

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 هیأت علمی مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی  
[mrezaeepoor59@gmail.com](mailto:mrezaeepoor59@gmail.com)

ابوالفضل نجارزاده

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مفید  
[abolfazlnajarzadeh@gmail.com](mailto:abolfazlnajarzadeh@gmail.com)

مهدی ذوالفقاری

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس  
[mahdizolfaghari@gmail.com](mailto:mahdizolfaghari@gmail.com)

در مطالعه حاضر، تأثیر نوسان‌های نرخ بهره بانکی بر حجم سپرده‌های بانکی بلندمدت در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. تجزیه و تحلیل داده‌های مورد استفاده در این مطالعه با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری 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 پذیرش: ۱۳۹۱/۸/۲۷

\* تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۲/۲۵

## ۱. مقدمه

در سال‌های اخیر تغییر 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 به دلیل بالا بودن نرخ تورم سالانه عملاً پایین آوردن نرخ بهره سبب می‌گردد تا سپرده‌گذاری در بانک‌ها متوقف گردد. ثانیاً بانک‌ها به دلیل پایین آمدن نرخ سود تسهیلات دچار کاهش درآمد خواهند شد و در نتیجه بانک‌ها با پایین آمدن سود سپرده‌ها و سود تسهیلات دچار کمبود منابع می‌گردند.

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

لازم به ذکر است با در نظر گرفتن این واقعیت که مؤسسات پولی و مالی از جمله بانک‌ها و بورس اوراق بهادار در جذب پس‌اندازها نقش مهمی ایفا می‌کنند در مطالعه حاضر تلاش می‌شود از مبانی نظری پس‌انداز جهت پاسخگویی به پرسش‌های محوری تحقیق<sup>۱</sup> 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<sup>۲</sup>، نظریه دوره عمر فیشر و آندو - مدیلیانی<sup>۳</sup> و فرضیه درآمد دائمی فریدمن اشاره نمود. اقتصاددانان کلاسیک و نئوکلاسیک پس‌انداز را چشم‌پوشی از مصرف حال به منظور 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 به دنبال 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

و از آنجایی که درآمد در سطح اشتغال کامل ثابت در نظر گرفته 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 ساز و کار 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 و آندو - مدیلیانی به جای 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 دوزنبوری 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 به صورت تجربی و هم نظری مبهم است. اگرچه بر اساس مدل‌های بهینه‌یابی، پس‌انداز می‌بایست نسبت به نرخ‌های بهره حساس باشد، اما به دلیل وجود آثار مخالف و نامشخص بودن برایندها، امکان نتیجه‌گیری روشن و آشکاری درخصوص علامت چنین کششی وجود ندارد. نرخ‌های بهره بالاتر، پس‌انداز را به دلیل وجود اثر جانشینی افزایش می‌دهند، اما ممکن است نرخ پس‌انداز در صورت نیرومند بودن 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.

## جدول ۱. خلاصه نتایج مطالعات خارجی و داخلی

نام محقق	نتایج تحقیق
هاناهان <sup>۱</sup> (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 به دلیل معناداری ضریب موردنظر در سطح ۵ درصد می‌بایست در پذیرش آن با احتیاط برخورد کرد.
ابریشمی (۱۳۸۵)	مهمترین نتایجی که از این مطالعه به دست آمده است عبارتند از اینکه نظام مالی ایران طی سه دهه اخیر بانک محور بوده است و سهم اوراق بهادار در این نظام بسیار کم‌رنگ و ناچیز است. توسعه نظام مالی به صورت 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 می‌پردازیم و سپس به بررسی ایستایی متغیرها، آزمون‌های همگرایی، بردار همگرایی، بررسی پویایی کوتاه‌مدت و پیش‌بینی با استفاده از توابع تجزیه واریانس و عکس‌العمل آبی متغیرها می‌پردازیم. با توجه به مبانی نظری موجود و مطالعات گذشته، فرم تبعی مدل موردنظر برای بررسی اثر نرخ بهره بر منابع مالی بانک‌ها به صورت ذیل می‌باشد:

$$LSB_t = \alpha + \beta LYD_t + \delta R_t + e_t \quad (1)$$

در مدل فوق،  $LSB$  لگاریتم حجم سپرده‌های بلندمدت بانک‌ها،  $\alpha$  ضریب ثابت مدل،  $\delta$  ضریب رگرسیونی متغیر نرخ بهره،  $\beta$  ضریب متغیر لگاریتم درآمد و  $e_t$  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 سری‌های زمانی، ابتدا می‌بایست ایستایی متغیرها بررسی و تعداد وقفه‌های بهینه مدل نیز انتخاب شود، بنابراین در این بخش برای اطمینان از ایستایی یا نایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل، تمام متغیرهای موردنظر بر اساس آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته مورد بررسی قرار می‌گیرد. آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته 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 تعمیم یافته برای متغیرهای موردنظر می‌باشد.

## 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 آکایک (AIC)

در وقفه صفر قرار ندارد، بنابراین نتیجه‌گیری می‌شود که متغیرهای مورد مطالعه در سطح پایا نمی‌باشند.

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 به صورت 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 اینجا است 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. به‌طور کلی، 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 دو مرحله‌ای منتسب به انگل-گرنجر (EG)<sup>۱</sup> 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<sup>۲</sup> (ضرایب مربوط به

1. Augmented Engle-Granger Test
2. Cointegration Vector

روابط تعادلی بلندمدت) بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خودتوضیح برداری 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 خودهمبستگی برداری 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 و آماره تعدیل شده 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<sup>۱</sup> و آزمون اثر<sup>۲</sup> استفاده می‌شود. پس از تشخیص تعداد بردارهای هم‌انباشتگی با استفاده از آزمون‌های مذکور، بردارهای معمولی و نرمال

1. Maximal Bigenvalue
2. Trace

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

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

```
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.

$$LSB = 1.25LYD + 0.03R \quad (۲)$$

نتایج رابطه بلندمدت نشان می‌دهد متغیر در آمد دارای بیشترین تأثیر بر تأمین مالی بانک‌ها است، به طوری که 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، به طوری که 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 ارائه شده 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 تصحیح خطای برداری پرداخت. بنابراین برای بررسی اثر تغییرات کوتاه‌مدت نرخ بهره بر منابع مالی بانک‌ها از مدل تصحیح خطای برداری (VECM)<sup>۱</sup> استفاده شده است.

این معیار، دینامیسم آثار متقابل بین متغیرها را به وسیله توابع واکنش نشان می‌دهد، بطوری که 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  
\*\*\*\*\*

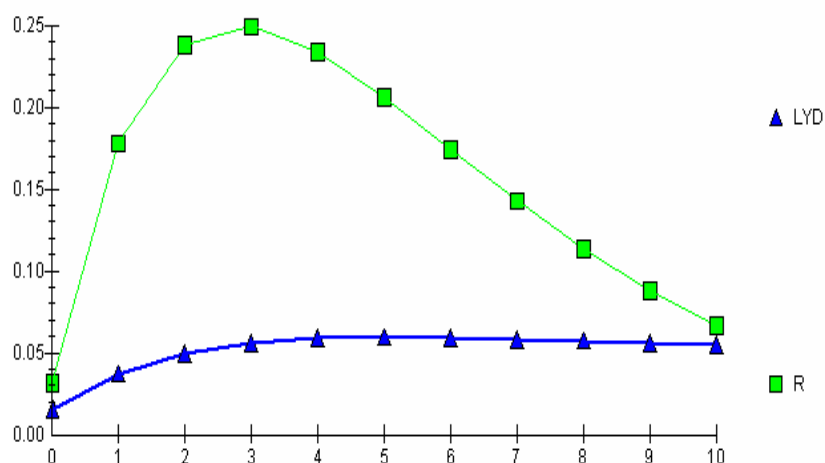
Horizon	LSB	LYD	R
0	.072878	.015789	.031525
1	.062374	.037365	.17787
2	.056968	.049559	.23817
3	.054623	.055945	.24925
4	.054045	.058826	.23400
5	.054427	.059668	.20631
6	.055275	.059390	.17436
7	.056298	.058554	.14271
8	.057331	.057494	.11369
9	.058288	.056402	.088301
10	.059132	.055379	.066780

\*\*\*\*\*

## 1. Vector Error Correction Model

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. بطور کلی، 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 دوره‌های بعدی به صورت صعودی افزایش می‌یابد و نشان‌دهنده تأثیر مثبت این متغیر در کوتاه‌مدت و میان‌مدت 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.



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

### ۳-۴. 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 آنجایی که 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 توضیح‌دهندگی درآمد از رشد بیشتری برخوردار بوده است.

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

\*\*\*\*\*

#### ۴. 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 می‌دهد متغیر در آمد دارای بیشترین تأثیر بر تأمین مالی بانک‌ها است، به طوری که 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 را با حجم منابع مالی بانک‌ها نشان می‌دهد، به طوری که 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، به گونه‌ای که در کوتاه‌مدت در ابتدای دوره مورد بررسی این اثر ناچیز بوده، اما در

اواسط دوره افزایش یافته و به صورت 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 تأکید بر عملکرد بازارهای مالی در ایران"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۳، 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، صص ۱۴۵.
- برانسون، ویلیام (۱۳۷۴)، *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*، ترجمه عباس شاکری.
- تاجیک، نیکو (۱۳۸۶)، *بررسی عوامل مختلف مؤثر بر پس‌انداز خصوصی ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه مازندران.
- تقی‌تاج، غلامحسین 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 ۹۸-۱۱۱.
- داورزنی حسین، رضوی، سیدمحمد و سعید ابراهیمی (۱۳۸۹)، "سپرده‌های بانکی با سود معین بر مبنای بیع دین"، *فقه و مباحث حقوق اسلامی*، شماره ۴۳، صص ۷۷-۵۷.
- رشیدی، خانعلی (۱۳۷۶)، *بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز ملی ایران (۱۳۸۳-۱۳۳۸)*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد 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.

**Balázs Égert** (2007), "Central Bank Interventions, Communication and Interest Rate policy 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 and Interest 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 Spanish Banks", *The Spanish Review of Financial Economics*, Vol. 9, Issue 2, PP. 35-48.

