

تأثیر رشد تسهیلات بانکی بر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری در ایران

ابراهیم مرادی*
آرش احمدی[‡]
سید مرتضی غفاری اسمعیلی[†]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۴/۰۳

چکیده

هدف از این پژوهش، بررسی ارتباط بین رشد مانده تسهیلات بانکی، رشد ارزش افزوده و سرمایه‌گذاری است. برای این منظور از داده‌های سری زمانی مربوط به چهار بخش اقتصادی صنعت و معدن، کشاورزی، خدمات و مسکن در دوره ۹۵-۱۳۵۸ استفاده و مدل در چارچوب خود رگرسیون برداری با داده‌های تابلویی تصریح شد. پس از انجام آزمون‌های تصریح و تخمین مدل، نتایج نشان داد که اگر یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار در تغییرات رشد مانده تسهیلات بانکی به وقوع بپیوندد باعث افزایش رشد ارزش افزوده شده و پس از ده دوره اثر آن خنثی خواهد شد. اثر شوک تغییرات رشد مانده تسهیلات بانکی بر رشد سرمایه‌گذاری، عموماً با وقفه ظاهر شده و پس از ده دوره خنثی خواهد شد. نتایج آنالیز واریانس نشان داد که حدود ۱۴ درصد تغییرات رشد ارزش افزوده توسط رشد مانده تسهیلات بانکی توضیح داده می‌شود که در پایان دوره دهم این اثر به ۳۲ درصد می‌رسد.

واژه‌های کلیدی: تسهیلات بانکی، رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری، خودرگرسیون برداری با داده‌های تابلویی، ایران
طبقه‌بندی JEL: C23, C33, E58

* استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول)؛

eb_moradi@eco.usb.ac.ir

[†] دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان؛ ghaffari7220@gmail.com

[‡] دانشجوی کارشناسی ارشد، اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان؛

ahmadiarash76543@gmail.com

۱ مقدمه

ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در دو دهه اخیر توجه بسیاری از اقتصاددانان را در حوزه ادبیات اقتصاد به خود معطوف کرده است. اجماع کلی اقتصاددانان نیز بر آن است که افزایش دسترسی به ابزارهای مالی و نهادهای مالی، هزینه اطلاعات و مبادلات را در اقتصاد کاهش می‌دهد و سبب رشد اقتصادی خواهد شد. در ایران، تأمین مالی بخش تولید، از تنوع چندان بر خوردار نیست و بانک‌ها نقش اصلی در تأمین مالی بخش‌های مختلف اقتصادی دارند (سیفی‌پور، ۱۳۸۹).

خدمات مالی و بانکی در قالب واسطه‌گری مالی بر توسعه مالی تأثیرگذار است. توسعه مالی از طریق تجهیز منابع سرمایه‌ای و تخصیص بهینه این منابع می‌تواند بر رشد اقتصادی اثرگذار باشد. نظام کارای مالی و بانکی سرمایه را از پس‌انداز کنندگان به دریافت کنندگان تسهیلات بانکی انتقال می‌دهد و با تأمین مالی پروژه‌های مولد، باعث افزایش تولید و رشد اقتصادی می‌شود. از طرفی سرازیر شدن، بخشی از منابع مالی تجهیز شده به بخش نامولد و بلوکه شدن آن در قالب سرمایه‌های نامولد، باعث کند شدن رشد اقتصادی می‌شود. بخشی از منابع و نهادهای به سمت فعالیت‌های اقتصادی حرکت می‌کنند که هرچند ممکن است برای صاحبان منابع سود اقتصادی به همراه داشته باشد، اما تضمین‌کننده تولید کالا و خدمات نیست، لذا منجر به رشد مؤثر اقتصادی نمی‌شود.

نقش فضای کسب‌وکار در شکل‌گیری سرمایه مولد مؤثر است. محیط کسب‌وکار در کشور هرچه شفاف‌تر و رقابتی‌تر باشد و موانع کسب‌وکار کاهش یابد. سرمایه‌گذاری‌های مولد افزایش یافته و با تقویت بخش واقعی اقتصاد و تولید کالا و خدمات، منجر به رشد اقتصادی می‌شود با وجود تمام محدودیت‌ها و مشکلات در سال‌های گذشته نظام بانکی نقش اساسی در تأمین منابع مالی سرمایه‌گذاری‌های خرد و کلان در کشور داشته است، لذا هدف از این پژوهش، بررسی تأثیر توسعه تسهیلات بانکی بر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری است.

با توجه به نحوه اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر یکدیگر، تحلیل این متغیرها در چارچوب مدل‌های پویا و بهره‌گیری از مدل‌های معرفی شده جدید در پژوهش می‌تواند در اثربخش بودن نتایج و سیاست‌های پیشنهادی مؤثر باشد. در این پژوهش داده‌های مربوط به چهار بخش اقتصادی کشاورزی، صنعت و معدن، خدمات و مسکن استفاده شد. برخلاف پژوهش‌های قبلی مدل در چارچوب خود رگرسیون برداری با داده‌های تابلویی تصریح گردید و نتایج مورد بررسی قرار گرفت.

مدل خودرگرسیون برداری با داده‌های تابلویی، با فرض درون‌زا بودن متغیرها این امکان را به محقق می‌دهد تا اثر شوک در هر یک از متغیرها بر سایر متغیرها را بررسی نماید. به‌علاوه داده‌های تابلویی با کنترل ناهمگنی، کاهش هم‌خطی، درجه آزادی بیشتر، امکان مطالعه پویایی‌های تعدیل و حل مشکل کوتاه بودن دوره زمانی داده‌ها بر داده‌های مقطعی و یا سری زمانی برتری دارد. در ادامه مبانی نظری و روش تحقیق معرفی خواهد شد و پس از ارائه نتایج و بحث در مورد آن به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات سیاستی پرداخته شده است.

۲ مبانی نظری و پیشینه پژوهش

رشد اقتصادی همواره یکی از اهداف مهم دولت‌ها در کشورهای درحال توسعه بوده است. به‌موجب آن بانک‌ها با فراهم آوردن منابع مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری واقعی نقش واسطه‌گری مالی، قادر به تأثیرگذاری بر رشد اقتصادی شده‌اند (مک‌کینون و شاو^۱، ۱۹۷۳). ادبیات مدرن در ارتباط با رشد اقتصادی با کار رابرت سولو در اواسط دهه ۱۹۶۰ شروع شد که در اکثر موارد، نقش بخش مالی در روند رشد نادیده گرفته می‌شد. درواقع، اغلب اقتصاددانان توسعه تا دهه ۱۹۷۰ حمایت صریح و روشنی از اهمیت بخش مالی به‌منظور دستیابی به اهداف توسعه اقتصادی نکرده‌اند و کمک‌های مالی اعتبارات صرفاً در جهت فعالیت‌های مورد علاقه حکومت‌ها بوده است (واچل^۲، ۲۰۰۳). این یک نیاز ضروری برای توسعه اقتصادی در میان عوامل دیگر است. اعتقاد بر این است که نیروی کار، سرمایه و فن‌آوری خارجی عوامل اصلی مؤثر بر رشد اقتصادی هستند. پس از آن نظریه‌های جدید رشد سعی در گنجاندن تکنولوژی‌های جدید و سرمایه انسانی به‌عنوان عوامل درون‌زا در مدل‌های خود کردند (اوکو و دیگران^۳، ۲۰۱۲). نهادگرایان معتقد هستند بین بخش پولی و واقعی اقتصاد در کشورهای درحال توسعه، ارتباط قوی وجود دارد. به اعتقاد آن‌ها، پول عامل مهم تولید در کشورهای مذکور محسوب می‌شود، همچنین به دلیل عدم توسعه بازار سهام و اوراق قرضه (بازار سرمایه) در کشورهای درحال توسعه، بنگاه‌های تولیدی برای سرمایه‌گذاری خود نمی‌توانند از این بازار استفاده کنند و منبع اصلی تأمین مابقی نقدینگی بنگاه‌ها، اعتبارات سیستم بانکی است. در شرایط وجود سرکوب مالی (نظام بانکی کنترل‌شده)، به دلیل منفی

¹ McKinnon and Shaw

² Wachtel

³ Okow et al

بودن نرخ سود بانکی ناشی از وجود تورم و کنترل شرایط اعتباری، سرمایه‌گذاری و تولید قربانی اصلی سیاست سرکوب مالی هستند (ویجنبرگن^۱، ۱۹۸۳).

نقش امور مالی در شرایط اعتبارات بانکی به خوبی توسط محققان شناخته شده است، عملکرد بانک‌ها به‌عنوان واسطه‌گر مالی شامل کانال انتقال بودجه از واحد کسری اقتصاد، در نتیجه تبدیل سپرده به وام یا اعتبار است (آدینی^۲، ۲۰۰۶)، اعتبارات به‌دست‌آمده عوامل مختلف اقتصادی را قادر به سرمایه‌گذاری هزینه‌های عملیاتی می‌سازد. فراهم کردن اعتبارات با توجه به بخش‌های مختلف اقتصادی و سیستم قیمت‌ها راهی برای ایجاد فرصت‌های شغلی و افزایش تولید است؛ زیرا اعتبارات راه را برای ایجاد و حفظ یک کسب‌وکار مناسب و صرفه‌های ناشی از مقیاس فراهم می‌کند. همچنین می‌تواند به‌منظور بهبود فعالیت‌های رسمی و افزایش بهره‌وری از آن استفاده شود. بخش بانکی با جمع‌آوری منابع مازاد کمک می‌کند تا این اعتبارات در دسترس سرمایه‌گذارانی قرار گیرد که ایده‌های درخشان دارند ولی فاقد سرمایه لازم برای اجرای ایده‌ها هستند (آدمو^۳، ۲۰۰۶). به‌عنوان مثال، شرکت‌های تجاری برای خرید ماشین‌آلات و تجهیزات، کشاورزان برای خرید ماشین‌آلات از قبیل تراکتور، بذر، کود و زمین‌های زراعی، نهادهای دولتی برای پاسخگویی به انواع مختلفی از هزینه‌های مکرر و سرمایه‌ای، افراد و خانوارها نیز برای خرید و پرداخت هزینه کالاها و خدمات به دنبال به دست آوردن اعتبار هستند؛ بنابراین نقش اعتبارات بانکی در رشد و توسعه اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا در بسیاری از کشورهای درحال توسعه جهان این بخش عملاً تنها ابزار مالی جذب پس‌انداز خصوصی در مقیاس بزرگ است (مک کینون^۴، ۱۹۸۰). در روند ارائه پرداخت و واسطه خدمات، صنعت مالی مروج تخصیص کارآمد منابع است. در بررسی‌های انجام‌شده توسط پاگونا^۵ (۱۹۹۳) و لوین^۶ (۱۹۹۷) بخش مالی به‌عنوان یک دلیل منطقی در مدل‌های رشد درون‌زا که توسط کینگ و لوین^۶ (۱۹۹۳) ارائه شد، بیان شد. بخش مالی از طریق واسطه‌گری‌های مالی با جذب پس‌اندازها و تأمین منابع لازم برای سرمایه‌گذاری، کاهش ریسک سرمایه‌گذاری و مدیریت اوراق بهادار تأثیر معناداری بر

¹ Wijnbereggen

² Adeniyi

³ Ademu

⁴ Pagano

⁵ Levine

⁶ King and Levine

سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی دارد (واچل، ۲۰۰۳). بکسی و وانگ^۱ (۱۹۹۷) به طور صریح به نقش واسطه‌گران مالی با تعیین و جهت‌یابی منابع به سمت پروژه‌های با بازدهی بالا کارایی سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهند و در صورتی که نوآوری و دانش پشتوانه منابع سرمایه‌ای باشد می‌توان انتظار افزایش در رشد اقتصادی را داشت. در کل می‌توان گفت بازارهای پولی و مالی اهمیت ویژه‌ای در نظام اقتصادی کشورها دارد و در ادبیات و توسعه اقتصادی پایدار از الزامات مهم دستیابی به آن محسوب می‌شود، به‌گونه‌ای که بسط و توسعه بهینه و مناسب بازارهای پولی و مالی را از ابزارهای مهم توسعه می‌دانند (بانک مرکزی، ۱۳۸۲). در واقع بازارهای مالی و پولی، منابع تأمین اعتبار برای فعالیت‌های مختلف اقتصادی‌اند. تأمین مالی واحدهای تولیدی چه از دیدگاه سرمایه در گردش و چه از دیدگاه توسعه فعالیت‌ها و سرمایه‌گذاری‌های جدید، از مهم‌ترین مباحث مدیریت یک نظام است که به لحاظ اهمیت آن، مدیریتی به نام مدیریت مالی در مباحث نظری و عملی مطرح می‌شود که کارایی آن در حفظ و بقا و توسعه فعالیت‌های نظام اهمیت دارد. در واقع دریافت وام و اعتبار و انتقال پول از یک فرد به فرد دیگر یا از یک نهاد به نهاد دیگر نقش اساسی در تأمین اعتبار فعالیت‌های مختلف اقتصادی دارد. اعتبار و وام را می‌توان انتقال موقت قدرت خرید از یک فرد حقیقی یا حقوقی به فرد دیگر دانست. اعتبارات برای تأمین نهاده‌های مختلف تولیدی مانند نیروی کار، نهاده‌های سرمایه‌ای، فناوری و همچنین خرید مواد اولیه مورد استفاده قرار گیرد و از این رو اهمیت ویژه‌ای در رشد و توسعه فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و تولیدی دارد (بختیاری و پاسبان، ۱۳۸۳). بدنه‌ی اصلی مطالعات نظری و تجربی رابطه‌ای قوی و مثبت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی بیان می‌کند (الزبی^۲، ۲۰۰۶). این موضوع می‌تواند بیان‌گر هسته‌ی مالی و دیدگاه شومپیتر درباره‌ی مراحل توسعه اقتصادی باشد که بانکدار ابتدائاً یک واسطه نیست. او مردم را در جامعه اداره و هدایت می‌کند. بانک نقش تسهیل‌کننده برای ابداعات دارد و این نقش را از طریق عرضه اعتبار به بخش‌های تولیدی به اجرا می‌گذارد (شومپیتر^۳، ۱۹۱۲). بنابراین تسهیلات بانکی می‌تواند به سرمایه‌گذاری‌های موفق سوق پیدا کند و در نهایت در توسعه اقتصادی اثرگذار باشد. افراد دیگری مانند مک کینون، شاول، فرای، کینگ و لوین نیز بعداً به اهمیت نقش بانک‌ها در رشد اقتصادی پرداختند (ایموقل^۴، ۲۰۱۴).

¹ Becsi and Wang

² Al-Zubi

³ Schumpeter

⁴ Imougehele

در داخل کشور مطالعاتی در زمینه تأثیر تسهیلات بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی انجام شده است. سعیدی (۱۳۸۷)، در تحقیقی تحت عنوان نقش شبکه بانکی در رشد اقتصادی با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری به بررسی موضوع در استان گلستان پرداخته نتایج این تحقیق نشان داد که تسهیلات بانکی، به‌عنوان مکمل سرمایه تولیدکننده، می‌تواند نقش مهمی در سرمایه‌گذاری و رشد تولید در استان گلستان داشته باشد. اکبریان و حیدری پور (۱۳۸۸)، در تحقیقی، تأثیر توسعه بازار مالی بر رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۸۶-۱۳۴۵ با استفاده از مدل اقتصادسنجی خود توضیح با وقفه‌های گسترده را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از برآورد معادلات نشان می‌دهد که شاخص‌های مالی در کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی، تأثیر منفی داشته اما در بلندمدت با کمی اغماض، این رابطه میان شاخص‌های توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود دارد که حاکی از ضعف نظارت دقیق سیستم بانکی بر تسهیلات اعطایی است.

طیپی و همکاران (۱۳۸۹)، آثار تخصیص تسهیلات بانکی به بخش‌های اقتصادی و روند اشتغال‌زایی آنها را بررسی کردند و نشان دادند که اختصاص تسهیلات بانکی به بخش صنعت و معدن و کشاورزی، نسبت به خدمات اشتغال بیشتری را ایجاد کرده است. صمصامی و امیرجان (۱۳۹۰)، اثر تسهیلات بانکی بر ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن بررسی کردند. آنها با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی سال ۱۳۵۶ تا ۱۳۸۶ و برآورد معادلات هم‌زمان، نشان دادند که تسهیلات بانکی بر ارزش‌افزوده بخش صنعت مؤثر بوده است. نگین تاجی و امید کیا (۱۳۹۲)، اثر تسهیلات بانک‌ها بر متغیرهای سرمایه‌گذاری، اشتغال و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی بررسی کردند با استفاده از داده‌های سری زمانی ۸۹-۱۳۵۲ و بهره‌گیری از روش معادلات هم‌زمان نتیجه گرفتند که تأثیر اعتبارات جاری و سرمایه‌ای بر ارزش‌افزوده، سرمایه‌گذاری و اشتغال بخش کشاورزی مثبت و معنادار است. مطالعات دیگری نیز در کشور توسط سایر محققان انجام شده است که می‌توان به کشیش بانوسی (۱۳۷۸)، چیدری و زارع (۱۳۷۹)، بختیاری و پاسبان (۱۳۸۳)، لطفی و احمدزاده (۱۳۸۶)، مرادی و همکاران (۱۳۹۲) اشاره کرد.

در زمینه مطالعات خارجی، کینگ و لوین (۱۹۹۳)، با به‌کارگیری شواهد مربوط به ۸۰ کشور برای دوره زمانی (۱۹۸۹-۱۹۶۰) نشان دادند که معیارهای مختلف توسعه مالی ارتباط قوی با شاخص‌های رشد و کارایی اقتصادی دارند. در پژوهش دیگر، لوین (۱۹۹۳)، دریافت که توسعه مالی بر انگیزاننده رشد اقتصادی است و سیاست‌هایی که توسعه مالی را ارتقاء

می‌بخشند محرک رشد اقتصادی نیز هستند. مائورین^۱ و همکاران (۲۰۱۲)، تأثیر دسترسی به اعتبارات بانکی بر عملکرد اقتصادی بخش‌های مهم اقتصادی کشور کنیا را با استفاده از داده‌های پانل و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته بررسی کردند و نتیجه گرفتند که اعتبارات تأثیر مثبت و قابل توجهی بر تولید ناخالص داخلی بخش‌های اقتصادی از جمله کشاورزی دارد.

لاو و زچینو^۲ (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای با استفاده از روش خود رگرسیون برداری با داده‌های تابلویی، به بررسی اثر توسعه مالی بر سرمایه‌گذاری به صورت پویا با داده‌های ۳۶ کشور پرداختند و نتیجه گرفتند که تأمین منابع مالی نقش ویژه‌ای در افزایش موجودی سرمایه و رشد اقتصادی دارد.

ریوجا و والو^۳ (۲۰۰۳)، در مقاله خود به بررسی اثر توسعه مالی بر منابع رشد اقتصادی در ۷۴ کشور صنعتی و در حال توسعه برای سال‌های (۱۹۹۵-۱۹۶۱)، می‌پردازند. در این پژوهش، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه را تابعی از نرخ رشد موجودی سرمایه فیزیکی، سرانه نرخ رشد بهره‌وری (نرخ رشد پسماند تابع تولید پس از احتساب رشد نیروی کار و سرمایه)، نسبت اعتبارات خصوصی به تولید ناخالص داخلی، نسبت دارایی‌های بانک‌های تجاری به دارایی بانک مرکزی و میزان نقدینگی به تولید ناخالص داخلی در نظر می‌گیرند. نتایج این تحقیق نشان داد که اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای صنعتی از طریق رشد بهره‌وری و در کشورهای کمتر توسعه‌یافته از طریق رشد انباشت سرمایه صورت می‌گیرد.

تفاوت و مزیت این پژوهش، نسبت به پژوهش‌های انجام شده در داخل بهره‌گیری از روش پویا در قالب داده‌های تابلویی است. با این روش، در زمینه نقش توسعه مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی محقق مطالعه‌ای مشاهده نکرده است.

۳ روش تحقیق

در مورد نحوه تأثیر تسهیلات بانکی بر تولید دیدگاه‌های مختلفی وجود دارد. از دیدگاه کلاسیک‌ها و نئوکلاسیک‌ها، پول در بلندمدت خنثی و بی‌اثر است و تورم ناشی از افزایش حجم پول در اشتغال کامل است (تفضلی، ۱۳۸۰). از دیدگاه کنزین‌ها، پول و سیاست‌های

¹ Maureen

² Love and Zicchino

³ Rioja F. & Valev

پولی می‌تواند بر سطح تولید مؤثر باشد (منکیو^۱، ۲۰۰۷). از دیدگاه مکتب پولی شیکاگو، هرگونه تغییری در عرضه پول، موجب تغییر ارزش اسمی تولید ناخالص ملی می‌شود (فریدمن^۲، ۱۹۶۹). بنا بر نظر کلاسیک‌های جدید، سیاست‌های پولی غیر انتظاری در کوتاه‌مدت بر سطح تولید مؤثر است (منکیو^۳، ۲۰۰۷). مکتب کینزی جدید ضمن طرفداری از سیاست‌های مالی معتقد است استفاده از سیاست فعال پولی نیز برای مقابله با نوسان‌های اقتصادی مفید است (تفضلی^۴، ۱۳۸۷).

جایگاه اعتبارات بانکی در ساختار مالی بنگاه‌ها مبنای اقتصاد خردی دارد، یعنی در سطح بنگاه، رابطه اعتبارات بانکی با سرمایه‌گذاری، اشتغال، مواد اولیه و در نتیجه تولید بنگاه‌ها تحلیل می‌شود. بنگاه‌ها برای تأمین منابع مالی سرمایه‌گذاری می‌توانند از منابع داخلی و بیرونی استفاده نمایند. منابع داخلی شامل ذخیره استهلاک و سود تقسیم‌نشده و منابع بیرونی شامل قرض گرفتن (وام و انتشار اوراق قرضه) و فروش سهام جدید است. با توجه به هزینه هرکدام از منابع مالی، تصمیم سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها تحت تأثیر قرار می‌گیرد (برانسون، ۱۳۸۷).

منشأ اصلی مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) در ادبیات اقتصاد کلان، به‌عنوان یک جایگزین برای مدل معادلات هم‌زمان چند متغیره است (سایمز^۳، ۱۹۸۰). در یک مدل خود رگرسیون برداری تمام متغیرها معمولاً به‌صورت درون‌زا تلقی می‌کنند. اگرچه شناسایی محدودیت‌ها بر مبنای مدل تئوریک یا روش‌های آماری می‌تواند لحاظ شود تا اثر شوک‌های برون‌زا را نیز بر روی سیستم در نظر بگیرد (هالتزاین^۴ و همکاران، ۱۹۸۸). وقتی ماهیت داده‌های مورد استفاده در پژوهش تابلویی باشد، امکان استفاده از مدل‌های خود رگرسیون برداری با داده‌های تابلویی وجود دارد.

یک سیستم خود رگرسیون برداری با داده‌های تابلویی (PVAR) با k بنگاه در t دوره زمانی و با p وقفه زمانی و اثرات پانلی ثابت در حالت خطی به‌صورت زیر نمایش داده خواهد شد.

¹ Mankiw

² Friedman

³ Sims

⁴ Holtz-Eakin

$$Y_{it} = Y_{it-1}A_1 + Y_{it-2}A_2 + \dots + Y_{it-p+1}A_{p-1} + Y_{it-p}A_p + X_{it}B + u_i + e_{it} \quad (1)$$

$$i \in \{1, 2, \dots, N\}, t \in \{1, 2, \dots, T_i\}$$

Y_{it} بردار k متغیره از متغیرهای مستقل است، X_{it} برداری از متغیرهای درون‌زا و مستقل است، u_i اثرات فردی در مدل اثرات ثابت است و e_{it} جمله پسماند می‌باشد. برای تخمین مدل فوق از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده خواهد شد با توجه به گستردگی روش تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته، از ذکر جزئیات این روش در این مقاله صرف‌نظر شده است.

تحلیل PVAR مبتنی بر انتخاب تعداد وقفه مناسب برای مدل و شرط گشتاوری است. اندری و لو^۲ (۲۰۰۲) معیار سازگاری را برای انتخاب گشتاوری و مدل در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (MMSC^۳) بر مبنای آماره J هانسن^۴ (۱۹۸۲) پیشنهاد دادند. روش پیشنهادی اندری و لو بر مبنای معیارهای معمول انتخاب مدل است که از روش پایه حداکثر درست‌نمایی^۵ استفاده می‌کنند. این روش‌ها شامل معیار آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (BIC) و حنان کوئین (HQIC) است. با توجه به این معیارها، معیار MMSC مطابق روابط (۲) تا (۴) ارائه شده است.

$$MMSC_{BIC,n}(k, p, q) = J_n(k^\gamma p, k^\gamma q) - (|q| - |p|)k^\gamma \ln n \quad (2)$$

$$MMSC_{AIC,n}(k, p, q) = J_n(k^\gamma p, k^\gamma q) - 2k^\gamma (|q| - |p|) \quad (3)$$

$$MMSC_{HQIC,n}(p, q) = J_n(k^\gamma p, k^\gamma q) - Rk^\gamma (|q| - |p|) \ln \ln n, R > 2 \quad (4)$$

این معیار تعداد وقفه‌ای که باعث حداقل شدن MMSC می‌شود را ارائه خواهد داد. در روابط فوق $J_n(k^\gamma p, k^\gamma q)$ آماره J را نشان می‌دهد. که برای یک مدل PVAR با درجه p و تعداد وقفه q و n مشاهده تعریف شده است. یک ضریب تعیین کلی (CD)^۱ را نیز می‌توان تعریف کرد.

¹ generalized method of moments estimation

² Andrews and Lu

³ moment and model selection criteria

⁴ Hansen

⁵ maximum likelihood

⁶ coefficient of determination

$$CD = 1 - \frac{\det(\Sigma)}{\det(\Psi)} \quad (5)$$

که $\det(\Sigma)$ دترمینان ماتریس کوواریانس محدودشده متغیرهای وابسته و $\det(\Psi)$ دترمینان ماتریس کوواریانس محدود نشده متغیرهای وابسته است (آبریگو و انیسا^۱، ۲۰۱۵). در مدل VAR؛ لوتکپل^۲ (۲۰۰۵) و همیلتون^۳ (۱۹۹۴)؛ نشان دادند که یک مدل VAR در صورتی پایدار^۴ است که تمام قدر مطلق‌های همساز ماتریس \bar{A} قویاً کوچک‌تر از یک باشند. و ماتریس همساز \bar{A} به‌صورت زیر تعریف شده است.

$$\bar{A} = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \cdots & A_p & A_{p-1} \\ I_k & \cdot_k & \cdots & \cdot_k & \cdot_k \\ \cdot_k & I_k & \cdots & \cdot_k & \cdot_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \cdot_k & \cdot_k & \cdots & I_k & \cdot_k \end{bmatrix} \quad (6)$$

شرط پایداری دلالت بر آن دارد که مدل PVAR، معکوس‌پذیر است و بر مبنای یک مدل برداری میانگین متحرک (VMA) نامحدود است و بر مبنای آن می‌توان تفسیری از توابع تکانه-پاسخ^۱ و خطای تجزیه واریانس را ارائه نمود و پیش‌بینی را انجام داد. یک تابع تکانه-پاسخ ساده Φ_i را می‌توان بر مبنای یک مدل برداری میانگین متحرک (VMA)^۵ نامحدود در قالب رابطه (۷) نشان داد.

$$\Phi_i = \begin{cases} I_k & , i = 0 \\ \sum_{j=1}^i \Phi_{t-j} A_j & , i = 1, 2, \dots \end{cases} \quad (7)$$

شوک در یک متغیر به‌احتمال زیاد باعث شوک در سایر متغیرها می‌شود (آبریگو و انیسا^۸، ۲۰۱۵).

¹ Abrigo and Inessa

² Lutkepohl

³ Hamilton

⁴ stable

⁵ infinite-order vector moving-average

⁶ impulse-response functions

⁷ infinite-order vector moving-average

⁸ Abrigo and Inessa

برای تصریح مدل نحوه تأثیرگذاری شوک تسهیلات بانکی بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی^۱ است. از مدل معرفی شده توسط کلیان و ویگفاسن^۲ (۲۰۱۱) به‌عنوان مبنا استفاده شد و با توجه به هدف تحقیق مدل اصلاح گردید.

$$RAV_{it} = \sum_{j=1}^p \beta_{1j} RAV_{it-j} + \sum_{j=0}^p \beta_{2j} Rloan_{it-j} + \sum_{j=0}^p \beta_{2j} \Delta z_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (۸)$$

در رابطه (۸)، RAV_{it} نشان‌دهنده تغییرات لگاریتم ارزش افزوده است j معرف متغیر با وقفه است و $Rloan_{it}$ نشان‌دهنده تغییرات لگاریتم مانده تسهیلات بانکی و Δz_{it} سایر متغیرهای مدل است.

با توجه به متغیرهای پژوهش، و تعیین وقفه بهینه، مدل رگرسیونی در قالب خودرگرسیون برداری با داده‌های تابلویی مطابق روابط زیر در قالب معادلات هم‌زمان تصریح شد.

$$\begin{aligned} RAV_{it} &= \beta_1 AV_{it-1} + \beta_2 Rloan_{it-1} + \beta_3 RK_{it-1} + \varepsilon_{it} \\ Rloan_{it} &= \beta_5 Rloan_{it-1} + \beta_6 AV_{it-1} + \beta_7 RK_{it-1} + \varepsilon_{it} \\ RK_{it} &= \beta_9 K_{it-1} + \beta_{10} RAV_{it-1} + \beta_{11} Rloan_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (۹)$$

در روابط فوق RAV_{it} تغییرات لگاریتم ارزش افزوده، $Rloan_{it}$ تغییرات لگاریتم مانده تسهیلات بانکی، RK_{it} تغییرات لگاریتم موجودی خالص سرمایه است. برای تخمین مدل^۳، برای تخمین مدل از داده‌های مانده تسهیلات بانکها و مؤسسات، موجودی خالص سرمایه به قیمت جاری و ارزش افزوده به قیمت جاری منتشر شده به‌وسیله مرکز آمار ایران و بانک مرکزی در بازه زمانی ۱۳۵۸-۱۳۹۵ در کشور استفاده شد. خلاصه‌ای از داده‌ها در جدول (۱)، آورده شده است.

^۱ با لگاریتم گرفتن از یک متغیر رشد متغیر به دست می‌آید بنابراین با لگاریتم گرفتن از موجودی سرمایه، سرمایه‌گذاری و با لگاریتم گرفتن از ارزش افزوده اسمی بخش‌های مختلف رشد اسمی بخش‌های مختلف به دست می‌آید.

^۲ Kilian and Vigfusson

^۳ مدل با استفاده از نرم‌افزار STATA13.0 تخمین زده شد.

جدول ۱

خلاصه ویژگی‌های آماری متغیرهای استفاده‌شده در پژوهش - واحد میلیارد ریال

بخش	متغیر	علامت اختصاری	تعداد	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
کشاورزی	موجودی خالص سرمایه	K	۳۹	۳۰۶۰۲۵	۵۷۷۹۴۷	۷۰۹	۲۱۵۴۲۹۷
	ارزش‌افزوده (جاری)	AV	۳۹	۲۱۳۹۱۰	۳۶۴۶۰۱	۴۵۹	۱۴۲۱۸۰۰
	مانده تسهیلات بانکی	loan	۳۹	۱۱۶۴۹۵	۱۸۶۰۴۹	۲۰۴	۶۷۹۴۰۰
صنعت و معدن	موجودی خالص سرمایه	K	۳۹	۸۵۴۶۲۵	۱۵۳۲۴۳۳	۱۷۱۷	۵۳۱۲۱۲۵
	ارزش‌افزوده (جاری)	AV	۳۹	۶۰۰۹۰۵	۹۱۹۶۲۹	۱۴۷۸	۳۰۲۸۶۵۳
	مانده تسهیلات بانکی	loan	۳۹	۲۳۲۶۱۳	۳۸۱۱۸۳	۵۲۱	۱۴۲۱۸۰۰
خدمات	موجودی خالص سرمایه	K	۳۹	۶۴۹۶۱۷۸	۱۰۶۰۳۲۴۰	۱۴۸۹۰	۳۴۲۰۰۰۰۰
	ارزش‌افزوده (جاری)	AV	۳۹	۱۱۸۶۹۴۴	۱۹۶۹۲۸۲	۲۴۶۹	۷۲۶۶۹۸
	مانده تسهیلات بانکی	loan	۳۹	۴۰۵۰۴۴	۸۲۷۶۳۷	۵۰۳	۳۷۳۷۰۰۰
مسکن	موجودی خالص سرمایه	K	۳۹	۵۴۲۱۱	۹۸۰۵۲	۴۶۴	۳۵۲۲۴
	ارزش‌افزوده (جاری)	AV	۳۹	۱۳۳۷۹۲	۲۰۵۵۷۰	۴۲۴	۶۹۷۲۲۳
	مانده تسهیلات بانکی	loan	۳۹	۲۸۳۸۱۸	۵۱۵۵۲۲	۴۸۴	۱۸۰۷۸۰۰

مأخذ: داده‌های بانک مرکزی و مرکز آمار ایران

داده‌های مربوط به پنج بخش اقتصادی کشاورزی، صنعت و معدن، خدمات و مسکن برای یک دوره ۳۹ ساله در نظر گرفته شد.

۴ یافته‌ها

فرآیند تشخیص در مدل VAR به‌طور کلی عبارت است از تعیین متغیرهای مناسبی که می‌بایست در VAR وارد شوند و همین‌طور تعیین تعداد وقفه‌های مناسب مدل. انتخاب متغیرهایی که می‌بایست در مدل VAR وارد شوند براساس تئوری‌های رایج اقتصادی صورت می‌پذیرد. به این منظور لازم است تا ابتدا یک حداکثر وقفه، برای آزمون مشخص شود. در این الگو حداکثر دو وقفه برای آزمون تعیین شده است که با استفاده از معیارهای شوارتز بیزین^۱ (BIC)، هنان کوئین^۲ (HQIC)، آکاییک^۳ (MAIC) و آماره CD^۴ صورت گرفته است.

¹ Schwarz's Bayesian Criterion

² Hannan-Quinn information criterion

³ Akaike information criteria

⁴ Coefficient of determination

جدول ۲

معیارهای انتخاب وقفه بهینه در مدل *PVAR*

وقفه	CD	J	J.P. value	MBIC	MAIC	MQIC
۱	۰/۴۱۶	۲۸/۲۰	۰/۴۰۰	-۱۰۳/۶۲۹	-۲۵/۷۹۴	-۵۷/۴۲۲
۲	۰/۵۱۹	۱۹/۶۳	۰/۳۵۳	-۶۸/۲۵۵	-۱۶/۳۶۴	-۳۷/۴۵۰
۳	۰/۳۳۳۶	۱۰/۴۹	۰/۳۱۲	-۳۳/۴۵۱	-۷/۵۰۶	-۱۸/۰۴۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول بالا مشاهده می‌شود مقدار آماره‌های معیارهای آکائیک (MAIC)، شوارتز بیزین (BIC) و حنان کوئین (HQIC) در وقفه اول کمترین و مقدار آماره CD، بیشترین مقدار را در وقفه اول دارد. در نتیجه تمامی معیارها نشان‌دهنده وجود یک وقفه در الگوی VAR است. این نشان می‌دهد که وقفه بهینه برای مدل یک می‌باشد؛ بنابراین مناسب‌ترین مدل، مدلی با یک وقفه است. پس از مشخص شدن وقفه مناسب، لازم است آزمون ریشه واحد پانلی بر روی متغیرهای مدل انجام شود تا از وجود ریشه واحد اطمینان حاصل شود. در این تحقیق برای بررسی ایستایی متغیرها از آزمون ایم، پسران و شین^۱ استفاده شده است. این آزمون از آزمون لوین و لین^۲ و آزمون هریس و زاوالیس^۳ دارای محدودیت‌های کمتری است.

با در نظر گرفتن متغیر روند، نتایج حاصل از آزمون ایستایی ایم، پسران و شین در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳

نتایج حاصل از آزمون ایستایی (IPS)

متغیر	آماره	p. value
RAV_{it}	-۴/۹۹۰	۰/۰۰۰
$Rloan_{it}$	-۴/۹۹۰	۰/۰۰۰
RK_{it}	-۵/۳۲۸	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

^۱ Im, Pesaran and Shin (IPS)

^۲ Levin and Lin

^۳ Harris and Tzavalis

با توجه به اینکه داده‌های اصلی لگاریتم گرفته شده و سپس تفاضل گیری شده است، نتایج حاصل از آزمون IPS نشان می‌دهد که متغیرهای مدل از ایستایی برخوردار هستند. برای مشخص شدن رابطه علی و معلولی بین متغیرها، از آزمون علیت گرنجر مدل PVAR^۱ براساس آزمون والد استفاده شد.

جدول ۴

آزمون علیت گرنجر بین متغیرهای مدل

متغیر معادله	متغیر حذف شده	Chi2	df	prob > chi2
RAV _{it}	RK _{it}	۳۲/۵۹۸	۱	۰/۰۰۰
	Rloan _{it}	۲۴/۰۰۱	۱	۰/۰۰۰
RK _{it}	RAV _{it}	۱/۲۱۰	۱	۰/۲۷۱
	Rloan _{it}	۱۳/۰۲۴	۱	۰/۰۰۰
Rloan _{it}	RK _{it}	۷/۱۳۱	۱	۰/۰۰۸
	RAV _{it}	۱/۰۴۹	۱	۰/۳۰۶

مأخذ: یافته‌های

نتایج نشان می‌دهد که تغییرات لگاریتم ارزش افزوده در کوتاه‌مدت بر تغییرات لگاریتم موجودی سرمایه مؤثر نیست. (هرچند که در وقفه‌های بیشتر ممکن است بین آنها ارتباط وجود داشته باشد). بین تغییرات لگاریتم موجودی سرمایه و تغییرات لگاریتم ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی و بین تغییرات لگاریتم مانده تسهیلات بانکی و تغییرات لگاریتم ارزش افزوده رابطه علیت یک‌طرفه وجود دارد. یعنی افزایش رشد مانده تسهیلات بانک بر رشد ارزش افزوده مؤثر است. بین تغییرات لگاریتم موجودی سرمایه خالص و تغییرات لگاریتم مانده تسهیلات بانکی رابطه علیت دوطرفه برقرار است.

مدل معرفی شده در رابطه (۹) با استفاده از رهیافت مدل‌های خود رگرسیون برداری با داده‌های پانلی تخمین زده شد که نتایج آن در جدول (۵) ارائه شده است.

¹ panel VAR-Granger causality Wald test

جدول ۵

نتایج حاصل از تخمین مدل خود رگرسیون برداری با داده‌های تابلویی

$p \setminus z $	آماره Z	خطای استاندارد	ضریب	متغیر مستقل	متغیر وابسته
۰/۰۰۲	۳/۰۹	۰/۱۲۸	۰/۳۹۶	RAV_{it-1}	RAV_{it}
۰/۰۰۰	۵/۷۱	۰/۰۱۳۸	۰/۰۷۹	RK_{it-1}	
۰/۰۰۰	۴/۹۰	۰/۱۱۶	۰/۵۹۶	$Rloan_{it-1}$	
۰/۲۷۱	۱/۱۰	۰/۱۴۲	۰/۱۵۷	RAV_{it-1}	RK_{it}
۰/۱۶۶	۰/۴۳۴	۰/۱۵۳	۰/۱۳۴	RK_{it-1}	
۰/۵۴۴	۰/۱۶۱	۰/۰۹۷۷	۰/۳۵۲	$Rloan_{it-1}$	
۰/۰۰۸	۲/۶۷	۰/۰۵۰	۰/۱۳۵	RAV_{it-1}	$Rloan_{it}$
۰/۳۰۶	۱/۰۲	۰/۰۰۹۱۴	۰/۰۰۹۳۷	RK_{it-1}	
۰/۰۰۰	۵/۷۷	۰/۰۹۴۲	۰/۵۴۳۸	$Rloan_{it-1}$	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

«معمولاً مشکل می‌توان ضرایب برآورد شده مدل خودرگرسیون برداری را تفسیر کرد به‌ویژه وقتی که ضرایب با وقفه یک متغیر، تغییر علامت می‌دهند به همین خاطر است که تابع عکس‌العمل تحریک را برآورد می‌کنند تا با کمک آن رفتار متغیرها را در طول زمان در اثر یک انحراف معیار تغییر در جمله اخلاص معادلات مورد بررسی قرار دهند» (نوفستی، ۱۳۷۸: ۱۱۷).

شرط پایداری دلالت بر آن دارد که مدل PVAR، معکوس‌پذیر است و بر مبنای یک مدل برداری میانگین متحرک (VMA)^۱ نامحدود است و بر مبنای آن می‌توان تفسیری از توابع تکانه-پاسخ^۲ و خطای تجزیه واریانس را ارائه نمود و پیش‌بینی را انجام داد. نتایج حاصل از آزمون پایداری در جدول (۳) و نمودار (۱) آورده شده است.

^۱ infinite-order vector moving-average

^۲ impulse-response functions

جدول ۶

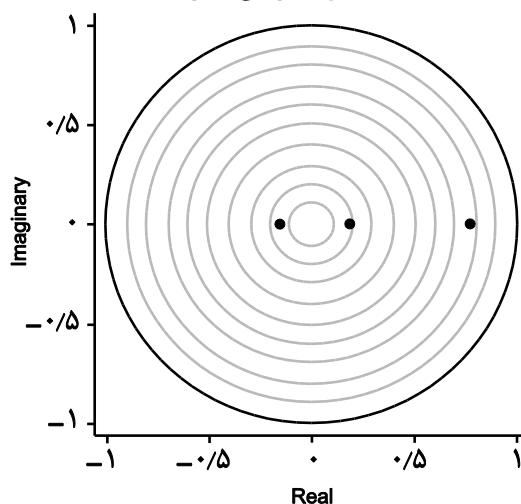
شرط پایداری مقادیر ویژه

مقدار ویژه		ضرایب استاندارد
واقعی	موهومی	
۰/۷۷۳۴	.	۰/۷۷۳۴
۰/۱۸۵۸	.	۰/۱۸۵۸
-۰/۱۵۳۲	.	۰/۱۵۳۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از بررسی شرط پایداری و ریشه‌های ماتریس نشان می‌دهد که شرط پایداری برقرار است. نمودار (۱) نیز نشان می‌دهد که تمام ضرایب مقدار ویژه در داخل دایره واحد است و مدل pvar شرط پایداری را دارد.

ریشه‌های ماتریس همراه



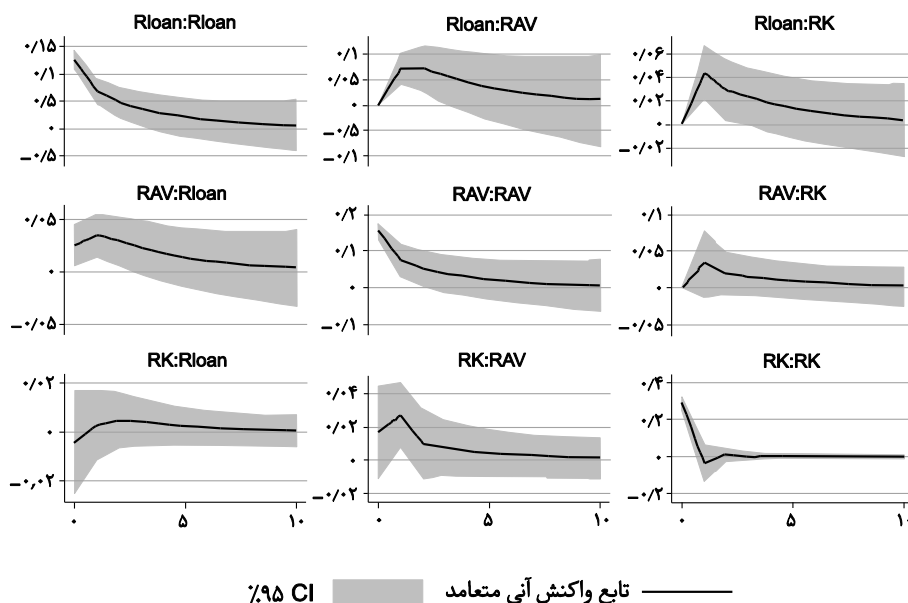
شکل ۱. ریشه‌های ماتریس و شرط پایداری

بنابراین می‌توان تفسیری از توابع تکانه-پاسخ^۱ و خطای تجزیه واریانس را ارائه نمود و نتایج را تحلیل کرد.

^۱ impulse-response functions

در بررسی عکس‌العمل آنی اثر یک انحراف معیار تکانه متغیرهای مستقل الگو بر متغیر وابسته بر مبنای نمودار (۲)، اگر یک تغییر ناگهانی به‌اندازه یک انحراف معیار در هر یک از متغیرهای مستقل مدل رخ دهد، اثر آن بر متغیر وابسته در دوره‌های بعد مشخص شده است.

با توجه به اینکه با لگاریتم گرفتن از متغیر ارزش‌افزوده و سپس تفاضل‌گیری رشد اقتصادی حاصل می‌شود، بنابراین در مورد اثر متغیرهای مدل بر رشد اقتصادی می‌توان گفت که اگر یک شوک به‌اندازه یک انحراف معیار در رشد مانده تسهیلات بانکی به وجود آید باعث رشد اقتصادی خواهد شد و این شوک پس از ده دوره همگراست و خنثی خواهد شد (Rloan:RAV). همین‌طور اگر یک شوک به‌اندازه یک انحراف معیار در تغییرات سرمایه‌گذاری ایجاد شود باعث افزایش رشد اقتصادی خواهد شد و اثر آن همگراست و پس از ده دوره خنثی خواهد شد (RK:RAV). اثر افزایش در رشد مانده تسهیلات بانکی بر رشد سرمایه‌گذاری در ستون سوم نمودار فوق نشان داده شده است، نمودار نشان می‌دهد که یک شوک به‌اندازه یک انحراف معیار در متغیر تفاضل لگاریتم مانده تسهیلات بانکی باعث افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود و با توجه به معنادار نشدن ضریب مربوطه در جدول (۵)، این اثر معنادار نیست (Rloan:RK).



شکل ۲. تکانه و واکنش متغیرهای مدل

بین شوک رشد اقتصادی و رشد سرمایه‌گذاری رابطه دوطرفه است، یعنی اگر یک شوک در متغیر، رشد اقتصادی به وجود آید این شوک باعث افزایش سرمایه‌گذاری خواهد شد و به‌صورت همگرا در ده دوره اثر شوک تعدیل خواهد شد (RAV:RK). تنها رابطه منطقی بین متغیرهای مؤثر بر مانده تسهیلات بانکی اثر رشد اقتصادی است شوک رشد اقتصادی باعث افزایش متغیر تغییرات لگاریتم مانده تسهیلات بانکی می‌شود و این شوک پس از ده دوره خنثی خواهد شد (RAV:Rloan).

نتایج حاصل از آنالیز واریانس در جدول (۷) نشان داد که بیشتر تغییرات متغیرها ناشی از روند گذشته خود متغیر است برای نمونه، ۸۴٪ از تغییرات رشد اقتصادی تحت تأثیر روند گذشته خود متغیر است. ۱٪ مربوط به تغییر در سرمایه‌گذاری و ۱۴٪ مربوط به تغییر در رشد مانده تسهیلات بانکی است. که اثر تغییر در رشد مانده تسهیلات بانکی در یک دوره ده‌ساله بر تغییرات رشد اقتصادی به ۳۲ درصد می‌رسد.

جدول ۷

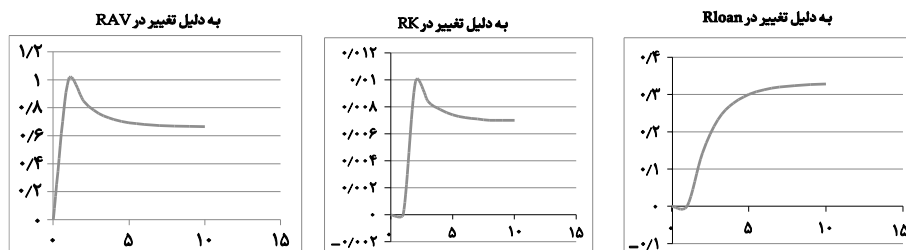
آنالیز واریانس اثر متغیرهای تکانه بر متغیر واکنش

متغیر واکنش RAV_{it} ؛ متغیرهای تکانه RAV_{it} ، $Rloan_{it}$ و RK_{it}			
وقفه	RAV_{it}	RK_{it}	$Rloan_{it}$
۰	۰	۰	۰
۱	۱	۰	۰
۲	۰/۸۴۶۸	۰/۰۰۹۹	۰/۱۴۳۱
۳	۰/۷۵۹۳	۰/۰۰۸۴	۰/۲۳۲۱
۴	۰/۷۱۵۷	۰/۰۰۷۸	۰/۲۷۶۴
۵	۰/۶۹۲۸	۰/۰۰۷۴	۰/۲۹۹۶
۶	۰/۶۸۰۳	۰/۰۰۷۲	۰/۳۱۲۴
۷	۰/۶۷۳۱	۰/۰۰۷۱	۰/۳۱۹۶
۸	۰/۶۶۹	۰/۰۰۷	۰/۳۲۳۸
۹	۰/۶۶۶۶	۰/۰۰۷	۰/۳۲۶۳
۱۰	۰/۶۶۵۱	۰/۰۰۷	۰/۳۲۷۸
متغیر واکنش RK_{it} ؛ متغیرهای تکانه RK_{it} ، $Rloan_{it}$ و RAV_{it}			
وقفه	RK_{it}	$Rloan_{it}$	RAV_{it}
۰	۰	۰	۰
۱	۰/۹۸۸۳	۰	۰/۰۱۱۶
۲	۰/۹۵۶۸	۰/۰۲۲۴	۰/۰۲
۳	۰/۹۴۲۹	۰/۰۳۱۷	۰/۰۲۵۳
۴	۰/۹۳۴۱	۰/۰۳۷۸	۰/۰۲۷۹
۵	۰/۹۲۹۱	۰/۰۴۱۳	۰/۰۲۹۵
۶	۰/۹۲۶	۰/۰۴۳۴	۰/۰۳۰۴
۷	۰/۹۲۴۲	۰/۰۴۴۶	۰/۰۳۱
۸	۰/۹۲۳۲	۰/۰۴۵۴	۰/۰۳۱۳
۹	۰/۹۲۲۵	۰/۰۴۵۸	۰/۰۳۱۵
۱۰	۰/۹۲۲۱	۰/۰۴۶۱	۰/۰۳۱۶

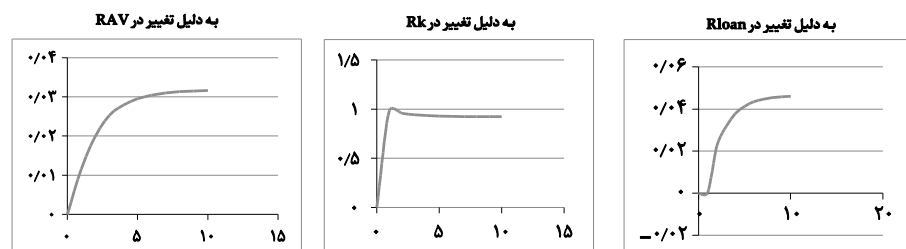
مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از آنالیز واریانس تغییرات سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد که بیش از ۹۸ درصد تغییرات آن در دوره اول به‌وسیله خود متغیر توضیح داده می‌شود و در یک دوره ده‌ساله اثر تغییرات رشد اقتصادی ۳ درصد بر تغییرات سرمایه‌گذاری مؤثر است. و پس از ده دوره، تغییرات رشد مانده تسهیلات بانکی اثری معادل ۴ درصد بر رشد سرمایه‌گذاری دارد.

توابع تجزیه واریانس مربوط به تغییرات لگاریتم ارزش افزوده



توابع تجزیه واریانس مربوط به تغییرات لگاریتم موجودی سرمایه خالص



شکل ۳. شوک‌های متغیر درون‌زا توسط تجزیه چولسکی

نمودار (۳)، نمودار شوک‌های متغیر درون‌زا مربوط به متغیرهای مدل با یک وقفه است که توسط تجزیه چولسکی شناسایی شده‌اند، نظم متغیرها در توابع تجزیه واریانس مربوط به تغییرات لگاریتم ارزش افزوده، به ترتیب شامل، تغییرات لگاریتم ارزش افزوده، تغییرات لگاریتم مانده تسهیلات بانکی و تغییرات لگاریتم موجودی خالص سرمایه است و نظم متغیرها در توابع تجزیه واریانس مربوط به تغییرات لگاریتم موجودی سرمایه خالص، به ترتیب شامل، تغییرات لگاریتم موجودی سرمایه خالص، تغییرات لگاریتم مانده تسهیلات بانکی و تغییرات لگاریتم مانده تسهیلات بانکی است.

۵ نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نظام بانکی، به‌عنوان بخشی از مجموعه نظام اقتصادی کشور به ایفای نقش می‌پردازند. هر چه سایر عناصر و بخش‌های مختلف مجموعه اقتصادی کشور کارا تر باشد و عملکرد مناسبی داشته باشد اثربخشی نظام بانکی نیز بیشتر خواهد بود. وقتی نظام اقتصادی مالی تجاری و صنعتی در کشور از جایگاه و عملکرد مناسبی برخوردار باشند، منابع مالی تجهیز شده بانکی توسط سیستم بانکی به‌صورت بهینه توزیع شده و اثربخشی آن افزایش می‌یابد. طی سال‌های

گذشته، از یک طرف حجم قابل توجهی از تقاضا برای منابع مالی به جهت تقلیل منابع مالی دولتی، منابع خارجی و منابع داخلی شرکت‌ها به سمت بانک‌های کشور حرکت نموده و از طرف دیگر به دلیل ساختار ضعیف تولید، بازیافت دارایی‌های مالی بانک‌ها به‌طور مستمر دچار مشکل شده است. پدید آمدن چرخه معکوس مالی، موسوم به شتاب‌دهنده، باعث می‌گردد مجموعه اقتصاد ملی کشور به سرعت در چرخه رکودی قرار گیرد. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که رشد مانده تسهیلات بانکی بر رشد ارزش افزوده مؤثر است. این ارتباط براساس نمودارها و آزمون علیت یک رابطه دوطرفه است یعنی با افزایش ارزش افزوده بخش‌ها و ایجاد درآمدهای اقتصادی در اقتصاد کشور، توان پرداخت تسهیلات توسط دولت و سیستم بانکی افزایش می‌یابد و از طرف دیگر افزایش تسهیلات بانکی نیز بر رشد ارزش افزوده مؤثر است. نکته دیگر تأثیر نه‌چندان زیاد رشد مانده تسهیلات بانکی بر سرمایه‌گذاری و افزایش موجودی سرمایه است. شاید تحلیلی که بتوان ارائه کرد این است که تسهیلات پرداختی توسط بانک‌ها بیشتر صرف خرید کالاهای مصرفی می‌شود تا کالاهای سرمایه‌ای یعنی منابع مالی تجهیز شده در اقتصاد کشور به خوبی در بخش مولد اقتصاد جریان پیدا نمی‌کند و بیشتر وارد بخش غیر مولد و کالاهای مصرفی می‌شود. هرچند که خرید کالاهای مصرفی داخلی باعث تقویت تولید ملی و رشد اقتصادی خواهد شد اما خرید کالاهای مصرفی خارجی نقش چندانی در رشد اقتصادی نخواهد داشت. یافته‌ها نشان می‌دهد که اعطای تسهیلات بانکی تا چند دوره بر رشد سرمایه‌گذاری مؤثر نیست. اما پس از چند دوره سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد یکی از معضلات بخش تولید نامطلوب بودن متغیرهای فضای کسب‌وکار در کشور است به طوری که طولانی شدن اجرای پروژه‌های تولیدی و عمرانی یکی از مهم‌ترین ضعف‌های سیستماتیک در ساختار سرمایه‌گذاری و تولید در کشور است زیرا علاوه بر صرف منابع مالی بیشتر به دلایلی همچون تورم و استهلاک سرمایه پروژه‌های نیمه‌تمام، باعث غیراقتصادی شدن پروژه‌های سرمایه‌گذاری می‌شود و هزینه‌ها را افزایش می‌دهد.

یافته‌ها نشان می‌دهد که اثر تغییر رشد مانده تسهیلات دارای اثر بلندمدت در رشد سرمایه‌گذاری است و به‌مرور زمان اثرات آن آشکارتر می‌شود. بنابراین هماهنگی ساختار نظام بانکی با سایر بخش‌های اقتصادی در بلندمدت، می‌تواند تأثیر مهمی بر رشد اقتصادی داشته باشد. به‌منظور تسهیل فرآیند تأمین مالی، اصلاحات گسترده‌ای در حوزه سیستم مالی و ارزیابی ریسک (در بازارهای متشکل و غیرمتشکل) مورد نیاز است تا از این طریق چالش‌های سیستم مالی به تدریج مرتفع گردد. توجه به نقش سرمایه در گردش و ابزارسازی برای تأمین سرمایه در گردش بنگاه‌ها می‌تواند نقش مهمی در رشد اقتصادی داشته باشد. افزایش سرمایه بانک‌ها مخصوصاً از محل وصول مطالبات معوقه، نظارت بر مصارف تسهیلات بانکی بخش

تولیدی در راستای استفاده در بخش مولد و متنوع سازی منابع تأمین مالی در بخش مولد و تولیدی اقتصاد پیشنهاد می‌شود.

فهرست منابع

- اکبریان، ر. و حیدری‌پور، م. (۱۳۸۸). بررسی توسعه بازار مالی بر رشد اقتصادی ایران، پژوهش‌های اقتصادی. (۳)۹، ۶۴-۴۳.
- برانسون، و. (۱۳۸۴). اقتصاد کلان. ترجمه عباس شاکری، تهران: انتشارات نشر نی، چاپ ۸، ۳۷۲-۳۷۰.
- بختیاری، ص. و پاسبان، ف. (۱۳۸۳). نقش اعتبارات بانکی در توسعه فرصت‌های شغلی: مطالعه موردی بانک کشاورزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۴۶(۳)، صص. ۱۰۶-۷۳.
- تفضلی، ف. (۱۳۸۰). اقتصاد کلان، نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصادی. تهران: نشر نی، چاپ ۱۲، ۵۰۷-۳۸۰.
- چیدری، ا. ح. و زارع، ا. (۱۳۷۹). بررسی آثار اعتبارات تخصیص یافته به بخش کشاورزی استان مازندران، از سوی بانک ملی و کشاورزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۳۲(۴)، ۹۲-۶۹.
- طیپی، س. ک.، ساطعی، م. و صمیمی، پ. (۱۳۸۹). تأثیر تسهیلات بانکی بر اشتغال‌زایی بخش‌های اقتصاد ایران، نشریه پول و اقتصاد. ۲(۴)، ۳۳-۱.
- صمصامی، ح. و امیرجان، ر. (۱۳۹۰). بررسی اثر تسهیلات بانکی بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. ۵۹(۳)، ۱۵۰-۱۲۹.
- سعیدی، پ. (۱۳۸۷). ارزیابی نقش تسهیلات شبکه بانکی در رشد اقتصادی، پژوهش‌نامه اقتصادی، ویژه‌نامه بانکی، ۶(۴)، صص. ۱۹۳-۱۶۷.
- سیفی‌پور، ر. (۱۳۸۹). بررسی تجربی تأثیر سطح توسعه مالی بر رشد اقتصادی، مجله مطالعات مالی، شماره پنجم.
- کشیش بانوسی، ر. (۱۳۷۸). بررسی تأثیر اعتبارات بر سرمایه‌گذاری و تولید در اقتصاد ایران، مجموعه پژوهش‌های بانک اقتصادی جمهوری اسلامی ایران
- لطفی، ح. و احمدزاده ماشین‌چی، س. (۱۳۸۶). بررسی تأثیر تسهیلات اعطایی از سوی بانک‌های تخصصی به بخش کشاورزی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی، ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی، مشهد، ۱۵-۱.
- مرادی، ی. و همکاران (۱۳۹۲). مطالعه نقش تسهیلات پرداختی بانک‌ها در توسعه فضایی (مطالعه موردی مراکز شهری استان ایلام)، فصلنامه اقتصاد و مدیریت شهری. ۶(۱)، ۱۵۸-۱۴۵.
- نگین تاجی، ز. و امیدوی کیا، م. (۱۳۹۲). اثر تسهیلات بانکی بر متغیرهای کلان بخش کشاورزی، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی. ۲۴(۴)، ۸۷-۷۱.
- نوفروستی، م. (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی. تهران: نشر رسا.

- Abriego, R. M., & Inessa, L. (2015). Estimation of panel vector autoregression in Stata: A package of programs <https://sites.google.com/a/hawaii.edu/inessalove/home/pvar>
- Adeniyi, O. M. (2006). *Bank credit and economic development in Nigeria: A case study of deposit money banks*. Jos: university of Jos.
- Al-Zubi, K. et al. (2006). Financial development and economic growth: a new empirical evidence from the MENA countries, *applied econometrics and international development*. Vol. 6.
- Ademu, W. A. (2006). *The informal sector and employment generation in Nigeria: the role of credit*. *Employment generation in Nigeria*. Selected papers for the annual conference of the Nigerian economic society, in calabar, August 22nd to 24th.
- Andrews, D. W. K., & Lu, B. (2001). Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 101(1), 123-164.
- Becsi, Z., & Wang, P. (1997). Financial development and growth. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Atlanta*, 82(4), 46.
- Friedman, M. (1969). *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*. Aldine, Chicago, IL, 1-50.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*. 37(3), 424-438.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moment's estimators, *Econometrica*. 50(4), 1029-1054.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H. S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data, *Econometrica*. 56(6), 1371-1395.
- Kilian, L., & Vigfusson, R. J. (2011). Are the responses of the U.S. economy asymmetric in energy price increases and decreases? *Quantitative Economics*. Vol. 2, 419-453.
- King, R. G., & Levine, R. (1993). *Financial Intermediation and Economic Development*, in Colin Mayer and Xavier Vives, eds., *Capital Markets and*

- Financial Intermediation*. London: Centre for Economic Policy Research, 156-89
- Levine, R. (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda, *Journal of Economic Literature*. Vol. XXXV (June 1997), 688-726.
- Love, I. & Zicchino, L. (2006). Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR, *The Quarterly Review of Economics and Finance*. 46(2), 190-210.
- Lutkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. New York: Springer
- Mankiw, N. G. (2007). *Macroeconomics*. 6 Th Ed worth Poblshers, 271-358.
- Imoughele, L. E., & Ismaila, M. (2014) the impact of commercial bank credit on the growth of small and medium scale interprises: An econometric evidence from Nigeria (1986 - 2012), *Journal of educational policy and entrepreneurial research*. Vol. 1, NO. 2.
- Maureen, W., Nzomoi, J. & Rutto, N. (2012). Assessing the Impact of Private Sector Credit on Economic Performance: Evidenece from Sectoral Panel Data for Kenya, *International Journal of Economics and Finance*. 3(4).
- Mckinon, R., & Shaw, E. D. (1973). *Money and capital in economic development*. Washington: the brooking institute.
- Pagano, M. (1993). Financial markets and growth: An overview, *European Economic Review*, 1993, vol. 37, issue 2-3, 613-622.
- Rioja, F., & Valev, N. (2003). Finance and the Sources of Growth at Various Stages of Economic Development, *Economic Inquiry*. Oxford University Press, Vol. 42, No. 1, 127-140.
- Schumpeter, J. A. (1912). *The theory of economic development*. translated by Ropie, Harvard university press, Cambridge, Ma, Ma, 1934.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Wachtel, P. (2003). How much do we really know about growth and finance? *Economic review*. Federal Reserve Bank of Atlanta, Issue Q1, 33-47.