فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیستم، شماره ۶۳، پاییز ۱۳۹۱، صفحات ۱۷۰- ۱۵۵

بررسی رفتار سپرده‌گذاران بلندمدت نسبت به تغییرات نرخ بهره بانکی

محمد رضایی‌پور
عضو هیأت‌علمی مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی
mrezaeepoor59@gmail.com

ابوالفضل نجارزاده
دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه مفید
abolfazlnajarzadeh@gmail.com

مهدی ذوالفقاری
دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
mahdizolfaghari@gmail.com

در مطالعه حاضر، تأثیر نوسان‌های نرخ بهره بانکی برحجم سپرده‌های بانکی بلندمدت در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. تجزیه و تحلیل داده‌های مورد استفاده در این مطالعه با استفاده از الگوی خود رگرسیون‌برداری یوهانسون و جوسیلیوس (VAR) و مدل تصحیح خطای برداری (VECM) طی دوره (۱۳۸۷- ۱۳۵۲) صورت گرفته است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد رابطه تعادلی بلندمدت بین نرخ بهره و حجم منابع مالی بانک‌ها معنادار بوده است و تأثیر افزایش نرخ بهره بر حجم منابع مالی بانک‌ها مثبت می‌باشد، البته اثر بلندمدت نرخ بهره بر حجم منابع مالی در مدل کوتاه‌مدت نیز تأیید گردید.

طبقه‌بندی JEL: *E4, E5, G15*.
واژه‌های کلیدی: *نرخ بهره اسمی، نرخ بهره حقیقی، سپرده بانکی.*

* **تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۲/۲۵** **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۸/۲۷**

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

۱. مقدمه

در سال‌های اخیرتغییر نرخ بهره بانکی یکی از ابزارهای پولی دولت در راستای مدیریت اقتصاد محسوب شده است. این سیاست به دلایلی نظر موافق و مخالف بسیاری از کارشناسان و مدیران اقتصادی را برانگیخته است.

به‌عنوان مثال، مثال موافقین سیاست تعدیل نرخ بهره معتقدند که هرگاه هزینه اجاره سرمایه یا همان نرخ بهره در اقتصاد کاهش یابد سرمایه‌گذاری، تولید، اشتغال و رفاه کلیه افراد جامعه افزایش می‌یابد، اما مخالفین این سیاست که بیش از تمام مسئولین و مدیران بانک‌های کشور هستند، استدلال می‌کنند که نخست به‌دلیل بالا بودن نرخ تورم سالانه عملاً پایین‌آوردن نرخ بهره سبب می‌گردد تا سپرده‌گذاری در بانک‌ها متوقف گردد. ثانیاً بانک‌ها به‌دلیل پایین‌آمدن نرخ سود تسهیلات دچار کاهش درآمد خواهند شد و در نتیجه بانک‌ها با پایین‌آمدن سود سپرده‌ها و سود تسهیلات دچار کمبود منابع می‌گردند.

با توجه به اهمیت این موضوع در این مقاله حاضر به‌دنبال پاسخگویی به این مسئله می‌باشیم که تأثیر اصلاح نرخ بهره بر تأمین منابع مالی بانک‌ها (سپرده‌های بلندمدت بانکی) در ایران به چه‌صورت بوده است (مثبت یا منفی) و در آینده به چه صورت است.

لازم به ذکر است با درنظرگرفتن این واقعیت که مؤسسات پولی و مالی از جمله بانک‌ها و بورس اوراق‌بهادار در جذب پس‌اندازها نقش مهمی ایفا می‌کنند در مطالعه حاضر تلاش می‌شود از مبانی نظری پس‌انداز جهت پاسخگویی به پرسش‌های محوری تحقیق[1] استفاده گردد.

۲. مبانی نظری و ادبیات گذشته

تئوری‌های مختلفی در زمینه بررسی عوامل مؤثر بر حجم سپرده‌های بانکی وجود دارد. از آن جمله می‌توان به تئوری‌های مربوط به پس‌انداز نظیر تئوری‌های کلاسیک‌ها و نئوکلاسیک‌ها، کینز[2]، نظریه دوره عمر فیشر و آندو – مدیلیانی[3] و فرضیه درآمد دائمی فریدمن اشاره نمود. اقتصاددانان کلاسیک و نئوکلاسیک پس‌انداز را چشم‌پوشی از مصرف حال به‌منظور افزایش مصرف آینده می‌دانند و معتقدند پاداش عمل پس‌انداز، نرخ بهره است. به عبارت دیگر، نرخ بهره عامل اصلی تعیین‌کننده پس‌انداز است

---

۱. الف) تغییر نرخ سود تسهیلات (و به‌دنبال آن نرخ بهره سپرده‌ها) چه تأثیری بر تأمین منابع مالی بانک‌ها در ایران گذاشته است؟ ب) تأثیر تغییر نرخ سود تسهیلات بر تأمین منابع مالی بانک‌ها در ایران به چه صورت بوده است (مثبت یا منفی) و در آینده به چه صورت می‌باشد (پیش‌بینی)؟

2. Keynes
3. Modigliani

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

و از آنجایی‌که درآمد در سطح اشتغال کامل ثابت درنظرگرفته می‌شود اثری بر پس‌انداز ندارد (برانسون، ۱۳۷۴). به اعتقاد آنان افزایش پس‌انداز به هر مقدار در سایه قانون عرضه و تقاضا باعث افزایش سرمایه‌گذاری و در نتیجه ترقی اقتصادی می‌شود. کینز به افزایش بیش از حد مطلوب پس‌انداز خوشبین نبود و سازوکار تعادل بخش نرخ بهره بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز را بی‌اساس دانسته و پس‌انداز افراد را تابعی از درآمدهای آنها می‌دانست. در نظریه دوره عمر فیشر وآندو – مدیلیانی به‌جای تکیه بر درآمد جاری پس‌انداز تابعی از ارزش فعلی درآمدهای پیش‌بینی شده برای مصرف‌کننده است. فریدمن در فرضیه درآمد دائمی خود هدف پس‌انداز را تخصیص جریان درآمد مصرف‌کننده به یک الگوی تقریباً یکنواخت می‌داند (برانسون، ۱۳۷۴). وی درآمد و مصرف را به دو بخش دائمی و گذرا تقسیم می‌کند و معتقد است که درآمد گذرا به پس‌انداز اختصاص می‌یابد و رابطه‌ای بین مصرف و درآمد گذرا وجود ندارد. جیمز دوزنبری پس‌انداز جمعی را مستقل از سطح مطلق درآمد می‌داند. وی معتقد است که پس‌انداز تابعی از درآمد نسبی یا نسبت درآمد جاری به بالاترین سطح درآمد گذشته است و وجود اثر چشم و هم‌چشمی (اثر نمایشی) بر پس‌انداز را رد می‌کند (برانسون، ۱۳۷۴).

با توجه تئوری‌های کلاسیک‌ها و نئوکلاسیک‌ها، کینز، نظریه دوره عمر فیشر و آندو – مدیلیانی و فرضیه درآمد دائمی مطالعاتی در کشورهای مختلف درخصوص بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز ملی صورت گرفته است. در این مورد از مطالعات آقولی (۱۹۹۰) برای کشورهای در حال توسعه نام برد. این مطالعات نتایج یکسانی در بر نداشت، اما در اکثر آنها نرخ‌های بازدهی که از طریق آن منابع مالی در طول زمان انتقال می‌یابند آشکارا یکی از کانال‌هایی است که در تحلیل مربوط به اثر تغییرات در فضای تصمیم‌گیری مالی خانوارها برای پس‌انداز به آن توجه می‌شود. البته علامت کشش نرخ بهره‌ای پس‌انداز هم به‌صورت تجربی و هم نظری مبهم است. اگرچه بر اساس مدل‌های بهینه‌یابی، پس‌انداز می‌بایست نسبت به نرخ‌های بهره حساس باشد، اما به‌دلیل وجود آثار مخالف و نامشخص‌بودن برایند نیروها، امکان نتیجه‌گیری روشن و آشکاری درخصوص علامت چنین کششی وجود ندارد. نرخ‌های بهره بالاتر، پس‌انداز را به‌دلیل وجود اثر جانشینی افزایش می‌دهند، اما ممکن است نرخ پس‌انداز درصورت نیرومندبودن آثار درآمدی و ثروت کاهش یابد. به هر حال، با مروری اجمالی بر ادبیات این مساله مشخص می‌شود مطالعاتی که علامت کشش نرخ بهره‌ای پس‌انداز را مثبت ارزیابی می‌کنند بیش از مطالعاتی است که آن را منفی می‌دانند، اما هر دو نوع ضرایب اغلب کوچک هستند (ابریشمی، ۱۳۸۵).

جدول (۱) خلاصه‌ای از نتایج مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در خصوص تأثیر نرخ بهره بر حجم پس‌انداز می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

جدول ۱. خلاصه نتایج مطالعات خارجی و داخلی

نام محقق	نتایج تحقیق
هاناهان[1] (۱۹۹۱)	وجود تفاوت در کشش نرخ بهره ای پس‌انداز برای کشورهای مختلف نشان‌دهنده خصوصیات متفاوت هر یک از ملل درخصوص سرانه ، نرخ رشد و سطوح بدهی و .... است. یکی دیگر از پیچیدگی‌های ارتباط بین نرخ‌های بهره و پس‌انداز وجود رابطه غیرخطی بین آنهاست. این رابطه غیرخطی ناشی از معادله اولر مربوط به تخصیص بین دوره‌ای مصرف و تاثیر نرخ بهره بر ثروت خانواده است.
تاجیک (۱۳۷۶)	در این رساله تلاش می‌شود عوامل مؤثر بر پس‌انداز خصوصی انتخاب و بر اساس آنها مدل رفتاری پس‌انداز خصوصی در کشور ایران طی سال‌های (۱۳۷۵ - ۱۳۴۸) ارائه شود. مهم‌ترین عواملی که بر پس‌انداز خصوصی در ایران تأثیر ندارند درآمد قابل تصرف و نرخ بهره واقعی است.
رشیدی (۱۳۷۶)	در این تحقیق مهم‌ترین عوامل مؤثر بر پس‌انداز ملی در دوره مزبور درآمد قابل تصرف، درآمد سرانه، بار تکفل، تراز پرداخت‌ها، نرخ بهره واقعی و عامل کیفی جنگ شناخته شده‌اند. در این تحقیق تغییرات درآمد قابل تصرف، درآمد سرانه، تراز پرداخت‌ها و نرخ بهره واقعی اثر مثبت بر پس‌انداز ملی داشته‌اند.
بهرامی (۱۳۸۶)	نتایج تحقیق وی بیانگر رابطه مثبت افزایش درآمد قابل تصرف و رابطه منفی توسعه‌یافتگی بازارهای مالی با پس‌انداز بخش خصوصی می‌باشد، اما علیرغم رابطه مثبت نرخ بهره و حجم پس‌انداز به‌دلیل معناداری ضریب موردنظر در سطح ۵ درصد می‌بایست در پذیرش آن با احتیاط برخورد کرد.
ابریشمی (۱۳۸۵)	مهمترین نتایجی که از این مطالعه به‌دست آمده است عبارتند از اینکه نظام مالی ایران طی سه دهه اخیر بانک محور بوده است وسهم اوراق‌بهادر در این نظام بسیار کم‌رنگ و ناچیز است. توسعه نظام مالی به‌صورت محدود و منحصر به توسعه کمی شاخص‌های بانکی تأثیر منفی بر پس‌انداز خصوصی در ایران داشته است.

مأخذ: نتایج تحقیق.

۳. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

در این بخش با توجه به مبانی نظری موجود و مطالعات انجام شده گذشته، ابتدا به معرفی متغیرهای مدل می پردازیم و سپس به بررسی ایستایی متغیرها،آزمون‌های همگرایی، بردار همگرایی ، بررسی پویایی کوتاه‌مدت و پیش‌بینی با استفاده از توابع تجزیه واریانس و عکس‌العمل آنی متغیرها می‌پردازیم. با توجه به مبانی‌نظری موجود و مطالعات گذشته، فرم تبعی مدل موردنظر برای بررسی اثر نرخ بهره بر منابع مالی بانک‌ها به‌صورت ذیل می‌باشد:

1. Honohan

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

$$LSB_t = \alpha + \beta LYD_t + \delta R_t + e_t \quad (۱)$$

در مدل فوق، LSB لگاریتم حجم سپرده‌های بلندمدت بانک‌ها، α ضریب ثابت مدل، δ ضریب رگرسیونی متغیر نرخ بهره، β ضریب متغیر لگاریتم درآمد و et جمله خطا می‌باشد. تمام آمار و اطلاعات مورد نیاز برای انجام این تحقیق از گزارش‌های اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی طی دوره (۱۳۸۷-۱۳۵۲) استخراج شده است (بانک مرکزی ج.ا.ایران).

۳-۱. آزمون ایستایی متغیرها

به منظور تخمین مدل‌های سری های زمانی، ابتدا می‌بایست ایستایی متغیرها بررسی و تعداد وقفه‌های بهینه مدل نیز انتخاب شود، بنابراین در این بخش برای اطمینان از ایستایی یا ناایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل، تمام متغیرهای موردنظر بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته مورد بررسی قرار می‌گیرد. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته بر اساس معنادار بودن هر یک از عوامل جبری (مقادیر ثابت) و معنادار بودن متغیرهای وابسته، برای کلیه متغیرهای موجود در مدل آزمون گردید. جدول (۱) نشان‌دهنده نتایج آزمون دیکی– فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای موردنظر می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

جدول ۲. آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای سطح متغیرها

Unit root tests for variable LSB
The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

21 observations used in the estimation of all ADF regressions.
Sample period from 1367 to 1387

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	.40356	31.8747	29.8747	28.8302	29.6481
ADF(1)	.58118	32.6240	29.6240	28.0572	29.2839
ADF(2)	.79774	32.8687	28.8687	26.7797	28.4153
ADF(3)	.62829	32.9850	27.9850	25.3737	27.4182

Unit root tests for variable LYD
The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

32 observations used in the estimation of all ADF regressions.
Sample period from 1356 to 1387

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	2.0344	26.3629	24.3629	22.8971	23.8770
ADF(1)	1.5221	26.8201	23.8201	21.6215	23.0913
ADF(2)	1.0889	27.2624	23.2624	20.3310	22.2907
ADF(3)	1.0257	27.2902	22.2902	18.6258	21.0756

Unit root tests for variable R
The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

32 observations used in the estimation of all ADF regressions.
Sample period from 1356 to 1387

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-.94635	-46.8060	-48.8060	-50.2718	-49.2919
ADF(1)	-1.0003	-46.5380	-49.5380	-51.7366	-50.2668
ADF(2)	-1.0956	-46.1168	-50.1168	-53.0482	-51.0885
ADF(3)	-1.2369	-45.6553	-50.6553	-54.3196	-51.8699

با عنایت به اینکه بزرگترین مقادیر معیارهای شوارتز- بیزین (SBC)، حنان–کوئین (HQC) و آکاییک (AIC) در وقفه صفر قرارندارد، بنابراین نتیجه‌گیری می‌شود که متغیرهای مورد مطالعه در سطح پایا نمی‌باشند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

اگرچه در اغلب موارد برای ایستا نمودن سری‌های زمانی از تفاضل‌گیری استفاده می‌شود، اما مشکل اساسی استفاده از تفاضل متغیرها این است که اطلاعات ارزشمندی را در رابطه با سطح متغیرها از دست می‌دهیم. اغلب تئوری‌های اقتصادی مانند تئوری مقداری پول و فرضیه درآمد دائمی فریدمن رابطه بلندمدت بین متغیرها را به شکل سطح بیان می‌کنند و نه به‌صورت تفاضل مرتبه اول یا دوم آنها، بنابراین هر چند ایستایی متغیرهای زمانی یک رابطه رگرسیونی را می‌توان از طریق تفاضل‌گیری تأمین نمود، اما برای حفظ اطلاعات بلندمدت در رابطه با سطح متغیرها نمی‌توان کار خاصی انجام داد، در اینجاست که هم‌انباشتگی به ما کمک می‌کند تا بتوانیم الگویی را بدون هراس از کاذب بودن بر اساس سطح متغیرهای سری زمانی برآورد کنیم. هم‌انباشتگی به این معناست که علیرغم اینکه سری‌های زمانی به تنهایی غیرایستا هستند، اما ترکیب خطی از دو یا چند متغیر سری زمانی (غیرایستا) می‌تواند ایستا باشد. در واقع، هم‌انباشتگی تداعی‌کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند. به عبارت دیگر، هم‌انباشتگی دو یا چند سری زمانی بیانگر این است که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین آنها وجود دارد. وجود هماهنگی در حرکت سری‌های زمانی ایده اساسی هم‌انباشتگی می‌باشد، بنابراین اگر یک سری زمانی نظیر y انباشته مرتبه اول و سری زمانی دیگری مانند X نیز انباشته مرتبه اول باشد این دو متغیر می‌توانند هم‌انباشته باشند. به‌طورکلی، اگر Y و X به یک درجه انباشتگی داشته باشند، دو سری زمانی می‌توانند هم‌انباشته باشند. در چنین مواردی، رگرسیون بر روی دو متغیر، معنادار می‌باشد، یعنی رگرسیون دیگر ساختگی نبوده و هیچ اطلاعات بلندمدتی را از دست نمی‌دهیم.

۳-۲- برآورد مدل هم‌انباشتگی یوهانسون-جوسیلیوس

یکی از ساده‌ترین روش‌هایی که برای بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها مورد استفاده قرار گرفته است روش دومرحله‌ای منتسب به انگل-گرنجر (EG)[1] است. این آزمون در فضای Eviews با استفاده از آزمون ریشه واحد برای پسماندها صورت می‌گیرد و اگر مقدار محاسبه‌شده آماره دیکی- فولر (قدر مطلق) از مقادیر بحرانی بزرگتر باشد سری زمانی هم‌انباشته می‌باشد، اما از آنجا که این روش برآورد رابطه تعادلی بلندمدت را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی بررسی می‌کند دارای سه محدودیت است: الف) تخمین‌ها کارایی مجانبی ندارند، ب) آزمون فرضیه را نمی‌توان به‌طور مستقیم روی ضرایب انجام داد و ج) اگر بیش از یک بردار تعادلی وجود داشته باشد روش OLS تخمین‌زن‌های سازگاری از هیچ‌یک از بردارهای هم‌انباشته ارائه نمی‌کند. یوهانسون و جوسیلیوس با ارائه روش دیگر محدودیت‌های اشاره‌شده را برطرف نمودند. در این روش، تعیین و برآورد بردارهای همجمعی[2] (ضرایب مربوط به

1. Augmented Engle-Granger Test
2. Cointegration Vector

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

روابط تعادلی بلندمدت) بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خودتوضیح‌برداری بین آن متغیرها صورت می‌گیرد. برای این منظور، ابتدا می‌بایست وقفه بهینه متغیرهای موردنظر تعیین گردد. جهت تعیین وقفه بهینه مدل نیز ابتدا می‌بایست مدل خودهمبستگی‌برداری را برآورد نموده و وقفه بهینه آن مدل را به‌عنوان وقفه بهینه مدل یوهانسون- جوسیلیوس انتخاب نمود. بنابراین در این بخش برای برآورد رابطه بلندمدت بین نرخ بهره و منابع مالی بانک‌ها از آزمون یوهانسون-جوسیلیوس استفاده می‌شود.

جدول ۳. تعیین درجه بهینه مدل

Test Statistics and Choice Criteria for Selecting the Order of the VAR Model

Based on 20 observations from 1368 to 1387. Order of VAR = 5

List of variables included in the unrestricted VAR:

LSB LYD R

Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR test
5	80.9732	35.9732	13.5692	------	------
4	65.0395	29.0395	11.1164	CHSQ(9)= 31.8673[.000]	7.9668[.537]
3	48.2804	21.2804	7.8380	CHSQ(18)= 65.3856[.000]	16.3464[.568]
2	39.0521	21.0521	12.0906	CHSQ(27)= 83.8421[.000]	20.9605[.788]
1	32.1029	23.1029	18.6221	CHSQ(36)= 97.7406[.000]	24.4352[.928]
0	-128.1200	-128.1200	-128.1200	CHSQ(45)= 418.1864[.000]	104.5466[.000]

AIC=Akaike Information Criterion SBC=Schwarz Bayesian Criterion

بر اساس معیار شوارتز- بیزین وآماره تعدیل‌شده برای آزمون فرضیه درجه‌ها (جدول ۳) درجه بهینه برای مدل یک است. پس از تعیین درجه بهینه می‌بایست مدل یوهانسون- جوسیلیوس را برای برآورد رابطه بلندمدت بکار گرفت. برای انجام هم‌انباشتگی یوهانسن – جوسیلیوس از آزمون حداکثر مقدار ویژه[1] وآزمون اثر[2] استفاده می‌شود. پس از تشخیص تعداد بردارهای هم انباشتگی با استفاده از آزمون های مذکور، بردارهای معمولی و نرمال

1. Maximal Bigenvalue
2. Trace

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

استخراج می‌شوند و سپس با استفاده از آزمون نسبت حداکثر درست‌نمایی (LR) معناداربودن ضرایب مورد بررسی قرار می‌گیرند.

جدول ۴. آزمون حداکثر مقدار ویژه و اثر برای برآورد تعداد بردارهای هم انباشتگی

```
     Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR
   Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix
*****************************************************************************
 24 observations from 1364 to 1387. Order of VAR = 1.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 LSB             LYD             R
 List of eigenvalues in descending order:
.70195     .28300    .1508E-3
*****************************************************************************
 Null    Alternative    Statistic     95% Critical Value     90%Critical Value
 r = 0      r = 1        29.0518           21.1200                19.0200
 r<= 1      r = 2         7.9844           14.8800                12.9800
 r<= 2      r = 3        .0036193           8.0700                 6.5000
*****************************************************************************
 Use the above table to determine r (the number of cointegratingvectors).


     Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR
         Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix
*****************************************************************************
 24 observations from 1364 to 1387. Order of VAR = 1.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 LSB             LYD             R
 List of eigenvalues in descending order:
.70195     .28300    .1508E-3
*****************************************************************************
 Null    Alternative    Statistic     95% Critical Value     90%Critical Value
 r = 0      r>= 1        37.0398           31.5400                28.7800
 r<= 1      r>= 2         7.9880           17.8600                15.7500
 r<= 2      r = 3        .0036193           8.0700                 6.5000
*****************************************************************************
 Use the above table to determine r (the number of cointegratingvectors).
```

بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای بررسی تأثیر نرخ بهره واقعی بر منابع مالی بانک‌ها در سطح اطمینان ۵ درصد فرض عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل یک بردار هم‌انباشتگی رد می‌شود و وجود یک بردار نیز در برابر دو بردار رد می‌شود. پس از اعمال قیود مختلف و آزمون محدودیت شناسا درخصوص دو بردار به‌دست آمده بردار زیر به‌عنوان بردار هم‌جمعی منطبق با مبانی نظری مقاله انتخاب شد.

$$LSB = 1.25LYD + 0.03R \qquad (۲)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

نتایج رابطه بلندمدت نشان می‌دهد متغیر درآمد دارای بیشترین تأثیر بر تأمین مالی بانک‌ها است، به‌طوری‌که رشد ۱۰ درصدی این متغیر در بلندمدت باعث افزایش حجم سپرده‌ها به میزان ۱۲/۵ درصد خواهد شد. ضریب نرخ بهره نیز رابطه مثبت معناداری با حجم منابع مالی بانک‌ها نشان می‌دهد، به‌طوری‌که رشد ۱۰ درصدی این متغیر به میزان ۰/۳ درصد حجم منابع مالی بانک‌ها را در بلندمدت افزایش می‌دهد.

۳-۳. بررسی دینامیسم‌های کوتاه‌مدت و توابع عکس‌العمل آنی (ضربه و پاسخ)

با استناد به روابط بلندمدت ارائه‌شده در بخش قبل تعدیل‌هایی که در واکنش به شوک‌های اقتصادی صورت گرفته و سبب ایجاد این روابط می‌شوند نامشخص باقی می‌ماند که می‌توان به ارزیابی این آثار پویا از طریق مدل تصحیح‌خطای برداری پرداخت. بنابراین برای بررسی اثر تغییرات کوتاه‌مدت نرخ بهره بر منابع مالی بانک‌ها از مدل تصحیح‌خطای برداری (VECM)[1] استفاده شده است.

این معیار، دینامیسم آثار متقابل بین متغیرها را به‌وسیله توابع واکنش نشان می‌دهد، بطوری‌که اثر مشخص یک سری را روی سری‌های دیگر ترسیم می‌کند. به عبارت دیگر، توابع عکس‌العمل آنی اثر یک انحراف معیار تکانه متغیر را روی متغیرهای دیگر بررسی می‌کند.

جدول ۵. اثر تغییر به اندازه یک انحراف معیار بر حجم سپرده‌های بانکی طی ۱۰ سال

Generalized Impulse Response(s) to one S.E. shock in the equation for LSB
Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

24 observations from 1364 to 1387. Order of VAR = 1, chosen r =2.
List of variables included in the cointegrating vector:
LSB LYD R

Horizon	LSB	LYD	R
0	.072878	.015789	.031525
1	.062374	.037365	.17787
2	.056968	.049559	.23817
3	.054623	.055945	.24925
4	.054045	.058826	.23400
5	.054427	.059668	.20631
6	.055275	.059390	.17436
7	.056298	.058554	.14271
8	.057331	.057494	.11369
9	.058288	.056402	.088301
10	.059132	.055379	.066780

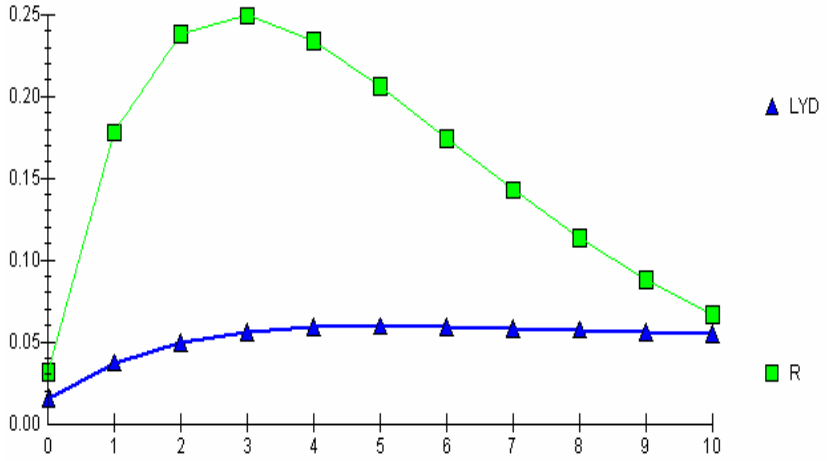
1. Vector Error Correction Model

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

ستون اول جدول فوق نشان‌دهنده تکانه‌های واردشده بر منابع مالی بانک‌ها از طریق خود این متغیر می‌باشد. بر اساس اطلاعات این جدول یک تغییر ناگهانی یا تکانه به اندازه یک انحراف معیار در متغیر منابع مالی بانک‌ها در دوره اول باعث افزایش منابع مالی بانک‌ها به اندازه ۰/۰۷ واحد می‌شود. این اثر در دوره دوم موجب افزایش منابع مالی بانک‌ها به اندازه ۰/۰۶ واحد و در دوره سوم موجب افزایش آن به اندازه ۰/۰۵۶ واحد می‌شود. اثر تکانه در دوره‌های بعد به همین ترتیب تفسیر می‌شود. بطورکلی، تأثیر تکانه‌های وارده از طریق منابع مالی بانک‌ها بر منابع مالی بانک‌ها در کوتاه‌مدت و میان‌مدت نیز مثبت است. ستون دوم جدول (۵) نشان‌دهنده اثر تکانه وارده به منابع مالی بانک‌ها از سوی متغیر درآمد می‌باشد.میزان تأثیر شوک‌های وارده از طریق این متغیر بر حجم منابع مالی بانک‌ها در دوره اول ۰/۰۱ است ولی از دوره های بعدی به‌صورت صعودی افزایش می‌یابد و نشاندهنده تأثیر مثبت این متغیر در کوتاه مدت و میان مدت بر حجم منابع مالی بانکها می‌باشد. ستون سوم جدول نیز نشان‌دهنده اثر تکانه وارده به منابع مالی بانک‌ها از سوی متغیر نرخ بهره می‌باشد. اگر متغیر نرخ بهره به اندازه یک انحراف معیار افزایش یابد در دوره اول بر منابع مالی تأثیر چندانی ندارد اما در دوره دوم منجر به افزایش حجم منابع مالی بانک‌ها به میزان ۰/۱۷ واحد می‌شود. اثر این تکانه در دوره‌های بعدی به همین ترتیب افزایش می‌یابد.

نمودار (۱) عکس‌العمل منابع مالی بانک‌ها را نسبت به یک انحراف معیار تکانه در متغیرهای نرخ بهره و درآمد نشان می‌دهد. این نمودار مشخص می‌سازد که اگر یک تکانه یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در درآمد و نرخ بهره ایجاد شود، اثر آن بر حجم منابع مالی بانک‌ها در سال‌های بعد چگونه خواهد بود. همانطور که در این نمودار مشاهده می‌شود تکانه وارده از سوی متغیر درآمد از سال اول باعث افزایش این متغیر می‌شود، اما از سال سوم به بعد روند ثابت پیدا می‌کند. همچنین، عکس‌العمل حجم منابع مالی بانک‌ها نسبت به یک انحراف معیار تکانه در نرخ بهره در سال اول نزدیک صفر است، اما از سال دوم تا سال چهارم با شیب زیادی افزایش می‌یابد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]



نمودار ۱. واکنش متغیر حجم منابع مالی بانک‌ها به متغیرهای R و LYD

۳-٤. بررسی دینامیسم‌های کوتاه‌مدت و تجزیه و تحلیل واریانس

این روش برای توصیف پویایی یک مدل بکار می‌رود و نشان‌دهنده درصد توضیح‌دهندگی هر یک از متغیرها از تغییرات متغیر وابسته طی زمان می‌باشد. به عبارت دیگر، بیانگر این نکته است که در طول زمان چند درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط هر یک از متغیرهای موجود در مدل توضیح داده می‌شوند. در جدول (۶) تجزیه واریانس متغیر حجم منابع مالی بانک‌ها مشاهده می‌شود. ستون‌های این جدول خطای پیش‌بینی متغیرهای مربوط را طی دوره‌های مختلف نشان می‌دهد. از آنجایی‌که این خطا در هر سال بر اساس خطای سال قبل محاسبه می‌شود، بنابراین طی زمان افزایش می‌یابد. بر اساس این اطلاعات در آغاز دوره مورد بررسی ۱۰۰ درصد تغییرات متغیر حجم منابع مالی بانک‌ها توسط خود آن متغیر توضیح داده می‌شود. در سال دوم توضیح‌دهندگی این متغیر حدود ۰/۳ درصد کاهش یافته و در فاصله سال دوم تا دهم با رشد منفی ملایم این مقدار به ۰/۸۶ درصد کاهش می‌یابد. قدرت توضیح‌دهندگی متغیر نرخ بهره از حجم منابع مالی بانک‌ها نیز در دوره اول ۰/۰۰۲ است اما در دوره‌های بعد تا دوره دهم افزایش می‌یابد. البته قدرت توضیح‌دهنگی درآمد از رشد بیشتری برخوردار بوده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

جدول ۶. تجزیه واریانس متغیر حجم منابع مالی بانک‌ها

Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable LSB
Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

24 observations from 1364 to 1387. Order of VAR = 1, chosen r =2.
List of variables included in the cointegrating vector:
LSB LYD R

Horizon	LSB	LYD	R
0	1.00000	.054432	.8758E-3
1	.97667	.088239	.0026464
2	.94769	.12241	.0040082
3	.92397	.15456	.0036603
4	.90701	.18348	.0030582
5	.89526	.20860	.0036841
6	.88682	.22975	.0062718
7	.88026	.24712	.010863
8	.87473	.26110	.017088
9	.86976	.27220	.024426
10	.86516	.28094	.032369

٤. نتیجه‌گیری

در این مطالعه، اثر تغییرات نرخ بهره بر حجم منابع مالی بانک‌ها با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره (۱۳۸۷-۱۳۵۲) در اقتصاد ایران مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفت. ابتدا، آزمون دیکی –فولر یافته برای بررسی ریشه واحد متغیرهای موجود در مدل به عمل آمد و نتایج نشان داد تمام متغیرها در سطح پایا نمی‌باشند. بر اساس آزمون حداقل مقدار ویژه و آزمون اثر در سطوح اطمینان ۹۵ و ۹۹ وجود دو بردار هم‌انباشتگی در مدل تأیید می‌شود که در گام بعدی با اتکا به نظریه‌های اقتصادی و ساختار اقتصاد ایران بردار LSB= 1.25LYD + 0.03R به‌عنوان رابطه بلندمدت انتخاب گردید. نتایج رابطه بلندمدت نشان می دهد متغیر درآمد دارای بیشترین تأثیر بر تأمین مالی بانک‌ها است، به‌طوری‌که رشد ۱۰ درصدی این متغیر در بلندمدت باعث افزایش حجم سپرده‌ها به‌میزان ۱۲/۵ درصد خواهد شد. ضریب نرخ بهره نیز رابطه مثبت معناداری را با حجم منابع مالی بانک‌ها نشان می‌دهد، به‌طوری‌که رشد ۱۰ درصدی این متغیر به میزان ۰/۳ درصد حجم منابع مالی بانک‌ها را در بلندمدت افزایش می‌دهد. اثر مثبت نرخ بهره در بلندمدت روی حجم منابع مالی در مدل کوتاه‌مدت نیز تأیید گردید، به‌گونه‌ای‌که در کوتاه‌مدت در ابتدای دوره مورد بررسی این اثر ناچیز بوده، اما در

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

اواسط دوره افزایش یافته و به‌صورت صعودی در سال‌های دیگر افزایش می‌یابد. در مجموع، با توجه به نتایج حاصل از تحقیق می‌توان ادعا نمود که نرخ بهره و درآمد در ایران بر حجم منابع مالی بانک‌ها تأثیر مثبت داشته و با افزایش در نرخ بهره شاهد افزایش حجم منابع مالی بانک‌ها خواهیم بود.

منابع

ابریشمی، حمید و محسن رحیم‌زاده (۱۳۸۵)، "عوامل تعیین‌کننده پس‌انداز خصوصی با تاکید بر عملکرد بازارهای مالی در ایران"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شما ره۷۳، صص ۳۵- ۱.

بهرامی، جاوید و پروانه اصلانی (۱۳۸۴)، "بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز بخش خصوصی در ایران طی دوره (۱۳۸۰-۱۳۴۷)"، *پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۲۳، ص ۱۴۵.

برانسون، ویلیام (۱۳۷۴)، *تئوری وسیاست‌های اقتصاد کلان*، ترجمه عباس شاکری.

تاجیک، نیکو (۱۳۸۶)، *بررسی عوامل مختلف مؤثر بر پس‌انداز خصوصی ایران*، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد اقتصاد، دانشگاه مازندران.

تقی‌نتاج، غلامحسن و آیت‌اله ابراهیمی (۱۳۸۸)، "بررسی تطبیقی نحوه محاسبه سود قطعی سپرده‌های مدت‌دار بانک‌ها بر مبنای دستورالعمل بانک مرکزی و روش ارزش‌افزوده بانک"، *تحقیقات حسابداری*، شماره ۴، صص ۱۱۱- ۹۸.

داورزنی حسین، رضوی، سیدمحمد و سعید ابراهیمی (۱۳۸۹)، "سپرده‌های بانکی با سود معین بر مبنای بیع دین"، *فقه و مبانی حقوق اسلامی*، شماره ۴۳، صص ۷۷-۵۷.

رشیدی، خانعلی (۱۳۷۶)، *بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز ملی ایران (۱۳۸۳-۱۳۳۸)*، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد اقتصاد، دانشگاه مازندران.

Aghevli, Bijan B. Boughton, James M., Montiel, J. Villanueva, Delano & Geoffrey Woglom (1990), "The Role of National Saving in the World Economy, Recent Trends and Prospects", IMF, Occasional Paper 67, PP. 40-45.

Leonardo Gambacorta (2008), "How Do Banks Set Interest Rates?", *European Economic Review,* Vol. 52, Issue 5, PP. 792-819.

Manthos D. Delis & Georgios P. Kouretas (2011), "Interest Rates and Bank Risk-Taking", *Journal of Banking & Finance,* Vol. 35, Issue 4, PP. 840-855.

Saadet Kasman, Gülin Vardar & Gökçe Tunc (2011), "The Impact of Interest Rate and Exchange Rate Volatility Onbanks' Stock Returns and Volatility: Evidence from Turkey", *Economic Modelling,* Vol. 28, Issue 3, PP. 1328-1334.

Liver Hülsewig, Eric Mayer, Timo Wollmershäuser (2009), "Bank Behavior, Incomplete Interest Rate Pass-Through and the Cost Channel of Monetary Policy Transmission", *Economic Modelling,* Vol. 26, Issue 6, PP. 1310-1327.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

Balázs Égert (2007), "Central Bank Interventions, Communication and Interest Ratepolicy in Emerging European Economies", *Journal of Comparative Economics,* Vol. 35, Issue 2, PP. 387-413.

Enrique, S. Basso, Oscar Calvo – Gonzalez & Marius Jurgilas (2011), "Financial Dollarization: the Role of Foreign-Owned Banks Andinterest Rates", *Journal of Banking & Finance,* Vol. 35, Issue 4, PP. 794-806.

Laura Ballester, Román Ferrer & Cristóbal González (2011)," Linear and Nonlinear Interest Rate Sensitivity of Spanishbanks", *The Spanish Review of Financial Economics,* Vol. 9, Issue 2, PP. 35-48.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]