تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۳، پاییز ۹۹/ ص ۵۳۶-۵۱۵

برآورد کم‌اظهاری درآمد خانوارهای با مشاغل آزاد در ایران

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.3.1.6

سید مهدی برکچیان*[۱]، بیتا فیاض فرخاد[۲]، مهدی امینی راد[۳]

۱. استادیار، مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، m.barakchian@imps.ac.ir

۲. محقق پسادکتری، دانشگاه UIUC، آمریکا، bita.farkhad@gmail.com

۳. دانشجوی دکتری، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، m.aminirad@imps.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۵/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۰/۱۴

چکیده

در این مطالعه اندازه کم‌اظهاری درآمد مشاغل آزاد در ایران با استفاده از روش هزینه‌بنیاد و با بهره‌گیری از داده بودجه خانوار تخمین زده می‌شود. بدین منظور از منحنی انگل مزد و حقوق‌بگیران که بیانگر رابطه بین درآمد و هزینه مواد خوراکی آن‌ها است، برای تخمین درآمد واقعی مشاغل آزاد بر پایه هزینه‌های اظهار شده مواد خوراکی آن‌ها استفاده می‌شود. با استفاده از این رویکرد، میانگین کم‌اظهاری برای مشاغل آزاد برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ برابر با ۸/۵ درصد از کل درآمد این خانوارها به‌دست می‌آید. با بررسی اندازه کم‌اظهاری در گروه‌های مختلف شغلی می‌توان مشاهده کرد که بالاترین کم‌اظهاری در گروه‌های شغلی «کارکنان ماهر کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری» و «قانون‌گذاران، مقامات عالی‌رتبه و مدیران» است. در ادامه به‌منظور مطالعه رفتار کم‌اظهاری در طول زمان، کم‌اظهاری به‌صورت مجزا برای سال‌های مختلف تخمین زده می‌شود. نتایج تخمین‌های این بخش نمایانگر وجود روند صعودی در میزان کم‌اظهاری در طول سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹ است، به‌گونه‌ای که اندازه کم‌اظهاری در سال ۱۳۸۹ به‌صورت قابل‌توجهی بالاتر از سال‌های دیگر می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: C8 ,E21,H26 ,J3

کلیدواژه‌ها: کم‌اظهاری درآمد؛ مالیات گریزی؛ رویکرد هزینه بنیاد؛ منحنی انگل

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۲۸۲۰۹۶۳۰

۱- مقدمه

شواهد فراوانی نشان می‌دهند که برخی افراد درآمد خود را به‌صورت سیستماتیک کمتر از واقعیت به مراجع مالیاتی اظهار می‌کنند؛ برای مثال می‌توان به مطالعات کلاتفلتر[1] (۱۹۸۳)، اسلمرد[2] (۱۹۸۵، ۲۰۰۷)، فاینشتاین[3] (۱۹۹۱)، آندریونی و همکاران[4] (۱۹۹۸)، و فلدمن و اسلمرد[5] (۲۰۰۷) اشاره کرد. بر اساس مطالعه هارست و همکاران[6] (۲۰۱۴)، خانوارها در پاسخ به طرح‌های آمارگیری نیز درآمد واقعی خود را افشا نمی‌کنند. به‌طور کلی خانوارها تمایل به اظهار اطلاعات واقعی خود به جمع‌آوری‌کنندگان داده ندارند. انگیزه افراد برای کم‌اظهاری در پاسخ به بازرسان مالیاتی کاملاً واضح است، اما انگیزه این کم‌اظهاری در پاسخ به طرح‌های آمارگیری سؤال برانگیز است، زیرا گزارش نادرست در این موارد از بار مالیاتی فرد نمی‌کاهد. در این ارتباط، باید در نظر داشت که افراد به ویژه در مشاغل آزاد ممکن است منافع غیرمستقیمی از کم‌اظهاری درآمد خود در طرح‌های آمارگیری خانوار داشته باشند. اول، ممکن است ترس از محرمانه نبودن آمارهای خانوار سبب شود تا خانوارها اطلاعاتی متناسب با اظهارنامه مالیاتی خود ارائه کنند. دوم، خانوارهای با مشاغل آزاد برخلاف مزد و حقوق‌بگیران، برای محاسبه مقدار درآمد واقعی خود باید زمان اضافی صرف کنند؛ در صورتی که مشاغل آزاد قبلاً گزارش غیرواقعی برای بازرسان مالیاتی ارائه کرده باشند به نظر می‌رسد که گزارش همان اظهار در طرح‌های آمارگیری خانوار به جای محاسبه مقدار واقعی برای ایشان راحت‌تر است؛ بنابراین انتظار می‌رود خانوارها به خصوص آن‌هایی که درآمد خود را به مقامات مالیاتی کم‌تر از واقع گزارش کرده‌اند، انگیزه کافی برای کم‌اظهاری مشابه در طرح‌های آمارگیری داشته باشند.

از آن جایی که احتمال شناسایی کم‌اظهاری مشاغل آزاد کمتر از مزد و حقوق‌بگیران است، به نظر می‌رسد که مشاغل آزاد انگیزه بیشتری برای کم‌اظهاری در پاسخ به بازرسان مالیاتی و هم‌چنین طرح‌های آمارگیری داشته باشند. مطالعات موجود در این زمینه برای کشورهای مختلف نیز نشان می‌دهد که مشاغل آزاد همواره و به‌میزان قابل توجهی در اظهار درآمد خود به بازرسان مالیاتی کم‌اظهاری دارند. برای

1. Clotfelter
2. Slemrod
3. Feinstein
4. Andreoni et al.
5. Feldman and Slemrod
6. Hurst et al.

مثال، بازرسان سازمان مالیاتی ایالات متحده (IRS) گزارش داده‌اند که برای سال‌های مالیاتی ۱۹۸۵، ۱۹۸۸ و ۱۹۹۲، به‌طور تقریبی ۳۰ تا ۳۵ درصد از درآمد صاحبان مشاغل غیر از کشاورزی کم اظهار شده است.[۱]

در بیشتر مطالعات انجام شده در ایران، از شاخص‌های کلان برای تخمین مقدار کم‌اظهاری بهره گرفته شده است (برای مثال رجوع کنید به خلعتبری (۱۳۶۹) و معاونت بررسی‌های استراتژیک نهاد ریاست جمهوری (۱۳۷۶))؛ اما به‌دلیل ایرادات جدی وارد بر تخمین کم‌اظهاری بر اساس شاخص‌های کلان، در این مطالعه، برخلاف مطالعات قبل، از شاخص‌های خرد و مبتنی بر مطالعه پیساریدیس و وبر (۱۹۸۹) برای تخمین اندازه کم‌اظهاری درآمد در ایران استفاده می‌شود. علاوه بر این، از آنجا که بخش عمده مطالعات اخیر این حوزه در کشورهای دیگر با استفاده از داده‌های خرد صورت گرفته، استفاده از روش پیساریدیس و وبر امکان مقایسه نتایج تخمین زده شده در کشورهای مختلف را با ایران فراهم می‌کند، بنابراین هدف اول این مطالعه، تخمین کم‌اظهاری با ترکیب دو مدل ارائه شده توسط پیساریدیس و وبر (۱۹۸۹) و هارست و همکاران (۲۰۱۴) و با بهره‌گیری از داده بودجه خانوار است. ترکیب این دو مدل محاسبه دقیق کم‌اظهاری را به جای بازه تخمین ارائه شده توسط پیساریدیس و وبر (۱۹۸۹) ممکن می‌سازد.

هارست و همکاران (۲۰۱۴)، مقدار دقیق تخمین را با یکسان فرض کردن واریانس درآمد موقتی دو گروه مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد برآورد می‌کنند؛ درحالی‌که با استفاده از مدل ترکیبی و با لحاظ تفاوت در واریانس درآمد موقتی در دو گروه، تخمین دقیق‌تری به‌دست می‌آید، لذا یکی از تفاوت‌های مقاله حاضر با کار هارست و همکاران، به این نکته برمی‌گردد که در این مقاله، ضمن ترکیب مدل‌های پیساریدیس و وبر (۱۹۸۹) و هارست و همکاران (۲۰۱۴)، فرض غیرواقعی یکسان بودن واریانس درآمد موقتی در دو گروه مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد را کنار گذاشته و مدل را با فرض تفاوت در واریانس‌ها حل می‌کنیم. سپس میزان کم‌اظهاری را با استفاده از رابطه بدست‌آمده تخمین می‌زنیم. نتایج نشان می‌دهد که مقدار میانگین کم‌اظهاری خانوارهای مشاغل آزاد در ایران برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ برابر ۸/۵ درصد کل درآمد این خانوارها می‌باشد.

---

۱. منبع: "Individual Income Tax Gap Estimates for 1985, 1988, and 1992" که در http://www.irs.gov/pub/irs-soi/p141596.pdf قابل دسترسی است.

در بیشتر مطالعات موجود، هدف اصلی از برآورد مقدار متوسط کم‌اظهاری، محاسبه تخمین درآمد مالیاتی از دست رفته است. دولت‌ها علاقه دارند تا از روند کم‌اظهاری در طول زمان و هم‌چنین توزیع آن بین گروه‌های شغلی مختلف مطلع شوند تا با استفاده از آن بتوانند سیاست‌های مقتضی جهت کاهش مالیات‌گریزی را اتخاذ کنند. کلاتفلتر (۱۹۸۳)، بیان می‌کند که مقدار کم‌اظهاری درآمد توسط مشاغل آزاد در امریکا با بالاتر بودن نرخ نهایی مالیات افزایش می‌یابد و هم‌چنین اندازه کم‌اظهاری در بین گروه‌های مختلف شغلی متفاوت می‌باشد. افزون بر این، آندریونی و همکاران (۱۹۹۸) نیز بیان می‌کنند که خانوارهای شاغل در صنایع تخصصی در امریکا دارای حداقل مقدار کم‌اظهاری و صاحبان مغازه‌ها و رستوران‌ها دارای بیشترین مقدار کم‌اظهاری هستند، بنابراین هدف دوم این مقاله، مطالعه کم‌اظهاری در طول زمان و در میان گروه‌های مختلف شغلی می‌باشد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که بالاترین کم‌اظهاری مربوط به دسته‌های شغلی «کارکنان ماهر کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری» و « قانون‌گذاران، مقامات عالی‌رتبه و مدیران» است که به‌ترتیب برابر ۳۹/۲ درصد و ۳۴/۸ درصد می‌باشد. هم‌چنین نتایج تخمین مقدار کم‌اظهاری به‌طور جداگانه برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ بیانگر روند صعودی در مقدار کم‌اظهاری مشاغل آزاد از ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹ می‌باشد، به‌طوری‌که در سال ۱۳۸۹ به بالاترین سطح در کل دوره ۱۳۷۹-۱۳۹۸ می‌رسد.

ادامه مقاله بدین شرح است. در بخش بعد یک مرور مختصر بر ادبیات این حوزه ارائه می‌شود. در بخش ۳، مدل برآورد مورد استفاده توضیح داده می‌شود. بخش ۴، نتایج تخمین کم‌اظهاری را ارائه می‌کند و بخش آخر نیز به نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۲- مروری بر ادبیات برآورد کم‌اظهاری درآمد

مطالعات وسیعی در زمینه تخمین اندازه کم‌اظهاری خانوارهای مشاغل آزاد برای کشورهای مختلف انجام گرفته است. اشنایدر و انست[1] (۲۰۰۰)، روش‌های تخمین کم‌اظهاری درآمد را به دو رویکرد مستقیم و غیرمستقیم، تقسیم می‌کنند. در رویکرد مستقیم، از اطلاعات حاصل از پاسخ‌های داوطلبانه افراد در بررسی‌های مالیاتی استفاده می‌شود. به‌عنوان نمونه، در این زمینه می‌توان به مرجع اطلاعاتی TCMP[2] در امریکا اشاره کرد که پرکاربردترین و قابل‌اعتمادترین منبع اطلاعاتی مرتبط با این موضوع

1. Schneider and Enste
2. Taxpayer Compliance Measurement Program

می‌باشد. این برنامه به‌منظور برآورد مقدار درآمد از دست رفته به‌دلیل کم‌اظهاری مالیاتی توسط سازمان مالیاتی ایالات متحده ارائه شده است. بسیاری از محققان از رویکرد مستقیم برای محاسبه‌میزان کم‌اظهاری استفاده کرده‌اند (برای مطالعه جزئیات بیشتر رجوع کنید به اسلمرد (۲۰۰۷)). با این حال، معتبر بودن نتایج حاصل از بررسی‌ها وابسته به اظهارات پاسخ دهندگان می‌باشد. در صورتی که پاسخ‌دهندگان در اظهارات خود صادق باشند نتایج به‌دست آمده قابل اعتماد خواهد بود؛ اما در صورتی که اظهارات پاسخ‌دهندگان مبتنی بر واقعیت نباشد، نتایج حاصل گمراه کننده خواهد بود (فلدمن و اسلمرد (۲۰۰۷)).

بیشتر تحقیقات انجام شده در این حوزه در گروه رویکردهای غیرمستقیم قرار دارد (برای مطالعه جزئیات بیشتر در این زمینه رجوع کنید به اشنایدر و انست (۲۰۰۰)). این رویکردها، رویکردهای شاخص نیز نامیده می‌شوند، زیرا در این رویکردها، از شاخص‌های اقتصادی که اطلاعاتی در مورد اندازه اقتصاد زیرزمینی ارائه می‌دهند، استفاده می‌شود. بیشتر شاخص‌های مورد استفاده در این مطالعات، جزء شاخص‌های کلان هستند. مطالعات انجام یافته در دسته رویکردهای غیرمستقیم و بر پایه شاخص‌های کلان دارای تاریخچه‌ای طولانی است که آغاز آن به مقاله کیگان[1] (۱۹۵۸) برمی‌گردد. اما این روش‌ها به‌دلیل ناسازگاری با مدل‌های جدید رفتار مصرف‌کننده، استفاده از تکنیک‌های مردود اقتصادسنجی، نتایج غیر قابل اطمینان و دادن اطلاعاتی که کمتر برای سیاست‌گذاران مفید است مورد نقد واقع شده‌اند (رجوع کنید به توماس[2] (۱۹۹۹)، هانوسک و پالدا[3] (۲۰۰۶)).

به‌دلیل ایرادهای وارد بر مطالعات صورت گرفته با استفاده از شاخص‌های کلان، در سال‌های اخیر تحقیقات در این حوزه به سمت مطالعات مبتنی بر بهره‌گیری از داده‌های خرد متمایل شده است. در این دسته از تحقیقات که نسبتاً جدید محسوب می‌شوند، محققان از داده‌های درآمد و هزینه به‌منظور تخمین کم‌اظهاری استفاده می‌کنند. اولین مطالعه در این زمینه توسط پیساریدیس و وبر (۱۹۸۹) و با استفاده از داده‌های کشور

1. Cagan
2. Thomas
3. Hanousek and Palda

انگلستان ارائه شده است.[۱] در این روش، محققان رابطه بین درآمد و هزینه خوراک را برای دو دسته مشاغل آزاد و مزد و حقوق‌بگیران، محاسبه و از شکاف موجود در بین منحنی انگل دو گروه برای تخمین کم‌اظهاری استفاده می‌کنند. این روش، بر این فرض مبتنی است که اولاً صرف نظر از نوع اشتغال، هر دو گروه ترجیحات یکسانی در زمینه خوراک دارند، ثانیاً هزینه‌های خوراکی در هر دو گروه به درستی اظهار شده است و ثالثاً فقط درآمد اظهار شده مزد و حقوق‌بگیران، درست اظهار شده است. هم‌چنین فرض می‌شود میل نهایی به مصرف خوراک در دو گروه مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد یکسان است.

روش ارائه شده توسط پیساریدیس و وبر جهت تخمین میزان کم‌اظهاری در کشورهای مختلف به کار گرفته شده است. برای مثال، یوهانسون[۲] (۲۰۰۵) برای تخمین کم‌اظهاری در فنلاند، شوتز[۳] (۲۰۰۲) برای کانادا، انگستروم و هلملوند[۴] (۲۰۰۹) برای سوئد، هارست و همکاران (۲۰۱۴) برای امریکا و اشموتز[۵] (۲۰۱۸) برای سوئیس، این رویکرد را مورد استفاده قرار داده‌اند. نتایج این تحقیقات نشان می‌دهد که تفاوت قابل ملاحظه‌ای در بین مقادیر کم‌اظهاری در کشورهای مختلف وجود دارد.[۶]

به‌جز کم‌اظهاری، می‌توان تفاسیر دیگری نیز برای وجود شکاف بین منحنی‌های انگل دو گروه مشاغل آزاد و مزد و حقوق‌بگیر ارائه کرد. لیسوتو و همکاران[۷] (۲۰۰۴) بیان می‌کنند که درآمد حاصل از مشاغل آزاد ممکن است به گونه‌ای متمایز از سایر منابع درآمدی خرج شود. برای مثال، درآمد خانوار از محل مشاغل آزاد ممکن است صرف کالاهای لوکس شود، در حالی که درآمد دائمی صرف کالاهای ضروری گردد، بنابراین دو گروه مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد می‌توانند ترجیحات متمایزی داشته باشند. از نظر ایشان، رویکرد هزینه‌بنیاد بر پایه منحنی انگل لگاریتم خطی، قادر

---

۱. رویکرد هزینه بنیاد در ابتدا توسط مقاله دیلنوت و موریس (Dilnot & Morris; 1981) معرفی شده است. در این مقاله تفاوت بین درآمد اظهار شده و هزینه‌های خانوار محاسبه شده و خانوارهایی که هزینه آن‌ها حداقل بیست درصد بیشتر از درآمدشان بوده است در گروه اقتصاد زیرزمینی دسته‌بندی شده‌اند.

2. Johansson
3. Schuetze
4. Engstrom & Holmlund
5. Schmutz

۶. در یکی از جدیدترین مطالعات این حوزه، کابرال و همکاران (Cabral et al. 2019) برای برآورد کم‌اظهاری در نیوزیلند از شیوه متفاوتی بهره گرفته و اطلاعات حاصل از طرح پیمایش درآمد خانوار را با داده‌های ثبتی اداره مالیات، تطبیق می‌دهند.

7. Lyssiotou et al.

به‌تفکیک دو اثر ناهمسانی ترجیحات و کم‌اظهاری درآمد نیست. بر همین اساس، لیسوتو و همکاران (۲۰۰۴)، یک رویکرد سیستمی از روش هزینه‌بنیاد را ارائه می‌کنند. در این رویکرد، فرض می‌شود کالاهای بادوام و بی‌دوام قابل تفکیک بوده و تقاضای مجموعه از روی کالاهای بی‌دوام تعیین می‌شود.

به رویکرد سیستم تقاضای کامل ارائه شده توسط لیسوتو و همکاران (۲۰۰۴)، انتقادات زیادی وارد شده است (به‌عنوان مثال رجوع کنید به تدز[1] (۲۰۱۰)). این حقیقت که برخی خانوارها ممکن است مخارج کسب و کار خود را به‌عنوان هزینه خانوار اظهار کنند، سبب می‌شود تا رویکرد سیستم تقاضای کامل نتایج نادرستی تولید کند، درحالی‌که، به نظر می‌رسد به دلایل ذیل، هزینه خوراک نسبت به سایر اقلام هزینه، به‌طور دقیق‌تری توسط خانوار اظهار می‌شود. ۱. هزینه خوراک مقدار ناچیزی است و احتمال پنهان کردن مقدار واقعی آن به انگیزه مالیات‌گریزی کمتر است. ۲. احتمال در نظر گرفتن آن به‌عنوان هزینه کسب و کار کمتر است. ۳. امکان به تعویق انداختن هزینه خوراک نسبت به سایر هزینه‌ها پایین‌تر است. استفاده از هزینه خوراک به همراه متغیرهای کنترلی مانع از اریب در تخمین کم‌اظهاری به‌دلیل عدم یکنوایی ترجیحات می‌شود، زیرا سلیقه غذا بین مشاغل مختلف نسبتاً به یکدیگر شبیه است. درحالی‌که ریسک جایگزینی دو تفسیر کم‌اظهاری و ترجیحات غیر یکنوا با استفاده از هزینه‌ی کالاهای بی‌دوام بیشتر است، زیرا در این دسته از کالاهای مصرفی تنوع قیمتی وجود دارد. مزیت دیگر، استفاده از هزینه خوراک این است که هیچ باور عمومی منفی در رابطه با هزینه خوراک وجود ندارد که منجر به گزارش نادرست این هزینه شود؛ در حالی که نمونه‌های دیگر هزینه مانند دخانیات و الکل می‌توانند به‌دلیل نگرانی از باور عمومی کم‌اظهاری داشته باشند (تدز (۲۰۱۰)). بسیم و جنکینز[2] (۲۰۰۵)، اعتبار این تئوری را با مقایسه پایداری رابطه درآمد و هزینه خوراک در مقایسه با سایر هزینه‌ها تأیید کرده‌اند. به‌طور کلی، منحنی انگل خوراک رفتار نسبتاً پایدارتری در مقایسه با سیستم تقاضای کامل نشان می‌دهد. بنیتو[3] (۲۰۰۳)، نشان می‌دهد که تنها هزینه خوراک و مسکن دارای کشش قیمتی منفی و معنادار است. هم‌چنین، این منحنی انگل بالاترین مقدار R^2 را در مقایسه با سایر اقلام هزینه دارد. راجاپاکس[4] (۲۰۱۱) نیز نتایجی در تأیید رفتار پایدارتر منحنی انگل خوراک گزارش می‌کند. این شاخه از ادبیات در

1. Tedds
2. Besim & Jenkins
3. Beneito
4. Rajapakse

طول سال‌های اخیر از جنبه‌های مختلفی توسعه پیدا کرده است. به‌عنوان نمونه، تدز (۲۰۱۰)، تخمین ناپارامتری از منحنی انگل ارائه کرده است که از اعمال محدودیت‌های فرم ساختاری خودداری می‌کند. وی با استفاده از داده‌های بودجه خانوار کانادا نشان می‌دهد که نسبت درآمد پنهان شده به کل درآمد در میان افراد مقدار ثابتی نیست. به بیان دیگر نرخ کم‌اظهاری درآمد بر اساس سطوح مختلف درآمد متفاوت است.

مطالعات داخلی مرتبط با برآورد کم‌اظهاری مبتنی بر داده‌های خرد، انگشت‌شمار است. زاهدیان (۱۳۹۳)، متغیر درآمد اظهار شده در داده‌های بودجه خانوار را بر مجموعه‌ای از متغیرها - که فرض می‌شود تبیین کننده درآمد خانوار هستند- رگرس می‌کند. سپس با این فرض که درمواردی که درآمد اظهار شده از درآمد مورد انتظار (مقدار fitted value حاصل از رگرسیون) کمتر باشد، کم‌اظهاری خانوار آشکار است، شکاف بین درآمد مورد انتظار و درآمد اظهار شده را به‌عنوان برآورد کم‌اظهاری درآمد در نظر می‌گیرد. علی‌اکبری صبا و همکاران (۱۳۹۴)، با بهره‌گیری از روش مشابهی برآورد می‌کنند که در سال ۱۳۹۰ به‌طور متوسط خانوارهای شهری و روستایی به‌ترتیب به‌میزان ۲۵ و ۲۷ درصد، کم‌اظهاری درآمد داشته‌اند و نشان می‌دهند که در نقاط شهری، خانوارهای با مشاغل آزاد کم‌اظهاری درآمد بیشتری نسبت به مشاغل مزد و حقوق‌بگیری دارند.

۳- مدل پیشنهادی برای برآورد کم‌اظهاری درآمد

همان‌طورکه قبلاً نیز اشاره شد، در اولین گام، مدل پیشنهادی با ترکیب دو مدل پیساریدیس و وبر (۱۹۸۹) و هارست و همکاران (۲۰۱۴) و با فرض تفاوت در واریانس درآمد موقتی بین دو گروه مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد ساخته می‌شود و معادله مربوط به کم‌اظهاری درآمد را استخراج می‌کنیم[۱]. در این روش، رابطه بین هزینه خوراک و درآمد برای مزد و حقوق‌بگیران تخمین زده شود و از ضرایب تخمین زده شده آن برای پیش‌بینی درآمد واقعی مشاغل آزاد بر پایه هزینه خوراک اظهار شده آن‌ها استفاده می‌شود. به عبارت دیگر، در این مدل، از فاصله عمودی در منحنی انگل برای

---

۱. در سراسر این مقاله، منظور از درآمد اظهار شده y'_{ikt}، آن رقمی است که افراد در پرسشنامه بودجه خانوار اعلام کرده‌اند که می‌تواند مبتنی بر واقع یا خلاف واقع باشد. منظور از درآمد واقعی y_{ikt}، آن رقمی است که واقعاً به‌عنوان درآمد کسب کرده‌اند. رابطه بین درآمد اظهار شده و درآمد واقعی طبق رابطه ۴ نشان داده می‌شود. مطابق نظریه درآمد دایمی (Permanent Income Hypothesis)، درآمد واقعی خود متشکل از دو جزء درآمد دایمی y^{p}_{ikt} و درآمد موقتی p_{ikt} است که طبق رابطه ۲ نشان داده می‌شود.

تخمین مقدار میانگین کم‌اظهاری مشاغل آزاد نسبت به مزد و حقوق‌بگیران استفاده می‌شود؛ بنابراین، مسئله اول استخراج رابطه شرطی خطی بین لگاریتم درآمد و لگاریتم هزینه در منحنی انگل است. در این جا فرض می‌شود ترجیحات هر خانوار i در گروه k (برای مشاغل آزاد $k = S$ و مزد و حقوق‌بگیر $k = E$) مشروط بر مجموعه متغیرهای کنترلی به گونه‌ای است که با بهینه‌سازی میان‌دوره‌ای آن و تقریب حداقل مرتبه اول، منحنی انگل به‌صورت رابطه ۱ به‌دست می‌آید (هارست و همکاران، ۲۰۱۴) [۱]:

$$\mathrm{Ln}\, c_{ikt} = \alpha_k + \beta_k \ln y^{p}_{ikt} + \boldsymbol{\Theta}'_{\mathbf{k}}\mathbf{X_{ikt}} + \boldsymbol{\delta_k}\boldsymbol{\mu_t} + \varepsilon_{ikt} \qquad (1)$$

به طوری که α_k عرض از مبدا معادله انگل برای گروه k، c_{ikt} هزینه خوراک (فرد i متعلق به گروه k در زمان t)، y^{p}_{ikt} درآمد دایمی، $\boldsymbol{\beta}_k$ کشش درآمدی، $\mathbf{X_{ikt}}$ بردار متغیرهای کنترلی (شامل متغیر مجازی بعد خانوار، متغیر مجازی وضعیت تأهل سرپرست خانوار و متغیر مجازی سن سرپرست خانوار)، $\boldsymbol{\mu_t}$ بردار متغیر مجازی سال، $\boldsymbol{\delta_k}$ بردار ضرایب متغیر مجازی سال و ε_{ikt} بیانگر اثر تجمیعی دیگر عوامل غیرقابل مشاهده تعیین کننده مصرف خانوار است. در این مقاله تمام پارامترهایی که نماینده یک بردار هستند، بصورت پررنگ (bold) نمایش داده شده‌اند. در اینجا فرض می‌شود خانوارها قادر به قرض دادن و قرض گرفتن در بازارهای دارایی هستند؛ بنابراین جزء دائمی درآمد[۲] (y^{p}_{ikt}) مطابق تئوری درآمد دائمی، مقدار مصرف خانوار را تعیین می‌کند. (فریدمن[۳]، ۱۹۵۷).

روشن است که تخمین مستقیم رابطه ۱ ممکن نیست، زیرا حتی اگر درآمد سالانه خانوار مطابق با واقع، اظهار شده باشد، احتمال برابر بودن آن با درآمد دائمی (y^{p}_{ikt}) ضعیف است. غالباً در داده‌های اظهار شده در بررسی‌های نمونه‌های خانوار، تنها درآمد فعلی گزارش می‌شود و تمایز بین جزء دائمی و موقتی درآمد دشوار می‌باشد. به همین دلیل، پیساریدیس و وبر (۱۹۸۹)، فرض می‌کنند که لگاریتم درآمد واقعی y_{ikt} مساوی مجموع لگاریتم درآمد دائمی y^{p}_{ikt} و لگاریتم درآمد موقتی p_{ikt} است و درآمد موقتی دارای توزیع نرمال لگاریتمی در بین خانوارها است. در نتیجه، رابطه بین درآمد دائمی و درآمد واقعی به صورت رابطه ۲ است:

---

۱. همان‌طورکه مشاهده می‌شود در ابتدا، رابطه انگل (رابطه ۱) برای دو گروه مزد و حقوق‌بگیر و دارای مشاغل آزاد به‌صورت کاملا جداگانه نوشته می‌شود و به همین دلیل، تمام ضرایب اندیس k دارند، اما بعداً در صفحه ۱۴ و برای به دست آوردن رابطه ۱۰ فرض می‌شود که ضرایب معادله انگل برای دو گروه یکسان است.

2. Permanent Income

3. Friedman

$$y_{ikt} = p_{ikt} y_{ikt}^{p} \quad \rightarrow \quad (۲)$$

$$\ln y_{ikt} = \ln p_{ikt} + \ln y_{ikt}^{p}$$

به‌طوری‌که، p_{ikt} متغیر تصادفی است. میانگین این متغیر تصادفی تحت تأثیر عوامل مختلف، متغیر می‌باشد. به‌عنوان مثال در سال‌هایی که وضع اقتصادی خانوارها مساعد باشد، این پارامتر مقدار بزرگ‌تر از یک دارد و بالعکس.

این فروض امکان استخراج درآمد دائمی از درآمد موقتی را فراهم می‌کند. همان‌گونه که اشاره شد، در این مطالعه برخلاف هارست و همکاران (۲۰۱۴) فرض می‌شود که نوسانات کوتاه‌مدت در درآمد فعلی برای خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر متفاوت از درآمد مشاغل آزاد است، زیرا درآمد مشاغل آزاد نوسان بیشتری دارد و به همین دلیل این تفاوت‌ها در تخمین مقدار کم‌اظهاری باید در نظر گرفته شود. هم‌چنین، فرض می‌شود مقدار میانگین p_{ikt} برای دو گروه مشاغل آزاد و مزد و حقوق‌بگیر یکسان است. بنابراین، با توجه به فرض نرمال لگاریتمی بودن p_{ikt} داریم:

$$\ln p_{ikt} = \mu_{pkt} + u_{ikt} \quad (۳)$$

که u_{ikt} دارای میانگین صفر و واریانس σ_{ukt}^{2} است.

اگر درآمد اظهار شده خانوار i با y'_{ikt} نمایش داده شود؛ با توجه به فرض عدم وجود کم‌اظهاری برای خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر، $y_{ikt} = y'_{ikt}$ است، اما برای مشاغل آزاد داریم:

$$y'_{ikt} = \varpi_{ikt} y_{ikt} \text{ ، } \varpi_{ikt} \leq 1 \quad (۴)$$

به‌طوری‌که ϖ_{ikt} متغیر تصادفی است که اندازه درآمد اظهار شده خانوار i با شغل آزاد را بیان می‌شود. هرچه مقدار ϖ_{ikt} کوچک‌تر باشد نشانگر آن است که مقدار کم‌اظهاری خانوار i بیشتر است.

با استفاده از معادلات ۲ و ۴، رابطه ۵ برای لگاریتم درآمد دائمی به‌دست می‌آید:

$$\ln y_{ikt}^{p} = \ln y'_{ikt} - \ln p_{ikt} - \ln \varpi_{ikt} \quad (۵)$$

در ادامه فرض می‌شود ϖ_{ikt} نیز دارای توزیع نرمال لگاریتمی است:

$$\ln \varpi_{ikt} = \mu_{\varpi kt} + \nu_{ikt} \quad (۶)$$

که متغیر تصادفی ν_{ikt} دارای میانگین صفر و واریانس ثابت σ_{vkt}^{2} است. همان‌گونه که گفته شد، فرض می‌شود که خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر درآمد خود را به‌صورت واقعی اظهار می‌کنند. یعنی برای این دسته از خانوارها $\varpi_{iEt} = 1$ و $\sigma_{\nu Et}^{2} = 0$ است، در حالی که برای مشاغل آزاد انتظار داریم که $\mu_{\varpi St} < 0$ و $\sigma_{\nu St}^{2} > 0$. هم‌چنین فرض

می‌شود که میانگین p_{ikt} که با $\bar{p}$ نمایش داده می‌شود، برای هر دو گروه مشاغل یکسان است ولی σ^{2}_{ukt} برای مشاغل آزاد بیشتر از مزد و حقوق‌بگیران است.

با توجه به نرمال لگاریتمی بودن p_{ikt}، رابطه بین میانگین p_{ikt} و میانگین لگاریتم آن (μ_{pkt}) به‌صورت رابطه ۷ است:

$$\ln \bar{p} = \mu_{pkt} + \frac{1}{2}\sigma^{2}_{ukt} \qquad (۷)$$

از برابری مقدار $\bar{p}$ برای دو گروه خانوار رابطه ۸ به‌دست می‌آید:

$$\mu_{pSt} - \mu_{pEt} = -\frac{1}{2}(\sigma^{2}_{uSt} - \sigma^{2}_{uEt}) \leq 0 \qquad (۸)$$

با توجه به محدب بودن تابع لگاریتم، تساوی بین میانگین p_{ikt} ها بیان می‌کند که $\mu_{pSt} < \mu_{pEt}$ است.

با جای‌گذاری روابط ۳، ۵ و ۶ در رابطه ۱ معادله ۹ به‌دست می‌آید:

$$\ln c_{ikt} = \alpha_k\beta_k \ln y'_{ikt} - \beta_k(\mu_{\varpi kt} + \mu_{pkt}) - \beta_k(\nu_{ikt} + u_{ikt}) + \boldsymbol{\Theta}'_{\mathbf{k}}\mathbf{X_{ikt}} + \boldsymbol{\delta_k}\boldsymbol{\mu_{kt}} + \varepsilon_{ikt} \qquad (۹)$$

برای تخمین میانگین کم‌اظهاری ($1-\varpi$) طبق رابطه ۴، فرض می‌شود که پارامترهای دو منحنی انگل برای دو گروه مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد - یعنی ضرایب α، β، $\boldsymbol{\Theta}$ و $\boldsymbol{\delta}$ - برابر است. هم‌چنین، همان‌طور که اشاره شد، فرض می‌شود کم‌اظهاری هزینه خوراک در دو گروه از خانوارها تقریباً مشابه است. با این فروض می‌توان معادله ۹ را ساده‌سازی کرد و به معادله ۱۰ رسید:

$$\ln c_{ikt} = \alpha + \beta \ln y'_{ikt} + \gamma D_{ikt} + \boldsymbol{\Theta'}\mathbf{X_{ikt}} + \boldsymbol{\delta}\boldsymbol{\mu_t} + \xi_{ikt} \qquad (۱۰)$$

در این معادله، عوامل غیر قابل مشاهده به صورت $\xi_{ikt} = \varepsilon_{ikt} - \beta(\nu_{ikt} + u_{ikt})$ نمایش داده می‌شود، بنابراین واریانس جزء خطا در معادله ۱۰ شامل واریانس سه جزء عبارت خطای معادله انگل (ε_{ikt})، نوسانات درآمد موقتی (u_{ikt}) و نوسانات در میزان کم‌گویی (ν_{ikt}) است. چنان‌که پیش از این اشاره شد، واریانس جزء خطا در این معادله برای مشاغل آزاد بیشتر از مزد و حقوق‌بگیران است. هم‌چنین با توجه به اینکه عبارت $\mu_{\varpi kt} + \mu_{pkt}$ در بین دو گروه درآمدی، متفاوت است (ولی با فرض اینکه این عبارت در طول دوره زمانی بررسی آماری، ثابت است) به‌جای عبارت $\beta(\mu_{\varpi kt} + \mu_{pkt})$، در معادله ۱۰ عبارت γD_{ikt} را جایگزین می‌کنیم که D متغیر مجازی است و نوع سرپرست خانوار را نمایش می‌دهد به طوری که اگر خانوار جزء خانوارهای با مشاغل آزاد طبقه‌بندی شود، مقدار یک به خود می‌گیرد.

برای تخمین ضرایب رابطه ۱۰ از روش 2.SLS استفاده می‌شود. به‌دلیل درون‌زا بودن y'_{ikt} از متغیر ابزاری جهت تخمین استفاده می‌شود که امکان تخمین واریانس پسماند درآمد اظهار شده را ممکن می‌سازد. جهت تخمین مستقل واریانس جزء خطای درآمد داریم:

$$\ln y'_{ikt} = \delta_0 + \mathbf{Z\Phi_{ikt}} + \zeta_{ikt} \qquad (۱۱)$$

به‌طوری‌که $\mathbf{\Phi_{ikt}}$ مجموعه متغیرهای ابزاری برای خانوار i در سال t است و ζ_{ikt} جزء خطا می‌باشد. از سطح تحصیلات سرپرست خانوار به‌عنوان متغیر ابزاری برای درآمد عادی استفاده می‌شود. مطابق مدل درآمدهای استاندارد مینسر[1]، تحصیلات مهم‌ترین عامل برای تعیین سطح درآمد است (مینسر، ۱۹۷۴)[2].

با استفاده از معادلات ۳، ۶ و ۸ تخمین γ به‌صورت زیر است:

$$\gamma = -\beta\left[\mu_{\varpi kt} + (\mu_{pSt} - \mu_{pEt})\right] \qquad (۱۲)$$

بنابر فرض نرمال لگاریتمی بودن ϖ_{ikt} داریم:

$$\ln \overline{\varpi} = \mu_{\varpi kt} + \frac{1}{2}\sigma^2_{vSt} \qquad (۱۳)$$

برای تخمین میانگین کم‌اظهاری نیازمند واریانس u_{ikt} و v_{ikt} هستیم. برای این منظور، فرض می‌شود تغییرات غیرقابل پیش‌بینی درآمد دائمی برای دو گروه یکسان است. با این فرض که مزد و حقوق‌بگیران کم‌اظهاری درآمد ندارند و این که نوسان درآمد دائمی برای هر دو گروه یکسان است، با استفاده از معادله ۱۱ داریم:

$$\operatorname{var}\zeta_{iSt} - \operatorname{var}\zeta_{iEt} = \operatorname{var}(u_{ikt} + v_{ikt})_S - \operatorname{var} u_{iEt} \qquad (۱۴)$$

رابطه ۱۴ را می‌توان این‌گونه بسط داد:

$$\sigma^2_{\zeta St} - \sigma^2_{\zeta Et} = \sigma^2_{uSt} + \sigma^2_{vSt} + 2\operatorname{cov}(u_{ikt}, v_{ikt})_S - \sigma^2_{uE} \qquad (۱۵)$$
$$= \sigma^2_{uSt} + \sigma^2_{vSt} + 2\rho\sigma_{uSt}\sigma_{vSt} - \sigma^2_{uEt}$$

سپس با استفاده از معادلات ۱۲ و ۱۳ می‌توان نوشت:

---

1. Standard Earnings Model of Mincer

۲. به‌منظور تحلیل حساسیت نتایج مقاله، در یک رگرسیون آلترناتیو، علاوه بر سطح تحصیلات از متغیر تجربه کاری بالقوه (potential experience) نیز به‌عنوان متغیر ابزاری دوم استفاده می‌شود (برای اطلاعات بیشتر نگاه کنید به مینسر ۱۹۷۴). متغیر تجربه کاری بالقوه مساوی سن فرد منهای سال‌های تحصیلات منهای ۶ تعریف می‌شود. نتایج به‌دست آمده از این رگرسیون با نتایج به دست آمده از رگرسیونی که در آن فقط از سطح تحصیلات به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده شده و در مقاله گزارش شده است، کاملاً مشابه است و به همین دلیل برای اجتناب از طولانی شدن مقاله، گزارش نشده‌اند. از داور محترم بابت پیشنهاد به‌کارگیری متغیر تجربه بالقوه به‌عنوان متغیر ابزاری تشکر می‌شود.

$$\bar{\varpi} = \exp\left(-\frac{\gamma}{\beta} + \left(\mu_{pEt} - \mu_{pSt}\right) + \frac{1}{2}\sigma_{vSt}^2\right) \quad (۱۶)$$

با مقایسه دو رابطه ۸ و ۱۶ مشاهده می‌شود:

$$\mu_{pEt} - \mu_{pSt} + \frac{1}{2}\sigma_{vSt}^2 = \frac{1}{2}\left(\sigma_{uSt}^2 + \sigma_{vSt}^2 - \sigma_{uEt}^2\right) \quad (۱۷)$$

حال می‌توان تخمین دقیقی از مقدار میانگین کم‌اظهاری به شرط $\rho = 0$ به‌دست آورد. اگر $\rho = 0$ باشد آن‌گاه با استفاده از روابط ۱۶ و ۱۷ داریم:

$$\bar{\varpi} = \exp\left(-\frac{\gamma}{\beta} + \frac{1}{2}\left(\sigma_{\zeta St}^2 - \sigma_{\zeta Et}^2\right)\right) \quad (۱۸)$$

بنابراین میانگین مقدار کم‌اظهاری به این شکل محاسبه می‌شود:

$$1 - \bar{\varpi} = 1 - \mathrm{EXP}\left(-\frac{\gamma}{\beta} + \frac{1}{2}\left(\sigma_{\zeta St}^2 - \sigma_{\zeta Et}^2\right)\right) \quad (۱۹)$$

با توجه به اینکه در مدل هارست و همکاران (۲۰۱۴) نوسانات بیشتر درآمد موقتی مشاغل آزاد در مقایسه با مزد و حقوق‌بگیران در نظر گرفته نمی‌شود، مقدار تخمین هارست و همکاران (۲۰۱۴) بسته به اندازه اختلاف نوسانات در دو گروه بیشتر از مقدار تخمین مطابق رابطه پیشنهادی ما (رابطه ۱۹) است.

همان‌طورکه اشاره شد، در این فرآیند فرض می‌شود که گروه مزد و حقوق‌بگیر از جمعیت مورد مطالعه کم‌اظهاری درآمدی ندارند و با مبنا قرار دادن این گروه، کم‌اظهاری گروه دیگر تخمین زده می‌شود. روشن است که این فرض ممکن است چندان معتبر نباشد. به‌ویژه، در کشورهایی که فساد اداری در آن‌ها رایج است همیشه کم‌اظهاری درآمد در گروه خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر نیز وجود دارد. برای در نظر گرفتن امکان وجود کم‌اظهاری در گروه مزد و حقوق‌بگیران می‌توان فرآیند فوق را بدون تغییر دنبال کرد و تنها لازم است که به هنگام تفسیر نتایج به‌دست آمده این موضوع را مد نظر قرار داد. در چنین شرایطی رابطه به‌دست آمده برای کم‌اظهاری مشاغل آزاد، مقادیر نسبی کم‌اظهاری گروه مشاغل آزاد را در مقایسه با گروه مزد و حقوق‌بگیر نشان می‌دهد.

۴- نتایج تخمین کم‌اظهاری

نمونه مورد مطالعه از داده‌های گردآوری شده توسط طرح پرسشنامه هزینه و درآمد خانوار ایران که به وسیله مرکز آمار صورت می‌گیرد، در بین سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ به‌دست آمده است. مجموعه اطلاعاتی حاضر به آن دسته از خانوارهای شهری محدود می‌شود که سن سرپرست آن‌ها بین ۲۶ و ۶۰ (شامل ۲۶ و ۶۰) سال می‌باشد، زیرا سایر خانوارها ممکن است رفتار مالیاتی متفاوتی از خود نشان دهند. برای این که

بتوان نتایج معتبری برای مقایسه خوداظهاری میان مشاغل آزاد و مزد و حقوق‌بگیر به‌دست آورد، لازم است تا داده‌های بودجه خانوار تا حدودی فیلتر شوند. برای این‌منظور، آن دسته از داده‌هایی که به نظر می‌رسید دقت نتایج را تحت تأثیر قرار دهند به‌ترتیب زیر از نمونه مورد استفاده حذف شده‌اند. ۱. خانوارهایی که در آن سرپرست مزد و حقوق‌بگیر بوده، ولی همسر دارای شغل آزاد است. ۲. خانوارهای با درآمد مثبت از محل مشاغل کشاورزی؛ زیرا ممکن است رابطه درآمد و هزینه کشاورزان به‌دلیل خودکفایی در تهیه برخی اقلام هزینه متفاوت از سایر خانوارها باشد. ۳. خانوارهای با درآمد یا هزینه اظهار شده منفی. لازم به تأکید است که تعریف درآمد به کار گرفته شده در منحنی انگل، درآمد کل خانوار است که به‌صورت مجموع درآمد از محل مشاغل آزاد، مزد و حقوق‌بگیری، متفرقه و یارانه نقدی و درآمد غیرپولی است. برای تقسیم‌بندی خانوارها، سهم درآمد از محل مشاغل آزاد از درآمد کل را در نظر گرفته و خانوارهایی که این نسبت برای آن‌ها بیش از ۲۵ درصد باشد، در دسته مشاغل آزاد گروه‌بندی شده‌اند.

جدول ۱. تعداد خانوارهای مورد بررسی قبل و بعد از اعمال فیلترها

سال	خانوار شهری	پس از اعمال فیلترها	مشاغل آزاد	مزد و حقوق‌بگیر	سال	خانوار شهری	پس از اعمال فیلترها	مشاغل آزاد	مزد و حقوق‌بگیر
۱۳۷۹	۱۲،۳۲۰	۹،۳۵۸	۳،۰۷۰	۶،۲۸۸	۱۳۸۹	۱۸،۷۰۱	۱۴،۱۱۰	۳،۶۹۴	۱۰،۴۱۶
۱۳۸۰	۱۲،۳۳۷	۹،۳۸۶	۲،۹۵۴	۶،۴۳۲	۱۳۹۰	۱۸،۷۲۷	۱۳،۸۷۹	۳،۵۴۳	۱۰،۳۳۶
۱۳۸۱	۱۵،۱۱۴	۱۱،۴۸۲	۳،۷۵۴	۷،۷۲۸	۱۳۹۱	۱۹،۶۵۷	۹،۲۰۶	۱،۹۰۸	۷،۲۹۸
۱۳۸۲	۱۰،۹۵۹	۸،۳۵۲	۲،۷۲۲	۵،۶۳۰	۱۳۹۲	۱۸،۸۸۰	۱۴،۴۱۹	۳،۷۳۶	۱۰،۶۸۳
۱۳۸۳	۱۱،۶۱۹	۸،۸۲۰	۲،۸۵۵	۵،۹۶۵	۱۳۹۳	۱۸،۸۸۵	۱۳،۹۲۸	۳،۴۹۱	۱۰،۴۳۷
۱۳۸۴	۱۲،۹۲۵	۹،۹۵۵	۳،۱۷۲	۶،۷۸۳	۱۳۹۴	۱۸،۸۷۱	۱۳،۷۱۵	۳،۴۸۵	۱۰،۲۳۰
۱۳۸۵	۱۴،۱۷۵	۱۱،۰۰۹	۳،۴۲۱	۷،۵۸۸	۱۳۹۵	۱۸،۸۰۹	۱۳،۴۱۹	۳،۳۶۱	۱۰،۰۵۸
۱۳۸۶	۱۵،۰۱۸	۱۱،۶۰۴	۳،۵۶۴	۸،۰۴۰	۱۳۹۶	۱۸،۷۰۱	۱۳،۲۷۱	۳،۳۸۱	۹،۸۹۰
۱۳۸۷	۱۹،۳۸۱	۱۴،۹۴۷	۴،۱۱۳	۱۰،۸۳۴	۱۳۹۷	۲۰،۳۵۰	۱۴،۶۷۰	۳،۸۹۱	۱۰،۷۷۹
۱۳۸۸	۱۸،۶۶۵	۱۴،۱۱۵	۳،۷۹۷	۱۰،۳۱۸	۱۳۹۸	۱۹،۸۹۸	۱۳،۸۲۱	۳،۵۹۱	۱۰،۲۳۰

توضیحات: این جدول، حجم نمونه‌های مورد بررسی در هر سال را نشان می‌دهد. داده‌ها از طرح آمارگیری بودجه خانوار استخراج شده‌اند.

با برآورد ضرایب γ و β در رابطه ۱۰ و تخمین واریانس درآمد خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد، مقدار میانگین کم‌اظهاری با استفاده از رابطه ۱۹ برای سال‌های ۱۳۷۹ الی ۱۳۹۸ برابر با ۸/۵ درصد به‌دست می‌آید. نتایج تخمین رابطه ۱۰ در جدول ۲ و برآورد واریانس درآمد در دو گروه در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۲. تخمین رابطه انگل (۱۳۷۹-۱۳۹۸)

تعریف متغیر	برآورد ضریب	تعریف متغیر	برآورد ضریب	تعریف متغیر	برآورد ضریب
لگاریتم درآمد	۰/۸۵۴۸ (۰/۰۰۳۷)	اندازه خانوار=۸	۰/۷۲۶۸ (۰/۰۱۱۳)	مجازی ۱۳۸۸	۰/۰۸۹۶ (۰/۰۰۵۹)
نوع خانوار	۰/۰۴۷۹ (۰/۰۰۲۳)	اندازه خانوار=۹	۰/۷۷۷۶ (۰/۰۱۴۵)	مجازی ۱۳۸۹	۰/۱۳۱۰ (۰/۰۰۶۰)
سن ۳۱ تا ۳۵	۰/۰۱۹۷ (۰,۰۰۳۷)	اندازه خانوار=۱۰	۰/۸۵۶۲ (۰,۰۱۹۵)	مجازی ۱۳۹۰	۰/۱۴۳۵ (۰/۰۰۶۰)
سن ۳۶ تا ۴۰	۰/۰۲۱۴ (۰/۰۰۳۴)	اندازه خانوار < ۱۰	۰/۸۹۵۰ (۰/۰۲۰۷)	مجازی ۱۳۹۱	۰/۳۲۳۳ (۰/۰۰۶۷)
سن ۴۱ تا ۴۵	۰/۰۵۳۸ (۰/۰۰۳۵)	وضع تأهل سرپرست	-۰/۰۲۶۲ (۰,۰۰۲۵)	مجازی ۱۳۹۲	۰/۲۳۲۵ (۰/۰۰۵۹)
سن ۴۶ تا ۵۰	۰/۰۶۳۰ (۰/۰۰۴۱)	مجازی ۱۳۷۹	۰/۲۱۳۹ (۰/۰۰۶۷)	مجازی ۱۳۹۳	۰/۱۱۵۴ (۰/۰۰۵۹)
سن ۵۱ تا ۵۵	۰/۰۷۸۲ (۰/۰۰۴۳)	مجازی ۱۳۸۰	۰/۱۸۴۱ (۰/۰۰۶۷)	مجازی ۱۳۹۴	۰/۰۳۳۴ (۰/۰۰۵۷)
سن ۵۶ تا ۶۰	۰/۰۷۶۲ (۰/۰۰۴۴)	مجازی ۱۳۸۱	۰/۲۲۶۹ (۰/۰۰۶۳)	مجازی ۱۳۹۵	۰/۰۱۵۸ (/۰۰۶۰)
اندازه خانوار=۲	۰/۲۷۴۷ (۰/۰۰۸۵)	مجازی ۱۳۸۲	۰/۲۴۷۳ (۰/۰۰۷۰)	مجازی ۱۳۹۶	۰/۰۲۵۶ (۰/۰۰۶۰)
اندازه خانوار=۳	۰/۳۹۰۹ (۰/۰۰۸۴)	مجازی ۱۳۸۳	۰/۲۴۰۳ (۰/۰۰۶۹)	مجازی ۱۳۹۷	۰/۰۲۲۵ (۰/۰۰۵۹)
اندازه خانوار=۴	۰/۴۷۶۶ (۰/۰۰۸۵)	مجازی ۱۳۸۴	۰/۱۹۶۸ (۰/۰۰۶۶)	مجازی ۱۳۹۸	حذف شده
اندازه خانوار=۵	۰/۵۶۳۹ (۰/۰۰۸۷)	مجازی ۱۳۸۵	۰/۱۱۴۶ (۰/۰۰۶۴)	عرض از مبدأ	۷/۹۱۹۲ (۰/۰۶۸۶)
اندازه خانوار=۶	۰/۶۳۶۳ (۰/۰۰۹۰)	مجازی ۱۳۸۶	۰/۱۳۶۶ (۰/۰۰۶۴)		
اندازه خانوار=۷	۰/۶۹۱۵ (۰/۰۱۴۵)	مجازی ۱۳۸۷	۰/۱۱۱۲ (۰/۰۰۵۹)		

توضیحات: این جدول، نتایج تخمین رابطه ۱۰ با استفاده از روش 2SLS جهت گردآوری پارامترهای مورد نیاز برای تخمین کم‌اظهاری سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ را نشان می‌دهد. در رابطه ۱۰ رابطه بین لگاریتم هزینه و لگاریتم درآمد مشروط بر متغیر مجازی نوع خانوار و سایر ویژگی‌های جمعیتی تخمین زده می‌شود. به‌دلیل درون‌زا بودن درآمد، از سطح تحصیلات سرپرست خانوار به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است و به‌منظور حقیقی‌سازی درآمد و مخارج غذا از شاخص کل قیمت مصرف کننده مرکز آمار ایران (سال پایه ۱۳۹۵) استفاده شده است. خطای استاندارد در داخل پرانتز آمده است و تمام ضرایب در سطح ۹۵ درصد، معنی‌دار هستند.

جدول ۳. تخمین واریانس درآمد (به‌صورت میانگین سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۸)

	خانوارهای با مشاغل آزاد	خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر
مقدار واریانس	۰/۲۴۴۶	۰/۲۲۵۵

توضیحات: این جدول، نتایج تخمین واریانس جزء خطای معادله ۱۱ در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ جهت تخمین واریانس درآمد خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد، که پارامترهای مورد نیاز برای تخمین میانگین کم‌اظهاری هستند را نشان می‌دهد. جهت رگرسیون این معادله فرض می‌شود که واریانس جزء خطای معادله ۱۱ تنها دو مقدار می‌گیرد: یکی برای مشاغل آزاد و دیگری برای مزد و حقوق‌بگیران.

۴-۱- تفاوت در مقدار کم‌اظهاری در بین گروه‌های شغلی

همان‌گونه که پیش از این اشاره شد، برخی مطالعات بین‌المللی نشان داده‌اند که میزان کم‌اظهاری در گروه‌های شغلی مختلف، متفاوت است. بر همین اساس، میزان کم‌اظهاری در گروه‌های شغلی مختلف به‌صورت مجزا تخمین زده می‌شود. این اطلاعات برای نظام مالیاتی از ارزش قابل توجهی برخوردار است. با توجه به طبقه‌بندی‌های موجود، هم‌اکنون بیش از ۹۳۰۰ رشته شغلی احصا شده است، اما به‌دلیل کاهش شدید حجم نمونه امکان محاسبه کم‌اظهاری برای تمام این مشاغل وجود ندارد. جدول ۴، لیستی از گروه‌های شغلی را به همراه کم‌اظهاری نسبی آن‌ها ارائه می‌کند. مشاغل مندرج در این جدول از بین دسته مشاغل مختلف به‌دلیل بالاتر بودن فراوانی صاحبان مشاغل و توزیع نسبتاً همسان شغل مورد نظر در دو گروه مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد انتخاب شده‌اند.

بالاترین کم‌اظهاری مربوط به دسته‌های شغلی «کارکنان ماهر کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری» و «قانون‌گذاران، مقامات عالی‌رتبه و مدیران» با میزان کم‌اظهاری به‌ترتیب ۳۹/۲ درصد و ۳۴/۸ درصد است. گروه شغلی «کارکنان مشاغل ساده» با میزان کم‌اظهاری ۱۵/۵ درصد، کمترین میزان کم‌اظهاری را به خود اختصاص داده است.

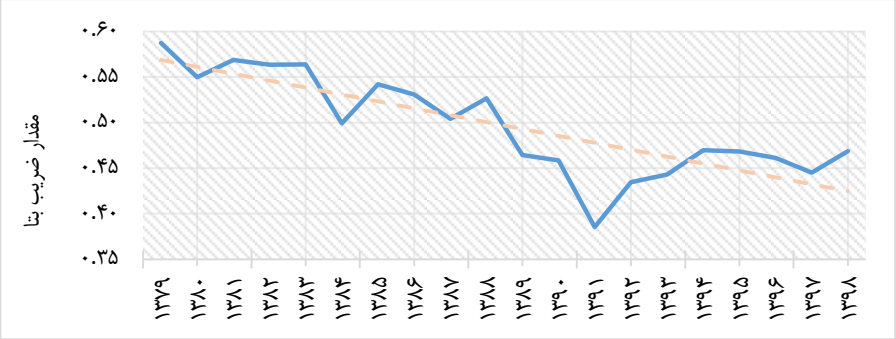
جدول ۴. تخمین میانگین کم‌اظهاری در مشاغل مختلف (به‌صورت میانگین سال‌های ۹۸-۱۳۷۹)

نام شغل	درصد خانوارهای با مشاغل آزاد	میانگین کم‌اظهاری (درصد)	میانگین درآمد سالانه خانوار (میلیون تومان)	تعداد سال‌های تحصیل
قانون‌گذاران، مقامات عالی‌رتبه و مدیران	۳۵/۳۵	۳۴/۸۰	۱۱۴/۴۳	۱۳/۳۷
متخصصان (علمی و فنی)	۱۰/۷۵	۲۹/۶۵	۹۱/۷۶	۱۵/۶۲
تکنسین‌ها و کمک متخصصان	۳۱/۹۴	۲۲/۷۲	۶۸/۸۸	۱۰/۹۳
کارمندان امور اداری و دفتری	۳/۴۵	۲۵/۱۵	۶۷/۹۰	۱۱/۶۲
کارکنان خدماتی و فروشندگان	۵۸/۷۳	۲۷/۸۹	۶۰/۵۵	۸/۶۴
کارکنان ماهر کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری	۱۸/۵۹	۳۹/۱۹	۴۳/۳۳	۵/۹۳
صنعتگران و کارکنان مشاغل مربوط	۴۲/۲۲	۲۱/۸۴	۴۸/۸۲	۷/۵۲
متصدیان و مونتاژکاران ماشین‌آلات و دستگاه‌ها و رانندگان	۵۰/۹۹	۱۹/۲۶	۵۱/۶۰	۸/۰۶
کارکنان مشاغل ساده	۱۲/۷۱	۱۵/۵۱	۳۶/۰۳	۵/۷۹

توضیحات: این جدول، نتایج تخمین میانگین کم‌اظهاری در شغل‌های مختلف با استفاده از رابطه ۱۹ به همراه آمار توصیفی مرتبط با هر شغل را نشان می‌دهد. این مشاغل به‌دلیل بالاتر بودن فراوانی صاحبان مشاغل و توزیع نسبتاً همسان شغل مورد نظر در دو گروه مزد و حقوق‌بگیران و مشاغل آزاد انتخاب شده‌اند.

۴-۲- *تفاوت در مقدار کم‌اظهاری در سال‌های مختلف*

به هنگام تخمین کم‌اظهاری با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸میل نهایی به مصرف (β) ثابت در نظر گرفته شده است، اما همان‌طورکه نمودار ۱ نشان می‌دهد با تخمین رابطه ۱۰ به‌صورت جداگانه برای هر سال، به نظر می‌رسد که مقدار تخمین β در طول زمان ثابت نیست. با انجام آزمون معناداری تغییرات β و با توجه به مقدار ۰/۰۰۰۴ به‌دست آمده برای p-value، فرض ثابت بودن میل نهایی به مصرف در طول زمان در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. بنابراین با توجه به تغییرات β در طول زمان، ضروری به نظر می‌رسد مقدار کم‌اظهاری برای سال‌های مختلف به‌صورت مستقل برآورد شود.



نمودار ۱. مقدار پارامتر β حاصل از تخمین رابطه انگل (به‌صورت مجزا برای سال‌های ۹۸-۱۳۷۹)

i

برای مطالعه رفتار کم‌اظهاری در طول زمان، معادله ۱۰ به‌صورت مجزا برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ تخمین زده می‌شود. خلاصه نتایج به‌دست آمده از رگرسیون رابطه ۱۰ برای تخمین ضرایب متغیرهای لگاریتم درآمد و متغیر مجازی نوع شغل خانوار (که به‌ترتیب با پارامترهای β و γ به‌عنوان پارامترهای مؤثر در اندازه‌گیری مقدار کم‌اظهاری شناخته می‌شود) در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. تخمین رابطه انگل به‌صورت سالانه

سال	میانگین β	میانگین γ	سال	میانگین β	میانگین γ	سال	میانگین β	میانگین γ
۱۳۷۹	۰/۵۸۷ (۰/۰۲۳)	۰/۰۲۱ (۰/۰۱۳)	۱۳۸۵	۰/۵۴۲ (۰/۰۱۵)	۰/۰۶۲ (۰/۰۱۱)	۱۳۹۲	۰/۴۳۵ (۰/۰۱۷)	۰/۰۴۶ (۰/۰۱۰)
۱۳۸۰	۰/۵۵۰ (۰/۰۲۱)	۰/۰۱ (۰/۰۱۲)	۱۳۸۶	۰/۵۳۱ (۰/۰۱۴)	۰/۰۶۶ (۰/۰۱۱)	۱۳۹۳	۰/۴۴۳ (۰/۰۱۵)	۰/۰۴۴ (۰/۰۰۹)
۱۳۸۱	۰/۵۶۹ (۰/۰۱۹)	۰/۰۲۳ (۰/۰۱۱)	۱۳۸۷	۰/۵۰۴ (۰/۰۱۵)	۰/۰۶۴ (۰/۰۱۰)	۱۳۹۴	۰/۴۷۰ (۰,۰۱۴)	۰/۰۴۷ (۰/۰۰۹)
۱۳۸۲	۰/۵۵۶ (۰/۰۲۱)	۰/۰۶۵ (۰/۰۱۲)	۱۳۸۸	۰/۵۲۶ (۰/۰۱۶)	۰/۰۶۸ (۰/۰۱۰)	۱۳۹۵	۰/۴۶۸ (۰/۰۱۳)	۰/۰۴۳ (۰/۰۰۹)
۱۳۸۲	۰/۵۶۳ (۰/۰۲۴)	۰/۰۴۰ (۰/۰۱۲)	۱۳۸۹	۰/۴۶۴ (۰/۰۱۴)	۰/۰۸۲ (۰/۰۱۰)	۱۳۹۶	۰/۴۶۱ (۰/۰۱۳)	۰/۰۴۳ (۰/۰۰۹)
۱۳۸۳	۰/۵۶۴ (۰/۰۲۴)	۰/۰۲۲ (۰/۰۱۲)	۱۳۹۰	۰/۴۵۸ (۰/۰۱۵)	۰/۰۴۲ (۰/۰۰۹)	۱۳۹۷	۰/۴۴۵ (۰/۰۱۳)	۰/۰۴۶ (۰/۰۰۹)
۱۳۸۴	۰/۴۹۹ (۰/۰۲۰)	۰/۰۵۰ (۰/۰۱۱)	۱۳۹۱	۰/۳۸۵ (۰/۰۲۶)	۰/۰۳۴ (۰/۰۱۴)	۱۳۹۸	۰/۴۶۹ (۰/۰۱۳)	۰/۰۳۷ (۰/۰۰۹)

توضیحات: این جدول، نتایج برآورد پارامترهای β (ضریب لگاریتم درآمد) و γ (ضریب متغیر مجازی نوع خانوار) از انجام رگرسیون با روش 2SLS رابطه ۱۰ برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ را نشان می‌دهد. مقادیر انحراف استاندارد در داخل پرانتز گزارش شده است.

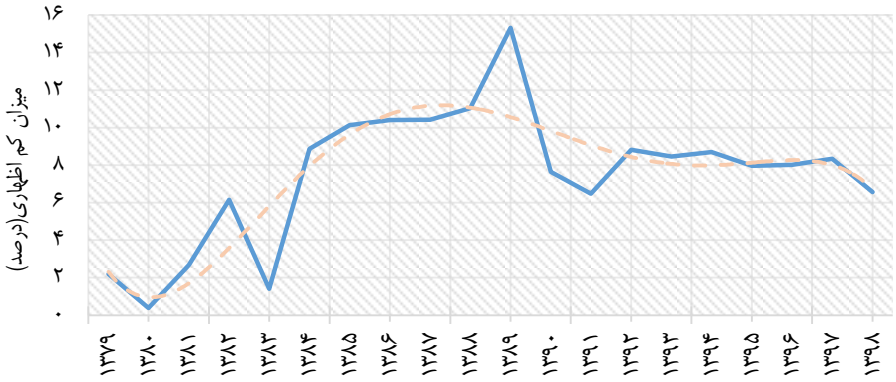
از سوی دیگر، جدول ۶ مقدار واریانس جزء خطا در معادله ۱۱ را برای دو دسته مزد و حقوق‌بگیران و مشاغل آزاد در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ نمایش می‌دهد. هم‌چنان که انتظار می‌رفت مقدار واریانس درآمد در خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر کمتر از خانوارهای با مشاغل آزاد است.

جدول ۶. تخمین واریانس درآمد به‌صورت سالانه

سال	واریانس جزء خطای مشاغل آزاد	واریانس جزء خطای مزد و حقوق‌بگیران	سال	واریانس جزء خطای مشاغل آزاد	واریانس جزء خطای مزد و حقوق‌بگیران
۱۳۷۹	۰/۳۴	۰/۳۱	۱۳۸۹	۰/۳۰	۰/۲۸
۱۳۸۰	۰/۲۹	۰/۲۶	۱۳۹۰	۰/۲۵	۰/۲۳
۱۳۸۱	۰/۳۲	۰/۲۹	۱۳۹۱	۰/۳۵	۰/۳۱
۱۳۸۲	۰/۳۰	۰/۲۹	۱۳۹۲	۰/۳۱	۰/۲۸
۱۳۸۳	۰/۳۲	۰/۲۷	۱۳۹۳	۰/۲۵	۰/۲۳
۱۳۸۴	۰/۲۸	۰/۲۷	۱۳۹۴	۰/۲۱	۰/۱۹
۱۳۸۵	۰/۲۸	۰/۲۷	۱۳۹۵	۰/۲۱	۰/۱۹
۱۳۸۶	۰/۲۹	۰/۲۶	۱۳۹۶	۰/۲۱	۰/۱۹
۱۳۸۷	۰/۳۲	۰/۲۹	۱۳۹۷	۰/۲۴	۰/۲۱
۱۳۸۸	۰/۳۱	۰/۲۸	۱۳۹۸	۰/۲۳	۰/۲۱

توضیحات: جدول ۶، نتایج تخمین واریانس جزء خطای معادله ۱۱ را به‌صورت مجزا برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ جهت تخمین واریانس درآمد خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد نشان می‌دهد. جهت رگرسیون این معادله فرض می‌شود که واریانس جزء خطای معادله ۱۱ تنها دو مقدار می‌گیرد: یکی برای مشاغل آزاد و دیگری برای مزد و حقوق‌بگیران.

براساس مقادیر جداول ۵ و ۶ می‌توان مقدار کم‌اظهاری را برای سال‌های مختلف برآورد کرد. همان‌طورکه نمودار ۲ نشان می‌دهد مقدار کم‌اظهاری مشاغل آزاد نسبت به مزد و حقوق‌بگیران در سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹ روند صعودی داشته و بالاترین مقدار کم‌اظهاری مربوط به سال ۱۳۸۹ است. در حالی که طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۸ میزان کم‌اظهاری به‌طور عمده در بازه ۷ تا ۱۱ درصد در نوسان است، در سال ۱۳۸۹ مقدار آن به ۱۵/۳ درصد می‌رسد.



نمودار۲. میانگین کم‌اظهاری خانوارهای مشاغل آزاد (به‌صورت مجزا در سال‌های ۹۸-۱۳۷۹)

۵- نتیجه‌گیری

در این مطالعه، با استفاده از داده‌های بودجه خانوار برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ میانگین کم‌اظهاری درآمد مشاغل آزاد در کشور ایران معادل ۸/۵ درصد درآمد کل این دسته از خانوارها تخمین زده شده است. با توجه به اینکه امکان کم‌اظهاری در بین مزد و حقوق‌بگیران نیز در ایران وجود دارد، مقدار برآورد شده برای کم‌اظهاری بیانگر مقدار نسبی کم‌اظهاری خانوارهای با مشاغل آزاد نسبت به مزد و حقوق‌بگیر است. نتایج نشان داد که مقدار میانگین کم‌اظهاری در گروه‌های مختلف شغلی تفاوت عمده‌ای دارند و مقدار نسبی میانگین کم‌اظهاری در دسته‌های «کارکنان ماهر کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری» و «قانون‌گذاران، مقامات عالی‌رتبه و مدیران» بیشتر از سایر گروه‌های شغلی است. هم‌چنین برای درک بهتر رفتار کم‌اظهاری افراد در طول زمان، کم‌اظهاری به‌صورت مستقل برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ برآورد شده که حاکی از روند صعودی آن در طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹ است.

منابع

۱. خلعتبری، فیروزه (۱۳۶۹). اقتصاد زیرزمینی، مجله رونق، ۵-۱۱.

۲. زاهدیان، علیرضا (۱۳۹۳). تعدیل خطای کم‌گویی درآمد در برآورد توان پس‌انداز خانوارها به‌وسیله‌ی تحلیل رگرسیونی، مجله‌ی بررسی‌های آمار رسمی ایران، ۱۹-۲۹.

۳. علی‌اکبری صبا، روشنک، زاهدیان، علیرضا و اربابی، مرضیه (۱۳۹۴). روشی برای برآورد خطای اندازه‌گیری درآمد، مجله علوم آماری، ۹ (۱) :۷۷-۱۰۰.

۴. معاونت بررسی‌های استراتژیک نهاد ریاست جمهوری (۱۳۷۶). اقتصاد زیرزمینی در جمهوری اسلامی ایران، مجله بولتن اقتصادی.

5. Andreoni, J., Erard, B., & Feinstein, J. (1998). Tax compliance. *Journal of economic literature*, 36(2), 818-860.
6. Besim, M., & Jenkins, G. P. (2005). Tax compliance: when do employees behave like the self-employed?. *Applied Economics*, 37(10), 1201-1208.
7. Cabral, A. C. G., Gemmell, N., & Alinaghi, N. (2019). Are survey-based self-employment income underreporting estimates biased? New evidence from matched register and survey da*ta. International Tax and Public Finance*, 1-39.
8. Cagan, P. (1958). The demand for currency relative to the total money supply. *Journal of political economy*, 66(4), 303-328.
9. Clotfelter, C. T. (1983). Tax evasion and tax rates: An analysis of individual returns. *The review of economics and statistics*, 363-373.
10. Dilnot, A., & Morris, C. N. (1981). What do we know about the black economy?. *Fiscal Studies*, 2(1), 58-73.
11. Engström, P., & Holmlund, B. (2009). Tax evasion and self-employment in a high-tax country: evidence from Sweden. *Applied Economics*, 41(19), 2419-2430.
12. Feinstein, J. S. (1991). An econometric analysis of income tax evasion and its detection. *The RAND Journal of Economics*, 14-35.
13. Feldman, N. E., & Slemrod, J. (2007). Estimating tax noncompliance with evidence from unaudited tax returns. *The Economic Journal*, 117(518), 327-352.
14. Friedman, M. (1957). Theory of the consumption function. *Princeton: Princeton University Press.*
15. Hanousek, J., & Palda, F. (2006). Problems measuring the underground economy in transition 1. *Economics of Transition*, 14(4), 707-718.
16. Hurst, E., Li, G., & Pugsley, B. (2014). Are household surveys like tax forms? Evidence from income underreporting of the self-employed. *Review of economics and statistics*, 96(1), 19-33.
17. Johansson, E. (2005). An estimate of self-employment income underreporting in Finland. *Nordic Journal of Political Economy*, 31(1), 99-109.

18. Lyssiotou, P., Pashardes, P., & Stengos, T. (2004). Estimates of the black economy based on consumer demand approaches. *The Economic Journal*, 114(497), 622-640.
19. Mincer, J. (1974). Schooling, Experience, and Earnings. *Human Behavior & Social Institutions* No. 2.
20. Pissarides, C. A., & Weber, G. (1989). An expenditure-based estimate of Britain's black economy. *Journal of public economics*, 39(1), 17-32.
21. Rajapakse, S. (2011). Estimation of a complete system of nonlinear Engel curves: further evidence from Box–Cox Engel curves for Sri Lanka. *Applied Economics*, 43(3), 371-385.
22. Schmutz, F. (2018). Income underreporting by the self-employed in Switzerland: An international comparison. FinanzArchiv: *Public Finance Analysis*, 74(4), 481-534.
23. Schneider, F., & Enste, D. H. (2000). Shadow economies: Size, causes, and consequences. *Journal of economic literature*, *38*(1), 77-114.
24. Schuetze, H. (2002). Profiles of tax noncompliance among the self-employed in Canada: 1969-1992. *Canadian Public Policy*, 2419-2430.
25. Slemrod, J. (1985). An empirical test for tax evasion. *The Review of Economics and Statistics*, 232-238.
26. Slemrod, J. (2007). Cheating ourselves: The economics of tax evasion. *The Journal of Economic Perspectives*, 25-48.
27. Tedds, L. M. (2010). Estimating the income reporting function for the self-employed. *Empirical Economics*, 669-687.
28. Thomas, J. (1999). Quantifying the black economy: 'Measurement without theory' yet again. *The Economic Journal*, 381-389.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Estimating the Income under-Reporting of Self-Employed Households in Iran

Seyed Mahdi Barakchian*[1], Bita Fayyaz Farkhad[2], Mahdi Amini Rad[3]

1. Faculty Member, Institute for Management and Planning Studies, m.barakchian@imps.ac.ir
2. University of Illinois at Urbana Champaign (UIUC) Post-doc Researcher, UIUC University, USA, bita.farkhad@gmail.com
3. PhD. Student, Bu-Ali Sina University, Hamedan, m.aminirad@imps.ac.ir
Received: 2020/08/20 Accepted: 2021/01/03

Abstract

In this study, the extent of self-employed households' income under-reporting is estimated based on the expenditure approach, using household budget data. In this regard, the Engel curve of wage earners, which represents the relationship between their income and food expenditures, is used to estimate the true income of self-employed households based on their stated food expenditures. Through this approach, the average under-reporting of self-employed households during 2000 to 2019 equals 8.5 percent of their total income. By examining under-reporting among different groups of jobs, it can be observed that the highest under-reporting is among the "agriculture, forestry and fishery skilled workers" and "legislators, high-ranking officials and managers". Then, in order to study the temporal under-reporting behavior, it is estimated separately for different years. The results show an ascending trend in the extent of under-reporting during 2004-2010, in a way that this extent reaches its highest point in 2010.

JEL Classification: C8, E21, H26, J3

Keywords: Income under-reporting, Tax evasion, Expenditure approach, Engel curve

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

*. Corresponding Author, Tel: 09128209630