فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال شانزدهم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۳۹۵ ـ صفحات ۷۲-۵۷

اثر فرصت های رانت جویی بر حجم سپرده های بانکی بخش خصوصی در اقتصاد ایران

مجید مداح[۱]
سارا ابراهیمی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۸/۳ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۲/۲۴**

چکیده

با توجه به آنکه سرمایه گذاری بخش خصوصی با استفاده از سپرده های مردم نزد بانک ها انجام می شود، مقدار این سپرده ها بر میزان سرمایه گذاری و تولید کشور اثر دارد. عوامل مختلفی حجم سپرده های بخش خصوصی نزد بانک ها را تحت تأثیر قرار می دهند که در این مقاله رابطهٔ بین فرصت های رانت جویی و حجم سپرده ها با استفاده از الگوی رگرسیون خود توضیح با وقفه های گسترده در اقتصاد ایران طی سالهای (۱۳۸۹-۱۳۵۰) مورد تحلیل و آزمون تجربی قرار گرفته است. نتایج حاصل از تخمین مدل های تحقیق نشان می دهند: اختلاف نرخ ارز غیر رسمی و رسمی با ضریب (۰/۱۴۸۶-) و اختلاف نرخ بهره در بازار غیر رسمی و رسمی با ضریب (۰/۳۴۶۸-) حجم سپرده ها را در کوتاه مدت تحت تأثیر قرار می دهند. همچنین بر اساس رابطهٔ تعادلی بلند مدت برآوردی، کشش حجم سپرده های بانکی نسبت به اختلاف نرخ ارز غیر رسمی و رسمی و اختلاف نرخ بهره در بازار غیر رسمی و رسمی، به ترتیب (۰/۰۱۶۶-) و (۰/۰۳۸۹-) است که این یافته، اثر منفی و معنی دار متغیّرهای نمایانگر رانت جویی بر حجم سپرده های کوتاه مدت بخش خصوصی نزد بانک ها را تأیید می کنند و نشان می دهند که فرصت های رانت جویانه مردم را تشویق می نمایند تا به منظور کسب سود بیشتر، سپرده های خود را از بازار رسمی پول خارج کرده و به بازارهای غیر رسمی انتقال دهند.

واژگان کلیدی: سپرده های بانکی، رانت جویی، مدل رگرسیون خود توضیح با وقفه های گسترده، اقتصاد ایران

طبقه بندی JEL: E21, O17

۱. دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری دانشگاه سمنان majid.maddah@semnan.ac.ir
۲. کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه سمنان saraebrahimi93@yahoo.com

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-26]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.3.8]

۱. مقدمه

یکی از منابع مهم سرمایه گذاری، پس انداز مردم در بانک ها است. سپرده های بخش خصوصی نزد بانک ها، موجب تشکیل سرمایه، سرمایه گذاری و تولید بیشتر در جامعه می شود. میزان سپرده های مردم نزد بانک ها بر روی قدرت اعتبار دهی بانک ها اثر دارد. افزایش سپرده ها به بانک ها امکان آن را می دهد تا وام های بیشتری را در اختیار بخش خصوصی قرار دهند و در مقابل، کاهش سپرده ها موجب می شود تا بانک ها در وام دهی به بخش خصوصی با محدودیت های بیشتری مواجه شوند. این محدودیت ها میزان منابع و امکانات در دسترس واحدهای تولیدی که می تواند جهت خرید کالاهای سرمایه ای جدید و توسعهٔ فعالیّت های تولیدی مورد استفاده قرار گیرد، را کاهش خواهد داد. با توجه به نقش مهمّ میزان سپرده های مردم نزد بانک ها در تقویت منابع و دارایی بانک ها، لازم است تا عوامل مؤثر بر میزان سپرده ها شناسایی شوند.

عوامل مختلفی حجم سپرده ها را در بانک ها تحت تأثیر قرار می دهند که یکی از آنها بازدهی های موجود در خارج از نظام بانکی است. با توجه به آنکه هدف مردم از سپرده گذاری کسب سود و منفعت اقتصادی است، وجود فرصت های سودآور در خارج از سیستم بانکی می تواند انگیزه های مردم را در سپرده گذاری تحت تأثیر قرار دهد. در این ارتباط، قیمت های دوگانه در بازار غیر رسمی و رسمی، فرصت های سود آوری را برای افراد در صورت انتقال از بازار رسمی به بازار غیر رسمی به وجود می آورد. در نتیجهٔ این انتقال، سود غیر تولیدی یا غیر مولّد نصیب افراد می شود که در ادبیّات اقتصادی به آن رانت اقتصادی گفته می شود.

هدف از این تحقیق، بررسی و آزمون تجربی رابطهٔ بین فرصت های رانت جویی و حجم سپرده های کوتاه مدت مردم نزد بانک ها است و به طور مشخص به دنبال یافتن پاسخی مناسب به این پرسش است که آیا فرصت های رانت جویی مقدار سپرده های مردم نزد بانک ها را در اقتصاد ایران تحت تأثیر قرار می دهند؟ به این منظور، پس از مروری بر ادبیات رانت اقتصادی و معرفی متغیّرهای تبیین کنندهٔ فرصت های رانت جویی، نقش این عوامل بر حجم سپرده های کوتاه مدت بانکی در اقتصاد ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۹ با استفاده از یک مدل خود توضیح با وقفه های گسترده، مورد بررسی و تحلیل تجربی قرار خواهد گرفت.

۲. مروری بر پیشینهٔ تحقیق (مطالعات نظری و تجربی)

موضوع رانت[1] از سابقهٔ طولانی در ادبیّات اقتصادی برخوردار است. رانت در لغت به معنی اجاره و اجاره بهاء است. در اقتصاد کلاسیک، رانت به صورت مازاد پس از کسر سود و دستمزد در بازار کار

1. Rent

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-26]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.3.8]

معرفی می شود. اقتصاددانان نئوکلاسیک رانت را نتیجهٔ کمیابی منابع می دانستند. از نظر ریکاردو به دلیل ناهمگنی در کیفیّت نهاده های تولیدی مثل زمین، به ازای به کارگیری مقدار مشخصی نیروی کار و سرمایه، مالکان زمین های مرغوب نسبت به مالکان زمین های نامرغوب دارای محصول بیشتر و هزینهٔ نهایی کمتر هستند. ریکاردو اشاره کرد، به دنبال افزایش جمعیّت با هدف تأمین مواد غذایی مورد نیاز مردم، زمین های نامرغوب در کنار زمین های مرغوب مورد استفاده قرار می گیرند که این رانت بیشتری را برای صاحبان زمین های مرغوب ایجاد می کند.

از دههٔ ۱۹۳۰ به بعد با وضع قوانین و مقررات توسط دولت و به دنبال آن، به وجود آمدن محدودیت هایی برای فعالیّت افراد در بازار، با تعریف جدیدی از رانت، کمیابی های ساختگی[1] و مازادهای ناشی از آن به عنوان رانت تعریف شد. بر این اساس، کنترل های دولتی،[2] فرصت های رانت جویی[3] را در بازار به وجود می آورد و سود غیر تولیدی نصیب افراد می کند.

تولاک[4] (۱۹۶۷) برای اولین بار اصطلاح رانت جویی[5] را مطرح کرد. وی رانت جویی را به عنوان درآمدهایی غیرمولّد و غیرتولیدی که توسط افراد به دست می آید، تعریف کرد. نورث[6] (۱۹۹۰) با تأکید بر نقش نهادها در شکل گیری فرصت های رانت جویی، اظهار داشت چارچوب نهادهای یک کشور می توانند فضای مناسبی را برای رانت جویی فراهم کنند که این موضوع بیشتر در کشورهای در حال توسعه اتفاق می افتد. نهادهای ضعیف مثل ناکارآمدی قوانین و نبودن حقوق مالکیت بر شکل گیری رانت جویی اثر دارند (Iqbal and Vince, 2013: 2).

اولین تئوری رانت جویی توسط تولاک ارائه گردید. تولاک با در نظر گرفتن شرایط تعادلی یک بنگاه در دو حالت رقابت کامل و انحصار قانونی که از طریق مجوزها و امتیازات ویژهٔ دولتی به دست می آید، نشان داد که در حالت انحصار نسبت به رقابت کامل، رانت اقتصادی خالص[7] نصیب بنگاه می شود. این رانت در واقع هزینه های اجتماعی است که انحصار نسبت به رقابت به جامعه تحمیل می کند که هزینهٔ رانت جویی نام دارد. افراد برای به دست آوردن رانت ناشی از انحصار تا جای ممکن بر روی منابع سرمایه گذاری می کنند که در حالت خاص، هزینه هایی که در این راه توسط افراد انجام می شود، دقیقاً با مقدار رانت برابر می شود. بر این اساس، رانت جویی موجب اتلاف منابع می شود؛ زیرا منابع از فعالیت های تولیدی به غیر مولّد انتقال می یابند (Rosal, 2011).

1. Artificial Scarcities
2. Government Controls
3. Rent-Seeking Opportunities
4. Tullock (1964)
5. Rent Seeking
6. North (1990)
7. Pure Economic Rent

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-26]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.3.8]

کروگر (Kruger, 1974) به نقش دولت در ایجاد رانت جویی اشاره کرد و تأکید کرد که رانت جویی فعالیّتی است که طی آن افراد منافعی را به ازای دخالت دولت در بازار به دست می آورند.

پوسنر (Posner, 1975) نیز محدودیت های ایجاد شده در ساختار بازار را به عنوان عامل رانت جویی معرفی کرد. در برخی مطالعات خارجی، علل مؤثر بر شکل گیری پدیدهٔ رانت جویی شناسایی شده است که از آن جمله به مطالعهٔ کروگر (Kruger, 1974) می توان اشاره کرد. وی در مقاله ای با شناسایی علل رانت به محاسبهٔ رانت اقتصادی در هند پرداخت. از نظر وی، نرخگذاری اعتبارات و تعیین سقف نرخ بهره موجب ایجاد رانت در هند شده اند که بر این اساس، دخالت دولت در بازار پول بر شکل گیری رانت مؤثر است.

بک و کانولی (Beck and Connoly, 1996) در مطالعه ای اثر حمایت های دولت مثل پرداخت تسهیلات بانکی، کاهش نرخ بهرهٔ بانکی و تغییر نرخ مالیات را بر بازدهٔ سهام شرکت ها بررسی کردند و نتیجه گرفتند حمایت های دولتی اثر معنی داری بر بازدهٔ سهام بنگاه هایی که در رقابت های رانت جویانه پیروز شده بودند، نداشته است.

در مقالهٔ دیگری بلو و کلمپرر (Bulow and Klemperer, 2012) رابطهٔ بین کنترل قیمت ها و انگیزه های رانت جویی را مورد تحلیل و بررسی قرار دادند و نشان دادند: کنترل قیمت ها موجب تخصیص نامناسب کالا و تشویق افراد به رانت جویی خواهد شد.

بر اساس پژوهش آسلاند و جانسون (Aslund and Johnson, 2000) می توان وجود قیمت های دوگانه را به عنوان یکی از علل شکل گیری رانت اقتصادی معرفی نمود. این محققان با بررسی اقتصاد کشورهای در حال گذر روسیه و اوکراین، فرصت های رانت جویانه در این کشورها را به چهار گروه تقسیم کردند: اوّل، خرید تولیدات داخلی مثل فلزات، مواد شیمیایی و زغال سنگ که به دلیل قیمتگذاری های داخلی ارزان بودند و صادرات آنها به قیمت بازارهای جهانی که ده برابر قیمت کالاهای داخلی بود. این کار سود غیر مولّدی را نصیب تجار و بازرگانان می کرد؛ دوّم، وارد کردن کالاهای مشخصی مثل گاز طبیعی به قیمت پایین و فروش مجدّد آن به قیمت های بالاتر؛ سوم، امکان دسترسی به اعتبارات سوبسیددار با نرخ بهرهٔ سالانهٔ ۱۰ درصد در حالی که نرخ تورم در سال ۱۹۹۳ حدود ۱۰۱۵۵ درصد بود؛ چهارم، سوبسیدهای مستقیمی که اکثراً به بخش های معدن زغال سنگ و کشاورزی داده می شد.

بر اساس برآوردهای آسلود و جانسن ارزش کل رانت های دریافتی در طول سال های ۱۹۹۳-۱۹۹۲ بیشتر از ۶۰ درصد تولید ناخالص داخلی کشورهای تحت بررسی بوده است (Fonkich, 2000). این مطالعات نشان می دهند دخالت دولت در بازار یکی از عواملی است که به شکل گیری فرصت های رانت جویی کمک می کند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-26]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.3.8]

کیم و یو (Kim and Yoo, 2007) نیز در مقاله ای ضمن بررسی سیاست های مؤثر بر کاهش رانت جویی به علل شکل گیری آن اشاره کردند. آنها در ابتدا با در نظر گرفتن شرایط تعادلی بازار رقابت کامل و وضعیّتی که در آن، دولت با دخالت در بازار و تعیین سقف قیمت به کنترل بازار می پردازد، مازاد رفاه مصرف کنندگان را در این دوحالت با هم مقایسه نمودند. در حالت سقف قیمت[1]، مازاد تقاضا در بازار وجود دارد و کالا بر اساس توانایی پرداخت مصرف کنندگان[2] تا جایی که عرضه به اتمام رسد، تخصیص خواهد یافت. با وجود سقف قیمت، طبیعی است که خریداران بالقوه ای که توانایی پرداخت بیشتری از قیمت کنترل شده دارند، در فعالیت های رانت جویانه ای مثل دادن به منظور افزایش شانس شان در به دست آوردن کالای مطلوب مشارکت خواهند کرد. فعالیت های رانت جویانه هزینه های اضافی را برای افراد به همراه دارد که از این رو ممکن است منافع خالص خریداران از زمانی که فعالیت های رانت جویی وجود ندارد، کوچک تر باشد.

رابطهٔ بین فرصت های رانت جویانه و عملکرد اقتصادی جامعه در مطالعات محدودی مورد تحلیل و بررسی قرار گرفته است؛ از جمله مورثی و همکاران (Murthy et al., 1993) در مقاله ای اثرات منفی رانت جویی را بر روی انگیزه های تولید و رشد اقتصادی بررسی کردند. آنها با استفاده از یک مدل ساده نشان دادند رانت جویی موجب تولید کمتر و استانداردهای زندگی پایین تر در نقطهٔ تعادل می شود. همچنین کروگر (Krueger, 1974) و باگواتی (Bhagwati, 1980) نیز اثرات رانت را بررسی کردند و نتیجه گرفتند هزینه های اجتماعی ناشی از انحصار و تعرفه بالاست به دلیل آنکه تولید کنندگان بخش زیادی از منافع خود را صرف لابی گری[4] می کنند و بدین ترتیب در رانت جویی، بخشی از منابع از دست می رود.

آکماگلو و وردیر (Acemoglu and Verdier, 1998) نشان دادند که فساد اقتصادی و فعالیّت های رانت جویانه موجب تخصیص نامطلوب[5] منابع و استعدادها در نقطهٔ تعادل اقتصادی می شوند و در نهایت به کاهش سرمایه گذاری و فعالیّت های مولد اقتصادی می انجامد.

در این ارتباط و بر اساس مدل تاچ و لیگزاندرو (Tache and Lixandroiu, 2006) که از کار فونکیچ (Fonkich, 2000) استنتاج شده است، اثر رانت بر فعالیت های مولّدی مثل میزان سپرده های بخش خصوصی قابل تحلیل و بررسی است. طبق این مدل، کل افراد جامعه که می توانند منابع خود را در بانک یا خارج از بانک و در فرصت های دارای رانت سرمایه گذاری کنند، G_i ، $i=1,2,....,N$

1. Price Ceiling
2. Willingness-to-Pay
3. Bribery
4. Lobbying
5. Misallocation

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-26]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.3.8]

فرض می شوند. هدف این افراد، ماکزیمم سازی درآمد Y_i است. اگر R_i و Q_i به ترتیب نشان دهندۀ درآمد افراد به ازای فعالیّت های دارای رانت و مولّد باشند، داریم: $Y_i = R_i + Q_i$ که آن را به صورت زیر می توان تعریف کرد:

$$Y_i = R_i + Q_i = s_i \frac{\sum_{i=1}^{N} \alpha_i k_i}{\sum_{i=1}^{N} k_i} (1-\alpha_i) k_i + \left(r_i - \frac{\sum_{i=1}^{N} R_i}{\sum_{i=1}^{N} \alpha_i k_i} \right) . \alpha_i k_i$$

که در آن s_i، α_i، k_i، r_i، R_i به ترتیب، عبارتند از: سهم هر فرد از کل بازار دارای رانت، نسبتی از سرمایه (k_i) که به ازای سپرده گذاری در بانک مورد استفاده قرار می گیرد. نرخ بازدهی یا سود سپرده گذاری در بانک، کل رانتی که به ازای مشارکت در فعالیّت رانت جویانه دریافت می شود و بین i نفر توزیع می شود. پس از معرفی این مدل نظری، تاچ و لیگزاندرو با انتخاب مقادیر مختلف برای s_i، α_i، k_i، r_i کل درآمد ایجاد شده برای دو فرد را محاسبه کرده و ارقام متفاوتی را به دست آوردند و نتیجه گرفتند: فعالیّت های رانت جویانه از دو طریق، کارآیی اقتصادی را کاهش می دهد: اوّل، رانت کسب شده توسط فرد دوّم بر فعالیّت مولّد فرد اوّل که در اینجا مقدار سپرده گذاری در سیستم بانکی است، اثر منفی می گذارد؛ دوّم، فرد دوّم موجودی سرمایۀ خود که می توانست در مسیر فعالیّت های مولّد استفاده کرده و منجر به سرمایه گذاری بیشتری در جامعه شود را از بین می برد. بر اساس این تجزیه و تحلیل نظری، موقعیّت های رانت جویی بر روی رفتار اقتصادی افراد اثر دارد و می تواند باعث کاهش پس انداز شود.

در این ارتباط، کابالرو و یارد (Caballero and Yared, 2010) اثر رانت جویی را بر پس اندازهای عمومی مورد بررسی قرار دادند و نتیجه گرفتند رانت جویی سیاستمداران، موجب افزایش بدهی های دولت و کسری عمومی می شود.

عوامل مؤثر بر پس انداز در مطالعات مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است. در مطالعه ای آقولی و همکاران (Aghevli etal., 1990) اظهار داشتند: تورّم، از یک سو توزیع درآمدها را به نفع صاحبان سود بهتر می کند که این مسأله می تواند بر میزان پس اندازها اثر مثبت داشته باشد. از سوی دیگر به ضرر پس انداز کنندگان و سرمایه گذاران عمل می کند و موجب کاهش ارزش واقعی منابع آن ها می شود و در نتیجه بر میزان پس انداز و سرمایه گذاری اثر منفی دارد.

اشفق- اچ- خان (Ashfaque H. Khan, 1993) به شناسایی علل پایین بودن پس اندازها در پاکستان پرداخت و نتیجه گرفت: منفی بودن نرخ بهرۀ واقعی که ناشی از تعیین سقف های دستوری

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-26]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.3.8]

برای نرخ بهرهٔ اسمی و وجود نرخ تورّم بالا است، موجب پایین آمدن حجم پس اندازها در نمونهٔ تحت بررسی شده است.

اثر معکوس نرخ بهرهٔ واقعی بر میزان پس انداز بخش خصوصی در مقالهٔ ماسون و همکاران (Masson et al., 1998) برای کشورهای در حال توسعه و صنعتی، در مقالهٔ بندیرا و همکاران (Bandiera et al., 2000) برای کرهٔ جنوبی و مکزیک و در مقالهٔ یورمادو (Uremadu, 2008) در نیجریه نیز تأیید شده است.

در داخل کشور گرچه در زمینهٔ اثر فرصت های رانت جویی بر سپرده گذاری مردم در بانک ها مطالعه ای انجام نشده است امّا پژوهش های مرتبطی وجود دارند که در ادامه به آنها اشاره می شود.

ابریشمی و هادیان (۱۳۸۳) در مقاله ای اثر رانت جویی بر رشد اقتصادی در ایران را با استفاده از تحلیل رگرسیون مورد بررسی قرار دادند. آنها با در نظر گرفتن سه شاخص اختلاف نرخ ارز در بازار رسمی و غیر رسمی، متوسط نرخ تعرفه و اندازهٔ دولت به عنوان شاخص های بیانگر رانت، نتیجه گرفتند: رابطهٔ منفی و معنی داری بین هریک از این شاخص ها و رشد اقتصادی در ایران در دورهٔ تحت بررسی وجود دارد.

در این ارتباط، کاویانی (۱۳۸۹) با برآورد منابع عمدهٔ رانت اقتصادی در ایران، اثر آن را بر متغیّرهای کلان از جمله رشد اقتصادی بررسی و در کوتاه مدت، رابطهٔ منفی بین رانت و رشد اقتصادی را تأیید کرد. در این مطالعه، تفاوت بین نرخ ارز تعادلی و نرخ ارز بازار به عنوان یکی از عوامل ایجاد رانت معرفی شده است.

در مقالهٔ دیگری گرجی و اقبالی (۱۳۹۰) موضوع اقتصاد رانتی را با تأکید بر سیکل های تجاری و سیاسی بررسی کردند و نتیجه گرفتند: سیکل های تجاری- سیاسی شامل دخالت های دولت در اقتصاد از طریق سیاست های مالی و پولی، سهم عمده ای را در سیکل های تجاری ایران داشته اند.

۳. تصریح و تخمین مدل

در این قسمت با تکیه بر مطالعات انجام شده توسط کروگر، آسلاند و جانسن و کیم و یو که وجود قیمت های دوگانه در بازار را به عنوان یکی از علل شکل گیری رانت اقتصادی معرفی کردند و با تمرکز بر مدل نظری تاچ و لیگزاندرو، اثر فرصت های رانت جویی بر مقدار سپردهٔ بخش خصوصی نزد بانک ها در اقتصاد ایران از لحاظ تجربی مورد بررسی و تحلیل قرار می گیرد. به این منظور، از یک مدل خود توضیح با وقفه های گسترده[1] استفاده می شود. این مدل که رابطهٔ بین متغیّر وابسته و وقفه های آن، متغیرهای توضیحی و وقفهٔ آنها را نشان می دهد، یک الگوی پویا در داده های سری

1. Auto Regressive Distributed Lag Method

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-26]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.3.8]

زمانی است که بر اساس آن، ارتباط تعادلی کوتاه مدت و بلند مدت بین متغیّرها مورد آزمون تجربی قرار می گیرد. مدل تحقیق به صورت زیر معرفی می شود:

$$BD = \alpha + \sum_{j=1}^{p} \alpha_i BD_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} DER_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} DIR_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} N_{t-j} + V_t \qquad (۱)$$

که در آن، BD، DER، DIR، N به ترتیب، عبارتند از سپردهٔ کوتاه مدت بخش خصوصی نزد بانک ها بر حسب میلیارد ریال، اختلاف نرخ ارز (دلار به ریال) در بازار غیر رسمی و رسمی، تفاوت نرخ بهره (به درصد) در بازار غیر رسمی و رسمی پول[۱] و تعداد واحدهای بانکی[۲].

دو متغیّر اختلاف نرخ ارز در بازار رسمی و غیر رسمی و اختلاف نرخ بهره در بازار رسمی و غیر رسمی پول به عنوان شاخص های نمایانگر رانت جویی در نظر گرفته شده اند. همچنین p ، q ، V به ترتیب، بیانگر تعداد وقفه های بهینهٔ متغیّر وابسته، متغیّرهای توضیحی و جزء خطای مدل هستند. جدول (۱) آمارهای توصیفی متغیّرهای مدل را نشان می دهد. اولین گام جهت تخمین مدل، تعیین تعداد وقفه های بهینهٔ مدل است که جهت این کار با توجه به آنکه حجم نمونه کمتر از ۱۰۰ بود، از معیار شوارتز- بیزین[۳] استفاده شد. بر اساس این معیار تعداد وقفهٔ بهینهٔ BD یک و برای دیگر متغیّرهای توضیحی صفر به دست آمد که بدین ترتیب، شکل کلی مدل به صورت $ARDL(1,0,0,0)$ است. در تخمین مدل، داده های مورد استفاده به صورت سری زمانی طی سال های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۹ هستند[۴] و متغیّرها به صورت لگاریتمی وارد مدل شدند[۵].

---

۱. نرخ بهره در بازار رسمی از طریق نرخ بهره یا سود موزون سپرده های بانکی محاسبه شده و منظور از نرخ بهرهٔ غیر رسمی، نرخ بهره در بازار غیر متشکل پولی است. اطلاعات مربوط به این متغیّرها از اطلاعات پولی و بانکی بانک مرکزی استخراج شده، همچنین اطلاعات مربوط به نرخ ارز رسمی و غیر رسمی (آزاد) از بانک اطلاعات سری های زمانی بانک مرکزی به دست آمده است.

۲. وسعت و تعداد واحدهای بانکی موجب دسترسی بیشتر و آسان تر مردم به شعب بانک ها می شود و از این جهت، بر میزان سپردهٔ مردم مؤثر بوده که به این موضوع در مطالعات تجربی اشاره شده است.

3. Schwartz Baysian Criterion

۴. تخمین مدل با استفاده از آخرین اطلاعات در دسترس انجام شد. اطلاعات برخی متغیّرهای توضیحی تنها به صورت سری زمانی در دسترس بود که از این جهت، داده های سری زمانی در مرحلهٔ تخمین مورد استفاده قرار گرفتند.

۵. با توجه به آنکه در سال های قبل انقلاب و طی سال های ۱۳۵۰ تا ۱۳۵۶ اختلاف معنی داری بین نرخ ارز رسمی و نرخ ارز غیر رسمی وجود نداشته و مقدار آن تقریباً صفر بوده است، در مرحلهٔ تخمین مدل، عملاً ۳۳ مشاهده مورد استفاده قرار گرفتند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-26]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.3.8]

جدول ۱. آمارهای توصیفی متغیّرهای مدل

	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.Dev
BD	۳۲۹۳۳۸/۵	۲۱۴۴۹/۳۵	۲۷۲۳۷۱۹	۲۴۶/۸	۶۵۰۵۵۹/۷
DER	۱۰۵۶/۰۱۰	۱۷۱/۵	۶۸۷۹	۰/۰۰۰	۱۸۵۳/۴۹۶
DIR	۳۱/۸۲۸۲۵	۳۰/۴	۴۹/۵۳	۱۴/۵	۱۰/۶۱۵۰۸
N	۱۱۳۶۴/۶۳	۹۷۰۸	۱۹۵۴۵	۶۵۳۰	۴۵۵۷/۲۸

مأخذ: یافته های تحقیق

۴. تجزیه و تحلیل تجربی

جهت آزمون تجربی اثر رانت جویی بر میزان سپردهٔ مردم نزد بانک ها، مدل (۱) با استفاده از نرم افزار میکروفیت[1]، تخمین زده شد که جدول (۲) بیانگر نتایج حاصل از تخمین ضرایب کوتاه مدت مدل است. بر اساس اطلاعات این جدول، میزان سپرده های بانکی با یک وقفه تحت تأثیر خود قرار دارد. ضریب این متغیّر ۰/۸۸ به دست آمده که از لحاظ آماری معنی دار است. همچنین ضرایب تخمینی متغیّرهای اختلاف نرخ ارز غیر رسمی و رسمی (۰/۰۱۶۶-) و اختلاف نرخ بهره در بازار غیر رسمی و رسمی (۰/۰۳۸۹-) به دست آمده اند که از لحاظ آماری در سطح بالایی معنی دار هستند. این نتایج نشان دهندهٔ رابطهٔ منفی و معنی دار بین متغیّرهای مبیّن فرصت های رانت جویی و حجم سپردهٔ کوتاه مدت مردم نزد بانک ها و نشان دهندهٔ آن است که افزایش اختلاف نرخ ارز غیر رسمی نسبت به نرخ ارز رسمی و همچنین افزایش نرخ بهرهٔ غیر رسمی نسبت به نرخ بهرهٔ رسمی فرصت های سودآوری را در بازار غیر رسمی نصیب صاحبان دارندگان سپرده های کوتاه مدت در بانک ها می کند و از این جهت آنان را تشویق می نماید تا سپرده های خود را در بانک کاهش و به بازار غیر رسمی انتقال دهند تا از این طریق، به سود و بازدهی بیشتری دست یابند.

به عبارت دیگر، افزایش بازدهی در بازارهای غیر رسمی نسبت به بازار رسمی، منابع بخش خصوصی را از بازار رسمی به سمت بازار غیر رسمی هدایت می کند. عدد (۰/۵۸۹) اثر مثبت و معنی دار تعداد واحدهای بانکی را بر حجم سپرده ها در دورهٔ مورد بررسی نشان می دهد. مقدار ضریب تعیین مدل ۰/۹۹ به دست آمده است که این رقم نشان می دهد ۹۹ درصد از تغییر حجم سپرده های خصوصی در بانک ها به وسیلهٔ تغییر متغیّرهای توضیحی مدل توضیح داده می شود. جدول (۳) برقراری مفروضات کلاسیک یعنی عدم وجود خودهمبستگی بین جملات پسماند، عدم وجود ناهمسانی واریانس خطاها، شکل تبعی صحیح و نرمال بودن توزیع پسماندها را در مدل تخمینی تأیید می کند که از این رو، می توان ادعا کرد نتایج حاصل از تخمین مدل دارای اعتبار است.

1. Microfit.4

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-26]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.3.8]

جدول۲. نتایج حاصل از تخمین مدل- ضرایب کوتاه مدت

متغیر	ضرایب	آمارهٔ t
$LBD(-1)$	۰,۸۸۷۷	۴۴,۳۴
$LDER$	۰,۰۱۶۶-	۳,۱۶-
$LDIR$	۰,۰۳۸۹-	۲,۵۸-
LN	۰,۵۸۹	۵,۹
C	۳,۸۷-	۵,۵۴-
$n = 32$	$F = 15654.8$	$R^2 = 0.99$

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون برقراری فروض خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، تصریح مدل و نرمال بودن پسماندها

آمارهٔ آزمون	ضریب لاگرانژ	احتمال
خودهمبستگی	۰.۲۴۴	۰.۹۸۸
تصریح	۰.۳۷۰۹	۰.۵۴۳
نرمال بودن	۰.۱۶۵	۰.۹۲
ناهمسانی واریانس	۰.۳۴۱	۰.۵۵۹

مأخذ: یافته های تحقیق

یکی از کاربردهای مدل های خود توضیح با وقفه های گسترده، این است که بر اساس آنها می توان رابطهٔ بلندمدت بین متغیّرها را مورد آزمون قرار داد. به این منظور، ابتدا آمارهٔt را جهت آزمون وجود یا عدم وجود رابطهٔ تعادلی بلند مدت بین متغیّرهای مدل محاسبه می کنیم.

$$t = \frac{0.88776 - 1}{0.020018} = -5.606$$

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-26]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.3.8]

مقایسهٔ مقدار این آماره با مقدار بحرانی بنرجی، دولادو و مستر[1] وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیّرها و عدم وجود رگرسیون برآوردی کاذب[2] را تأیید می کند.[3] پس از تخمین رابطهٔ تعادلی بلند مدت، نتیجهٔ زیر حاصل می شود:

$$LBD = -34.48 - 0.1486LDER - 0.3468LDIR + 5.255LN \qquad (۲)$$

$$t \quad (-13.18) \quad (-3.29) \qquad (-2.99) \qquad (19.44)$$

در این رابطه، اثر منفی و معنی دار اختلاف نرخ ارز غیر رسمی نسبت به نرخ ارز رسمی و همچنین نرخ بهرهٔ غیر رسمی نسبت به نرخ بهرهٔ رسمی بر حجم سپرده های بانکی تأیید می شود. با توجه به آنکه داده ها به صورت لگاریتمی در تخمین مدل مورد استفاده قرار گرفتند، ضرایب هر یک از متغیّرهای اختلاف نرخ ارز غیر رسمی نسبت به رسمی (۰/۱۴۸۶-) و اختلاف نرخ بهرهٔ غیر رسمی نسبت به رسمی (۰/۳۴۶۸-) نشان دهندهٔ کشش سپرده های مردم در بانک ها نسبت به هر یک از متغیّرهای رانت جویی است. بر این اساس، با افزایش یک درصدی افزایش نرخ ارز غیر رسمی نسبت به نرخ رسمی، سپرده بخش خصوصی ۰/۱۴۸۶ درصد در بلند مدت کاهش و با افزایش یک درصدی افزایش نرخ بهرهٔ غیر رسمی نسبت به نرخ بهرهٔ رسمی، سپردهٔ بخش خصوصی ۰/۳۴۶۸ درصد در بلند مدت کاهش می یابد.

یکی از عواملی که موجب شکل گیری بازارهای غیر رسمی ارز و پول می شود و بین قیمت ارز و پول در دو بازار غیر رسمی و رسمی تفاوت ایجاد می کند، دخالت دولت در این دو بازار با هدف کنترل نرخ ارز و نرخ بهرهٔ بانکی است. مداخلهٔ دولت و تعیین قیمت های دستوری در بازارها مثل بازار پول، شرایط مناسبی را برای شکل گیری بازار غیر رسمی که در آن پول به قیمت غیر رسمی و بر مبنای مکانیسم عرضه و تقاضای پول در بازار مبادله می شود، به وجود می آورد. عامل دیگری که در به وجود آوردن چنین شرایطی مؤثر است، حاکم نبودن شرایط رقابتی و واقعی نبودن قیمت های ارز و پول در بازار در این بازارها می باشد. وقتی از یک طرف، در سیستم بانکی و بازار رسمی پول، بازدهی پول بر حسب نرخ تعیین شده توسط دولت پرداخت می شود و از طرف دیگر، در بازار غیر

1. Banerjee, Dolado and Mestre
2. Spurrious Regression
۳. فقدان رگرسیون کاذب، نشان دهندهٔ مانا بودن پسماند حاصل از رگرسیون لگاریتم سپرده ها بر روی لگاریتم تفاوت نرخ ارز غیر رسمی و رسمی، تفاوت لگاریتم نرخ بهرهٔ غیر رسمی و رسمی و همچنین لگاریتم تعداد واحدهای بانکی است. از این رو، در تخمین مدل از مقدار داده ها در سطح استفاده شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-26]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.3.8]

رسمی، تقاضا برای پول به قیمتی بالاتر از قیمت رسمی آن وجود دارد، افراد انگیزه پیدا می کنند که پول خود را از بازار رسمی خارج کنند[۱].

همچنین کشش سپرده های بانکی نسبت به تعداد واحدهای بانکی مثبت است که بیانگر رابطهٔ مستقیم و معنی دار بین تعداد واحدهای بانکی و حجم سپرده ها در بلند مدّت است. در ادامه، به منظور آزمون ارتباط نوسانات کوتاه مدت با مقادیر بلند مدت متغیّرهای مدل، الگوی تصحیح خطا[۲] ((ECM تخمین زده شد که نتایج حاصل از تخمین آن در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج حاصل از تخمین الگوی تصحیح خطا

متغیر	ضرایب	آمارهٔ t
$dLDER$	-۰.۰۱۶۶	-۳.۱۶
$dLDIR$	-۰.۰۳۸۹	-۲.۵
dLN	۰.۵۸۹۹	۵.۹۰
C	-۳.۸۷	-۵.۵۴
$ecm(-1)$	-۰.۱۱۲۲	-۵.۶
$n = 32$	$\bar{R}^2 = 0.54$	$R^2 = 0.60$

مأخذ: یافته های تحقیق

در مدل ECM برآوردی ضریب جملهٔ تصحیح خطا، منفی و برابر (۰/۱۱۲۲-) به دست آمده که از لحاظ آماری در سطح بالایی معنی دار است. این رقم بیانگر آن است که حدود ۱۱ درصد از

۱. واقعی نبودن قیمت ها در مواقع مداخلهٔ دولت در بازار به هنگام وجود تورّم بالا تشدید می شود. در این ارتباط، آمارهای اقتصادی کشور نشان می دهند در آن سال هایی که اقتصاد ایران نرخ تورّم بالاتری را تجربه کرده، نرخ بهرهٔ غیر رسمی یا نرخ بهره در بازار غیر متشکل پولی بیشتر بوده است. به عنوان مثال نرخ تورّم، نرخ بهره در بازار رسمی و نرخ بهره در بازار غیر رسمی در سال های ۱۳۶۷، ۱۳۷۴، ۱۳۸۷ به ترتیب ۲۸/۹، ۶/۸ و ۴۸ ، ۴۹، ۱۲/۵ و ۵۶/۷، ۲۵/۴، ۱۴/۴ و ۵۸/۸ بوده است. در واقع در این سال ها بر اساس قیمت های دستوری تعیین شده توسط دولت در نظام بانکی ایران، نرخ بازدهی به ازای سپرده گذاری پول در بانک ها ۶/۸، ۱۲/۵ و ۱۴/۴ درصد بوده، و این در حالی است که نرخ تورّم بسیار بیشتر از آن بوده است و عملاً صاحبان سپرده با بازدهی منفی مواجه بوده اند. در این شرایط، انتظار می رود که پول از بازار رسمی خارج و به بازار غیر رسمی که در آن، نرخ بازدهی پول بیشتر است، منتقل شود.

2. Error Correction Model

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-26]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.3.8]

خطای عدم تعادل در هر دوره، در دوره بعدی تعدیل می شود که بدین ترتیب، روند تعدیل از کوتاه مدت به سمت بلند مدت به آرامی صورت می گیرد.

۵. نتیجه گیری و پیشنهادات

بانک ها واسطهٔ بین پس انداز و سپرده های مردم نزد بانک ها و سرمایه گذاران هستند و از این جهت، مقدار سپردهٔ مردم در سیستم بانکی قدرت اعتبار دهی بانک ها را تحت تأثیر قرار می دهد و از این طریق بر سرمایه گذاری و تولید اثر دارد. عوامل مختلفی میزان سپردهٔ مردم در بانک ها را تحت تأثیر قرار می دهند. در این مقاله اثر فرصت های رانت جویی موجود در خارج از نظام بانکی بر مقدار سپرده گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران طی سال های (۱۳۸۹-۱۳۵۰) مورد تحلیل و آزمون تجربی قرار گرفت.

به این منظور پس از مروری بر ادبیات رانت اقتصادی با تکیه بر مطالعات انجام شده توسط کروگر، آسلاند و جانسن و کیم و یو که وجود قیمت های دوگانه در بازار را به عنوان یکی از علل شکل گیری رانت اقتصادی معرفی کرده اند و با تمرکز بر مدل نظری تاچ و لیگزاندرو، اثر فرصت های رانت جویی بر مقدار سپردهٔ بخش خصوصی نزد بانک ها در اقتصاد ایران از لحاظ تجربی با استفاده از یک مدل اقتصاد سنجی خود توضیح با وقفه های گسترده، مورد تحلیل و آزمون تجربی قرار گرفت.

در مدل ارائه شده، متغیّرهای اختلاف نرخ ارز غیر رسمی و رسمی و اختلاف نرخ بهره در بازار غیر رسمی و رسمی به عنوان شاخص های بیانگر فرصت های رانت جویانه در اقتصاد ایران در نظر گرفته شدند. نتایج حاصل از تخمین مدل خود توضیح با وقفه های گسترده در کوتاه مدت نشان داد که اختلاف نرخ ارز غیر رسمی و رسمی با ضریب (۰/۰۱۶۶-) و اختلاف نرخ بهره در بازار غیر رسمی و رسمی با ضریب (۰/۰۳۸۹-) میزان سپرده های کوتاه مدت مردم نزد بانک ها تحت تأثیر قرار می دهند که این ضرایب از لحاظ آماری در سطح بالایی معنی دارند. از دیگر متغیّرهای توضیح دهندهٔ حجم سپرده ها در این مدل وقفهٔ اول سپردهٔ مردم در بانک ها و تعداد واحدهای بانکی است که اثر آن مثبت و معنی دار به دست آمد.

در بخش دیگری از تحلیل تجربی، رابطهٔ تعادلی بلند مدت بین متغیّرهای مدل تخمین زده شد که نتایج حاصل از آن، رابطهٔ معکوس بین متغیرهای معرّف رانت اقتصادی و میزان سپرده ها را در بلند مدت تأیید کرد. در این ارتباط، کشش سپرده های مردم در بانک ها نسبت به رانت بازار ارز (۰/۱۴۸۶-) و نسبت به بازار پول (۰/۳۴۶۸-) به دست آمد که بر این اساس، یک درصد افزایش در نرخ ارز غیر رسمی نسبت به نرخ رسمی، سپرده بخش خصوصی را ۰/۱۴۸۶ درصد و یک درصد

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-26]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.3.8]

افزایش نرخ بهرۀ غیر رسمی نسبت به نرخ بهرۀ رسمی، سپردۀ بخش خصوصی را ۰/۳۴۶۸ درصد در بلند مدت کاهش می دهد.

نتایج برآوردی بیانگر آن است که رانت اقتصادی موجود در بازار ارز و بازار پول بر روی انگیزۀ مردم در سپرده گذاری در بازار رسمی پول مؤثر است و مقدار آن را تحت تأثیر قرار می دهد. در صورتی که اختلاف نرخ ارز غیر رسمی نسبت به نرخ ارز رسمی بیشتر شود، دارندگان سپرده های بانکی که به دنبال سود و منفعت بیشتری هستند، منابع خود را از نظام بانکی خارج و در بازار غیر رسمی سرمایه گذاری می کنند. همچنین بیشتر شدن نرخ بهره در بازار رسمی نسبت به نرخ بهره رسمی بانک ها، مردم را به خارج کردن منابع خود از سیستم بانکی و سرمایه گذاری در بازار غیر رسمی پول تشویق می کند که در این شرایط، بانک ها به هنگام پاسخگویی به متقاضیان سرمایه گذاری در بخش های واقعی اقتصاد با محدودیت مالی مواجه می شوند که این اقدام بر سرمایه گذاری و رشد اقتصادی اثر منفی دارد.

یافته های این مقاله، اثرات رانت اقتصادی خارج از نظام بانکی را بر حجم سپرده مردم نزد بانک ها تصدیق می کند. رقابتی شدن بازار پول و ارز و واقعی شدن قیمت ها در این دو بازار، استفاده از ابزارهایی مثل افزایش نرخ سود سپرده ها در بانک ها متناسب با شرایط واقعی کشور از جمله افزایش نرخ تورّم، انتشار اوراق مشارکت دارای بازدهی مناسب که سرمایه های مردم را به بخش واقعی اقتصاد هدایت خواهد کرد، از جمله عواملی هستند که موجب حذف فرصت های رانت جویانه در خارج از نظام بانکی و یا کاهش انگیزۀ مردم در خروج سپرده ها از بازار رسمی پول و انتقال به بازارهای غیر رسمی دارای رانت اقتصادی خواهد شد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-26]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.3.8]

منابع و مآخذ

ابریشمی، حمید و هادیان، محمد (۱۳۸۳) رانت جویی و رشد اقتصادی (شواهدی تجربی از ایران)؛ تحقیقات اقتصادی، شمارهٔ ۶۷.

تشکینی، احمد (۱۳۸۴) اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit؛ تهران: مؤسسهٔ فرهنگی هنری دیباگران.

کاویانی، زهرا (۱۳۸۹) برآوردی از اندازهٔ رانت در اقتصاد ایران (به عنوان کشور نفتی)؛ پایان نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگا صنعتی شریف.

گرجی، ابراهیم و اقبالی، علیرضا (۱۳۹۰) بررسی اقتصاد رانتی با تأکید بر سیکل های تجاری، سیاسی، تحلیلی، تئوریک؛ پژوهشنامهٔ علوم سیاسی، سال ششم، شمارهٔ سوم.

Aghevli, B.; Boughton, J.M.; Montiel, P.J.; Villanueva, D. & Woglom, G. (1990) The Role of National Saving In the World Economy, Recent Trends and Prospects; IMF, Occasional paper, 67.

Bhagwati, J. (1982) Directly Unproductive Profit Seeking Activities; Journal of Political Economy, 90 (5): 988-1002.

Bandiera, O.; Caprio, G.; Honohan, P. & Schiantarelli, F. (2000) Does Financial Reform Raise or Reduce Saving?; The Review of Economics and Statistics, 82(2): 239-63.

Beck, R. L. & Connolly, T. M. (1996) Some Empirical Evidence on rent Seeking; Public Choice, 87: 19-33.

Caballero, R. J., & Yared, P. (2010) Future Rent Seeking and Current Public Saving; Journal of International Economics, 82(2): 124-36.

Craigwel, R., & Liewey, R. (1992) Dynamic Saving Behavior in an Oil Dependent Economy, The Case of Thrinidad Tobago; Journal of Development Economics, 39: 247-61.

Fonkich, K. (2000) Rent Seeking and Interest Groups under Institutions of Transition: the Case of Ukraine, Thesis in Master in Economic; National University of Kiev-Mohyla Academy.

Iqbal, N., & Daly, V. (2013) Rent Seeking Opportunities and Economic Growth in Transitional Economies; PIDE Working Papers 2013: 87.

Kim, S., Yoo, & Y. H. (2007) Policies to Reduce Rent Seeking in Controlled Markets; International Economic Journal, 21(1): 27–47.

Kruger, A. O. (1974) The Political Economy of The Rent Seeking Society; American Economic Review, 64(3): 291-303.

Masson, P. R., Bayoumi, T., & Samiei, H. (1998) International Evidence on the Determinants of Private Saving; World Bank Economic Review, 12 (3): 483-501.

Murphy, K. M., Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1993) Why is Rent Seeking So Costly to Growth?; American Economic Review, 83(2): 409-14.

Posner, R. A. (1974) The Social Costs of Monopoly and Regulation; NBER Working Paper, 55.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-26]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.3.8]

Rosal, D. I. (2011) The Empirical Measurement of Rent-Seeking Costs, Journal of Economic Surveys Vol. 25, No. 2: 298-325.

Tache, I., & Lixandroiu, D. (2006) Rent Seeking Behavior in Transition Countries: the Case of Romania; International Advances in Economic Research, 12(3): 395-407.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-26]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.3.8]