

تأثیرپذیری مدیریت دارایی و بدھی بانک‌های کشور از متغیرهای کلان اقتصادی

اعظم احمدیان^۱

چکیده

مدیریت دارایی و بدھی نقش مهمی در صنعت بانکداری و صنعت مالی دارد. هر بانک یا صنعت مالی بدون مدیریت دارایی و بدھی در معرض ورشکستگی قرار می‌گیرد. بنابراین برای ماندگاری یک بانک در صنعت بانکداری، تحلیل مدیریت دارایی و بدھی و اندازه‌گیری هزینه آن، به اندازه‌گیری ارزش در معرض خطر بانک‌ها کمک می‌کند. اندازه‌گیری هزینه مدیریت دارایی و بدھی، نه تنها به حداقل‌سازی ریسک بلکه به دستیابی اهداف مالی بانک نیز کمک می‌کند؛ اما این هزینه می‌تواند متأثر از تغییرات متغیرهای اقتصاد کلان، تغییر کند. بنابراین اندازه‌گیری این هزینه برای بانک جهت کنترل آن ضروری است. در این تحقیق با استفاده از ادبیات نظری و تجربی موجود و با به کارگیری یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، تأثیرپذیری هزینه مدیریت دارایی و بدھی از متغیرهای اقتصاد کلان مدل‌سازی شده است. برای استخراج آستانه بحرانی متغیرهای کلان هدف، از تابع توزیع کرnel استفاده شده است. این تابع به محقق اجازه می‌دهد که آستانه‌ها با توجه به روند خود متغیر تعیین شوند. نتایج بررسی نشان می‌دهد که در شرایط رکودی و کاهش تولید ناخالص داخلی، هزینه مدیریت دارایی و بدھی بیش از زمانی که شاخص قیمت‌ها و حجم پول افزایش دارد، افزایش می‌یابد. واژه‌های کلیدی: مدیریت دارایی و بدھی، تولید ناخالص داخلی، شوک متغیرهای کلان، هزینه مدیریت دارایی و بدھی.

طبقه‌بندی JEL: G21, C11, C15

^۱ عضو هیات علمی پژوهشکده پولی و بانکی (نویسنده مسئول); Azam_ahmadyan@yahoo.com
تاریخ دریافت: ۹۷/۰۴/۲۵

مقدمه

مدیریت دارایی و بدهی فرایند برنامه‌ریزی، سازماندهی، کنترل و مدیریت ریسک‌های مختلف بانک است. مدیریت دارایی و بدهی سازگار با ترکیب روش‌های مدیریت پورتفولیو در یک فرایند همزمان است و مدیریت کل ترازنامه بانک را بر عهده دارد؛ به طوری که به بانک کمک می‌کند که بر حداقل سازی ریسک و حداکثرسازی سود متمرکز شود. بانک‌ها با بسیاری از ریسک‌ها مواجه هستند از قبیل: ریسک بازار، ریسک نقدینگی، ریسک اعتباری و سایر. مدیریت دارایی و بدهی ابزاری برای مدیریت ریسک مناسب ارائه داده است و نقش حیاتی برای مدیریت نقدینگی مورد نیاز بانک‌ها دارد. کمیته مدیریت دارایی و بدهی، واحد تصمیم‌سازی بانک است که برای مدیریت مناسب دارایی‌ها و بدهی‌ها، به ابزارهای مناسب برای هزینه‌های مربوط به سبد دارایی و بدهی و اندازه‌گیری هزینه مدیریت دارایی و بدهی نیاز دارد.

از طرف دیگر، فعالیت‌های بانک‌ها، تحت تأثیر اقتصاد کلان قرار دارد، به طوری که هر نوع تغییر و تحول در فضای اقتصاد کلان می‌تواند هزینه‌های مختلف بانک از جمله هزینه مدیریت دارایی و بدهی بانک‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین بررسی این تأثیرپذیری مهم است.

با توجه به اهمیت موضوع، در این تحقیق، آسیب‌پذیری مدیریت دارایی و بدهی از بحث این متغیرهای اقتصاد کلان بررسی شده است. به همین منظور یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی طراحی شده است. این مطالعه به لحاظ نظری و تجربی نکاتی را مدنظر قرار داده که آن را از سایر مطالعات متمایز ساخته است. در بخش خانوار به جای ورود نقدینگی به تابع مطلوبیت، سبد دارایی وارد مدل شده است. بین نرخ سود اوراق مشارکت و نرخ سود سپرده یک رابطه خطی و برای تأمین مالی سرمایه در گردش بنگاه‌ها یک تابع رفتاری تعریف شده است. همچنین برای تعديل سپرده، تسهیلات و بدهی به بانک مرکزی، هزینه تعديل در نظر گرفته شده است و ترازنامه بانک مرکزی مدل سازی شده و درآمد نفت نیز به صورت غیرمستقیم در ترازنامه بانک مرکزی وارد شده است. در بخش بانکی برای هزینه مدیریت دارایی و بدهی یک تابع رفتاری تعریف شده که در تابع سود وارد شده است.

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

مدیریت دارایی و بدهی بانک‌ها بدلیل عدم اطمینان بانک‌ها به عوامل داخلی بانک و عوامل خارجی نظیر تغییرات مختلف اقتصاد کلان دارای اهمیت است. در این خصوص، مهم‌ترین هدف مدیریت دارایی و بدهی، اندازه‌گیری و حداکثر نمودن درآمد بهره‌های خالص و ارزش اقتصادی خالص

و حداقل نمودن ریسک است. موفقیت بانک برای دستیابی به این اهداف بستگی به انتخاب رویکرد مناسب مدیریت دارایی و بدھی به همراه ساختار مناسب حاکمیت شرکتی و مدیریت ریسک دارد (پراگاتی و وینا^۱، ۲۰۱۸).

هزینه مدیریت دارایی و بدھی بهدلیل عدم اطمینان و نوسان در بازار و تأثیر عوامل کلان در بازارهای داخلی و خارجی، پیش‌بینی ناپذیر است. هدف اصلی مدیریت دارایی و بدھی، کنترل بی ثباتی درآمد خالص سود و ارزش اقتصادی خالص بانک‌های مربوطه است. هدف فرعی، تضمین پوشش و کنترل نوسانات تمام حساب‌های هدف، کنترل ریسک نقدینگی و اطمینان از تعادل قابل قبول بین سودآوری و نرخ رشد است. بخش بانکی باید اقدامات لازم را برای رقابت در محیط رقابتی معرفی کند تا ریسک به حداقل برسد. فروپاشی اخیر نظام بانکی و ریسک سیستماتیک، یک مرجع روشن برای توجه نادرست در مدیریت ریسک است. موفقیت نظام بانکی بستگی به مدیریت دارایی و بدھی مناسب دارد که به نوبه خود با سیاست‌های مؤثر، حاکمیت و شیوه‌های مدیریت ریسک مرتبط است (راجو^۲، ۲۰۱۶).

در این میان، دارایی‌ها و بدھی‌های بانکی بی‌تأثیر از متغیرهای اقتصاد کلان نیست؛ طوری که می‌توان اذعان نمود که بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان، اثرگذار بر مدیریت دارایی و بدھی هستند. برای طرف دارایی، متغیرهایی مانند نرخ بهره و قیمت بازار سهام، اثر معنی‌داری بر بازدهی کل طرف دارایی دارد. به عنوان مثال، بازده بالاتر بازار سهام در یک دوره مالی مشخص، باعث جذب سرمایه بیشتر برای بانک می‌شود. در طرف بدھی نیز متغیرهایی مانند نرخ بهره و تورم انتظاری، اثر معنی‌داری بر هزینه بدھی خواهند داشت. به عنوان مثال، تورم انتظاری بالاتر، باعث ایجاد نرخ بالاتر برای سپرده‌ها می‌شود، زیرا سیاست بیمه سپرده در این شرایط بر مبنای افزایش نرخ بیمه سپرده خواهد بود. همان‌طور که بیان شده، این متغیرها بر مدیریت دارایی و بدھی نیز اثرگذار هستند و در مراحل مختلف دوره‌های اقتصادی، رفتاری متفاوت دارند و آثار متفاوتی بر دارایی و بدھی و در نتیجه بر مدیریت دارایی و بدھی می‌گذارند.

یک چرخه اقتصادی کامل، بهبودی^۳، رونق^۴، افت^۵ و رکود^۶ را تجربه خواهد کرد. این مراحل مختلف دارای ویژگی‌های متفاوت هستند. در مرحله بهبودی، شاخص قیمت مصرف‌کننده کمی افزایش می‌یابد؛ قیمت سهام نیز افزایش می‌یابد؛ تولید گسترش می‌یابد؛ نرخ گرددش پولی سریع‌تر

¹ Pragathi and Veena

² Raju

³ Recovery

⁴ Boom

⁵ Slump

⁶ Recession

است و نرخ بهره نسبتاً کم است. در این مرحله بازده دارایی با توجه به بازار سرمایه، قابل قبول و هزینه بدھی متوسط است، زیرا انتظارات تورمی در این مرحله زیاد نیست. در این مرحله هزینه مدیریت دارایی و بدھی برای بانک در پایین ترین حد خود قرار دارد.

با ادامه بهبود، چرخه اقتصاد وارد مرحله رونق می‌شود. در این مرحله، تورم سریعتر افزایش می‌یابد؛ افزایش قیمت سهام به کندی صورت می‌گیرد؛ تولیدات هنوز در حال افزایش هستند؛ سرعت پول فوق العاده سریع است و اعطای تسهیلات در کل اقتصاد به حداکثر خود می‌رسد. بنابراین بهدلیل افزایش قیمت و تولید، پول هنوز کم است و نرخ بهره به حد متوسط می‌رسد. قیمت مسکن افزایش می‌یابد، اما هنور عرضه مسکن زیاد است. تسهیلات مصرفی و بدھی‌ها افزایش می‌یابد و ارزش دارایی‌ها صحیح تخمین‌زده نمی‌شود. در این مرحله، بازدهی دارایی هنوز بالا است، زیرا قیمت بازار سرمایه خوب است و هزینه بدھی جدید بهدلیل کمبود پول بالا خواهد بود. هزینه بالای بدھی نتیجه منفی این مرحله است. در این مرحله هزینه مدیریت دارایی و بدھی در حال افزایش است.

هنگامی که اقتصاد افت می‌کند و به مرحله بحران می‌رسد، محصولات بیش از حد تولید می‌شوند، تجارت در بازار املاک و مستغلات وجود ندارد و قیمت مسکن به سرعت کاهش می‌یابد. قیمت سهام کاهش می‌یابد و بسیاری از کارخانه‌ها ورشکست می‌شوند. بیکاری در سطح بالایی است؛ سرعت پول بسیار آهسته است و تسهیلات بدون تغییر است. پول بسیار کم است در حالی که نرخ بهره افزایش می‌یابد. این مرحله سخت‌ترین زمان برای مدیریت دارایی و بدھی مؤسسات مالی است. در این وضعیت، بازده دارایی کاهش خواهد یافت و هزینه بدھی جدید در دوره‌های آینده بسیار بالا خواهد بود. بسیاری از مؤسسات مالی در این مرحله پول نقد و سرمایه ندارند. در این مرحله هزینه مدیریت دارایی و بدھی، بهشدت افزایش خواهد یافت، بهطوری که می‌تواند در حداکثر خود قرار گیرد. سپس اقتصاد به مرحله رکود می‌رسد؛ تورم همچنان کاهش می‌یابد؛ ظرفیت تولید بیش از حد است؛ فعالیت تجاری به سطح پایین کاهش می‌یابد و پول نیز بیش از حد است. نرخ بهره به پایین ترین سطح می‌رسد. در مرحله رکود، بازده دارایی و هزینه بدھی کم است. سود مؤسسه مالی در سطح پایین حفظ خواهد شد، زیرا بازیکنان بازار، پول کافی ندارند و رفتار محتاطانه‌ای دارند (یان^۱، ۲۰۱۳). در این مرحله هزینه مدیریت دارایی و بدھی نسبت به دوره افت اقتصادی کمتر، اما نسبت به بهبود و رونق بالاتر است.

^۱ Yan

پیشینه تحقیق

پرآگاتی و وینا (۲۰۱۸) در تحقیق خود بیان کرده‌اند که بخش مالی در کشور هند، تغییرات سریعی را در سال‌های اخیر تجربه کرده است. دنیای کسب و کار رقابتی شامل تغییر نرخ‌های بهره و همچنین نرخ ارز خارجی و اثر آن بر دارایی‌ها و بدهی‌های بانک‌ها است. این تغییرات فشار زیادی بر مدیریت بانک‌ها در حفظ سودآوری سودمند وارد کرده است. مدیریت دارایی و بدهی یک روند منظم و پویا در برنامه‌ریزی، سازماندهی، هماهنگی و کنترل دارایی‌ها و بدهی‌ها و یا به معنای مدیریت ساختار ترازنامه بانک‌ها، بزرگ‌ترین فرصت برای نظام بانکی هند است. به طور کلی، اهداف اصلی این مطالعه شناخت زمینه‌های نظری مدیریت دارایی و بدهی، مشخصات بانک و ارزیابی عملکرد موقعیت سودآوری در یکی از بانک‌های این کشور و نیز ارزیابی عملکرد حساب‌های سود و زیان و نسبت‌های ترازنامه در آن بانک است. به همین منظور از صورت‌های مالی بانک‌های مورد نظر در دوره زمانی ۲۰۱۳–۲۰۱۷ استفاده شده است. در این تحقیق، از معیارهای نسبت سپرده به تسهیلات، نسبت بدهی فرار به کل بدهی، نسبت سایر درآمدها به درآمد کل، نسبت درآمد بهره‌ای به کل درآمد، به عنوان معیارهای مدیریت دارایی و بدهی استفاده شده است. نتایج بررسی نشان می‌دهد که مدیریت دارایی و بدهی نسبت به تغییرات نرخ بهره و نرخ ارز حساس است.

راجو (۲۰۱۶) تأکید می‌کند که تغییرات مربوط به بازارهای جهانی سبب شده است که بانک‌ها با ریسک‌های مختلفی مانند، ریسک نرخ ارز، ریسک نرخ بهره و سایر ریسک‌ها مواجه باشند. این رویداد نیاز بانک‌ها به مدیریت دارایی و بدهی را بیش از پیش ساخته است. از طرف دیگر، بحران مالی اخیر نشان داد که ضعف در مدیریت دارایی و بدهی می‌تواند منجر به ورشکستگی بانک‌ها شود، بدین ترتیب که بانک قادر به جذب شوک‌های برون‌زا و خارج از کنترل بانک نخواهد بود. بررسی اثر شوک‌های بخش واقعی بر مدیریت دارایی و بدهی در بانک‌های مختلف گویای این است که بانک‌های خصوصی در مقایسه با بانک‌های دولتی، بهتر می‌توانند شوک‌های وارد را جذب کنند و در مدیریت دارایی و بدهی موفق‌تر هستند.

ستیادی^۱ (۲۰۱۵) در تحقیق خود به بررسی اثر ارزش افزوده اقتصادی بر مدیریت بدهی بانک‌های تجاری اندونزی پرداخته است. به همین منظور از نسبت دارایی‌های حساس به نرخ بهره به بدهی‌های حساس به نرخ بهره، حاشیه نرخ بهره، درآمد غیربهره‌ای به کل دارایی و نسبت تسهیلات به سپرده به عنوان معیارهای مدیریت دارایی و بدهی استفاده شده است. نتایج بررسی نشان می‌دهد که یک

^۱ Setiadi

رابطه دو طرفه بین متغیرهای ارزش افزوده اقتصادی و مدیریت دارایی و بدھی وجود دارد، به طوری که افزایش ارزش افزوده اقتصادی باعث بهبود عملکرد بانک در مدیریت دارایی و بدھی می‌شود. در این شرایط، سرمایه‌گذاران حاضر به پرداخت قیمت بالاتر برای سهام بانک هستند، زیرا که انتظار افزایش ارزش افزوده بانک را دارند. از طرف دیگر بهبود مدیریت دارایی و بدھی بانک باعث می‌شود، توانایی بانک در ارائه تسهیلات بهبود یابد و به افزایش رونق اقتصادی کمک نماید.

دریس و حداد^۱ (۲۰۱۵)، اثر تورم و ادوار تجاری و تولید ناخالص داخلی را بر مدیریت دارایی و بدھی بانک‌ها بررسی کرده‌اند. نتایج بررسی نشان می‌دهد که وجود تورم بالا و همچنین رشد تولید ناخالص داخلی باعث افزایش هزینه مدیریت دارایی و بدھی بانک‌ها می‌شود. همچنین بانک‌ها در ادوار تجاری مختلف باید رفتاری متفاوت در پیش بگیرند.

یان (۲۰۱۳) در تحقیق خود، رفتار مدیریت دارایی و بدھی را در مؤسسات مالی در کل چرخه اقتصاد کلان بررسی کرده است. محقق بیان می‌کند که دو نکته مهم در مؤسسات مالی وجود دارد: نخست اینکه مدیریت دارایی تأثیر قابل توجهی بر ارزش مؤسسه مالی دارد و دوم اینکه در مراحل مختلف چرخه اقتصاد کلان، راهبردهای مدیریت دارایی و بدھی بانک‌ها یکسان نیست.

آچاریا و نقوی^۲ (۲۰۱۰) بررسی کردن که چگونه ممکن است بخش بانکی از تشکیل حباب قیمت دارایی، زمانی که دسترسی به نقدینگی فراوان وجود دارد، ممانت کند. در داخل بانک‌ها، با توجه به محدودیت منابع و عدم مشاهده تلاش، تسهیلات‌گیرندگان براساس حجم وام جبران می‌شوند. در خارج از بانک‌ها، زمانی که ریسک اقتصاد کلان افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاران، سرمایه‌گذاری مستقیم خود را کاهش می‌دهند و سپرده‌های بانکی بیشتری دارند. این موضوع باعث کاهش نقدینگی در بازار می‌شود اما قدرت تسهیلات‌دهی بانک‌ها را افزایش می‌دهد و موجب رشد بیش از حد اعتبار و حباب قیمت دارایی می‌شود و دانه‌های یک بحران به همین ترتیب کاشته می‌شوند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که سیاست پولی مطلوب شامل رویکرد «متکی به نقدینگی» است. بانک مرکزی باید در زمان‌هایی که نقدینگی بانک بیش از حد است، رویکرد سیاست‌های انقباضی پولی اتخاذ کند تا مانع از جلوگیری انگیزه‌های ریسک‌پذیری در بانک‌ها شود. بر عکس، بانک مرکزی در زمان نقدینگی کمیاب باید به‌دلیل یک سیاست پولی انساطی باشد تا سرمایه‌گذاری را افزایش دهد.

¹ Driss & Haddad

² Acharya & Naqvi

هوول^۱ (۲۰۰۹) در تحقیق خود اثر انتقال سیاست پولی را از کanal کفایت سرمایه بر مدیریت دارایی و بدهی بانک‌ها بررسی کرده است. بهمین منظور از یک مدل پویا استفاده شده که در آن الزامات سرمایه‌ای بر مبنای ریسک به کار گرفته شده و تئوری مودگلیانی میلر نقض شده است. عدم انتطبق سررسیدها در ترازنامه بانک، موجب تقویت کanal سرمایه بانکی در انتقال سیاست پولی و اثر آن بر تسهیلات بانکی می‌شود. این مکانیزم به نقش خاصی از ذخایر بانک وابسته نیست و بنابراین خارج از کanal وام بانکی معمولی قرار می‌گیرد. نتایج بررسی حاکی از این است که تأثیرات سیاست پولی بر تسهیلات بانکی بستگی به کفایت سرمایه در بخش بانکی دارد. اعطای تسهیلات توسط بانک‌ها با سرمایه کم نسبت به بانک‌هایی با سرمایه خوب، به شوک‌های نرخ بهره با تأخیر واکنش نشان می‌دهد. پیامد دیگر این است که سرمایه بانکی بر اعطای تسهیلات تأثیر می‌گذارد، حتی زمانی که محدودیت قانونی به طور موقت مورد نیاز نیست و شوک‌هایی که به سود بانکی وارد می‌شوند، مانند نکول تسهیلات، می‌توانند تأثیر مداوم بر وامدادن داشته باشد.

گلمرادی و همکاران (۱۳۹۵) در تحقیق خود به بررسی تأثیر ناطمینانی و بی‌ثباتی متغیرهای کلان اقتصادی بر منابع و مصارف نظام بانکی کشور، با استفاده از روش‌های گارچ و مدل تصحیح خطأ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر بی‌ثباتی و ناطمینانی رشد تولید بر رشد منابع نظام بانکی (تجهیز منابع) منفی و معنی‌دار و بر تخصیص منابع (رشد اعتبارات) مثبت و معنی‌دار است که این موضوع می‌تواند ریسک اعتباری بانک‌ها را تشدید کند. همچنین در این مطالعه معنی‌دار بودن اثر منفی بی‌ثباتی و ناطمینانی تورم بر جذب منابع و اثر مثبت آن بر تخصیص منابع رد شده است.

حیدری و احمدیان (۱۳۹۴) به بررسی اثرات دور اول، تأثیر بخش حقیقی بر ترازنامه بانک‌های کشور و اثرات دور دوم، واکنش صورت مالی بانک‌های کشور و برگشت آن به بخش حقیقی، با استفاده از اطلاعات ماهانه از سال ۱۳۹۲-۱۳۸۶ پرداخته‌اند. برای این منظور از یک مدل پانل پویای تأثیرات همیسته مشترک، برای لحاظ کردن همبستگی مقطوعی استفاده شده است. نتایج حاصل از مدل پانل پویا در بررسی اثرات دور اول برای هر بانک نشان می‌دهد که تسهیلات گردشی در دو دوره گذشته تأثیر معنی‌داری بر میزان تسهیلات گردشی در دوره بعد دارد. همچنین تغییر تولید ناخالص داخلی با یک و دو وقفه، تأثیرات متفاوت بر بانک‌های کشور دارد و این تأثیر برای بانک اقتصاد نوین، پارسیان، کشاورزی، کارآفرین، صادرات، پاسارگاد و سپه معنی‌دار است. نتایج به دست آمده از آزمون علیت گنجعی برای داده‌های صورت مالی بانک‌ها نشان می‌دهد که می‌توان تسهیلات

^۱ Heuvel

گردشی را به عنوان علیت گرنجری تغییر در تولید ناخالص داخلی در نظر گرفت. برای ارزیابی این تأثیر از یک مدل خودرگرسیونی با وفقه ARDL استفاده شده است. نتایج بدست آمده از مدل تخمین‌زده شده تأیید می‌کند که در دوره زمانی مورد نظر، تغییر در تسهیلات اعطایی تأثیر منفی بر بخش حقیقی داشته است.

لشکری و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه خود رفتار تسهیلات‌دهی بانک مسکن را طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۰، با استفاده از مدل اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری مدل‌سازی نموده‌اند. نتایج تخمین مدل در بلندمدت نشان داده است که از بین متغیرهای کلیدی اقتصاد، تغییرات عرض کل پول، نرخ تورم و نوسانات قیمت سهام در بلندمدت، دارای تأثیر معکوس و تغییرات نرخ ارز، تأثیر مستقیم بر رفتار تسهیلات‌دهی بانک مسکن دارد. همچنین نتایج تخمین مدل در کوتاه‌مدت نشان داده است که تغییرات عرضه کل پول در کوتاه‌مدت، تأثیر مستقیم بر رفتار تسهیلات‌دهی بانک مسکن دارد و نرخ تورم، نرخ ارز و نوسانات قیمت سهام، تأثیر معنی‌دار روی آن ندارد.

مهرآرا و صحتی (۱۳۹۰) با استفاده از مدل‌سازی واریانس شرطی و روش داده‌های پانلی به بررسی تأثیر شاخص‌های ناطمنیانی اقتصاد کلان بر عملکرد اعتباری بانک‌ها در ایران، طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۸۸ با استفاده از داده‌های ماهانه پرداختند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که ناطمنیانی مبتنی بر شاخص بهای مصرف‌کننده و شاخص بهای تولید‌کننده، تأثیر معنی‌داری بر عملکرد اعتباری بانک‌ها دارد. بدین معنی که در اقتصاد ایران افزایش ناطمنیانی به کاهش میزان تسهیلات‌دهی بانک‌ها منجر می‌شود و در این شرایط بانک‌ها رفتار اعتباری محافظه‌کارانه‌تری را در پیش می‌گیرند. در واقع افزایش ناطمنیانی‌های تورمی باعث افزایش ریسک اعتباری بانک‌ها شده و احتمال زیان‌های سنگین ناشی از اعطای تسهیلات افزایش می‌یابد و بانک‌ها ناگزیر به محدود کردن رشد اعتبارات و تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی می‌شوند.

صامتی و کارنامه حقیقی (۱۳۹۲) اثر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر تسهیلات‌دهی بانک‌های تجاری در ایران را با استفاده از داده‌های بانک‌های تجاری و شاخص خود ساخته بی‌ثباتی اقتصاد کلان، در دوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۸۸، بررسی کردند. نتایج در چارچوب روش هم‌جمعی و مدل تصحیح خطای برداری نشان می‌دهد که تسهیلات‌دهی بانک‌های تجاری در بی‌ثباتی اقتصاد کلان با کاهش همراه خواهد بود. از سوی دیگر، افزایش در لگاریتم طبیعی دارایی بانک‌های تجاری که شاخصی از اندازه بانک است، تأثیر معنی‌داری بر تسهیلات‌دهی بانک‌های تجاری دارد. همچنین نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که هرچند نسبت سپرده به سرمایه و تسهیلات‌دهی بانک‌های تجاری در بلندمدت با

یکدیگر ارتباط متقابل دارند، در کوتاه‌مدت نسبت به خطای تعادل، خود را تعديل نمی‌کنند؛ به عبارت دیگر، نسبت سپرده به سرمایه هر چند بر تسهیلات‌دهی بلندمدت بانک‌های تجاری مؤثر است، اما خود از آن‌ها تأثیر نمی‌پذیرد. در واقع، این متغیر نسبت به سایر متغیرها در کوتاه‌مدت بروزنزای ضعیف است.

مدل و متغیرهای تحقیق

در این تحقیق برای بررسی اثر بحران متغیرهای کلان اقتصادی بر مدیریت دارایی و بدهی بانک‌های کشور، از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده شده است. مدل تعادل عمومی پویای تصادفی این امکان را به سیاست‌گذار می‌دهد که بتواند اثر تغییرات را در هر نوع متغیر با وجود نهادهای گوناگون خانوارها، بنگاهها و سیاست‌گذاران بانک مرکزی و دولت مورد بررسی قرار دهد.

چارچوب اصلی مدل این تحقیق بر پایه مدل استاندارد نیوکینزی پایه‌ریزی شده و با توجه به مطالعات آگنور و همکاران^۱ (۲۰۱۲)، دیب^۲ (۲۰۱۰)، خان و کنانک^۳ (۲۰۱۲) و چن و همکاران^۴ (۲۰۱۲)، تعديل و با در نظر گرفتن هزینه مدیریت دارایی و بدهی بانک‌ها توسعه داده شده است. مدل از شش بخش خانوارها، بنگاهها، بانک‌ها، دولت، نفت و مقام پولی تشکیل شده است. با توجه به هدف تحقیق که آسیب‌پذیری مدیریت دارایی و بدهی بانک‌ها را متأثر از بحران متغیرهای کلان اقتصادی بررسی می‌کند، ابتدا باید مدل مورد نظر در حالت عادی حل شود؛ سپس با به کارگیری تابع توزیع کرnel برای برخی متغیرهای کلان اقتصادی هدف مانند رشد اقتصادی، تورم و حجم پول، آستانه بحرانی برای این متغیرها استخراج شود و در نهایت مدل در حالت رویداد استرس این متغیرهای کلان نیز حل شود. با به کارگیری این روش، می‌توان هزینه مدیریت دارایی و بدهی بانک‌ها را در دو حالت عادی و استرس اندازه‌گیری کرد.

قابل ذکر است که مدل مورد نظر تحقیق نکاتی را مد نظر قرار داده است که آن را از سایر مطالعات متمایز ساخته است که عبارت است از:

- در این تحقیق برای طراحی بخش خانوار سعی شده از مدل استاندارد نیوکینزی بهره گرفته شود، سپس مدل با اضافه کردن سپرده به این بخش توسعه داده شده است. در تابع مطلوبیت خانوار همچون تحقیق آگنور و همکاران (۲۰۱۲) فرض شده است که خانوار دارای یک سبد دارایی x_t

¹ Agenor et al.

² Dib

³ Khan & Knotek

⁴ Chen et al.

است، اما برخلاف مدل آگنور و همکاران (۲۰۱۲) که فرض شده است خانوار از نگهداری سپرده مطلوبیت کسب می‌کند، در این تحقیق با توجه به واقعیت اقتصاد ایران که نرخ سود اوراق مشارکت بیش از نرخ سود سپرده است، فرض شده است خانوارها افزون بر مانده حقیقی پول، از نگهداری اوراق مشارکت نیز مطلوبیت کسب می‌کنند.

۲- در این تحقیق بر اساس واقعیت حاکم بر شبکه بانکی کشور، فرض شده است که بین نرخ سود اوراق مشارکت و نرخ سود سپرده رابطه خطی وجود دارد.

۳- با توجه به واقعیت اقتصاد کشور که بنگاه‌ها برای تأمین سرمایه در گردش نیاز به دریافت تسهیلات از شبکه بانکی دارند، سعی شده است این موضوع در مدل‌سازی مدنظر قرار گیرد.

۴- در طراحی بخش بانکی فرض شده است که مدیریت دارایی و بدھی برای بانک هزینه دارد، بنابراین هزینه مدیریت دارایی و بدھی بانک‌ها در تابع سود بانک وارد شده است. به این ترتیب امکان اندازه‌گیری هزینه مدیریت دارایی و بدھی بانک‌ها در شرایط عادی و استرس وجود دارد.

۵- در تابع بودجه دولت به جای پول، از بدھی دولت به بانک مرکزی استفاده شده است.

۶- برای مخارج دولت، یک تابع رفتاری براساس مخارج دولت در وضعیت پایدار و شوک‌های ناشی از سیاست مالی دولت در نظر گرفته شده است.

۷- ترازنامه بانک مرکزی هم از سمت دارایی و هم از سمت بدھی مدل‌سازی شده است.

۸- در ادامه مدل مورد نظر تحقیق به‌طور کامل شرح داده شده است.

الف- خانوار

فرض بر این است که اقتصاد از خانوارهای مشابهی تشکیل شده که تا بهنایت زندگی می‌کنند و مصرف کالاها و خدمات C_t ، نگهداری مانده‌های حقیقی پول m_t^h ، عرضه نیروی کار N_t که

$$D_t = \int_0^1 D_{jt} d_t, \quad N_t = \int_0^1 N_{jt} d_j$$

می‌کنند که تابع مطلوبیت رابطه (۱) حداکثر شود. این خانوارها در مقابل سپرده‌گذاری در بانک‌ها و خرید اوراق مشارکت به‌ترتیب نرخ سود $R_t^d = 1 + r_t^d$ و $R_t^b = 1 + r_t^b$ دریافت می‌کنند. ارزش حال مطلوبیت‌هایی که خانوار کسب می‌کنند، به صورت رابطه (۱) خواهد بود:

$$\sum_{s=0}^{\infty} (\beta^h)^s E_t \left[\frac{(c_t)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} - \frac{N_t^{1+\sigma_n}}{1-\sigma_n} + \eta_x \ln x_t \right] \quad (1)$$

که در آن E_t عملگر انتظارات، عامل تنزيل، σ_c معکوس کشش جانشيني بين زمانی مصرف^۱، σ_n معکوس کشش جانشيني بين زمانی کار^۲ است. در اين تحقیق فرض شده است که خانوار به جاي صرفاً دارايی نقد، سبدی از دارايی‌ها را نگهداري می‌کند و از سبدی مطلوبیت کسب می‌کند که به صورت رابطه (۲) تعریف شده است.

$$x_t = (m_t^h)^v (b_t)^{1-v} \quad (2)$$

خانوار ترجیحات خود را نسبت به قید بودجه (رابطه (۳)) و رابطه موجودی سرمایه (رابطه (۴)) حداکثر می‌نماید.

$$m_t^h + c_t + d_t + i_t + t_t + b_t = w_t N_t + (1 + r_{t-1}^d) \frac{d_{t-1}}{\pi_t} + r_t^k k_t + \frac{m_{t-1}^h}{\pi_t} + (1 + r_{t-1}^b) \frac{b_{t-1}}{\pi_t} + \frac{\pi_t^f}{p_t} + \frac{\pi_t^b}{p_t} \quad (3)$$

$$k_{t+1} = (1 - \delta) k_t + i_t - \frac{\varphi_k}{2} \left[\frac{k_{t+1}}{k_t} - 1 \right]^2 k_t \quad (4)$$

واحد پولی که از دوره قبل بهجا مانده، T_t مالیات پرداختی به دولت، i_t سرمایه‌گذاری واقعی، k_t موجودی سرمایه، $b_t = \frac{B_t}{P_t}$ مقدار حقیقی پول، $m_t = \frac{M_t}{P_t}$ میزان سپرده حقیقی، $d_t = \frac{D_t}{P_t}$ هزینه تعديل سرمایه و $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ اوراق قرضه حقیقی، $\varphi_k = \frac{\Phi_k}{2} \left[\frac{k_{t+1}}{k_t} - 1 \right]^2$ واقعیت حاکم بر شبکه بانکی کشور، فرض شده که بین نرخ سود اوراق مشارکت و نرخ سود سپرده رابطه (۵) وجود دارد.

^۱ Inverse of the Elasticity of Intertemporal Substitution of Consumption

^۲ Inverse of the Elasticity of Intertemporal Substitution of Labor

$$r_t^b = 9r_t^d \quad 9 > 1 \quad (5)$$

با توجه به اینکه در کشور، نرخ سود اوراق مشارکت بیش از نرخ سود سپرده است، بنابراین فرض شده است $9 > 1$. خانوار تلاش می‌کند تا تابع مطلوبیت خود را با توجه به قید بودجه حداکثر نماید. پس از بهینه‌یابی مقید توسط خانوار شرایط مرتبه اول مسئله بهینه‌یابی خانوار نسبت به c_t , m_t , d_t , b_t , m_t , k_t , n_t و d_t به دست می‌آید.

ب- تولیدکننده کالای نهایی

در بنگاه نماینده‌ای وجود دارد که کالاهای واسطه‌ای z را خریداری می‌کند و با استفاده از جمعگر دیکسیت استیگلیتز^۱ کالای نهایی را تولید می‌کند.

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{jt}^{\left[\frac{\theta-1}{\theta} \right]} d_j \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (6)$$

Y_{jt} بیانگر کالای واسطه‌ای z و θ کشش جانشینی ثابت بین کالاهای واسطه‌ای و $1 > \theta$ است. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی سعی می‌کند خرید خود را از کالاهای واسطه (با توجه به قیمت کالاهای متمایز واسطه) طوری تعیین کند که سودش حداکثر شود. در نتیجه تابع تقاضا برای محصول متمایز تولید شده توسط هر یک از بنگاه‌های واسطه به صورت رابطه (7) است:

$$Y_{jt} = \left[\frac{P_{jt}}{P_t} \right]^{-\theta} Y_t \quad (7)$$

¹ Dixit - Stiglitz

که تقاضا برای کالای ز تابعی از قیمت نسبی $\frac{P_{jt}}{P_t}$ (نسبت قیمت آن به قیمت کالای نهایی) و تولید کالای نهایی است و با تحمیل شرط سود صفر برای تولیدکننده کالای نهایی، قیمت کالای نهایی به صورت رابطه (۸) خواهد بود:

$$P_t = \left(\int_0^1 P_{jt}^{1-\theta} d_j \right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (8)$$

ج- تولیدکننده کالای واسطه

هر تولیدکننده کالای واسطه‌ای ز با ترکیب سرمایه و نیروی کار، کالا را تولید و آن را در شرایط رقابت ناقص می‌فروشد. برای لحاظ هزینه تعديل قیمت از قاعده روتمنبرگ^۱ (۱۹۸۲) استفاده می‌شود.

$$Y_{jt} = A_t N_{jt}^{1-\alpha} K_{jt}^\alpha \quad (9)$$

N_{jt} تعداد ساعات کار، A_t نشان‌دهنده شوک تکنولوژی است که از رابطه (۱۰) تبعیت می‌کند.

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + (1 - \rho_A) \bar{A} + \varepsilon_{A,t} \quad \rho_A \in (0,1) \quad (10)$$

با توجه به واقعیت اقتصاد کشور که بنگاه‌های موجود در کشور برای تأمین سرمایه در گردش نیازمند دریافت تسهیلات از شبکه بانکی هستند، فرض شده است که هر بنگاه j مقدار L_{jt} تسهیلات از بانک در آغاز هر دوره دریافت می‌کند و به نسبت γ ، هزینه سرمایه و نیروی کار را از طریق تسهیلات تأمین مالی می‌کند. مقدار تسهیلات دریافتی برابر است با:

$$L_{jt} = \gamma (P_{jt} r_t^k K_{jt} + P_{jt} W_t N_{jt}) \quad (11)$$

^۱ Rotemberg

نرخ بازپرداخت وام در پایان دوره r_j^t است. همانند روتمبرگ (۱۹۸۲)، بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای با هزینه تعديل رابطه (۱۲) مواجه است:

$$PAC_t^j = \frac{\varphi_f}{2} \left[\frac{P_{jt}}{(\bar{\pi})P_{jt-1}} - 1 \right]^2 Y_t \quad (12)$$

که $0 \leq \varphi_f$ ، پارامتر هزینه تعديل یا درجه چسبندگی قیمت، $\pi_t + 1$ نرخ تورم در وضعیت تعادل پایدار و Y_t کل تولید است. بنگاه به دنبال حداکثرسازی مجموع سود حقیقی جاری و آتی است (رابطه (۱۳)).

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \left[(\beta^s) \frac{\pi_{t+s}^f}{P_{t+s}} \right] \quad (13)$$

تابع سود اسمی با بهره‌گیری از مدل آگنور و همکاران (۲۰۱۲) عبارت است از:

$$\pi_{jt}^f = P_{jt} Y_{jt} - P_t m c_t Y_{jt} - PAC_t^j \quad (14)$$

قابل ذکر است بنگاه سود انتظاری را با توجه به روابط (۵) تا (۱۲) و نسبت به سرمایه K_{jt} ، نیروی کار N_{jt} و P_{jt} حداکثر می‌سازد.

د- بانک‌های تجاری

فرض شده است که در بانک نماینده‌ای وجود دارد که عملیات واسطه‌گری در شرایط رقابت انحصاری انجام می‌دهد؛ به این ترتیب که سپرده‌ها را به اعتبارات اختصاص می‌دهد. به رغم وجود بازار رقابت انحصاری در نظام بانکی، بانک تعیین کننده نرخ سود سپرده نیست و نرخ سود سپرده توسط بانک مرکزی به عنوان مقام پولی تعیین می‌شود. تراز نامه بانک نماینده به دو بخش دارایی و بدھی تقسیم شده است که در بخش دارایی فرض شده تسهیلات اعطایی به بخش غیربانکی L_t با نرخ سود r_t^1 ، سپرده D_t با نرخ سود r_t^4 ، استقراض از بازار بین بانکی D_t^i با نرخ سود r_t^i و بدھی به بانک مرکزی Dc_t با نرخ سود r_t^c است. بانک مرکزی کشور برای بانک‌ها، محدودیت‌هایی برای عرضه اعتبارات در نظر

گرفته است. در این بخش فرض شده است، انحراف عرضه اعتبارات بانک‌ها از مقدار هدف بانک مرکزی

$$\text{برای بانک دارای هزینه } \frac{\kappa_{lcb}}{2} (L_t^{cb} - L_t^c)^2 \text{ است.}$$

عدم تطابق سرسیید دارایی‌ها و بدهی‌ها در شبکه بانکی، آن‌ها را با چالش‌هایی مواجه می‌سازد. دارایی‌ها اغلب بلندمدت و بدهی‌ها کوتاهمدت هستند. بنابراین عدم تطابق سرسیید دارایی‌ها و بدهی‌ها، آن‌ها را با هزینه مواجه می‌سازد. در این تحقیق فرض شده است که بانک‌ها به‌واسطه نقش واسطه‌گری خود، سپرده‌ها را جمع‌آوری و تسهیلات را عرضه می‌کنند. اگر سپرده‌ها، برای پاسخ‌گویی به عرضه وام کافی نباشند، بانک‌ها ناگزیر به استقراض از بانک مرکزی می‌شوند تا بتوانند دارایی‌ها و بدهی‌های خود را مدیریت کنند. این موضوع مبین وجود هزینه برای بانک در عدم مدیریت دارایی‌ها و بدهی‌ها است. برای اندازه‌گیری هزینه مدیریت دارایی و بدهی یک هزینه درجه دوم در نظر گرفته می‌شود که η_l ، نسبت ذخایر قانونی است.

$$C_t = \frac{1}{2} (\varphi_d [(1-\eta_t)D_t]^2 - \varphi_l L_t^2 + \varphi_c DC_t^2) \quad (15)$$

بنابراین تابع سود بانک به‌شرح رابطه (۱۶) است:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta_t E_t \left\{ \begin{array}{l} (1+r_t^l)L_t - L_{t+1} - (1+r_t^c)DC_t + DC_{t+1} - (1+r_t^d)D_t \\ + (1-\eta_t)D_{t+1} - (1+r_t^i)DI_t + DI_{t+1} \\ - \frac{\kappa_{lcb}}{2} (L_t - L_t^{cb})^2 - \frac{1}{2} (\varphi_d [(1-\eta_t)D_t]^2 - \varphi_l L_t^2 + \varphi_c DC_t^2) \end{array} \right\} \quad (16)$$

که با توجه به قید (۱۷) حداقل می‌شود.

$$DI_t + (1-\eta_t)D_t + DC_t = L_t \quad (17)$$

با جایگزینی محدودیت ترازنامه بانک‌ها، تابع سود بانک‌ها به‌صورت زیر تغییر خواهد یافت.

$$\begin{aligned} \pi_t^b &= (r_t^l - r_t^i)L_t - (r_t^c - r_t^i)Dc_t - (r_t^d - (1 - \eta_t)r_t^i)D_t \\ &\quad - \frac{\kappa_{lcb}}{2}(L_t - L_t^{cb})^2 - \frac{1}{2}\left(\varphi_d[(1 - \eta_t)D_t]^2 - \varphi_l L_t^2 + \varphi_c Dc_t^2\right) \end{aligned} \quad (18)$$

پس از بهینه‌یابی، میزان تسهیلات، سپرده‌ها، استقراض از بانک مرکزی و بازار بین بانکی انتخاب می‌شوند، بنابراین منافع نهایی این دارایی‌ها برابر با هزینه فرصت نگهداری آن‌ها است.

$$r_t^l = r_t^i + \varphi_l L_t + \kappa_{lcb}(L_t - L_t^{cb}) \quad (19)$$

$$r_t^c = r_t^i - \varphi_c Dc_t \quad (20)$$

$$r_t^d = (1 - \eta_t)r_t^i - \varphi_d(1 - \eta_t)^2 D_t \quad (21)$$

براساس روابط (۱۹) و (۲۰)، هدف، هزینه فرصت برای تسهیلات اعطایی و استقراض از بانک مرکزی با نرخ بهره بازار بین بانکی، هزینه مدیریت و هزینه برای انحراف از تسهیلات بانک مرکزی است. رابطه (۲۱) نشان می‌دهد که هزینه فرصت برای سپرده، تابعی از نرخ بهره بازار بین بانکی و هزینه مدیریت سپرده است. همچون مطالعه گرالی و همکاران^۱ (۲۰۱۰) فرض شده است که نرخ بهره بازار بین بانکی با نرخ بهره سیاستی (که در ایران نرخ بهره اوراق مشارکت منتشر شده توسط بانک مرکزی است)، برابر است $r_t^i = r_t$.

بهی به شبکه بانکی تابعی از بدھی به شبکه بانکی دوره قبل و تولید است، بهطوری که افزایش تولید، تقاضای تسهیلات را افزایش خواهد داد و بانک‌ها در صورت ناکافی بودن منابع مجبور به استقراض از بازار بین بانکی می‌شوند. از طرف دیگر بدھی به شبکه بانکی دوره‌های قبل نیز تأثیر مثبت بر بدھی دوره جاری خواهد داشت.

$$d_t^i = (d_{t-1}^i)^{\varphi_{di}^{di}} (y_t)^{\varphi_{di}^y} \quad (22)$$

^۱ Gerali et al.

ناکافی بودن منابع بانک‌ها و منفی شدن حساب‌های روزانه بانک‌ها باعث شده است که آن‌ها برای جبران کمبود منابع ناگزیر به استقراض از بانک مرکزی شوند. بنا به رکود حاکم بر اقتصاد کشور، بانک‌های کشور به بازار بین بانکی روی آورده‌اند، به‌طوری‌که ترجیح می‌دهند از اعطای اعتبارات به بخش غیربانکی به‌سمت اعطای اعتبارات به بازار بین بانکی روی آورند و در صورت ناکافی بودن منابع، مجبور به استقراض از بانک مرکزی می‌شوند. بر این اساس برای بدهی به بانک مرکزی در شبکه بانکی کشور یک تابع رفتاری به‌صورت رابطه (۲۳) تعریف شده است.

$$d_t^c = (l_t^i)^{\varphi_{dc}^l} (d_t^i)^{-\varphi_{dc}^{di}} \quad (23)$$

پس از بهینه‌یابی مقید توسط بانک شرایط مرتبه اول مسئله بهینه‌یابی بانک نسبت به d_t^c , d_t^i , l_t^i , d_t به‌دست می‌آید.

و- بانک مرکزی، دولت و بخش نفت

بانک مرکزی مرجع پولی و یکی از سیاست‌گذاران اقتصادی است. با توجه به اینکه در کشور نرخ سود بانکی تحت کنترل بانک مرکزی و شورای پول و اعتبار است، بنابراین در این تحقیق به‌عنوان مقام پولی قادر به تنظیم نرخ سود سیاستی r_t است. در مدل سازی رفتار بانک مرکزی فرض شده است که مقام پولی در تنظیم نرخ سود سیاستی از قاعده تیلور تعديل شده^۱ پیروی می‌کند. رابطه (۲۴) نشان می‌دهد که نرخ سود سیاستی به تفاوت نرخ سود سیاستی دوره پیش از وضعیت پایدار، نرخ تورم دوره جاری، نرخ تورم پایدار و تفاوت تولید ناخالص داخلی از وضعیت پایدار بستگی دارد.

$$(1+r_t) = \left(\frac{1+r_{t-1}}{1+\bar{r}} \right)^{\rho_r} \left(\frac{1+\pi_t}{1+\bar{\pi}} \right)^{\rho_\pi} \left(\frac{y_t}{\bar{y}} \right)^{\rho_y} \left(\frac{\dot{m}_t}{\bar{m}} \right)^{\rho_m} \varepsilon_{r,t} \quad (24)$$

که ρ_r , ρ_π , ρ_y و ρ_m به ترتیب وزن تولید، نرخ رشد پول، ثبات تورم و نرخ بهره دوره پیش است.

نسبت ذخیره قانونی عبارت است از:

^۱ در قاعده تیلور نرخ رشد پول وجود ندارد، اما با توجه به هدف این تحقیق، نرخ رشد پول وارد تابع نرخ سود شده است.

$$\eta_t = \pi_t^{\phi_\eta^\pi} \eta_{t-1}^{\phi_\eta^\eta} \varepsilon_{t,\eta} \quad (25)$$

که ϕ_η^π و ϕ_η^η وزن نرخ تورم و نسبت ذخیره قانونی دوره گذشته است. بانک مرکزی رهنمود عرضه تسهیلات را بیان می‌کند. استفاده از تسهیلات اعطایی عمدتاً در جهت ممانعت از رشد بیش از حد تسهیلات است. از این‌رو فرض می‌شود که اهداف تسهیلات از بانک مرکزی از قانون تیلور پیروی می‌کند.

$$I_t^{cb} = -(1 - \varphi_l^{cb})(\varphi_l^\pi \pi_t + \varphi_l^y y_t) + \varphi_l^{cb} I_{t-1}^{cb} \quad (26)$$

براساس رابطه (۲۶) اگر تورم یا شکاف تولید مثبت باشد، تسهیلات اعطایی رشد کنند خواهد داشت. همچنین φ_l^π و φ_l^y تعیین‌کننده عمق واکنش به تورم و تولید است و φ_l^{cb} نشان‌دهنده سازگاری در واکنش است. بنابراین بانک مرکزی سعی می‌کند که با ایجاد یکنواختی در عرضه تسهیلات، در رشد اقتصادی نیز یکنواختی ایجاد کند. ترازنامه بانک مرکزی به صورت رابطه (۲۷) تعریف شده است:

$$mg_t + d_t^c + fr_t = m_t^h + d_t = m_t \quad (27)$$

که در آن m_t عرضه پول، d_t^c بدھی بانک‌ها به بانک مرکزی، mg_t بدھی دولت به بانک مرکزی، m_t^h نقدینگی در دست مردم، fr_t ذخایر خارجی بانک مرکزی و d_t کل سپرده است. در این تحقیق همچون مقاله توکلیان (۱۳۹۳) فرض شده است که انباشت دارایی خارجی بانک مرکزی بستگی به درآمدهای حاصل از نفت or_t دارد. به این ترتیب تابع دارایی خارجی بانک مرکزی به صورت رابطه (۲۸) تعریف شده است.

$$fr_t = fr_{t-1} + or_t \quad (28)$$

درآمدهای حاصل از صادرات نفت، با فرایند خودرگرسیون مرتبه اول تعریف شده است. به این ترتیب جریان درآمد نفتی با استفاده از مدل (۲۹) تعریف می‌شود:

$$r_t = \rho_{or} or_{t-1} + (1 - \rho_{or}) \bar{or} + \varepsilon_{or,t} \quad \varepsilon_{or,t} \approx N(0, \sigma_{\varepsilon_{or,t}}) \quad (29)$$

که or_t ، جریان درآمد حقیقی نفت در دوره t و \bar{or} ، سطح با ثبات جریان درآمدهای نفتی است. در واقع درآمدهای نفتی از محل صادرات نفت که در این تحقیق فرض می‌شود مقدار ثابتی است و تمام نفت تولیدی صادر می‌شود و با قیمت‌هایی که در بازارهای جهانی نفت تعیین می‌شود، بهدست می‌آید. این درآمد که معمولاً به دلار برای کشور حاصل می‌شود، براساس نرخ ارزی که معمولاً در کشور به صورت برونزآ توسط بانک مرکزی تعیین می‌گردد، به ریال تبدیل می‌شود. برای ممانعت از پیچیدگی محاسبات در تبدیل درآمد ارزی نفت به ریال، سعی شده است، درآمد نفتی به ریال در نظر گرفته شود؛ بنابراین فرایند تبدیل درآمد ارزی نفت به ریال مدل‌سازی نشده است.

برای دولت یک رابطه تعادلی در نظر گرفته شده و فرض می‌شود که مخارج دولت از محل مالیات b_t ، انتشار اوراق مشارکت b_t و استعراض از بانک مرکزی $mg_t - mg_{t-1}$ تأمین مالی می‌شود. بودجه دولت عبارت است از:

$$b_t = \frac{r_{t-1}^b}{\pi_t} b_{t-1} + \frac{mg_{t-1}}{\pi_t} - mg_t + g_t - t_t \quad (30)$$

در این تحقیق فرض شده است که مخارج دولت به سطح پایدار مخارج و شوک ناشی از مخارج بستگی دارد؛ به طوری که:

$$g_t = \bar{g} e^{z_g^t} \quad (31)$$

و شوک مخارج دولت به صورت یک رابطه خودرگرسیونی مرتبه اول قابل تعریف است.

$$zg_t = \rho_{zg} zg_{t-1} + (1 - \rho_{zg}) \bar{zg} + \varepsilon_{zg,t} \quad (32)$$

همچنین فرض شده است که درآمد مالیاتی دولت بستگی به سطح تولید دارد. بنابراین تابع رفتاری درآمد مالیاتی دولت به صورت رابطه (۳۳) است.

$$t_t = \phi_t^y y_t \quad (33)$$

هـ- شرط تسویه بازار

شرط تسویه بازار کالای نهایی با استفاده از رابطه (۳۴) تعریف شده است. بازار کالای نهایی در تعادل است، به این مفهوم که تولید Y_t توسط خانوار C_t و دولت G_t مصرف می‌شود و به میزان I_t توسط بنگاه سرمایه‌گذاری می‌شود. $A_t C_t$ هزینه تعدیل قیمت است که در بخش تولید تعریف شد.

$$y_t + c_t + i_t + g_t + a_t c_t \quad (34)$$

یافته‌های تحقیق

مدل معرفی شده در این تحقیق با احتساب شرایط مرتبه اول خانوارها، بنگاه‌ها، شبکه بانکی و همچنین در نظر گرفتن توابع رفتاری دولت، بانک مرکزی و بخش نفت، شرایط تسویه بازار و شوک‌های مختلف، در مجموع دارای ۳۳ معادله و ۳۳ متغیر مجهول است. سپس با اعمال فرض تقارن، متغیرهای k_{jt} , d_{jt}^c , d_{jt}^i , P_{jt} , y_{jt} , N_{jt} , d_t , d_t^c , d_t^i , P_t , y_t , N_t , k_t بدتریب برابر با d_{jt}^c , d_{jt}^i , P_{jt} , y_{jt} , N_{jt} , k_{jt} در نظر گرفته می‌شوند. معادلات استخراج شده از شرایط مرتبه اول بهینه‌یابی، با استفاده از روش اهلیگ^۱ خطی می‌شوند.^۲

پیش از برآورد پارامترها، ضروری است پارامترهایی که نیاز به برآورد ندارند، مشخص و مقدار آن‌ها کالیبره شود. برای محاسبه مقدار تعادل پایدار سری فرضی X_t ابتدا معادله‌ای به‌شکل $\log(X_t) = C' + r'.trend$ طبق روش حداقل مربعات معمولی برای این سری تخمین زده شده است که در آن C' و r' به ترتیب برابر با عرض از مبدأ و ضریب جزء روند بوده و آنتی لوگ عرض از مبدأ تخمین زده شده، مقدار این سری در وضعیت تعادل پایدار را به‌دست می‌دهد.

^۱ Ohlig Method

^۲ معادلات خطی شده نزد نویسنده موجود است.

مقدار پیشین پارامترها بهنحوی کالیبره شده‌اند که ویژگی‌های اصلی اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۶۰ را تصویر کنند. عامل تنزيل و نرخ استهلاک با توجه به شرایط حل مدل انتخاب شده‌اند.^۱ برخی پارامترها مانند هزینه تعديل سرمایه، هزینه تعديل قیمت، هزینه تعديل بدهی به بانک مرکزی و هزینه تعديل بدهی به شبکه بانکی براساس مطالعات پیشین مقداردهی شده و برخی دیگر مانند وزن متغیرهای سیاست پولی، وزن مربوط به تابع بدهی به شبکه بانکی، بدهی به بانک مرکزی، مطالبات از شبکه بانکی و مالیات با استفاده از نرم‌افزار Eviews^۲ و با توجه به تابع رفتاری تعریف شده برای آن‌ها محاسبه شده است. انتخاب پارامتر فرایند بروزنزای شوک نفت، شوک مخارج دولت و شوک نسبت ذخیره قانونی با استفاده از داده روندزدایی شده برای متغیر یاد شده در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۰ و برآورد الگوی زیر صورت گرفته است:

$$\log(X_t) = c + \rho \log(X_{t-1}) + \varepsilon_{x_t}$$

مقدار ρ به عنوان ضریب خودرگرسیونی و میزان انحراف معیار پسماند رگرسیون فوق، به عنوان مقدار انحراف معیار متغیر در مدل وارد شده است. پارامتر فرایند بروزنزای شوک بهره‌وری و شوک نرخ بهره به صورت انتخابی با توجه به ساختار مدل انتخاب شده است. سپس پارامترها با استفاده از روش بیزی و الگوی متropolیس- هستینگز^۳ برآورد شده‌اند. با استفاده از الگوریتم متropolیس- هستینگز زنجیره موازی با حجم ۳۰۰ هزار^۴ برای به دست آوردن چگالی پسین پارامترها استخراج می‌شود. در ادامه برای تخمین سایر پارامترها باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین^۵ پارامترها، تعیین شود. با در نظر گرفتن مقادیر اولیه برای میانگین و انحراف معیار پارامترها می‌توان با استفاده از روش بیزی

^۱ منظور از شرایط حل مدل این است که ابتدا براساس مطالعات پیشین پارامترهای مذکور مقداردهی شده‌اند، سپس با توجه به اینکه مقادیر داده شده مناسب با ساختار مدل نباشد، مقادیر به صورت تصادفی تغییر می‌کنند تا مقدار مناسبی که براساس آن مدل حل شود، انتخاب شود.

^۲ Metropolis Histings

^۳ برای اطمینان از صحیت نتایج، مدل برای حجم‌های مختلف نمونه (۲۰ هزار، ۴۰ هزار، ۵۰ هزار، ۱۰۰ هزار و ۳۰۰ هزار) اجرا شد. نتایج حاکی از این بود که تا حجم ۴۰ هزار برآورد تحت تأثیر حجم نمونه‌های استخراجی در هر زنجیره قرار دارد. اما برای حجم‌های بالاتر این حساسیت به نحو قابل توجه کاسته می‌شود. این موضوع با مراجعه به آزمون تشخیصی بروکر و گلمن مشخص می‌شود. باید توجه داشت که انجام برآورد برای حجم‌های بالاتر هم امکان‌پذیر می‌باشد که نیاز به کامپیوتر با حافظه بالا یا انجام محاسبات برای مدت طولانی دارد. از آنجا که حساسیت مدل برای مقادیر حجم بالا کم است، محاسبات برای حجم‌های بالاتر انجام نشد.

^۴ Prior Mean and Standard Deviation

پارامترها را برآورد نمود. شایان ذکر است که توزیع پیشین برای هر پارامتر براساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب شده است.

شباهت بسیار نزدیک چگالی پیشین و پسین به آن معنی است که یا میانگین چگالی احتمال پیشین درست بوده یا اینکه نمی‌توان از تابع درست‌نمایی و بنابراین داده‌های مورد استفاده برای برآورد، اطلاعاتی بیش از اطلاعات اولیه استخراج نمود. در صورتی که حالت دوم صحیح باشد، نتایج بیزی بدان معنی است که این پارامترها کالیبره شده‌اند. برای بررسی صحت برآوردهای حاصل از روش بیزی از دو آزمون تشخیصی تک متغیره و چند متغیره بروکز و گلمن^۱ (۱۹۹۸) استفاده می‌شود. براساس آزمون تک متغیره واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای همه پارامترها به یکدیگر نزدیک شده و در نهایت به مقدار ثابتی همگرا شده‌اند و با توجه به اینکه آزمون چند متغیره واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای نیز به مقدار ثابتی همگرا می‌شوند، می‌توان گفت نتایج برآورد رویکردی بیزی با استفاده از روش بیزی از صحت خوبی برخوردار هستند. انطباق نمای محاسبه شده با حداقل لگاریتم چگالی پسین در مورد کلیه پارامترها بیانگر صحت برآوردها است.^۲

در جدول (۱) نتایج برآورد مدل در وضعیت موجود متغیرهای کلان اقتصادی نشان داده شده است. نزدیک بودن مقادیر میانگین پسین و پیشین نشان دهنده صحت برآورد مدل است.

جدول ۱: برآورد پارامترهای مدل

پارامتر	توضیحات	توابع	میانگین پیشین (انحراف معیار پسین)	برگرفته از	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)
σ_c	معکوس نرخ نهایی جانشینی مصرف	گاما	۰/۹۲ (۰/۱)	محاسبات تحقیق	۱/۵۶ (۰/۰۱)
σ_n	معکوس نرخ نهایی جانشینی کار	گاما	۰/۶۳۳۱ (۰/۰۵)	محاسبات تحقیق	۰/۶۳ (۰/۰۱)
τ	سهم اسکناس و مسکوک از دارایی خانوار	بنا	۰/۳۸۳ (۰/۰۵)	انتخابی	۰/۴ (۰/۰۱)
η	ضریب نرخ سود سپرده در تابع نرخ سود اوراق مشارکت	گاما	۱/۵۱ (۰/۰۴)	براساس واقعیات اقتصاد ایران	۱/۲ (۰/۰۱)

^۱ Brooks & Gelman

^۲ نتایج حاصل از برآورد پارامترها، آزمون صحت مدل و توابع عکس العمل نزد نویسنده موجود است.

ادامه جدول ۱: برآورد پارامترهای مدل

پارامتر	توضیحات	توابع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	برگرفته از	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	میانگین پسین (انحراف معیار پسین)
δ	نرخ استهلاک	بتا	۰/۲۴ (۰/۰۱)	انتخابی	۰/۲۵۱۴ (۰/۰۵)	
Φ_k	هزینه تعديل سرمایه	گاما	۸/۶ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۸/۵۹ (۰/۰۱)	
Φ_f	هزینه تعديل قیمت	گاما	۴/۲۶ (۰/۰۱)	منسا و دیب (۲۰۰۸)	۴/۲۵۳۱ (۰/۰۵)	
θ	کشن جانشینی کالای واسطه	گاما	۴/۳۳ (۰/۰۱)	متاسب با مارک آپ درصدی بنگاهها	۴/۳۳ (۰/۰۱)	
α	کشن سرمایه در تابع تولید	بتا	۰/۷۸ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۸۱۶۷ (۰/۰۵)	
Φ_d	هزینه تعديل سپرده	گاما	۰/۲ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۱۲ (۰/۰۱)	
Φ_{dc}	هزینه تعديل بدهی به بانک مرکزی	گاما	۰/۲ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۲۵ (۰/۰۲)	
Φ_l	هزینه تعديل تسهیلات	گاما	۰/۲۵ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۲۲ (۰/۰۲)	
η	نرخ ذخیره قانونی	بتا	۰/۲ (۰/۰۱)	متوسط نرخ ذخیره قانونی در ایران	۰/۲۶۵ (۰/۰۱)	
Φ_{di}^{di}	ضریب بدهی به شبکه بانکی در تابع بدهی به شبکه بانکی	گاما	۰/۰۳۰ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۰۷۳۷ (۰/۰۰۵)	
Φ_{di}^y	ضریب تولید در تابع بدهی به شبکه بانکی	گاما	۱/۵۴۲ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۱/۴۶۵۳ (۰/۱)	
Φ_{dc}^l	ضریب وام در تابع بدهی به بانک مرکزی	گاما	۱/۲۱ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۱/۲۱۰۱ (۰/۰۰۵)	
Φ_{dc}^{dc}	ضریب بدهی به بانک مرکزی دوره گذشته در تابع بدهی به بانک مرکزی	گاما	۰/۷۰۶ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۵۰۷۷ (۰/۰۵)	

ادامه جدول ۱: برآورد پارامترهای مدل

پارامتر	توضیحات	توابع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	برگرفته از	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	میانگین پسین (انحراف معیار پسین)
ρ_r	ضریب نرخ بهره دوره گذشته در سیاست پولی	گاما	۰/۸۰۲ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۶۹۵۳ (۰/۰۵)	
ρ_π	ضریب تورم در سیاست پولی	گاما	۰/۷۵ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۷۴ (۰/۰۱)	
ρ_y	ضریب تولید در سیاست پولی	گاما	۰/۴۶ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۴۹۵۱ (۰/۰۲)	
φ_t^y	ضریب تولید در تابع مالیات	گاما	۱/۰۸ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۱/۰۷۹۹ (۰/۰۴)	
φ_{dc}^{di}	وزن بدھی به شبکه بانکی دوره گذشته در تابع بدھی به بانک مرکزی	گاما	۰/۶۵ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۸۶ (۰/۰۰۵)	
φ_I^{cd}	ضریب تسهیلات هدف بانک مرکزی دوره گذشته در تابع تسهیلات بانک مرکزی	گاما	۰/۶۸ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۵۶ (۰/۰۲)	
φ_I^π	ضریب تورم در تابع تسهیلات هدف بانک مرکزی	گاما	۰/۱۸ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۲۳ (۰/۰۱)	
ρ_{or}	ضریب شوک نفت	بتا	۰/۶۵ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۵۲ (۰/۰۴)	
ρ_{zg}	ضریب شوک مخارج دولت	بتا	۰/۵۴ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۶۵ (۰/۰۳)	
γ	تأمین مالی سرمایه و نیروی کار از محل تسهیلات دریافتی	بتا	۰/۶۵ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۶۹ (۰/۰۳)	
K_{lcb}	هزینه تعديل عرضه اعتبارات در تابع تسهیلات هدف بانک مرکزی	گاما	۰/۷۶ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۷۲ (۰/۰۵)	
ϕ_η^π	وزن تورم در تابع نسبت ذخیره قانونی	گاما	۰/۰۶۲ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۰۱ (۰/۰۰۲)	

ادامه جدول ۱: برآورد پارامترهای مدل

پارامتر	توضیحات	توابع	میانگین پیشین (اتحراف معیار پیشین)	برگرفته از	میانگین پیشین (اتحراف معیار پیشین)	میانگین پسین (اتحراف معیار پسین)
ϕ_{η}	وزن نسبت ذخیره قانونی دوره قبل در تابع نسبت ذخیره قانونی	گاما	۰/۸۳ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۷۸ (۰/۰۰۳)	
ϕ_{di}	وزن بدهی به شبکه بانکی در تابع بدهی به شبکه بانکی	گاما	۰/۴۶ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۴۳ (۰/۰۷)	
ϕ_{di}^y	وزن تولید ناخالص داخلی در تابع بدهی به شبکه بانکی	گاما	۰/۳۴۷ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۴۷ (۰/۰۰۱)	
ϕ_{dc}	وزن بدهی به بانک مرکزی در تابع بدهی به بانک مرکزی	گاما	۰/۵۵ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۵۲ (۰/۰۳۲)	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که بیان شد هدف این تحقیق بررسی آسیب‌پذیری مدیریت دارایی و بدهی بانک‌های کشور از بحران متغیرهای اقتصاد کلان است. بهمین منظور برای سنجش آسیب‌پذیری سعی شده است که هزینه مدیریت دارایی و بدهی به عنوان معیاری که میزان آسیب‌پذیری را نشان می‌دهد، انتخاب شود. همچنین برای اندازه‌گیری آستانه بحرانی متغیرهای اقتصاد کلان، از تابع توزیع کرنل استفاده می‌شود. بهمین دلیل مهم‌ترین متغیرهای اقتصاد کلان، نظری تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف‌کننده و حجم پول در نظر گرفته شده است.

در تابع توزیع کرنل فرض شده است که بدترین حالت موجود در سطح احتمال ۵ درصد برای هر یک از دو معیار مذکور رخ دهد. در این سناریوسازی برای به دست آوردن مقادیر تک تک متغیرهای برونا در سطح احتمال ۵ درصد، از روش تاریخی و در نهایت برای فرض سناریو از روش فرضیه‌سازی استفاده شده است.

جدول ۲: تعیین مقادیر استرس متغیرهای اقتصاد کلان در سطح معنی‌داری ۵ درصد

نام متغیر	مقدار استرس در سطح معنی‌داری ۵ درصد
تولید ناخالص داخلی	کاهش ۵ درصدی نسبت به دوره گذشته
شاخص قیمت مصرف‌کننده	افزایش ۸ درصدی نسبت به دوره گذشته
حجم پول	افزایش ۲۰ درصدی نسبت به دوره گذشته

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای تعیین میزان آسیب‌پذیری مدیریت دارایی و بدھی از بحران متغیرهای اقتصاد کلان ضروری است که مدل پایه طراحی شده برآورد شود و سپس برای دستیابی به هدف تحقیق، مدل پایه با در نظر داشتن مقادیر استرس متغیرهای اقتصاد کلان مجدداً برآورد و مقدار هزینه در حالت عادی و استرس با یکدیگر مقایسه شود.

بنابراین ابتدا حدود استرس بر متغیرهای کلان مورد نظر اعمال شده، سپس با جایگذاری متغیرهای مورد نظر در مدل پایه، مدل مورد نظر یکبار دیگر بهروش بیزین تخمین زده می‌شود. به این ترتیب پارامترهای معادلات مدل مورد نظر تحقیق، مجدداً محاسبه خواهند شد. با توجه به موضوع تحقیق، مهم‌ترین پارامترهای مورد بررسی، هزینه تعديل سپرده (φ_d)، هزینه تعديل بدھی به بانک مرکزی (φ_l) و هزینه تعديل تسهیلات (φ_{dc}) هستند.

جدول ۳: مقادیر متغیرهای هدف در حالت عادی و استرس

حالت استرس				حالات عادی	پارامترها و متغیرها	واحد اندازه‌گیری
هر سه متغیر در حالت استرس هستند.	فقط تولید ناخالص داخلی در حالت استرس است.	فقط حجم بول در حالت استرس است.	فقط شاخص قیمت مصرف کننده در حالت استرس است.			
۰/۲۵	۰/۱۵	۰/۱۸	۰/۱۴	۰/۱۲	هزینه تعديل سپرده	افق وحد
۰/۵۱	۰/۲۸	۰/۱۲	۰/۳۵	۰/۲۵	هزینه تعديل بدھی به بانک مرکزی	
۰/۳۱	۰/۳۵	۰/۳۲	۰/۲۸	۰/۲۷	هزینه تعديل تسهیلات	
۱۱۳۱۴۰۵۳	۹۸۹۳۴۵۴/۶۷	۱۱۱۶۱۸۴۶/۳	۱۰۵۵۳۰۱۸/۳۲	۱۰۱۴۷۱۳۳	سپرده	میلیارد ریال
۹۸۱۵۲۰۴/۹۷	۸۶۲۱۴۶۳/۸۲	۹۷۲۶۷۷۹/۷	۹۱۹۶۲۲۸/۰۸	۸۸۴۲۵۲۷	تسهیلات	
۱۴۱۷۷۷۸	۱۶۳۲۲۵۹/۲	۱۴۳۳۲۰۳/۲	۱۶۵۶۱۴۵/۹۲	۱۵۹۲۴۴۸	بدھی به بانک مرکزی	
۸۳۲۵۶۴۷۲	۷۹۹۸۴۵۲۳	۷۸۴۲۱۵۶۸	۶۴۲۶۳۱۵۷	۶۲۵۴۷۳۶۸	هزینه مدیریت دارایی و بدھی	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، در شرایط بحرانی هزینه مدیریت دارایی و بدهی افزایش می‌یابد. این افزایش در شرایطی که هر سه متغیر در وضعیت استرس قرار دارند، بیش از سایر موارد است. در شرایطی که اقتصاد با وضعیت افزایش ۸ درصدی در شاخص قیمت مصرف‌کننده نسبت به دوره گذشته و افزایش ۲۰ درصدی در حجم پول نسبت به دوره گذشته مواجه می‌شود، سعی می‌کند نرخ سود سپرده را افزایش دهد. با افزایش نرخ سود سپرده، نرخ سود تسهیلات نیز افزایش می‌یابد. این موضوع هزینه بنگاه‌ها را از نظر دستیابی به منابع افزایش می‌دهد. افزایش نرخ سود تسهیلات می‌تواند باعث افزایش درآمد بهره‌ای بانک‌ها شود و بانک‌ها را با افزایش درآمد مواجه سازد. از سوی دیگر، با توجه به افزایش نرخ سود سپرده تسهیلات، بانک‌ها نرخ سود بین بازار را نیز افزایش می‌دهند. انتظار بر این است که در صورت افزایش نرخ تورم، نرخ سودها افزایش یابد، بیشتر از زمانی که نرخ رشد پول افزایش می‌یابد. دلیل عدمه آن این است که در کشور، شبکه بانکی در تأمین مالی بخش تولید نقش مهمی دارد و منابع آن ارزان‌تر از تأمین مالی بخش تولید است و بخشی از هزینه بنگاه‌ها را تشکیل می‌دهد. هزینه بنگاه نیز بر قیمت کالاها اثر خواهد داشت و افزایش نرخ سود بانک‌ها، هزینه بنگاه‌ها و در نتیجه قیمت کالاها را افزایش خواهد داد. از طرف دیگر، دسترسی بانک‌ها به منابع ارزان قیمت کاهش خواهد یافت، در نتیجه هزینه تأمین منابع برای بانک‌ها افزایش می‌یابد. از طرف دیگر، افزایش نرخ سود تسهیلات با افزایش هزینه بنگاه‌ها توان آن‌ها را برای بازپرداخت تسهیلات کاهش می‌دهد، در نتیجه احتمال رخداد مطالبات غیرجاری افزایش می‌یابد. به این ترتیب از آنجا که بخشی از تأمین منابع تسهیلات از محل بازپرداخت تسهیلات است، بانک با کاهش منابع مواجه می‌شود. بنابراین به رغم اینکه جذب منابع افزایش می‌یابد، بانک‌ها با کمبود منابع مواجه خواهند شد و به این ترتیب استقراض از بانک مرکزی افزایش خواهد یافت.

همان‌طور که مشاهده می‌شود در شرایطی که قیمت‌ها در استرس هستند، هزینه تعديل بدهی به بانک مرکزی بیش از زمانی که حجم پول در دسترس است، افزایش می‌یابد. زیرا در شرایط تورمی با وجود سودآور بودن بازار سایر دارایی‌ها، منابع بانک‌ها به رغم افزایش نرخ سود سپرده‌ها، با خروج سپرده مواجه خواهد شد و بانک از این محل نیز دچار کاهش منابع و افزایش استقراض از بانک مرکزی خواهد شد.

از طرف دیگر زمانی که رشد تولید ناخالص داخلی منفی باشد، بنگاه‌ها از بازپرداخت تسهیلات ناتوان خواهند بود. این موضوع هزینه تعديل تسهیلات را برای بانک‌ها بیش از سایر شرایط (افزایش تورم و حجم پول) افزایش خواهد داد. همچنین هزینه تعديل بدهی به بانک مرکزی نیز به دلیل

کمبود منابع بانک نسبت به حالت افزایش حجم پول افزایش بیشتری خواهد داشت. با توجه به اینکه در شرایط رکودی بانک‌ها امن‌ترین محل برای حفظ منابع در دست مردم هستند، با افزایش سپرده نزد بانک‌ها، هزینه تعديل سپرده در شرایط رکودی برای آن‌ها کمتر از حالت شرایط افزایش حجم پول است. زمانی که هر سه متغیر در وضعیت استرس قرار دارند، هزینه تعديل دارایی‌ها و بدھی‌ها بیش از سه حالت قبلی است. این موضوع بر هزینه مدیریت دارایی و بدھی اثرگذار است که مشاهده می‌شود، هزینه مدیریت دارایی و بدھی در این حالت بیش از سایر موارد است.

بحث و نتیجه‌گیری

مدیریت دارایی و بدھی تقریباً در همه کشورها هدف اصلی سیاست‌گذاری بانکی در نظر گرفته شده است. دستیابی به این مهم مستلزم ایجاد سازوکاری دقیق و هدفمند از فرایند مدیریت دارایی و بدھی است که در شکل استاندارد خود شامل پیش‌بینی، هدف‌گذاری و در نهایت سیاست‌گذاری است. اما دارایی‌ها و بدھی‌های بانک‌ها، از تغییر و تحولات اقتصاد کلان نیز تأثیر می‌پذیرند. این تأثیرپذیری گاهی به حدی است که هر نوع بحران در وضعیت اقتصاد کلان، می‌تواند بانک‌ها را در معرض خطر قرار دهد.

با توجه به اهمیت تأثیرپذیری دارایی‌ها و بدھی‌های بانک‌ها از این تحولات، در این تحقیق سعی شد، با به کارگیری مدل تعادل عمومی پویایی تصادفی، اثرات وضعیت بحرانی مهم‌ترین متغیرهای اقتصاد کلان، بر هزینه مدیریت دارایی و بدھی بررسی شود. بهمین منظور برای هزینه مدیریت دارایی و بدھی، یک معادله رفتاری در نظر گرفته شد. برای استخراج آستانه بحرانی متغیرهای کلان هدف نیز از تابع توزیع کرنل استفاده شد.

برای بررسی اثرپذیری مدیریت دارایی و بدھی از بحران متغیرهای کلان، ابتدا مدل پایه طراحی و در وضعیت عادی، به روش بیزین برآورد شد. سپس پارامترهای برآورده از مدل پایه و متغیرهای کلان در وضعیت استرس به عنوان ورودی مدل انتخاب شدند. پس از برآورده مجدد مدل، هزینه تعديل سپرده، تسهیلات و بدھی به بانک مرکزی و همچنین هزینه مدیریت دارایی و بدھی، در دو حالت عادی و استرس استخراج شد.

نتایج بررسی حاکی از این است که افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده اگر چه باعث افزایش نرخ سود سپرده می‌شود، اما به دلیل جذابیت بازار سایر دارایی‌ها می‌تواند موجبات خروج سپرده را نیز فراهم کند. بنابراین بانک‌ها برای تأمین منابع نیازمند استقراض از بانک مرکزی خواهند بود. از طرف

دیگر، افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌تواند باعث افزایش نرخ سود تسهیلات شود و درآمد بهره‌ای بانک را بهبود بخشد، اما بهدلیل افزایش هزینه تأمین مالی بنگاه‌ها باعث تشديد مطالبات غیرجاری می‌شود.

افزایش حجم پول نیز با اثر منفی بر نرخ سودها می‌تواند هزینه تعديل دارایی‌ها و بدهی‌ها را افزایش دهد. اگر چه افزایش حجم پول باعث کاهش نرخ سود می‌شود، اما بهدلیل اثرات تورمی نرخ سود افزایش اندکی نیز خواهد داشت و کاهش نرخ سود وجود اثرات تورمی، هزینه تعديل سپرده را برای بانک افزایش می‌دهد. با کمبود منابع، تأمین منابع مالی برای تسهیلات کاهش می‌یابد. به این ترتیب، هزینه تعديل تسهیلات نیز افزایش می‌یابد. بانک‌ها بهدلیل کمبود منابع، مجبور به استقراض از بانک مرکزی می‌شوند، این موضوع هزینه تعديل بدهی به بانک مرکزی را برای آن‌ها افزایش خواهد داد. به این ترتیب هزینه مدیریت دارایی و بدهی در این شرایط افزایش خواهد داشت. از آنجا که افزایش حجم پول، با ایجاد تورم همراه است، این موضوع باعث می‌شود که هزینه عدم مدیریت دارایی و بدهی بانک‌ها، در شرایط رشد حجم پول بیش از شرایط تورمی باشد.

کاهش رشد تولید ناخالص داخلی باعث کاهش توانایی بنگاه‌های تولیدی در بازپرداخت تسهیلات می‌شود. بنابراین هزینه تعديل تسهیلات از محل افزایش مطالبات غیرجاری افزایش می‌یابد. بهدلیل کاهش تولید ناخالص داخلی و در نتیجه کاهش درآمد افراد، سپرده‌ها کاهش می‌یابد. کاهش سپرده‌ها، افزایش هزینه تعديل سپرده را به همراه خواهد داشت. کمبود منابع، بانک را مجبور به استقراض از بانک مرکزی می‌سازد که نتیجه آن برای بانک افزایش هزینه تعديل بدهی به بانک مرکزی است. از طرف دیگر، کاهش تولید به مفهوم کاهش عرضه کالاهاست که این موضوع اثرات تورمی دارد. بانک مرکزی نیز در این شرایط برای برطرف نمودن رکود، سیاست انسباطی در نظر می‌گیرد که این موضوع اثرات تورمی را تشديد خواهد کرد. به همین دلیل در صورت وقوع رکود اقتصادی، هزینه مدیریت دارایی و بدهی برای بانک‌ها بیش از هر زمان دیگری خواهد بود.

با توجه به نتایج تحقیق پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذار پولی بر کنترل حجم پول بیش از کنترل تورم توجه نماید. همچنین در شرایط تورمی بر حفظ نرخ سود سپرده در سطحی که زیانی به سپرده‌گذار نرسد، تمرکز کند و از طرف دیگر، موجبات برطرف کردن رکود را فراهم سازد.

منابع و مأخذ

الف. منابع فارسی

حیدری، هادی و اعظم احمدیان، (۱۳۹۴): بررسی اثرات دور اول و دوم تحولات اقتصاد کلان بر صورت مالی بانک‌ها. فصل نامه پژوهش‌های پولی و بانکی، سال هشتم، شماره ۲۳، بهار ۱۳۹۴.

صامتی، مجید و کارنامه حقیقی، حسن، (۱۳۹۲): اثر بی ثباتی اقتصاد کلان بر رفتار واحد دهنده بانک‌های تجاری (مطالعه موردی: ایران، ۱۳۵۳-۱۳۸۱). فصل نامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی - ایرانی)، سال سیزدهم، شماره ۴۸، بهار ۱۳۹۲، صفحات ۱۲۱-۱۴۵.

گلمرادی، حسن؛ محسنی، رضا و حسین گلمرادی، (۱۳۹۶): تأثیر بی ثباتی متغیرهای کلان اقتصادی بر منابع و مصارف نظام بانکی ایران. فصل نامه مطالعات مالی و بانکداری اسلامی، سال سوم، شماره ۵.

لشکری، محمد، صادق بافنده ایماندوست، نیره حسن‌نیا و علی گلی، (۱۳۹۴): بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر رفتار واحد دهنده بانک مسکن، فصل نامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) سال پانزدهم، شماره سوم، پاییز ۱۳۹۴، صفحات ۱۱۹-۱۳۴.

مهرآرا، محسن و صحتی، الهام، (۱۳۹۰): بررسی تأثیر ناطمینانی شاخص‌های اقتصاد کلان بر عملکرد اعتباری بانک‌ها (مورد مطالعه: ایران). پژوهشنامه اقتصادی، سال یازدهم، شماره چهارم، زمستان ۱۳۹۰.

ب. منابع انگلیسی

Acharya, Viral, and Naqvi, Hassan,. (2010): *The Seeds of a crisis: A Theory of Bank Liquidity and Risk – Taking over the Business Cycle*, conference and seminar participants at the 2010 AEA Annual Meeting, CEMFI, Lancaster University Management School, and National University of Singapore are also appreciated.

Agenor, P.R., K. Alper and L. Pereira da silva (2012): *Capital requirements and business cycles with credit market imperfections*, Journal of Macroeconomics, No. 34, pp. 687-705.

Brooks, S. P. and A. Gelman, (1998): *Alternative Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations*, Journal of Computational and Graphical Statistics.

Chen, Qianyng, Michael Funke and Michael Paetz, (2012): *Market and non market monetary policy tools in a calibrated DSGE model for mainland China*, Bank of Finland, BOFIT, Institute for economies in transition, BOFIT Discussion papers 16/2012.

Dib, A. (2010): *Credit Market Frictions, and Business Cycle*, Bank of Canada, working paper

Driss, Ezouine, and Mohammed, Haddad, (2015): *Assessment of Banks Asset and Liability Management: Problems and Perspectives (Case of Morocco)*, International Journal of Science and Research.

Gerali, Andrea; Neri, Stefano; Sessa, Luca & Signoretti, Federico M, (2010): *Credit and banking in a DSGE model of the euro area*, Economic working paper, 740, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.

Khan, Shuaat & Knotek, Edward S., (2012): *Drifting Inflation targets and stagflation*, Federal reserve bank of Kansas City.

Pragathi, K.M.and Veena, K.P. (2018): *An Anaysis of asst–Liability Management in Banking Sector: A Case Study of Kotak Mahindra Bank*. Journal of Business and Management, Vol 20, Issue 2. Ver VIII, PP 01-07.

Raju, Middi Appala, (2016): *Asset – Liability Management to control the Volatility in Net interest income and Economic Value through Gap Analysis of Selected Public and Private Sector Banks*. International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences, Vol. 6, No.1.

Rotemberg, Julio J.(1982): *Sticky Prices in the United States*, The Journal of Political Economy, Vol. 90, No. 6. PP.1187-1211.

Setiadi, Pompong Budi, (2015): *The Influence of Economic Value Added on Liability Management in Commercial Banks of Indonesia*. Journal of Nursing and Health Scince, Vol, 4, ISSUE 3, Ver. II.

Yan, Jingsi, (2013): *Asset Liability Management throughout Macroeconomic Cycle in Financial Institutions*. Submitted to the Mitslon School of Management in Partial Fulfilment of the Requirements for the degree of Master of Science in Management Studies At the Massachusetts institute of Technology.

Van den Heuvel, Skander, (2009): *The Bank Capital Channel of Monetary Policy*, Federal Reserve Board.

