

بررسی تأثیر طولانی مدت نا اطمینانی برینارد و ثبات بانکی بر رشد اقتصادی ایران

نوع مقاله: پژوهشی

مسعود امامی^۱

رویا آل عمران^۲

سیما اسکندری سبزه^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۱۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۸/۱

چکیده

این تحقیق در پی بررسی تأثیر طولانی مدت نا اطمینانی برینارد و ثبات بانکی بر رشد اقتصادی ایران است؛ بنابراین از نظر هدف کاربردی و از حیث نوع علی تحلیلی هست. جامعه آماری، تمام بانک های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشند. مدل ارائه شده در ایت تحقیق، شامل چهاربخش خانوارها، بنگاه ها، بانک ها و دولت است. بدین صورت که الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با توجه به شرایط طولانی مدت نا اطمینانی برینارد، سیاست پولی و هدف تحقیق طراحی شد. برای این کار، ابتدا تابع مطلوبیت خانوار تعیین شده و سپس از فرآیند حداکثرسازی مطلوبیت با توجه به قید بودجه، معادلات بهینه بخش خانوار استخراج گردید. پس از آن تابع تولید با لحاظ فرض رقابت انعطاف ناپذیری قیمت ها و دستمزدها تعیین شده و از فرآیند حداکثرسازی سود بنگاه، معادلات بهینه به دست آمد. همچنین بخش بانکی نیز به مدل اضافه گردید که از ابتکارات و نوآوری تحقیق حاضر است. بخش بانکی نیز همانند یک تولیدکننده دنبال حداکثر سود است و از این طریق معادلات بهینه این بخش نیز به دست آمد. در نهایت، دولت و بانک مرکزی نیز با توجه به شرایط اقتصاد ایران به مدل اضافه گردید. برای حل مدل باید ابتدا کلیه معادلات به صورت خطی درآیند لذا در مرحله بعد به روش های مختلفی فرآیند خطی سازی انجام گردید.

^۱ دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی میانه،

masoudmasoud19801980@gmail.com

ایران

^۲ دانشیار گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران (نویسنده مسئول)

Aleemran@iaut.ac.ir

^۳ استادیار، گروه اقتصاد، واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی میانه، ایران

si.eskandari@iau.ac.ir

مرحله بعد تعیین پارامترهای مدل است که از ترکیب روش کالیبراسیون و تخمین به دست آمد و با استفاده از روش های حل مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، مدل حل گردید.

واژه های کلیدی: نا اطمینانی برینارد، ثبات بانکی، رشد اقتصادی.

طبقه بندی JEL: E44, E58, O40



مقدمه

در اجرای سیاست پولی، بانک مرکزی می‌تواند مستقیماً از قدرت تنظیم‌کنندگی خود استفاده نموده و یا به‌طور غیرمستقیم از اثرگذاری بر روی شرایط بازار پول به‌عنوان انتشاردهنده پول پر قدرت (اسکناس و مسکوک در جریان و سپرده‌های نزد بانک مرکزی) استفاده نماید. بر همین اساس دو نوع ابزار سیاست پولی قابل تفکیک می‌باشند که عبارت‌اند از: ابزارهای مستقیم (عدم اتکا به شرایط بازار) و غیرمستقیم (مبتنی بر شرایط بازار). ابزارهای سیاست‌های پولی در ایران بر مبنای دسته‌بندی مذکور مشتمل بر کنترل نرخ‌های سود بانکی، تعیین سقف اعتباری، نسبت سپرده قانونی، اوراق مشارکت بانک مرکزی و سپرده ویژه بانک‌ها نزد بانک مرکزی هست (رحمانی و همکاران، ۱۳۹۵). از این‌رو بانک‌ها در راستای ایفای نقش خود تحت تأثیر سیاست‌های پولی قرار می‌گیرند. افزایش مشکلات بانکی در مقیاس وسیع نگرانی‌های زیادی را ایجاد می‌کند، زیرا بحران و عدم ثبات بانکی جریان اعتباری به سمت خانوارها و شرکت‌ها را دچار گسست کرده و امکان ورشکستگی بنگاه‌های بخش حقیقی را افزایش می‌دهد. همچنین بحران بانکی می‌تواند عملکرد سیستم پرداخت‌ها را به مخاطره اندازد و از طریق اعتماد به نهادهای مالی داخلی، باعث کاهش پس‌انداز داخلی و یا خروج سرمایه در مقیاس زیاد شود. در نهایت یک بحران بانکی منجر به کاهش ثبات بانک‌ها و بسته شدن آن‌ها می‌شود (جهانگرد و عبدالشاه، ۱۳۹۶).

خروج و یا انباشت سرمایه به‌عنوان یکی از پیش‌نیازهای اساسی و مهم رشد اقتصادی، از منابع داخلی یا خارجی قابل تأمین است. منابع خارجی به‌عنوان مکملی برای پس‌انداز داخلی، علاوه بر جبران خلأ شکاف پس‌انداز- سرمایه‌گذاری، راه‌حلی برای مقابله با کسری منابع ارزی نیز هست. مشکل اصلی کشورهای کمتر توسعه یافته و توسعه نیافته کمبود منابع جهت سرمایه‌گذاری برای ایجاد اشتغال، زیرساخت‌های اقتصادی و بهبود امر توسعه پایدار و رشد اقتصادی است. این مشکل ناشی از کمبود درآمدهای ارزی ناشی از صادرات و نرخ ناعادلانه مبادله است که اغلب به زیان صادرکنندگان کالاها و مواد اولیه خام در حال تغییر است. با اشباع سرمایه‌گذاری در کشورهای پیشرفته صنعتی نرخ بازده سرمایه‌گذاری و سپرده‌گذاری در این کشورها رو به نزول می‌رود و سپرده‌گذاران نیز همواره درصدد بهره‌جویی از فرصت‌های با بازده بیشتر هستند. چنانچه امنیت سپرده‌گذاری در کشورهای در حال توسعه و اقتصادهای در حال گذار تضمین شده و بستر قانونی لازم فراهم گردد سپرده‌گذاران تمایل بیشتری برای حضور خواهند داشت، بنابراین تسریع در ورود سپرده‌گذاری منافع متقابلی را برای کشور و سپرده‌گذاران به دنبال خواهد داشت. از این رو در این تحقیق سعی می‌شود به بررسی تأثیر طولانی‌مدت نا اطمینانی برنارد و ثبات بانکی بر

رشد اقتصادی ایرن پرداخته شود و به این سوال اساسی که تأثیر طولانی مدت نا اطمینانی برنارد و ثبات بانکی بر رشد اقتصادی در ایران چگونه است؟

این تحقیق بر اساس مدل آلبلسکو و همکاران^۱ (۲۰۱۸)، مبنی بر " تأثیر طولانی مدت عدم اطمینان سیاست پولی و ثبات بانکی در امور داخلی خارجی در کشورهای عضو اتحادیه اروپا " و با در نظر گرفتن مفاهیم تئوریک شاخص نقدینگی برای بررسی نا اطمینانی برنارد و شاخص Z -score آلتمن برای بررسی ثبات بانکیها به عنوان متغیرهای مستقل و تولید ناخالص داخلی برای محاسبه رشد اقتصادی به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای موجودی سرمایه فیزیکی و نیروی شاغل به عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شده اند مورد بررسی قرار می گیرد.

بسیاری از اقتصاددانان لزوم آگاهی افراد جامعه از اجرای سیاست های پولی را مورد تأکید قرار می دهند (برنانکه^۲، ۲۰۰۷). باین حال، بانک های مرکزی در راستای دستیابی به اهداف خود معمولاً سیاست های پولی را به گونه ای اعمال می نمایند که اهمیت نسبی هریک از این اهداف تا حدودی ناشناخته باقی بماند. یکی از دلایل اصلی بانک های مرکزی در پنهان نمودن اهداف و اولویت های خود را می توان به لزوم انعطاف پذیری سیاست های پولی به منظور مقابله با چالش های اقتصادی کوتاه مدت ایجاد شده نسبت داد. چراکه در نظریه انتظارات عقلایی، یک سیاست پولی زمانی می تواند اثرگذار باشد که توسط افراد جامعه ناشناخته باقی بماند؛ اما این موضوع باعث می شود تا فعالان اقتصادی تا حدودی نسبت به سیاست های پولی اتخاذ شده توسط بانک مرکزی نامطمئن باشند. مشخص است که در شرایط وجود نا اطمینانی، فعالان اقتصادی نمی توانند چشم انداز دقیقی نسبت به سیاست های اتخاذ شده داشته باشند، بنابراین احتمالاً در تصمیم گیری های خود با مشکلاتی مواجه خواهند شد. به منظور بررسی آثار نا اطمینانی نسبت به سیاست های پولی می توان از مطالعات کاکرمن و ملتزر^۳ استفاده نمود. آن ها در مطالعه خود این گونه بیان کردند که هر دوره، سیاست گذاران این تمایل را دارند به یک نرخ مشخصی از رشد پول (M_p^i) دست یابند؛ اما رشد واقعی پول تا حدودی از رشد برنامه ریزی شده پول متفاوت است. چراکه جامعه (شامل سیاست گذاران) همواره با رویدادهای غیرمنتظره مواجه می باشد و سیاست گذاران در پاسخ به این رویدادها ناچارند وزن نسبی ترجیحات خود را میان تورم و تحریک فعالیت اقتصادی تغییر می دهند؛ اما به دلیل جلوگیری از بی اثر شدن تأثیر سیاست ها، سیاست گذاران معمولاً تغییرات ایجاد شده در ترجیحات و اهداف خود را آشکار نمی سازند و به همین دلیل میزان اطلاعات

^۱ Albulescu, Claudiu Tiberiu, Ionescu, Adrian Marius

^۲ Brenanke, 2007

^۳ Cakierman & Meltzer, 1986

شهروندان نسبت به سیاست‌گذاران زمینه وزن نسبی ترجیحات کمتر است (یاوری و همکاران، ۱۳۹۵).

کیلینج و تونج^۱ (۲۰۱۹)، در تحقیقی به بررسی " اثرات نامتقارن سیاست پولی بر فعالیتهای اقتصادی در ترکیه "، وانگ و همکاران^۲ (۲۰۱۹)، در تحقیقی به بررسی " حباب دارایی، ثبات بانکی و رشد اقتصادی "، آلبلسکو و همکاران^۳ (۲۰۱۸)، در تحقیقی به بررسی " تأثیر طولانی‌مدت عدم اطمینان سیاست پولی و ثبات بانکی در امور داخلی خارجی در کشورهای عضو اتحادیه اروپا "، جایاکومار و همکاران^۴ (۲۰۱۸)، در تحقیقی به بررسی " رقابت بانکی، ثبات بانکی و رشد اقتصادی، آیا اثرات بازخورد در محل کار است؟ "، ویلیامز^۵ (۲۰۱۲)، در تحقیقی به " بررسی نقش سیاست‌ها پولی در کاهش اثرات بحران مالی در کشور آمریکا "، چانگ و فنو^۶ (۲۰۱۳)، در تحقیقی به بررسی " اندازه‌گیری عدم اطمینان سیاست پولی با نوسانات احتمالی و نوسانات قطعی "، جهانگرد و عبدالشاه^۷ (۱۳۹۶)، در تحقیقی به بررسی " تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ثبات بانک‌های ایران "، کیاحسینی و همکاران^۸ (۱۳۹۶)، در تحقیقی به بررسی " نقش قاعده مندی سیاست پولی بر رشد اقتصادی (ارزیابی قاعده مک کالم در ایران "، یاوری و همکاران^۹ (۱۳۹۵)، در تحقیقی به بررسی " نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی و آثار اقتصادی آن "، ورهرامی و همکاران^{۱۰} (۱۳۹۴)، در تحقیقی به بررسی " بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، توسعه بخش بانکی و متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از روش Panel VAR مطالعه موردی کشورهای گروه D8 پرداخته‌اند و در راستای مطالعات انجام‌شده و در راستای مطالعات آلبلسکو و همکاران^{۱۱} (۲۰۱۸)، مبنی بر " تأثیر طولانی‌مدت عدم اطمینان سیاست پولی و ثبات بانکی در امور داخلی خارجی در کشورهای عضو اتحادیه اروپا " که در ابتدا نیز به آن‌ها اشاره شد، در این تحقیق سعی می‌شود به مدل‌سازی تأثیر طولانی‌مدت نااطمینانی برینارد و ثبات بانکی بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته شود و به این سوال اساسی که تأثیر طولانی‌مدت نااطمینانی برینارد و ثبات بانکی بر رشد اقتصادی در ایران چگونه است؟ پاسخ داده شود. بدین منظور از داده‌های سالانه متغیرهای رشد اقتصادی، نوسان نقدینگی،

^۱ Mustafa Kilinc & Cengiz Tunc

^۲ Shengquan Wang, Langnan Chen, Xiong Xiong

^۳ Albulescu, Claudiu Tiberiu, Ionescu, Adrian Marius

^۴ Manju Jayakumar, Rudra P. Pradhan, Saurav Dash, Rana P. Maradana, Kunal Gaurav

^۵ Williams, 2012

^۶ Chang, B. Y., & Fenuu, B., 2013

^۷ Albulescu, Claudiu Tiberiu, Ionescu, Adrian Marius

ثبات بانکی و موجودی سرمایه فیزیکی و نیروی کار شاغل برای سالهای ۱۳۷۶-۱۳۹۶ استفاده خواهد شد.

۱. فرضیه های تحقیق

فرضیه اصلی:

- نااطمینانی برینارد بر رشد اقتصادی در ایران تأثیر طولانی‌مدت دارد.
- ثبات بانکی بر رشد اقتصادی در ایران تأثیر طولانی‌مدت دارد.

فرضیه های فرعی:

- شاخص نقدینگی بر رشد اقتصادی در ایران تأثیر طولانی‌مدت دارد.
- ثبات بانکی بر رشد اقتصادی در ایران تأثیر طولانی‌مدت دارد.
- سرمایه فیزیکی بر رشد اقتصادی در ایران تأثیر طولانی‌مدت دارد.
- نیروی شاغل بر رشد اقتصادی در ایران تأثیر طولانی‌مدت دارد.
- نااطمینانی مدل دارای اثر منفی بر رشد اقتصادی ایران است.

۲. روش تحقیق

این تحقیق در پی بررسی تأثیر طولانی‌مدت نا اطمینانی برینارد و ثبات بانکی بر رشد اقتصادی ایران هست؛ بنابراین از نظر هدف کاربردی و از حیث نوع علی تحلیلی هست که روش تجزیه و تحلیل مدل با در نظر گرفتن متغیرهای تأیید شده از نظر تئوریک به صورت زیر است:

$$GDP_t = f(LI_t, SB_t, K_t, L_t)$$

که در آن:

متغیر وابسته:

GDP_t : ۱: تولید ناخالص داخلی

متغیرهای مستقل:

LI_t : ۲: شاخص نوسان نقدینگی (برینارد)

SB_t : ۳: ثبات بانکی (شاخص Z-score آلتمن)

متغیرهای کنترلی:

۱ Gross domestic production

۲ Liquidity index

۳ Stability of the banks

K_t : موجودی سرمایه فیزیکی

L_t : نیروی کار شاغل

هست که به صورت زیر تصریح شده‌اند:

$$d\ln GDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 * LI_t + \alpha_2 * SB_t + \alpha_3 * K_t + \alpha_4 * L_t + u_0$$

- شاخص Z-score آلتمن در محاسبه ثبات بانکی از روش زیر قابل محاسبه می باشد:
آلتمن (۱۹۶۸)، از طریق تجزیه و تحلیل و تشخیص چندگانه و از میان ۲۲ نسبت مالی، پنج نسبت به صورت ترکیبی به عنوان بهترین عوامل پیش بینی کننده ورشکستگی انتخاب کردند. الگوی آلتمن به این شرح است (سلیمانی، ۱۳۸۹):

$$Z = 0/717X_1 + 0/847 X_2 + 3/107X_3 + 0/42X_4 + 0/998X_5$$

این متغیرهای پیش بینی کننده به ترتیب عبارتند از:

X_1 : سرمایه در گردش به مجموع داراییها

X_2 : سود انباشته به مجموع داراییها

X_3 : سود قبل از بهره و مالیات به مجموع داراییها

X_4 : ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به مجموع ارزش دفتری بدهیها

X_5 : فروش به مجموع داراییها

در این مدل هر چه Z پایین تر باشد، درجه بحران مالی بانک بیشتر است. به طوری که شرکتهای با امتیاز Z بالاتر از ۲/۹ وارد طبقه بانکهای سالم شده و با امتیاز Z کمتر از ۱/۲۳ به عنوان بانکهای ورشکسته طبقه بندی می شود و Z بین ۱/۲۳ و ۲/۹ به عنوان منطقه تردید تلقی شده و منطقه مزبور باید با احتیاط تر تفسیر گردد.

پس از تصریح مدل، ابتدا نوسانات سیاست‌های پولی در قالب مدل خانواده ARCH الگوسازی شده و به کمک روش ARDL اثر متغیرهای توضیحی بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گرفت. در واقع تأثیرات کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرها در قالب الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) برای قلمرو مکانی ایران و در قلمرو زمانی ۱۳۹۶-۱۳۷۶ بررسی شد. جامعه آماری، تمام بانکهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشند.

برای نمونه آماری مورد مطالعه محدودیت هایی به شرح زیر در نظر گرفته شده است:
- از آنجا که دوره مورد مطالعه این تحقیق سال های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۶ می باشد؛ بانکهایی که در طی این دوره یا بعد از آن به عضویت بورس اوراق بهادار تهران درآمده اند جزو شرکت های نمونه منتخب قرار نمی گیرند.

- بانکهای منتخب در طی دوره مورد بررسی، تغییر سال مالی نداده باشند.
 - بانکهای که در طی سه سال متوالی سودآور نباشند، از جامعه آماری حذف می شوند.
 - بانکهای سرمایه گذاری، واسطه گری مالی، بانکها به خاطر ماهیت خاص فعالیت شان و وجود قوانین و ارگان های ناظر بر آنها و جهت محاسبه برخی از متغیرهای تحقیق در صنعت بانکداری، جزو جامعه آماری تحقیق حاضر نمی باشند. با توجه به اینکه اطلاعات با مراجعه به انواع کتاب، مجلات، نشریه های سازمان بورس اوراق بهادار ایران و بانک مرکزی، پایان نامه های تحصیلی و رساله های تحقیقی مرتبط و مقالات گردآوری شده است، روش گردآوری اطلاعات از نوع کتابخانه ای است. ابزار گردآوری اطلاعات شامل بانک های اطلاعاتی و آرشیو سازمان بورس و آرشیو بانک مرکزی و هم چنین نشریات بورس و بانک مرکزی است.

۳. تجزیه و تحلیل داده ها و یافته های پژوهش

۳-۱-۳ برآورد پارامترهای مدل و کالیبراسیون

قبل از برآورد پارامترها، باید پارامترهایی که نیاز به برآورد ندارند مشخص شده و مقدار آنها کالیبره شود. برخی از پارامترها از مقادیر پایدار متغیرها استخراج می شوند و نیازی به برآورد آنها نیست. نرخ استهلاک سرمایه یکی از این پارامترها است. براساس قاعده حرکت سرمایه داریم:

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$$

این رابطه در وضعیت پایدار به صورت زیر خواهد بود:

$$\bar{K} = (1 - \delta)\bar{K} + \bar{I}$$

در نتیجه خواهیم داشت:

$$\delta = \frac{\bar{I}}{\bar{K}}$$

بافرض اینکه میانگین سرمایه گذاری و حجم سرمایه بیانگر مقدار وضعیت پایدار این متغیرها باشند می توان نرخ استهلاک سرمایه خصوصی را به دست آورد. از جمله پارامترهایی که نیاز به برآورد ندارند و باید کالیبره شوند می توان به مقدار وضعیت پایدار متغیرها اشاره کرد که به صورت نسبت های باثبات ظاهر شده اند. این نسبت های باثبات شامل $\frac{\bar{I}}{\bar{K}}$, $\frac{\bar{I}}{\bar{G}}$, $\frac{\bar{I}}{\bar{C}}$, $\frac{\bar{I}}{\bar{m}}$, $\frac{\bar{I}}{\bar{y}}$, $\frac{\bar{I}}{\bar{y}}$ می باشند. این نسبتها، با استفاده از داده های سالانه مربوط به سالهای ۱۴۰۰-۱۳۶۶ منتشر شده از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران محاسبه می شوند. برای این کار میانگین هر کدام از متغیرهای فوق طی بازه زمانی مورد نظر محاسبه شده است. برخی از این نسبتها نیز از مطالعات پیشین بدست آمده است. لازم به ذکر است که در سراسر این تحقیق درآمدهای نفتی از تولید ناخالص داخلی جدا

در نظر گرفته شده است، بنابراین لامعرف تولید ناخالص داخلی بدون نفت می باشد. براین اساس پارامترها و نسبت‌های باثباتی که براساس داده‌های طولانی مدت نا اطمینانی برینارد محاسبه شده اند و یا از مطالعات قبلی جایگزین شده اند در جدول ۴- آمده اند.

جدول ۱- پارامترها و نسبت های با ثبات کالپیره شده بر اساس داده های طولانی مدت نا اطمینانی برینارد

مقدار	شرح	پارامتر یا نسبت
0.042	نرخ استهلاک سرمایه	δ
0.273	نسبت با ثبات درآمدهای مالیاتی به مخارج دولت	$\frac{\bar{T}}{\bar{G}}$
0.47	نسبت با ثبات درآمدهای نفتی به مخارج دولت	$\frac{\overline{OR}}{\bar{G}}$
0.97	نسبت با ثبات حجم پول به مخارج دولت	$\frac{\bar{m}}{\bar{G}}$
0.634	نسبت با ثبات مصرف خصوصی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	$\frac{\bar{C}}{\bar{y}}$
0.29	نسبت با ثبات مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	$\frac{\bar{G}}{\bar{y}}$
0.327	نسبت با ثبات سرمایه گذاری خصوصی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	$\frac{\bar{I}}{\bar{y}}$
0.212	نسبت با ثبات درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	$\frac{\overline{OR}}{\bar{y}}$

منبع: نتایج تحقیق

برای تعیین پارامترهایی که نیاز به برآورد دارند، از روش بی‌زین استفاده می شود. در روش بی‌زین، انتخاب توزیع پیشین برای هر پارامتر از اهمیت خاصی برخوردار است. توزیع پیشین برای هر پارامتر براساس ویژگیهای آن پارامتر و ویژگیهای توزیع موردنظر انتخاب شده است. برای مثال، توزیع بتا توزیعی است که با 4 کمیت میانگین، انحراف معیار، حد پایین و حد بالا مشخص می شود. بنابراین برای برآورد پارامترهایی که در بازه خاصی از اعداد قرار دارند بهتر است از این توزیع استفاده شود. به همین خاطر در مورد پارامترهایی مانند α ، β و کلیه ضرایب خود رگرسیونی شوکها (pها) که در بازه صفر و یک قرار دارند از این توزیع استفاده شده است. همچنین توزیع گاما،

توزیعی با دامنه صفر تا بینهایت است به همین دلیل برای تخمین پارامترهایی مانند σ ، η و b_k دارای دامنه مثبت هستند، از این توزیع استفاده می شود. توزیع گامای معکوسه مانند توزیع بتا است با این تفاوت که حد پایین آن صفر و حد بالای آن بینهایت بوده و دارای واریانس بینهایت است. از اینرو، برای تعیین واریانس شوکها از این توزیع استفاده شده است. همچنین توزیع نرمال دارای دو کمیت میانگین و واریانس می باشد. در این توزیع، یک پارامتر می تواند مقادیری از $-\infty$ تا $+\infty$ را اختیار کند از این رو برای برآورد پارامترهای Ψ ، ω ، φ_P ، β_π ، β_γ و θ از این توزیع استفاده شده است.

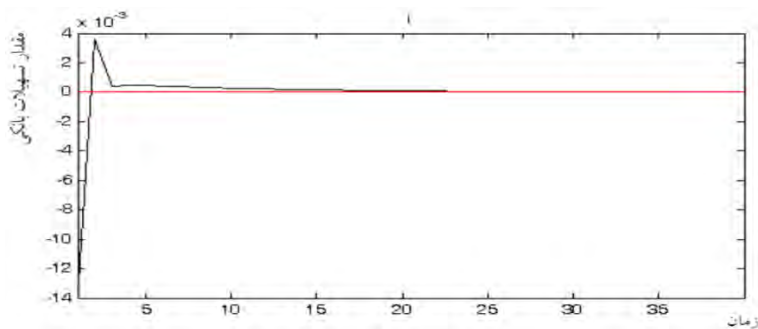
۳-۲- بررسی تأثیر شوک ها

پس از برآورد پارامترهای مدل، مرحله بعد استفاده از این پارامترها در مدل و بررسی تأثیر شوکها در اقتصاد ایران است. به این منظور پس از اعمال شوک موردنظر به مدل، عمل شبیه سازی ۵۰۰ هزار بار انجام شده و حاصل آن به دست آمدن توابع عکس العمل آنی است. توابع عکس العمل آنی، رفتار پویای متغیرهای مدل را در طول زمان به هنگام وارد شدن یک شوک به اندازه یک انحراف معیار به یکی از متغیرهای مدل را نشان می دهند. در محور افقی تابع عکس العمل آنی، زمان قرار داشته و محور عمودی میزان تغییر در متغیرهای مدل را نشان می دهد. از آنجا که متغیرهای مدل به شکل انحراف لگاریتمی از مقادیر باثبات شان هستند، ارقام ارائه شده در محور عمودی نمودارهای عکس العمل آنی ضربدر ۱۰۰، درصد تغییرات متغیرهای درون زای مدل را در برابر شوک به متغیرهای مورد نظر نشان می دهد. بنابراین مطابق با اهداف تحقیق ابتدا شوک افزایش نرخ سود سپرده های بانکی به مدل وارد شده و نتایج آن بررسی می شود. پس از آن شوک افزایش سود تسهیلات بانکی اعمال شده و همانند حالت قبلی نتایج تفسیر می گردد.

۳-۳- بررسی تأثیر افزایش نرخ سود سپرده های بانکی

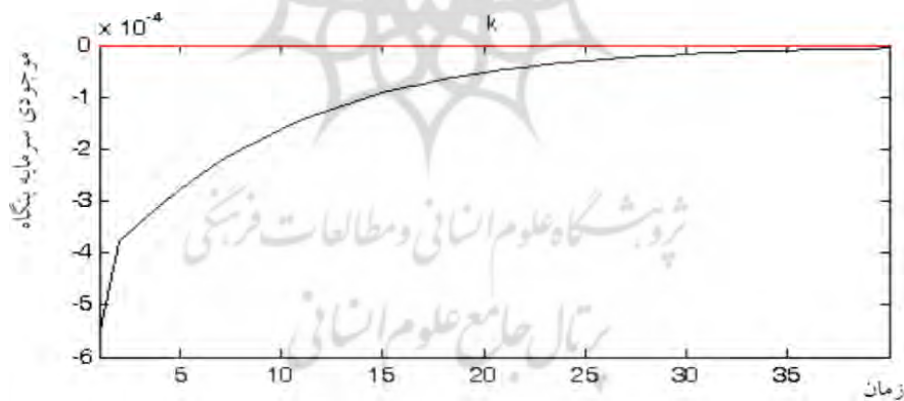
در نمودار ۱، در اثر شوک افزایش نرخ سود سپرده های بانکی به اندازه یک انحراف معیار، مقدار تسهیلات بانکی به اندازه ۱،۲ درصد از مقدار باثباتش کاهش می یابد. این کاهش به دلیل بالا رفتن هزینه اجاره سرمایه در اثر افزایش نرخ سود بانکی است. با کاهش اثر این شوک، مقدار تسهیلات بانکی، شروع به افزایش نموده و پس از گذشت ۲ دوره به مقدار بلندمدت خود رسیده و حتی به میزان تقریباً ۰،۴ درصد از آن نیز فراتر می رود. پس از آن، به مرور زمان به مقدار باثبات خود باز می گردد.

نمودار ۱- تابع عکس العمل آنی تسهیلات بانکی نسبت به شوک افزایش نرخ سود سپرده های بانکی



منبع: خروجی نرم افزار

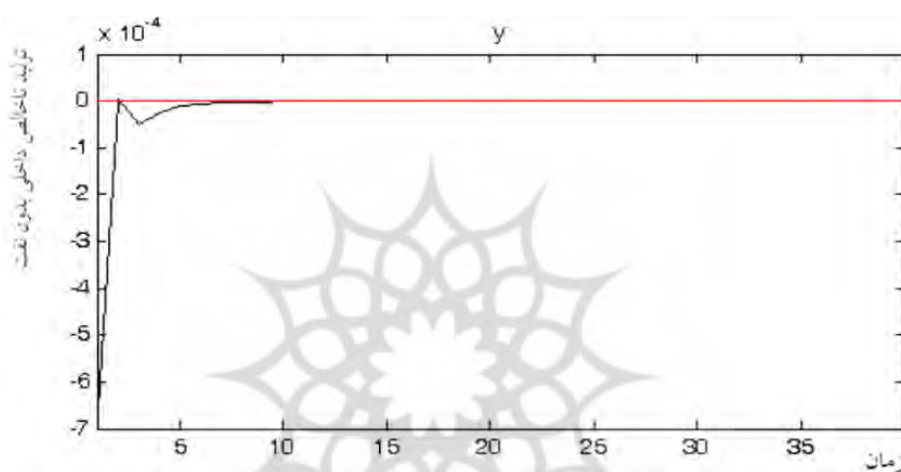
نمودار ۲، تابع عکس العمل آنی موجودی سرمایه بنگاهها را در برابر شوک افزایش نرخ سود سپرده های بانکی نشان می دهد. با توجه به این نمودار، یک درصد افزایش در نرخ سود سپرده های بانکی، باعث کاهش سرمایه گذاری شده به طوری که، موجودی سرمایه بنگاه ها را به اندازه ۰.۵۲۰ درصد به زیر مقدار با ثبات خود کاهش می دهد. هم گام با از بین رفتن اثر شوک، سرمایه گذاری افزایش یافته اما زمان زیادی طول می کشد تا موجودی سرمایه بنگاهها به مقدار باثبات خود باز گردد.



نمودار ۲- تابع عکس العمل آنی موجودی سرمایه بنگاه ها نسبت به شوک افزایش نرخ سود سپرده های بانکی

منبع: خروجی نرم افزار

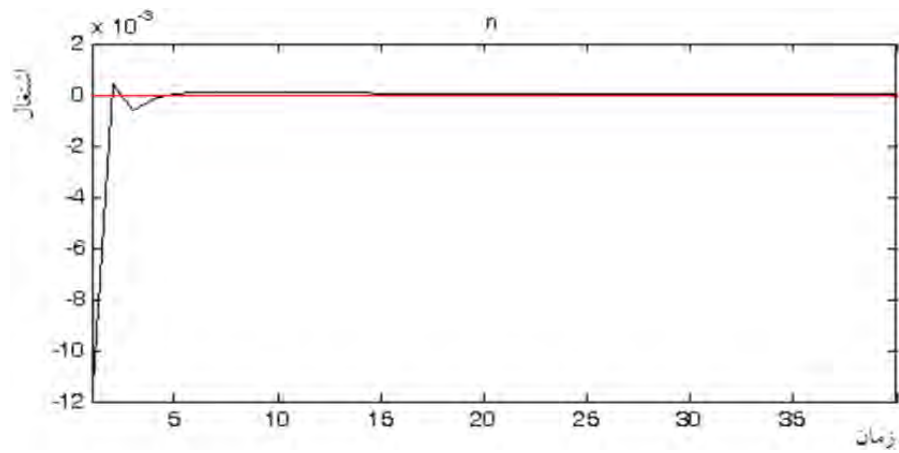
در نمودار ۳ تابع عکس العمل آنی تولید ناخالص داخلی بدون نفت، در اثر شوک افزایش نرخ سود سپرده های بانکی به اندازه یک انحراف معیار نشان داده شده است. همانطوری که مشاهده می شود، در اثر این شوک، تولید ناخالص داخلی بدون نفت به اندازه ۰,۰۶ درصد از مقدار باثبات خود کاهش می یابد. علت این کاهش را می توان به افزایش هزینه های تولید و کاهش سرمایه گذاری نسبت داد که در نمودار ۳ نشان داده شد. هم گام با از بین رفتن اثر شوک، تولید نیز افزایش یافته و پس از گذشت ۶ سال به مقدار باثبات خود باز می گردد.



نمودار ۳- تابع عکس العمل آنی تولید ناخالص داخلی بدون نفت نسبت به شوک افزایش نرخ سود سپرده های بانکی

منبع: خروجی نرم افزار

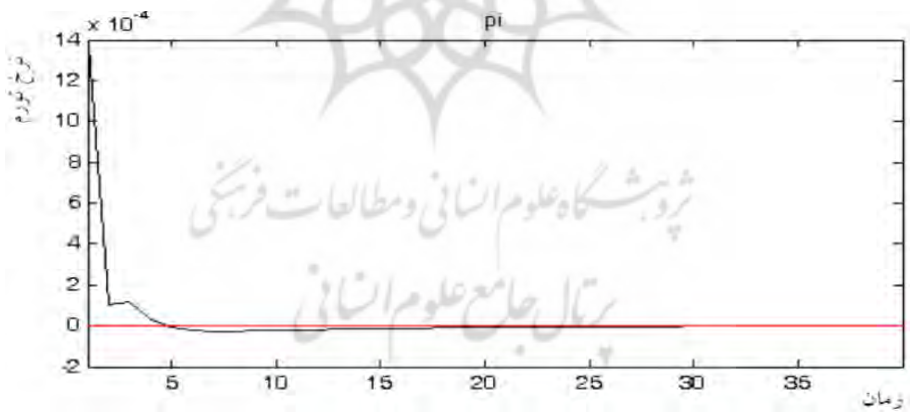
با توجه به نمودار ۴، در اثر شوک افزایش نرخ سود سپرده های بانکی به اندازه یک انحراف معیار، اشتغال به اندازه ۱ درصد از مقدار باثبات خود کاهش می یابد. درحقیقت، با افزایش نرخ سود سپرده های بانکی و به تبع آن افزایش هزینه تولید، سرمایه گذاری و تولید کاهش یافته در نتیجه اشتغال نیز کاهش می یابد. همراه با از بین رفتن اثر شوک، اشتغال شروع به افزایش نموده و پس از ۵ دوره به مقدار باثبات خود باز می گردد.



نمودار ۴- تابع عکس العمل آنی اشتغال نسبت به شوک افزایش نرخ سود سپرده های بانکی

منبع: خروجی نرم افزار

چگونگی واکنش تورم نسبت به شوک افزایش نرخ سود سپرده های بانکی در نمودار کنشان داده شده است. همانطور که مشاهده می شود، در اثر یک درصد افزایش در نرخ سود سپرده های بانکی، نرخ تورم به میزان ۰٫۱۳ درصد افزایش می یابد. با از بین رفتن تاثیر شوک، تورم نیز کاهش یافته و پس از گذشت ۴ سال به مقدار باثبات خود باز می گردد.



نمودار ۵- تابع عکس العمل آنی تورم نسبت به شوک افزایش نرخ سود سپرده های بانکی

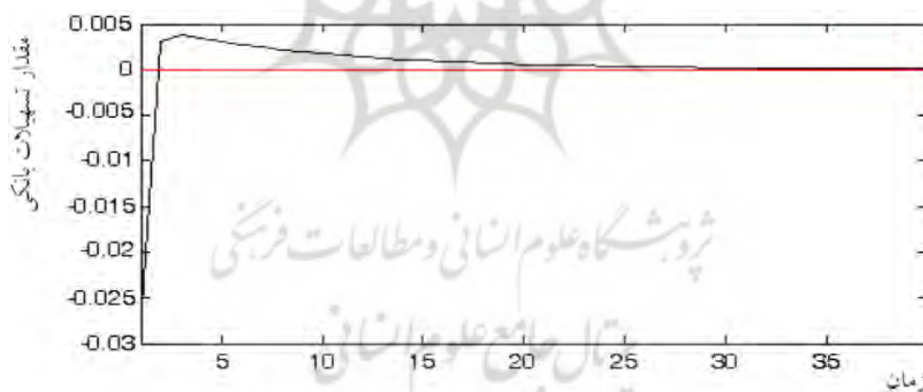
منبع: خروجی نرم افزار

۳-۴- نتیجه کلی افزایش نرخ سود سپرده های بانکی

با توجه به نمودارهای ۱ تا ۵ مشخص می شود که شوک افزایش نرخ سود سپرده های بانکی، باعث کاهش تسهیلات بانکی، سرمایه گذاری و موجودی سرمایه بنگاهها شده در نتیجه اشتغال و تولید نیز کاهش می یابد. بنابراین فرضیه مکینونوشاو مبنی بر این که افزایش نرخ سود بانکی باعث افزایش سرمایه گذاری و تولید می گردد، در اقتصاد ایران پذیرفته نمی شود. طبق نظریه مکینونوشاو، افزایش نرخ سود بانکی با افزایش منابع وام دهی بانکها و افزایش تسهیلات بانکی باعث افزایش سرمایه گذاری و رشد اقتصادی می شود.

۳-۵- بررسی تأثیر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی

نمودار ۶، تابع عکس العمل آنی تسهیلات بانکی را در برابر شوک افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی به اندازه یک انحراف معیار نشان می دهد. مشاهده می شود که شوک افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی به اندازه یک انحراف معیار، مقدار تسهیلات بانکی را در همان دوره به اندازه ۰٫۰۰۲۵ درصد از مقدار باثباتش کاهش می دهد. علت این کاهش را می توان به بالا رفتن هزینه تولید نسبت داد. زیرا با افزایش نرخ سود بانکی، هزینه اجاره سرمایه از محل تسهیلات بانکی افزایش یافته و از این رو تولیدکنندگان تقاضای تسهیلات بانکی را کاهش می دهند. هم گام با از بین رفتن اثر شوک، مقدار تسهیلات بانکی شروع به افزایش نموده و پس از گذشت دو دوره به مقدار باثبات خود رسیده و به میزان ۰٫۰۰۴ درصد از آن نیز فراتر می رود. پس از آن، به تدریج به مقدار باثبات خود باز می گردد.

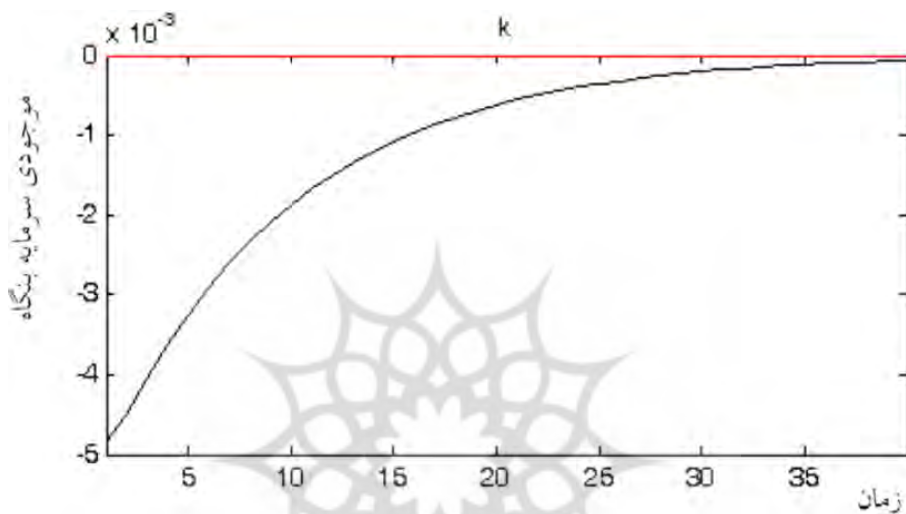


نمودار ۶- تابع عکس العمل آنی تسهیلات بانکی نسبت به شوک افزایش نرخ سود

تسهیلات بانکی

منبع: خروجی نرم افزار

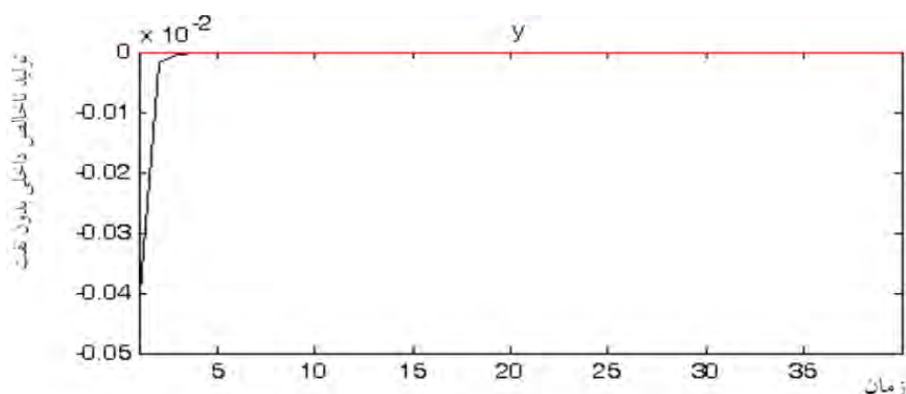
نمودار ۷، تابع عکس العمل آنی موجودی سرمایه بنگاهها را در برابر شوک افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی نشان می‌دهد. با توجه به این نمودار، یک درصد افزایش در نرخ سود تسهیلات بانکی، سرمایه‌گذاری را کاهش داده به طوری که موجودی سرمایه بنگاهها را به اندازه ۰,۴۸ درصد به زیر مقدار باثبات خود کاهش می‌دهد. روند افزایش در موجودی سرمایه بنگاهها با کاهش اثر شوک، شروع شده اما به کند یبیش می‌رود و زمان زیادی طول می‌کشد تا به مقدار باثبات خود باز گردد.



نمودار ۷- تابع عکس العمل آنی موجودی سرمایه بنگاهها نسبت به شوک افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی

منبع: خروجی نرم افزار

واکنش تولید ناخالص داخلی بدون نفت نسبت به شوک افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی به اندازه یک انحراف معیار، در نمودار ۸ نشان داده شده است. در اثر این شوک، تولید ناخالص داخلی بدون نفت به اندازه ۰,۰۳۵ درصد کاهش می‌یابد علت این کاهش در تولید را می‌توان به کاهش تسهیلات بانکی و سرمایه‌گذاری نسبت داد. با از بین رفتن اثر شوک، تسهیلات بانکی و سرمایه‌گذاری افزایش یافته و تولید نیز روند افزایشی به خود می‌گیرد و پس از گذشت ۴ سال به مقدار بلندمدت خود باز می‌گردد.



نمودار ۸- تابع عکس العمل آنی تولید ناخالص داخلی بدون نفت نسبت به شوک افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی

منبع: خروجی نرم افزار

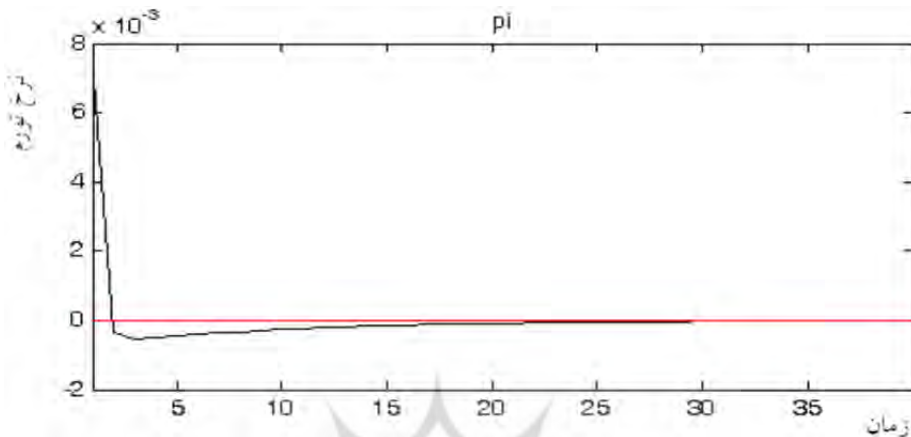
با توجه به نمودار ۹، در اثر شوک افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی به اندازه یک انحراف معیار، اشتغال به اندازه ۰٫۶ درصد از مقدار باثبات خود کاهش می یابد. در حقیقت، با افزایش نرخ سود بانکی و به تبع آن افزایش هزینه تولید، سرمایه گذاری و تولید کاهش یافته در نتیجه اشتغال نیز کاهش می یابد. همراه با از بین رفتن اثر شوک، اشتغال شروع به افزایش نموده به طوری که پس از تقریباً ۲ دوره به مقدار باثبات خود باز می گردد.



نمودار ۹- تابع عکس العمل آنی اشتغال نسبت به شوک افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی

منبع: خروجی نرم افزار

میزان تاثیرپذیری نرخ تورم در اثر شوک افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی در نمودار 10 نشان داده شده است. در این نمودار، یک درصد افزایش در نرخ سود تسهیلات بانکی، نرخ تورم را به اندازه ۰,۶ درصد افزایش می دهد. با کاهش اثر شوک، نرخ تورم کاهش یافته و به مقدار بلندمدت خود باز می گردد.



نمودار ۱۰- تابع عکس العمل آنی تورم نسبت به شوک افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی
منبع: خروجی نرم افزار

۳-۶- نتیجه کلی افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی

با توجه به نمودارهای ۶ تا ۱۰، در اثر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی، مقدار تسهیلات بانکی، سرمایه گذاری، موجودی سرمایه بنگاه ها و تولید ناخالص داخلی بدون نفت کاهش یافته اند. کاهش سرمایه گذاری، تسهیلات بانکی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت و فاصله گرفتن این متغیرها از مقدار بلندمدت خود در اثر شوک افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی، فرضیه مکینونوشاو را در اقتصاد ایران رد می کند.

۳-۶-۱- تأثیر شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد از کانال مصرف خانوار

شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد در صنعت بانکی مقدار ایستای سرمایه را نیز در اقتصاد افزایش خواهد داد، به گونه ای که محاسبات نشان از آن داد با افزایش یک بانک، به صورت متوسط مقدار انباشت سرمایه در اقتصاد ۰/۰۴۱۳ افزایش می یابد. با شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد، به دلیل کاهشی که در نرخ بهره وام ایجاد می شود، وام دهی بانکها افزایش یافته و از این طریق سرمایه گذاری در اقتصاد رونق می گیرد. یافته های تجربی نیز این مورد را تایید می کند، گزمان

اعتقاد دارد افزایش تمرکز و مصرف خانوار در سیستم بانکی موجب کاهش انباشت سرمایه در اقتصاد می‌شود.

شوک طولانی‌مدت نا اطمینانی برینارد در صنعت بانکی تورم خانوار را کاهش می‌دهد به گونه‌ای که با شوک طولانی‌مدت نا اطمینانی برینارد به دلیل افزایش وام دهی بانکها، تمایل به کالاهای بادوام برای کارفرمایان افزایش یافته و از این طریق تقاضا برای خانوار کاسته خواهد شد. نتایج حکایت از آن دارد که کشش تقاضای سرمایه‌گذاری خانوار نسبت به تغییرات تعداد بانک برابر با $0/1428$ می‌باشد، این رقم برای کارفرمایان اقتصادی $0/4930$ می‌باشد، به عبارت دیگر با افزایش یک واحد در تعداد بانکها به صورت متوسط $0/4930$ بر میزان تقاضای سرمایه‌گذاری از سوی کارفرمای اقتصادی افزوده می‌شود. قاعدتا دسترسی به وام بیشتر نیازمند سرمایه‌گذاری بالاتری خواهد بود، همچنین افزایش قیمت این دارایی‌ها می‌تواند تمایل به سرمایه‌گذاری در آن را تقویت نماید، پس با شوک طولانی‌مدت نا اطمینانی برینارد، تقاضا برای آن افزایش خواهد یافت. اشتغال در بنگاه‌های اقتصادی با شوک طولانی‌مدت نا اطمینانی برینارد در صنعت بانکی کاهش خواهد یافت.

۳-۶-۲- تأثیر شوک طولانی‌مدت نا اطمینانی برینارد از کانال ترکیب داراییهای پولی

خانوار

کاهش در بهره وام سبب خواهد شد تا بنگاه‌ها قادر باشند با هزینه‌های کمتری سرمایه را جایگزین نیروی کار کرده و از این طریق تقاضا برای نیروی کار را کاهش دهند، اما این کاهش در اشتغال، همراه با افزایش دستمزد خواهد بود، به گونه‌ای که افزایش یک واحد در تعداد بانکها سبب خواهد شد تا به صورت متوسط مقدار دستمزد $0/455$ واحد افزایش یابد. از آنجایی که افزایش در دستمزد بسیار بالاتر از کاهش اشتغال خانوارها است، پس به صورت کلی درآمد حاصل از کار خانوارها، با توجه به کاهش اشتغال افزایش خواهد یافت. افزایش درآمد خانوار سبب خواهد شد تا بتواند مصرف بالاتری را تجربه کند. به گونه‌ای که افزایش یک واحد در تعداد بانکها باعث میشود تا مصرف خانوار به اندازه $0/321$ واحد افزایش یابد. نکته مهم در این بخش آن است که به دلیل افزایش مصرف و کاهش ساعات کار خانوار، به طور قطع رفاه خانوار نیز افزایش خواهد یافت. از سوی دیگر کارفرمایان اقتصادی نیز به واسطه دسترسی بیشتر به وام و افزایش سود، می‌توانند مصرف بالاتری داشته باشند. محاسبه کشش‌های مصرف خانوار و کارفرما حکایت از آن دارد که مصرف کارفرمایان اقتصادی رشد بالاتری از مصرف خانوارها خواهند داشت. تمامی این تغییرات به صورت کلی در تغییرات تولید کل منعکس میشوند. مطالعه تغییرات تولید نیز نشان از آن دارد که با

شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد در سیستم بانکی، تولید در اقتصاد نیز افزایش می یابد، این افزایش تولید از آنجا نشأت می گیرد که کارفرمایان اقتصادی در این حالت اعتبارات بیشتر و در عین حال ارزانتری بدست می آورند، این امر سبب کاهش هزینه های تولید و بالتبع آن افزایش سودآوری و تولید بنگاه ها می شود. بنابراین نتایج حکایت از آن دارد که با افزایش یک واحد در تعداد بانکها، مقدار تولید کل در اقتصاد به اندازه $0/0413$ افزایش خواهد یافت. این نتیجه نیز در بسیاری از مطالعات تجربی تایید می شود، به گونهای که این مطالعات با بررسی اقتصادهای مختلف، به این نتیجه می رسند که شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد در سیستم بانکی به دلیل کاهش هزینه های تولید، سبب افزایش تولید خواهند شد.

۳-۶-۳- تأثیر شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد از کانال سپرده بانک

با توجه به نتایج حاصله، افزایش شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد در بخش خدمات سپرده، در اولین گام اثرش بر بهره سپرده خواهد بود، به گونه ای که با یک درصد افزایش در جانشین های خدمات، مقدار نرخ بهره سپرده به میزان $0/2167\%$ رشد خواهد داشت، افزایش در نرخ بهره سپرده سبب خواهد شد تا تمایل به سپرده گذاری در میان افراد افزایش یافته و متعاقب آن وام بیشتری توسط بانکها ارائه شود. با توجه به این واقعیت که بانکها با توجه به تغییرات ساختاری حاضر، باید نرخ بهره بالاتری به سپرده داده و در عین حال قادر به افزایش و تغییر متناسب در نرخ بهره وام نخواهند بود، بنابراین سود آنان دستخوش تغییر شده و به واسطه یک درصد افزایش در جانشینی در خدمات سپرده، سود بانکها تقریباً $94/0\%$ کاهش خواهد یافت.

۳-۶-۴- تأثیر شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد از کانال مصرف خانوار

مطالعه واکنش تورم به شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد نشان از آن دارد که با افزایش طولانی مدت نا اطمینانی برینارد در سیستم بانکی، شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد سبب افزایش کمتری در تورم خواهد شد. روشن است که در شرایط وجود مصرف خانوار در سیستم بانکی، از آنجایی که مدیران دارای قدرت تعیین نرخ بهره و مقدار وام اعطایی در اقتصاد هستند، بنابراین به راحتی قادر به انتقال شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد بر سایر بخش های اقتصادی بوده و تلاش خواهند کرد تا با استفاده از فرصت پیش روی، سود خود را افزایش دهند، تلاش برای حداکثر سازی سود، بدون وجود رقیبی در بازار سبب خواهد شد تا بانکهای انحصارگر قادر باشند تا مازاد بیشتری از سایر بخشهای اقتصادی بدست آورده، نرخ تورم را در اقتصاد تشدید نمایند.

نرخ بهره اسمی سپرده در واکنش به بروز شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد افزایش بسیار اندکی را تجربه می کند، مقایسه حساسیت اثرگذاری شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد نشان از

آن دارد که بجز در دو دوره ابتدایی که واکنش نرخ بهره سپرده حساسیت چندانی به مصرف‌خانوار در صنعت بانکی ندارد، مشاهده می‌کنیم که در سایر دوره‌ها در حالت انحصاری، افزایش نرخ بهره سپرده بیش از حالتی است که بانکها در بازار طولانی‌مدت نا اطمینانی برینارد کامل فعالیت می‌کنند. مشاهده واکنش انحراف لگاریتمی نرخ بهره وام نشان می‌دهد که یک بانک فعال در صنعت طولانی‌مدت نا اطمینانی بریناردی قادر به اثرگذاری چندانی بر نرخ بهره وام نخواهد بود، اما انحصارگر بانکی میتواند نرخ بهره را تعیین کرده و از این طریق پس از دوره دوم، نرخ بهره بالاتری از گیرندگان وام طلب خواهد کرد. با بروز شوک طولانی‌مدت نا اطمینانی برینارد مقدار وام اعطایی بانکها افزایش می‌یابد، اما در شرایطی که طولانی‌مدت نا اطمینانی برینارد بالاتری در بانکها حکمفرماست، شاهد افزایش بالاتری در وامدهی آنان در واکنش به اجرای سیاست انبساطی پولی خواهیم بود.

۳-۶-۵- تأثیر شوک طولانی‌مدت نا اطمینانی برینارد از کانال ترکیب داراییهای پولی خانوار

مطالعه مصرف خانوار به عنوان سپرده گذار و مصرف خانواری اقتصادی به عنوان گیرنده وام در اقتصاد نشان می‌دهد که بروز شوک طولانی‌مدت نا اطمینانی برینارد مصرف هر دو گروه را افزایش خواهد داد، اما خانواری اقتصادی در چهار دوره اول، ترجیح می‌دهد که با یک صنعت بانکی با شوک طولانی‌مدت نا اطمینانی برینارد روبرو باشد زیرا در این حالت مصرف وی افزایش بالاتری را تجربه خواهد کرد، یک صنعت با شوک طولانی‌مدت نا اطمینانی برینارد در کوتاه مدت قادر به تعدیل نرخ بهره نبوده و از اینرو خانوار از وام دریافتی ارزانتر منفعت بالاتری کسب میکند، بنابراین قادر به مصرف بالاتری خواهد بود. این نتیجه برای خانوار بسیار شدیدتر است، به گونهای که وجود با شوک طولانی‌مدت نا اطمینانی برینارد در صنعت بانکی مصرف خانوار را برابر شوکهای پولی بیش از زمانی افزایش می‌دهد که صنعت در حالت داراییهای پولی خانوار قرار می‌گیرد. صنعت داراییهای پولی خانوار به دلیل تأثیر فزاینده‌ای که بر تورم می‌گذارد، ثروت واقعی طول عمر خانوار را کاهش داده و از این طریق سبب خواهد شد تا مصرفشان در برابر شوکهای پولی، افزایش کمتری را تجربه کند. علاوه بر نتایج فوق، می‌توان مشاهده نمود که با بروز شوک طولانی‌مدت نا اطمینانی برینارد در اقتصاد، تولید افزایش خواهد یافت، اما این افزایش در تولید زمانی که سیستم بانکی با شوک طولانی‌مدت نا اطمینانی بریناردی باشد، بیشتر از صنعت بانکی داراییهای پولی خانوار خواهد بود. به گونهای که در یک صنعت با شوک طولانی‌مدت نا اطمینانی بریناردی در مقایسه با صنعت بانکی داراییهای پولی خانوار، به واسطه افزایش بالاتری که در وام اعطایی بانکها، مصرف و سرمایه‌گذاری به وجود می‌آورد، تولید رشد بالاتری را تجربه خواهد کرد.

۳-۶-۶- تأثیر شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد از کانال سپرده بانک

با افزایش هزینه تعدیل و چسبندگی در نرخ بهره سپرده، مصرف و سپرده بانکی افزایش کمتری در برابر شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد دارند، از سوی دیگر بانکها با کاهش هزینه‌های تعدیلشان، قادر خواهند بود آسانتر نرخ بهره را تعدیل کرده و بهینه‌یابی انجام دهند. از این رو زمانی که هزینه تعدیل نرخ بهره سپرده بسیار بالا باشد یا به عبارت دیگر، زمانی که نرخ بهره سپرده چسبندگی کامل داشته باشد و سیاستهای سپرده بانک به سختی اجرا شود، در صورت بروز شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد، نرخ بهره سپرده افزایش بسیار کمتری نسبت به زمانی دارد که هزینه تعدیل (یا چسبندگی) بسیار پایین است. علاوه بر این پیگیری سیاستهای سپرده بانک توسط بانک مرکزی در بخش سپرده، سبب افزایش بیشتر سود بانکها در زمان بروز شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد خواهد شد. زمانی که سپرده بانک شدید مالی در بخش سپرده وجود دارد، نرخ بهره کمتر از مقدار بهینه بازار تعیین شده و این حادثه سبب خواهد شد تا بانکها منابعی ارزان در اختیار داشته باشند، کاهش هزینه‌های بانکی به واسطه تثبیت اجباری نرخ بهره، سبب خواهد شد با وقوع شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد در شرایطی که سپرده بانک در بخش سپرده شدیدتر است، بانکها سود بالاتری را بدست آورند.

در شرایط چسبندگی بالا در نرخ بهره سپرده، بانکها قادر نخواهند بود تا پس از بروز شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد، نرخهای بهره خود را به راحتی تعدیل کرده و نقدینگی مازاد خانوارها را جمع آوری نمایند، با تشدید سیاستهای سپرده بانک در بخش بهره سپرده، باید انتظار داشته باشیم که مقدار سپرده‌گذاری و درآمد حاصل از سپرده گذاری خانوارها افزایش کمتری را تجربه کند، این موارد سبب خواهد شد تا مصرف خانوار در شرایط سپرده بانک شدید، افزایش کمتری در برابر سیاستهای پولی، در مقایسه با حالتی داشته باشد که نرخ بهره سپرده در سیستم بانکی چسبندگی کمتری داشته و سیاستهای سپرده بانک گرایانه معتدلتری اجرا میشود. یکی از استدلالهای مربوط به اجرای سیاستهای سپرده بانک، این است که با انجام این سیاستها، تورم کنترل خواهد شد، اندازه سیاستهای سپرده بانک گرایانه در بخش سپرده اثر چندانی بر واکنش تورم به شوک سیاست پولی ندارد، البته شایان ذکر است که تشدید سیاستهای سپرده بانک گرایانه قادر است تا اندازه بسیار کمی شوک‌های تورمی ناشی از رشد نقدینگی را تعدیل کند اما این مقدار بسیار ناچیز می‌باشد.

۳-۶-۷- مقایسه تاثیر افزایش سود سپرده ها با افزایش سود تسهیلات بانکی

نتایج حاصل از شوک افزایش نرخ سودسپرده ها و شوک افزایش نرخ تسهیلات بانکی در جدول 2 آمده است. با مقایسه نتایج به دست آمده معلوم می شود که در شوک وارده به مدل، باعث افزایش تولید، اشتغال و کاهش تورم، بهره واقعی وام می شود.

جدول ۲- خلاصه نتایج از شوک های وارده به مدل طولانی مدت نا اطمینانی برینارد

نرخ بهره واقعی سپرده	نرخ بهره واقعی وام	مصرف خانوار	سرمایه ه	سرمایه ه گذاری	قیمت سرمایه ه	وام	تورم	اشتغال	تولید	شوک طولانی مدت نا اطمینانی برینارد (1 درصد)
کاهش /۰۹۵	کاهش /۰۷۹	کاهش /۰۰۷	افزایش /۱۰۱	افزایش /۱۲۱	کاهش /۰۰۱	کاهش /۰۵۵	کاهش ۰/۰۸	افزایش ش /۰۳۳	افزایش ش ۹/۰	
۰ درصد	۰ درصد	۰ درصد	۰ درصد	۰ درصد	۰ درصد	۰ درصد	۰ درصد	۰ درصد	۰ درصد	

منبع: نتایج تحقیق

۴. بحث و نتیجه گیری

بر اساس یافته های پژوهش روند زمانی نرخ رشد سرمایه گذاری در دوره مورد مطالعه مثبت و میانگین هندسی و حسابی نرخ رشد فصلی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص ۰/۹۵ و ۱/۹۳ درصد می باشد. بنابراین به نظر می رسد رشد مخارج سرمایه گذاری شرکت های پذیرفته شده در بخش حقیقی اقتصاد در تشکیل سرمایه ثابت ناخالص کشور موثر است و می تواند در شرایطی که بانک ها توان اعطای تسهیلات به بخش تولیدی را ندارند، کانال مهمی و اثرگذاری در تأمین منابع مالی برای طرحها و پروژه های سرمایه گذاری باشد.

نتایج حاصل از مطالعه ایستای مدل نشان از آن دارد که افزایش رقابت در میان بانکها سبب خواهد شد تا مقدار تعادلی بهره وام در جامعه کاسته شده و متعاقب آن وام بیشتری به بنگاه های اقتصادی اعطا شود، افزایش وام اعطایی مستلزم تقاضای بالاتری می باشد. از سوی دیگر وام دهی بالاتر بانکها سبب می شود تا سرمایه گذاری در اقتصاد رونق یافته و اشتغال افزایش یابد. بنابراین بنگاه ها با توجه به انباشت سرمایه بالاتر و دسترسی به دارایی های حاصل از وام بانکی بیشتر، تولید خود را افزایش می دهند، افزایش در تولید و افزایش تقاضا برای نیروی کار، سبب افزایش دستمزد

می‌شود، افزایش تقاضا و قیمت نهاده‌ها به گونه‌ای است که مقدار درآمد خانوار افزایش یافته و این موضوع مصرف خانوار را بهبود می‌دهد. از سوی دیگر افزایش در تولید و کاهش هزینه‌های تولید به واسطه کاهش در نرخ بهره وام، سبب بهبود وضعیت اقتصادی و افزایش مصرف آنان نیز خواهد شد. علاوه بر این، نتایج مطالعه نیز نشان می‌دهد که افزایش رقابت در بخش وام‌دهی بانکها باعث خواهد شد تا نرخ بهره وام به شدت کاهش یابد، کاهش نرخ بهره وام باعث می‌شود تا از سود دهی بانکها کاسته شود. افزایش منابع مالی بنگاه‌ها، سرمایه گذاری را افزایش داده و از این طریق انباشت سرمایه در اقتصاد شدت می‌گیرد. افزایش سرمایه و افزایش وام دریافتی بنگاه‌ها، سبب می‌شود تا تقاضای نیروی کار افزایش یابد، افزایش استخدام نهاده‌های تولید و افزایش منابع در دسترس بنگاه‌ها، سبب خواهد شد تا تولید افزایش یابد. از سوی دیگر افزایش تولید و افزایش سود بنگاه‌های اقتصادی در کنار هم سبب می‌شوند تا مصرف خانوار، به عنوان صاحبان سرمایه و کار در اقتصاد، افزایش یابد.

افزایش رقابت در میان بانکها برای جذب سپرده مردمی، سبب می‌شود تا نرخ بهره سپرده‌ها افزایش یابد، افزایش نرخ بهره، سبب افزایش سپرده‌گذاری مردم در بانکها شده و از سوی دیگر سبب افزایش وام‌دهی سیستم بانکی می‌شود. البته افزایش نرخ بهره سپرده سبب خواهد شد تا سوددهی بانکها کاهش یابد. اما افزایش وام دهی بانکی باعث تشدید سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه در اقتصاد شده و از این طریق تولید و اشتغال نیز بهبود خواهد یافت. افزایش تولید و افزایش وام‌های در دسترس بانکی، سوددهی بنگاه‌ها را نیز بهبود خواهد داد. از سوی دیگر افزایش درآمد حاصل از اشتغال و اجاره سرمایه و سود بنگاه‌ها، سبب خواهد شد تا مصرف خانوار نیز بهبود یابد. پس از تلخیص مطالعات ایستا، مفید است تا مطالعه پویا و اثرات حاصل از تغییر نا اطمینانی برینارد در سیستم بانکی بر اثرگذاری سیاست پولی را نیز جمع بندی نماییم. جدول (۳) نشانگر خلاصه نتایج حاصل از مدل می باشد. براساس این نتایج مشاهده می‌کنیم که افزایش نا اطمینانی برینارد سبب خواهد شد تا اثرگذاری حقیقی سیاست پولی افزایش یافته و اثرات اسمی آن کاهش یابند. به عبارت دیگر با افزایش رقابت در سیستم بانکی، افزایش نقدینگی، موجب رشد بالاتر در تولید و رشد پایین تری در سطح عمومی قیمت‌ها خواهد شد.

جدول (۳): خلاصه واکنش متغیرهای سیستم به شوک نا اطمینانی برینارد

افزایش نا اطمینانی برینارد	اثر کوتاه مدت سیاست پولی	
تشدید اثر	-	نرخ بهره واقعی سپرده

نرخ بهره واقعی وام	-	تشدید اثر
مصرف خانوار	+	تقریباً خنثی
سرمایه	+	*
سرمایه گذاری	+	*
قیمت سرمایه	+	*
وام	+	ابتدا تشدید سپس تقلیل
تورم	+	تشدید اثر
اشتغال	+	تقلیل اندک اثر
تولید	+	تقلیل اثر

منبع: نتایج تحقیق

اما برای انتخاب دقیقتر بهترین مدل از میان مدل‌های دو گانه مورد نظر (مدل با نا اطمینانی برینارد و مدل بدون نا اطمینانی برینارد)، از مقایسه میانگین مجذور خطای پیش‌بینی‌ها استفاده خواهیم کرد. جدول (۴) نتایج حاصل از این محاسبات را نمایش می‌دهد. با توجه به این نتایج، می‌توان دریافت که مدل به دلیل خطای پیش‌بینی پایین، قدرت بالایی در شبیه‌سازی واقعیات اقتصاد ایران داراست. از اینرو می‌توان برای تصمیم‌گیری نهایی از نتایج این مدل بهره‌برداری نمود. می‌توان دریافت که مدلسازی هزینه‌های تعدیل نرخ بهره برای بانکها سبب بهبود شبیه‌سازی مدل با داده‌های واقعی اقتصاد ایران می‌شود. علاوه بر این مدل به دلیل مدلسازی هم در بخش با نا اطمینانی برینارد و هم در بخش بدون نا اطمینانی برینارد توانسته است تا ساختار نزدیکتری به واقعیات اقتصاد ایران داشته باشد، از اینرو قدرت پیش‌بینی مدل حاضر، نسبت به دو مدل دیگر که مدلسازی شده بود، بالاتر بوده است.

جدول (۴): مقدار میانگین مجذور خطای پیش‌بینی مدل‌های پژوهش

میانگین مجذور خطا	بدون نا اطمینانی برینارد	با نا اطمینانی برینارد
	۰/۰۰۱۹۹۴	۰/۰۰۱۹۹۰

منبع: نتایج تحقیق

همانگونه که نتایج نشان می‌دهد ضریب متغیر ارزش ریالی تراکنش ایجاد شده در دستگاه خود پرداز نشان می‌دهد که در بلندمدت با فرض ثابت بودن سایر متغیرها یک واحد تغییر در ATM

ارزش اسکناس و مسکوک را به میزان $1/3601$ واحد افزایش خواهد داد. بنابراین تاثیر متغیر فوق بر میزان اسکناس و مسکوک در جریان مثبت و معنی دار است. شاید بتوان یکی از دلایل این امر را در سقف نسبتاً پایین انتقال وجه الکترونیک از طریق خود پردازهای عضو شتاب دانست. به هر روی، نتایج نشان داد استقبال عمومی از تراکنشهای خودپردازها عاملی تاثیرگذار روی تقاضای نقد بوده و بر آن اثر مستقیم دارد.

همچنین ضریب متغیر ارزش ریالی تراکنش ایجاد شده در ساتنا نشان می دهد که در بلندمدت با فرض ثابت بودن سایر متغیرها یک واحد تغییر در متغیر SATNA ارزش اسکناس و مسکوک را به میزان $0/0980$ واحد کاهش خواهد داد. بنابراین تاثیر متغیر فوق بر میزان اسکناس و مسکوک در جریان منفی و معنی دار است. این نتیجه در انطباق کامل با انتظارات بود. گرچه ساتنا بطور عملی نیاز به پول فیزیکی را کم می کند، اما نکته حایز اهمیت ضریب نسبتاً پایین این متغیر است. حقیقت این است که ساتنا نقش یک جایگزین خوب را برای پول نقد بازی نمی کند. چرا که عموماً برای تبادلات مالی کلان و پرداختهای با حجم بالا از آن استفاده می شود نه پرداختهای خرد. در واقع پرداختهای کلان بدون وجود ساتنا هم با پول نقد انجام نمی شد (بلکه با حواله بین بانکی و چک و... صورت می گرفت) لذا نباید انتظار داشت با آمدن ساتنا تقاضای وجه نقد بطور چشمگیری کاهش یابد. در حقیقت ساتنا فقط خدمات بانکی را که در گذشته هم وجود داشت (مثل حواله بانکی) تسریع کرده و نقش اندکی به عنوان جایگزین پول نقد بازی می کند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

۱. جهانگرد، اسفندیار؛ عبدالشاه، فاطمه (۱۳۹۶). تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ثبات بانک‌های ایران، نشریه علمی پژوهشی سیاست گذاری اقتصادی، ۹(۱۸)، ۲۰۵-۲۲۹.
۲. فراهانی، طیبه، صبوری، مجید (۱۳۹۹)، تأثیر کفایت سرمایه، ساختار سرمایه و نقدینگی بر عملکرد مالی بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، نشریه اقتصاد و بانکداری اسلامی، ۹(۳۱)، ۲۴۷-۲۶۲.
۳. کیاحسینی، سید ضیاء الدین؛ هاشمی، مونا؛ حاتمی، امین و نظریان، رافیک (۱۳۹۶). نقش قاعده مندی سیاست پولی بر رشد اقتصادی (ارزیابی قاعده مک کالم در ایران). فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۷(۲۶)، ۱۲۴-۱۱۳.
۴. ورهرامی، ویدا؛ جواهردهی، سمانه و دشتبان فاروجی، سحر (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، توسعه بخش بانکی و متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از روش پانل ور؛ مطالعه موردی کشورهای گروه D8، فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری، ۱۲(۴)، ۶۵-۳۹.
۵. هدائی، آرشام، فرزین، محمدرضا، امامی جزه، کریم و غفاری، فرهاد (۱۴۰۲)، تأثیر نوآوری مالی بر رشد اقتصادی ایران، نشریه اقتصاد و بانکداری اسلامی، ۱۲(۴۳)، ۱۰۳-۷۹.
۶. یآوری، کاظم؛ سحابی، بهرام، عاقلی، لطفعلی و شفیع، سعید (۱۳۹۵). نا اطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی و آثار اقتصادی آن. فصلنامه اقتصاد مقداری، ۱۳(۱)، ۹۶-۶۹.
۷. یآوری، کاظم . اسدی، زهره و حیدری، حسن (۱۳۹۹). بررسی اثرات ریسک نقدینگی و اعتباری بر ثبات بانکی ایران با استفاده از شاخص Z-score. مجله سیاست گذاری اقتصادی ۱۲(۲۳)، ۱-۳۱.
8. Albulescu, Claudiu Tiberiu, Ionescu, Adrian Marius. The long-run impact of monetary policy uncertainty and banking stability on inward FDI in EU countries. *Research in International Business and Finance* <http://dx.doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.07.133>.
9. Bernanke, B.S. (2007). Speech: Cato Institute 25th Annual Monetary Conference, Washington, D.C.
10. Bilgin, Mehmet Huseyin. Danisman, Gamze Ozturk. Demir, Ender. Tarazi, Amine. (2021). Economic uncertainty and bank stability: Conventional vs. Islamic banking. *Journal of Financial Stability*. Volume 56, October 2021, 100911.

11. Cecchetti, S.G. & S. Krause. (2002). Central bank Structure, Policy Efficiency, and Macroeconomic Performance: Exploring Empirical Relationships, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, pages 47-60.
12. Chang, B.Y. & B. Feunou. (2013), Measuring uncertainty in Monetary Policy using Implied Volatility and Realized Volatility, (No. 2013-37).Bank of Canada Working Paper.
13. Cukierman, A. & A.H. Meltzer. (1986). A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation Under Discretion and Asymmetric Information, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Volume 1, Pages 1099-1128.
14. Jayakumar, M. P. Pradhan, R. Dash, S. P. Maradana, R & Gaurav, K. (2018), Banking competition, banking stability, and economic growth: Are feedback effects at work?. *Journal of Economics and Business*, Volume 96, March-April, Pages 15-41.
15. Kilinc, M & Tunc, C. (2019), The asymmetric effects of monetary policy on economic activity in Turkey. *Structural Change and Economic Dynamics*, In press, corrected proof, Available online 30 March.
16. Stewart, Robert. Chowdhury, Murshed. (2021). Banking sector distress and economic growth resilience: Asymmetric effects. *The Journal of Economic Asymmetries* Volume 24, November 2021, e00218.
17. Wang, S. Chen, L. Xiong, X. (2019). Asset bubbles, banking stability and economic growth. *Economic Modelling*, Volume 78, May 2019, Pages 108-117.

