

عوامل موثر بر جذب منابع سپرده ای خصوصی در شبکه بانک های تجاری و تخصصی دولتی

کشور*

دکتر رافیک نظریان**

مرجان محمد اسماعیل***

چکیده

در این مقاله به بررسی عوامل موثر بر جذب منابع سپرده ای بخش خصوصی در بانک های تجاری و تخصصی منتخب (دولتی) پرداخته شده است. الگوی برآورد بر اساس نظریه تقاضای پول میلتون فریدمن و ادبیات مرتبط به پس انداز افراد بر اساس دو گروه از متغیرها بنا شده است. گروه اول متغیرهای اقتصاد کلان شامل، درآمد ملی، نرخ سود، نرخ ارز و شاخص بهای املاک و مستغلات و گروه دوم متغیرهای مختص صنعت بانکداری شامل تعداد شعب، حجم تسهیلات و تعداد پرسنل بانک ها است. دو مدل با استفاده از داده های سالانه شش بانک تجاری و چهار بانک تخصصی دولتی به صورت مدل داده‌های تابلویی متوازن^۴ برای سال های ۸۶-۱۳۷۸ برآورد شده است. نتایج تخمین نشان می دهد درآمد ملی، نرخ سود واقعی و حجم تسهیلات اثر مثبت و نرخ ارز و شاخص بهای املاک و مستغلات اثر منفی بر روی میزان جذب سپرده های بخش خصوصی در شبکه بانک های تجاری و تخصصی دولتی دارا است. تعداد شعب و تعداد پرسنل نیز آثار معناداری روی میزان جذب منابع مالی پس انداز بخش خصوصی ندارد.

واژه های کلیدی: سپرده های بانکی، تسهیلات بانکی، شعب بانک، داده های تابلویی.

طبقه بندی JEL: E۲۱, G۲۱, G۲۹, C۲۳

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* این مقاله از نتایج پایان نامه ای تحت عنوان «بررسی عوامل موثر بر جذب منابع سپرده‌ای شبکه بانکی کشور (با تاکید بر بانک توسعه صادرات)» که در دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی دفاع شده استخراج شده است.

** استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی (نویسنده مسئول) E-mail: Raf.Nazariyan@iauctb.ac.ir

*** کارشناس ارشد اقتصاد و کارشناس بانک توسعه صادرات ایران E-mail: m_mohamadesmaeil@yahoo.com

برطبق تئوری‌های رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری و تشکیل سرمایه نیاز اولیه هر فعالیت اقتصادی بوده و به عنوان متغیرهای اصلی برای تولید و رشد اقتصادی مطرح هستند. برای اینکه سرمایه‌گذاری در اقتصاد انجام شود لازم است ابتدا پس‌انداز صورت گیرد. برای نیل به این مقصود، قانون عملیات بانکی بدون ربا چارچوبی را پایه‌ریزی کرده تا سپرده‌های مردم از طریق نظام بانکی در جریان سرمایه‌گذاری قرار گیرد. به طور کلی بانک‌ها در اقتصادهایی نظیر اقتصاد ایران که سیستم مالی آنها مبتنی بر بانک است، نظیر اقتصاد ایران، سهم عمده‌ای در تجهیز و تخصیص منابع مالی از طریق سپرده‌پذیری و اعطای تسهیلات دارند. نهادهای اقتصادی شامل بنگاه‌ها، خانوارها و دولت‌ها هم با هر سطح ثروت، با انگیزه‌های متفاوتی اقدام به پس‌انداز کرده و ترکیبی از داراییهای ذخیره کننده ارزش را انتخاب می‌کنند که بازده مطمئن و مطلوبی را عاید آنها کند. همچنین سپرده‌های اشخاص اعم از حقیقی و حقوقی، بخشی از شبه‌پول و نقدینگی است که ابزار سیاستی برای سیاستگذاران پولی و بانکی محسوب شود. از این منظر بررسی تحولات حجم سپرده‌های بانکی و شناسایی عوامل موثر بر میزان شکل‌گیری آنها، بواسطه دو کارکرد فوق (یعنی جنبه پس‌انداز و کسب درآمد برای افراد و نظام بانکی که منابع لازم برای سرمایه‌گذاری را فراهم میکند به علاوه اینکه بخشی از یک متغیر سیاستی مهم به حساب می‌آید) از اهمیت ویژه‌ای در نزد پس‌اندازکنندگان، مدیران نظام بانکی و سیاستگذاران اقتصادی برخوردار است. عوامل بسیاری در تجهیز منابع سپرده‌ای در بانک‌ها مؤثرند که می‌توان آنها را در قالب ادبیات پس‌انداز و تقاضا برای پول مورد بحث و بررسی قرار داد. بر این اساس هدف این مقاله مطالعه عوامل موثر بر میزان جذب منابع سپرده‌ای در بانک‌ها است. برطبق ادبیات پس‌انداز و تقاضای پول و نیز مطالعات انجام گرفته، دو دسته عوامل محیطی و عوامل خاص سیستم بانکی در میزان جذب منابع سپرده‌ای در بانک‌ها موثر هستند. عوامل محیطی شامل متغیرهای اقتصاد کلان و عوامل خاص بانکی شامل متغیرهایی است که بیان کننده ویژگی‌های بانک‌ها است. در واقع هدف این مقاله آزمون دو فرضیه زیر است اول اینکه آیا عوامل محیطی اقتصاد کلان تاثیری بر میزان جذب منابع دارد. فرضیه دوم به ویژگی‌های خاص سیستم بانکی مربوط می‌شود. به این ترتیب ساختار بندی این مقاله به صورت زیر انجام شده است. در ادامه ابتدا مبانی نظری تقاضای پول و ادبیات پس‌انداز ارائه می‌شود، سپس داده‌ها، جامعه آماری و حجم نمونه مورد بررسی قرار گرفته و روش تجزیه و تحلیل تجربی تحقیق بیان می‌شود. از دیگر موارد مفروضه در این مقاله برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج بدست آمده و توصیه‌های سیاستی خواهد بود.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

پول در هر اقتصادی سه کارکرد اصلی دارد، واسطه مبادله است، واحد محاسبه یا معیار سنجش ارزش است و در نهایت وسیله ذخیره ارزش است. پول به سه طریق به عنوان یک ذخیره ارزش عمل می‌کند: الف- تنخواه‌گردان: یعنی پولی که برای رفع نیازهای روزمره نگهداری می‌شود، ب- پس‌انداز: مقدار پولی که نزد واسطه‌های مالی به ویژه بانک‌ها سپرده‌گذاری می‌شود تا از آن طریق بهره‌وری حاصل شود. ج- کنز: به معنای بیهوده و بی‌استفاده نگهداشتن پول است.^۵

کالاها و دارایی‌های دیگر نظیر زمین، طلا، اوراق سهام و اوراق قرضه نیز می‌توانند وسیله ذخیره ارزش باشند. اینکه مردم با هر سطح نقدینگی چه ترکیبی از دارایی‌های مختلف و پول را نگهداری می‌کنند در قالب ادبیات تقاضای پول قابل بحث و بررسی است.

۱. میشکین فردریک. اس. (۲۰۱۰). «اقتصاد پول، بانکداری و بازارهای مالی» ترجمه حسین قضاوی (۱۳۸۸). صص ۲۲۲-۲۲۳

در این مقاله با تکیه بر وسیله‌ی ذخیره ارزش بودن پول از طریق پس‌انداز نزد سیستم بانکی، تقاضا برای سپرده‌های دیداری به مثابه بخشی از تقاضا برای پول قلمداد می‌شود. عوامل موثر بر آن نیز در همین قالب مورد بحث قرار خواهد گرفت.

میلتون فریدمن در بیان تازه‌ای از نظریه‌ی خود عنوان می‌کند پول تنها یکی از صور دارایی است که افراد بخشی از ثروت خود را به صورت نقد نگهداری می‌کنند. وی با طبقه‌بندی اشکال مختلف ثروت که توسط افراد نگه‌داری می‌شود تحت پنج عنوان پول، اوراق قرضه‌ی سهام، کالای مادی و سرمایه‌انسانی به شناخت ویژگی‌های این دارایی‌ها می‌پردازد. فریدمن معتقد است پول برای مصرف‌کننده نوعی مطلوبیت روانی به خاطر سهولت انجام معاملات دارد و برای تولیدکننده نوعی نهاده تولیدی به حساب می‌آید که باید این مطلوبیت پول با بازدهی دارایی‌های جایگزین پول مقایسه شود. به طور مشخص نگه‌داری ثروت به صورت پول موجب تسهیل مبادلات روزمره و همچنین امنیت خاطر دارنده آن می‌شود. این مواهب بی‌تردید مطلوبیتی به همراه دارند، اما در عین حال این هم حقیقتی است که نگه‌داری پول شخص را از درآمدهایی که شکل‌های دیگر دارایی اعم از اوراق قرضه، سهام و سپرده بانکی و غیره نصیب وی می‌سازد محروم می‌کند.

رابطه ۱:

$$M^d = pf(r^B, r^E, \dot{p}, h, y, u)$$

Md تقاضای اسمی پول، P سطح قیمت‌ها، rB نرخ بهره اوراق قرضه، rE نرخ برابری بازار $\frac{P}{M}$ نرخ تورم (نرخ اسمی بازده دارایی)، u سلیقه، y درآمد واقعی و h سرمایه انسانی است. در تابع تقاضای پول فریدمن (مدل سبده‌رای) $f(r^B, r^E, \dot{p}, h, y)$ نگه‌داری پول به عنوان جانشین انواع دیگر ثروت (کالاها و اوراق قرضه و سهام) در انتخاب برنامه مالی است. بدین صورت که مردم بین حفظ پول و دیگر دارایی‌های مالی و کالاها و خدمات دست به انتخاب می‌زنند. در این انتخاب عواملی مانند نرخ بهره، نرخ بازده اوراق قرضه، نرخ تورم و ... تاثیرگذار است.^۷

برطبق نظریه‌های پولی، پس‌انداز به معنای خرج نکردن و کنار گذاشتن درآمد است. با توجه به اینکه امساک مصرف‌کننده باعث انباشت دارایی‌ها می‌شود. این امساک ممکن است به امید مصرف بیشتر و کسب مطلوبیت بالاتر از مصرف جاری در آینده باشد و یا این که فعلاً امکان خرج کردن درآمد و دارایی وجود ندارد. پس‌انداز را از نظر تمایل به انجام آن به دو صورت تفکیک می‌کنند. الف) پس‌انداز اختیاری. ب) پس‌انداز اجباری. بخشی از درآمد که پس‌انداز می‌شود بسته به ساختار اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی یک جامعه ممکن است اشکال مختلفی را به خود بگیرد. در یک کشور پیشرفته با بازارهای مالی نسبتاً کارا، این پس‌اندازها به راحتی به سوی بازار اوراق بهادار و سیستم بانکی سرازیر شده و منابع مالی مهمی را برای بسط و گسترش سیستم اقتصادی فراهم می‌کند. در حالت کلی، این پس‌اندازها ممکن است توسط خود افراد برای سرمایه‌گذاری به کار رود، به صورت اختیاری برای خرید اوراق سهام و اوراق قرضه دولتی یا خصوصی مورد استفاده قرار گیرد، یا به سپرده‌های پس‌انداز در بانک‌ها تبدیل شود، به صورت خروج سرمایه از کشور درآید و حتی به صورت راکد در آمده و کنز شود.^۸

از نظر آدام اسمیت با افزایش سود، پس‌اندازها و سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد و با کاهش سود، هر دو کاهش خواهند یافت. همچنین تقسیم کار موجب می‌شود تا بهره‌وری عامل کار بالا رفته و در نتیجه درآمد واقعی افراد و از جمله سرمایه‌داران افزایش یابد. افزایش درآمد واقعی موجب افزایش پس‌اندازها و سرمایه‌گذاری می‌شود. در نتیجه تراکم سرمایه (همراه با آن پیشرفت فنی مورد نیاز)

۱. Portfolio

۲. مجتهد، احمد و حسن زاده، علی (۱۳۸۴). ص.ص ۱۰۷-۱۰۵.

۳. رحمانی تیمور (۱۳۷۰)

حاصل می شود که نتیجه‌ی آن کاهش در هزینه‌ها بوده و این خود باعث افزایش مجدد میزان سود شده و پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بیشتری را ممکن می‌سازد.^۹

به عقیده‌ی ریکاردو، تمرکز سرمایه، نتیجه و ثمره‌ی تجمع سودها است. چون سود موجب پس‌انداز ثروت شده و برای تمرکز سرمایه از آن استفاده می‌شود. او معتقد بود که تمرکز سرمایه به دو عامل بستگی دارد: توانایی برای پس‌انداز و اراده برای پس‌انداز توانایی برای پس‌انداز نقش مؤثرتری در تمرکز سرمایه داشته و بستگی به درآمد خالص (مازاد تولید) جامعه دارد. هر چه در آمد خالص بیشتر باشد، توانایی برای پس‌انداز نیز زیادتر خواهد بود. ریکاردو معتقد است تا زمانی که نرخ سود به اندازه‌ی کافی بالا باشد، سرمایه داران قادر خواهند بود به پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بپردازند.^{۱۰}

نظریه‌ی کینز در مورد عملکرد بازار پس‌انداز و سرمایه‌گذاری با نظریه‌ی نئوکلاسیک‌ها کاملاً در تضاد است. به نظر کینز فرض نئوکلاسیک‌ها مبنی بر این که پس‌انداز کنندگان و سرمایه‌گذاران یک گروه واحد هستند و به خاطر یک عامل مشترک، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌کنند فرض صحیحی نیست. کینز معتقد است پس‌انداز کنندگان و سرمایه‌گذاران دو گروه مختلف هستند و به خاطر عوامل مختلف، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌کنند. به عقیده‌ی وی پس‌انداز تابع مستقیم درآمد ملی و تابع غیر مستقیم نرخ بهره. (به شرط ثابت بودن بازده نهایی سرمایه‌گذاری) است:

$$S = F(Y) \quad f' > 0 \quad I = F(i) \quad f' < 0 \quad (۱) \text{ رابطه}$$

به نظر کینز، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، نرخ بهره را تعیین نمی‌کند بلکه تعیین کننده در آمد ملی هستند.

تابع پس‌اندازی که کینز در ادبیات اقتصادی ارائه می‌دهد به صورت زیر است که قرینه‌ی تابع مصرف ارائه شده توسط اوست:

$$S = -a + (1 - mpc)y \quad (۲) \text{ رابطه}$$

طبق این رابطه، پس‌انداز تابع مستقیم درآمد ملی است.^{۱۱}

در ادامه به برخی از پوهش‌های انجام گرفته در داخل و خارج کشور در این زمینه اشاره می‌شود.

سادین هارن و سایرین (۱۹۹۱)^{۱۲} در مقاله‌ای عوامل مؤثر بر میزان سپرده‌گذاری را در سیستم بانک‌داری اسلامی مالزی مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها در مطالعه خود از داده‌های ماهیانه استفاده کرده‌اند و با استفاده از تکنیک‌های هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطای برداری شش معادله برای خانوارها، بنگاه‌ها و دولت برای دو نوع پس‌انداز جاری و قرض الحسنه و حساب سرمایه‌گذاری کوتاه مدت و بلندمدت برآورد کرده‌اند. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد حجم سپرده‌ها در سیستم بانک‌داری اسلامی نیز تحت تاثیر متغیرهای مالی و اقتصادی هستند. یوسف و پیترز (۱۹۹۰)^{۱۳} براساس اطلاعات سال‌های ۸۲ - ۱۹۶۵ از کشور کره تابع پس‌اندازی را با استفاده از روش GLS, OLS برآورد کرده و به این نتیجه رسیدند که یک رابطه مثبت معنی‌دار بین نرخ بهره واقعی سپرده‌های مدت‌دار و پس‌انداز وجود دارد. فریده رونق (۱۳۸۶) با استفاده از مدل اقتصادسنجی VAR و با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۸۳ - ۱۳۷۷ کشش‌های مربوط به انواع سپرده‌های مدت‌دار نسبت به نرخ سود را برآورد کرده است. کریم‌زاده (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر حجم سپرده‌ها در بانک‌های دولتی ایران می‌پردازد. ایشان با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران برای دوره

۴. قره باغیان، مرتضی (۱۳۷۲)، صص ۱۱۶-۱۲۲

۱. همان، ص ۱۳۲.

۲. تفضلی، فریدون (۱۳۷۶)

۳. Sudin Haron & Wan Nursofiza Wan Azmi (۱۹۹۱)

۴. Yusuf, S and Peter, R. K. (۱۹۹۰)

۴:۱۳۸۳-۱۳۷۳ و با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی ARDL^{۱۴} به بررسی موضوع فوق پرداخته است. متغیرهایی که ایشان در الگوی خود وارد کرده است شامل حجم کل سپرده ها و سپرده های غیردپداری در دو مدل به عنوان متغیر وابسته و متغیر های نرخ سود اوراق مشارکت، شاخص مسکن، شاخص سهام، تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم به عنوان متغیر توضیحی است. نتایج بدست آمده در این پژوهش نشان می دهد متغیر شاخص سهام اثر معناداری روی حجم سپرده ها ندارد. همچنین نرخ سود اوراق مشارکت در کوتاه مدت و بلند مدت رابطه معکوس با حجم سپرده ها دارد. ابونوری، اسمعیل و سپانلو، هادی (۱۳۸۴) در مقاله ای به تجزیه و تحلیل عوامل درون سازمانی موثر بر جذب سپرده ها در بانک ملت در شهر تهران پرداخته اند. در مطالعه آنها میانگین سه ساله مانده چهار سپرده اصلی (قرض الحسنه جاری و پس انداز، سپرده های سرمایه گذاری کوتاه مدت و بلندمدت) شعب به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای میانگین سه ساله تعداد کارکنان شاغل در شعبه، میانگین سه ساله تعداد باجه های دریافت و پرداخت وجه به مشتریان، میانگین سه ساله انواع تسهیلات اعطایی شعبه، تجهیزات شعبه و ضریب تغییرات حقوق کارکنان به عنوان متغیر مستقل وارد شده است. نتایج بدست آمده از این مطالعه گویای آن است که تجهیزات شعبه و ضریب تغییرات حقوق کارکنان به عنوان متغیر مستقل وارد شده مثبت روی حجم سپرده ها دارد و افزایش تعداد کارکنان بواسطه کاهش بهره وری اثر منفی بر روی حجم سپرده ها می گذارد. فراتی (۱۳۸۴) در مطالعه ای به بررسی عوامل موثر بر جذب سپرده های بانکی به صورت مطالعه موردی بانک سپه طی دوره ۸۱-۱۳۷۰ با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی داده های تابلویی برای دوره مورد نظر پرداخته است. در این مطالعه متغیر سپرده های موثر بانک سپه که حاصل جمع سپرده های قرض الحسنه جاری و پس انداز، سپرده های کوتاه مدت و بلندمدت است به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای درآمد سرانه حقیقی، تعداد شعب، تعداد پرسنل، حجم سپرده های دوره گذشته، نرخ تورم برای ۱۷ استان مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج بدست آمده از این مطالعه نشان می دهد که تعداد شعب، تعداد پرسنل بیشترین اثر مثبت را بر حجم سپرده های واقعی دارد. درآمد سرانه واقعی نیز اثر مثبت معناداری روی متغیر وابسته می گذارد. متغیر نرخ تورم بنا به آزمون های علّیت گرانجری از الگو حذف شده است. انوار رستمی و سممانی (۱۳۸۶) در مقاله ای به بررسی ارتباط بین میزان سرمایه گذاری در سپرده های بانکی و اوراق مشارکت با میزان جذابیت سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار تهران می پردازند. بر پایه نتایج حاصل از تحلیل های به عمل آمده در این تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ درصد می توان چنین ادعا کرد که میان میزان جذابیت سرمایه گذاری در سپرده های بانکی و میزان جذابیت سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار تهران، ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. این به معنای هم سوئی میزان جاذبه ی سرمایه گذاری در دو بازار مختلف پولی و سرمایه ای در ایران است. نتایج حاصل از تحلیل های به عمل آمده همچنین نشان گر آن است که سرمایه گذاری در اوراق مشارکت در ایران، مخرب و رقیب فعالیتهای بازار بورس اوراق بهادار تهران و کاهنده جذابیت سرمایه گذاری در آن نبوده و عرضه و فروش آن به عموم، تأثیر بسزا و معناداری بر فعالیت های بورس نداشته است.

داده ها و روش تحقیق در این پژوهش

آمار و اطلاعات مورد استفاده در این پژوهش شامل داده های سالانه برای دوره زمانی ۸۶-۱۳۷۸ و نمونه انتخابی شامل بانک های تجاری و تخصصی دولتی^{۱۵} است. تخمین معادلات در حالت داده های تابلویی^{۱۶} بستگی به فرض هایی دارد که در مورد ضرایب عرض از مبدأها و جمله خطا اعمال می کنیم. البته این فرض، جدا از فرض کلاسیک است. چرا که ابتدا ما فرض می کنیم که

$$U_{it} \approx N(0, \sigma_u^2)$$

۱. Autoregressive Distributed Lag

۱. بانک های تجاری دولتی شامل: تجارت، ملی، سپه، صادرات ایران، ملت و رفاه کارگران و بانک های تخصصی دولتی شامل کشاورزی، صنعت و معدن، مسکن و توسعه صادرات است.

تصادفی و بقیه فرض ها برقرار است. این فرض های جدید که می خواهیم اعمال کنیم اضافه بر فرض های کلاسیک است. در این وضعیت پنج حالت را می توان در نظر گرفت:

❖ حالت اول

فرض کنید که عرض از مبدأها و ضرایب بین مقاطع و دوره ها یکسان باشند. منتهی جملات خطا در طول دوره ها و بین مقاطع متفاوت باشند. این ساده ترین رهیافتی است که با OLS معمولی نیز قابل تخمین است.

❖ حالت دوم:

ضرایب شیب ها ثابت هستند ولی عرض از مبدأها بین مقاطع مختلف، متفاوت از هم هستند. چارچوب و زیر بنای مدل های داده های تابلویی به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + U_{it} \dots t = 1, 2, \dots, T, i = 1, 2, \dots, n \quad \text{رابطه (۴)}$$

که در این مدل k متغیر توضیحی بدون احتساب عرض از مبدأ در وجود دارد. اختلاف بین مقطعها در نشان داده می شود که در طول زمان ثابت فرض می شوند. یک راه برای حساب آوردن طبیعت واحدهای مقطعی این است که عرض از مبدأها متفاوت باشند یعنی هر مقطع یک عرض از مبدأ برای خودش داشته باشد. منتهی ضرایب یکسان هستند که در ادبیات اقتصاد سنجی به مدل اثرات ثابت^{۱۷}

معروف است. برای لحاظ کردن عرض از مبدأهای متفاوت، می توانیم از روش متغیر موهومی استفاده کنیم:

رابطه (۵)

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ Y_3 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 100\dots 0 \\ 010\dots 0 \\ 001\dots 0 \\ \vdots \\ 000\dots 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ \vdots \\ a_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \\ \vdots \\ u_N \end{bmatrix}$$

مدل بالا به مدل حداقل مربعات متغیر مجازی^{۱۸} نیز معروف است.

❖ حالت سوم

ضرایب شیبها ثابت ولی عرض از مبدأها بین مقاطع و بین دوره ها متفاوت هستند. باز با استفاده از روش متغیر مجازی می توان

آن را به صورت زیر نوشت:

رابطه (۶)

۲. Panel Data

۱. Fixed Effect Model(FEM)

۲. Least Square Dummy Variable(LSDV)

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ Y_3 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 100\dots 0 \\ 010\dots 0 \\ 001\dots 0 \\ \vdots \\ 000\dots 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ \vdots \\ a_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \\ \vdots \\ u_N \end{bmatrix}$$

که در آن I بردار $1 \times T$ و α ها بردارهای $T \times 1$ هستند. حال اگر ماتریس D را به صورت تعریف کنیم که ابعادهای آن $T \times N$ داشته باشد خواهیم داشت:

$$Y = D\alpha + X\beta + u \quad \text{رابطه (۷)}$$

مدل بالا را می توان به روش OLS هم تخمین زد.

❖ حالت چهارم

تمام ضرایب بین مقاطع مختلف، متفاوت هستند. حالت فوق بیانگر این است که هر مقطعی تابع مختص خود را داراست و توابع با هم متفاوت هستند. درست مثل این است که معادله را برای تک تک مقاطع به صورت جداگانه تخمین بزنیم. اگر حالت چهارم به طور معنی داری تأیید شود بیانگر این است که داده ها قابل تلفیق شدن نیستند.

❖ حالت پنجم

عرض از مبداها و شیب ها برای مقاطع و دوره های مختلف، متفاوت باشند.

$$Y_{it} = \beta_{1i} + \beta_{2i} X_{2it} + \beta_{3i} X_{3it} + U_{it} \quad \text{رابطه (۸)}$$

$$\beta_{1i} = \beta_1 + \varepsilon_i \quad \text{رابطه (۹)}$$

معادله بالا یک مدل سه متغیره ساده است. در رهیافت اثرات تصادفی فرض می کنیم که عرض از مبدا برای هر مقطع برابر با یک مقدار ثابت به علاوه یک جزء تصادفی است که فروض زیر برای ε_i (جزء اخلاص مربوط به تفاوت های مقطعی) و U_{it} (جزء اخلاص مربوط به اختلالات در داده های تابلویی) را در نظر می گیریم:

$$\varepsilon_i \approx N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad \text{و} \quad U_{it} \approx N(0, \sigma_u^2) \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

$$E(\varepsilon_i, U_{it}) = 0$$

$$E(U_{it}, U_{is}) = E(U_{it}, U_{jt}) = E(U_{it}, U_{jt}) = 0 \dots \dots (i \neq j), (t \neq s)$$

در این مدل β_1 میانگین عرض از مبداهاست و ε_i پراکندگی عرض از مبداها در اطراف میانگین را نشان می دهد اما ε_i ناشناخته و مبهم است. با ترکیب روابط (۹) و (۱۰) خواهیم داشت:

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \varepsilon_i + U_{it} \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + w_{it} \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

$$E(w_{it}) = 0$$

$$\text{var}(w_{it}) = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2$$

اگر باشد تفاوتی بین Ols (اثرات ثابت) و اثرات تصادفی^{۱۹} نخواهد بود. اما مشکلی که این مدل دارد احتمال وجود خود همبستگی در مدل می باشد زیرا :

$$Cov(W_{it}, W_{is}) = \frac{\sigma_t^2}{\sigma_t^2 + \sigma_s^2} \quad \text{رابطه ۱۳}$$

که اگر باشد بیانگر وجود همبستگی است. بطور خلاصه داده های تابلویی به دو صورت کلی ثابت و اثرات تصادفی آزمون می شود که بسته به نوع داده ها و مناسب بودن مدل باید از یکی از آنها استفاده کرد. در قسمت بعدی، آزمون های لازم جهت تشخیص اینکه از کدام روش استفاده شود را توضیح خواهیم داد.

مسئله ای که وجود دارد این است که باید مشخص کرد از کدام دو روش فوق برای تخمین مدل با بهره گیری از داده های تلفیق شده استفاده کنیم. برای این منظور آزمون هاسمن (۱۹۸۰) را به کار می گیریم.

$$H_0 : \alpha = \alpha_s$$

$$H_1 : \alpha \neq \alpha_s$$

(عرض از مبدا مربوط به آملاوه هاسمن می باشند)

به عبارت دیگر فرضیه صفر به این معنی است که ارتباطی بین جزء اخلاص مربوط به عرض از مبداها و متغیرهای توضیحی وجود ندارد (از همدیگر مستقل هستند). در حالی که فرضیه مقابل به این معنی است که بین جزء اخلاص مورد نظر و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد و چون به هنگام وجود همبستگی بین جزء اخلاص و متغیرهای توضیحی با مشکل تورش و ناسازگاری مواجه می شویم بنابراین بهتر است که در صورت پذیرفته شدن H_1 (رد شدن H_0) از روش اثرات ثابت استفاده کرد. تحت فرضیه H_0 هم RE و هم FE هر دو سازگار هستند، ولی روش اثرات ثابت ناکارا است یعنی در صورت رد نشدن فرضیه H_0 باید از روش اثرات تصادفی استفاده شود. در صورتی که تحت فرضیه H_1 روش اثرات ثابت سازگار و روش اثرات تصادفی ناسازگار است و باید از روش اثرات ثابت استفاده کرد. حال اگر b تخمین زن روش اثرات ثابت (LSDV) و β تخمین زن روش اثرات تصادفی (GLS) باشند داریم:

$$Var(b - \beta) = Var(b) + Var(\beta) - Cov(b, \beta) - Cov(b, \beta) \quad \text{رابطه (۱۴)}$$

هاسمن تحت فرضیه H_0 می گوید که کواریانس تخمین زن کارا با تفاضل آن از تخمین زن ناکارا صفر است یعنی

$$Cov((b - \beta), \beta) = Cov(b, \beta) - Var(\beta) = 0 \quad \text{رابطه (۱۵)}$$

از این رو داریم:

$$Var(\beta) = \sum Var(b - \beta) = var(b) \quad \text{رابطه (۱۶)}$$

هاسمن اثبات می کند که آماره زیر دارای توزیع کا - دو می باشد و آماره مناسبی برای آزمون است.

$$W = [b - \beta]' \Sigma^{-1} [b - \beta] \approx \sum \chi^2 [K] \quad \text{رابطه (۱۷)}$$

حال اگر آماره کا - دوی محاسبه شده بزرگتر از آماره جدول باشد فرضیه H_0 رد می شود یعنی اینکه بین جزء اخلاص مربوط به عرض از مبداها و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد.^{۲۰} می توان حالتی را در نظر گرفت که در آن شیب ها بین مقاطع تغییر

۱. Random Effect Model (REM)

کند، این روش یک سری مسائل روش شناسی را در پی دارد. همچنین محاسبات پیچیده ای را به دنبال خواهد داشت. پژوهشی در این خصوص توسط کارنول و اسمیت (۱۹۸۴)^{۲۱} صورت گرفته است. بر این اساس می توان اجازه داد ضرایب متغیرهای صنعت بانک داری یعنی تعداد شعب، تعداد پرسنل و حجم تسهیلات بین مقاطع (بانک ها) تغییر نماید.

می توان حالتی را در نظر گرفت که در آن شیب ها بین مقاطع تغییر کند، این روش یک سری مسائل روش شناسی را در پی دارد و همچنین محاسبات پیچیده ای را به دنبال خواهد داشت. مطالعه ای در این خصوص توسط کارنول و اسمیت (۱۹۸۴)^{۲۲} صورت گرفته است. بر این اساس می توانیم اجازه دهیم ضرایب متغیرهای صنعت بانک داری یعنی تعداد شعب، تعداد پرسنل و حجم تسهیلات بین مقاطع (بانک ها) تغییر کند.

تخمین مدل

با توجه به مطالب عنوان شده در خصوص ادبیات نظری میلتنون فریدمن درباره ی نگهداری ثروت به شکل های مختلف و نیز مطالعات تجربی راجع به پس انداز می توان عوامل موثر در جذب سپرده ها در بانک ها را بر اساس مولفه های اثرگذار بر هر دو طرف مازاد عرضه و تقاضای وجوه مورد تجزیه و تحلیل قرار داد.

مدل تجربی که در این تحقیق برآورد شده به شکل زیر است:

رابطه (۱۸)

$$DEPIT_{IT} = \alpha_0 + \alpha_1(NI_T) + \alpha_2(RRAT_T) + \alpha_3(HPI_T) + \alpha_4(EXR_T) + \beta_{1I}(BRA_{IT}) +$$

DEP در رابطه فوق، $\beta_{2I}(PER_{IT}) + \beta_{3I}(TAS_{IT})$

حجم سپرده های سرمایه گذاری بلندمدت^{۲۳} واقعی بانک های تجاری و تخصصی دولتی است که از تقسیم حجم سپرده های ریالی به شاخص قیمت مصرف کننده بدست آمده است. NI درآمد سرانه به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ است. RRAT نرخ سود واقعی سپرده های مدت دار بانک ها است. با توجه به اینکه نرخ سود در غالب کشورهای درحال توسعه از جمله اقتصاد ایران به صورت اداری و توسط بانک مرکزی تعیین می شود و این نرخ بر اساس دوره سررسید متفاوت می باشد از این رو از میانگین موزون نرخ های سود سپرده های یک ساله تا پنج ساله استفاده شده است. وزن هر یک از نرخ ها سهم سپرده های یک ساله، دو ساله، سه ساله و پنج ساله در کل سپرده ها می باشد. HPI: شاخص قیمت املاک و مستغلات در کل کشور، EXR نرخ اسمی ارز بازار غیر رسمی، BRA: تعداد شعب بانک های مورد نظر. PER: تعداد پرسنل و TAS: حجم تسهیلات اعطایی بانک های نمونه انتخابی است.

با توجه به اینکه افزایش تعداد شعب بانک ها قطعاً با افزایش تعداد پرسنل همراه خواهد بود از این رو انتظار بر آن است که بین این دو متغیر برای بانک های مختلف همبستگی نسبتاً بالایی وجود داشته باشد. یکی از عواقب آن ایجاد هم خطی نسبتاً کامل بین متغیرها و تورش دار کردن برآورد ضرائب است. از طرف دیگر یکی از اهداف این پژوهش، بررسی تاثیر ویژگی های صنعت بانک داری بر میزان جذب سپرده های سرمایه گذاری مدت دار است که در بررسی تجربی دو مدل جداگانه برآورد شد.

۱. William H. Greene(۲۰۰۲)

۲. Cornowell and Schmidt(۱۹۸۴)

۳. Cornowell and Schmidt(۱۹۸۴)

۴. شامل مجموع سپرده های سرمایه گذاری یک ساله، دو ساله، سه ساله و پنج ساله است.

مدل اول

مدل اول شامل متغیرهای اقتصاد کلان (درآمد سرانه واقعی، میانگین موزون نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار، شاخص قیمت املاک و مستغلات و نرخ ارز بازار غیر رسمی) و متغیرهای مختص صنعت بانک‌داری شامل (حجم تسهیلات اعطایی و تعداد شعب بانک‌ها) به عنوان متغیرهای توضیحی و حجم سپرده‌های واقعی به عنوان متغیر وابسته است. این مدل با استفاده از داده‌های ده بانک دولتی برای دوره ۸۶-۱۳۷۸ برآورد شده است. نتایج برآورد در جدول (۱) آمده است.

برای تخمین ابتدا باید نوع مدل به لحاظ اثرات ثابت یا تصادفی بودن مشخص شود. که برای این کار از آزمون هاسمن (۱۹۸۰) استفاده شده است. با توجه به مقدار آماره آزمون ($F = 5/12$) و سطح احتمال متناظر با آن ($P = 0/00$) مشخص می‌شود که مقدار آماره آزمون در ناحیه بحرانی قرار گرفته و فرضیه صفر مبنی بر این که ارتباطی بین جزء اخلاص مربوط به عرض از مبداها و متغیرهای توضیحی وجود ندارد (از همدیگر مستقل هستند) رد می‌شود و بهتر است که برای برآورد مدل از رهیافت اثرات ثابت استفاده شود.

با توجه به اینکه بانک‌ها به لحاظ حجم فعالیت و تعداد پرسنل و شعب و میزان جذب منابع تفاوت قابل ملاحظه‌ای با هم دارند، وجود ناهمسانی واریانس بین مقاطع دور از ذهن نخواهد بود. به این دلیل جهت رفع ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات وزنی تعمیم یافته و با لحاظ کردن اثرات مقطعی وایت^{۲۴} مدل به صورت خطی - لگاریتمی برآورد شده که به این ترتیب می‌توان مقدار برآورد شده برای ضرائب را کشش متغیر وابسته نسبت به متغیر مستقل لحاظ کرد.

$$LDEP = 0.104 + 0.86LNI + 0.03LRRAT - 1.596LEXR - 0.457LHPI +$$

$$\sum_{i=1}^{10} \beta_i (LBERA - BANKNAME) + \sum_{i=1}^{10} \gamma_i (LTAS - BANKNAME)$$

$$\bar{R}^2 = 0.98, DW = 1.87$$

جدول ۱- نتایج تخمین مدل شامل تعداد شعب و حجم تسهیلات به تفکیک بانکها

P=0/00	F=8/35	نتایج آزمون هاسمن (۱۹۸۰) جهت تشخیص بین FE و RE	
مقدار آماره t	مقدار ضریب	متغیر	
-0/008	-0/104	عرض از مبدا	
2/035	0/86	LNI (لگاریتم درآمد سرانه واقعی)	
2/085	0/03	LRRAT (میانگین موزون نرخ سود واقعی بانک‌ها)	
-4/482	-1/596	LEXR (لگاریتم نرخ ارز بازار غیر رسمی)	
-0/762	-0/456	LHPI (لگاریتم شاخص قیمت املاک و مستغلات)	
2/98	2/66	متغیر شعب بانک ملی (LBRA_MEL)	β_i
0/044	0/02	متغیر شعب بانک ملت (LBRA_MELA)	
-1/1	-1/06	متغیر شعب بانک تجارت (LBRA_TEJ)	
-0/46	-1/93	متغیر شعب بانک صادرات (LBRA_SAD)	

-۲/۳۱	-۲/۵۲	متغیر شعب بانک سپه (LBRA_SEP)	γ_i
-۰/۰۳۵	-۰/۰۲	متغیر شعب بانک رفاه (LBRA_REF)	
-۰/۱۲۶	-۰/۵۳	متغیر شعب بانک کشاورزی (LBRA_AGRE)	
۲/۲۶۵	۶/۳۷۳	متغیر شعب بانک مسکن (LBRA_MAS)	
۰/۲۹	۰/۴۶۸	متغیر شعب بانک صنعت و معدن (LBRA_SAN)	
۱/۲۸۷	۳/۶۹۹	متغیر شعب بانک توسعه صادرات (LBRA_EDB)	
۲/۴۹۵	۰/۴۰۸	متغیر تسهیلات بانک ملی (LTAS_MEL)	
۵/۴۹۲	۰/۵۷۳	متغیر تسهیلات بانک ملت (LTAS_MELA)	
۴/۴۱۱	۰/۵۲۷	متغیر تسهیلات بانک تجارت (LTAS_TEJ)	
۶/۸۲۲	۰/۷۵۲	متغیر تسهیلات بانک صادرات (LTAS_SAD)	
۶/۶۶۷	۰/۶۶۷	متغیر تسهیلات بانک سپه (LTAS_SEP)	
۴/۷۹۶	۰/۸۶۷	متغیر تسهیلات بانک رفاه (LTAS_REF)	
۶/۶۶	۱/۴۶۷	متغیر تسهیلات بانک کشاورزی (LTAS_AGRE)	
-۱/۰۵۶	-۰/۳۵۷	متغیر تسهیلات بانک مسکن (LTAS_MAS)	
۱/۷۹	۱/۶۳۵	متغیر تسهیلات بانک صنعت و معدن (LTAS_SAN)	
۲/۱۱	۰/۰۸۷	متغیر تسهیلات بانک توسعه صادرات (LTAS_EDB)	
۰/۹۸		مقدار R_2	
۱/۸		مقدار آماره دوربین واتسون	

منبع و ماخذ: یافته های تحقیق

تجزیه و تحلیل ضرایب مدل اول

برطبق نتایج برآورد این مدل، ملاحظه می شود مقدار ضریب برآورد شده برای متغیر لگاریتم درآمد سرانه واقعی برابر ۰/۸۶ است که نشان می دهد اگر درآمد سرانه واقعی به میزان یک درصد (افزایش/کاهش) یابد، سپرده های سرمایه گذاری مدت دار واقعی به میزان ۰/۸۶ درصد (افزایش/کاهش) خواهد یافت. در خصوص میانگین موزون نرخ سود واقعی سپرده های سرمایه گذاری مدت دار نیز ملاحظه می شود چنانچه نرخ سود واقعی به میزان ۱ درصد (افزایش/کاهش) یابد سپرده های سرمایه گذاری به میزان ۰/۰۳ درصد (افزایش/کاهش) خواهد یافت. در مورد متغیر نرخ ارز بازار غیررسمی (LEXR) می بینیم چنانچه این متغیر یک درصد (افزایش/کاهش) یابد، حجم سپرده های واقعی به میزان ۱/۵۶ درصد (کاهش/افزایش) خواهد یافت. نتایج تخمین ضریب این متغیر حاکی از یک رابطه غیرمستقیم بین نرخ ارز بازار غیررسمی و حجم سپرده های واقعی بانک ها است. علامت یا جهت اثرگذاری نرخ ارز بر تقاضای پول بر اساس مبانی نظری پولی مرتبط دقیقاً مشخص نمی باشد. از یک طرف بحث می شود که صاحبان ثروت سبد دارایی خود را براساس پول داخلی ارزیابی می کنند و در نتیجه کاهش ارزش پول می تواند باعث افزایش ارزش دارایی های خارجی شهروندان داخلی شود. این پدیده به معنی افزایش پایه پول داخلی و نیز کاهش نرخ بهره و افزایش تقاضای پول بوده که به اثر

ثروت^{۲۵} معروف است. همچنین بیان می‌شود که در کشورهایی که وابستگی ارزی شدید دارند هنگام تنزل ارزش پول داخلی، برای واردات به پول بیشتری نیاز است بنابراین رابطه مستقیمی میان تقاضای پول و تضعیف ارزش پول داخلی وجود دارد. همچنین با کاهش ارزش پول داخلی، مردم انتظار کاهش بیشتر آنرا دارند. نتیجه این امر می‌تواند به کاهش تقاضا برای پول داخلی منجر شود. این پدیده به اثر جانشینی موسوم است.

آرنگو ندیری (۱۹۸۱) به رابطه نسبی بین تقاضای پول و نرخ ارز دست یافتند. بهمنی و اسکویی و پورحیدریان (۱۹۹۰) با برآورد تابع تقاضای پول برای کشورهای کانادا، ژاپن و آمریکا اثر معنادار نرخ ارز بر تقاضای پول را مشاهده کردند. بهمنی و اسکویی (۱۹۹۵)، نوفرستی (۱۳۷۴) و هژبر کیانی (۱۳۷۸) با مطالعه تقاضای پول به نتایج متفاوتی در ارتباط با تاثیرگذاری نرخ ارز بر تقاضای پول دست یافتند. در مطالعه کیانی (۱۳۷۶) رابطه بین تقاضای پول و نرخ ارز در هر دو مورد تعریف محدود و گسترده پول مستقیم بوده یعنی ضریب متغیر نرخ ارز در هر دو معادله برآورد شده مثبت است، و این مبین اثر ثروت در ادبیات مربوط است.^{۲۶} با توجه به اینکه سپرده های سرمایه گذاری مدت دار در تعریف گسترده پول قرار می‌گیرند و علامت بدست آمده در مورد برآورد این ضریب منفی است لذا می‌توان گفت در این مدل اثر جانشینی نرخ ارز نسبت به اثر درآمدی قوی تر است.

ضریب متغیر شاخص قیمت املاک و مستغلات در این الگو معنادار نیست. در کنار متغیرهای اقتصاد کلان دو متغیر تعداد شعب و حجم تسهیلات اعطایی به عنوان اثرات خاص مقطعی برای بانک ها برآورد شده است. همانطوری که ملاحظه می‌شود تنها برای بانک های ملی و مسکن تعداد شعب اثر مثبت معناداری روی حجم سپرده های سرمایه گذاری مدت دار بانک ها دارد. در خصوص بانک توسعه صادرات نیز این متغیر تاثیر معناداری روی میزان جذب سپرده ها ندارد. در مورد متغیر دیگر یعنی حجم تسهیلات اعطایی ملاحظه می‌شود برای ۹ بانک دولتی، شامل بانک توسعه صادرات، حجم تسهیلات اعطایی اثر مثبت و معناداری روی میزان جذب منابع دارد که برای دو بانک تخصصی صنعت و معدن و کشاورزی این متغیر بیشترین تاثیر را داشته است. برای بانک توسعه صادرات در این مدل مقدار ضریب بدست آمده برابر ۰/۰۸۷ است که نشان می‌دهد چنانچه حجم تسهیلات ربالی این بانک که به بخش خصوصی اعطا می‌شود ۱ درصد (افزایش/کاهش) یابد حجم سپرده های آن به طور متناظر ۰/۰۸۷ درصد تغییر خواهد یافت. مقدار \bar{R}^2 مدل برابر ۰/۹۹ بوده که نشان می‌دهد برازش خوبی از تغییرات متغیر وابسته با لحاظ کردن متغیرهای توضیحی ارائه شده است. مقدار آماره دوربین- واتسون هم برابر ۱/۸ بوده که نشان می‌دهد مدل فاقد خودهمبستگی است.

مدل دوم

مدل دوم شامل لگاریتم سپرده های واقعی بانک های تجاری و تخصصی دولتی به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای لگاریتم درآمد سرانه واقعی، لگاریتم میانگین موزون نرخ سود واقعی، لگاریتم نرخ ارز بازار غیر رسمی، لگاریتم تعداد پرسنل و لگاریتم حجم تسهیلات اعطایی بانک ها به عنوان متغیر مستقل در الگو لحاظ شده است. همانطوری که گفته شد برای اینکه تشخیص دهیم کدام یک از رهیافت‌های اثرات ثابت یا تصادفی برای تخمین مدل مناسب است از آزمون هاسمن استفاده شده است. با توجه به مقدار آماره آزمون $F=۸/۳۵$ و سطح احتمال متناظر با آن ($P=۰/۰۰$) مشخص می‌شود که رهیافت اثرات ثابت برای تخمین مدل مناسب تر است. در نهایت مدل با استفاده از روش حداقل مربعات وزنی، با در نظر گرفتن اثرات متقاطع برآورد شد. نتایج تخمین در جدول (۲) گزارش شده است. معادله تخمین زده شده به صورت زیر می‌باشد.

۱. Wealth Effect

۱. جعفر صمیمی، احمد و سایرین. (۱۳۸۵)

$$LDEP = -1.579 + 0.96LNI + 0.029LRRAT - 1.23LEXR - 0.57LHPI +$$

$$\sum_{i=1}^{10} \beta_i (LPER - BANKNAME) + \sum_{i=1}^{10} \gamma_i (LTAS - BANKNAME)$$

$$\bar{R}^2 = 0.98, DW = 1.8$$

جدول ۲- نتایج تخمین مدل شامل تعداد پرسنل و حجم تسهیلات به تفکیک بانکها

P=۰/۰۰	F=۵/۱۲	نتایج آزمون هاسمن (۱۹۸۰) جهت تشخیص بین RE و FE			
مقدار آماره t	مقدار ضریب	متغیر			
-۰/۲۴۲	-۱/۵۷	عرض از مبدا			
۲/۰۶	۰/۹۶	LNI (لگاریتم درآمد سرانه واقعی)			
۲/۴۷	۰/۰۲۹	LRRAT (میانگین موزون نرخ سود واقعی بانک ها)			
-۲/۳۶	-۱/۲۳	LEXR (لگاریتم نرخ ارز بازار غیر رسمی)			
-۲/۳۶	-۰/۵۷۹	LHPI (لگاریتم شاخص قیمت املاک و مستغلات)			
-۳/۸۲	-۲/۱۹۷	متغیر پرسنل بانک ملی (LPER_MEL)		β_i	
۱/۳۸	۰/۴۰۷	متغیر پرسنل بانک ملت (LPER_MELA)			
-۱/۵۱۴	-۰/۲۷۷	متغیر پرسنل بانک تجارت (LPER_TEJ)			
۰/۵۳	۱/۶۱۸	متغیر پرسنل بانک صادرات (LPER_SAD)			
-۰/۳	-۰/۰۸۱	متغیر پرسنل بانک سپه (LPER_SEP)			
۰/۲۹۹	۰/۴۵	متغیر پرسنل بانک رفاه (LPER_REF)			
-۰/۲۴۹	-۰/۳۲۵	متغیر پرسنل بانک کشاورزی (LPER_AGRE)			
-۰/۰۷	-۰/۰۳۸۹	متغیر پرسنل بانک مسکن (LPER_MAS)			
-۰/۷	-۰/۶۸۹	متغیر پرسنل بانک صنعت و معدن (LPER_SAN)			
-۰/۷	-۰/۱۸۶	متغیر پرسنل بانک توسعه صادرات (LPER_EDB)			
۲/۵۳	۰/۳۱	متغیر تسهیلات بانک ملی (LTAS_MEL)			γ_i
۴/۳۱	۰/۳۲	متغیر تسهیلات بانک ملت (LTAS_MELA)			
۳/۴۳	۰/۲۴	متغیر تسهیلات بانک تجارت (LTAS_TEJ)			
۹/۱۱	۰/۵۵	متغیر تسهیلات بانک صادرات (LTAS_SAD)			
۷/۳۳	۰/۳۱	متغیر تسهیلات بانک سپه (LTAS_SEP)			
۱/۶۱	۰/۵۳۶	متغیر تسهیلات بانک رفاه (LTAS_REF)			
۶/۰۱	۱/۱۵۶	متغیر تسهیلات بانک کشاورزی (LTAS_AGRE)			
۱/۵۶	۰/۳۸۲	متغیر تسهیلات بانک مسکن (LTAS_MAS)			
۶/۵۲	۱/۶۲۸	متغیر تسهیلات بانک صنعت و معدن (LTAS_SAN)			

۱/۹۶	۰/۴۶	متغیر تسهیلات بانک توسعه صادرات (LTAS_EDB)
۰/۹۸		مقدار R^2
/۸۷		مقدار آماره دوربین واتسون

منبع: یافته های تحقیق

تجزیه و تحلیل ضرایب در مدل دوم

بر اساس نتایج بدست آمده می توان گفت چنانچه درآمد سرانه واقعی به میزان ۱ درصد (افزایش/کاهش) یابد حجم سپرده های واقعی بانک ها به میزان ۰/۹۷ درصد (افزایش/کاهش) خواهد یافت. با توجه به مقدار آماره $t=2/0.639$ و سطح احتمال متناظر با آن، ضریب بدست آمده از سطح معناداری قابل قبولی برخوردار است. همچنین برآوردها نشان می دهد چنانچه نرخ سود سپرده های سرمایه گذاری به میزان ۱ درصد (افزایش/کاهش) یابد حجم سپرده های واقعی بانک ها به میزان ۰/۰۳ درصد (افزایش/کاهش) خواهد یافت. در خصوص متغیر نرخ ارز مشاهده می شود چنانچه نرخ ارز بازار غیر رسمی ۱ درصد (افزایش/کاهش) یابد حجم سپرده های بانک ها به میزان ۱/۲۳- درصد (کاهش/افزایش) خواهد یافت و نشان می دهد باز هم اثر جانشینی نرخ ارز در مورد سپرده های بانک ها موثر است. در خصوص شاخص املاک و مستغلات ملاحظه می شود افزایش شاخص قیمت املاک و مستغلات اثر منفی روی میزان منابع سپرده ای بانک ها دارد. به این صورت چنانچه شاخص قیمت املاک و مستغلات به میزان ۱ درصد (افزایش/کاهش) یابد حجم سپرده های واقعی بانک ها به میزان ۰/۵۸ درصد (کاهش/افزایش) خواهد یافت. در خصوص متغیرهای تعداد پرسنل و حجم تسهیلات اعطایی ملاحظه می شود تعداد، پرسنل تقریباً برای همه بانک ها تاثیر معناداری روی حجم سپرده ای بانک ها ندارد. در حالیکه برای اکثر بانک ها در این الگو حجم تسهیلات اعطایی اثر مثبت معنادار بر میزان سپرده های جذب شده دارد. مقدار \bar{R}^2 مدل برابر ۰/۹۹ نشان می دهد برازش خوبی از تغییرات متغیر وابسته با لحاظ کردن متغیرهای توضیحی ارائه شده است. مقدار آماره دوربین-واتسون هم برابر ۱/۹ بوده که نشان می دهد مدل فاقد خودهمبستگی است.

نتیجه گیری

هدف این مقاله دنبال پاسخ گویی به دو سوال بود. یکی اینکه تاثیر متغیرهای محیط اقتصاد کلان روی منابع سپرده ای بانک ها چگونه است. دیگر اینکه متغیرهای صنعت بانکداری چه تاثیری بر میزان جذب منابع سپرده ای بخش خصوصی دارد. نتایج بدست آمده از برآورد مدل نشان می دهد که بهبود درآمد ملی واقعی سرانه، میانگین موزون نرخ سود واقعی سپرده های سرمایه گذاری مدت دار بانک ها و افزایش میزان تسهیلات اعطایی بانک ها تاثیر مثبت و معنادار روی میزان جذب منابع سپرده ای خصوصی بانک ها دارد. نتیجه بدست آمده گویای آن است که با افزایش تولید در اقتصاد، درآمد افراد نیز افزایش خواهد یافت. بر اساس مبانی تقاضای پول، تقاضا برای سپرده های سرمایه گذاری نیز به عنوان بخشی از پس انداز خانوار افزایش خواهد یافت. بنابر این نتیجه مذکور هم در قالب مبانی نظری تقاضای پول و هم در قالب ادبیات پس انداز مورد تایید است. همچنین نتایج بدست آمده در خصوص نرخ سود سپرده های بانکی به عنوان قیمت این نوع دارایی، بیانگر آن است که افزایش قیمت سپرده های سرمایه گذاری عرضه کنندگان این نوع دارایی ها را تحریک به عرضه بیشتر وجوه (پس انداز بیشتر در قالب سپرده های سرمایه گذاری) می کند یعنی این نتیجه با مبانی اقتصاد خرد تابع عرضه سازگار است.

با توجه به نتایج حاصله، افزایش شاخص املاک و مستغلات و نرخ ارز غیررسمی موجب کاهش پس انداز افراد به صورت منابع سپرده ای می شود. به این معنا که افراد زمانی که کاهش ارزش پول ملی را مشاهده می کنند انتظار کاهش های بیشتر را دارند در

نتیجه تقاضا برای پول خارجی افزایش یافته و تقاضا برای منابع سپرده ای به عنوان یکی از بخش های نگهداری ثروت نیز کاهش خواهد یافت. با توجه به ادبیات موجود در شرایط تورمی در اقتصادهای نظیر اقتصاد ایران، افزایش شاخص املاک و مستغلات به عنوان یک دارایی جایگزین قوی عمل کرده و منابع پس اندازی را به سمت خود سوق می دهد. در مورد متغیرهای صنعت بانکداری ملاحظه شد که افزایش تعداد شعب و تعداد پرسنل تاثیر معناداری روی میزان جذب منابع ندارد. انتظار بر این است که توسعه فیزیکی سیستم مالی (در خصوص سپرده های بانکی توسعه شعب و افزایش تعداد پرسنل) نقش معناداری بر میزان جذب منابع سپرده ای داشته باشد، لیکن توسعه فیزیکی سیستم مالی مبتنی بر بانک در قالب اقتصاد ایران در مورد بانک های منتخب، در حد اشباع است و چنانچه بانکداران مورد مطالعه قصد توسعه فعالیت خود را داشته باشند، باید به عرصه های نوین ارائه خدمات مالی وارد شوند. در مجموع می توان گفت که بهبود شرایط اقتصاد کلان تأثیر معنی داری بر جذب سپرده های بانک ها دارد. در خصوص ویژگی های سازمانی بانک ها، اگر چه حجم تسهیلات برای تمام بانک ها اثر مثبت روی میزان جذب منابع دارد لیکن افزایش تعداد شعب و تعداد پرسنل تاثیر معناداری روی میزان جذب منابع سپرده ای ندارد.

پیشنهادات و توصیه های سیاستی

با توجه به نتایج بدست آمده در این پژوهش می توان پیشنهادهای زیر را به دولت جهت افزایش پس اندازها به صورت منابع سپرده ای مطرح کرد:

- ۱- دولت باید برنامه ها و سیاست های اقتصادی را به نحوی تدوین کند که افزایش تولید و درآمد را در پی داشته باشد تا از این طریق زمینه افزایش پس انداز به صورت منابع سپرده ای فراهم شود.
- ۲- با توجه به اثر مثبت نرخ سود واقعی پیشنهاد می شود دولت از سیاست سرکوب گرایانه مالی (کنترل نرخ بهره) اجتناب ورزد و با دخالت نکردن در تعیین این متغیر و مقررات زدایی، اجازه دهد تعیین نرخ سود تعادلی توسط نیروهای بازار صورت گیرد تا از این طریق زمینه افزایش پس انداز در بانک ها ایجاد شود.
- ۳- با توجه به تاثیر مثبت حجم تسهیلات اعطایی بانک ها روی میزان جذب منابع پیشنهاد می شود دولت با سیاستهای منضبط و قانونمند پولی در جهت رونق فعالیت های اقتصادی گام های موثری بردارد تا از این طریق زمینه افزایش جذب منابع برای بانک ها فراهم شود.
- ۴- با توجه به تاثیر منفی نرخ ارز بازار غیر رسمی به عنوان یک دارایی جایگزین روی میزان جذب منابع پیشنهاد می شود دولت (با در نظر گرفتن نرخ تورم) نرخ ارز واقعی را به عنوان لنگر سیاستی و ابزار سیاست پولی و ارزی انتخاب کند و نیروهای واقعی بازار را در تعیین نرخ ارز مد نظر قرار دهد تا فاصله بین دو نرخ رسمی و غیر رسمی کاهش یافته و افراد به این دارایی به عنوان یک دارایی جایگزین پول داخلی ننگرند و از این طریق زمینه افزایش منابع پس اندازی در بانک ها فراهم شود.

۱. ابونوری، اسماعیل و سپانلو، هادی. (۱۳۸۴). تجزیه و تحلیل آثار عوامل درون سازمانی بر جذب سپرده بانکی (مطالعه موردی: بانک ملت تهران). دو ماهنامه علمی-پژوهشی دانشور رفتار. دانشگاه شاهد. سال دوازدهم. شماره ۱۴.
۲. اسنودن بریایان، اچ وین پی وینار کوویچ. (۱۳۸۳). راهنمای نوین اقتصاد کلان ترجمه دکتر منصور خلیلی عراقی و دکتر علی سوری. انتشارات برادران، چاپ اول، تهران.
۳. امیددی نژاد، محمد (۱۳۸۸). گزارش عملکرد نظام بانکی کشور در سال ۱۳۷۸ موسسه عالی آموزش بانکداری ایران.
۴. انواری رستمی، علی اصغرو لاری سمنانی، بهروز (۱۳۸۶). بررسی ارتباط میان سرمایه‌گذاری در سپرده‌های بانکی و اوراق مشارکت با میزان جذابیت سرمایه‌گذاری (نقدشوندگی و تشکیل سرمایه) در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مدرس علوم انسانی، شماره ۵۵.
۵. بابایی، النا. (۱۳۸۰). بررسی عوامل موثر بر مانده سپرده‌های بانکی با تاکید بر سپرده‌های بانک ملی ایران رساله کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاد واحد تهران مرکز.
۶. بانک مرکزی. ج. ا. ا، معاونت امور اقتصادی. (۱۳۸۲). برآورد میزان تأثیرات تغییرات میانگین وزنی نرخ‌های سود بر سپرده‌های مدت‌دار، تهران.
۷. بانک مرکزی. ج. ا. ا. (۱۳۷۹) تحلیلی بر ساختار نرخ‌های سود بانکی و نتیجه‌های تعیین آن در ایران، اداره بررسی‌های اقتصادی.
۸. بوستانی رضا، (۱۳۸۲). ثبات تابع تقاضای پول در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.
۹. بهرامی، جاوید، پروانه اصلانی؛ (۱۳۸۲). بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز بخش خصوصی ایران طی سال‌های ۸۰-۱۳۴۷. مجله پژوهش‌های اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبایی، شماره ۲۳.
۱۰. پرتوی، حسن (۱۳۷۷). بررسی هزینه جذب منابع و عوامل موثر بر آن در سیستم بانکی کشور طی سالهای ۷۳-۱۳۶۳ (مطالعه موردی بانک صادرات ایران). رساله کارشناسی ارشد. موسسه عالی بانکداری ایران. تهران.
۱۱. تفضلی، فریدون، (۱۳۷۲). تاریخ عقاید اقتصادی. تهران. نشر نی.
۱۲. تفضلی، فریدون (۱۳۷۶). اقتصاد کلان، نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصادی، تهران، نشر نی.
۱۳. جعفر صمیمی، احمد و سایرین. (۱۳۸۵). بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران، کاربرد روش جوهانسون-جوسلیوس، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۲.
۱۴. خراج، منصوره، (۱۳۸۲). تأثیرپذیری پس‌انداز و سرمایه‌گذاری از نرخ سود بانکی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
۱۵. رحمانی، تیمور (۱۳۷۰). تحلیلی از تشکیل سرمایه در ایران و تخمین تابع سرمایه‌گذاری، رساله کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
۱۶. روابط عمومی بانکی توسعه صادرات ایران، (۱۳۸۵). نگاهی به چهارده سال فعالیت بانک توسعه صادرات ایران از آغاز فعالیت تا پایان سال ۱۳۸۴. تهران.
۱۷. زمانی، فراهانی مجتبی (۱۳۷۸). پول و ارز و بانکداری، چاپ ششم، انتشارات ترمه.
۱۸. سبحانی، حسن (۱۳۷۷). بررسی ادله عدم حضور مؤثر نظام بانکی در بازارهای مالی. مجموعه مقالات هشتمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، موسسه تحقیقات پولی و بانکی. تهران.

۱۹. فراتی، مهتاب. (۱۳۸۴). بررسی عوامل موثر بر جذب سپرده های بانکی، مطالعه موردی بانک سپه طی دوره ۸۱-۱۳۷۰. رساله کارشناسی ارشد. دانشکده اقتصاد علامه طباطبایی.
۲۰. فریده، رونق. (۱۳۸۶). بررسی تاثیر نرخ بهره دستوری بر جذب سپرده های مدت دار سیستم بانکی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد واحد علوم تحقیقات.
۲۱. قره باغیان، مرتضی (۱۳۷۲). اقتصاد رشد و توسعه، جلد اول. نشر نی، تهران.
۲۲. کریم زاده، فاطمه، (۱۳۸۶). بررسی عوامل موثر بر حجم سپرده ها در بانک های دولتی ایران. رساله کارشناسی ارشد. دانشکده اقتصاد علامه طباطبایی.
۲۳. کیلیس، پرکینز. رومر و اسنودگراس (۱۳۷۹)، اقتصاد توسعه، ترجمه غلامرضا آزاد، تهران، نشر نی.
۲۴. لطفی، آرش (۱۳۸۴). پیش بینی روند سپرده ها (قرض الحسنه و سرمایه گذاری) و شناخت عوامل مؤثر بر تخمین مدل مربوطه در بانک رفاه، رساله کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد واحد علوم تحقیقات.
۲۵. مجتهد، احد و حسن زاده، علی، (۱۳۷۸). پول و بانک داری و نهادهای مالی پژوهشکده پولی و بانکی.
۲۶. مجتهد احمد، علی حسن زاده (۱۳۸۰)، پول و بانکداری، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
۲۷. میشکین، فردریک. اس. (۲۰۱۰). اقتصاد پول، بانکداری و بازارهای مالی ترجمه و تالیف از حسین قضاوی، موسسه عالی آموزش بانکداری ایران، بانک مرکزی ج.ا. ایران. تهران (۱۳۸۸)
۲۸. ویلیام اچ برانسون (۱۹۷۸)، تئوری ها و سیاست های اقتصاد کلان، ترجمه عباس شاکری. نشر نی. تهران. ۱۳۷۶.
۲۹. وضعیت نیروی انسانی و نسبت های مالی شبکه بانکی کشور در دوره هفت ساله ۸۱-۱۳۷۵، بانک مرکزی ج.ا. دبیرخانه شورای عالی بانک ها. اسفند ۱۳۸۲.
۳۰. هژبرکیانی، کامبیز. (۱۳۷۶). بررسی ثبات تابع تقاضای پول و جنبه های پویای آن در ایران، تهران- موسسه تحقیقات پولی و بانکی.

۳۱. Badi H. Baltagi (۲۰۰۹). "A Companion to Econometric Analysis of Panel Data". John Wiley & Sons Ltd Publication
۳۲. Deepak, L, Shashanka, B, Deepa (۲۰۰۲). "Saving Deposits, fiscal Deficits & Interest rote in India" paper published in Economic spoltical weekly , No. ۴۴
۳۳. Micheal, j. Hambourger. "The Demand of Money in an Open Economy, Germany & The united Kingdom" journal of Monetary Economics, Vole ۸, No ۱, January. Pp ۲۵-۴۰.
۳۴. Milton Friedman (۱۹۵۹). "The Demand for Money, Some Theoretical and Empirical Results" The Journal of Political Economy. Number ۴.
۳۵. Sudin Haron & Wan Nursofiza Wan Azmi. "Measuring Depositors Behavior of Malaysian Islamic Banking System: A Co integration Approach"
http://islamiccenter.kaau.edu.sa/viecon/Ahdath/Con۰۶/_pdf/Vol۲۰٪۲۸٪Sudin۲۰٪Haron۲۰٪Measuring۲۰٪Depositors.pdf

۳۶. William H. Green (۲۰۰۲). "Econometric analysis". Fifth Edition. New York University. P.p ۲۸۵-۳۳۰.

۳۷. Yusuf's and Peter, R. K. "Saving Behavior and its Implications for Domestic Resource Mobilization: The Case of the Republic of Korea," World Bank staff, working paper, No, ۶۲۸



An Analysis of Effective Factors on Private Deposits in Commercial & Development State –owned Banks in Iran

Rafik Nazarian*

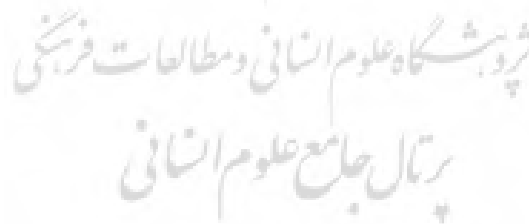
Marjan Mohammad Esmaeil**

Abstract

This paper deal with to estimate the effects of influencing factors on absorption of the private deposits in state owned commercial and development banks in Iran banking system. The model includes two groups of variables according to Friedman's money demand theory and individual saving literature. In First, the macroeconomic variables include, national income, real banking rate, foreign exchange rate and real state price index and the seconds are, banking industry specific variables including, number of branches, credit volume and the number of bank employee. Two models in the form of panel data(FE) was used to estimation the role of effective factors on private deposits in six commercial and four development state owned for ۱۳۷۸-۸۶ period in iran. the results show that, national income, real banking rate and the credit have positive effect and foreign exchange rate and real state Price index have negative meaningful effect on the bank deposits and number of branches and number of employee don't have any meaningful effect on private deposits in those banks in Iran.

Key words: Bank Deposit, Bank Credit, Bank Branches, Panel Data

JEL Classification: E۲۱, G۲۱, G۲۹, C۲۳



*Assistan Professor of Economics, Islamic Azad univesity,Central Tehran markaz branch,
E.Mail:r.f.nazariyan@iauctb.ac.ir

**M.A in Economics & Senior Economist in EDBI,E.Mail: m_mohamadesmaeil@yahoo.com