نشریـــه علمـــی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
دوره ۱۷ / شماره ۶۱ / بهار ۱۴۰۳
صفحه ۳۸ تا ۶۱

طراحی مدل ثبات مالی در جهت پاسخ بازده بانکداری اسلامی به شوک ارزش پول ملی

هادی رادفر[۱]
محمد خضری*[۲]
فاطمه زندی[۳]
بیژن صفوی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۶/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۰۹

چکیده

مطالعه حاضـر به باز طراحی طراحی مدل ثبات مالی در جهت پاسـخ بازده بانکداری اسلامی به شوک ارزش پول ملی برای سـال‌های ۱۳۷۳-۱۴۰۰ می‌پردازد. برای این منظور با اسـتفاده از مدل خودرگرسیون برداری سـاختاری (*SVAR*) که به مدل‌های تکانه‌ای معروف هسـتند؛ پاسـخ بازده بانکداری اسـلامی به شـوک‌های ارزش پول ملی، ثبات مالی، تورم و تورم بررســی شــد. مطابق نتایج پاســخ ضــریب تکانه‌های بازده عقود مشــارکتی بانکی به درآمدهای نفتی، تضــعیف ارزش پول ملی و تورم منفی و برابر با ۰/۰۱، ۰/۲۵ و ۰/۰۶ می‌باشـد. همچنین پاسـخ ضـریب تکانه توسـعه مالی به بازده عقود مشـارکتی بانکی مثبت و برابر با ۰/۳۲ می‌باشــد. افزایش درآمدهای نفتی و ارزی بانک مرکزی باعث افزایش در پایه‌ی پولی کشــور شــده و حجم نقـدینگی نیز افزایش می‌یـابـد و بـه طبع آن تورم نیز افزایش خواهـد یافت. انتظار از تورم در دوره‌ی آتی و نااطمینانی از نرخ تورم نیز در دامن زدن به شــدت تورم تأثیرگذار اســت و هرچه نااطمینانی افزایش یابد، میزان ســرمایه‌گذاری در بخش تولید کاهش یافته و وضــعیت تولید و بازدهی عقود نیز وخیم‌تر می‌شــود. از طرفی قیمت‌گذاری مصـنوعی نرخ ارز در سال‌های قبل از بحران و جلوگیری از تعدیل آن متناسب با شرایط اقتصـادی یکی از دلایل اصـلی بحران ارزی اخیر می‌باشـد. بنابراین پیشنهاد می‌شود جهت کاهش فشار بازار ارز، متناســب با تفاوت تورم ایران با تورم جهانی، نرخ ارز رســمی ســالانه تعدیل گردد تا به نســبه از بروز شوک‌های ارزی جلوگیری شود.

واژگان کلیدی: ثبات مالی، ارزش پول ملی، بازده، خودرگرسیون برداری ساختاری

[۱] دانشجوی دکتری اقتصاد اسلامی، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران *hadi.radfar@yahoo.com*

[۲] گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران(نویسنده مسئول) *khezri380@gmail.com*

[۳] گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران *f_zandi@azad.ac.ir*

[۴] گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران *b_safavi@azad.ac.ir*

۱- مقدمه

پس از ظهور جنگ‌های تجاری در اقتصاد جهانی، جنگ ارزی نیز دوباره به مرکز توجه کشورها بازگشت. در این زمینه، میزان ناهماهنگی یک ارز (کم ارزش یا بیش از حد ارزش‌گذاری شده) اهمیت دوباره پیدا کرد، به ویژه به این دلیل که نرخ ارز رقابتی به ارتقای توسعه اقتصادی کمک می‌کند. در واقع، کشورها ممکن است تصمیم بگیرند که سیاستی را دنبال کنند که هدف آن حفظ یک ارز کم ارزش برای دستیابی به دستاوردهای رقابتی در برابر رقبای اصلی آنها باشد. با این حال، چنین دستاوردهای رقابتی به احتمال زیاد محدود به کاهش ارزش پول برای کشورهای کوچک است. بطور کلی؛ نظرات اقتصاددانان در مورد اثرات کاهش ارزش پول بر اقتصاد به دو دسته تقسیم می شود. از دیدگاه اقتصاددانان سنتی، تأثیر کاهش ارزش پول بر اقتصاد انبساطی است. ولی ساختارگرایان جدید بر اثر انقباضی تضعیف ارزش پول بر اقتصاد تاکید دارند. با کاهش ارزش پول، قیمت کالاهای صادراتی کاهش می یابد. اما از سوی دیگر قیمت کالاهای وارداتی در حال افزایش است (احمد و همکاران،۲۰۲۰). در شرایطی که تجارت خارجی در تعادل است؛ رابطه مبادله‌ای تغییر نمی‌کند، در نتیجه تغییرات قیمتی یکدیگر را خنثی می‌کنند، اما زمانی که واردات از صادرات بیشتر شود، نتیجه نهایی کاهش درآمد واقعی کشور و کاهش رشد اقتصادی است. در کشورهای صادرکننده تک محصولی که تقاضای کل واکنش ضعیفی به تضعیف ارزش پول دارند و اقلام صادراتی به دلار قیمت گذاری می‌شوند، تضعیف ارزش پول می‌تواند منجر به موقعیت انقباضی شود (جیبان و همکاران،۲۰۲۲).

هدف مقاله حاضرطراحی مدل ثبات مالی در جهت پاسخ بازده بانکداری اسلامی به شوک ارزش پول ملی است. این سوال از آنجایی نشات می‌یابد که شواهد کمی در مورد اثرات نامطلوب مربوط به یک ارز کمتر ارزش گذاری شده وجود دارد، به ویژه نقشی که توسط تأثیر تورمی آن بر عملکرد اقتصادی ایفا می‌کند، موردتوجه است. با حرکت به سمت اثرات تورمی اقتصاد کلان، پذیرفته شده است که تورم تاثیر منفی بر بازده بانکداری دارد و احتمالا

از طریق چندین کانال بر پویایی آن تاثیر می‌گذاردبه‌عنوان مثال، با در نظر گرفتن مدلی از رشد بهینه، که تورم بالاتر، کارایی سرمایه را کاهش می‌دهد و بر تولید تاثیر منفی می گذارد. نرخ‌های بالاتر تورم همچنین منجر به بازدهی کمتر وام‌های اختصاص یافته به تولید و کاهش موجودی سرمایه در حالت ثابت می‌شود. این پیوند تورم-رشد احتمالا تحت تاثیر ارزش‌گذاری پایین قرار می گیرد، زیرا یک ارز تضعیف شده از طریق رشد بیش‌ازحد اقتصاد و مکانیسم تورم وارداتی با فشارهای تورمی همراه است (خان و همکاران،۲۰۲۲). بنابراین، نرخ تورم بالاتر، همراه با یک محیط اقتصادی نامطمئن که سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد، می‌تواند به طور قابل توجهی مانع رشد شود. از سوی دیگر، از دیدگاه اندیشمندان اقتصادی، اهمیت توسعه بخش مالی کشورها از آنجا ناشی می‌شود که بخش مالی کارآمد نقش اساسی در تجهیز منابع مالی برای سرمایه‌گذاری، تشویق به ورود و تجهیز سرمایه خارجی و بهینه‌سازی مکانیسم تخصیص منابع و ایجاد فضای رقابتی ایفا می‌کند. بنابراین، اقتصاددانان اغلب با این نظریه موافق هستند که اثرات توسعه مالی بر بخش‌های اقتصادی در شرایط ثبات اقتصادی مثبت است. توسعه ابزارهای مالی یکی از اهداف و اولویت‌های کشورهای در حال توسعه است. عدم توسعه بخش مالی یکی از دلایلی است که کشورهای فقیرتر تمایل دارند تولید کل خود را بیش از اقتصادهای پیشرفته‌تر کاهش دهند. این اثر به‌ویژه در انقباضات ناگهانی تولید مشهود است. افزایش کارایی بازارهای مالی و توسعه مالی می‌تواند تا حدودی از این مشکل بکاهد، به‌عبارت‌دیگر اصلاح ساختار بازارهای مالی در کشورهای در حال توسعه امری اجتناب‌ناپذیر و کاملا ضروری است، زیرا بر اساس مطالعات انجام شده بین توسعه بخش مالی و توسعه بخش تولیدی رابطه معنی‌دار وجود داردتوسعه مالی یکی از کلیدهای دستیابی به رشد بازدهی بانکداری در بلندمدت است. ناکارآمدی هر بخش باعث ناکارآمدی بخش دیگر می‌شود و هر دوی این سیستم‌ها سازوکارهای مناسب خود را دارند که در تعامل با یکدیگر باعث پیشرفت و رونق اقتصادی می شود (روی و همکاران،۲۰۲۲).

نتایج بسیاری از مطالعات نشان می‌دهد که ثبات و توسعه بازار مالی، ثبات بازار سرمایه و بازار پول بر بازده شاخص‌های اسلامی در بین تمام کشورها یکسان نخواهد بود، بلکه به سطح توسعه مالی، ثبات بازار سرمایه و بازار پول، نوسانات ارزی و ارزش پول ملی کشورها بستگی دارد. در کشورهای با سطح توسعه مالی، ثبات بازار سرمایه و بازار پول پایین این اثر نامشخص خواهد بود. در برخی از مطالعات این اثر مثبت، در برخی دیگر صفر و حتی منفی نیز گزارش شده است. در کشورهای با سطح توسعه مالی بالا، ثبات بازار سرمایه و بازار پول این اثرات بر بازده شاخص‌های اسلامی حتماً مثبت خواهد داشت (جهان ۲۰۲۲). مطالعات مختلفی نظیر مطالعات؛ بوبکیر و همکاران (۲۰۱۹)[1]، ایوافندی (۲۰۱۷)[2] و لطف الله و همکاران (۲۰۱۸)[3] وجود دارد که نشان می‌دهد بین تضعیف ارزش پول ملی، عدم ثبات مالی، نوسانات ارزی و عملکرد بانکها رابطه منفی وجود دارد. این مورد خصوصاً برای کشورهایی که اقتصاد آن‌ها درحال گذار بوده، صادق است. مطالعه حاضر به ادبیات نظری تحلیل اثرات اقتصادی ثبات مالی مربوط می‌شود تا پاسخ بازده بانکداری اسلامی به شوک ارزش پول ملی را در کشور ایران مورد آزمون قرار دهد. باتوجه به همین مباحث، مقاله حاضر به طراحی مدل ثبات مالی در جهت پاسخ بازده بانکداری اسلامی به شوک ارزش پول ملی با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری ساختاری[4] (SVAR) که به مدل‌های تکانه‌ای معروف می‌باشند و می‌توانند اثرات تکانه‌ای و نااطمینانی و نوسانات ایجاد شده از سوی هر یک از شاخص‌ها را برروی بازده بانکداری اسلامی نشان دهد، می‌پردازد. همچنین در ادامه ساختار مقاله به اینصورت تنظیم شده است که در بخش دوم مبانی نظری شامل تئوری‌های مطرح و نتایج مطالعات تجربی صورت گرفته در ارتباط با موضوع ارائه‌شده است. در بخش سوم مدل، روش تحقیق و آزمون‌های مورد استفاده بیان شده است. بخش چهارم نیز به نتایج آزمون‌ها و تخمین مدل

1. Boubaker et al
2. Effendi et al
3. Lutfullah Lutf, Hafizullah Omarkhil

4 . Structural vector autoregressive (SVAR)

اختصـاص یافته اسـت. در بخش پنجم خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲. ادبیات موضوع

سیستم پولی و مالی کشور نقش اساسی در ثبات و کارآیی محیط اقتصادی، حفظ ثبات در سطح عمومی قیمت‌ها، حمایت از تولید و تسهیل رشد و توسعه اقتصادی کشور دارد. به گونه‌ای که کارایی و ثبات سیستم پولی و مالی قوی، از کارآیی بخش واقعی اقتصاد حمایت می‌کند و در مقابل، بی‌ثباتی و ناکارآمدی سیستم پولی و مالی باعث بی‌ثباتی و ناکارآمدی در بخش واقعی اقتصاد می‌شود. وظیفه اصلی سیستم پولی و مالی تجهیز منابع مالی و تخصیص بهینه آنها در سیستم اقتصادی برای حمایت و تسهیل تولید و توسعه رفاه و توسعه اقتصادی است. سیستم پولی و مالی شامل بازارهای مالی و سیستم بانکی است (رجائی و همکاران، ۱۳۹۷). در ایران به دلیل عدم گسترش مناسب بازارهای مالی، نقش سیستم بانکی بسیار مهمتر شده است و بنابراین نقش بسیار مهمی در تامین و تجهیز منابع مالی و ترغیب سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری بهینه دارد و رشد بازدهی در بخش بانکی را تسهیل می‌کند. مسئله مهم در سیستم پولی و بانکی نحوه تجهیز منابع مالی و تخصیص و توزیع آن در بخش‌های مختلف اقتصادی و در بین بازیگران اقتصادی و همچنین کانال‌ها و مسیرهایی است که حجم موجود پول وارد سیستم اقتصادی می‌شود و گردش می‌کند (هاشمی وهمکاران، ۱۳۹۹)،. با توجه به نقش سیستم بانکی در تجهیز منابع مالی و تخصیص بهینه آن در سیستم اقتصادی، هرچه سیستم بانکی در تجهیز منابع مالی و تخصیص آن در یک فضای رقابتی و کارآمد، بهتر عمل نماید، می‌تواند باعث کاهش هزینه‌های تولید و بهبود تولید و رشد بازدهی شود. در غیر این صورت، ناکارآمدی سیستم بانکی در تجهیز و بهینه‌سازی منابع مالی باعث اتلاف منابع و تشویق رکود اقتصادی خواهد شد (محبوبی و همکاران، ۱۴۰۱).

ادبیات تجربی در مورد بازدهی بانکی و ثبات مالی کشورها بسیار گسترده است. یکی از موضوعات مشترک مشارکت‌ها، تمایز بین عوامل داخلی و خارجی است. به عنوان مثال، گومز (۲۰۰۹) دریافت که عوامل داخلی، مانند تفاوت در نقدینگی بازار و ریسک اعتباری، مهم‌تر

از عوامل بین‌المللی در توضیح سیر تحول بازدهی ۱۰ ساله در کشورهای مورد بررسی اهمیت دارد. بسیاری از مطالعات شواهدی را ارائه می‌دهند که عوامل خارجی، محرک‌های مهم بازده اوراق بانکی هستند (به عنوان مثال، لانگستاف و همکاران[۱]، ۲۰۱۱؛ مارتل[۲]، ۲۰۰۸). جارامیلو و وبر[۳] (۲۰۱۳) بر نقش ریسک گریزی جهانی در تعیین بازده اوراق در اقتصادهای نوظهور تاکید می‌کنند. آنها دریافتند که بازده اوراق عمدتاً تحت تاثیر انتظارات رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و تورم در دوره‌های ریسک گریزی پایین جهانی قرار می‌گیرد، درحالی‌که در دوره‌های ریسک گریزی بالا، نقش عوامل بنیادی مالی خاص کشور برجسته‌تر است. به طور مشابه، کندی و پالرم[۴] (۲۰۱۴) نقش عوامل داخلی و خارجی را در تعیین اسپرد اوراق مالی در بازارهای نوظهور بررسی کردند و نتایج آنها با جارامیلو و وبر[۵] (۲۰۱۳) در رابطه با اهمیت ریسک گریزی جهانی مطابقت دارد. یوتنر و همکاران[۶] (۲۰۰۶) نشان می‌دهد که بازده اوراق بانکی در بازارهای نوظهور ممکن است با یک مدل قیمت‌گذاری اوراق توضیح داده شود که عوامل خارجی را با عوامل خطر خاص کشور (عوامل شرایط کلان اقتصادی، سیاسی و مالی) ترکیب می‌کند. دیلمی و همکاران[۷] (۲۰۰۸) نقش شرایط پولی جهانی و عوامل خاص کشور را در توضیح اسپرد بدهی بازارهای نوظهور بررسی می‌کند. آنها دریافتند که متغیرهای خاص کشور تاثیر بیشتری بر اسپرد بازارهای نوظهور نسبت به نرخ بهره ایالات متحده دارند. سونتو و همکاران[۸] (۲۰۱۴) شواهدی مبنی بر اهمیت فزاینده شرایط مالی جهانی در تعیین اسپرد اوراق مالی حاکمیتی بازارهای نوظهور در طول دوره‌های با نوسان بالا یافتند. در ادامه به بررسی نحوه محاسبه ارزش پول ملی و رابطه آن در بازارهای مالی و بانکی پرداخته می‌شود.

۲-۱- بررسی نحوه محاسبه ارزش پول ملی و رابطه آن با بازارهای مالی و بانکی

۱. *Longstaff et al*
۲. *Martell*
۳. *Jaramillo and Weber*
۴. *Kennedy and Palerm*
۵. *Jaramillo and Weber*
۶. *Jüttner et al*
۷. *Dailami et al*
۸. *Csonto et al*

مرور ادبیات مربوط به بازارهای پولی و مالی حاکی از آن است که عوامل متعددی بر بازدهی اوراق بانکی موثراست که مهم ترین آنها تکانه‌های نرخ ارز و ارزش پول ملی کشورها می‌باشد. از سوی دیگر تورم نیز یکی از مشکلات اساسی اقتصادی مخصوصاً در کشورهای در حال توسعه است. عمدتا اثرات نامطلوبی بر فرایند رشد بخش بانکی بر جای گذارده است. به همین دلیل در مطالعه رشد یک کشور، بررسی اثرات تورم، تضعیف ارزش پول، نوسانات ارز بر بازدهی اوراق بخش بانکی، می تواند زوایای خاصی از رابطه بین این دو پدیده را روشن سازد. وجود و ماهیت ارتباط بین تورم، تضعیف ارزش پول، شاخص توسعه بازارهای مالی و بازدهی اوراق بخش بانکی یکی از موضوعات مورد بحث در سال‌های اخیر بوده است (جورجی[1]، ۲۰۲۲). در سالهای گذشته سیاست‌گذاری نامناسب ارزی و تضعیف شدید ارزش پول ملی به‌بهانه تبعیت از سازوکار بازار، موجباب رواج سفته‌بازی و انحراف نقدینگی از بخش واقعی اقتصاد شده است. بطوریکه رشد نقدینگی در سال ۱۳۹۷، ۱/۲۳ و در سال ۱۳۹۸، ۳/۳۱ و در سال ۱۳۹۹ به ۶/۴ درصد رسیده است وحجم نقدینگی با رشد ۸۴ درصدی از ۱۸۸۳ هزار میلیارد تومان در سال ۹۷ به ۳۴۷۶ هزار میلیارد تومان در سال ۹۹ رسیده است.

در این مطالعه، از شاخص تضعیف ارزش پول ملی برابری قدرت خرید ارتقا یافته براساس مدل تعدیل شده بالاسا - ساموئلسون استفاده می‌شود که مبتنی بر معیار برابری قدرت خرید استاندارد بوده و نسبت به اثر بالاسا - ساموئلسون تعدیل شده است. علاوه بر این اثر تقویت ارزش پول ملی از تضعیف ارزش پول ملی تفکیک شده است به گونه‌ای که فقط اثر تضعیف ارزش پول ملی مورد بررسی قرار خواهد گرفت. محاسبه این شاخص به صورت زیر است:

ابتدا نرخ ارز حقیقی در سطح ($RERt$) یا نسبت شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$2_t) = \log(XRAT_t / PPP_t) = \log(Pusa / Pir)$$

که در آن $XRAT$ نرخ ارز اسمی ارز داخلی نسبت به دلار آمریکا است، $PPPt$ نرخ ارز به دست آمده از نظریه برابری قدرت خرید است. (P_{USA})

[1]. *Jorji*

شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) در آمریکا است و (P_{ir}) شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران است. معادله بالا ساده ترین نسخه شاخص انحراف مبتنی بر برابری قدرت خرید را می‌دهد. اگر $Log(RERt)$ مثبت شود، نشان دهنده تضعیف ارزش پول ملی و اگر منفی شود نشان دهنده‌ی بیش ارزش گذاری نرخ ارز حقیقیِ است. مرحله‌ی دوم شامل تنظیم این معیار برای اثر بالاسا – ساموئلسون است، آن هم با استفاده از شاخص انحراف ارتقا یافته‌ی کالین و ویلیامسون. این کار با رگرس نمودن بر روی $RERt$ تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه $RGDPCHt$ انجام می شود که به صورت زیر است (جیسون[1]، ۲۰۲۱):

$$Log(RER_t) = \alpha + \beta \log(RGDPCH_t) + \varepsilon_t$$

ضریب بتا به ما می گوید زمانی که کشور غنی تر می شود، به صورت میانگین چه مقدار نرخ ارز حقیقی کشور تمایل به افزایش پیدا کردن دارد (مطابق یافته های بالاسا – ساموئلسون). سپس مقادیر برآورد شده‌ی $Log(RERt)$ معادله شماره ۲ را از مقادیر به‌دست آمده از مدل ۲ کم‌می‌کنیم. با این کار شاخص انحراف قدرت خرید برابرِ ارتقا یافته به‌دست می‌آید که به‌صورت زیر است:

$$MissPPP_t = \beta \log(RER_t) - Log(\hat{RER}_t)$$

مقادیر مثبت این شاخص نشان‌دهنده آن است که نرخ ارز به گونه‌ای تنظیم شده است که سطح قیمت‌ها در داخل پایین‌تر از مقدار پیش‌بینی شده توسط شاخص نرخ ارز برابری قدرت خرید است و مقادیر منفی از آن نشان‌دهنده عکس حالت فوق خواهد بود.

براساس آمار بانک مرکزی، در سال ۱۳۹۸ بانکها حدود ۱۹۰۰ هزار میلیارد تومان یعنی حدود سه برابر منابع بودجه عمومی کشور تسهیلات پرداخت کردند، درحالی که رشد تسهیلات بانکی در سال ۹۹ دو برابر شده و بیش از ۵۰ درصد این تسهیلات در بخش خدمات و بازرگانی پرداخت شده، اما رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری در ۹ماهه منفی است که این عامل اثر منفی بر رشد بازدهی اوراق بانکی نیز خواهد داشت.

---

[1]. *Jayson*

۲-۲ پیشینه تحقیق

جورجی[۱] (۲۰۲۲) در مطالعه خود به ارزیابی صنعت بانکداری اسلامی مالزی از نظر بازده دارایی‌ها، سپرده‌ها و کل بودجه بانک‌ها طی سال‌های ۲۰۱۰ - ۲۰۲۰ با استفاده از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها پرداخت. نتایج نشان داد عامل اصلی بهره‌وری و بازدهی برای بانک‌های داخلی و خارجی اسلامی در مالزی، تأمین مالی به واسطه تسهیلات تخصیصی نظیر عقود مشارکتی در بانکداری اسلامی است. هم‌چنین، بانک‌های خارجی اسلامی بیش‌تر از بانک‌های داخلی اسلامی از بازده برخوردار هستند.

جیسون[۲] (۲۰۲۱) در مقاله‌ای تحت عنوان «کارایی بانک‌های اسلامی در طی بحران مالی: تجزیه‌وتحلیل خاورمیانه و کشورهای آسیایی» با استفاده از تجزیه‌وتحلیل پوششی داده‌ها و اتخاذ روش واسطه‌گری کارایی بانک‌های اسلامی را اندازه گرفته و به این مسئله می‌پردازند که جهان اقتصاد هنوز از پیامدهای بحران مالی اخیر که سبب ورشکستگی چندین بانک شد، رنج می‌برد. همین مسئله سبب ترغیب اقتصاددانان سراسر جهان برای جستجوی راه‌حل جایگزین گردید که درنهایت توجه‌ها را به سمت بانکداری اسلامی جلب کرد. این مقاله سطح کارایی بانک‌های اسلامی را در طی بحران مالی، در خاورمیانه و کشورهای آسیایی (درمجموع ۷۹ بانک اسلامی) اندازه‌گیری نموده است. یافته‌های مقاله نشان می‌دهد، بانکداری اسلامی عملکرد پایداری در طی بحران داشته است. هرچند، غالب بانک‌های اسلامی ازنظر مقیاس ناکارا بوده‌اند و بیشتر آن‌ها بازده نزولی به مقیاس داشته‌اند. درنهایت یافته‌های مقاله تصریح می-نماید که سودآوری و سرمایه‌گذاری دو عامل مهم و تعیین‌کننده در کارایی بانک‌های اسلامی بوده‌اند.

دریس[۳](۲۰۲۱) در مقاله‌ای با عنوان استراتژی‌های در حال رشد بانک‌های اسلامی در مقابله با چالش‌های پیش روی تأمین مالی به شکل‌دهی راهبردهای متناسب با توانمندی‌های بانک‌های اسلامی می‌پردازد تا در فرایند تأمین مالی جهانی، منافع بانک‌های

---

۱. *Jorji*
۲. *Jayson*
۳. *Deris*

اسلامی حداکثر و تهدیدهای آن حداقل شود. این بررسی نشان می‌دهد که جهانی شدن بر بانک‌های اسلامی در سطح داخلی آثار منفی، ولی در سطح جهانی آثار مثبت به جا می‌گذارد. زیرا جهانی شدن بانک‌های اسلامی را به رقابت می‌کشاند.

درانگ[1] (۲۰۲۱) بحث‌های نظری مرتبط با توانمندی‌های نظام بانک داری اسلامی را تحت عنوان حکمت تحریم ربا مورد بررسی قرار می‌دهد و بعد از ذکر نکته‌هایی به این نتیجه می‌رسد که نظام بانک‌داری اسلامی نه تنها ثبات و کارآیی بیشتری را نوید می‌دهد، بلکه عدالت و رشد بیشتری را نیز به همراه دارد. در حقیقت هدف اصلی آن است که نشان دهد اطاعت از فرمان الاهی در باب تحریم ربا نه تنها اجر اخروی دارد، بلکه در همین دنیا نیز اثرهای مادی به همراه دارد، که همان دستیابی به نظام اقتصادی سالم است و از این به حکمت تحریم ربا تعبیر می‌کند. توجه به گسترش بانکداری اسلامی و به دلیل اهمیت ثبات و سلامت بخش بانکی در اقتصاد هر کشور، لازم است که مطالعاتی در زمینه ثبات مالی سیستم بانکی در شهرستان اردبیل و عوامل مؤثر بر آن مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

عزیزی و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات تسهیلات مشارکتی بانک‌ها بر بخش حقیقی اقتصاد با تأکید بر بحران‌های مالی طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۶۵ و با به‌کارگیری رویکرد آستانه‌ای (*STAR*) پرداختند. نتایج برآورد قسمت غیرخطی مدل نشان از وجود رابطه مثبت متغیرهای سرمایه‌گذاری، حجم پس‌انداز بانکی، حجم نقدینگی و درآمد نفت خام بر سرمایه‌گذاری، تولید و اشتغال در مدل دارد. همچنین متغیرهای نرخ سود حقیقی، نرخ ارز و بحران‌های مالی رابطه منفی با سرمایه‌گذاری، تولید و اشتغال در اقتصاد ایران دارند. به عبارتی می‌توان این‌گونه بحث کرد که ماهیت تولید و سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران، نفتی است و رونق و رکودها در اقتصاد ایران همگام با رونق‌ها و رکودهای درآمد نفتی است. افزایش درآمدهای نفتی باعث افزایش در پایه پولی کشور شده و حجم نقدینگی نیز افزایش می‌یابد و به‌تبع آن تورم نیز افزایش

---

[1]. *Derang*

خواهد یافت. انتظار و نااطمینانی از تورم در دوره آتی نیز در دامن زدن به شدت تورم تأثیرگذار است و هرچه نااطمینانی افزایش یابد، میزان حجم تسهیلات اعطایی بانک‌ها در قالب عقود مشارکتی، کاهش یافته و منجر به خروج پول از سیستم بانکی و ورود به بازارهای سفته‌بازی خواهد شد و سرمایه‌گذاری در بخش تولید کاهش یافته و وضعیت تولید و اشتغال کشور را وخیم‌تر می‌کند.

اعوانی و همکاران (۱۴۰۰) تحلیل تجربی ثبات بانکی در بانکداری اسلامی و بانکداری متعارف از داده‌های ۷ کشور با بالاترین سطح بانکی اسلامی و ۸ کشور دارای بانکداری مرسوم برای سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹، در قالب یک مدل رگرسیون از خانواده داده‌های ترکیبی، برای آزمایش فرضیه رابطه مستقیم بین نفوذ بانکداری اسلامی و ثبات بانکی استفاده کرده است. نتایج به‌دست‌آمده از تجزیه‌وتحلیل داده‌های تحقیق نشان می‌دهد که استقرار بانکداری اسلامی و افزایش نفوذ بانکداری اسلامی دارای یک تأثیر مثبت و قابل‌توجهی بر ثبات بانکی داشته و بنابراین کشورهای دارای بانکداری اسلامی بیش از کشورهای بانکداری متعارف دارای ثبات بانکی می‌باشند.

در مطالعات انجام شده پیشین، مسئله موضوع حاضر بشکل مستقیم بررسی نشده است، در مقاله حاضر بشکل تکمیلی و در راستای این مطالعات، به طراحی مدل ثبات مالی در جهت پاسخ بازده بانکداری اسلامی به شوک ارزش پول ملی در ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری پرداخته می شود که نتایج مطالعه پیش رو بخاطر وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و ارزی و شوک نااطمینانی می تواند ما را در روشن شدن این مسئله یاری نماید که آیا نتایج مطالعه حاضر همسو با مطالعات پیشین در داخل و خارج از کشور می باشد و تکانه‌های ارزش پول ملی و تورم چقدر توانسته بر بازده بانکداری اسلامی در ایران تاثیرگذار باشد که با طراحی مدل خودرگرسیون برداری ساختاری برای اقتصاد ایران و دورهٔ زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۳ به تجزیه و تحلیل نتایج خواهیم پرداخت.

۳. ساختار مدل و داده‌ها

با توجه به توضیحات قبل و متغیرهای تعریف شده، مدل خودرگرسیون برداری

ساختاری *SVAR* در خصوص طراحی مدل ثبات مالی در جهت پاسخ بازده بانکداری اسلامی به شوک ارزش پول ملی در ایران به شرح زیر است. با پیروی از مطالعات جیسون[۱] (۲۰۲۱)، دریس[۲](۲۰۲۱) و درانگ[۳] (۲۰۲۱)، از متغیرهای زیر در تجزیه و تحلیل رگرسیونی استفاده می شود.

(۱)

$$Y_t = [OIL_t, MISSppp_t, INF_t, FS_t]^t$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{OIL} \\ \varepsilon_{MISSppp} \\ \varepsilon_{INF} \\ \varepsilon_{FS} \\ \varepsilon_{Y} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(l) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21}(l) & a_{22}(l) & 0 & 0 & 0 \\ a_{31}(l) & a_{31}(l) & a_{31}(l) & 0 & 0 \\ a_{41}(l) & a_{42}(l) & a_{43}(l) & a_{44}(l) & 0 \\ a_{51}(l) & a_{52}(l) & a_{53}(l) & a_{54}(l) & a_{55}(l) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} U_{OIL} \\ U_{MISSppp} \\ U_{INF} \\ U_{FS} \\ U_{Y} \end{bmatrix}$$

که سمت چپ معادله ی فوق در واقع تفاضل مرتبه‌ی لگاریتم متغیرهای وابسته را نشان می دهد. در سمت راست معادله، ماتریس $A(L)$ یک ماتریس مربعی حاوی چند جمله ای هایی بر حسب عملگر وقفه است. به طور مثال، درایه ی سطر i ام و ستون j ام ماتریس $A(L)$، $a_{ij}(L)$ است که پاسخ i ام متغیر به jام متغیر ساختاری را نشان می دهد. بردار $E=[U_{ij}]$ شامل جملات اخلال ساختاری است. که به صورت زیر تعریف می‌شوند. U_{OIL}: تکانه‌های مربوط به درآمد نفتی است. $U_{MISSppp}$ تکانه‌های مربوط به تضعیف ارزش پول ملی است که نحوه محاسبه آن در مبانی نظری تشریح گردید، U_{INF} تکانه‌های مربوط به نرخ تورم[۴] است، U_{FS}: تکانه‌های مربوط به شاخص توسعه مالی است. U_Y: تکانه‌های مربوط به بازدهی متغیر مشارکت حقوقی بعنوان تسهیلات مشارکتی[۵] (بازدهی متغیر)[۶]است. در رویکرد بلانچارد-کوا (۱۹۸۹) در اصل شناسایی تکانه‌های ساختاری با اعمال یک سری محدودیت‌ها درباره‌ی اثرات بلندمدت تکانه‌ها بر برخی از متغیرها انجام

---

۱. *Jayson*

۲. *Deris*

۳. *Derang*

4. *Inflation, Consumer Prices (annual %)*

۵. بانک ها و موسسات اعتباری غیربانکی،

۶. تسهیلات مشارکتی (با بازدهی متغیر) درباره عقود با بازدهی متغیر، بانکها مکلفند بدون تعیین نرخ سود مورد انتظار، براساس مفاد قانون عملیات بانکی بدون ربا، در حاصل فعالیت اقتصادی مورد قرارداد شریک شوند، در عقود امور مشارکت برای تولید، مذکور در تبصره بند(ب) ماده (۳) قانون عملیات بانکی بدون ربا مصوب ۱۳۶۲، بانک نمی‌تواند از شریک وثیقه خارج از طرح بخواهد.

می‌گیرد و سپس در قالب این شناخت، اثر متغیرها طی بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۳ مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

۴. نتایج تجربی تحقیق

۴-۱- تعیین طول وقفه بهینه

بعد از تشخیص ایستایی متغیّرهای مدل، اولین مسئله در مدل‌های خود رگرسیون‌برداری تعیین طول وقفه بهینه است. در اینجا برای تعیین طول وقفه از معیار شوراتز- بیزین[۱] *(SC)*، آکائیک[۲] (AIC)، خطای نهایی پیش بینی[۳](FPE) و حنان کوئین[۴] (HQ) و نسبت را ستنمایی[۵](LR) استفاده شده است. نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که در مدل مورد نظر بر اساس معیارهای نسبت راستنمایی، خطای نهایی پیش‌بینی، آکائیک وحنان کوئین وقفه یک را به‌عنوان وقفه بهینه مدل قرار می‌دهند. درحالی‌که بر اساس معیار شوراتز- بی‌زین وقفه یک به‌عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌شود. درنهایت از آنجا که معیار شوارتز-بیزین از اصل صرفه‌جویی[۶] پیروی می‌کند و بیش‌ترین اهمیت را به کاهش پارامترها یا ساده‌سازی دستگاه (در برابر برازش بهتر) می‌دهد، لذا برای حجم نمونه کوچک بویژه حجم نمونه انتخابی مناسب‌تر است و از اینرو وقفه دو به‌عنوان وقفه بهینه مدل انتخاب می‌گردد.

جدول (۱): تعیین وقفه بهینه درالگوی *VAR*

Lag	*LogL*	*LR*	*FPE*	*AIC*	*SC*	*HQ*
۰	۲۷/۰۹۹	*NA*	۱,۲۶e-07	-۱/۶۹۹	-۱/۴۵۸	-۱/۶۳۰
۱	۱۴۴/۶۶	۱۸۰/۸۷	۱,۰۶e-10	-۸/۸۲۰	-۷/۳۶۸	-۸/۴۰۲
۲	۱۸۶/۰۸	۴۷/۷۹۴*	۳,۸۱ e-11*	-۱۰/۰۸۳*	-۷/۴۲۲*	-۹/۳۱۷*

منبع: یافته‌های تحقیق

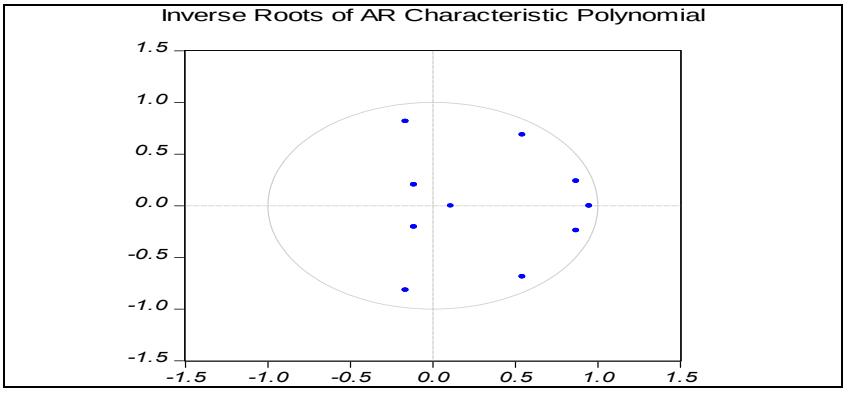
۴-۲- آزمون ریشه واحد

---

1. *Schwarz information criterion*
2. *Akaike information criterion*
3. *Final Prediction Error*
4. *Hannan-Quinn information criterion*
5. *Likelihood Ratio*
6. *Parsimony*

برای اطمینان از کاذب و مجازی نبودن رگرسیون اقدام به آزمون ریشه واحد کل مدل رگرسیونی نیز شد. در صورت عدم ثبات الگوی *SVAR* نتایج به‌دست آمده قابل اطمینان نیستند، به‌منظور بررسی پایداری مدل تخمین‌زده شده از نمودار *AR* استفاده می‌کنیم. این نمودار معکوس ریشه‌های مشخصه یک فرایند *AR* را نشان می‌دهد. اگر قدرمطلق تمام این ریشه‌ها کوچک‌تر از واحد باشند و داخل دایره واحد قرار گیرند مدل *SVAR* تخمین‌زده شده پایدار است. نمودار *AR* مدل در شکل (۱) نشان می‌دهد که معکوس همه ریشه‌های مشخصه، داخل دایره واحد قرار می‌گیرند و مدل *SVAR* تخمینی این مدل‌ها، شرط پایداری را تامین می‌کند.

نمودار ۱: آزمون ریشه واحد



منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۴ نتایج تخمین مدل

نتایج مدل SVAR به منظور بررسی پاسخ تورم و نرخ ارز به شوک‌های سیاست‌های مالی در جدول ۲ گزارش شده است. این جدول نشان دهنده سیستم معادلات شوک‌های ساختاری و شوک‌های فرم خلاصه شده می‌باشد.

جدول (۲): برآورد رابطه تعادلی بلندمدت برای مدل تحقیق

	ضریب	انحراف معیار	آماره t
ضریب تکانه‌های درآمد نفتی در معادله بازده بانکی *C(31)*	۰,۰۱۵۵۱** -۰	۰,۰۰۶۹۶۹	-۲,۲۲۵۴۲۰
ضریب تکانه‌های تضعیف ارزش پول ملی در معادله بازده بانکی *C(32)*	۰,۲۵۷۴*** -۲۸	۰,۰۳۹۴۶۲	-۶,۵۲۳۵۲۲
ضریب تکانه‌های تورم در معادله بازده بانکی *C(33)*	۰,۰۶۴۵۱*** -۵	۰,۰۰۸۹۴۷	-۷,۲۱۱۱۰۱
ضریب تکانه‌های توسعه مالی در معادله بازده بانکی *C(34)*	۰,۳۲۹۸*** ۱۲	۰,۰۴۷۴۵۵	۶,۹۵۰۰۵۷

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از تخمین مدل $SVAR$ در جدول ۲ ارائه شده است. مطابق نتایج پاسخ ضریب تکانه‌های بازده عقود مشارکتی بانکی به درآمدهای نفتی، تضعیف ارزش پول ملی و تورم منفی و برابر با ۰/۰۱، ۰/۲۵ و ۰/۰۶ می‌باشد. همچنین پاسخ ضریب تکانه توسعه مالی به بازده عقود مشارکتی بانکی مثبت و برابر با ۰/۳۲ می‌باشد. همانطوریکه اشاره گردید، در ایران با توجه به اینکه بازارهای مالی معمولاً محدود و ناقص هستند، بنابراین سرمایه‌گذاری منوط به امکان تأمین مالی از محل پس انداز داخلی است که باعث می‌شود با افزایش نرخ بازدهی اوراق، امکان تأمین مالی پروژه‌ها افزایش یابد. بنابراین افزایش نرخ بازدهی اوراق از یک سو با افزایش بهای تمام شده سرمایه‌گذاری موجب کاهش سرمایه‌گذاری و از سوی دیگر با ارائه تسهیلات بیشتر برای تأمین مالی پروژه‌های اقتصادی موجب افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود. و به طور کلی باعث می‌شود که اثر بازده اوراق مبهم بماند. همچنین در شرایط سرکوب مالی (نظام بانکی کنترل شده)، به دلیل نرخ بازده منفی اوراق بانکی (سود) ناشی از وجود تورم و کنترل شرایط اعتباری، سرمایه‌گذاری و تولید، قربانی اصلی سیاست سرکوب مالی می‌شود. بعبارتی هرگونه عدم وجود ثبات سیاسی و اقتصادی می‌تواند تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری داشته باشد، ریسک سرمایه‌گذاری بلندمدت را افزایش دهد و اطلاعات قیمتی را مخدوش کند و حتی باعث فرار سرمایه شود.

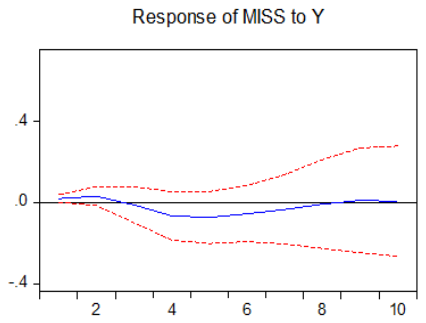
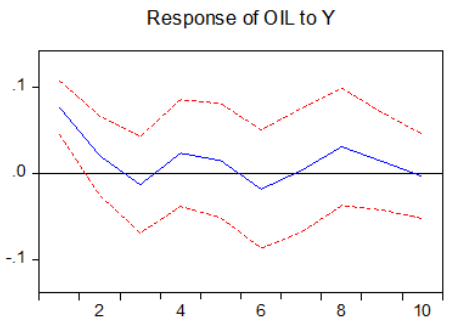
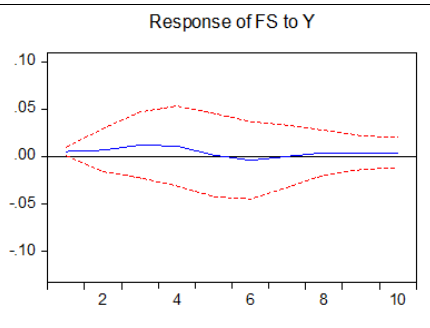
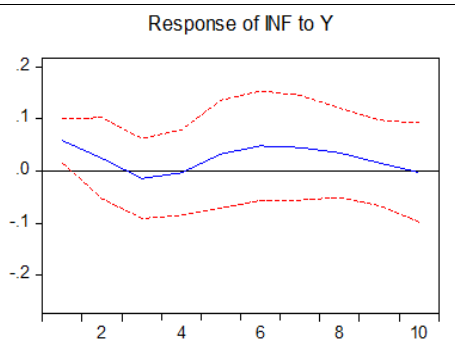
۴-۴ توابع عکس العمل آنی

برای اینکه بتوانیم نتایج رابطه تعادلی بلندمدت برای مدل خودرگرسیون برداری ساختاری **SVAR** را بخوبی تحلیل کنیم، نیازمند بررسی توابع عکس العمل آنی و تجزیه واریانس برای مدل می باشیم. بعبارتی الگوی SVAR دو ابزار قوی برای تجزیه و تحلیل نوسانات اقتصادی ارائه می دهد: توابع عکس العمل آنی (IRF) و تجزیه واریانس. بنابراین بعد از برآورد الگوی SVAR، می توان به بررسی نتایج توابع عکس العمل آنی و تجزیه واریانس پرداخت. یک تابع عکس العمل آنی، درحقیقت اثرات یک انحراف معیار شوک وارده به متغیرهای درونزا در الگو را بیان می کند. برای الگوی مورد استفاده در این تحقیق، عکس العمل متغیر بازده عقود مشارکتی بانکی نسبت به یک تکانه یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در هریک از متغیرهای درونزای الگو به ترتیب شامل؛ درآمدهای نفتی (OIL)، تضعیف ارزش پول ملی ($MISSppp$)، تورم (INF)، توسعه مالی (FS)؛ صورت نمودار در نمودار شماره ۲ برای مدل نشان داده شده است[1]. روی محور افقی زمان بصورت دوره های سالانه و روی محور عمودی درصد رشد تغییرات متغیر قرار گرفته است.

نمودار ۲: نتایج توابع عکس العمل آنی برای مدل

منبع: یافته‌های تحقیق

[1]. بخاطر محدودیت در تعدادصفحات، فقط روند نموداری شاخص‌های اصلی مطالعه گزارش شده است و نتایج برای علاقمندان قابل ارائه می‌باشد.

پاسخ بازدهی عقود بانکی به شوک تضعیف ارزش پول ملی	پاسخ بازدهی عقود بانکی به شوک درآمد نفتی
	
پاسخ بازدهی عقود بانکی به شوک توسعه بازارهای مالی	پاسخ بازدهی عقود بانکی به شوک تورم
	

نتایج توابع عکس العمل آنی برای مدل نشان می دهد که پاسخ بازده عقود مشارکتی بانکی به تکانه‌های وارده از جانب درآمدهای نفتی از کران بالا تا سه دوره روند نزولی و سپس در کران پایین تا یک دوره صعودی و در نهایت در بلندمدت به سمت صفر میرا می‌شود. پاسخ بازده عقود مشارکتی بانکی به تکانه‌های وارده از جانب تضعیف ارزش پول ملی از کران بالا تا دو دوره روند نزولی و سپس در کران پایین تا شش دوره صعودی می‌شود و در نهایت در دو

دوره آخر به سمت صفر میرا می‌شود. همچنین پاسخ بازده عقود مشارکتی بانکی به تکانه‌های وارده از جانب تورم از کران بالا تا دو دوره روند نزولی و سپس در کران پایین تا یک دوره صعودی می‌شود. در سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۷۱ و نیز سال‌های ۱۳۷۹، ۱۳۸۱، ۱۳۸۴ شوک‌های بزرگ پولی از بالاترین احتمال وضعیت در اقتصاد ایران برخوردار بوده است. درسال‌های ۱۳۷۵-۱۳۷۱ وجود دو عامل سبب افزایش حجم پول و نقدینگی و بروز شوک‌های بزرگ پولی در اقتصاد ایران شده است. عامل اول ایجاد حساب ذخیره‌ی تعهدات ارزی به‌دنبال شناور شدن نرخ ارز طی این سال‌ها بود که سبب افزایش حساب بدهی دولت به بانک مرکزی شد و موجبات افزایش حجم پول را فراهم ساخت. عامل دوم، افزایش بدهی شرکت‌های دولتی به سیستم بانکی بود که سبب شده است رقم تغییر در مانده بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی از ۲۲۵۴ میلیارد ریال در سال ۱۳۷۱ به ۱۰۸۴۸ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۵ افزایش یابد. در سال ۱۳۸۱ نیز مجدّدا رقم تغییر در مانده بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی نسبت به سال قبل از رشدی معادل ۳۳۲ درصد برخوردار بوده است. از طرف دیگر مانده بدهکار حساب ذخیره‌ی تعهدات ارزی که به دلیل بازپرداخت بخشی از بدهی‌های دولت به بانک مرکزی طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۷۹ کاهش یافته بود در سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۳ دوباره افزایش یافت. بنابراین بررسی منشا پیدایش شوک‌های بزرگ پولی در اقتصاد ایران طی دوره‌ی مورد بررسی نشان می‌دهد که سیاست مالی دولت و بدهی قابل توجه بخش دولتی به سیستم بانکی منشا بروز شوک‌های بزرگ پولی شده است. بنابرین بخش تولید با آسیب جدی روبرو شده و بسیاری از بخش‌های تولیدی از چرخه اقتصاد دور شده و سرمایه‌های موجود در بخش تولید در اقتصاد راکد مانده و به ناچار وارد بازار سیاه و سفته بازی می‌شوند. بعبارتی در شرایط تورمی اقتصاد ایران، سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت صرف مخارج کوتاه‌مدت گشته که نتیجه آن افزایش بدهی و وخیم‌تر وضعیت اقتصاد می‌باشد. همچنین نتایج مطالعه حاضر

با نتایج مطالعات جورجی[1] (۲۰۲۲)، جیسون[2] (۲۰۲۱)، درانگ[3] (۲۰۲۱)، عزیزی و همکاران (۱۴۰۰)، اعوانی و همکاران (۱۴۰۰) همسو می‌باشد.

۴-۴ تجزیه واریانس

در این قسمت با توجه به الگوی برآورد شده، تجزیه واریانس متغیّرهای مدل صورت گرفته است که نتایج آن در جدول ۳ برای مدل قابل مشاهده است. در این جدول ستون *S. E* خطای پیش‌بینی متغیرهای مربوطه را طی دوره‌های مختلف نشان می‌دهد. از آنجایی که این خطا در هرسال بر اساس خطای سال قبل محاسبه می‌شود و منبع این خطا تغییر در مقادیر جاری و تکانه‌های آتی است، طی زمان افزایش می‌یابد. نتایج جدول ۳ برای مدل نشان می‌دهد، خطای پیش‌بینی در دوره اول به‌اندازه ۰/۰۹ و در دوره دوم ۰/۱۰ بوده و در طی زمان افزایش یافته است. ستون های بعدی درصد واریانس ناشی از تغییر ناگهانی یا تکانه مشخص را نشان می‌دهد. ستون سوم نشان می دهد گرچه در دوره اول ۱۰۰ در صد تغییرات و در دوره دوم ۷۷/۴۹ درصد تغییرات، ناشی از تکانه‌های درآمدهای نفتی بوده است، ولی در دوره سوم تغییرات این شاخص، ۵۱/۲۹ درصد مربوط به تکانه‌های درآمدهای نفتی، ۲۶/۵۹ درصد مربوط به تکانه تضعیف ارزش پول ملی، ۱۷/۵۴ درصد مربوط به تکانه تورم، ۱/۶۵ درصد مربوط به تکانه توسعه مالی و ۲/۹۱ درصد تکانه بازده عقود مشارکتی بانک بوده است. همچنین قابل مشاهده است که با حرکت به سمت دوره‌های بعدی؛ تکانه‌های وارده از سمت تورم و شاخص توسعه مالی افزایشی و از سمت درآمد نفتی و تضعیف ارزش پول ملی کاهشی می‌باشد.

جدول (۳): تجزیه واریانس برای مدل

period	*S.E*	*OIL*	*MISSppp*	*INF*	*FS*	*Y*
۱	۰,۰۹۵۹۲۳	۱۰۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰
۲	۰,۱۰۹۶۶۹	۷۷,۴۹۳۲۰	۱۱,۳۵۸۷۲	۳,۸۱۸۵۱۹	۲,۲۷۱۷۶۱	۵,۰۵۷۷۹۸
۳	۰,۱۴۶۰۹۸	۵۱,۲۹۹۸۱	۲۶,۵۹۲۱۹	۱۷,۵۴۰۹۵	۱,۶۵۱۲۵۷	۲,۹۱۵۷۹۴

[1]. *Jorji*
[2]. *Jayson*
[3]. *Derang*

۴	۰,۱۶۱۴۴۹	۴۳,۸۵۹۰۲	۲۶,۸۲۶۴۳	۲۳,۱۸۵۴۶	۱,۴۲۸۲۷۶	۴,۷۰۰۸۱۷
۵	۰,۱۶۶۱۶۷	۴۵,۱۵۶۷۷	۲۵,۳۵۰۷۲	۲۱,۹۴۴۹۶	۲,۹۲۵۸۷۳	۴,۶۲۱۶۷۷
۶	۰,۱۷۰۷۱۲	۴۳,۳۴۴۵۷	۲۴,۴۸۷۹۳	۲۳,۴۲۴۵۰	۳,۴۵۲۴۸۰	۵,۲۹۰۵۱۳
۷	۰,۱۷۴۴۲۱	۴۱,۵۲۵۷۰	۲۵,۲۱۷۲۸	۲۳,۳۷۹۶۸	۴,۰۶۵۲۲۷	۵,۸۱۲۱۱۳
۸	۰,۱۸۱۰۳۱	۴۰,۶۳۶۲۲	۲۵,۵۸۳۹۹	۲۱,۹۲۷۶۵	۵,۹۰۶۶۱۸	۵,۹۴۵۵۲۷
۹	۰,۱۸۳۴۴۳	۳۹,۶۰۱۸۳	۲۵,۴۶۸۲۵	۲۱,۳۷۰۹۹	۶,۹۶۵۱۷۵	۶,۵۹۳۷۵۹
۱۰	۰,۱۸۵۴۸۸	۳۹,۶۶۶۶۱	۲۴,۹۳۸۳۶	۲۱,۰۹۵۸۱	۷,۷۱۰۲۷۷	۶,۵۸۸۹۵۴

منبع: یافته‌های تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

مطالعه حاضر طراحی مدل ثبات مالی در جهت پاسخ بازده بانکداری اسلامی به شوک ارزش پول ملی در کشور ایران بود که بررسی شود با وجود شاخص‌های اثرگذار و طراحی مدل ثبات مالی برای اقتصاد ایران، پاسخ بازده بانکداری اسلامی به شوک‌های ارزش پول ملی به چه صورتی می‌باشد برای این منظور از مدل‌های خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) که به مدل‌های تکانه‌ای معروف می‌باشند و می‌توانند اثرات تکانه‌ای و نااطمینانی و نوسانات ایجاد شده از سوی هر یک از شاخص‌ها را برروی بازده بانکداری اسلامی را نشان دهند، استفاده می‌شود. داده‌های مطالعه از سایت بانک مرکزی جمع‌آوری گردیده است و با استفاده از نرم‌افزار ایویوز برای سال‌های ۱۳۷۳-۱۴۰۰ به تخمین مدل پرداخته شد. مطابق نتایج، افزایش درآمدهای نفتی و افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی باعث افزایش در پایه‌ی پولی کشور شده و حجم نقدینگی نیز افزایش می‌یابد و به طبع آن تورم نیز افزایش خواهد یافت. انتظار از تورم در دوره‌ی آتی و نااطمینانی از نرخ تورم نیز در دامن زدن به شدت تورم تأثیرگذار است و هرچه نااطمینانی افزایش یابد، میزان سرمایه‌گذاری در بخش تولید کاهش یافته و وضعیت تولید و بازدهی عقود نیز وخیم‌تر می‌شود. از طرفی قیمت‌گذاری مصنوعی نرخ ارز در سال‌های قبل از بحران و جلوگیری از تعدیل آن متناسب با شرایط اقتصادی یکی از دلایل اصلی بحران ارزی اخیر می‌باشد. بنابراین پیشنهاد می‌شود جهت کاهش فشار بازار ارز، متناسب با تفاوت تورم ایران با تورم جهانی، نرخ ارز رسمی سالانه تعدیل گردد تا به نسبه از بروز

شوک‌های ارزی جلوگیری شود. همچنین می‌توان به سیاست‌گذاران پیشنهاد داد در صورت اعمال نوسانات ارزش پول ملی ترجیحاً سیاست مورد نظر خود را در دوره‌های رکود اقتصادی اعمال کنند، زیرا در این دوره‌ها اقتصاد دارای توانایی‌های بالقوه و ظرفیت‌های فراوان تولید بوده و اگر سیاست مورد نظر در این دوره اعمال شود، این سیاست زمینه ساز خروج اقتصاد از وضعیت رکود می‌شود. بنابراین توصیه می‌شود بانک مرکزی به منظور تحقق اهداف کلان اقتصادی را در شرایط مختلف رونق و رکود اقتصادی مدنظر قرار دهد.

منابع

اعوانی، کاشیان، عبدالمحمد، عرفانی. (۱۴۰۰). تحلیل تجربی ثبات بانکی در بانکداری اسلامی و بانکداری متعارف. مطالعات اقتصاد اسلامی، ۱۳(۲)، ۲۴۷-۲۸۷.

امیری، حسین، نوروزی عموقین، فریبا. (۱۳۹۷). اثر ساختار تسهیلات بر سودآوری بانک‌ها (مشارکت مدنی و فروش اقساطی). اقتصاد اسلامی، ۱۸(۶۹)، ۱۴۷-۱۷۲.

عزیزی، خسرو، محمودزاده، اسفندیار. (۱۴۰۰). بررسی اثرات تسهیلات مشارکتی بانک‌ها بر بخش حقیقی اقتصاد با تأکید بر بحران‌های مالی. پژوهش های راهبردی بودجه و مالی، ۸(۲)، ۴۳-۷۲.

محبوبی، هادی، مومنی وصالیان، هوشنگ، دامن کشیده، مرجان، نصابیان، شهریار. (۱۴۰۱). تاثیر پویایی مدیریت ذخایر ارزی و ساختار مداخلات بانک مرکزی بر تثبیت بازار ارز با بکارگیری نظریه گیرتون و روپر. اقتصاد مالی، ۱۶(۵۸)، ۲۳۳-۲۵۶.

رجائی باغسیائی، محمد، محرم اوغلی، اویس، و علیرضایی، مجید. (۱۳۹۷). تأثیر ابزارهای تأمین مالی اسلامی (مشارکتی و مبادله ای) بر سودآوری بانک های خصوصی ایران. معرفت اقتصاد اسلامی، ۹(۲ (پیاپی ۱۸))، ۱۰۵-۱۲۰.

هاشمی، فواد، حسینی، سید شمس الدین، هژبر کیانی، کامبیز، فرزین، محمد رضا. (۱۳۹۹). بررسی رابطه تورم و نرخ ارز با در نظر گرفتن شاخص فشار بازار ارز و درجه مداخله بانک مرکزی. دوفصلنامۀ علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، ۷(۲)، ۲۳۹-۲۶۶.

Ahmed, F. & Khan, M. F. H. (2022). Mitigating Asymmetric Information Problem in the Local Loan Markets. International Journal of Research Publication and Reviews.

Boubaker, S., Nguyen, D. K., Piljak, V., & Savvides, A. (2019). Financial development, government bond returns, and stability: International evidence. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 61, 81-96. /10.1016/.2019.02.006

Csonto S., & Basit, A (2014) Effect of Credit Risk on Financial Performance of Commercial Banks Kenya, Journal of Economics and Finance (IOSR-JEF), Volume 7, Issue 4. Ver

Derang F. (2021). Determinants of bank profitability: A study on the banking sector of Bangladesh. Journal of Finance and Banking, 13(1), 43-57.

Deris.N. (2021). The Global Financial Crisis and the Islamic Finance Solution. In Durham Islamic Finance Conference, Durham University, United Kingdom. Retrieved from

Effendi B. (2017). Impact of Selected Macroeconomic Variables on the Growth of Islamic Finance. Available at SSRN 3146727.

Jahan.N (2022) the effects of liquidity risk and credit risk on bank stability: Evidence from the MENA region. Borsa _Istanbul

Jayson A. (2021). Financial Stability of Islamic Banks: Empirical Evidence. Journal of Islamic Banking and Finance, 4(1),1-11

Jiban, A. J., Biswas, G. K., & Yang, S. (2022). Ready-Made Garments (RMG) Export Earnings and Economic Development of Bangladesh: Empirical Analysis Using Vector Error Correction Model. The Journal of Asian Finance, Economics and Business (JAFEB), 9(10), 29-38.

Jorji F. (2022). Determinants of financial stability: an empirical study of commercial banks listed in Muscat Security Market.

Lutfullah, L., & Omarkhil, H. (2018). Impact of Macroeconomic Factors on Banking Profitabilty. International Finance and Banking, 5(1), 44-69

Roy, M., Seethi, V. D. R., & Bharti, P. (2022). Covid Alert-A Wristwatch-Based System to Alert Users from Face Touching. In Pervasive Computing Technologies for Healthcare: 15th EAI

Journal of Business and Retail Management Research (JBRMR), 11(4), 32-43.

Khan, M. F. H. & Ahmed, F. (2022). Demographic Variables Impact on Individual Investment Return. Fakrul, Demographic Variables Impact on Individual Investment Return (February 26, 2022).

Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis
Vol. 17 / No. 61, Spring 2024

Designing a financial stability model in order to respond to Islamic banking returns to shocks in the value of the national currency

[1]*Hadi Radfer*
[2]*Mohammad Khazri*
[3]*Fateme Zandi*
[4]*Bijan Safavi*

Abstract
The present study deals with redesigning the design of the financial stability model in order to respond to the return of Islamic banking to the shock of the value of the national currency for the years 1400-1373. For this purpose, using the structural vector autoregression model (SVAR), which are known as impulse models; The response of Islamic banking returns to the shocks of national currency value, financial stability, inflation and inflation were investigated. According to the results, the response coefficient of the yield impulses of cooperative banking contracts to oil revenues, weakening of the value of the national currency and inflation is negative and equal to 0.01, 0.25 and 0.06. Also, the response of financial development momentum coefficient to the yield of cooperative banking contracts is positive and equal to 0.32. The increase in oil and foreign exchange revenues of the central bank causes an increase in the monetary base of the country, and the volume of liquidity also increases, and therefore inflation will also increase. The expectation of inflation in the future period and uncertainty about the inflation rate are also effective in fueling the intensity of inflation, and as uncertainty increases, the amount of investment in the production sector decreases and the production situation and the yield of contracts also worsen. On the other hand, the artificial pricing of the exchange rate in the years before the crisis and preventing its adjustment according to economic conditions is one of the main reasons for the recent currency crisis. Therefore, in order to reduce the pressure of the foreign exchange market, it is suggested that the annual official exchange rate be adjusted according to the difference between Iran's inflation and the world's inflation in order to avoid currency shocks.
***Key words**: financial stability, value of national currency, return, structural vector*

---

[1] *PhD student in Islamic Economics, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. hadi.radfar@yahoo.com*

[2]*Department of Economics, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran (corresponding author). khezri380@gmail.com*

[3]*Department of Economics, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. f_zandi@azad.ac.ir*

4Department of Economics, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. b_safavi@azad.ac.ir

autoregression