

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

فاطمه بزاران^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: ۱۳۹۷/۹/۲۸)

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

Fatemeh 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)

چکیده:

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.

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 بهبودی نیروی کار، انباشت سرمایه، مخارج دولت، پیشرفت تکنولوژی، در کنار توهمندی مالی بر رشد اقتصادی اثر دارند. توهمندی منبعی اعتمادی بین دولت و مردم است که از کانال بودجه دولت و درآمدهای مالی‌اتی روی رشد اقتصادی اثر می‌گذارد. هدف این مطالعه بررسی ارتباط بین توهمندی مالی و رشد اقتصادی ایران در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۷ است. مطالعه شامل دو مرحله است: در مرحله اول، توهمندی در چارچوب الگوی ارتباطات خطی ساختاری نرم‌افزار ایززل تصریح و با استفاده از داده‌های بانک مرکزی و مرکز آمار ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۷، برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهند مهم‌ترین متغیر تعیین‌کننده اندازه توهمندی مالی در ایران، باز مالی‌اتی است که سیاست‌گذاران سعی در پنهان کردن این باز مالی‌اتی از طریق ایجاد توهمندی بدھی دولت و توهمندی مخارج مصرفی بخش خصوصی بانک مرکزی و مرکز آمار ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۷، برآورده شده است. نسبت به سطوح بدھی عمومی را دارند. در مرحله دوم پس از برآورد توهمندی 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 توهمندی مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی در کشور ایران دارد.

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

طبقه‌بندی: C01, R11, O10, JEL

Keywords: Fiscal Illusion, Economic Growth, Linear Structural Relationships Model, ARDL Model.
JEL: O10, R11, C01.

*Corresponding Author: Sahar Zare Joneghani

* نویسنده مسئول: سحر زارع جونقانی
E-mail: sahar.zare92@yahoo.com

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 تورم زاست. چنین فشارهایی باعث افزایش در فشار مالی و درآمدهای مالیاتی سال‌های آینده می‌شود (غواصی کناری و سهرابی، ۱۳۹۳: ۲۱-۲۰).

مطالعه توهمندی از نظر تأثیرگذاری بر رشد اقتصادی نیز مهم تلقی می‌شود؛ زیرا توهمندی مالی منبع بی‌اعتمادی بین دولت و شهروندان است. مداخله دولت در جهت ایجاد توهمندی به این صورت است که، سیاستمداران به منظور فریب پرداخت کنندگان مالیات، سیستم مالی را به‌گونه‌ای طراحی می‌کنند که در آن بار مالیاتی ناشی از ارائه خدمات دولتی کمتر از مقدار واقعی آن برآورد می‌شود (گمل و همکاران، 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 توهمندی مالی و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران برای اولین بار مورد مطالعه قرار می‌گیرد. به همین منظور ابتدا شاخص توهمندی در چارچوب الگوی ارتباطات خطی ساختاری نرم افزار لیزرل محاسبه می‌شود^۵؛ سپس به منظور بررسی ارتباط بین توهمندی مالی و رشد اقتصادی از مدل خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده ARDL استفاده می‌شود. جهت تحقیق 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 مداد و صادقی (۱۳۹۲) و مداد 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 توهمندی مالی است.

۱- مقدمه

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

توهمندی^۲ نشان‌دهنده موقعیتی است که بر ادراک رأی دهنده‌گان از بار مالیاتی اثر دارد. به‌گونه‌ای که در آن درآمد دولت به‌طور 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 (دل آنو و دولری^۳، ۲۰۱۲: ۲؛ مداد و صادقی، ۱۳۹۲: ۸۶). توهمندی را نخستین بار اقتصاددان ایتالیایی، به نام پوپویانی در سال ۱۹۰۳ در کتاب تئوری توهمندی مالی، ارائه کرد. به عقیده پوپویانی، این "جهل مرکب" می‌تواند منجر به فریب مالیاتی شود و به زندگی دراماتیک و رفاه مردم آسیب رساند (دل آنو و مورائو، ۲۰۱۲: ۲۷۱).

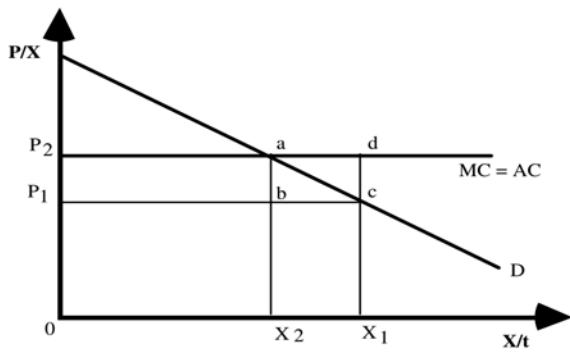
در ادبیات اقتصادی (به ویژه در تئوری انتخاب عمومی) توهمندی مالی نشان‌دهنده موقعیتی است که عدم تقارن اطلاعات بین عرضه‌کنندگان (مقامات دولتی) و مصرف‌کنندگان (مؤدیان مالیاتی رأی دهنده) کالای عمومی وجود دارد. عاملان دولتی نسبت به مؤدیان مالیاتی رأی دهنده اطلاعات بیشتری در اختیار دارند، این عدم تقارن باعث می‌شود که تقاضا برای مخارج عمومی افزایش یابد (مداد 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 (مداد و فراحتی، ۱۳۹۴: ۶۸). زیرا عاملان اقتصادی در این جوامع درک نمی‌کنند که افزایش در هزینه‌های عمومی، در

1. Dollery & Worthington (1996)

2. Fiscal Illusion

3. Dell'Anno & Dollery (2012)

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



اولین فرضیه، پیچیدگی درآمد است. در یک سیستم مالیاتی با پیچیدگی بیشتر، مؤیدان مالیاتی به دشواری بار مالیاتی را در کشش می‌کند؛ این امر به دولت کمک می‌کند تا مخارج عمومی را بدون اطلاع کامل مالیات‌دهنده افزایش دهد (دل آنو و مورائو، ۲۰۱۲: ۲۷۴-۲۷۳). با توجه 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 توهمندی و در نتیجه تولید بیشتر کالاهای عمومی مرتبط است. دو مین فرضیه بر روی کشش درآمدی تمرکز می‌کند. محور عمودی نمودار به عنوان 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 توهمندی مالی وجود دارد. چون با فرض ثابت بودن نرخ‌های مالیاتی، در حالت بالا بودن کشش درآمدی مالیات، مؤیدان مالیاتی قادر به در کشش درآمدی مالیات نیستند. در این حالت، مخارج بخش عمومی به طور خودکار افزایش خواهد یافت (مداح و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۲۵). طبق استدلال اوتس (۱۹۸۸)، اگر نرخ مالیات افزایش نیابد، رأی دهنده‌گان به افزایش مخارج عمومی اعتراض نمی‌کنند. بنابراین عاملان به بار مالیاتی خود توجهی ندارند بلکه به نرخ‌های مالیاتی توجه دارند

6. Oates (1986)

۲- مبانی نظری و مروجی 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: ۳۰). 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 این‌رو 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 توهمندی مالی با دیدگاه‌های مختلف سخن گفتند و معتقدند توهمندی مالی پیچیده است؛ زیرا به طیف گسترده‌ای از واقعیت‌های اقتصادی اشاره دارد. اگر چه توهمندی 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، ۱۳۹۵: ۲۰۱۵).

و اگر^۱ توهمندی مالی مورد بررسی قرار داده است. بر اساس دیدگاه تجربی توهمندی مالی مورد بررسی قرار داده است. بر اساس دیدگاه واگنر سیاست‌گذاران، به منظور فریب مؤیدان مالیاتی، چندین گزینه در اختیار دارند. این گزینه‌ها عبارت‌اند از: (الف) فرضیه پیچیدگی درآمد، (ب) فرضیه کشش درآمدی؛ (ج) اثر فلای پیپر^۲؛ (د) فرضیه توهمندی اجره ای^۳ و (ه) فرضیه توهمندی بدھی (دل آنو و دولری، ۲۰۱۲: ۴). هر یک از این فرضیه‌ها به این نکته اشاره می‌کند که مالیات‌دهنده‌گان 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، ۲۰۰۸: ۳). اثر این فرضیه‌ها بر توهمندی 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 توهمندی مالی و ناجیه OP_2aX_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)

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

دل آنو و دولری^۳ به منظور تحلیل تجربی توهمند مالی با به کارگیری رویکرد معادلات ساختاری، شاخص توهمند 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 توهمند بدھی، مالیات بر دستمزد ثابت و مالیات بر نیروی کار دارند (دل آنو و دولری، ۲۰۱۲: ۰۱۰).

در پژوهش بوئن و همکاران^۴ ارتباط بین توهمند مالی و اقتصاد سایه‌ای در ۱۰۴ کشور با استفاده از مدل MIMIC، طی سال‌های ۱۹۸۹-۲۰۰۹ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان دادند که توهمند مالی اثر منفی و معنی‌دار بر اقتصاد سایه‌ای در کشورهای تحت بررسی داشته است (بوئن و همکاران، ۲۰۱۲: ۱).

دل آنو و موراؤ^۵ با استفاده از مدل MIMIC و داده‌های پانل ۵۰ کشور به بررسی اثر فعالیت‌های اقتصاد سایه بر توهمند مالی پرداختند. نتایج نشان دادند که در کشورهایی با اقتصاد سایه‌ای بزرگ‌تر، توهمند 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 موراؤ، ۲۰۱۲: ۲۹۰-۲۷۰).

جرارد و نگانگ^۶ در مطالعه‌ای از یک تحلیل داده‌های پانلی (تلخیقی) به بررسی رابطه بین توهمند مالی و سیاست بودجه ۱۵ کشور آفریقایی در طول سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۲ پرداختند. نتایج تجربی به دست آمده نشان دهنده یک رابطه مثبت و معنی‌دار بین توهمند مالی و کسری بودجه بود (جرارد و نگانگ، ۲۰۱۵: ۲۰۱۵-۲۴۰).

(دولری و ورتینگتن، ۱۹۹۶: ۲۷۰؛ مداد و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۳۴) معیارهای توهمند 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؛ مداد و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۲۵). نوع سوم رویکرد اثر فلای پیغمبر است که در آن کمک‌های مالی و کمک‌های عمومی بر هزینه‌ها اثر می‌گذارد. محور عمودی نمودار (۱)، سطح وابستگی به کمک‌های مالی بیشتر باشد، میزان توهمند و میزان وابستگی به کمک‌های مالی بیشتر باشد، میزان توهمند در نتیجه هزینه بیشتر است (دولری و ورتینگتن، ۱۹۹۶: ۲۶۵). فرضیه چهارم به توهمند اجاره منجر می‌شود (دولری و ورتینگتن، ۱۹۹۶: ۲۶۵). این نوع از توهمند مالی به مالیات بر املاک و مستغلات تمرکز دارد. به نحوی که مالیات بر دارایی از طریق فرم افزایش اجاره‌ها به مستأجران منتقل می‌شود؛ حال از آنجایی که مستأجران در مقایسه با مالکان از مالیات بر دارایی نهفته در اجاره‌های اشان نامطلع هستند، طرفدار افزایش مخارج عمومی خواهند بود، توهمند 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، توهمند مالی نیز افزایش می‌یابد. از جمله شاخص‌های اندازه‌گیری توهمند 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 (مداد و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۲۵؛ مداد و صادقی، ۱۳۹۲: ۹۴). در نهایت، توهمند بدھی مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ در این نوع از توهمند اگر هزینه‌های برنامه‌های 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 بدھی بیان کننده مخارج بزرگ‌تری برای کالاهای عمومی خواهد بود (مداد و صادقی،

1. Grant Income Equivalent Divided by Total Income

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

2. Dell'Anno & Dollery (2012)

3. Buehn et al. (2012)

4. Dell'Anno & Mourao (2012)

5. Gerard & Ngangue (2015)

مداد 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 علیّ 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 علیّ 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 (مداد و فراهتی، ۱۳۹۴: ۶۷).

مداد 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 (مداد 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. به عنوان مثال، موارثو^۲:۸۸-۸۲ به بررسی اثر توهم مالی بر رشد اقتصادی پرداخته است. برای این منظور، از یک مدل استخراج شده بر مبنای درک پویانی-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 موارثو (۲۰۰۸) ارائه شده است، به بررسی تأثیرات توهم مالی بر رشد اقتصادی می‌پردازیم: تابع تولید برای بنگاه ن، شکلی مشابه (AK) تابع کاب-دالاس 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 به طور 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 مدامی که درآمدهای دولت افزایش می‌یابد، قوی‌تر می‌شود (ابوت و جونز، ۱۹۹۱-۲۰۱۵: ۱۷۷).

مداد 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 بدھی عمومی دولت، نسبت مالیات غیرمستقیم به مالیات مستقیم و نسبت مخارج مصرفی خصوصی به بدھی عمومی دولت به عنوان پیامدهای توهم مالی استفاده شده است؛ نتایج نشان دادند که بار مالیاتی مهم‌ترین علت توهم مالی در دوره ۱۳۶۰-۱۳۹۱ بوده است و سیاست‌گذاران سعی در پنهان کردن این بار مالیاتی از طریق توهم بدھی دولت و توهم مخارج مصرفی بخش خصوصی نسبت به سطوح بدھی عمومی دولت داشته‌اند (مداد و صادقی، ۱۳۹۲: ۸۵).

مداد و همکاران در چارچوب موضوع توهم مالی و تئوری‌های انتخاب عمومی، رابطه بین مالیات و مخارج عمومی دولت را در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۶۰ با استفاده از روش‌های خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) و الگوی تصحیح خطأ (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 رویت نبودن مالیات (توهم مالی) به عنوان علت معنی‌دار افزایش مخارج دولت در اقتصاد ایران نیست (مداد و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۲۹).

در مطالعه دیگری مداد 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 عمده‌تاً از طریق درآمدهای نفتی تأمین مالی شده است (مداد 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 بدست می‌آید:

$$(5)$$

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

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

$$(6)$$

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

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. همان‌طور 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 بدست می‌آید:

$$(7)$$

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

در رابطه (۷) رشد دولت (مالیات یا مخارج) از طریق دو کanal بر رشد اثرگذار است: (الف) جمله $t^{(1+f)-1}$ 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:

$$(8)$$

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

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

$$(9)$$

- $t = \frac{1-\alpha}{1+f}$
۲. فرض بر این است که خانوارها، کارایی را به حداقل می‌رسانند همان‌طور که در عبارت $U = \int_0^\infty e^{-(\rho-n)t} dt = \frac{c^{1-\theta}-1}{1-\theta}$ مشخص شده، به عبارت $a = (r-n)a + w - c = (r-n)a + w - n$ محدود می‌شود که در آن C به ازای هر فرد ثابت است، a 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: $(1+f)t \frac{\partial Y_i}{\partial K_i} - \delta > \rho$ و شرط قابل انتقال:

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

$$t > \frac{1-2a}{1+f} \frac{\frac{\partial^2 \gamma_{de,rs}}{\partial t^2} - \frac{(a-1)A^{\frac{1}{\alpha}}(Lt)^{\frac{1}{\alpha}-1}(2a+ft+t-1)}{at^2\theta}}{\frac{\partial^2 \gamma_{de,rs}}{\partial t^2}}.$$

به خصوص در $t^* = \frac{1-a}{1+f}$

که در آن $1 < \alpha < 0$ ، 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 انباست سرمایه کل K قرار می‌گیرد. به طوری که اگر G و K هر دو افزایش یابند، معادله (۱) در شرایط بازده نزولی K نیست. بنابراین، اقتصاد از طریق الگوی سنتی AK قادر به نمود درون‌زا 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 بدست می‌آید:

$$(2)$$

$G=tY$

در رابطه (۲)، t در طول زمان ثابت است. در اینجا، فرض بر این است که توهمندی درک شده توسط شرکتها وجود دارد؛ یعنی شرکتها می‌دانند با نرخ مالیات اعلام شده t مواجه هستند، با این حال با توجه به سطح توهمندی مالی f ، شرکتها در واقع نرخ مؤثر مالیات $t(1+f)$ را پرداخت می‌کنند. در این وضعیت، فرض شده که دولت به رانت‌های سیاسی (ft) موردن استفاده برای اهداف خصوصی و غیرمولود 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):

$$(3)$$

$L_i [(1 - (1+f)t)^* A k_i^\alpha G^{1-\alpha} - w - (r + \delta)k_i]$

که در آن $k_i \equiv K_i / L_i$ نرخ بازگشت سرمایه، w نرخ دستمزد همان 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 حداقل 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):

$$(4)$$

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

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، توهمندی P-B (پوپولیانی-بوکانان) می‌تواند در روند رشد اقتصادی یک تعیین‌کننده مهم باشد، که به عنوان یک منبع فرسایشی (اصطکاک) عمل می‌کند: سطوح بالاتر توهمندی مالی، نرخ رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. بنابراین، مبارزه با توهمندی، 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 توهمندی مالی در ایران، از دو متغیر ورودی نرخ بار مالیاتی (X1) و نرخ باسوسادی (X2) و چند متغیر تحت تأثیر توهمندی مالی از جمله نسبت بدھی عمومی به تولید ناخالص داخلی (Y1)، نسبت مالیات غیرمستقیم به مالیات مستقیم (Y2)، نسبت مخارج مصرفی بخش خصوصی به سطوح بدھی دولت (Y3)، استفاده می‌شود.

جدول ۱. متغیرهای شاخص و علی‌الگو

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

مأخذ: مذاخ و صادقی (۱۳۹۲)

متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه، متغیرهایی هستند که قبلاً اثر معنی‌داری آنها بر توهمندی مالی و رشد اقتصادی در مطالعات پیشین، اثبات شده است. پس از انتخاب متغیرها، داده‌های لازم برای این مطالعه در دوره زمانی ۹۳-۹۷، از وب‌سایت بانک مرکزی^۲ و مرکز آمار^۳ ایران گردآوری شده است.

در این صورت نرخ رشد قانون طلایی اندازه دولت برابر است با:
$$\gamma_{de,rs}^* = \frac{1}{\theta} \left[\alpha^2 A^{\frac{1}{\alpha}} \left(\frac{L(1-\alpha)}{1+f} \right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} - \delta - \rho \right] \quad (9)^*$$

برای بررسی اثرات توهمندی بر نرخ رشد غیرمستمرکز بهینه ابتدا از رابطه^(۹) نسبت به f مشتق گرفته و رابطه^(۱۰) به دست می‌آید:

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

بنابراین، نتیجه می‌گیریم که سطوح بالاتری از توهمندی مالی موجب کاهش نرخ رشد در اقتصاد غیرمستمرکز تحت فروض معین می‌گردد. با توجه به معادله^(۷) که در آن نرخ رشد نتیجه انتخاب‌های غیرمستمرکز 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 پارتولو^۱ منطبق است یا خیر؟ (همان: ۸۶).

برنامه‌ریز مسیرهای زمانی G(t) و C(t) را به منظور به حداقل رساندن مطلوبیت مصرف کنندگان یعنی:

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

برنامه‌ریز با قیدتابع 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:
$$\frac{\partial Y}{\partial G} = 1 \quad (12)$$

برنامه‌ریز اجتماعی شرط^۱ $\frac{\partial Y}{\partial G} = 1$ را اجرا خواهد کرد. پیچیدگی در مدل غیرمستمرکز اینکه سرمایه‌گذاران به علت نرخ مالیاتی مؤثر^(۱) که کمی با $\frac{\partial Y_i}{\partial K_i}$ متفاوت است، تولید نهایی سرمایه خصوصی را $\frac{\partial Y_i}{\partial K_i} [1 + (1 + f)t]$ 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 $\alpha - 1$ مشخص شده است. در نهایت، این نتیجه حاصل می‌شود که سطوح بالاتری از

برای به دست آوردن یکتابع از متغیرهای قابل مشاهده، می‌توان معادله (۱۶) را در معادله (۱۵) برای حل مدل جای‌گذاری کرد:

(۱۸)

$$Y = (\gamma x + v)\lambda + u \quad (18)$$

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

(۱۹)

$Y = \prod x + w$

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

(۲۰)

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{bmatrix} [\eta] + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix} \quad (21)$$

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

۴- برآورد مدل

۴-۱- برآورد مدل توهمندی

برآورد توهمندی به وسیله بسته نرم‌افزاری لیزرل و به روش حداقل راستنمایی انجام گرفته است. برای انتخاب مدل برتر از میان 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 برازش 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 برازش عمومی لیزرل در وضعیت بهتری قرار دارد، به عنوان مدل برتر انتخاب شده است.

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

۲-۳- رویکرد میمیک و معادلات ساختاری

مدل میمیک یا مدل شاخص‌های چندگانه- علل چندگانه روشی برای اندازه‌گیری متغیرهای پنهان از جمله توهمندی است. این روش، رابطه بین متغیر پنهان و شاخص‌ها و علل مشاهده را نشان می‌دهد (ابونوری و لاچوردی، ۱۳۹۵: ۳۳). یکی از اولین تحقیقات در اقتصاد با استفاده از روش معادلات ساختاری توسط گلدربرگ^۶ 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^۷ و معادله اندازه‌گیری^۸ است. معادله ساختاری با یک مجموعه از شاخص‌های قابل مشاهده متناظر است:

(۲۰)

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

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

(۲۱)

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

که در آن x_p ها، نشانگر یک مجموعه از متغیرهای علی‌الگوی مشاهده از قبیل نرخ باسوسادی، بار مالیاتی، y_p ها، پارامترهای ساختاری مدل، v متغیر اخلال و η متغیر پنهان (توهمندی) است. معادله‌های (۲۰) و (۲۱) به صورت زیر قابل بازنویسی است:

$$Y = \lambda \eta + u \quad (22)$$

$$\eta = \gamma x + v \quad (23)$$

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

(۲۴)

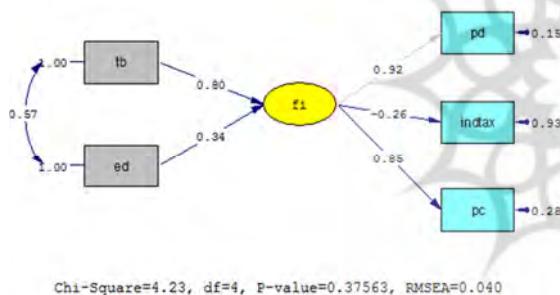
$$E(uv) = 0 \quad E(v^2) = \sigma^2 \quad E(u'u) = \Theta^2$$

1. Goldberger (1972)

2. Structural Equation

3. Measurement Equation

تحقیق معادل ۰/۹۶ گزارش شده است که حاکی از قابل قبول بودن برآذش مدل است. مشابه این معیار، شاخص CFI، NFI (شاخص برآذش مقایسه‌ای)، IFI هستند که مقدار این شاخص‌ها در مدل برآورده به ترتیب برابر ۰/۹۹، ۰/۹۹ و ۰/۹۹ به دست آمده است. این شاخص‌ها نیز برآزندگی خوب مدل را نشان می‌دهند. علاوه بر این چون شاخص‌های برآزندگی متعدد وجود دارد، برآذش باید به طور همزمان از منظر مشخصه‌های چندگانه برآزندگی ارزشیابی شود. از این‌رو شاخص‌های AGFI (شاخص نیکویی برآذش تعدیل شده)، شاخص‌های NNFI، PGFI (شاخص برآذش هنجار نشده)، PNFI تخمینی برآزندگی خوب آن را تأیید می‌کنند. از دیگر معیارهای برتری، شاخص ریشه میانگین مجذورات خطای تقریب (RMSEA) است. مقدار این شاخص برابر ۰/۰۴ و کمتر از ۰/۰۵ درصد است.



شکل ۱. مدل نهایی برآورده شده
مأخذ: محاسبات تحقیق

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

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

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 بدھی عمومی به تولید ناخالص داخلی به مقدار ثابت یک تثبیت شد، عملکرد شاخص‌ها بهتر است.

جدول ۲. شاخص‌های نیکویی برآذش، مقدار مطلوب شاخص‌ها و مقادیر برآورده مدل نهایی در لیزرل

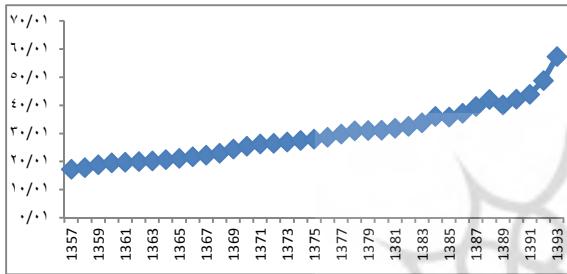
| شاخص | مقدار برآورده مدل | مقدار مطلوب |
|--|-------------------------|----------------|
| $\chi^2 / df < 4$ در این صورت فرضیه صفر که در آن فرض می‌شود مدل برآزندگی کامل با داده‌ها دارد پذیرفته می‌شود. | ۱/۰۵ | χ^2 / df |
| هرچه به صفر نزدیک باشد ($< 0/08$) | ۰/۰۴۰ | RMSEA |
| هرچه به یک نزدیک‌تر باشد ($> 0/90$) | ۰/۹۸ | NNFI |
| هرچه به یک نزدیک‌تر باشد ($> 0/90$) | ۰/۹۶ | NFI |
| هرچه کوچک‌تر باشد | ۰/۰۴ | Standard RMR |
| هرچه به یک نزدیک‌تر باشد ($> 0/90$) | ۰/۹۶ | GFI |
| هرچه به یک نزدیک‌تر باشد ($> 0/90$) | ۰/۸۳ | AGFI |
| هرچه به یک نزدیک‌تر باشد ($> 0/90$) | ۰/۹۹ | CFI |

مأخذ: زرائند و ابراهیمی (۱۳۹۱)، ملاح و محمدنیا سوری (۱۳۹۵) و Cziraky (2004)

با توجه به جدول (۲)، در بین معیارهای برآذش، شاخص مجذور کای^۳ نشان‌دهنده معیار خوبی برآذش کل مدل است. مقادیر کوچک‌تر مجذور کای نشان‌دهنده برآذش بهتر مدل است. نسبت مجذور کای دو به درجه آزادی نیز برابر ۱/۰۵ است و به لحاظ آماری در بازه ۱-۴ و معنادار است، شاخص خوبی برآذش GFI یعنی اندازه‌ای از مقدار نسبی واریانس‌ها و کواریانس‌هاست. هرچه GFI نزدیک به یک باشد مدل با داده‌ها برآذش بهتری دارد. مقدار این شاخص برای مدل این

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

آن است که درک نادرست مالیات‌دهنگان 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 توهمندی 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 توهمندی مالی آنها منجر گردیده است.



نمودار ۲. روند شاخص عددی توهمندی مالی در ایران طی سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۹۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۴- تصویری مدل اقتصاد سنجی

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

$$Y = AL^\alpha K^\beta F_i^\gamma G^\lambda \quad (۲۳)$$

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 : توهمندی مالی، G : مخارج دولت، ε_t : نشان‌دهنده جزء اخلاق و β ها همان پارامترهای مدل (α , β , γ , λ) 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 برآورده مدل نهایی توهمندی مالی در کشور ایران

با توجه به مقادیر ضرایب برآورده و آماره t (در داخل پرانتز) مربوطه در جدول (۳)، می‌توان علل و پیامدهای توهمندی مالی را از لحاظ تجربی مورد تحلیل قرار داد. نتایج تخمین، معناداری ضرائب برآورده را تأیید می‌کند. در قسمت آثار توهمندی مالی، همان‌طور که مشاهده می‌گردد توهمندی مالی رابطه مستقیم با مخارج مصرفی بخش خصوصی و تغییرات بدھی عمومی دارد و رابطه غیرمستقیم با نسبت مالیات غیرمستقیم به مستقیم برقرار است. اثر توهمندی مالی بر مخارج مصرفی با ضریب ۰/۸۵ نسبت مالیات غیرمستقیم به مستقیم ۰/۲۶ و بدھی عمومی ۰/۹۲ است؛ که بیان کننده اثرگذاری بیشتر توهمندی مالی بر بدھی عمومی، نسبت به مخارج مصرفی و نسبت مالیات غیرمستقیم به مستقیم است. همچنین از نتایج ضرائب برآورده متغیرهای علیٰ توهمندی مالی نیز این گونه استنبط می‌شود که هر دو متغیرهای علیٰ به کار رفته اثر مستقیم و معناداری بر توهمندی مالی دارند که در بین آنها بار مالیاتی با ضریب ۰/۸۰ نسبت به متغیر سطح آموزش با ضریب ۰/۳۴ اثر بیشتری بر توهمندی دارد. فرم رگرسیونی این مدل به صورت زیر است:

$$fi = 0.80 tb + 0.34 ed \quad (۲۲)$$

بر اساس نتایج این رابطه تغییر یک درصدی بار مالیاتی، حدود ۰/۸۰ درصد تغییرات توهمندی مالی را موجب می‌گردد، در حالی که تغییر یک درصدی در سطح آموزش تنها منجر به تغییر ۰/۳۴ درصدی در توهمندی مالی می‌شود.

۴-۳- استخراج توهمندی مالی و تفسیر نتایج آن

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

نمودار (۲) روند شاخص عددی توهمندی مالی ایران را در دوره ۳۶ ساله (۱۳۵۷-۱۳۹۳) نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، روند توهمندی 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 توهمندی مالی بیان گر

جدول ۵. نتایج بررسی مانابی متغیرهای نامانا با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعییم یافته در تفاصل مرتبه اول

| متغیر | مدل آزمون | آماره دیکی‌فولر | مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۵ درصد | وضعیت مانابی |
|--------|-------------------------|-----------------|------------------------------------|--------------|
| 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 تعییم یافته برای تفاصل مرتبه اول متغیرهای نامانا در جدول (۵) گزارش شده است. با توجه به نتایج فوق، همه متغیرهای نامانا در تفاصل مرتبه اول مانا شده و بنابراین دیگر نیازی به تکرار آزمون برای سطوح تفاصلی بعدی نمی‌باشد. با این اوصاف تعدادی از متغیرهای مدل دارای ریشه واحد (0) I و تعدادی نیز دارای یک ریشه واحد (1) I هستند.

۴-۵- برآورد مدل تصریح شده

از آنجایی که تمامی متغیرهای مدل مانا نیستند در نتیجه نمی‌توان از روش‌های معمول برآش 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 (0) I و (1) I 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 (0) I یا (1) I 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 کارآیی بالایی برخوردار است (پسaran و پسaran^۱، ۱۹۹۷: ۹۴-۹۳).

$$(25) \quad GY = \beta_0 + \beta_1 GL + \beta_2 GK + \beta_3 GFI + \beta_4 GG + \varepsilon_t$$

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

۴-۴-۱- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر

تعییم یافته برای بررسی مانابی متغیرها نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعییم یافته از متغیرهای مدل رشد اقتصادی در جدول (۴) گزارش شده است.

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

فولر تعییم یافته در سطح

| متغیر | مدل آزمون | آماره دیکی‌فولر | مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۵ درصد | وضعیت مانابی |
|-------|-------------------------|-----------------|------------------------------------|--------------|
| GY | بدون عرض از مبدأ و روند | -۵/۳۴ | -۱/۹۵ | مانا |
| | با عرض از مبدأ | -۲/۳۶ | -۲/۹۵ | نامانا |
| GL | 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 تفاصل مرتبه اول آزمون ریشه واحد می‌گیریم که نتایج آن در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون‌های آسیب‌شناسی (تشخیص)

| آماره (احتمال) | آزمون |
|-----------------|-------------------|
| (۰/۹۲) ۰/۰۸ | خودهمبستگی سریالی |
| (۰/۹۶) ۰/۰۳۳ | ناهمسانی واریانس |
| (۰/۱۲) ۴/۱۱ | نرمال بودن توزیع |
| t (۰/۰۷) ۱/۴۱ | فرم تابعی |
| f (۰/۰۱۷) ۲/۰۰۵ | 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 خطأ، عدم وجود واریانس ناهمسانی در جملات خطأ، نرمال بودن توزیع جملات خطأ و شکل تبعی 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 توهمندی و رشد مخارج دولت به ترتیب برابر ۰/۰۴، ۰/۰۹، ۰/۱۱ و ۰/۰۳۲ 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 توهمندی اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد؛ به طوری که در یک سطح اطمینان مشخص، اگر یک واحد توهمندی مالی تغییر کند با فرض ثابت بودن سایر شرایط، رشد اقتصادی ۱/۱۱ 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 پسaran (Bounds Test) استفاده می‌شود. فرض صفر این آزمون عدم وجود رابطه بلندمدت در بین متغیرهای مدل است که با استفاده از آماره F بدست آمده از این آزمون نسبت به تأیید یا رد فرضیه فوق اقدام می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۸) گزارش شده است.

همان‌طوری که در جدول (۸) مشاهده می‌شود، مقدار آماره F محاسباتی ۱۲/۹۸ است. از آنجا که این مقدار حتی از مقدار بحرانی متغیرهای (1) I 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 توهمندی مالی بر رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۷ از روش ARDL استفاده شده است. در این روش سه معادله پویا، بلندمدت و تصحیح خطأ 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 R معنی‌داری کل رگرسیون را تأیید می‌کند. ضریب تعیین² R 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 خطأ و شکل صحیح مدل برآورد شده پرداخته شود؛ زیرا در صورتی نتایج فوق قابل پذیرش است که فروض مربوط به جملات خطأ برقرار باشد و مدل نیز از یک شکل صحیح تبعی 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 = ۰/۷۸ | D-W = ۱/۸۴ | F-Statistic = ۶/۵۳ Prob = ۰/۰۰۰ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

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

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

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

۵- بحث و نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش بررسی ارتباط بین توهمندی مالی و رشد اقتصادی در ایران در سال‌های ۹۳-۹۷ است. به این منظور داده‌های آماری از منابع آماری بانک مرکزی و مرکز آمار ایران جمع‌آوری شدند. برآورد متغیر پنهان توهمندی مالی با استفاده از سیستم معادلات ساختاری نرم‌افزار لیزرل با روش MIMIC انجام شد. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای علی به کار رفته یعنی بار مالیاتی و آموزش اثر مستقیم و معناداری بر توهمندی مالی دارند؛ از بین متغیرهای علی بار مالیاتی و آموزش، مهم‌ترین متغیر تعیین‌کننده اندازه توهمندی مالی در اقتصاد ایران، بار مالیاتی است که سیاست‌گذاران سعی در پنهان کردن این بار مالیاتی از طریق توهمندی دولت و توهمندی مخارج مصرفی بخشنده خصوصی نسبت به سطوح بدھی دولتی را دارند. بنابراین می‌توان گفت بار مالیاتی به عنوان یکی از ابزارهای سیاست‌گذاران جهت ایجاد توهمندی مالی است. به نحوی که بار مالیاتی بالاتر، دولت را ترغیب می‌کند تا سیاست‌هایی در جهت درک نادرست شهرهوندان نسبت به بار مالیاتی اتخاذ کند که این عمل توهمندی مالی را ایجاد می‌کند. در قسمت آثار توهمندی مالی، همان‌طور که مشاهده شد توهمندی مالی اثر مثبت و معنی‌داری بر بدھی 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 |
| مقداری 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 | .۰۰۵ | .۰۳۹ | .۶۹ |
| GL | .۰۲ | .۰۸ | .۹۳ |
| GK | .۷۲ | .۲۵ | .۰۳ |
| GG | .۲۳ | .۷۷ | .۰۹ |
| GFI | -۰.۰۷ | -۲.۴۲ | .۰۲ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

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

| متغیر | ضریب | آماره t | Prob |
|-----------|-------|---------|------|
| D(GY(-1)) | .۴۴ | .۰۱ | .۰۰۰ |
| D(GL) | .۰۴ | .۰۸ | .۹۳۴ |
| D(GK) | .۰۹ | .۵۷ | .۰۰۱ |
| D(GG) | .۳۲ | .۲۵ | .۰۰۳ |
| D(GG(-1)) | -۰.۳۲ | -۳.۲۵ | .۰۰۴ |
| D(GG(-2)) | .۲۰ | .۲۷ | .۰۳۳ |
| D(GG(-3)) | .۲۴ | .۳۰ | .۰۳۲ |
| D(GFI) | -۰.۱۱ | .۲۲ | .۰۳۸ |
| ECM(-1) | -۰.۵۹ | -۸.۲۲ | .۰۰۰ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۹) نشان‌گر آن است که متغیرهای رشد توهمندی مالی و رشد موجودی سرمایه در بلندمدت اثر معناداری بر رشد اقتصادی دارند. متغیر توهمندی 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 توهمندی و رشد اقتصادی در ایران مشخص شد که توهمندی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی کشور ایران طی سال‌های ۵۷-۹۳ 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 برخانه‌های 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 به صورت 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 توهمندی ناشی از نفت بین مؤیدان 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 کارابی 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 توهمند مالی در اقتصاد ایران به رشد هزینه‌های دولت و در نتیجه اندازه دولت می‌انجامد. توصیه سیاسی این یافته آن 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 آن که از یک طرف کاهش مالیات مستقیم منجر به تغییر مخارج دولت نمی‌گردد و از طرف دیگر کاهش مالیات غیرمستقیم نیز با توجه به وجود توهمند 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 تعیین کننده رشد اقتصادی در گروه کشورهای مختلف (رویکردی نو به عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی)". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۷، شماره ۱، ۵۱-۲۳.

غواصی‌کناری، محمد و شهرابی، حسینعلی (۱۳۹۳). "توهمندی 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، اسماعیل و لاجوردی، حسن (۱۳۹۵). "برآورد شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی به روش پارامتریکی: بررسی موردی کشورهای عضو اوبک". *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره ۳، شماره ۳، ۴۴-۲۵.

- شماره ۴، ۱-۱۸.
- مداد، مجید؛ جیحون تبار، فوزیه و رضاضور، زهره (۱۳۹۳). "توهم مالی و تقاضا برای مخارج دولت در اقتصاد ایران". *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۹، شماره ۴، ۷۵۰-۷۲۹.
- مداد، مجید؛ جیحون تبار، فوزیه و رضاضور، زهره (۱۳۹۳). "تحلیل تجربی پویایی مخارج عمومی در اقتصاد ایران در چارچوب مدل رأی دهنده میانه و با وجود توهمندی". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۷۲، ۲۱۶-۱۹۷.
- مداد، مجید؛ صفری، سولماز و صادقی، فرزانه (۱۳۹۵). "ارتباط توهمندی 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 زراعنژاد، منصور و ابراهیمی، صلاح؛ انتشارات نور علم*.
- شماره ۷، ۲۸-۱۷.
- فطرس، محمدحسن و دلائی میلان، علی (۱۳۹۵). "بررسی اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویایی تصادفی (DSGE)". *فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، ۲۵-۶۱.
- مداد، مجید و صادقی، فرزانه (۱۳۹۲). "بررسی روند توهمندی در اقتصاد ایران (رهیافت مدل شاخص چندگانه-علل چندگانه)". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی اقتصاد سابق)*، دوره ۱۰، شماره ۳، ۱۱۳-۸۵.
- مداد، مجید و فراهتی، محبوبه (۱۳۹۴). "تحلیل تجربی توهمندی در ایران (با تأکید بر نقش مالیات‌های غیرمستقیم)". *پژوهشنامه مالیات*، شماره ۲۹، ۹۷-۶۷.
- مداد، مجید و محمدمیا 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.
- 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
- 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.

- 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.

