

اثر متغیرهای کلان اقتصادی و تحریم بر جذب سپرده‌های بانکی در ایران

علی پارسا

چکیده

در این مطالعه با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۵^۱ بانک‌های خصوصی و دولتی و روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی عوامل کلان موثر و تحریم‌های اقتصادی بر سپرده‌گذاری در نظام بانکی پرداخته می‌شود. نتایج این مطالعه نشان دادند که تولید ناخالص داخلی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر حجم کل سپرده‌های بانکی ایران داشته است. شاخص قیمت سهام در بلندمدت اثر منفی و معنی‌داری بر حجم سپرده‌های بانکی دارد در صورتی که در کوتاه‌مدت اثر معنی‌داری ندارد. همچنین شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری نرخ تورم در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌دار و در کوتاه‌مدت اثر معنی‌داری ندارد. نتایج مربوط به مدل حجم سپرده‌های بانک‌های دولتی نیز نشان داد که فقط تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت اثر مثبت و معنی‌داری بر حجم سپرده‌های بانک‌های دولتی دارد و در بلندمدت هیچ‌کدام از متغیرها اثر معنی‌داری بر حجم سپرده‌های بانک‌های دولتی ایران ندارند. نتایج مربوط به برآورد مدل مربوط به سپرده‌گذاری در بانک‌های خصوصی نشان دادند که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، شاخص قیمت سهام اثر منفی و معنی‌دار و تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنی‌داری بر حجم سپرده‌های بانک‌های خصوصی داشته‌اند؛ اما شاخص قیمت مصرف‌کننده اثر معنی‌داری نداشته است. در مورد تحریم‌های اقتصادی، نتایج نشان دهنده آن است که تحریم‌ها اثری منفی و معنی‌دار بر حجم سپرده‌های بانکی خصوصی داشته‌اند اما بر بانک‌های دولتی اثری ندارد و به طور کلی، اثر تحریم‌ها بر کل سپرده‌های بانکی منفی و معنی‌دار است.

کلمات کلیدی: سپرده‌های بانکی، تحریم، متغیرهای کلان اقتصادی، روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی

طبقه‌بندی JEL: E52, E51, F39, F40

۱- مقدمه

بازارهای مالی جریان وجوه، اعتبارات و سرمایه را از طرف پس انداز کنندگان، موسسات مالی و اعتباری و صاحبان سرمایه به طرف سرمایه‌گذاران و تولیدکنندگان کالاها و خدمات یا دولت هدایت می‌کند. بانکها به عنوان اصلی‌ترین نهاد بازار پول، نقش مهمی در تجهیز و تخصیص پس اندازها دارند و توسعه مالی آنها باعث توسعه سیستم مالی و به دنبال آن توسعه بخش حقیقی اقتصاد و در نتیجه رشد اقتصادی خواهد شد. زیرا توسعه مالی بانکها علاوه بر کاهش ریسک نقدینگی، می‌تواند ریسک پروژه-های فردی بنگاهها و صنایع را نیز کاهش دهد. سپرده‌گذاری در بانکها عمده‌ترین منبع تجهیز منابع در نظام بانکی به شمار می‌رود که در ادبیات اقتصادی یکی از نقش‌های سپرده این است که زمینه‌ای مناسب برای سرمایه‌گذاری فراهم می‌کند (منصف و منصور، ۱۳۸۹). اقدام بانکها در جمع‌آوری سپرده‌ها و به جریان انداختن آن در فعالیتهای اقتصادی، سبب انتقال سرمایه از سپرده‌گذاران به گروه دیگر که در امر اشتغال فعالیت دارند، می‌شود و بانکها واسطه و عامل بین این دو گروه هستند. جذب

^۱ اگرچه آمار سال ۹۶ برای برخی بانکها موجود بوده اما چون برای همه آنها در دسترس نبود لکن تا سال ۹۵ داده‌های موثر داریم. همچنین مدل ابتدا برای داده‌های تا سال ۹۳ برآورد شده و اضافه شدن دو سال ۹۴ و ۹۵ تغییر معنی‌داری در نتایج برآورد ایجاد نکرد.

سپرده همواره اصلی ترین وظیفه سیستم بانکی بوده است. بانک ها وجوه مازاد را جمع آوری و با دادن وام به متقاضیان، وظیفه سنتی خود یعنی واسطه‌گری را میان سپرده‌گذاران و وام‌گیرندگان ایفا می‌نمایند. سپرده‌گذاری برای هر بانک و سیستم بانکی به عوامل مختلفی بستگی دارد که شناخت این عوامل و میزان تأثیرگذاری هر کدام از آنها برای موفقیت در این زمینه مهم و اساسی است (مظفری، ۱۳۸۹).

۲- پیشینه پژوهش

هاشمی و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای با عنوان "بررسی چگونگی تجهیز منابع بانکهای تجاری با اثرپذیری از سیاستهای پولی" با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۰ و با به کارگیری روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) آثار سیاست‌های پولی را بر سپرده‌های بانکهای تجاری ایران بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که نرخ سود سپرده‌ها و بدهی بانکها به بانک مرکزی با سپرده‌های بانکهای تجاری رابطه معکوس داشته، در حالی که نرخ سود تسهیلات و نسبت سپرده قانونی رابطه مستقیم دارد. همچنین تولید ناخالص داخلی و جمعیت نیز نقش مثبتی در افزایش سپرده‌های بانکهای تجاری داشتند. نهایتاً تورم در تمامی برآوردها به استثنای الگوی تأثیر نرخ سود سپرده‌ها بر جذب منابع بانکهای تجاری، دارای اثر منفی بود.

اریمو (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای با عنوان "عوامل کلان اقتصادی سپرده‌های بانکی در نیجریه"، به بررسی عوامل مختلف موثر بر سپرده‌های بانکی در کشور نیجریه پرداخته است. هدف این تحقیق بررسی اثر شاخص‌های کلان اقتصادی بر عملکرد بانکهای تجاری کشور نیجریه بد که به منظور اندازه‌گیری شاخص عملکرد از میزان سپرده‌های بانکی در این کشور استفاده شد. به منظور دسترسی به اهداف تحقیق از داده‌های دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰، آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون جوسیلیوس و مدل تصحیح خطای برداری به کار گرفته شد. نتایج آزمون یوهانسون جوسیلیوس در این مطالعه نشان داد که یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل وجود دارد. همچنین نتایج الگوی تصحیح خطا نشان داد که در نیجریه سرمایه‌گذاری بانکها، تعداد شعب بانک، نرخ بهره و شاخص قیمت از عوامل مهم موثر بر سپرده‌های بانکی هستند. ضریب تعدیل نیز نشان دهنده سرعت تعدیل قابل قبول در مدل تصحیح خطا است.

۳- مبانی نظری

فریدمن تابع تقاضای پول را به صورت زیر تعریف می کند:

$$M^d = P^p \cdot f(y^p, Z) \quad (1)$$

که در این رابطه P^p قیمت‌های دائمی، y^p درآمد دائمی و Z شامل تمام متغیرهایی می باشد که می توانند تقاضای پول را متاثر سازند P و y است. با توجه به تابع تقاضای پول فریدمن در این تحقیق سعی می‌شود اثر متغیرهایی از جمله نرخ تورم، نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی و شاخص بازار سهام بر حجم سپرده های بانکی مورد بررسی قرار گیرد. در این مطالعه بر مبنای الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) مدل زیر برآورد می‌شود:

$$TDP_t = \beta_0 + \sum_{h=1}^{p-1} \beta_h TDP_{t-h} + \sum_{h=0}^q \alpha_h INF_{t-h} + \sum_{h=0}^p \gamma_h GDP_{t-h} + \sum_{h=0}^r \theta_h TSE_{t-h} + \sum_{i=0}^n z_i D_i + u_t \quad (2)$$

که در آن TDP به مجموع سپرده‌های بانکی، GDP تولید ناخالص داخلی، INF تورم و TSE شاخص بورس تهران می‌باشد. همچنین برای بررسی نقش تشدید تحریم‌ها در اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر روی سپرده‌های بانکی از متغیر مجازی

تحریم D استفاده می‌کنیم. مدل بالا را می‌توان در سه حالت تخمین زد: الف) هنگامی که TDP بیانگر مجموع سپرده‌های بانکی باشد (اعم از بانک‌های خصوصی و دولتی) ب) زمانی که TDP بیانگر مجموع سپرده‌ها در بانک‌های خصوصی باشد و ج) زمانی که TDP بیانگر مجموع سپرده‌ها در بانک‌های دولتی باشد. سپرده‌های بانکی: در این مطالعه از سپرده‌های بانکی بانک‌های دولتی، بانک‌های خصوصی و کلیه بانکها استفاده می‌شود. نرخ تورم: در این مطالعه از شاخص قیمت مصرف کننده فصلی به-عنوان شاخص نرخ تورم استفاده شده است. شاخص قیمت سهام: شاخصی از نوع میانگین حسابی با وزنهایی برابر ارزش بازاری سهام شرکت‌هاست و با نام بین المللی TEPPIX^۲ شناخته می‌شود. اطلاعات مربوط به این متغیر از نشریات ادواری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران بدست آمد.

یکی از الگوهای مرسوم در داده‌های سری زمانی الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی^۳ (ARDL) استفاده می‌شود. استفاده از این الگو دارای چند مزیت است. اول این که لازم نیست همه متغیرها از یک درجه تجمعی یکسان برخوردار باشند. همچنین در این الگو علاوه بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا را نیز به منظور بررسی چگونگی تعدیل عدم تعادل در کوتاه‌مدت به تعادل در بلندمدت ارائه می‌کند. پسران و شین^۴ (۱۹۹۹) نشان دادند که تخمین‌ها با استفاده از این روش برای حجم نمونه‌های کوچک (هنگامی که وقفه‌ها خوب تصریح شوند) دارای تورش کمتر و کارایی بیشتر است. همچنین این رویکرد، امکان بررسی مساله هم‌تجمعی را هنگامی که داده‌های سری زمانی ایستا نیستند را فراهم می‌کند (پیرایی و شهسوار، ۱۳۸۸، ص. ۸۲). فرم کلی یک الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی بصورت زیر است:

$$y_t = \beta_0 + \sum_{h=1}^{p-1} \eta_h y_{t-h} + \sum_{h=0}^{q-1} \lambda_h x_{t-h} + u_t \quad (3)$$

که در این رابطه y_t متغیر وابسته بوده و x_t بردار متغیر وابسته و u_t نوفه سفید^۵ است. بر اساس رویکرد پسران و شین، الگوی تصحیح خطا^۶ برای مدل فوق را می‌توان بصورت زیر بدست آورد:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^* \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j^* \Delta x_{t-j} + \omega_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \omega_i x_{i,t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

که در این رابطه k تعداد رگرسورها یا تعداد عناصر بردار x_t است. در الگوی فوق $x_{i,t}$ ها متغیرهای برونزا هستند. چنانچه ضرایب $x_{i,t-1}$ و x_{t-1} معنی‌دار باشند، هم‌تجمعی یا وجود رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو پذیرفته می‌شود. لذا فرضیه آزمون هم‌تجمعی را می‌توان بصورت زیر بیان کرد:

$$H_0: \omega_i = 0 \quad i = 0, 1, \dots, k \quad (5)$$

برای تخمین الگوی ARDL ابتدا با استفاده از یکی از آزمون‌های تعیین وقفه (مانند معیار شوارتز-بیزین^۷ (SBC)، آکائیک^۸ (AIC) یا حنان کوئین^۹ (HQC)) تعداد وقفه‌های بهینه بدست آورده می‌شود و سپس ضرایب الگوی زیر برآورد می‌شود:

$$Q(L, P)y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{i,t} + \delta W_t + u_t \quad (6)$$

که در این رابطه

^۲. Tehran Exchange Price Index

^۳. Auto Regressive Distributed Lag

^۴. Pesaran & Shin

^۵. White Noise

^۶. Error Correction Model

^۷. Schwartz Bayesian Criterion

^۸. Akaike Information Criterion

^۹. Hannan Quinn Criterion

$$Q(L, P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p \quad (7)$$

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq} L^q \quad (8)$$

در این روابط L عملگر وقفه، W برداری از متغیرهای غیر تصادفی مانند عرض از مبدا، متغیر روند، متغیر مجازی و متغیرهای برونزا است (اسلاملوئیان و زارع، ۱۳۸۵).

۴- نتایج حاصل از برآورد مدل

برای بررسی ساکن پذیری متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد استفاده می‌کنند. دو آزمون معروف در این زمینه آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم یافته و آزمون فیلیپس-پرون است. این دو آزمون تا حدودی شبیه به هم هستند اما گفته می‌شود که کمیت-های بحرانی ارائه شده توسط دیکی و فولر (۱۹۸۱) در حالت توزیع حدی از اعتبار لازم برخوردار نیست. از این رو به منظور پرهیز از مشکل خود همبستگی خطای رگرسیون، فیلیپس و پرون (۱۹۸۸) آزمون دیگری را پیشنهاد دادند. در این روش فرض بر این است که وقتی جملات اخلاص بصورت همانند و مستقل از یکدیگر توزیع نشده باشند، دارای یک توزیع حدی هستند. در این مطالعه به منظور اطمینان بیشتر از هر دو آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته و فیلیپس-پرون استفاده می‌شود. نتایج مربوط به آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته و آزمون فیلیپس-پرون برای مقادیر در سطح متغیرها در جدول ۱ و ۲ آورده شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته روی مقادیر در سطح متغیرها

متغیر	روند و عرض از مبدا	آماره	مقدار* بحرانی	سطح احتمال
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	روند و عرض از مبدا	-۳/۰۹۱	-۴/۱۲۷	۰/۱۱۸
لگاریتم کل سپرده‌های بانکی	روند و عرض از مبدا	۰/۲۱۳	-۴/۱۲۱	۰/۹۹۷
لگاریتم سپرده‌های بانک‌های دولتی	روند و عرض از مبدا	۲/۵۷۴	-۴/۱۲۴	۱/۰۰۰
لگاریتم سپرده‌های بانک‌های خصوصی	روند و عرض از مبدا	-۲/۰۴۱	-۴/۱۵۶	۰/۵۶۶
لگاریتم شاخص قیمت سهام	روند و عرض از مبدا	۰/۱۱۵	-۳/۵۴۶	۰/۹۶۴
لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده	روند و عرض از مبدا	-۱/۹۲۶	-۴/۱۲۱	۰/۶۲۸

منبع: محاسبات تحقیق

* مقادیر بحرانی در سطح اطمینان ۱ درصد است.

جدول ۲: نتایج آزمون فیلیپس-پرون روی مقادیر در سطح متغیرها

متغیر	روند و عرض از مبدا	آماره	مقدار* بحرانی	سطح احتمال
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	روند و عرض از مبدا	-۱/۹۲۵	-۲/۶۰۴	۰/۱۵۲
لگاریتم کل سپرده‌های بانکی	روند و عرض از مبدا	۱/۷۱۷	-۴/۱۲۱	۱/۰۰۰
لگاریتم سپرده‌های بانک‌های دولتی	روند و عرض از مبدا	۱۱/۷۲۳	-۳/۵۴۶	۱/۰۰۰
لگاریتم سپرده‌های بانک‌های خصوصی	روند و عرض از مبدا	۰/۷۱۱	-۳/۵۴۶	۰/۹۹۱
لگاریتم شاخص قیمت سهام	روند و عرض از مبدا	-۱/۵۲۲	-۴/۱۲۱	۰/۸۱۰

بیست و نهمین همایش بانکداری اسلامی

لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده	روند و عرض از مبدا	-۱/۸۶۸	-۳/۵۴۶	۰/۳۴۴
------------------------------	--------------------	--------	--------	-------

منبع: محاسبات تحقیق

* مقادیر بحرانی در سطح اطمینان ۱ درصد است.

همان‌طور که در جدول‌های ۱ و ۲ مشخص است، نتایج بدست آمده از این دو آزمون هم دیگر را تایید می‌کنند؛ به این‌صورت که اگر به ستون مربوط به سطح احتمال توجه کنیم، متوجه می‌شویم که برای هر دو آزمون کلیه متغیرها در سطح ساکن پذیر نیستند. به عبارت دیگر برای این دو متغیر آماره‌های بدست آمده از این دو آزمون نشان‌دهنده عدم رد فرض صفر یعنی وجود ریشه واحد است. با توجه به ستون مربوط به سطوح احتمال و مقایسه آماره مربوطه با مقدار بحرانی مربوط به آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون، مشخص است که فرض صفر این آزمون‌ها برای متغیرهای یاد شده رد نمی‌شود. از این-رو مقادیر در سطح این متغیرها ایستا نیست.

جدول ۳ و ۴ نتایج مربوط به آزمون دیکی فولر ۱۰ تعمیم‌یافته و آزمون فیلیپس-پرون ۱۱ برای تفاضل مرتبه اول متغیرها را نشان می‌دهد. ستون مربوط به سطح احتمال، آماره و مقادیر بحرانی مربوط به این دو جدول نشان می‌دهد که آماره آزمون فرض صفر دو آزمون مبنی بر وجود ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول متغیرها را رد می‌کند، یعنی می‌توان گفت تفاضل مرتبه اول متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده، لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم کل سپرده‌های بانکی، لگاریتم سپرده‌های بانک‌های خصوصی، لگاریتم سپرده‌های بانک‌های دولتی و لگاریتم شاخص قیمت سهام بر اساس دو آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون ساکن پذیر هستند؛ از این‌رو می‌توان گفت که متغیرهای یاد شده انباشته از مرتبه اول یعنی I(1) هستند.

جدول ۳: نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	روند و عرض از مبدا	آماره	مقدار* بحرانی	سطح احتمال
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	روند و عرض از مبدا	-۸/۵۹۸	-۴/۱۲۷	۰/۰۰۰
لگاریتم کل سپرده‌های بانکی	روند و عرض از مبدا	-۱۱/۵۹۳	-۴/۱۲۴	۰/۰۰۰
لگاریتم سپرده‌های بانک‌های دولتی	روند و عرض از مبدا	-۳/۸۵۸	-۴/۱۲۴	۰/۰۲۰
لگاریتم سپرده‌های بانک‌های خصوصی	روند و عرض از مبدا	-۹/۹۷۶	-۴/۱۲۴	۰/۰۰۰
لگاریتم شاخص قیمت سهام	روند و عرض از مبدا	-۶/۰۵۳	-۳/۵۴۸	۰/۰۰۰
لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده	روند و عرض از مبدا	-۷/۷۰۱	-۴/۱۲۱	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

* مقادیر بحرانی در سطح اطمینان ۱ درصد است.

¹⁰ Dicky _ Fuller

¹¹ Phillips _ Perron

جدول ۴: نتایج آزمون فیلیپس پرون روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

سطح احتمال	مقدار* بحرانی	آماره	روند و عرض از مبدا	متغیر
۰/۰۰۰	-۴/۱۲۴	-۱۹/۱۸۷	روند و عرض از مبدا	لگاریتم تولید ناخالص داخلی
۰/۰۰۰	-۴/۱۲۴	-۱۱/۷۰۴	روند و عرض از مبدا	لگاریتم کل سپرده‌های بانکی
۰/۰۲۳	-۴/۱۲۴	-۳/۸۰۱	روند و عرض از مبدا	لگاریتم سپرده‌های بانک‌های دولتی
۰/۰۰۰	-۳/۵۴۸	-۹/۷۲۰	عرض از مبدا	لگاریتم سپرده‌های بانکهای خصوصی
۰/۰۰۰	-۳/۵۴۸	-۶/۰۳۹	عرض از مبدا	لگاریتم شاخص قیمت سهام
۰/۰۰۰	-۳/۵۴۸	-۷/۷۶۸	عرض از مبدا	لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده

منبع: محاسبات تحقیق

* مقادیر بحرانی در سطح اطمینان ۱ درصد است.

در این قسمت مدل زیر برآورد می‌شود:

مدل ۱

$$TDP_t = \beta_0 + \sum_{h=1}^{p-1} \beta_h TDP_{t-h} + \sum_{h=0}^q \alpha_h INF_{t-h} + \sum_{h=0}^p \gamma_h GDP_{t-h} + \sum_{h=0}^r \theta_h TSE_{t-h} + \sum_{i=1}^5 z_i D_i + u_t \quad (9)$$

که در آن TDP به مجموع سپرده‌های بانکی، GDP تولید ناخالص داخلی، INF تورم (که با شاخص قیمت مصرف کننده اندازه گیری می‌شود) و TSE شاخص بورس تهران می‌باشد. همچنین برای بررسی نقش تشدید تحریم‌ها در اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر روی سپرده‌های بانکی از متغیر مجازی تحریم D استفاده می‌کنیم. در این تحقیق برای تحریم‌های سال ۱۳۸۵، ۱۳۸۹، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ چهار متغیر مجازی D1 تا D4 تعریف شده که به ترتیب برای سال‌های قبل از تحریم در هر یک از سال‌ها مقدار صفر و برای سال‌های بعد از تحریم مقدار ۱ اختیار می‌شود. بنابراین در مدل‌های فوق D1 متغیر مجازی برای سال ۱۳۸۵، D2 متغیر مجازی برای تحریم سال ۱۳۸۹، D3 متغیر مجازی برای تحریم سال ۱۳۹۰ و D4 متغیر مجازی برای تحریم سال ۱۳۹۱ است. در ادامه آزمون‌های لازم برای برآورد، و برآورد مدل انجام می‌شود.

از آنجایی که همه متغیرهای مدل ۱ در سطح ساکن پذیر نبوده و تفاضل مرتبه اول آنان ساکن پذیر است، قبل از برآورد نیاز است که وجود رابطه بلندمدت در بین متغیرهای مورد مطالعه، بررسی شود. برای بررسی وجود رابطه بلندمدت و تعیین تعداد بردارهای همگرایی (۲) از روش همگرایی یوهانسون بر اساس آزمون اثر (λ_{trace}) و آزمون حداکثر مقدار ویژه (λ_{max}) استفاده می‌شود. نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر بطور خلاصه در جدول ۵ آمده است. با توجه به نتایج جدول ۵، در این مدل هر دو آماره λ_{max} و λ_{trace} وجود یک بردار همگرایی را تایید می‌کند؛ زیرا فرض صفر مربوط به عدم وجود بردار همگرایی توسط هر دو آماره رد می‌شود ولی فرض مربوط به وجود بیش از یک بردار همگرایی رد نمی‌شود. بنابراین می‌توان گفت که متغیرهای مورد نظر همگرا (همجمع) هستند. همان‌طور که در جدول ۵ نیز مشخص است، آماره مربوط به فرضیه بدون بردار همجمعی در مقابل وجود یک بردار ۵۹/۱۳۷ بدست آمده که مقدار بحرانی آن ۳۱ است؛ از این رو فرض صفر یعنی نبود بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل I رد می‌شود. اما آماره مربوط به وجود دو بردار هم‌انباشتگی در متغیرها ۱۷/۹۶۴ بدست آمده که مقدار بحرانی آن ۲۴/۳۵ است. بنابراین این فرضیه رد نمی‌شود. از این رو وجود یک بردار هم‌انباشتگی در بین متغیرهای مدل I تایید می‌شود.

جدول ۵: نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای تشخیص بردار همگرایی مدل I

مقدار بحرانی	آماره	فرض مقابل	فرض صفر
λ_{max}	۳۱/۰۰۰	۲=۱	۲=۰
	۲۴/۳۵۰	۲=۲	۲<=۱
	۱۸/۳۳۰	۲=۳	۲=۲
	۱۱/۵۴۰	۲=۴	۲<=۳
λ_{trace}	۵۸/۹۳۰	۲=۱	۲=۰
	۳۹/۳۳۰	۲=۲	۲<=۱
	۲۳/۸۳۰	۲=۳	۲=۲
	۱۱/۵۴۰	۲=۴	۲<=۳

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج مربوط به برآورد الگوی بلندمدت برای مدل I در جدول ۶ آورده شده است. همان‌طور که در جدول نیز مشخص است، ضرایب بدست آمده مورد انتظار هستند. نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنی‌داری بر سپرده‌های بانک‌های تجاری ایران داشته‌اند. همچنین ضریب مربوط به شاخص قیمت سهام $-۰/۳۴۷$ و سطح احتمال آن $۰/۰۰۰$ بدست آمده که نشان‌دهنده اثر منفی و معنی‌دار شاخص قیمت سهام بر حجم سپرده‌های بانک‌های ایران دارد. نتایج همچنین نشان‌دهنده اثر مثبت و معنی‌داری شاخص قیمت مصرف‌کننده بر حجم سپرده‌های بانکی در بلندمدت است.

جدول ۶: برآورد ضرایب بلندمدت مدل I

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۰/۰۴۳	۲/۳۷۴	۰/۰۲۷
لگاریتم شاخص قیمت سهام	-۰/۳۴۷	-۴/۱۴۵	۰/۰۰۰
لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۳۴۰	۷/۴۵۵	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

قبل از برآورد الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) لازم است که وقفه مناسب برای مدل تعیین شود. با توجه به محدودیت در زمینه داده‌ها، معیار شوارتز بیزین را برای تعیین وقفه بهینه ملاک قرار می‌دهیم؛ زیرا این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند. بر اساس این معیار الگوی مناسب برای متغیر لگاریتم شاخص قیمت سهام یک وقفه دارد و برای سایر متغیرها بدون وقفه است. نتایج برآورد مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی برای مدل I در جدول ۷ آورده شده است. در این جدول آماره F نشان‌دهنده معنی‌دار بودن کل مدل و ضریب R^2 بیانگر قدرت بالای توضیح‌دهندگی مدل است. نتایج جدول نشان می‌دهد که برای مدل I دو وقفه برای تولید ناخالص داخلی و بقیه متغیرها بدون وقفه هستند. نتایج نشان می‌دهد که شاخص قیمت مصرف‌کننده اثر مثبت و معنی‌داری بر سپرده‌های بانکی داشته است. همچنین تولید ناخالص داخلی و وقفه دوم این متغیر نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر حجم سپرده‌های بانکی در ایران دارند. اما اثر منفی شاخص قیمت سهام بر حجم سپرده‌های بانکی از نظر آماری تایید نشد.

بیست و نهمین همایش بانکداری اسلامی

نتایج جدول ۷ نشان از معنی دار بودن تحریم‌ها بر سپرده‌های بانکی دارد. نتایج نشان می‌دهد که تحریم‌های سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۹ باعث افزایش حجم سپرده‌های بانکی در ایران شده و تحریم‌های سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ بصورت معنی‌داری حجم سپرده‌های بانکی ایران را افزایش داده‌اند. بنابراین می‌توان گفت که تحریم‌ها علیه ایران اثر معنی‌داری بر سپرده‌های بانکی ایران دارند.

به‌منظور اطمینان از صحت اعتبار الگو، آزمون‌های تشخیصی هم انجام گرفت که نتایج این آزمون‌ها در جدول ۸ آورده شده است. همانطور که در جدول نیز مشخص است بر اساس آماره‌های ضریب لاگرانژ و F ، فرض صفر بنی بر عدم وجود خودهمبستگی، عدم واریانس ناهمسانی، فرم تابعی غلط و نرمال نبودن جملات خطا رد نمی‌شود. از این‌رو می‌توان گفت که اعتبار الگوی برآورد شده مورد تایید است.

جدول ۷: برآورد مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی مدل I

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۰۲۷	۰/۲۳۸	۰/۰۶۶
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۱/۴۲۸	۳/۰۴۶	۰/۰۰۴
وقفه اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۰/۰۴۹	۰/۲۷۷	۰/۷۸۳
وقفه دوم لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۰/۶۸۰	۲/۸۳۰	۰/۰۰۷
لگاریتم شاخص قیمت سهام	-۰/۱۵۹	-۱/۱۹۶	۰/۲۳۸
عرض از مبدا	-۱۳/۲۳۷	-۱/۹۳۵	۰/۰۵۹
متغیر مجازی تحریم سال ۱۳۸۵	۰/۴۲۶	۱/۹۲۶	۰/۰۶۰
متغیر مجازی تحریم سال ۱۳۸۹	۰/۳۸۲	۱/۷۵۷	۰/۰۸۵
متغیر مجازی تحریم سال ۱۳۹۰	-۳/۵۰۲	-۳/۱۸۶	۰/۰۰۳
متغیر مجازی تحریم سال ۱۳۹۱	۱/۱۷۲	۳/۱۷۲	۰/۰۰۳
آماره F		۴۴/۶۰۲	۰/۰۰۰
ضریب تعیین			۰/۸۹۷
ضریب تعیین تعدیل شده			۰/۸۷۷
آماره دوربین واتسون			۱/۸۸۷

منبع: محاسبات تحقیق

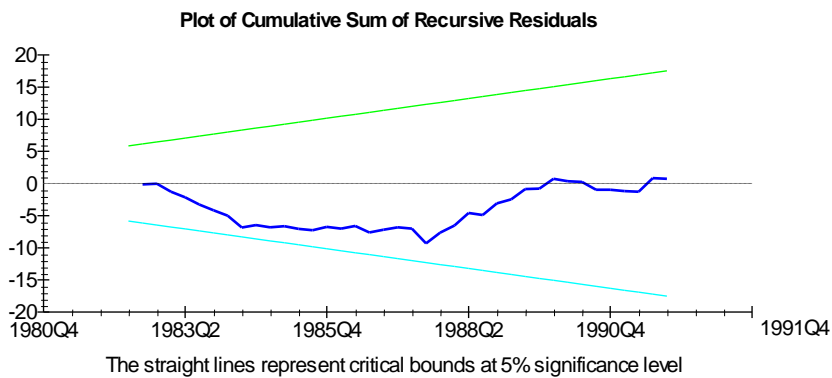
جدول ۸: نتایج آزمون تشخیصی برای مدل I

آزمون	آماره	F
عدم خودهمبستگی	LM ۰/۷۵۷ (۰/۹۴۴)	۰/۱۴۳ (۰/۹۶۵)
تصریح فرم تابعی	۰/۷۴۰ (۰/۳۹۰)	۰/۶۰۲ (۰/۴۴۲)
نرمال بودن جمله خطا	۱/۱۴۹ (۰/۵۶۳)	غیر قابل محاسبه
عدم واریانس ناهمسانی	۰/۰۱۳ (۰/۹۰۹)	۰/۰۱۲ (۰/۹۱۱)

منبع: محاسبات تحقیق

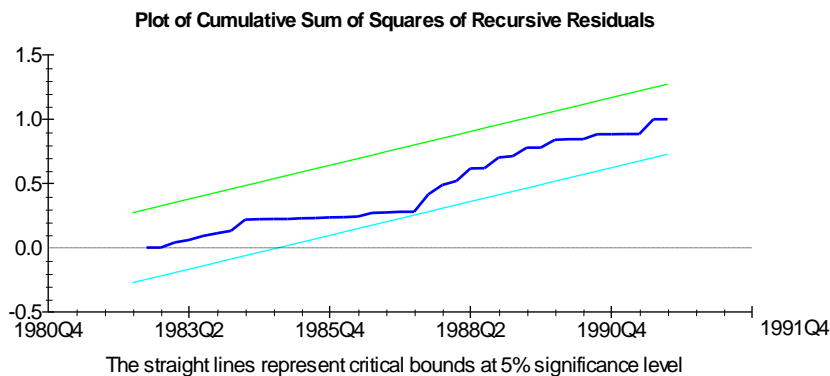
حال به بررسی ثبات پارامترهای الگو با استفاده از آماره‌های مجموع انباشته پسماندهای برگشتی (CUSUM) و مجموع مربعات انباشته پسماندهای برگشتی (CUSUMSQ) می‌پردازیم. آزمون اول برای بررسی تغییرات سیستماتیک در ضرایب تخمین زده شده و آزمون دوم برای بررسی وجود تغییرات ناگهانی و تصادفی در ثبات ضرایب مورد استفاده قرار می‌گیرد. اگر آماره‌ها بین خطوط مرزی که بصورت دو خط هستند، قرار گیرد، فرضیه صفر یعنی ثبات پارامترها رد نخواهد شد. نتایج مربوط به این آزمون‌ها برای مدل ادر نمودارهای ۱ و ۲ آورده شده است. همانطور که در نمودار نیز مشخص است، پارامترهای مدل از ثبات لازم برخوردار هستند. بنابراین می‌توان گفت بر اساس این دو آزمون فرض صفر مبنی بر وجود ثبات در پارامترها رد نشده و پارامترهای مدل از ثبات لازم برخوردار هستند.

نمودار ۱: مجموع انباشته پسماندهای برگشتی (CUSUM) مدل I



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۲: مجموع انباشته مربعات پسماندهای برگشتی (CUSUMSQ) مدل ۲



منبع: محاسبات تحقیق

وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. عمده‌ترین شهرت الگوی تصحیح خطا آن است که نوسانات کوتاه‌مدت را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. در این قسمت به بررسی برآورد و تحلیل نتایج الگوی تصحیح خطا می‌پردازیم. برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جملات خطای مربوط به رگرسیون هم‌انباشتگی برآورد ضرایب بلندمدت الگو را با یک وقفه زمانی به‌عنوان یک متغیر توضیحی در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرهای الگو قرار دهیم و سپس ضرایب الگو را برآورد کنیم (اسلاملوئیان و زارع، ۱۳۸۵). نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطای مدل I در جدول ۹ آورده شده است. آنچه در الگوی تصحیح خطا مورد توجه است و اهمیت زیادی دارد ضریب $ECM(-1)$ است که سرعت تعدیل فرایند عدم تعادل را نشان می‌دهد. این علامت بایستی منفی باشد چون نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل تصحیح می‌شود. همانگونه که از جدول ۹ نیز مشخص است، ضریب برآوردی $ECM(-1)$ در $-0/081$ است که معنی‌داری آن نیز از نظر آماری تایید می‌شود. این عدد نشان می‌دهد که در هر دوره حدود $8/1$ درصد از عدم تعادل در مدل تصحیح می‌شود؛ یعنی می‌توان گفت حدود ۱۲ دوره طول می‌کشد تا عدم تعادل در سپرده‌های بانک‌های تجاری ایران برطرف شود. از آنجایی که داده‌های مورد بررسی فصلی هستند یعنی می‌توان گفت که رسیدن به تعادل حدود ۳ سال زمان نیاز دارد.

ضرایب مربوط به تفاضل مرتبه اول متغیرها ضرایب کوتاه‌مدت مدل را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت سهام در کوتاه‌مدت اثر معنی‌داری بر حجم سپرده‌های بانکی ندارند اما متغیر تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی ایران داشته است.

جدول ۹: نتایج الگوی تصحیح خطای مدل I

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۰۲۷	۰/۲۳۸	۰/۸۱۳
تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۱/۴۲۸	۳/۰۴۶	۰/۰۰۴
وقفه اول تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۰/۶۸۰	۲/۸۳۰	۰/۰۰۷
تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص قیمت سهام	۰/۱۵۹	۱/۱۹۶	۰/۲۳۸
عرض از مبدا	-۱۴/۲۳۷	-۱۹/۹۳۵	۰/۰۵۹
متغیر مجازی تحریم ۱۳۸۵	۰/۴۲۶	۱/۹۲۶	۰/۰۶

۰/۰۸۵	۱/۷۵۷	۰/۳۸۲	متغیر مجازی تحریم ۱۳۸۹
۰/۰۰۳	-۳/۱۸۶	-۳/۵۰۲	متغیر مجازی تحریم ۱۳۹۰
۰/۰۰۳	۳/۱۷۲	۱/۱۷۲	متغیر مجازی تحریم ۱۳۹۱
۰/۰۵۱	۱/۸۶۵	-۰/۰۸۱	ضریب تصحیح خطا
۰/۰۰۱	۳/۸۵۱		آماره F
۰/۴۲۹			ضریب تعیین
۰/۳۱۸			ضریب تعیین تعدیل شده
۱/۸۸۷			آماره دوربین واتسون

منبع: محاسبات تحقیق

مدل دوم این تحقیق بصورت زیر است:

مدل II

$$DPG_t = \beta_0 + \sum_{h=1}^{p-1} \beta_h TDP_{t-h} + \sum_{h=0}^q \alpha_h INF_{t-h} + \sum_{h=0}^p \gamma_h GDP_{t-h} + \sum_{h=0}^r \theta_h TSE_{t-h} + \sum_{i=1}^5 z_i D_i + u_t \quad (10)$$

که در رابطه فوق متغیرها همان متغیرهای قبلی بوده فقط DPG نشان‌دهنده سپرده‌های بانک‌های دولتی است. نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر مدل II بطور خلاصه در جدول ۱۰ آمده است. با توجه به نتایج جدول ۱۰، در این مدل هر دو آماره λ_{max} و λ_{trace} وجود یک بردار همگرایی را تایید می‌کند؛ زیرا فرض صفر مربوط به عدم وجود بردار همگرایی توسط هر دو آماره رد می‌شود ولی فرض مربوط به وجود بیش از یک بردار همگرایی رد نمی‌شود. بنابراین می‌توان گفت که متغیرهای مدل II نیز همگرا (همجمع) هستند.

جدول ۱۰: نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای تشخیص بردار همگرایی مدل I

فرض صفر	فرض مقابل	آماره	مقدار بحرانی	
$r=0$	$r=1$	۳۵/۱۳۷	۳۱/۰۰۰	λ_{max}
$r \leq 1$	$r=2$	۱۸/۱۵۸	۲۴/۳۵۰	
$r=2$	$r=3$	۱۳/۱۴۱	۱۸/۳۳۰	
$r \leq 3$	$r=4$	۸/۴۹۰	۱۱/۵۴۰	
$r=0$	$r=1$	۶۶/۵۹۰	۵۸/۹۳۰	λ_{trace}
$r \leq 1$	$r=2$	۳۳/۷۹۰	۳۹/۳۳۰	
$r=2$	$r=3$	۲۱/۶۳۱	۲۳/۸۳۰	
$r \leq 3$	$r=4$	۸/۴۹۰	۱۱/۵۴۰	

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج مربوط به برآورد الگوی بلندمدت برای مدل II در جدول ۱۱ آورده شده است. همان‌طور که در جدول نیز مشخص است، در بلندمدت متغیرهای تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت سهام و شاخص قیمت مصرف‌کننده اثر معنی‌داری بر حجم سپرده‌های بانک‌های دولتی ایران نداشته‌اند.

جدول ۱۱: برآورد ضرایب بلندمدت مدل II

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۰/۱۰۲	۰/۹۰۸	۰/۳۶۸
لگاریتم شاخص قیمت سهام	۰/۰۴۴	۰/۷۵۱	۰/۴۵۶
لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده	۰/۱۰۶	۰/۵۳۸	۰/۱۳۱

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول ۱۲ نیز مشخص است، بر اساس معیار شوارتز متغیرهای حجم سپرده در بانک‌های دولتی با یک وقفه و بقیه متغیرها بدون وقفه وارد مدل شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بجز وقفه اول لگاریتم سپرده‌های بانک‌های دولتی و لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده، بقیه متغیرها اثر معنی‌داری بر حجم سپرده‌های بانک‌های دولتی در ایران نداشته‌اند. بنابراین می‌توان گفت که لگاریتم تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت سهام و همچنین تحریم‌ها علیه ایران اثر معنی‌داری بر حجم سپرده‌های بانک‌های دولتی ایران نداشته است.

جدول ۱۳ نیز نتایج آزمون تشخیصی برای برآورد مدل II را نشان می‌دهد که نتایج حاکی از مناسب بودن مدل برآوردی است.

جدول ۱۲: برآورد مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی مدل II

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
وقفه اول لگاریتم سپرده در بانک‌های دولتی	۰/۸۳۶	۱۰/۱۹۴	۰/۰۰۰
لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده	۰/۰۱۷	۲/۳۱۴	۰/۰۲۵
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۰/۰۱۶	۰/۹۲۴	۰/۳۶۰
لگاریتم شاخص قیمت سهام	۰/۰۰۷	۰/۷۶۸	۰/۴۴۶
عرض از مبدا	۱/۶۰۸	-۱/۹۳۵	۰/۰۵۹
روند زمانی	۰/۰۱۰	۱/۸۵۶	۰/۰۷
متغیر مجازی تحریم سال ۱۳۸۵	۰/۰۲۶	۱/۵۲۹	۱/۳۳
متغیر مجازی تحریم سال ۱۳۸۹	-۰/۰۲۲	-۱/۳۵۵	۰/۱۸۲
متغیر مجازی تحریم سال ۱۳۹۰	-۰/۰۵۶	-۱/۴۳۳	۰/۱۵۸
متغیر مجازی تحریم سال ۱۳۹۱	۰/۰۲۶	۱/۴۱۳	۰/۱۶۴
آماره F		۱۴۶/۸	۰/۰۰۰
ضریب تعیین		۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
آماره دوربین واتسون		۱/۷۲۵	۱/۷۲۵

منبع: محاسبات تحقیق

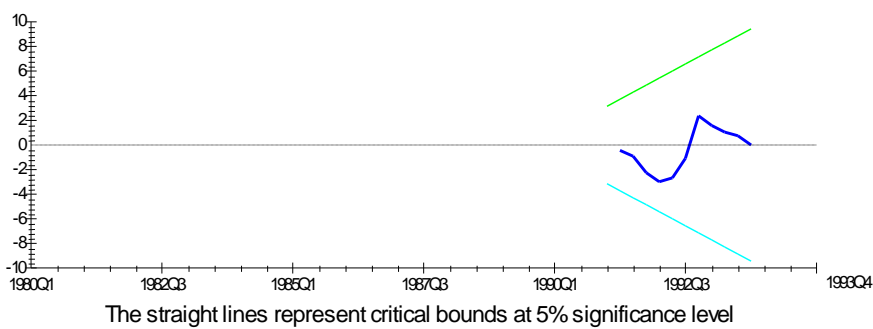
جدول ۱۳: نتایج آزمون تشخیصی برای مدل II

آزمون	آماره	LM	F
عدم خودهمبستگی		۰/۷۵۷ (۰/۹۴۴)	۰/۱۴۳ (۰/۹۶۵)
تصریح فرم تابعی		۰/۰۷۱ (۰/۷۹۰)	۰/۰۵۷ (۰/۸۱۲)
نرمال بودن جمله خطا		۳/۴۱۲ (۰/۳۵۸)	غیر قابل محاسبه
عدم واریانس ناهمسانی		۱/۲۹۸ (۰/۲۵۴)	۱/۲۸۱ (۰/۲۶۳)

منبع: محاسبات تحقیق

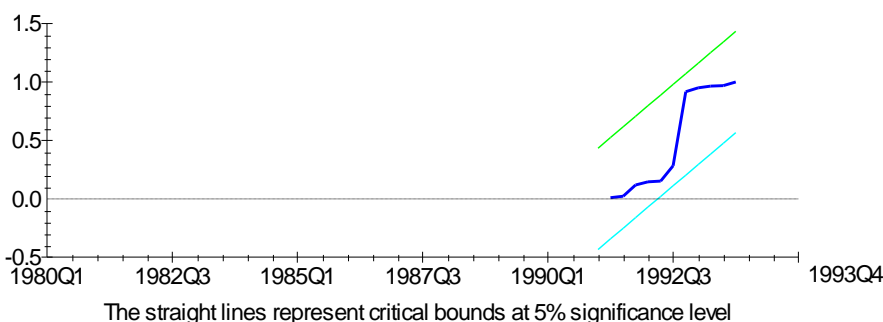
نتایج مربوط به این آزمون‌های مجموع انباشته پسماندهای برگشتی (CUSUM) و مجموع مربعات انباشته پسماندهای برگشتی (CUSUMSQ) برای نمودار ۲ در نمودارهای ۳ و ۴ آورده شده است. همانطور که در نمودار نیز مشخص است، پارامترهای مدل از ثبات لازم برخوردار هستند. بنابراین می‌توان گفت بر اساس این دو آزمون فرض صفر مبنی بر وجود ثبات در پارامترها رد نشده و پارامترهای مدل از ثبات لازم برخوردار هستند.

نمودار ۳: مجموع انباشته پسماندهای برگشتی (CUSUM) مدل II



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۴: مجموع انباشته مربعات پسماندهای برگشتی (CUSUMSQ) مدل II



منبع: محاسبات تحقیق

نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطای مدل II در جدول ۱۴ آورده شده است. همانگونه که از جدول ۱۴ نیز مشخص است، ضریب برآوردی $ECM(-1)$ در $-۰/۱۶۳$ است که معنی‌داری آن نیز از نظر آماری تایید می‌شود. این عدد نشان می‌دهد که در

هر دوره حدود ۱۶ درصد از عدم تعادل در سپرده‌های بانک‌های دولتی ایران تصحیح می‌شود؛ یعنی می‌توان گفت حدود ۶ دوره طول می‌کشد تا عدم تعادل برطرف شود. از آنجایی که داده‌های مورد بررسی فصلی هستند یعنی می‌توان گفت که رسیدن به تعادل حدود ۱/۵ سال زمان نیاز دارد.

جدول ۱۴: نتایج الگوی تصحیح خطای مدل II

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده	۰/۰۱۷	۲/۳۱۴	۰/۰۲۵
تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۰/۰۱۶	۰/۹۲۴	۰/۳۶۰
وقفه اول تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۰/۰۰۷	۰/۷۶۸	۰/۴۴۶
عرض از مبدا	۱/۶۰۸	۱/۷۵۹	۰/۰۸۵
متغیر مجازی تحریم ۱۳۸۵	۰/۰۲۶	۱/۵۲۹	۰/۱۳۳
متغیر مجازی تحریم ۱۳۸۹	-۰/۰۲۲	-۱/۳۵۵	۰/۱۸۲
متغیر مجازی تحریم ۱۳۹۰	-۰/۰۵۶	-۱/۴۳۳	۰/۱۵۸
متغیر مجازی تحریم ۱۳۹۱	۰/۰۲۶	۱/۴۱۳	۰/۱۶۴
ضریب تصحیح خطا	-۰/۱۶۳	-۱/۹۸۷	۰/۰۵۳
آماره F		۳/۸۵۱	۰/۰۰۱
ضریب تعیین			۰/۵۹۳
ضریب تعیین تعدیل شده			۰/۴۵۵
آماره دوربین واتسون			۱/۷۲۵

منبع: محاسبات تحقیق

مدل ۳ این تحقیق نیز بصورت زیر است که در آن DPP سپرده‌های بانکهای خصوصی است.

مدل III

$$DPP_t = \beta_0 + \sum_{h=1}^{p-1} \beta_h TDP_{t-h} + \sum_{h=0}^q \alpha_h INF_{t-h} + \sum_{h=0}^p \gamma_h GDP_{t-h} + \sum_{h=0}^r \theta_h TSE_{t-h} + \sum_{i=1}^5 z_i D_i + u_t \quad (11)$$

نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر بطور خلاصه در جدول ۲ آمده است. با توجه به نتایج جدول ۱۵، در این مدل هر دو آماره λ_{max} و λ_{trace} وجود یک بردار همگرایی را تایید می‌کند. بنابراین می‌توان گفت که متغیرهای مدل III همجمع هستند.

جدول ۱۵: نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای تشخیص بردار همگرایی مدل III

مقدار بحرانی	آماره	فرض مقابل	فرض صفر
۳۱/۰۰۰	۳۸/۳۵۸	r=۱	r=۰
۲۴/۳۵۰	۱۶/۵۵۳	r=۲	r<=۱
۱۸/۳۳۰	۹/۴۵۶	r=۳	r=۲
۱۱/۵۴۰	۳/۰۱۹	r=۴	r<=۳

بیست و نهمین همایش بانکداری اسلامی

$r=0$	$r=1$	۶۷/۳۸۸	۵۸/۹۳۰	λ_{trace}
$r \leq 1$	$r=2$	۲۹/۰۲۹	۳۹/۳۳۰	
$r=2$	$r=3$	۱۲/۴۷۶	۲۳/۸۳۰	
$r \leq 3$	$r=4$	۳/۰۱۹	۱۱/۵۴۰	

*مقدار بحرانی بر حسب معنی داری ۹۵ درصد است

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول ۱۵ نیز مشخص است، تولید ناخالص داخلی در بلندمدت اثر مثبت و معنی داری و شاخص قیمت سهام اثر منفی و معنی داری بر حجم سپرده بانکی بانک‌های خصوصی در ایران داشته‌اند. در صورتی که شاخص قیمت مصرف‌کننده در بلندمدت اثر معنی داری بر حجم سپرده‌های بانکی بانک‌های خصوصی نداشته است.

جدول ۱۶: برآورد ضرایب بلندمدت مدل III

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۰/۵۸۴	۲/۷۳۲	۰/۰۰۹
لگاریتم شاخص قیمت سهام	-۰/۶۰۸	-۲/۴۶۷	۰/۰۱۷
لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده	-۰/۰۵۶	-۰/۲۹۰	۰/۷۷۳

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۱۷: برآورد مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی مدل III

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۰۱۵	۰/۰۵۱	۰/۹۵۹
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۰/۵۹۳	۲/۳۹۷	۰/۰۲۰
لگاریتم شاخص قیمت سهام	-۰/۵۳۹	-۱/۷۲۳	۰/۰۹۱
متغیر مجازی تحریم سال ۱۳۸۵	۰/۸۰۱	۱/۷۰۱	۰/۰۹۵
متغیر مجازی تحریم سال ۱۳۸۹	-۰/۱۱۶	-۱/۸۶۲	۰/۰۶۴
متغیر مجازی تحریم سال ۱۳۹۰	-۱/۱۱۱	-۲/۱۸۶	۰/۰۰۹
متغیر مجازی تحریم سال ۱۳۹۱	۰/۲۸۳	۰/۴۱۶	۰/۶۷۹
آماره F		۷/۰۰۱	۰/۰۰۰
ضریب تعیین		۰/۶۶۱	
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۵۹۵	
آماره دوربین واتسون		۲/۱۰۷	

منبع: محاسبات تحقیق

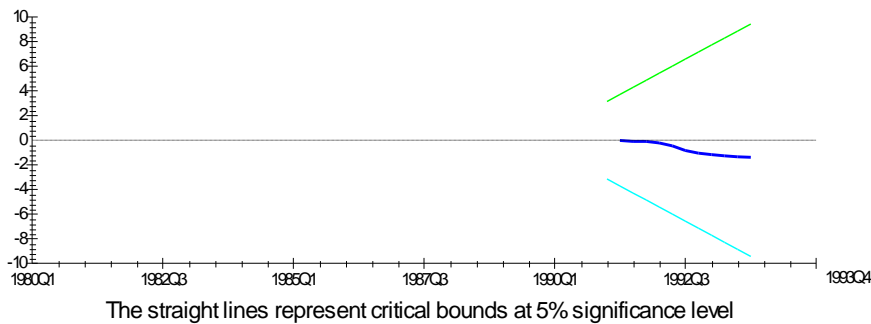
جدول ۱۸: نتایج آزمون تشخیصی برای مدل III

آزمون	آماره	F
عدم خودهمبستگی	LM ۰/۸۲۳ (۰/۹۳۵)	۰/۱۶۷ (۰/۹۵۸)
تصریح فرم تابعی	۰/۰۷۵ (۰/۷۸۴)	۰/۰۶۴ (۰/۸۰۱)
نرمال بودن جمله خطا	۱/۱۲۷ (۰/۶۳۴)	غیر قابل محاسبه
عدم واریانس ناهمسانی	۱/۱۰۸ (۰/۷۲۴)	۱/۶۳۴ (۰/۶۳۸)

منبع: محاسبات تحقیق

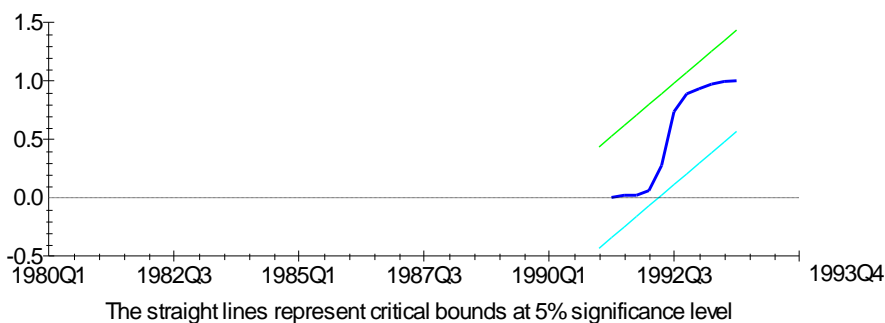
حال به بررسی ثبات پارامترهای الگو با استفاده از آماره‌های مجموع انباشته پسماندهای برگشتی (CUSUM) و مجموع مربعات انباشته پسماندهای برگشتی (CUSUMSQ) می‌پردازیم. آزمون اول برای بررسی تغییرات سیستماتیک در ضرایب تخمین زده شده و آزمون دوم برای بررسی وجود تغییرات ناگهانی و تصادفی در ثبات ضرایب مورد استفاده قرار می‌گیرد. اگر آماره‌ها بین خطوط مرزی که بصورت دو خط هستند، قرار گیرد، فرضیه صفر یعنی ثبات پارامترها رد نخواهد شد. نتایج مربوط به این آزمون‌ها برای مدل مربوط به مدل III در نمودارهای ۵ و ۶ آورده شده است. همانطور که در نمودار نیز مشخص است، پارامترهای مدل از ثبات لازم برخوردار هستند. بنابراین می‌توان گفت بر اساس این دو آزمون فرض صفر مبنی بر وجود ثبات در پارامترها رد نشده و پارامترهای مدل از ثبات لازم برخوردار هستند.

نمودار ۵: مجموع انباشته پسماندهای برگشتی (CUSUM) مدل III



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۶: مجموع مربعات پسماندهای برگشتی (CUSUMSQ) مدل III



منبع: محاسبات تحقیق

نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطای مدل III در جدول ۱۹ آورده شده است. همانگونه که از این جدول نیز مشخص است، ضریب برآوردی ضریب تصحیح خطای مدل III، ۰/۲۵۷- است که معنی‌داری آن نیز از نظر آماری تایید می‌شود. این عدد نشان می‌دهد که در هر دوره حدود ۲۵/۷ درصد از عدم تعادل در سپرده‌های بانک‌های خصوصی ایران تصحیح می‌شود؛ یعنی می‌توان گفت حدود ۴ دوره یعنی حدود یک سال طول می‌کشد تا عدم تعادل برطرف شود. نتایج همچنین نشان می‌دهد که شاخص قیمت سهام در کوتاه‌مدت نیز اثر منفی و معنی‌داری بر حجم سپرده‌های بانکی ایران داشته‌اند در حالی که دو متغیر دیگر یعنی تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت مصرف‌کننده اثر معنی‌داری در کوتاه‌مدت بر حجم سپرده‌های بانک‌های خصوصی ایران ندارند.

جدول ۱۹: نتایج الگوی تصحیح خطای مدل III

سطح احتمال	آماره t	ضریب	متغیر توضیحی
۰/۰۳۱	۲/۲۲۳	۰/۲۸۷	وقفه اول تفاضل مرتبه اول لگاریتم سپرده های بانکهای خصوصی
۰/۳۶۱	۰/۹۲۳	۰/۷۸۶	تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی
۰/۰۴۸	-۱/۹۶۲	-۰/۱۶۸	تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص قیمت سهام
۰/۸۸۱	۰/۱۵۰	۰/۱۵۱	تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده
۰/۰۰۶	۱/۳۷۷	۰/۴۶۳	متغیر مجازی تحریم ۱۳۸۵
۰/۰۴۰	۲/۱۱۴	۰/۳۹۰	متغیر مجازی تحریم ۱۳۸۹
۰/۳۴۳	-۰/۹۵۷	-۰/۲۷۱	متغیر مجازی تحریم ۱۳۹۰
۰/۰۹۱	۱/۷۲۳	۰/۴۳۷	متغیر مجازی تحریم ۱۳۹۱
۰/۰۰۴	۲/۹۹۳	-۰/۲۵۷	ضریب تصحیح خطا
۰/۰۲۷	۲/۴۴۷		آماره F
۰/۵۲۹			ضریب تعیین
۰/۳۱۷			ضریب تعیین تعدیل شده
۲/۰۸۹			آماره دوربین واتسون

منبع: محاسبات تحقیق

۵- نتیجه گیری

نتایج این مطالعه نشان دادند که تولید ناخالص داخلی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر حجم کل سپرده‌های بانکی ایران داشته است. بنابراین می‌توان گفت که با افزایش تولید ناخالص داخلی و در پی آن افزایش قدرت خرید افراد، توانایی افراد برای سپرده‌گذاری در نظام بانکی افزایش یافته و بنابراین باعث افزایش سپرده‌گذاری در نظام بانکی می‌شود. شاخص قیمت سهام در بلندمدت اثر منفی و معنی‌داری بر حجم سپرده‌های بانکی دارد در صورتی که در کوتاه‌مدت اثر معنی‌داری ندارد. این نتایج نشان می‌دهد که با افزایش شاخص قیمت سهام که در نتیجه افزایش قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار ایران است، بازدهی بازار سهام افزایش پیدا کرده و افراد سعی می‌کنند که سبد دارایی خود را به سمت خرید سهام شرکت‌های مختلف هدایت کرده و در نتیجه سپرده‌گذاری در نظام بانکی کاهش پیدا می‌کند. همچنین شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری نرخ تورم در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌دار و در کوتاه‌مدت اثر معنی‌داری بر حجم سپرده‌های بانکی ایران ندارد.

نتایج مربوط به مدل حجم سپرده‌های بانک‌های دولتی نیز نشان داد که فقط تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت اثر مثبت و معنی‌داری بر حجم سپرده‌های بانک‌های دولتی دارد و در بلندمدت هیچ‌کدام از متغیرها اثر معنی‌داری بر حجم سپرده‌های بانک‌های دولتی ایران ندارند. از طرف دیگر تحریم‌های علیه ایران نتوانسته‌اند بصورت معنی‌داری حجم سپرده‌های بانکی ایران را تحت تاثیر قرار دهند. می‌توان گفت که تغییر در سپرده‌های بانکی بیشتر تحت تاثیر سیاست‌های دولت قرار می‌گیرد. نتایج مربوط به برآورد مدل مربوط به سپرده‌گذاری در بانک‌های خصوصی نشان دادند که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، شاخص قیمت سهام اثر منفی و معنی‌دار و تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنی‌داری بر حجم سپرده‌های بانک‌های خصوصی داشته‌اند؛ اما شاخص قیمت مصرف‌کننده اثر معنی‌داری نداشته است. نتایج همچنین نشان‌دهنده اثر معنی‌دار مثبت تحریم‌های بر سپرده‌گذاری در بانک‌های خصوصی بوده است. می‌توان گفت با افزایش تولید ناخالص داخلی و در نتیجه آن درآمد پولی افراد قدرت پس‌انداز افزایش پیدا کرده و سپرده‌های بانکی افزایش می‌یابد؛ از طرف دیگر با افزایش بازدهی بازار سهام، نقدینگی به سمت بازار سهام انتقال پیدا کرده و سپرده‌گذاری در نظام بانکی را کاهش می‌دهد. در نهایت با توجه به نتایج الگو، حجم کل سپرده‌های بانکی به طور منفی متأثر از تحریم‌های اقتصادی می‌باشد.

مراجع:

منابع فارسی

۱. احمدپور، احمد؛ علیرضا غلامی کیان و فرشاد سلیم. "شاخص‌های تحلیل قیمت در بورس با تأکید بر شاخص‌های قیمتی"، چاپ اول، تهران: انتشارات ترمه. (۱۳۸۶)
۲. اسلاملوئیان، کریم؛ هاشم زارع. "بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و دارایی‌های جایگزین بر قیمت سهام در ایران: الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی"، پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۹، ص ص ۴۶-۱۷. (۱۳۸۵)
۳. باقری، حسن. "تحلیل عوامل مؤثر بر سودآوری بانک‌های تجاری (مطالعه موردی: بانک رفاه)"، مجله تحقیقات مالی، شماره ۲۱، ص ص ۲۶-۳. (۱۳۸۵)
۴. پیرائی، خسرو و محمد رضا شهسوار "تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال نهم، شماره اول، ص ص ۲۱-۳۸. (۱۳۸۸)
۵. دارابی، رؤیا و علی مولایی. "اثر متغیرهای نقدینگی، تورم، حفظ سرمایه، تولید ناخالص داخلی بر سودآوری بانک ملت"، مجله دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره ۱۰، ص ص ۱۸۲-۱۳۹. (۱۳۹۰)
۶. رازانی، بهرام. "بررسی و معرفی روش‌های جدید و مؤثر جذب منابع مالی در شعب بانک تجارت استان لرستان"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد واحد خوراسگان، دانشکده علوم پایه. (۱۳۸۲)
۷. قره باغیان، مرتضی. "اقتصاد رشد و توسعه"، جلد اول، تهران: نشر نی. (۱۳۷۲)
۸. مغویی‌نژاد، حمید. "بررسی عوامل مؤثر بر افزایش سپرده‌گذاری مشتریان در شعب بانک تجارت شهرستان رفسنجان (از دیدگاه مشتریان)"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد واحد کرمان، دانشکده ادبیات و علوم انسانی. (۱۳۷۸)
۹. مظفری، علی. "بررسی عوامل مؤثر بر جذب سپرده در بانک‌های دولتی با تأکید بر بانک سپه"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد واحد خوراسگان، دانشکده علوم انسانی. (۱۳۸۹)
۱۰. منصف، عبدالعلی و نسرین منصوری. "بررسی عوامل مؤثر بر حجم سپرده‌های بانکی (با تأکید بر نرخ سود اوراق مشارکت: ۱۳۸۷-۱۳۶۷)"، مجله دانش و توسعه (علمی - پژوهشی)، سال هفدهم، شماره ۳۴، ص ص ۹۰-۶۹. (۱۳۸۹)

۱۱. هاشمی، امینه؛ حسین شریفی رنانی و سارا قبادی. "بررسی چگونگی تجهیز منابع بانک‌های تجاری با اثرپذیری از سیاست‌های پولی"، اولین همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصاد ایران با رویکرد حمایت از تولید ملی، اصفهان: دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان. (۱۳۹۲)

1. Almejyesh, S. S., & K. S. Rajha. "Behavioral Determinants and Their Impact on Customer Savings Deposits in Islamic Banks in Saudi Arabia". *Journal of Islamic Banking and Finance*, Vol. 2, No. 1, pp: 163-186. (2104)
2. Athanasoglou, P. P., S. N. Brissimis., & M. D. Delis. "Bank-specific, industry-
3. ts of commercial bank deposits in a regional financial center". IMF working paper, pp: 9-195. (2008)
4. Haron, S., & W. Azmi. "Determinants of Islamic and conventional deposits in the Malaysian banking system". *Man. Finance*, Vol. 34, No. 9, pp: 618-643. (2008)
5. Hassan, M. k., & A. H. M. Bashir.. "Determinants of Islamic Banking Profitability". ERF Paper, <http://www.kantakji.com>. (2003)
6. Kanj, O., & R. El Khouri. "Determinants of Non-Resident deposit in commercial banks: empirical evidence from Lebanon". *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 5, No. 12, PP: 135-150. (2013)
7. Kasri, R. A., & S. Hj. Kassim "Empirical Determinants of Saving in the Islamic Banks: Evidence from Indonesia". *Jkau Islamic Econ*, Vol. 22, No. 2, pp: 181-201. . (2009).
8. Levine, R., "Financial development and economic growth", Policy Research Paper, The World Bank, p:408. (1996)
9. Markowits, H., "Portfolio selection". *The Journal of Finance*, Vol. 7, PP: 77-91.
10. Martin, O.. Deputy Director, African Development Bank, 01 B.P. Abidjan 01, Cote d'Ivoire. (2008)
11. Mobin, M. A., & M. Masih. "Do the macroeconomic variables have any impact on the Islamic bank deposits? An application of ARDL approach to the Malaysian market". Mpra Paper, No. 62342, <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/62342/>.(2014)
12. Pesaran, M. H., & A. Smith. "Testing structural hypothesis n multivariate cointegration analysis", *Journal of econometrics*, Vol. 53, PP: 211-244. (1998)
13. Sudin, H., & W. N. W. Azmi. "Measuring Depositors Behavior of Malaysian Banks (1991)

Abstract

The Effect of Macroeconomic Variables and Sanctions on the Bank Deposit Penetration in Iran

In this study, by using quarterly data on 1379- 1393 period and distributed lags method for private and government banks, effective macro factors and sanctions on banking system deposits has been analyzed. The results shows that GDP has both short run and long run effects on total banking deposits. Stock market index has negative and meaningful effect on the banking deposits, with no short run effect. Moreover, CPI has long run positive effect with no short run effect. Results for government banks show that just GDP in short run has positive and meaningful effect on deposits and no variable has long run effect. Results for private banks show that in short and long run, stock index and has meaningful and negative effect and GDP has positive one. But CPI has no effect. For sanctions, the results show that sanctions have negative effect on private bank`s deposits with no effect for public banks and in general, sanctions have negative effect on deposits.