

بررسی ارتباط بین توهم مالی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۷

فاطمه بزازان^۱، سحر زارع جونقانی^۲، سولماز صفری^۳

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران

۲. کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران

۳. دکتری اقتصاد دانشگاه سمنان، سمنان ایران

(دریافت: ۱۳۹۶/۹/۲۸ پذیرش: ۱۳۹۷/۲/۸)

Investigating the Relationship between Fiscal Illusion and Economic Growth in Iran During 1978-2014

Fateme Bazzazan¹, *Sahar Zare Joneghani², Solmaz Safari³

1. Associate Professor of Economics, Alzahra University, Tehran, Iran

2. M.A. in Economic Development and Planning, Alzahra University, Tehran, Iran

3. Ph.D. in Economics, Semnan University, Semnan, Iran

(Received: 19/Dec/2017

Accepted: 28/April/2018)

Abstract:

Economic growth is considered as one of the most important goals of the economy and has an undeniable effect on improving the welfare of the community. Knowing the factors affecting economic growth has always been an issue for economists. Several factors such as promoting labor force productivity, capital accumulation, government's expenditures, technological progress, as well as fiscal illusions affect economic growth. Fiscal illusion is the source of distrust between the government and the people, which influences the economic growth through the channel of state budget and tax revenues. The purpose of this study is to investigate the relationship between fiscal illusions and economic growth in Iran during the period of 1978-2014. The study consists of two steps: firstly, the fiscal illusions in the context of the model of LISRE software (Linear Structural Relationships) are determined and measured by the data given from the Central Bank and the Statistics Center of Iran during the years of 1978-2014. The results indicate that the most important determinant of the size of fiscal illusions in Iran is the tax burden that policy makers try to conceal by creating government debt illusions and illusions of private sector expenditures on public debt levels. In the second step, after estimating the fiscal illusion, its relationship with economic growth has been investigated using the ARDL model. The findings of the test show that fiscal illusions have a negative and significant effect on the economic growth in Iran in both short and long terms.

Keywords: Fiscal Illusion, Economic Growth, Linear Structural Relationships Model, ARDL Model.

JEL: O10, R11, C01 .

چکیده:

رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین اهداف اقتصاد به شمار می‌آید و تأثیر انکارناپذیری در بهبود سطح رفاه افراد جامعه دارد. شناخت عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. عوامل متعددی نظیر ارتقاء بهره‌وری نیروی کار، انباشت سرمایه، مخارج دولت، پیشرفت تکنولوژی، در کنار توهم مالی بر رشد اقتصادی اثر دارند. توهم مالی منبع بی‌اعتمادی بین دولت و مردم است که از کانال بودجه دولت و درآمدهای مالیاتی روی رشد اقتصادی اثر می‌گذارد. هدف این مطالعه بررسی ارتباط بین توهم مالی و رشد اقتصادی ایران در سال‌های ۹۳-۵۷ است. مطالعه شامل دو مرحله است: در مرحله اول، توهم مالی در چارچوب الگوی ارتباطات خطی ساختاری نرم‌افزار لیزرل تصریح و با استفاده از داده‌های بانک مرکزی و مرکز آمار ایران طی سال‌های ۹۳-۵۷، برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهند مهم‌ترین متغیر تعیین‌کننده اندازه توهم مالی در ایران، بار مالیاتی است که سیاست‌گذاران سعی در پنهان کردن این بار مالیاتی از طریق ایجاد توهم بدهی دولت و توهم مخارج مصرفی بخش خصوصی نسبت به سطوح بدهی عمومی را دارند. در مرحله دوم پس از برآورد توهم مالی، رابطه آن با رشد اقتصادی به کمک مدل خود توضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده ARDL مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های حاصل از آزمون نشان می‌دهند که توهم مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی در کشور ایران دارد.

واژه‌های کلیدی: توهم مالی، رشد اقتصادی، الگوی ارتباطات خطی ساختاری، مدل خود توضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده.

طبقه‌بندی JEL: O10, R11, C01.

۱- مقدمه

یکی از پیامدهای بحران مالی جهانی در دهه ۱۹۹۰، ایجاد نیاز مبرم به درک مالی عمومی، به ویژه بدهی بخش دولتی بود. در این راستا این موضوع مطرح شد که تمام سطوح حکومتی (دولت‌ها) باید گزارش‌های شفاف را از میزان مخارج و درآمدهای خود، در جهت اجرای سیاست‌ها ارائه دهد. این مسئله شامل افشای کامل و صریح معاملات مالی می‌شود. در این زمینه مسئله توهم مالی می‌تواند نقش مهمی را در مخفی کردن هزینه‌های واقعی فعالیت‌های بخش دولتی ایفاء کند (دولری و ورتینگتن^۱، ۱۹۹۶: ۲۶۱).

توهم مالی^۲ نشان‌دهنده موقعیتی است که بر ادراک رأی دهندگان از بار مالیاتی اثر دارد. به گونه‌ای که در آن درآمد دولت به طور کامل برای جامعه (مالیات‌دهندگان) شفاف و قابل درک نیست و هزینه‌های دولت بابت کالای عمومی نیز از آنچه در واقع وجود دارد کمتر به نظر می‌رسد؛ این موضوع منجر به افزایش تقاضا برای مخارج و هزینه‌های دولتی شده و سیاست‌مداران را در جهت توسعه اندازه دولت انگیزه‌مند می‌کند (دل‌انو و دولری^۳، ۲۰۱۲: ۲؛ مداح و صادقی، ۱۳۹۲: ۸۶). توهم مالی را نخستین بار اقتصاددان ایتالیایی، به نام پوویانی در سال ۱۹۰۳ در کتاب تئوری توهم مالی، ارائه کرد. به عقیده پوویانی، این "جهل مرکب" می‌تواند منجر به فریب مالیاتی شود و به زندگی دراماتیک و رفاه مردم آسیب رساند (دل‌انو و مورائو، ۲۰۱۲: ۲۷۱).

در ادبیات اقتصادی (به ویژه در تئوری انتخاب عمومی) توهم مالی نشان‌دهنده موقعیتی است که عدم تقارن اطلاعات بین عرضه‌کنندگان (مقامات دولتی) و مصرف‌کنندگان (مؤدیان مالیاتی رأی‌دهنده) کالای عمومی وجود دارد. عاملان دولتی نسبت به مؤدیان مالیاتی رأی‌دهنده اطلاعات بیشتری در اختیار دارند، این عدم تقارن باعث می‌شود که تقاضا برای مخارج عمومی افزایش یابد (مداح و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۰۳). درخواست شهروندان برای افزایش مخارج عمومی این امکان را برای دولت فراهم می‌کند تا هزینه‌های خود را افزایش دهند؛ این مسئله موجب گسترش بیش از حد بخش عمومی خواهد شد (مداح و فراهتی، ۱۳۹۴: ۶۸). زیرا عاملان اقتصادی در این جوامع درک نمی‌کنند که افزایش در هزینه‌های عمومی، در

طی دوره مالیاتی، به صورت همزمان جبران نمی‌شود، بلکه از طریق کسری بودجه جبران می‌شود؛ این امر موجب انتقال افزایش مالیات به سال‌های بعد یا افزایش عرضه پول می‌شود که تورم‌زاست. چنین فشارهایی باعث افزایش در فشار مالی و درآمدهای مالیاتی سال‌های آینده می‌شود (غواصی کناری و سهرابی، ۱۳۹۳: ۲۱-۲۰).

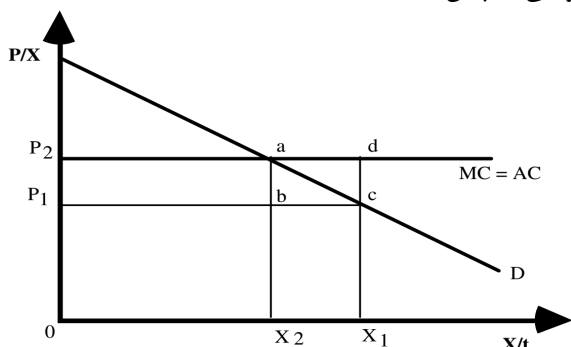
مطالعه توهم مالی از نظر تأثیرگذاری بر رشد اقتصادی نیز مهم تلقی می‌شود؛ زیرا توهم مالی منبع بی‌اعتمادی بین دولت و شهروندان است. مداخله دولت در جهت ایجاد توهم مالی به این صورت است که، سیاست‌مداران به منظور فریب پرداخت‌کنندگان مالیات، سیستم مالی را به گونه‌ای طراحی می‌کنند که در آن بار مالیاتی ناشی از ارائه خدمات دولتی کمتر از مقدار واقعی آن برآورد می‌شود (گمل و همکاران^۴، ۲۰۰۰: ۲۰۰). برآورد کمتر از حد مخارج و خدمات دولتی توسط مالیات‌دهندگان موجب می‌شود تا تقاضای آنها برای مخارج دولت افزایش یابد (فطرس و دلائی میلان، ۱۳۹۵: ۶۱). از آنجایی که عوامل اقتصادی درک نمی‌کنند که این افزایش در خدمات عمومی طی دوره مالیاتی نه به صورت همزمان؛ بلکه از طریق کسری بودجه جبران می‌شود، این امر موجب انتقال ساده افزایش در مالیات سال‌های آینده یا افزایش در عرضه پول می‌شود که نهایتاً به فشار تورمی می‌انجامد و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در پژوهش حاضر رابطه بین توهم مالی و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران برای اولین بار مورد مطالعه قرار می‌گیرد. به همین منظور ابتدا شاخص توهم مالی در چارچوب الگوی ارتباطات خطی ساختاری نرم افزار لیزرل محاسبه می‌شود؛ سپس به منظور بررسی ارتباط بین توهم مالی و رشد اقتصادی از مدل خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده ARDL استفاده می‌شود. جهت تحقق این هدف، سازماندهی مقاله بدین قرار است: پس از مقدمه در بخش دوم به شرح مبانی نظری و ادبیات موضوع پرداخته شده است. در بخش سوم روش شناسی پژوهش شرح داده شده است. در بخش چهارم مدل مورد استفاده ارائه شده و نهایتاً بخش پنجم به نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

4. Gemmell et al. (2000)

۵. مطالعات دیگری از جمله مطالعه مداح و صادقی (۱۳۹۲) و مداح و همکاران (۱۳۹۵) هم از این روش استفاده کردند. تفاوت پژوهش حاضر با سایر پژوهش‌های انجام شده در دوره زمانی مورد مطالعه و متغیرهای علل و پیامد توهم مالی است.

1. Dollery & Worthington (1996)
2. Fiscal Illusion
3. Dell'Anno & Dollery (2012)

می‌دهند. با وجود توهم مالی، قیمت یا مالیات درک شده (مشاهده شده) به سطح P_1 کاهش می‌یابد. تولید مطلوب به سطح X_1 و بودجه درک شده به OP_1cX_1 افزایش می‌یابد. هرچند بودجه واقعی OP_2dX_1 است، زیرا قیمت یا مالیات واقعی همچنان P_2 است.



نمودار ۱. مدل سازی توهم مالی

مأخذ: دولری و ورتینگن (۱۹۹۶)

اولین فرضیه، پیچیدگی درآمد است. در یک سیستم مالیاتی با پیچیدگی بیشتر، مؤدیان مالیاتی به دشواری بار مالیاتی را درک می‌کنند؛ این امر به دولت کمک می‌کند تا مخارج عمومی را بدون اطلاع کامل مالیات‌دهنده افزایش دهد (دل‌انو و مورانو، ۲۰۱۲: ۲۷۴-۲۷۳). باتوجه به نمودار فوق، پیچیدگی سیستم درآمد، باعث افزایش قیمت در نظر گرفته شده از محصول عمومی در محور عمودی می‌شود. از طرف دیگر یک ساختار درآمد بسیار ساده با قیمت واقعی P_2 همراه خواهد بود. حرکت رو به پایین بر روی محور عمودی با سطوح بالاتر توهم و در نتیجه تولید بیشتر کالاهای عمومی مرتبط است. دومین فرضیه بر روی کشش درآمدی تمرکز می‌کند. محور عمودی نمودار به‌عنوان سطح کشش درآمد است. در یک سیستم مالیاتی با کشش درآمدی بالا که در آن با افزایش درآمد، مالیات‌ها افزایش می‌یابند (سیستم مالیات تصاعدی)، یک نوع توهم مالی وجود دارد. چون با فرض ثابت بودن نرخ‌های مالیاتی، در حالت بالا بودن کشش درآمدی مالیات، مؤدیان مالیاتی قادر به درک درست بار مالیاتی نیستند. در این حالت، مخارج بخش عمومی به‌طور خودکار افزایش خواهد یافت (مداح و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۲۵). طبق استدلال اوتس^۶ (۱۹۸۸)، اگر نرخ مالیات افزایش نیابد، رأی‌دهندگان به افزایش مخارج عمومی اعتراض نمی‌کنند. بنابراین عواملان به بار مالیاتی خود توجهی ندارند بلکه به نرخ‌های مالیاتی توجه دارند

۲- مبانی نظری و مروری بر ادبیات موضوع

تولید ناخالص داخلی، درآمد سرانه و نرخ رشد اقتصادی از مهم‌ترین شاخص‌های عملکرد اقتصاد کلان هستند. در حالی که میزان تولید و درآمد سرانه، بیانگر میزان متوسط رفاه اقتصادی جامعه است، نرخ رشد اقتصادی سرعت افزایش یا کاهش تولید ناخالص داخلی و به تبع آن سرعت بهبود یا کاهش سطح رفاه را نشان می‌دهد (استادی، ۱۳۹۵: ۱۳۰). با توجه به اهمیت میزان تولید و رشد اقتصادی در هر جامعه، دستیابی به تولید بیشتر و نرخ رشد بالاتر، همواره دغدغه دولت‌ها و ملت‌ها بوده است. از این رو یکی از مهم‌ترین اهداف اقتصاد کلان که مورد تأکید تمامی دولت‌ها و برنامه‌ریزان اقتصادی در کشورهای جهان است، دستیابی به رشد اقتصادی مداوم و پایدار است (جلال‌آبادی و بهرامی، ۱۳۸۹: ۲۴).

محققان بسیاری در مورد توهم مالی با دیدگاه‌های مختلف سخن گفتند و معتقدند توهم مالی پیچیده است؛ زیرا به طیف گسترده‌ای از واقعیت‌های اقتصادی اشاره دارد. اگر چه توهم مالی قابل مشاهده نیست، اما آثاری مانند فراوانی معاملات نقدی و پیچیدگی نظام مالیاتی را به جای می‌گذارد که می‌تواند برای مطالعه ارتباط بین آنها مورد استفاده قرار گیرد (جرارد و نگانگ^۱، ۲۰۱۵: ۲۴۲).

واگنر^۲ (۱۹۷۶: ۵۳-۴۷) پنج فرضیه خاص را در تحلیل تجربی توهم مالی مورد بررسی قرار داده است. بر اساس دیدگاه واگنر سیاست‌گذاران، به منظور فریب مؤدیان مالیاتی، چندین گزینه در اختیار دارند. این گزینه‌ها عبارت‌اند از: (الف) فرضیه پیچیدگی درآمد، (ب) فرضیه کشش درآمدی؛ (ج) اثر فلای پیپر^۳؛ (د) فرضیه توهم اجاره‌ای^۴ و (ه) فرضیه توهم بدهی (دل‌انو و دولری، ۲۰۱۲: ۴). هر یک از این فرضیه‌ها به این نکته اشاره می‌کنند که مالیات‌دهندگان قیمت یا ارزش مالیاتی یک کالای (خدمت) عمومی را پایین برآورد می‌کنند و منجر به عرضه بیش از حد آن محصول (خدمت) می‌شود (آموسا و همکاران^۵، ۲۰۰۸: ۳). اثر این فرضیه‌ها بر توهم مالی در نمودار (۱) نشان داده شده است. در این نمودار P_2 قیمت یا مالیات پرداختی و X_2 تولید کالای عمومی در حالت فقدان توهم مالی و ناحیه OP_2dX_2 بودجه عمومی (مخارج یا درآمد) را نشان

1. Gerard & Ngangue (2015)
2. Wagner (1976)
3. Flypaper Effect Hypothesis
4. Renter Illusion Hypothesis
5. Amusa et al. (2008)

6. Oates (1986)

(۱۳۹۲: ۹۴). نمودار نشان می‌دهد که با کاهش نسبت درآمد از مالیات جاری (افزایش نسبت درآمد از استقراض بخش دولتی)، سطح توهم مالی افزایش می‌یابد و در نتیجه آن، سطح هزینه‌های عمومی نیز افزایش می‌یابد. معیارهای اندازه‌گیری توهم مالی در این دیدگاه عبارتند از: (۱) درجه سرمایه‌داری؛ (۲) مخارج مصرفی نسبت به سطوح بدهی، (۳) بدهی عمومی (مداح و صادقی، ۱۳۹۲: ۹۴).

دل آنو و دولری^۲ به منظور تحلیل تجربی توهم مالی با به کارگیری رویکرد معادلات ساختاری، شاخص توهم مالی را برای ۲۸ کشور اروپایی طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۸ توسعه دادند. نتایج تحلیل تجربی مدل نشان داد که سیاست‌گذاران سعی در پنهان کردن بار مالیاتی واقعی با استفاده از توهم بدهی، مالیات بر دستمزد ثابت و مالیات بر نیروی کار دارند (دل آنو و دولری، ۲۰۱۲: ۱).

در پژوهش بوئن و همکاران^۳ ارتباط بین توهم مالی و اقتصاد سایه‌ای در ۱۰۴ کشور با استفاده از مدل MIMIC، طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۸۹ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان دادند که توهم مالی اثر منفی و معنی‌دار بر اقتصاد سایه‌ای در کشورهای تحت بررسی داشته است (بوئن و همکاران، ۲۰۱۲: ۱).

دل آنو و مورائو^۴ با استفاده از مدل MIMIC و داده‌های پانل ۵۰ کشور به بررسی اثر فعالیت‌های اقتصاد سایه بر توهم مالی پرداختند. نتایج نشان دادند که در کشورهای با اقتصاد سایه‌ای بزرگ‌تر، توهم مالی بزرگ‌تری وجود دارد. با این استدلال که برنامه‌های سیاست‌گذاران در کشورهایی با اقتصاد سایه‌ای بزرگ‌تر و سیستم مالیاتی پیچیده‌تر، تطابق بیشتری در جهت پنهان کردن بار واقعی مالیات از مؤدیان مالیاتی دارد (دل آنو و مورائو، ۲۰۱۲: ۲۹۰-۲۷۰).

جرارد و نگانگ^۵ در مطالعه‌ای از یک تحلیل داده‌های پانلی (تلفیقی) به بررسی رابطه بین توهم مالی و سیاست بودجه ۱۵ کشور آفریقایی در طول سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۲ پرداختند. نتایج تجربی به‌دست آمده نشان دهنده یک رابطه مثبت و معنی‌دار بین توهم مالی و کسری بودجه بود (جرارد و نگانگ، ۲۰۱۵: ۲۴۰).

(دولری و ورتینگتن، ۱۹۹۶: ۲۷۰؛ مداح و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۳۴). معیارهای توهم مالی بر اساس فرضیه کشش درآمدی عبارتند از: (۱) مالیات بر درآمد شخصی، (۲) مالیات بر درآمد شرکت؛ (۳) نسبت درآمد هدیه به کل درآمد؛ (۴) نسبت مالیات غیرمستقیم به مالیات مستقیم (دولری و ورتینگتن، ۱۹۹۶: ۲۷۴؛ مداح و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۲۵). نوع سوم رویکرد اثر فلای پیر است که در آن کمک‌های مالی و کمک‌های عمومی بر هزینه‌ها اثر می‌گذارد. محور عمودی نمودار (۱)، سطح وابستگی به کمک‌های مالی را نشان می‌دهد. هرچه میزان وابستگی به کمک‌های مالی بیشتر باشد، میزان توهم و در نتیجه هزینه بیشتر است (دولری و ورتینگتن، ۱۹۹۶: ۲۶۵). فرضیه چهارم به توهم اجاره منجر می‌شود (دولری و ورتینگتن، ۱۹۹۶: ۲۶۵). این نوع از توهم مالی به مالیات بر املاک و مستغلات تمرکز دارد. به نحوی که مالیات بر دارایی از طریق فرم افزایش اجاره‌بها به مستأجران منتقل می‌شود؛ حال از آنجایی که مستأجران در مقایسه با مالکان از مالیات بر دارایی نهفته در اجاره‌هایشان نامطلع هستند، طرفدار افزایش مخارج عمومی خواهند بود، توهم مالی در این رویکرد بستگی به مالکیت اموال مشخص شده در قلمرو دولت دارد. محور عمودی در نمودار، نشان می‌دهد که نسبت اشخاص مالک در یک حوزه مشخص شده پایین‌تر از نسبت مستأجران است، که با افزایش مبلغ اجاره، توهم مالی نیز افزایش می‌یابد. از جمله شاخص‌های اندازه‌گیری توهم مالی ناشی از اجاره عبارت‌اند از: (۱) درصد خانه‌های شهرداری در حال استفاده؛ (۲) درصد مالکانی که در خانه خود اقامت دارند، (۳) درصد خانوارهای خانه‌دار و مستأجران (مداح و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۲۵؛ مداح و صادقی، ۱۳۹۲: ۹۴). در نهایت، توهم بدهی مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ در این نوع از توهم اگر هزینه‌های برنامه‌های بخش دولتی از طریق مالیات جاری به جای استقراض بخش دولتی پرداخت شود؛ آنگاه مالیات‌دهندگان آگاهی بیش‌تر و درک درست‌تری از هزینه‌ها و درآمد دولت خواهند داشت. با ثابت بودن سایر شرایط، تکیه بر بدهی بیان‌کننده مخارج بزرگ‌تری برای کالاهای عمومی خواهد بود (مداح و صادقی،

1. Grant Income Equivalent Divided by Total Income

در مطالعه هیندلز و اسمولدرز (۱۹۹۴) درج شده در فهرست منابع، یکی از معیارهایی که توهم مالی را بر اساس فرضیه کشش درآمد اندازه‌گیری می‌کند، درآمد هدیه است که از نسبت درآمد هدیه به کل درآمد به‌دست می‌آید.

2. Dell'Anno & Dollery (2012)

3. Buehn et al. (2012)

4. Dell'Anno & Mourao (2012)

5. Gerard & Ngangue (2015)

مداح و فراهتی در مقاله‌ای با عنوان تحلیل تجربی توهم مالی در ایران (با تأکید بر نقش مالیات غیر مستقیم)، با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون آستانه‌ای (TAR) و خودرگرسیون آستانه‌ای گشتاور (MTAR)، نحوه واکنش مخارج دولت نسبت به وضعیت بودجه را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهند رابطه علی منفی از طرف درآمد مالیاتی غیرمستقیم به طرف مخارج دولت تا سه وقفه فصلی وجود دارد؛ همچنین توهم مالی تنها در حالت کاهش مالیات غیرمستقیم برقرار است و رابطه علیت گرنجری به هنگام تغییرات مثبت مالیات غیرمستقیم وجود ندارد. بنابراین کاهش مالیات نمی‌تواند به عنوان ابزاری کارا به منظور کاهش کسری بودجه مورد توجه قرار گیرد (مداح و فراهتی، ۱۳۹۴: ۶۷).

مداح و همکاران ارتباط توهم مالی و اقتصاد سایه‌ای در چارچوب الگوی ارتباطات خطی ساختاری (لیزرل) را در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۷، از لحاظ تجربی مورد بررسی و تحلیل قرار دادند. نتایج حاصل از تخمین مدل لیزرل نشان می‌دهند که اقتصاد سایه‌ای دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر توهم مالی در ایران است؛ این یافته نشان می‌دهد که وجود یک اقتصاد سایه‌ای بزرگ در ایران، رشد مثبتی در توهم مالی دارد (مداح و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۲۱).

علاوه بر این با توجه به اهمیت موضوع رشد اقتصادی، مطالعات داخلی و خارجی متعددی به بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. مطالعات خارجی کمی نیز در زمینه بررسی ارتباط توهم مالی و رشد اقتصادی وجود دارد. به‌عنوان مثال، مورائو^۲ (۲۰۰۸: ۸۸-۸۲) به بررسی اثر توهم مالی بر رشد اقتصادی پرداخته است. برای این منظور، از یک مدل استخراج شده بر مبنای درک پوویانی-بوکانان از توهم مالی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند که در سطوح بالاتر از توهم مالی، نرخ رشد اقتصادی کاهش می‌یابد؛ و برای آنکه از کاهش رشد اقتصادی جلوگیری شود، باید بر کاهش توهم مالی تأکید شود. در ادامه در مطالعه‌ای نظری که توسط مورائو (۲۰۰۸) ارائه شده است، به بررسی تأثیرات توهم مالی بر رشد اقتصادی می‌پردازیم: تابع تولید برای بنگاه i ، شکلی مشابه (AK) تابع کاب-داگلاس دارد:

(۱)

$$Y_i = AL_i^{1-\alpha} K_i^\alpha G^{1-\alpha}$$

ابوت و جونز^۱ نیز اثر توهم مالی بر مخارج دولتی در ۳۶ ایالت امریکا طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۰ را به‌طور تجربی آزمودند. نتایج تحقیق بر این نکته مهم اشاره دارند که توهم مالی باعث افزایش سطح هزینه‌های دولت می‌شود. بیشتر بودن توهم مالی، نوعی اثر پرخوری و ولع در دولت‌های ایالتی ایجاد می‌کند؛ به نحوی که فشار سیاستمداران برای افزایش مخارج عمومی مادامی که درآمدهای دولت افزایش می‌یابد، قوی‌تر می‌شود (ابوت و جونز، ۲۰۱۵: ۱۹۱-۱۷۷).

مداح و صادقی در مقاله‌ای روند توهم مالی در اقتصاد ایران را بررسی کردند. در این راستا از متغیرهای بار مالیاتی و سطح آموزش به عنوان علل و از متغیرهای بدهی عمومی دولت، نسبت مالیات غیرمستقیم به مالیات مستقیم و نسبت مخارج مصرفی خصوصی به بدهی عمومی دولت به عنوان پیامدهای توهم مالی استفاده شده است؛ نتایج نشان دادند که بار مالیاتی مهم‌ترین علت توهم مالی در دوره ۱۳۹۱-۱۳۶۰ بوده است و سیاست‌گذاران سعی در پنهان کردن این بار مالیاتی از طریق توهم بدهی دولت و توهم مخارج مصرفی بخش خصوصی نسبت به سطوح بدهی عمومی دولت داشته‌اند (مداح و صادقی، ۱۳۹۲: ۸۵).

مداح و همکاران در چارچوب موضوع توهم مالی و تئوری‌های انتخاب عمومی، رابطه بین مالیات و مخارج عمومی دولت را در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰، با استفاده از روش‌های خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) و الگوی تصحیح خطا (ECM) بررسی کردند. یافته‌های این تحقیق نشان دادند که توهم مالی در ایران عموماً ناشی از سهم زیاد درآمد نفتی در بودجه دولت است که نوعی مالیات بین نسلی به شمار می‌رود؛ همچنین قابل رؤیت نبودن مالیات (توهم مالی) به‌عنوان علت معنی‌دار افزایش مخارج دولت در اقتصاد ایران نیست (مداح و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۲۹).

در مطالعه دیگری مداح و همکاران با تحلیل عوامل مؤثر بر تغییرات مخارج دولت در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۶۰ در چارچوب مدل استاندارد رأی‌دهنده میانه نشان دادند که افزایش سهم مالیات در درآمدهای دولت بر رشد مخارج عمومی در اقتصاد ایران اثر نداشته است؛ بلکه رشد مخارج عمومی عمدتاً از طریق درآمدهای نفتی تأمین مالی شده است (مداح و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۹۷).

$$(1+f)t] \alpha A k^{\alpha-1} G^{1-\alpha}$$

با استفاده از رابطه (۱) و (۲)، G به صورت زیر به دست می‌آید:

(۵)

$$G = (tAL)^{1/\alpha} \cdot k$$

با جایگزینی رابطه (۵) در (۴) به عبارت زیر می‌رسیم:

(۶)

$$r + \delta = [1 - (1+f)t] \alpha A^{1/\alpha} (Lt)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}$$

در سمت راست معادله (۶)، سرمایه تولید نهایی پس از کسر مالیات، همان نقشی که ثابت A در مدل استاندارد AK به عهده دارد، بازی می‌کند. همان طور که هیچ‌گونه پویایی انتقالی مشاهده نمی‌شود، نرخ‌های رشد c ، k و y همگی برابر با همان ثابت $\gamma_{de,rs}$ بوده و از رابطه زیر به دست می‌آید:

(۷)

$$\gamma_{de,rs} = \frac{1}{\theta} \left[\alpha A^{1/\alpha} (Lt)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} [1 - (1+f)t] - \delta - \rho \right]$$

در رابطه (۷) رشد دولت (مالیات یا مخارج) از طریق دو کانال بر رشد اثرگذار است: الف) جمله $1 - (1+f)t$ نشان دهنده اثر منفی مالیات مؤثر بر تولید نهایی سرمایه پس از کسر مالیات است، ب) جمله $t^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}$ نشان دهنده اثر مثبت G (یعنی خدمات عمومی) بر تولید نهایی است. با محاسبه $\frac{\partial \gamma}{\partial t}$ عبارت زیر حاصل می‌شود:

(۸)

$$\frac{\partial \gamma_{de,rs}}{\partial t} = - \frac{A^{1/\alpha} L (Lt)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}-2} (\alpha + ft + t - 1)}{\theta}$$

بنابراین، قانون طلایی حداکثر اندازه دولت با مشتق‌گیری مرتبه دوم از رابطه (۷)، به صورت زیر به دست می‌آید:

(۹)

$$t = \frac{1-\alpha}{1+f}$$

۲. فرض بر این است که خانوارها، کارایی را به حداکثر می‌رسانند همان طور که در عبارت $U = \int_0^{\infty} e^{-(\rho-n)t} \left[\frac{c^{1-\theta}-1}{1-\theta} \right] dt$ مشخص شده، به عبارت $a = (r-n)a + w - c$ محدود می‌شود که در آن C به ازای هر فرد ثابت است، a دارایی هر فرد است و n نرخ رشد جمعیت است. فرض می‌شود که این یک اقتصاد بسته است، $a=k$ ممکن است حفظ شود. ۳. برخی شرایط نابرابر برای اینکه نرخ رشد مثبت باشد و برای اینکه کارایی محدود شود، مورد نیاز است: $\rho > \delta + [1 - (1+f)t] \frac{\partial \gamma_i}{\partial K_i}$ و شرط قابل انتقال:

$$[(\theta - 1)/\theta][1 - (1+f)t] \frac{\partial \gamma_i}{\partial K_i} - \delta + \frac{\rho}{\theta} > 0$$

۴. $t > \frac{1-2a}{1+f}$ زیرا $\frac{\partial^2 \gamma_{de,rs}}{\partial t^2} = \frac{(a-1)A^{1/\alpha} (Lt)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}-1} (2a+ft+t-1)}{at^2 \theta}$ منفی است زیرا $t^* = \frac{1-a}{1+f}$ به خصوص در

که در آن $0 < \alpha < 1$. A سطح تکنولوژی، L نیروی کار، K سرمایه و G کل هزینه دولت است. بنابراین، فرض بر این است که تولید دارای بازده‌های ثابت نسبت به مقیاس است. همچنین فرض می‌شود که تعداد نیروی کار L ثابت باشد. حال اگر G ثابت باشد، آنگاه اقتصاد در شرایط بازده نزولی نسبت به انباشت سرمایه کل K قرار می‌گیرد. به طوری که اگر G و K هر دو افزایش یابند، معادله (۱) در شرایط بازده نزولی نیست. افزایش G موجب افزایش تولیدات نهایی L_i و K_i می‌شود. بنابراین، اقتصاد از طریق الگوی سنتی AK قادر به رشد درون‌زا^۱ است. با فرض اینکه دولت یک بودجه متعادل دارد و این بودجه نسبتی از کل تولید ناخالص با نرخ t تأمین می‌شود، معادله (۲) به صورت زیر به دست می‌آید:

(۲)

$$G = tY$$

در رابطه (۲)، t در طول زمان ثابت است. در اینجا، فرض بر این است که توهم مالی درک شده توسط شرکت‌ها وجود دارد؛ یعنی شرکت‌ها می‌دانند با نرخ مالیات اعلام شده t مواجه هستند، با این حال با توجه به سطح توهم مالی f ، شرکت‌ها در واقع نرخ مؤثر مالیات $(1+f)t$ را پرداخت می‌کنند. در این وضعیت، فرض شده که دولت به رانت‌های سیاسی (ft) مورد استفاده برای اهداف خصوصی و غیرمولد رسیده است. اگر چه شرکت‌ها نرخ مؤثر مالیاتی را پرداخت می‌کنند، بودجه متعادل تنها شامل t است. سود پس از کسر مالیات به صورت زیر محاسبه می‌شود (همان: ۸۴):

(۳)

$L_i [(1 - (1+f)t) * A k_i^{\alpha} G^{1-\alpha} - w - (r + \delta) k_i]$ که در آن $k_i \equiv K_i / L_i$ ، r نرخ بازگشت سرمایه، w نرخ دستمزد و δ نرخ استهلاک سرمایه است. نرخ دستمزد همان ارزش تولید نهایی نیروی کار پس از کسر مالیات است، زیرا فرض شده است که شرکت‌ها به دنبال حداکثر کردن سود هستند. علاوه بر این، نرخ بهره ناخالص $r + \delta$ برابر با ارزش تولید نهایی سرمایه پس از کسر مالیات است. بنابراین، اگر فرض کنیم $k_i = k$ ، میزان بهره از طریق معادله زیر مشخص می‌شود (همان: ۸۴):

(۴)

$$r + \delta = [1 - (1+f)t] \frac{\partial \gamma_i}{\partial K_i} = [1 -$$

۱. با توجه به یکی بودن توان G و K که مساوی $1-\alpha$ هستند.

توهم مالی، ممکن است اعوجاج (پیچیدگی یا انحرافات) افزایش یافته در اثر مالیات در این اقتصاد را بزرگ‌تر کند. بنابراین، توهم مالی P-B (پوویانی-بوکانان) می‌تواند در روند رشد اقتصادی یک تعیین‌کننده مهم باشد، که به عنوان یک منبع فرسایشی (اصطکاک) عمل می‌کند: سطوح بالاتر توهم مالی، نرخ رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. بنابراین، مبارزه با توهم مالی، امور مالی عمومی را شفاف‌تر می‌کند، که این مسئله برای یک ترکیب بودجه سالم و رشد اقتصادی مهم است.

۳- روش پژوهش

۳-۱- پایه‌های آماری

برای برآورد شاخص عددی توهم مالی در ایران، از دو متغیر ورودی نرخ بار مالیاتی (X1) و نرخ باسوادی (X2) و چند متغیر تحت‌تأثیر توهم مالی از جمله نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی (Y1)، نسبت مالیات غیرمستقیم به مالیات مستقیم (Y2)، نسبت مخارج مصرفی بخش خصوصی به سطوح بدهی دولت (Y3)، استفاده می‌شود.

جدول ۱. متغیرهای شاخص و علی‌الگو

| متغیر | نماد | نوع متغیر | علامت مورد انتظار |
|--|------|-----------------------|----------------------|
| بار مالیاتی | X1 | علی | مثبت |
| آموزش (نرخ باسوادی) | X2 | علی | منفی |
| نسبت بدهی عمومی به GDP | Y1 | پایامد (آثار یا شاخص) | مثبت |
| نسبت مالیات غیرمستقیم به مالیات مستقیم | Y2 | پایامد (آثار یا شاخص) | مثبت |
| نسبت مخارج مصرفی بخش خصوصی به بدهی عمومی | Y3 | پایامد (آثار یا شاخص) | مثبت |

مأخذ: مداح و صادقی (۱۳۹۲)

متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه، متغیرهایی هستند که قبلاً اثر معنی‌داری آنها بر توهم مالی و رشد اقتصادی در مطالعات پیشین، اثبات شده است. پس از انتخاب متغیرها، داده‌های لازم برای این مطالعه در دوره زمانی ۹۳-۵۷، از وب سایت بانک مرکزی^۲ و مرکز آمار^۳ ایران گردآوری شده است.

در این صورت نرخ رشد قانون طلایی اندازه دولت برابر است با:

$$Y^*_{de,rs} = \frac{1}{\theta} \left[\alpha^2 A \frac{1}{\alpha} \left(\frac{L(1-\alpha)}{1+f} \right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} - \delta - \rho \right] \quad (9^*)$$

برای بررسی اثرات توهم مالی بر نرخ رشد غیرمتمرکز بهینه ابتدا از رابطه (۹)* نسبت به f مشتق گرفته و رابطه (۱۰) به دست می‌آید:

$$\frac{\partial Y^*_{de,rs}}{\partial f} = - \frac{\alpha A \frac{1}{\alpha} \left(\frac{L(1-\alpha)}{1+f} \right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}}{\theta L} (< 0) \quad (10)$$

بنابراین، نتیجه می‌گیریم که سطوح بالاتری از توهم مالی موجب کاهش نرخ رشد در اقتصاد غیرمتمرکز تحت فروض معین می‌گردد. با توجه به معادله (۷) که در آن نرخ رشد نتیجه انتخاب‌های غیرمتمرکز خانوارها و شرکت‌ها است، معادله (۹) سیاست بهینه دولت است. حالا وقت آن است که مشاهده کنیم آیا نتایج با حل مسئله بهینه‌سازی اجتماعی، مدل بهینه پارتو^۱ منطبق است یا خیر؟ (همان: ۸۶).

برنامه‌ریز مسیریهای زمانی G(t) و C(t) را به منظور به حداکثر رساندن مطلوبیت مصرف‌کنندگان یعنی:

$$U = \int_0^{\infty} e^{-(\rho-n)t} \left[\frac{c^{1-\theta}-1}{1-\theta} \right] dt$$

برنامه‌ریز با قید تابع تولید (۱) و قید بودجه (۱۱) مواجه است.

$$Y = C + G + K + \delta K \quad (11)$$

با حل مسئله بهینه‌سازی پویا در شرایط مذکور به یک نرخ رشد متفاوتی معادل رابطه (۱۲) می‌رسیم:

$$Y_{sp,rs} = \frac{1}{\theta} \left[\alpha A \frac{1}{\alpha} [(1-\alpha)L]^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} - \delta - \rho \right] \quad (12)$$

برنامه‌ریز اجتماعی شرط $\frac{\partial Y}{\partial G} = 1$ را اجرا خواهد کرد. پیچیدگی در مدل غیرمتمرکز اینکه سرمایه‌گذاران به علت نرخ مالیاتی مؤثر $(1+f)t$ که کمی با $\frac{\partial Y_i}{\partial K_i}$ متفاوت است، تولید نهایی سرمایه خصوصی را $[1 - (1+f)t] \frac{\partial Y_i}{\partial K_i}$ در نظر می‌گیرند. این تفاوت بین بازده اجتماعی و خصوصی، یک کاهش در نرخ رشد ایجاد می‌کند. تفاوت به این دلیل توضیح داده شده است که در عبارت (۴)، اثر منفی مالیات مؤثر با ۱ جایگزین و اندازه دولت با $1-\alpha$ مشخص شده است. در نهایت، این نتیجه حاصل می‌شود که سطوح بالاتری از

2. www.cbi.ir

3. www.amar.org.ir

1. Pareto

جدول (۱)، متغیرهای شاخص و علی‌الگوی محاسبه متغیر پنهان (توهم مالی) را نشان می‌دهد.

۳-۲- رویکرد میمیک و معادلات ساختاری

مدل میمیک یا مدل شاخص‌های چندگانه-علل چندگانه روشی برای اندازه‌گیری متغیرهای پنهان از جمله توهم مالی است. این روش، رابطه بین متغیر پنهان و شاخص‌ها و علل مشاهده را نشان می‌دهد (ابونوری و لاجوردی، ۱۳۹۵: ۳۳). یکی از اولین تحقیقات در اقتصاد با استفاده از روش معادلات ساختاری توسط گلدبرگر^۱ در سال ۱۹۷۲ انجام شده است. در این مطالعه شکل خاصی از معادلات ساختاری به نام شاخص‌های چندگانه علل چندگانه استفاده شده است. این مدل دارای دو قسمت اصلی معادله ساختاری^۲ و معادله اندازه‌گیری^۳ است. معادله ساختاری با یک مجموعه از شاخص‌های قابل مشاهده متناظر است:

(۱۳)

$$Y_i = \lambda_i \eta + u_i$$

در اینجا Y_i ، نشان‌دهنده شاخص‌های قابل مشاهده شامل متغیرهای نسبت مخارج مصرفی به بدهی عمومی دولتی، نسبت مالیات غیرمستقیم به مستقیم، نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی، η متغیر پنهان توهم مالی، u_i ها خطاهای تصادفی و λ ها پارامترهای ساختاری مدل اندازه‌گیری هستند. معادله اندازه‌گیری متغیر پنهان نیز به صورت زیر است:

(۱۴)

$$\eta = \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2 + \dots + \gamma_p x_p + v$$

که در آن x_p ها، نشانگر یک مجموعه از متغیرهای علی قابل مشاهده از قبیل نرخ باسواد، بار مالیاتی، γ_p ها، پارامترهای ساختاری مدل، v متغیر اختلال و η متغیر پنهان (توهم مالی) است. معادله‌های (۱۳) و (۱۴) به صورت زیر قابل بازنویسی است:

$$Y = \lambda \eta + u \quad (۱۵)$$

$$\eta = \gamma x + v \quad (۱۶)$$

در این معادلات فرض می‌شود که بین جملات خطا u و v همبستگی وجود ندارد، یعنی:

(۱۷)

$$E(uv) = 0 \text{ و } E(v^2) = \sigma^2 \text{ و } E(u'u) = \Theta^2$$

$$Y = (\gamma x + v)\lambda + u \quad (۱۸)$$

همچنین، می‌توان با تعریف $\Pi = \lambda\gamma$ و $w = \lambda v + u$ ، رابطه (۱۸) را به صورت زیر بازنویسی کرد. در این صورت، می‌توان مدل MIMIC را به دست آورد.

(۱۹)

$$Y = \Pi x + w$$

فرم نموداری مدل پیشنهادی برای برآورد حجم توهم مالی در ایران به صورت زیر است. همچنین ماتریس دستگاه معادلات بالا به صورت زیر است:

(۲۰)

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{bmatrix} [\eta] + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix}$$

(۲۱)

$$[\eta] = [\gamma_1 \ \gamma_2 \ \gamma_3 \ \gamma_4 \ \gamma_5 \ \gamma_6 \ \gamma_7 \ \gamma_8 \ \gamma_9] \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ X_4 \\ X_5 \\ X_6 \\ X_7 \\ X_8 \\ X_9 \end{bmatrix} + [v]$$

۴- برآورد مدل

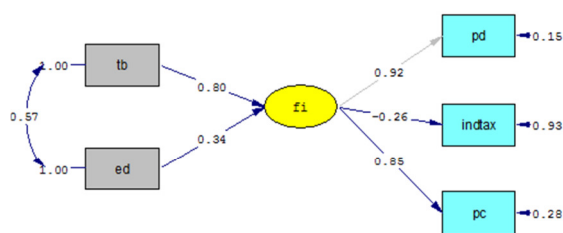
۴-۱- برآورد مدل توهم مالی

برآورد توهم مالی به وسیله بسته نرم‌افزاری لیزرل و به روش حداکثر راستنمایی انجام گرفته است. برای انتخاب مدل برتر از بین مدل‌های برآورد شده، دو روش مورد استفاده قرار می‌گیرد. روش اول، روش فری و وک هانمان^۴ است که بر اساس آن اولویت در انتخاب مدل برتر، با سازگاری علائم متغیرها با مبانی نظری و معناداری ضرایب از نظر آماری است. روش دوم، روش گیلز^۵ است که در آن اولویت با شاخص‌های برآزش عمومی مدل است (ابراهیمی، ۱۳۹۱: ۵۶). رویکرد انتخاب مدل نهایی در این تحقیق رویکرد دوگانه خواهد بود. بر اساس این رویکرد، مدل سازگار با مبانی نظری و معنادار، از نظر آماری و مدلی که از نظر معیارهای برآزش عمومی لیزرل در وضعیت بهتری قرار دارد، به عنوان مدل برتر انتخاب شده است.

4. Frey & Weck-Hannemann
5. Giles

1. Goldberger (1972)
2. Structural Equation
3. Measurement Equation

تحقیق معادل ۰/۹۶ گزارش شده است که حاکی از قابل قبول بودن برازش مدل است. مشابه این معیار، شاخص NFI، CFI (شاخص برازش مقایسه‌ای)، IFI هستند که مقدار این شاخص‌ها در مدل برآوردی به ترتیب برابر ۰/۹۹، ۰/۹۹ و ۰/۹۹ به دست آمده است. این شاخص‌ها نیز برازندگی خوب مدل را نشان می‌دهند. علاوه بر این چون شاخص‌های برازندگی متنوعی وجود دارد، برازش باید به‌طور همزمان از منظر مشخصه‌های چندگانه برازندگی ارزشیابی شود. از این رو شاخص‌های AGFI (شاخص نیکویی برازش تعدیل شده)، PGFI، NNFI (شاخص برازش هنجار نشده)، PNFI نیز باید مورد توجه قرار گیرند که مقدار این شاخص‌ها در مدل تخمینی برازندگی خوب آن را تأیید می‌کنند. از دیگر معیارهای برتری، شاخص ریشه میانگین مجذورات خطای تقریب (RMSEA) است. مقادیر این شاخص برابر ۰/۰۴ و کمتر از ۸ درصد است.



Chi-Square=4.23, df=4, P-value=0.37563, RMSEA=0.040

شکل ۱. مدل نهایی برآورد شده

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد مدل نهایی توهم مالی در ایران

| علل ساختاری | توهم مالی |
|---------------------------|-----------------|
| بار مالیاتی | ۰/۸۰ (۱۴/۱۳) |
| نرخ باسواد | ۰/۳۴ (۶/۹۸) |
| بدهی دولت | ۰/۹۲ (۳/۴۷) |
| نسبت مالیات‌های غیرمستقیم | -۰/۲۶ |
| به مالیات‌های مستقیم | (-۱/۷۰) |
| مخارج مصرفی | ۰/۸۵ (۸/۲۱) |

مأخذ: محاسبات تحقیق

همچنین برای رفع مشکل شناسایی پارامترهای الگو، یکی از شاخص‌های تحت‌تأثیر توهم مالی به یک مقدار از پیش تعیین شده تثبیت شد. این عمل باعث می‌شود که در برآورد الگو، مقادیر مطلق متغیرها مورد نظر نباشند و تنها مقادیر نسبی آنها مورد توجه قرار گیرد (ابراهیمی، ۱۳۹۱: ۸۰). در حالتی که نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی به مقدار ثابت یک تثبیت شد، عملکرد شاخص‌ها بهتر است.

جدول ۲. شاخص‌های نیکویی برازش، مقدار مطلوب

شاخص‌ها و مقادیر برآوردی مدل نهایی در لیزرل

| شاخص | مقدار برآوردی مدل | مقدار مطلوب |
|---------------|-------------------|---|
| χ^2 / df | ۱/۰۵ | هر چه کوچکتر باشد. اگر $\chi^2 / df < 4$ در این صورت فرضیه صفر که در آن فرض می‌شود، مدل برازندگی کامل با داده‌ها دارد پذیرفته می‌شود. |
| RMSEA | ۰/۰۴۰ | هر چه به صفر نزدیک باشد ($< ۰/۰۸$) |
| NNFI | ۰/۹۸ | هر چه به یک نزدیکتر باشد ($> ۰/۹۰$) |
| NFI | ۰/۹۶ | هر چه به یک نزدیکتر باشد ($> ۰/۹۰$) |
| Standard RMR | ۰/۰۴ | هر چه کوچکتر باشد |
| GFI | ۰/۹۶ | هر چه به یک نزدیکتر باشد ($> ۰/۹۰$) |
| AGFI | ۰/۸۳ | هر چه به یک نزدیکتر باشد ($> ۰/۹۰$) |
| CFI | ۰/۹۹ | هر چه به یک نزدیکتر باشد ($> ۰/۹۰$) |

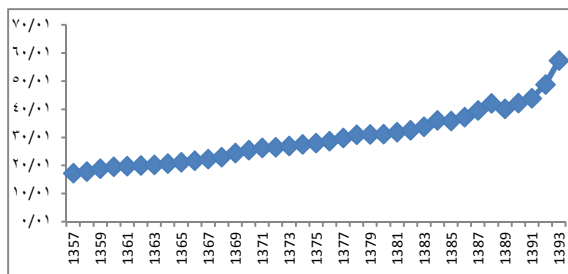
مأخذ: زراءنژاد و ابراهیمی (۱۳۹۱)؛ مداح و محمدنیا سروری

(۱۳۹۵)؛ (2004) Cziraky و محاسبات تحقیق

با توجه به جدول (۲)، در بین معیارهای برازش^۱، شاخص مجذور کای^۲ نشان‌دهنده معیار خوبی برازش کل مدل است. مقادیر کوچکتر مجذور کای نشان‌دهنده برازش بهتر مدل است. نسبت مجذور کای دو به درجه آزادی نیز برابر ۱/۰۵ است و به لحاظ آماری در بازه ۴-۱ و معنادار است، شاخص خوبی برازش GFI یعنی اندازه‌ای از مقدار نسبی واریانس‌ها و کواریانس‌هاست. هر چه GFI نزدیک به یک باشد مدل با داده‌ها برازش بهتری دارد. مقدار این شاخص برای مدل این

1. Measures of Fit
2. Chi-squared Test (χ^2)

آن است که درک نادرست مالیات‌دهندگان از درآمدهای دولت و هزینه‌های دولت در سال‌های مورد بررسی افزایش یافته است که این موضوع سیاست‌مداران را در جهت افزایش مخارج دولتی و توسعه اندازه دولت حرکت داده است. تنها انحرافی که در این روند مشاهده می‌شود، مربوط به کاهش توهم مالی در سال ۸۹ است. در این سال بار مالیاتی نسبت به سال‌های گذشته خود کاهش یافته است (اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها از سال ۸۹ آغاز شد)؛ این مسئله ناشی از درک مالی بالا از هزینه‌های عمومی و مصارف درآمدهای مالیاتی، توسط مردم شده که خود تا حدودی به کاهش توهم مالی آنها منجر گردیده است.



نمودار ۲. روند شاخص عددی توهم مالی در ایران طی سال‌های

۱۳۹۳-۱۳۵۷.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۴- تصریح مدل اقتصادسنجی

الگوی اقتصادسنجی این پژوهش، مدل تعمیم یافته مورائو (۲۰۰۸) است که به صورت زیر تصریح شده است:

(۲۳)

$$Y = AL^{\alpha} K^{\beta} F_i^{\gamma} V G^{\lambda}$$

به منظور تخمین تابع فوق ابتدا از طرفین تابع لگاریتم طبیعی می‌گیریم. با این کار عرض از مبدأ و جزء تصادفی نیز به معادله اضافه می‌شود.

(۲۴)

$$\ln Y = \ln A + \beta_1 \ln L + \beta_2 \ln K + \beta_3 \ln F_i + \beta_4 \ln G + \varepsilon_t$$

که در آن، Y : تولید ناخالص داخلی حقیقی، L : نیروی کار، K : موجودی سرمایه، F_i : توهم مالی، G : مخارج دولت، ε_t : نشان‌دهنده جزء اختلال و β_i ها همان پارامترهای مدل $(\alpha, \beta, \gamma, \lambda)$ هستند. اکنون برای استخراج رگرسیون نهایی جهت تخمین، از معادله فوق دیفرانسیل می‌گیریم. رگرسیون نهایی به صورت زیر است:

۴-۲- تجزیه تحلیل نتایج حاصل از برآورد مدل

نهایی توهم مالی در کشور ایران

با توجه به مقادیر ضرایب برآوردی و آماره t (در داخل پرانتز) مربوطه در جدول (۳)، می‌توان علل و پیامدهای توهم مالی را از لحاظ تجربی مورد تحلیل قرار داد. نتایج تخمین، معناداری ضرائب برآوردی را تأیید می‌کند. در قسمت آثار توهم مالی، همان‌طور که مشاهده می‌گردد توهم مالی رابطه مستقیمی با مخارج مصرفی بخش خصوصی و تغییرات بدهی عمومی دارد و رابطه غیرمستقیمی با نسبت مالیات غیرمستقیم به مستقیم برقرار است. اثر توهم مالی بر مخارج مصرفی با ضریب $0/85$ ، نسبت مالیات غیرمستقیم به مستقیم $-0/26$ و بدهی عمومی $0/92$ است؛ که بیان‌کننده اثرگذاری بیشتر توهم مالی بر بدهی عمومی، نسبت به مخارج مصرفی و نسبت مالیات غیرمستقیم به مستقیم است. همچنین از نتایج ضرائب برآورد متغیرهای علی توهم مالی نیز این‌گونه استنباط می‌شود که هر دو متغیرهای علی به کار رفته اثر مستقیم و معناداری بر توهم مالی دارند که در بین آنها بار مالیاتی با ضریب $0/80$ نسبت به متغیر سطح آموزش با ضریب $0/34$ اثر بیشتری بر توهم دارد. فرم رگرسیونی این مدل به صورت زیر است:

(۲۲)

$$f_i = 0.80 t b + 0.34 e d$$

بر اساس نتایج این رابطه تغییر یک درصدی بار مالیاتی، حدود $0/80$ درصد تغییرات توهم مالی را موجب می‌گردد، در حالی که تغییر یک درصدی در سطح آموزش تنها منجر به تغییر $0/34$ درصدی در توهم مالی می‌شود.

۴-۳- استخراج توهم مالی و تفسیر نتایج آن

برای استخراج سری زمانی توهم مالی کافی است که به جای متغیرهای توضیحی مدل، مقادیر عددی آنها را در معادله (۲۲) قرار دهیم تا شاخص توهم مالی در ایران برای هر سال به دست آید.

نمودار (۲) روند شاخص عددی توهم مالی ایران را در دوره ۳۶ ساله (۵۷-۹۳) نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، روند توهم مالی در دوره مورد بررسی به جز سال‌های اخیر دارای سیر صعودی و بدون نوسان بوده است. این شاخص در دوره جنگ با نرخ صعودی نسبتاً ثابت و کوچکی همراه بوده است، اما در سال‌های پس از جنگ با نرخ فزاینده تا سال‌های اخیر رو به افزایش بوده است. روند صعودی توهم مالی بیان‌گر

جدول ۵. نتایج بررسی مانایی متغیرهای نامانا با استفاده از آزمون

دیکی - فولر تعمیم یافته در تفاضل مرتبه اول

| متغیر | مدل آزمون | آماره دیکی فولر | مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۵ درصد | وضعیت مانایی |
|--------|----------------------------|--------------------|--|-----------------|
| D(GFI) | بدون عرض از مبدأ و روند | -۲/۹۶ | -۱/۹۵ | مانا |
| | با روند و عرض از مبدأ | -۳/۸۰ | -۳/۵۵ | مانا |
| D(GK) | بدون عرض از مبدأ و روند | -۴/۶۴ | -۱/۹۵ | مانا |
| D(GL) | بدون عرض از مبدأ و روند | -۵/۱۹ | -۱/۹۵ | مانا |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرهای نامانا در جدول (۵) گزارش شده است. با توجه به نتایج فوق، همه متغیرهای نامانا در تفاضل مرتبه اول مانا شده و بنابراین دیگر نیازی به تکرار آزمون برای سطوح تفاضلی بعدی نمی‌باشد. با این اوصاف تعدادی از متغیرهای مدل دارای ریشه واحد $I(0)$ و تعدادی نیز دارای یک ریشه واحد $I(1)$ هستند.

۴-۵- برآورد مدل تصریح شده

از آنجایی که تمامی متغیرهای مدل مانا نیستند در نتیجه نمی‌توان از روش‌های معمول برازش مدل؛ همانند روش حداقل مربعات استفاده نمود، چرا که این روش‌ها هنگامی می‌توانند نتایج قابل اطمینانی را ارائه کنند که تمامی متغیرها مانا و فاقد ریشه واحد باشند. از آنجایی که متغیرهای مدل ترکیبی از سری‌های $I(0)$ و $I(1)$ هستند مناسب‌ترین روش برای برآورد مدل، روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) می‌باشد (ابریشمی، ۱۳۸۸: ۱۴۶-۱۲۴).

انتخاب این روش بدان جهت صورت گرفته است که: روش ARDL با در نظر گرفتن این که متغیرهای مدل $I(0)$ یا $I(1)$ می‌باشند قابل کاربرد است. با انجام این روش می‌توان تحلیل‌های اقتصادی را در دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت انجام داد. استفاده از این روش در حجم نمونه‌های کوچک نیز به دلیل در نظر گرفتن پویایی کوتاه‌مدت بین متغیرها، از کارایی بالایی برخوردار است (پسران و پسران، ۱۹۹۷: ۹۴-۹۳). برای

(۲۵)

$$GY = \beta_0 + \beta_1 GL + \beta_2 GK + \beta_3 GFI + \beta_4 GG + \varepsilon_t$$

GY: رشد تولید ناخالص داخلی، GL: رشد نیروی کار، GK: رشد موجودی سرمایه، GFI: رشد توهیم مالی، GG: رشد مخارج دولت (کلیه اطلاعات به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳، استفاده شدند). به منظور برآورد رگرسیون فوق در قدم اول به سراغ موضوع مانایی و انجام آزمون ریشه واحد می‌رویم.

۴-۴-۱- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر**تعمیم یافته برای بررسی مانایی متغیرها**

نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته از متغیرهای مدل رشد اقتصادی در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴. نتایج بررسی مانایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی -

فولر تعمیم یافته در سطح

| متغیر | مدل آزمون | آماره دیکی فولر | مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۵ درصد | وضعیت مانایی |
|-------|----------------------------|--------------------|--|-----------------|
| GY | بدون عرض از مبدأ و روند | -۵/۳۴ | -۱/۹۵ | مانا |
| GL | با عرض از مبدأ | -۲/۳۶ | -۲/۹۵ | نامانا |
| | بدون عرض از مبدأ و روند | -۱/۱۹ | -۱/۹۵ | نامانا |
| GK | بدون عرض از مبدأ و روند | -۱/۳۴ | -۱/۹۵ | نامانا |
| GFI | بدون عرض از مبدأ و روند | -۰/۷۴ | -۱/۹۵ | نامانا |
| GG | بدون عرض از مبدأ و روند | -۳/۳۳ | -۱/۹۵ | مانا |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق بیانگر آن است که به جز دو متغیر GY و GG مابقی متغیرهای مدل مانا نبوده و دارای ریشه واحد هستند. همان‌طور که مشاهده شد، هر دو متغیر GG و GY در حالت بدون عرض از مبدأ و روند و در سطح مانا هستند. بدین منظور از متغیرهای نامانا مجدداً در تفاضل مرتبه اول آزمون ریشه واحد می‌گیریم که نتایج آن در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون‌های آسیب‌شناسی (تشخیص)

| آماره (احتمال) | آزمون |
|----------------------|-------------------|
| ۰/۰۸ (۰/۹۲) | خودهمبستگی سریالی |
| ۰/۳۳ (۰/۹۶) | ناهمسانی واریانس |
| ۴/۱۱ (۰/۱۲) | نرمال بودن توزیع |
| ۱/۴۱ (۰/۱۷): آماره t | فرم تابعی |
| ۲/۰۵ (۰/۱۷): آماره f | |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

فرض صفر تمامی آزمون‌های گزارش شده در جدول (۷) فرض مطلوب می‌باشد. با توجه به نتایج جدول فوق معناداری کل رگرسیون و فروض عدم وجود خودهمبستگی سریالی، جملات خطا، عدم وجود واریانس ناهمسانی در جملات خطا، نرمال بودن توزیع جملات خطا و شکل تبیی صحیح مدل تأیید می‌شود. پس از حصول اطمینان از برقراری فروض فوق، تحلیل نتایج جدول (۶) به شرح زیر است:

نتایج تخمین معادله پویا نشان می‌دهد که، ضرایب کوتاه‌مدت رشد نیروی کار شاغل، رشد موجودی سرمایه، رشد توهم مالی و رشد مخارج دولت به ترتیب برابر ۰/۰۴، ۲/۰۹، ۰/۱۱- و ۰/۳۲ می‌باشند. همچنین در کوتاه‌مدت رشد نیروی کار اثر مثبت و غیرمعناداری بر رشد اقتصادی دارد، رشد موجودی سرمایه و رشد مخارج دولت، اثرات مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارند. رشد توهم مالی اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد؛ به طوری که در یک سطح اطمینان مشخص، اگر یک واحد توهم مالی تغییر کند با فرض ثابت بودن سایر شرایط، رشد اقتصادی ۰/۱۱ واحد و در خلاف جهت آن تغییر می‌کند. وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل از اهمیت بالایی برخوردار است و به مدل ارزش و اعتبار می‌بخشد. برای بررسی وجود رابطه بلندمدت از آزمون کرانه‌ای پسران (Bounds Test) استفاده می‌شود. فرض صفر این آزمون عدم وجود رابطه بلندمدت در بین متغیرهای مدل است که با استفاده از آماره F به دست آمده از این آزمون نسبت به تأیید یا رد فرضیه فوق اقدام می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۸) گزارش شده است.

همان طوری که در جدول (۸) مشاهده می‌شود، مقدار آماره F محاسباتی ۱۲/۹۸ است. از آنجا که این مقدار حتی از مقدار بحرانی متغیرهای I(1) در سطح یک درصد هم بیشتر است، فرض صفر با قطعیت رد می‌شود و وجود رابطه بلندمدت در مدل تأیید می‌شود. نتایج تخمین رابطه بلندمدت در جدول (۹) گزارش شده است.

بررسی، تجزیه و تحلیل اثرات رشد نیروی کار شاغل، رشد موجودی سرمایه، رشد مخارج دولت و رشد توهم مالی بر رشد اقتصادی طی سال‌های ۹۳-۵۷ از روش ARDL استفاده شده است. در این روش سه معادله پویا، بلندمدت و تصحیح خطا مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از تخمین معادله پویا در جدول (۶) ارائه شده است.

نتایج معادله پویا در جدول (۶) گزارش شده است. تعداد وقفه‌های بهینه در این مدل با استفاده از معیار شوارتز-بیزین (SBC) تعیین شده است.^۱ از میان آماره‌های رگرسیون، آماره F معنی‌داری کل رگرسیون را تأیید می‌کند. ضریب تعیین R^2 برابر ۰/۷۸ است؛ بدین معنی که ۷۸ درصد تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای مستقل مدل قابل توضیح است. قبل از بررسی معنی‌داری ضرایب لازم است تا به آسیب‌شناسی جملات خطا و شکل صحیح مدل برآورد شده پرداخته شود؛ زیرا در صورتی نتایج فوق قابل پذیرش است که فروض مربوط به جملات خطا برقرار باشد و مدل نیز از یک شکل صحیح تبیی برخوردار باشد. نتایج آزمون‌های آسیب‌شناسی در جدول (۷) گزارش شده است.

جدول ۶. نتایج معادله پویا (متغیر وابسته = GY)

| ARDL(2, 0, 1, 0, 4) | | | |
|---------------------|--------------|------------|------------------------------------|
| متغیر | ضریب | آماره t | Prob |
| GY(-1) | -۰/۱۴ | -۱/۰۳ | ۰/۳۱۱ |
| GY(-2) | -۰/۴۴ | -۴/۰۱ | ۰/۰۰۰ |
| GL | -۰/۰۴ | ۰/۰۸ | ۰/۹۳۴ |
| GK | ۲/۰۹ | ۳/۵۷ | ۰/۰۰۱ |
| GK(-1) | -۰/۹۴ | -۱/۹۳ | ۰/۰۶۷ |
| GFI | -۰/۱۱ | -۲/۲۲ | ۰/۰۳۸ |
| GG | -۰/۳۲ | ۳/۲۵ | ۰/۰۰۳ |
| GG(-1) | -۰/۱۶ | ۱/۶۱ | ۰/۱۲۲ |
| GG(-2) | -۰/۳۲ | ۳/۲۵ | ۰/۰۰۴ |
| GG(-3) | -۰/۲۰ | -۲/۲۷ | ۰/۰۳۳ |
| GG(-4) | -۰/۲۴ | -۲/۳۰ | ۰/۰۳۲ |
| C | ۰/۰۰۹ | ۰/۳۹ | ۰/۶۹۳ |
| آماره‌های رگرسیون | $R^2 = 0.78$ | D-W = 1.84 | F-Statistic = 6.53 Prob = 0.000 |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

۱. معمولاً در نمونه‌های زیر ۱۰۰ از معیار شوارتز-بیزین استفاده می‌شود تا درجه آزادی زیادی از دست نرود.

تغییر کند با فرض ثابت بودن سایر شرایط، رشد اقتصادی ۰/۷۲ واحد و هم‌جهت با آن تغییر می‌کند. برای بررسی جهت و سرعت تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت رشد تولید ناخالص داخلی به سمت تعادل بلندمدت خود، از مدل تصحیح خطا استفاده شده است. نتایج تخمین معادله تصحیح خطا در جدول (۱۰) گزارش شده است.

ضریب جمله تصحیح خطا یعنی $(ECM(-1))$ نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت رشد اقتصادی برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. نتایج تخمین نشان می‌دهد که ضریب جمله تصحیح خطا در این مدل ۰/۵۹- به دست آمده است. یعنی در هر دوره ۵۹ درصد از عدم تعادل ایجاد شده تعدیل و به سمت تعادل بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش بررسی ارتباط بین توهم مالی و رشد اقتصادی در ایران در سال‌های ۹۳-۵۷ است. به این منظور داده‌های آماری از منابع آماری بانک مرکزی و مرکز آمار ایران جمع‌آوری شدند. برآورد متغیر پنهان توهم مالی با استفاده از سیستم معادلات ساختاری نرم‌افزار لیزرل با روش MIMIC انجام شد. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای علی به‌کار رفته یعنی بار مالیاتی و آموزش اثر مستقیم و معناداری بر توهم مالی دارند؛ از بین متغیرهای علی بار مالیاتی و آموزش، مهم‌ترین متغیر تعیین‌کننده اندازه توهم مالی در اقتصاد ایران، بار مالیاتی است که سیاست‌گذاران سعی در پنهان کردن این بار مالیاتی از طریق توهم بدهی دولت و توهم مخارج مصرفی بخش خصوصی نسبت به سطوح بدهی دولتی را دارند. بنابراین می‌توان گفت بار مالیاتی به‌عنوان یکی از ابزارهای سیاست‌گذاران جهت ایجاد توهم مالی است. به نحوی که بار مالیاتی بالاتر، دولت را ترغیب می‌کند تا سیاست‌هایی در جهت درک نادرست شهروندان نسبت به بار مالیاتی اتخاذ کنند که این عمل توهم مالی را ایجاد می‌کند. در قسمت آثار توهم مالی، همان‌طور که مشاهده شد توهم مالی اثر مثبت و معنی‌داری بر بدهی عمومی و مخارج مصرفی بخش خصوصی دارد. به طوری که اگر هزینه برنامه‌های عمومی از طریق مالیات جاری پرداخت شود، مالیات‌دهندگان تمایل بیشتری به درک هزینه‌های دولتی دارند تا اینکه این هزینه‌ها از طریق استقراض

جدول ۸. نتایج آزمون کرانه‌ای پسران

| تعداد متغیرهای مستقل | آماره آزمون | مقدار آماره |
|--------------------------|-------------|-------------|
| ۴ | F-Statistic | ۱۲/۹۸ |
| مقادیر بحرانی آزمون باند | | |
| سطح معنی‌داری | I(0) Bound | I(1) Bound |
| ۱۰٪ | ۲/۴۵ | ۳/۵۲ |
| ۵٪ | ۲/۸۶ | ۴/۰۱ |
| ۲/۵٪ | ۳/۲۵ | ۴/۴۹ |
| ۱٪ | ۳/۷۴ | ۵/۰۶ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۹. نتایج رابطه بلندمدت (متغیر وابسته = GY)

| متغیر | ضریب | آماره t | Prob |
|-------|-------|---------|------|
| C | ۰/۰۰۵ | ۰/۳۹ | ۰/۶۹ |
| GL | ۰/۰۲ | ۰/۰۸ | ۰/۹۳ |
| GK | ۰/۷۲ | ۲/۲۵ | ۰/۰۳ |
| GG | ۰/۲۳ | ۱/۷۷ | ۰/۰۹ |
| GFI | -۰/۰۷ | -۲/۴۲ | ۰/۰۲ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۰. نتایج رابطه بلندمدت (متغیر وابسته = D(GY))

| متغیر | ضریب | آماره t | Prob |
|-----------|-------|---------|-------|
| D(GY(-1)) | ۰/۴۴ | ۴/۰۱ | ۰/۰۰۰ |
| D(GL) | -۰/۰۴ | ۰/۰۸ | ۰/۹۳۴ |
| D(GK) | ۲/۰۹ | ۳/۵۷ | ۰/۰۰۱ |
| D(GG) | ۰/۳۲ | ۳/۲۵ | ۰/۰۰۳ |
| D(GG(-1)) | -۰/۳۲ | -۳/۲۵ | ۰/۰۰۴ |
| D(GG(-2)) | ۰/۲۰ | ۲/۲۷ | ۰/۰۳۳ |
| D(GG(-3)) | ۰/۲۴ | ۲/۳۰ | ۰/۰۳۲ |
| D(GFI) | -۰/۱۱ | ۲/۲۲ | ۰/۰۳۸ |
| ECM(-1) | -۰/۵۹ | -۸/۲۲ | ۰/۰۰۰ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۹) نشانگر آن است که متغیرهای رشد توهم مالی و رشد موجودی سرمایه در بلندمدت اثر معناداری بر رشد اقتصادی دارند. متغیر توهم مالی اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. رشد موجودی سرمایه اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد؛ به طوری که در سطح اطمینان ۹۵ درصد (سطح معنی‌داری ۵٪)، اگر رشد موجودی سرمایه یک واحد

منجر به افزایش مخارج دولت خواهد شد. بر این اساس برخلاف عقیده فریدمن کاهش درآمد مالیاتی به خصوص مالیات غیرمستقیم در شرایط کسری بودجه توصیه نمی‌گردد؛ بلکه به منظور بهبود وضعیت بودجه دولت لازم است تا درآمدهای مالیاتی افزایش یابند.

با بررسی ارتباط بین توهم مالی و رشد اقتصادی در ایران مشخص شد که توهم مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی کشور ایران طی سال‌های ۹۳-۵۷ دارد. همان‌طور که اشاره شد اگر هزینه برنامه‌های عمومی از طریق مالیات جاری پرداخت شود، مالیات‌دهندگان تمایل بیشتری به درک هزینه برنامه‌های عمومی دارند تا اینکه هزینه‌ها از طریق قرض بخش دولتی یا درآمد نفتی تأمین شوند؛ اما از آنجایی که بودجه و درآمد دولت در کشور ایران بیشتر از منبع درآمد نفتی است و در این بین مالیات‌ها نقش ضعیف‌تری را ایفا می‌کنند، وابستگی بودجه دولت به درآمد نفتی موجب شده تا مالیات‌دهندگان درک درستی از هزینه برنامه‌های عمومی نداشته باشند و تقاضای آنها برای مخارج عمومی بیشتر از اندازه بهینه باشد و چون عوامل اقتصادی درک نمی‌کنند که این افزایش در خدمات عمومی طی دوره مالیاتی به‌صورت همزمان جبران نمی‌شود، بلکه از طریق کسری بودجه جبران می‌شود، این امر به طور ضمنی بیانگر انتقال ساده افزایش در مالیات سال‌های آینده یا افزایش در عرضه پول می‌شود که خود منجر به فشار تورمی خواهد شد و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد.

دولتی یا روش‌های دیگر (درآمد نفتی) تأمین شوند؛ اما از آنجایی که بودجه و درآمد دولت در کشور ایران بیشتر از منبع درآمد نفتی است و مالیات‌ها نقش ضعیف‌تری را ایفا می‌کنند، این وابستگی موجب می‌شود تا تقاضا برای مخارج عمومی بیشتر از اندازه بهینه آن باشد؛ به این علت که درآمد نفتی یک پول باد آورده‌ای است که مستقیم وارد خزانه دولت می‌شود و هزینه بسیاری از پروژه‌ها را تأمین می‌کند؛ بنابراین بخش عمومی در قبال مردم کمتر خود را پاسخگو می‌داند و تعهد کمتری در برابر مطالبات مردم احساس می‌کند که این امر منجر به افزایش تقاضا برای کالای عمومی می‌شود. در واقع این امر بیانگر توهم مالی ناشی از نفت بین مؤدیان مالیاتی است و بهتر است که وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفتی کاهش یابد و مخارج دولت از طریق منابع مالیاتی تأمین شود تا پاسخگویی دولت در برابر مردم و کارایی فعالیت‌های بخش دولتی که در ایران بسیار پایین است بهبود یابد و درک مالیات‌دهندگان از برنامه‌های هزینه و درآمد دولت شفاف شود. در حالت کاهش مالیات غیرمستقیم نیز وجود پدیده توهم مالی در اقتصاد ایران به رشد هزینه‌های دولت و در نتیجه اندازه دولت می‌انجامد. توصیه سیاسی این یافته است که سیاست‌ها و برنامه‌های دولت به کاهش مالیات غیرمستقیم منجر نشود. بر این اساس برخلاف عقیده فریدمن کاهش مالیات یک ابزار کارا به منظور جلوگیری از رشد اندازه دولت محسوب نمی‌شود، با توجه به آن‌که از یک طرف کاهش مالیات مستقیم منجر به تغییر مخارج دولت نمی‌گردد و از طرف دیگر کاهش مالیات غیرمستقیم نیز با توجه به وجود توهم مالی

منابع

استادی، حسین (۱۳۹۵). "عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران و اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۲۴، ۱۴۱-۱۲۹.

جلال‌آبادی، اسدالله و بهرامی، جاوید (۱۳۸۹). "عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی در گروه کشورهای مختلف (رویکردی نو به عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی)". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۷، شماره ۱، ۵۱-۲۳.

غواصی‌کناری، محمد و سهرابی، حسینعلی (۱۳۹۳). "توهم مالی و ابزارهای حسابداری". *دانش حسابداری*، دوره ۵،

ابراهیمی، صلاح (۱۳۹۱). "برآورد حجم قاچاق کالا در ایران به روش فازی". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز.

ابریشمی، حمید (۱۳۸۸). "اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین)". با همکاری دکتر محسن مهرآرا، چاپ اول، انتشارات دانشگاه تهران.

ابونوری، اسمعیل و لاجوردی، حسن (۱۳۹۵). "برآورد شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی به روش پارامتریکی: بررسی موردی کشورهای عضو اوپک". *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره ۳، شماره ۳، ۴۴-۲۵.

شماره ۱۷، ۲۸-۷.

فطرس، محمدحسن و دلایلی میلان، علی (۱۳۹۵). "بررسی اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۷، شماره ۲۵، ۸۰-۶۱.

مداح، مجید و صادقی، فرزانه (۱۳۹۲). "بررسی روند توهم مالی در اقتصاد ایران (رهیافت مدل شاخص چندگانه-علل چندگانه)". فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی اقتصادی سابق)، دوره ۱۰، شماره ۳، ۱۱۳-۸۵.

مداح، مجید و فراهتی، محبوبه (۱۳۹۴). "تحلیل تجربی توهم مالی در ایران (با تأکید بر نقش مالیات‌های غیرمستقیم)". پژوهشنامه مالیات، شماره ۲۹، ۹۷-۶۷.

مداح، مجید و محمدنیا سروری، زینب (۱۳۹۵). "بررسی رابطه بین فساد اقتصادی، اقتصاد سایه‌ای و آلودگی محیط زیست در کشورهای منتخب اوپک (رهیافت لیزرل)". فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۱۳،

شماره ۴، ۱۸-۱.

مداح، مجید؛ جیحون تبار، فوزیه و رضاپور، زهره (۱۳۹۳). "توهم مالی و تقاضا برای مخارج دولت در اقتصاد ایران". تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۹، شماره ۴، ۷۵۰-۷۲۹.

مداح، مجید؛ جیحون تبار، فوزیه و رضاپور، زهره (۱۳۹۳). "تحلیل تجربی پویایی مخارج عمومی در اقتصاد ایران در چارچوب مدل رأی‌دهنده میانه و با وجود توهم مالی". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۷۲، ۲۱۶-۱۹۷.

مداح، مجید؛ صفری، سولماز و صادقی، فرزانه (۱۳۹۵). "ارتباط توهم مالی و اقتصاد سایه‌ای در ایران". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۷۸، ۱۴۴-۱۲۱. ویرا، آرماندو لوئیس (۲۰۱۱). "لیزرل محاوره‌ای در عمل: شروع با یک رهیافت SIPLIS". ترجمه زراء-نژاد، منصور و ابراهیمی، صلاح؛ انتشارات نور علم.

Abbott, A. & Jones, P. (2015). "Fiscal Illusion and Cyclical Government Expenditure: State Government Expenditure in The United States". *Scottish Journal of Political Economy*, 63(2), 177-193.

Amusa, H., Mabunda, R. & Mabugu, R. (2008). "Fiscal Illusion at the Local Sphere: an Empirical Test of The Flypaper Effect Using South African Municipal Data". *South African Journal of Economics*, 76(3), 1-23.

Buehn, A., Dell'Anno, R. & Schneider, F. (2012). "Fiscal Illusion and The Shadow Economy: Two Sides of The Same Coin?". *Munich Personal Repec Archive, University Library of Munich, Germany*, 1-31.

Cziraky, D. (2004). "Estimation of Dynamic Structural Equation Models with Latent Variables". *Metodoloski Zvezki*, (1)1, 185-204.

Dell'Anno, R. & Mourao, P. (2012). "Fiscal Illusion around the World: An Analysis Using the Structural Equation Approach". *Public Finance Review*, 40(2), 270-299.

Dell'Anno, R. & Dollery, B. (2012). "Comparative Fiscal Illusion: A Fiscal Illusion Index for The European Union." *Munich Personal Repec Archive, University Library of Munich, Germany*, NO.42537, 1-29.

Dollery, B. & Worthington, A. (1996). "The Empirical Analysis of Fiscal Illusion". *Journal of Economic Surveys*, 10(3), 261-297.

Gemmell, N., Morrissey, O. & Pinar, A. (2000). "Fiscal Illusion and Political Accountability : Theory and Evidence from Two Local Tax Regimes in Britain". *Public Choice*, 110, 199-224.

Gerard, T. & Ngangue, N. (2015). "Does Fiscal Illusion Impact Budget Policy? A Panel Data Analysis". *International Journal of Economics and Finance*, 5(1), 240-248.

Heyndels, B. & Smolders, C. (1994). "Fiscal Illusion at The Local Level: Empirical Evidence For The Flemish Municipalities". *Public Choice*, 80, 325-338.

Mourão, P. R. (2008). "The Consequences of

- Fiscal Illusion on Economic Growth”. *E-Journal of Tax Research*, 6(2), 82-89.
- Oates, W. E. (1988). “On the Nature and Measurement of Fiscal Illusion: A Survey”. in *Taxation and Fiscal Federalism: Essays in Honour of Russell Mathews, G. Brennan et al.*, eds., Sydney: *Australian National University Press*, 65-82.
- Pesaran, M. H. & Pesaran, B. (1997). “Microfit 4.0: An Interactive Econometric Software Package”. *Oxford University Press*, 1-224.
- Wagner, R. E. (1976). “Revenue Structure, Fiscal Illusion and Budgetary Choice”. *Public Choice*, 25, 45-61.