Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و چهارم، شماره ۸۰، زمستان ۱۳۹۵، صفحات ۳۲-۷

مقایسه قدرت بازاری، کارایی هزینه و کشش تغییرات حدسی صنعت بانکداری قبل و بعد از تحریم‌های بانکی*

فرهاد خداداد کاشی
استاد گروه اقتصاد دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران
khodadad@pnu.ac.ir

مهدی مرادی
مربی گروه اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور (نویسنده مسئول)
moradi@pnu.ac.ir

چکیده

هدف اصلی این مقاله ارزیابی قدرت انحصاری و کارایی هزینه صنعت بانکداری ایران در طی دو دوره قبل و بعد از اعمال تحریم‌های بانکی براساس رویکرد تغییرات حدسی می‌باشد. جهت سنجش قدرت بازاری از الگوی تعمیم‌یافته آزام و لوپز (۲۰۰۲) بر پایه مدل سازمان صنعتی تجربی نو (NEIO) استفاده شد و معادلات عرضه و تقاضای وام با استفاده از داده پانل به روش حداقل مربعات دومرحله‌ای با اثرات ثابت (FE2SLS)، مورد آزمون قرار گرفتند. به منظور برآورد مدل انتخابی، متغیرهای کلان اقتصادی و داده‌های ترازنامه‌ای ۳۳ بانک از شبکه بانکی کشور، طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳ ش، به‌کارگرفته شده‌اند. نتایج به‌دست آمده بیانگر آن است که شاخص قدرت بازاری پس از اعمال تحریم‌ها از ۰/۰۵ به ۰/۰۲کاهش یافته است و رفتار مبتنی بر همکاری بین بانک‌ها نیز نسبت به قبل از تحریم کاهش داشته است. از طرفی یافته‌های تحقیق مؤید آن است که کشش قیمتی تقاضای تسهیلات در دوره قبل از تحریم برابر ۰/۸۱ بوده و پس از اعمال تحریم به دلیل کاهش کارایی بازارهای مالی جانشین سیستم بانکی به ۰/۱۶ رسید که نشانگر کشش‌ناپذیر شدن بیشتر تقاضای تسهیلات بانکی است. همچنین پس از اعمال تحریم‌ها قدر مطلق کارایی هزینه نظام بانکی کاهش یافته است.

طبقه‌بندی JEL : *L11, L22, G21, E41, D40*.

واژه‌های کلیدی: *تغییرات حدسی، قدرت انحصاری، کارایی هزینه، تحریم اقتصادی.*

---

* این مقاله مستخرج از رساله دکتری مهدی مرادی به راهنمایی دکتر فرهاد خداداد کاشی در دانشگاه پیام‌نور می‌باشد.

**** تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۴/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۷/۲۷**

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

۱. مقدمه

مطالعه قدرت انحصاری صنعت بانکداری می‌تواند به سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان در هدایت این صنعت به سمت رقابتی شدن کمک کند. رقابتی شدن نظام بانکی تأثیر مثبتی بر تخصیص بهینه منابع داشته و مقدمات رشد و توسعه اقتصادی هر کشوری را فراهم می‌آورد. یکی از موضوعات بسیار مهمی که در سال‌های اخیر مورد توجه پژوهشگران اقتصاد صنعتی[1] علاقه‌مند به حوزه بانکی قرار گرفته، تحلیل ساختار بازار[2] بانکی و تعیین میزان قدرت بازاری[3] و بررسی شدت اثرگذاری عوامل درونی و بیرونی برآن است. موانع ورود[4]، متفاوت بودن هزینه نهایی[5]، ادغام[6]، همکاری و ائتلاف[7] بانک‌ها از جمله عوامل درونی و مداخلات دولت و برقراری انواع محدودیت‌ها، وضع تعرفه، انواع رانت‌ها، وقوع بحران‌ها و اعمال تحریم-های اقتصادی درزمره عوامل بیرونی بروز قدرت بازاری صنعت بانکداری به شمار می‌روند.

صنعت بانکداری ایران به اقتضای وضعیت سیاسی، اقتصادی و اجتماعی ساختار متفاوتی را تجربه کرده و فرازها و فرودهای بسیاری را پشت سر نهاده است. یکی از این موارد، اعمال تحریم اقتصادی علیه نظام بانکی است. به‌رغم اینکه نخستین بار در دی ماه سال ۱۳۸۵ش، بانک ایرانی سپه به اتهام ارتباط با یک مؤسسه مرتبط با فناوری موشکی در کره شمالی، مورد تحریم‌های یک‌جانبه آمریکا قرار گرفت، اما موج اصلی تحریم‌های سیستم بانکی از سال ۱۳۸۷ به بعد اعمال شد. وزارت خزانه‌داری آمریکا در این تاریخ ۳ بانک ملی، ملت و صادرات را مورد تحریم اقتصادی قرار داد. بنابراین در مقاله حاضر سال ۱۳۸۷شمسی به عنوان تاریخ شروع تحریم علیه سیستم بانکی در نظر گرفته می‌شود. ادعای وزارت خزانه‌داری در اعمال تحریم علیه بانک ملی، ارائه خدمات مالی به شرکت‌های مرتبط با برنامه موشکی، برای بانک ملت، تخصیص میلیون‌ها دلار به برنامه هسته‌ای و برای بانک صادرات، انتقال پول به جنبش حماس بود. شورای امنیت سازمان ملل متحد در همان سال و پس از آن براساس قطعنامه‌های ۱۷۴۷، ۱۸۰۳، ۱۸۳۵، ۱۸۸۷ و ۱۹۲۹ به اعمال تحریم‌های بانکی اقدام کرد. به دنبال اعمال تحریم‌های چندجانبه برخی کشورها مانند هند در سال ۲۰۰۸، روسیه ۲۰۰۸، آذربایجان ۲۰۰۸، کره جنوبی ۲۰۱۰، ژاپن ۲۰۱۱ و امارات ۲۰۱۱ نیز به اعمال تحریم‌های یک‌جانبه بانکی علیه ایران اقدام کردند.

---

1. Industrial Economic
2. Market Structure
3. Market power
4. Barriers to Entry
5. Different Marginal Cost
6. Merge
7. Cooperation and collusion

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

این پژوهش به منظور ارتقای فضای رقابت با استفاده از رویکرد ساختاری و اطلاعات بخش عرضه و تقاضای صنعت بانکداری، درصدد پاسخ به این سؤال است که آیا تصویر روشنی درخصوص قدرت بازاری و کارایی هزینه صنعت بانکداری ایران طی دوره‌های قبل و بعد از اعمال تحریم بانکی وجود دارد؟ به این منظور از داده‌های ترازنامه‌ای مربوط به ۳۳ بانک فعال در شبکه بانکی کشور در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳ش استفاده می‌شود و مدل با استفاده از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای با اثرات ثابت[1] (FE2SLS)، مورد آزمون قرار می‌گیرد.

در مقاله حاضر پس از مقدمه، در قسمت دوم، پیشینه تحقیق بیان می‌گردد. در قسمت سوم، به مبانی نظری تحقیق و در قسمت چهارم به توصیف داده‌های مورد استفاده در مدل پرداخته و اشاره‌ای مختصر به شاخص‌های تمرکز در صنعت بانکی ایران خواهیم داشت. سپس برآورد اقتصادسنجی الگو و تجزیه و تحلیل داده‌ها در قسمت پنجم ارائه خواهد شد. در بخش پایانی، جمع‌بندی و پیشنهادهای سیاستی بیان خواهد شد.

۲. پیشینه تحقیق

از دهۀ ۷۰ میلادی تاکنون مطالعات مختلفی به‌منظور شناسایی رفتار تبانی‌گری و قدرت بازاری در قالب مدل‌های مختلف انجام گرفته است. از مهم‌ترین این مدل‌ها می‌توان به مدل کالینگ و پرستون[2] (۱۹۶۹)، ایواتا[3] (۱۹۷۴)، آپلبام[4] (۱۹۸۲)، برسنهان و لئو[5] ایستا و پویا (۱۹۸۲)، پانزار و راس[6] (۱۹۸۷)، هال[7] (۱۹۸۸)، لیونسن[8] (۱۹۹۳)، راجر[9] (۱۹۹۵)، آزام[10] (۱۹۹۷)، پرلوف و شن[11] (۱۹۹۸)، فوفانا[12] (۲۰۰۶) و بون[13] (۲۰۰۸) اشاره کرد.

1. Fixed Effect Two Stage Least Squares Panel
2. Colling and Presston
3. Iwata
4. Appelbaum
5. Bresnahan
6. Panzer and rosse
7. Hall Levinsohen
8. Levinsohen
9. Roeger
10. Azzam
11. Perloff and Shen
12. Phophana
13. Boon

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

ملو و براندا‌و[1] (۱۹۹۹) و لوپز و لارن‌اسپانا[2] (۲۰۰۷)در مطالعات خود با استفاده از رویکرد اپلبام، ایواتا و راجرز به اندازه‌گیری درجه قدرت بازاری به ترتیب برای صنعت لبنیات کشور پرتغال و صنایع غذایی آمریکا پرداختند.

ماهادانسد و تائور[3] (۲۰۱۲) با استفاده از رویکرد آزام (۱۹۹۷)، تحقیقات ویلیامسون[4] (۱۹۶۸) و فرضیه کارایی دمستز (۱۹۷۳) اقدام به بررسی قدرت بازاری وکارایی هزینه در بخش بانکی تایلند، طی سال‌های ۲۰۱۱- ۱۹۹۸م، می‌کنند. ایشان بازه زمانی مطالعه خود را به دو قسمت قبل از بحران مالی آسیا و بعد از بحران مالی تقسیم‌بندی کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری در هر دو دوره را محاسبه کردند. نتایج پژوهش حکایت از کاهش رفتار تبانی و کشش قیمتی در بخش بانکی در دوره پس از بحران مالی آسیا (سال‌های ۲۰۱۱- ۲۰۰۵م) دارد که موجب افزایش قدرت بازاری سیستم بانکی طی این دوره می‌شود. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد که هرچند مزایای ناشی از صرفه‌های مقیاس در اثر افزایش تمرکز از نظر آماری بی‌معنی است ولی اثرات نامطلوب قدرت بازاری بالا را تعدیل می‌کند.

ویندیاتی و همکاران[5] (۲۰۱۵) درجه قدرت بازاری و ضریب تبانی صنعت گوشت اندونزی براساس رویکرد اقتصاد صنعتی تجربی جدید (NEIO) را ارزیابی کردند. آنها به منظور بررسی ارتباط بین قدرت بازار و قیمت گوشت از الگوی تصیح خطای (ECM) برای دوره ۲۰۱۳-۱۹۹۰ بهره گرفتند. نتایج تحقیق نشان داد که ارتباط متقابل و معنی‌دار بین قدرت بازاری و قیمت گوشت تولید داخل و گوشت وارداتی وجود دارد. طوری که افزایش قدرت بازاری موجب افزایش قیمت گوشت داخلی شده و واردات گوشت از آمریکا را در پی داشته است.گوشت گاو در بلندمدت، دارای کشش درآمدی برابر۱/۳۶ بوده و در اندونزی ه عنوان یک کالای لوکس شناخته می‌شود. مقدار کشش حدسی گوشت نیز برابر با ۰/۳۷۱ ارزیابی شد.

موازو و همکاران[6] (۲۰۱۶) در پژوهشی براساس رویکرد اقتصاد صنعتی تجربی جدید (NEIO) اقدام به ارزیابی درجه قدرت بازاری مرغ مالزی طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۰ کردند. وی به پیروی از مدل انحصار چندجانبه برسنهان و لئو، به منظور شناسایی پارامترهای ارزیابی درجه قدرت بازاری، اقدام به

1. Mello and Brandao
2. Lopez and Liron - Espana
3. Mahathanaseth and Tauer
4.Williamson
5. Wiendiyati, Hanani, Anindita and Syafrial
6. Muazu, Mohamed, Shamsuddin and Abdulatif

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

برآورد معادلات عرضه و تقاضای گوشت مرغ کردند. نتایج نشان داد که رقابت ناقص در صنعت طیور مالزی حاکم است و کشش قیمتی تقاضا برای گوشت مرغ برابر با ۰/۱۲۴- بوده و مصرف‌کنندگان حساسیتی نسبت به تغییرات قیمت ندارند. از طرفی کشش درآمدی برابر با ۳/۶۳۶ نشان داد که گوشت مرغ در مالزی کالای لوکس محسوب می‌شود. ضریب پارامتر رفتاری برای سه زیر دوره ۱۹۹۰-۱۹۸۰ و ۲۰۰۴-۱۹۹۱ و ۲۰۱۰-۲۰۰۵م، به ترتیب برابر با ۰/۶۷ و ۰/۵۷ و ۰/۵۵ به دست آمد.

میرزا و همکاران[1] (۲۰۱۶) در مقاله‌ای با عنوان اندازه‌گیری درجه رقابت در صنعت بانکداری پاکستان با استفاده از ۴ مدل هال و راجرز، برسنهان و لئو، پانزار و راس و مدل بون به محاسبه قدرت بازاری طی سال‌های۲۰۱۲- ۲۰۰۴ می‌پردازند. به این منظور از داده‌های پانل سه ماههٔ ۳۰ بانک متعلق به صنعت بانکداری پاکستان استفاده می‌کنند. یافته‌های مطالعه بیانگر آن است که صنعت بانکی پاکستان دارای یک محیط رقابتی بوده و بانک‌های غالب توان اعمال قدرت بازاری را ندارند. هر چهار رویکرد سنجش قدرت بازار نشان داد که آزادسازی و مقررات‌زدایی از صنعت بانکداری پاکستان بهبود شرایط رقابتی در بازار را در پی داشته است.

در داخل کشور نیز مطالعات مختلفی درخصوص بررسی قدرت بازار در صنایع مختلف صورت گرفته مثلاً گرجی و سادیتان (۱۳۷۹) در صنعت یخچال‌های خانگی، احمدیان و متفکرآزاد (۱۳۸۴) کارخانجات قند، مظهری و یزدان (۱۳۸۴)در صنایع تبدیلی گوجه‌فرنگی، بخشوده و شیخ زین‌الدین (۱۳۸۶) در صنعت گوشت قرمز، صبوحی و علیخانی (۱۳۸۸) در صنعت گوشت گاو و گوساله و احمدیان و جورلی (۱۳۸۸) در صنعت برق و احمدیان و رشیدی (۱۳۸۹) در صنعت سیمان به بررسی قدرت بازاری و کارآیی هزینه ناشی از تمرکز در صنایع مختلف ایران پرداخته‌اند.

شهیکی‌تاش و حجتی (۱۳۹۲) در مقاله‌ای با بهره‌گیری از رویکرد آزام به اندازه‌گیری کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری ۱۰ صنعت منتخب فعال در کد چهاررقمی ISIC در اقتصاد ایران می‌پردازند. ایشان برای هر صنعت پارامتر تغییرات حدسی را به صورت عددی ثابت در نظر می‌گیرند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که بیشترین رفتار تبانی‌گری در صنعت لبنیات و چاپ و نشر وجود دارد و صنایع فولاد و مواد شیمیایی دارای بالاترین قدرت بازاری و صنایع سیمان و مواد آشامیدنی دارای کمترین قدرت بازاری می‌باشند.

1. Mirzaa, Berglandb and Khatoona

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

خداداد کاشی و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به ارزیابی مارک‌آپ، قدرت بازاری و کارایی هزینه در صنایع کارخانه‌ای ایران، براساس رویکرد تغییرات حدسی در ۱۳۱ صنعت فعال در کد چهار رقمی ISIC در سال‌های ۱۳۸۹- ۱۳۷۴ش پرداختند. در این مقاله از الگوی تعمیم‌یافته آزام و لوپز (۲۰۰۲) استفاده و معادلات عرضه و تقاضا را با توجه به داده‌های پانل و روش حداقل مربعات دومرحله‌ای با اثرات ثابت (FE2SLS) برآورد شده است. نتایج به دست آمده اولاً دلالت بر آن داشت که در ۹۲ درصد صنایع ایران، ضریب تغییرات حدسی بالا بوده، ثانیاً در ۹۴/۴ درصد صنایع، قیمت بیش از هزینه نهایی بوده است. همچنین تفکیک اثرات تمرکز بر قیمت ستاده به دو بخش قدرت بازاری و کارایی هزینه، بیانگر آن بود که در شکل‌گیری انحصار در بخش صنعت ایران، قدرت بازاری در مقایسه با کارایی هزینه نقش غالب و برجسته‌تر داشته است.

شهیکی‌تاش و همکاران (۱۳۹۳) قدرت بازاری وکارایی هزینه در صنعت بانکداری ایران را با استفاده از رویکرد سازمان صنعتی تجربی جدید (NEIO) بررسی کردند. نتایج بیانگر کاهش قدرت بازاری بانک‌ها در سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۰ش است. کاهش ۰/۳ درصدی حاشیه نرخ سود بانکی به دلیل کارایی هزینه و افزایش ۰/۷ درصدی آن به‌دلیل تمرکز بیشتر در این صنعت است.

شهیکی‌تاش و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای به بررسی درجه قدرت بازاری و ضریب تبانی صنایع غذایی و آشامیدنی ایران، براساس رویکرد سازمان صنعتی تجربی جدید (NEIO)، و روش برسنهان و لئو پرداختند. آنها برای این منظور از داده‌های کد چهار رقمی ISIC، طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۴، بهره جستند. نتایج تحقیق نشان داد که وضعیت غیررقابتی برای ۱۸ صنعت معنی‌دار شده است. درجه قدرت بازاری بین ۰/۴۳ و ۲/۲۴ محاسبه گردید. ۱۲ صنعت دارای بازار انحصار چندجانبه و ۲ صنعت دارای انحصار نزدیک به کامل ارزیابی شدند. تغییرات حدسی برای صنایع آرد و غلات و حبوبات و چای-سازی بسیار بالا بوده‌اند. همچنین نتایج حاکی از بالا بودن درجه تبانی در صنایع عمل‌آوری و حفاظت میوه، تولید قند وشکر، نانوایی، کشتار دام و طیور بود.

بررسی مطالعات تجربی داخل کشور نشان می‌دهد که در حال حاضر مطالعات محدودی در زمینه محاسبه قدرت بازاری و تغییرات حدسی در صنایع مختلف به خصوص صنعت بانکداری ایران صورت گرفته است. تفاوت این پژوهش با دیگر مطالعات انجام شده در داخل این است که: ۱. اثر قدرت بازاری صنعت بانکداری در دو دوره زمانی قبل و بعد از تحریم محاسبه شده و با همدیگر مقایسه می-گردد. ۲. در این پژوهش از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای با اثرات ثابت (FE2SLS) به تخمین و

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

تجزیه و تحلیل ضرایب پرداخته می‌شود. ۳. به منظور دستیابی به نتایج دقیق‌تر به جای استفاده از تعداد محدودی از بانک‌ها سعی شد از اطلاعات تمامی بانک‌ها، ارائه شده در گزارش عملکرد بانک‌ها، یعنی ۳۳ بانک فعال در صنعت استفاده شود.

۳. مبانی نظری

امروزه اقتصاددانان با استفاده از رویکردهای مختلف سعی در شناخت قدرت بازار و روند تغییرات آن در صنعت بانکداری دارند. یکی از مهم‌ترین رویکردها، رویکرد اقتصاد صنعتی تجربی جدید (NEIO)[1] است که توانایی سنجش قدرت بازاری یک صنعت خاص بااستفاده از داده‌های سطح بنگاه آن صنعت را دارد (لوپز، آزام و لارن‌اسپانا[2]،۲۰۰۲). رویکرد دیگر، رویکرد تعمیم‌یافته NEIO معروف به رویکرد ساختاری است. در این رویکرد از معادلات پایه‌ای شامل معادلات بخش تقاضا و شرایط حداکثرسازی سود به‌طور همزمان برای ارزیابی کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری در سطح صنعت یا بنگاه استفاده می‌شود. دو مزیت اصلی رویکرد ساختاری این است که اول، این رویکرد امکان تخمین قدرت بازاری به‌طور مستقیم با استفاده از شاخص لرنر و تغییرات حدسی فراهم می‌کند و دوم، می‌توان از مدل تخمینی برای شبیه‌سازی اثرات تغییر در بازار و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی استفاده نمود (خدادادکاشی،۱۳۹۳).

در این پژوهش به منظور اندازه‌گیری قدرت انحصاری و ارزیابی تغییرات آن از رویکرد ساختاری طی دو دوره قبل و بعد از تحریم نظام بانکی بهره جسته و از مدل تعمیم‌یافته آزام، لوپز و لارن‌اسپانا (۲۰۰۲) استفاده می‌کنیم. در الگوی ساختاری آزام، تعیین میزان قدرت بازاری و چگونگی اثرپذیری قیمت در اثر قدرت بازاری و کارایی هزینه ناشی از تغییر تمرکز مدنظر است. در الگوی حاضر فرض بر این‌است که بخش بانکی شامل n بانک بوده و تنها ستاده خود محصول همگن Q تسهیلات بانکی را با استفاده از نهاده سپرده تولید می‌کند و با تابع تقاضای معکوس به صورت $p = f(q, Z)$ مواجه می‌باشدکه در آن p نرخ تسهیلات اعطایی و Z عوامل انتقال‌دهنده تقاضاست. در این‌صورت تابع سود بانک به صورت زیر خواهد بود:

$$\pi_j = p(Q)q_j - C_j(q_j, w) \qquad (۱)$$

1. New Empirical Industrial Organization
2. Lopez and Azzam and Liron-Espana

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

که در آن π_j سود بانک j، p نرخ سود وام، q_j مقدار وام اعطایی بانک j، $Q=\sum_{j=1}^{N} q_j$ کل وام اعطایی صنعت بانکداری، C_j هزینه بانک j که تابعی از میزان اعطای تسهیلات بانک j و قیمت عوامل تولید w می‌باشد. همچنین در این الگو فرض می‌شود که بانک‌ها سپرده‌ها را در یک بازار رقابتی به دست می‌آورند ولی در بازار وام مانند بازار انحصار چندجانبه عمل می‌کنند. همچنین سود تابع مستقیمی از قیمت و سطح تولید بنگاه و تابع معکوس هزینه است. با اعمال شرط مرتبه اول ماکزیمم‌سازی سود نسبت به میزان تسهیلات q_j، رابطه عرضه تسهیلات بانک به‌صورت زیر خواهد بود (ماهادانسد و تائور[1]، ۲۰۱۲):

$$p=-\frac{q_j}{Q\eta}\left(1+\phi_j\right)+\frac{\partial C_j\left(q_j,w\right)}{\partial q_j}=-\frac{S_j}{\eta}\left(1+\phi_j\right)+\frac{\partial C_j\left(q_j,w\right)}{\partial q_j} \qquad (۲)$$

که در آن $S_j=q_j/Q$ سهم بازاری j امین بانک و $\eta=Q\partial p/\partial Q\ ,\eta<0$ عکس شبه کشش[2] تقاضای وام نسبت به نرخ سود وام‌دهی، $\phi_j=d\sum_{i\neq j}^{n} q_i \Big/ dq_j$ تغییرات حدسی j امین بانک و $\partial C_j\left(q_j,w\right)/\partial q_j$ هزینه نهایی بانک است. حال با توجه به نوع فعالیت و سطح دسترسی به داده‌ها، انواع فرم‌های تابعی برای تابع هزینه مانند تابع هزینه ترانسلوگ ارائه شده توسط کریستنسن و یورگنسن و لاو[3] (۱۹۷۰) و تابع هزینه کاب‌داگلاس تعمیم یافته و تابع هزینه لئونتیف تعمیم یافته مطرح شده توسط دیورت و ولز[4] (۱۹۸۷) وجود دارد. با استفاده از شرایط بهینگی رابطه (۲)، در ادامه فرض بر این است که تابع هزینه بانک i ام از نوع لئونتیف تعمیم یافته تعدیل شده[5] است. علت انتخاب تابع لئونتیف به پیروی از روش آزام(۱۹۹۷) به ویژگی‌های این تابع برمی‌گردد. بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و تابعی از نوع قطبی گورمان[6] بودن از ویژگی‌های این تابع به‌شمار می‌رود. بنابراین، می‌توان گفت که هزینه نهایی تمامی بنگاه‌های حاضر در صنعت یکسان است. این مطلب گویای آن است که منحنی‌های هزینه بنگاه‌های متفاوت خطی و موازی یکدیگرند. به‌عبارتی تفاوت هزینه بنگاه‌ها تنها در عرض از مبدأ آنهاست. از این‌رو، هزینه نهایی تمامی بنگاه‌های فعال در صنعت برابر است و می‌توان نتیجه گرفت که

1. Mahathanaseth and Tauer
2. Semi-Elasticity of demand
3. Christensen, Jorgenson, and Lau
4. Diewert and Wales
5. Modified Generalized Leontief
6. Gorman Polar

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

$MC_j = MC$ است (اپلبام[1]، ۱۹۸۲). به‌عبارتی با در اختیار داشتن اطلاعات صنعت و بدون دسترسی به اطلاعات سطح بنگاه می‌توان از تابع هزینه لئونتیف استفاده نمود. رابطه (۳) نشانگر تابع هزینه لئونتیف تعمیم یافته است:

$$C_j(q,w) = q_j \sum_{r=1}^{3}\sum_{s=1}^{3}\alpha_{rs}(w_r w_s)^{0.5} + q_j^2 \sum_{r=1}^{3}\beta_r w_r \qquad (۳)$$

که r, s نهاده تولیدی (نیروی کار، سرمایه و نهاده‌های اولیه و واسطه‌ای)، w_r, w_S قیمت نهاده‌های تولیدی و q_j مقدار ستاده بنگاه j ام است. با مشتق‌گیری از رابطه (۳) نسبت به مقدار ستاده q_j، تابع هزینه نهایی $\left(\partial C_j(q,w)/\partial q_j\right)$ به دست می‌آید که با قرار دادن در شرایط بهینگی رابطه (۲) داریم:

$$p = -\frac{q_j}{Q\eta}\left(1+\phi_j\right) + \sum_{r=1}^{3}\sum_{s=1}^{3}\alpha_{rs}(w_r w_s)^{0.5} + 2q_j\sum_{r=1}^{3}\beta_r w_r \qquad (۴)$$

با ضرب رابطه (۴) در سهم بازاری بنگاه j ام (q_j/Q) و جمع زدن برای n بنگاه در صنعت، رابطه عرضه صنعت به صورت زیر خواهیم داشت:

$$p = -\frac{(1+\Phi)HHI}{\eta} + \sum_{r=1}^{3}\sum_{s=1}^{3}\alpha_{rs}(w_r w_s)^{0.5} + 2 * HHI * Q\sum_{r=1}^{3}\beta_r w_r \qquad (۵)$$

در این رابطه، Φ تغییرات حدسی موزون صنعت است که برابر با $\Phi = \sum_{j=1}^{n} q_j^2\phi_j \Big/ \sum_{j=1}^{n} q_j^2$ و HHI شاخص هرفیندال می‌باشد. رابطه (۵) همان رابطه رفتار قیمت است که از ماکزیمم‌سازی سود به دست می‌آید و در آن با استفاده از ضریب اولین جمله در طرف راست می‌توان نسبت به میزان همکاری و تبانی بنگاه‌ها قضاوت نمود. اولین جمله در سمت راست رابطه (۵) میزان فزونی قیمت نسبت به هزینه نهایی(مارک آپ) است و مقدار آن تابعی از اندازه تمرکز، کشش قیمتی تقاضا و نحوه رفتار بنگاه‌ها در مقابل هم می‌باشد. جملات دوم و سوم سمت راست رابطه فوق همان هزینه نهایی است. حال در ادامه به‌منظور به دست آوردن پارامتر رفتاری، پس از تخمین رابطه (۵)، باید از ضریب متغیر برون‌زای HHI/η که برابر مقدار $(1+\Phi)$ است، عدد یک کسر شود. از این‌رو، لازم است ابتدا کشش قیمتی تقاضا، با استفاده از معادله تقاضای زیر محاسبه گردد.

1. Appelbum

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

$$LnQ = A_0 + \eta \ln P + \lambda_i \sum_{i=1}^{2} Z_i \qquad (۶)$$

که در آن Q مقدار ستاده، P قیمت ستاده واحد فروش و Z_i عوامل جابه‌جاکننده منحنی تقاضا است. همچنین توجه به این نکته لازم و ضروری است که قدرت بازاری ممکن است ناشی از تمرکز بالا در بازار و اتخاذ رفتارهای هماهنگ مانند تبانی یا ناشی از کارایی برتر بنگاه‌های انحصاری باشد. بنابراین، لازم است که اثرات قدرت بازاری[1]، کارایی هزینه[2] و همچنین پارامتر همکاری جداگانه بررسی شوند. به این منظور امکان جداسازی اثرات قدرت بازاری و کارایی هزینه با مشتق‌گیری از معادله عرضه نسبت به شاخص تمرکز، در این الگو به‌صورت زیر فراهم می‌شود:

$$\frac{\partial p}{\partial HHI} = -(1+\Phi)*\frac{1}{\eta} + 2*Q\sum_{r=1}^{3}\beta_r w_r \qquad (۷)$$

براساس رابطه (۷) تغییر در تمرکز از دو کانال بر قیمت تأثیر می‌گذارد . این دو کانال عبارتند از اثر قدرت بازاری (MPE) و اثر کارایی هزینه‌ای (CFE). اثر قدرت بازاری بیانگر آن است که اگر تمرکز افزایش یابد، در نتیجهٔ قدرت بازاری، قیمت چگونه تغییر خواهد کرد. همچنین اثرات کارایی هزینه بیان می‌کند که تغییرات کارایی هزینه در نتیجه افزایش تمرکز چه اثری بر قیمت دارد. این دو اثر در تقابل هم خواهند بود. یعنی با افزایش تمرکز بازار اثر قدرت بازار، حاشیه نرخ سود را افزایش و اثر کارایی هزینه، حاشیه نرخ سود را کاهش خواهد داد (ماهادانسد و تائور[3]، ۲۰۱۲).

۳-۱. نحوه اثرگذاری تحریم‌های نظام بانکی بر قدرت بازاری این صنعت

در این قسمت بررسی علل بروز و تغییر در قدرت بازاری و نحوه اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی بر آن ضروری به نظر می‌رسد. قدرت بازاری در صنعت بانکداری به وضعیتی اشاره دارد که در آن یک یا چند بانک می‌توانند سودی بالاتر از سایر بانک‌ها کسب نمایند. قدرت بازاری می‌تواند ناشی از عوامل درونی بازار یا عوامل بیرونی باشد. وقوع بحران‌ها و اعمال تحریم‌های اقتصادی درزمره عوامل بیرونی بروز انحصار می‌باشند.

تحریم نظام بانکی از طریق افزایش هزینه‌های بانکی چون افزایش نرخ حق بیمه تسهیلات، افزایش نرخ تنزیل اسناد ایران در بانک‌های خارجی، افزایش کارمزدهای بانکی پرداختی در مراودات با بانک-

1. Market power Effect
2. Cost Efficiency Effect
3. Mahathanaseth and Tauer

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

های خارجی، افزایش هزینه کارمزد گشایش اعتبارات اسنادی و افزایش هزینه‌های جایگزینی کارگزاران بانکی بر روی سیستم مالی و پولی کشور اثر گذاشته و در طول زمان موجب ادغام شدن برخی از بانک‌های کوچک در بانک‌های بزرگ خواهد شد. از طرفی تحریم‌ها از طریق کاهش اعتماد بین‌المللی به سیستم بانکی و کاهش مراودات فروشندگان بین‌المللی سودآوری سیستم بانکداری ایران را به‌شدت کاهش می‌دهد. خودداری فروشندگان از ارسال کالاهای مورد قرارداد به دلیل عدم امکان معامله اسناد و دریافت وجه، موجب بلاتکلیف ماندن کالاهای گشایش اعتبار شده از محل حساب ذخیره ارزی می‌گردد و زیان عمده‌ای به سیستم بانکی کشور وارد می‌کند. بانک‌ها به منظور جبران زیان‌های وارده و افزایش سودآوری اقدام به ادغام و تغییر ساختار صنعت بانکداری می‌کنند. ارتباط مثبت بین تمرکز و سودآوری نظام بانکی براساس مطالعات صورت گرفته توسط آرجان[1] (۲۰۱۰)، جورجیوس و همکاران[2] (۲۰۱۱)، یه و همکاران[3] (۲۰۱۲)، شهیکی تاش و همکاران (۱۳۹۴) مورد تأیید قرار گرفته است.

به طور کلی با اعمال تحریم و محدودیت، شرکت‌ها و مشتریانی که منابع مورد نیاز خودشان را از طریق گشایش اعتباری تأمین مالی می‌کنند، دچار مشکل خواهند شد و به دلیل مکمل بودن تسهیلات ارزی و ریالی در فرایند تولید نمی‌توانند محصولات خود را طبق زمان‌بندی پیش‌بینی شده تولید و از طریق فروش آنها تسهیلات خود را بازپرداخت کنند. از این‌رو، به علت ناتوانایی در بازپرداخت تسهیلات این شرکت‌ها، به نظر می‌رسد که بانک‌های تحریم‌شده در کوتاه‌مدت با افزایش مطالبات مواجه شوند. افزایش مطالبات بانکی می‌تواند موجب وارد شدن زیان به سیستم بانکی شده و موجبات خروج بانک‌های کوچک از صنعت یا ادغام آنها در بانک‌های بزرگ‌تر شود که خود تغییر در قدرت انحصاری بازار بانکی را در پی خواهد داشت.

۴. توصیف داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این مقاله برگرفته از گزارش عملکرد سیستم بانکی ارائه شده در بیست و یکمین، بیست‌ودومین و بیست‌وسومین همایش بانکداری اسلامی و نیز نماگرهای اقتصادی موجود در

1. Arjan
2. Jorjus
3.Ye,et al

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

سایت بانک مرکزی و اطلاعات ترازنامه و صورت‌های مالی حسابرسی شده سالانه ۳۳ بانک فعال در صنعت بانکی کشور طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳ش می‌باشد.

در این پژوهش از نرخ وام به عنوان قیمت تسهیلات (P) استفاده شده است. این نرخ از نسبت درآمدهای مشاع درصورت سود و زیان بانک‌ها به کل تسهیلات اعطایی به دست می‌آید. درآمدهای مشاع بخشی از درآمد بانک است که به واسطهٔ مشارکت با افراد به دست می‌آید. دریافت سپرده‌های مدت‌دار از مشتریان، سرمایه‌گذاری سپرده‌ها درکسب و کارهای مختلف و ارائهٔ تسهیلات مدت‌دار به مشتریان، سبب ایجاد درآمدی برای بانک می‌شود که ناشی از اختلاف نرخ سود سپرده‌ها و تسهیلات اعطایی و، همچنین، سود حاصل از سرمایه‌گذاری‌هاست. همچنین برای قیمت نهاده اساسی (w)، از نرخ سود سپرده‌گذاری که از نسبت درآمدهای مشاع در صورت سود و زیان بانک‌ها به کل سپرده‌های بانکی به دست آمده استفاده می‌کنیم و به منظور محاسبه متغیر wl_t دستمزد نیروی کار و rc_t قیمت اجاره‌ای واحدهای فیزیکی به ترتیب از تقسیم هزینه‌های پرسنلی و هزینه اداری تشکیلاتی هر بانک بر ارزش کل دارایی‌های آن بانک در هرسال بهره می‌گیریم. جدول(۱) خلاصه آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در تخمین را در بردارد.

جدول۱. خلاصه آمار توصیفی متغیرها مورد استفاده در مدل

متغیر (برحسب)	نماد	دوره قبل از تحریم (۱۳۸۰-۱۳۸۶)		دوره بعد از تحریم (۱۳۸۷-۱۳۹۳)		کل دوره مورد مطالعه (۱۳۸۰-۱۳۹۳)	
		میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
قیمت تسهیلات(نسبت)	P	۰/۲۱۶۱	۰/۲۰۰۶	۰/۲۴۴۳	۰/۲۰۲۸	۰/۲۳۳۴	۰/۲۰۲۱
قیمت سپرده‌های بانکی(نسبت)	W	۰/۱۵۵۶	۰/۱۰۲۵	۰/۱۸۷۴	۰/۱۲۷۲	۰/۱۷۵۳	۰/۱۱۸۹
حاشیه سود (نسبت)	M	۰/۲۹۷۶	۰/۱۳۲۷	۰/۲۳۸۸	۰/۱۲۰۱	۰/۲۶۵۸	۰/۱۲۹۸
دستمزد نیروی کار(نسبت)	wl	۰/۰۱۲۰۶	۰/۰۱۰۸۴	۰/۰۱۱۲۷۲	۰/۰۰۸۱۱	۰/۰۱۱۵۸۳	۰/۰۰۹۲۶۸
قیمت اجاره‌ای سرمایه(نسبت)	rc	۰/۰۰۵۲۷۵	۰/۰۰۳۶۸۴	۰/۰۰۶۵۲۰	۰/۰۰۴۱۳۲	۰/۰۰۶۰۳۳	۰/۰۰۴۰۰۳
تسهیلات اعطایی(میلیارد ریال)	Q	۷۳۲۳۷۰	۴۴۶۶۸۲	۳۹۹۶۴۳۹	۱۸۳۱۸۹۵	۲۳۶۴۴۰۵	۲۱۰۷۸۷۶
شاخص هرفیندال- هریشمن(نسبت)	H	۰/۱۲۹۰۹۹	۰/۰۱۶۴۴۱	۰/۰۸۵۷۲۱	۰/۰۰۹۲۲۵	۰/۱۰۷۴۱	۰/۰۲۵۴۷
نرخ سود اوراق مشارکت(درصد)	Pa	۰/۱۶۱۴۲	۰/۰۲۱۸۳	۰/۱۴۳۵۷	۰/۰۳۰۸۵	۰/۱۵۲۵	۰/۰۲۸۱۵
تولید ناخاص داخلی(میلیارد ریال)	Y	۱۵۸۲۱۳۷	۲۰۲۵۸۳	۲۰۱۴۹۳۱	۷۵۶۲۷	۱۷۹۸۵۳۴	۲۶۵۰۶۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

شاخص تمرکز صنعت بانکداری در زمره متغیرهای مهم مورد استفاده مدل می‌باشد. شاخص نسبت‌های تمرکز (CR_K) در بازار وام، بیانگر نسبت مجموع سهم تسهیلات k تا از بزرگ‌ترین بانک-های موجود در بازار به کل اندازهٔ تسهیلات اعطایی بازار است. از آنجا که در بازار رقابتی، اندازهٔ بازار در بین بنگاه‌های زیادی توزیع می‌شود، در نتیجه نسبت تمرکز دوبنگاهی (CR_2) و چهار بنگاهی (CR_4) ارقام کوچکی خواهد بود (مدّلا، دابسون‌و میلر[1]، ۱۹۹۵). شاخص هرفیندال- هریشمن (HHI) برابر با مجموع مجذور سهم همه بنگاه‌های حاضر در صنعت است. این شاخص از اطلاعات همهٔ بنگاه‌ها برای محاسبهٔ درجه تمرکز استفاده می‌کند.

$$HHI = \sum_{i=1}^{n} S_i^{\,2} = \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{X_i}{X}\right)^2 \qquad (۸)$$

در این فرمول، n تعداد بنگاه‌های موجود در بازار و S سهم بنگاه‌ها از کل اندازهٔ بازار است. برای محاسبه دو شاخص نسبت‌های تمرکز و هرفیندال نیاز به محاسبه سهم هر یک از بانک‌های موجود در صنعت بانکداری طی سال‌های مورد مطالعه است که در مقاله حاضر محاسبه شده و در جدول(۲) ارائه می‌گردد.

جدول۲. میزان سهم هر بانک از بازار تسهیلات در سیستم بانکی ایران

سال	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳
اقتصادنوین	۰/۰۰۰۱۱	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۶۱	۰/۰۱۰۲	۰/۰۱۳۳	۰/۰۲۷۶	۰/۰۳۳	۰/۰۳۵۳	۰/۰۳۶۷	۰/۰۳۲۴	۰/۰۲۳	۰/۰۲۷	۰/۰۲۷	۰/۰۲۹
انصار	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	۰/۰۲۱	۰/۰۱۹۴	۰/۰۱۹۰	۰/۰۱۹۷	۰/۰۲۰۶
ایران زمین	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۲۳
آینده	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۵۹	۰/۰۰۴۶	۰/۰۱۸۳	۰/۰۱۸۷
پارسیان	-----	۰/۰۰۲۵	۰/۰۱۰۸	۰/۰۳۷	۰/۰۶۵	۰/۰۷۳	۰/۰۷۳	۰/۰۸۰۱	۰/۰۷۲۳	۰/۰۶۶۲	۰/۰۵۸	۰/۰۵۲۵	۰/۰۴۸	۰/۰۴۶
پاسارگاد	-----	-----	-----	-----	۰/۰۰۱۹	۰/۰۱۰۲	۰/۰۲۵۱	۰/۰۳۶۳	۰/۰۳۵	۰/۰۲۸۸	۰/۰۳۹۵	۰/۰۳۸۶	۰/۰۳۲۵	۰/۰۳۶
پست بانک	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۳۶	۰/۰۰۳۱	۰/۰۰۳۶	۰/۰۰۴۰
تات	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۲۳	-----	-----	-----	-----
تجارت	۰/۱۲۷۷	۰/۱۲۵۷	۰/۰۹۹۲	۰/۰۸۵۲	۰/۰۸۶۴	۰/۰۸۴۸	۰/۰۸	۰/۰۹۳۰	۰/۰۸۹	۰/۰۸۲۷	۰/۰۸۲۶	۰/۰۷۵۶	۰/۰۶۸۹	۰/۰۷۲۱
توسعه تعاون	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۳۹	۰/۰۰۴۸
توسعه‌صادرات	۰/۰۰۹۷	۰/۰۰۸۴	۰/۰۰۵۱	۰/۰۰۵۳	۰/۰۰۴۴	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۵۴	۰/۰۰۴۰	۰/۰۱۰۳	۰/۰۰۹۵	۰/۰۱۴۶	۰/۰۱۱۲
حکمت ایرانیان	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۱۰
خاور میانه	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳
دی	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۲۴	۰/۰۰۳۱	۰/۰۰۸۳
رسالت	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴۳	۰/۰۰۴۸
رفاه کارگران	۰/۰۳۶۲	۰/۰۳۱۶	۰/۰۳۴۹	۰/۰۴۶۷	۰/۰۳۷۹	۰/۰۳۲۵	۰/۰۲۶۲	۰/۰۲۶۲	۰/۰۲۵۸	۰/۰۲۸۹	۰/۰۲۸۱	۰/۰۳۴۶	۰/۰۳۸	۰/۰۴۹
سامان	-----	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۵۷	۰/۰۱۲۳	۰/۰۱۲۸	۰/۰۱۲۱	۰/۰۱۵۵	۰/۰۱۵۷	۰/۰۲۱۳	۰/۰۱۸۶	۰/۰۱۶۶	۰/۰۱۸۲	۰/۰۱۳۶

1. Maddala, Dobson and Miller

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

سپه	۰/۰۹۹	۰/۰۷۷	۰/۰۷۹۹	۰/۰۹۰۸	۰/۰۸۹۲	۰/۰۱۱۲۸	۰/۰۹۷	۰/۰۷۷۶	۰/۰۶۰۹	۰/۰۵۳۹	۰/۰۵۰۲	۰/۰۴۲	۰/۰۴۰۲	۰/۰۳۹۸
سرمایه	-----	-----	-----	-----	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۵۳	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۶۲	۰/۰۱	۰/۰۰۹۲	۰/۰۱۰۷	۰/۰۱۴۴	۰/۰۱۱۱
سینا	-----	-----	۰/۰۰۹۹	۰/۰۱۸۸	۰/۰۱۹۹	۰/۰۱۸۴	۰/۰۱۲۷	۰/۰۱۲۳	۰/۰۱۲۱	۰/۰۱۳۲	۰/۰۱۲۸	۰/۰۱۱۴	۰/۰۱۱۲	۰/۰۱۲۶
شهر	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۸۸	۰/۰۱۱۶
صادرات	۰/۰۸۲۹	۰/۱۱۳۶	۰/۱۳۴۹	۰/۱۵۳۲	۰/۱۴۹۲	۰/۱۳۱۷	۰/۱۱۳۲	۰/۰۹۲۸	۰/۱۰۴۶	۰/۰۹۱۷	۰/۰۸۰۲	۰/۰۶۹۲	۰/۰۶۹	۰/۰۵۹۴
صنعت‌ومعدن	۰/۰۱۴	۰/۰۰۸۵	۰/۰۰۷۱	۰/۰۱۵۲	۰/۰۲۳۶	۰/۰۱۹۵	۰/۰۲۲۹	۰/۰۲۲۹	۰/۰۲۴۴	۰/۰۲۵۸	۰/۰۲۴۴	۰/۰۲۵۵	۰/۰۳۲۹	۰/۰۲۷۹
قوامین	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	۰/۰۴۶۹	۰/۰۴۴۲	۰/۰۵۳۱
کارآفرین	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۳۱	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۸۸	۰/۰۱	۰/۰۱۱	۰/۰۱۲۵	۰/۰۱۰۳	۰/۰۰۹۶	۰/۰۱۱۳	۰/۰۱۰۳	۰/۰۰۹۵	۰/۰۰۹۴
کشاورزی	۰/۱۲۳۱	۰/۱۲	۰/۱۱۷۱	۰/۰۹۱۶	۰/۰۹۰۸	۰/۰۸۴۴	۰/۰۷۰۳	۰/۰۶۸۱	۰/۰۶۲۸	۰/۰۵۷۴	۰/۰۵۷۷	۰/۰۳۶	۰/۰۳۵۵	۰/۰۵۷۷
گردشگری	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۲۱
مسکن	۰/۱۰۲۶	۰/۱۰۲۲	۰/۰۷۰۲	۰/۰۱۹۳	۰/۰۳۳۳	۰/۰۴۲۴	۰/۰۸۲۲	۰/۰۸۹۵	۰/۰۹۳۱	۰/۱۰۱۶	۰/۱۵۰۶	۰/۱۴۵۸	۰/۱۴۹۱	۰/۱۳۹۸
ملت	۰/۱۳۶۱	۰/۱۴۳	۰/۲۱۰۶	۰/۱۹۱۴	۰/۱۶۱۶	۰/۱۵	۰/۱۴۵۵	۰/۱۴۰۹	۰/۱۳۵۷	۰/۱۵۲۵	۰/۱۵۱۳	۰/۱۶۷۸	۰/۱۵۲۱	۰/۱۲۷۹
ملی	۰/۲۶۲۰	۰/۲۵۶۹	۰/۲۰۰۴	۰/۲۱۷۴	۰/۱۹۷۳	۰/۱۸۳۰	۰/۱۸۴۵	۰/۱۸۱۲	۰/۱۶۸۹	۰/۱۵۳۰	۰/۱۲۲۴	۰/۱۰۰۴	۰/۰۸۶۵	۰/۰۷۹۲
موسسه توسعه	۰/۰۰۲۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۷	-----	-----	-----	-----
مهر اقتصاد	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	۰/۰۲۹	۰/۰۳	۰/۰۲۹	۰/۰۳۱۴	۰/۰۳۸۱	۰/۰۳۹۲
مهر ایران	-----	-----	-----	-----	-----	-----	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۲۷	۰/۰۰۳۱	۰/۰۰۴۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (۳) روند تمرکز و شدت رقابت بر مبنای تحولات سهم بازاری تسهیلات اعطایی بانک‌ها طی سال‌های ۱۳۸۰ تا۱۳۹۳ش، در دو بازه زمانی قبل و بعد از تحریم بانکی ارائه شده است. براساس جدول (۳) سهم بازاری بانک‌ها و به تبع آن میزان تمرکز صنعت بانکی در طول هردو دورهٔ قبل و بعد از اعمال تحریم، روندکاهشی داشته است. طی سال‌های مورد مطالعه سهم ۲ و ۴ بانک برتر از تسهیلات اعطایی نظام بانکی، به ترتیب از ۴۰ و ۶۵ درصد در سال ۱۳۸۰ به ۳۲ و۵۱ درصد در سال ۱۳۸۷ و سپس به ۲۷ و ۴۲ درصد درسال ۱۳۹۳ رسیده است. نتایج حاکی از کاهش تمرکز در طول هر دو دوره مورد مطالعه می‌باشد.

جدول ۳. شاخص‌های تمرکز بازار تسهیلات نظام بانکی ایران

سال	قبل از اعمال تحریم‌های سیستم بانکی						بعد از اعمال تحریم‌های سیستم بانکی						
	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳
CR2	۳۹/۸۱	۳۹/۹۹	۴۱/۱۰	۴۰/۸۸	۳۵/۸۹	۳۳/۲۹	۳۲/۹۹	۳۲/۲۱	۳۰/۴۵	۳۰/۵۵	۳۰/۲۰	۳۱/۳۵	۳۰/۱۲	۲۶/۷۶
CR4	۶۴/۸۹	۶۴/۵۵	۶۶/۳۱	۶۵/۳۵	۵۹/۸۹	۵۷/۷۴	۵۴/۰۱	۵۰/۷	۵۰/۲۶	۴۹/۸۸	۵۰/۶۹	۴۹/۰۴	۴۵/۶۶	۴۱/۸۹
HHI	۱۴۷۶	۱۴۷۱	۱۳۹۲	۱۳۶۰	۱۱۹۱	۱۱۰۴	۱۰۴۲	۹۹۴	۹۲۷	۸۸۴	۸۸۶	۸۴۴	۷۷۱۰	۶۹۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

پیش از شروع فعالیت بانک‌های خصوصی در ایران، دولت تمام شبکه بانکی را در اختیار داشت و شرایط بازار انحصاری بر نظام بانکی کشور حاکم بود. اما با اجرای برنامه‌های خصوصی‌سازی بانک‌ها، صنعت بانکداری در کشور دچار تغییراتی شد. شاخص هرفیندال ـ هریشمن که در سال ۱۳۸۰ برابر با ۱۴۷۶ بود، در سال ۱۳۸۷ به ۹۹۴ واحد رسید. کاهش این شاخص در طول دوره ۱۳۸۷-۱۳۸۰ کاملاً منطقی است. زیرا سهم بانکداری خصوصی از بازار پول کشور در سال ۱۳۸۰ از ۱ درصد به ۲۲ درصد، در سال ۱۳۸۷ش، افزایش یافته بود. مطالعات احمدیان (۱۳۹۳) و پژویان (۱۳۸۸) مؤید این امر است. این کاهش در طول دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۷ باز هم ادامه یافت طوری‌که در سال ۱۳۹۳ این شاخص به ۶۹۳ واحد رسید. البته پس از اعمال تحریم‌های بانکی انتظار بر این بود که به‌علت افزایش هزینه بانکی وکاهش منابع، شاخص هرفیندال- هریشمن افزایش یابدکه این امر به سبب ورود بانک‌های خصوصی جدیدتر پس از دوره تحریم محقق نشد. تعداد بانک‌های فعال در صنعت طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۶، به طور متوسط، ۱۸ بانک بود که پس از شروع دوران تحریم تعداد بانک‌ها به طور متوسط به ۲۸ بانک طی دوره ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ش افزایش یافت. روند شاخص هرفیندال نشانگر تأثیرگذار نبودن تحریم سیستم بانکی بر میزان تمرکز این صنعت است.

۵. برآورد مدل اقتصادسنجی

به‌منظور برآورد اقتصادسنجی الگو از مدل دو معادله‌ای شامل اطلاعات بخش عرضه تسهیلات (رفتار قیمت) و تقاضای تسهیلات، قبل و بعد از تحریم سیستم بانکی، استفاده می‌کنیم. اگر دو عامل تولید نیروی انسانی و سرمایه فیزیکی را داشته باشیم، تابع تقاضای تسهیلات به صورت زیر خواهد بود.

$$M_t = -\frac{(1+\theta)H_t}{\eta} + \alpha_{11}\frac{wl_t}{p_t} + \alpha_{22}\frac{rc_t}{p_t} + 2\alpha_{12}\frac{\left(wl_t rc_t\right)^{0.5}}{p_t} + 2H_t Q_t \beta_1 \frac{wl_t}{p_t} + 2H_t Q_t \beta_2 \frac{rc_t}{p_t} \qquad (۹)$$

در رابطه (۹)، اندیس t بیانگر زمان، $M_t = \frac{(P-W)}{P}$ نشان‌دهنده افزایش قیمت، H/η نسبت شاخص هرفیندال به‌کشش قیمتی تقاضای تسهیلات بانکی، متغیر wl_t دستمزد نیروی کار و rc_t قیمت اجاره‌ای واحدهای فیزیکی می‌باشد. Q میزان وام‌های بانکی اعطایی و P قیمت محصول است. برای قیمت محصول P از نرخ سود وام و برای قیمت نهاده اساسی (W) از نرخ سود پرداختی به سپرده‌ها استفاده می‌کنیم. همچنین با توجه به اینکه متغیر Q، در رابطه (۹) به صورت درون‌زا ظاهر شده، بنابراین

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

تابع تقاضای کل وام به صورت تابع تقاضای خطی لگاریتمی به منظور محاسبه کشش قیمتی تقاضا به صورت جداگانه در نظر می‌گیریم.

$$Q_t = l_0 (P_t)^{\eta} Pa_t^{\,l_1} NI_t^{\;\;l_2}$$
$$\Rightarrow Ln(Q_t) = l_0 + \eta_i Ln(P_t) + l_1 Ln(Pa_t) + l_2 Ln(y_t) + u_t \qquad (۱۰)$$

Q کل اعتبارات بانک‌ها در زمان t، P نرخ وام، p_a نرخ سود سرمایه‌گذاری اوراق مشارکت دولتی به عنوان قیمت یک منبع جانشین و y سطح تولید کل GDP واقعی و l_2, l_1, η ضرایب تخمینی هستند. از لحاظ نظری، یک تابع تقاضای خطی در همه قیمت‌ها و درآمدها باید همگن باشد (ماهادانسد و تائور[1]، ۲۰۱۲). بنابراین تابع تقاضای (۱۰)، بعد از اعمال شرایط همگنی از درجه صفر به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\ln(Q_t) = l_0 + \eta \ln\left(\frac{p_t}{pa_t}\right) + l_2 \ln\left(\frac{y_t}{pa_t}\right) + u_t \qquad (۱۱)$$

معادلات (۹) و (۱۱) باید به طور همزمان، با استفاده از حداقل مربعات دومرحله‌ای $(2SLS)$ تخمین زده شوند، به دلیل درون‌زا بودن[2] متغیرهای قیمت و مقدار، همه متغیرهای w, rc_t, wl_t, H, P_a به عنوان متغیر ابزاری[3] (IV) استفاده می‌شوند.

در این مقاله به‌منظور برآورد مدل، از روش تلفیقی اطلاعات مقطعی و اطلاعات سری زمانی استفاده شده است. در سیستم دو معادله‌ای فوق، درون‌زا بودن برخی متغیرهای توضیحی موجب ناسازگاری[4] تخمین زننده‌های حداقل مربعات معمولی[5] (OLS) می‌گردد. بنابراین، برای به دست آوردن پارامترهای تخمینی سازگار، لازم است از روش‌های متغیر ابزاری همانند روش حداقل مربعات دو-مرحله‌ای[6] $(2SLS)$ استفاده گردد (بالتاجی[7]، ۲۰۰۵: ۱۱۳). قبل از تخمین معادلات رگرسیونی عرضه و تقاضای تسهیلات در صنعت بانکداری ایران لازم است، نسبت به تخمین معادلات به روش پانل 2SLS با اثرات ثابت (FE) و مدل پانل 2SLS با اثرات تصادفی (RE) تصمیم‌گیری شود. در این مقاله

1. Mahathanaseth and Tauer
2. Endogenous
3. Instrument Variable
4. Inconsistency
5. Ordinary Least Square
6. Two Stage Least Squares
7. Baltagi

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

از اثرات ثابت استفاده شده است. زیرا آزمون هاسمن[1] مؤید آن است که مدل، پانل 2SLS با اثرات ثابت (FE) بوده و، همچنین، با بررسی معیار (RHO) در مدل پانل 2SLS با اثرات تصادفی، می‌توان مشاهده نمود که این شاخص در اکثر مقاطع صفر است. نتایج مربوط به آزمون هاسمن و آماره (RHO) در مدل پانل با اثرات تصادفی در جدول(۴) ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج مربوط به آزمون هاسمن و معیار (RHO)

	آزمون هاسمن	آماره Rho در مدل اثرات تصادفی
رفتار قیمت (معادله تقاضا)	χ^2 =۲۸۴/۵۱۱ prob (۰/۰۰۰)	Rho=۰/۲۸۰۱۸۲
معادله عرضه	χ^2 = ۸۹/۱۵۸ prob (۰/۰۰۰)	Rho=۰/۴۹۲۱۸۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

به منظور جلوگیری از تخمین رگرسیون ساختگی به‌دلیل گمراه‌کننده بودن نتایج این رگرسیون‌ها، لازم است آزمون‌های مانایی متغیرها و وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها در معادلات رگرسیونی بررسی شود. برای بررسی مانایی داده‌های پانل، می‌توان از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)، لوین، لین و چو(LLC)، دیکی فولر تعمیم‌یافته فیشر (ADFF) و فیلیپس، پرون ـ فیشر (FPF)، ایم پسران شین (IPS) و بریتانگ و هادری و ... استفاده کرد. اما در این مقاله، به دلیل کوتاه بودن بعد زمانی داده‌های پانل، نتایج آزمون ریشه واحد معتبر نمی‌باشد[2] (Baltagi, 2005: 247). بنابراین نیازی به تحلیل آزمون ریشه واحد نمی‌باشد.

همچنین آماره‌های آزمون هم‌انباشتگی پدرونی[3] (۲۰۰۴) براساس جدول شماره (۵) فرض عدم هم‌انباشتگی بین متغیرها را رد می‌کند، یعنی متغیرها در بلندمدت هم‌جمع هستند. از این‌رو، بدون هیچ نگرانی می‌توان نسبت به تخمین ضرایب در معادلات رابطه (۹) و (۱۱) با استفاده از داده‌های پانل صنعت بانکداری به روش حداقل مربعات دومرحله‌ای با اثرات ثابت $(FE2SLS)$ اقدام نمود.

---

1. Hausman

۲. در مطالعات اقتصادسنجی، از نظر بالتاجی آزمون‌های ریشه واحد مبتنی بر داده‌های پانل بسیار قوی‌تر از داده‌های سری زمانی است، اما زمانی که T کوچک است. این آزمون‌ها دارای قدرت پایینی خواهند بود. وی عنوان می‌کند که آزمون‌های LLC و IPS نیاز دارند که دوره زمانی به قدری بلند باشد که $T \to \infty$ یعنی $\frac{N}{T} \to 0$ باشد. یعنی N باید به اندازه کافی نسبت به T کوچک باشد (Baltagi, 2005: 243). لوین، لین و چو پیشنهاد می‌کنند که آزمون ریشه واحد پانل آنها برای پانل‌های با اندازه متوسط (N بین ۱۰ و ۲۵۰) و (T بین ۲۵ و ۲۵۰) استفاده شود (Baltagi, 2005: 241).

3. Pedroni

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

جدول۵.آزمون هم‌انباشتگی متغیرها

آماره	معادله تقاضا	معادله عرضه
Panel-Adf	−۱۵,۶۹ (۰,۰۰۰)	− ۷/۸۹۱ (۰,۰۰۰)
Group-Adf	−۱۱,۵۹ (۰,۰۰۰)	− ۸/۷۹۳ (۰,۰۰۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق

در معادله عرضه پس از تخمین ضرایب، می‌توان پارامتر رفتاری، شاخص لرنر و میزان قدرت بازاری را محاسبه نمود و اثرات قدرت بازاری، کارایی هزینه و قیمت ستاده ناشی از تغییر تمرکز در بخش صنعت بانکی ایران را به دست آورد. نتایج مربوط به تخمین ضرایب معادله عرضه در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول۶. نتایج مربوط به تخمین معادلات مدل آزام در صنعت بانکداری ایران

	متغیر	پارامتر	دوره قبل از تحریم (۱۳۸۰-۱۳۸۶)	دوره بعد از تحریم (۱۳۸۷-۱۳۹۳)
معادله حاشیه سود	تغییرات حدسی	θ	−۰/۹۵۷۹*** (۰/۲۶۲۱)	−۰/۹۹۵۹*** (۰/۰۵۹۷)
	ضریب نیروی کار	α_{11}	۰/۱۵۸۰۷ (۳/۷۳۲)	−۰/۰۶۵۴ (۲/۶۰۹)
	ضریب سرمایه	α_{22}	−۰/۰۹۰۷۰ (۸/۲۵۴)	−۰/۱۷۰۹ (۵/۶۱۰)
	اثر تقاطعی نیروی کار و سرمایه	α_{12}	−۰/۰۲۸۶۵ (۱۱/۳۵۳)	−۰/۲۹۴۶ (۷/۷۲۳)
	اثر تقاطعی نیروی کار ، وام و تمرکز	β_1	$-3/28e^{-6*}$ (۰./۰۷۵)	$2/03e^{-7*}$ (۰./۰۱۴)
	اثر تقاطعی سرمایه، وام و تمرکز	β_2	$-5/51^{-6*}$ (۰/۰۴۱)	$-8/91e^{-7*}$ (۰/۰۲۹)
معیارهای اعتبارسنجی	ضریب تعیین	R^2	۰/۹۵۲	۰/۸۸۴
	ضریب تعیین تعدیل	$\overline{R}^2$	۰/۹۴۵	۰/۸۷۹
	دوربین واتسون	DW	۲/۳	۱/۵۳
معادله تقاضا	عرض از مبداء	λ_0	−۱۱/۶۴۵۶*** (۰./۰۰۷)	−۶/۶۰۴*** (۰./۰۰۱)
	کشش تقاضای تسهیلات	η	−۰/۸۱۲*** (۰/۰۴۸۵)	−۰/۱۶۰*** (۰/۰۳۱۲)

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

	ضریب درآمدی	λ_2	۰/۷۷۶۸*** (۰/۱۵۷)	۰/۱۸۵۴* (۰/۰۸۷)
معیارهای اعتبارسنجی	ضریب تعیین	R^2	۰/۹۷۰۰	۰/۹۵۹
	ضریب تعیین تعدیل	$\overline{R}^2$	۰/۹۶۸	۰/۹۲۵۸
	دوربین واتسون	DW	۱/۷۶	۱/۵۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

(اعداد داخل پارانتز نشانگر انحراف معیار و علامت‌های *** و ** و * به ترتیب معنی‌داری ضرایب در سطح احتمال ۹۹٪ و ٪ ۹۵و ۹۰٪ را نشان می‌دهد).

هرچه کشش قیمتی تقاضا پایین‌تر باشد (تقاضا کشش‌ناپذیرتر باشد) قدرت بازار نیز بالاتر خواهد بود. تقاضای تسهیلات اعطایی در دوره قبل از تحریم بی‌کشش و برابر ۰/۸۱۲- است. یعنی طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۸۰ با افزایش یک درصد نرخ سود بانکی، با فرض ثبات سایر عوامل، به طور متوسط تقاضا برای تسهیلات بانکی در حدود ۰/۸۱ درصد کاهش می‌یابد. این رقم در دوره ۷ ساله بعدی به ۰/۱۶- رسیده که نشانگر کاهش کشش قیمتی تسهیلات در دوران تحریم نسبت به قبل می‌باشد. یکی از علل این امر در هنگام تحریم، نبود بازارهای مالی توانمند به سبب بالا بودن نااطمینانی در اقتصاد و کاهش منابع جایگزین تسهیلات بانکی برای بنگاه‌های تولیدی است. این کاهش کشش قیمتی، افزایش قدرت بازاری را می‌تواند به همراه داشته باشد، ولی به سبب کاهش رفتار تبانی بین بانک‌ها که در صورت کسر $-\frac{(1+\theta)}{\eta}$ ظاهر می‌شود، اثر نهایی به صورت کاهش قدرت بازاری طی دوره تحریم است.

جدول۷. نتایج مربوط به سنجش قدرت بازاری و کارایی هزینه صنعت بانکداری ایران

اثرات	معیار محاسباتی	دوره قبل از تحریم (۱۳۸۶-۱۳۸۰)	دوره تحریم (۱۳۹۳-۱۳۸۷)
اثرات قدرت بازاری	$-\frac{(1+\theta)}{\eta}$	۰/۰۵۱۷۷	۰/۰۲۵۵
اثرات کارایی هزینه	$2Q\sum_i \beta_i \frac{V_i}{p}$	-۰/۲۰۳	-۰/۱۰۹
مجموع اثرات	$-\frac{(1+\theta)}{\eta}+2Q\sum_i \beta_i \frac{V_i}{p}$	-۰/۱۵۱	-۰/۰۸۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

رابطه مثبت و معنی‌داری بین شاخص هرفیندال- هریشمن و حاشیه سود در هر دو دوره قبل و بعد از تحریم وجود دارد. وجود رابطه مثبت، گویای وجود قدرت بازاری در هر دو دوره است. در دوره

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

قبل از تحریم، قدرت بازاری به اندازه ۰/۰۵۱۷۷ درصد برآورد شده و پس از اعمال تحریم بانکی این رقم کاهش یافته و به ۰/۰۲۵۵ درصد رسیده است. پس می‌توان بیان کرد با وجود اعمال تحریم سیستم بانکی قدرت بازاری در این صنعت کاهش یافته است. علت این کاهش، ورود تعداد زیادی از بانک-های خصوصی به سیستم بانکی در این دوره می‌باشد که بر اثرات ناشی از تحریم بانکی غالب شده است. همچنین، کارایی هزینه بیان می‌کند که اگر تمرکز در صنعت یک درصد افزایش یابد، حاشیه سود به اندازه اثر کارآیی هزینه تغییر خواهد نمود. بنابراین، هرقدر این اثر بزرگ‌تر باشد، تأثیر تغییرات تمرکز بر روی تغییرات حاشیه سود بیشتر خواهد بود. وجود علامت منفی اثرات کارایی هزینه نیز نشانگر آن است که با افزایش تمرکز، میزان حاشیه سود از طریق کارایی هزینه کاهش خواهد یافت. به‌عبارتی بانک‌ها از صرفه‌جویی در هزینه‌ها سود می‌برند. مقدار اثر کارایی هزینه در دوره قبل از تحریم نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد در تمرکز حاشیه سود به طور متوسط۰/۲۰۳- درصد کاهش می‌یابد، اثرات کارایی هزینه پس از تحریم به ۰/۱۰۹- رسیده و از این‌رو، بنگاه‌های موجود در این صنعت، پس از اعمال تحریم، کارایی لازم برای بهره‌برداری از صرفه‌های مقیاس را تاحدودی از دست داده‌اند. در خصوص مجموع اثرات هر دو دوره که عددی منفی است، می‌توان چنین بیان کرد که منافع حاصل از وجود کارایی هزینه‌ای ناشی از صرفه مقیاس در هر دو دوره بیشتر از هزینه‌های ناشی از وجود قدرت بازار است و این امر موجب کاهش هزینه‌های اجتماعی خواهد شد. البته تحریم سیستم بانکی موجب کاهش قدرمطلق مجموع اثرات از ۰/۱۵۱- به ۰/۰۸۳- شده که نشان می‌دهد منافع اجتماعی به دلیل کاهش منافع حاصل از وجود کارایی هزینه بر اثر تحریم کمتر شده است. همچنین مطالعه شهیکی‌تاش و همکاران(۱۳۹۳) و حقایق مشهود نشان می‌دهد که پس از ورود بانک‌های خصوصی فاصله میان نرخ سود سپرده‌ها و نرخ بهره وام‌ها و تسهیلات اعطایی کاهش یافته است.

جدول۸. نتایج مربوط به تخمین معادله نهایی مدل آزام طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۰

متغیر	ضرایب	مقادیر	انحراف معیار	Prob
تغییرات حدسی	θ	-۰/۹۸۸	۰/۱۰۱	۰/۰۰۰
ضریب نیروی کار	α_{11}	-۰/۰۳۷	۰/۲۵۴	۰/۰۰۰
ضریب سرمایه	α_{22}	-۰/۰۲۱	۴/۹۸۵	۰/۶۹۶
اثر تقاطعی نیروی کار و سرمایه	α_{12}	-۰/۰۴۲	۶/۷۲۸	۰/۶۹۵
اثر تقاطعی نیروی کار، وام و تمرکز	β_1	$۱/۹۴^{-۷}$	$۱/۳۷e^{-۵}$	۰/۰۰
اثر تقاطعی سرمایه ، وام و تمرکز	β_2	$-۸/۹۱e^{-۷}$	$۳/۰۸e^{-۵}$	۰/۰۱۷

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

ضریب تعیین R^2	۰/۶۶
ضریب تعیین تعدیل شده $\overline{R}^2$	۰/۶۵
دوربین واتسون	۲/۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جداول (۸) و(۹) به ترتیب برآورد معادله عرضه و تقاضای تسهیلات اعطایی برای کل دوره یعنی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳ش ارائه شده است. براساس جدول (۸) تغییرات حدسی مربوط به تسهیلات اعطایی صنعت بانکداری برابر ۰/۹۸۸- می‌باشد. یعنی درصورت کاهش عرضه وام یک بانک، بقیه بانک‌های موجود در صنعت میزان ۰/۹۸۸ درصد از آن کاهش را با افزایش عرضه وام خود جبران می‌کنند.

جدول ۹. نتایج مربوط به تخمین معادله تقاضای مدل آزام طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۰

متغیر	ضرایب	مقادیر	انحراف معیار	Prob
عرض از مبداء	λ_1	۰/۴۰۱-	۱/۳۵۱	۰/۷۶۶
کشش تقاضای تسهیلات	η	۰/۴۰۹-	۰/۰۳۵	۰/۰۰۰
ضریب درآمدی	λ_2	۰/۱۵۶	۰/۰۸۳	۰/۰۶۱
ضریب تعیین R^2	۰/۹۵۷			
ضریب تعیین تعدیل شده $\overline{R}^2$	۰/۹۵۰			
دوربین واتسون	۱/۶۰			

مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس جدول شماره (۹) کشش تقاضای تسهیلات اعطایی برابر با ۰/۴- است. یعنی اگر نرخ سود تسهیلات بانکی یک درصد افزایش یابد، به طورمتوسط تقاضا برای تسهیلات بانکی در حدود ۰/۴درصد کاهش خواهد یافت. این در حالی است‌که سایر عوامل ثابت فرض شوند. بنابراین، تقاضای وام درکل دوره مطالعه بی‌کشش بوده و این بی‌کشش بودن تقاضا، مقدمات ایجاد قدرت بازاری در صنعت بانکداری را فراهم می‌آورد، زیرا صنایعی که با تقاضای کشش‌ناپذیر مواجه هستند، قدرت بازاری در آنها محتمل‌تر است.

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

جدول ۱۰. نتایج مربوط به سنجش قدرت بازار و کارایی هزینه در صنعت بانکی ایران

اثرات	معیار محاسباتی	کل دوره (۱۳۸۰-۱۳۹۳)
اثرات قدرت بازاری	$-\frac{(1+\theta)}{\eta}$	۰/۰۲۶۸۵
اثرات کارایی هزینه	$2Q\sum_i \beta_i \frac{V_i}{p}$	-۰/۰۴۹۸۸
مجموع اثرات	$-\frac{(1+\theta)}{\eta}+2Q\sum_i \beta_i \frac{V_i}{p}$	-۰/۰۲۳۰۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

انتظار بر این است که براساس فرضیه قدرت بازاری در صنعت بانکداری با تمرکز بالا همکاری و هماهنگی بین بانک‌ها افزایش و قدرت بازاری و سودآوری در این صنعت افزایش یابد. بنابراین، باید بین تغییرات حدسی و شاخص تمرکز، رابطه مثبت و معنی‌داری وجود داشته باشد. اثر قدرت بازار در دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳ش، معادل ۰/۰۲۶۸۵است. به این معنی که مطابق انتظار بین مقدار حاشیه سود و میزان تمرکز رابطه مثبت وجود دارد. به عبارت دیگر، وجود تمرکز طی این دوره در صنعت بانکی کشور منجر به ایجاد قدرت بازار می‌شود. پس بانک‌ها قادر به ارائه تسهیلات اعطایی خود در قیمت بالاتر به متقاضیان هستند. همچنین، طبق جدول (۱۰)، اثرکارایی هزینه بانک‌های موجود در صنعت معادل ۰/۰۴۹۸۸- است، علامت منفی کارایی هزینه نشان می‌دهد که بانک‌ها درصدد بهره‌برداری از صرفه‌های مقیاس و کاهش هزینه‌های اعطای تسهیلات می‌باشند. میزان اثر خالص که از جمع اثر قدرت بازاری و اثر کارایی هزینه به دست می‌آید که مطابق جدول (۱۰) برابر با ۰/۰۲۳۰۲- است و نشان می‌دهد که منافع ایجادشده در اثر صرفه‌جویی در هزینه‌های بیشتر از هزینه‌های ناشی از ایجاد قدرت بازار در اثر وجود تمرکز است. این امر منجر به کاهش هزینه‌های اجتماعی می‌شود. این نتیجه مطابق با مطالعات بخشی (۱۳۸۷) و علیجانی و صبوحی (۱۳۸۸) در صنعت گوشت و ماهادانسد و تائور[1] (۲۰۱۲) در صنعت بانکداری می‌باشد.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف از تحقیق حاضر بررسی تغییرات قدرت بازاری و کارایی هزینه در نظام بانکی کشور طی دو دوره قبل و بعد از تحریم بانکی است. به این منظور، این مقاله با استفاده از رویکرد تعمیم‌یافته آزام

1. Mahathanaseth and Tauer

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری مورد ارزیابی قرار گرفت. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد، کشش تغییرات حدسی در دوره قبل از تحریم برابر ۰/۹۵۷۹- و بعد از اعمال تحریم به ۰/۹۹۵۹- رسیده است. نزدیک شدن عدد مذکور به ۱- نشان از رقابتی شدن صنعت بانکی دارد. از طرفی کشش قیمتی تقاضای تسهیلات در دوره قبل از تحریم برابر ۰/۸۱۲- بوده و پس از اعمال تحریم با کاهش کارآمدی بازارهای مالی جایگزین به ۰/۱۶۰- رسیده است که نشانگر بی‌کشش‌تر شدن تقاضای وام بانکی است. با کاهش کشش قیمتی تقاضا به دلیل تحریم‌های اقتصادی اصولاً باید قدرت بازاری سیستم بانکی در طول دوره تحریم افزایش می‌یافت، ولی به دلیل کاهش رفتار تبانی‌گری در این صنعت، در اثر ورود ۱۰ بانک جدید، قدرت بازاری صنعت بانکداری کاهش یافته است.

نتایج حاصل از تفکیک اثرات قدرت بازاری وکارایی هزینه ناشی از تغییر تمرکز در صنعت بانکداری طی هر دو دوره نشان می‌دهد که اثرات تغییر تمرکز از کانال قدرت بازاری مثبت و مطابق انتظار است. زیرا مجرای قدرت بازاری بیان‌کننده این است که با افزایش تمرکز و آماده شدن وضعیت برای همکاری و ائتلاف بین بنگاه‌ها قدرت بازاری افزایش می‌یابد و قیمت به‌عنوان یکی از جنبه‌های عملکرد بازار تحت تأثیر قرار می‌گیرد. از این‌رو، انتظار بر این است که اثر قدرت بازاری بر قیمت مثبت و معنی‌دار باشد. البته اثرات تغییر تمرکز از کانال قدرت بازاری در هر دو دوره ناچیز بوده است. دلیل آن این است که در صنعت بانکداری ایران، بانک‌ها یا دارای مدیریت دولتی بوده و یا تحت تأثیر تکالیف دولتی هستند و در حال حاضر بانک‌های خصوصی به معنای واقعی کلمه خصوصی نیستند، چرا که موظف به رعایت تصمیم‌های دولت در حوزه نرخ سود بانکی هستند. میزان اثرات قدرت بازاری در طول دوره قبل از تحریم برابر ۰/۰۵۱۷۷بوده و پس از اعمال تحریم به ۰/۰۲۵۵رسیده است. بنابراین، فرضیه اصلی این تحقیق که قدرت بازاری سیستم بانکی کشور بر اثر اعمال تحریم افزایش یافته است، مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. علت کاهش قدرت بازاری صنعت بانکداری در دوره دوم این است که همزمان با اعمال تحریم‌ها بانک‌های جدید زیادی وارد سیستم بانکی کشور شده و رفتار تبانی‌گری را کاهش داده است. همچنین یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که اثرات کاراییِ هزینه منفی و معنی‌دار است. یعنی بانک‌های فعال در صنعت تا حدودی از کارایی لازم برای کاهش هزینه‌ها برخوردار می‌باشند. این نتیجه مطابق با انتظار است. زیرا مجرای کارایی هزینه بیان می‌کند که اگر تمرکز در یک بازار بالا باشد، بنگاه‌هایی که قادر به کاهش هزینه هستند از کارایی بالاتری برخوردار می‌شوند و در موقعیت انحصاری قرار می‌گیرند. از این‌رو، انتظار بر این است که اثرات هزینه بر قیمت منفی و معنی‌دار باشد. البته با شروع تحریم‌های بانکی به دلیل افزایش نرخ حق بیمه تسهیلات، افزایش نرخ تنزیل اسناد

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

ایران در بانک‌های خارجی، افزایش کارمزدهای بانکی پرداختی در مراودات با بانک‌های خارجی، افزایش هزینه کارمزد گشایش اعتبارات اسنادی از اثرات منفی کارایی هزینه کاسته شده است؛ یعنی بانک‌های موجود در صنعت کارآمدی لازم جهت بهره‌برداری از صرفه‌های مقیاس را تا حدودی از دست داده‌اند. اثر کارایی هزینه طی دوره قبل از تحریم برابر با ۰/۲۰۳- و پس از اعمال تحریم‌های بانکی به ۰/۱۰۹-رسیده است. از این‌رو، با توجه به یافته‌های تحقیق پیشنهادهای زیر ارائه می‌شوند.

۱. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد، کشش قیمتی تقاضای تسهیلات بانکی برای کل دوره مورد مطالعه ۰/۴- بوده و اعمال تحریم‌های بانکی نیز از طریق ناکارآمد نمودن بازارهای جایگزین، موجب بی‌کشش‌تر شدن آن شده است. بی‌کشش‌تر شدن تقاضای تسهیلات منجر به افزایش قدرت بازاری صنعت بانکداری خواهد شد. بنابراین باید با تقویت بازارهای مالی جایگزین به افزایش کشش قیمتی تسهیلات کمک نمود و، از سوی دیگر، با رفع موانع ورود بانک‌های خارجی، پس از دوران تحریم، فضای رقابتی در صنعت بانکداری کشور حاکم نموده و از قدرت بازاری موجود در صنعت بکاهیم.

۲. براساس یافته‌های تحقیق، قدرمطلق کارایی هزینه پس از اعمال تحریم‌ها به دلیل افزایش هزینه‌ها با کاهش ۵۰ درصدی روبه‌رو بوده است. پس در چنین وضعیتی بر نظام بانکی فرض است که با بهبود در تخصیص منابع (نیروی کار، سرمایه و سپرده) امکان افزایش توانایی و کارآمدی نظام بانکی را فراهم آورد.

۳. براساس یافته‌های تحقیق، اثرخالص پس از اعمال تحریم از ۰/۱۵۱- به ۰/۰۸۹- رسیده است. یعنی رفاه اجتماعی به دلیل کاهش منافع حاصل از وجود کارایی هزینه بر اثر تحریم، کمتر شده است. پس به منظور افزایش سطح رفاه وام‌گیرندگان، نهادهای نظارتی چون بانک مرکزی و شورای رقابت با آزادسازی بازار بانکی و هدف قراردادن رفتار ذره‌ای[1] به عنوان یک هدف مطلوب درحوزه سیاست‌گذاری، بستر ارتقاء کارایی هزینه و رقابت در این عرصه را فراهم آورند، تا به‌تبع آن مسائل مربوط به تولید و اشتغال مرتفع گردد.

---

1. Atomistie Behaviour

رفتار ذره‌ای نشانگر فعالیت واحدهای تولیدی متعدد در یک صنعت است. طوری که اندازه بنگاه‌های فعال صنعت به قدری کوچک باشد که هیچ یک از آنها توانایی اعمال اثر در قیمت را نداشته و همه بنگاه‌ها گیرنده قیمت باشند. مطرح شدن رقابت کامل در ادبیات اقتصادی، اوج موفقیت نحله فکری نئوکلاسیک است. نظریه نئوکلاسیک رقابت کامل سه مفهوم مستقل بازار کامل، رفتارهای ذره‌ای و آزادی ورود و خروج را کنار هم قرار داد. در این مکتب، به جای توجه به اقتصاد در سطح کل، فرد و واحدهای تولیدی کانون توجه نهایی‌گرایان است (خداداد کاشی، ۱۳۸۸).

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

۴. به محققان پیشنهاد می‌گردد تا در تحقیقات آتی تأثیر قدرت بازاری صنعت بانکداری را بر متغیرهای کلان اقتصادی چون رشد اقتصادی و اثربخشی سیاست پولی مورد بررسی قرار دهند. شایان ذکر است که اثر قدرت بازاری صنعت بانکی بر اثربخشی سیاست‌های پولی را می‌توان از طریق کانال‌های مختلف، به ویژه کانال وام‌دهی مورد بررسی قرار داد.

منابع

احمدیان، اعظم (مهر ۱۳۹۳). "ارزیابی پویایی صنعت بانکداری ایران با تأکید بر رقابت‌پذیری". *یاداشت‌های سیاستی، پژوهشکده پولی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.*

احمدیان، مجید و متفکرآزاد، محمدعلی (۱۳۸۴)."بررسی عوامل مؤثر بر حاشیه سود در دو بازار انحصار چندگانه فروش کالای فرآوری شده و نهاده اصلی تولیدی". *جستارهای اقتصادی*. شماره ۴. صص ۳۰-۱۱.

ابونوری، اسمعیل و سامانی‌پور (۱۳۸۱). "برآورد پارامتریکی نسبت تمرکز صنایع درایران". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*. شماره ۲۲.

پناهی، حسین؛ امیدی‌نژاد، محمد و نوری، محمد (۱۳۹۰). "برآورد هزینه‌های اجتماعی قدرت بازاری بانک‌ها در سیستم بانکداری ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. سال ۲۳. شماره ۷۳. صص ۲۴-۷.

خدادادکاشی، فرهاد؛ شهیکی تاش، محمدنبی و نورانی آزاد، سمانه (۱۳۹۳). "ارزیابی مارک‌آپ، قدرت بازاری و کارایی هزینه در صنایع کارخانه‌ای ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصادی و کاربردی ایران*. سال سوم. شماره ۱۲. صص ۹۰-۵۹.

شهیکی‌تاش، محمدنبی و حجتی، حمید (۱۳۹۲). "سنجش کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری در صنایع منتخب ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی در ایران*. سال دوم. شماره ۶. صص ۱۰۳-۸۵

شهیکی‌تاش، محمدنبی؛ شیدایی، زهرا و شیوایی، الهام (۱۳۹۳). "قدرت بازاری و کارایی هزینه در صنعت بانکداری ایران". *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*. شماره ۱۶. صص ۱۵۷-۱۳۳.

شهیکی‌تاش، محمدنبی؛ قلی‌پور، اسمعیل و محمدزاده، اعظم (تابستان ۱۳۹۴). "بررسی ساختار بازار و قدرت بازاری صنایع غذایی و آشامیدنی براساس رویکرد برسناهان و لئو". *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی*. جلد ۲۹. شماره ۲. صص ۲۱۵-۲۰۴.

شهیکی‌تاش، محمدنبی و محمودپور،کامران (پاییز ۱۳۹۴). "ارزیابی ساختار بازار سپرده‌های بانکی در ایران". *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*. سال ۹. شماره ۳. صص ۸۱-۶۱.

علیجانی، فاطمه و صبوحی، محمود (۱۳۸۸). "اندازه‌گیری قدرت بازار و کارایی هزینهٔ تولید و توزیع گوشت گاو و گوساله در ایران". *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*. جلد ۱. شماره ۲. صص ۹۰-۷۷.

گزارش عملکرد سیستم بانکی طی سال‌های ۱۳۹۳- ۱۳۸۰.

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

Appelbaum, E. (1982). "The estimation of the degree of oligopoly power". *Journal of Econometric*. Vol.19. Issues. 2-3. Pp. 287-299.

Azzam, A. (1997). "Measuring market power and cost efficiency effect of industrial concentration". *Journal of Industrial Economics*. Vol. 45. No. 4. Pp. 377-386.

Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data*. Third edition. John Wiley & Sons. Ltd.

Boone, J. (2008). "A New Way of Measuring Competition". *The Economic Journal*. Vol. 118. Issue. 531. Pp. 1245-1261.

Bresnahan, T. F. (1982). "The oligopoly solution is identified". *Economic Letters*. Vol. 10. Issues 1-2. Pp. 87-92.

Christensen, L. R.; Jorgenson, D. W. and Lau, L. J. (1970). "Conjugate duality and transcendental logarithmic production function". *Econometrica*. Vol. 39. No. 2. Pp. 225-256.

Demsetz, H. (1973). "Industry structure, market power rivalry, and public policy". *Journal of law and Economics*. Vol. 16. No.1. pp. 1-10.

Diewert, W. E. and Wales, T. J. (1987). "Flexible functional forms and global curvature conditions". *Econometrica*. Vol. 55. No.1. pp. 43-68.

Iwata, G. (1974). "Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly". *Econometrica*. Vol. 42. No.5. pp. 947-966.

Khodadad, K. F.; Ahmadian, M.; Ranjbar, M. R.; Zibaei, M. and Ebrahimi, M. (2012). "Evaluating the market power in the automotive and textile industries of Iran". *Archive Des science*. Vol. 65. No.7. pp. 47-59.

Lopez, R.; Azzam, A. and Liron-Espana, C. (2002). "Market power and/or efficiency a structural approach". *Review of Industrial Organisation*. Vol. 20. No.2. pp. 115-126.

Lopez, R. A. and Liron-Espana, C. (2007). "Price and Cost Imperfect of concentration in food manufacturing revisited". *Journal of Agribusiness*. Vol. 23. No.1. pp. 41-55.

Mahathanaseth, I. and Tauer, L. W. (2012). "Market power versus cost efficiency in Thailand's banking sector in the post crisis period (1998-2011)" . *Journal of Asian Economics*. Vol. 23. Issue.5. pp. 499-506.

Mello, M. and Brandao, A. (1999). "Measuring the market power of the Portuguese milk industry". *International Journal of the Economics of Business*. Vol. 6. No. 2. pp. 209-222.

Mirzaa, F. M.; Berglandb, O. & Khatoona, I. (2016). "Measuring the degree of competition in Pakistan's banking industry: an empirical analysis". *Applied Economics*. SN003-6846 http://dx.doi.org / 10.1080/00036846.2016.1173177.

Muazu, A. U.; Mohamed, Z. A.; Shamsuddin, M. N. & Abdulatif, I. (2016). "Measuring Market Power in the Integrated Malaysian Poultry Industry: New Empirical Industrial Organization Approach". *Journal of Food Products Marketing*. Vol. 22. No. 4. Pp. 455-470.

Rogers, R. P. (1989). "The measurement of conjectural variations in an oligopoly industry". *Review of Industrial Organization*. Vol. 4. No. 1. Pp. 39-4.

Sckokai, P.; Soregaroli, C. and Moro, D. (2013). "Estimating Market Power by Retailers in a Dynamic Framework: the Italian PDO Cheese Market". *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 64. No.1. pp. 33–53.

Shahikitash, M. N. and Hodjaty, H. (2013). "Estimating the conjectural variation and market power in selected industries". *Economics*. Vol. 2. No. 1. Pp. 1-6.

Wiendiyati, Hanani, N.; Anindita, R. and Syafrial (2015). "Measuring the Degree of Market Power in Indonesian Beef Industry". *Advances in Environmental Biology*. Vol. 23. No. 9. Pp. 185-190.