فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال هشتم، شماره‌ی ۳۱، پاییز ۱۳۹۸
صفحات: ۹۳-۶۷
DOI: 10.22084/aes.2018.16662.2673

بررسی تأثیر سیاست تسهیل اعتباری بر متغیرهای کلان در اقتصاد ایران

حدیثه محسنی[۱]
محمدنبی شهیکی تاش[۲*]
مصیب پهلوانی[۳]
سیدحسین میرجلیلی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۴/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۹/۱۴

چکیده

در پی بحران مالی جهانی، بسیاری از کشورها از سیاست‌های تسهیل اعتباری برای خروج از رکود استفاده کردند. هدف اصلی این مقاله بررسی اثر اعمال سیاست تسهیل اعتباری بر متغیرهای کلان در اقتصاد ایران است. در این پژوهش از مدل VAR و داده‌های فصلی برای سال‌های ۹۵-۱۳۸۴ استفاده شده است. در مرحله نخست به کمک آزمون ریشه واحد هگی مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفت و سپس با تحلیل مدل VAR متغیرهای کنش و واکنش آنی در بازه مورد بررسی برآورد شده است. نتایج نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنی‌دار تسهیل اعتباری به میزان ۰,۰۰۱ درصد بر رشد تولید ناخالص داخلی کشور و بر نرخ سرمایه‌گذاری بخش خصوصی معادل ۰,۰۷ درصد و بر صادرات غیرنفتی معادل ۰,۱۲ درصد است و این اثر سبب کاهش نرخ بیکاری معادل ۰,۰۰۲۵ درصد و همچنین نرخ ارز واقعی را به میزان ۰,۰۲ درصد کاهش داده است.

کلید واژه‌ها: تسهیل اعتباری, رکود اقتصادی, مدل VAR, متغیرهای کلان، اقتصاد ایران.

طبقه‌بندی JEL: JLE, E5, E3.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان **Email:** hadiseh_mohseni@pgs.usb.ac.ir
۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان (*نویسنده مسئول) **Email:** Mohammad_tash@eco.usb.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان **Email:** pahlavani@eco.usb.ac.ir
۴. دانشیار پژوهشکده اقتصاد و مدیریت پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی **Email:** h.jalili@ihcs.ac.ir

۱. مقدمه

از زمان بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۷، سیاست پولی مقید به یک کران پایین بر نرخ بهره اسمی شده است. رؤسای بانک مرکزی که دارای ماهیتی محافظه کارانند، در تقابل با عدم‌توانایی کاهش بیشتر نرخ بهره، به‌سمت ابزارهای سیاستی نامتعارف رفته تا جانشین ابزار پولی خود نمایند (الیسون و تیشبریک[1]، ۲۰۱۴: ۲۰۳). بانک‌های مرکزی برای خروج از رکود، اقدام به اعطای اعتبارات با شرایط سهل‌تر نمودند. طبق تعریف، یک ابزار سیاستی نامتعارف عبارت است از هرگونه ابزار بانک مرکزی که اجرای آن بستگی به تغییر نرخ بهره اسمی در زمان حال و آینده نداشته باشد (شیدی، ۲۰۱۷: ۵۳). این عمل شامل یک تعداد سیاست‌های ترازنامه‌ای است که در آن بانک مرکزی وارد فاز خرید دارایی (به‌عنوان مثال، تسهیل کمی یا تسهیل اعتباری)، تسهیلات فوری و دسترسی با نرخ کمتر اعتبارات بانک مرکزی می‌شود. در واقع تسهیل اعتباری و تسهیل مقداری به‌عنوان دو سیاست پولی نامتعارف هستند. گرچه هر دو سبب گسترش ترازنامه بانک مرکزی می‌شوند، تسهیل اعتباری مستلزم گسترش و تمرکز بر روی طرف دارایی ترازنامه بانک مرکزی است و اما تسهیل مقداری بیشتر بر طرف بدهی ترازنامه بانک مرکزی تمرکز دارد و به عبارتی نقطه مقابل تأثیر بر دارایی‌های بانک مرکزی مورد هدف قرار می‌گیرد. به‌طوری‌که از ابزارهای پولی نامتعارف قبل از بحران مالی به‌ندرت استفاده شده است، لذا می‌توان گفت بحران مالی سال ۲۰۰۷ شروع تمرکز بر این سیاست بوده است. بنابراین هدف از سیاست تسهیل اعتباری حمایت از عملکرد بازارهای مالی، به‌ویژه در طول بحران، و فراهم آوردن منابع مالی اضافی برای اقتصاد طی دوره رکود اقتصادی است. تسهیل اعتباری به سه دسته: اعطای وام به مؤسسات مالی، ارائه نقدینگی به بازارهای کلیدی اعتباری و خرید اوراق مشارکت بلندمدت طبقه‌بندی می‌شود[2].

همچنین کارایی سیاست تسهیل اعتباری زمانی آشکار می‌شود که بنابر دلایلی بانک مرکزی نتواند نرخ بهره اسمی را بیشتر کاهش دهد و لذا از ابزار دیگری برای تعیین موضع سیاست پولی خود استفاده کند. واضح است که سیاست‌های نامتعارف نیازمند دقت و زمان‌شناسی اجرای سیاست است تا اثرگذاری آن در اقتصاد مشاهده شود. ضرورت بررسی اولیه شرایط اقتصادی ایران به این صورت است که، اقتصاد ایران از اواسط دهه ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۶ در سه مقطع طی سال های ۸۷-۱۳۸۶ و ۱۳۸۹-۹۱ و ۹۴-۱۳۹۳ به سمت رکود اقتصادی[3] حرکت کرده است. مقایسه اجزای تولید ناخالص داخلی در فعالیت‌های مختلف اقتصادی نشان می‌دهد که رشد منفی بخش کشاورزی و کاهش تولید و صادرات نفت، زمینه‌ساز کاهش قابل توجه نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در سال‌های ۸۷-۱۳۸۶ شده است. کاهش چشمگیر و کم‌سابقه رشد تولید ناخالص کشور در سال‌های ۹۱-۱۳۸۹ به‌دلیل نوسانات نرخ ارز و افزایش محدودیت‌های بین‌المللی در دامن زدن به این بحران مؤثر بوده است. رشد اقتصادی در ایران در سال ۱۳۹۱ با احتساب

1. Ellison and Tischbirek
2 .https://www.investopedia.com/terms/c/credit-easing.asp Ben bernanke
3. recession

نفت معادل منفی ۶,۸ درصد و بدون نفت منفی ۳,۱ درصد گزارش شده است. در سال ۱۳۹۲ هرچند نرخ رشد اقتصادی نسبت به سال ۱۳۹۱ وضعیت بهتری را نشان می دهد؛ اما برای دومین سال پیاپی باز هم شاهد رشد اقتصاد منفی بودیم، به‌طوری که در این سال نرخ رشد اقتصادی به منفی ۱,۹ درصد رسید. اما در سال ۱۳۹۳ رشد اقتصادی مثبت تجربه شد و نرخ ۳ درصدی برای تولید ناخالص داخلی با احتساب نفت ثبت گردید. رشد اقتصادی سال ۱۳۹۴ مجددا به منفی ۳,۵ درصد کاهش یافت و سومین رکود اقتصادی طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ را رقم زد.

با توجه به شرایط رکودی که اقتصاد ایران در این سال‌ها با آن مواجه بوده است، دولت تصمیم گرفت تا مجموعه سیاست‌هایی را برای خروج از رکود در اقتصاد تدوین و به اجرا درآورد. در این بسته سیاستی، مجموعه‌ای از سیاست‌ها برای بهبود حرکت تولید و افزایش رشد اقتصادی، رفع مشکلات تقاضا و تنگنای مالی، در نظر گرفته شد. در مورد تحریک تقاضا، سه دسته سیاست مورد توجه قرار گرفت. اول، سیاست‌های تحریک تقاضا توسط دولت، دوم، سیاست‌های تسهیل پولی، سوم، سیاست‌های تسهیل اعتباری (ستاد هماهنگی امور اقتصادی دولت، متن کامل بسته اقتصادی خروج از رکود، ۱۳۹۴: ۵). در سال ۱۳۹۴ با افت شدید تقاضا، تورم نیز افت قابل ملاحظه‌ای داشت و فضای مناسبی برای اعمال سیاست پولی فراهم شد. برای بانک مرکزی این امکان فراهم شد که با هدایت سیاست پولی، مداخلاتی را در جهت تسهیل پولی و اعتباری داشته باشد. بدین منظور بخشی از بسته خروج از رکود دولت اختصاص به سیاست تسهیل پولی و اعتباری بانک مرکزی دارد. سیاست‌های پولی ذکر شده در بسته شامل: عرضه منابع بانک مرکزی در بازار بین بانکی با هدف رفع تنگناهای مالی کوتاه مدت بانک‌ها، کاهش هزینه تامین مالی و کاهش تشویقی نسبت سپرده قانونی بانک‌های تجاری تا نرخ ۱۰ درصد، سیاست تسهیل اعتباری نیز برای تحریک تقاضای اعتباری اعمال شد. زیرا تنگنای مالی با بالا نگه داشتن نرخ سود تسهیلات بانکی برای تأمین سرمایه در گردش و سرمایه‌گذاری، هزینه تأمین مالی را برای بنگاه‌های اقتصادی افزایش داد. از سوی دیگر، بالا نگه داشتن نرخ سود، باعث شده بود وام های خرید اعتباری، لیزینگ، و سایر وام‌های خرد مصرفی کاهش یابد و مانع تحریک تقاضا از این مسیر شود. همچنین در دنیای معاصر بی‌ثباتی اقتصادی و مالی نقش مهمی در روند توسعه کشورهای در حال توسعه ایفا می‌نماید. یکی از جالب‌ترین منشاء بی‌ثباتی‌های مالی در اقتصاد، نوسانات شدید متغیرهای قیمتی و پولی در حوزه اقتصاد کلان است. از متغیرهای مهم و اثرگذار در مجموعه متغیرهای اقتصادی، نرخ بهره است و بسیاری از نظریه‌پردازان اقتصادی معتقدند نظام بهره منبع و عامل اساسی بی‌ثباتی مالی در یک اقتصاد محسوب می‌شود (مینسکای و کینز، ۱۹۷۵: ۱۶۷). در تحقیق حاضر با توجه به شرایط رکودی حاکم بر اقتصاد ایران طی سال‌های گذشته اثر سیاست تسهیل اعتباری بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران را بررسی می‌کنیم. هدف پژهش بررسی این سؤال است که آیا سیاست تسهیل اعتباری بر رونق فعالیت اقتصادی اثر مثبت و معناداری داشته است. دوره تحلیل آن از ۱۳۸۴ تا

سال ۱۳۹۵ را شامل می‌شود. در این پژوهش به‌منظور تحلیل اثر تسهیل اعتباری از مدل VAR و داده‌های فصلی در بازه ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵ استفاده می‌شود. در بخش دوم پیشینه پژوهش و ضرورت انجام پژوهش پرداخته می‌شود. در بخش سوم مبانی نظری، متغیرهای مدل و معرفی مدل و نتایج آزمون ریشه واحد آمده است. در بخش چهارم اثرات تسهیل اعتباری بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران بررسی می‌شود. بخش پنجم به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص داده شده است.

۲. پیشینه تحقیق

مطالعات اخیردر زمینه تجربه کشورها در زمینه تسهیل اعتباری نشان می‌دهد که اقدام بانک مرکزی در تقویت فعالیت اقتصادی موثر بوده است.

جاکوم[1] و همکاران (۲۰۱۸)، در مقاله‌ای تحت عنوان آیا کاهش اعتبار در اقتصادهای نوظهور و درحال توسعه حیاتی است؟ با استفاده از رویکرد تجربی به بررسی این موضوع پرداختند که آیا کاهش اعتبار یک ابزار سیاست قابل اجرا برای مقابله با بحران های بانکی در اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه است. آن‌ها دریافتند که کاهش اعتبار منجر به افزایش شدید نرخ ارز داخلی، تورم بالا و کاهش قابل ملاحظه رشد اقتصادی در یک گروه بزرگ از اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه می شود. همچنین به این نتیجه رسیدند که اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه باید هنگام استفاده از کاهش اعتبار، احتیاط کنند، زیرا ممکن است موجب ناکارآمدی اقتصاد کلان شود.

بارنیچون[2] و همکاران (۲۰۱۶)، در مقاله‌ای تحت عنوان "ارزیابی اثرات غیرخطی شوک‌های بازار اعتباری" به بررسی این موضوع می‌پردازد که اختلالات بازار مالی می‌تواند تاثیر بسیار غیر خطی بر فعالیت‌های اقتصادی داشته باشد. با استفاده از روش GMA پیش‌بینی می‌کنند که، شوک‌های مالی دارای اثرات ناتقارن و اثرات وابسته به دولت هستند. نتیجه تحقیق حاکی از آن است که شوک‌های منفی بر عرضه اعتبارات اثرات بزرگ و پایداری بر تولید دارند و همچنین در شرایط رکودی اقتصاد شوک‌های تامین اعتبار اثرات بیشتر و پایدارتری دارند.

کرکماز[3](۲۰۱۵)، در مقاله‌ای با عنوان اثر اعتبارات بانکی بر رشد و تورم اقتصادی، به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا اعتبارات بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر تورم و رشد اقتصادی موثر بوده است. در مطالعه خود از داده‌های سالانه ۲۰۰۶-۲۰۱۲ برای ده کشور اروپایی استفاده کرده است، نتیجه تحقیق حاکی از آن است که اعتبارات بانکی بر تورم مؤثر نبوده، ولی بر رشد اقتصادی تأثیر داشته است.

1. Jácome
2. Barnichon
3. Korkmaz

ابراهیم و لاو (۲۰۱۴)، در مقاله‌ای با عنوان قیمت مسکن و اعتبارات بانکی در مالزی، به بررسی اثرات بلندمدت اعتبارات بانکی بر رشد مسکن کشور مالزی پرداخته است. آن‌ها از مدل VAR و داده‌های فصلی طی سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۱ استفاده کردند. نتایج حاصل از مطالعه آن.ها نشان می‌دهد که اعتبارات بانکی بر رشد مسکن اثر داشته و پیامدهای مهمی برای ثبات اقتصاد کلان، سیاست پولی و تصمیمات سرمایه‌گذاری داشته است.

لیو و مومتاز[1] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای با عنوان "تغییرات پویای اقتصاد کلان در حد پایینی صفر[2] "با استفاده از مدل VAR به بررسی مکانیزم انتقال شوک‌های اقتصاد کلان طی بحران مالی جهانی برای اقتصاد ایالات متحده پرداخته است. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که تسهیل اعتباری سبب کاهش نرخ بیکاری در حدود ۰,۷ درصد و افزایش تورم حدود یک درصد شده است.

برکمن[3](۲۰۱۲) در مقاله‌ای با عنوان "تسهیل اعتباری و مقداری بانک ژاپن: آیا در حال حاضر بیشترین اثر را دارند؟" با استفاده از مدل VAR ساختاری نشان می‌دهد که اقدامات تسهیل اعتباری بانک (مرکزی) ژاپن در طول سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۰ بر فعالیت اقتصادی اثر داشته است. این تحقیق به نتایج محکم‌تری نسبت به مطالعات انجام شده تا سال ۲۰۰۶ درباره ژاپن می‌رسد و سیاست تسهیل اعتباری را دارای نتیجه خوب در بخش‌های بانکی و شرکت‌های بزرگ می‌داند.

گیرلهرم مارتینس و جوآ سالس[4] (۲۰۱۰)، در مقاله‌ای با عنوان "بعد اعتباری سیاست پولی، درس‌هایی از اقتصادهای در حال توسعه در شرایط توقف‌های ناگهانی"، به بررسی توقف ناگهانی جریان سرمایه به صادرکنندگان اقتصادهای نوظهور که به سیاست‌های اعتباری متکی بودند، طی بحران مالی ۲۰۰۹-۲۰۰۷ پرداخته است. بانک‌های مرکزی اقتصادهای نوظهور از سیاست تسهیل اعتباری به‌عنوان ابزاری برای مقابله با توقف‌های ناگهانی جریان سرمایه به صادرکنندگان استفاده کردند. آن‌ها یک مدل کوچک برای اقتصاد باز جهت مطالعه سیاست تسهیل اعتباری بانک مرکزی استفاده کردند. در این پژوهش با استفاده از داده‌های برزیل و براساس مدل DSGE به برآورد مدل پرداخته‌اند و اقدامات بانک مرکزی را بر مبنای دو سیاست زیر ارزیابی کردند. اول، اعطای وام به صادرکنندگان با استفاده از ذخایر ارزی که قبلاً انباشته شده است. دوم، تسهیل اعتباری. نتایج مدل نشان می‌دهد که هر دو سیاست، تولید ناخالص داخلی برزیل را افزایش داده است.

گرترلر و همکاران (۲۰۱۰)، در مقاله‌ای با عنوان "واسطه مالی و سیاست اعتباری در تحلیل چرخه کسب و کار"، به بررسی اصطکاک‌های بازار اعتبار و فعالیت‌های اقتصادی می‌پردازد. این پژوهش تأثیر مداخلات در بازار اعتبارات توسط بانک مرکزی جهت کاهش بحران را براساس مدل BGG بررسی

1. Mumtaz and Liu
2. Zero lower bound
3. Berkmen
4 .Guilherme B. Martinsy João M. Sallesz

می‌کند. این تحقیق نشان می‌دهد که با مداخلات بانک مرکزی در بازار اعتبارات اثرات بحران کاهش می‌یابد.

گیلچریست و زاکراجسک (۲۰۱۰)، در مقاله‌ای با عنوان "اسپردهای اعتباری و نوسانات چرخه تجاری" به بررسی رابطه میان اسپرد اعتبارات و فعالیت اقتصادی پرداخته‌اند. در مطالعه‌شان از مدل VAR و داده‌های سال ۲۰۰۹-۱۹۷۳ استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد انقباض تسهیلات اعتباری تأثیر نامطلوبی بر فعالیت‌های اقتصادی دارد.

ادنیران و اودیجا[1](۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای رابطه بین توسعه بخش مالی و رشد اقتصادی در نیجریه را به کمک آزمون فرضیه‌های رقیب رابطه مالی رشد یا استفاده از آزمون علیت گرنجر در چارچوب روش خودرگرسیونی برداری (VAR) طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۶۰ مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. آن‌ها با در نظر گرفتن چهار متغیر، نسبت کل سهام به تولید ناخالص داخلی، رشد اعتبارات بانکی، رشد اعتبارات بخش خصوصی و رشد بدهی بانک‌ها در قبال سپرده به عنوان شاخص‌های مالی نشان داده‌اند که یک رابطه علی دوطرفه بین برخی شاخص‌های توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین رابطه معناداری میان رشد اقتصادی و اعتبارات بانکی مشاهده نشده است.

کلیوف و همکاران (۲۰۰۹)، در مقاله‌ای با عنوان "انتخاب غیرمتعارف برای زمان غیرمعمول: تسهیل اعتباری و مقداری در اقتصادهای پیشرفته و در حال توسعه" به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که در شرایط بحران مالی، کشورهای پیشرفته و در حال توسعه برای جلوگیری از شوک پیش آمده، باید از اقدامات غیرمتعارف برای تثبیت شرایط مالی و حمایت از تقاضای کل استفاده کنند. اقدامات غیرمتعارف شامل تسهیل نقدینگی به مؤسسات مالی، خرید اوراق قرضه بلندمدت دولتی و مداخله در بازارهای اعتباری بوده است. آنها در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که بین اقدامات نامتعارف انجام شده و بازگشت به عملکرد طبیعی بازار، رابطه مثبتی برقرار است.

ازجمله مطالعات انجام شده در ایران در خصوص تسهیل اعتباری و سیاست پولی نامتعارف و رکود اقتصادی می‌توان به پژوهش‌های زیر اشاره کرد:

اخباری و قلی‌زاده (۱۳۹۶)، در مقاله‌ای تحت عنوان "بررسی ابعاد نظری و تجربی سیاست تسهیل مقداری" به بررسی ابعاد نظری و تجربی سیاست پولی نامتعارف در زمان رکود اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که تعبیه سازوکارهای نهادی مناسب و شناسایی بنگاه‌های واجد شرایط می‌توان منابع مالی را به‌سوی فعالیت‌های اقتصادی مولد سوق داد.

مجاهدی و همکاران (۱۳۹۶)، در مقاله‌ای تحت عنوان "تحلیل رکود مداوم در اقتصاد ایران"، با بهره‌گیری از الگوی رشد درون‌زا و بهینه‌سازی پویا به بررسی رکود مزمن پولی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان‌دهنده آن است که رکود در اقتصاد ایران منشأ پولی دارد.

1. Odeniran and Udeaja

میرجلیلی (۱۳۹۵)، در مقاله‌ای با عنوان "بررسی تطبیقی سیاست پولی متعارف در مقابل نامتعارف"، تسهیل اعتباری را به‌عنوان یکی از سیاست‌های پولی نامتعارف معرفی کرده است، که پس از وقوع بحران مالی جهانی به‌عنوان ابزاری برای خروج از رکود مورد استفاده قرار گرفته است. بانک‌های مرکزی عمده از ابزارهای سیاست پولی نامتعارف در بحران مالی جهانی برای خروج از رکود استفاده کردند و از طریق تسهیل مقداری و تسهیل اعتباری و تغییر ذخایر بانکی به اعمال سیاست پولی پرداختند.

رحمتی و همکاران (۱۳۹۵)، در مقاله‌ای با عنوان "بررسی اثر تحریم‌ها بر اقتصاد ایران در رکود ۱۳۹۱-۱۳۹۲"، به بررسی کمی شوک‌های وارد بر اقتصاد ایران و اندازه‌گیری اهمیت هر یک از آن‌ها در رکود سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۲ پرداخته‌اند. یافته‌های مقاله نشان می‌دهد که شکاف بهره‌وری بیشترین توانایی را در توضیح چرخه‌های کسب و کار ایران داشته و شکاف تجارت نقشی در توضیح رکود سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۹۱ نداشته است. اما زمانی که اثر نرخ ارز از شکاف تجارت خارج می‌شود و تنها اثر تحریم‌ها در شکاف تجارت باقی می‌ماند، شکاف تجارت، بخشی از کاهش تولید در سال ۱۳۹۲ را توضیح می‌دهد. همچنین نشان دادند که افزایش موانع تجارت در سال ۱۳۹۱ به‌طور عمده ناشی از افزایش نرخ ارز و در سال ۱۳۹۲ ناشی از تحریم‌ها است.

محرابیان و شفائی (۱۳۸۹)، در مقاله‌ای با عنوان "تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی در ایران"، به بررسی میزان تأثیر اعتبارات اعطایی بانکی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. در این رابطه، از مدل VAR و از داده‌های سال‌های ۸۷-۱۳۵۸ استفاده کردند. نتیجه مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که اعتبارات اعطایی بانکی به بخش غیردولتی و هزینه‌های فصل آموزش، اثر مثبت بر رشد اقتصادی به جای گذاشته است. همچنین اعتبارات بانکی تخصیص یافته به بخش دولتی منجر به کاهش رشد اقتصادی در بلندمدت شده است.

طیبی و عباسلو (۱۳۸۸)، در مقاله‌ای با عنوان "اعتبارات بانکی و سایر تعیین‌کننده‌های اقتصادی فضای کسب‌وکار در ایران"، با استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR)، به بررسی اثرات تسهیلات بانکی به همراه سایر تعیین‌کننده‌های کلان، بر اشتغال بخش‌های اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۰ پرداخته است. بر این اساس، یک مدل اشتغال تصریح می‌شود و به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) برای بخش‌های فوق‌الذکر برآورد می‌گردد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که رشد تسهیلات بانکی، اثر مثبت بر توسعه فضای کسب و کار در بخش‌های اقتصادی ایران داشته است.

۳. مبانی نظری

بازارهای پولی و مالی، اهمیت ویژه‌ای در نظام اقتصادی کشورها دارند و در ادبیات توسعه اقتصادی پایدار، از الزامات مهم دستیابی به آن محسوب می‌شوند، به‌گونه‌ای‌که بسط و توسعه بهینه و مناسب

بازارهای پولی و مالی را لازمه دستیابی به توسعه می‌دانند. درواقع، بازارهای مالی و پولی، منابع تأمین اعتبار برای فعالیت‌های مختلف اقتصادی‌اند. تامین مالی واحدهای تولیدی، چه از دیدگاه سرمایه در گردش و چه از دیدگاه توسعه فعالیت‌ها و سرمایه‌گذاری‌های جدید، از مهم‌ترین مباحث مالی یک نظام اقتصادی است. اعتبارات برای تأمین نهاده‌های مختلف تولیدی مانند نیروی کار، نهاده‌های سرمایه‌ای، فناوری و همچنین خرید مواداولیه مورد استفاده قرار می‌گیرد و از این‌رو، اهمیت ویژه‌ای در رشد و توسعه فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و تولید دارد (طیبی و عباسلو، ۱۳۸۸: ۶۴).

همچنین تأثیر بازارهای پولی و اعتباری بر رشد اقتصادی از مسائل مهمی است که بخش زیادی از نظریه‌های اقتصادی را از دهه ۷۰ به بعد به خود اختصاص داده است. یافته‌های تجربی حاکی از آن است که کشورهایی با عملکرد بهتر نظام مالی از نرخ رشد اقتصادی بالاتری در طول دهه‌های متوالی برخوردار بوده‌اند. به‌طوری‌که بهبود عملکرد نظام پولی و اعتباری در یک کشور باعث ایجاد شتاب در نرخ رشد اقتصادی آن کشور خواهد شد. نظام پولی و اعتباری خدمات متنوع و مفیدی برای عملکرد اقتصادها از جمله تجهیز پس‌اندازها، تخصیص سرمایه‌ها، نظارت بر نحوه استفاده از سرمایه‌ها، فراهم نمودن مکانیسمی برای تجمیع و تنوع‌سازی ریسک فراهم می‌نماید. علاوه‌بر این، مطابق با ادبیات جدید رشد اقتصادی، نظام پولی و اعتباری از طریق تخصیص منابع سرمایه‌ای به بخش‌های کاراتر و تغییر نرخ رشد تکنولوژی، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند (لوین، ۲۰۰۵[1]). اعتبارات عوامل اقتصادی را قادر به سرمایه‌گذاری می‌سازد. اعتبارات بانکی راه را برای ایجاد و حفظ کسب و کار مناسب و صرفه‌های ناشی از مقیاس فراهم می‌کند. همچنین می‌تواند به‌منظور بهبود فعالیت‌های رسمی و افزایش بهره‌وری از آن استفاده شود (بهرامی و همکاران، ۱۳۹۱: ۷۹–۸۰). 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، ۲۰۰۶: ۲۳). بنابراین، بانک ها با سازمان‌دهی منابع مازاد نقدی مردم و تجهیز و هدایت پس‌اندازها و سپرده‌های آن‌ها به اشخاص حقیقی و حقوقی که با کمبود وجوه نقد مواجه اند نقشی مهم در رشد اقتصادی، رشد تولید، سرمایه‌گذاری و اشتغال به عهده دارند و مبادلات را تسهیل می‌کنند. هر قدر نظام بانکی پیشرفته‌تر عمل کند، بازارهای مالی بیشتر توسعه می‌یابند و رشد اقتصادی را موجب می‌شود.

نظریه مربوط به اثرگذاری سیاست پولی و اعتباری بر شاخص های اقتصاد کلان به آثار فیشر (۳۴۶:۱۹۳۳) باز می‌گردد؛ اما از جنگ جهانی دوم تا اوایل دهه ۲۰۰۰، ابزار اصلی سیاست پولی بانک‌های مرکزی عمده برای اثرگذاری بر بخش واقعی، از طریق کانال پولی، اعتباری و نرخ ارز بوده است. نظریه مربوط به اثرگذاری سیاست پولی و اعتباری بر شاخص های اقتصاد کلان به آثار فیشر (۳۴۶:۱۹۳۳) باز می‌گردد. اما از جنگ جهانی دوم تا اوایل دهه ۲۰۰۰، ابزار اصلی سیاست پولی بانک‌های مرکزی عمده

1. Levine

برای اثرگذاری بر بخش واقعی، از طریق کانال پولی، اعتباری و نرخ ارز بوده است. به‌طوری‌که کانال‌های اقتصادی مسیرهایی هستند که سیاست‌های اقتصادی از طریق آن‌ها بر متغیرهای هدف خود اثر می‌گذارند. براساس مطالعه برنانک و بلیندر(۱۹۸۸) کانال اعتباری و وام‌دهی[1] بانکی در کشورهای که در آن‌ها بانک‌ها نقش محوری داشته و عمده تأمین مالی کشور از طریق بانک‌ها صورت می‌گیرد، در انتقال سیاست پولی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. به‌طوری‌که این نقش نه تنها به‌دلیل ایجاد بدهی با خلق نقدینگی، نقش مهمی دارد، بلکه به‌دلیل نگهداری دارایی ها اعتبارات بانکی که جایگزین نزدیک بسیار کمی برای آن وجود دارد، از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. فرآیند اثرگذاری به این صورت است که با افزایش حجم پول، به‌دلیل افزایش میزان ذخایر مورد نیاز بانک‌ها، سپرده‌های بانکی افزایش یافته و از این طریق مقدار وام‌دهی بانک‌ها نیز افزایش می‌یابد. از طرفی چون بخش عمده‌ای از سرمایه‌گذاری‌ها و مخارج مصرفی کالاهای بادوام از طریق وام بانکی تأمین می‌گردد، افزایش وام‌دهی موجب رشد تقاضای سرمایه‌گذاری و مخارج مصرفی و نهایتا تقاضای کل و تولید کل می‌گردد. همچنین در کانال نرخ ارز[2] فرایند اثرگذاری به این صورت است که سیاست پولی انقباضی منجر به کاهش حجم پول در گردش شده و لذا نرخ بهره را افزایش می‌دهد. افزایش نرخ بهره جذابیت سپرده‌گذاری در داخل کشور را نسبت به خارج افزایش می‌دهد و لذا تقاضای پول داخلی زیاد شده و در نتیجه پول داخلی با کاهش نرخ ارز تقویت می‌شود. کاهش نرخ ارز و به عبارتی دیگر افزایش ارزش پول داخلی موجب گران‌تر شدن کالاهای تولید داخل در نظر خریداران خارجی شده و بدین ترتیب خالص صادرات کشور کاهش می‌یابد و به‌دنبال آن تولید واقعی نیز کاهش می‌یابد (فراهانی و همکاران،۱۳۹۶: ۳۶). همچنین کانال انتقال را می توان به‌صورت جبر ماتریسی نشان داد:

$$X_{it} = A_i^T F_t + \varepsilon_{it}$$
$$= \begin{bmatrix} a_{i,0} \\ a_{i,1} \\ \dots \\ a_{i,s} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_t \\ f_{t-1} \\ \dots \\ f_{t-s} \end{bmatrix} + \varepsilon_{it}$$

که در آن X_{it} مجموعه ای از متغیرها است کلید استدلال الگوی عامل های پویا، تغییرپذیری هر یک از N مشاهده در پنل بزرگ X می‌باشد که می‌تواند به دو جزء متعامد[3] تجزیه شود، که در آن x متغیرهای مشترک و ε جزء اخلال مشترک می‌باشد. اجزاء مشترک توسط عامل‌های مشترک توضیح داده می‌شود. توجه داشته باشید که چگونگی ابعاد F_t بستگی به همسانی و واکنش داده‌ها به عامل‌های F_t در a(l)، یا به‌صورت معادل، به شوک اولیه ε_t در B(l) بستگی دارد. ضمناً، F_t توسط پویایی‌های f_t توضیح داده

1. Bank Credit and Lending channel
2. Exchange rate channel
3. Orthogonal

می‌شود و فرض می شود که F_t یک AR(h) است. بای و انجی[1](۲۰۰۷) نشان دادند که F_t توسط یک الگوی خود توضیح برداری با رتبه p= max(1, h-s) توضیح داده می‌شود. توجه داشته باشید که معادله انتقال ایستا بوده و دارای ریشه‌های مشخصه با رتبه p از یک ماتریس چند وجهی با قدر مطلق کمتر از یک می‌باشد.

بحران جهانی، مکانیزم کانال انتقال را مختل کرد، براین اساس در طول بحران مالی جهانی، بسیاری از بانک‌های مرکزی در اقتصادهای پیشرفته و در حال توسعه از تسهیل اعتباری به‌عنوان یکی از سیاست‌های پولی نامتعارف استفاده کرده‌اند. در ابتدا، این سیاست‌ها با هدف ایجاد ثبات در سیستم مالی بود، اما بعدها برای همسازی سیاست پولی از تسهیل اعتباری استفاده شد. برنانکه (۲۰۰۹: ۴۴۲)، سه زمینه اصلی تسهیل اعتباری را در موارد زیر می‌داند، اعطای وام بانک مرکزی به نهادهای مالی، تدارک نقدینگی برای بازارهای اعتباری، خرید اوراق بهادار بلندمدت. تسهیل اعتباری به‌طور عمده موفقیت‌آمیز بوده است، به‌ویژه در زمان بزرگ‌ترین آشفتگی مالی، زمانی‌که از فروپاشی بازارهای مالی جلوگیری کرد و از این‌رو مانع از افت شدید تولید شد (جویس و دیگران (۲۰۱۲: و بوریو و زابیا (۲۰۱۶)). تسهیل اعتباری در اقتصادهای پیشرفته و در حال توسعه برای کاهش استرس مالی در سیستم بانکی نیز مورد استفاده قرار گرفته است. جاکوم (۲۰۰۸) استفاده از تسهیل اعتباری در آمریکای لاتین را در دهه ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰ بررسی می کند، درحالی‌که ایشی و همکاران (۲۰۰۹)، نشان می‌دهند که چگونه اقتصادهای در حال توسعه از سیاست پولی غیرمتعارف استفاده کرده‌اند، گرچه مطالعه آن‌ها مقیاس محدودی طی سال‌های ۲۰۰۷– ۲۰۰۹ را شامل می‌شود. بر این اساس در پژوهش حاضر از لحاظ تجربی بررسی می‌کنیم که اقدامات تسهیل اعتباری بانک مرکزی ایران چگونه بر فعالیت‌های اقتصادی تأثیر گذاشته است.

ازجمله اقدامات انجام شده توسط بانک مرکزی برای تسهیل پولی و اعتباری به‌منظور خروج از رکود و بازیابی (recovery) اعطای تسهیلات اعتباری برای گسترش بنگاه‌های کوچک زود بازده و کار آفرین توسط بانک مرکزی بوده است.

در بسته خروج از رکود، یکی از متغیرهای به‌کار گرفته در سیاست اعتباری بانک مرکزی، پرداخت تسهیلات خرید به مبلغ ۲۰۰۰ میلیارد ریال است. اعطای تسهیلات خرید خودرو به‌منظور افزایش تقاضا اثرگذاری بر تحرک تولید بوده است. سیاست دیگر در تسهیل اعتباری توسط بانک مرکزی کاهش نسبت سپرده قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی بوده است.

در مطالعه میشرا و همکاران (۲۰۰۹)، رابطه بین توسعه بازار اعتبارات و رشد اقتصادی در هند با استفاده از آزمون علیت گرنجر در چارچوب روش خود رگرسیونی برداری (VAR) طی دوره زمانی

1. Bai & Ng

۲۰۰۸-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که توسعه بازار اعتبارات کشور اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد.

از مدل تعادلی مارتینس (۲۰۱۲) با توجه به محدودیت منابع مالی داخلی و وضعیت ترازپرداخت‌ها، اثر تسهیل اعتباری بر متغیرهای کلان اقتصادی برزیل را به‌صورت زیر ارائه کرده است:

$$Y_{H,t}\ \Delta_t = (\frac{L_t}{\alpha})^{\ \alpha}\ (\frac{K_t}{1-\alpha})^{\ 1-\alpha} \qquad (۱)$$

که $Y_{H,t}$ تابع تولید از تابع کاپ داگلاس، L_t نیروی کار داخلی، K_t سرمایه برای تولید کالای داخلی. و Δ_t اندازه گیری پراکندگی قیمت در بخش خرده‌فروشی است:

$$\Delta_t = \int (\frac{P_{H,t}\ (i)}{P_{H,t}})^{-\eta}\ \mathrm{di} \qquad (۲)$$

جمع‌آوری محدودیت های بودجه خانوارها و دولت و جایگزینی عملکرد سود در صورت لزوم می تواند موازنه تراز پرداخت‌ها را سبب شود.

$$P^*_{H,t-1}\ C^*_{H,t-1} - C_{F,t} - K_{F,t+1} = D^*_{e,t-1}\ \psi^*_{e,t-1}\ R^* - D^*_{e,t} + \mathrm{F}\ A_t - R^*\ \mathrm{F}\ A_{t-1} \qquad (۳)$$

در این مدل $P^*_{H,t-1}$ قیمت صادرات، $C^*_{H,t-1}$ مقدار صادرات، $C_{F,t}$ مصرف خارجی، $K_{F,t+1}$ سرمایه خارجی، $D^*_{e,t-1}$ بدهی خارجی در دوره قبل، $\psi^*_{e,t-1}$ گسترش تجارت(شوک)، R^* ریسک جهانی، $D^*_{e,t}$ بدهی خارجی در دوره جاری و $\mathrm{F}\ A_t$ میزان ذخایر خارجی است.

مطالعه برکمن (۲۰۱۲) به بررسی تأثیر سیاست تسهیل اعتباری بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از مدل VAR شش متغیر ساختاری پرداخته است. که بازده بلندمدت برای اقدامات سیاست پولی، محصول و تورم را برای ژاپن، ایالات متحده، منطقه یورو و بریتانیا را تحت تأثیر قرار داده است. به‌طوری‌که ایشان، برای ارزیابی تأثیر تسهیل اعتباری بر فعالیت‌ها، مجموعه‌ای از متغیرهای را در رگرسیون ها مورد بررسی قرار داده است. ازجمله:

فعالیت اقتصادی: رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری و تولید صنعتی، میزان تورم: تورم سالانه به استثنای تورم مواد غذایی تازه و انرژی، نرخ موثر اسمی ارز.

ابراهیم و لاو (۲۰۱۴)، اثر تسهیلات اعتباری بر رشد مسکن در کشور مالزی بررسی کردند. آن‌ها برای آزمون از مدل VAR به‌صورت زیر استفاده کردند:

$$\Delta X_t = A_0 + \sum_{i=1}^{p} A_1\ \Delta X_{t-1} + \pi\ X_{t-1}\ u_t \qquad (۴)$$

که درآن X یک ماتریس ۴ متغیره است. همچنین A شامل قیمت انواع مسکن می‌شود. به این نتیجه رسیدند که افزایش اعتبارات بر رشد مسکن مؤثر است.

صمیمی و همکاران (۱۳۹۶)، با استفاده از روش خودرگرسیون برداری آستانه‌ای TVAR به بررسی ارتباط سیاست پولی و اعتبارات بر تولید را به‌صورت زیر پرداخته‌اند:

$$Y_t=\mu^1+A^1Y_t + B^1(L)Y_{t-1}+ (\mu^2 + A^2Y_t + B^2(L)Y_{t-1})\mathrm{I}(C_{t-d} > \gamma) + u_t \qquad (۵)$$

که در آن Y_t بردار متغیرهای درونزاست که شامل رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و تورم است.

محمدنژاد و همکاران (۱۳۹۴)، برای تحلیل روابط پویا میان اعتبارات بانکی و رشد اقتصادی در بخش‌های نفتی و غیرنفتی و نیز برای فائق آمدن به مشکل پایین بودن درجه آزادی، از یک رهیافت شبه بیزی بهره گرفته‌اند. به‌طوری‌که نتایج نشان می‌دهند تسهیلات اعطایی، رشد اقتصادی در بخش غیر نفتی اقتصاد ایران را بیشتر تحت تأثیر قرار می‌دهد که در این میان بیشترین رشد ناشی از تسهیلات اعطایی مربوط به بخش کشاورزی است.

سعیدی (۱۳۸۹)، به بررسی اثر اعتبارات بانکی بر اشتغال براساس مدل پانل دیتا (P.D) پرداخته است. ایشان براساس اعتبارات پرداختی همه بانک‌های فعال طی سال‌های ۱۳۷۷–۱۳۸۵ و با استفاده از تابع تولید زیر به آزمون پرداخته است.

$$\mathrm{Log(y)}= \alpha+ \beta_1 \mathrm{Log(L)}+ \beta_2 \mathrm{Log(k)} \qquad (۶)$$

که در آن y ارزش افزوده، L نیروی کار و k سرمایه یا اعتبارات است.

محرابیان و شفائی (۱۳۸۹)، با استفاده از مدل زیر به بررسی اثر اعتبارات بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند.

$$\mathrm{LnGDP= f(LnGC+ LnUGC+LnEDU)} \qquad (۷)$$

که در آن GDP تولید ناخالص داخلی، GC و UGC به‌ترتیب اعتبارات اعطایی سیستم بانکی به بخش دولتی و غیر دولتی و EDU نیز هزینه‌های دولتی در فصل آموزش است.

طیبی و عباسلو (۱۳۸۸)، با استفاده از یک تابع تولید کاب–داگلاس به‌صورت یک فرم رگرسیونی لگاریتمی– خطی به صورت معادله‌ای که در ادامه بیان می‌کنیم، به بررسی اثر اعتبارات و سایر تعیین‌کننده‌های اقتصادی بر فضای کسب‌وکار در ایران پرداخته‌اند.

$$\mathrm{Ln}Y_i = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Ln}Y_i+ \beta_2 \mathrm{Ln}K_i + \beta_3 \mathrm{Ln}X_i+ U_i \qquad (۸)$$

که در آن تولید هر بخش i (Y_i) تابعی از موجودی سرمایه (K)، نیروی کار (L) و صادرات (X) است.

الیاس نادران(۱۳۸۳)، با استفاده از مدل VAR اثر شوک اعتبارات بر متغیرهای ارزش افزوده و سرمایه‌گذاری بخش صنعت و معدن را بررسی کرده است. نتایج تحقیق نشان‌دهنده ارتباط مثبت و معناداری بین تولید صنعتی و سیاست‌های اعتباری است.

بختیاری و پاسبان (۱۳۸۳)، با استفاده از مدل زیر و داده‌های سال‌های ۴۹-۱۳۷۹ به این نتیجه دست یافته‌اند که اعتبارات بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت بر اشتغال و در درازمدت بر سرمایه‌گذاری تأثیر مثبت داشته است.

$$E= \alpha_0+ \alpha_1 VADDC+ \alpha_2 IC+ \alpha_4 CREDITC+ u \qquad (۹)$$

که در آن: VADD ارزش افزوده بخش کشاورزی، IC سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی، E میزان اشتغال در بخش کشاورزی، CREDITC اعتبارات پرداختی بانک کشاورزی به بخش کشاورزی است.

بر این اساس در پژوهش حاضر متغیرهای انتخاب شده با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی جهت بررسی تأثیر سیاست تسهیل اعتباری بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران به‌صورت زیر است: نرخ بیکاری u_t، نرخ رشد تولیدناخالص داخلی GDP_{st}، صادرات غیر نفتی $Export_{st}$، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی $Investmant_{st}$، نرخ واقعی ارز $Exchang\ Rate_{st}$ و مانده اعتبارات بانک‌ها به بخش خصوصی $credit\ easing_{st}$ به‌طوری‌که ماتریس متغیرها مورد استفاده در مدل به‌صورت:

$$\begin{vmatrix} 1 & 0 & 0 & a_{14} & a_{15} & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & a_{24} & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & a_{45} & a_{46} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & a_{56} \\ a_{61} & a_{62} & 0 & 0 & 0 & 1 \end{vmatrix}$$

٤. روش‌شناسی و ارائه الگوی تحقیق

در پژوهش حاضر از داده های آماری فصلی ۹۵-۱۳۸۴ مربوط به اقتصاد ایران استفاده شده است. تمامی داده‌ها از داده‌های سری‌های زمانی بانک مرکزی، جمع‌آوری شده‌اند. برای محاسبه شوک‌های تسهیل اعتباری از روش اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری VAR استفاده شده است که در این روش به‌منظور بررسی اثر تسهیل اعتباری بر واریانس رشد تولیدناخالص داخلی کشور، صادرات غیرنفتی، نرخ واقعی مؤثر ارز، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و بیکاری، توابع واکنش بردار خودرگرسیون برآورد شده است. پس از آزمون مانائی هگی[1] متغیرها، مشخص گردید که تمام متغیرها در سطح، مانا هستند. پس از این مرحله برای تخمین از مدل VAR، با استفاده از معیار شوارتز- بیزین (SBC)، طول وقفه بهینه تعیین می‌شود.

نکته قابل‌توجه این است که نوع سری زمانی (سالانه، فصلی، ماهیانه و روزانه) مورد مطالعه، شکل آزمون ریشه واحد که همانا روش مناسب برای تشخیص مانایی یک متغیر می‌باشد را تعیین می‌کند. مشاهدات چهارفصل سال برای دنباله$\{x_n\}$ را در اختیار داشته و وجود ریشه واحد فصلی را آزمون

1. Hegy

می‌کنیم. برای توضیح روش انجام کار و طراحی یک چـارچوب مناسب قابل‌قبول ابتدا چندجمله‌ای $(1-B^4)$ را به‌صورت حاصل‌ضرب زیر بیان می‌کنیم.

$$(1 - B^4) = (1 - \mathrm{B})(1 + \mathrm{B})(1 + \mathrm{B}^2) \qquad (۱۰)$$

روشن است که این چندجمله‌ای دارای چهار ریشه با مدل واحد است.

$$\mathrm{B}=1 \text{ و } \mathrm{B}=-1 \text{ و } \mathrm{B}=\pm \mathrm{i} \qquad (۱۱)$$

که در آن B=۱ به معنـی وجود ریشه واحد با تـناوب صفر، یعنی باز تـولید یک مشاهده در دوره بعد B=−۱, به معنی ریشه واحد و باز تولید یک مشاهده بعد از دو دوره (۱/۲سیکل در فصل) و B=±i به معنی وجود ریشه واحد و بازتولید یک مشاهده در ۴ فصل بعد (۱/۴ سیکل در یک‌فصل) است.

اکنون هدف ما این است که برآوردگرهای یکتایی برای a_{i} به‌دست آورده و برابر با واحد بودن آن‌ها را آزمون کنیم. یکی از روش‌های عملیاتی ساختن این فرآیند استفاده از تقریب مرتبه اول تیلور این چندجمله‌ای نسبت به a_{i} حول $a_{\mathrm{i}} = 1$ است. به‌طوری‌که؛

$$A(B) = \sum_{i=1}^{4} \left[\frac{\partial A(B)}{\partial a_i}\right](a_i - 1) + A^0(B) \qquad (۱۲)$$

بدین منظور مشتق‌های جزئی برای $a_{\mathrm{i}} = 1$ ها به‌دست می‌آوریم.

$$\frac{\partial A(B)}{\partial a_i} = -(1 + a_2 B)(1 - a_i B)(1 + a_4 iB)B \qquad (۱۳)$$
$$= -(1 + B + B^2 + B^3)B$$

نتایج آزمون ریشه واحد برای داده‌های فصلی در جدول یک تا شش ارایه شده است.

به‌منظور انسجام بیشتر در تحلیل و ارائه نتایج برآوردها در پایان از آزمون تجزیه واریانس[1] و بررسی تکانه‌ها و تحلیل توابع ضربه–واکنش[2] استفاده خواهد شد. آزمـون تجزیه واریانس، سهـم هر یک از متغیـرهای مستقل الگـو را در توضیح‌دهندگی نـوسانات متغیر وابسـته نشان می‌دهد. در تـوابع ضربه–واکنش، تکانه‌هایی توسط متغیرهای مستقل به متغیرهای وابسته الگو وارد می‌شود و در مقابل عکس‌العمل متغیر وابسته در مقابل اثر این تکانه‌ها مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

1. Variance Decomposition Test
2. Impulse- Response Functions

٤-١. نتایج برآورد ریشه واحد فصلی

در این بخش مطابق توضیحات ارائه شده در بخش قبل ریشه واحد به‌عنوان نمونه برای متغیر بیکاری در این پژوهش ارائه می‌شود، سپس برآورد مدل انجام خواهد شد. نتایج تخمین ریشه واحد فصلی برای نرخ بیکاری در جدول (۱) ارایه شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد فصلی متغیر بیکاری

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	tآماره	احتمال
عرض از مبدأ	۲,۳۰۷۹۴۴	۱,۹۳۸۸۶۳	۱,۱۹۰۳۵۹	۰,۲۴۱۱
zu	۰,۱۳۳۱۲۶	۰,۰۹۷۸۸۷	۱,۳۵۹۹۹۶	۰,۱۸۱۶
zu_2	−۰,۳۶۵۰۱۵	۰,۱۷۷۱۱۲	−۲,۰۶۰۹۲۷	۰,۰۴۶۰
zu_3	−۰,۱۳۲۳۸۱	۰,۲۱۸۵۵۷	−۰,۶۰۵۷۰۴	۰,۵۴۸۲
zu_4	−۰,۳۲۶۰۱۷	۰,۱۱۰۱۸۸	−۲,۹۵۸۷۳۲	۰,۰۰۵۲

منبع: محاسبات پژوهش

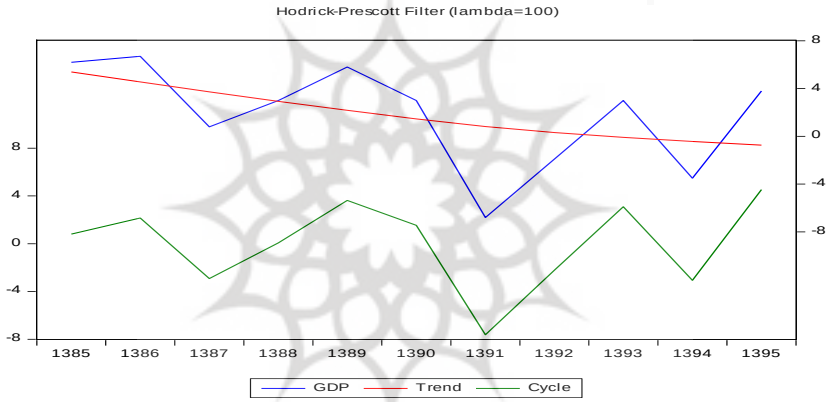
با توجه به جدول (۱) کوانتیل‌های HEGY برای مدل با عرض از مبدأ؛ به آزمون فرضیه (یک دامنه) وجود ریشه واحد می‌پردازیم. $H_0: \pi_1 = 0 \; ; \; H_a: \pi_1 < 0$ مقدار آماره برابر ۱,۳۵۹۹۹۶ بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ در صد با T=۴۰ برابر۳,۶۶- می‌باشد. درنتیجه ریشه واحد با تناوب صفر وجود دارد. برای فرضیه (یک دامنه) $H_0 = \pi_2 = 0$ نیز مقدار آماره آزمون برابر ۲,۰۶۰۹۲۷- بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با T=۴۰ برابر با ۲/۶۸- می‌باشد درنتیجه ریشه واحد با تناوب نیم سالانه وجود دارد. فرضیه مرکب دو دامنه $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ مقدار تابع نمونه‌ای $F = \frac{t_3^2 + t_4^2}{2}$ برابر با $F = \frac{(-0.605704)^2 + (-2.958732)^2}{2} = 4.56$ به دست می‌آید. مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با T=۴۰ برابر با ۴/۷۸ می‌باشد و نتیجه این‌که ریشه واحد با تناوب سالانه وجود ندارند.

٤-٢. برآورد مدل VAR

متناسب با مبانی نظری ارائه شده در بخش قبلی مدل رگرسیون VAR برای دوره زمانی مورد مطالعه که شامل دو بخش متمایز متناسب با سیاست‌های پولی بانک مرکزی انجام خواهد شد بخش نخست شامل اقدامات سیاست در اواسط دهه ۸۰ و اعمال سیاست‌های متعارف پولی از مکانیسم اضافه برداشت بانک‌ها از بانک مرکزی (تغییرات نرخ تنزیل مجدد از سوی بانک مرکزی) استفاده شده است. درحالی‌که هر یک از ابزارهای سیاست در هر دوره متفاوت است، همه آن‌ها بر روی مانده حساب جاری در بانک مرکزی کشور با تغییرات نقدینگی تأثیر می‌گذارند. در واقع با اعمال سیاست نرخ بهره تقریباً دستوری براساس مدل‌های VAR در داخل کشور پژوهش جاری انجام شده است. به‌طوری‌که تعدادی از پژوهش‌های انجام شده ازجمله فارنتا (۲۰۱۱) ناکاجیما (۲۰۱۱) و کامادا و سونگ (۲۰۰۶) رفتار نرخ بهره کم‌تر از صفر را به کمک مدل‌های VAR برآورد کرده‌اند. در مطالعه‌ای ناکاجیما (۲۰۱۱) یک پارامتر متغیر زمان را به مدل VAR به‌عنوان متغییر نوسانات احتمالی اضافه کرده که با استفاده از حد

پایین صفر روی نرخ بهره اسمی مدل جدیدی را برآورده کرده است. نتیجه این مقاله نتیجه نشان داد که فرض حد صفر دارای تأثیر ناچیزی بر سایر بخش‌های اقتصاد دارد، برای محدود کردن تعداد پارامترهایی در مدل VAR ها برای هر متغیر درون‌زا دو وقفه لحاظ شده است. در ادامه با ارائه یک VAR، چند متغیره با استفاده از رشد، تورم، نرخ تسویه، نرخ ارز مؤثر اسمی، اسپرد و مانده حساب‌های جاری در بانک مرکزی کشور به‌عنوان سهم تولید ناخالص داخلی برآورد شده است. علاوه‌بر مفاهیم شناسایی که در بالا توضیح داده شد، نرخ ارز به عنوان متغیر داخلی در نظر گرفته می‌شود و فرض بر این است که تورم بر نرخ رشد مطابق با پژوهش برنانک (۱۹۹۲) و پرسمن (۲۰۰۱) تأثیر می‌گذارد.

شایان ذکر است که برای برآورد طول دوره رکود، ابتدا با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات (HP)، ادوار تجاری برآورد شده و براساس آن دوران رونق و رکود اقتصادی مشخص می‌شود. نتایج فیلتر تولید ناخالص داخلی به روش فیلتر هودریک- پرسکات و استخراج روند ده ساله و ادوار تجاری در نمودار زیر ارائه شده است (نمودار ۱).



نمودار ۱: فیلتر تولید ناخالص داخلی حقیقی به روش هودریک -پرسکات

منبع: محاسبات پژوهش

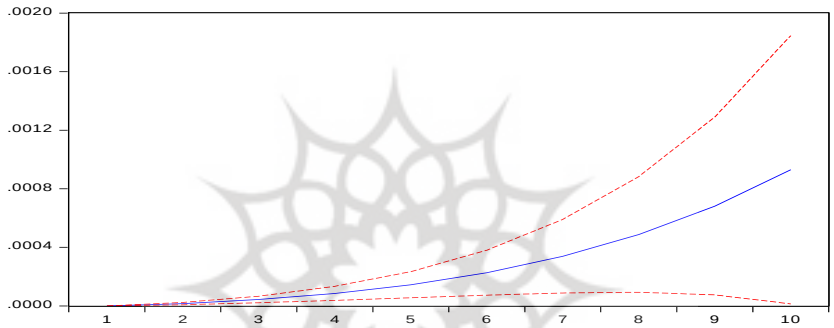
در واقع فیلتر هودریک-پرسکات برای به‌دست آوردن برآوردی از روند بلندمدت اجزای یک سری استفاده می‌شود که یکی از پرکاربردترین موارد استفاده آن در به‌دست آوردن شکاف تولید است. شکاف تولید در ادبیات مربوطه به‌صورت اختلاف بین تولید ناخالص داخلی بالقوه و تولید بالفعل می‌شود؛ اما از آن‌جایی‌که تولید بالقوه اساساً قابل‌مشاهده نیست و اطلاعات گزارش شده‌ای از آن در اختیار نمی‌باشد، قبل از محاسبه شکاف تولید، بایستی برآورد گردد. برای این منظور، از روش فیلتر هادریک-پرسکات استفاده شده است. این روش از حداقل کردن مجموع مجذورات انحرافات سری زمانی مدنظر با یک جزء روند به‌دست می‌آید. که این مسأله با اختصاص یافتن وزن‌های λ مناسب برای سیگنال در مقابل روند خطی حل می‌شود (هوشمند و همکاران، ۱۳۸۷). بنابراین، قبل از اجرای فیلتر هادریک-پرسکات

وزن‌ها باید مشخص باشند برای حل هادریک–پرسکات (۱۹۹۰) مقادیر بهینه λ را برای داده‌های فصلی و سالانه ۱۶۰۰ و ۱۰۰ در نظرگرفته‌اند (امامی و علیا، ۱۳۹۱).

در شکل (۱) لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی (GDP)، روند بلندمدت لگاریتم تولید ناخالص داخلی و انحرافات تولید ناخالص داخلی از روند بلندمدت که همان چرخه‌ی تجاری در ایران است براساس فیلتر هادریک–پرسکات نشان داده شده است.

بنابراین نتایج تجربی مدل به‌صورت:

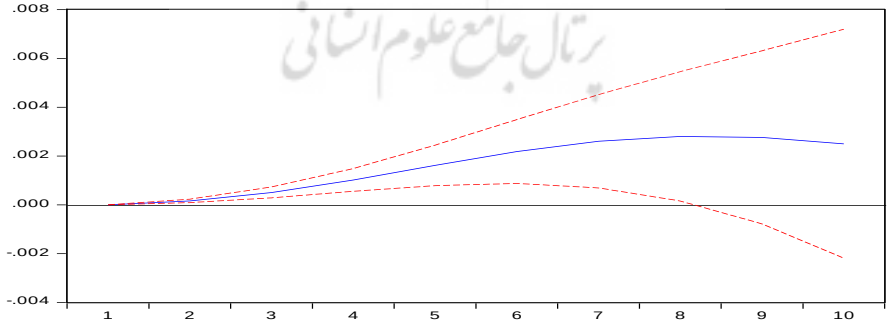
با توجه به نمودار (۲) که واکنش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به شوک تسهیل اعتباری مثبت است. اجرای تسهیل اعتباری سبب افزایش تولید ناخالص داخلی می‌شود به‌طوری‌که در دوره آخر تقریباً ۰,۰۰۱ درصد افزایش تولید ناخالص را داشته‌ایم.



نمودار ۲: اثر شوک تسهیل اعتباری بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی

منبع: محاسبات پژوهش

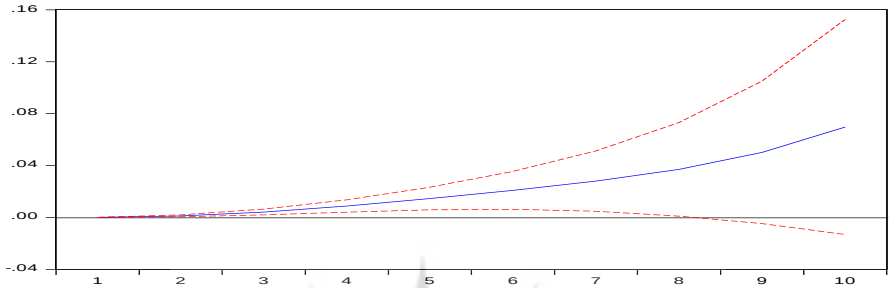
با توجه به نتایج بدست آمده در نمودار(۳) متوجه می‌شویم که شوک تسهیل اعتباری سبب افزایش نرخ بیکاری شده است به طوری‌که در دوره هشتم به بیشترین مقدار خود به میزان۰,۰۰۲۸ درصد رسیده است، که در نهایت در پایان دوره نرخ بیکاری روند کاهشی را به خود می‌گیرد و معادل ۰,۰۰۲۵ درصد می‌رسد.



نمودار ۳: اثر شوک تسهیل اعتباری بر نرخ بیکاری

منبع: محاسبات پژوهش

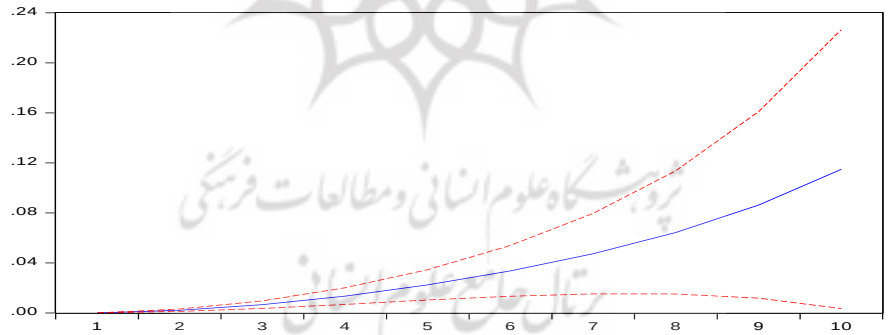
حال با توجه به نتایج به‌دست آمده در نمودار(۴) می‌توان تأثیر اقدامات سیاست تسهیل اعتباری بانک مرکزی ایران را برحسب سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نیز مورد سنجش قرار دهیم. طی دوره ۱۱ ساله، ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۵ بر اثر تسهیل اعتباری اجرا شده سرمایه‌گذاری بخش خصوصی افزایش چشمگیری داشته است که معادل ۰,۰۷ درصد است. به طوری‌که این نکته بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.



نمودار ٤: اثرات شوک‌های تسهیل اعتباری سرمایه‌گذاری بخش خصوصی

منبع: محاسبات پژوهش

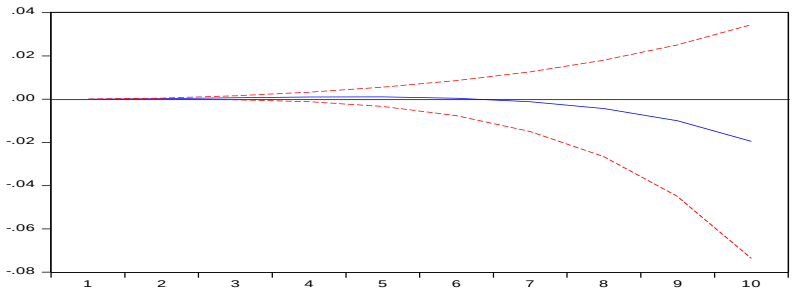
با توجه به نمودار (۵) متوجه می‌شویم که اثر شوک تسهیل اعتباری بر صادرات غیرنفتی بخش خصوصی در ابتدای دوره کم‌رنگ است، به‌طوری‌که بعد از دوره ۵ صادرات افزایش یافته است؛ اما در پایان دوره با افزایش تسهیل اعتباری صادرات غیرنفتی معادل ۰,۱۲ درصد افزایش یافته است.



نمودار ٥: اثرات شوک‌های تسهیل اعتباری صادرات غیرنفتی

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به نمودار (۶) متوجه می‌شویم که اثر شوک تسهیل اعتباری بر نرخ ارز واقعی منفی است. به‌طوری‌که در سال‌های نهایی بر اثر تسهیل اعتباری تقریبا ۰,۰۲ درصد کاهش نرخ ارز واقعی را داشته‌ایم، که با نتایج به‌دست آمده براساس صادرات غیرنفتی که در سال‌های آخر افزایش را همراه داشته است تطابق دارد.



نمودار ٦: اثرات شوک‌های تسهیل اعتباری نرخ ارز واقعی

منبع: محاسبات پژوهش

٤-۳. تحلیل واریانس اثر تسهیل اعتباری بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران

تحلیل واریانس اثرات تسهیل اعتباری بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران با توجه به داده‌های فصلی در جدول (۹) نشان داده شده است نتایج نشان می‌دهد با بهبود تسهیل اعتباری به‌عنوان یک متغیری سیاستی، اثرات آن بر متغیرهای اقتصاد کلان با استفاده از آنالیز تحلیل واریانس‌ها مدل VAR برآورد شده است. بهبود تسهیل اعتباری در دوره اول مقادیر آنالیز واریانس کل تغییرات ایجاد شده را به خود اختصاص داده است و متغیر صادرات با عدد ۲۲,۲۸ بیش از ۲۰ درصد شوک ایجاد شده در فصل اول تغییرات را به خود اختصاص می‌دهد. اما اثرات شوک (تغییرات) متغیر تسهیل اعتباری پس از ده دوره در بین تمامی متغیرهای مهم اقتصادی به‌ترتیب گزارش شده در جدول قابل‌مشاهده است. به‌طوری‌که تغییر ۱۰۰ در صدی به تفکیک ۳۲,۵۲ درصد بر تولید ناخالص داخلی با بیشترین اثر، سپس با تغییر ۲۱,۶۷ درصدی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، اثر تسهیل اعتباری با تغییر ۲۰,۰۱ درصدی بر صادرات بخش خصوصی، اثر شوک وارده بر نرخ ارز واقعی ۹,۴۱ درصد و در نهایت تغییر ۷,۲۵ درصدی در نرخ بیکاری را به‌همراه داشته است.

جدول ۹: نتایج آزمون واریانس متغیرهای استفاده شده در مدل

Period	S.E.	N1	GDP1	X1	R2	CE1	I1
۱	۰,۰۰۰۳۰۴	۹,۹۶۹۰۲۰	۱۲,۴۱۱۳۶	۲۲,۲۸۴۴۱	۱۵,۸۸۶۳۴	۳۹,۴۴۸۸۷	۰,۰۰۰۰۰۰
۲	۰,۰۰۰۷۵۶	۱۰,۱۶۱۵۴	۱۳,۵۰۸۹۹	۲۳,۹۴۸۱۹	۱۵,۸۸۹۶۶	۳۵,۳۱۱۴۱	۱,۱۸۰۲۱۱
۳	۰,۰۰۱۴۳۳	۱۰,۷۹۱۲۷	۱۵,۱۸۹۹۵	۲۵,۰۹۳۶۷	۱۴,۷۶۵۱۵	۲۹,۰۰۷۴۷	۵,۱۵۲۴۹۸
٤	۰,۰۰۲۳۶۰	۱۱,۳۲۰۴۴	۱۷,۵۵۹۹۷	۲۵,۲۷۸۷۲	۱۲,۸۰۵۱۹	۲۱,۹۶۰۹۰	۱۱,۰۷۴۷۶
۵	۰,۰۰۳۵۱۸	۱۱,۴۱۴۹۹	۲۰,۵۳۶۶۹	۲۴,۷۰۸۷۵	۱۰,۷۹۵۲۶	۱۶,۰۲۱۰۵	۱۶,۵۲۳۲۶
٦	۰,۰۰۴۸۳۷	۱۱,۰۱۱۷۷	۲۳,۸۱۲۲۱	۲۳,۸۷۹۵۳	۹,۳۸۸۲۳۸	۱۲,۰۹۲۲۴	۱۹,۸۱۶۰۲
۷	۰,۰۰۶۲۱۵	۱۰,۲۱۹۶۵	۲۶,۸۹۶۵۳	۲۳,۰۴۰۷۰	۸,۷۷۰۷۹۰	۱۰,۰۴۰۳۸	۲۱,۰۳۱۹۴
۸	۰,۰۰۷۵۴۷	۹,۲۱۷۸۹۳	۲۹,۳۸۸۵۸	۲۲,۱۶۰۶۸	۸,۷۷۴۸۸۶	۹,۲۷۲۳۰۰	۲۱,۱۸۵۶۵
۹	۰,۰۰۸۷۴۸	۸,۱۸۶۲۹۳	۳۱,۲۰۴۶۸	۲۱,۱۵۳۳۰	۹,۰۸۶۱۷۱	۹,۱۳۲۴۵۳	۲۱,۲۳۷۱۰
۱۰	۰,۰۰۹۷۷۰	۷,۲۵۰۲۰۵	۳۲,۵۲۸۳۲	۲۰,۰۱۱۹۱	۹,۴۱۳۲۷۳	۹,۱۱۹۲۱۹	۲۱,۶۷۷۰۸

منبع: محاسبات پژوهش

نتیجه‌گیری

این پژوهش شواهدی از تأثیر سیاست تسهیل اعتباری که توسط بانک مرکزی در جهت حمایت از فعالیت‌های اقتصادی اجرا شده است را ارائه کرده است. با استفاده از اقدامات متناسب با فعالیت‌های اقتصادی متغییرهای رگرسیون‌های VAR برای فعالیت‌های اقتصادی کشور تعیین شده است که ازجمله نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، نرخ ارز، صادرات غیرنفتی و نرخ بیکاری در کنار تراز تجاری کشور می‌توان اشاره نمود. نتایج این مقاله همچنین با توجه به نتایج مطالعات انجام شده توسط بایمیستر و بناتی[1] (۲۰۱۱) همراستا بود و نشان می‌دهد که در صورت تقویت سیاست تسهیل پولی احتمالاً بهبود در سیستم بانکی و افزایش سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف را به همراه خواهد داشت. نتایج به‌دست آمده از برآورده‌ها نشان می‌دهد که تأثیر شوک تسهیل اعتباری به میزان ۰,۰۰۱ درصد نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را افزایش داده و این اثر برای متغیر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با ۰,۰۷ درصد است و همچنین با کاهش نرخ ارز واقعی معادل ۰,۰۲ درصد سبب افزایش صادرات غیرنفتی معادل ۰,۱۲ درصد شده است که از نتایج به‌دست آمده متوجه می‌شویم بیشترین اثر بر بخش صادرات غیرنفتی کشور است. همچنین تحلیل واریانس تأثیر سیاست تسهیل اعتباری بر نرخ بیکاری را معادل ۰,۰۰۲۵ درصد کاهش داده است. که از نتایج به‌دست آمده از طریق شوک تسهیل اعتباری متوجه می‌شویم که می‌توان از تسهیل اعتباری به‌عنوان یک محرک بهتر برای فعالیت‌های اقتصادی، استفاده کرد.

نتایج این پژوهش شواهدی را مبنی بر تاثیر اقدامات سیاست اعتباری بانک مرکزی بر روی نرخ ارز را تأیید کرده است. بنابراین، هر گونه تأثیر در فعالیت اقتصادی احتمالاً از طریق سایر کانال‌های انتقال سیاست پولی به وقوع می‌پیوندد، که می‌تواند شامل اثرات تعهد، انتظارات، یا کاهش نقدشوندگی، مدت و یا مزایای احتمالی نسبت به کانال نرخ ارز باشد. در نهایت، نتایج این پژوهش مکانیسم‌های مختلف انتقال سیاست اعتباری در ارزیابی اقدامات سیاستی بانک مرکزی کشور بر فعالیت‌های اقتصادی متمایز کرده است. بنابراین، این مقاله گام نخست در ارزیابی اثربخشی سیاست اعتباری پس از اولین مرحله اعمال سیاست پولی غیرمتعارف است، اثربخشی کانال‌های مختلف انتقال سیاست اعتباری به‌ویژه از طریق خرید دارایی‌های بخش خصوصی، می‌تواند به‌صورت مناسب شناسایی شود. با عنایت به این‌که بخش تولید در رده سرمایه‌گذاری کلان و بلندمدت قرار دارد و جذب سرمایه‌گذاری بلندمدت به ثبات سیاست‌های پولی و بانکی و پایین بودن تورم بستگی دارد با توجه به زیرساخت‌ها و پایه‌های اقتصاد کشورهای در حال توسعه به نظر می‌رسد مناسب‌ترین روش جهت تأمین مالی بنگاه‌های تولیدی سامان‌دهی، تجدیدنظر و نظارت در مورد توزیع اعتبارات بانکی در جهت حمایت از تولید داخلی کشورهاست.

1. Baumeister and Benati

منابع

نادران، الیاس. (۱۳۸۳). «اثر سیاست‌های اعتباری بر ارزش افزوده بخش صنعت ایران»، *مجله جستارهای اقتصادی*، ۱، ۴۲-۹.

اخباری، محمد و قلی‌زاده، صدیقه. (۱۳۹۶). «بررسی ابعاد نظری و تجربی سیاست تسهیل مقداری»، *فصلنامه روند*، ۲۴(۹۷)، ۹۱-۴۱.

امامی، کریم و علیا، میترا. (۱۳۹۱). «برآورد شکاف تولیدِ و تأثیر آن بر نرخ تورم در اقتصاد ایران»، *پژوهش‌های اقتصادی(رشد و توسعه پایدار)*، ۱۲(۱)، ۸۶-۵۹.

بهرامی، جابر؛ پهلوانی، مصیب و جانسوز، پریناز. (۱۳۹۲).«تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب در حال توسعه با استفاده از روش GMM»، *پژوهش‌های پولی- بانکی*، سال ۶، شماره ۱۵، ۷۷-۹۶.

بختیاری، صادق و پاسبان، فاطمه. (۱۳۸۳). «نقش اعتبارات بانکی در توسعه فرصت‌های شغلی: مطالعه موردی بانک کشاورزی ایران»، *اقتصاد کشاورزی و* توسعه، دوره ۱۰، شماره ۳۸، تابستان ۱۳۹۷، ۱-۱۴.

سعیدی، پرویز. (۱۳۹۱). «بررسی تأثیر اعتبارات بانکی بر اشتغال»، *پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان*، دوره ۷، شماره ۱۴، نیمه دوم ۱۳۹۱، صفحات ۱۰۲-۸۵.

جعفری صمیمی، احمد؛ احسانی، محمدعلی؛ طهرانچیان، امیر منصور و غلامی، زینب. (۱۳۹۶). «تأثیر نامتقارن سیاست پولی و اعتبارات بانکی بر چرخه‌های تجاری در ایران: رهیافت خودرگرسیون برداری آستانه‌ای»، *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی*، دوره ۷، شماره ۱۴، پاییز و زمستان ۱۳۹۱، ۳۳-۹.

رحمتی، محمدحسین؛ کریمی‌راد، علی و مدنی‌زاده، سید علی. (۱۳۹۵). «بررسی اثر تحریم‌ها بر اقتصاد ایران در رکود ۱۳۹۱-۱۳۹۲»، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۱، شماره ۳، صفحات ۵۹۴-۵۶۹.

ستاد هماهنگی امور اقتصادی دولت (۱۳۹۴). متن کامل بسته اقتصادی خروج از رکود.

طیبی، سید کمیل و عباسلو، یاسر. (۱۳۸۸). «اعتبارات بانکی و سایر تعیین‌کننده‌های اقتصادی فضای کسب و کار در ایران»، *پول و اقتصاد*، ۱، ۷۸-۵۷.

مجاهدی موخر، محمدمهدی؛ خورسندی، مرتضی و بابوی، سحر. (۱۳۹۶). «تحلیل رکود مداوم پولی در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۵، شماره ۸۲، ۳۶۶-۳۳۱.

محرابیان، آزاده و شفائی، بهزاد. (۱۳۸۹). «تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی در ایران»، *اقتصاد مالی و توسعه*، دوره ۴، شماره ۱۰، صفحات ۷۰-۵۳.

محمدنژاد، نیما؛ فطرس، محمدحسن و معصومی، محمدرضا. (۱۳۹۴). «تحلیل ارتباط بین اعتبارات بانکی و رشد اقتصادی»، *فصلنامه اقتصاد پولی و مالی*، دوره جدید، دوره ۲۲ شماره ۱۰، ۳۶۶-۳۳۱.

میرجلیلی، سید حسین. (۱۳۹۵). «بررسی تطبیقی سیاست پولی متعارف در مقابل نامتعارف»، *اقتصاد تطبیقی*، دوره ۳، شماره ۲، ۱۱۱-۱۲۵.

فراهانی، مهدی؛ مرزبان، حسین؛ دهقان، زهرا و اکبریان، رضا. (۱۳۹۷). «نظریه ارزیابی اثر شوک نرخ بهره بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران با رویکرد الگوی FAVAR»، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۷، شماره ۲۵، ۲۹-۵۴.

هوشمند، محمود؛ فلاحی، محمدعلی و توکلی قوچانی، سپیده. (۱۳۸۷). «تحلیل ادوار تجاری در ایران با استفاده از فیلتر هادریک- پرسکات»، *مجله دانش و توسعه*، شماره ۱۵، صفحات ۵۵-۲۹.

Ademu, W. A. (2006). "The informalsector 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 to24th.

Adeniyi, O. M. (2006). "Bank Credit and Economic Development in Nigeria: A Case study of Deposit Money Banks", Jos: University of Jos.

Barnichon, R., Matthes, Ch. and Alexander, Z. (2016). "Theory Ahead of Measurement? Assessing the Nonlinear Effects of Financial Market Disruptions", *FRB Richmond Working Paper*, No.16-15, 1-42.

Borio, C., Zabai, C. (2016). "Unconventional monetary policies: a re-appraisal," *BIS Working Papers 570*, Bank for International Settlements.

Baumeister, C., Benati, L. (2011). "Unconventional Monetary Policy and the Great Recession", *ECB Working Paper Series*, No. 1258.

Bernanke, B. (2009). "The Crisis and the Policy Response", Stamp Lecture, London School of Economics, January 13.

Bernanke, Ben. S., Alan, S. B. (1992). "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, Volume 82, Issue 4, 901-921.

Elison, M., Tischbirek, A. (2014). "Unconventional government debt purchases as a supplement to conventional monetory policy", *Journal of Economic Dynomics & control*, 43, 199-217.

Fisher, I. (1933). "The Debt-Deflation Theory of Great Depressions". *Econometrica*, 1(4), 337-357.

Franta, M. (2011). "Identification of Monetary Policy Shocks In Japan Using Sign Restrictions within the TVP-VAR Framework", *The Bank of Japan-Institute for Monetary and Economic Studies Discussion Paper*, No. 2011-E-13.

Gilchrist, S. and Zakraǰsek, E. (2010). "Credit Spreads and Business Cycle Fluctuations", CEGE Conference on Financial Shocks and the Real Economy for helpful comments and suggestions.

Ishi, K., Stone, M. and (2009). "Yehoue :Unconventional Central Bank Measures for Emerging Economies*", IMF Working Paper*.

Joyce, M., Miles, D., Scott, A. and Vayanos, D. (2012). "Quantitative Easing and Unconventional Monetary Policy—an Introduction", *Economic Journal, Royal Economic Society*, Vol. 122, (November), No. 564, F271–F288.

Jácome H., L. I., Saadi Sedik, T. and Townsend, S. (2012). "Can Emerging Market Central Banks Bail Out Banks? A Cautionary Tale from Latin America," *Emerging Markets Review*, Vol. 13, (December) Issue 4, 424-448.

Kamada, K. and Sugo, T. (2006). "Evaluating Japanese Monetary Policy under the Nonnegativity Constraint on Nominal Short-Term Interest Rates", *The Bank of Japan Working Paper Series*, No. 2006-E-17.

Luis, I., Jácome, H., Tahsin Saadi, S. and Alexander, Z. (2018). "Is Credit Easing Viable in Emerging and Developing Economies? An Empirical Approach", *IMF Working Paper, March 2018*.

Liu, P., and Mumtaz, H. (2013). "Changing Macroeconomic Dynamics at the Zero Lower Bound", Forthcoming Bank of England Working Paper.

Martins, B, G; and Salles, M, J, (2010). "The Credit Dimension of Monetary Policy: Lessons from Developing Economies under Sudden Stops", *Job Market Paper x* November, 1-63.

Martins, B, G; (2012); "Three Essays on the Credit Dimension of Monetary Policy", *Columbia University*, vol1.

Mansor, H., Ibrahim; and Siong H, Law;(2014); "House prices and bank credits in Malaysia: An aggregate and disaggregate analysis", Habitat International, Vol 42, 111-120.

Mark, G. and Nobuhiro, K. (2010). "Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis", Prepared for the Handbook of Monetary Economics.

Mishra, P.K., Das, K. B. & Pradhan, B. B. (2009). "Credit market development and Economic growth in India". *Middle eastern finance and economics*, Issue 5, 1450-2889.

Nakajima, J. (2011). "Monetary Policy Transmission under Zero Interest Rates: An Extended Time-Varying Parameter Vector Autoregression Approach", *The Bank of Japan- Institute for Monetary and Economic Studies Discussion*, Paper, No. 2011–E-8.

Pelin, B. (2012). "Bank of Japan's Quantitative and Credit Easing: Are They Now More Effective?", IMF Working Paper, International Monetary Fund, January 2012.

Peersman, G. and Smets, F. (2001). "The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis", *European Central Bank Working Paper* 91.

Ross, L. (2005). "Chapter 12 Finance and Growth: Theory and Evidence, Handbook of Economic Growth", *Volume 1, Part A*, 2005, Pages 865-934

Richard, V. and Yuanyan S. Zh. (2018). "A New Wave of ECB's Unconventional Monetary Policies: Domestic Impact and Spillovers", *IMF Working Paper*, January 2018.

Suna, K. (2015). "Impact of Bank Credits on Economic Growth and Inflation", *Journal of Applied Finance & Banking*, 51-63.

Samson, O. O. and Elias, A. U. (2010). "Financial sector development and economic growth Empirical Evidence from Nigeria central Bank of Nigeria", *Economic and Financial Review*, 91-124.

Sheedy, K. (2017), "Conventional and unconventional monetory policy rules", *LSE working paper.*

Vladimir, K. Phil, I. and Krishna S. (2009); "unconventional choices for unconventional times: credit and Quantitative easing in advanced economies", IMF Staff Position Note, *international monetary fund*, 1.

Vector Autoregression Estimates
Date: 04/27/18 Time: 01:09
Sample (adjusted): 1384Q3 1395Q4
Included observations: 46 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	N1	INF1	GGDP1	USD1	FIN1	R1	NX1	OIL1
N1(-1)	1.695482	-0.005704	0.009058	61.32613	9842.888	91255.06	-1117.373	13279.99
	(0.15423)	(0.00514)	(0.01116)	(321.128)	(3095.07)	(29398.4)	(1577.97)	(5799.22)
	[10.9933]	[-1.11010]	[0.81192]	[0.19097]	[3.18018]	[3.10408]	[-0.70811]	[2.28996]
N1(-2)	-0.842816	0.004347	-0.006793	-50.00042	-9916.503	-82839.80	1768.420	-7490.718
	(0.11940)	(0.00398)	(0.00864)	(248.605)	(2396.08)	(22759.1)	(1221.60)	(4489.53)
	[-7.05891]	[1.09281]	[-0.78647]	[-0.20112]	[-4.13863]	[-3.63985]	[1.44762]	[-1.66849]
INF1(-1)	-4.941825	1.333622	-0.484635	-20234.22	430540.4	1188610.	82083.89	259421.7
	(5.57839)	(0.18585)	(0.40352)	(11615.1)	(111948.)	(1063333)	(57074.8)	(209756.)
	[-0.88589]	[7.17579]	[-1.20102]	[-1.74206]	[3.84590]	[1.11782]	[1.43818]	[1.23678]
INF1(-2)	8.650267	-0.576604	1.005526	34828.12	-318915.5	-2445655.	-97970.02	-90665.68
	(4.33902)	(0.14456)	(0.31387)	(9034.55)	(87076.1)	(827089.)	(44394.3)	(163154.)
	[1.99360]	[-3.98870]	[3.20364]	[3.85499]	[-3.66249]	[-2.95694]	[-2.20681]	[-0.55571]
GGDP1(-1)	-1.012638	0.123316	1.744086	19236.05	-62356.90	-162655.2	-19755.63	-33208.80
	(1.93120)	(0.06434)	(0.13970)	(4021.07)	(38755.6)	(368119.)	(19758.9)	(72616.2)
	[-0.52436]	[1.91663]	[12.4848]	[4.78381]	[-1.60898]	[-0.44186]	[-0.99983]	[-0.45732]
GGDP1(-2)	-0.902914	-0.202134	-1.238537	-28913.74	41700.68	1577255.	20554.66	21018.79
	(2.44969)	(0.08161)	(0.17720)	(5100.66)	(49160.8)	(466952.)	(25063.8)	(92112.3)
	[-0.36858]	[-2.47670]	[-6.98940]	[-5.66863]	[0.84825]	[3.37777]	[0.82009]	[0.22819]
USD1(-1)	6.20E-05	2.74E-06	2.77E-06	1.770697	-0.112030	-6.315673	-0.117477	-2.412475
	(5.7E-05)	(1.9E-06)	(4.1E-06)	(0.11897)	(1.14664)	(10.8913)	(0.58460)	(2.14845)
	[1.08435]	[1.44055]	[0.67120]	[14.8837]	[-0.09770]	[-0.57988]	[-0.20095]	[-1.12289]
USD1(-2)	-0.000107	-2.16E-06	-2.68E-06	-0.836541	0.638713	11.87924	0.217905	3.350994
	(6.3E-05)	(2.1E-06)	(4.6E-06)	(0.13177)	(1.27001)	(12.0631)	(0.64749)	(2.37961)
	[-1.68539]	[-1.02275]	[-0.58504]	[-6.34853]	[0.50292]	[0.98476]	[0.33654]	[1.40821]
FIN1(-1)	1.50E-05	-7.02E-07	-1.39E-06	-0.023663	1.370925	-1.143622	0.003677	0.154455
	(5.4E-06)	(1.8E-07)	(3.9E-07)	(0.01132)	(0.10907)	(1.03603)	(0.05561)	(0.20437)
	[2.75738]	[-3.87691]	[-3.52352]	[-2.09095]	[12.5688]	[-1.10385]	[0.06612]	[0.75576]
FIN1(-2)	-1.01E-05	4.67E-07	9.68E-07	0.009785	-0.471433	1.038894	0.018132	-0.080993
	(4.4E-06)	(1.5E-07)	(3.2E-07)	(0.00914)	(0.08806)	(0.83647)	(0.04490)	(0.16500)
	[-2.30759]	[3.19190]	[3.04958]	[1.07097]	[-5.35333]	[1.24200]	[0.40385]	[-0.49085]
R1(-1)	-9.72E-08	2.63E-08	1.31E-07	0.002075	-0.032309	1.062458	-0.007910	0.065975
	(7.5E-07)	(2.5E-08)	(5.5E-08)	(0.00157)	(0.01513)	(0.14368)	(0.00771)	(0.02834)

	[-0.12895]	[1.04911]	[2.40256]	[1.32193]	[-2.13593]	[7.39461]	[-1.02560]	[2.32776]
R1(-2)	1.43E-06	-7.92E-08	-2.20E-07	-0.004497	0.003509	-0.206259	0.013115	-0.047400
	(7.4E-07)	(2.5E-08)	(5.3E-08)	(0.00154)	(0.01480)	(0.14055)	(0.00754)	(0.02772)
	[1.94387]	[-3.22503]	[-4.13152]	[-2.92893]	[0.23716]	[-1.46756]	[1.73852]	[-1.70968]
NX1(-1)	7.47E-06	-9.26E-08	-1.76E-06	-0.070714	-0.236331	10.76253	1.723558	0.611648
	(1.8E-05)	(5.8E-07)	(1.3E-06)	(0.03652)	(0.35202)	(3.34368)	(0.17947)	(0.65958)
	[0.42572]	[-0.15844]	[-1.39085]	[-1.93609]	[-0.67135]	[3.21877]	[9.60343]	[0.92732]
NX1(-2)	-4.87E-05	1.20E-06	1.69E-06	0.068180	0.699635	-1.153376	-0.798669	-1.006861
	(2.2E-05)	(7.4E-07)	(1.6E-06)	(0.04612)	(0.44449)	(4.22199)	(0.22662)	(0.83284)
	[-2.19844]	[1.62651]	[1.05766]	[1.47839]	[1.57401]	[-0.27318]	[-3.52431]	[-1.20894]
OIL1(-1)	7.59E-06	2.32E-07	8.23E-07	0.012602	0.228574	-2.030667	-0.012797	1.499316
	(3.3E-06)	(1.1E-07)	(2.4E-07)	(0.00683)	(0.06579)	(0.62492)	(0.03354)	(0.12327)
	[2.31615]	[2.12244]	[3.47011]	[1.84614]	[3.47419]	[-3.24947]	[-0.38152]	[12.1625]
OIL1(-2)	-1.35E-06	-2.48E-07	-6.10E-07	0.009068	-0.264829	0.801813	-0.021951	-0.687964
	(3.3E-06)	(1.1E-07)	(2.4E-07)	(0.00688)	(0.06629)	(0.62965)	(0.03380)	(0.12421)
	[-0.40919]	[-2.25100]	[-2.55238]	[1.31847]	[-3.99503]	[1.27343]	[-0.64951]	[-5.53887]
C	1.684700	0.027895	-0.005627	297.1626	-1122.157	-153838.9	-6646.007	-71114.25
	(0.67931)	(0.02263)	(0.04914)	(1414.43)	(13632.5)	(129488.)	(6950.29)	(25543.1)
	[2.48002]	[1.23254]	[-0.11452]	[0.21009]	[-0.08232]	[-1.18806]	[-0.95622]	[-2.78409]
R-squared	0.999999	0.999999	0.999997	1.000000	1.000000	1.000000	0.999999	1.000000
Adj. R-squared	0.999999	0.999998	0.999996	1.000000	1.000000	1.000000	0.999999	1.000000
Sum sq. resids	2.18E-06	2.42E-09	1.14E-08	9.463329	879.0816	79311.40	228.4998	3086.223
S.E. equation	0.000274	9.14E-06	1.98E-05	0.571246	5.505739	52.29604	2.807010	10.31608
F-statistic	2965151.	1262462.	721152.5	1.00E+09	65467603	17260618	3509397.	69129123
Log likelihood	322.5903	479.0691	443.4059	-28.90318	-133.1266	-236.6786	-102.1377	-162.0106
Akaike AIC	-13.28653	-20.08996	-18.53939	1.995790	6.527244	11.02950	5.179901	7.783069
Schwarz SC	-12.61073	-19.41416	-17.86358	2.671593	7.203046	11.70531	5.855704	8.458872
Mean dependent	11.53012	0.033590	0.042511	19942.44	47362.87	256400.1	11608.71	106801.6
S.D. dependent	0.281699	0.006124	0.010049	10789.45	26563.33	129554.0	3135.552	51144.49

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.93E-21
Determinant resid covariance	4.81E-23
Log likelihood	659.7562
Akaike information criterion	-22.77201
Schwarz criterion	-17.36559

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Applied Economics Studies, Iran (AESI) 93

Volume 8, Number 31, Full 2019

The Effect of Credit Easing Policy on Macroeconomic Variables in Iran

Mohseni, H.[1], Shahiki Tash, M, N.[2*], Pahlavani, M.[3], Mirjalili, H.[4]

Abstract

In the aftermath of the global financial crisis, many countries implemented credit easing policy in the recession period. The main objective of the paper is to investigate the effect of implementing credit policy on macroeconomic variables in Iran's economy .We estimated the VAR model with seasonal data for the years 1384-1395. In the first place, the unit root test for the time series variables were examined and then, by analyzing the VAR model, we estimated the impulse-response variables. The results indicate a positive and significant positive effect of credit easing by 0.001 per cent on GDP growth rate and by 0.07 per cent on the private investment rate and by 0.12 per cent on non-oil exports. These effects will reduce the unemployment rate by 0.0025 per cent. It also decreases the real exchange rate by 0.02%.

Keywords: Credit easing, Economic Depression, VAR Model, Macro Variables, Iranian Economy

JEL Classification: E3, E5

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. PhD student in Economics, Sistan and Baluchestan University — **Email:** hadiseh_mohseni@pgs.usb.ac.ir
2. Associate Professor of Economics, University of Sistan and Baluchestan — **Email:** Mohammad_tash@eco.usb.ac.ir
3. Associate Professor of Economics, University of Sistan and Baluchestan, Iran — **Email:** pahlavani@eco.usb.ac.ir
4. Associate Professor Institute of Humanities and Cultural Studies, Iran — **Email:** h.jalili@ihcs.ac.ir