فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی

سال پنجم، شماره ۱۹، پاییز ۱۳۹۶، صفحات ۸۰ – ۵۵

بررسی اثر حجم اقتصاد زیرزمینی (روش میمیک) بر درآمدهای مالیاتی و رشد اقتصادی در ایران

محمدشریف کریمی

استادیار دانشگاه رازی کرمانشاه (نویسنده مسئول)

sharifkarimi@yahoo.com

سهراب دل‌انگیزان

استادیار دانشگاه رازی کرمانشاه

sohrabdelangizan@gmail.com

راضیه حیدریان

کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه

raz.heidarian2000@yahoo.com

اثرگذاری اقتصاد پنهان بر شاخص‌های مهم اقتصادی از قبیل تولید و مصرف این ضرورت را ایجاب می‌نماید تا با بررسی حجم این پدیده و تأثیرگذاری آن بر شاخص‌های مهم اقتصادی راهکارهای عملی برای جلوگیری و گسترش آن شناسایی و اتخاذ شوند. مطالعات انجام شده نشان می‌دهند حجم اقتصاد پنهان در ایران بالا بوده و عواملی چون مالیات‌ها، حجم و کیفیت قوانین و مقررات و عملکرد اقتصاد رسمی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر آن می‌باشند. هدف اصلی مقاله حاضر تخمین حجم اقتصاد پنهان ایران در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۵ با استفاده از روش میمیک و سپس بررسی تأثیر آن بر درآمدهای مالیاتی و رشد اقتصادی است. نتایج حاصل نشان می‌دهد که اقتصاد پنهان حجم بالایی از اقتصاد کشور را به خود اختصاص داده و در دوره زمانی مورد مطالعه روند رو به رشدی را نشان می‌دهد علاوه بر این، اقتصاد پنهان در بلندمدت تأثیر منفی معناداری بر درآمدهای مالیاتی دارد ولی بین اقتصاد پنهان و رشد اقتصادی رابطه معناداری وجود ندارد.

طبقه‌بندی JEL: H26 ,O17 ,E26

واژه‌های کلیدی: اقتصاد، اقتصاد پنهان، میمیک، ایران، ARDL.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۳/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۴/۲۷

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

۱. مقدمه[۱]

پویایی و پیامدهای منفی اقتصاد غیررسمی از واقعیت‌های جهان امروز است. کمابیش همه جوامع از راه آموزش، تنبیه یا پیگرد قانونی می‌کوشند این فعالیت‌ها را مهار کنند. یافته‌های آماری درباره چگونگی این فعالیت‌ها، گستردگی آن‌ها را نشان می‌دهد که به عنوان یک عامل بحران‌ساز بر چگونگی تخصیص منابع در یک منطقه اثر می‌گذارد. می‌توان گفت که اطلاعات در زمینه اقتصاد زیرزمینی و فعالیت‌های مربوط به آن سخت محدود است. بنابراین، شاید بررسی و برآورد فعالیت‌های مربوط به اقتصاد زیرزمینی، تنها به معنی گرایش و علاقه به دانستن ندانسته‌هاست. اثرگذاری اقتصاد زیرزمینی بر شاخص‌های مهم اقتصادی از جمله GDP واقعی، بیکاری، مصرف، تولید و... این ضرورت را ایجاب می‌نماید تا با بررسی عوامل اثرگذار بر این پدیده راهکارهای عملی برای جلوگیری و گسترش آن شناسایی و اتخاذ شوند. در ایران کمبود مالیات‌ها و پایین بودن سهم آنها در بودجه کشور از مهم‌ترین مشکلات است که دولت با آن ها روبه‌روست همچنین با توجه به شواهد موجود حجم این پدیده در کشور رو به گسترش است بنابراین رابطه میان اقتصاد زیرزمینی و مالیات در ایران به طور دقیق بررسی می‌شود (ابریشمی و دیگران، ۱۳۸۶).

درمورد ارتباط میان اقتصاد زیرزمینی و مالیات ها مطالعات تجربی متعددی در چند دهه اخیر با استفاده از انواع مختلف اطلاعات و مدل‌ها در کشورهای مختلف صورت گرفته است که نتایج این مطالعات بسته به متغیرها و مدل‌های مورد استفاده در آن‌ها متفاوت است.

یکی از این مطالعات توسط فری و وک-هانمان[۲] (۱۹۸۳، ۱۹۸۴)، که از پیشگامان استفاده از روش MIMIC[۳] برای ارزیابی اقتصاد زیرزمینی در جهان بودند که حجم نسبی اقتصاد زیرزمینی را برای ۱۷ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه[۴] (OECD) مورد مطالعه قرار دادند. آن‌ها

---

[۱]. این مقاله برگرفته از پایان نامه کارشناسی ارشد است.

2. Fery, B. S. and H. Weck-Hannemann (1984)
3. Multiple Indicators – Multiple Causes
4. Organization for Economic Cooperation Development

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

در الگوی خود از بار مالیات مستقیم، سهم بیمه‌های اجتماعی، بار مالیاتی مشهود، بار مقررات، میزان پایبندی به پرداخت مالیات و میزان توسعه اقتصادی به‌عنوان علل به‌وجود آورنده اقتصاد زیرزمینی و از متغیرهای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ مشارکت نیروی کار مذکر در بازار کار، تغییر ساعت (طی یک دوره مشخص)، به‌عنوان شاخص‌های اقتصاد زیرزمینی در نظر گرفتند و با استفاده از داده‌های مقطعی برای سال‌های ۱۹۶۰، ۱۹۶۵، ۱۹۷۰، ۱۹۷۵ و ۱۹۷۸ حجم نسبی اقتصاد زیرزمینی را برآورده نمودند. نتایج حاصل از این بررسی نشان داد که بار مالیاتی مستقیم، بار مالیات و بار مقررات و پایبندی به پرداخت مالیات از مهم‌ترین عوامل گسترش فعالیت‌های زیرزمینی هستند، سایر عوامل اثر معنی‌داری بر اقتصاد زیرزمینی نداشته‌اند.

اشنایدر (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان «اقتصاد و کار سایه: چه چیزهایی می‌دانیم (نمی‌دانیم)»، اشاره دارد که افزایش در مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم، افزایش سهم امنیت اجتماعی، شدت یافتن مقررات مربوط به کار، کیفیت پایین نهادهای دولتی، روحیه مالیاتی پایین، بیکاری بالا و GDP سرانه پایین، انگیزه فعالیت در اقتصاد سایه را افزایش می‌دهد.

اشنایدر و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای بررسی اندازه اقتصاد سایه‌ای و فرار مالیاتی در ۳۱ کشور اروپایی در دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۳ پرداختند. این مطالعه شامل ۲۸ کشور اتحادیه اروپا و نروژ، سوئد و ترکیه است که با روش شاخص چندگانه-علل چندگانه انجام شده است. نتایج مطالعات نشان می‌دهد که متوسط اندازه اقتصاد سایه از ۲۰ درصد در سال ۲۰۰۳ به ۱۵/۷ درصد در سال ۲۰۱۴ کاهش یافته است. همچنین یافته‌های مطالعه حاکی از آن است که اندازه اقتصاد سایه‌ای در سال ۲۰۱۴، برای کشورهای ترکیه، نروژ و سوئد به ترتیب ۲۷، ۱۳ و ۶/۹ است.

در ایران نیز تحقیقات زیادی درباره اقتصاد زیرزمینی وتأثیر آن بر متغیرهای مختلف اقتصادی انجام شده است. از جمله مطالعات انجام شده در ایران ابونوری و نیکپور (۱۳۹۳) در مقاله خود تحت عنوان اثر شاخص‌های بار مالیاتی بر حجم اقتصاد پنهان پرداختند. بدین منظور در مرحله اول شاخص حجم اقتصاد پنهان را با نرم‌افزار لیزرل و با رویکرد علل چندگانه-آثار چندگانه، با متغیرهای علل (کنش): بار مالیاتی، درآمدهای حاصل از منابع، نرخ بیکاری، محدودیت‌های

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

تجاری، درآمد سرانه، تورم و حجم دولت و متغیرهای اثر (واکنش): نرخ رشد، GDP واقعی و تقاضای پول در گردش، محاسبه شد و با استفاده از اطلاعات جانبی و کالیبره کردن سری زمانی اندازه مطلق و نسبی اقتصاد پنهان بر حسب قیمت پایه سال ۱۳۷۶ به دست آمده است. در مرحله دوم: اثر شاخص بار مالیاتی بر رشد اقتصاد پنهان برآورد گشت. نتایج گام اول نشان داد که بار مالیاتی، حجم دولت و محدودیت‌های تجاری عوامل اصلی پیدایش اقتصاد پنهان در ایران هستند در حالی که درآمد سرانه اثر معنا داری در پیدایش آن ندارد. نتایج گام دوم نیز نشان داد که رشد بار مالیات بر واردات موجب افزایش حجم اقتصاد پنهان می‌گردد و رشد بار مالیات کل حجم اقتصاد پنهان را کاهش می‌دهد. در مجموع، اثر نهایی متغیر بار مالیاتی بر اندازه اقتصاد پنهان مثبت و معنادار می‌باشد.

پیرانی و رجایی (۱۳۹۴) در مقاله خود تحت عنوان «اندازه‌گیری اقتصاد زیرزمینی در ایران و بررسی علل و آثار آن (۱۳۹۲-۱۳۵۳)» با استفاده از روش شاخص چندگانه-علل چندگانه به بررسی ابعاد اقتصاد زیرزمینی و مهمترین علل و آثار آن در ایران پرداختند. نتایج برآورد سری زمانی اقتصاد زیرزمینی نشان‌دهنده آن است که در دوره زمانی مورد بررسی، اقتصاد زیرزمینی دارای روند افزایشی بوده است، هرچند که در نیمه اول سری زمانی فراز و نشیب‌ها شدت کمتری را نشان می‌دهد اما در دو دهه اخیر روندی کاملاً صعودی را نشان می‌دهد. به طوریکه اندازه آن از ۷ درصد تولید ناخالص داخلی در سال ۱۳۵۳ شروع شده و به ۲۰ درصد در سال ۱۳۷۲ می‌رسد و تا ۳۸/۵ درصد در سال ۱۳۹۲ افزایش می‌یابد. از سوی دیگر نتایج نشان می‌دهد که بیشترین تأثیر اقتصاد زیرزمینی بر بازار پول است و از بین علت‌های پیدایش اقتصاد زیرزمینی؛ شاخص بهاء کالا و خدمات مصرفی (تورم) بیشترین اثر مثبت بر اقتصاد زیرزمینی را داراست و بعد از آن بار مالیاتی مستقیم، شاخص باز بودن تجاری، اندازه دولت و نرخ بیکاری به ترتیب بیشترین اثر را بر اقتصاد زیرزمینی دارند.

در این مقاله ابتدا حجم اقتصاد زیرزمینی را به روش میمیک اندازه‌گیری کرده و سپس به بررسی تأثیر آن را بر روی شاخص‌های اقتصادی درآمد مالیاتی و رشد اقتصادی می‌پردازیم برای

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

این کار از روش ARDL استفاده می‌کنیم و در بخش بحث و نتیجه‌گیری یافته‌ها را مورد بحث قرار می‌دهیم. در این مقاله علاوه بر اندازه‌گیری حجم اقتصاد زیرزمینی به بررسی تأثیر آن به طور همزمان بر دو شاخص مهم اقتصادی یعنی درآمد مالیاتی و رشد اقتصادی پرداخته می‌شود.

۲. مبانی نظری

۲-۱. مفهوم اقتصاد زیرزمینی

به طور کلی دو تعریف محدود و گسترده برای اقتصاد زیرزمینی وجود دارد. در تعریف گسترده اقتصاد زیرزمینی شامل بخش‌های خانوار غیررسمی، غیرعادی، غیرقانونی می‌شود که در تعریف توماس از آن به عنوان اقتصاد غیررسمی یاد می‌شود. در تعریف محدود، اقتصاد زیرزمینی به فعالیت‌هایی اطلاق می‌شود که از نظر ماهیت قانونی، ولی به علت عدم پرداخت مالیات و عدم رعایت برخی قوانین دولتی به مقامات رسمی گزارش نمی‌شود (نادران؛ صدیقی، ۱۳۸۷).

لویزا (۱۹۹۶) در قالب یک تحلیل نظری، عوامل تعیین‌کننده و اثرات اقتصاد پنهان را در قالب یک مدل رشد درون‌زا که در آن تکنولوژی تولید وابسته به خدمات عمومی قابل تراکم است، مورد بررسی قرار داده است. در این مدل نشان داده می‌شود که ایجاد تغییرات در پارامترهای سیاستگذاری و نیز در کیفیت نهادهای دولتی که منجر به افزایش اندازه نسبی اقتصاد پنهان می‌شود، در نهایت به کاهش نرخ رشد اقتصادی می‌انجامد. افزایش حجم فعالیت‌های اقتصاد پنهان از طریق کاهش دسترسی به خدمات بخش عمومی منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود. وی انجام فعالیت‌های سایه‌ای را نتیجه یک انقلاب عقلایی از سوی آحاد اقتصادی می‌داند. آحاد اقتصادی از طریق سنجش هزینه‌ها و منافع یک فعالیت قانونی که مستلزم در نظر گرفتن برخی محدودیت‌های نهادی و محدودیت منابع است، به طور کلی یا جزئی بخش سایه‌ای را انتخاب می‌کنند.

هزینه‌های یک فعالیت رسمی را می‌توان به دو دسته هزینه‌های ورود به بخش رسمی وهزینه‌های باقی ماندن در بخش رسمی تقسیم کرد. فعالان بخش اقتصاد پنهان نیز با دو نوع هزینه، یکی پرداخت جریمه هنگامی‌که کشف می‌شوند و دیگری محروم شدن از بهره‌مندی کامل و کارا

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

از خدمات بخش عمومی مواجه هستند. هر فرد برای شروع کار با مقایسه این هزینه‌ها و منافع هر کدام، یکی از دو بخش رسمی یا زیرزمینی را انتخاب می‌کنند. لویزا همچنین برخی شواهد تجربی در کشورهای آمریکای لاتین را یافته است که بر اساس آنها، اگر بخش زیرزمینی یک درصد افزایش یابد، نرخ رشد GNP واقعی سرانه حدود ۲۲/۱ درصد کاهش خواهد یافت.

اقتصاد پنهان علاوه بر تأثیر بر رشد اقتصادی، بر بخش‌های اقتصادی نیز تأثیرگذار است. هرچه بخش اقتصاد پنهان گسترده‌تر شود منابع دریافت مالیات کاسته شده و درآمدهای مالیاتی دولت تقلیل می‌یابد. همچنین گسترش اقتصاد پنهان تأثیر نامناسبی بر برنامه‌ریزی‌ها و سیاستگذاری‌های اقتصادی دارد. در یک نظام تصمیم‌گیری، سیاستگذاران بر اساس یک نظام اطلاعاتی حاوی شاخص‌های آماری تصمیم‌گیری می‌کنند. اگر نظام اطلاعاتی تحت تأثیر اقتصاد پنهان باشد، سیاستگذاری‌ها نیز نتیجه مورد نظر را نخواهند داد؛ زیرا از طرفی منابع و از طرف دیگر نتایج با خطا مورد ارزیابی قرار می‌گیرند.

افزایش اقتصاد پنهان، درآمدهای مالیاتی را به عنوان اصلی‌ترین منبع تأمین مالی هزینه‌ها و مخارج دولت (اندازه دولت) کاهش می‌دهد که به نوبه خود ممکن است اثر مثبت (دیدگاه نئوکلاسیکی) یا اثر منفی (دیدگاه کینزی) روی نرخ رشد اقتصادی داشته باشد. در واقع رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی از قبل تعیین شده نیست. به تبع آن، اثر اقتصاد سایه از کانال اندازه دولت و اثر خود این متغیر بر نابرابری درآمدی مبهم می‌باشد. اما تراساوا و گاتس (۲۱۲: ۱۹۹۸) بحث می‌کنند رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی در کشورهای کمتر توسعه یافته مثبت است و رابطه منفی در کشورهای توسعه یافته رخ می‌دهد. بر این اساس می‌توان بیان داشت رابطه بین اقتصاد پنهان و رشد اقتصادی به سطح توسعه بستگی دارد. هم‌چنین در مطالعه توماس (۱۹۹۲) نیز بر مرحله توسعه اقتصادی که با GDP سرانه اندازه‌گیری می‌شود؛ اشاره شده است که پیشرفت اقتصادی ارتباط منفی با اندازه اقتصاد پنهان دارد. (اخباری و اخباری ۱۳۷: ۱۳۹۰)

بررسی و تحلیل عوامل بوجودآورنده و تشدیدکننده اقتصاد پنهان، نشان‌دهنده احتمال گسترش نگران‌کننده اقتصاد پنهان در اقتصاد ایران است که به برخی شواهد آن در اینجا اشاره می‌کنیم:

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

رکود طولانی و کاهش درآمد سرانه واقعی؛ میانگین رشد اقتصادی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۷ برابر با ۱درصد بوده است که به میزان قابل توجهی پایین‌تر از میانگین بلندمدت می‌باشد. این رکود در سال‌های ۱۳۹۱ به بعد عمیق‌تر شده است. به طوری که میانگین رشد اقتصادی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۹۱ برابر با ۱/۹- درصد بوده است. رکود طولانی و کاهش مستمر درآمد سرانه واقعی، انگیزه ورود به بخش غیررسمی و فعالیت‌های غیرقانونی را در جامعه افزایش می‌دهد.

۳. روش انجام کار و مدل

۳-۱. روش می‌میک (MIMIC)

مدل معادلات ساختاری[1] (SEM)، رابطه بین متغیر پنهان غیرقابل مشاهده و شاخص‌ها و علل مشاهده شده (MIMIC) را نشان می‌دهد. این مدل به‌صورت گسترده در بسیاری از علوم اجتماعی از قبیل جامعه‌شناسی، بازاریابی و اقتصاد کاربرد دارد. در اقتصاد، یکی از اولین تحقیقات در زمینه کاربرد روش SEM توسط گلدبرگر[2] در سال ۱۹۷۹ انجام شده است. در این مقاله شکل خاصی از معادلات ساختاری به‌نام شاخص‌های چندگانه و علل چندگانه استفاده شده است. مدل MIMIC دو جز اصلی دارد، یک معادله ساختاری و یک معادله اندازه‌گیری. معادله ساختاری با یک مجموعه از شاخص‌های قابل مشاهده متناظر است:

$$Y_i = \lambda_i \eta + u_i \qquad (۱)$$

در این‌جا Yi، نشان‌دهنده شاخص‌های قابل مشاهده قاچاق کالا (مانند تقاضای پول و مصرف فرآورده‌های نفتی)، η، متغیر پنهان، u_i، خطاهای تصادفی و λ، پارامترهای ساختاری مدل اندازه‌گیری هستند. معادله اندازه‌گیری نیز به‌صورت زیر است:

$$\eta = \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2 + \cdots + \gamma_p x_p + \nu \qquad (۲)$$

1. Structural Euation Model
2. Goldberger

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

که در آن xp، نشانگر یک مجموعه از متغیرهای علی قابل مشاهده از قبیل نرخ بیکاری، نرخ تورم و نرخ تعرفه واقعی، pγ، پارامترهای ساختاری مدل، υ، متغیر اخلال و η، متغیر پنهان (قاچاق) است. معادله‌های **Error! Reference source not found.**۱) و **Error! Reference source not found.**۲) به‌صورت زیر قابل بازنویسی است:

$$Y = \lambda\eta + \upsilon \qquad (۳)$$

$$\eta = \gamma x + \upsilon \qquad (۴)$$

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

$$E(uv) = o \text{ و } E(v^2) = \sigma^2 \text{ و } E(u'u) = \Theta^2 \qquad (۵)$$

برای به‌دست آوردن یک تابع از متغیرهای قابل مشاهده، می‌توان معادله **Error! Reference source not found.**۳) را در معادله **Error! Reference source not found.**۴) برای حل مدل جایگذاری کرد:

$$Y = (\gamma x + v)\lambda + \upsilon \qquad (۶)$$

همچنین، می‌توان با تعریف $\prod Y\lambda =$ و $w = \lambda v + u$، رابطه **Error! Reference source not found.**۶) را به‌صورت زیر بازنویسی کرد. در این صورت، می‌توان شکل کاهش‌یافته مدل MIMIC را به‌دست آورد.

$$Y = \prod' x + w \qquad (۷)$$

فرم نموداری مدل پیشنهادی برای برآورد حجم قاچاق کالا در ایران به‌صورت زیر است. همچنین ماتریس دستگاه معادلات بالا به‌صورت زیر است:

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{bmatrix} [\eta] + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix} \qquad (۸)$$

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

$$[\eta] = [\gamma_1 \quad \gamma_2 \quad \gamma_3 \quad \cdot\gamma_4 \quad \gamma_5 \quad \gamma_6 \quad \gamma_7 \quad \gamma_8 \quad \gamma_9] \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ X_4 \\ X_5 \\ X_6 \\ X_7 \\ X_8 \\ X_9 \end{bmatrix} + [\upsilon] \qquad (۹)$$

برای انتخاب مدل برتر از بین مدل‌های پیشنهاد شده برای برآورد حجم قاچاق کالا در ایران، دو روش مورد استفاده قرار می‌گیرد. روش اول، روش فری و وک-هانمان[1] (۱۹۸۴) است که بر اساس آن اولویت در انتخاب مدل برتر، با سازگاری علائم متغیرها با مبانی نظری و معناداری ضرایب از نظر آماری است. روش دوم، روش گیلز[2] (۱۹۹۹) است که در آن اولویت با شاخص‌های برازش عمومی مدل است. رویکرد انتخاب مدل نهایی در این تحقیق رویکرد دوگانه خواهد بود. بر اساس این رویکرد، ابتدا مدل‌های سازگار با مبانی نظری و معنادار، از نظر آماری انتخاب شده‌اند و سپس از میان این مدل‌ها، مدلی که از نظر معیارهای برازش عمومی لیزرل در وضعیت بهتری قرار دارد، به‌عنوان مدل برتر انتخاب شده است.

۳-۲. آزمون مانایی

در این روش لازم است قبل از برآورد مدل، آزمون مانایی برای تمامی متغیرها انجام شود تا این اطمینان حاصل شود که هیچ یک از متغیرها جمعی از مرتبه دو؛ یعنی I (2) نیستند و به این وسیله از نتایج ساختگی اجتناب شود، زیرا هنگام وجود متغیرهای I (2) در مدل، آماره‌های F محاسبه شده، قابل اعتماد نیستند، زیرا آزمون F مبتنی بر این فرض است که تمامی متغیرهای موجود در مدل I (0) و یا I (1) هستند. لذا انجام آزمون ریشه واحد در مدل برای تعیین اینکه هیچ یک از متغیرها جمعی از مرتبه یک یا بیشتر هستند یا نه، ضروری است (آذربایجانی و همکاران، ۱۳۸۸).

1. Frey and Weck-Hannemann
2. Giles

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

برای بررسی پایایی متغیرها در پژوهش حاضر از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شده است. بررسی این آزمون‌ها توسط نرم‌افزار EVEIWS 8 انجام گرفته است. نتایج آزمون دیکی فولر- تعمیم‌یافته در جدول (۱) شماره آورده شده است.

جدول ۱. آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته

متغیر	آماره محاسباتی	مقدار بحرانی	سطح بحرانی	نتیجه
NOE	-۲/۱۳۶۷۶۸	-۳/۶۳۹۴۰۷	٪۱	ناپایا
LINCOME	-۰/۸۴۹۴۳۸	-۳/۶۳۹۴۰۷	٪۱	ناپایا
UNEMPLOYMENY	-۲/۳۳۷۰۵۸	-۳/۶۳۹۴۰۷	٪۱	ناپایا
INFLATION	-۳/۴۵۳۸۳۹	-۳/۶۳۹۴۰۷	٪۱	ناپایا
OPENNESS	-۳/۰۳۰۳۲۶	-۳/۶۳۹۴۰۷	٪۱	ناپایا
TAX_B	۶/۴۸۰۴۲۴	-۳/۶۳۹۴۰۷	٪۱	پایا
GOV_SIZE	۳/۹۹۳۲۷۲	-۳/۶۳۹۴۰۷	٪۱	پایا
INCOM_OF_SOURCE	۲/۲۲۶۳۵۳	-۳/۶۳۹۴۰۷	٪۱	ناپایا

مأخذ: نتایج تحقیق

همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، قدر مطلق آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته محاسبه شده برای متغیرهای اقتصاد زیرزمینی، درآمد سرانه، بیکاری، تورم، محدودیت تجاری، درآمدهای حاصل از منابع از قدر مطلق مقدار بحرانی در سطح ۱ % کوچکتر است و این متغیرها ناپایا هستند. اما قدر مطلق آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته محاسبه شده برای دو متغیر بار مالیاتی و حجم دولت از قدر مطلق مقدار بحرانی در سطح ۱ % بزرگتر است و این متغیرها پایا هستند. برای بررسی مجدد پایایی متغیرهای ناپایا، یکبار تفاضل‌گیری کرده و نتایج در جدول (۲) آورده شده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

جدول ۲. آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته با یک بار تفاضل گیری

متغیر	آماره محاسباتی	مقدار بحرانی	سطح بحرانی	نتیجه
NOE	-۹/۷۱۹۳۲۱	-۳/۶۵۳۷۳۰	٪۱	I (۱) پایا
LINCOME	-۵/۳۶۷۱۷۷	-۳/۶۵۳۷۳۰	٪۱	I (۱) پایا
UNEMPLOYMENY	-۵/۱۰۴۳۷۷	-۳/۶۵۳۷۳۰	٪۱	I (۱) پایا
INFLATION	-۶/۳۰۵۸۹۲	-۳/۶۵۳۷۳۰	٪۱	I (۱) پایا
OPENNESS	-۵/۷۱۹۳۷۰	-۳/۶۵۳۷۳۰	٪۱	I (۱) پایا
INCOM_OF_SOURCE	-۱۱/۳۴۳۹۷	-۳/۶۵۳۷۳۰	٪۱	I (۱) پایا

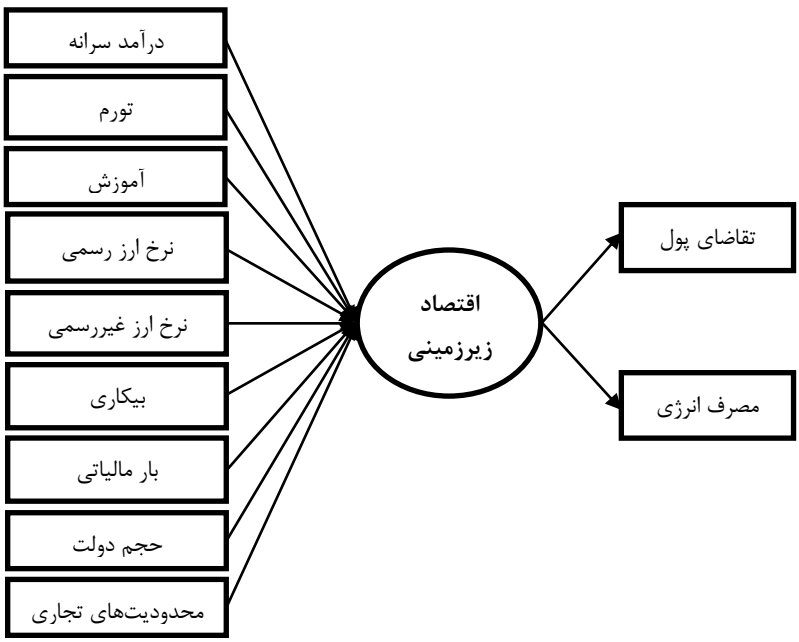
مأخذ: نتایج تحقیق

همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، قدر مطلق آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته محاسبه شده پس از یکبار تفاضل‌گیری برای بقیه متغیرها از قدر مطلق مقادیر بحرانی در سطح ۱% بزرگتر است و این متغیرها پایا هستند.

۳-۳. رویکرد MIMIC

پس از برآورد قاچاق کالا به روش تانزی برای استحکام نتایج رساله، نتایج این روش با روش شاخص‌های چندگانه و علل چندگانه (MIMIC) مقایسه می‌شود. فرم نموداری مدل پیشنهادی برای برآورد حجم قاچاق کالا در ایران به روش MIMIC به‌صورت زیر است:

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]



نمودار ۱. مدل پیشنهادی برای برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی کالا در ایران

٤. مدل‌سازی و نتایج تخمین

برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی به‌وسیله بسته نرم‌افزاری لیزرل و به روش حداکثر راست‌نمایی انجام گرفته است. از آنجا که در مدل‌یابی معادلات ساختاری، هدف رسیدن به بهترین مدل از نظر معیارهای برازش و سازگاری علائم متغیرها با مبانی نظری است، در چارچوب روش‌شناسی تحقیق بیشتر از ۱۰۰ مدل مورد بررسی و آزمون قرار گرفت و از میان آن‌ها مدل‌هایی به‌عنوان مدل‌های برتر انتخاب شدند که سازگار با مبانی نظری و توسط شاخص‌های برازش و آزمون معناداری ضرایب تأیید شده باشند. در اینجا ذکر دو نکته ضروری است.

نکته نخست اینکه برای رفع مشکل شناسایی پارامترهای الگو، ناگریز شدیم که یکی از شاخص‌های تحت تأثیر اقتصاد زیرزمینی را به یک مقدار از پیش تعیین شده تثبیت کنیم. این عمل باعث می‌شود که در برآورد الگو، مقادیر مطلق متغیرها مورد نظر نباشند و تنها مقادیر نسبی آن‌ها

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

مورد توجه قرار گیرد. برای این کار، در دو حالت جداگانه مصرف نهایی انرژی و تقاضای پول، به مقدار از پیش تعیین شده یک تثبیت شد. در حالتی که تقاضای پول به مقدار ثابت یک تثبیت شد، عملکرد شاخص‌ها به نسبت بهتر بود. بنابراین به تقاضای پول در کلیه مدل‌ها، ضریب ثابت یک داده شد.

دوم اینکه متغیر تقاضای پول در دو حالت جداگانه به‌صورت تقاضای پول و رشد تقاضای پول وارد مدل شد. نتایج مدل‌های شامل رشد تقاضای پول در مقایسه با تقاضای پول بهتر است. به همین دلیل، در سایر مدل‌ها نیز از رشد تقاضای پول استفاده شد. به‌طور مشابه، به‌جای متغیر مصرف نهایی انرژی، متغیر رشد مصرف نهایی انرژی برای مدل‌سازی آثار قاچاق کالا استفاده شد. شاخص باز بودن اقتصاد به دو صورت نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی و نسبت صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی تعریف شده است. از این دو شاخص جداگانه در مدل‌سازی استفاده شد و با توجه نتایج مطلوب شاخص اول، از این شاخص برای برآورد اقتصاد زیرزمینی استفاده شد.

در این‌جا نتایج تخمین مدل‌های برتر به‌صورت جداگانه بحث می‌شود.

۱. در تمامی مدل‌های برآورد شده، علائم متغیرها با مبانی نظری سازگار است و مقادیر پارامترها از پایداری نسبی برخوردارند.

۲. در تمامی مدل‌های برآورد شده، متغیر درآمد سرانه و حجم دولت، از نظر آماری معنادارند. متغیرهای نرخ بی‌سوادی و نرخ تورم در اکثر مدل‌ها و متغیر نرخ بیکاری در برخی از مدل‌ها از نظر آماری معنادارند اما متغیرهای نرخ ارز رسمی و غیررسمی در هیچ‌یک از مدل‌ها، از نظر آماری معنادار نیستند. متغیر جایگزین شاخص باز بودن اقتصاد در برخی از مدل‌ها علامت آن مثبت و در برخی دیگر منفی است و در برخی از مدل‌ها در سطح ۹۰ درصد معنادار است.

۳. در بین شاخص‌های منعکس‌کننده اقتصاد زیرزمینی، علامت متغیر تقاضای پول در تمامی مدل‌ها، از نظر آماری معنادار و مثبت است؛ به این معنا که با افزایش حجم اقتصاد زیرزمینی، رشد تقاضای پول برای فعالیت‌های مرتبط با اقتصاد زیرزمینی نیز افزایش می‌یابد. متغیر رشد

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

مصرف فرآورده‌های نفتی نیز در تمامی مدل‌ها، از نظر آماری معنادار است؛ یعنی با افزایش حجم اقتصاد زیرزمینی، مصرف فرآورده‌های نفتی نیز افزایش می‌یابد.

۴. در بین متغیرهای علی مدل‌های برآورد شده، شاخص باز بودن اقتصاد، نرخ تورم، نرخ بیکاری و حجم دولت به‌ترتیب از وزن بالاتر و بنابراین اهمیت بیشتری از نظر تأثیرگذاری بر اقتصاد زیرزمینی برخوردار هستند.

۵. متغیر شاخص باز بودن اقتصاد با سطح اطمینان حدود ۹۰ درصد از نظر آماری معنادار است.[۱] علامت این متغیر در برخی از مدل‌ها مثبت است که با مطالعه عرب‌مازار یزدی (۱۳۸۰) سازگار است و در برخی از مدل‌های دیگر منفی است که با مطالعه صامتی و دیگران (۱۳۸۸) سازگاری دارد. تأثیر این متغیر بر تجارت غیرقانونی در مطالعه فرزانگان (۲۰۰۷)، هم مثبت و هم منفی است. تأثیر منفی این شاخص به معنای این است که با کاهش محدودیت‌های تجاری، حجم اقتصاد زیرزمینی نیز کاهش می‌یابد. اما تأثیر مثبت آن به معنای این است که آزادسازی سریع تجارت، بدون وجود شفافیت و اجرای کارآمد قوانین، ممکن است که حجم اقتصاد زیرزمینی را افزایش دهد. تجربه ایران در افزایش واردات غیر قانونی از طریق مناطق آزاد تجاری (عرب‌مازار یزدی، ۱۳۸۰) شاهدی بر این ادعا است.

۶. متغیر نرخ بیکاری در تمامی مدل‌ها دارای علامت مثبت است که مطابق با مطالعات قبلی است.

۷. متغیرهای نرخ ارز رسمی و غیررسمی که از نظر آماری معنادار نیستند، در تمامی مدل‌ها از وزن و اهمیت کمی‌برخوردار هستند و بنابراین در گزینش مدل نهایی منظور نشده‌اند.

۸. متغیر درآمد سرانه در تمامی مدل‌ها از نظر آماری معنادار و دارای علامت مثبت است؛ یعنی با افزایش سطح درآمد سرانه، حجم اقتصاد زیرزمینی نیز افزایش می‌یابد.

با توجه به نتایج یاد شده، برای انتخاب مدل برتر از بین مدل‌های پیشنهاد شده برای برآورد حجم قاچاق کالا در ایران، دو روش مورد استفاده قرار می‌گیرد. روش اول، روش فری و

۱. سطح اعتماد بقیه متغیرها ۹۵ درصد است

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

وک-هانمان[1] (۱۹۸۴) است که بر اساس آن اولویت در انتخاب مدل برتر با سازگاری علائم متغیرها با مبانی نظری و معناداری ضرایب از نظر آماری است. روش دوم، روش گیلز[2] (۱۹۹۹) است که در آن اولویت با شاخص‌های برازش عمومی مدل است. رویکرد انتخاب مدل نهایی در این تحقیق، رویکرد دوگانه است. بر اساس این رویکرد، ابتدا مدل‌های سازگار با مبانی نظری و معنادار از نظر آماری انتخاب شده‌اند و سپس از میان این مدل‌ها، مدلی که از نظر معیارهای برازش عمومی لیزرل در وضعیت بهتری قرار دارد، به عنوان مدل برتر انتخاب شده است.

شاخص مجذور کای[3] (Chi-square) و معیار اطلاعات آکائیک[4] (AIC) ازجمله معیارهای برازش عمومی لیزرل هستند که مقادیر کوچک‌تر آن‌ها بیانگر برازش بهتر مدل است. این معیارها بر پایه این فرض استوار است که هر اندازه تفاوت میان ماتریس کوواریانس حاصل از داده‌های نمونه و ماتریس واریانس و کوواریانس مدل کمتر باشد، برازندگی مدل با داده‌های تجربی بیشتر است. این معیارها تحت تأثیر حجم نمونه هستند و با تغییر حجم نمونه، مقادیر آن‌ها نیز تغییر می‌کند. علاوه بر این معیارها، معیارهای شاخص خوبی برازش (GFI)، شاخص خوبی برازش تعدیل شده (AGFI) و شاخص خوبی برازش هنجار نشده (NFI) نیز از شاخص‌های خوبی برازش مدل به‌شمار می‌رود. مقادیر این شاخص‌ها بین یک و صفر است و هر چه این مقادیر به یک نزدیک‌تر باشند، گویای برازش بهتر مدل هستند. این شاخص‌ها تحت تأثیر حجم نمونه نیستند و بر برتری نسبی برازش عمومی لیزرل تأکید دارند. از دیگر معیارهای برتری، شاخص ریشه میانگین مجذورات خطای تقریب[5] (RMESA) است. مقادیر این شاخص‌ها برای مدل‌های بسیار خوب، کمتر یا مساوی ۸ درصد است. مقادیر بیشتر از ۸ درصد، بیانگر برازش ضعیف است.

1. Frey and Weck-Hannemann
2. Giles
3. Chi-Square Index
4. Akanke's Information Criterion
5. Root Mean Square Errorof Approximation

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

تمامی مدل‌ها از نظر معیارهای برازش عمومی لیزرل، در وضعیت مناسبی قرار دارند. پس از مقایسه مدل‌ها از نظر معیارهای برازش لیزرل، مدل ششم به‌عنوان مدل برتر انتخاب شد.

٤-١. بررسی تأثیر اقتصاد زیرزمینی بر درآمدهای مالیاتی و رشد اقتصادی با مدل خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده[1] (ARDL)

قبل از بررسی تأثیر اقتصاد زیرزمینی بر درآمدهای مالیاتی ابتدا به توضیح کوتاهی درباره مدل خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده می‌پردازیم. از روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده برای بررسی و تجزیه و تحلیل روابط استفاده می‌شود. از این مدل برای بررسی رابطه پویا، بلندمدت و تصحیح خطا استفاده شده است. برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون کرانه‌های پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) مبتنی بر رویکرد تخمین مدل تصحیح خطای غیر مقید[2] (UECM) استفاده شده است.

فرم کلی الگوی ARDL را می‌توان به صورت زیر بیان کرد.

$$(L, P)\ Y_t=\sum_{i=1}^{k}\beta_i\ (L, q_i)\ X_{it} + \delta W_t+\mu_t\varphi$$
$$Q\ (L, P) =1-\varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \cdots - \varphi_p L^p$$
$$\beta_i\ (L, q_i)\ = \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \cdots + \beta_{iq_i} L^{q_i}\ i=1, 2, 3, \ldots, k \qquad (۱۰)$$

در رابطه فوق، L نشانگر عملگر وقفه زمانی مرتبه اول است به طوری که $LY=Y_{t-1}$ نشانگر متغیر وابسته، X_{it} نشانگر بردار متغیرهای توضیحی، $q_i\ (i = 1, \ldots k)$تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به هریک از متغیرهای توضیحی، p تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیر وابسته و W_t بردار متغیرهای قطعی همچون عرض از مبدأ، متغیرهای فصلی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت است.

1. Auto-Regressive Distributed Lag
2. Unbound Error Correction Model

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

معادله بالا با استفاده از نرم‌افزار Microfit برآورد می‌شود. این نرم‌افزار معادله مزبور را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی مقادیر p=0, 1, 2, …m و $q_i =$ $0, 1, 2, \dots m$ و i=1, 2, …, k یعنی تعداد $(m+1)^{k+1}$ رگرسیون مختلف تخمین می‌زنند. در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکاییک، شوارتز بیزین، حنان-کوویین یا ضریب تعیین تعدیل شده به انتخاب وقفه‌های بهینه مدل پرداخته می‌شود.

از معیارهای بالا، پسران وشین معیار شوارتز- بیزین را برای تعیین وقفه‌های بهینه مدل پیشنهاد می‌کنند. این معیار با توجه به کوچک بودن حجم نمونه، در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند تا در نهایت تعداد درجات آزادی کمتری از دست داده می‌شود. برای تشخیص همگرایی بلندمدت، مقدار آماره t را می‌توان با کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) مقایسه نمود. (نوفرستی، ۱۳۷۸، پهلوانی و همکاران، ۱۳۸۶).

فرضیه صفر و مقابل برای تشخیص همگرایی بلندمدت در مدل، به صورت زیر تعریف می‌شود.

$H_0: \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 \geq o$ عدم همگرایی بین متغیرهای مدل وجود دارد.

$H_1: \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 < o$ همگرایی بین متغیرهای مدل وجود دارد.

کمیت آماره t برای آزمون فرضیه وجود همگرایی بلندمدت، به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$t=\frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha_i}-1}{\sum_{i=1}^{P} s\hat{\alpha_i}} \qquad (۱۱)$$

اگر آماره t محاسبه شده در رابطه بالا از مقدار کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بیشتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی بلندمدت رد می‌شود.

علاوه بر این، نرم‌افزار Microfit یک مدل تصحیح خطا (ECM)، مطابق با مدل انتخابی ارائه می‌کند. به منظور استخراج مدل تصحیح خطا بر اساس الگوی ARDL، متغیرهای $W_t, Y_t, X_{1t} \dots X_{kt}$ بر حسب مقادیر با وقفه و تفاضل مرتبه اول آنها در نظر گرفته می‌شوند و مدل تصحیح خطا (ECM) از رابطه زیر حاصل می‌شود.

$$\Delta Y_t = -\varphi(\Delta L, P)EC_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{i0}\, \Delta X_{it} + \delta \Delta W_t -$$
$$\sum_{j=1}^{p-1} \varphi_j \Delta Y_{t-j} - \sum_{i=1}^{k} \sum_{i=1}^{q_{t-1}} \beta_{ij}\, \Delta X_{i,t-j} + U_t \qquad (۱۲)$$

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

معادلات فوق به روش OLS برآورد شده و با انجام آزمون‌های لازم، ساختار پویایی کوتاه‌مدت مدل مشخص می‌شود. در مدل تصحیح خطا، ضریب EC_{t-1} نشان‌دهنده سرعت تعادل به سوی بلندمدت است. این ضریب نشان می‌دهد چه سهمی از تعادل متغیر وابسته Y_t طی دوره قبل، در دوره جاری تصحیح می‌شود. انتظار می‌رود علامت این متغیر منفی و مقدار آن بین صفر و ۱- باشد.

٤-١-١. بررسی تأثیر اقتصاد زیرزمینی بر درآمدهای مالیاتی

به بررسی تأثیر حجم اقتصاد زیرزمینی به روش میمیک بر روی درآمد مالیاتی می‌پردازیم.

همچنان که در بالا گفته شد به تعیین وقفه بهینه می‌پردازیم. بر اساس معیار SC وAIC یک وقفه بهینه برای متغیرهای موجود در مدل در نظر گرفته شده است که نتایج آن در جدول زیر آمده است.

جدول ۳. نتایج تعیین وقفه بهینه

Lag	LagL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۳۸۷/۱۷۱۴	-	۸۹۹/۱۲۳۱	۲۳/۸۲۸۵۷	۲۴/۱۰۰۶۶	۲۳/۹۲۰۱۲
۱	-۲۵۳/۵۴۰۰	۲۱۰/۵۷۰۷*	۲/۵۱۸۰۸۰*	۱۷/۷۲۵۱۸*	۱۹/۸۱۶۱۶*	۱۸/۵۵۲۳۷*
۲	-۲۱۴/۴۶۵۵	۴۷/۳۶۳۰۵	۲/۶۳۲۹۴۱	۱۷/۹۱۱۵۲	۲۱/۲۶۲۳۸	۱۸/۹۱۵۳۴

مأخذ: داده‌های بانک مرکزی، نتایج: یافته‌های تحقیق

با توجه به این جدول مشخص می‌شود که LGDP تأثیر مثبت و معنادار بر روی درآمد مالیاتی دارد و همچنین بیکاری، حجم اقتصاد زیرزمینی و حجم اقتصاد زیرزمینی با یک وقفه تأثیر معناداری بر درآمدهای مالیاتی دارند که علامت منفی ضریب آن‌ها نشان‌دهنده رابطه منفی در سطح اطمینان آن ۹۵ درصد است. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود ضریب درآمد مالیاتی با یک وقفه کوچکتر از یک و برابر ۰/۷۴۳۰۶ است که این نشان می‌دهد که بین متغیرها رابطه بلندمدت وجود دارد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

جدول ۴. نتایج برآورد کوتاه‌مدت متغیرها ARDL (1, 0, 0, 0, 0)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t (احتمال رد)
TR (-1)	۰/۷۴۳۰۶	۰/۰۵۲۹۲۳	۱۴/۳۰۷۹[۰/۰۰۰]
GR	۰/۰۰۴۴۴۱۲	۰/۰۰۳۲۳۴۶	۱/۳۷۳۰[۰/۱۸۱]
INF	۰/۰۰۲۶۰۴۲	۰/۰۰۳۹۸۵۹	۰/۶۵۳۳۵[۰/۵۱۹]
LGDP	۱/۵۷۵۰	۰/۴۱۴۱۸	۳/۸۰۲۸[۰/۰۰۱]
UN	-۰/۰۵۳۴۲۸	۰/۰۲۶۱۳۰	-۲/۰۴۴۷[۰/۰۵۱]
UNE BY MIMIC	-۰/۳۷۰۲۵۵۸	۰/۱۶۳۸۳	-۲/۲۶۵۹[۰/۰۲۳]
UNE BY MIMIC (-1)	-۰/۳۸۴۴۱	۰/۱۴۶۸۹	-۲/۶۱۷۱[۰/۰۱۵]
R-Squared		۰/۹۹۶۸۱	

مأخذ: داده‌های بانک مرکزی، نتایج: یافته‌های تحقیق

با توجه اینکه ضریب با وقفه متغیر وابسته کوچکتر از یک است، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد داشت. آماره t در رابطه بالا را برای مدل تخمین زده شده محاسبه می‌کنیم.

$$t=\frac{.74-1}{.05}=-4.93 \qquad (۱۳)$$

مقدار محاسباتی t از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو مستر (۴/۵۶-)، در سطح اطمینان ۹۵ درصد بیشتر است. بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد و وجود پذیرفته می‌شود.

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، آن را تخمین زده و تفسیر می‌کنیم.

نتایج حاصل از رابطه بلندمدت در جدول (۵) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که LGDP دارای بیشترین تأثیر مثبت بر درآمدهای مالیاتی و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. همچنین حجم اقتصاد زیرزمینی دارای تأثیر معنی‌دار بر درآمدهای مالیاتی است که علامت منفی ضریب این متغیر نشان‌دهنده ارتباط منفی آن با متغیر وابسته است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

جدول ۵. نتایج برآورد بلندمدت متغیرها در سطح اطمینان ۹۵٪ ARDL (1, 0, 0, 0, 0)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t (احتمال رد)
GR	۰/۰۲۸۲۹۹	۰/۰۲۰۵۵۱	۱/۳۷۷۰[۰/۱۸۰]
INF	۰/۰۱۶۵۹۳	۰/۰۲۳۹۹۴	۰/۶۹۱۵۶[۰/۴۹۵]
LGDP	۱۰/۰۳۵۹	۱/۶۱۸۰	۶/۲۳۰۳[۰/۰۰۰]
UN	-۰/۳۴۰۴۳	۰/۲۳۸۵۷	-۱/۴۲۷۰[۰/۱۶۵]
UNE BY MIMIC	-۳/۷۷۰۹	۱/۶۷۰۹	-۲/۲۵۶۸[۰/۰۳۳]

مأخذ: داده‌های بانک مرکزی، نتایج: یافته‌های محقق

پس از برررسی رابطه بلندمدت به بررسی مدل تصحیح خطا می‌پردازیم.

ضرایب مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطا که بیانگر ارتباط بین متغیر درآمد مالیاتی و سایر متغیرهای توضیحی است، در جدول (۶) ارائه شده است. مطابق جدول (۶)، تمامی ضرایبی متغیرها بجز بیکاری و اقتصاد زیرزمینی معنی‌دار هستند. ضریب ECM (-1) در مدل، معادل ۰/۱۵- برآورد شده است. این ضریب که از نظر آماری به طور معنی‌دار است، نشان می‌دهد که در هر دوره ۱۵ درصد از عدم تعادل در درآمدهای مالیاتی را تعدیل کرده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

جدول ۶. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا ARDL (1, 0, 0, 0, 0)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t (احتمال رد)
DGR	۰/۰۰۴۴۴۱۲	۰/۰۰۳۲۳۴۶	۱/۳۷۳۰[۰/۱۸۱]
DINF	۰/۰۰۲۶۰۴۲	۰/۰۰۳۹۸۵۹	۰/۶۵۳۳۵[۰/۵۱۹]
DLGDP	۱/۵۷۵۰	۰/۴۱۴۱۸	۳/۸۰۲۸[۰/۰۰۱]
DUN	-۰/۰۵۳۴۲۸	۰/۰۲۶۱۳۰	-۲/۰۴۴۷[۰/۰۵۱]
DUNE BY MIMIC	-۰/۳۷۰۲۵۵۸	۰/۱۶۳۸۳	-۲/۲۶۵۹[۰/۰۲۳]
DC	-۱۱/۰۵۴۹	۴/۴۹۱۲	۲/۴۶۱۰[۰/۰۲۱]
ECM (-1)	-۰/۱۵۶۹۴	۰/۰۵۸۹۲۳	-۲/۶۶۳۵[۰/۰۱۳]

مأخذ: داده‌های بانک مرکزی، نتایج: یافته‌های محقق

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

٤-١-٢. بررسی تأثیر اقتصاد زیرزمینی بر رشد اقتصادی

ابتدا به تعیین وقفه بهینه می‌پردازیم. بر اساس معیار SC وAIC یک وقفه بهینه برای متغیرهای موجود در مدل در نظر گرفته شده است که نتایج آن در جدول زیر آمده است.

جدول ۷. نتایج تعیین وقفه بهینه

Lag	LagL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۴۷۶/۰۴۵۸	_	۳۱۵۶۵۸۰	۲۹/۱۵۴۲۹	۲۹/۳۸۱۰۴	۲۹/۲۳۰۵۸
۱	-۳۴۶/۵۸۶۵	۲۱۱/۸۴۲۵*	۵۷۳۵/۸۰۲*	۲۲/۷۶۸۸۷*	۲۴/۱۸۳۸۹*	۲۳/۲۸۱۱۸*
۲	-۳۲۰/۶۸۶۳	۳۴/۵۳۳۶۸	۶۰۷۴/۶۶۶	۲۲/۸۲۳۴۳	۲۵/۲۶۳۰۴	۲۳/۶۰۸۰۸

مأخذ: داده‌های بانک مرکزی، نتایج: یافته‌های تحقیق

نتیجه معادله بالا در جدول زیر ارائه شده است با توجه به این جدول مشخص می‌شود که تورم، سرمایه‌گذاری و درجه باز بودن اقتصاد با یک وقفه تأثیر مثبت و معناداری بر روی رشد اقتصادی دارند یعنی هرگونه تغییر در این متغیرها رشد اقتصادی را در جهت مثبت تغییر می‌دهد اما اقتصاد زیرزمینی هیچگونه رابطه معناداری با رشد اقتصادی ندارد. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود ضریب رشد اقتصادی با یک وقفه کوچکتر از یک و برابر ۰/۶۶۷۷۵ است که این نشان می‌دهد که بین متغیرها رابطه بلندمدت وجود دارد.

جدول ۸. نتایج برآورد کوتاه‌مدت متغیرها ARDL (1, 0, 0, 0, 0)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t (احتمال رد)
GR (-1)	۰/۶۶۷۷۵	۰/۰۷۳۲۳۸	۹/۲۱۳۶[۰/۰۰۰]
LINV	۳/۲۷۴۴	۱/۲۲۴۹	۲/۶۷۳۱ [۰/۰۱۲]
INF	۰/۵۱۸۶۵	۰/۱۷۴۳۱	۲/۹۷۵۴[۰/۰۰۰]
OP	۰/۲۲۶۴۷	۰/۳۸۴۹۱	۰/۵۸۸۳۶[۰/۵۶۱]
OP (-1)	۱/۲۸۸۸	۰/۳۹۹۳۲	۳/۲۲۷۵[۰/۰۰۳]
UNE BY MIMIC	-۱۳/۷۳۱۸	۷/۲۹۲۱	-۱/۸۸۳۱[۰/۰۷۰]
R-Squared		۰/۵۰۷۹۰	

مأخذ: داده‌های بانک مرکزی، نتایج: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

با توجه اینکه ضریب با وقفه متغیر وابسته کوچکتر از یک است، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد داشت. آماره t در رابطه بالا را برای مدل تخمین زده شده محاسبه می‌کنیم.

$$t=\frac{.66-1}{.07}=-4.65 \qquad (۱۴)$$

مقدار محاسباتی t از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو مستر (۴/۵۶-)، در سطح اطمینان ۹۵ درصد بیشتر است. بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد و وجود پذیرفته می‌شود.

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، آن را تخمین زده و تفسیر می‌کنیم.

نتایج حاصل از رابطه بلندمدت در جدول (۹) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که تورم، درجه باز بودن اقتصاد و سرمایه‌گذاری دارای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است در حالی که حجم اقتصاد زیرزمینی هیچ رابطه معناداری با رشد اقتصادی ندارد.

جدول ۹. نتایج برآورد بلندمدت متغیرها در سطح اطمینان ۹۵٪ ARDL (1, 0, 0, 0, 0)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t (احتمال رد)
LINV	۳/۲۷۴۴	۱/۲۲۴۹	۲/۶۷۳۱[۰/۰۱۲]
INF	۰/۵۱۸۶۵	۰/۱۷۴۳۱	۲/۹۷۵۴[۰/۰۰۶]
OP	۱/۵۱۵۳	۰/۳۸۱۲۸	۳/۹۷۴۱ [۰/۰۰۰]
UNE BY MIMIC	-۱۳/۷۳۱۸	۷/۲۹۲۱	-۱/۸۸۳۱[۰/۰۷۰]

مأخذ: داده‌های بانک مرکزی، نتایج: یافته‌های تحقیق

پس از بررسی رابطه بلندمدت به بررسی مدل تصحیح خطا می‌پردازیم.

ضرایب مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطا که بیانگر ارتباط بین متغیر رشد اقتصادی و سایر متغیرهای توضیحی است، در جدول (۴-۱۹) ارائه شده است. مطابق جدول (۱۰)، ضریب ECM (-1) در مدل، معادل ۰/۱۱- برآورد شده است. این ضریب که از نظر آماری به طور معنی‌دار است، نشان می‌دهد که در هر دوره ۱۱ درصد از عدم تعادل در رشد اقتصادی را تعدیل کرده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

جدول ۱۰. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا ARDL (1, 0, 0, 0, 0)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t (احتمال رد)
DLINV	۳/۲۷۴۴	۱/۲۲۴۹	۲/۶۷۳۱ [۰/۰۱۲]
DINF	۰/۵۱۸۶۵	۰/۱۷۴۳۱	۲/۹۷۵۴[۰/۰۰۰]
DOP	۰/۲۲۶۴۷	۰/۳۸۴۹۱	۰/۵۸۸۳۶[۰/۵۶۱]
DUNE BY MIMIC	-۱۳/۷۳۱۸	۷/۲۹۲۱	-۱/۸۸۳۱[۰/۰۷۰]
DC	۸۰/۸۵۰۳	۶۲/۳۷۹۵	۱/۲۹۶۱[۰/۲۰۶]
ECM (-1)	-۰/۱۱۸۶۰	۰/۰۵۸۴۱۶	-۲/۰۳۰۳[۰/۰۵۲]

مأخذ: داده‌های بانک مرکزی، نتایج: یافته‌های محقق

۵. نتیجه‌گیری

برنامه‌ریزی برای توسعه اقتصادی کشور و تصمیم‌گیری برای اجرای سیاست‌های تثبیتی، نیازمند شناخت عملکرد عمومی اقتصاد (رسمی و قاچاق) است. چنین شناختی، نیازمند نظام اطلاعات اقتصادی و کارآمدی آن دارد. یکی از مشکلات اصلی تدوین سیاست‌های اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و به‌ویژه ایران، فقدان آمارهای اجتماعی و اقتصادی صحیح، قابل اعتماد، دقیق و به‌موقع است؛ به‌ویژه زمانی که بخشی از عملکرد عمومی اقتصاد کشورها به‌عمد از دید مأموران و واحدهای جمع‌آوری اطلاعات پنهان نگه داشته می‌شود. این موجب می‌شود که تصمیمات و سیاست‌هایی که باید مبتنی بر آمارها و شاخص‌های کلان اتخاذ شوند، تصمیمات و سیاست‌های سازنده و دقیقی نباشند و اجرای این سیاست‌ها به‌نتایج نادرستی منجر شود.

این تحقیق با هدف تحلیل و شناسایی ماهیت، اندازه و روند تغییرات اقتصاد پنهان و سپس بررسی تأثیر آن بر درآمدهای مالیاتی در ایران، انجام شده است. در پژوهش حاضر اندازه اقتصاد زیرزمینی در ایران در خلال سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۵ محاسبه شد. بنابراین به منظور اندازه‌گیری حجم اقتصاد زیرزمینی از روش تانزی تخمین تقاضای نقد استفاده شده است و سپس تأثیر آن بر درآمدهای مالیاتی با روش ARDLمورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که حجم اقتصاد زیرزمینی

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

در ایران در حال افزایش است و همچنین حجم اقتصاد زیرزمینی بر روی درآمد مالیاتی تأثیر دارند که علامت منفی ضرایب آن‌ها نشان می‌دهد که این ارتباط منفی است یعنی تغییر در حجم اقتصاد زیرزمینی درآمدهای مالیاتی را در جهت عکس تغییر می‌دهدکه با تئوری سازگار است ولی در بلندمدت ارتباط معناداری بین اقتصاد پنهان و رشد اقتصادی وجود ندارد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

منابع

ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن؛ هیبتی، نازلی، (۱۳۸۶)"بررسی واکنش متقارن اقتصاد زیرزمینی به تغییرات مالیات"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۹، صص ۱ -۱۸.

ابونوری، اسمعیل و عبدالحامد نیکپور (۱۳۹۳)، "اثر شاخص‌های بار مالیاتی بر حجم اقتصاد پنهان در ایران"، *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی*، سال پنجم، شماره هفدهم.

اخباری، محمد و مهدیه اخباری (۱۳۹۰)، "کاربرد رویکرد منطق فازی در مدلسازی اقتصاد غیررسمی در ایران"، *فصلنامه روند پژوهش های اقتصادی*، صص ۱۶۷-۱۳۱.

آذربایجانی، کریم؛ شهیدی، آمنه و فرزانه محمدی (۱۳۸۸)، " بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت و رشد در چارچوب یک الگوی خود توضیح با وقفه های گسترده"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال نهم، شماره ۲۷، صص ۱۷-۱.

پهلوانی، مصیب؛ دهمرده، نظر و سید مهدی حسینی (۱۳۸۶)، "تخمین توابع تقاضای صادرات و واردات در اقتصاد ایران با استفاده از روش همگرایی"، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، شماره ۳، صص ۱۲۰-۱۰۱.

پیرانی، خسرو؛ رجائی، حسینعلی (۱۳۹۴)، "اندازه گیری اقتصاد زیرزمینی در ایران و بررسی علل و آثار آن"، *فصلنامه سیاست‌های راهبردی کلان*، سال سوم، شماره نهم، ص ۴۲-۲۱.

صامتی، مجید؛ سامتی، مرتضی؛ دلائی میلان، علی، (۱۳۸۸)"برآورد اقتصاد زیرزمینی در ایران (۱۳۸۸-۱۳۴۴) به روش MIMIC"، *مطالعات اقتصاد بین‌الملل* شماره دوم، صص ۸۹-۱۱۴.

عرب مازار یزدی، علی (۱۳۸۰)، "اقتصاد سیاه در ایران: اندازه، علل و آثار آن در سه دهه اخیر"، *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۶۲ و ۶۳.

فرزانگان، محمدرضا؛ نصرالهی، زهرا و سمانه طالعی اردکانی (۱۳۹۱)، "بررسی روند تحولات اقتصاد سایه‌ای در ایران (مقایسه نرم‌افزارهای مدلسازی آموس گرافیک و لیزرل)"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال دوازدهم، شماره دوم.

نادران، الیاس؛ صدیقی، حسن، (۱۳۸۷)"بررسی اثر مالیات‌ها و اجزای آن بر حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران (۱۳۸۲-۱۳۵۱) ".

نوفرستی، محمد (۱۳۹۱)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد*، چاپ اول، موسسه خدمات فرهنگی رسا.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]

Banerjee, A.; Dolado J. J. and R. Mestre (1992), "On Some Simple Tests for Cointegration: The Cost of Simplicity", *Bank of Spain Working Paper*, No. 9302.
Fery, B. S. and H. Weck-Hannemann (1984), "The Hidden Economy as an Unobserved Variables", *Europan Economic Review*, No. 26, PP. 33-53.
Friedrich Schneider Konrad Raczkowski Bogdan Mróz (2015),"Shadow Economy and Tax Evasion in the EU", *Journal of Money Laundering Control*, 18(1), pp. 34 – 51.
Loayza, N. V. (1996), "The Economics of the Informal Sector: A Simple Model and Some Empirical Evidence from Latin America", *Carnegie- Rochester Conf. Series Public Policy*. No. 45, pp. 129–62
Pesaran, M.H.; Shin, Y. and R.J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, No. 3, pp. 289-326.
Schneider, F. (2012), "The Shadow Economyand Work in the Shadow: What Do We (Not) Know? Johannes Kepler", *University of Linz and IZA*, Discussion Paper, No, 6423, 1-73.
Terasawa, K. L. and W.R. Gates (1998), "Relationships between Government Size and Economic Growth: Japans Reforms and Evidence from OECD", *International Public Management Journal*, 1(2), pp. 195-223.
Thomas, Jim J. (1992), *Informal Economic Activity, LSE, Handbook in Economics*, London: Harvester Wheatsheaf.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-06]