سال نهم، شماره ۳۶، زمستان ۱۴۰۰، صفحات ۱۱۸–۸۷

محاسبه فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی و بررسی پایداری آن با استفاده از روش اثرگذاری غیرخطی حد آستانه

هدی صیام
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران، ایران
hoda_siam@yahoo.com
نارسیس امین رشتی
استادیار و عضو هیأت علمی گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
narciss.aminrashti@gmail.com
آزاده محرابیان
استادیار و عضو هیأت علمی گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران، ایران
mehrabianazadeh@yahoo.com
رؤیا سیفی پور
استادیار و عضو هیأت علمی گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران، ایران
rseifipour@yahoo.com

هدف از این پژوهش محاسبه میزان فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی و بررسی پایداری آن است که از طریق برآورد تابع تقاضای پولی تانزی طی دوره زمانی ۱۳۹۷–۱۳۷۰ انجام گرفته است. در برآورد تابع تقاضا نسبت پول نقد در گردش به حجم نقدینگی به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای بار مالیاتی اشخاص حقوقی، نسبت حقوق و دستمزد به درآمد ملی، درآمد سرانه ملی حقیقی، نرخ بهره حقیقی و درآمدهای نفتی حقیقی به عنوان متغیرهای توضیحی برای بررسی انتخاب شده‌اند. سپس نتایج تخمین و محاسبات انجام‌شده با استفاده از روش اثرگذاری خطی و غیرخطی بر روی فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی در طی دوره مورد نظر با رگرسیون حد آستانه مورد آزمون قرار گرفته است. یافته‌های پژوهش دلالت بر مدل غیرخطی با معنی‌دار بودن ضرایب، نتایج رضایت‌بخش‌تری را نسبت به مدل خطی ارائه داد. نتایج حاصل از آزمون غیرخطی بودن الگو تأییدکننده وجود رابطه غیرخطی و ناپایداری فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی است. سرعت گذار بین دو رژیم فرار مالیاتی، با توجه به پارامتر گذار تخمین زده‌شده معادل ۳/۲۰ است که نشان می‌دهد تغییر فرار مالیاتی به شدت از داده‌های گذشته فرار مالیاتی اثرپذیری خواهد داشت و تغییرات فرار مالیاتی بر رفتار این متغیر اثرگذار خواهد بود.

طبقه‌بندی JEL: H26,O41,O13
واژگان کلیدی: فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی، مدل حد آستانه، الگوی غیرخطی.

* تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۸/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۱۵

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

۱. مقدمه

اخذ مالیات از دیرباز برای دولت‌ها امری اجتناب‌ناپذیر بوده است؛ تا آنجا که می‌توان گفت هر دولتی به منظور رفع نیازهای خود به وصول مالیات از مردم اقدام نموده است و اکنون تعیین و وصول مالیات، بیش از گذشته مد نظر سیاستمداران و متولیان امور است. امروزه دولت‌ها علاوه بر هدف از وصول مالیات به عنوان جنبه درآمدی، به عنوان مهم‌ترین وسیله در تخصیص منابع، حصول اشتغال کامل، درجه معقولی از ثبات قیمت‌ها، توازن حساب‌های بین‌المللی و بالاخره توزیع عقلایی و صحیح درآمدها میان طبقات و گروه‌ها و بخش‌های مختلف اقتصادی جامعه می‌دانند. ازاین‌رو، اهمیت فعالیت‌های فرار مالیاتی به واسطه نقش و اهمیت مالیات در اقتصاد کشور نیز همواره از مسائل مهم و مسئله‌ساز هر کشوری بوده است (لیو، چانگ و ین[1] ۲۰۱۲).

سهم مالیات از کل درآمدهای عمومی در میان کشورها متفاوت بوده و بستگی به سطح توسعه‌یافتگی و ساختار اقتصادی کشورها دارد که به واسطه اجتناب و فرار مالیاتی در کشورها باعث شده است تا درآمدهای مالیاتی کشورها همواره از آنچه برآورد شده است کمتر باشد (خانی و همکاران،۱۳۹۲).

بر اساس گزارش بنیاد هریتیج در سال ۲۰۲۰، در حال حاضر کشورهایی با نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی بسیار بالا یعنی حدود پنجاه درصد در یک طرف و کشورهایی با نسبت کمتر از سه درصد در طرف دیگر قرار دارند. بالاترین شاخص مالیات به تولید ناخالص داخلی متعلق به کشورهای اتحادیه اروپا است.

دانمارک در سال ۲۰۱۹ با نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی حدود ۴۷ درصد بالاترین نسبت و پس از آن به ترتیب کشورهای فرانسه (۴۵ درصد)، بلژیک (۴۳ درصد)، سوئد (۴۳ درصد)، ایتالیا (۴۲/۴ درصد)، فنلاند (۴۲/۲ درصد)، نروژ (۴۰ درصد)، هلند (۳۹,۳ درصد)، لوکزامبرگ (۳۹ درصد)، آلمان (۳۸/۸ درصد) قرار دارند. همچنین متوسط نسبت مالیات به تولید

1. Liu, W. R., Chang, S. I. & Yen. D. C. (2012)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

ناخالص داخلی در کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[1] برابر با ۳۳/۸ درصد بوده که کمترین میزان آن متعلق به مکزیک با ۱۶/۵ درصد بوده است. این نسبت در کشور آمریکا به عنوان بزرگ‌ترین اقتصاد جهانی ۲۴/۵ درصد گزارش شده است.[2]

بر اساس گزارش بانک جهانی در سال ۲۰۱۹، نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی در ایران برابر با ۷/۳ درصد بوده است. ایران در زمره کشورهای پایین از لحاظ نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی طبقه‌بندی می‌شود.

اقتصاد ایران همانند اغلب اقتصادهای جهان با معضل فرار مالیاتی و اجتناب از مالیات روبه‌رو بوده و در سال‌های اخیر به دلیل گسترش تحریم‌های ثانویه اقتصادی، افت شدید قیمت نفت و کسری بودجه حاصل از آن و بحران جهانی شیوع بیماری کووید ۱۹ دولت در پی تمرکززدایی از نظام وابسته به درآمدهای نفتی و جایگزینی آن با درآمدهای مالیاتی است. لذا کاهش وابستگی هزینه‌های عمومی به منابع نفت و انجام اصلاحات لازم برای افزایش منابع درآمدی مالیاتی دولت و کاهش حجم فرار مالیاتی و شناسایی خلأهای مالیاتی جهت اجتناب از مالیات اهمیت دوچندانی می‌یابد.

شرکت‌ها و اشخاص حقوقی به عنوان واحدهایی که در راستای کسب سود و انتفاع فعالیت می‌کنند، همواره دارای این انگیزه هستند تا با پرداختن به برنامه‌ریزی‌های مالیاتی در موقعیتی قرار گیرند که مالیات کمتری را پرداخت نمایند و به دنبال راهکارهایی در جهت کاهش مالیات پرداختی خود باشند (دسایی و دارماپالا،۲۰۰۹[3]).

این در حالی است که دولت‌ها همواره به دنبال حل معضل فرار مالیاتی به‌ویژه از محل شرکت‌های بزرگ بودند. سازمان همکاری و توسعه اقتصادی در گزارش سال ۲۰۲۰ درباره فرار مالیاتی شرکت‌های بزرگ سالانه رقمی بین ۱۲۰ تا ۲۴۰ میلیارد دلار اعلام نموده است. بر این

1. Organization for Economic Cooperation and Development (OECD)
2. Heritage.org, "Heritage data"(2020).
3 .Desai, M. A., and D. Dharmapala, (2009).

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

اساس در نشست ۱۳۰ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی در جولای ۲۰۲۱ با حداقل نرخ مالیاتی ۱۵ درصد برای شرکت‌های بزرگ چندملیتی توافق شد[1].

با توجه به این امر ضرورت این مطالعه بر محاسبه و بررسی پایداری بر فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی در ایران است در این پژوهش ابتدا با محاسبه فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی از روش پول نقد پرداخته سپس با استفاده از روش اثرگذاری غیرخطی، حد آستانه طی دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۷۰ به بررسی پایداری فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی پرداخته شده است.

۲. ادبیات موضوع

فرار مالیاتی به عنوان یک پدیده غیرقابل مشاهده، تاکنون مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان و حسابرسان مالیاتی قرارگرفته است، به گونه‌ای که مطالعات بسیاری در این رابطه در سطح داخلی و خارجی انجام شده است.

فرار مالیاتی به فعالیت‌های غیرقانونی که توسط تعدادی از افراد یا شرکت‌ها به منظور کاهش پرداخت مالیات انجام می‌شود و از طریق کم‌گویی درآمدها، فروش دارایی یا از طریق زیاده‌روی در کسورات و معافیت‌ها حاصل می‌شود (آلم، مارتینز- وازکوئز و اشنایدر[2]،۲۰۰۳).

نظریه‌های مطرح‌شده در باب فرار مالیاتی بنا به مسئله‌ای که هر محققی در پی آن بوده را می‌توان عمدتاً به دو جریان عمده مدل‌های نئوکلاسیکی و رویکردهای نهادگرایی تقسیم‌بندی نمود. نقطه آغاز مدل نئوکلاسیکی به سال ۱۹۷۲ بازمی‌گردد که مقاله مشهور فرار مالیاتی توسط مایکل آلینگهام و آگنار ساندمو[3] در نشریهٔ اقتصاد عمومی به چاپ رسید. نظریه مذکور بعدها به «مدل استاندارد فرار مالیاتی»[4] معروف شد. این مدل مبتنی بر روش‌شناسی اقتصاد جرم[5] گری بکر[1]

1. www.OECD.org
2. Alm, James, Jorge Martinez-Vazquez and Friedrich Schneider (2003)
3. Allingham,M., and Sandmo, A.(1972)
4. Tax Evasion Standard Model
5. Economics of Crime

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

(۱۹۶۸) بوده و فرض بر آن است که مؤدی مالیاتی، متأثر از عوامل اجتماعی و روانی تأثیرگذار بر رفتار تمکین نبوده و تنها عوامل اقتصادی بر فرار مالیاتی اثرگذار است (خان‌جان،۱۳۸۴). بعدها انتقادات متعددی بر مدل‌هایی مشابه مدل استاندارد فرار مالیاتی که تنها عوامل اقتصادی را مورد توجه قرار می‌دهند وارد شد. نظریه‌های نهادگرایی به وجود آمدند که فرار مالیاتی را علاوه بر عوامل اقتصادی، کارکرد عوامل رفتاری مثل فرهنگ، هنجارهای عرفی، اخلاق، برداشت‌های ادراکی مؤدیان از کارکرد نهادهای رسمی و غیررسمی می‌دانستند. از آن جمله می‌توان به رویکرد نهادگرای آلم و مارتینز – وازکوئز[۲] (۲۰۰۱)، اشاره کرد (امیدی‌پور و پژویان، ۱۳۹۴). آندرئونی، اِرارد و فینشتین[۳] (۱۹۹۸)، اسلمراد و یتژاکی۴ (۲۰۰۲) و ساندمو۵ (۲۰۰۵) از جمله دیگر اقتصاددانان نئوکلاسیکی هستند که در پاسخ به انتقادات مذکور تلاش نمودند تا مدل استاندارد فرار مالیاتی را تعدیل نمایند.

اولین بار کاگان[۶] (۱۹۸۵) برای تعیین اندازه اقتصاد غیررسمی از متغیرهای پولی استفاده نمود. روش کاگان (نسبت نقد) برای مدل‌سازی اقتصاد غیررسمی فرض می‌کند که نسبت پول رایج از عرضه پول در یک سال پایه نشان‌دهنده رفتار عوامل اقتصادی است. در این روش، افزایش نسبت نقد از این مقدار پایه به همراه فرض برابری سرعت گردش پول در اقتصاد غیررسمی و اقتصاد رسمی برای برآورد اندازه اقتصاد غیررسمی مورد استفاده قرار می‌گیرد. روش‌های پولی مشابه بر پایه این فرض که فعالان بخش غیررسمی و پنهان اقتصاد جهت فرار از شناخته شدن در دادوستد خود از پول نقد استفاده می‌کنند توسط گاتمن[۷] (۱۹۷۷) و فیج[۸] (۱۹۷۹) به کار گرفته شد (فال،۲۰۰۳[۹]). تانزی[۱] (۱۹۸۰ و ۱۹۸۳). در واکنش به انتقادات وارد بر روش نسبت نقد، تلاش‌های

1. Gary Becker
2. Alm and Martinez – Vazquez (2001)
3. Andreoni,J.,Erard,B.,and Feinstein,J.(1998)
4. Slemrod, J., and Yitzhaki, S. (2002)
5. Sandmo, A. (2005)
6. Cagan,P.(1985)
7. Guttman, P. M. (1977)
8. Feige, E. L. (1979)
9. Faal, E. (2003)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

زیادی را برای بهبود روش برآورد حجم اقتصاد غیررسمی انجام داد. وی برای برآورد اندازه اقتصاد غیررسمی در ایالت متحده در دوره ۱۹۸۰-۱۹۳۰، با در نظر گرفتن یک سال به عنوان سال پایه که در آن حجم اقتصاد غیررسمی صفر فرض می‌شود را منتفی کرد و همچنین این فرض که نسبت نقد در طول دوره مورد بررسی ثابت است را کنار گذاشت. او برای این کار، نسبت نقد را تابعی از متغیرهای توضیحی در نظر گرفت. در ضمن، او با وارد کردن مالیات به مدل، الگوی اندازه‌گیری اقتصاد غیررسمی را با یک علت ارتباط داد. در روش او، نرخ مالیات به عنوان نماینده تأثیر اقتصاد غیررسمی بر تقاضای پول رایج مورد استفاده قرار گرفت تا انگیزه‌های پرهیز از مالیات و مشارکت در اقتصاد غیررسمی مبتنی بر پول نقد را نشان دهد. با این فرض کلیدی که معاملات اقتصاد غیررسمی با پول رایج انجام می‌پذیرد و افزایش در اندازه اقتصاد غیررسمی، تقاضا برای پول رایج را افزایش می‌دهد، حجم اقتصاد غیررسمی در آمریکا برآورد شد (فال، ۲۰۰۳).

تانزی بر اساس بینش کاگان، جهت برآورد حجم اقتصاد غیررسمی و اندازه فرار مالیاتی در آمریکا، نسبت پول نقد (اسکناس و مسکوک) به حجم نقدینگی (C/M_2) را تابعی از نرخ مالیات (T)، سهم حقوق و دستمزد از درآمد ملی (WS/NI)، درآمد سرانه ملی حقیقی (Y) و نرخ بهره سپرده‌های مدت‌دار یک ساله (R) در نظر گرفت.

$$\ln\left({}^{C}/_{M_2}\right) = a_0 + a_1\ln(1+T) + a_2\ln\left(\frac{WS}{NI}\right) + a_3\ln(Y) + a_4\ln(R) + \varepsilon$$

معادله (۱)

در تحقیق حاضر، بر اساس ایده تانزی در روش پولی، فرض اساسی آن است که تمام مبادلات در اقتصاد غیررسمی با وجه نقد صورت می‌گیرد اما با توجه به اینکه در دنیای امروزی با پیشرفت ابداعات مالی و بانکی مبادلات از طریق حساب‌های جاری، کارت‌های اعتباری و نیز ارزهای دیجیتال صورت می‌پذیرد، بدین منظور در این پژوهش از حاصل جمع اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و اسکناس و مسکوک در جریان در نظر گرفته شده است. لذا، برای

1. Tanzi, V. (1980,1983)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

برآورد اندازه اقتصاد غیررسمی با این رهیافت، نسبت پول نقد به نقدینگی، یک بار با وجود متغیر بار مالیاتی اشخاص حقوقی، برآورد می‌گردد. پس از برآورد نسبت فوق، بار دیگر بدون تغییر ضرایب مدل رگرسیونی متغیر بار مالیاتی معادل صفر قرار داده شده و بدون وجود بار مالیاتی اشخاص حقوقی نسبت پول نقد به نقدینگی محاسبه می‌گردد.

در مرحله بعد، از حاصل‌ضرب تفاوت دو نسبت فوق در حجم نقدینگی، پول غیرقانونی (IM) به دست می‌آید و سپس با کسر نتیجه به‌دست‌آمده از حجم پول (M_2)، پول قانونی (LM) به‌دست‌آمده و با استفاده از رابطه مقداری پول به در معادله ۲، سرعت گردش پول محاسبه می‌شود.

$$V = GNP/ LM \qquad \text{معادله (۲)}$$

در ادامه، با این فرض که سرعت گردش پول در بخش رسمی و غیررسمی اقتصاد برابر است، حجم اقتصاد زیرزمینی (UE) از حاصل‌ضرب حجم پول در اقتصاد غیررسمی (پول غیرقانونی) در سرعت گردش پول به صورت معادله ۳ برآورد می‌شود:

$$IM = [((\frac{c}{M_2})_{tax} - \left(\frac{c}{M_2}\right)_{wtax})] \times M_2 \qquad \text{معادله (۳)}$$

در مرحله آخر میزان فرار مالیاتی در بخش غیررسمی از حاصل‌ضرب اندازه اقتصاد زیرزمینی محاسبه شده در نرخ مؤثر مالیاتی، به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$UM = IM \times V \qquad \text{معادله (۴)}$$

در این تحقیق در بخش مطالعات تجربی داخلی و خارجی فرار مالیاتی، مطالعاتی که به طور خاص با استفاده از روش‌های پولی، برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی و میزان فرار مالیاتی شرکت‌ها را موضوع اصلی خود قرار داده‌اند مورد توجه قرار گرفته است.

دهده کاره[1] (۲۰۲۱) در مقاله «اصلاحات مالیاتی در لبنان: یک معادله غیرممکن؟»، با استفاده از روش پولی به برآورد اقتصاد سایه در کشور لبنان و تأثیر رشوه بر فرار مالیاتی و رشد اقتصادی در طول دوره (۲۰۱۸-۱۹۹۸) پرداخته است و متعاقباً راهکارها و پیشنهادهایی برای بهینه‌سازی

1. Dahdah Kareh M.(2021)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

اصلاح ساختار سازمان مالیاتی ارائه شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد اقتصاد سایه در لبنان سال ۲۰۱۸، ۳۶/۶۱ درصد تولید ناخالص داخلی است. همچنین سهم فرار مالیاتی از اقتصاد سایه در این سال به ۳۰/۰۴ درصد افزایش یافته است. در این بررسی نظام مالیاتی به عنوان یکی از متغیرهای مؤثر بر بزرگی اقتصاد سایه در نظر گرفته شده است و نشان می‌دهد که برخلاف پیش‌فرض اولیه رشوه عامل اصلی اثرگذاری بر فرار مالیاتی نیست بلکه سیاست‌های مالیاتی اتخاذ شده توسط دولت عامل کلیدی تعیین‌کننده رفتار مالیات‌دهندگان است. در این مطالعه برای بررسی بیشتر فرار مالیاتی برای سال‌های ۲۰۱۹ و ۲۰۲۰ با توجه به اپیدمی کووید ۱۹ و اعتراضات ۱۹ اکتبر ناشی از سیاست‌های اقتصادی دولت و کاهش ارزش پول لبنان پیش‌بینی گردیده است و نشان می‌دهد که عوامل برشمرده از جمله عوامل مؤثر بر بزرگ‌تر شدن اقتصاد سایه در لبنان است.

ابراهیم ام عوض و وائل الازه[1] (۲۰۲۰)، از مدل تقاضای تانزی برای برآورد اقتصاد زیرزمینی فلسطین در دوره (۲۰۰۸-۲۰۱۷) استفاده نمودند و نشان می‌دهند که متغیرهای توضیحی مدل تانزی، به‌جز متغیر نسبت دستمزد و حقوق دولتی به تولید ناخالص داخلی، تأثیر معناداری بر مدل وابسته در تخمین اقتصاد زیرزمینی دارند. همچنین نشان می‌دهند که حجم اقتصاد زیرزمینی این کشور ۲۸/۶ درصد از اقتصاد در سال ۲۰۱۶ است.

نچور و کوندرلا[2] (۲۰۱۶)، با به‌کارگیری رویکرد تقاضای پول، اندازه اقتصاد سایه را محاسبه می‌کنند. در این مطالعه متغیرهای توضیحی شامل پول نگهداری شده در خارج از سیستم بانکی، تعداد دستگاه‌های باجه خودکار، نرخ سود سپرده، تولید ناخالص داخلی تعدیل‌شده، متوسط مالیات، سرعت پول، تولید ناخالص داخلی اسمی و عرضه اسمی پول در نظر گرفته شده است. نتایج حاصل از مطالعه نشان می‌دهد که اقتصاد سایه جمهوری چک به طور متوسط در پایان سال ۲۰۱۳ حدود ۲۰/۹ درصد است و حدود ۷/۲ درصد از میانگین درآمد مالیاتی دولت درنتیجه حضور اقتصاد سایه سالانه از بین می‌رود. داده‌ها از شاخص‌های بانک جهانی و آمار مالی

1. Ibrahim M. Awad and Wael Alazzeh (2020)
2. Nchor D. and Konderla Tomas (2016)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

بین‌المللی به دست آمده است. در بررسی مقایسه‌ای نتایج به‌دست‌آمده با مطالعات عمده ارنست واشنایدر[1] (۲۰۰۰،۲۰۰۲) تفاوت زیادی ندارند. میانگین اقتصاد سایه ارنست و اشنایدر حدود ۲۰/۹ درصد و تخمین پژوهش حدود ۱۵/۵ درصد برای سال ۲۰۱۳ است. حجم اقتصاد سایه جمهوری چک در مقایسه با سایر کشورهای اتحادیه اروپا خیلی زیاد نیست، اما از نظر اقتصادی و با توجه به ارزش اسمی قابل توجه است.

آریو و بکوا[2] (۲۰۱۱) با استفاده از روش تابع تقاضای پول، عوامل تعیین‌کننده اقتصاد زیرزمینی را شناسایی کرده و اندازه اقتصاد زیرزمینی و مقدار فرار مالیاتی را برای کشور نیجریه در طول دوره ۲۰۱۰-۱۹۷۵ بررسی نمودند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که اندازه اقتصاد زیرزمینی و مقدار فرار مالیاتی برای این مطالعه طی دوره مورد بررسی به ترتیب بین ۷۹/۳۲- ۴۲/۵۴ درصد و ۶/۷۵-۲/۰۹ درصد بوده است. این نتایج همچنین رابطه مثبتی را میان نرخ مالیات، اندازه اقتصاد زیرزمینی و مقدار فرار مالیاتی نشان می‌دهد.

کمال[3] (۲۰۰۷)، ابتدا از روش تقاضای پول نقد، حجم اقتصاد زیرزمینی را برای سال‌های ۱۹۹۹ و ۲۰۰۵ برآورد نمود. سپس با توجه به نرخ‌های مالیاتی موجود در سال‌های مختلف و سناریوهای مختلف، فرار مالیاتی را از اقتصاد زیرزمینی استخراج کرده است. طبق یافته‌های تحقیق در اقتصاد پاکستان، اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی با سرعت زیاد در اوایل دهه ۱۹۸۰ در حال افزایش بوده ولی نرخ افزایش در اواخر دهه ۱۹۹۰ شتاب بیشتری داشته است که این مورد در سال ۱۹۹۰ کاهش و سپس تا سال ۲۰۰۳ مجدداً روند افزایشی داشته است.

فال[4] (۲۰۰۳)، با استفاده از روش تقاضای پول نقد به برآورد اندازه و نتایج اقتصاد غیررسمی در گینه، طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۶۴ پرداخته است. متغیرهایی که او برای تصریح تابع تقاضای پول به کار برده است عبارتند از درآمد، نرخ بهره، مالیات، نرخ تورم و ابداعات مالی. نتایج این تحقیق،

1. Schneider and Enste (2006, 2000)
2. Ariyo, A., and Bekoe, W. (2011)
3. Kemal, M. Ali. (2007)
4. Faal, E. (2003)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

وجود اقتصاد غیررسمی بزرگی را در گینه نشان می‌دهد. فال در ادامه کار، با ضرب انـدازه اقتصـاد غیررسمی در نرخ متوسط مالیاتی، توانست به سری زمانی فرار مالیاتی دست یابد.

عـلاوه بـر تحقیقـات کاگـان (۱۹۵۸)، گـاتمن (۱۹۷۷)، تـانزی (۱۹۸۰ و ۱۹۸۳) و مطالعـات، اشنایدر[1] (۱۹۸۶)، اشنایدر و انست[2] (۲۰۰۰)، ارویسکا و دیگران (۲۰۰۶)، اشنایدر[3] (۲۰۰۶) و امبای و یو[4] (۲۰۱۰) نیز از روش‌های پولی به‌ویژه تابع تقاضای پول برای برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی در مطالعات خود استفاده نموده‌اند.

در بررسی ادبیات تجربی فرار مالیاتی در ایران، اولین پژوهش در این موضوع به خانم فیـروزه خلعتبری (۱۳۶۹) بازمی‌گردد. روش خلعتبری توسط معاونت بررسی‌های استراتژیک نهاد ریاسـت جمهـوری (۱۳۷۶)، طـاهرفر (۱۳۷۶)، بـاقری گرمـارودی (۱۳۷۷)، اشـرف زاده (۱۳۷۸)، آذرمنـد (۱۳۸۶)، امـین خـاکی (۱۳۹۰)، عبدالـه میلانـی و اکبرپـور روشـن (۱۳۹۱)، امیـدی‌پـور و پژویـان (۱۳۹۴)، کاربر و همکاران (۱۳۹۸) دنبال گردیده است. وجه مشترک همه این مطالعات استفاده از روش پولی است. نتایج کلی این مطالعات نشان داده است که حجم اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی برآوردی، در طول زمان روندی افزایشی داشته است.

رستگار مقدم حلاج و همکاران (۱۳۹۸) به بررسـی و اندازه‌گیری حجـم اقتصـاد زیرزمینـی در کشـورهای منتخب در طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۴ با اسـتفاده از روش غیرمسـتقیم تقاضـای پول نقد پرداخته می‌شـود. نتـایج نشـان مـی‌دهـد در ایـن دوره حجـم اقتصـاد زیرزمینـی در کشورهای منتخب بین ۱۷ تا ۳۱ درصد GDP این کشورها است و ایران در حد متوسط از این نرخ است. این تحقیق تأیید مـی‌کنـد کـه افـزایش نـرخ‌هـای مالیـات، عامـل تشـویق بیشـتر مـردم در فعالیت‌های پنهان با انگیزه فرار مالیاتی است.

1. Schneider, F. (1986)
2. Schneider, F., and Enste, D. (2000)
3. Schneider, F. (2006)
4. Embaye, A., and Yu W. C. (2010)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

کاربر و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از مدل تقاضای پول تعمیم‌یافته تانزی، حجم اقتصاد زیرزمینی استان‌های ایران را طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۰ برآورد کرده و سپس نشان داده‌اند حجم اقتصاد سایه با بار مالیاتی رابطه مستقیم دارد.

در مطالعه امیدی‌پور و پژویان (۱۳۹۴) به محاسبه فرار مالیاتی بر درآمد اشخاص حقوقی در ایران طی سال‌های (۱۳۹۲-۱۳۵۲) پرداخته شده است. در این مطالعه نسبت پول نقد در گردش به حجم نقدینگی به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای بار مالیاتی اشخاص حقوقی، نسبت حقوق و دستمزد به درآمد ملی، درآمد سرانه ملی حقیقی، نرخ بهره حقیقی و درآمدهای نفتی حقیقی به عنوان متغیرهای توضیحی انتخاب شدند و یافته‌های تحقیق نشان داده است، سه متغیر بار مالیاتی اشخاص حقوقی، نسبت حقوق و دستمزد به درآمد ملی و درآمدهای نفتی حقیقی بر نسبت پول نقد در گردش به حجم نقدینگی در بلندمدت اثر مثبت و متغیرهای درآمد سرانه ملی حقیقی و نرخ بهره حقیقی در بلندمدت بر این نسبت اثر منفی دارند. همچنین حجم فرار مالیاتی برآوردی در پایه مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی طی دوره مورد بررسی روندی صعودی داشته است.

وجه تمایز این مطالعه در بخش نخست به‌روز نمودن برآورد فرار مالیاتی و افزایش دوره زمانی محاسبه فرار مالیاتی بر درآمد اشخاص حقوقی است. در بخش دوم نوآوری تحقیق در بررسی پایداری و غیرخطی بودن فرار مالیاتی محاسبه شده با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای، اثرگذاری غیرخطی است که تاکنون در هیچ مطالعه‌ای اعم از داخلی و خارجی صورت نگرفته است.

۳. روش‌شناسی برآورد

۳-۱. برآورد فرار مالیاتی با روش VECM

محققان به دلیل اهمیت پدیده فرار مالیاتی برای محاسبه آن از روش‌های مستقیم و غیرمستقیم اقدام به محاسبه فرار مالیاتی نموده‌اند (ریچوپان و سوماچای،۱۹۸۴[1]). در روش مستقیم از جمله

1. Richupan, Somchai (1984)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

حساب‌های ملی، روش نمونه‌گیری، روش مطالعه بودجه، روش مطالعه مستقیم مالیات‌دهندگان و ظرفیت بالقوه قانونی، بر اساس رفتار فردی که از بار مالیات فرار می‌کند، تئوری ساخته می‌شود و سپس با جایگذاری متغیرهای مناسب، فرار مالیاتی محاسبه می‌شود. در این روش‌ها ضمن وقت‌گیر بودن و هزینه‌بر بودن، معمولاً کتمان اطلاعات به مقدار قابل ملاحظه‌ای وجود دارد.

اما در روش‌های غیرمستقیم که در شمار پرکاربردترین روش مطالعه فرار مالیاتی هستند از طریق برآورد اقتصاد زیرزمینی میزان فرار مالیاتی محاسبه می‌شود. این روش‌ها به دسته روش‌های مبتنی بر علت فعالیت (از قبیل مدل‌سازی تقریبی لاپلاس و منطق فازی)، روش‌های مبتنی بر آثار (از قبیل حجم اسکناس‌های درشت در گردش، نسبت نقد، اختلاف بین آمار مالیاتی و درآمد ملی، حسابرسی مالیاتی، اختلاف در حساب‌های ملی، روش نهاده فیزیکی و روش بازار کار) (باتاچار، ۱۹۹۰ و توماس، ۱۹۹۹) و روش‌های مبتنی بر علل و آثار (از قبیل رهیافت تقاضا برای پول و روش شاخص‌های چندگانه- علل چندگانه) تقسیم‌بندی نمود (عرب مازار یزدی، ۱۳۸۰). از آنجایی که روش تابع تقاضای پول تانزی هم به علت و هم به آثار اقتصاد غیررسمی توجه دارد، به روش‌های نسبت نقد و منطق فازی ارجح است. البته روش شاخص‌های چندگانه، علل چندگانه[1] (MIMIC) نیز در رابطه با برآورد فرار مالیاتی همچون روش تابع تقاضای پول می‌تواند مناسب باشد، اما این روش تنها به ارائه شاخصی از اقتصاد غیررسمی قناعت می‌کند. استفاده از روش شاخص‌های چندگانه، علل چندگانه با توجه به اینکه در برآورد اندازه فرار مالیاتی با استفاده از مقادیری که از طریق ترازسازی حاصل آمده‌اند، کاملاً به آن اطلاعات پایه که در ترازسازی به کار رفته‌اند، حساس خواهد بود، چندان مناسب به نظر نمی‌رسد. بر این اساس محاسبه فرار مالیاتی را از رهیافت تقاضا برای پول استفاده می‌گردد (امیدی‌پور و پژویان، ۱۳۹۴). لذا با توجه به مزیت‌های روش علل و آثار و سهولت نسبی کاربرد آن، در این تحقیق از رهیافت تقاضا برای پول برای برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی استفاده می‌گردد.

1. Multiple Indicator, Multiple Causes (MIMIC)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

نخست از طریق روش پولی تانزی (تابع تقاضای پول) و با استفاده از سری زمانی طی دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۷۰ و با استفاده از روش‌های پیشرفته اقتصادسنجی (VAR و VECM)، حجم اقتصاد زیرزمینی برآورد و به تبع آن با توجه به یک نرخ مؤثر مالیاتی[۱] پایه درآمدی اشخاص حقوقی، فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی در اقتصاد ایران اندازه‌گیری شده است. از این رو با توجه به مطالعات تجربی با استفاده از معادله رگرسیونی و از طریق نسبت پول نقد در گردش به حجم نقدینگی بر مبنای الگوی تقاضای پول تانزی به صورت زیر تعریف می‌گردد.

$$\ln\left({}^{C}/_{M_2}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(1+T) + \beta_2 \ln\left(\frac{WS}{NI}\right) + \beta_3 \ln(Y) + \beta_4 \ln(R) + \beta_5 \ln(OIL/P) + \varepsilon$$

معادله (۵)

در رابطه فوق، متغیر ${}^{C}/_{M_2}$ نسبت پول نقد در گردش به حجم نقدینگی به عنوان متغیر وابسته که پول نقد برابر با حاصل‌جمع اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و اسکناس و مسکوک در جریان است. متغیرهای مستقل به ترتیب T بار مالیاتی اشخاص حقوقی (نسبت کل درآمدهای مالیاتی اشخاص حقوقی به تولید ناخالص داخلی ضربدر ۱۰۰)، $\frac{WS}{NI}$ نسبت حقوق و دستمزد به درآمد ملی (مجموع حقوق و دستمزد سالانه بخش خصوصی و دولتی تقسیم بر درآمد ملی ضربدر ۱۰۰)، Y درآمد سرانه ملی حقیقی(درآمد ملی سرانه اسمی تقسیم بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به قیمت سال پایه ۱۳۸۳)، R نرخ بهره حقیقی (نرخ سود سپرده‌های بلندمدت بانکی منهای نرخ تورم) و OIL/P درآمد نفتی حقیقی (درآمدهای نفتی اسمی تقسیم بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به قیمت سال پایه ۱۳۸۳) می‌باشند.

۱. ذکر این نکته لازم است که با اعمال نرخ مؤثر مالیاتی که در سطح کلان همان نسبت کل درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی (بار مالیاتی یا نرخ متوسط مالیاتی) است، به نوعی مسئله نرخ‌های مالیاتی، ضرایب مالیاتی و معافیت‌های مالیاتی در آن به صورت ضمنی لحاظ و منظور شده است. مطالعات تانزی (۱۹۸۰،۱۹۸۳) و فال (۲۰۰۳) نیز از چنین پروکسی به عنوان متغیر مالیاتی استفاده نموده‌اند.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

در این بخش از مطالعه، آمارها و داده‌های مورد نیاز برای اندازه‌گیری حجم اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی بر درآمد اشخاص حقوقی در دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۷، از طریق آمار و اطلاعات حساب‌های ملی سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سایت مرکز آمار، جداول کلان منابع و مصارف بودجه، سالنامه آماری دفتر آمار و محاسبات اقتصادی و اجتماعی سازمان تأمین اجتماعی گردآوری شده است.

در شناسایی الگوهای VAR و VECM تعیین متغیرهای الگو و همچنین تعیین تعداد وقفه‌های مناسب آن‌ها دارای اهمیت است. انتخاب اولیه متغیرهایی که می‌بایست در این الگوها وارد شوند معمولاً بر اساس تئوری‌های رایج اقتصادی صورت می‌پذیرد. مرحله اساسی در برآورد الگوی پویای چند متغیره تعیین تعداد وقفه بهینه متغیرهای الگو است تعیین وقفه مناسب در این الگوها از اهمیت بالایی برخوردار است؛ زیرا تأثیر مستقیمی بر قدرت برآورد الگو دارد. در شرایطی که هدف برآورد الگوی VECM باشد، معیار SBC برای هر حجم نمونه، بهترین ملاک برای انتخاب وقفه الگو است (اندرس، ۲۰۰۴).

۳-۲. مدل خود رگرسیونی آستانه

بر اساس تئوری‌های اقتصادی برخی از متغیرهای سری زمانی و بسیاری از مدل‌های کلان اقتصادی دارای رفتار غیرخطی هستند. به علاوه ثابت شده است در چرخه‌های تجاری آهنگ نزولی بودن متغیرهای کلیدی کلان اقتصادی در دوره‌های رکود پرشتاب‌تر از آهنگ افزایش آن‌ها در دوره‌های رونق است. در نتیجه از آنجا که مدل‌های استاندارد سری زمانی مبتنی بر معادلات خطی هستند، تصریح‌های پویای جدیدی برای مدل‌سازی رفتار غیرخطی متغیرها لازم می‌آید. گسترش به‌کارگیری از مدل‌های غیرخطی باعث بهبود قابل توجهی در عرصه مدل‌سازی رفتار متغیرها در حیطه اقتصاد کلان شده است. روش رگرسیون انتقال ملایم (STR[1]) از جمله الگوهای غیرخطی است که به دلیل خصوصیات خاص خود مورد توجه بسیاری از محققین قرار گرفته است. این

1. Smooth Transition Regression

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

روش درواقع حالت پیشرفته‌تری از مدل‌های رگرسیونی تغییر وضعیت[1]، همانند مدل حد آستانه است. از جمله محاسن روش رگرسیون انتقال ملایم آن است که این امکان را ایجاد می‌کند که روابط بین متغیرها برحسب شرایط سیستم دارای چندین نظام باشند. شرایط سیستم توسط متغیری به نام متغیر انتقال و فاصله آن با حد آستانه مشخص می‌شود. به عبارت دیگر، میزان اثرگذاری متغیرهای مدل بر یکدیگر بستگی به وضعیت متغیر انتقال و میزان تفاوت آن از حد آستانه دارد. البته برخلاف مدل حد آستانه که تغییر از یک نظام به نظام دیگر به‌طور ناگهانی اتفاق می‌افتد، در مدل رگرسیون انتقال ملایم، تغییر نظام با یک شیب ملایم صورت می‌پذیرد. متغیر انتقال که می‌تواند از بین متغیرهای موجود در الگو و یا خارج از آن باشد، متغیری است که میزان اثرگذاری متغیر یا متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته را تحت تأثیر قرار می‌دهد (خورسندی و همکاران، ۱۳۹۱).

STR یک مدل رگرسیونی غیرخطی است که می‌توان آن را به عنوان یک شکل توسعه‌یافته از مدل رگرسیونی تغیر وضعیت که توسط کوانت (۱۹۵۸)[2] معرفی شد تلقی کرد. شکل استاندارد STR به صورت زیر تعریف می‌شود[3]:

$$y_t = \varphi' z_t + \theta' z_t \, F(\gamma . s_t . c) + u_t = \{\varphi + \theta F(\gamma . s_t . c)\}' z_{it} + u_t . \qquad t = 1 . \ldots . T \qquad \text{معادله (۶)}$$

z_t متغیرهای توضیحی، به علاوه، $\varphi = (\varphi_0 . \varphi_1 . \ldots . \varphi_m)'$ و $\theta = (\theta_0 . \theta_1 . \ldots . \theta_m)'$ بردار پارامترها هستند. تابع انتقال $F(\gamma . s_t . c)$ یک تابع کراندار برحسب متغیر گذار[4] s_t، γ پارامتر شیب و $c = (c_1 . c_2 . \ldots . c_k)'$ یک بردار از پارامترهای موضعی[5] است، به نحوی که $c_1 \le c_2 \le \cdots \le c_k$ است. آخرین عبارت در معادله ۶ بیانگر این است که مدل می‌تواند به صورت یک مدل خطی

1. Switching Regression
2. Quandt (1958)
3. Terasvirta, T. (1994)
4. Transiton Variable
5. Locational Parameters

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

با ضرایبی که به‌طور تصادفی در طی زمان تغییر می‌کنند[1]، نیز تفسیر شود. در ادامه فرض می‌شود که تابع گذار یک تابع لجستیک عمومی است:

$$F(\gamma.s_{it}.c) = \left(1+\exp\{-\gamma\prod_{k=1}^{K}(s_{it}-c_K)\}\right)^{-1}.\ \gamma>0 \quad \text{معادله (۷)}$$

اگر معادلات فوق به صورت توأم با هم در نظر گرفته شود (یعنی به جای تابع گذار در معادلات فوق جایگزین شود) مدل STR لاجستیک $(LSTR)$ به دست می‌آید. عموماً مقادیر رایج برای K در مطالعات $K=1$ و $K=2$ است. برای $K=1$ پارامترهای $\varphi+\theta F(\gamma.s_t.c)$ به عنوان تابعی از s_t به صورت یکنواخت از φ به $\varphi+\theta$ تغیر می‌کنند. اما برای $K=2$، آن‌ها به صورت متقارن در حول نقطه میانی $(c_1+c_2)/2$ (وقتی که این تابع لاجستیک به مقدار مینیمم خود می‌رسد) تغیر می‌کنند. مینیمم بین صفر و نیم قرار می‌گیرد. وقتی $\gamma\to\infty$، مینیمم به صفر می‌رسد و وقتی برابر نیم می‌شود که $c_1=c_2$. پارامتر γ شیب c_2-c_1 محل تابع گذار را نشان می‌دهند.

مدل LSTR با $K=1$ (مدل $LSTR_1$) دارای قابلیت مدل‌سازی رفتار متقارن متغیرها است. مدل LSTR1 می‌تواند برای توصیف فرآیندهایی که ویژگی‌های دینامیک آن‌ها از یک رژیم به رژیم دیگر متفاوت است (به عبارتی فرآیندهایی که در دوره‌های رشد رفتاری متفاوت از دوره‌های رکودی دارند) و انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به صورت ملایم صورت می‌پذیرد، مدلی قابل اتکا و مناسب باشد. از سوی دیگر، مدل LSTR2 $(K=2)$ برای شرایطی مناسب است که فرآیند تعدیل پویا در مقادیر بالا و پایین s_t رفتاری مشابه داشته و فقط در مقادیر میانی رفتاری متفاوت از خود نشان دهند.

وقتی که $\gamma=0$ باشد، تابع گذار $F(\gamma.s_t.c)=0.5$ خواهد شد و بنابراین مدل STR تبدیل به یک مدل خطی می‌شود. از سوی دیگر وقتی که $\gamma\to\infty$ مدل LSTR1 به مدل رگرسیونی تغیر وضعیت با دو رژیم (که هر دو رژیم آن واریانس برابر با هم دارند) تبدیل می‌شود. در مدل LSTR2، اگر $\gamma\to\infty$ مدل STR ما تبدیل به مدل تغیر وضعیت دیگری با سه رژیم خواهد شد؛ به

1. Time-Varaying parameters

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

نحوی که رفتار متغیر در رژیم میانی متفاوت از دو رژیم دیگر است و دو رژیم بالایی و پایینی رفتاری مشابه خواهد داشت. توجه به این نکته حائز اهمیت است که یک مدل جایگزین (ساده‌تر) برای LSTR2 وجود دارد که مدل رگرسیون انتقال ملایم نمایی (ESTR) نامیده می‌شود. اگر بار دیگر معادله ۷ در نظر گرفته شود با این تفاوت که در آن تابع گذار به صورت نمایی معادله ۸ باشد مدل ESTR به دست می‌آید.

$$F_E(\gamma. s_t. c) = 1 - \exp\{-\gamma(s_t - c_1^*)^2\} \ . \ \gamma > 0 \qquad \text{معادله (۸)}$$

در مدل ESTR تابع در حول نقطه $s_t = c_1^*$ متقارن است و در مقادیر پایین و میانی متغیر، پارامتر شیب (γ) تقریباً مقدار یکسانی دارد. از آنجا که این تابع یک پارامتر کمتر از مدل LSTR2 دارد، جانشین مناسبی برای مدل LSTR2 تلقی می‌شود. مدل ESTR در شرایطی که مقدار γ بزرگ بوده و $c_1 - c_2$ نیز با صفر فاصله معناداری داشته باشد تخمین مناسبی از LSTR2 نیست، ولی در سایر موارد می‌تواند جایگزین مناسبی باشد. متغیر گذار s_t یک متغیر تصادفی است و اغلب یکی از متغیرهای z_t است. البته متغیر گذار می‌تواند ترکیبی از چند متغیر نیز باشد. در برخی موارد، متغیر گذار می‌تواند تفاضل یکی از متغیرهای موجود در z_t باشد.

در کل می‌توان بیان داشت که مدل LSTR دارای دو رژیم بالایی و پایینی است که رفتار پارامترها در دو رژیم متفاوت از یکدیگر است (به عبارت دیگر این مدل برای مدل‌سازی رفتار نامتقارن پارامترها، مدل مناسبی است). در حالی که مدل ESTR دارای دو رژیم بالایی و یک رژیم میانی است که پارامتر دارای رفتار مشابهی در دو رژیم حدی است و در رژیم میانی رفتاری متفاوت از دو رژیم دیگر از خود نشان می‌دهد از طرفی با توجه به اینکه این مدل برای مدل‌سازی متغیرهایی که رفتار متقارن از خود نشان می‌دهند مدلی ایدئال است.

مدل مورد نظر در این مطالعه به شرح زیر است:

$$TE_t = \beta_0 + \beta_1 TE_{t-1} + \beta_2 TE_{t-2} + (\theta_0 + \theta_1 TE_{t-1} + \theta_2 TE_{t-2}) \left(1+\exp\{C * (S_t - \gamma)\}\right)^{-1}$$

معادله (۹)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

به طوری که در معادله فوق بردار TE بیانگر فرار مالیاتی است. پارامتر C بیانگر پارامتر موضعی، S متغیر گذار، γ پارامتر شیب است. برای تصریح مدل غیرخطی ابتدا، به منظور مدل‌سازی رفتار غیرخطی متغیرهای تحقیق مدل خطی برآورد می‌شود. در مرحله بعد، طبق فرآیند مدل‌سازی، به آزمون فرض صفر خطی بودن در مقابل غیرخطی بودن پرداخته می‌شود. در ساختن مدل‌های STR، آزمون به صورت زیر انجام می‌شود:

نخست به انتخاب یک مجموعه از متغیرهای گذار بالقوه پرداخته می‌شود که می‌تواند عناصری مشابه با z_t داشته باشد. این امکان نیز وجود دارد که تئوری‌ها به محدود کردن برخی متغیرها (حذف برخی از متغیرها) و یا به معرفی برخی متغیرهای جدید بپردازد. پس از تعریف s، آزمون به این صورت انجام می‌شود که هر بار یکی از متغیرهای موجود در s به عنوان متغیر گذار استفاده می‌شود. اگر فرض صفر مبنی بر خطی بودن برای بیشتر از یک متغیر گذار رد شد، متغیری انتخاب می‌شود که مقدار $P-Value$ آزمون برای آن حداقل باشد. در این تحقیق، پس از تخمین مدل ابتدا فرار مالیاتی برای مدل‌سازی به عنوان متغیر گذار انتخاب شده است. پس از انتخاب متغیر گذار، گام بعدی برای تخمین مدل غیرخطی، انتخاب نوع مدل است که باید در بین مدل‌های STR مختلف برای تصریح مدل یکی را انتخاب و استفاده نمود. انتخاب بین مدل‌های STR مختلف یعنی $LSTR_1$ و $LSTR_2$ (ESTR) با توجه به آنچه که در ادبیات رگرسیون‌های غیرخطی آمده است به شرح زیر صورت می‌گیرد:

$$H_{0.4}: \beta_3 = 0.$$
$$H_{0.3}: \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0.$$
$$H_{0.2}: \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0.$$

معادله (۱۰)

برای متغیر گذار (s_t) انتخاب شده، اگر فرض $H_{0.4}$ یا $H_{0.2}$ رد شود مدل LSTR و اگر فرض $H_{0.3}$ رد شود مدل ESTR نتخاب می‌شود. اگر هر سه فرض رد شوند، مدل LSTR (ESTR) زمانی

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

انتخاب می‌شود که فرض $H_{,۴}$ یا $H_{,۲}$ نسبت به فرض $H_{,۳}$ با قدرت بیشتر (کمتر) رد شود (کولمن و همکاران[1]، ۲۰۱۰).

٤. نتایج برآورد

٤-۱. برآورد فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی با روش VECM

به منظور بررسی پایداری فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی ابتدا با محاسبه میزان فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی از طریق روش پولی تانزی و با استفاده از داده‌های سری زمانی برای دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۷۰ و با استفاده از روش‌های پیشرفته اقتصادسنجی (VECM) حجم اقتصاد زیرزمینی برآورد و با توجه به نرخ مؤثر مالیاتی، فرار مالیاتی اشخاص حقوقی اندازه‌گیری شده است. در این مطالعه نرخ مؤثر مالیاتی همان نسبت درآمدهای مالیاتی از منبع اشخاص حقوقی به تولید ناخالص در نظر گرفته شده است.

الگوی مورد نظر بر اساس تقاضای پول تانزی، فال، کمال، آریو، بکوا و امیدی‌پور به صورت ذیل در نظر گرفته شده است:

$$\ln\left({}^{C}/_{M_2}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(1+T) + \beta_2 \ln\left(\frac{WS}{NI}\right) + \beta_3 \ln(Y) + \beta_4 \ln(R) + \beta_5 \ln(OIL/P) + \varepsilon$$

معادله (۱۱)

در رابطه فوق، متغیر ${}^{C}/_{M_2}$ نسبت پول نقد در گردش به حجم نقدینگی به عنوان متغیر وابسته که پول نقد برابر با حاصل‌جمع اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و اسکناس و مسکوک در جریان است. متغیرهای مستقل به ترتیب T بار مالیاتی اشخاص حقوقی (نسبت کل درآمدهای مالیاتی اشخاص حقوقی به تولید ناخالص داخلی ضربدر ۱۰۰)، $\frac{WS}{NI}$ نسبت حقوق و دستمزد به درآمد ملی (مجموع حقوق و دستمزد سالانه بخش خصوصی و دولتی تقسیم بر درآمد ملی ضربدر ۱۰۰)، Y درآمد سرانه ملی حقیقی (درآمد ملی سرانه اسمی تقسیم بر شاخص بهای کالاها و

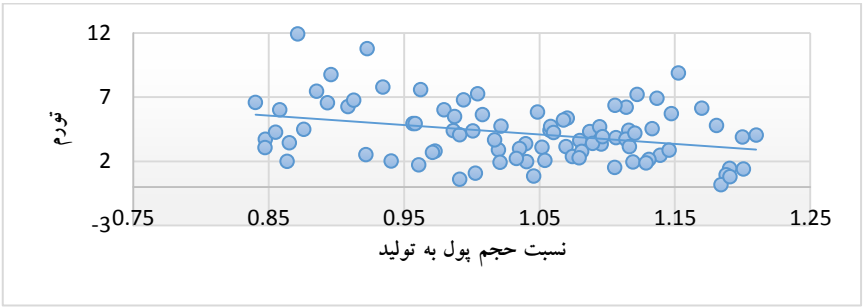
1. Coleman, S., Cuestas, J. C. and Mourelle, E.(2010)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

خدمات مصرفی به قیمت سال پایه ۱۳۸۳)، R نرخ بهره حقیقی (نرخ سود سپرده‌های بلندمدت بانکی منهای نرخ تورم) و OIL/P درآمد نفتی حقیقی (درآمدهای نفتی اسمی تقسیم بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به قیمت سال پایه ۱۳۸۳) می‌باشند.

در این مطالعه در راستای برآورد تابع تقاضای پول بر اساس تابع تقاضای پول تانزی رابطه بین نسبت حجم پول به تولید در مقابل تورم ($(M/Y)/\pi$) در نمودار (۱) ترسیم شده است که این نمودار بیانگر رابطه بین نسبت حجم پول به تولید ناخالص داخلی در مقابل نرخ تورم با ثبات سایر شرایط است.



نمودار (۱): رابطه خطی بین نسبت حجم پول به تولید به تورم (منبع: محاسبات محقق)

قبل از مدل‌سازی پژوهش برای جلوگیری از انجام رگرسیون‌های کاذب در پژوهش ابتدا پایایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته که برای این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی فولر افزوده (ADF) و فیلیپس پرون (PP) استفاده شده است. با استفاده از آزمون‌های صورت گرفته این موضوع که آیا سری‌های زمانی مورد استفاده فرآیندی پایا (با مرتبه انباشتگی صفر) و یا ناپایا (با مرتبه انباشتگی غیرصفر) دارند، بررسی شده است. برای این منظور آزمون ریشه واحد بر روی متغیرهای پژوهش مورد بررسی قرار گرفته است. آزمون ریشه واحد در حالت وجود عرض از مبدأ و روند انجام شده است نتایج جدول (۱) نشان‌دهنده این است که تمامی متغیرهای پژوهش به‌جز نرخ تورم به دلیل اینکه مقادیر آماره آزمون آن‌ها کمتر از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد بوده فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را رد نکرده و این متغیرها در سطح ناپایا و انباشته از مرتبه اول است و تنها متغیر نرخ تورم در سطح پایا است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

جدول (۱): آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق

متغیرها	آزمون دیکی فولر افزوده (ADF)		آزمون فیلیپس – پرون (PP)	
	آماره آزمون	مقادیر بحرانی در سطح ۹۵٪	آماره آزمون	مقادیر بحرانی در سطح ۹۵٪
$Ln(C/M_2)$	-۲/۱۰	-۳/۵۲	-۱/۵۵	-۳/۵۲
Ln(1+T)	-۳/۱۹	-۳/۵۲	-۳/۲۴	-۳/۵۲
Ln(WS/NI)	-۳/۳۲	-۳/۵۲	-۲/۰۳	-۳/۵۲
R	-۴/۶۵	-۳/۵۲	-۵/۱۴	-۳/۵۲
Ln(Y)	-۱/۷۳	-۳/۵۲	-۲/۰۰	-۳/۵۲
Ln(oil/p)	-۲/۶۳	-۳/۵۲	-۲/۷۲	-۳/۵۲

منبع: محاسبات محقق

در این مرحله برای بررسی وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیّرهای مدل، از روش هم‌انباشتگی یوهانسن- جوسیلیوس استفاده گردیده است. دلیل استفاده از روش هم‌انباشتگی یوهانسن - جوسیلیوس نسبت به سایر روش‌های هم‌انباشتگی این است که این روش بیش از یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را در نظر گرفته و در صورت استفاده از این روش تخمین‌زننده‌ها دارای کارایی مجانبی خواهند بود. برای تخمین رابطه بلندمدت با استفاده از روش هم‌انباشتگی یوهانسن – جوسیلیوس لازم است ابتدا مرتبه بهینه مدل با استفاده از ملاک‌های تعیین وقفه مدل خودرگرسیون برداری تعیین گردیده، سپس رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده و درنهایت با استفاده از آماره‌های آزمون اثر ماتریس و حداکثر مقادیر ویژه، تعداد بردار و یا بردارهای هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تعیین شود.

٤-۱-۱. تعیین مرتبه بهینه مدل با استفاده از معیارهای تعیین وقفه

در این مرحله لازم است مرتبه بهینه مدل خودرگرسیون برداری با استفاده از ملاک‌های تعیین وقفه تعیین گردد. تعیین وقفه بهینه باید بر اساس تعداد متغیّرهای مدل و حجم نمونه صورت گیرد. در جدول زیر، وقفه بهینه بر اساس معیارهای مختلف انتخاب وقفه بهینه برای مدل انتخابی نشان داده شده است. به دلیل اینکه استفاده از معیار شوارتز باعث از دست دادن درجه آزادی کمتری نسبت

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

به دیگر معیارها می شود، لذا در این تحقیق، وقفه بهینه بر اساس معیار شوارتز انتخاب گردیده است.

جدول (۲): تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مدل

تعداد وقفه	برآورد فرار مالیاتی	
	آماره آکائیک	آماره شوارتز- بیزین
۱	-۳۱/۲۳	*-۳۴/۴۵
۲	-۲۳/۴۵	-۲۵/۶۷
۳	-۱۷/۴۹	-۲۲/۵۹

منبع: محاسبات محقق

همان‌طور که از جدول فوق نشان می‌دهد، وقفه بهینه در این مدل بر اساس معیار شوارتز وقفه یک است. در گام بعدی موضوع بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها مطرح می‌شود که برای این منظور از آزمون هم انباشتگی یوهانسون برای پی بردن به وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها بر اساس آماره‌های آزمون استفاده شده است که نتایج آن در جدول زیر ذکر شده است.

جدول (۳): آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون - جوسیلیوس

تعداد بردار هم‌انباشتگی	برآورد فرار مالیاتی			
	آزمون λ_{max}		آزمون Trace	
	مقدار بحرانی	آماره آزمون	مقدار بحرانی	آماره آزمون
۱	۲۷/۹۸	۲۹/۷۹	۱۵/۶۲	۲۱/۱۳
۲	۱۲/۳۶	۱۰/۴۹	۱۰/۳۴	۹/۲۶
۳	۲/۱۰	۱/۸۴	۲/۱۰	۱/۸۴

منبع: محاسبات محقق

بر اساس نتایج پژوهش مشخص است که برای هر دو آماره آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد رد و رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده حداکثر یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها وجود دارد. در ادامه با استفاده روش فیلیپس – اولیاریس به بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها پرداخته شده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

جدول (۴): آزمون هم‌انباشتگی فیلیپس – اولیاریس

مقدار بحرانی	آماره آزمون	وقفه
-۱/۱۳۴۵	-۱/۸۶۴	۰
-۱/۸۹۰	-۱/۱۰۲	۱
-۲/۱۰۳	-۲/۲۲۱	۲
-۲/۷۹۸	-۲/۳۵۶	۳
-۲/۹۸۶	-۲/۴۸۷	۴
-۳/۱۴۳	-۲/۵۸۳	۵
-۳/۲۱۸	-۲/۶۳۹	۶

منبع: محاسبات محقق

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده مشخص گردید رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای پژوهش در بلندمدت وجود دارد. ابتدا مدل فوق بر اساس روش حداقل VECM برآورد شده و نحوه اثرگذاری (مثبت یا منفی) ضرایب تخمینی بر متغیر وابسته را محاسبه خواهیم نمود. در ادامه بر اساس آماره‌های t و F درباره معنی‌داری ضرایب تخمینی و کل معادله رگرسیونی اظهارنظر شده است. در ادامه در جدول ۵ اقدام به تخمین مدل می‌نماییم:

جدول (۵): نتایج برآورد الگو با استفاده از روش VECM

متغیرها	ضرایب	آماره t	سطح معنی‌داری
α	۲/۶۳	۳/۵۴	۰/۰۰
Ln(1+T)	۰/۱۶	۹/۰۴	۰/۰۰
Ln(WS/NI)	۰/۷۹	۵/۹۳	۰/۰۰
R	۰/۱۸	۴/۵۷	۰/۰۰
Ln(Y)	۰/۳۷	۲/۰۸	۰/۰۰
Ln(OIL/P)	-۰/۴۲	-۵/۹۵	۰/۰۰
ECM(-1)	-۰/۲۰	-۲/۲۶	۰/۰۰
آماره خوبی برازش	R^2 :۰/۹۸	F :۴۸۳	$D-W$: ۲/۰۳

منبع: محاسبات محقق

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

نتایج جدول (۵) حاکی از آن است که تمامی متغیرهای مدل معنی‌دار بوده یا به عبارتی دیگر ضرایب آن‌ها مخالف صفر است و بر متغیر وابسته تأثیر می‌گذارند. با توجه به برآوردهای صورت گرفته با استفاده از روش پول نقد فرار مالیاتی شرکت‌ها و مؤسسات حقوقی محاسبه شده است.

جدول (۶): نتایج محاسبات حجم اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی

سال	حجم پول بخش غیررسمی	حجم پول بخش رسمی	سهم فرار مالیاتی از GDP	فرار مالیاتی
۱۳۷۰	۷۶۲/۷۹۶۴	۱۳۴۹۶/۸۷	۵/۶	۱۷۹/۳۶۵۲
۱۳۷۱	۷۴۳/۷۴۹۸	۱۲۴۸۷/۷۷	۵/۸	۱۷۸/۶۴۸۷
۱۳۷۲	۷۶۴/۵۵۴۷	۱۳۵۴۲/۸۱	۵/۲	۱۸۴/۵۴۵۲
۱۳۷۳	۷۵۳/۸۸۸۹	۱۲۸۸۶/۹۱	۶/۴	۱۷۶/۷۹۷۱
۱۳۷۴	۹۷۲/۴۲۹۱	۱۵۳۹۶/۱۷	۷/۰	۲۶۳/۴۲۹
۱۳۷۵	۱۰۵۷/۴۲۹	۲۱۳۵۵/۲۷	۶/۳	۲۵۲/۲۸۱
۱۳۷۶	۱۳۶۸/۰۹۴	۲۹۰۶۳/۷۱	۵/۹	۳۲۲/۱۰۹
۱۳۷۷	۱۷۰۲/۸۷۸	۳۹۲۶۴/۴۲	۵/۲	۳۷۷/۵۹۲
۱۳۷۸	۲۹۳۹/۹۸۴	۵۳۳۳۱/۹۲	۶/۶	۸۲۱/۵۰۸
۱۳۷۹	۳۸۹۹/۸۰۹	۵۹۴۰۳/۸۹	۷/۷	۱۳۲۸/۳۸۰
۱۳۸۰	۵۶۵۹/۴۲۴	۶۹۱۲۴/۹۸	۹/۱	۲۲۵۵/۳۴۵
۱۳۸۱	۸۷۲۴/۱۹۷	۷۸۰۲۶/۸۰	۱۲/۹	۵۲۳۳/۵۵۹
۱۳۸۲	۸۰۳۲/۱۸۰	۱۰۶۳۸۸/۳	۹/۱	۳۳۱۸/۹۴۶
۱۳۸۳	۹۷۷۸/۳۸۵	۱۳۳۱۷۸/۳	۸/۶	۳۵۵۸/۹۶۲
۱۳۸۴	۱۲۱۲۰/۷۶	۱۷۰۵۳۱/۹	۹/۱	۴۵۸۵/۶۷۶
۱۳۸۵	۱۶۰۳۳/۹۸	۲۰۱۳۲۲/۸	۱۰/۱	۶۵۷۴/۶۱۲
۱۳۸۶	۲۱۸۳۰/۳۴	۲۳۰۹۸۴/۸	۱۲/۲	۱۰۲۶۲/۷۴
۱۳۸۷	۳۸۶۴۳/۰۳	۲۷۹۲۷۶/۴	۱۸/۹	۲۵۳۵۵/۹۴
۱۳۸۸	۴۹۳۳۵/۰۸	۳۶۵۲۰۹/۸	۱۹/۱	۲۸۸۱۷/۱۵
۱۳۸۹	۶۰۹۶۰/۲۴	۴۷۴۷۴۷/۱	۱۷/۲	۳۲۹۷۰/۱۲
۱۳۹۰	۷۲۲۳۴/۷۰	۴۵۳۲۴۷/۸	۲۰/۷	۴۹۴۷۴/۰۹
۱۳۹۱	۱۰۱۴۷۷/۳	۵۰۰۲۱۹/۷	۲۴/۷	۷۴۰۵۴/۵۱
۱۳۹۲	۱۰۱۹۵۸/۱	۶۵۶۷۵۸/۵	۱۹/۷	۵۵۸۹۶/۴۰
۱۳۹۳	۱۲۵۲۲۹/۵	۷۷۲۳۴۳/۰	۲۱/۷	۷۷۸۸۵/۳۱

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

ادامه جدول (۶): نتایج محاسبات حجم اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی

سال	حجم پول بخش غیررسمی	حجم پول بخش رسمی	سهم فرار مالیاتی از GDP	فرار مالیاتی
۱۳۹۴	۱۴۱۴۱۹/۰	۹۹۵۲۹۹/۰	۱۷/۲	۶۷۸۹۰/۵۴
۱۳۹۵	۱۳۵۱۹۰/۷	۱۰۶۰۸۰۹/۲	۱۸/۶	۷۶۶۹۱/۱۸
۱۳۹۶	۲۲۸۱۷۸/۹	۹۷۹۴۲۱/۱	۲۱/۹	۱۲۷۳۱۵/۸
۱۳۹۷	۲۳۴۵۶۵/۵	۹۹۷۶۵۴/۴	۲۶/۳	۱۵۳۴۲۹/۵

منبع: محاسبات محقق

٤-۲. تخمین مدل با استفاده از الگوی رگرسیون غیرخطی

هدف این مطالعه فرضیه غیرخطی بودن توسط یک الگوی رگرسیون انتقال ملایم مورد آزمون قرار خواهد گرفت. این الگو از برجسته‌ترین و توسعه‌یافته‌ترین الگوهای تغییر وضعیت است که در آن انتقالات بین رژیم‌های مختلف توسط تابع لجستیک تبیین می‌گردد. بدین منظور در بخش نخست به محاسبه فرار مالیاتی بر پایه درآمد اشخاص حقوقی پرداخته، در ادامه با استفاده از اثرات خطی و غیرخطی مبتنی بر رویکرد رگرسیون حد آستانه به بررسی پایداری نرخ فرار مالیاتی بر درآمد اشخاص حقوقی در کشور پرداخته شده است. در این رابطه (z_t) بردار متغیرهای توضیح‌دهنده و S_t متغیر انتقال در نظر گرفته شده است. برای این منظور با توجه به مدل غیرخطی STR توضیح داده شده ابتدا به بررسی رابطه غیرخطی و انتخاب متغیر گذار پرداخته شده است. نتایج حاصل از انجام آزمون‌های فوق در جدول (۱) خلاصه شده است. لازم به ذکر است که مقادیر ارائه شده در جدول (۱) سطح عدم اطمینان آماره F را نشان می‌دهد. بر این اساس ستون اول نشان‌دهنده سطح عدم اطمینان در رد فرضیه خطی بودن و ستون بعدی به ترتیب مربوط به سطح اطمینان رد فرضیات H_{02}، H_{03} و H_{04} است.

بر اساس نتایج ستون اول فرضیه H_0 مبنی بر خطی بودن مدل، با در نظر گرفتن فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی به عنوان متغیر انتقال در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. بر این اساس فرم تابعی مناسب پیشنهاد شده برای تابع انتقال به صورت $LSTR_1$ است. تأیید این فرم تابعی برای تابع انتقال نشان‌دهنده وجود یک حد آستانه است. بنابراین رابطه بین متغیرها حول یک سطح

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

از فرار مالیاتی که همان نقطه حد آستانه است، دچار تغییر رژیم شده و این تغییر رژیم به صورت ملایم اتفاق می‌افتد.

جدول (۷): نتایج آزمون‌های خطی بودن، تعیین متغیر انتقال و فرم تابعی

متغیر	P-value				فرم تابعی
انتقال	فرضیه H_0	فرضیه H_{02}	فرضیه H_{03}	فرضیه H_{04}	پیشنهادی
فرار مالیاتی	۰/۰۱۱۱۷	۰/۰۲۱۲۲	۰/۰۶۸۱۲	۰/۰۲۶۸۴	LSTR1

منبع: محاسبات محقق

شکل عمومی مدل LSTR1، با توجه به اینکه متغیر وابسته فرار مالیاتی بوده و متغیر گذار نیز مقادیر گذشته این متغیر است، نتایج تخمین مدل غیرخطی با استفاده از الگوی LSTR1 ارائه خواهد شد. در جدول (۸) به شرح زیر نمایش داده شده است.

جدول (۸) - برآورد الگوهای غیرخطی مدل

(متغیر وابسته: فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی)

بخش خطی مدل	
عرض از مبدأ	۰/۶۵ (۰/۰۱)
وقفه اول فرار مالیاتی	۰/۵۶ (۰/۰۳)
وقفه دوم فرار مالیاتی	۰/۳۲ (۰/۰۰)
بخش غیرخطی مدل	
عرض از مبدأ	۰/۲۲ (۰,۰۴)
وقفه اول فرار مالیاتی	۰/۱۸ (۰/۰۰)
وقفه دوم فرار مالیاتی	۰/۱۱ (۰/۰۰)
ضریب گاما	۳/۲۰
ضریب C	۰/۵۴۲

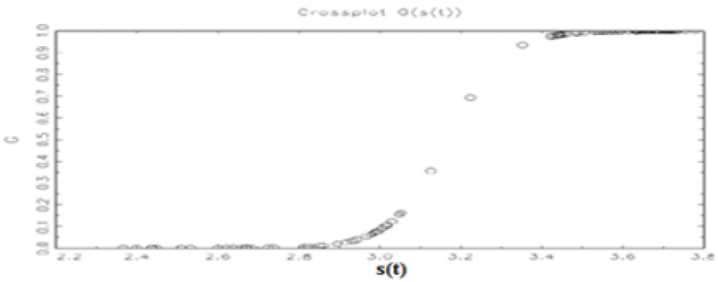
منبع: محاسبات محقق

با توجه به اینکه تمامی ضرایب در سطح خطای پنج درصد، اختلاف معنی‌داری از صفر دارند، نتیجه بیانگر تأثیرگذاری مقادیر گذشته فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی بر این متغیر و وجود یک روند غیرخطی در این متغیر است. نتایج به‌دست‌آمده از آزمون‌های تشخیصی مدل بیانگر عدم وجود خودهمبستگی و مشکل واریانس ناهمسانی در جملات اخلال مدل بوده است. همان‌طور که اشاره شد، مدل غیرخطی دارای دو رژیم حدی LG (متناظر با مقادیر پایین

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

فرار مالیاتی) و HG (متناظر با مقادیر بالای فرار مالیاتی) است. با توجه به انتخاب مدل LSTR برای تخمین فرار مالیاتی، می‌توان نتیجه گرفت که متغیر فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی رفتاری نامتقارن از خود نشان می‌دهد. سرعت گذار بین دو رژیم فرار مالیاتی، با توجه به پارامتر گذار تخمین زده شده (g_{it}) معادل ۳/۲۰ است. معادلات بالا نشان می‌دهد زمانی که فرار مالیاتی اشخاص حقوقی بالا و پایین باشد شدت اثرگذاری مقادیر گذشته فرار مالیاتی بر این متغیر متفاوت خواهد شد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده زمانی که فرار مالیاتی تغییر می‌کند رفتار این متغیر تغییر خواهد کرد. با توجه به اینکه مدل بر اساس LSTR همراه با $K = 1$ برآورد شده، (مدل LSTR1) قابلیت مدل‌سازی رفتار متقارن متغیرها را دارد. متغیر گذار به اندازه‌گیری فاز یا دوره تغییرات می‌پردازد. مدل LSTR1 می‌تواند برای توصیف فرآیندهایی که ویژگی‌های پویایی (دینامیک) آن‌ها از یک رژیم به رژیم دیگر متفاوت بوده (فرآیندهایی که در دوره‌های رونق رفتاری متفاوت از دوره‌های رکودی دارند) و انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به صورت ملایم صورت می‌پذیرد، مدلی قابل اتکا و مناسب باشد. از سوی دیگر، مدل $LSTR_2$ $(K = 2)$ برای شرایطی مناسب است که فرآیند تعدیل پویا و در مقادیر بالا و پایین متغیر گذار رفتاری مشابه داشته و فقط در مقادیر میانی رفتاری متفاوت از خود نشان دهند.



نمودار (۲): تابع لاجستیک مربوط به تغییر رژیم منبع: محاسبات محقق

نمودار (۲) ضرایب تأثیرگذاری مقادیر گذشته فرار مالیاتی اشخاص حقوقی بر این متغیر را بر حسب مقادیر متغیر انتقال نشان می‌دهد. بر طبق این نمودار اثرگذاری بر فرار مالیاتی قبل از حد

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

آستانه‌ای ۳,۲۰ تأثیر فزاینده بر فرار مالیاتی در دوره جاری گذاشته و همچنین در رژیم دوم این اثرگذاری رو به افزایش گذاشته است.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف این مقاله، محاسبه فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی و بررسی پایداری آن با استفاده از روش اثرگذاری غیرخطی، حد آستانه بوده است. وجه تمایز این مطالعه در بخش نخست به‌روز نمودن برآورد فرار مالیاتی و افزایش دوره زمانی محاسبه فرار مالیاتی بر درآمد اشخاص حقوقی است. در بخش دوم نوآوری تحقیق در بررسی پایداری و غیرخطی بودن فرار مالیاتی محاسبه شده با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای، اثرگذاری غیرخطی است .

ابتدا از طریق روش تابع تقاضای تانزی (تابع تقاضای پول) و با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه طی دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۷۰ و با استفاده از روش‌های پیشرفته اقتصادسنجی (VAR و VECM) حجم اقتصاد زیرزمینی در اقتصاد ایران برآورد شد. سپس برای بررسی پایداری فرار مالیاتی اشخاص حقوقی از الگوی انتقال ملایم STR که حالت توسعه‌یافته از الگوهای حد آستانه است، استفاده گردیده است. نتایج حاصل از آزمون غیرخطی بودن الگو تأییدکننده وجود رابطه غیرخطی با در نظر گرفتن فرار مالیاتی به عنوان متغیر انتقال با یک حد آستانه‌ای است. در مدل غیرخطی دارای دو رژیم حدی مقادیر پایین فرار مالیاتی و مقادیر بالای فرار مالیاتی در نظر گرفته شده است. با توجه به انتخاب مدل LSTR برای تخمین فرار مالیاتی، نتایج حاکی از آن است که متغیر فرار مالیاتی در پایه درآمد اشخاص حقوقی رفتاری نامتقارن از خود نشان می‌دهد. سرعت گذار بین دو رژیم فرار مالیاتی، با توجه به پارامتر گذار تخمین زده شده (g_{it}) معادل ۳,۲۰ است. همچنین معادلات نشان می‌دهند که فرار مالیاتی بالا و پایین باشد به شدت اثرگذاری بر گذشته فرار مالیاتی خواهد داشت و زمانی که فرار مالیاتی تغییر می‌کند رفتار این متغیر تغییر خواهد کرد.

بر اساس نتایج این تحقیق می‌توان راهکارها و پیشنهادهایی برای اصلاح نظام مالیاتی و دستگاه دولتی متولی وصول مالیات (سازمان امور مالیاتی) جهت کاهش حجم فرار مالیاتی به شرح زیر ارائه نمود:

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

۱. کاهش مدت‌زمان وصول مالیات بر اشخاص حقوقی به دلیل وجود تأخیر حاصل از وقفه‌های مالیاتی و اعمال نرخ‌های قابل تغییر و انعطاف‌پذیر متناسب با نرخ تورم؛
۲. کوچک کردن دامنه معافیت‌ها به جای افزایش نرخ‌های مالیاتی و حذف مشوق‌ها و معافیت‌های غیرضروری به استناد ماده ۱۶۹ مکرر قانون مالیات‌های مستقیم؛
۳. گسترش کاربران سامانه صندوق مکانیزه فروش برای اشخاص حقوقی به منظور شفافیت در مبادلات اقتصادی و تشخیص هر چه کامل‌تر درآمدها در سطح‌های مختلف مؤدیان.

منابع

امیدی‌پور، رضا (۱۳۹۴). برآورد فرار مالیاتی و بررسی عوامل مؤثر بر آن در کوتاه‌مدت و بلندمدت: مطالعه موردی ایران، رساله دکتری اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران.

امیدی‌پور، رضا، پژویان، جمشید (۱۳۹۴). فرار مالیاتی در پایه مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی در ایران (برآوردهای سالانه ۱۳۹۲-۱۳۵۲)؛ *فصلنامه اقتصاد مالی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز*، سال ۱۱، شماره ۳۹.

امین خاکی، علیرضا (۱۳۹۰). برآورد فرار مالیاتی و عوامل تعیین‌کننده آن در اقتصاد ایران، رساله دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اقتصاد و اداری دانشگاه مازندران.

اندرس والتر (۱۳۸۴). *اقتصادسنجی، سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی*، ترجمه دکتر مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، تهران، دانشگاه امام صادق (ع)، (۲۰۰۱).

آذرمند، حمید (۱۳۸۶). ارزیابی اقتصاد پنهان در ایران، *فصلنامه حساب‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲، ۴۳-۲۴.

باقری گرمارودی، احمدرضا (۱۳۷۷). اقتصاد زیرزمینی؛ تخمین و آثار آن بر کسری بودجه و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی طی سال‌های ۱۳۵۰ - ۱۳۷۴، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

خان‌جان، علیرضا (۱۳۸۴). نقش نهادهای غیررسمی در فرار مالیاتی (مطالعه موردی شهرستان مشهد)، وزارت امور اقتصادی و دارایی، پژوهشکده امور اقتصادی، طرح مطالعاتی، کد ۱۳۳.

خانی، عبداله، ایمانی، کریم، ملایی، مهنام (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین تخصص حسابرس در صنعت و اجتناب مالیاتی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *دانش حسابرسی*، دوره ۱۳، شماره ۵۱.

خرسندی، مرتضی، عزیزی، زهرا (۱۳۹۱). ترکیب مصرف و اثرگذاری انرژی بر رشد اقتصادی: کاربردی از رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم، *فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی*، سال ۱، شماره ۳، ۳۴-۱۷.

خلعتبری، فیروزه (۱۳۶۹). *اقتصاد زیرزمینی، مجله رونق*، سال ۱، شماره ۲.

طاهرفر، کوروش (۱۳۷۶). نقش فعالیت‌های اقتصادی در ایران با تأکید بر انگیزه فرار مالیاتی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

عرب مازار یزدی، علی (۱۳۸۰). اقتصاد سیاه در ایران: یک رویکرد کلان اقتصادی، رساله دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.

علیزاده، هانیه، غفاری، فرهاد (۱۳۹۲). برآورد اندازه اقتصاد زیرزمینی در ایران و بررسی عوامل مؤثر بر آن، *فصلنامه علوم اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۵، ۶۹-۳۱.

کاربر، رضا، کریمی تکانلو، زهرا، رستم‌زاده، پرویز (۱۳۹۸). برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی به روش تقاضای پول در استان‌های ایران و بررسی عوامل مؤثر بر آن، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، سال ۶، شماره ۲، ۱۸۸-۱۶۱.

میلانی، عبداله، مهنوش، اکبرپور روشن، نرگس (۱۳۹۱). فرار مالیاتی ناشی از اقتصاد غیررسمی در ایران، *پژوهشنامه مالیات*، سال ۱۱، شماره ۲۵.

Allingham, M., Sandmo, A. (1972). Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis, *Journal of Public Economics*, 1(3-4), 323-338.

Alm, J. (2012). Measuring, explaining, and controlling tax evasion: lessons from theory, experiments, and field studies, *Int Tax Public Finance*, 19, 54–77.

Alm, J., J. Martinez – Vazquez. (2001). Institutions, paradigms, and tax evasion in developing and transition countries, paper prepared for Public Finance in Developing and Transition Countries: A Conference in Honor of Richard Bird, Andrew Young School of Policy Studies, Georgia State University.

Andreoni, J., Erard, B., & Feinstein, J. (1998). Tax Compliance, *Journal of Economic Literature*, 36, 818-860.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

Ariyo, A., and Bekoe, W. (2011), Currency Demand, the Underground Economy and Tax Evasion: The Case of Nigeria, *Journal of Monetary and Economic Integration*, (11) 2. 130-157.

Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach, *Journal of Political Economy*, 76, 169 – 217.

Cagan, P. (1985). The Demand for Currency Relative to Total Money Supply, National Bureau of Economic Research, Occasional Paper 62 (New York).

Coleman, S., Cuestas, J. C. & Mourelle, E. (2010). A Nonlinear Analysis of the Relationship Between Real Exchange Rates and Oil Prices in African Countries In CSAD, Annual Conference,Oxford University.

Dahdah Kareh M.(2021). The reform of the tax system in Lebanon: an impossible equation?, Doctoral Thesis of Paris, Pantheon-Sorbonne University (2020).

Desai, M. A., D. Dharmapala. (2009). Corporate Tax Avoidance and Firm Value, *The Review of Economics and Statistics*, PP.91.

Embaye, A., Yu W. C. (2010). Tax Evasion and Currency Ratio: Panel Evidence from Developing Countries, College of Business, July 30, USA.

Faal, E. (2003). Currency Demand, the Underground Economy, and Tax Evasion: The Case of Guyana, IMF Working Paper, Western Hemisphere Department.

Feige, E. L. (1979). How Big is the Irregular Economy?, *Challenge*, Vol. 22, (Nov. –Dec.), 5-13.

Guttman, P. M. (1977). Subterranean Economy, *Financial Analysts Journal*, (33) 6, 26-34.

Hansen, B. E. (1999). Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference. *Journal of Econometrics*,(93)2, 345-368.

Ibrahim M. Awad., Wael, Alazzeh (2020). Using currency demand to estimate the Palestine underground economy: An econometric analysis, *Palgrave Communications*, (6), 56.

Kemal, M. Ali. (2007). Fresh Assessment of the Underground Economy and Tax Evasion in Pakistan: Causes, Consequences, and Linkages with the Formal Economy, MPRA Paper 2226, University Library of Munich, Germany.

Liu, W. R., Chang, S. I. & Yen. D. C. (2012). Using Data Mining Technique to Enhance Tax Evasion Detection Performance. Expert Systems with Applications, 39, 8769 –8777.

Nchor D., Konderla Tomas (2016).The shadow economy of Czech Republic and tax evasion: The currency demand approach, Department of Statistics and Operations Analysis, Faculty of Business and Economics, Mendel University in Brno, Zemědělská 1, 613 00, Brno, Czech Republic 2016, (64), Retrieved from http://dx.doi.org/10.11118/actaun201664062081

Richupan, Somchai. (1984). Measuring Tax Evasion, *Finance and Development*, (21) 4, 38-40.

Sandmo, A. (2005). The theory of tax evasion: a retrospective view, *National Tax Journal*, (58) 4, 643–663.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

Schneider, F. (1986). Estimating the Size of the Danish Shadow Economy Using the Currency Demand Approach: An Attempt, *Scandinavian Journal of Economics* (88) 4, 643-668.

Schneider, F. (2006). Shadow Economies of 145 Countries around the World! What Do We Know? , erscheint in: B.-A. Wickström (ed.), Schattenwirtschaft, Schriften des Vereins für Socialpolitik, Duncker&Humblot, Berlin.

Schneider, F., Enste, D. (2000). Shadow Economies: Sizes, Causes and Consequences, *Journal of Economic Literature*,(38) 1.

Slemrod, J., Yitzhaki, S. (2002). Tax avoidance, evasion, and administration. In A. J. Auerbach and M. Feldstein (Eds.), Handbook of public economics (pp. 1423–1470). Amsterdam: Elsevier.

Tanzi, V. (1980). The Underground Economy in the United States: Estimates and Implications, Paper presented at the 1980 Meeting of American Economic Association held in Denver, Colorado, September 5-7 and so at Rome. Banca Nazionale Del Lavoro, Quarterly Review, (4).135, 427-453.

Tanzi, V. (1983). The Underground Economy in the United States: Annual Estimates, 1930-80 , *Palgrave Macmillan Journals*, Staff Papers , International Monetary Fund, (30) 2 , 283-305.

Teräsvirta, T. (1994). Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models, J*ournal of American Statistical Association*, 89, 208-218.

www.Heritage.org, Heritage data (2020).

www.OECD.org

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.87]