

تحلیل تجربی اثر مستقیم بیکاری بر اقتصاد سایه در ایران (رویکرد تقاضای پول)

مجید مداح^۱، محبوبه فراهتی^{۲*}

۱. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه سمنان، ایران، magid.maddah@semnan.ac.ir

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه سمنان، ایران، m.farahati@semnan.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۷/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۲/۱۰

چکیده

ادبیات اقتصاد سایه بر نقش بیکاری بر رشد فعالیت‌های غیر قانونی - اقتصاد سایه - تأکید دارد. گرچه مطالعات مختلفی در شناسایی عوامل مؤثر بر رشد اقتصاد سایه انجام شده است؛ اما به‌طور محدودی اثر مستقیم نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه از لحاظ تجربی مورد بررسی قرار گرفته است. در این مقاله ابتدا با استفاده از روش تقاضای پول اندازه اقتصاد سایه در ایران طی سال‌های (۱۳۵۵-۱۳۹۴) برآورد می‌شود و سپس با توجه به نقش بار مالیاتی و نرخ بیکاری در شکل‌گیری اقتصاد سایه، میزان اثر متغیرهای توضیح دهنده اقتصاد سایه در واریانس آن در ایران اندازه‌گیری می‌شوند. نتایج حاصل از تخمین رابطه تقاضای پول در چارچوب مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی نشان می‌دهند: اولاً: به‌طور متوسط ۱۶/۳۵ درصد از تولید رسمی به فعالیت‌های اقتصاد سایه اختصاص دارد و نسبت اقتصاد سایه به تولید ناخالص داخلی در دوره تحت بررسی افزایش یافته است. ثانیاً: بار مالیاتی و نرخ بیکاری دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر اندازه اقتصاد سایه هستند ثالثاً اثر مستقیم و معنی‌دار نرخ بیکاری بر روند اقتصاد سایه تأیید می‌شود و براساس یافته‌های حاصل از تجزیه اندازه اقتصاد سایه بر حسب عوامل تشکیل‌دهنده آن، به‌طور متوسط در دوره تحت بررسی، ۷ درصد از تغییرات اقتصاد سایه در ایران به‌طور مستقیم ناشی از تغییرات نرخ بیکاری بوده است.

طبقه‌بندی JEL: O17, O24, E41, C19, O53

واژه‌های کلیدی: اقتصاد سایه، نرخ بیکاری، تقاضای پول، مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی، اقتصاد ایران

۱- مقدمه

بخشی از فعالیت‌های اقتصادی کشورها به اقتصاد سایه^۱ یا غیر رسمی^۲ اختصاص دارد که درجه آن در سطح کشورها متفاوت است. برآوردهای تجربی نشان می‌دهند که متوسط سهم اقتصاد سایه از تولید ناخالص داخلی در ۱۵۸ کشور طی سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۵، ۳۱/۹ بوده است که بیشترین سهم به بولیوی و زیمبابوه به ترتیب با ۶۲/۳ و ۶۰/۶ درصد و کم‌ترین سهم به اتریش و سوئیس به ترتیب با ۸/۹ و ۷/۲ درصد اختصاص داشته است (مدینا و اشنایدر^۳، ۲۰۱۸). بخش غیر رسمی کلیه فعالیت‌های تولیدی مبتنی بر بازار^۴ کالاها و خدمات - قانونی یا غیرقانونی^۵ - که در محاسبات رسمی تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته نمی‌شوند را تشکیل می‌دهد (اسمیت^۶، ۱۹۹۴) که بر این اساس این اقدامات به طور مخفیانه انجام می‌شوند و همراه با فرار از مقررات دولتی و مالیات‌ها است (دل آنو^۷، ۲۰۰۳ و دل آنو و اشنایدر، ۲۰۰۴). در اقتصاد سایه، تولید قانونی کالاها و خدمات به دلایل فرار از پرداخت مالیات، فرار از پرداخت هزینه‌های اجتماعی و استانداردهای محیط کار مثل حداقل دستمزدها، حداکثر ساعات کار و ضوابط ایمنی، اجتناب از رعایت تعهدات خاص اداری مثل تکمیل پرسش‌نامه‌های آماری، عمداً یا آگاهانه از نظارت و کنترل مجریان دولتی پنهان می‌ماند و در آمارهای رسمی کشور ثبت نمی‌شود (اشنایدر، ۲۰۱۴). اقتصاد غیررسمی با کاهش درآمدهای دولت، اقتصاد رسمی^۸ یا قانونی را از کانال‌های مختلف تحت تأثیر قرار می‌دهد. از یک طرف، امکانات مالی در دسترس دولت کاهش می‌یابد و بر این اساس کارایی سیاست‌های تخصیصی تحت تأثیر قرار می‌گیرد و از طرف دیگر بار مالیاتی بخش غیررسمی بر فعالان بخش رسمی تحمیل می‌شود که این پیامد می‌تواند بر انگیزه کار و تلاش در اقتصاد رسمی اثر منفی داشته باشد. همچنین رشد فعالیت‌های غیررسمی رفتارهای خلاف قانون را گسترش می‌دهد که از این جهت در امنیت اقتصادی جامعه اختلال ایجاد می‌شود. با توجه به اثرات منفی رشد اقتصاد غیر رسمی بر عملکرد اقتصاد، شناسایی عوامل مؤثر بر رشد آن از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. در میان عوامل

1. Shadow Economy
2. Informal Economy
3. Medina and Schneider
4. Market-Based Production
5. Legal or Illegal
6. Smith
7. Dell' Anno
8. Formal Economy

مختلف، نرخ بیکاری به‌عنوان یکی از تعیین‌کننده‌های رشد اقتصاد غیررسمی در سطح کشورها مطرح است (انست^۱، ۲۰۰۳). افراد بیکار در بخش رسمی همواره با هزینه فرصت ناشی از درآمدهای از دست رفته روبرو هستند که در این شرایط، انجام فعالیت‌های غیررسمی بخشی از هزینه‌های آنان را جبران می‌کند. همچنین افزایش هزینه‌های تولید در بخش رسمی ناشی از افزایش بار مالیاتی، مقررات دولتی و رعایت استانداردهای کار موجب فعالیت کارگران در بخش غیررسمی می‌شود. در این ارتباط اشنایدر و انست (۲۰۰۰) اظهار می‌دارند کار در بخش غیررسمی در واقع واکنش افراد نسبت به اضافه بار مالیاتی^۲ و مقررات دولتی^۳ است که به‌جای بیکار شدن، افراد به‌کار و راه‌اندازی کسب و کار در اقتصاد غیررسمی تشویق می‌شوند.

طبق نظر باجادا و اشنایدر^۴ (۲۰۰۹) با کاهش حجم فعالیت‌های اقتصاد رسمی، اقتصاد در وضعیت انقباضی^۵ قرار می‌گیرد؛ حجم فعالیت‌های اقتصادی کاهش و نرخ بیکاری افزایش می‌یابد که در این شرایط، کارگران به فعالیت‌های پنهانی در بخش غیرقانونی روی می‌آورند و بدین ترتیب اقتصاد سایه گسترش می‌یابد. با توجه به آن که بخشی از فعالیت‌های اقتصادی در ایران به‌صورت غیرقانونی در بخش سایه انجام می‌شود (مدینا و اشنایدر، ۲۰۱۸ و پیرایی و رجایی^۶، ۲۰۱۵) این پرسش مطرح است که آیا اثر مثبت نرخ بیکاری بر رشد اقتصاد سایه در ایران تأیید می‌شود؟ بیکاری در اندازه اقتصاد سایه در ایران چه نقشی دارد و چه میزان از اقتصاد سایه به‌طور مستقیم ناشی از بیکاری است؟ برای پاسخ به این پرسش در این مقاله ابتدا حجم اقتصاد سایه در ایران با استفاده از روش پولی برآورد می‌شود. در این روش به جای استفاده از معیارهای غیرمستقیم، ارزش اقتصاد سایه به‌طور مستقیم در چارچوب تئوری تقاضای پول اندازه‌گیری می‌شود. پس از آن با تکیه بر تابع تقاضای پول برآوردی اثر بیکاری بر رشد اقتصاد سایه در ایران به‌طور مستقیم مورد تحلیل قرار می‌گیرد و نقش بیکاری در توضیح روند اقتصاد سایه در ایران ارزیابی می‌شود. بخش‌های بعدی مقاله به این ترتیب سازماندهی شده است. بخش دوم به مروری بر ادبیات تحقیق اختصاص دارد که در آن رابطه بیکاری و اقتصاد سایه مورد تحلیل قرار می‌گیرد. در بخش سوم روش‌شناسی

-
1. Enste
 2. Tax Overburdened
 3. State Regulations
 4. Bajada and Schneider
 5. Contractions
 6. Pirae & Rajae

تحقیق در چارچوب تئوری تقاضای پول ارایه شده است. بخش چهارم بر یافته‌های تجربی تحقیق تمرکز دارد و پس از برآورد سهم اقتصاد سایه در تولید ناخالص داخلی ایران، نقش بیکاری در تغییرات اقتصاد سایه در ایران ارزیابی می‌شود. در بخش پایانی مقاله نتایج مهم مقاله ارایه خواهد شد.

۲- مروری بر پیشینه تحقیق

طی دهه‌های گذشته ادبیات اقتصاد سایه گسترش یافته است و در آن تلاش شده تا اندازه اقتصاد سایه برآورد شود و علل و آثار آن مورد شناسایی قرار گیرند. در بخشی از این مطالعات اثر نرخ بیکاری بر شکل‌گیری و رشد اقتصاد غیررسمی تحلیل شده است. افزایش نرخ بیکاری، تعداد افراد فاقد امکانات درآمدی در بخش رسمی را افزایش می‌دهد و بیکاران را ترغیب می‌کند تا با کار در بخش غیررسمی که در آن تسهیلاتی مثل بیمه‌های اجتماعی وجود ندارند، کمبودهای درآمدی خود را جبران کنند. بنابراین انتظار می‌رود با افزایش تعداد بیکاران تعداد افرادی که به دنبال مشاغل غیررسمی هستند، افزایش یابد. موضوع اثر بیکاری بر اقتصاد غیررسمی یا سایه دارای از یک پشتوانه نظری برخوردار است. در این ارتباط گیلز و تدز^۱ (۲۰۰۲) اظهار می‌دارند افزایش بیکاری از طریق دو اثر جانشینی^۲ و اثر درآمدی^۳ حجم فعالیت‌های اقتصادی در بخش سایه‌ای اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از یک طرف با افزایش نرخ بیکاری، افراد بیکار ساعات کار آزاد شده خود را به جای بخش رسمی در بخش سایه مصرف می‌کنند و بدین ترتیب اثر جانشینی، اقتصاد سایه را تقویت می‌کند. از طرف دیگر افزایش نرخ بیکاری می‌تواند حجم اقتصاد سایه را کاهش دهد؛ به این صورت که با افزایش نرخ بیکاری حجم تولیدات رسمی کاهش می‌یابد و موجب می‌شود تا سطح درآمدها و تقاضا برای تولیدات بخش سایه کاهش یابد که چنین رابطه‌ای، اثر درآمدی نام دارد (دویدسکیو و دابرا^۴، ۲۰۱۳). اثر درآمدی طبق قاعده اوکان^۵ نیز توجیه می‌شود. بر اساس این قاعده، نرخ بیکاری با تولید رابطه معکوس دارد. بنابراین وقتی نرخ بیکاری بالاست، تولید ناخالص داخلی در سطح پایینی قرار دارند؛ حال با توجه به همراهی

-
1. Giles and Tedds
 2. Substitution Effect
 3. Income Effect
 4. Davidescu and Dobre
 5. Okun's Law

مثبت بین تولید رسمی و غیررسمی، می‌توان نتیجه گرفت تحت شرایط بالا بودن نرخ بیکاری، حجم تولیدات غیر رسمی در سطح پایین تری قرار دارد و اندازه بخش غیر رسمی کوچک‌تر است (دل آنو و سالمن، ۲۰۰۸). اثرات جانشینی و درآمدی بیکاری بر اقتصاد سایه توسط بوهن^۱ و اشنایدر (۲۰۰۸) به این صورت تحلیل می‌شود که در کوتاه‌مدت زیان‌های درآمدی ناشی از بیکاری، تقاضا برای کالاها و خدمات در هر دو بخش رسمی و سایه را کاهش می‌دهد که از این جهت فرصت‌های کار در اقتصاد سایه محدود می‌شود. از سوی دیگر، در مواقع بیکاری بالا، کارگران بیکار تقاضا برای کالاها و خدمات غیررسمی که از کالاهای رسمی ارزان‌ترند را جایگزین تقاضا برای کالاها و خدمات رسمی می‌کنند تا از این طریق بخشی از زیان‌های درآمدی‌شان جبران شود. این کار تقاضا در بخش سایه را تحریک می‌کند و باعث رشد آن می‌شود. اثر کلی نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه از طریق خالص اثرات جانشینی و درآمدی ارزیابی می‌شود؛ گرچه به‌طور عمومی مطالعات تجربی انجام شده اثر مثبت بیکاری بر اقتصاد غیر رسمی را تأیید می‌کنند. در این ارتباط لمیوکس^۲ و همکاران (۱۹۹۴) با استفاده از داده‌های خرد در یک مطالعه میدانی نشان دادند نرخ‌های مشارکت و ساعات کار در بخش زیرزمینی^۳ با تعداد ساعات کار در بخش منظم رابطه معکوس دارد. به عبارت دیگر کاهش ساعات کار در اقتصاد منظم یا بیکاری بالاتر، تعداد ساعات کار در بخش زیرزمینی را افزایش می‌دهد که این یافته منطبق بر نتایج تحقیقات فلد^۴ و اشنایدر (۲۰۱۰)، اشنایدر و ویلیامز^۵ (۲۰۱۳)، مدینا و اشنایدر (۲۰۱۸) است (مدینا و اشنایدر، ۲۰۱۸). در مطالعه دیگری اشنایدر (۲۰۱۴) با تحلیل رابطه بین اقتصاد سایه و نیروی کار رسمی در ۱۶۱ کشور شامل کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD)، در حال توسعه و در حال گذار در دوره ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۷ نشان داد متوسط اقتصاد سایه در این کشورها از ۳۴ درصد به ۳۱/۲ درصد کاهش یافته است و فرصت‌های اقتصادی، مالیات‌ها، مقررات حاکم بر بازار کار و بیکاری از عوامل مؤثر بر پویایی‌های نیروی کار در اقتصاد سایه هستند. دیگر مطالعات کشوری نیز اثر مثبت و معنی‌دار نرخ بیکاری بر روند اندازه اقتصاد سایه را تأیید کرده‌اند. در این ارتباط نتایج

-
1. Buehn
 2. Lemieux
 3. Underground Sector
 4. Feld
 5. Williams

حاصل از تخمین مدل‌های علل چند گانه - شاخص‌های چندگانه (MIMIC) اثر مستقیم بیکاری بر اقتصاد سایه در آمریکا با استفاده از داده‌های فصلی در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ را مورد تأیید قرار داد (دل آنو و سالم، ۲۰۰۸) که چنین نتیجه‌ای در مورد کشورهای کنیا، نامیبیا، غنا و نیجریه نیز حاصل شد (انکر و آدمک^۱، ۲۰۱۵). همچنین نتایج برآورد تابع تقاضای پول در یونان و اسپانیا نشان می‌دهند نرخ بیکاری اثر معنی‌داری بر رشد اقتصاد سایه در این کشورها به‌ویژه در سال‌های پس از رکود اقتصادی ۲۰۰۸ داشته است (مولین و ساردا^۲، ۲۰۱۶). در مطالعه دیگری، نتایج بررسی رابطه پویای بین نرخ بیکاری و اقتصاد سایه برای ۳۲ کشور توسعه یافته و در حال توسعه در دوره ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۹ با استفاده از روش هم‌انباشتگی آستانه‌ای و آزمون علیت غیرخطی رابطه بین بیکاری و اقتصاد سایه را به وضوح تأیید شد. طبق یافته‌های این تحقیق، قویاً رابطه یک طرفه از سوی بیکاری به اقتصاد سایه در آمریکا، جامائیکا، و ونزوئلا و رابطه دو طرفه بین بیکاری و اقتصاد سایه در فنلاند و سوئد برقرار است (سافی^۳ و همکاران، ۲۰۱۵).

اثر بیکاری بر اقتصاد سایه به تفکیک دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت نیز قابل تحلیل است. در این ارتباط دویدسکیو و دابر^۴ (۲۰۱۳) با اشاره به این نکته که معافیت از هزینه‌های تحمیل شده توسط مالیات‌ها و مقررات دولتی در بخش رسمی مهمترین دلیل برای تشویق افراد به کار فعالیت‌های غیر رسمی است. آن‌ها با برآورد مدل تصحیح خطای برداری در چارچوب تابع تقاضای پول بر اساس داده‌های فصلی رومانی در دوره ۲۰۰۲/۲-۲۰۰۰/۱ دریافتند نرخ بیکاری در کوتاه‌مدت دارای اثر منفی معنی‌دار بر اقتصاد سایه و در بلندمدت دارای اثر مثبت معنی‌دار بر اقتصاد سایه در نمونه تحت بررسی است؛ این نتیجه در کوتاه‌مدت از طریق بزرگ‌تر بودن اثر درآمدی از اثر جانشینی بیکاری بر اقتصاد سایه توجیه می‌شود. این در صورتی است که در بلندمدت با توجه به ارزان‌تر بودن هزینه کالاها و خدمات در بخش سایه نسبت به بخش رسمی، تقاضا برای کالاها و خدمات غیررسمی افزایش و در نتیجه اقتصاد سایه توسعه می‌یابد. بدین ترتیب قوی‌تر بودن اثر جانشینی در بلندمدت موجب اثر مثبت بیکاری بر رشد اقتصاد سایه می‌شود. این نتایج منطبق با تحلیل بوهن و اشنایدر (۲۰۰۸) از اثرات

1. Nchor and Adamec
2. Sardà
3. Saafi
4. Davidescu and Dobre

متفاوت بیکاری بر اندازه اقتصاد سایه است. در مطالعات اخیر اثرات بیکاری بر حسب تفاوت‌های جنسیتی بر اقتصاد سایه نیز مورد توجه محققان قرار گرفته است که نتایج برآوردهای انجام شده برای ۱۰۰ کشور در دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۶ نشان می‌دهند مردان بیکار نسبت به زنان بیکار احتمالاً دارای مشارکت بیشتری در اقتصاد سایه هستند (گول و ساونورس^۱، ۲۰۱۷).

در ارتباط با مطالعات داخلی، یافته‌های حاصل از تخمین مدل شاخص‌های چند گانه - علل چندگانه نشان می‌دهد در ایران طی سال‌های ۱۹۷۳ تا ۲۰۱۲ رابطه علی قوی از طرف بیکاری با اقتصاد زیرزمینی وجود داشته است (پیرایی و رجایی، ۲۰۱۵) و همچنین نرخ بیکاری دارای اثر مثبت بر اقتصاد سایه در ۶۷ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۹ بوده است (حسنوند و همکاران، ۱۳۹۵). روش تحقیق مورد استفاده در این مطالعات در راستای پژوهش‌های پیشین از جمله عرب مازار یزدی (۱۳۸۰)، گیلز^۲ (۱۹۹۹)، دل آنو و سالمن (۲۰۰۸)، بوهم و اشنایدر (۲۰۱۲)، خندان و نیلی^۳ (۲۰۱۴)، مدینا و اشنایدر (۲۰۱۸)، دل آنو و همکاران (۲۰۱۸) قرار دارند. مولین و ساردا (۲۰۱۶) با انتقاد از روش شاخص‌های چند گانه - علل چند گانه اظهار می‌دارند این روش به لحاظ اقتصادسنجی دارای اشکال است و خود نیازمند روش دیگری برای تبدیل ارقام ترتیبی به عددی جهت استخراج اندازه اقتصاد غیررسمی و شناسایی عوامل مؤثر بر آن است. علاوه بر این، نتایج تخمین در روش شاخص‌های چند گانه - علل چند گانه نسبت به متغیرهای مورد استفاده در مدل حساسیت زیادی دارد و با تغییر آنها متفاوت می‌شود. از این نقطه نظر، در این مقاله سعی شده است تا در چارچوب تئوری تقاضای پول، اندازه اقتصاد سایه برآورد شود و بر اساس آن با استفاده از یک روش جدید، نقش بیکاری در واریانس اقتصاد سایه در ایران به‌طور مستقیم مورد تحلیل و ارزیابی قرار گیرد.

۳- روش تحقیق

۳-۱- تصریح مدل

طبق مباحث بخش قبل، در این مقاله از رویکرد یا تقاضای پولی^۴ برای تخمین اندازه اقتصاد سایه استفاده می‌شود. طبق این رویکرد با توجه به رابطه مستقیم تقاضای

-
1. Goel and Saunoris
 2. Giles
 3. Khandan and Nili
 4. Currency demand approach

پول با سطح تولید، پس از تفکیک تقاضای پول به دو بخش رسمی (قانونی) و سایه (غیرقانونی)، اندازه نسبی این دو بخش بر حسب نسبت تولید واقعی هر یک از دو بخش رسمی و سایه استخراج می‌شوند. این رویکرد بر این فرض استوار است که عوامل اقتصادی به منظور پنهان نگه داشتن فعالیت‌هایشان از نهادهای رسمی، معاملات اقتصادی‌شان را از طریق پول نقد (اسکناس و مسکوک در دست مردم) انجام می‌دهند. روش پولی برای اولین بار توسط کاگان^۱ (۱۹۵۸) معرفی شد که در آن رابطه بین تقاضای پول و فشار مالیاتی به‌عنوان علت اقتصاد سایه برای آمریکا در دوره ۱۹۱۹ تا ۱۹۵۵ مورد بررسی قرار گرفت. بیست سال بعد، گاتمن^۲ (۱۹۷۷) همان روش را در آمریکا طی سال‌های ۱۹۳۷ تا ۱۹۷۶ به‌کار برد با این تفاوت که از نسبت نقد به سپرده برای اندازه‌گیری اقتصاد سایه استفاده کرد. پس از آن، روش کاگان توسط تانزی^۳ (۱۹۸۰ و ۱۹۸۳) در چارچوب یک مدل اقتصادسنجی توسعه داده شد؛ تانزی با تخمین یک تابع تقاضای پول، اقتصاد سایه را در آمریکا در دوره ۱۹۲۹ تا ۱۹۸۰ برآورد کرد (اشنایدر، ۲۰۰۰). در ادامه به پیروی از تانزی، مطالعات مختلفی از جمله توسط توماس^۴ (۱۹۸۶)، باتاچاریا^۵ (۱۹۹۰)، اشنایدر (۲۰۰۰)، دویدسکیو و دابر (۲۰۱۳)، مولیان و ساردا^۶ (۲۰۱۷) انجام شد.

در رویکرد پولی، یک تابع تقاضای پول استاندارد به‌صورت زیر فرمول‌بندی می‌شود:

$$M_t^d = m^d(Y_t, i_t) = AY_t^\beta \exp(-\gamma i_t) \quad (1)$$

طبق این رابطه، تقاضای واقعی پول تابعی از یک متغیر مقیاس که سطح معاملات در اقتصاد را منعکس می‌کند ($Y_t =$ درآمد حقیقی یا ثروت حقیقی) و متغیری است که هزینه فرصت نگهداری پول را بازنمایی می‌کند ($i_t =$ نرخ بهره یا نرخ تورم). با در نظر گرفتن تقاضای پول در بخش سایه اقتصاد و با افزودن متغیر θ_t به تابع تقاضای پول استاندارد (۱)، تابع تقاضای پول (۲) حاصل می‌شود (اومادا^۷ و دیگران، ۲۰۰۷؛ اومادا و دیگران، ۲۰۰۸):

$$C_{Ot} = A(1 + \theta_t)^\alpha Y_{Ot}^\beta \exp(-\gamma i_t) \quad (2)$$

-
1. Cagan
 2. Gutmann
 3. Tanzi
 4. Thomas
 5. Bhattacharyya
 6. Mauleon and Sarda
 7. Ahumada

که در آن C_0 : تقاضای حقیقی مشاهده شده پول، Y_0 : درآمد حقیقی مشاهده شده به عنوان یک متغیر مقیاس (تولید ناخالص داخلی^۱ (GDP) حقیقی)، θ : عاملی که افراد را وادار به فعالیت در بخش سایه اقتصاد می کند (معمولاً نسبت مالیات ها به GDP)، i : یک معیار از هزینه فرصت نگهداری پول (مانند نرخ بهره یا نرخ تورم) و $A, \alpha, \beta, \gamma > 0$ پارامترهای تابع هستند. توابع تقاضای پول در هر یک از بخش های رسمی و سایه اقتصاد بر اساس معادله (۱) به صورت زیر معرفی می شوند:

$$C_{Rt} = AY_{Rt}^{\beta} \exp(-\gamma i_t) \quad (3)$$

$$C_{Ht} = AY_{Ht}^{\beta} \exp(-\gamma i_t) \quad (4)$$

به گونه ای که در آن C_R : تقاضای پول برای معاملات ثبت شده^۲ (معاملات انجام شده در بخش رسمی یا قانونی اقتصاد)، C_H : تقاضای پول برای معاملات پنهان^۳ (معاملات انجام شده در بخش سایه اقتصاد)، Y_R : تولید یا درآمد حقیقی ثبت شده (تولید در بخش رسمی اقتصاد)، Y_H : تولید یا درآمد حقیقی پنهان (تولید در بخش سایه اقتصاد) و C_T : تقاضای کل پول ($C_R + C_H$) که همان تقاضای مشاهده شده برای پول (C_{0t}) است و Y_T : تولید یا درآمد حقیقی کل ($Y_R + Y_H$) که همان تولید مشاهده شده (Y_{0t}) است. با گرفتن لگاریتم طبیعی از دو طرف رابطه (۲) و افزودن یک جزء خطا به سمت راست آن، معادله رگرسیونی خطی زیر حاصل می شود:

$$\ln C_{Tt} = \ln A + \alpha \ln(1 + \theta_t) + \beta \ln Y_{Rt} - \gamma i_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

با برآورد این معادله و لحاظ کردن قید $\theta_t = 0$ ، برآوردی از تقاضای پول برای معاملات مربوط به بخش رسمی اقتصاد (C_{Rt}) به صورت زیر به دست می آید:^۴

$$\hat{C}_{Rt} = \hat{A} Y_{0t}^{\beta} \exp(-\hat{\gamma} i_t) \quad (6)$$

با این کار مقدار پیش بینی شده تقاضای پول در شرایطی که هیچ انگیزه ای برای فعالیت در بخش سایه اقتصاد وجود نداشته باشد (یعنی $\theta_t = 0$) بدست می آید که در واقع همان مقدار برآورد شده تقاضای پول در بخش رسمی اقتصاد است. پس از کسر این مقدار از تقاضای کل پیش بینی شده پول مقدار تقاضای پول برآوردی در بخش سایه اقتصاد به صورت زیر به دست می آید:

$$\hat{C}_{Ht} = \hat{C}_{Tt} - \hat{C}_{Rt} \quad (7)$$

1. Gross domestic product
2. Recorded transactions
3. Hidden transactions

۴. در فرم لگاریتمی داریم: $\widehat{\ln C_{Tt}} = \widehat{\ln A} + \beta \widehat{\ln Y_{Rt}} - \hat{\gamma} i_t$

از طرف دیگر، با توجه به روابط (۳) و (۴)، داریم:

$$\frac{C_{Ht}}{C_{Rt}} = \frac{AY_{Ht}^{\beta} \exp(-\gamma t)}{AY_{Rt}^{\beta} \exp(-\gamma t)} = \left(\frac{Y_{Ht}}{Y_{Rt}}\right)^{\beta} \quad (۸)$$

از این معادله Y_{Ht} برآوردی طبق مقادیر معلوم Y_{Rt} و برآوردهای \hat{C}_{Ht} ، \hat{C}_{Rt} و $\hat{\beta}$ در

دوره‌های مختلف به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\hat{Y}_{Ht} = \left(\frac{\hat{C}_{Ht}}{\hat{C}_{Rt}}\right)^{\frac{1}{\hat{\beta}}} Y_{Rt} \quad (۹)$$

به طور رایج‌تر، اندازه اقتصاد سایه به عنوان نسبتی از اقتصاد رسمی برای دوره‌های

زمانی مختلف به صورت زیر به دست می‌آید:

$$S_t \equiv \frac{\hat{Y}_{Ht}}{Y_{Rt}} = \left(\frac{\hat{C}_{Ht}}{\hat{C}_{Rt}}\right)^{\frac{1}{\hat{\beta}}} \quad (۱۰)$$

نکته حائز اهمیت این است که معادله (۱۰) بر خلاف بسیاری از مطالعات تجربی فرض برابری سرعت گردش پول را کنار گذاشته و اجازه می‌دهد سرعت گردش پول در این دو بخش متفاوت باشد. در یک مورد خاص که $\hat{\beta}$ برابر ۱ است، سرعت گردش پول در بخش رسمی اقتصاد با سرعت گردش پول در اقتصاد سایه برابر است. مسئله دیگر، نحوه برآورد پارامترهای معادله (۵) است. در برخی مطالعات کاربردی جهت برآورد C_{Rt} از C_{Tt-1} برای C_{Rt-1} استفاده شده است. در این باره اومادا و دیگران (۲۰۰۸) اظهار می‌دارند این روش یک راهکار غلط است و موجب اندازه‌گیری نادرست اقتصاد سایه می‌شوند. آن‌ها نشان دادند مدل (۵) تابع تقاضای بلندمدت پول است که تحت شرایط تعادلی بلندمدت $\ln C_{Tt} = \ln C_{Tt-1}$ از یک مدل پویا (تعدیل جزئی) استخراج می‌شود. در این تحقیق به پیروی از برخی مطالعات تجربی از قبیل بهمنی اسکویی^۱ (۱۹۹۶)، نرخ ارز اسمی (E_t) در کنار درآمد حقیقی و نرخ بهره (به عنوان معیار هزینه فرصت نگهداری پول) وارد تابع تقاضای پول می‌شود. همچنین طبق پیشینه تحقیق مقاله از جمله مطالعه مولین و ساردا (۲۰۱۷) علاوه بر نرخ بیکاری (U_t)، بار مالیاتی نیز به عنوان یکی از عوامل مهم توضیح‌دهنده رشد بخش سایه اقتصاد و بنابراین تغییرات تقاضای پول برای انجام معاملات این بخش در نظر گرفته می‌شود که این موضوع در مطالعات متعددی از جمله مدینا و اشنایدر^۲ (۲۰۱۸)، گاسپارنینه^۳ و همکاران (۲۰۱۶)، خندان و

1. Bahmani-Oskooee
2. Medina and Schneider
3. Gaspareniene

نیلی (۲۰۱۴)، باجا^۱ (۲۰۰۷)، اشنايدر و انست (۲۰۰۰) مورد تأیید قرار گرفته است. با در نظر گرفتن نرخ بیکاری و مالیات، رابطه بلندمدت (۵) به صورت زیر بسط داده می شود:

$$\text{Ln}C_{Tt} = \text{Ln}A + \alpha \text{Ln}(1 + \theta_t) + \phi \text{Ln}(1 + U_t) + \beta \text{Ln}Y_{Rt} + \delta \text{Ln}E_t - \gamma i_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

این رابطه، مبنای تحلیل تجربی در بخش بعدی مقاله است.

۳-۲- جمع آوری و سازمان دهی داده ها

در این تحقیق از اطلاعات اقتصاد ایران طی سال های ۱۳۵۵-۱۳۹۴ برای برآورد حجم اقتصاد سایه استفاده می شود تا از این طریق نقش نرخ بیکاری در روند آن مورد تحلیل قرار گیرد. متغیرهای پژوهش به صورت حجم پول حقیقی (نسبت اسکناس و مسکوک در دست اشخاص به شاخص قیمت مصرف کننده (C_T))، تولید ناخالص داخلی حقیقی به قیمت پایه ۱۳۸۳ (Y_R)، نرخ بهره اسمی (r)، نرخ ارز اسمی (E)، نرخ بیکاری (U) و بار مالیاتی به صورت نسبت مالیات بر واردات به تولید ناخالص داخلی (TA) معرفی می شوند.

۴- برآورد مدل و تفسیر نتایج

معادله رگرسیونی (۱۱) یک رابطه بلندمدت تلقی می شود که تحت شرایط تعادلی حاکم بر یک مدل پویای اولیه به دست می آید. بر این اساس، رویکرد هم انباشتگی^۲ مبتنی بر مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی^۳ (ARDL) یک گزینه مناسب برای برآورد ضرایب بلندمدت محسوب می شود. در این مدل اجازه داده می شود تا متغیر وابسته با وقفه های بیشتر و همچنین وقفه متغیرهای توضیحی نیز در سمت راست مدل پویا ظاهر شوند. این رویکرد که توسط پسران و شین^۴ (۱۹۹۸) و پسران و دیگران (۲۰۰۱) پیشنهاد شده است دارای چندین مزیت مهم است؛ به طوری که، مسئله درون زایی در این رویکرد مطرح نیست و در خصوص نمونه های کوچک نسبت به سایر روش ها نتایج قابل اعتمادتری به دست می دهد. علاوه بر این، برخلاف دیگر تکنیک های هم انباشتگی، در

1. Bajada
2. Cointegration
3. Autoregressive Distributed Lag
4. Pesaran and Shin

این چارچوب لازم نیست تمامی متغیرهای مدل $I(1)$ باشند. با این حال، از نظر اواتارا^۱ (۲۰۰۴) به‌کارگیری رویکرد ARDL در شرایطی که ترکیبی از متغیرها با درجه‌های انباشتگی صفر و یک مورد مطالعه باشند، معتبر است و چنانچه یک یا چند متغیر بیشتر از یک ریشه واحد داشته باشند، چنین رویکردی از کارایی لازم برخوردار نیست. به‌منظور برآورد اندازه اقتصاد سایه، ابتدا وضعیت مانایی سری‌های زمانی با استفاده از آزمون فیلیپس و پرون^۲ بررسی می‌شود. مزیت آزمون فیلیپس-پرون این است که شکست‌های ساختاری را در نظر می‌گیرد. نتایج این آزمون با عرض از مبدا و بدون روند زمانی در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون برای متغیرهای مدل

| تفاضل اول | | | | سطح | | | |
|------------------------|----------------------------|----------|-----------------------|------------------------|---------------------|----------|------------------|
| آماره PP | متغیر | آماره PP | متغیر | آماره PP | متغیر | آماره PP | متغیر |
| -۶/۵۳۴۵ | r | -۵/۳۱۸۵ | $\Delta \text{Ln}C_T$ | -۰/۴۰۵۸ | r | -۱/۵۹۹۰ | $\text{Ln}C_T$ |
| -۷/۱۲۴۶ | $\Delta \text{Ln}(1 + TA)$ | -۳/۶۳۹۷ | $\Delta \text{Ln}Y_R$ | -۲/۵۱۳۳ | $\text{Ln}(1 + TA)$ | -۰/۲۳۹۷ | $\text{Ln}Y_R$ |
| - | $\Delta \text{Ln}(1 + U)$ | -۶/۱۲۱۵ | $\Delta \text{Ln}E$ | -۲/۹۱۲۸ | $\text{Ln}(1 + U)$ | -۰/۳۵۷۴ | $\text{Ln}E$ |
| مقادیر بحرانی مک کینون | | | | مقادیر بحرانی مک کینون | | | |
| ۱۰٪ | ۵٪ | ۱٪ | سطح معنی‌داری | ۱۰٪ | ۵٪ | ۱٪ | سطح معنی‌داری |
| -۲/۶۰۹۰۷ | -۲/۹۴۱۱ | -۳/۶۱۵۶ | مقدار بحرانی | -۲/۶۰۷۹ | -۲/۹۳۹۰ | -۳/۶۱۰۵ | مقدار بحرانی |

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، به جز متغیر $\text{Ln}(1 + U)$ که در آن فرضیه صفر ریشه واحد در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد رد می‌شود، فرضیه صفر وجود ریشه واحد برای دیگر متغیرها در سطوح معنی‌داری مختلف (۱٪، ۵٪ و ۱۰٪) را نمی‌توان رد کرد. از طرف دیگر، تفاضل مرتبه اول متغیرها ماناست. بنابراین طبق نتایج آزمون‌های ریشه واحد، درجه انباشتگی هیچ یک از متغیرهای تحت بررسی فراتر از یک نیست و می‌توان رویکرد ARDL را برای تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی به‌کار گرفت. جهت این کار، نخست

1. Ouatara

2. Philips - Perron

بایستی تعداد وقفه‌های بهینه متغیرهای توضیحی در مدل $ARDL(p,q)$ زیر تعیین شود:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \theta_j' x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (12)$$

که در آن x_t یک بردار $1 \times k$ از رگرسورهای چندگانه است. می‌توان بنا بر تشخیص، عرض از مبدأ را از مدل فوق حذف کرد یا روند زمانی و متغیرهای مجازی را به آن اضافه کرد. همچنین، برای تعیین وقفه‌های بهینه، می‌توان از معیارهای اطلاعاتی استاندارد AIC و SBIC استفاده کرد. گام بعدی، به‌کارگیری آزمون باند^۱ جهت تشخیص وجود یا عدم وجود ارتباط بلندمدت یا هم‌انباشتگی میان متغیرهاست. برای این منظور، نخست، مدل رگرسیونی (۱۲) در یک فرم تصحیح خطا^۲ به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \theta' x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \phi_j' \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t = \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \phi_j' \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (13)$$

که $\rho = \sum_{j=1}^p \phi_j - 1$ ، $\gamma_j = -\sum_{i=j+1}^p \phi_i$ برای $j = 1, \dots, p-1$ ، $\phi_0 = \theta_0$ ، $\phi_j = -\sum_{i=j+1}^q \theta_i$ برای $j = 1, \dots, q-1$ ، ρ و θ ها به طور مشترک برابر صفر هستند. چنانچه این فرضیه به لحاظ آماری رد شود یک ارتباط هم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل وجود دارد. برای بررسی این فرضیه از آزمون والد^۳ استفاده می‌شود. طبق این آزمون، جهت تصمیم‌گیری در خصوص رد یا عدم رد فرضیه صفر، مقدار آماره F محاسباتی با مقادیر بحرانی باند که توسط پسران و دیگران (۲۰۰۱) گزارش شده‌اند، مقایسه می‌شود؛ چنانچه مقدار آماره آزمون از باند (مقدار بحرانی) بالا بیشتر باشد، فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی در سطح معنی‌داری رد می‌شود که در این صورت، یک ارتباط هم‌انباشتگی یا بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی وجود دارد^۴:

$$y_t = \delta + \beta' x_t + u_t \quad (14)$$

1. Bound test
2. Error Correction
3. Wald Test

۴. پسران و دیگران (۲۰۰۱) پنج تصریح مختلف در نظر می‌گیرند. تفاوت این تصریح‌ها در حضور یا عدم حضور عرض از مبدأ و روند زمانی در معادله $ARDL$ و بردار هم‌انباشتگی است.

در مدل (۱۳) ξ_{t-1} وقفه عبارت تصحیح خطا و ضریب آن (ρ) سرعت تعدیل^۱ نامیده می‌شود. ξ_t در واقع همان پسماند رابطه هم‌انباشتگی (۱۴) است. ضریب ρ بیان می‌کند که در هر دوره زمانی چه سهمی از انحراف (مثبت یا منفی) از مسیر تعادلی بلندمدت تصحیح می‌شود. انتظار می‌رود علامت این ضریب منفی باشد که در این صورت، یک هم‌گرایی بین متغیرها به مسیر بلندمدت وجود دارد و هر انحرافی از مسیر تعادلی بلندمدت در طول زمان تصحیح می‌شود.

در ادامه بحث، نتایج تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی ارائه می‌شوند. در اولین گام، معادله ARDL با عرض از مبدأ و روند زمانی نامقید با استفاده از داده‌های پژوهش برآورد می‌شود که نتایج آن در جدول (۲) گزارش شده است. تعداد وقفه‌های بهینه در این جدول با استفاده از معیار AIC تعیین شده است.

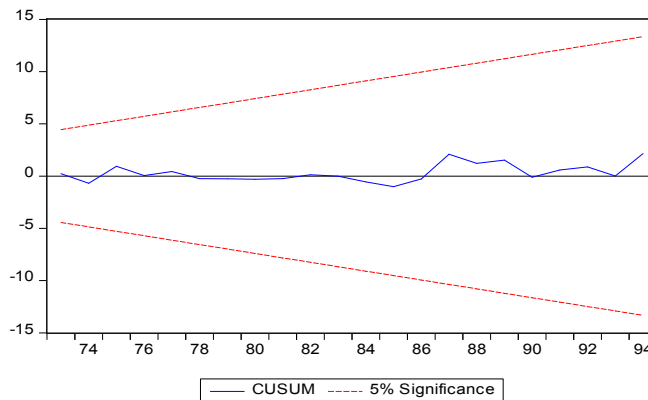
جدول ۲. نتایج برآورد مدل ARDL (متغیر وابسته: LnC_{Tt})

| رگرسور | ضریب (p - value) | رگرسور | ضریب (p - value) |
|-------------------------|-------------------------|---------------------------|-------------------------|
| LnC_{Tt-1} | ۰/۶۳۴۹ (۰/۰۰۰۰) | Γ_{t-1} | ۰/۰۱۵۸ (۰/۲۹۷۹۶) |
| LnY_{Rt} | -۰/۱۲۱۵ (۰/۴۶۷۸) | Γ_{t-2} | -۰/۰۹۰۳ (۰/۰۰۰۱) |
| LnY_{Rt-1} | ۰/۷۵۸۳ (۰/۰۲۰۳) | $\ln(1 + \text{TA}_t)$ | ۳/۴۹۹۸ (۰/۰۶۶۲) |
| LnY_{Rt-2} | -۰/۸۵۸۱ (۰/۰۰۹۶) | $\ln(1 + \text{U}_t)$ | ۰/۵۸۶۶ (۰/۰۰۰۰) |
| LnY_{Rt-3} | ۰/۸۵۳۵ (۰/۰۰۰۶) | $\ln(1 + \text{U}_{t-1})$ | ۰/۱۶۲۶ (۰/۳۴۰۹) |
| LnE_t | -۰/۰۰۷۳ (۰/۷۵۲۳) | $\ln(1 + \text{U}_{t-2})$ | -۰/۵۲۸۴ (۰/۰۰۱۱) |
| LnE_{t-1} | -۰/۰۵۳۵ (۰/۰۳۹۴) | C | -۶/۰۰۶۴ (۰/۰۰۵۱) |
| Γ_t | ۰/۰۲۰۸ (۰/۲۲۴۳) | | |
| آزمون‌های تشخیصی | | | |
| آزمون | آماره آزمون (p - value) | آزمون | آماره آزمون (p - value) |
| F | ۵۰/۷۳۵۶ (۰/۰۰۰۰) | ARCH | ۰/۰۴۱۸۵ (۰/۸۳۹۱) |
| LM | ۰/۲۰۸۳ (۰/۸۱۳۷) | R^2 | ۰/۹۶۹۹ |

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Speed of adjustment

در جدول (۲) همچنین نتایج برخی آزمون‌های تشخیصی مهم گزارش شده است. مقدار آزمون والد مبتنی بر آماره F استاندارد نشان می‌دهد که کل مدل به لحاظ آماری معنی‌دار است. همچنین، با توجه به نتایج آزمون‌های ARCH، LM، فرضیه‌های صفر مبنی بر عدم حضور خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس نمی‌توانند در سطح اطمینان قابل قبولی رد شوند. مقدار ضریب تعیین (R^2) نیز نشان می‌دهد که رگرسورها ۹۷ درصد تغییرات متغیر توضیحی را توضیح می‌دهند. یک موضوع مهم دیگر در خصوص رویکرد ARDL، ثبات و پایداری پارامترهای مدل در طول زمان است. چنانچه پارامترهای مدل در طول دوره مطالعه باثبات نباشند، نتایج برآورد این پارامترها و استنباط‌های آماری در خصوص آنها از اعتبار کافی برخوردار نیستند. در این ارتباط از تکنیک‌های رایج حاصل جمع تجمعی^۱ (CUSUM) (براون^۲ و دیگران (۱۹۷۵)) جهت بررسی پایداری مدل‌های برآوردی استفاده شده است که نمودار (۱) نتایج آنرا نشان می‌دهد.



نمودار ۱. آزمون پایداری CUSUM

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که ملاحظه می‌شود بر اساس آزمون CUSUM فرضیه صفر پایداری مدل نمی‌تواند در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شود که بر این اساس پارامترهای مدل از ثبات لازم برخوردارند.

1. Cumulative Sum
2. Brown

در مرحله بعد، رویکرد باند جهت تشخیص ارتباط هم‌انباشتگی میان متغیرهای پژوهش به کار گرفته شده است. نتایج در بخش اول جدول (۳) ارائه شده است. با توجه به این نتایج، مقدار آماره $F(۵/۸۹۰۲)$ بزرگتر از باند (مقدار بحرانی) بالا در سطح معنی‌داری ۱ درصد (۵,۲۵۶) است که بدین ترتیب می‌توان فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی میان متغیرها را در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد کرد. به عبارت دیگر یک ارتباط تعادلی بلندمدت میان متغیرهای پژوهش وجود دارد.

جدول ۳. نتایج آزمون باند و بردار هم‌انباشتگی

| آزمون باند (تشخیص ارتباط هم‌انباشتگی) | | | |
|-------------------------------------------------|--------------|---------------|-----------------|
| مقادیر بحرانی | | سطح معنی‌داری | آماره آزمون (F) |
| باند پائین | باند بالا | | |
| ۲/۳۰۶ | ۳/۳۵۳ | ٪۱۰ | |
| ۲/۷۳۴ | ۳/۹۲ | ٪۵ | ۵/۸۹۰۲ |
| ۳/۶۵۷ | ۵/۲۵۶ | ٪۱ | |
| بردار هم‌انباشتگی (متغیر وابسته: $\ln C_{Tt}$) | | | |
| p - value | انحراف معیار | ضریب بلندمدت | رگرسور |
| ۰/۰۰۰۰ | ۲/۵۱۶۷ | -۱۶/۴۴۹۲ | $C = \ln A$ |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۲۰۵۰ | ۱/۷۳۱۶ | $\ln Y_R$ |
| ۰/۰۱۳۷ | ۰/۰۶۲۱ | -۰/۱۶۶۵ | $\ln E$ |
| ۰/۰۰۰۲ | ۰/۰۳۲۸ | -۰/۱۴۷۱ | r |
| ۰/۰۹۱۹ | ۵/۴۳۷۹ | ۹/۵۸۴۵ | $\ln(1 + TA)$ |
| ۰/۰۵۷۰ | ۰/۳۰۱۱ | ۰/۶۰۴۷ | $\ln(1 + U)$ |
| سرعت تعدیل | | | |
| p - value | آماره t | انحراف معیار | $\hat{\rho}$ |
| ۰/۰۰۰۰ | -۷/۲۴۴۰ | ۰/۰۵۰۴ | -۰/۳۶۵۱ |

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آرایه شده در بخش دوم جدول (۳)، رابطه هم‌انباشتگی یا بلندمدت میان متغیرها را آرایه می‌کند. طبق اطلاعات این جدول، عرض از مبدأ (C) و ضرایب همه متغیرهای توضیحی از نظر آماری معنادار هستند.

پس از آزمون هم‌انباشتگی و استخراج بردار هم‌انباشتگی (بردار بلندمدت)، لازم است مکانیسم تعدیل انحرافات از مسیر تعادلی بلندمدت بررسی شود. نتایج برآورد سرعت تعدیل و آزمون معناداری مربوطه در پایان جدول (۳) گزارش شده‌اند که بر اساس آن، مقدار برآوردی سرعت تعدیل معادل $\hat{\rho} = -0,3651$ است؛ این مقدار بیانگر معنی‌داری آن در سطح معنی ۱ درصد است. منفی بودن این ضریب نشان می‌دهد هر انحراف مثبت یا منفی از مسیر تعادلی بلندمدت در طول زمان تعدیل می‌شود. همچنین مقدار ضریب نشان می‌دهد در هر دوره زمانی (سال) ۳۶,۵۱ درصد از انحرافات از مسیر تعادلی بلندمدت تصحیح می‌شود.

ضرایب بلندمدت دو کاربرد مهم دارند. اولاً، این ضرایب اطلاعات مفیدی در خصوص نحوه اثرگذاری متغیرهای توضیحی بر تقاضای پول در اقتصاد ایران را ارائه می‌کنند. مطابق انتظارات تئوریک، درآمد حقیقی و نرخ بهره به ترتیب اثرات مثبت و منفی بر تقاضای پول (اسکناس و مسکوک در دست اشخاص) دارند. علاوه بر این، همان‌طور که بحث شد، به لحاظ تئوریک، نرخ ارز اسمی می‌تواند تقاضا برای پول را کاهش یا افزایش دهد. با توجه به جدول، این متغیر تأثیر منفی و معنی‌داری بر تقاضای پول دارد. از طرف دیگر، همان‌طور که انتظار می‌رود متغیرهای نرخ بیکاری و بار مالیاتی دارای اثرات مثبت و معنی‌داری بر تقاضای پول هستند که این یافته بیانگر آن است افزایش بار مالیاتی و نرخ بیکاری با تقویت انگیزه ورود به اقتصاد سایه، موجب رشد آن می‌شود. بار مالیاتی بیشتر، هزینه ورود به فعالیت‌های رسمی را افزایش می‌دهد و انگیزه ورود افراد به فعالیت‌های بخش سایه را که معاف از رعایت مقررات رسمی مثل مالیات‌ها هستند، تقویت می‌کند. همچنین بالا بودن نرخ بیکاری که انعکاسی از سطح پایین فعالیت‌های اقتصادی در بخش رسمی است موجب می‌شود تا افراد بیکار با ورود به فعالیت‌های غیرقانونی کمبودهای درآمدی خود را جبران کنند و نیازهای مصرفی خود را از بخش غیر رسمی اقتصاد تأمین کنند که در این شرایط اقتصاد سایه دارای رشد مثبت خواهد بود. دوماً، همان‌طور که بیان شد با استفاده از مقادیر ضرایب بلندمدت می‌توان اندازه بخش سایه اقتصاد را برای سال‌های مختلف برآورد کرد. به این منظور، متغیرهای TA و U دارای مقدار صفر می‌شوند که در نتیجه، لگاریتم طبیعی مقدار تقاضای پول پیش بینی شده برای دوره زمانی t عبارت است از:

$$\widehat{\text{LnC}}_{\text{Rt}} = \widehat{\text{LnA}} + \hat{\beta}\text{LnY}_{\text{Rt}} - \hat{\gamma}r_t = -16.4492 + 1.7316 \text{LnY}_{\text{Rt}} - 0.1471 r_t$$

در مرحله بعد با حذف لگاریتم، تقاضای پول پیش‌بینی شده به صورت ذیل به دست می‌آید:

$$\hat{C}_{Rt} = \hat{A}Y_{Ot}^{\hat{\beta}} \exp(-\hat{\gamma}i_t) = 0.00000007 Y_{Rt}^{1.7316} \exp(-0.1471 r_t)$$

این مقدار نشان می‌دهد چنانچه عواملی که انگیزه فعالیت در بخش سایه اقتصاد را ایجاد می‌کنند (نرخ مالیات و نرخ بیکاری) حذف شوند، مقدار پیش‌بینی تقاضای کل پول در اقتصاد چقدر است؛ این چیزی نیست جزء آن بخش از تقاضای پول که توسط بخش رسمی اقتصاد شکل می‌گیرد. همچنین، اگر این مقدار تقاضای پول از کل تقاضای پول در اقتصاد (که معادل تقاضای مشاهده شده برای پول است) کسر شود، مقدار تقاضای پول از طرف بخش سایه اقتصاد (\hat{C}_{Ht}) به دست می‌آید که بر اساس آن، اندازه اقتصاد سایه به عنوان نسبتی از اقتصاد رسمی (تولید ناخالص داخلی) برای دوره زمانی t عبارت است از:

$$S_t \equiv \frac{\hat{Y}_{Ht}}{Y_{Rt}} = \left(\frac{\hat{C}_{Ht}}{\hat{C}_{Rt}} \right)^{\frac{1}{\hat{\beta}}} = \left(\frac{\hat{C}_{Ht}}{\hat{C}_{Rt}} \right)^{0.5775}$$

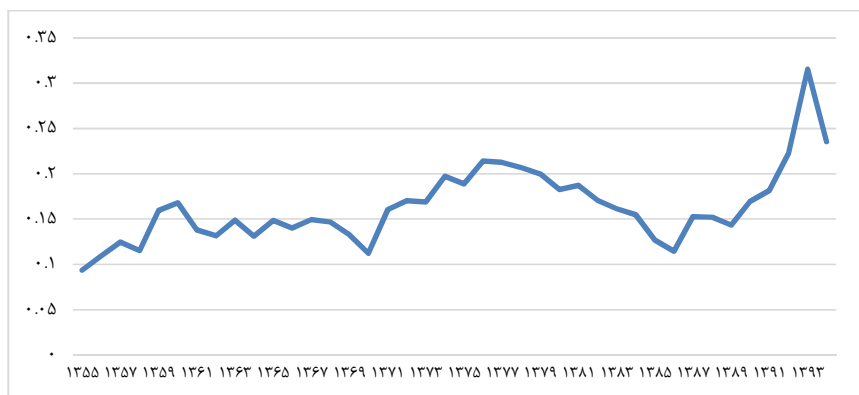
بر مبنای این رابطه، تولید بخش سایه اقتصاد (\hat{Y}_{Ht}) و نسبت آن به تولید بخش رسمی اقتصاد (S_t) طی سال‌های (۱۳۹۴-۱۳۵۵) محاسبه شد. جدول (۴) آمارهای توصیفی مربوط به تولید بخش سایه و نسبت اقتصاد سایه به تولید رسمی را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، متوسط نسبت بخش سایه به بخش رسمی اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۵۵ معادل ۱۶/۳۵ درصد به دست آمده است. به عبارت دیگر، در طی چهار دهه اخیر، بخش سایه در اقتصاد ایران به‌طور متوسط حدوداً یک ششم تولید ناخالص داخلی را تشکیل داده است. طبق نتایج تحقیق، این نسبت برای سال‌های مختلف متفاوت بوده و بین ۹/۳۶ درصد و ۳۱/۵۴ درصد در نوسان بوده است.

جدول ۵. آماره‌های توصیفی داده‌های مربوط به متغیرها (۱۳۹۴-۱۳۵۵)

| متغیر | تعداد مشاهدات | میانگین | انحراف معیار | کمینه | بیشینه |
|----------------|---------------|---------|--------------|--------|--------|
| \hat{Y}_{Ht} | ۴۰ | ۲۱۷۲۸۲ | ۱۱۶۶۰۱ | ۱۰۸۷۲۲ | ۶۴۰۷۷۲ |
| S_t | ۴۰ | ۰/۱۶۳۵ | ۰/۰۴۱۴ | ۰/۰۹۳۶ | ۰/۳۱۵۴ |

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۱) روند نسبت بخش سایه به بخش رسمی اقتصاد (تولید ناخالص داخلی) را طی سال‌های ۱۳۵۵-۱۳۹۴ نشان می‌دهد.



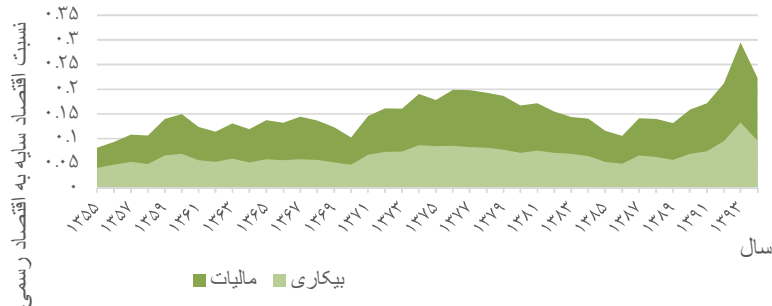
نمودار ۱. نسبت بخش سایه به بخش رسمی اقتصاد ایران (S_t) برای دوره ۱۳۵۵-۱۳۹۴

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق مباحث انجام شده و نتایج تجربی به دست آمده، نرخ بیکاری دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر گسترش بخش سایه‌ای اقتصاد و بنابراین افزایش تقاضای پول در اقتصاد ایران هستند. حال این پرسش اساسی مطرح می‌شود که سهم نرخ بیکاری در رشد اقتصاد سایه چه میزان بوده است و به‌طور مستقیم نرخ بیکاری چه نقشی در رشد اقتصاد سایه در اقتصاد ایران داشته است. به‌منظور پاسخ به این پرسش، ابتدا معادله تقاضای پول برآورد می‌شود. سپس، مقادیر صفر به یکی از متغیرهای نرخ مالیات و نرخ بیکاری اختصاص داده می‌شود. در نهایت، به شیوه قبل، بخش سایه اقتصاد در حضور متغیر دیگری اندازه‌گیری می‌شود. آنچه حاصل می‌شود بخشی از اقتصاد سایه است که به دلیل متغیر (عامل) دوم شکل می‌گیرد. بدین ترتیب بخش سایه اقتصاد بر حسب عوامل شکل‌دهنده آن تجزیه می‌شود که نتایج آن در نمودار (۲) ارائه شده است.

طبق یافته‌های پژوهش طی دوره ۴۰ ساله به‌طور متوسط ۷ درصد از نسبت اقتصاد سایه به اقتصاد رسمی یا تولید ناخالص داخلی به دلیل بیکاری و ۱۵ درصد آن ناشی از بار مالیاتی است. بر این اساس ۷ درصد از تغییرات اقتصاد سایه به‌طور مستقیم ناشی از تغییرات نرخ بیکاری بوده است؛ همان‌طور که نمودار (۲) نشان می‌دهد سهم

بیکاری در روند اقتصاد سایه طی سال‌های (۱۳۵۵-۱۳۹۴) همراه با نوسان بوده و در یک سیر صعودی در سال‌های پایانی دوره تحت بررسی به ۱۳ درصد در سال ۱۳۹۳ رسیده است.



نمودار ۲. نتایج تجزیه انداره بخش سایه اقتصاد بر حسب عامل شکل‌گیری

منبع: یافته‌های پژوهش

۵- نتیجه‌گیری

اقتصاد سایه واکنش اقتصاد رسمی به بالا بودن سطح مقررات دولتی و شرایط نامناسب اقتصادی است که در نتیجه آن افراد به کار در فعالیت‌های غیر قانونی تشویق می‌شوند. بیکاری یکی از عواملی است که رشد اقتصاد سایه را تحت تأثیر قرار می‌دهد که در این مقاله تلاش شد تا اثر مستقیم نرخ بیکاری بر روند اقتصاد سایه در ایران مورد ارزیابی قرار گیرد. به این منظور ابتدا در چارچوب تئوری تقاضای پول رابطه بلندمدت تقاضای پول معرفی شد و سپس با در نظر گرفتن عوامل توضیح دهنده اقتصاد سایه در تابع تقاضای پول طبق مطالعات کاگان (۱۹۵۸)، تانزی (۱۹۸۰ و ۱۹۸۳)، دویدسکیو و دابرا (۲۰۱۴) و مولیان و ساردا (۲۰۱۷)، رابطه تقاضای پول در چارچوب مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی در دوره (۱۳۵۵-۱۳۹۴) برآورد شد. بر اساس نتایج تخمین مدل ابتدا روند اقتصاد سایه به صورت نسبت اقتصاد سایه به اقتصاد رسمی یا تولید ناخالص داخلی به دست آمد؛ سپس سهم هریک از عوامل توضیح دهنده اقتصاد سایه شامل بیکاری و بار مالیاتی در روند اقتصاد سایه استخراج شد و اثر مستقیم نرخ بیکاری بر اندازه اقتصاد سایه در ایران اندازه‌گیری و مورد تحلیل قرار گرفت. طبق یافته‌های تحقیق، بار مالیاتی دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر اقتصاد سایه است. افزایش بار مالیاتی، معاملات اقتصادی در بازار رسمی را با محدودیت‌های بیشتری مواجه می‌کند

که در نتیجه آن انگیزه افراد برای ورود به اقتصاد سایه با هدف فرار از مقررات دولتی تقویت می‌شود. همچنین اثر نرخ بیکاری بر تغییرات اقتصاد سایه در ایران مثبت و معنی‌دار به دست آمد. این نتیجه در راستای یافته‌های فلد و اشنايدر (۲۰۱۰)، اشنايدر و ویلیامز (۲۰۱۳)، مولیان و ساردا (۲۰۱۷) و مدینا و اشنايدر (۲۰۱۸) قرار دارد. طبق دیدگاه گیلز و تدرز (۲۰۰۲) رابطه بین نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه از طریق دو اثر جانشینی و اثر درآمدی تحلیل می‌شود که اثر مثبت نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه بیانگر آن است اثر جانشینی از اثر درآمدی قوی‌تر است. به طوری که در شرایط بالا بودن نرخ بیکاری، افراد بیکار ساعات کار آزاد شده خود در بازار رسمی را صرف فعالیت‌های غیر قانونی می‌کنند تا از این طریق کمبودهای درآمدی آنان جبران شود. بر اساس یکی از نتایج مهم مقاله اثر مستقیم نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه در ایران به طور متوسط ۷ درصد طی سال‌های تحت بررسی ارزیابی می‌شود. میزان اثر مستقیم بیکاری بر اقتصاد سایه در اقتصاد ایران در سال‌های پایانی مورد مطالعه دارای روند صعودی بوده است به طوری که در سال ۱۳۹۳ به ۱۰ درصد رسیده است. با توجه به نتایج تحقیق فراهم سازی شرایط کسب و کار و کاهش بار قوانین و مقررات در بازار رسمی به عنوان دو عامل کلیدی مؤثر بر کاهش اندازه اقتصاد سایه تلقی می‌شوند که لازم است از سوی نظام سیاست‌گذاری مورد توجه قرار گیرد.

منابع

۱. حسنوند، سمیه، زراء نژاد، منصور و منتظر حجت، امیر حسین (۱۳۹۵). تحلیل تأثیر نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه در کشورهای در حال توسعه منتخب. پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی. (۲۲): ۶-۱۱۸-۱۰۳.
۲. عرب مازار یزدی، علی (۱۳۸۰). اقتصاد سیاه در ایران: اندازه، علل و آثار در سه دهه اخیر. برنامه و بودجه. ۶(۲ و ۳): ۳-۶۰.
3. Ahumada, H., Alvaredo, F., & Canavese, A. (2008). The monetary method to measure the shadow economy: The forgotten problem of the initial conditions. *Economics Letters*, 101(2): 97-99.
4. Bahmani-Oskooee, M. (1996). The black market exchange rate and demand for money in Iran. *Journal of Macroeconomics*, 18(1): 171-176.
5. Bajada, C. (1999). Estimates of the underground economy in Australia. *The Economic Record*, 75(231): 369-384.
6. Bajada, C., & Schneider, F. (2009). Unemployment and the shadow economy in OECD. *Revue économique*, 60: 1033-1067.

7. Bhattacharyya, D. K. (1990). An econometric method of estimating the hidden economy, U.K. (1960–1984): Estimates and tests. *Economic Journal*, 100 (402): 703–717.
8. Buehn, A., & Schneider, F. (2008). MIMIC models, cointegration and error correction: An application to the French shadow economy. IZA Discussion Paper No. 3306, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn, Germany.
9. Davidescu (Alexandru), A. A., Dobre, I. (2013). The impact of unemployment rate on the size of Romanian shadow economy. *Public Finance Review*, 41(5): 578-607.
10. Dell'Anno, R., Davidescu, A. A., Balele, N. P. (2018). Estimating shadow economy in Tanzania: An analysis with the MIMIC approach. *Journal of Economic Studies*, 45(1): 100-113.
11. Dell'Anno, R. (2003). Estimating the shadow economy in Italy: A structural equation approach. Working Paper 2003–7, Department of Economics, University of Aarhus.
12. Dell'Anno, R., Solomon, O. H. (2008). Shadow economy and unemployment rate in USA: is there a structural relationship? An empirical analysis. *Applied Economics*, 40: 2537–2555.
13. Dell'Anno, R., & Schneider, F. (2004). The shadow economy of Italy and other OECD countries: What do we know?. *Journal of Public Finance and Public Choice*, 21: 223–245.
14. Enste, D. H. (2003). Shadow economy and institutional change in transition countries, in the informal economy in the EU assessment countries: Size, scope, trends and challenges of the process of EU-enlargement (Editor.) B. Belev, Center for Study of Democracy, Sofia, 81–114.
15. Gaspareniene, L., Remeikiene, R., Heikkila, M. (2016). Evaluation of the impact of shadow economy determinants: Ukrainian Case. *Intellectual Economics*, 10(2): 108-113.
16. Giles, D. E. A. (1999). Modelling the hidden economy and the tax-gap in New Zealand. *Empirical Economics*, 24: 621-640.
17. Goel, R. K., Saunoris, J. W. (2017). Unemployment and international shadow economy: Gender differences. *Applied Economics*, 49(58): 5828-5840.
18. Gutmann, P. M. (1977). The subterranean economy. *Financial Analysts Journal*, 33(6): 26-34.
19. Khandan, A., Nili, M. (2014). Government interventions and the size of the informal economy. The case of Iran (1971–2007). *Journal of Economic Policy Reform*, 17(1): 71-90.
20. Lemieux, T., Fortin, B., & Fréchet, P. (1994). The effect of taxes on labor supply in the underground economy. *The American Economic Review*, 84: 231–54.

21. Mauleón, I., Sardà, J. (2016). Unemployment and the shadow economy. *Applied Economics*, 49(37): 3729-3740.
22. Medina, L., & Schneider, F. (2018). Shadow economies around the world: What did we learn over the last 20 years?. IMF Working Paper, WP/18/17.
23. Nchor, D., & Adamec, V. (2015). Unofficial economy estimation by the MIMIC model: The case of Kenya, Namibia, Ghana and Nigeria. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 63(6): 2043-2049 (Available by <https://doi.org/10.11118/actaun201563062043>).
24. Ouattara, B. (2004). Foreign aid and fiscal policy in Senegal (pp. 262-267). Manchester: Mimeo University of Manchester.
25. Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31: 371-413.
26. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289-326.
27. Pirae, K., & Rajae, H. (2015). The causal relationship between unemployment rate and underground economy in Iran. *International Journal of Economic Behavior and Organization*, 3(2): 23-28.
28. Saafi, S., Farhat, A., & Haj Mohamed, M. B. (2015). Testing the relationships between shadow economy and unemployment: Empirical evidence from linear and nonlinear tests. *Studies in Nonlinear Dynamic and Econometrics*, 19(5): 585-608.
29. Schneider, F. (2014). In the shadow of the state – the informal economy and informal economy labor force. *DANUBE: Law and Economics Review*, 5(4): 227-248.
30. Schneider, F. (2000). The increase of the size of the shadow economy of 18 OECD countries: Some preliminary explanations. CESifo Working Paper Series No. 306 (Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=258933>).
31. Schneider, F., & Enste, D. H. (2000). Shadow economies: size, causes and consequences. *Journal of Economic Literature*, 38: 77-114.
32. Smith, P. (1994). Assessing the size of the underground economy: The Canadian statistical perspectives. *Canadian Economic Observer*, Catalogue, 11-010, 16-33.
33. Tanzi, V. (1982). Underground economy and tax evasion in the United States: Estimates and implications. *The underground economy in the United States and abroad*, Lexington books.
34. Thomas, J. J. (1986). The underground economy in the United States: A Comment on Tanzi. *International Monetary Fund*, 33(4): 782-789.