فصلنامه علمی _ترویجی اقتصاد و بانکداری اسلامی، شماره بیست و ششم، بهار۱۳۹۸- صفحات ۶۷ - ۵۱

اثر تسهیلات اعطایی و نرخ سود حقیقی بانک‌ها بر رشد اقتصادی (مطالعه تطبیقی ایران و مالزی)

محسن مهرآرا[۱]
سهیل آیین[۲]
یاسمن حکم اللهی[۳]

تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۰۵۰۳ **تاریخ پذیرش:۱۳۹۷/۰۹/۱۸**

چکیده

امروزه نحوه اثرگذاری توسعه مالی و سرکوب مالی بر رشد اقتصادی موضوعی چالش برانگیز می‌باشد. با توجه به دیدگاه‌های متفاوت در این حوزه، این پژوهش به بررسی تأثیر تسهیلات اعطایی بانک‌ها و نرخ سود آن‌ها بر رشد اقتصادی در دو کشور ایران و مالزی بصورت تطبیقی می‌پردازد. دوره زمانی تحقیق حاضر ۱۳۹۶-۱۳۶۶ برای ایران و ۲۰۱۶-۱۹۸۵ برای مالزی و با استفاده از مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی ARDL به برآورد الگو پرداخته شده است. نتایج آماری حاکی از تأثیرگذاری مثبت متغیرهای تسهیلات اعطایی بانک‌ها، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تشکیل سرمایه ثابت بر نرخ رشد اقتصادی و تاثیر منفی نرخ سود حقیقی برای تسهیلات بر نرخ رشد اقتصادی در ایران است. اما ضریب متغیر تراز تجاری در ایران منفی و در مالزی مثبت و به لحاظ آماری بی‌معنی است که آسیب‌پذیری اقتصاد ایران را نسبت به تحولات تراز تجاری منعکس می‌کند. به علاوه اثرمثبت FDI و اثر منفی نرخ سود تسهیلات بر رشد اقتصادی در مالزی به مراتب قوی‌تر از ایران است. لذا سیاست پولی و نرخ بهره ابزار موثرتری برای کنترل نوسانات در طول ادوار تجاری در اقتصاد مالزی نسبت به ایران بحساب می‌آید.

کلمات‌کلیدی: توسعه مالی، سرکوب مالی، تسهیلات اعطایی بانک‌ها، نرخ سود حقیقی، رشد اقتصادی.

طبقه‌بندی JEL: G20, G21, C22, N01

۱. استاد اقتصاد دانشگاه تهران (نوسنده مسئول) mmehrara@ut.ac.ir
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران aeen.soheyl@gmail.com
۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران ymn.hokmollahi@yahoo.com

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]

مقدمه

امروزه بخش مالی و توسعه آن نه تنها به عنوان یک ابزار کمکی برای سایر بخش‌های اقتصادی، که خود به عنوان یک عامل بسیار مهم در فرایند صنعتی شدن، رشد و توسعه اقتصادی شناخته می‌شود. ابزارهای تامین مالی و تسهیلات اعطائی مورد استفاده در نظام مالی اسلامی متنوع و دارای ویژگی سهولت در اجرا و رفع نیاز جنبه‌های مختلف اقتصادی می‌باشند. نظام مالی اسلامی از طریق شقوق و عقود مختلف و نیز با استفاده از ابزارهای تأمین مالی جدید برگرفته از صکوک اسلامی مانند مرابحه، اجاره، مشارکت و... در تأمین مالی تعداد زیادی از پروژه‌های کوچک و متوسط موفق بوده‌اند. تا قبل از سال ۱۹۷۰ تحلیل اکثر اقتصاددانان این بود که نرخ‌های بهره پایین زمینه افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را فراهم می‌آورد. کشورهای در حال توسعه به منظور تحرک در تولید از طریق افزایش سرمایه‌گذاری به کنترل نرخ‌های بهره در سطوح پایین‌تر از نرخ بهره تعادلی پرداخته و سیاست سرکوب مالی را در پیش گرفتند. مک‌کینون و شاو[1] در سال ۱۹۷۳ اولین اقتصاددانانی بودند که با نظریات موجود در خصوص رابطه معکوس بین نرخ بهره و سرمایه‌گذاری مخالفت نمودند. آن‌ها اعتقاد داشتند افزایش نرخ بهره منجر به افزایش پس‌انداز و افزایش منابع مالی بانکی شده و در نهایت سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. از طرف دیگر با افزایش نرخ بهره، بخشی از دارایی‌ها مانند طلا، ارز و دارایی‌های فیزیکی به سپرده‌های بانکی تغییر می‌یابند. با فراگیر شده چنین نظریاتی در میان سیاست‌گذاران کشورهای در حال توسعه، اکثر این کشورها، سیاست‌های پولی و بهره‌ای خود را تغییر دادند. نتایج حاصل از مطالعات تجربی در بسیاری از کشورها، نظریه مکینون و شاو را تأیید نموده و در برخی از کشورها نیز رد شده است (غفاری و همکاران، ۱۳۹۴).

در این تحقیق قصد داریم براساس دیدگاه مک‌کینون و شاو تاثیر تسهیلات اعطایی بانک‌ها و نرخ سود آن‌ها بر رشد اقتصادی را در کشورهای ایران و مالزی مورد مقایسه قرار دهیم. برای انجام این تحقیق از مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی و داده‌های آماری استخراج شده از پایگاه داده‌های بانک جهانی و بانک مرکزی ایران در بازه زمانی ۱۳۶۶-۱۳۹۶ برای ایران و ۱۹۸۵-۲۰۱۶ برای مالزی استفاده شده است. در بخش دوم مقاله به بررسی مبانی نظری و در بخش سوم به مرور پیشینه‌ی تحقیق می‌پردازیم. بخش چهارم به تصریح و برآورد الگو اختصاص یافته است. در بخش پنجم مباحث مذکور خلاصه و نتیجه‌گیری می‌شوند.

1.Mckinon & Shaw

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]

۱- مبانی نظری

۱-۱- توسعه مالی و رشد اقتصادی

به‌طورکلی، دو نظریهٔ کاملاً متفاوت در زمینه نقش بازارهای مالی در رشد اقتصادی ارایه شده است. گروه اول، اقتصاددانانی که مخالف اهمیت بخش مالی در اقتصادند مانند مادیگلیانی و میلر[1]، لوکاس[2]، لوین[3]، در مقابل این گروه معدود نیز اقتصاددانانی هستند که با انجام مطالعات متعدد به روند تأثیر بازارهای مالی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. این گروه از اقتصاددانان به دو گروه مجزا قابل‌تقسیم‌اند: گروه اول، اقتصاددانان طرفدار مکتب کینز می‌باشد که معتقد به دخالت دولت در بازارهای مالی و تعیین سقف‌های نرخ بهره‌اند. آن‌ها چون سرمایه‌گذاری را تابعی معکوس از نرخ بهره و پس‌انداز را تابعی مستقیم از درآمد می‌دانند و از سوی دیگر، براساس نظر کینز معتقد به وجود رجحان نقدینگی بالا هستند، سیاست سرکوب مالی و تعیین سقف نرخ بهره توسط دولت را برای افزایش رشد اقتصادی تجویز می‌کنند. گروه دوم، اقتصاددانان نئوکلاسیک هستند که سیاست‌های حاکمیت قیمت‌ها و آزادسازی را توصیه نموده‌اند و در بازارهای مالی بر آزادسازی نرخ بهره تأکید دارند. موضوع رابطه بین توسعه مالی، سرکوب مالی و رشد اقتصادی را می‌توان یکی از مباحث چالش برانگیز در مباحث اقتصادی به شمار آورد که دیدگاه‌های مختلفی نیز در این مورد بیان شده است. بسیاری از پژوهشگران و اقتصاددانان براین موضوع که بین توسعه مالی و رشد اقتصادی رابطه‌ای مثبت وجود دارد اتفاق نظر دارند ولی در مورد جهت علیت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی توافق چندانی بین اقتصاددانان وجود ندارد (تقوی، ۱۳۸۸).

گروهی از اقتصاددانان معتقدند که توسعه مالی نقش کلیدی در رشد اقتصادی دارد. شومپیتر[4] (۱۹۱۲) استدلال کرده است خدماتی که واسطه‌های مالی فراهم می‌کنند، از ضروریات ابداعات تکنولوژیک و رشد اقتصادی است. پاتریک[5] (۱۹۹۶) رابطه علیت بین رشد اقتصادی و توسعه مالی را بررسی نموده و در این خصوص دو نظریه ارائه می‌دهد. در نظریه اول با عنوان "پیروی تقاضا " بیان می‌کند که افزایش تقاضای بخش واقعی برای خدمات مالی موجب افزایش تعداد بانک‌ها و سایر موسسات مالی در اقتصاد شده و موجب گسترش ابزارهای مالی می‌شود. نظریه تقاضای پاتریک بیانگر این است که توسعه بخش واقعی اقتصاد باعث توسعه مالی می‌شود. مطابق این نظریه توسعه مالی در رشد اقتصادی بلند مدت نقش عمده‌ای ایفا نمی‌کند و این رشد اقتصادی است که موجب

1.Modigliani-Miller
2.Lucas
3.Levine
4.Schumpeter
5.Patrick

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]

توسعه مالی می‌شود. رابینسون[1] (۱۹۵۲) اعتقاد دارند کـه توسـعه مـالی بـه دنبـال رشـد اقتصـادی صورت می‌گیرد. پیروان نظریات رابینسون بر این باورنـد کـه واسـطه‌های مـالی، تنهـا کانـالی بـرای هدایت منابع پس‌اندازی به سمت فعالیت‌های سرمایه گذاری می‌باشند. از طرفی طبق نظریه رهبری عرضه توسعه مالی باعث توسعه بخش واقعی اقتصـاد می‌شـود. بـه نظـر مـک‌کینـون (۱۹۷۳)، شـاو (۱۹۷۳) و گلداسمیت[2](۱۹۶۹) توسعه مالی، نقش کلیدی در رشد اقتصادی دارد؛ آن‌ها بـراین بـاور بودند که تفاوت در کیفیت و کمیت خدمات ارائه شده توسط موسسات مالی می‌تواند بخـش مهمـی از تفاوت نرخ رشد در بین کشورها را توضیح دهد. همچنین لوکاس (۱۹۸۸) معتقد است که اهمیت و نقش مسائل مالی بیش از اندازه مورد تاکید قرار گرفته است و بازارهای مالی در بهتـرین وضـعیت خود، جایگاه کوچکی در اقتصاد دارند.

سنجش وجود رابطه دوطرفه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی با بکارگیری الگوی رشـد درون‌زا ممکن شد. در این راستا جوانوویچ و گرین‌وود[3](۱۹۹۰) نشان دادند که یک رابطه دوطرفه بین رشـد اقتصادی و توسعه مالی وجود دارد. در نهایت، اکثر پژوهش‌های تجربی انجام شـده، بـه یـک رابطـه مثبت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی دست یافته‌اند، اما همچنان چـالش زیـادی در ایـن مبحـث وجود دارد. در تئوری‌های جدید به همبستگی بالای رشد اقتصادی با نوآوری تأکید شده اسـت کـه این نوآوری در بازارهای مالی با معرفی ابزارهـای جدیـد تـأمین و توسـعه مـالی و در بخـش واقعـی اقتصاد با معرفی کالاهای جدید صورت می‌پذیرد. در واقـع، بـا ورود واسـطه‌های مـالی در مـدل‌های رشد با معرفی ابزارهای جدید تأمین و توسعه مالی اهدافی نظیر کاهش و مدیریت ریسـک، افـزایش کارایی سرمایه از طریق تخصیص بهینه منابع و تحرک‌پذیری پس‌انداز مورد توجه قرار می‌گیرند که درنهایت هدف تحقق رشد اقتصادی بلندمدت را برای اقتصاد دنبال می‌نمایند. ارتباط میـان توسـعه مالی و رشد بلندمدت در نظریات جدید مشخص می‌سازد که سیستم‌های مالی می‌تواننـد ریسـک و هزینه مبادله را در بلندمدت کاهش دهند و به شفاف سازی اطلاعات کمک کنند. همچنین بازارها و نهادهای مالی به دلیل رفع مشکلات ناشی از نارسایی‌های اطلاعاتی یا معاملاتی و کاهش هزینه‌های مبادله از طریق بهبود اصطکاک‌ها در بازارها، به طور طبیعی تخصیص منابع در زمان‌ها و مکان‌هـای مختلف را تحت تاثیر قرار می‌دهند.

۲-۱- سرکوب مالی و رشد اقتصادی

پایگاه نظری مرتبط با سرکوب مالی عمـدتاً شـامل نظریـات مـک‌کینـون و شـاو (۱۹۷۳) و مکتـب

1.Robinson
2.Goldsmith
3.Greenwood & Jovanovic

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]

ساختارگرایان مالی (دهه ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰) و مکتب پساکینزی (۱۹۹۲) است. طبق این نظریه پایین بودن و منفی بودن نرخ بهره واقعی خود به دلیل پایین آوردن(سرکوب دستوری) نرخ بهره و بالا رفتن نرخ تورم رخ می‌دهد که مانع تشکیل پس‌انداز است و آثار منفی خود را بر جریان انباشت سرمایه و رشد درآمد میگذارد. مک‌کینون و شاو(۱۹۷۳)، برای اولین بار این موضوع را مطرح کردند که تحت فشار گذاشتن مؤسسات مالی جهت پرداخت نرخ‌های بهره پایین و اغلب منفی یا به عبارتی سرکوب مالی به اعمال فشار بر پس‌انداز بخش خصوصی و ایجاد محدودیت جهت تأمین مالی منجر می‌شود. سرکوب مالی با نگهداری نرخ‌های بهره به سطحی پایین‌تر از نرخ طبیعی بهره میزان پس‌انداز را پایین می‌آورد و اگر سرمایه‌گذاری هم صورت گیرد، رشد اقتصاد در سطحی پایین‌تر از نرخ رشد اقتصادی بالقوه خواهد بود. در چنین دورنمایی آزادسازی مالی، کشورهای درحال‌توسعه را قادر می‌سازد تا پس‌انداز داخلی و رشد را ارتقا و وابستگی زیاد به جریان سرمایه خارجی را کاهش دهند. سرکوب مالی مجموعه‌ای از محدودیت‌های قانونی دولت است که از فعالیت‌های واسطه‌های مالی اقتصاد در سطح ظرفیت کامل خودشان جلوگیری می‌کنند و عموماً بر فقدان عمق مالی واسطه‌های مالی در کشورهای در حال توسعه دلالت دارد. سرکوب مالی در یک تعریف کاربردی، عبارت است از: وجود انواع موانع بر سر راه فعالیت‌های مالی از قبیل سقف نرخ بهره، کاهش دستوری نرخ بهره فارغ از کاهش تورم، تخصیص اعتبارات به‌صورت گزینشی و اعمال سیاست‌های اجباری و ارشادی به بنگاه‌های واسطه وجوه برای تخصیص منابع فارغ از مکانیسم اعتبارسنجی مرسوم، نرخ ذخایر قانونی بالا، به هم زدن حاشیه نرخ بهره (که حاشیه سود واسطه‌های وجوه است)، دخالت و تصویب قوانین محدودکننده در مواجهه با بازیگران بازار سرمایه، مداخله و خارج ساختن سیستم مالی و یا بازار سرمایه از رقابت با پایین آوردن سیالیت و شفافیت اطلاعات و شکل‌دهی روند اطلاع‌رسانی نامتقارن (طباطبایی پور، ۱۳۹۵).

مکینون و شاو عقیده دارند که پایین بودن و منفی بودن نرخ بهره واقعی که بخاطر پایین آوردن نرخ بهره اسمی یا بالا رفتن تورم رخ می‌دهد مانع تشکیل پس‌انداز می‌شود و آثار منفی برانباشت سرمایه و درآمد می‌گذارد. بنابراین آزادسازی مالی در کشورهای در حال توسعه باعث افزایش پس‌انداز شده، نرخ رشد را افزایش و وابستگی به سرمایه گذاری خارجی را کاهش می‌دهد (غفاری و همکاران، ۱۳۹۲).

سرکوب مالی از کانال منفی کردن نرخ بهره حقیقی سه تأثیر عمده بر اقتصاد دارد. اولاً سطح سرمایه‌گذاری و پس‌انداز کاهش یافته و منجر به عدم دستیابی به رشد اقتصادی می‌شود. ثانیاً، شکاف بین تقاضای سرمایه‌گذاری و عرضه پس‌انداز را افزایش داده و رانت ایجاد شده در نظام مالی را از بین نمی‌برد. این نتیجه بازار غیر رسمی پول را از رونق داده و فاصله نرخ بهره در بازار رسمی و

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]

بازار غیر رسمی را افزایش می‌دهد. ثالثاً، منابع به صورت غیربهینه تخصیص می‌یابد. با کاهش نرخ بهره واقعی، فعالیت های با بازدهی کم در چرخه اقتصاد باقی‌مانده و فعالیت‌های با بازدهی بیشتر کاهش می‌یابد و این امر سبب کاهش کارایی اقتصاد می‌شود. در مجموع، این نظریه بیان می‌کند که در کشورهای در حال توسعه که با سرکوب مالی مواجهند کاهش نرخ بهره واقعی باعث کاهش پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، کوچک‌شدن بخش مالی اقتصاد و در نهایت کاهش رشد اقتصادی می‌شود (کشاورزیان پیوستی و عظیمی چنزق، ۱۳۸۷).

با توجه به مطالب ذکرشده اهمیت و اثرات توسعه مالی و سرکوب مالی بر رشد اقتصادی امری ضروری و غیرقابل انکار است. با توجه به ساختار بانک محور نظام مالی کشورهای در حال توسعه و گرایش افراد به استفاده از ابزارهای بازار پول، میزان تسهیلات اعطایی از جانب بانک‌ها به عنوان یکی از اصلی‌ترین شاخص‌ها و نماینده‌های توسعه مالی محسوب می‌شود و از طرف دیگر نرخ سود حقیقی تسهیلات و نرخ ذخیره قانونی به دلیل میزان اعمال قدرت بالای دولت در نظام بانکی و دستوری بودن آن از مهم ترین مولفه‌های سرکوب مالی می‌باشند. در این تحقیق با استفاده از داده‌های اقتصادی مربوط به تسهیلات و نرخ سود حقیقی بانکی برای کشورهای ایران و مالزی، به بررسی اثرات توسعه مالی و سرکوب مالی بررشد اقتصادی پرداخته می‌شود.

۲- پیشینه پژوهش

فراهانی‌فرد و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای ابتدا به بررسی کانال‌های اثرگذاری موسسات مالی بانکی و غیر بانکی بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از مدل سنتی کینگ – لوین و روش گشتاور تعمیم یافته GMM طی دوره ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۲ مبتنیبر داده‌های سری زمانی فصلی پرداخته‌اند. یافته‌های تجربی نشان می‌دهد تمامی متغیرهای توضیحی مورد استفاده در مدل اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارند. هم چنین موسسات مالی بانکی در مقایسه با موسسات مالی غیر بانکی اثر بیشتری بر رشد اقتصادی دارند.

ورهرامی و همکاران (۱۳۹۴)، در مقاله‌ای رابطه بین رشد اقتصادی، توسعه بخش بانکی و برخی از متغیرهای کلان اقتصادی را با استفاده از روش Panel VAR در کشورهای D8 طی دوره ۲۰۰۸-۲۰۱۳ مورد بررسی قرار می دهند. نتایج تحقیق آنان حاکی از آن است که میزان اعتبارات اعطایی به بخش بانکی و میزان اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی اثر منفی بر رشد اقتصادی در دوره مورد بررسی داشته است. همچنین عرضه پول، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن تجاری اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته و متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشترین اثر را نسبت به سایر متغیرهای مدل بر رشد اقتصادی کشورهای گروه D8 در سال‌های مورد بررسی داشته است.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]

صمدی (۱۳۷۸)، کمیجانی و سیفی‌پور (۱۳۸۵)، کمیجانی و پوررستمی (۱۳۸۷)، مراسلی و درویشی(۱۳۸۷)، تقوی و (۱۳۸۹)، تقوی (۱۳۸۸) و عباسی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعات خود، به بررسی رابطه سرکوب مالی و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران در دوره‌های مختلف پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تحقیقات آن‌ها نشان می‌دهد که سیاست‌های سرکوب مالی موجب کاهش رشد اقتصادی ایران شده است.

اودهیامبو[1] (۲۰۰۹) تاثیر تغییرات نرخ بهره بر رشد اقتصادی در زامبیا مورد مطالعه تجربی قرار داده است. در این تحقیق از آزمون علیت گرنجری و داده‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۵ استفاده شده است. نتایج تحقیقات نشان می‌دهد که یک رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار بین آزادسازی نرخ بهره و تعمیق مالی وجود دارد. علاوه بر این، تعمیق مالی حاصل از آزادسازی نرخ بهره علت گرنجری باعث رشد اقتصادی شناخته شده است.

آنگ[2] (۲۰۰۹) در مقاله ای رابطه نوسانات رشد اقتصادی و سرکوب مالی را با استفاده از داده های سری زمانی کشور هندوستان بین سال‌های ۱۹۵۰-۲۰۰۹ بررسی کرده است. وی در تحقیق خود خاطرنشان می‌کند حرکت سیستم مالی به سمت اقتصاد دولتی و اعمال سیاست‌های دستوری عملاً موجبات افزایش نوسانات مصرفی شده است که خود بر روند رشد اقتصادی به علت عدم ثبات سمت تقاضا، اثرات نامطلوبی دارد.

یاپینگ‌هانگ و جان‌وانگ[3] (۲۰۱۰) در مقاله‌ای با عنوان سرکوب مالی و رشد اقتصادی در کشور چین با بهره جستن از روش ترکیب مؤلفه‌های اصلی شاخص سرکوب مالی منحصربه فردی را تخمین زده‌اند و سپس با استفاده از مدلVAR و آزمون هم انباشتگی، ارتباط بلندمدت میان متغیرهای سرکوب مالی و رشد اقتصادی را تخمین زده‌اند. نتایج دلالت بر اثر منفی اعمال سیاست سرکوب مالی بر رشد اقتصادی دارد.

کبیرحسن و همکاران[4] (۲۰۱۱)، در مطالعه‌های تحت عنوان توسعه مالی و رشد اقتصادی، تجربیات جدیدی از داده‌های تابلویی با تقسیم‌بندی کشورها و در نظر گرفتن مناطق جغرافیایی آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه دوسویه، بین رشد اقتصادی و توسعه مالی وجود دارد. اما در برخی از مناطق که درآمد سرانه پایین می‌باشد این رابطه از سمت توسعه مالی به رشد اقتصادی است.

1.Odhiambo
2.Ang
3.Yipping H, Xun W
4.Hassan M

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]

اولتان[1] (۲۰۱۲) در مطالعه خود، رابطه بین اعتبارات بانکی و رشد اقتصادی در نیجریه را مورد بررسی قرار داد. نتایج پژوهش حاکی از آن بود که اعتبارات بانکی رشد تولید واقعی را در این کشور تحریک می‌کند. همچنین، اعتبارات علت گرنجری تولید است.

۳- تصریح و برآورد الگو

در این بخش با استفاده از مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی ARDL به بررسی اثرات تسهیلات اعطایی بانک‌ها و نرخ سود حقیقی بر رشد اقتصادی در ایران و مالزی پرداخته و نتایج را با یکدیگر مقایسه می‌کنیم. محدوده تحقیق حاضراطلاعات آماری مربوط به متغیرهای نظام مالی در دو کشور ایران و مالزی در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۶ برای ایران و ۲۰۱۶-۱۹۸۵ برای مالزی می‌باشد. الگو بصورت زیر تصریح می‌شود:

$$GDP_t = f\,(FAC,TB,DI,FDI,K)$$

$$GDP_{it} = \beta.+ \beta_1 FAC_{i,t}+ \beta_2 TB_{i,t}+ \beta_3 DI_{i,t}+ \beta_4 FDI_{i,t}+ \beta_5 K_{i,t}+\epsilon_{i,t}$$

GDP: تولید ناخالص داخلی

FAC: تسهیلات اعطایی بانک‌ها

TB: تراز تجاری (صادرات - واردات)

DI: نرخ سود تسهیلات واقعی (نرخ سود - تورم)

FDI: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

I: تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بعنوان شاخص بخش واقعی اقتصاد

DC: متغیر دامی جنگ تحمیلی ایران

آزمون داده‌ها و برازش مدل

آزمون‌های پایایی (ریشه واحد[2])

به منظور جلوگیری از برآورد رگرسیون کاذب ناشی از وجود ریشه واحد در متغیرهای سری‌های زمانی وضعیت مانایی و درجه انباشتگی متغیرها از طریق آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)[3] بررسی شده است. خلاصه نتایج این آزمون‌ها در جدول (۱) برای ایران و مالزی به تفکیک ارائه می‌شود.

1.Oluitan
2.Unit root Test
3.The augmented Dickey – Fuller Unit Root Test

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]

جدول (۱): آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته برای مالزی				آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته برای ایران			
متغیرها	آماره آزمون ADF			متغیرها	آماره آزمون ADF		
	ضریب	سطح معناداری	درجه انباشتگی		ضریب	سطح معناداری	درجه انباشتگی
GDP	-۶,۹۷۰۰۸۲	۰,۰۰۰۰	I(1)	GDP	-۵,۷۸۰۴۷۲	۰,۰۰۰۴	I(1)
FAC	-۷,۳۷۴۲۲۴	۰,۰۰۰۰	I(1)	FAC	-۷,۵۸۸۳۹۳	۰,۰۰۰۰	I(1)
TB	-۴,۸۰۶۸۸۰	۰,۰۰۰۶	I(1)	TB	-۴,۶۷۷۳۱۲	۰,۰۰۴۹	I(1)
DI	-۴,۴۷۳۰۴۶	۰,۰۰۱۳	I(1)	DI	-۶,۰۸۴۲۱۷	۰,۰۰۰۲	I(1)
FDI	-۶,۲۶۲۶۵۰	۰,۰۰۰۱	I(1)	FDI	-۵,۷۲۴۳۶۷	۰,۰۰۰۳	I(1)
k	-۵,۱۹۷۱۸۷	۰,۰۰۰۲	I(1)	I	-۵,۰۴۵۹۶۶	۰,۰۰۱۷	I(1)

منبع: محاسبات پژوهش

آزمون هم انباشتگی

از آن‌جا که متغیرهای الگو دارای درجه انباشتگی یک‌سان I(1) هستند، برای تشخیص وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای مدل از آزمون هم انباشتگی مبتنی بر روش یوهانسون-یوسیلیوس استفاده شده است. برای بررسی نتایج آزمون هم انباشتگی لازم است در خصوص وجود یا عدم وجود روند زمانی و عرض از مبدأ در بردار هم انباشتگی و الگو، تصمیم مناسب گرفته شود که در این زمینه پنج الگو وجود دارد: الگوی اول، بدون عرض از مبدأ و روند زمانی؛ الگوی دوم، با عرض از مبدأ مقید و بدون روند زمانی؛ الگوی سوم، با عرض از مبدأ نا مقید و بدون روند زمانی؛ الگوی چهارم، باعرض از مبدأ نامقید و روند زمانی مقید و الگوی پنجم، عرض از مبدأ نامقید و روند زمانی نا مقید. این پنج الگو از مقیدترین (الگوی اول) تا نامقیدترین (الگوی پنجم) شکل آن برای متغیرها برآورد می‌شود. سپس فرضیه صفر عدم وجود بردار هم انباشتگی در مقابل وجود یک بردار هم انباشتگی و بدنبال آن فرضیه وجود حداکثر یک بردار هم انباشتگی در مقابل دو بردار آزمون می‌شود. این آزمون تا وجود n-1 (n تعداد متغیرها) بردار هم انباشتگی ادامه می‌یابد. خلاصه نتایج آزمون‌های اثر(λ_{Trace}) و حداکثر مقدار ویژه (λ_{Max}) در خصوص تعداد بردارهای هم انباشتگی براساس پنج الگوی ذکر شده در جدول (۲) برای ایران و مالزی به تفکیک آورده شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود در مورد ایران فرضیه صفر عدم وجود بردار هم انباشتگی در مقابل وجود یک بردار هم انباشتگی بین متغیرها در هیچ الگویی رد نشده است، بنابراین در این الگوها حداقل یک بردار هم انباشتگی میان متغیرهای مورد مطالعه وجود دارد.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]

جدول (۲): خلاصه نتایج تعداد بردارهای هم انباشتگی

ایران					
الگو	الگوی اول	الگوی دوم	الگوی سوم	الگوی چهارم	الگوی پنجم
آزمون اثر	۳	۴	۲	۲	۲
آزمون حداکثر مقدار ویژه	۲	۱	۱	۱	۰
مالزی					
الگو	الگوی اول	الگوی دوم	الگوی سوم	الگوی چهارم	الگوی پنجم
آزمون اثر	۲	۳	۳	۴	۳
آزمون حداکثر مقدار ویژه	۲	۲	۲	۳	۳

منبع: محاسبات پژوهش

در مورد مالزی فرضیه صفر عدم وجود بردار هم انباشتگی در مقابل وجود یک بردار هم انباشتگی بین متغیرها در دو الگو رد شده است، بنابراین در سه الگو حداقل یک بردار هم انباشتگی میان متغیرهای مورد مطالعه وجود دارد. نتایج برآورد الگو و بررسی آزمون‌های هم انباشتگی مربوط به این الگو در جدول (۳) به تفکیک برای ایران و مالزی گزارش شده است. در مورد ایران، با توجه به نتایج براساس آزمون اثر وجود سه بردار هم انباشتگی و براساس نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه وجود یک بردار هم انباشتگی در سطح ده درصد تأیید می‌شود (احتمال آن‌ها کمتر از ده درصد می‌باشد). با توجه به ارجحیت آزمون حداکثر مقدار ویژه، بنابراین می‌توان وجود یک بردار هم انباشتگی بین متغیرهای مدل را پذیرفت. در مورد مالزی نیز، با توجه به نتایج براساس آزمون اثر وجود دو بردار هم انباشتگی و براساس نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه وجود یک بردار هم انباشتگی در سطح ده درصد تأیید می‌شود.

جدول (۳): نتایج آزمون هم انباشتگی

ایران							
فرضیه H0	فرضیه H1	آماره آزمون اثر	کمیت بحرانی در سطح ۹۵٪	سطح احتمال	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	کمیت بحرانی در سطح ۹۵٪	سطح احتمال
r=0	r=1	۰,۶۵۳۱۳۸	۸۳,۹۳۷۱۲	۰,۰۰۲۵	۰,۶۵۳۱۳۸	۳۶,۶۳۰۱۹	۰,۰۴۶۳
r≤1	r=2	۰,۴۷۹۳۱۴	۶۰,۰۶۱۴۱	۰,۰۲۷۷	۰,۴۷۹۳۱۴	۳۰,۴۳۹۶۱	۰,۲۱۸۴
r≤2	r=3	۰,۳۷۲۸۰۱	۴۰,۱۷۴۹۳	۰,۰۵۸۸	۰,۳۷۲۸۰۱	۲۴,۱۵۹۲۱	۰,۱۹۵۸
r≤3	r=4	۰,۲۳۲۲۴۶	۲۴,۲۷۵۹۶	۰,۱۱۱۳	۰,۲۳۲۲۴۶	۱۷,۷۹۷۳۰	۰,۱۹۷۱
مالزی							
فرضیه H0	فرضیه H1	آماره آزمون اثر	کمیت بحرانی در سطح ۹۵٪	سطح احتمال	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	کمیت بحرانی در سطح ۹۵٪	سطح احتمال
r=0	r=1	۰,۷۱۸۱۱۳	۹۵,۷۵۳۶۶	۰,۰۰۰۴	۰,۷۱۸۱۱۳	۴۰,۰۷۷۵۷	۰,۰۱۵۲
r≤1	r=2	۰,۵۶۸۱۶۹	۶۹,۸۱۸۸۹	۰,۰۱۵۵	۰,۵۶۸۱۶۹	۳۳,۸۷۶۸۷	۰,۰۹۸۲
r≤2	r=3	۰,۴۶۴۰۴۱	۴۷,۸۵۶۱۳	۰,۰۸۵۰	۰,۴۶۴۰۴۱	۲۷,۵۸۴۳۴	۰,۱۰۵۵
r≤3	r=4	۰,۲۳۷۶۷۶	۲۹,۷۹۷۰۷	۰,۳۶۳۵	۰,۲۳۷۶۷۶	۲۱,۱۳۱۶۲	۰,۳۶۴۵

منبع: محاسبات پژوهش

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]

برآورد ضرایب الگوی پویا، بلندمدت و تصحیح خطا

پس از حصول اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق، ضرایب بلندمدت، کوتاه مدت و الگوی ECM به منظور تعیین سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت تخمین زده می‌شود. برای برآورد ضرایب بلندمدت و همچنین برآورد ضرایب تصحیح خطای کوتاه مدت مربوط به معادله، مدل ARDL (0,2,0,2,1,2) برای ایران و ARDL (0,1,2,1,2,0) برای مالزی، به عنوان مدل بهینه براساس معیار SBC[1] انتخاب شده است. نتایج حاصل از برآورد ضرایب کوتاه مدت این مدل در جداول (۴) و (۵) و نتایج تخمین ضرایب بلندمدت در جداول (۶) و (۷) برای ایران و مالزی ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهند که علامت ضرایب متغیرها در بلند مدت مطابق انتظار و مبانی نظری موضوع می‌باشند. نتایج الگوهای پویا و بلند مدت در ایران و مالزی بیانگر تأثیر گذاری مثبت متغیرهای تسهیلات اعطایی بانک‌ها، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تشکیل سرمایه ثابت بر نرخ رشد اقتصادی و تأثیر منفی متغیر نرخ سود تسهیلات واقعی بر نرخ رشد اقتصادی در دو کشور است. بعبارتی افزایش تسهیلات اعطایی بانک‌ها، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه ثابت منجر به افزایش نرخ رشد اقتصادی در اقتصاد ایران می‌شود و همچنین افزایش نرخ سود تسهیلات منجر به کاهش نرخ رشد اقتصادی می‌گردد. به عبارت دیگر هر اندازه که نرخ سود سپرده‌ها و تسهیلات افزایش یابد، وام‌دهی بانک‌ها نیز کاهش می‌یابد و به تبع آن تولید کم می‌شود. همین موضوع منجر به کاهش نرخ رشد اقتصادی می‌شود. تفاوت عمده نتایج تحقیق برای اقتصاد ایران و مالزی در اندازه ضرایب و همچنین علامت ضریب متغیر تراز تجاری است. تاثیرگذاری کسری تراز تجاری بر رشد اقتصادی می‌باشد. اثر این کسری در ایران بر رشد اقتصادی منفی و در مالزی مثبت است. به عبارت دیگر اقتصاد ایران آسیب‌پذیری بالایی نسبت به کسری تراز تجاری دارد. به علاوه این اثر برای مالزی در سطح اهمیت ۱٪ معنی دار نیست. در مقابل اندازه اثر (مثبت) FDI و اثر (منفی) نرخ سود تسهیلات در اقتصاد مالزی به مراتب قوی‌تر از اقتصاد ایران است. بدین‌ترتیب سیاست‌گذار اقتصادی در مالزی از ابزار پولی قوی‌تری برای کنترل نوسانات اقتصادی برخوردار می باشد.

1.Schwartz Baysian Criteria (SBC)

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]

جدول (۴): برآورد الگوی پویای ARDL (0,2,0,2,1,2) برای ایران

متغیرها	ضرایب	آماره t	احتمال
FAC	۰,۶۹۲۹۲۲	۷,۵۹۹۲۲۰	۰,۰۰۰۰
FAC(-1)	۰,۵۹۷۱۳۸	۷,۸۶۹۹۲۷	۰,۰۰۰۰
FAC(-2)	۰,۵۱۲۷۱۴	۶,۴۶۳۶۲۲	۰,۰۰۰۰
TB	-۰,۱۷۹۰۳۸	-۱,۳۸۰۱۲۸	۰,۱۸۷۸
DI	۰,۱۶۳۶۳۱	۱,۲۲۵۶۳۷	۰,۲۳۹۲
DI(-1)	-۰,۳۳۳۱۳۲	-۱,۹۷۸۹۶۶	۰,۰۶۶۵
DI(-2)	-۰,۳۹۳۳۵۴	-۲,۷۲۱۴۷۸	۰,۰۱۵۸
FDI	۰,۲۱۸۰۶۰	۰,۱۳۰۵۵۴	۰,۸۹۷۹
FDI(-1)	۰,۴۷۹۱۹۸	۳,۴۰۳۳۹۹	۰,۰۰۱۹
I	-۰,۰۶۷۹۳۹	-۳,۱۱۴۰۰۳	۰,۰۰۴۰
I(-1)	۱,۲۷۹۲۲۸	۰,۲۷۰۵۴۹	۰,۷۹۰۴
I(-2)	۰,۴۱۸۹۹۹	۴,۰۸۱۸۰۳	۰,۰۰۰۳
DC	-۰,۰۲۸۱۱۸	-۳,۵۰۰۱۵۵	۰,۰۰۱۵
C	۰,۳۹۸۱۹۲	۲,۹۵۹۳۶۸	۰,۰۰۶۱

منبع: محاسبات پژوهش

جدول (۵): برآورد الگوی پویای ARDL (0,1 ,2,1,2,0) برای مالزی

متغیرها	ضرایب	آماره t	احتمال
FAC	۱,۲۱۸۳۴۹	۱,۷۸۲۰۲۰	۰,۰۹۲۶
FAC(-1)	۲,۰۶۸۲۹۹	۲,۸۵۱۰۹۲	۰,۰۱۱۰
TB	۰,۲۱۱۰۹۶	۰,۸۵۱۸۳۹	۰,۴۰۷۷
TB(-1)	۰,۸۹۹۳۸۴	۲,۴۷۲۹۸۶	۰,۰۲۵۸
TB(-2)	۱,۴۳۱۳۵۷	۶,۲۲۲۸۵۸	۰,۰۰۰۰
DI	-۲,۲۴۴۹۳۳	-۵,۸۳۵۱۴۵	۰,۰۰۰۰
DI(-1)	-۰,۶۱۰۰۲۷	-۱,۷۹۴۱۴۷	۰,۰۹۰۶
FD	۱,۲۳۳۴۹۵	۵,۵۶۹۲۶۳	۰,۰۰۰۰
FD(-1)	۰,۰۶۵۵۶۰	۰,۲۶۱۲۹۰	۰,۷۹۷۰
FD(-2)	۰,۹۶۲۶۴۷	۳,۷۹۸۸۰۶	۰,۰۰۱۴
I	۰,۱۷۰۸۱۱	۱,۷۳۷۵۳۸	۰,۱۰۲۸
DC	-۱,۷۴۹۳۰۱	-۲,۰۲۰۱۸۱	۰,۰۵۹۴
C	۱,۷۲۸۳۶۱	۲,۴۲۰۰۴۹	۰,۰۲۸۷

منبع: محاسبات پژوهش

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]

جدول (۶): برآورد الگوی بلندمدت مدل برای ایران

متغیرها	ضرایب	آماره t	احتمال
FAC	۰,۸۲۱۸۰۷	۳۹,۶۹۶۹۴	۰,۰۰۰۰
TB	-۰,۷۰۹۰۷۴	-۷,۰۷۲۷۷۹	۰,۰۰۰۰
DI	-۰,۷۷۶۵۰۲	-۳,۹۳۷۷۱۲	۰,۰۰۰۴
FDI	۰,۱۳۲۱۲۷	۵,۷۵۶۲۰۳	۰,۰۰۰۰
I	۰,۶۸۵۳۵	۳,۱۳۶۷۳۱	۰,۰۰۳۵
C	۰,۳۹۸۱۹۲	۲,۹۵۹۳۶۸	۰,۰۰۶۱

منبع: محاسبات پژوهش، C: عرض از مبدأ

جدول (۷): برآورد الگوی بلندمدت مدل برای مالزی

متغیرها	ضرایب	آماره t	احتمال
FAC	۰,۸۴۹۹۵۱	۲,۸۶۷۹۶۱	۰,۰۰۸۱
TB	۰,۹۴۹۸۸۷	۲,۳۶۳۶۲۲	۰,۰۲۵۹
DI	-۲,۸۵۴۹۶۰	-۷,۱۸۸۲۳۴	۰,۰۰۰۰
FDI	۰,۵۸۱۱۱۶	۱۳,۹۲۸۱۸	۰,۰۰۰۰
I	۰,۲۲۴۸۸۰	۴,۵۱۸۱۱۳	۰,۰۰۰۰
C	۰,۱۱۵۳۲۸	۱,۷۴۶۰۱۰	۰,۰۸۲۷

منبع: محاسبات پژوهش، C: عرض از مبدأ

نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا که در جداول (۸) و (۹) به تفکیک برای ایران و مالزی نشان داده شده است. نتایج تخمین ضرایب برای الگوی تصحیح خطای کوتاه مدت به لحاظ کیفی مشابه ضرایب بلندمدت است. آن‌چه در الگوی تصحیح خطا بیش از همه حائز اهمیت است ضریب جمله تصحیح خطا (ECM_{t-1}) است، که سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت را نشان می دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، این ضریب در هر دو مورد معنادار و دارای علامت منفی است. این ضریب برای مالزی ۰/۶۹- و برای ایران ۰/۸۳- برآورد شده است. لذا در صورت انحراف تولید ناخالص داخلی از مقدار تعادلی آن، سرعت حرکت به سمت تعادل در اقتصاد ایران سریع تر از مالزی است. این نتیجه را می‌توان به بی‌ثباتی بیشتر و بالا بودن نرخ تورم در اقتصادی نسبت داد.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]

جدول (۸): برآورد الگوی تصحیح خطا برای ایران

متغیرها	ضرایب	آماره t	احتمال
DFAC	۰,۵۲۷۳۲۹	۳,۳۱۰۲۱۵	۰,۰۰۲۹
DFAC(-1)	۰,۵۱۱۸۹۷	۲,۷۱۷۴۱۱	۰,۰۱۲۰
DTB	-۰,۱۵۵۱۴۶	-۱,۳۲۸۷۶۵	۰,۲۰۰۵
DDI	۰,۱۹۰۵۹۳	۱,۹۲۸۰۲۴	۰,۰۶۹۸
DDI(-1)	-۰,۲۸۲۰۶۷	-۲,۵۲۸۸۵۳	۰,۰۲۱۰
DFDI	۰,۳۹۸۰۹۰	۰,۳۴۸۲۷۴	۰,۷۳۱۷
DI	۰,۵۷۷۸۶۴	۳,۳۷۵۷۳۴	۰,۰۰۲۵
DI(-1)	۰,۱۰۷۱۳۶	۲۲,۰۳۲۱۳	۰,۰۰۰۰
DDU	-۰,۰۲۷۸۸۴	-۳,۹۷۱۲۱۴	۰,۰۰۰۴
C	۰,۰۲۴۰۲۲	۰,۰۱۰۳۴۵	۰,۹۹۱۹
ECMC(-1)	-۰,۸۳۴۵۵۶	-۵,۷۰۷۳۹۲	۰,۰۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش

جدول (۹): برآورد الگوی تصحیح خطا برای مالزی

متغیرها	ضرایب	آماره t	احتمال
DFAC	۱,۱۵۴۰۳۸	۲,۵۱۱۰۷۴	۰,۰۲۰۷
DTB	۱,۲۸۹۸۹۶	۸,۰۷۵۷۲۱	۰,۰۰۰۰
DTB(-1)	۱,۰۳۷۷۴۱	۵,۸۵۷۷۵۳	۰,۰۰۰۰
DDI	-۲,۰۹۴۰۶۲	-۹,۵۲۳۵۸۲	۰,۰۰۰۰
DFDI	۱,۴۸۷۰۹۲	۱۰,۵۵۹۰۹	۰,۰۰۰۰
DFDI(-1)	۰,۷۶۸۷۹۴	۴,۹۸۸۳۲۵	۰,۰۰۰۱
DI	۰,۷۸۳۶۶۵	۱,۳۳۶۰۸۷	۰,۱۹۶۵
DDC	-۱,۰۰۹۰۵۲	-۱۰,۱۷۴۸۵	۰,۰۰۰۰
C	-۰,۱۸۴۴۵۴	-۰,۷۷۸۸۴۵	۰,۴۴۵۲
ECM_{t-1}	-۰,۶۹۲۵۶۷	-۲,۴۷۸۱۲۴	۰,۰۲۵۶

منبع: محاسبات پژوهش

آزمون‌های تشخیصی

به منظور حصول اطمینان از اعتبار و صحت نتایج مدل برآورد شده، آزمون‌های تشخیصی خود همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس برای باقیمانده‌های الگوی ARDL (0,2,0,2,1,2) برای ایران و الگوی ARDL (0,1,2,1,2,0) برای مالزی مورد بررسی قرار می‌گیرند. همان‌طور که نتایج آزمون‌های تشخیصی برای ایران و مالزیدر جداول (۱۰) و (۱۱) نشان می‌دهد، در الگوهای

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]

برآورد شده مشکل ناهمسانی واریانس و خود همبستگی سریالی وجود ندارد که این به معتبر بودن نتایج الگوی برآورد شده دلالت می‌کنند.

جدول (۱۰): نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل برای ایران

آزمون‌های تشخیصی	آماره آزمون	
	LM Version	F Version
آزمون خودهمبستگی سریالی	CHSQ(6)=۰,۸۳۳۶۹۸ [۰,۵۶۶۵]	F(6, 12)=۱۰,۰۱۲۱۶ [۰,۱۲۴۱]
آزمون ناهمسانی واریانس	CHSQ(1)=۲,۴۰۳۱۱۷ [۰,۱۳۳۲]	F (1,26)=۲,۳۶۹۰۱۰ [۰,۱۲۳۸]

منبع: محاسبات پژوهش- اعداد داخل کروشه بیانگر p-value می‌باشند.

جدول (۱۱): نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل برای مالزی

آزمون‌های تشخیصی	آماره آزمون	
	LM Version	F Version
آزمون خودهمبستگی سریالی	CHSQ(5)=۷,۶۳۲۷۸۳ [۰,۱۷۷۷]	
آزمون ناهمسانی واریانس	CHSQ(1)=[۰,۶۵۳۷]۰,۲۰۵۸۰۸	F (1,27)= ۰,۲۱۹۳۸۱ [۰,۶۳۹۵]

منبع: محاسبات پژوهش- اعداد داخل کروشه بیانگر p-value می‌باشند

نتیجه‌گیری

تسهیلات بانکی یکی از ابزارهای توسعه مالی در کشورهای در حال توسعه به شمار می‌رود که از طریق آن سیاست‌های پولی بانک مرکزی می‌تواند برسطح متغیرهای اقتصاد کلان تاثیرگذار باشند. اعتبارات بانکی متغیری تاثیرگذار در نوسانات و رشد اقتصادی و همچنین متغیری بسیار مهم در کنترل تورم می‌باشد. در این مقاله اثر تسهیلات اعطایی و نرخ سود حقیقی بانک‌ها بر رشد اقتصادی برای دو کشور ایران و مالزی با رویکرد ARDL مقایسه شده اند. از متغیرهای تراز تجاری، سرمایه گذاری و FDI نیز به عنوان متغیر کنترل در الگوی رشد اقتصادی استفاده شده است. مطابق نتایج حاصله، ضریب برای هر دو کشور ایران و مالزی، ضریب متغیرهای تسهیلات اعطایی بانک‌ها، سرمایه‌گذاری و FDI بر رشد اقتصادی مثبت و ضریب نرخ سود تسهیلات منفی است. اما اندازه ضریب(مثبت) FDI و همچنین اندازه ضریب (منفی) نرخ سود در مالزی به مراتب قوی‌تر از ایران است. لذا FDI نقش مهم‌تری در اقتصاد مالزی نسبت به ایران ایفا کرده است. به همین ترتیب سیاست‌گذار پولی در ایران در استفاده از ابزار نرخ سود برای کنترل نوسانات اقتصادی با محدودیت بیشتری نسبت به سیاست‌گذاران مالزی مواجه است. لذا نظریه مک‌کینون و شاو در این کشورها در خصوص اثر مثبت نرخ‌های سود بر تجهیز پس‌انداز ها و رشد اقتصادی رد می‌شود. اما این اثر منفی در مالزی به مراتب قوی‌تر از ایران است. علامت ضریب متغیر کسری تراز تجاری در معادله رشد اقتصادی در ایران منفی (و معنی‌دار) و مالزی مثبت (و بی‌معنی) است. نتیجه مذکور دلالت بر آسیب‌پذیری اقتصاد ایران به کسری تراز تجاری و تحولات آن دارد باشد.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]

منابع

۱. تقوی، مهدی و شاهوردیانی، شادی. (۱۳۸۹). سرکوب مالی و رشد و توسعه اقتصادی. مجله مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی، شماره ۴: ۱۹۷-۲۱۴.

۲. تقوی، مهدی. (۱۳۸۸). توسعه مالی سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی. مجله مطالعات مالی، شماره دوم، ۵۱-۶۴.

۳. صمدی، علی حسین. (۱۳۷۸). سرکوب مالی و رشد اقتصادی در ایران: ارزیابی الگوی مک کینون- شاو. مجله برنامه و بودجه، شماره ۴۳ و ۴۴: ۱۰۳-۱۳۲.

۴. طباطبایی پور، سمیه. (۱۳۹۵). تاثیر سرکوب مالی بر رشد بخش‌های اقتصادی ایران (مطالعه موردی: بخش‌های کشاورزی صنعت نفت و گاز)، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه پیام نور استان البرز

۵. عباسی، ابراهیم، ابراهیم‌زاده رحیملو، بهروز و فردوسی، فروهر. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر سرکوب مالی بر رشد اقتصادی ایران. مجله دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره یازدهم: ۱۲۵-۱۴۳.

۶. غفاری، هادی، سعادت مهر، مسعود، سوری، علی و رنجبرفلاح، محمدرضا. (۱۳۹۴). بررسی تاثیر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی بر رشد اقتصادی ایران در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۱۰، شماره ۱، صفحات ۱-۳۱.

۷. فراهانی‌فرد، سعید، افشاری و خانزاده. (۱۳۹۴). تاثیر موسسات مالی بانکی و غیر بانکی اسلامی بر رشد اقتصادی ایران (رهیافت گشتاور تعمیم یافته GMM)، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، سال نهم، شماره ۳، پیاپی۳۱، ۲۱-۴۱.

۸. کشاورزیان پیوستی، اکبر و عظیمی چنزق، علی. (۱۳۸۷). برآورد تأثیر آزادسازی نرخ سود (بهره) بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی ایران. پژوهشنامه اقتصادی، ۳۱: ۲۹-۵۷.

۹. کمیجانی، اکبر و پوررستمی، ناهید. (۱۳۸۷). تأثیر سرکوب مالی بر رشد اقتصادی (مقایسه اقتصادهای کمتر توسعه یافته و نوظهور). فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال دوازدهم، شماره ۳۷: ۳۱-۵۱.

۱۰. کمیجانی، اکبر و سیفی پور، رویا. (۱۳۸۵). بررسی اثرات سرکوب مالی بر رشد اقتصادی در ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال ششم، شماره ۳: ۱۷-۴۸.

۱۱. مراسلی، عزیز و درویشی، باقر. (۱۳۸۷). سرکوب مالی و رشد اقتصادی (شواهد تجربی از اقتصاد ایران). پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۳۰: ۱۷۵-۱۹۵.

۱۲. ورهرامی، ویدا، جواهردهی، سمانه و دشتبان فاروجی، سحر. (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین رشد

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]

اقتصادی، توسعه بخش بانکی و متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از روش panel var مطالعه موردی کشورهای گروه D8. فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) دوره ۱۲، شماره ۴، ص ۳۹-۶۵.

13. Ang, J.B. (2009). Growth Volatility and Financial Repression: Time Series Evidence from india, Journal of Development Economics 72, pp. 578-596.
14. Goldsmith R. W. (1969). Financial Structure and Economic Growth in Avanced Countries, in National Bureau Committee for Economic Research, Capital Formation and Economic Growth, Princeton, University Press.
15. Greenwood, J & Jovanovic, B. (1990). Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. Journal of Political Economy, Vol. 98, No. 5, Pt. 1, pp. 1076-1107.
16. Hassan, M., Sanchez, B. & Jung, S.Y. (2011). Financial Development and Economic Growht: New Evidence from Panel Data, The Quarterly Review Of Economics and Finance, Vol. 51,pp. 88-104.
17. Levine Ross. (2003). Finance and Growth: Theory, Evidence and Mechanisms.
18. Lucas, R.E. (1988). On the mechanics of economic development. Journal of monetary economics 22, 3-42.
19. McKinnon, R. & Mathieson, D. (1981). How to manage A Repressed Economy, Princeton, Essays in International Finance, No.145.
20. McKinnon, R. (1973). Money and Capital in /economic Development, Washington: Brookings Institution Press.
21. McKinnon, R. (1990). Financial Repression and the Productivity of Capital: Empirical Findings on Interest Rates and Exchange Rates, ASIAN DEVELOPMENT BANK
22. Odhiambo, N.M. (2009). Interest Rate Liberalization and EconomicGrowth in Zambia: A Dynamic Linkage, African Development Review, 21 (3): 541-557.
23. Oluitan, R.O. (2012). Bank Credit and Economic Growth: Evidence from Nigeria. International Business and Management, Vol. 5, 2: pp.102-110.
24. Patrick H.T (1996). Financial Development and Economic Growth in Under Developed Countries.
25. Robinson, J, (1952). The Rate of Interest and other Essays, London: Macmillan.
26. Schumpeter, J. (1912). The Theory of Economic Development.
27. Shaw, E. (1973). Financial Deeping in Economic Development, New York: Oxford University press
28. Yiping, H. & Xun, W. (2010). Financial Repression and Economic Growth in China, Southern Economic Journal 51, 221–260

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-05-28]