانی	وقفه
LNG	-۶۶/۰	-۹۶/۲	۷	-۰۷/۴	-۹۶/۲	۷
LNGDP	-۱۶/۰	-۹۶/۲	۷	-۷۲/۳	-۹۶/۲	۷
LNHER	-۴۹/۲	-۹۶/۲	۷	-۱۴/۶	-۹۶/۲	۷
LNTRITDT	-۵۵/۳	-۹۶/۲	۷	=	-	
LNOIL	-۵۱/۰	-۹۶/۲	۷	-۹۰/۵	-۹۶/۲	۷
LNURBAN	-۹۹/۲	-۹۶/۲	۷	-	-	
BDGDP	-۴۴/۳	-۹۶/۲	۷	-	-	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول ۱، می‌توان نتیجه گرفت که LNURBAN، LNTRITDT و BDGDP در سطح مانا و سایر متغیرها در سطح مانا نیستند؛ زیرا قدر مطلق آماره محاسبه شده دیکی فولر تعمیم یافته ADF در آن‌ها از مقادیر بحرانی کوچک‌تر است. با تکرار آزمون دیکی-فولر در مورد تفاضل مرتبه اول متغیرها مشخص شد که این متغیرها پس از یک بار تفاضل‌گیری مانا شده و فرضیه صفر مبنی بر داشتن ریشه واحد تفاضل داده‌ها و مانا نبودن رد و فرضیه مقابل مبنی بر مانایی، در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود. بنابراین، این متغیرها هم‌انباشته از درجه یک  $I(1)$  هستند. چون کلیه متغیرها  $I(0)$  نیستند، برای بررسی همجمعی (رابطه بلندمدت) متغیرها نمی‌توان از روش یوهانسن-جوسیلیوس استفاده کرد. در این حالت از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی برای برآورد رابطه پویا، بلندمدت و تصحیح خطا استفاده می‌شود. بدین منظور، با استفاده از نرم‌افزار Eviews9 به برآورد مدل پرداخته می‌شود.

آزمون مانایی به روش دیگری به نام کویت کووسکی-فیلیپس-اشمیت-شین (KPSS) نیز قابل انجام است. قابل ذکر است که در آزمون مانایی به روش KPSS، بر خلاف روش دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF)، فرضیه صفر بیانگر مانا بودن متغیر است. در صورتی که مقدار آماره LM-STAT عددی کوچکتر از مقدار سطح بحرانی را نشان دهد می‌توان نتیجه گرفت که آن KPSS برای متغیر مورد نظر در سطح بحرانی فرضیه را رد نمی‌کند و متغیر در سطح مانا است. همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، با توجه به آزمون ریشه واحد KPSS در سطح اطمینان ۹۵ درصد، بعضی متغیرها در سطح مانا هستند (LNURBAN، LNTRITDT و BDGDP)، بعضی

متغیرهای دیگر با تفاضل‌گیری مرتبه اول (LNG، LNGDP و LNOIL) و یکی از متغیرها (LNURBAN) با دو بار تفاضل‌گیری مانا می‌شود.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد KPSS متغیرهای مدل

متغیر	مدل با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی روی سطح متغیرها			مدل با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی روی تفاضل اول متغیرها		
	آماره LM- در STAT در سطح	مقدار بحرانی در ۵ درصد	نتیجه	آماره LM- STAT یا یک تفاضل	مقدار بحرانی در ۵ درصد	نتیجه
LNG	۰/۶۷	۰/۴۶	نامانا	۰/۱۲	۰/۴۶	مانا
LNGDP	۰/۶۷	۰/۴۶	نامانا	۰/۱۱	۰/۴۶	مانا
LNHER	۰/۲۶	۰/۴۶	مانا	-	-	-
LNRTDT	۰/۱۳	۰/۴۶	مانا	-	-	-
LNOIL	۰/۶۶	۰/۴۶	نامانا	۰/۰۸	۰/۴۶	مانا
LNURBAN	۰/۶۹	۰/۴۶	نامانا	۰/۵۹	۰/۴۶	نامانا
BDGDP	۰/۳۶	۰/۴۶	مانا	-	-	-

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۳ نخست، وقفه بهینه با استفاده از معیار شوارتز-بیزین تعیین شد. وقفه بهینه برای LNG، یک و برای سایر متغیرها صفر تعیین گردید و سپس مدل برآورد شد که نتایج آن در جدول (۳) قابل مشاهده می‌باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود همه متغیرها به جز LNURBAN، LNRTDT و DUM حداقل در سطح ۹۰ درصد از نظر آماری معنی‌دار هستند. مخارج دولت با یک وقفه  $LNG(-1)$ ، اثر مثبت و معنی‌داری بر مخارج دولت دارد. بر اساس ضریب بدست آمده، هر یک درصد افزایش در مخارج دولت در دوره قبل باعث افزایش ۰/۲۳ درصدی در مخارج دوره جاری می‌شود. ضریب تولید ناخالص داخلی ۰/۴۵ است و اثر مثبت و معنی‌داری را بر مخارج دولت نشان می‌دهد. به ازای یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی، مخارج دولت ۰/۴۵ درصد افزایش می‌یابد. ضریب متغیر LNHER برابر با ۰/۰۹ است و اثر مثبت و معنی‌داری را بر مخارج دولت نشان می‌دهد<sup>۱</sup>. علامت مورد انتظار ضریب این متغیر منفی می‌باشد در حالی که در این‌جا این علامت مثبت است احتمالاً به این دلیل است که تصمیم‌گیری افراد در مورد تقاضا برای مخارج عمومی تحت تأثیر پیچیدگی سیستم درآمدی قرار نمی‌گیرد. در اقتصادهایی که منابع

<sup>۱</sup>. این نتیجه مشابه نتایج پژوهش هیندلز و اسمولدرز (۱۹۹۴)، ورتینگتون (۱۹۹۴) و دالری و ورتینگتون (۱۹۹۵) است.

دریافت مالیات متنوع است می‌توان در مقادیر پایین ولی با تعدد منابع مالیاتی درآمدهای بالای مالیاتی را دریافت نمود، هرچه منابع وصول مالیات کمتر قابل رؤیت باشد یا اصطلاحاً مالیات‌ها ناملموس باشند و به طور غیر مستقیم اخذ شوند مؤدیان مالیاتی بار مالیات را کمتر ادراک می‌کنند و تقاضای مخارج دولت از طرف مؤدیان مالیاتی بیشتر است زیرا از بار واقعی مالیاتی که می‌پردازند آگاه نیستند. به نظر می‌رسد از آنجا که در اقتصاد ایران ظرفیت‌های مالیاتی ضعیف و منابع اکتساب مالیات محدود است در نتیجه توهم مالی ناشی از پیچیدگی ساختار مالیات در اقتصاد ایران مورد تأیید تجربی قرار نمی‌گیرد. در واقع می‌توان گفت که بر اساس شواهد تجربی، دولت در اقتصاد ایران با افزایش درآمدهای خود به افزایش مخارج اقدام می‌نماید و در مورد درآمد مالیات این موضوع مصداق دارد. از طرف دیگر از آنجا که پایه‌های مالیاتی در اقتصاد ایران نسبتاً محدود هستند انتظار می‌رود که این عدد در سال‌های مختلف به یک نزدیک باشد. ولی از آنجا که در اقتصاد ایران درآمد نفت، درآمد قابل توجه و درآمد عمده‌ی دولت محسوب می‌شود و منابع درآمدی از ناحیه مالیات فراگیر نیست و نسبتاً محدود می‌باشد به همین دلیل تقاضا برای مخارج دولت بر اساس این نوع درآمد همواره موجب افزایش مخارج دولت می‌شود. در نتیجه می‌توان گفت در مورد اقتصاد ایران وجود توهم مالی ناشی از پیچیدگی ساختار مالیات مورد تأیید تجربی قرار نمی‌گیرد.

در مورد متغیر LNRTDT ضریب مربوطه اثر مثبتی را بر مخارج دولت نشان می‌دهد. به این معنا که هرچه این نسبت افزایش یابد از آنجا که مالیات غیر مستقیم کمتر قابل رؤیت است موجب افزایش تقاضای مخارج دولت می‌شود که با تئوری نیز مطابقت دارد. ولی از آنجا که ضریب حاصله معنی‌دار نیست نشان‌دهنده‌ی عدم وجود توهم مالی است.

ضریب درآمد نفت اثر مثبت و معنی‌داری بر مخارج دولت دارد. در اقتصاد ایران به دلیل وابستگی بالای بودجه به درآمد نفت تقریباً نوسانات مخارج دولت به نوسانات درآمد نفت بستگی دارد. بر اساس ضریب بدست آمده، یک درصد افزایش در درآمد نفت باعث افزایش ۰/۲۹ درصدی در مخارج دوره جاری می‌شود. متغیر مجازی جنگ (DUM) اثر منفی بر مخارج دولت دارد، البته این ضریب معنی‌دار نیست. متغیر نرخ شهرنشینی LNURBAN اثر منفی بر مخارج دولت دارد البته ضریب این متغیر هم معنی‌دار نیست. متغیر نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی BDGDP اثر مثبت و معنی‌داری بر مخارج دولت دارد که با تئوری نیز مطابقت دارد.

جدول ۳: نتایج برآورد مدل ARDL (متغیر وابسته مخارج دولت G)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره	احتمال	نتیجه آزمون معنی داری
LNG(-1)	۰/۲۶	۰/۰۶	۴/۰۲	۰/۰۰۰۵	معنی دار
LNGDP	۰/۴۵	۰/۱۰	۴/۳۹	۰/۰۰۰۲	معنی دار
LNHER	۰/۰۹	۰/۰۵	۱/۸۰	۰/۰۸۳۷	معنی دار
LNTRITDT	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۶۰	۰/۵۵۲۲	عدم معنی داری
LNOIL	۰/۲۹	۰/۰۳	۷/۸۸	۰/۰۰۰۰	معنی دار
DUM	-۰/۰۸	۰/۰۵	-۱/۵۵	۰/۱۳۳۰	عدم معنی داری
LNURBAN	-۰/۵۱	۱/۴	-۰/۳۷	۰/۷۱۴۵	عدم معنی داری
BDGDP	۴/۸۷	۰/۶۱	۷/۸۹	۰/۰۰۰۰	معنی دار
C	-۰/۹۷	۱/۵۶	-۰/۶۲	۰/۵۳۶۵	
R-squared	۰/۹۹				
F-statistic	۶۷۸۵/۵۶				
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰				
Durbin-Watson stat	۲/۰۵				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول ۴ علامت ضرایب برآوردی نتایج حاصل از مدل ARDL را مورد تأیید قرار می‌دهد. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود متغیرهایی که در قسمت قبل معنادار نبودند در این جا هم همین وضعیت را دارند.

جدول ۴: نتایج برآورد بلندمدت ضرایب معادله (متغیر وابسته مخارج دولت G)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره	احتمال	نتیجه آزمون معنی داری
LNGDPM	۰/۶۲	۰/۱۲	۵/۰۶	۰/۰۰۰۰	معنی دار
LNHER	۰/۱۳	۰/۰۶	۱/۹۰	۰/۰۶۹۰	معنی دار
LNTRITDT	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۵۹	۰/۵۵۹۶	عدم معنی داری
LNOIL	۰/۴۰	۰/۰۵	۷/۴۹	۰/۰۰۰۰	معنی دار
LNURBAN	-۰/۷۰	۱/۹۱	-۰/۳۶	۰/۷۱۵۲	عدم معنی داری
BDGDP	۶/۶۴	۰/۸۴	۷/۸۳	۰/۰۰۰۰	معنی دار

مأخذ: یافته‌های تحقیق

## ۵-۲- 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 ۵ 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 ۵: نتایج آزمون‌های شناختی مدل

Test Statistics	LM Version	F-Version
A: Serial Correlation	۰/۱۳۵۱۲۴ [۰/۳۴۳۸]	۰/۷۶۰۹۴۲ [۰/۴۷۹۱]
B: Functional Form	۱/۰۶۴۷۴۰ [۰/۲۹۸۰]	۱/۱۳۳۶۷۱ [۰/۲۹۸۰]
C: Normality	۳/۶۸۳۸۴۲ [۰/۱۵۸۵]	
D: Heteroscedasticity (ARCH)	۴/۹۸۴۱۴۸ [۰/۷۵۹۳]	۰/۵۳۳۷۱۴ [۰/۸۱۹۵]

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه برای بررسی این که تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در مخارج عمومی به سمت تعادل بلندمدت به چه صورت انجام می‌پذیرد، از مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده شده است. ضریب ECM نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت در مخارج عمومی جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد و به عبارتی چند دوره طول می‌کشد تا مخارج عمومی به روند بلندمدت خویش بازگردد.

جدول ۶: نتایج برآورد معادله تصحیح خطا (ECM)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره	احتمال	نتیجه آزمون معنی‌داری
D(LNGDP)	۰/۴۵	۰/۱۰	۴/۳۹	۰/۰۰۲	معنی‌داری
D(LNHER)	۰/۰۹	۰/۰۵	۱/۸۰	۰/۰۸۳۷	معنی‌داری
D(LNRITDT)	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۶۰	۰/۵۵۲۲	عدم معنی‌داری
D(LNOIL)	۰/۲۹	۰/۰۳	۷/۸۸	۰/۰۰۰۰	معنی‌داری
D(LNURBAN)	-۰/۵۱	۱/۴۰	-۰/۳۷	۰/۷۱۴۵	عدم معنی‌داری
D(BDGP)	۴/۸۷	۰/۶۱	۷/۸۹	۰/۰۰۰۰	معنی‌داری
ecm(-1)	-۰/۷۳	۰/۰۶	-۱۱/۱۳	۰/۰۰۰۰	معنی‌داری

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که نتایج برآورد مدل ECM در جدول ۶ نشان می‌دهد همه متغیرها به جز LNURBAN و LNRITDT از نظر آماری تقریباً در سطح ۹۰ درصد معنی‌دار هستند. معنی‌دار

نبودن ضریب LNRTDT نشان‌دهنده‌ی عدم وجود توهم مالی مؤدیان مالیاتی است. بر اساس نتایج برآوردی در جدول ۶، ضریب جمله خطا ( $-۰/۷۳$ ) است که از لحاظ آماری معنی‌دار است و جمله تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر دوره ۷۳ درصد از عدم تعادل در مخارج عمومی تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود. بر این اساس در هر دوره در جهت رسیدن به روند تعادلی بلندمدت، ۷۳ درصد از عدم تعادل موجود در دوره بعدی تصحیح می‌شود.

#### ۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

بر اساس فرضیه پیچیدگی درآمد، ساختارهای پیچیده درآمد ممکن است اثرات توهمی ایجاد کند. ویژگی‌های ساختار مالیاتی بر ادراک رأی‌دهندگان از بار مالیاتی اثر می‌گذارد، به طوری که آن‌ها میزان هزینه‌ای را که برای کالاهای عمومی می‌پردازند، کمتر از حد واقعی برآورد می‌کنند، بنابراین، بودجه بخش عمومی ممکن است در سیستم‌هایی با ساختار درآمدی پیچیده، بزرگتر باشد. در این پژوهش فرضیه پیچیدگی ساختار درآمد دولت در اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۶۰ مورد آزمون قرار گرفت.

بر طبق یافته‌های پژوهش، در اقتصاد ایران مؤدیان مالیاتی دچار توهم مالی پیچیدگی ساختار مالیات نیستند. از آن‌جا که در اقتصاد ایران ظرفیت‌های مالیاتی ضعیف و منابع اکتساب مالیات محدود است همین امر موجب شده است که پیچیدگی ساختار مالیاتی وجود نداشته باشد و در واقع هر زمانی که مالیات‌ها افزایش یافته مخارج دولت هم‌جهت با آن افزایش یافته است. در اقتصاد ایران به علت وجود درآمد نفتی مردم تقاضای بیشتری برای مخارج دولت دارند نه به علت پیچیدگی ساختار درآمدی دولت. وابستگی بودجه دولت به درآمد نفتی، موجب شده تا تقاضا برای مخارج عمومی بیش از اندازه بهینه آن باشد. اما از آن‌جا که قیمت این نوع مخارج و منابع تأمین مالی آن به طور مستقیم توسط مردم پرداخته نمی‌شود، تقاضای مخارج عمومی بالاست و البته نوسانات قیمت نفت نااطمینانی‌هایی را نیز برای دولت به همراه دارد.

ناکافی بودن منابع مالیاتی و نوسانات درآمدهای نفتی موجب ساختار درآمدی ناپایدار می‌شود. نوع نظام حاکمیتی، نگرش دولت‌مردان و وجود درآمدهای نفتی سهل‌الوصول، روند به شدت صعودی و کاهش‌ناپذیر مخارج عمومی را به همراه خواهد داشت (حاج‌امینی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۴۷).

## منابع و مأخذ

۱. تشکینی، احمد (۱۳۸۴). *اقتصادسنجی کاربردی به کمک مایکروفیت*، تهران، موسسه فرهنگی دیباگران.
۲. حاج‌امینی، مهدی. فلاحی، محمدعلی. احمدی شادمهری، محمدطاهر. و ناجی میدانی، علی‌اکبر (۱۳۹۶). "تأثیر ساختار کسری بودجه بر نقدینگی در اقتصاد ایران: رویکرد تابع واکنش بانک مرکزی". *دوفصلنامه سیاست‌گذاری اقتصادی* ۹(۱۷): ۱۷۲-۱۴۵.
۳. شمس‌الدینی، مصطفی. و شهرکی، جواد (۱۳۹۵). "بررسی عوامل مؤثر بر میزان درآمدهای مالیاتی در ایران". *دوفصلنامه سیاست‌گذاری اقتصادی* ۸(۱۵): ۱۱۶-۷۷.
۴. مداح، مجید. جیحون‌تبار، فوزیه. و رضاپور، زهره (۱۳۹۳). "توهم مالی و تقاضا برای مخارج دولت در اقتصاد ایران". *تحقیقات اقتصادی ایران* ۴۹(۴): ۷۵۰-۷۲۹.
۵. مداح، مجید. صفری، سولماز. و صادقی، فرزانه (۱۳۹۵). "ارتباط توهم مالی و اقتصاد سایه‌ای در ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی* ۴۴(۷۸): ۱۴۴-۱۲۱.
۶. مداح، مجید. و صادقی، فرزانه (۱۳۹۲). "بررسی روند توهم مالی در اقتصاد ایران (رهیافت مدل شاخص‌های چندگانه- علل چندگانه)". *فصلنامه اقتصادی مقدری (بررسی‌های اقتصادی سابق)* ۱۰(۳): ۱۱۳-۸۵.
۷. مداح، مجید. و فراهتی، محبوبه (۱۳۹۵). "تحلیل تجربی توهم مالی در ایران (با تأکید بر نقش مالیات‌های غیرمستقیم)". *پژوهشنامه مالیات* ۲۹(۷۷): ۹۶-۶۷.
8. Abbott, A. & Jones, P. (2015). "Fiscal Illusion and Cyclical Government Expenditure: State Government Expenditure in the United States". *Scottish Journal of Political Economy* doi:10.1111/sjpe.12095.
9. Baker, S.H. (1983). "The Determinants of Median Voter Tax Liability: An Empirical Test of the Fiscal Illusion Hypothesis". *Public Finance Quarterly* 11: 95-108.
10. Bergstrom, T.C. & Goodman, R.P. (1973). "Private Demands for Public Goods". *American Economic Review* 63: 280-296.
11. Breeden, C.H. & Hunter, W.J. (1985). "Tax Revenue and Tax Structure". *Public Finance Quarterly* 13: 216-224.
12. Buchanan, J.M. (1967). *Public Finance in Democratic Process: Fiscal Institutions and Individual Choice*, Chapel Hill: University of North Carolina Press.
13. Buchanan, J.M. (1967). *The Fiscal Illusion. In Public Finance in Democratic Process: Fiscal Institutions and Individual Choice*, Chapel Hill: University of North Carolina Press.



14. Buehn, A. Dell'Anno, R. & Schneider, F. (2012). "Fiscal Illusion and the Shadow Economy: Two Sides of the Same Coin?". MPRA Paper (42531).
15. Carroll, D.A. (2005). "Are State Governments Prepared for Fiscal Crises? A Look at Revenue Diversification during the 1990s". Public Finance Review **33**: 603-633.
16. Chetty, R. Looney, A. & Kroft, K. (2009). "Salience and Taxation: Theory and Evidence". American Economic Review **99**: 1145-1177.
17. Cigler, B.A. (1996). *Revenue Diversification among American Counties*, In D. C. Menzel (Eds.), *The American County: Frontiers of Knowledge* (pp. 166-183). Tuscaloosa, AL: University of Alabama Press.
18. Clotfelter, C.T. (1976). "Public Spending for Higher Education: An Empirical Test of Two Hypotheses". Public Finance **31**: 177-195.
19. Crane, R. (1990). "Price Specification and the Demand for Public Goods". Journal of Public Economics **43**: 93-106.
20. Dalamagas, B.A. (1993). "Fiscal Illusion and the Level of Indebtedness: An International Comparison". South African Journal of Economics **61**: 45-58.
21. Das, A. & Omar, A. (2014). "Fiscal Illusion – Does It Exist? An Econometric Evaluation". International Journal of Economics, Finance and Management **3**(3): 136-140.
22. Dell'Anno, R. & Dollery, B. (2012). "Comparative Fiscal Illusion: A Fiscal Illusion Index for the European Union?". MPRA Paper (42537).
23. Dell'Anno, R. & Dollery, B.E. (2014). "Comparative Fiscal Illusion: a Fiscal Illusion Index for the European Union". Empir Econ **46**: 937-960.
24. Dennis, C. & Statler, B. (2002). "Local Government Revenue Diversification". Fiscal Balance/Fiscal Share and Sustainability Retrieved May 7, from <http://www.islg.org/doc.asp?printable=ves&intparentID=5718>.
25. Dollery, B.E. & Worthington, A.C. (1995a). "State Expenditure and Fiscal Illusion in Australia: A Test of the Revenue Complexity, Revenue Elasticity and Flypaper Hypotheses". Economic Analysis and Policy **25**(2): 125-140.
26. Dollery, B.E. & Worthington, A.C. (1995b). "Federal Expenditure and Fiscal Illusion: an Australian Test of the Flypaper Hypothesis: Publics". The Journal of Federalism **25** (1): 23-34.
27. Dollery, B.E. & Worthington, A.C. (1999). "Tax Complexity and Fiscal Illusion: An Empirical Evaluation of the Heyndels and

- Smolders Approach". Public Finance/Finances Publiques **51**: 522-33.
28. Downs, A. (1957). "An Economic Theory of Political Action in a Democracy". Journal of Political Economy **65**: 135-150.
29. Feenburg, D.R. & Rosen, H.S. (1987). "Tax Structure and Public Sector Growth". Journal of Public Economics **32**: 185-201.
30. Gemmill, N. Morrissey, O. & Pinar, A. (1999). "Fiscal Illusion and the Demand for Government Expenditures in the UK". European Journal of Political Economy **15**: 687-704.
31. Grossman, P.J. (1990). "The Impact of Federal and State Grants on Local Government Spending: A Test of the Fiscal Illusion Hypothesis". Public Finance Quarterly **18**: 313-327.
32. Haug, P. (2009). "Shadow Budgets, Fiscal Illusion and Municipal Spending: The Case of Germany". Halle Institute for Economic Research, IWH-Discussion Papers.
33. Hayes, K.J. (1989). "A Specification Test for Choosing the 'Right' Public-Good Price". Journal of Business and Economic Statistics **7**: 267-273.
34. Henrekson, M. (1988). *Swedish Government Growth: A Disequilibrium Analysis*, In J. Lybeck and M. Henrekson (ed) Explaining the Growth of Government. Amsterdam: North-Holland.
35. Heyndels, B. & Smolders, C. (1994). "Fiscal Illusion at the Local Level: Empirical Evidence for the Flemish Municipalities". Public Choice **80**: 325-338.
36. Logan, R.R. (1986). "Fiscal Illusion and the Grantor Government". Journal of Political Economy **44**: 1304-1318.
37. Martinez-Vazquez, J. (1983). "Renter's Illusion or Savvy?". Public Finance Quarterly **11**: 237-247.
38. Martinez-Vazquez, J. Harwood, G.B. & Larkins E.R. (1992). "Withholding Position and Income Tax Compliance: Some Experimental Evidence". Public Finance Quarterly **20**: 152-174.
39. McCulloch, J.R. (1975). *A Treatise on the Practical Influence of Taxation and the Funding System*, Original Edition 1845, Reprint D.P. O'Brien (ed), Edinburgh: Scottish Academic Press.
40. Mill, J.S. (1973). *Principles of Political Economy*, Longman, Green and Co. Original Edition 1848, New Edition 1909, Reprint New Jersey: Augustus M. Kelley, Clifton.
41. Misolek, W.S. & Elder, H.W. (1988). "Tax Structure and the Size of Government: An Empirical Analysis of the Fiscal Illusion and Fiscal Stress Arguments". Public Choice **57**: 233-245.
42. Mouaro, P.R (2008). "The Consequences of Fiscal Illusion on Economic Growth". EJournal of Tax Research **6** (2): 82-89

43. Munley, V.G. & Greene, K.V. (1978). "Fiscal Illusion, The Nature of Public Goods and Equation Specification". Public Choice **33**: 95-100.
44. Oates, W.E. (1988). *On the Nature and Measurement of Fiscal Illusion: A Survey*, In G. Brennan, B.S. Grewel and P. Groenwegen (ed) *Taxation and Fiscal Federalism: Essays in Honour of Russell Mathews*. Sydney: ANU Press.
45. Pommerehne, W.W. & Schneider, F. (1978). "Fiscal Illusion, Political Institutions and Local Public Spending". Kyklos **31**: 381-408.
46. Wagner, R.E. (1976). "Revenue Structure, Fiscal Illusion and Budgetary Choice". Public Choice **25**: 45-61.
47. Wildasin, D.E. (1989). "Demand Estimation for Public Goods: Distortionary Taxation and Other Sources of Bias". Regional Science and Urban Economics **19**: 353-379.