

فرار مالیاتی ناشی از اقتصاد غیررسمی در ایران

مهنوش عبدالله میلانی^۱

نرگس اکبرپور روشن^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۳/۲۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۱۱/۲۶

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

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 کننده 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^۱ و فرار مالیاتی^۲ است. اجتناب و فرار مالیاتی، هر دو منجر به کاهش درآمد مالیاتی می شوند؛ ولی از لحاظ مفهومی، دو پدیده 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

استحصال می‌گردد. 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 شیوه‌های عامدانه‌ای نظیر گزارش کمتر از واقع درآمد و فروش، گزارش بیش از واقع کسورات، و یا تنظیم اظهارنامه 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 می‌کند نگران کشف اعمال خلاف قانون خویش است. اما اجتناب مالیاتی در چارچوب قانون صورت می‌گیرد و ناظر بر کاهش تعهدات مالیاتی فرد از طریق دور زدن قانون یا استفاده کامل از ظرایف قانونی است و لذا از منظر جرم‌شناسی قابل تعقیب نیست (خان‌جان، ۱۳۸۸). با توجه به موضوع مقاله، به معرفی برخی از نظریه‌های مطرح شده در مورد فرار مالیاتی می‌پردازیم.

نظریه‌های مطرح شده در باب فرار مالیاتی فراوانند. هر محقق، بنا به مسئله‌ای که در پی آن بود به جنبه‌ای از آن پرداخته است. در این بین، عده‌ای از محققان با استفاده از عوامل اقتصادی سعی در توضیح این پدیده نموده‌اند که از آن جمله می‌توان به کار آلینگهام و ساندمو (۱۹۷۲) که موفق به ارائه مدل استاندارد مالیاتی شدند، اشاره کرد. این مدل یکی از مطرح‌ترین مدل‌ها در مورد فرار مالیاتی است که رفتار یک مؤدی مالیاتی ریسک‌گریز را در مورد تصمیم به تمکین و یا عدم تمکین مالیاتی، در لحظه تکمیل اظهارنامه مورد بررسی قرار می‌دهد. مدل مذکور از حداکثرسازی مطلوبیت مورد انتظار حاصل از تصمیم فردی مؤدی مالیاتی برای این کار کمک می‌گیرد. نتیجه این مدل که به مدل A-S نیز شهرت دارد، نشان می‌دهد که نرخ مجازات یا احتمال کشف بالاتر، فرار مالیاتی را کاهش و نرخ مالیات بالاتر، آن را افزایش می‌دهد.

این مدل راهنمای بسیاری از پژوهش‌ها و مطالعات در زمینه فرار مالیاتی شد. با این حال، با توجه به چند بُعدی بودن فرار مالیاتی، انتقادات زیادی بر سر یک جنبه‌نگری این دسته از نظریات که تنها عوامل اقتصادی را مورد توجه قرار می‌دهند، وارد شد. عده‌ای چارچوب حداکثرسازی مطلوبیت مورد انتظار را در مدل A-S، به دلیل عدم سازگاری‌اش با رفتار مشاهده شده مؤدیان در شرایط نا اطمینانی، مورد تردید قرار داده‌اند. برای مثال، اید (۲۰۰۲)، به دنبال این نقد و در تعدیل مدل استاندارد، مطلوبیت مورد انتظار را با مطلوبیت مورد انتظار رتبه‌بندی شده، جایگزین کرد که شرایط مطلوب فرار مالیاتی را محدودتر کند (لوین و ویدل، ۲۰۰۷). توجه صرف به مؤدیان مالیاتی منفرد و غفلت از

اشخاص حقوقی، جدا دیدن تصمیم‌گیری در مورد فرار مالیاتی از سایر گزینه‌های اقتصادی نظیر عرضه نیروی کار، مبدأ زمانی تصمیم‌گیری مدل - که لحظه تکمیل اظهارنامه مالیاتی فرض شده - از دیگر انتقادات مطرح شده هستند. عده‌ای 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 می‌توان کاول (۲۰۰۲، ۱۹۹۰) را نام برد که یک مدل فرار مالیاتی را با درآمد درونزا که در آن مدل تخصیص سبد دارایی با مدل عرضه نیروی کار متداول ترکیب شده است، عرضه می‌کند (فردریکسن و دیگران، ۲۰۰۴).

اصولاً در چارچوب مدل استاندارد فرار مالیاتی و نیز مدل‌های تعدیل‌شده آن، برای توضیح فرار مالیاتی، تنها عوامل اقتصادی مورد توجه قرار می‌گیرند. 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، عده‌ای با نگاهی مبتکرانه به موضوع، سعی در ارائه نظریه‌های جدید نمودند که از آن جمله می‌توان به رویکرد نهادگرایی آلتم و مارتینز - واز کوئز که به بررسی نقش نهادها در فرار مالیاتی و تعدیل مدل استاندارد بر مبنای آن پرداخته‌اند، اشاره کرد. آن‌ها کمبود نهادهای اجتماعی مؤثر در ارتقاء هنجار تمکین را عامل زیربنایی فرار مالیاتی در همه کشورهای، مخصوصاً کشورهای در حال توسعه قلمداد می‌کنند. 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 آلتم و مارتینز - واز کوئز مبین این نکته نیز هست که اگر دولت، به عنوان یک نهاد رسمی مؤثر، بتواند بر هنجار اجتماعی تمکین تأثیر مثبت بگذارد، تصمیم‌سازی‌های آن را می‌توان ایزاری کارآمد در مقابله با کسانی که از پرداخت مالیات فرار می‌کنند، قلمداد نمود (خان جان، ۱۳۸۸).

اندیشه برگرنه (۲۰۰۴) در مورد اهمیت نقش فرهنگ مالیاتی در فرار مالیاتی را هم می‌توان نمونه‌ای دیگر از رویکردهای نهادگرا به مسئله فرار مالیاتی دانست. نره فرهنگ مالیاتی را این‌گونه تعریف می‌کند: «فرهنگ مالیاتی یک کشور 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 گرفته‌اند، مرتبط می‌باشد و شامل وابستگی‌ها و قید و بندهایی است که به سبب تعاملات مداوم آن‌ها ایجاد شده‌اند» (نره، ۲۰۰۱).

قید و بندهای اجتماعی و وابستگی‌ها در طول زمان توسعه می‌یابند. بنابراین، تعارض نهادی با انتقال یک سیستم مالیاتی ویژه به یک فرهنگ مالیاتی متفاوت حتمی می‌گردد. به عقیده نره، در چنین موردی شوک فرهنگ مالیاتی شکل می‌گیرد. شوک در فرهنگ مالیاتی از تعارض با فرهنگ مالیاتی بیگانه یا ناشناخته پدید می‌آید. بنابراین، برای تدوین سیاست‌های خوب، نباید ساختار فرهنگ مالیاتی ملی نادیده گرفته شود. به زعم نره، اجتناب از شوک فرهنگ مالیاتی مشترک باید معیاری برای خوبی سیاست مالیاتی ملی و بین‌المللی 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 آن‌ها پرداخت.

۳- مروری بر مطالعات انجام شده

فرار مالیاتی، به عنوان یک پدیده غیرقابل مشاهده، مورد توجه بسیاری از محققان قرار گرفته است، به گونه‌ای 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 کنگ را با مقایسه صادرات گزارش شده هنگ کنگ از یک محصول و واردات گزارش شده چین از همان محصول مورد بررسی قرار دادند. در غیاب فرار و خطای اندازه‌گیری، 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 نرخ‌های 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 روش‌های 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 ساده مالیات، کانال‌های نشت درآمد مالیاتی را برمی‌شمارد و بر این اساس، سعی می‌کند که شکاف مالیاتی (درآمد از دست رفته مالیاتی) را برای تعدادی از کشورهای در حال توسعه محاسبه کند. او با استفاده از داده‌های نسبت درآمد مالیاتی به GDP رسمی (به عنوان

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

گرنه ریچاردسون (۲۰۰۶) در مقاله «عوامل تعیین کننده فرار مالیاتی: یک مطالعه بین کشوری»، با گردآوری داده های مربوط به ۴۵ کشور، در پی تحلیل عوامل تعیین کننده 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.

لویس 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 مطالعه فیسمن و وی، به تخمین اندازه 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.

چپارینی و دیگران (۲۰۰۸) با استفاده از سری های زمانی رسمی از پایه مالیات بر ارزش افزوده طفره رفته ایتالیا برای دوره 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. چپارینی 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 دوره 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

کسانی که می‌خواهند 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 فرضیه‌ای که نرخ‌های بالاتر مالیات به نسبت نقد بیشتر می‌انجامد، را رد نکرده است. آن چه از این تحقیق بر می‌آید این است که قدرت اجرایی مقامات مالیاتی، سطح توسعه یافتگی، نرخ بهره، نرخ تورم و درجه شهرنشینی در کشورها، نسبت نقد را توضیح می‌دهند. هم چنین، تخمین نسبت نقد برای کشورهای در حال توسعه در این پژوهش، تنوع گسترده این نسبت را بین کشورها نشان می‌دهد.

در بررسی ادبیات تجربی فرار مالیاتی در ایران، تعدادی از پژوهش‌ها را می‌یابیم که به بررسی این پدیده در کل اقتصاد پرداخته‌اند و تعدادی دیگر، به صورت موردی آن را مورد مطالعه قرار داده‌اند. در ذیل، به بعضی از این مطالعات اشاره می‌شود.

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 شده تنزی (تقاضای پول) و بر اساس روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، حجم اقتصاد سیاه را در دوره ۷۴-۱۳۵۰ تخمین زد و سپس با ضرب نرخ‌های 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 دوره مورد بررسی افزایش یافته است.

مریم حسن پور صباغی (۱۳۷۸) با استفاده از روش تعدیل شده تنزی به تخمین حجم اقتصاد غیررسمی طی دوره ۷۷-۱۳۵۰ دست یافت و با ضرب نرخ مالیات در این مقادیر، حجم فرار مالیاتی را در دوره مذکور تخمین زد. در این تحقیق معلوم شد که حجم فرار مالیاتی نسبت به درآمد مالیاتی اخذ شده قابل توجه بوده، می‌تواند سطح قابل ملاحظه‌ای از کسری بودجه دولت را پوشش دهد. در ضمن، با بهبود مدیریت مالیاتی می‌توان از راه‌های 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 حساب‌های ملی پرداخت و با استفاده از الگوی بهینه‌سازی در شرایط عدم قطعیت بر مبنای هموار سازی بین زمانی درآمد فریدمن و فیشلو، رفتار اقتصادی کسانی که از پرداخت مالیات می‌گریزند را مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد که حساسیت فرار مالیاتی نسبت به تورم، درآمد و درآمد انتظاری

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 بازده تغییر و تعدیل متغیرهای سیاستی اثرگذار بر فرار مالیاتی، به سطح بهینه درآمد مالیاتی نزدیک گردد.

صادقی و شکیبایی (۱۳۸۰) با بهره گیری از روش فازی، سری زمانی اقتصاد غیررسمی را برای دوره ۱۳۴۳-۷۸ 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 کننده 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 دهد که 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 دوره 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 بکارگیری روش های مستقیم برآورد فرار مالیاتی وجود دارد، روش برگزیده 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

آن‌ها در ایران برای برآورد حجم اقتصاد غیررسمی به کار رفته است. برخی از این روش‌ها مبتنی بر علل ایجاد فعالیت‌های غیررسمی هستند و برخی دیگر بر آثار آن‌ها تمرکز دارند. در این بین، رهیافت تقاضا برای پول و روش شاخص‌های چندگانه- علل چندگانه (MIMIC^۱)، هر یک در چارچوب روش واحدی، اطلاعات مربوط به علل و آثار مختلف اقتصاد غیررسمی را به طور همزمان مدنظر قرار می‌دهند و بنابراین، با بکارگیری این روش‌ها، بخش مهمی از نقاط ضعف روش‌هایی که تنها بر علل و یا آثار این پدیده تمرکز یافته‌اند، مرتفع می‌شود.^۲ اگرچه روش MIMIC در این باب، حتی از روش تقاضای پول هم جلوتر است، اما این روش تنها به ارائه شاخصی از اقتصاد غیررسمی قناعت می‌کند. ترازسازی شاخص‌های بدست آمده از این روش، با استفاده از اطلاعات بدست آمده از مطالعات قبلی ممکن می‌شود؛ لیکن ارقام حاصله به عنوان اندازه اقتصاد غیررسمی، نسبت به این اطلاعات قبلی کاملاً حساس هستند. به گونه‌ای که با تغییر این اطلاعات، ارقام حاصله تغییر می‌یابند. با توجه به این که، پژوهش حاضر، به دنبال تخمین فرار مالیاتی در ایران است، استفاده از روش MIMIC چندان مناسب به نظر نمی‌رسد؛ چراکه برآورد اندازه فرار مالیاتی با استفاده از مقادیری که از طریق ترازسازی حاصل آمده‌اند، کاملاً به آن اطلاعات پایه که در ترازسازی بکار رفته‌اند، حساس خواهد بود؛ به گونه‌ای که با تغییر اطلاعات پایه، نتایج حاصل از برآورد فرار مالیاتی دچار تغییر می‌شود. با این اوصاف، این تحقیق از رهیافت تقاضا برای پول که از روش‌های پولی برای تخمین حجم اقتصاد غیررسمی است، بهره می‌جوید.

۴-۱ - رهیافت تقاضا برای پول

کاگان (۱۹۵۸) برای تعیین اندازه اقتصاد غیررسمی به متغیرهای پولی متوسل شد. روش کاگان (نسبت نقد) برای مدل‌سازی اقتصاد غیررسمی، فرض می‌کند که نسبت پول رایج از عرضه پول در یک سال پایه، نشان دهنده 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 اندازه اقتصاد غیررسمی مورد استفاده قرار می‌گیرد. روش‌های مشابه، بر پایه این فرض که عواید اقتصاد غیررسمی از طریق استفاده از وجه نقد و جانشینان آن پنهان می‌ماند، 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.

تنزی (۱۹۸۰ و ۱۹۸۳)، از طریق تخمین تابع تقاضای پول رایج برای آمریکا در دوره ۸۰-۱۹۲۹، روش کاگان را بهبود بخشید. در روش او، نرخ مالیات به عنوان نماینده 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 اندازه 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 اساسی این روش آن است که تمام مبادلات در اقتصاد غیررسمی، به این دلیل که مخفی بمانند، با وجه نقد صورت می گیرد. برای تخمین اندازه 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 شده 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 پول اقتصاد غیررسمی در سرعت گردش پول برآورد نمود. بر اساس ادبیات نظری و تجربی موجود در زمینه مورد بررسی، متغیرهای مد نظر ما در این تحقیق عبارتند از: حجم اسکناس و مسکوک واقعی در دست اشخاص (CC)، درآمد قابل تصرف واقعی (Y^d)، نرخ متوسط مالیات (T)، نرخ سود سپرده 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 اظهار نظر نمود.

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 معادله تقاضا برای پول می شود (سلیمانی، 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 هزینه 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^۱ » 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 واقعی 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 پایه 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 پایه سال ۱۳۸۳، درآمد قابل تصرف واقعی بدست آمد. نرخ سود سپرده های یک ساله بانک ها که متوسط بازدهی طرح های اقتصادی را پس از کسر کارمزد بانکی نشان می دهد، به عنوان نماینده ای از هزینه فرصت نگهداری پول نقد تلقی گردید. هم چنین، از نرخ ارز بازار غیررسمی به عنوان نماینده نرخ ارز بازار و از نرخ رشد

1 - Branch Networks of Banks

مجموع تعداد شعب و خودپردازهای بانک‌ها به عنوان نماینده‌ای از رشد ابداعات مالی استفاده شده است.

داده‌های آماری به کارگرفته شده در این تحقیق برای دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۷۰، از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سایر بانک‌ها (در ارتباط با تعداد شعب و دستگاه‌های خودپرداز) جمع‌آوری شده است.

۴-۳- الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده

در مدل‌های سری زمانی، باید متغیرهای مدل را از لحاظ مانایی مورد بررسی قرار داد؛ چراکه، عدم توجه به این موضوع، ممکن است ما را به تخمین‌هایی 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 ساده 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 وقفه‌های گسترده^۱ (ARDL) بهره‌جسته است.

روش ARDL یکی از الگوهای پویای متناسب با رابطه ایستای بلندمدت الگوی مدنظر این مقاله است که برآوردهای به نسبت بدون تورشی از ضرایب بلندمدت به دست می‌دهد. برخلاف سایر تکنیک‌های رایج در روش تحلیل هم‌انباشتگی، همانند روش انگل-گرنجر در ابتدا نیازی به آگاهی از درجه انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه نیست. همچنین، روش ARDL 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 می‌باشد. در مرحله اول وجود ارتباط بلندمدت پیش‌بینی شده توسط تئوری اقتصادی، بین متغیرهای مسأله، مورد بررسی قرار گرفته و در صورت تشخیص وجود ارتباط بلندمدت، در مرحله دوم ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت به روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌گردند.

1- Auto-Regressive Distributed Lag

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

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

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 رابطه بلندمدت استفاده می شود. فرضیه صفر عبارت است از نبود رابطه بلندمدت، که به معنای صفر بودن توأم ضرایب تمام متغیرهای بیان شده است. یعنی:

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

فرضیه جایگزین، یعنی وجود رابطه بلندمدت عبارت است از:

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

آماره F دارای توزیع غیراستاندارد بوده و به سه پارامتر بستگی دارد؛ نخست اینکه، متغیرهای دخیل در الگوی ARDL، دارای درجه 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 آماره F توسط پسران و پسران (۱۹۹۷) گزارش شده است. این دو مجموعه به ترتیب، با فرض اینکه همه متغیرهای دخیل در الگو دارای درجه انباشتگی از یک و یا صفر هستند، برای سطوح مختلف اطمینان محاسبه شده است. اگر مقدار آماره F محاسباتی

خارج از محدوده مقادیر بحرانی قرار گیرد، بدون دانستن اینکه متغیرهای مورد مطالعه دارای درجه 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 دامنه بالایی مقادیر بحرانی بوده ولی $F_x(0)$ و $F_z(0)$ کوچکتر از دامنه پایینی مقادیر بحرانی باشد، یک رابطه بلندمدت و یکتا وجود دارد که در این رابطه y متغیر وابسته و X و Z متغیرهای توضیحی آن می باشند. برعکس اگر آماره F محاسباتی در دامنه مقادیر بحرانی قرار گیرد، نیاز است تا درجه انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه تعیین شود تا بتوان در مورد ارتباط بلندمدت متغیرها اظهار نظر کرد (آماده و دیگران، ۱۳۸۸).

در صورتی که در مرحله اول روش ARDL وجود رابطه بلندمدت پایدار تأیید شود، در مرحله 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 در گام 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 رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق انجام شد و مقدار آماره F معادل ۴.۸۹۰۹ محاسبه گردید. بر اساس مقادیر بحرانی به دست آمده توسط پسران و پسران (۱۹۹۷)^۱، 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 بحرانی آماره F برابر با ۲.۶۴۹ و حد بالای مقدار بحرانی برابر با ۳.۸۰۵ می باشد. از آن جا که آماره F محاسباتی بیشتر از حد بالای مقدار بحرانی است، فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت رد می شود. با تشخیص رابطه بلندمدت بین متغیرهای موردنظر این تحقیق، می توان به مرحله دوم در برآورد الگوی ARDL، یعنی تخمین ضرایب الگو گام نهاد.

1- Pesaran, M. Hashem & Pesaran, Bahram

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،۰،۰،۰،۰) به دست آمده است. جدول ۱ 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	۰.۰۰۷۵
F	-۷.۵۹۴۰	۰.۴۳۱۵۸۸	-۱۷.۵۹۵۵	۰.۰۰۳۶
C*	۷۲۱.۶۷۵۷	۲۸۰.۲۶۵۸	۲.۵۷۵۰	۰.۰۲۸
$R^2 = .۸۴۷۲۱$; $\bar{R}^2 = .۷۴۰۲۶$; $DW = ۲.۶۷۹۰$; $F(Y, 1, 0) = ۷.۹۲۱۴[.۰۰۲]$				

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	۰.۰۰۷۵
F	-۷.۵۹۴۰	۰.۴۳۱۵۸۸	-۱۷.۵۹۵۵	۰.۰۰۳۶
C	۷۲۱.۶۷۵۷	۲۸۰.۲۶۵۸	۲.۵۷۵۰	۰.۰۲۸

مأخذ: نتایج تحقیق

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

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

بر اساس جدول اخیر تمامی ضرایب در سطح ۹۰ درصد معنادار هستند. همان گونه که از رابطه بالا برمی آید، ضریب نرخ متوسط مالیات (T) مثبت است. علامت مثبت نرخ متوسط مالیات کاملاً با مبانی نظری سازگاری دارد؛ چراکه انتظار بر این است با افزایش نرخ متوسط مالیات، انگیزه 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 می‌گیرد، افزایش تقاضا برای پول نقد مورد انتظار است.

ضریب نرخ سود سپرده های یک ساله بانک ها (R) منفی است که با مبانی نظری انطباق دارد. ضریب 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 تخمین این تحقیق، نرخ ارز بازار غیر رسمی رابطه ای منفی با تقاضا برای اسکناس و مسکوک در دست اشخاص دارد و از نظر قدرمطلق، اندازه 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 عامه 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.

۵-۲- تخمین اندازه اقتصاد غیررسمی

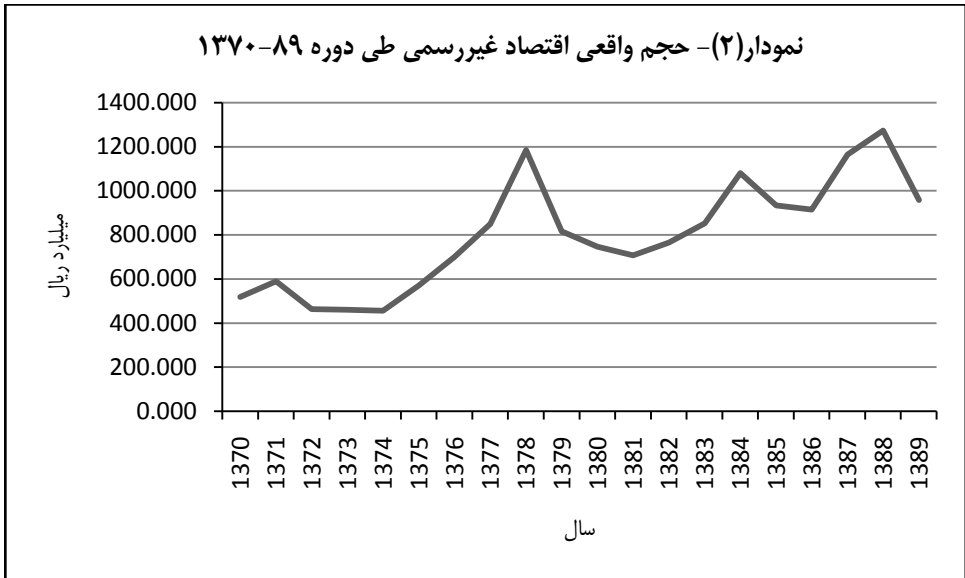
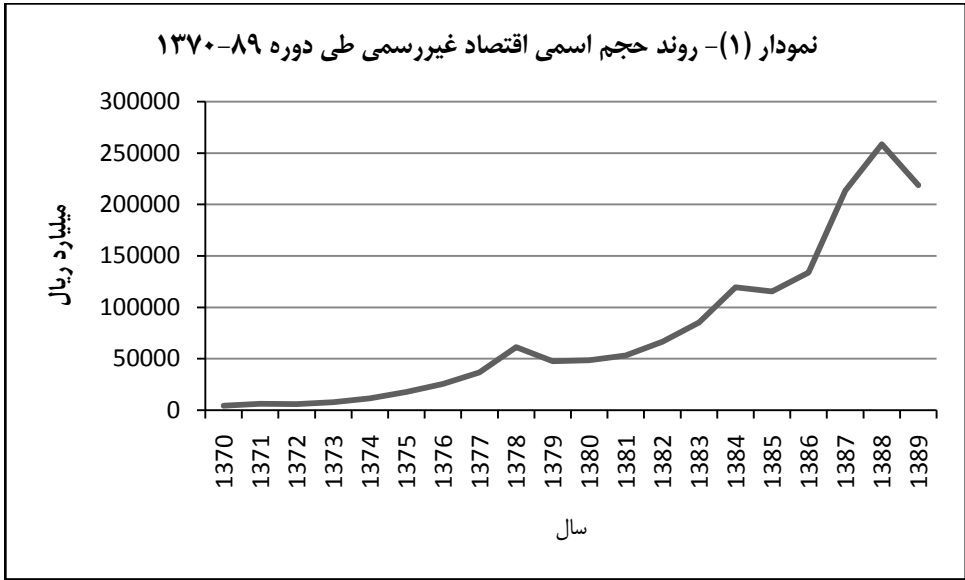
پس از تخمین پارامترهای تابع مورد نظر این تحقیق، می توان با جای گذاری مقادیر متغیرها، حجم اسکناس و مسکوک واقعی پیش بینی شده مدل در کل اقتصاد را محاسبه کرد. از آن جا که رهیافت تقاضا برای پول، نرخ مالیات را عامل پیدایش و گسترش اقتصاد غیررسمی می داند، با معادل صفر قرار دادن نرخ مالیات در تابع تخمینی، می توان به حجم پول نقد پیش بینی شده 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 دوره ۸۹-۱۳۷۰ در حدود ۷۶۷۶۸.۴۶۳ میلیارد ریال بوده است. نمودار (۱) روند تغییرات حجم اقتصاد غیررسمی را طی دوره مورد بررسی نشان می دهد. با توجه به این نمودار به طور کلی، حجم اقتصاد غیررسمی در طول دوره 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 مشاهده 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 افزایش ناگهانی در حجم واقعی اقتصاد غیررسمی ملاحظه می شود که به دلیل افزایش ناگهانی نرخ متوسط مالیات در این سال ها وقوع یافته است.

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

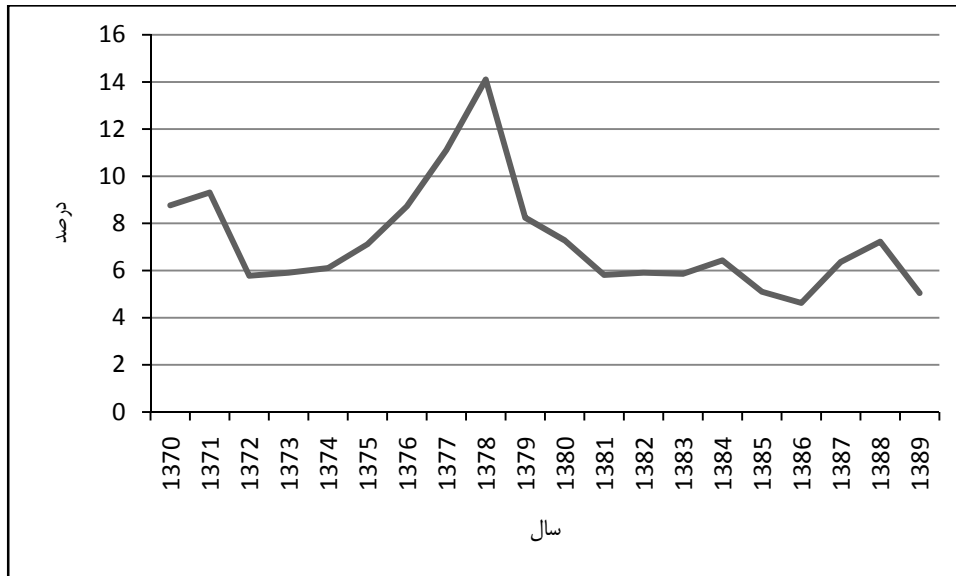
سال	حجم اسکناس و مسکوک در اقتصاد رسمی (میلیارد ریال)	حجم اسکناس و مسکوک در اقتصاد غیررسمی (میلیارد ریال)	حجم واقعی اقتصاد غیررسمی (میلیارد ریال)	حجم اسمی اقتصاد غیررسمی (میلیارد ریال)	نسبت حجم اقتصاد غیررسمی به GDP (درصد)	نسبت حجم فرار مالیاتی به درآمد مالیاتی		حداکثر درآمدهای مالیاتی بالقوه (میلیارد ریال)
						(درصد)	(میلیارد ریال)	
۱۳۷۰	۶۴۳.۹۱۵	۴۹۸.۱۷۶	۱۴۵.۷۳۹	۵۱۷.۴۰۷	۸.۷۶۱	۲۴۲.۲۵۷	۸.۷۶۱	۳۰۰۷.۴۵۷
۱۳۷۱	۶۱۷.۱۳۳	۴۶۷.۷۳۵	۱۴۹.۳۹۹	۵۸۸.۷۱۹	۹.۳۱۰	۳۵۱.۴۸۷	۹.۳۱۰	۴۱۲۶.۹۸۷
۱۳۷۲	۵۵۰.۵۹۵	۴۴۷.۰۶۳	۱۰۳.۵۳۱	۴۶۲.۵۰۵	۵.۷۷۴	۲۳۴.۵۰۶	۵.۷۷۴	۴۲۹۵.۸۰۶
۱۳۷۳	۴۹۴.۴۴۶	۳۸۸.۰۹۰	۱۰۶.۳۵۶	۷۷۸.۲۱۷۴	۵.۹۰۶	۳۲۴.۳۰۷	۵.۹۰۶	۵۸۱۵.۱۰۷
۱۳۷۴	۳۹۹.۴۶۸	۳۰۰.۲۸۱	۹۹.۱۸۸	۱۱۴۸.۱۶۴۵	۶.۱۰۱	۴۴۶.۱۸۷	۶.۱۰۱	۷۷۵۹.۱۸۷
۱۳۷۵	۴۴۵.۷۱۵	۳۱۶.۹۵۲	۱۲۸.۷۶۳	۵۶۹.۷۰۶	۷.۱۱۶	۸۹۳.۸۳۵	۷.۱۱۶	۱۳۴۵۴.۰۳۵
۱۳۷۶	۴۶۷.۳۱۹	۳۱۵.۵۹۰	۱۵۱.۷۳۰	۶۹۹.۳۲۷	۸.۷۲۵	۱۵۱۳.۲۳۷	۸.۷۲۵	۱۸۸۵۷.۸۳۷
۱۳۷۷	۴۹۳.۴۵۰	۳۰۰.۱۲۸	۱۹۳.۳۱۲	۳۶۵۱۵.۸۲۲	۱۱.۱۱۵	۲۷۶۵.۶۳۵	۱۱.۱۱۵	۲۷۶۴۷.۲۳۵
۱۳۷۸	۵۰۲.۶۶۵	۲۶۶.۰۷۰	۲۳۶.۵۹۵	۱۱۸۴۶۹۴	۱۴.۱۰۰	۵۶۷۷.۴۹۹	۱۴.۱۰۰	۴۵۹۴۳.۱۹۹
۱۳۷۹	۴۸۰.۵۸۱	۳۱۸.۶۰۲	۱۶۱.۹۷۸	۴۷۴۹۷.۴۰۸	۸.۲۳۹	۳۰۱۴.۲۶۴	۸.۲۳۹	۳۹۵۹۹.۴۶۴
۱۳۸۰	۵۱۳.۹۷۸	۲۵۳.۵۰۵	۱۶۰.۴۷۴	۴۸۳۴۴.۵۶۶	۷.۲۷۴	۳۰۳۹.۵۲۸	۷.۲۷۴	۴۴۸۲۵.۶۲۸
۱۳۸۱	۵۳۱.۳۱۲	۳۹۰.۰۲۲	۱۴۱.۲۹۰	۷۰۶.۸۹۳	۵.۸۰۹	۳۹۳۸.۷۳۷	۵.۸۰۹	۵۳۵۲۵.۲۳۷
۱۳۸۲	۵۶۰.۹۶۸	۴۱۳.۱۳۰	۱۴۷.۸۱۷	۷۶۴.۴۴۵	۵.۹۰۳	۳۸۴۲.۷۸۴	۵.۹۰۳	۶۸۹۴۱.۷۸۴
۱۳۸۳	۵۷۶.۳۱۳	۴۲۸.۲۹۰	۱۴۸.۰۲۲	۸۵۲.۳۰۲	۵.۸۵۵	۴۹۴۲.۸۲۷	۵.۸۵۵	۸۹۳۶۳.۹۲۷
۱۳۸۴	۶۲۹.۹۹۱	۴۴۴.۷۹۵	۱۸۵.۱۹۶	۸۵۲۳۰.۱۶۵	۶.۴۳۱	۸۶۵۴.۵۸۱	۶.۴۳۱	۱۴۳۲۲۸.۹۸۱
۱۳۸۵	۶۴۰.۱۲۸	۴۶۸.۹۴۲	۱۷۱.۱۹۶	۹۲۳.۵۴۰	۵.۱۰۰	۷۷۳۳.۰۱۰	۵.۱۰۰	۱۵۹۳۵۳.۹۱۰
۱۳۸۶	۷۰۱.۵۵۴	۵۲۳.۱۶۸	۱۶۹.۳۸۶	۹۱۳.۹۰۵	۴.۶۲۳	۸۸۶۷.۱۰۱	۴.۶۲۳	۲۰۰۶۸۲.۴۰۱
۱۳۸۷	۶۷۳.۸۹۳	۴۹۱.۵۸۴	۱۸۲.۳۰۹	۱۱۶۴.۴۷۵	۶.۳۵۹	۱۵۲۴۵.۹۹۷	۶.۳۵۹	۲۵۴۹۸۷.۳۹۷
۱۳۸۸	۵۴۲.۸۱۷	۳۲۸.۷۴۹	۲۱۴.۰۶۸	۱۲۷۲.۷۴۱	۷.۲۲۶	۲۱۶۷۹.۴۳۰	۷.۲۲۶	۳۲۱۷۱۴.۹۳۰
۱۳۸۹	۵۶۱.۸۲۱	۳۹۴.۲۲۲	۱۶۷.۶۰۰	۹۵۷.۱۷۳	۵.۰۴۳	۱۴۳۴۷.۱۴۲	۵.۰۴۳	۲۹۸۸۷۵.۷۴۲
میانگین دوره	۵۵۱.۴۰۳	۳۹۳.۲۰۵	۱۵۸.۱۹۷	۷۶۷۶۸.۴۶۳	۷.۲۳۹	۵۳۳۷.۷۵۳	۷.۲۳۹	۹۰۳۰۰.۳۱۳

مأخذ: نتایج تخمین



میانگین نسبت حجم اسمی اقتصاد غیررسمی به GDP حدود ۷.۲۳۹ درصد برآورد شده است. نمودار ۳ نمایش 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.

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

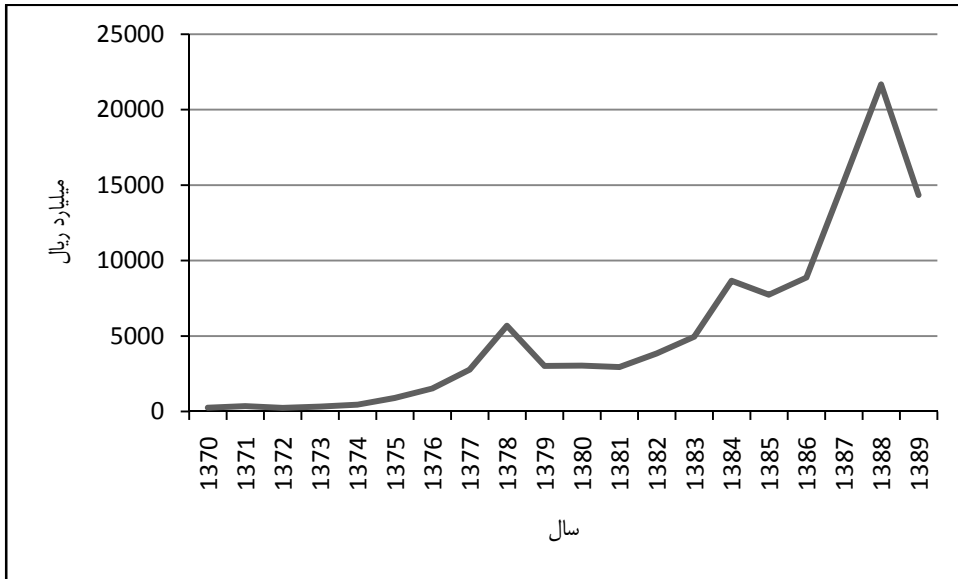


۳-۵- تخمین حجم فرار مالیاتی

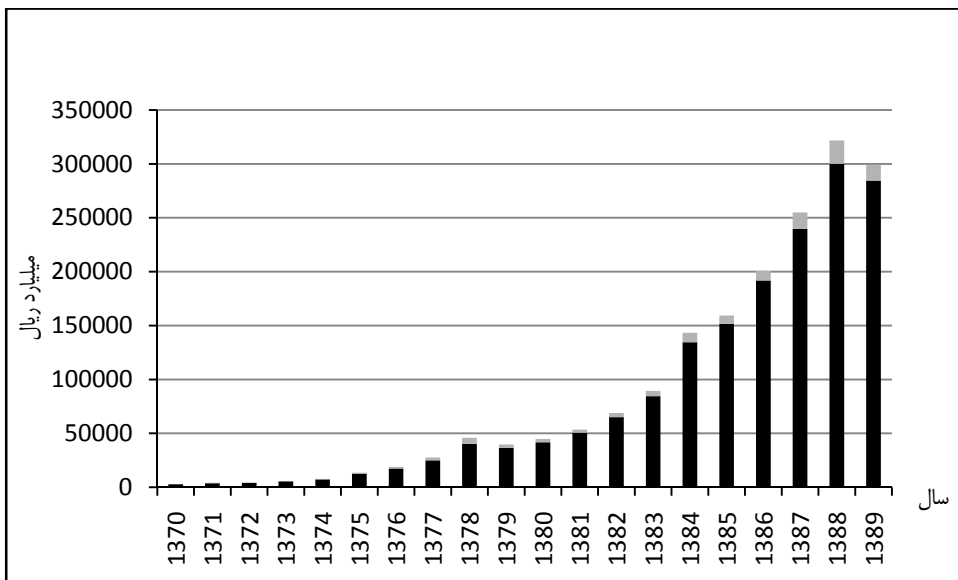
پس از تخمین حجم اسمی اقتصاد غیررسمی، می توان به وسیله یک نرخ مالیاتی معقول به تخمین فرار مالیاتی ناشی از آن دست یافت. در این پژوهش از نسبت کل درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری به عنوان نرخ مالیات استفاده شده است.

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 ۱۳۸۹ رسیده 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 اندازه 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.

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



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



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 یافته 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. اندازه هر ستون حداکثر درآمد بالقوه دولت را در هر سال نشان می دهد.

اما در عمل، باید توجه داشت که رقم محاسبه شده 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 اندازه 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.

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.

فهرست منابع

۱. آذرمند، حمید (۱۳۸۶)، «ارزیابی اقتصاد پنهان در ایران»، فصلنامه حساب های اقتصادی ایران، سال دوم، شماره ۳، شهریور ۱۳۸۶.
۲. آماده، قاضی و عباسی فر (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش های مختلف اقتصاد ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره 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: مؤسسه 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 نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه مازندران.
۶. حمزه ای، علی اکبر (۱۳۸۲)، «بررسی عوامل مؤثر بر فرار مالیاتی صاحبان مشاغل صنف تلافروشان 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 تجربه عملیاتی کشورهای درحال توسعه»، مجله 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. سلیمانی، سید مهدی (۱۳۸۳)، «بررسی و آزمون تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران»، تهران: پژوهشکده 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 نامه 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.

۱۲. عرب مازار یزدی، علی (۱۳۸۰)، « اقتصاد سیاه در ایران: یک رویکرد کلان اقتصادی»، رساله دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی.
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 نامه کارشناسی ارشد، دانشکده 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.

22. Frederiksen, A. & Graversen, E. K. & Smith, N.(2004)," Tax Evasion and Work in the Underground sector", *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.

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

