فرار مالیاتی ناشی از اقتصاد غیررسمی در ایران

مهنوش عبداله میلانی[۱]

نرگس اکبرپور روشن [۲]

تاریخ دریافت:۱۳۹۰/۱۱/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۳/۲۴

چکیده

فرار مالیاتی یکی از مسائل مهمی است که بسیاری از کشورها، بخصوص کشورهای در حال توسعه با آن درگیرند. ما در این مقاله به تخمین حجم فرار مالیاتی ناشی از اقتصاد غیررسمی با روش تابع تقاضای پول پرداخته ایم و از الگوی ARDL برای برآورد، بهره جسته ایم. نتایج نشان داد که این پدیده از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ افزایش یافته است.

واژه های کلیدی : اقتصاد غیررسمی، فرار مالیاتی، روش تقاضای پول، الگوی ARDL

۱- استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی milani@atu.ac.ir

۲- کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه ریزی(نویسنده مسؤل) narges.akbarpur@gmail.com

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

۱-مقدمه

درآمدهای مالیاتی دولت یکی از عوامل ایجاد سلامت اقتصادی جامعه می باشد. در بیشتر کشورهای توسعه یافته، درآمدهای مالیاتی سهم مهمی از درآمدهای دولت را تشکیل می دهند، اما در اغلب کشورهای در حال توسعه، به دلایل مختلف سهم درآمدهای مالیاتی ناچیز است. در ایران از زمانی که درآمدهای حاصل از فروش نفت در بودجه دولت وارد شد، به دلیل عدم احساس نیاز، درآمدهای مالیاتی سهم کمی از درآمدهای دولت را تشکیل داده است، به طوری که درآمدهای ناشی از فروش نفت تعیین کنندهٔ اصلی درآمدهای دولت شد. چون تعیین قیمت نفت به عهده عوامل بین المللی است، وابستگی درآمدهای دولت را به درآمدهای نفتی با نااطمینانی مواجه می کند. به همین دلیل، در برنامه های پنج ساله، تلاش هایی در جهت بالابردن سهم درآمدهای مالیاتی صورت گرفت.گرچه تلاش های مذکور موفقیت هایی نسبی در این زمینه ایجاد کرده اند، اما هنوز سهم درآمدهای مالیاتی از کل درآمد دولت کم است. بخش عمده ای از درآمدهای مالیاتی از طریق دو کانال فرار و معافیت های مالیاتی از دست دولت می رود. به عبارت دیگر، دو عامل مذکور در کم بودن درآمدهای مالیاتی که توسط دولت اخذ می شود، نقش به سزایی دارند.

هدف از این مقاله، تخمین اندازه فرار مالیاتی ناشی از اقتصاد غیررسمی در دوره ۸۹-۱۳۷۰ است، تا از این طریق برآوردی از میزان درآمدهای از دست رفته دولت از مسیر اقتصاد غیررسمی طی دوره مذکور مهیا گردد. این مقاله در بخش های ذیل تنظیم شده است. در بخش ۲ مبانی نظری موضوع و در بخش ۳ تعدادی از مطالعات تجربی موجود مرور می شود. در بخش ۴ روش شناسی برآورد به تفصیل تشریح می گردد. بخش ۵ به تخمین اندازه اقتصاد غیررسمی و فرار مالیاتی و تحلیل نتایج حاصل از آن اختصاص یافته و در نهایت، در بخش ۶ نتیجه گیری ارائه می شود.

۲-مروری بر مبانی نظری فرار مالیاتی

قبل از پرداختن به ادبیات نظری فرار مالیاتی باید یک نکته مهم را یادآور شد و آن هم تفاوت بین دو پدیده اجتناب مالیاتی[1] و فرار مالیاتی[2] است. اجتناب و فرار مالیاتی، هر دو منجر به کاهش درآمد مالیاتی می شوند؛ ولی از لحاظ مفهومی، دو پدیدهٔ کاملاً جدا از هم هستند. به دلیل مشکل بودن شناسایی این دو از هم، گاهی خلط موضوع اتفاق می افتد و بنابراین، نتیجه گیری های نادرستی

1 - Tax Avoidance
2 -Tax Evasion

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

استحصال می گردد. تمایز مفهومی اجتناب مالیاتی و فرار مالیاتی اساساً ناشی از مشروعیت یا وجاهت قانونی یکی در مقابل عدم مشروعیت یا عدم وجاهت قانونی دیگری است. فرار مالیاتی به معنای شکستن حریم قانون است: وقتی مؤدی از گزارش درآمدهای مشمول مالیات خویش عدول ورزد یا به شیوه های عامدانه ای نظیر گزارش کمتر از واقع درآمد و فروش، گزارش بیش از واقع کسورات، و یا تنظیم اظهارنامهٔ غیرواقعی از تعهدات مالیاتی خود طفره برود، در حقیقت، مرتکب عمل غیر قانونی گردیده است که مستوجب تنبیه مدنی یا جزایی است و از این رو، کسی که از پرداخت مالیات فرار می کند نگران کشف اعمال خلاف قانون خویش است. اما اجتناب مالیاتی در چارچوب قانون صورت می گیرد و ناظر بر کاهش تعهدات مالیاتی فرد از طریق دور زدن قانون یا استفادهٔ کامل از ظرایف قانونی است و لذا از منظر جرم شناسی قابل تعقیب نیست (خان جان، ۱۳۸۸) . با توجه به موضوع مقاله، به معرفی برخی از نظریه های مطرح شده در مورد فرار مالیاتی می پردازیم.

نظریه های مطرح شده در باب فرار مالیاتی فراوانند. هر محققی، بنا به مسئله ای که در پی آن بود به جنبه ای از آن پرداخته است. در این بین، عده ای از محققان با استفاده از عوامل اقتصادی سعی در توضیح این پدیده نموده اند که از آن جمله می توان به کار آلینگهام و ساندمو (۱۹۷۲) که موفق به ارئهٔ مدل استاندارد مالیاتی شدند، اشاره کرد. این مدل یکی از مطرح ترین مدل ها در مورد فرار مالیاتی است که رفتار یک مؤدی مالیاتیِ ریسک گریز را در مورد تصمیم به تمکین و یا عدم تمکین مالیاتی، در لحظهٔ تکمیل اظهارنامه مورد بررسی قرار می دهد. مدل مذکور از حداکثرسازی مطلوبیت مورد انتظار حاصل از تصمیم فردی مؤدی مالیاتی برای این کار کمک می گیرد. نتیجهٔ این مدل که به مدل A-S نیز شهرت دارد، نشان می دهد که نرخ مجازات یا احتمال کشف بالاتر، فرار مالیاتی را کاهش و نرخ مالیات بالاتر، آن را افزایش می دهد.

این مدل راهنمای بسیاری از پژوهش ها و مطالعات در زمینه فرار مالیاتی شد. با این حال، با توجه به چند بُعدی بودن فرار مالیاتی، انتقادات زیادی بر سر یک جانبه نگری این دسته از نظریات که تنها عوامل اقتصادی را مورد توجه قرار می دهند، وارد شد. عده ای چارچوب حداکثرسازی مطلوبیت مورد انتظار را در مدلA-S، به دلیل عدم سازگاری اش با رفتار مشاهده شدهٔ مؤدیان در شرایط نا اطمینانی، مورد تردید قرار داده اند. برای مثال، اید (۲۰۰۲) ، به دنبال این نقد و در تعدیل مدل استاندارد، مطلوبیت مورد انتظار را با مطلوبیت مورد انتظار رتبه بندی شده، جایگزین کرد که شرایط مطلوب فرار مالیاتی را محدودتر کند (لوین و ویدل، ۲۰۰۷). توجه صرف به مؤدیان مالیاتیِ منفرد و غفلت از

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

اشخاص حقوقی، جدا دیدن تصمیم گیری در مورد فرار مالیاتی از سایر گزینه های اقتصادی نظیر عرضه نیروی کار، مبدأ زمانی تصمیم گیری مدل – که لحظه تکمیل اظهارنامه مالیاتی فرض شده– از دیگر انتقادات مطرح شده هستند. عده ای از اقتصاددانان که عمدتاً به جریان نئوکلاسیک تعلق دارند، هم تلاش کردند که در پاسخ به انتقادات مذکور، مدل استاندارد فرار مالیاتی را تعدیل سازند. از آن جمله می توان کاول (۲۰۰۲،۱۹۹۰) را نام برد که یک مدل فرار مالیاتی را با درآمد درونزا که در آن مدل تخصیص سبد دارایی با مدل عرضهٔ نیروی کار متداول ترکیب شده است، عرضه می کند (فردریکسن و دیگران،۲۰۰۴).

اصولاً در چارچوب مدل استاندارد فرار مالیاتی و نیز مدل های تعدیل شدهٔ آن، برای توضیح فرار مالیاتی، تنها عوامل اقتصادی مورد توجه قرار می گیرند. این در حالی است که فرار مالیاتی، تنها معلول عوامل اقتصادی نیست؛ عوامل دیگری هم بر این پدیده اثرگذارند که اقتصادی نیستند. به همین دلیل، عده ای با نگاهی مبتکرانه به موضوع، سعی در ارائهٔ نظریه های جدید نمودند که از آن جمله می توان به رویکرد نهادگرای آلم و مارتینز– وازکوئز که به بررسی نقش نهادها در فرار مالیاتی و تعدیل مدل استاندارد بر مبنای آن پرداخته اند، اشاره کرد. آن ها کمبود نهادهای اجتماعی مؤثر در ارتقاء هنجار تمکین را عامل زیربنایی فرار مالیاتی در همهٔ کشورها، مخصوصاً کشورهای در حال توسعه قلمداد می کنند. وجود یک هنجار اجتماعی مبین آن است که اگر فرد باور داشته باشد که تمکین مالیاتی یک هنجار ارزشمند اجتماعی است، بدان عمل خواهد کرد و برعکس، اگر رفتار عدم تمکین مالیاتی فراگیر شود، در آن صورت هنجار اجتماعی تمکین از میان خواهد رفت. دیدگاه آلم و مارتینز– وازکوئز مبین این نکته نیز هست که اگر دولت، به عنوان یک نهاد رسمی مؤثر، بتواند بر هنجار اجتماعی تمکین تأثیر مثبت بگذارد، تصمیم سازی های آن را می توان ابزاری کارآمد در مقابله با کسانی که از پرداخت مالیات فرار می کنند، قلمداد نمود(خان جان، ۱۳۸۸).

اندیشه برگر نره (۲۰۰۴) در مورد اهمیت نقش فرهنگ مالیاتی در فرار مالیاتی را هم می توان نمونه ای دیگر از رویکردهای نهادگرا به مسئله فرار مالیاتی دانست. نّره فرهنگ مالیاتی را این گونه تعریف می کند: «فرهنگ مالیاتی یک کشورِ بخصوص، تمامی آن نهادهای رسمی و غیررسمی مربوطه است که با سیستم مالیات ملی و اجرای عملی آن، که به طور تاریخی درون فرهنگ یک کشور جای گرفته اند، مرتبط می باشد و شامل وابستگی ها و قید و بندهایی است که به سبب تعاملات مداوم آن ها ایجاد شده اند» (نّره، ۲۰۰۱).

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

قید و بندهای اجتماعی و وابستگی ها در طول زمان توسعه می یابند. بنابراین، تعارض نهادی با انتقال یک سیستم مالیاتی ویژه به یک فرهنگ مالیاتی متفاوت حتمی می گردد. به عقیدهٔ نرّه، در چنین موردی شوک فرهنگ مالیاتی شکل می گیرد. شوک در فرهنگ مالیاتی از تعارض با فرهنگ مالیاتی بیگانه یا ناشناخته پدید می آید. بنابراین، برای تدوین سیاست های خوب، نباید ساختار فرهنگ مالیاتی ملی نادیده گرفته شود. به زعم نرّه، اجتناب از شوک فرهنگ مالیاتیِ مشترک باید معیاری برای خوبیِ سیاست مالیاتی ملی و بین المللی باشد. اما باید توجه داشت که برای شناختن فرهنگ مالیاتی یک کشور خاص، نیاز به تحقیقات بسیاری وجود دارد؛ چراکه برای این کار باید به بررسی تعداد زیادی از عوامل و نهادها، همراه با تعاملات بین آن ها پرداخت.

۳-مروری بر مطالعات انجام شده

فرار مالیاتی، به عنوان یک پدیدهٔ غیرقابل مشاهده، مورد توجه بسیاری از محققان قرار گرفته است، به گونه ای که مطالعات بسیار زیادی در این رابطه انجام شده است. در ادامه فقط به تعدادی از این مطالعات اشاره خواهیم کرد.

فیسمن و وی (۲۰۰۱)، فرار مالیات در واردات چین از هنگ کنک را با مقایسهٔ صادرات گزارش شدهٔ هنگ کنک از یک محصول و واردات گزارش شدهٔ چین از همان محصول مورد بررسی قرار دادند. در غیاب فرار و خطای اندازه گیری، این دو رقم باید مانند یکدیگر باشند. فیسمن و وی دریافتند که شکاف بین این ارقام، همبستگی زیادی با نرخ مالیاتی دارد: برای محصولات با نرخ های بالاتر مالیاتی، مقدار ارزش گم شده بیشتر است.

فال (۲۰۰۳) برای تخمین اندازه اقتصاد غیررسمی و فرار مالیاتی ناشی از آن در گینه طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۶۴ از روش تقاضا برای وجه نقد بهره جست. او پس از برآورد حجم اقتصاد غیررسمی مطابق با روش های پولی، با ضرب یک نرخ متوسط مالیاتی در ارقام برآورد شده، به سری زمانی فرار مالیاتی ناشی از اقتصاد غیررسمی دست یافت.

کُبهام (۲۰۰۵) در قالب یک مدل سادهٔ مالیات، کانال های نشت درآمد مالیاتی را برمی شمارد و بر این اساس، سعی می کند که شکاف مالیاتی (درآمد از دست رفتهٔ مالیاتی) را برای تعدادی از کشورهای در حال توسعه محاسبه کند. او با استفاده از داده های نسبت درآمد مالیاتی به GDP رسمی (به عنوان

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

نمایندهٔ t) و نیز سهم اقتصاد غیررسمی از GDP رسمی (که از مطالعهٔ دیگر استخراج کرده بود)، مالیات از دست رفته از کانال اقتصاد غیررسمی را به دست آورد.

گرنت ریچاردسون (۲۰۰۶) در مقالهٔ «عوامل تعیین کننده فرار مالیاتی: یک مطالعه بین کشوری»، با گردآوری داده های مربوط به ۴۵ کشور، در پی تحلیل عوامل تعیین کنندهٔ فرار مالیاتی از روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) برآمد. نتایج این مطالعه نشان داد که عوامل غیر اقتصادی ، به خصوص پیچیدگی و سطح عمومی آموزش، بیشترین اثر را بر فرار مالیاتی دارند. سایر عوامل تأثیر گذار عبارتند از آموزش، درآمد، عدالت و اخلاق مالیاتی.

لوین و ویدل (۲۰۰۷) از روش فیسمن و وی، برای اندازه گیری اثر نرخ مالیات بر فرار مالیاتی با استفاده از داده های جریان تجاری بین دو کشور کنیا و تایوان بهره بردند. اما آن ها، برخلاف مطالعهٔ فیسمن و وی، به تخمین اندازهٔ فرار مالیاتی در جریانات تجاری بین دو کشور نیز پرداختند. این بررسی، با وارد کردن یک کشور سوم (انگلستان) به تحلیل، روش فیسمن و وی را گسترش داد. با این کار، می توان دریافت که آیا اختلافی بین رفتار فرار مالیاتی در تجارت بین دو کشور در حال توسعه و بین یک کشور توسعه یافته و هر یک از دو کشور در حال توسعه وجود دارد یا خیر.

چیارینی و دیگران (۲۰۰۸) با استفاده از سری های زمانیِ رسمی از پایهٔ مالیات بر ارزش افزودهٔ طفره رفتهٔ ایتالیا برای دورهٔ ۲۰۰۴-۱۹۸۰، ارتباط بین فرار مالیاتی و نرخ مالیات را مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق نشان داد که در تعادل، به ازای یک درصد افزایش در فرار مالیاتی، نرخ مالیاتی آشکار نزدیک ۰.۳ درصد افزایش می یابد، در حالی که به ازای جهش یک درصدی در نرخ مالیاتی آشکار، فرار مالیاتی بلندمدت ۰.۴۸ درصد افزایش می یابد. علاوه بر این، پارامترهای تخمینی بلندمدت، با سرعت به سمت تعادل، تعدیل می شوند. این مسئله وجود یک استراتژی بلندمدت را از سوی مؤدیان نشان می دهد. اصلاحات یا ابزار جدیدی که وارد سیستم می شوند و عدم تعادل ایجاد می کنند، به سرعت توسط فراریان مالیاتی شناخته می شوند و بنابراین، تعادل مجدداً حاکم می گردد. چیارینی و دیگران به استناد این نتایج، وجود یک رفتار بنیادی برای توضیح فرار مالیاتی در ایتالیا، که در طول دهه ها و نسل ها و حکومت های مختلف ثابت است، را اثبات کردند.

امبای و یو (۲۰۱۰) با استفاده از نسبت نقد، به بررسی فرار مالیاتی در کشورهای در حال توسعه طی دورهٔ ۲۰۰۶-۱۹۸۴ پرداختند. آن ها روش تخمین GMM را برای داده های پنل بکار بردند تا ناهمگنی گروه، درونزایی متغیرهای توضیحی و مانایی متغیرها مورد توجه قرار گیرند. انتظار می رود

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

کسانی که می خواهند از پرداخت مالیات فرار کنند، دست به دامان پول نقد شوند تا از معاملاتشان نام و نشانی باقی نماند. بنابراین، با افزایش نرخ مالیات، به دلیل افزایش در فرار مالیاتی، تقاضا برای پول نقد هم باید افزایش یابد. نتایج این مطالعه چنین فرضیه ای که نرخ های بالاتر مالیات به نسبت نقد بیشتر می انجامد، را رد نکرده است. آن چه از این تحقیق بر می آید این است که قدرت اجراییِ مقامات مالیاتی، سطح توسعه یافتگی، نرخ بهره، نرخ تورم و درجه شهرنشینی در کشورها، نسبت نقد را توضیح می دهند. هم چنین، تخمین نسبت نقد برای کشورهای در حال توسعه در این پژوهش، تنوع گستردهٔ این نسبت را بین کشورها نشان می دهد.

در بررسی ادبیات تجربیِ فرار مالیاتی در ایران، تعدادی از پژوهش ها را می یابیم که به بررسی این پدیده در کل اقتصاد پرداخته اند و تعدادی دیگر، به صورت موردی آن را مورد مطالعه قرار داده اند. در ذیل، به بعضی از این مطالعات اشاره می شود.

افشین محمدی (۱۳۷۷) در پژوهشی تحت عنوان« برآورد آثار اقتصادی فرار از مالیات در ایران»، اقدام به تخمین اندازه فرار مالیاتی در ایران کرد. او با استفاده از مدل تعدیل شدهٔ تنزی (تقاضای پول) و بر اساس روش حداقل مربعات معمولی (OLS) ، حجم اقتصاد سیاه را در دورهٔ ۷۴-۱۳۵۰ تخمین زد و سپس با ضرب نرخ های مختلف مالیات در این رقم، سناریوهای مختلفی را برای تخمین فرار مالیاتی به کار برد. به طور کلی، نتایج تخمین نشان داد که حجم اقتصاد غیررسمی و فرار مالیاتی، در طول دورهٔ مورد بررسی افزایش یافته است.

مریم حسن پور صباغی (۱۳۷۸) با استفاده از روش تعدیل شدهٔ تنزی به تخمین حجم اقتصاد غیررسمی طی دورهٔ ۷۷-۱۳۵۰دست یافت و با ضرب نرخ مالیات در این مقادیر، حجم فرار مالیاتی را در دورهٔ مذکور تخمین زد. در این تحقیق معلوم شد که حجم فرار مالیاتی نسبت به درآمد مالیاتی اخذ شده قابل توجه بوده، می تواند سطح قابل ملاحظه ای از کسری بودجه دولت را پوشش دهد.در ضمن، با بهبود مدیریت مالیاتی می توان از راه های مختلف فرار مالیاتی جلوگیری کرد.

بهمن سید زارع (۱۳۸۰) در تحقیقی با عنوان « تخمین فرار مالیات بر درآمد اشخاص حقیقی در ایران و شناسایی عوامل مؤثر بر آن»، به تخمین فرار مالیات بر درآمد اشخاص حقیقی از روش اختلاف در حساب های ملی پرداخت و با استفاده از الگوی بهینه سازی در شرایط عدم قطعیت بر مبنای هموار سازی بین زمانی درآمد فریدمن و فیشلو، رفتار اقتصادی کسانی که از پرداخت مالیات می گریزند را مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد که حساسیت فرار مالیاتی نسبت به تورم، درآمد و درآمد انتظاری

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

مثبت و نسبت به آزادسازی بازارهای مالی منفی است. به استناد این نتایج، سید زارع بیان می کند که سیاست گزار می تواند با توجه به هزینه و بازدهٔ تغییر و تعدیل متغیرهای سیاستی اثرگذار بر فرار مالیاتی، به سطح بهینهٔ درآمد مالیاتی نزدیک گردد.

صادقی و شکیبایی (۱۳۸۰) با بهره گیری از روش فازی، سری زمانی اقتصاد غیررسمی را برای دوره ۷۸- ۱۳۴۳ تخمین زدند. آن ها برای این کار از دو متغیر ورودی استفاده کردند: نرخ مؤثر مالیات و شاخص مقررات. صادقی و شکیبایی، پس از تخمین سری زمانی حجم اقتصاد غیررسمی به روش فازی، چون نتایج به دست آمده از این روش، به صورت شاخص هستند، به تراز کردن آن ها با استفاده از نتایج تحقیق عرب مازار پرداختند و در نهایت، با استفاده از نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی، به سری زمانی فرار مالیاتی دست یافتند.

علی اکبر حمزه ای (۱۳۸۲) به بررسی موردی فرار مالیاتی در صاحبان مشاغل صنف طلافروشان استان مازندران پرداخت. برای این منظور، نمونه ای تصادفی به حجم ۲۳۴ نفر انتخاب شد و اطلاعات متغیرهای مربوط به فرار مالیاتی و عوامل تعیین کنندهٔ آن در نمونه، با استفاده از روش تحلیل واریانس یک طرفه و روش تحلیل عاملی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج این تحقیق نشان می دهدکه عوامل ساختاری، قانونی و سازمانی به ترتیب، مهم ترین عوامل تأثیر گذار فرار مالیاتی در این صنف هستند و از میان متغیرهای تحقیق، ضعف گردش پولی کشور، کاستی های نظام اطلاعات مالیاتی، پیچیدگی قوانین مالیاتی به ترتیب، بیشترین اثر را در ایجاد فرار مالیاتی طلافروشان مازندران دارند.

حمید آذرمند (۱۳۸۶) پس از بررسی علل به وجود آورنده و زمینه های مؤثر بر گسترش اقتصاد پنهان و نیز آثار و پیامدهای آن، به تعیین حجم و روند تغییرات اقتصاد غیررسمی و فرار مالیاتی در ایران، در دورهٔ زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۴ پرداخت. او برای برآورد حجم اقتصاد غیررسمی، از روش تنزی در تخمین تقاضای پول نقد استفاده کرد. سپس، با اعمال یک نرخ مالیات، حجم فرار مالیاتی را برآورد نمود.

۴-روش شناسی برآورد

از آن جا که محدودیت در دسترسی به داده ها، مشکلی است که در بکارگیریِ روش های مستقیمِ برآورد فرار مالیاتی وجود دارد، روش برگزیدهٔ برآورد فرار مالیاتی در این تحقیق، روش غیرمستقیم است که متکی بر تخمین حجم اقتصاد غیررسمی می باشد. به این دلیل، اولین گام جهت دستیابی به هدف تحقیق، برآورد حجم اقتصاد غیررسمی است. روش های زیادی برای این کار وجود دارد که تعدادی از

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

آن ها در ایران برای برآورد حجم اقتصاد غیررسمی به کار رفته است. برخی از این روش ها مبتنی بر علل ایجاد فعالیت های غیررسمی هستند و برخی دیگر بر آثار آن ها تمرکز دارند. در این بین، رهیافت تقاضا برای پول و روش شاخص های چندگانه- علل چندگانه (MIMIC[1])، هر یک در چارچوب روش واحدی، اطلاعات مربوط به علل و آثار مختلف اقتصاد غیررسمی را به طور همزمان مدنظر قرار می دهند و بنابراین، با بکارگیری این روش ها، بخش مهمی از نقاط ضعفِ روش هایی که تنها بر علل و یا آثار این پدیده تمرکز یافته اند، مرتفع می شود.[2] اگرچه روش MIMIC در این باب، حتی از روش تقاضای پول هم جلوتر است، اما این روش تنها به ارائهٔ شاخصی از اقتصاد غیررسمی قناعت می کند. ترازسازی شاخص های بدست آمده از این روش، با استفاده از اطلاعات بدست آمده از مطالعات قبلی ممکن می شود؛ لیکن ارقام حاصله به عنوان اندازهٔ اقتصاد غیررسمی، نسبت به این اطلاعات قبلی کاملاً حساس هستند. به گونه ای که با تغییر این اطلاعات، ارقام حاصله تغییر می یابند. با توجه به این که، پژوهش حاضر، به دنبال تخمین فرار مالیاتی در ایران است، استفاده از روش MIMIC چندان مناسب به نظر نمی رسد؛ چراکه برآورد اندازهٔ فرار مالیاتی با استفاده از مقادیری که از طریق ترازسازی حاصل آمده اند، کاملاً به آن اطلاعات پایه که در ترازسازی بکار رفته اند، حساس خواهد بود؛ به گونه ای که با تغییر اطلاعات پایه، نتایج حاصل از برآورد فرار مالیاتی دچار تغییر می شود. با این اوصاف، این تحقیق از رهیافت تقاضا برای پول که از روش های پولی برای تخمین حجم اقتصاد غیررسمی است، بهره می جوید.

۴-۱ - رهیافت تقاضا برای پول

کاگان (۱۹۵۸) برای تعیین اندازهٔ اقتصاد غیررسمی به متغیرهای پولی متوسل شد. روش کاگان (نسبت نقد) برای مدل سازی اقتصاد غیررسمی، فرض می کند که نسبت پول رایج از عرضه پول در یک سال پایه، نشان دهندهٔ 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 تخمین اندازهٔ اقتصاد غیررسمی مورد استفاده قرار می گیرد. روش های مشابه، بر پایه این فرض که عوایدِ اقتصاد غیررسمی از طریق استفاده از وجه نقد و جانشینان آن پنهان می ماند، توسط گاتمن (۱۹۷۷) و فیگ (۱۹۷۹) به کار گرفته شد (فال، ۲۰۰۳).

1 -Multiple Indicators, Multiple Causes

۲- برای اطلاعات بیشتر به علی عرب مازار یزدی (۱۳۸۰) رجوع نمایید .

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

تنزی (۱۹۸۰ و ۱۹۸۳)، از طریق تخمین تابعِ تقاضای پول رایج برای آمریکا در دوره ۸۰-۱۹۲۹، روش کاگان را بهبود بخشید. در روشِ او، نرخ مالیات به عنوان نمایندهٔ تأثیر اقتصاد غیررسمی بر تقاضای پول رایج مورد استفاده قرار گرفت تا انگیزه های 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 می پذیرد و افزایش در اندازهٔ اقتصاد غیررسمی، تقاضا برای پول رایج را افزایش می دهد، حجم اقتصاد غیررسمی در آمریکا تخمین زده شد (فال، ۲۰۰۳).

مدل مورد نظر برای تخمین حجم اقتصاد غیررسمی تعدیلی از روش تنزی است. فرض اساسیِ این روش آن است که تمام مبادلات در اقتصاد غیررسمی، به این دلیل که مخفی بمانند، با وجه نقد صورت می گیرد. برای تخمین اندازهٔ اقتصاد غیررسمی با این رهیافت، ابتدا تابع تقاضا برای پول نقد با وارد کردن نرخ مالیات، به عنوان یکی از متغیرهای وابسته، برآورد می گردد. پس از برآورد حجم پول نقد در کل اقتصاد، نرخ مالیات معادل صفر قرار داده شده، حجم پیش بینی شدهٔ پول نقد در اقتصاد رسمی محاسبه می گردد. سپس، از کسر دو رقم، حجم پول در اقتصاد غیررسمی محاسبه می گردد. با این فرض که سرعت گردش پول در اقتصاد رسمی و اقتصاد غیررسمی برابر است، می توان حجم اقتصاد غیررسمی را از طریق ضرب حجم پولِ اقتصاد غیررسمی در سرعت گردش پول برآورد نمود.

بر اساس ادبیات نظری و تجربی موجود در زمینهٔ مورد بررسی، متغیرهای مد نظر ما در این تحقیق عبارتند از: حجم اسکناس و مسکوکِ واقعی در دست اشخاص(CC)، درآمد قابل تصرفِ واقعی(Y^d)، نرخ متوسط مالیات(T)، نرخ سود سپردهٔ کوتاه مدت بانک ها(R)، نرخ ارز بازار غیررسمی(EX) و رشد ابداعات مالی و تغییرات ساختاری(F). بدین ترتیب، الگوی مدنظر ما برای تخمین تابع تقاضای پول به صورت زیر تعریف می شود:

$$CC= f(Y^d , T , R, EX, F)$$

بر اساس نظریه های اقتصادی انتظار می رود با افزایش درآمد قابل تصرف واقعی، حجم پول نقد افزایش یابد. این در حالی است که افزایش در هزینه فرصت نگهداری پول منجر به کاهش آن می شود. از آن جا که با افزایش نرخ متوسط مالیات، تمایل به فرار از مالیات افزایش و در نتیجه، حجم اقتصاد غیررسمی نیز افزایش می یابد، تقاضا برای نگهداری پول زیاد می شود. در رابطه با ارتباط نرخ ارز با حجم پول نقد نمی توان به صورت قطعی اظهارنظر نمود.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

در سال های اخیر، ابداعات مالی و تغییرات تکنولوژیکی زیادی در سیستم مالی کشور به وقوع پیوسته است که از آن جمله می توان به گسترش تعداد بانک ها و شعب بانک ها، خدمات بانکداری الکترونیک و افزایش تعداد دستگاه های خودپرداز (ATM) و استفاده از عابر بانک ها اشاره کرد. نمی توان بسادگی از نقش این ابداعات در تقاضای پول گذشت؛ در این مورد، آرو و دیگران (۱۹۹۱) معتقدند که در نظر نگرفتن نقش ابداعات مالی در تابع تقاضای پول منجر به بروز مشکل در تشخیص معادلهٔ تقاضا برای پول می شود (سلیانی، ۱۳۸۳). از این رو، تحقیق حاضر این متغیر را به الگو وارد نموده است.

تعداد شعب بانک ها و تعداد خودپردازها، از طریق اثر بر هزینهٔ دسترسی به پول نقد، مستقیماً تقاضا برای پول نقد را تحت تأثیر قرار می دهند. خودپردازها و شعب بانک ها جانشین های بسیار نزدیکی برای هم هستند، به گونه ای که می توان خودپردازها را –که در غیاب شعب بانک ها، می توانند بسیاری از فعالیت های پولی را به انجام برسانند– به عنوان « شبکه های شعب بانکی[1]» تلقی نمود (فال،۲۰۰۳). بنابراین، مجموع تعداد شعب و خودپردازهای بانک ها، می تواند نماینده ای از ابداعات مالی باشد.

۴-۲ - داده ها

حجم واقعیِ اسکناس و مسکوک در دست اشخاص در این تحقیق، حاصل تقسیم حجم اسکناس و مسکوک در دست اشخاص بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در سال پایهٔ ۱۳۸۳ است و نرخ متوسط مالیاتی به صورت نسبت کل درآمدهای مالیاتی از تولید ناخالص داخلی (به قیمت جاری) تعریف شده است. درآمد قابل تصرف با کسر مالیات های مستقیم (مجموع مالیات بر درآمد، مالیات بر ثروت و مالیات بر اشخاص حقوقی) از تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری محاسبه شده است. پس از تقسیم مقدار حاصله بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به قیمت پایهٔ سال ۱۳۸۳، درآمد قابل تصرف واقعی بدست آمد. نرخ سود سپرده های یک سالهٔ بانک ها که متوسط بازدهیِ طرح های اقتصادی را پس از کسر کارمزد بانکی نشان می دهد، به عنوان نماینده ای از هزینهٔ فرصت نگهداری پول نقد تلقی گردید. هم چنین، از نرخ ارز بازار غیررسمی به عنوان نمایندهٔ نرخ ارز بازار و از نرخ رشد

1 - Branch Networks of Banks

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

مجموع تعداد شعب و خودپردازهای بانک ها به عنوان نماینده ای از رشد ابداعات مالی استفاده شده است.

داده های آماری به کارگرفته شده در این تحقیق برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۹-۱۳۷۰، از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سایر بانک ها (در ارتباط با تعداد شعب و دستگاه های خودپرداز) جمع آوری شده است.

۴-۳- الگوی خودتوضیح با وقفه های گسترده

در مدل های سری زمانی، باید متغیرهای مدل را از لحاظ مانایی مورد بررسی قرار داد؛ چراکه، عدم توجه به این موضوع، ممکن است ما را به تخمین هایی نامناسب و غیر قابل اطمینان سوق دهد. با این حال، تخمین تابع تقاضای پول به منظور برآورد حجم اقتصاد غیررسمی در ایران، عمدتاً از طریق رگرسیون سادهٔ متغیرها، با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) انجام گرفته است. در حالی که با توجه به نامانایی متغیرهای پولی و تأثیرگذار، استفاده از این روش ممکن است به رگرسیون کاذب منجر شود. به همین خاطر، تحقیق حاضر از الگوی خودتوضیح با وقفه های گسترده[1] (ARDL) بهره جسته است.

روش ARDL یکی از الگوهای پویای متناسب با رابطهٔ ایستای بلندمدت الگوی مدنظر این مقاله است که برآوردهای به نسبت بدون تورشی از ضرایب بلندمدت به دست می دهد. برخلاف سایر تکنیک های رایج در روش تحلیل هم انباشتگی، همانند روش انگل-گرنجر در ابتدا نیازی به آگاهی از درجهٔ انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه نیست. همچنین، روشARDL قادر به برآورد همزمان ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت الگو و تعیین جهت علیت بین متغیرهای الگو است (پسران و پسران، ۱۹۹۷).

برآورد الگوی ARDL، شامل دو مرحله برای برآورد ضرایب بلندمدت می باشد. در مرحلهٔ اول وجود ارتباط بلندمدت پیش بینی شده توسط تئوری اقتصادی، بین متغیرهای مسأله، مورد بررسی قرار گرفته و درصورت تشخیص وجود ارتباط بلندمدت، در مرحلهٔ دوم ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت به روش حداقل مربعات معمولی برآورد می گردند.

1- Auto-Regressive Distributed Lag

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

با توجه به مشخص بودن جهت علیت در تحقیق حاضر، تنها به بررسی ارتباط بلندمدت بین اسکناس و مسکوکِ واقعی در دست اشخاص به عنوان متغیر وابسته و نرخ متوسط مالیات، درآمد قابل تصرف واقعی، نرخ سود سپرده های یک سالۀ بانک ها ، نرخ ارز بازار غیر رسمی و نرخ رشد ابداعات مالی به عنوان متغیرهای مستقل می پردازیم. برای این کار، باید معادلۀ خودبازگشتیِ ذیل برآورد گردد:

$$DCC_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} b_i DT_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} c_i {DY^d}_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_i DR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} e_i DEX_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} g_i DF_{t-i} + \gamma_1 CC_{t-1} + \gamma_2 T_{t-1} + \gamma_3 {Y^d}_{t-1} + \gamma_4 R_{t-1} + \gamma_5 EX_{t-1} + \gamma_6 F_{t-1} + \varepsilon_t$$

در مدل ARDL، حداکثر تعداد وقفه های الگو بر اساس تعداد مشاهدات انتخاب می شود. با توجه به محدود بودن تعداد مشاهدات و استفاده از داده های سالیانه، حداکثر تعداد وقفه های الگو (n) برابر با ۲ در نظر گرفته شده است. از آزمون F، برای تشخیص وجود رابطۀ بلندمدت استفاده می شود. فرضیۀ صفر عبارت است از نبود رابطۀ بلندمدت، که به معنای صفر بودن توأم ضرایب تمام متغیرهای بیان شده است. یعنی:

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6$$

فرضیۀ جایگزین، یعنی وجود رابطۀ بلندمدت عبارت است از:

$$H : \gamma_1 \neq 0 \, , \gamma_2 \neq 0, \gamma_3 \neq 0, \gamma_4 \neq 0, \gamma_5 \neq 0 \, , \gamma_6 \neq 0$$

آمارۀ F دارای توزیع غیراستاندارد بوده و به سه پارامتر بستگی دارد؛ نخست اینکه، متغیرهای دخیل در الگویARDL، دارای درجۀ انباشتگی از صفر I(0) تا یک I(1) هستند. دوم اینکه، الگوی ARDL دارای عرض از مبدأ و (یا) متغیر روند باشد یا خیر و سوم اینکه متغیرهای توضیحی در الگوی مذکور چه تعداد باشند.

دو مجموعه از مقادیر بحرانی(CVs)، برای آمارۀ F توسط پسران و پسران (۱۹۹۷) گزارش شده است. این دو مجموعه به ترتیب، با فرض اینکه همۀ متغیرهای دخیل در الگو دارای درجۀ انباشتگی از یک و یا صفر هستند، برای سطوح مختلف اطمینان محاسبه شده است. اگر مقدار آمارۀ F محاسباتی

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

خارج از محدودهٔ مقادیر بحرانی قرار گیرد، بدون دانستن اینکه متغیرهای مورد مطالعه دارای درجهٔ انباشتگی از صفر یا یک هستند، قادر به قضاوت خواهیم بود. به عبارت دیگر، اگر نتایج تجربی نشان دهد که مقدار $F_y(0)$ بزرگتر از دامنهٔ بالایی مقادیر بحرانی بوده ولی $F_x(0)$ و $F_z(0)$ کوچکتر از دامنهٔ پایینی مقادیر بحرانی باشد، یک رابطهٔ بلندمدت و یکتا وجود دارد که در این رابطه y متغیر وابسته و x و z متغیرهای توضیحی آن می باشند. برعکس اگر آمارهٔ F محاسباتی در دامنهٔ مقادیر بحرانی قرار گیرد، نیاز است تا درجهٔ انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه تعیین شود تا بتوان در مورد ارتباط بلندمدت متغیرها اظهار نظر کرد (آماده و دیگران،۱۳۸۸).

درصورتی که در مرحلهٔ اول روش ARDL وجود رابطهٔ بلندمدت پایدار تأیید شود، در مرحلهٔ دوم، دو گام دیگر برای تخمین الگوی ARDL طی می شود. در اولین گام، تعداد وقفه های الگوی ARDL بر اساس یکی از معیارهای ضوابط آکائیک، شواترز- بیزین و حنان-کوئین، تعیین می گردد و درگام دوم، الگوی انتخاب شده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، برآورد می شود (آماده و دیگران، ۱۳۸۸).

۵-تخمین و تحلیل نتایج

با استفاده از نرم افزار Microfit، آزمون F برای بررسی رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای تحقیق انجام شد و مقدار آمارهٔ F معادل ۴.۸۹۰۹ محاسبه گردید. بر اساس مقادیر بحرانی به دست آمده توسط پسران و پسران(۱۹۹۷)[1]، با توجه به این که تعداد متغیرهای مستقل در این تحقیق ۵ بوده، الگوی مدنظر ما دارای عرض از مبدأ است، در سطح معناداری ۵ درصد، حد پایین مقدار بحرانیِ آمارهٔ F برابر با ۲.۶۴۹ و حد بالای مقدار بحرانی برابر با ۳.۸۰۵ می باشد. از آن جا که آمارهٔ F محاسباتی بیشتر از حد بالای مقدار بحرانی است، فرضیهٔ صفر مبنی بر نبود رابطهٔ بلندمدت رد می شود. با تشخیص رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای موردنظر این تحقیق، می توان به مرحلهٔ دوم در برآورد الگوی ARDL، یعنی تخمین ضرایب الگو گام نهاد.

1- Pesaran, M. Hashem & Pesaran, Bahram

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

۵-۱- تخمین تابع تقاضای پول

در این تحقیق، برآورد الگوی ARDL با استفاده از نرم افزار Microfit انجام شده است. وقفهٔ بهینهٔ متغیرها بر اساس معیار شوارتز- بیزین، برابر با (۰،۱،۱،۰،۰،۰) به دست آمده است. جدول۱ نتایج حاصل از برآورد ساختار پویای الگوی ARDL بر اساس معیار مذکور و جدول ۲ نتایج حاصل از تخمین ضرایب بلندمدت الگو را نشان می دهند.

جدول (۱)- نتایج برآورد ساختار پویای ARDL

متغیرهای مستقل	ضرایب برآورد شده	انحراف معیار	آمارهٔ t محاسباتی	احتمال
T	۱.۰۷۷۸	۱.۳۵۲۱۷	۰.۷۹۷۰۹	۰.۵۰۹
T(-۱)	۲۴.۴۴۶۰	۱۷.۰۰۱۲	۱.۴۳۷۹	۰.۱۸۱
R	-۳۲.۹۱۲۲	۱۶.۹۰۹۴	-۱.۹۴۶۴	۰.۰۸۰
Y^d	-۰.۰۶۰۶۳۵	۰.۰۱۷۰۰۶	-۳.۵۶۵۵	۰.۰۰۵
$Y^d(-۱)$	۰.۰۸۲۰۳۱	۰.۰۱۶۴۸۱	۴.۹۷۷۲	۰.۰۰۱
EX	-۰.۰۱۳۸۳۰	۰.۰۰۴۰۱۶	-۳.۴۴۳۸	۰.۰۷۵
F	-۷.۵۹۴۰	۰.۴۳۱۵۸۸	-۱۷.۵۹۵۵	۰.۰۳۶
C^*	۷۲۱.۶۷۵۷	۲۸۰.۲۶۵۸	۲.۵۷۵۰	۰.۰۲۸
$R^۲$ = .۸۴۷۲۱ ; $\bar{R}^۲$ = .۷۴۰۲۶ ; DW=۲.۶۷۹۰ ; $F(۷,۱۰)$ = ۷.۹۲۱۴[.۰۰۲]				

مأخذ: نتایج تحقیق
* عرض از مبدأ

جدول (۲)- نتایج برآورد ضرایب بلندمدت الگو

متغیرهای مستقل	ضرایب برآورد شده	انحراف معیار	آمارهٔ t محاسباتی	احتمال
T	۲۵.۵۲۳۸	۵.۴۶۱۵۱	۴.۶۷۳۴	۰.۰۴۳
R	-۳۲.۹۱۲۲	۱۶.۹۰۹۴	-۱.۹۴۶۴	۰.۰۸۰
Y^d	۰.۰۲۱۳۹۷	۰.۰۱۱۲۸۰	۱.۸۹۶۹	۰.۰۸۷
EX	-۰.۰۱۳۸۳	۰.۰۰۴۰۱۶	-۳.۴۴۳۸	۰.۰۷۵
F	-۷.۵۹۴۰	۰.۴۳۱۵۸۸	-۱۷.۵۹۵۵	۰.۰۳۶
C	۷۲۱.۶۷۵۷	۲۸۰.۲۶۵۸	۲.۵۷۵۰	۰.۰۲۸

مأخذ: نتایج تحقیق

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

بنابراین، براساس جدول ۲، تابع تقاضا برای اسکناس و مسکوک در دست اشخاص به صورت زیر برآورد می گردد:

$$CC= 721.6757+ 25.5238*T -32.9122*R + 0.021397*Y^{d} - 0.01383*EX -7.5940*F$$

بر اساس جدول اخیر تمامی ضرایب در سطح ۹۰ درصد معنادار هستند. همان گونه که از رابطهٔ بالا برمی آید، ضریب نرخ متوسط مالیات (T) مثبت است. علامت مثبتِ نرخ متوسط مالیات کاملاً با مبانی نظری سازگاری دارد؛ چراکه انتظار بر این است با افزایش نرخ متوسط مالیات، انگیزهٔ افراد برای فرار از پرداخت مالیات و در نتیجه، مشارکت در اقتصاد غیررسمی افزایش یابد و از آن جایی که فرض بر این است که تمامی معاملات در اقتصاد غیررسمی با وجه نقد انجام می گیرد، افزایش تقاضا برای پول نقد مورد انتظار است.

ضریب نرخ سود سپرده های یک سالهٔ بانک ها (R) منفی است که با مبانی نظری انطباق دارد. ضریبِ درآمد قابل تصرف واقعی (Y^{d}) مثبت اما ناچیز است. با توجه به تئوری های اقتصادی در رابطه با تقاضای پول، انتظار می رود با افزایش درآمد قابل تصرف، تقاضا برای پول افزایش یابد و بنابراین، ارتباط مثبت بین درآمد قابل تصرف واقعی و حجم اسکناس و مسکوک دارای توجیه نظری است.

بر اساس نتایج تخمینِ این تحقیق، نرخ ارز بازار غیر رسمی رابطه ای منفی با تقاضا برای اسکناس و مسکوک در دست اشخاص دارد و از نظر قدرمطلق، اندازهٔ ضریب آن کوچک است. به استناد نتایج تخمین و علامت منفی به دست آمده برای نرخ ارز بازار غیررسمی به نظر می رسد که با افزایش نرخ ارز بازار غیررسمی که به معنای تنزل ارزش پول داخلی است، به دلیل این که عامهٔ مردم انتظار تنزل بیشتر آن در آینده را دارند، تقاضای پول خارجی بیشتر و تقاضای پول داخلی کمتر شود.

ضریب رشد ابداعات مالی هم منفی شده است که به لحاظ نظری منطقی و دارای توجیه است. چرا که انتظار می رود با رشد ابداعات مالی، دستیابی به پول نقد آسان شود و بنابراین، مردم پول نقد کمتری را نزد خود نگهداری کنند. چون، در موقع لزوم، به راحتی می توانند از محل سپرده های خود، به پول نقد دست یابند.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

۵-۲-تخمین اندازه اقتصاد غیررسمی

پس از تخمین پارامترهای تابع مورد نظر این تحقیق، می توان با جای‌گذاری مقادیر متغیرها، حجم اسکناس و مسکوک واقعیِ پیش بینی شدهٔ مدل در کل اقتصاد را محاسبه کرد. از آن جا که رهیافت تقاضا برای پول، نرخ مالیات را عامل پیدایش و گسترش اقتصاد غیررسمی می داند، با معادل صفر قرار دادن نرخ مالیات در تابع تخمینی، می توان به حجم پول نقد پیش بینی شدهٔ مدل در اقتصاد رسمی دست یافت. برای دستیابی به حجم پول نقد در اقتصاد غیررسمی باید حجم پول نقد در اقتصاد رسمی را از معادل آن در کل اقتصاد کم کرد. پس از آن، برآورد حجم اقتصاد غیررسمی از طریق ضرب این مقدار در سرعت گردش پول صورت می پذیرد. در این تحقیق، سرعت گردش درآمدی پول به صورت نسبت تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری به حجم پول تعریف شده است. جدول ۳ نتایج حاصل از محاسبات این تحقیق را نشان می دهد.

به استناد نتایج این تحقیق، میانگین حجم اسمی اقتصاد غیررسمی در طول دورهٔ ۸۹-۱۳۷۰ در حدود ۷۶۷۶۸.۴۶۳ میلیارد ریال بوده است. نمودار (۱) روند تغییرات حجم اقتصاد غیررسمی را طی دورهٔ مورد بررسی نشان می دهد. با توجه به این نمودار به طور کلی، حجم اقتصاد غیررسمی در طول دورهٔ مورد نظر روندی افزایشی داشته است؛ به طوری که، از ۴۲۴۲.۷۳۵ میلیارد ریال در سال ۱۳۷۰ به ۲۵۸۴۸۹.۱۷۲ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۹ رسیده است. البته در سال ۱۳۸۹، کاهش قابل ملاحظه ای در حجم اقتصاد غیررسمی نسبت به سال ۱۳۸۸ مشاهده می شود که از کاهش نسبت مالیاتی در این سال ناشی می شود. می توان با مشاهدهٔ روند حجم واقعی اقتصاد غیررسمی اثر تغییر قیمت را حذف نموده، تصویری دقیق تر از چگونگی تغییر حجم اقتصاد غیررسمی فراهم نمود. نمودار ۲ به این مهم اختصاص یافته است. با توجه به این نمودار، حجم واقعی اقتصاد غیررسمی روند یکنواختی نداشته است، اما به طور کلی، صعودی بوده است. در سال های ۱۳۷۸، ۱۳۸۴ و ۱۳۸۸ افزایشی ناگهانی در حجم واقعی اقتصاد غیررسمی ملاحظه می شود که به دلیل افزایش ناگهانی نرخ متوسط مالیات در این سال ها وقوع یافته است.

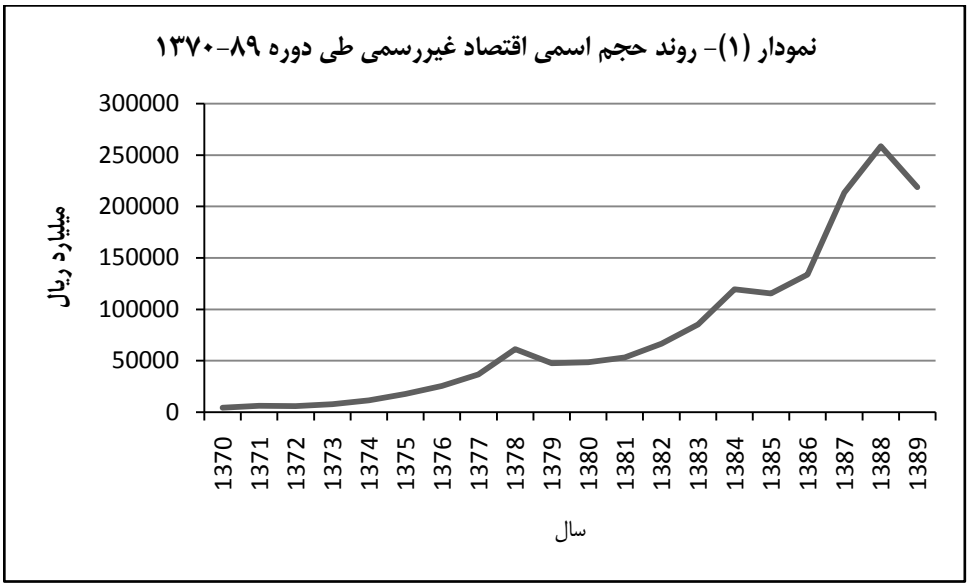
[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

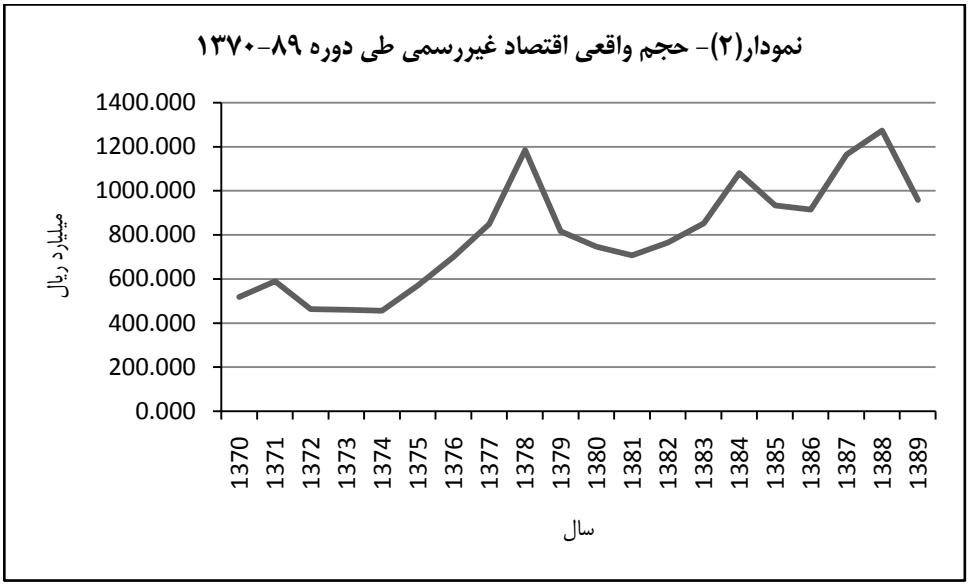
جدول (۳)- تخمین حجم اقتصاد غیررسمی و فرار مالیاتی در دوره ۸۹-۱۳۷۰

سال	حجم اسکناس و مسکوک در اقتصاد (میلیارد ریال)	حجم اسکناس و مسکوک در اقتصاد رسمی (میلیارد ریال)	حجم اسکناس و مسکوک در اقتصاد غیررسمی (میلیارد ریال)	حجم واقعی اقتصاد غیررسمی (میلیارد ریال)	حجم اسمی اقتصاد غیررسمی (میلیارد ریال)	نسبت حجم اقتصاد غیررسمی به GDP (درصد)	حجم فرار مالیاتی (میلیارد ریال)	نسبت حجم فرار مالیاتی به درآمد مالیاتی (درصد)	حداکثر درآمدهای مالیاتی بالقوه (میلیارد ریال)
۱۳۷۰	۶۴۳.۹۱۵	۴۹۸.۱۷۶	۱۴۵.۷۳۹	۵۱۷.۴۰۷	۴۲۴۲.۷۳۵	۸.۷۶۱	۲۴۲.۲۵۷	۸.۷۶۱	۳۰۰۷.۴۵۷
۱۳۷۱	۶۱۷.۱۳۳	۴۶۷.۷۳۵	۱۴۹.۳۹۹	۵۸۸.۷۱۹	۶۰۰۴.۹۳۷	۹.۳۱۰	۳۵۱.۴۸۷	۹.۳۱۰	۴۱۲۶.۹۸۷
۱۳۷۲	۵۵۰.۵۹۵	۴۴۷.۰۶۳	۱۰۳.۵۳۱	۴۶۲.۵۰۵	۵۷۸۱.۳۱۰	۵.۷۷۴	۲۳۴.۵۰۶	۵.۷۷۴	۴۲۹۵.۸۰۶
۱۳۷۳	۴۹۴.۴۴۶	۳۸۸.۰۹۰	۱۰۶.۳۵۶	۴۶۰.۵۲۵	۷۷۸۲.۸۷۴	۵.۹۰۶	۳۲۴.۳۰۷	۵.۹۰۶	۵۸۱۵.۱۰۷
۱۳۷۴	۳۹۹.۴۶۸	۳۰۰.۲۸۱	۹۹.۱۸۸	۴۵۵.۶۲۱	۱۱۴۸۱.۶۴۵	۶.۱۰۱	۴۴۶.۱۸۷	۶.۱۰۱	۷۷۵۹.۱۸۷
۱۳۷۵	۴۴۵.۷۱۵	۳۱۶.۹۵۲	۱۲۸.۷۶۳	۵۶۹.۷۰۶	۱۷۷۱۷.۸۶۸	۷.۱۱۶	۸۹۳.۸۳۵	۷.۱۱۶	۱۳۴۵۴.۰۳۵
۱۳۷۶	۴۶۷.۳۱۹	۳۱۵.۵۹۰	۱۵۱.۷۳۰	۶۹۹.۳۲۷	۲۵۴۵۵.۵۱۶	۸.۷۲۵	۱۵۱۳.۲۳۷	۸.۷۲۵	۱۸۸۵۷.۸۳۷
۱۳۷۷	۴۹۳.۴۵۰	۳۰۰.۱۳۸	۱۹۳.۳۱۲	۸۴۹.۲۰۵	۳۶۵۱۵.۸۲۲	۱۱.۱۱۵	۲۷۶۵.۶۳۵	۱۱.۱۱۵	۲۷۶۴۷.۲۳۵
۱۳۷۸	۵۰۲.۶۶۵	۲۶۶.۰۷۰	۲۳۶.۵۹۵	۱۱۸۴.۶۹۴	۶۱۲۴۸.۶۶۷	۱۴.۱۰۰	۵۶۷۷.۴۹۹	۱۴.۱۰۰	۴۵۹۴۳.۱۹۹
۱۳۷۹	۴۸۰.۵۸۱	۳۱۸.۶۰۲	۱۶۱.۹۷۸	۸۱۶.۱۰۷	۴۷۴۹۷.۴۰۸	۸.۲۳۹	۳۰۱۴.۲۶۴	۸.۲۳۹	۳۹۵۹۹.۴۶۴
۱۳۸۰	۵۱۳.۹۷۸	۳۵۳.۵۰۵	۱۶۰.۴۷۴	۷۴۶.۰۵۸	۴۸۳۴۴.۵۶۶	۷.۲۷۴	۳۰۳۹.۵۲۸	۷.۲۷۴	۴۴۸۲۵.۶۲۸
۱۳۸۱	۵۳۱.۳۱۲	۳۹۰.۰۲۲	۱۴۱.۲۹۰	۷۰۶.۸۹۳	۵۳۰۸۷.۶۸۷	۵.۸۰۹	۲۹۳۸.۷۳۷	۵.۸۰۹	۵۳۵۲۵.۲۳۷
۱۳۸۲	۵۶۰.۹۴۸	۴۱۳.۱۳۰	۱۴۷.۸۱۷	۷۶۴.۴۴۵	۶۶۳۵۳.۸۵۳	۵.۹۰۳	۳۸۴۲.۷۸۴	۵.۹۰۳	۶۸۹۴۱.۷۸۴
۱۳۸۳	۵۷۶.۳۱۳	۴۲۸.۲۹۰	۱۴۸.۰۲۲	۸۵۲.۳۰۲	۸۵۲۳۰.۱۶۵	۵.۸۵۵	۴۹۴۲.۸۲۷	۵.۸۵۵	۸۹۳۶۳.۹۲۷
۱۳۸۴	۶۲۹.۹۹۱	۴۴۴.۷۹۵	۱۸۵.۱۹۶	۱۰۸۰.۴۱۵	۱۱۹۲۷۷.۸۵۷	۶.۴۳۱	۸۶۵۴.۵۸۱	۶.۴۳۱	۱۴۳۲۲۸.۹۸۱
۱۳۸۵	۶۴۰.۱۳۸	۴۶۸.۹۴۲	۱۷۱.۱۹۶	۹۳۳.۵۴۰	۱۱۵۲۹۲.۱۶۲	۵.۱۰۰	۷۷۳۳.۰۱۰	۵.۱۰۰	۱۵۹۳۵۳.۹۱۰
۱۳۸۶	۷۰۱.۵۵۴	۵۳۲.۱۶۸	۱۶۹.۳۸۶	۹۱۳.۹۰۵	۱۳۳۶۱۲.۸۹۹	۴.۶۲۳	۸۸۶۷.۱۰۱	۴.۶۲۳	۲۰۰۶۸۲.۴۰۱
۱۳۸۷	۶۷۳.۸۹۳	۴۹۱.۵۸۴	۱۸۲.۳۰۹	۱۱۶۴.۴۷۵	۲۱۳۴۴۸.۲۴۰	۶.۳۵۹	۱۵۲۴۵.۹۹۷	۶.۳۵۹	۲۵۴۹۸۷.۳۹۷
۱۳۸۸	۵۴۲.۸۱۷	۳۲۸.۷۴۹	۲۱۴.۰۶۸	۱۲۷۲.۷۴۱	۲۵۸۴۸۹.۱۷۲	۷.۲۲۶	۲۱۶۷۹.۴۳۰	۷.۲۲۶	۳۲۱۷۱۴.۹۳۰
۱۳۸۹	۵۶۱.۸۲۱	۳۹۴.۲۲۲	۱۶۷.۶۰۰	۹۵۷.۱۷۳	۲۱۸۵۰۳.۸۷۴	۵.۰۴۳	۱۴۳۴۷.۸۴۲	۵.۰۴۳	۲۹۸۸۷۵.۷۴۲
میانگین دوره	۵۵۱.۴۰۳	۳۹۳.۲۰۵	۱۵۸.۱۹۷	۷۹۹.۷۸۸	۷۶۷۶۸.۴۶۳	۷.۲۳۹	۵۳۳۷.۷۵۳	۷.۲۳۹	۹۰۳۰۰.۳۱۳

مأخذ: نتایج تخمین

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

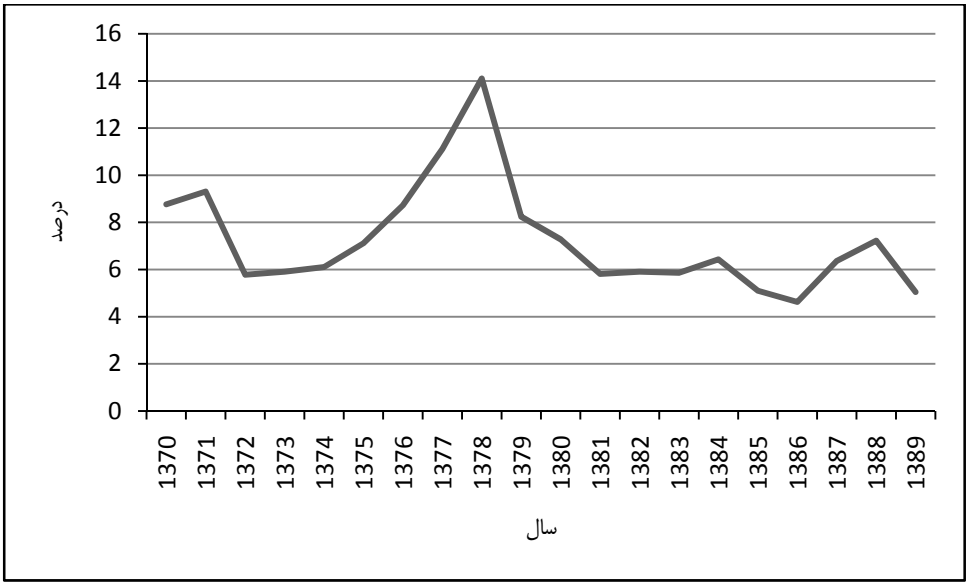




میانگین نسبت حجم اسمی اقتصاد غیررسمی به GDP حدود ۷.۲۳۹ درصد برآورد شده است. نمودار ۳ نمایشِ نسبت حجم اقتصاد غیررسمی به GDP را به عهده دارد. با توجه به این نمودار، این نسبت در مجموع، روندی کاهشی داشته است؛ اگرچه این روند، مانند روند حجم واقعی اقتصاد غیررسمی به صورت یکنواخت نبوده است.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

نمودار (۳)- روند نسبت اقتصاد غیررسمی به GDP طی دوره ۸۹-۱۳۷۰



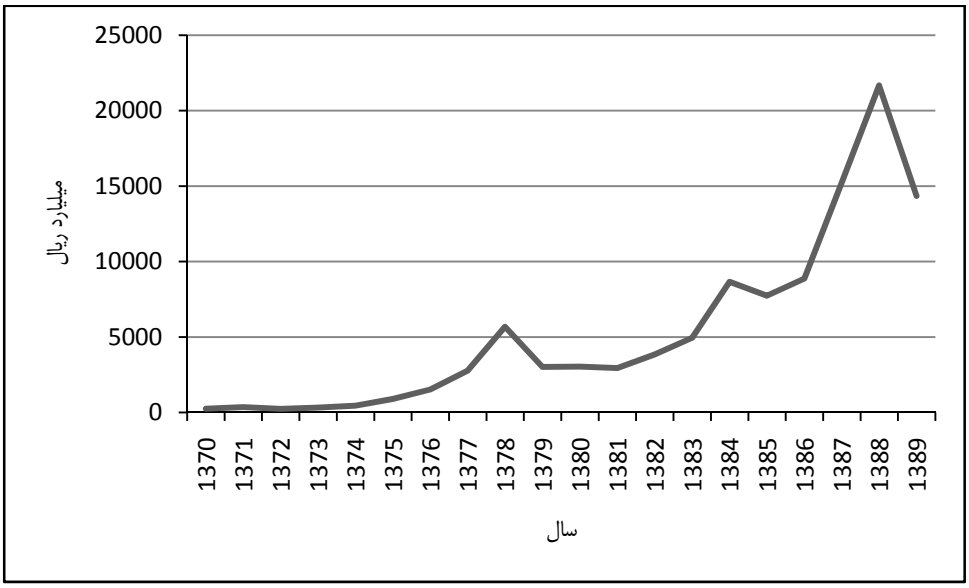
۵-۳- تخمین حجم فرار مالیاتی

پس از تخمین حجم اسمی اقتصاد غیررسمی، می توان به وسیلهٔ یک نرخ مالیاتی معقول به تخمین فرار مالیاتی ناشی از آن دست یافت. در این پژوهش از نسبت کل درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری به عنوان نرخ مالیات استفاده شده است.

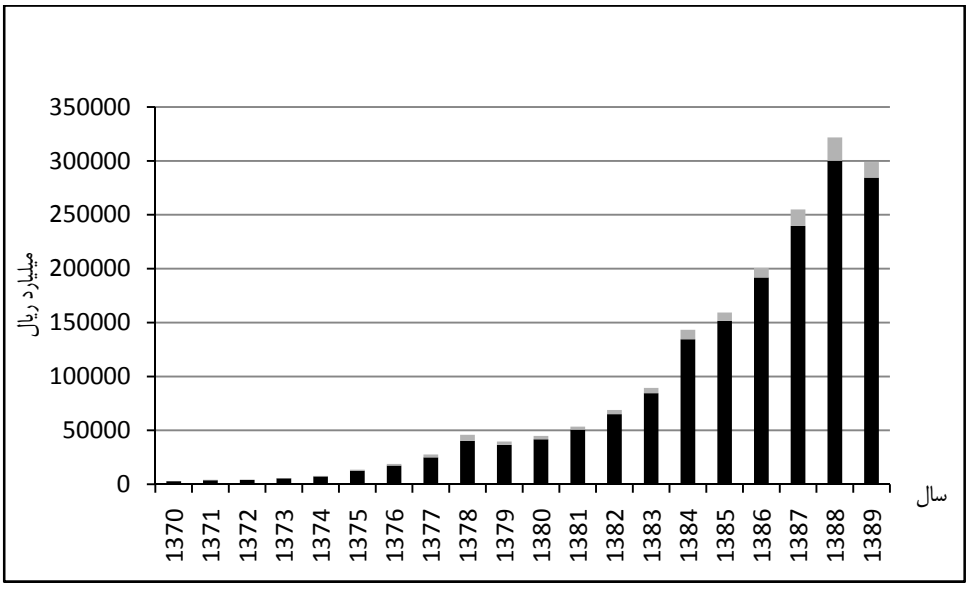
بر اساس نتایج این تحقیق، همان گونه که جدول (۳) نشان می دهد، میانگین حجم فرار مالیاتی طی دوره مورد بررسی حدود ۵۳۳۷.۷۵۳ میلیارد ریال بوده است. حجم برآوردی فرار مالیاتی از حدود ۲۴۲.۲۵۷ میلیارد ریال در سال ۱۳۷۰ به ۱۴۳۴۷.۸۴۲ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۹رسیده است. بنابراین، از سال ۱۳۷۰ تا سال ۱۳۸۹ شاهد روند افزایشی در حجم فرار مالیاتی بوده ایم. نمودار (۴) که نمایشگر روند حجم فرار مالیاتی طی دوره موردنظر است به خوبی این مسئله را نشان می دهد. با این حال، مانند حجم اقتصاد غیررسمی، جهش هایی در اندازهٔ فرار مالیاتی در سال های ۱۳۷۸، ۱۳۸۴ و ۱۳۸۸ مشاهده می گردد. این شوک ها علاوه بر افزایش حجم اقتصاد غیررسمی در این سال ها، از افزایش در نرخ متوسط مالیات ناشی می شود. با توجه به این که افزایش ناگهانی حجم اقتصاد غیررسمی در این سال ها در نتیجه افزایش در نرخ متوسط مالیات رخ داده، افزایش ناگهانی در حجم برآوردی فرار مالیاتی، اثر مستقیم و غیرمستقیم نرخ متوسط مالیات است.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

نمودار (۴)- روند حجم فرار مالیاتی طی دوره ۸۹-۱۳۷۰



نمودار(۵)- درآمد مالیاتی تحقق یافته دولت و فرار مالیاتی در دوره ۸۹-۱۳۷۰



[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

هم چنین با توجه به جدول ۳، می توان مقدار و روند نسبت حجم فرار مالیاتی به درآمد مالیاتی تحقق یافته طی دوره ۸۹-۱۳۷۰ را مورد بررسی قرار داد. همان گونه که ملاحظه می شود، این نسبت از ۸.۷۶۱ در سال ۱۳۷۰ به ۵.۰۴۳ کاهش یافته است. ما در نمودار (۵) درآمد مالیاتی تحقق یافتهٔ دولت را به همراه فرار مالیاتی نمایش داده ایم تا درآمد واقعی دولت را با درآمد ناشی از مالیات ستانی از فعالیت های غیررسمی که از منع فرار مالیاتی ناشی می شود، مقایسه کنیم. اندازهٔ هر ستون حداکثر درآمد بالقوه دولت را در هر سال نشان می دهد.

اما در عمل، باید توجه داشت که رقم محاسبه شدهٔ فرار مالیاتی، نباید به عنوان افزایش بالقوه در درآمد های دولت تصور گردد. این دیدگاه که با تبدیل اقتصاد غیررسمی به اقتصاد رسمی و مالیات گذاری بر آن می توان درآمد دولت را به اندازهٔ فرار مالیاتی ناشی از اقتصاد غیررسمی افزایش داد، بسیار سطحی نگرانه است؛ چراکه اولاً تبدیل اقتصاد غیررسمی به اقتصاد رسمی و مشاهده شده مستلزم صرف هزینه های گزافی است که حتی ممکن است این کار را غیراقتصادی کند. ثانیاً، بسیاری از فعالیت های پنهان با قانون کشور منافات دارد و بنابراین، شناسایی این نوع فعالیت ها نه وسیله ای برای مالیات ستانی و کسب درآمد برای دولت، بلکه منجر به توقف این فعالیت ها می گردد.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

۶-نتیجه گیری

هدف این مقاله، تخمین حجم اقتصاد غیررسمی و فرار مالیاتی ناشی از آن و تحلیل روند آن ها در ایران به اتکای روش تخمین تابع تقاضای پول بوده است. ما در این تحقیق از الگوی ARDL برای تخمین، بهره بردیم. نتایج تحقیق نشان داد که حجم اقتصاد غیررسمی و فرار مالیاتی ناشی از آن در دوره ۸۹-۱۳۷۰ روندی افزایشی داشته است. فرار مالیاتی در کشور نشان از وجود پتانسیل برای افزایش درآمد مالیاتی دولت دارد. اما باید توجه داشت که مالیات ستانی از فعالیت های غیررسمی هزینه هایی دارد که در صورت فزونی این هزینه ها بر عواید حاصل از انجام این کار، تبدیل اقتصاد غیررسمی به اقتصاد رسمی توجیه اقتصادی نخواهد داشت. لذا پاسخ به این پرسش که آیا در عمل، گرفتن مالیات از فعالیت های غیررسمی بر عواید مالیاتی دولت می افزاید یا خیر، مستلزم انجام مطالعات و بررسی های بیشتری در زمینه ارزیابی اقتصادی این کار است. در صورت وجود آمار و اطلاعات مناسب و استفاده از روش های مستقیم برای تخمین فرار مالیاتی می توان به یافته های جزئی تر و ارزشمندتری پیرامون این پدیده پنهان دست یافت.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

فهرست منابع

۱. آذرمند، حمید (۱۳۸۶)، « ارزیابی اقتصاد پنهان در ایران»، فصلنامهٔ حساب های اقتصادی ایران، سال دوم، شمارهٔ ۳، شهریور ۱۳۸۶.

۲. آماده، قاضی و عباسی فر(۱۳۸۸)،« بررسی رابطهٔ مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش های مختلف اقتصاد ایران»، مجلهٔ تحقیقات اقتصادی، شمارهٔ ۸۶.

۳. اکبرپور روشن، نرگس (۱۳۸۹)، « تخمین فرار مالیاتی ناشی از اقتصاد غیررسمی در ایران» پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.

۴. تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، « اقتصادسنجی به کمک Microfit»، تهران: مؤسسهٔ فرهنگی هنری دیباگران تهران، نوبت اول.

۵. حسن پور صباغی، مریم (۱۳۷۸)، « برآورد فرار مالیاتی در ایران و اهمیت آن در ساختار مالیاتی کشور»، پایان نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه مازندران.

۶. حمزه ای، علی اکبر (۱۳۸۲)، « بررسی عوامل مؤثر بر فرار مالیاتی صاحبان مشاغل صنف طلافروشان استان مازندران»، پایان نامه کارشناسی ارشد، مدیریت آموزش و پرورش سازمان مدیریت و برنامه ریزی استان مازندران.

۷. خان جان، علیرضا (۱۳۸۳)، « پتانسیلهای فرار و تقلب در نظام مالیات بر ارزش افزوده: بازخورد تجربهٔ عملیاتی کشورهای درحال توسعه»، مجلهٔ اقتصادی، سال چهارم، شماره های ۳۷ و ۳۸ (آذر و دی)، صص ۳۶-۴۲.

۸. خان جان، علیرضا (۱۳۸۸)، « نگرشی نهادگرا به فرار مالیاتی»، تهران: انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی.

۹. سلیانی، سید مهدی (۱۳۸۳)، « بررسی و آزمون تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران»، تهران: پژوهشکدهٔ پولی و بانکی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۱۰. سید زارع، بهمن (۱۳۸۰)، « تخمین فرار مالیات بر درآمد اشخاص حقیقی در ایران و شناسایی عوامل مؤثر بر آن». پایان نامهٔ کارشناسی ارشد، مؤسسه عالی پژوهش در برنامه ریزی و توسعه.

۱۱. صادقی، حسین و علیرضا شکیبایی (۱۳۸۰)، « فرار مالیاتی و اندازه اقتصاد زیرزمینی ایران (با روش اقتصادسنجی فازی)» . نامه مفید، شماره ۲۷، پائیز ۱۳۸۰.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

۱۲.عرب مازار یزدی، علی (۱۳۸۰)، « اقتصاد سیاه در ایران: یک رویکرد کلان اقتصادی»، رسالهٔ دکتری اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.

۱۳.گجراتی، دامودار (۱۳۷۸)، « مبانی اقتصادسنجی» ترجمه: حمید ابریشمی، تهران: انتشارات دانشگاه تهران، چاپ دوم، جلد دوم، ص ۹۱۳-۹۱۵.

۱۴.محمدی، افشین (۱۳۷۷)، « برآورد آثار اقتصادی فرار مالیات در ایران» . پایان نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی.

15. Allingham, Michael and Agnar Sandmo (1972),"Income tax evasion: A theoretical analysis", Journal of Public Economics 1, pp.323 - 338.

16. Alm, James and Jorge Martinez – Vazquez (2001)," Institutions, paradigms, and tax evasion in developing and transition countries", Public Finance in Developing and Transition Countries: A Conference in Honor of Richard Bird, August.

17. Chiarini, B. and Marzano, E. and Schneider, F.(2008),"Tax Rates and Tax Evasion: An Empirical Analysis of the Structural Aspects and Long-Run Characteristics in Italy", IZA Discussion Paper, No. 3447, April.

18. Cobham, Alex (2005),"Tax evasion, tax avoidance and development finance", International Policy Dialogue, N. 129, September.

19. Embaye, Abel and Wei-Choun Yu (2010), " Tax Evasion and Currency Ratio: Panel Evidence from Developing Countries", College of Business, USA , July 30.

20. Fall, Ebirma (2003), "Currency Demand, the Underground Economy, ana, Tax Evasion- The Case of Guyana", IMF Working Paper, January.

21. Fisman, Raymond and Wei, Shang-Jin(2001)," Tax Rates And Tax Evasion: Evidence From “Missing Imports” In China", Working Paper 8551, October.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

22. Frederiksen, A. & Graversen, E. K. & Smith, N.(2004)," Tax Evasion and Work in the Underground secor", Labour Economics , N.12, p.613-628.
23. Fuest and Riedel (2009)," Tax evasion, tax avoidance and tax expenditures in developing countries: A Review of the Existing Literature", Report prepared for the UK Department for International Development (DFID), June 19th.
24. Levin and Widell (2007), "Tax Evasion in Kenya and Tanzania: Evidence from Missing Imports-working paper"-ESI- N. 8,p.3.
25. Nerré, Birger (2001): "The Concept of Tax Culture", National Tax Association, Proceedings Ninety-Fourth Annual Conference 2001. BNTA, Washington DC, pp. 288 – 295.
26. Nerré, Birger (2004), "Modeling tax culture", European Public Choice Society Annual Meeting 2004. Berlin, Germany, April 15-18.
27. Orviská, Čaplánová, Medve and Hudson (2004), "A Cross-Section Approach to Measuring the Shadow Economy", European Journal of Political Economy, Vol. 19, p.2.
28. Pesaran, M. Hashem & Pesaran, Bahram (1997),"Working with Microfit 4.0, Interactive Econometric Analysis", Chapter 16, London: Cambridge.
29. Richardson, Grant (2006), "Determinants of tax evasion: A cross-country investigation", Journal of International Accounting, Auditing and Taxation, N.15, p.150-169.
30. Sandmo, Agnar (2004) "The theory of tax evasion: A Retrospective View", the paper presented for the conference "Skatteforum" (The Research Forum on Taxation), Rosendal, Norway, 5-6 June.
31. Sanja Madžarevhić –Šujster (2002);"An Estimate of Tax evasion In Croatia", Occasional Paper, No.13, April.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

32. Tanzi, V.(1980),"The underground economy in the United States: Estimates and implications", Banca Nazionale del Lavoro, No.135(4), pp.427-453.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-13]