

Analysis of the effect of Deepening Financial Institutions and Markets on Tax Evasion in Iran

Ahmadreza Ahmadi^{*1}, Mohammad Boushehri²

Abstract

The expansion and deepening of the financial sector as one of the most important sectors of the economy of any country can affect tax evasion. In the present study, first, the relative size of tax evasion was calculated using the MIMIC method, which indicates an average of 8.1% in Iran's economy. Then, using the ARDL approach, the effect of the deepening of institutions and financial markets on tax evasion was investigated and tested separately using the indicators published by the International Monetary Fund (IMF) in the period from 1980 to 2022. The results of long-run estimates show that both the deepening of financial institutions and the deepening of financial markets have a negative effect on tax evasion. Second, in terms of size (absolute value), the inverse effect of the deepening of financial institutions on tax evasion is more than the deepening of financial markets. Among the control variables of the model, the tax burden has an inverted U shape and oil rent has a positive effect on tax evasion. Another finding is that in the period after the JCPOA (2017-2022) the amount of tax evasion has significantly decreased.

Keywords: Tax Evasion, Financial Deepening, ARDL, MIMIC, Iran.

JEL Classification: H26, G20, G10.

تحلیل اثر تعمیق نهادها و بازارهای مالی بر فرار مالیاتی در ایران

احمدرضا احمدی^۱، محمد بوشهری^۲

چکیده:

گسترش و تعمیق بخش مالی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصاد هر کشور می‌تواند فرار مالیاتی را تحت تاثیر قرار دهد. در پژوهش حاضر ابتدا اندازه نسبی فرار مالیاتی با استفاده از روش شاخص چندگانه - علل چندگانه محاسبه شد که حاکی از میانگین ۸/۱ درصدی در اقتصاد ایران است. سپس با استفاده از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، اثر تعمیق نهادها و بازارهای مالی بر فرار مالیاتی به‌صورت مجزا با استفاده از شاخص‌های منتشره از صندوق بین‌المللی پول در بازه زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۴۰۱ بررسی و آزمون شد. نتایج برآوردها در بلندمدت نشان می‌دهد که هم تعمیق نهادهای مالی و هم تعمیق بازارهای

¹ PhD student in Econometrics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. Email: Arz_ahmadi@atu.ac.ir, ORCID: <https://orcid.org/0009-0005-0288-0560>

² PhD student in Econometrics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. Email: Md.boushehri@ut.ac.ir, ORCID: <https://orcid.org/0009-0005-0552-721X>

^۳ دانشجوی دکتری اقتصادسنجی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

Email: Arz_ahmadi@atu.ac.ir

^۴ دانشجوی دکتری اقتصادسنجی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

Email: Md.boushehri@ut.ac.ir

مالی بر فرار مالیاتی با اثری منفی همراه هستند. دوم، از حیث اندازه (قدر مطلق)، اثرگذاری معکوس تعمیق نهادهای مالی بر فرار مالیاتی بیش از تعمیق بازارهای مالی می‌باشد. در میان متغیرهای کنترلی مدل، بار مالیاتی به صورت U شکل معکوس و رانت نفتی به نحو مثبت بر فرار مالیاتی اثرگذار است. یافته دیگر آنکه در دوران پسابرجام (۱۴۰۱-۱۳۹۶) به نحو معناداری از اندازه فرار مالیاتی کاسته شده است.

کلیدواژه‌ها: فرار مالیاتی، تعمیق مالی، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، میمیک، ایران.

طبقه‌بندی JEL: G10، G20، H26.

۱. مقدمه

بسیاری از دولت‌ها در مبارزه با فرار مالیاتی با مشکلاتی روبرو هستند. دولت با عواقب اقتصادی قابل توجهی در نتیجه از دست دادن درآمد مالیاتی مواجه است (Cerqueti & Coppier, 2011)، زیرا قادر به ارائه خدمات عمومی و سایر امکاناتی که به سود جامعه است نمی‌باشد (Johnson et al., 2000). مقادیر قابل توجهی از فرار مالیاتی نشان می‌دهد که یک کشور دارای یک اقتصاد سایه بزرگ است (فیوست و ریدل، ۲۰۰۹). بسیاری از شرکت‌ها در اقتصاد سایه به منظور اجتناب از پرداخت مالیات، قصد دارند کوچک بمانند، در حالی که برخی می‌توانند بار مالیاتی خود را از طریق استفاده از وکلا، حسابداران و رشوه‌دهی یا سایر اشکال فساد کاهش دهند (Lopez, 2017). طبق گفته کوئینتین^۱ (۲۰۰۸)، کشورهای صنعتی نسبت به کشورهای در حال توسعه، سیستم قضایی مؤثرتر و اجرای مقرراتی بیشتری دارند، که توضیح می‌دهد که چرا اقتصاد سایه در کشورهای ثروتمند نسبتاً کوچک است. به گفته فرانزونی^۲ (۱۹۹۸)، از دست دادن درآمد مالیاتی توانایی دولت را برای پوشش هزینه‌های اساسی و انجام اهداف سه‌گانه خود (توزیع درآمد، تخصیص منابع و ثبات اقتصادی) به خطر می‌اندازد.

در حقیقت، فرار مالیاتی یک عمل رایج در سراسر جهان است. طبق گزارش شبکه عدالت مالیاتی^۳ (۲۰۱۱)، فرار مالیاتی در سراسر جهان در سال ۲۰۱۱ به ۳/۱ تریلیون دلار رسید که حدود ۵/۱ درصد از تولید ناخالص داخلی جهانی را تشکیل می‌دهد. فرار از پرداخت مالیات ممکن است رشد اقتصادی را محدود کند؛ زیرا باعث کاهش توانایی دولت برای ارائه کالاهای مناسب دولتی، نهادهای پشتیبانی از بازار و زیرساخت‌ها می‌شود (چمن و همکاران، ۱۳۹۶). اهمیت پدیده فرار مالیاتی به اندازه‌ای است که شنایدر^۴ (۲۰۰۵)، اقتصاد زیرزمینی را با فرار مالیاتی یکی در نظر گرفته است. از طرفی بهبود بخش مالی

¹ Quintin, E.

² Franzoni, L. A.

³ Tax Justice Network

⁴ Schneider, F.

با افزایش درآمد مالیاتی مرتبط است (Petrescu, 2016). یا به عبارتی دیگر گسترش و تعمیق بخش مالی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصاد هر کشور می‌تواند فرار مالیاتی را تحت تاثیر قرار دهد. مطالعات موجود بیانگر کانال‌های مختلفی بوده‌اند که گسترش و یا تعمیق مالی از طریق آن‌ها قادر به کاهش فرار مالیاتی است. تعمیق بازارهای مالی با عمومی نمودن اطلاعات، تنبیه شرکت‌های زیان‌ده و تشویق شرکت‌های سودآور و موفق نقش نظارتی قوی‌ای را ایفا می‌کنند و از بسیاری سیستم‌های بوروکراتیک موثرتر عمل می‌نمایند و تخصیص صحیح منابع و کارایی در نهادهای مالی از جمله سیستم‌های بانکی را نیز می‌توان بر میزان فرار مالیاتی موثر دانست زیرا سبب ایجاد شفافیت و افزایش سرمایه‌گذاری و در نتیجه تولید می‌گردد (رضاقلی‌زاده و عالمی، ۱۳۹۸).

توجه به فرار مالیاتی در ایران از اهمیتی وافری برخوردار است؛ زیرا که وابستگی بودجه دولت به نفت، همواره یکی از تاکیدات اقتصاددانان و صاحب‌نظران اقتصادی؛ کاهش وابستگی تامین بودجه دولت از طریق رانت نفتی و اتکا به درآمدهای مالیاتی از طریق افزایش پایه‌های مالیاتی و کاهش معافیت‌های مالیاتی به جای آن بوده است تا بتوان روند توسعه اقتصادی و رفاه جامعه را شتاب بخشید.

بررسی مطالعات انجام شده پیشین در زمینه فرار مالیاتی در ایران حاکی از آن بوده است که با وجود بررسی جوانب این بخش پنهان در اقتصاد، اکثر پژوهش‌ها در رابطه با بررسی و برآورد اندازه و ابعاد آن پرداخته شده و مابقی مطالعات علاوه بر بررسی اثر توسعه مالی بر فرار مالیاتی به اثرگذاری مجزای تعمیق نهادها و بازارهای مالی بر فرار مالیاتی نپرداختند. در این پژوهش از شاخص منتشره از صدوق بین‌المللی پول استفاده می‌شود. شاخص توسعه مالی رتبه‌بندی نسبی کشورها بر اساس عمق، کارایی و دسترسی مؤسسات مالی و بازارهای مالی است (Čihák et al., 2012). از ۰ (کمترین) تا ۱۰۰ (بالاترین) درصد متغیر است.

در این مطالعه تلاش نگارندگان بر آن است تا نقش تعمیق نهادها و بازارهای مالی به صورت مجزا بر فرار مالیاتی در ایران مورد بررسی و آزمون قرار گیرد. به‌همین جهت مطالعه حاضر در پی پاسخگویی به این سوال است که آیا تعمیق نهادها و بازارهای مالی اثر معناداری بر فرار مالیاتی دارند؟ و اگر معنادار هست به چه نحوی اثرگذار است؟

در مطالعه حاضر ضمن محاسبه اندازه نسبی فرار مالیاتی با روش علل چندگانه-آثار چندگانه (میمیک)^۱ در دوره زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۴۰۱، تلاش شده تا اثر تعمیق نهادها و بازارهای مالی بر فرار مالیاتی مورد بررسی واقع شود. برای این منظور از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شد. در این راستا ساختار مقاله حاضر بدین صورت سازماندهی شده است که پس از مقدمه، در قسمت دوم به ادبیات پژوهش با

¹ Multiple Indicators-Multiple Causes (MIMIC)

تأکید بر ادبیات نظری و ادبیات تجربی پرداخته خواهد شد. در بخش سوم روش‌شناسی پژوهش و توصیف داده‌ها ارائه خواهد شد. سپس در بخش چهارم برآورد مدل با داده‌های سری زمانی به روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی انجام می‌شود و در پایان، نتیجه‌گیری پژوهش و پیشنهادات ارائه می‌شود.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. ادبیات نظری پژوهش

بخش مالی از مهم‌ترین بخش‌های یک اقتصاد مدرن است. تعمیق بخش مالی تاثیر بسزایی بر رشد اقتصادی دارد (احمدی و بوشهری، ۱۴۰۲). انانا و دوگا^۱ (۱۹۹۹) اذعان داشتند که تعمیق مالی نشان‌دهنده یک سیستم عاری از سرکوب مالی است. نتایج آنان در این مطالعه حاکی از آن بوده که سیاست‌های سرکوب مالی با هدف تشویق سرمایه‌گذاری‌های داخلی از طریق سرکوب نرخ بهره نتایج منفی به همراه داشت. همچنین نرخ‌های بهره واقعی منفی منجر به افزایش سرمایه‌گذاری نمی‌شود بلکه بانک‌ها را تشویق می‌کند تا ریسک‌گریزی بیشتری داشته باشند و نسبت به وام دادن مرددتر باشند. از دیدگاه پوپیل (۱۹۹۰) و انانا و دوگا (۱۹۹۹) تعمیق مالی به طور کلی مستلزم افزایش نسبت عرضه پول به تولید ناخالص داخلی است. به طور کلی فرار مالیاتی جزئی از فعالیت‌های اقتصاد سایه یا زیرزمینی محسوب می‌شود. فرار مالیاتی به صورت کاهش غیرقانونی مالیات پرداختی از طریق عدم گزارش درآمد یا اعلام نمودن نرخ‌های تفریق بالاتر تعریف می‌شود (اشنایدر و اینسته، ۲۰۰۰). آلینگهام و ساندمو^۲ (۱۹۷۲) اولین کسانی بودند که رفتار فرار مالیاتی را بررسی کردند. بر اساس کار قبلی بکر^۳ (۱۹۶۸) در مورد اقتصاد جرم و جنایت، آلینگهام و ساندمو (۱۹۷۲) پیشنهاد کردند که مالیات دهندگان در صورتی که مزایای بر هزینه‌های فرار از مالیات بیشتر باشد، فرار مالیاتی را انتخاب می‌کنند. مالیات‌دهندگان تحت مدل فرار مالیاتی آلینگهام و ساندمو (۱۹۷۲) دو گزینه دارند: فرار مالیاتی یا عدم اجتناب از مالیات. قضاوت او در مورد فرار مالیاتی بستگی به مجازاتی دارد که در صورت تشخیص فرار مالیاتی برای او تعیین می‌شود. اگر توسط مقامات مالیاتی حسابرسی یا بررسی شود با جریمه مواجه خواهد شد. اگر نرخ مالیات بالاتر از نرخ جریمه باشد، به عنوان یک عامل اقتصادی منطقی که به دنبال به حداکثر رساندن مطلوبیت مورد انتظار خود است، فرار مالیاتی افزایش می‌یابد. این گزاره بدین معناست که اگر تشخیص قطعی باشد و جریمه‌ها قابل توجه باشد، افراد کمی از پرداخت مالیات اجتناب می‌کنند و در نتیجه تبعیت مالیاتی افزایش می‌یابد. بر اساس این فرضیه،

¹ Nnanna, O. G. & Doga, M.

² Allingham, M. G. & Sandmo, A.

³ Becker, G. S.

فرار مالیاتی را می‌توان با افزایش جریمه‌های مرتبط با آن یا افزایش هزینه‌های اجرایی در اجرا کاهش داد که احتمال گرفتار شدن فرار مالیاتی را افزایش می‌دهد.

طبق گفته بوز و همکاران^۱ (۲۰۱۲)، افراد و شرکت‌ها در اقتصادهای صنعتی با سطح بالایی از تعمیق مالی، دسترسی آسانی به بازار اعتبار دارند. با این حال، وام‌گیرندگان باید درآمد و یا دارایی خود را که می‌تواند به عنوان وثیقه یا برای ارزیابی اعتبار آنها مورد استفاده قرار گیرد، افشا کنند، اگرچه در صورت انجام این کار در معرض مسئولیت مالیاتی قرار خواهند گرفت. از آنجا که ارزش عرضه شده توسط واسطه‌گری مالی قابل توجه است (گوردون و لی^۲، ۲۰۰۹)، انگیزه کمتری برای طفره رفتن از مالیات و نیاز کمتری برای مشارکت در اقتصاد سایه وجود دارد. از سوی دیگر، برای اقتصادهای در حال توسعه با سطوح پایین تعمیق و توسعه مالی، دسترسی به بازار اعتبار به دلیل فقدان سرمایه قابل وام، اطلاعات نامتقارن و هزینه‌های بالای استقراض محدود است. وام‌گیرندگان انگیزه کمتری برای اظهار درآمد و یا دارایی دارند. فرار مالیاتی در چنین شرایطی مانند اقتصاد سایه بیداد می‌کند. تحلیل داده‌های مقطعی و تابلویی آن‌ها نشان می‌دهد که بهبود در گسترش بخش بانکی، و همچنین عمق و کارایی آن، منجر به کاهش اندازه اقتصاد سایه می‌گردد. نتیجه‌گیری در مطالعه گاتی و هونوراتی^۳ (۲۰۰۸) به این ادعا که انطباق بیشتر مالیاتی با دسترسی بیشتر به بازار وام مرتبط است اعتبار می‌بخشد. بلک برن و همکاران^۴ (۲۰۱۲) با استفاده از یک مدل ساده فرار مالیاتی و واسطه‌گری مالی، رابطه بین فعالیت اقتصاد سایه و توسعه بازارهای مالی و اعتباری را توضیح می‌دهند. وام‌گیرندگان بالقوه در بازارهای مالی ناقص (با اطلاعات نامتقارن) برای اعلام درآمد یا ثروت خود به منظور دریافت وام برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری خود مورد نیاز هستند. مقدار ثروت، تعیین‌کننده مقدار وثیقه مورد نیاز برای تضمین یک وام و همچنین شرایط و ضوابط قرارداد وام است که در اختیار آنها قرار می‌گیرد. در نتیجه، هر چه میزان ثروت بیان شده کمتر باشد، وثیقه کمتری برای تأمین مالی وام مورد نیاز در دسترس است و شرایط و ضوابط قرارداد وام سخت‌تر می‌شود. به گفته بلکبرن و همکاران (۲۰۱۲)، ترتیبات اعتباری با سطوح پایین تعمیق مالی بدتر می‌شود. بنابراین، سود افشای ثروت با سطح توسعه یا تعمیق مالی افزایش می‌یابد، به این معنی که تعداد افراد و شرکت‌هایی که فرار مالیاتی را بر می‌گزینند با پیشرفت اقتصاد از سطح پایین به سطح بالای تعمیق مالی کاهش می‌یابند.

¹ Bose, N., et al.

² Gordon, R. & Li, W.

³ Gatti, R. & Honorati, M.

⁴ Blackburn, K., et al.

از یک طرف، باینکرت و همکاران^۱ (۲۰۱۴) با استفاده از یک رویکرد تولید هم‌پوشانی مرسوم استدلال می‌کنند که هم سطح پایین‌تر (بالا‌تر) توسعه مالی و هم سطح بیشتر (پایین‌تر) تورم منجر به اقتصاد سایه بزرگ‌تر (کوچک‌تر) می‌شود. علاوه بر این، جوامعی با سطوح بالا‌تر (پایین) توسعه مالی، هزینه‌های نظارتی پایین‌تری (بالا‌تر) خواهند داشت. وام‌گیرندگانی که تصمیم می‌گیرند درآمد خود را از بانک مخفی کنند، با افزایش هزینه و شرایط وام مواجه خواهند شد. این هزینه‌های بیشتر، همراه با سطح پایین تعمیق مالی، وام‌گیرندگان را تشویق می‌کند تا در فعالیت‌های فرار مالیاتی شرکت کنند. بک و همکاران^۲ (۲۰۱۴)، از سوی دیگر، به بررسی تأثیر اشتراک اطلاعات اعتباری و نفوذ شعب بانک و موسسات مالی بر فرار مالیاتی پرداخته است. آنها معتقدند که توسعه بانکی، به عنوان مثال، بهبود اشتراک اطلاعات و رشد شبکه شعب، ممکن است بر مزایا و هزینه‌های فرار مالیاتی شرکت‌ها تأثیر بگذارد. دسترسی بیشتر به بخش بانکی، هزینه‌های فرصت فرار مالیاتی را با افزایش احتمال و مزایای دستیابی به منابع مالی رسمی افزایش می‌دهد، در حالی که اشتراک‌گذاری اطلاعات مؤثرتر و نفوذ گسترده‌تر شعبه، عدم تقارن اطلاعات و مشکلات نمایندگی بین وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان را کاهش می‌دهد و مزایای فرار مالیاتی را کاهش می‌دهد. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که یک سیستم مالی که دسترسی به اعتبار را تسهیل می‌کند، هزینه‌های فرصت فرار مالیاتی را افزایش می‌دهد. بنابراین، در اقتصادی با افزایش نفوذ شعب و اشتراک‌گذاری اطلاعات اعتباری بهتر، تخلفات شرکتی را می‌توان به راحتی تشخیص داد و در بین سایر وام‌دهندگان بالقوه منتشر نمود و دریافت وام‌های آتی را دشوارتر و گران‌تر می‌کند (Jappelli & Pagano, 2002). در نتیجه، در کشورهایی که سیستم مالی بهتری دارند یا رشد مالی بالایی دارند، هزینه‌های فرصت پرداختن به فرار مالیاتی باید بیشتر باشد. بر اساس مطالعات گذشته انتظار می‌رود تعمیق مالی اعم از نهادها و بازارها، از میزان فرار مالیاتی بکاهد.

۲-۲. ادبیات تجربی پژوهش

در بخش ادبیات تجربی مطالعه حاضر، ابتدا مطالعات داخلی و سپس مطالعات خارجی مرتبط ارائه می‌شود.

عبداله میلانی و اکبرپور روشن (۱۳۹۱) در مطالعه خود به تخمین حجم فرار مالیاتی ناشی از اقتصاد غیررسمی با روش تابع تقاضای پول پرداختند و از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی برای برآورد، بهره جستند. نتایج نشان داد که این پدیده از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ افزایش یافته است.

¹ Bittencourt, M., et al.

² Beck, T., et al.

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران - مقاله آماده انتشار

صمدی و تنابنده (۱۳۹۲) در مطالعه خود به برآورد میزان فرار مالیاتی در اقتصاد ایران پرداختند. و جهت نیل به این منظور از روش میمیک و داده‌های دوره ۱۳۴۹ تا ۱۳۸۶ استفاده نمودند. نتایج برآورد الگوی آنان نشان داد که بار مالیاتی، اندازه دولت، درآمد مصرف‌کننده، تورم و بیکاری بر گسترش فرار مالیاتی موثر بودند که در این میان، اندازه دولت، بار مالیاتی و درآمد مصرف‌کننده به ترتیب بیشترین تاثیر را در گسترش این پدیده در ایران داشته‌اند.

هادیان و تحویلی (۱۳۹۲) در مطالعه خود به بررسی اثر چهار متغیر نرخ مالیات، پیچیدگی قوانین و مقررات، نبود سرمایه اجتماعی و تورم، بر فرار مالیاتی پرداختند. نتایج حاصل از تخمین الگو حاکی از آن بوده است که در بلندمدت، هر چهار متغیر مورد نظر با فرار مالیاتی رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار داشته‌اند. در خصوص دوره کوتاه‌مدت نیز تمامی نتایج به‌طور تقریبی شبیه به نتایج بلندمدت است، البته با این تفاوت که تورم نقش تعیین‌کننده‌ای بر فرار مالیاتی نداشته است.

مطلبی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه خود به برآورد اقتصاد سایه و فرار مالیاتی با در نظر گرفتن عوامل رفتاری طی دوره ۹۴-۱۳۴۶ در اقتصاد ایران پرداختند. نتایج نشان داد که روحیه مالیاتی و بار مالیات بر واردات از علل اصلی پیدایش اقتصاد سایه هستند. بنابراین برعکس کشورهای توسعه‌یافته متغیر روحیه مالیاتی باعث افزایش اقتصاد سایه و فرار مالیاتی ناشی از آن می‌شود که نشان‌دهنده عدم تبعیت مالیاتی در ایران می‌باشد. همچنین، افزایش حجم اقتصاد سایه بیشترین اثر را بر شاخص مخارج خانوار و شاخص مصرف انرژی دارد.

رضاقلی‌زاده و عالمی (۱۳۹۹) در پژوهش خود تلاش نمودند تا پاسخی به این سوال دهند که آیا توسعه بخش مالی در ایران می‌تواند منجر به کاهش فرار مالیاتی شده و اقتصاد زیرزمینی در کشور را کاهش دهد یا خیر؟ یافته‌های حاصل از برآورد تاثیر توسعه مالی بر فرار مالیاتی بیانگر این بوده است که توسعه مالی کشور در بلندمدت و نیز در کوتاه‌مدت (با یک وقفه) تاثیر منفی و معنی‌دار بر حجم فرار مالیاتی داشته و عامل مهمی در محدودسازی بازار زیرزمینی و فرار مالیاتی است. همچنین افزایش تورم در بلندمدت منجر به افزایش فرار مالیاتی در کشور شده و در مقابل، افزایش تولید ناخالص داخلی، عاملی در جهت ممانعت از رشد بیشتر اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی است.

نظری‌پور و حیدری (۱۴۰۲) در مطالعه خود به بررسی آثار و پیامدهای فرار مالیاتی با یک رویکرد کل‌نگر و از طریق تحلیل عاملی اکتشافی و تاییدی پرداختند. این پژوهش به لحاظ هدف کاربردی و به لحاظ روش گردآوری داده‌ها توصیفی-پیمایشی، از نوع همبستگی است. داده‌های پژوهش حاضر به

کمک پرسش‌نامه جمع‌آوری شده است. براساس تحلیل عاملی اکتشافی ۵ مؤلفه (اقتصادی، اجتماعی، مدیریتی، سیاسی و فرهنگی) به‌عنوان پیامدهای فرار مالیاتی (متغیر وابسته) شناسایی شدند. این پنج مؤلفه ۶۴ درصد از واریانس متغیر وابسته را تبیین کردند. سپس مشخص گردید که تمامی متغیرهای مکنون بر متغیر وابسته اثر مثبت و معناداری دارند. همچنین ترتیب اثرگذاری آنها عبارت بودند از: فرهنگی، مدیریتی، اقتصادی، اجتماعی و سیاسی. در نهایت اثرات ۶ متغیر جمعیت‌شناختی (جنسیت، سن، تحصیلات، رشته تحصیلی، سنوات خدمتی و نوع سازمان) بر روی متغیر وابسته مورد مطالعه و بررسی قرار گرفت. طبق نتایج به‌دست آمده سه متغیر سن، تحصیلات و سنوات خدمتی بر متغیر وابسته اثر مثبت و معناداری دارند.

رضاقلی‌زاده و عالمی (۱۴۰۲) در پژوهش خود به بررسی ارتباط بین کیفیت نهادها و حکمرانی خوب با فرار مالیاتی پرداختند. بر اساس نتایج به دست آمده، علامت ضریب متغیر کیفیت نهادی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت منفی و معنی‌دار بوده و بیان می‌دارد که بهبود کیفیت نهادها در ایران طی دوره مورد مطالعه، عاملی در جهت ممانعت از رشد بیشتر اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی می‌باشد، به گونه‌ای که یک درصد بهبود در کیفیت نهادها در بلندمدت منجر به کاهش ۰/۶۲ درصدی در فرار مالیاتی شده است. همچنین نتایج بیانگر این بوده است که افزایش تورم در بلندمدت منجر به افزایش فرار مالیاتی در کشور شده و در مقابل، افزایش تولید ناخالص داخلی عاملی در جهت ممانعت از رشد بیشتر اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی می‌باشد.

بیوهن و اشنايدر^۱ (۲۰۱۲) در پژوهش خود فرار مالیاتی (بر حسب درصدی از تولید ناخالص داخلی) را برای ۳۸ کشور OECD طی دوره ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۰ بر اساس برآوردهای مدل میمیک از اقتصاد سایه محاسبه نمودند. با در نظر گرفتن مالیات غیرمستقیم و خوداشتغالی به عنوان عوامل محرک فرار مالیاتی، روند کاهشی فرار مالیاتی بین سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۰ برای همه کشورها مشاهده شد. میانگین اندازه فرار مالیاتی در تمام ۳۸ کشور در بازه زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۰، ۳/۲ درصد از تولید ناخالص داخلی بوده است. کشوری که بالاترین میانگین را داشته مکزیک با ۶/۸ درصد و پس از آن ترکیه با ۶/۷ درصد بوده است. آهامید^۲ (۲۰۱۶) در مطالعه خود نتیجه گرفت که شرکت‌های کشورهای در حال توسعه با بخش مالی فراگیرتر به میزان کمتری از مالیات فرار می‌کنند. این تأثیر برای کشورهایی با حقوق قانونی قوی تر و سهم کمتری از اقتصاد غیررسمی قوی تر است.

¹ Buehn, A. & Schneider, F.

² Ahamed, M. M.

حسب‌الله و همکاران^۱ (۲۰۱۷) در مطالعه خود ابتدا اندازه فرار مالیاتی در اقتصاد پنج کشور آسه‌آن (اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند) را برای بازه زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۳ برآورد کردند و سپس به بررسی اثر توسعه مالی بر فرار مالیاتی پرداختند. نتایج آنان حاکی از این بوده است که یک رابطه بلندمدت غیر خطی (U شکل معکوس) بین فرار مالیاتی و توسعه مالی در اقتصادهای آسه‌آن وجود دارد. اسلام و همکاران^۲ (۲۰۲۰) در مطالعه خود در راستای تئوری اجتماعی-اقتصادی، با استفاده از داده‌های تابلویی ۷ کشور سارک در بازه زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۵، به بررسی تأثیر سیاست‌های عمومی اقتصادی و غیراقتصادی بر فرار مالیاتی پرداختند. نتیجه مطالعه حاکی از آن است که هر چه میزان آزادی‌های اقتصادی بیشتر باشد، فرار مالیاتی کمتر است. به‌طور خاص، سیاست‌های دولت در مورد حقوق مالکیت، آزادی پولی، آزادی مالی و آزادی سرمایه‌گذاری بر انتخاب مالیات‌دهندگان برای فرار مالیاتی تأثیر منفی دارد در حالی که نتیجه آزادی مالی تأثیر مثبتی بر فرار مالیاتی دارد. علاوه بر این، حاکمیت بخش عمومی و دینداری بر فرار مالیاتی تأثیر منفی دارد، که به این معناست که هر چه حاکمیت بخش عمومی بالاتر باشد و هر چه ایمان دینی در میان مردم بالاتر باشد، میزان فرار مالیاتی کمتر می‌شود.

آلام و همکاران^۳ (۲۰۲۳) در پژوهش خود رابطه بین توسعه مالی و فرار مالیاتی را در ۱۵۶ کشور از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۷ بررسی کردند. آنان از شاخص توسعه مالی صندوق بین‌المللی پول استفاده نمودند که این شاخص توسعه نهادهای مالی و بازارهای مالی را از نظر عمق، دسترسی و کارایی می‌سنجد. یافته‌های آنان موید آن بوده است که همبستگی منفی بین توسعه مالی و فرار مالیاتی وجود دارد. عمق، دسترسی و کارایی افزایش یافته در بازارها و نهادهای مالی با کاهش سطوح فرار مالیاتی مطابقت دارد.

ویافه و همکاران^۴ (۲۰۲۴) در مطالعه خود به برآورد اندازه اقتصاد زیرزمینی و میزان فرار مالیاتی در غنا با استفاده از روش میمیک در برای بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ پرداختند. یافته‌ها حاکی از آن بود که اندازه متوسط اقتصاد زیرزمینی غنا حدود ۴۴ درصد از تولید ناخالص داخلی است و عمدتاً ناشی از بار مالیاتی، یکپارچگی دولت، بیکاری، مخارج دولت، خوداشتغالی، تورم و اشتغال در بخش کشاورزی است. فرار مالیاتی تخمین زده شده نیز به طور متوسط حدود ۶/۲۸ درصد از تولید ناخالص داخلی است. سایر یافته‌های این مطالعه این بود که در حالی که فرار مالیاتی بر رشد اقتصادی تأثیر منفی می‌گذارد، اندازه اقتصاد زیرزمینی بر رشد اقتصادی غنا تأثیر مثبت دارد.

¹ Habibullah, M. S., et al.

² Islam, A., et al.

³ Allam, A., et al.

⁴ Wiafe, P. A., et al.

با مرور مطالعات پیشین داخلی؛ لازم به ذکر است جنبه‌های نوآوری پژوهش حاضر در آن است که تاکنون تاثیر تعمیق مالی بر فرار مالیاتی در ایران با رویکردی جداگانه میان بازارهای مالی و نهادهای مالی مورد توجه و بررسی قرار نگرفته است. همچنین لازم به ذکر است مطالعه حاضر در استفاده از شاخص تعمیق مالی منتشره از صندوق بین‌المللی پول نسبتاً پیش‌تاز است و سایر مطالعات داخلی به شاخص‌سازی در باب تعمیق مالی پرداختند.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. روش میمیک (شاخص چندگانه-علل چندگانه) با هدف برآورد اندازه نسبی فرار مالیاتی

روش‌های متعددی برای برآورد فرار مالیاتی مورد استفاده قرار می‌گیرد و محققان به دلیل در دسترس نبودن اطلاعات از پدیده فرار مالیاتی از روش‌های گوناگونی برای برآورد آن بهره جستند که به طور کلی به دو گروه مستقیم و غیر مستقیم تقسیم می‌شوند. در روش‌های غیر مستقیم از مجرای برآورد اقتصاد زیرزمینی، میزان فرار مالیاتی مورد محاسبه قرار می‌گیرد که از جمله این روش‌ها میتوان روش‌های مبتنی بر علل و آثار از قبیل رهیافت تقاضا برای پول و روش شاخص‌های چندگانه-علل چندگانه را برشمرد (عرب‌مازار یزدی، ۱۳۸۰). روش مورد استفاده در مطالعه حاضر روش میمیک یا شاخص چندگانه-علل چندگانه است.

روش یا الگوی معادلات ساختاری^۱ رابطه میان متغیر غیرقابل مشاهده و شاخص‌ها و علل مشاهده‌شده (MIMIC) را نشان می‌دهد. این الگو به صورت گسترده در بسیاری از علوم اجتماعی و اقتصاد کاربرد دارد. روش میمیک دو جزء اصلی دارد، یک معادله ساختاری و یک معادله اندازه‌گیری. معادله ساختاری با یک مجموعه از شاخص‌های قابل مشاهده متناظر است:

$$Y_i = \lambda_i \eta + u_i \quad (1)$$

Y_i نشان‌دهنده شاخص‌های قابل مشاهده فرار مالیاتی (رشد حجم نقدینگی و نرخ مشارکت نیروی کار در اقتصاد) می‌باشد. η متغیر پنهان (فرار مالیاتی)؛ u_i خطاهای تصادفی و λ پارامترهای ساختاری الگوی اندازه‌گیری هستند. معادله اندازه‌گیری مربوطه به صورت زیر است:

$$\eta = \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_2 + \dots + \gamma_p X_p + v \quad (2)$$

که در آن X_p نشانگر یک مجموعه از متغیرهای علی قابل مشاهده از قبیل بار مالیاتی مستقیم، درآمد سرانه حقیقی، مخارج یارانه‌ای دولت، نرخ ارز و درجه باز بودن تجارت می‌باشد. γ_p پارامترهای

¹ Structural Equation Model (SEM)

ساختاری الگو، v جز اختلال و η متغیر پنهان (فرار مالیاتی) است. معادلات فوق به صورت زیر قابل بازنویسی می‌باشد:

$$Y = \lambda\eta + u \quad (3)$$

$$\eta = YX + v \quad (4)$$

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

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

(5)

برای به دست آوردن یک تابع از متغیرهای قابل مشاهده، می‌توان معادله (4) را در معادله (3) برای حل الگو جایگزین کرد:

$$Y = YX + u \quad (6)$$

درواقع معادله فوق شکل کاهش یافته الگو میمیک می‌باشد. فرم نموداری الگوی پیشنهادی برای برآورد فرار مالیاتی در ایران به صورت زیر است. همچنین ماتریس دستگاه معادلات بالا به صورت زیر است:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{pmatrix} (\eta) + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix}$$

(7)

برای انتخاب الگو برتر از بین الگوهای پیشنهاد شده برای برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران، دو روش مورد استفاده قرار می‌گیرد. روش اول، روش فری و وک-هانمان¹ است که بر اساس آن اولویت در انتخاب الگو برتر، سازگاری علائم متغیرها با مبانی نظری و معناداری ضرایب از نظر آماری است. روش دوم، روش گیلز است که در آن اولویت با شاخص‌های برازش عمومی الگو است. رویکرد انتخاب الگوی نهایی در این پژوهش رویکرد دوگانه خواهد بود. بر اساس این رویکرد ابتدا الگوهای سازگار با مبانی نظری انتخاب شده‌اند و سپس از بین آن‌ها الگویی که از نظر معیارهای برازش عمومی در وضعیت بهتری قرار دارد، به عنوان الگوی برتر انتخاب شد و در نهایت فرار مالیاتی در ایران مورد برآورد قرار گرفت و سپس با استفاده از روش کالیبراسیون اندازه نسبی آن بر حسب درصدی از تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود. بدین توضیح که یک سال را به عنوان سال مبنا انتخاب نموده و از میانگین چند مطالعه پیشین به عنوان معیار در تبدیلات استفاده می‌شود. در مطالعه حاضر از پنج مطالعه که با روش‌های متنوع اندازه نسبی فرار مالیاتی را در ایران مورد برآورد قرار دادند استفاده شده و با توجه به اینکه در تمامی مطالعات منتخب سال ۱۳۷۵ را پوشش داده‌اند، سال مذکور به عنوان سال مبنا انتخاب می‌شود. در جدول

¹ Fery & Weck - Hannemann

(۱)، مطالعات منتخب پیشین و اندازه نسبی فرار مالیاتی برآورد شده آنان در سال مینا (۱۳۷۵) نوشتار شده است.

جدول ۱: برآورد اندازه نسبی فرار مالیاتی در سال ۱۳۷۵ در مطالعات منتخب

نام پژوهشگر	روش برآورد	مقدار برآوردی در سال ۱۳۷۵ (درصدی)
خاندانی و صامتی (۱۳۹۶)	میمیک	۱
صمدی و تاننده (۱۳۹۳)	میمیک	۱۱/۹۵
عبدالله میلانی و اکبرپور (۱۳۹۱)	تابع تقاضای پول	۷/۱۲
صادقی و شکیبایی (۱۳۸۰)	روش فازی	۱۳/۰۱
میانگین		۸/۲۷

منبع: یافته‌های پژوهش

میانگین به دست آمده برای اندازه نسبی فرار مالیاتی در سال مینای مذکور (۱۳۷۵)؛ ۸/۲۷ درصد بوده است که از این عدد به عنوان معیاری جهت تبدیل شاخص اولیه به شاخص نسبی فرار مالیاتی به کار گرفته می‌شود.

۲-۳. ارائه الگوی پژوهش

همان‌طور که در مقدمه بدان اشاره شد هدف اصلی پژوهش حاضر تحلیل و بررسی اثر تعمیق نهادها و بازارهای مالی بر اندازه نسبی فرار مالیاتی در ایران است. با توجه به درجه انباشت متفاوت متغیرها؛ بویژه متغیر وابسته که دارای درجه انباشت یک است؛ و نیز امکان وجود تاخیر در تاثیرگذاری متغیرهای توضیحی بر فرار مالیاتی و همچنین مدنظر قرار دادن تاثیر سایر متغیرهای اثرگذار بر فرار مالیاتی از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده می‌شود.

۳-۲-۱. تصریح الگوی پژوهش

در تصریح الگوی پژوهش، $TaxEva$ به عنوان متغیر وابسته بیانگر اندازه فرار مالیاتی باشد که به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی است. FID و FMD به ترتیب بیانگر شاخص تعمیق نهادها و بازارهای مالی^۲ هستند که مستخرج از درگاه صندوق بین‌المللی پول می‌باشند. Y به ذکر است،

^۲ جهت تبیین بهتر دو شاخص مذکور به مطالعه اسویرینکا (۲۰۱۶) یا لینک زیر رجوع شود.

مطالعاتی نظیر احمدی و بوشهری (۱۴۰۲)، بودا^۱ (۲۰۲۴)، ایلگین^۲ (۲۰۲۴)، فیسل و همکاران^۳ (۲۰۲۳)، تیری و امانوئل^۴ (۲۰۲۳) و سیتیناک و همکاران^۵ (۲۰۲۳) از این شاخص در مطالعه خود بهره بردند. بر اساس درگاه داده‌های صندوق بین‌المللی پول تعمیق نهادهای مالی به صورت میانگین مجموع سالانه نسبت اعتبارات بانکی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، دارایی‌های صندوق بازنشستگی به تولید ناخالص داخلی، دارایی‌های صندوق سرمایه‌گذاری مشترک به تولید ناخالص داخلی و حق بیمه عمر و غیرزندگی به تولید ناخالص ضریب ۱۰۰ محاسبه شده است. همچنین شاخص تعمیق بازارهای مالی به صورت میانگین مجموع سالانه ارزش بازار سهام به تولید ناخالص داخلی، سهام معامله شده به تولید ناخالص داخلی، اوراق بدهی بین‌المللی دولت به تولید ناخالص داخلی و کل اوراق بدهی شرکت‌های مالی و غیرمالی به تولید ناخالص داخلی ضریب ۱۰۰ محاسبه گشته است. $OilRR$ بیانگر رانت نفت به صورت درصدی از تولید است که برابر با تفاوت بین ارزش تولید نفت خام به قیمت جهانی و کل هزینه‌های تولید می‌باشد. همچنین $TaxB$ بار مالیاتی کل یا نسبت مجموع مالیات مستقیم و غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی است که مجذور آن نیز در الگو لحاظ شده است. در ادامه الگوی پژوهش بر اساس متغیرهای مذکور تبیین شده است.

$$\begin{aligned} \Delta TaxEva_t = & \varphi TaxEva_{t-1} + \gamma FID_{t-1} + \omega FMD_{t-1} + \delta TaxB_{t-1} + \theta TaxB_{t-1}^2 + \\ & \beta OilRR_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta TaxEva_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma_i \Delta FID_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} \omega_i \Delta FMD_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{s-1} \delta_i \Delta TaxB_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \theta_i \Delta TaxB_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{r-1} \beta_i \Delta OilRR_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

۳-۳. توصیف داده‌های پژوهش

جهت تبیین داده‌ها، میانگین متغیرهای اصلی پژوهش در کل دوره و ۷ زیر دوره به همراه انحراف معیار، کشیدگی و چولگی نوشتار شده است که به شرح جدول (۲) می‌باشد. اندازه فرار مالیاتی بر مبنای روابط یاد شده در بخش روش‌شناسی (با استفاده از روش میمیک) محاسبه شده است. مطابق جدول (۲)، میانگین اندازه فرار مالیاتی از زیر دوره ۱۳۵۹-۱۳۶۷ تا برنامه چهارم روندی نسبتاً صعودی داشته و پس از آن روندی نوسانی را طی کرده است. البته لازم به ذکر است نمودار روند حرکتی فرار مالیاتی (مطابق نمودار (۲)) حکایت از روندی افزایشی همراه با نوسانات متعدد در بازه زمانی پژوهش داشته است. بیشترین کمترین اندازه نسبی فرار مالیاتی به ترتیب مربوط به سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۳۵۹ به ترتیب با رقم‌های ۱۱/۳۹ و ۲/۰۲ درصد بوده است و میانگین فرار مالیاتی در بازه زمانی پژوهش حاضر ۸/۱ درصد برآورد شده

¹ Bod'a, M.

² Ilgin, K. S.

³ Faisal, F., et al.

⁴ Thierry, M. A. & Emmanuel, O. N. B.

⁵ Çetenak, E. H., et al.

⁶ Oil Rent Rate

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران - مقاله آماده انتشار

است. در رابطه با محاسبه اندازه فرار مالیاتی مطالعاتی بسیاری برای اقتصاد ایران با روش‌های متنوعی انجام شده است. برای نمونه میانگین اندازه فرار مالیاتی در مطالعه ایزدی و همکاران (۱۳۹۹) رقم ۱۰/۹۹ درصد با روش میمیک در دوره ۱۳۹۹-۱۳۵۵، زروکی و همکاران (۱۴۰۱) رقم ۶/۵ درصد با روش تانزی در دوره ۱۳۹۸-۱۳۵۸ و صمدی و تنابنده (۱۳۹۳) رقم ۱۳/۱۳ درصد با روش میمیک در دوره ۱۳۸۶-۱۳۴۹ برآورد شده است.

براساس جدول (۲)، بار مالیاتی روندی نوسانی داشته است. لازم به ذکر است از برنامه چهارم تا ششم میانگین بار مالیاتی از میانگین کل دوره مورد بررسی بیشتر بوده است. میانگین رانت نفتی نیز در زیردوره‌های پژوهش روندی کاملاً نوسانی را به خود اختصاص داده است.

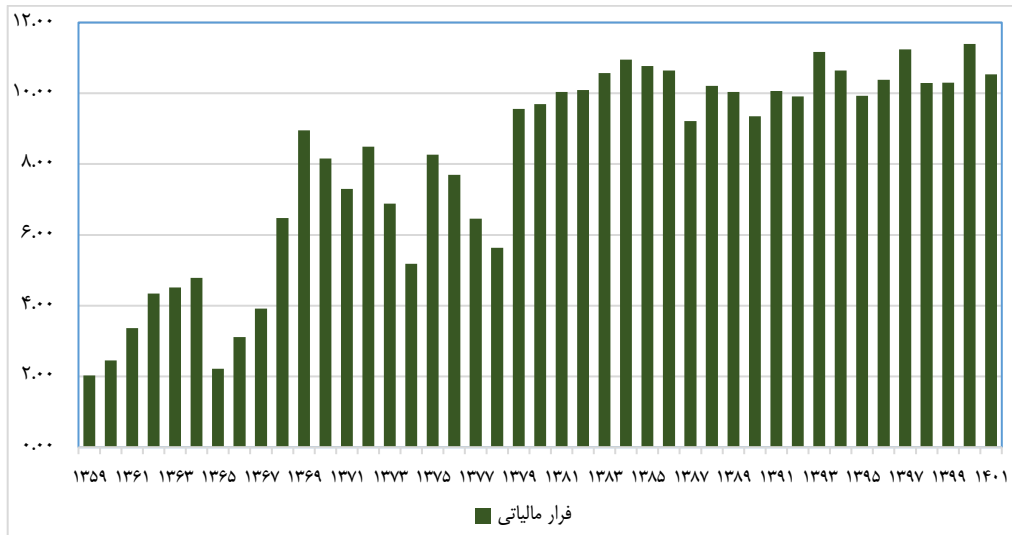
جدول ۲: توصیف آماری متغیرهای پژوهش

زیر دوره	فرار مالیاتی (درصد)	تمیق نهادهای مالی (درصد)	تمیق بازارهای مالی (درصد)	بار مالیاتی (درصد)	رانت نفتی (درصد)
۱۳۵۹ تا پایان جنگ	۳/۴	۵/۷	۱/۱	۳/۳	۱۷
برنامه اول	۷/۷	۵/۷	۱/۳	۲/۸	۲۳/۹
برنامه دوم	۶/۶	۵/۲	۴/۴	۳/۶	۱۷/۱
برنامه سوم	۱۰	۹/۲	۷/۴	۳/۱	۲۴
برنامه چهارم	۱۰/۳	۱۳/۱	۷/۳	۴/۶	۲۶/۳
برنامه پنجم	۱۰/۲	۱۵/۸	۹/۵	۳/۸	۱۷/۷
برنامه ششم	۱۰/۷	۱۹/۴	۳۵/۱	۳/۲	۱۸/۹
میانگین کل دوره	۸/۱	۱۰/۴	۹	۳/۵	۲۰/۴
انحراف معیار	۲/۹	۵/۴	۱۳/۳	۰/۷	۶/۶
چولگی ^۱	-۰/۷۸	۰/۵۴	۲/۴۳	۰/۷۱	۰/۰۸
کشیدگی ^۲	۲/۲۳	۱/۸۱	۷/۷۸	۳/۹۲	۲/۵۵
منابع آماری	یافته پژوهش	صندوق بین‌المللی پول	صندوق بین‌المللی پول	درگاه امور مالیاتی	بانک جهانی

منبع: یافته‌های پژوهش

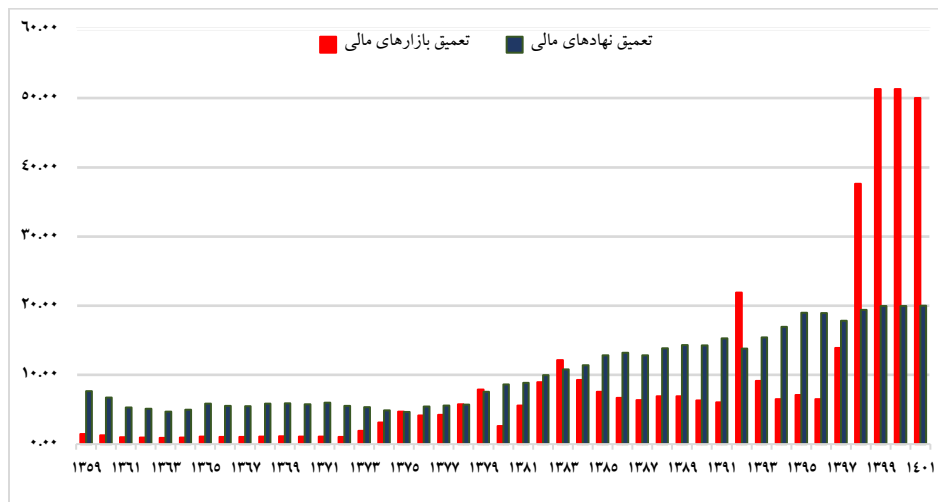
¹ Skewness

² Kurtosis



نمودار (۲). روند حرکتی اندازه نسبی فرار مالیاتی در ایران (درصد)

بر اساس جدول (۲) و نمودار (۳)، به طور کلی هر دو شاخص تعمیق نهادهای مالی و تعمیق بازارهای مالی روندی صعودی داشته‌اند. بدین توضیح که این روند صعودی؛ برای تعمیق نهادهای مالی و بازارهای مالی به ترتیب از زیردوره‌های برنامه چهارم و برنامه پنجم به بعد تشدید شده است. بیشترین و کمترین میزان تعمیق نهادهای مالی مربوط به زیردوره‌های برنامه ششم و برنامه دوم بوده ضمن آنکه بیشترین و کمترین میزان تعمیق بازارهای مالی در برنامه ششم و برنامه اول بوده است.



نمودار (۳). روند تعمیق نهادها و بازارهای مالی (درصد)

پیش از برآورد الگو لازم است تا آزمون مانایی متغیرها انجام شود. برای این منظور از آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد (گزارش شده در جدول ۳) موید آن است که اولاً هیچ کدام از متغیرهای مورد بررسی انباشت از مرتبه دوم نیستند. دوماً برخی متغیرها در سطح مانا و تعدادی نیز با یکبار تفاضل گیری مانا می‌شوند. با توجه به نتیجه حاصل از آزمون ریشه واحد می‌توان از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی در برآورد الگوهای پژوهش حاضر بهره جست. شایان ذکر است در برآورد الگو، نتایج آزمون‌های تشخیصی حاکی از آن است که در آزمون‌های خودهمبستگی، نرمالیتی و ناهمسانی واریانس فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی، نرمال بودن و همسانی واریانس در جملات پسماند رد نمی‌شود. همچنین به منظور اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون کرانه‌ها^۱ استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر عدم وجود رابطه میان متغیرها است. مقدار آماره این آزمون در برآورد مطالعه حاضر از کرانه بالا و پایین در در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد بزرگتر است که دال بر رد فرضیه صفر و یا تاییدی بر وجود رابطه بلندمدت است.

جدول ۳: خروجی آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون

فیلیپس پرون ^۲				متغیرها
در تفاضل		در سطح		
مرتبه اول				
سطح	آماره	سطح	آماره	
احتمال	آزمون	احتمال	آزمون	
۰/۰۰۰	-۹/۰۴	۰/۲۴۲	-۲/۱۱	فرار مالیاتی
۰/۰۰۰	-۴/۳۷	۰/۹۹۵	۰/۹۴	تعمیق نهادهای مالی
۰/۰۰۰	-۵/۰۱	۰/۹۷۶	۰/۳۲	تعمیق بازارهای مالی
-	-	۰/۰۰۴	-۳/۹۲	بار مالیاتی
-	-	۰/۰۰۷	-۳/۷۱	رانت نفتی

منبع: یافته‌های پژوهش

➤ نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش

در رهیافت ARDL با توجه به تعداد نمونه، از معیار اکائیک^۳ برای تعیین وقفه بهینه استفاده شد که با وقفه بهینه سه همراه بوده است. پس از تعیین وقفه بهینه، الگوی پژوهش برآورد و در جدول (۴) گزارش شده

^۱ F-Bounds Test

^۲ Phillips-Perron test

^۳ Akaike info criterion

است. مطابق با جدول (۴) و بر مبنای آزمون والد؛ تعمیق نهادهای مالی اثری منفی بر فرار مالیاتی دارد. همچنین ضریب برآوردی تعمیق بازارهای مالی نیز در کوتاه‌مدت منفی است و نشان از اثر منفی تعمیق بازارهای مالی بر فرار مالیاتی دارد. مطابق جدول (۴) و بر اساس آزمون والد ضرایب بار مالیاتی و مجذور آن به ترتیب ۱۲/۸۰۷- و ۱/۵۲۳ برآورد شده است. بدین ترتیب رابطه میان بار مالیاتی و فرار مالیاتی در کوتاه‌مدت به صورت U شکل معکوس است. همچنین در کوتاه‌مدت رانت نفتی به نحو مثبت بر فرار مالیاتی اثرگذار است. ضریب متغیر مجازی پژوهش $D96_401$ ، ۱/۲۷۶- برآورد شده که معنادار است و موید آن است در دوران پسابرجام به طور میانگین ۱/۲۷۶ درصد از اندازه فرار مالیاتی کاسته شده است. ضریب جمله تصحیح خطا در ضمن قدر مطلق اندازه ضریب مذکور کمتر از واحد بوده و موید آن است که نخست، در هر دوره زمانی ۳۳ درصد از عدم تعادل فرار مالیاتی توسط متغیرهای توضیحی تصحیح گردیده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود و دوم نشان از ثبات و همگرایی به سوی تعادل دارد و می‌توان ضرایب برآورد شده در بلندمدت را غیرکاذب دانست. نتایج آزمون‌های تشخیصی در الگوی پژوهش نیز نشان می‌دهد که سطح احتمال تمامی آماره‌های برآوردی از ۱۰ درصد بیشتر بوده و فلذا فروض کلاسیک برقرار است.

جدول ۴: نتایج برآورد الگوی پژوهش در کوتاه‌مدت به همراه آزمون‌های تشخیصی

متغیرهای توضیحی	ضریب	خطای معیار	آماره t	سطح احتمال
$TaxEva_{-1}$	۰/۰۴۲	۰/۰۹۷	۰/۴۳	۰/۶۶۸
$TaxEva_{-2}$	-۰/۳۲۱	۰/۱۰۰	-۳/۲۱	۰/۰۰۴
$TaxEva_{-3}$	-۰/۲۹۸	۰/۰۶۵	-۴/۵۹	۰/۰۰۰
FID	۰/۱۳۳	۰/۰۵۱	۲/۶۱	۰/۰۱۷
FID_{-1}	۰/۱۰۷	۰/۰۳۳	۳/۲۵	۰/۰۰۴
FID_{-2}	۰/۰۳۷	۰/۰۳۹	۰/۹۶	۰/۳۴۸
FID_{-3}	-۰/۴۰۳	۰/۰۹۸	-۴/۱۲	۰/۰۰۰
FMD	-۰/۰۵۸	۰/۰۰۹	-۶/۳۵	۰/۰۰۰
$TaxB$	-۵/۲۲۰	۱/۱۹۵	-۴/۳۷	۰/۰۰۰
$TaxB_{-1}$	-۴/۲۷۳	۱/۱۸۱	-۳/۶۲	۰/۰۰۲
$TaxB_{-2}$	-۰/۶۰۴	۱/۱۲۴	-۰/۵۴	۰/۵۹۷
$TaxB_{-3}$	-۲/۷۰۹	۱/۳۳۷	-۲/۰۳	۰/۰۵۶
$TaxB^2$	۰/۶۷۳	۰/۱۳۳	۵/۰۷	۰/۰۰۰
$TaxB^2_{-1}$	۰/۵۲۲	۰/۱۳۲	۳/۹۴	۰/۰۰۱
$TaxB^2_{-2}$	۰/۰۲۰	۰/۱۱۶	۰/۱۷	۰/۸۶۸
$TaxB^2_{-3}$	۰/۳۰۹	۰/۱۵۳	۲/۰۲	۰/۰۵۷

^۱ در برآورد الگوی‌های مطالعه حاضر، برای متغیر مجازی ($D96_401$)، سال‌های ۱۴۰۱-۱۳۹۶ با عدد یک و سایر سال‌ها با عدد صفر کد گذاری شده است.

OilRR	۰/۱۴۷	۰/۰۱۸	۸/۰۶	۰/۰۰۰
D96_401	-۱/۲۷۶	۰/۳۱۲	-۴/۰۹	۰/۰۰۱
جمله تصحیح خطا	-۰/۳۳	۰/۰۸	-۴/۱۶	۰/۰۰۰
$R^2 = 0.952$ $adj_R^2 = 0.907$ $\chi^2_{AIC} = 2.636$ $SER^1 = 0.775$				
آزمون والد ^۲ برای برآیند ضرایب				
	مقدار آماره F	سطح احتمال	اندازه مجموع ضرایب	
TaxEva ^۳	۶/۶۷	۰/۰۱۸	-۰/۵۷۷	
FID ^۴	۵/۵۷	۰/۰۲۸	-۰/۱۲۵	
TaxB ^۵	۳۲/۰۱	۰/۰۰۰	-۱۲/۸۰۷	
TaxB ^۲ ^۶	۲۰/۱۹	۰/۰۰۰	۱/۵۲۳	
آزمون‌های تشخیصی				
نرمالیتی	مقدار آماره	سطح احتمال	۱/۹۹	
خودهمبستگی سریالی ^۷	مقدار آماره	سطح احتمال	-۰/۳۶۸	
ناهمسانی واریانس ^۸	مقدار آماره	سطح احتمال	۲/۹۹	
	مقدار آماره	سطح احتمال	-۰/۱۲۱	
	مقدار آماره	سطح احتمال	۱۶/۹۴	
	سطح احتمال	۰/۵۹۴		

منبع: محاسبات پژوهش

پس از برآورد مدل رگرسیونی و انجام آزمون‌های تشخیصی، نوبت ارائه آزمون‌های ثبات ساختاری است. در این راستا از آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی^۹ و مجذور پسماند تجمعی^{۱۰} که منعکس‌کننده ثبات در ضرایب برآوردی در طول دوره‌ی مورد بررسی پژوهش می‌باشد، استفاده شده است. اگر نمودار پسماند تجمعی و یا نمودار مذکور پسماند تجمعی، بین دو مرز قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود تغییر ساختاری را نمی‌توان رد نمود. در غیر این صورت، فرضیه رقیب مبنی بر وجود تغییر ساختاری پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون‌های مذکور در نمودار (۴) منعکس شده است. از آنجا که نمودارهای مجموع تجمعی پسماندها و مجموع مجذور تجمعی پسماندها در سطح معناداری ۰/۵ میان دو

^۱ S.E. of regression

^۲ Wald Test

^۳ برآیند اثر فرار مالیاتی با وقفه

Null Hypothesis: C(1)+C(2)+C(3)=0

^۴ برآیند اثر تعمیق نهادهای مالی

Null Hypothesis: C(4)+C(5)+C(6)+C(7)=0

^۵ برآیند اثر بار مالیاتی

Null Hypothesis: C(9)+C(10)+C(11)+C(12)=0

^۶ برآیند اثر مجذور بار مالیاتی

Null Hypothesis: C(13)+C(14)+C(15)+C(16)=0

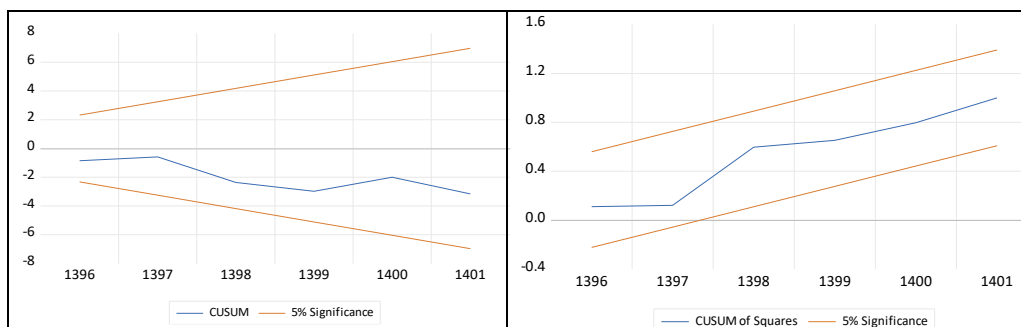
^۷ Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

^۸ Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

^۹ Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)

^{۱۰} Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMQ)

مرز قرار دارند، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری و پایداری و ثبات ضرایب برآورد الگوها پذیرفته می‌شود.



نمودار ۴. آزمون ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج الگوی پژوهش در بلندمدت از حیث معناداری و علامت تاییدی بر نتایج کوتاه‌مدت بوده است. در بلندمدت مطابق جدول (۵)، ضریب برآوردی تعمیق نهادهای مالی منفی (۰/۰۷۹-) می‌باشد. بدین توضیح که افزایش یک درصدی تعمیق نهادهای مالی، فرار مالیاتی را ۰/۰۷۹ درصد کاهش خواهد داد. همچنین ضریب متغیر تعمیق بازارهای مالی، ۰/۰۳۷- برآورد شد که نشان از آن دارد افزایش یک درصدی تعمیق بازارهای مالی، ۰/۰۳۷ درصد از فرار مالیاتی در بلندمدت می‌کاهد. در ارتباط با اثر منفی تعمیق نهادها و بازارهای مالی بر فرار مالیاتی، مطابق مبانی نظری، تعمیق نهادها و بازارهای مالی در هر کشور بیانگر توسعه بخش مالی آن کشور است که موجب کاهش فاصله میان وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان شده و از نامتقارنی اطلاعات می‌کاهد یا به عبارت دیگر از الزامات مالی شرکت‌ها می‌کاهد که تمامی این موارد منجر به وقوع کمتر فرار مالیاتی می‌گردد (بک و همکاران، ۲۰۱۴). همچون کوتاه‌مدت، در بلندمدت نیز ضرایب بار مالیاتی و مجذور آن به ترتیب منفی (۸/۱۲۰-) و مثبت (۰/۹۶۶) برآورد شده است که نشان از رابطه U شکل معکوس میان بار مالیاتی و فرار مالیاتی دارد. با توجه به رابطه‌ی زیر:

$$\frac{\partial TaxEva}{\partial TaxB} = -8.120 + 1.932 * TaxB = 0 \rightarrow TaxB^* = 4.203$$

با مشتق شدن فرار مالیاتی نسبت به بار مالیاتی و برابر صفر قرار دادن عبارت حاصل شده، مقدار ۴/۲۰۳ درصد حاصل می‌شود. این نشان می‌دهد که تا قبل از ۴/۲۰۳ درصد برای بار مالیاتی؛ افزایش در بار مالیاتی بر فرار مالیاتی می‌افزاید و پس از آن اثری معکوس از بار مالیاتی بر فرار مالیاتی قابل انتظار است. بی‌شک یکی از دلایل فرار مالیاتی، بار مالیاتی بالا می‌باشد، میتوان گفت تا ۴/۲۰۳ درصد بار مالیاتی از طریق اثرگذاری بر چگونگی انتخاب کار-فراغت با کاهش درآمد خالص نیروی کار باعث می‌شود که

کارگران فراغت را بر کار مرجح دانسته و در نتیجه انگیزه‌ای برای گرایش نیروی کار به سوی فرار مالیاتی داشته باشد یا به بیانی دیگر افزایش بار مالیاتی تا ۴/۲۰۳ درصد سبب ایجاد محدودیت در انجام معاملات بازار رسمی گشته که در نتیجه انگیزه افراد برای ورود به اقتصاد غیررسمی با هدف فرار از مقررات دولتی و پرداخت مالیات تقویت می‌کند (حیدرزادی و همکاران، ۱۴۰۱)؛ اما پس از این رقم، در جانشینی میان کار-فراغت، هزینه فرصت فراغت افزایش یافته و اثر درآمدی حاصل بر اثر جانشینی غلبه کرده که سبب افزایش عرضه کار و رشد اقتصادی شده و در نهایت از اندازه نسبی فرار مالیاتی کاسته می‌شود.

رانت نفتی نیز مطابق جدول (۵) بر فرار مالیاتی می‌افزاید. به نحوی که با افزایش یک درصدی رانت نفتی، فرار مالیاتی ۰/۰۹۳ درصد در بلندمدت افزایش می‌یابد. مطابق مبانی نظری و مطالعات پیشین؛ در تفسیر این اثر رانت نفتی می‌توان اینگونه اذعان داشت که اتکای بیش از حد دولت به منابع حاصل از رانت نفت، باعث کم توجهی به مالیات‌ستانی و کاهش بار مالیاتی شده است (نظری، ۱۳۹۵) که این گزاره باعث فرار مالیاتی شده است. ضمن آنکه این اثر تاییدی بر فرضیه نفرین منابع طبیعی است که اذعان دارد درآمدهای حاصل از منابع، درآمدهای مالیاتی دولت را تضعیف یا به عبارتی دیگر فرار مالیاتی را افزایش می‌دهد (Beblawi, 2015).

جدول ۵: نتایج برآورد الگوی پژوهش در بلندمدت به همراه آزمون کرانه‌ها

متغیرهای توضیحی	ضریب	خطای معیار	آماره t	سطح احتمال
FID	-۰/۰۷۹	۰/۰۳۳	-۲/۴۲	۰/۰۲۵
FMD	-۰/۰۳۷	۰/۰۰۷	-۵/۰۶	۰/۰۰۰
TaxB	-۸/۱۲۰	۱/۰۴۴	-۷/۷۷	۰/۰۰۰
TaxB ²	۰/۹۶۶	۰/۱۲۷	۷/۶۳	۰/۰۰۰
OilIRR	۰/۰۹۳	۰/۰۰۷	۱۲/۷۹	۰/۰۰۰
آزمون کرانه‌ها				
آماره آزمون	کرانه پایین	کرانه بالا	سطح خطا	
۹/۷۰	۴/۸۸	۶/۵۵	۱ درصد	
	۳/۵۸	۴/۹۲	۵ درصد	
	۳/۰۳	۴/۲۱	۱۰ درصد	

منبع: محاسبات پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در پژوهش حاضر، به بررسی و آزمون تاثیر تعمیق مالی بر فرار مالیاتی در ایران با تمرکز و تاکید بر نقش مجزای هریک از نهادها و بازارهای مالی پرداخته شده است. برای بررسی تاثیر تعمیق مالی بر فرار مالیاتی در ایران، نخست اندازه فرار مالیاتی با استفاده از روش شاخص چندگانه-علل چندگانه (میمیک) طی بازه زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۴۰۱ محاسبه شده است. نتایج محاسبه موید آن است که در طی ۴۳ سال مدنظر

پژوهش حاضر، اندازه نسبی فرار مالیاتی در ایران برابر با ۸/۱ درصد تولید ناخالص داخلی بوده است. طبق توصیف داده‌ها، روندی افزایشی همراه با نوسانات متعدد در بازه زمانی پژوهش داشته است. بیشترین و کمترین اندازه نسبی فرار مالیاتی به ترتیب مربوط به سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۳۵۹ به ترتیب با رقم‌های ۱۱/۳۹ و ۲/۰۲ درصد بوده است. ضمن آنکه هر دو شاخص تعمیق نهادهای مالی و تعمیق بازارهای مالی روندی صعودی داشته‌اند. بدین توضیح که این روند صعودی؛ برای تعمیق نهادهای مالی و بازارهای مالی به ترتیب از زیردوره‌های برنامه چهارم و برنامه پنجم به بعد تشدید شده است. جهت بررسی اثر تعمیق بازارها و نهادهای مالی بر فرار مالیاتی، از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شد. یافته‌های پژوهش مبتنی بر برآورد الگوی پژوهش در بلندمدت موید آن بوده است که نخست، هم تعمیق نهادهای مالی و هم تعمیق بازارهای مالی بر فرار مالیاتی با اثری منفی همراه هستند. دوم، از حیث اندازه (قدر مطلق)، اثرگذاری معکوس تعمیق نهادهای مالی بر فرار مالیاتی بیش از تعمیق بازارهای مالی می‌باشد. مطابق مبانی نظری، تعمیق نهادها و بازارهای مالی در هر کشور بیانگر توسعه بخش مالی آن کشور است که موجب کاهش فاصله میان وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان شده و از نامتقارنی اطلاعات می‌کاهد یا به عبارت دیگر از الزامات مالی شرکت‌ها می‌کاهد که تمامی این موارد منجر به وقوع کمتر فرار مالیاتی می‌گردد.

یافته‌های دیگر اینکه بار مالیاتی به صورت U شکل معکوس بر فرار مالیاتی اثرگذار است، بدین نحو که تا قبل از ۴/۲۰۳ درصد برای بار مالیاتی؛ افزایش در بار مالیاتی بر فرار مالیاتی می‌افزاید و پس از آن اثری معکوس از بار مالیاتی بر فرار مالیاتی قابل تصور است. همچنین رانت نفتی به نحو مثبت بر فرار مالیاتی اثرگذار است تاییدی بر فرضیه نفرین منابع است که اذعان دارد درآمدهای حاصل از منابع، درآمدهای مالیاتی دولت را تضعیف می‌کند. غالب نتایج پژوهش حاضر را می‌توان همسو با مطالعاتی نظیر شریفی و همکاران (۱۳۹۸)، محسنی ملکی (۱۴۰۰)، رضاقلی‌زاده و عالمی (۱۳۹۸)، احمدی و بوشهری (۱۴۰۲)، لامپو^۱ (۲۰۲۴) و گیو و هانگ^۲ (۲۰۲۰) و در تضاد با مطالعه زروکی و همکاران (۱۴۰۱) و داین و همکاران^۳ (۲۰۱۸) دانست.

با توجه نتایج حاصله در این پژوهش پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران بر سیاست‌های در راستای افزایش تعمیق نهادها و بازارهای مالی کشور از جمله تنظیم و اصلاح قوانین مربوط به بازارها و نهادهای مالی

¹ Lompo, A. A. B.

² Guo, J. T. & Hung, F. S.

³ Din, B. H., et al.

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران - مقاله آماده انتشار

به منظور افزایش شفافیت از طریق ایجاد سازوکارهای مناسب برای نظارت و پایش بازارها و نهادهای مالی، توسعه زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات برای افزایش دسترسی به خدمات مالی در سراسر کشور را اهتمام ورزند. همچنین بر اساس اثر نامطلوب رانت نفتی بر فرار مالیاتی پیشنهاد می‌شود سیاست‌هایی در جهت کاهش وابستگی بودجه دولت به رانت نفتی و اتکا بیشتر به مالیات‌ستانی در پیش گرفته شود.

لازم به ذکر است محدودیت‌های این مطالعه سادگی مدل، محدودیت داده‌ها از منظر زمانی و روش تخمینی الگوی پژوهش می‌باشد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

منابع

۱. احمدی، احمدرضا، بوشهری، محمد. (۱۴۰۲). تحلیل تاثیر تعمیق مالی بر اقتصاد سایه در ایران طی ۴ دهه: با تاکید بر بازارهای مالی و موسسات مالی. مطالعات اقتصاد بخش عمومی. ۲(۴)، ۳۸۷-۴۰۸.
۲. ایزدی، افسانه، صامتی، مجید، و اکبری، نعمت‌الله. (۱۳۹۹). برآورد میزان فرار مالیاتی در ایران با استفاده از روش MIMIC طی دوره (۱۳۵۵-۱۳۹۹). پژوهشنامه مالیات. ۲۸(۴۸)، ۳۲-۷.
۳. حیدرزادی حسین، خداپناه، مسعود، و منتظرحجت، امیرحسین. (۱۴۰۱). بررسی عوامل تعیین کننده فرار مالیاتی در اقتصاد ایران با رویکرد اقتصادسنجی بیزین. پژوهشنامه مالیات. ۳۰(۵۳)، ۹۷-۱۲۲.
۴. خاندانی رفسنجانی، حسین، و صامتی، مجید. (۱۳۹۶). برآورد سهم وقفه‌های جمع‌آوری و فرار مالیاتی در ایجاد شکاف مالیاتی. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. ۲۵(۸۴)، ۶۵-۹۷.
۵. رضاقلی زاده، مهدیه، و عالمی، امیرحسین. (۱۴۰۲). کیفیت نهادی و فرار مالیاتی در ایران. فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری. ۲۰(۴)، ۳۸-۸۶.
۶. زروکی، شهریار، یوسفی بارفروشی، آرمان، توسلی نیا، علی، و حدیدی، مروارید. (۱۴۰۱). برآورد فرار مالیاتی با روش تانزی و تحلیل اثر ابزارهای مالی دولت. مطالعات اقتصادی کاربردی ایران (مطالعات اقتصادی کاربردی)، ۱۱(۴۲)، ۸۳-۱۰۸.
۷. شریفی، سیدمحمدرضا، حقیقت، علی، ابراهیمی، مهرزاد، و امینی فرد، عباس. (۱۴۰۱). بررسی اثر توسعه مالی و مالیات بر اقتصاد زیرزمینی؛ مطالعه موردی ایران. پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصاد. ۱۲(۴۶)، ۶۷-۸۸.
۸. صادقی، حسین، و شکیبایی، علیرضا. (۱۳۸۰). فرار مالیاتی و اندازه اقتصاد زیر زمینی ایران (با روش اقتصادسنجی فازی). نامه مفید، ۷(۲۷ اقتصاد)، ۵۵-۷۶.

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران - مقاله آماده انتشار

۹. صمدی علی حسین، تابنده رضیه. (۱۳۹۲). فرار مالیاتی در ایران (بررسی علل و آثار و برآورد میزان آن). پژوهشنامه مالیات، ۲۱(۱۹)، ۷۷-۱۰۶.
۱۰. عبدالله میلانی، مهنوش، و اکبرپورروشن، نرگس. (۱۳۹۱). فرار مالیاتی ناشی از اقتصاد غیررسمی در ایران. پژوهشنامه مالیات، ۲۰(۱۳)، ۱۴۱-۱۶۷.
۱۱. عرب‌مازار یزدی، علی (۱۳۸۰). اقتصاد سیاه در ایران: اندازه، علل و آثار آن در سه دهه اخیر، مجله برنامه و بودجه، شماره ۶۲ و ۶۳، ۶۰-۳.
۱۲. نظری پور، محمد، و حیدری، امیرمحمد. (۱۴۰۲). شناسایی آثار و پیامدهای فرار مالیاتی با رویکرد کل‌نگر: تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی. حسابداری و بودجه‌ریزی بخش عمومی. (۱)، ۴(۱)، ۲۷-۱.
۱۳. نظری، فاطمه. (۱۳۹۵). بررسی اثر درآمد نفتی بر درآمد مالیاتی کشورهای صادرکننده نفت. اقتصاد کاربردی، ۶(-)، ۶۷-۷۶.

14. Ahamed, M. M. (2016). Does inclusive financial development matter for firms' tax evasion? Evidence from developing countries. *Economics Letters*, 149, 15-19. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.10.003>
15. Ahmadi, A., & Boushehri, M. (2024). Analysis of the impact of financial deepening on the shadow economy in Iran during 4 decades: emphasizing financial markets and financial institutions. *Public Sector Economics Studies*, 2(4), 387-408. doi: 10.22126/pse.2024.9947.1072 [In Persian]
16. Allam, A., Abou-El-Sood, H., Elmarzouky, M., & Yamen, A. (2023). Financial development and tax evasion: International evidence from OECD and non-OECD countries. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*. <https://doi.org/10.1016/j.intaccudtax.2024.100653>
17. Allingham, M. G., & Sandmo, A. (1972). Income tax evasion: A theoretical analysis. *Journal of public economics*, 1(3-4), 323-338. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(72\)90010-2](https://doi.org/10.1016/0047-2727(72)90010-2)
18. Beblawi, H. (2015). The rentier state in the Arab world. In *The Arab State* (pp. 85-98). Routledge. <https://www.jstor.org/stable/41857943>
19. Beck, T., Lin, C., & Ma, Y. (2014). Why do firms evade taxes? The role of information sharing and financial sector outreach. *The Journal of Finance*, 69(2), 763-817. <http://www.jstor.org/stable/43611167>
20. Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *Journal of political economy*, 76(2), 169-217. <https://www.jstor.org/stable/1830482>
21. Bittencourt, M., Gupta, R., & Stander, L. (2014). Tax evasion, financial development and inflation: Theory and empirical evidence. *Journal of Banking & Finance*, 41, 194-208. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.01.009>
22. Blackburn, K., Bose, N., & Capasso, S. (2012). Tax evasion, the underground economy and financial development. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83(2), 243-253. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2012.05.019>
23. Bod'a, M. (2024). Financial depth versus more comprehensive metrics of financial development in tests of the finance-growth nexus. *Economic Systems*, 48(1), 101173. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2023.101173>
24. Bose, N., Capasso, S., & Andreas Wurm, M. (2012). The impact of banking development on the size of shadow economies. *Journal of Economic Studies*, 39(6), 620-638. <https://doi.org/10.1108/01443581211274584>
25. Buehn, A., & Schneider, F. (2012). Size and Development of Tax Evasion in 38 OECD Countries: What do we (not) know?. <https://dx.doi.org/10.1453/jepe.v3i1.634>
26. Cerqueti, R., & Coppier, R. (2011). Economic growth, corruption and tax evasion. *Economic Modelling*, 28(1-2), 489-500. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2010.07.006>
27. Çetenak, E. H., Haykır, Ö., & Çetenak, Ö. Ö. (2023). Does Financial Development Enhance Economic Growth? The Case of Turkic Countries. *Bilig*, (106), 55-76. <https://doi.org/10.12995/bilig.10603>
28. Čihák, M., Demirgüç-Kunt, A., Feyen, E., & Levine, R. (2012). Benchmarking financial systems around the world. *World Bank policy research working paper*, (6175). <http://documents.worldbank.org/curated/en/868131468326381955/Benchmarking-financial-systems-around-the-world>

29. Din, B. H., Habibullah, M. S., & Baharom, A. H. (2018). Tax Evasion, Tax Burden and Economic Development in Asean-5 Economies: A Mimic Model Analysis. *Indian Journal of Public Health Research & Development*, 9(11). <http://dx.doi.org/10.5958/0976-5506.2018.01638.8>
30. Faisal, F., Amin, M. Y., Haq, Z. U., Rahman, S. U., & Ali, A. (2023). Natural resources revenues, shadow economy and financial institutions depth: The way forward. *Resources Policy*, 85, 103849. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103849>
31. Franzoni, L. A. (1998). Tax evasion and tax compliance. Available at SSRN 137430. <https://reference.findlaw.com/lawandeconomics/6020-tax-evasion-and-tax-compliance.pdf>
32. Gatti, R., & Honorati, M. (2007). *Informality among formal firms: firm-level, cross-country evidence on tax compliance and access to credit* (Vol. 6597). World Bank Publications. <http://documents.worldbank.org/curated/en/790871468138273351/Informality-among-formal-firms-firm-level-cross-country-evidence-on-tax-compliance-and-access-to-credit>
33. Gordon, R., & Li, W. (2009). Tax structures in developing countries: Many puzzles and a possible explanation. *Journal of public Economics*, 93(7-8), 855-866. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2009.04.001>
34. Guo, J. T., & Hung, F. S. (2020). Tax evasion and financial development under asymmetric information in credit markets. *Journal of Development Economics*, 145, 102463. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2020.102463>
35. Habibullah, M. S., Baharom, A. H., Din, B., & Ibrahim, M. H. (2017). Tax evasion and financial development in ASEAN-5. *Journal of Contemporary Issues and Thought*, 7, 20-32. <http://dx.doi.org/10.37134/jcit.vol7.3.2017>
36. Hadian E, Tahvili A. (2013). Tax Evasion and Its Determinants in the Iranian Economy (1971-2007). *JPBUD*. 18(2), 39-58. URL: <http://jpbud.ir/article-1-982-fa.html> [In Persian]
37. Heidarzadi, H., Khodapanah, M., & Montazer Hojat, A. H. (2022). Investigating the Tax Fraud Determining Factors in the Iran's Economy by Examining Bayesian Econometrics. *Journal of Tax Research*, 30(53), 97-122. URL: <http://taxjournal.ir/article-1-2133-en.html>
38. Ilgin, K. S. (2024). The Effects of IMF Financial Soundness Indicators of Turkish Commercial Banks on the Financial Development Index. *International Journal of Public Finance*, 9(1), 105-124. <http://dx.doi.org/10.30927/ijpf.1428422>
39. Islam, A., Rashid, M. H. U., Hossain, S. Z., & Hashmi, R. (2020). Public policies and tax evasion: evidence from SAARC countries. *Heliyon*, 6(11). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2020.e05449>
40. Jappelli, T., & Pagano, M. (2002). Information sharing, lending and defaults: Cross-country evidence. *Journal of Banking & Finance*, 26(10), 2017-2045. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(01\)00185-6](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(01)00185-6)
41. Johnson, S., Kaufmann, D., McMillan, J., & Woodruff, C. (2000). Why do firms hide? Bribes and unofficial activity after communism. *Journal of public economics*, 76(3), 495-520. [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(99\)00094-8](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(99)00094-8)
42. Lompo, A. A. B. (2024). How does financial sector development improve tax revenue mobilization for developing countries?. *Comparative Economic Studies*, 66(1), 91-125. DOI: 10.1057/s41294-023-00207-9
43. López, J. J. (2017). A quantitative theory of tax evasion. *Journal of Macroeconomics*, 53, 107-126. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2017.06.005>
44. Mohseni Maleki, B. (2021). Factors Affecting Tax Evasion Using Structural Equation Techniques - The Role of Tax Knowledge as a Moderator. *Macroeconomics Research Letter*, 16(31), 13-36. doi: 10.22080/iejm.2021.20136.1810 [In Persian]
45. Motallebi, M., Alizadeh, M., & Faraji, S. (2018). Estimating Shadow Economy and Tax Evasion by Considering Behavioral Factors. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 7(27), 141-167. doi: 10.22084/aes.2018.16132.2633 [In Persian]
46. Nazaripour, M., & Heidari, A. (2023). Identifying the consequences of tax evasion with a holistic approach: exploratory and confirmatory factor analysis. *Public Sector Accounting and Budgeting*, 4(1), 1-27. doi: 10.22034/psab.2023.192685 [In Persian]
47. Nnanna, O. J. and Dogo, Mela (1998). Structural Reform, Monetary Policy and Financial Deepening: The Nigerian Experience, *Economic and Financial Review*, 36(2), 1-29. <https://dc.cbn.gov.ng/efr/vol36/iss2/1/>
48. Petrescu, I. (2016). The effects of economic sanctions on the informal economy. *Management Dynamics in the Knowledge Economy*, 4(4), 623-648. <https://www.jstor.org/stable/45223005>
49. Popiel, P.A. (1990). *Developing Financial Markets* International Finance Corporation, Washington. <http://documents1.worldbank.org/curated/en/655921468009604729/pdf/multi-page.pdf>
50. Quintin, E. (2008). Contract enforcement and the size of the informal economy. *Economic Theory*, 37(3), 395-416. <https://www.jstor.org/stable/40282935>

51. Rezagholizadeh, M., & Alami, A. (2019). The Effect of Financial Development on Tax Evasion in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 24(80), 105-150. doi: 10.22054/ijer.2019.11114 [In Persian]
52. Rezagholizadeh, M., & Alami, A. (2024). Institutional Quality and Tax Evasion in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 20(4), 38-86. doi: 10.22055/qje.2021.35404.2283 [In Persian]
53. Ross, M. L. (2004). Does taxation lead to representation?. *British journal of political science*, 34(2), 229-249. <http://dx.doi.org/10.1017/S0007123404000031>
54. Schneider, F. (2005). Shadow economies around the world: what do we really know?. *European Journal of Political Economy*, 21(3), 598-642. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2004.10.002>
55. Schneider, F., & Enste, D. H. (2000). Shadow economies: Size, causes, and consequences. *Journal of economic literature*, 38(1), 77-114. DOI: 10.1257/jel.38.1.77
56. Sharifi, S. M. R., Haghighat, A., Ebrahimi, M., & aminifard, A. (2022). Investigating the Effect of Financial Development and Tax on the Underground Economy; Evidence from Iran's Economy. *Economic Growth and Development Research*, 12(46), 88-67. doi: 10.30473/egdr.2019.49749.5516 [In Persian]
57. Svirydzhenka, K. (2016). *Introducing a new broad-based index of financial development*. International Monetary Fund. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2016/wp1605.pdf>
58. The Tax Justice Network. (2011). The cost of tax abuse: A briefing paper on the cost of tax evasion worldwide. The Tax Justice Network.
59. Thierry, M. A., & Emmanuel, O. N. B. (2023). Does financial development increase education level? Empirical evidence from sub-Saharan Africa. *Journal of the Knowledge Economy*, 14(4), 3878-3903. <http://dx.doi.org/10.1007/s13132-022-01020-y>
60. Wiafe, P. A., Armah, M., Ahiakpor, F., & Tuffour, K. A. (2024). The underground economy and tax evasion in Ghana: Implications for economic growth. *Cogent Economics & Finance*, 12(1), 2292918. <https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2292918>
61. Zaroki, S., Yousefi barfurushi, A., Tavassoly Nia, A., & Hadidi, M. (2022). An Estimation of the Tax Evasion by Tanzi Method and Analysis the Effect of Fiscal Instruments. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 11(42), 83-108. doi: 10.22084/aes.2021.25012.3355 [In Persian]