فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال ششم، شماره‌ی ۲۴، زمستان ۱۳۹۶
صفحات: ۴۹-۷۳
DOI: 10.22084/aes.2017.2074

ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران براساس رویکرد تابع چند محصولی و الگوی اثرات چندسطحی*

کامران محمودپور[۱]
محمدنبی شهیکی‌تاش[۲*]
محمدحسن فطرس[۳*]

تاریخ دریافت:۱۳۹۵/۰۵/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۱/۲۶

چکیده

پژوهش جاری به‌دنبال مطالعه ساختار بازار متشکل پولی ایران براساس رویکرد تابع چند محصولی و الگوی اثرات مختلط/چند سطحی است، بخش نخست این مقاله با برآورد تابع هزینه چندمحصولی ترانسلوگ صرفه‌های ناشی از تنوع محصولات بانکی در بازار متشکل پولی ایران برآورد شده است. در بخش دوم مقاله، هدف اصلی پژوهش یعنی بررسی تأثیر صرفه‌های ناشی از تنوع اقتصادی بر ساختار بازار متشکل پولی کشور، شامل ۱۸ بانک فعال در بازه‌ی زمانی ۹۳-۱۳۸۷ مورد بررسی قرارگرفته است. برای ارزیابی رقابت در صنعت بانکداری ابتدا آماره پنراز و راس (یکی از معیارهای ارزیابی رقابت) برای دو حالت برآورد شده، حالت اول آماره پنراز و راس معمولی برآورد شده و سپس در حالت دوم با استفاده از نتایج الگوی اثرات مختلط/چند سطحی در راستای بررسی چگونگی افزایش قدرت بازاری هنگامی که ماهیت ارائه چند محصولی باشد آماره پنراز و راس تعمیم‌یافته برآورد شده است. تغییرات در آماره H پنراز و راس به‌دلیل وجود صرفه‌های ناشی از تنوع در صنعت بانکداری میزان تغییرات در قدرت انحصاری، بازار متشکل پولی کشور را نشان می‌دهد. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که با افزایش میزان تنوع محصول ارائه‌شده توسط بازار متشکل پولی کشور، میزان آماره H پنراز و راس کمتر شده و به طبع میزان قدرت انحصاری افزایش‌یافته است؛ بنابراین اندازه و مقیاس اقتصادی در صنعت بانکداری، افزایش قدرت بازاری را به همراه داشته است.

کلیدواژه‌ها: بازار متشکل پولی ایران، صرفه‌های ناشی از تنوع، الگوی اثرات مختلط /چند سطح، ساختار بازار، مدل پنراز و راس تعمیم یافت.

طبقه بندی JEL: L1, G21, F36.

۱. استادیار گروه اقتصاد، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران **Email:** kamran_mahmodpour@yahoo.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان (*نویسنده مسئول) **Email:** mohammad_tash@eco.usb.ac.ir
۳. استاد گروه اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا (*نویسنده مسئول) **Email:** fotros@basu.ac.ir

* این مقاله برگرفته از پایان‌نامه دکتری نفر اول مقاله تحت راهنمایی دکتر محمدنبی شهیکی‌تاش و دکتر محمدحسن فطرس می‌باشد.

۱. مقدمه

در اقتصاد ایران نظام بانکی همـواره حلقه‌ی اتصال، بـازار پـول و سایر بازارهـای حقیقی بوده است. بعد از ملی‌شدن و ادغام بانک‌ها، تعداد محدودی بانک، مجموعـه فعالیـت‌هـای بانکی را عرضه می‌کردند. این تمرکز باعث شد در سال‌های اخیر دو مجموعه سؤال در مقوله صنعت بانکداری کشور مطرح شود. اول: با توجه به مقیاس فعالیت بانک‌ها در اقتصاد ایران آیا صرفه‌های ناشی از تنوع اقتصادی در صـنعت بانکـداری به‌عنوان یـک مـانع ورود بـرای بانک‌های جدید است؟ دوم: آیـا فعالیـت بانک‌ها متنوع‌تر می‌شدند کارایی آنها بیشتر نمی‌شد؟ از سـوی دیگـر تنظـیم گـران بـانکی همـواره بـا ایـن سؤال روبـرو بوده‌اند کـه آیـا محدودیت‌های ورود، فعالیت و سایر مقررات تنظیمـی بـر ابعـاد و مقیـاس فعالیـت بانک‌ها، تأثیری بر فعالیت و کارایی آنها داشته است. با توجه به اهمیت این موضوع در ادبیات نظری و سیاست‌گذاری، مطالعه‌ی حاضر درصدد است با درک اهمیت شناخت صنعت بانکداری در اقتـصاد ایـران بررسی و آزمون تجربی وجود صرفه‌های اقتصادی در ابعاد و تنوع در فعالیت‌های بانکداری می‌پردازد (محمدی و طالبلو، ۱۳۸۹: ۲۶). بانک‌ها به‌عنوان مهم‌ترین بخش بازار متشکل پولی در پژوهش جاری موردمطالعه قرارگرفته‌اند حال آن بخش از فعالیت بانک‌ها که تأثیر فراوانی بر معیار رقابت میان این نهادهای مالی دارد در تنوع محصولات ارائه‌شده نهفته است. پاسخ به این پرسش اساسی که تنـوع محصولات بانک‌هـا چه تأثیری بر میزان توان رقابتی این نهاده‌های مالی خواهد داشت. هموار در اقتصاد پاسخ به این سؤال که آیا استراتژی تنوع در یک صنعت قدرت انحصاری ایجاد می‌کند؟ غالب فعالیت‌های صنعت را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد. این پژوهش به دنبال بررسی نقش تنوع محصولات بانکی بر میزان قدرت انحصاری صنعت بانکداری کشور است. رقابت میان بانک‌ها با حضور بانک‌های خصوصی به وسیله خصوصی‌سازی افزایش قابل‌توجه ای داشته است با وجود افزایش تعداد بانک‌ها تنوع محصول نقش کلیدی در سهم هر یک از این بانک‌ها به خود اختصاص می‌دهد. پس ازیک‌طرف افزایش قدرت رقابتی به دلیل حضور رقبای جدید (خصوصی‌سازی و حضور بانک‌های خصوصی) و از سوی دیگر افزایش قدرت بازاری و سهم بانک‌ها به دلیل تنوع محصولات ارائه شده ضرورت پژوهش جاری را ایجاد می‌کند. فضای رقابتی و تحلیل افزایش رفاه اجتماعی می‌تواند استدلال بسیاری از اقتصاددانان برای تشویق نهاد قانون‌گذاری در کشورها جهت افزایش رقابت باشد اما از سوی دیگر بحران مالی ناشی از پدیده هجوم بانکی[1] که ناشی از قدرت خلق پول توسط بانک‌ها است فرضیه رقیب برای افزایش تمرکز و کنترل هر چه بیشتر بر نهاده‌های مالی را به‌خصوص پس از بحران اخیر ۲۰۰۸ از سوی اقتصاددانان قابل توجیه کرده است هدف محوری پژوهش جاری اندازه‌گیری تأثیر تنوع محصول ارائه‌شده در بازار متشکل پولی بر میزان قدرت بازاری است. با توجه به نقش کلید بازار متشکل پولی در تأمین مالی پروژه‌ها و تأمین نقدینگی

1. Run Bank

تولید مطالعه جاری از اهمیت ویژه‌ای برخوردار کرده است. این پژوهش به دنبال شناخت هر چه بیشتر بازار متشکل بانکی می‌باشد و در این راستا به ارزیابی ساختار بازار متشکل بانکی ایران و سنجش ضریب قدرت انحصاری بر اساس رویکرد تابع چند محصولی می‌پردازد. پژوهش جاری نخستین مطالعه است که تأثیر صرفه ناشی از تنوع بر قدرت بازاری، بازار متشکل پولی تاکنون در کشور را مورد بررسی قرار داده است بر این اساس در راستای پاسخ به این سؤال پنج بخش تدوین‌شده است. در بخش دوم ادبیات تحقیق بررسی‌شده است. در بخش سوم مبانی نظری مدل ساختار بازار متشکل با رویکرد چند محصولی و کاربرد تجربی آن در بازار متشکل بانکی ایران بررسی‌شده است. در بخش چهارم به توصیف داده‌ها و تخمین روش مورداستفاده شده می‌پردازیم و نتایج تخمین برای بازار متشکل بانکی برای بانک‌های فعال در بازار متشکل را به دست می‌آوریم. در بخش پنجم، به خلاصه و نتیجه‌گیری اختصاص می‌دهیم.

۲. ادبیات تحقیق

سابقه و پیش‌زمینه‌های پژوهشی پایه بـرای اندازه‌گیری رقابت به دو جریان عمـده ساختاری و غیر ساختاری تقسیم می‌شـود. مباحث ساختاری، الگوهای ساختار – رفتار – عملکرد[1] (SCP)، فرضیه کارایی[2] و شماری دیگـر از الگوهای رسمی که ریشه در تئوری سازمان صنعتی دارند را شامل می‌شود. رویکرد ساختاری الگوهای SCP و فرضیه کارایی، به ترتیب به این پرسش‌ها می‌پردازند که آیا تمرکز بالای بازار، به دلیل رفتار دسیـسه‌آمیز بین بانک‌های بزرگ‌تر (که بزرگ بودن بانک از کارایی بالا در بازار نتیجه می‌شود) است. یا اینکه، آیا رقابت بازار در نتیجه بالا بردن کارایی به‌وسیله بانک‌های بزرگ به وجود آمـده است. در کاربرد تجربی این مدل‌ها ساختار بازار به‌مثابه متغیرهای درون‌زا موردبحث قرار گرفته است. این مسئله به فرمول‌بندی جدید آزمون‌های تجربی منجر شد که تلاش بر این داشت، یک چهارچوب تئوریکی رسمی برای سؤال‌های ساختاری باشد. دیدگاه سنتی در مورد رقابت به وجود بنگاه‌های بیشتر نسبت داده‌شده است که وجود بنگاه‌های بیشتر با تفاوت قیمتی ناچیزتر، نشان‌دهنده رقابت بیشتر و کاهش تعداد بنگاه‌ها و افزایش فاصله میان قیمت و هزینه نهایی بیانگر رقابت کمتر است. این نگرش از نظریات کلاسیک، پارادایم ساختار– رفتار– عملکرد را به وجود آورد که فرض می‌کند یک رابطه علی بین ساختار بازار و نحوه قیمت‌گذاری و قدرت بازاری، برقرار است؛ یعنی تعداد زیاد بنگاه‌ها به‌نوعی از رقابت قیمتی می‌انجامد که درجه قدرت بازاری را حداقل می‌کند. بانکداری جهانی در طی چند دهه‌ی اخیر با تغییرات زیادی مواجه شده است، رشد چشمگیر در ابداعات و نوآوری‌های مالی و مقررات زدایی وسیع در این بخش منجر به افزایش تمرکز بانکداری

1. Structure-Conduct-Performance
2. Performace hypothesis

و ایجاد بانک‌های بین‌المللی در مقیاس وسیع شده است (بیکر و هاف، ۲۰۰۲: ۲۱۹۴). این نکته جالب است که ادبیات تئوری و کاربردی توجه اندکی به تأثیر رقابت در بین بانک‌های بین‌المللی داشته است. این بانک‌های بزرگ به‌عنوان مؤسسات ارائه‌دهنده خدمات مالی و بیمه‌ای با همان ساختار رقابتی می‌توانند تعریف شوند (فریکس و همکاران[1]، ۲۰۰۷: ۴۸۵). ماهیت ساختار چند محصولی به مؤسسات مالی این امکان را می‌دهد که از صرفه‌های ناشی از مقیاس و تنوع استفاده نمایند. علاوه بر این فرصت‌های بیشتری را برای تسهیم ریسک با قرار دادن دامنه وسیع از خدمات و بسته‌های مالی برای این مؤسسات ایجاد می‌شود. درواقع این مؤسسات مالی عظیم و فعالیت‌های چند محصولی یک از ویژگی‌های بخش بانکداری در دهه‌های اخیر بوده که پس از بحران مالی ۲۰۰۸ توجه کارشناس را به خود جلب کرده است (لوین[2]، ۲۰۱۲: ۴۵). برخی از مطالعات در ادبیات تحقیق کارایی هزینه میان بانک‌های بین‌المللی و بانک‌های دولتی در مقابل بانک‌های تجاری را موردبررسی قرار داده‌اند. آلن و رای[3] (۱۹۹۶)، صرفه‌های ناشی از مقیاس و تنوع را برای بانک‌ها و مؤسسات مالی عظیم با در نظر گرفتن بانک‌های دولتی (در حالت دیگری هم بدون در نظر گرفتن این بانک‌ها) برآورد کردند. واندرونت[4] (۲۰۰۲)، بررسی تجربی کارایی سود و هزینه بانک‌ها و مؤسسات مالی عظیم اروپا را با در نظر گرفتن بانک‌های دولتی، موردمطالعه قرارداد. بااین‌حال، می‌توان به تنها پژوهشی که توسط برگر و کیم[5] (۱۹۹۸)، در زمینه کارایی فعالیت‌های چند محصولی انجام‌شده اشاره نمود. برگر و کیم به‌طور همزمان رفتار بانک‌های عامل را در بخش شرکت‌های بزرگ و وام‌های بانکی خرده‌فروشی مورد تجزیه‌وتحلیل قراردادند. نتایج عدم تقارن در اندازه رقابت را نشان می‌دهد که ممکن است با ویژگی‌های مصرف‌کنندگان در هر یک از این بخش‌ها ارتباط داشته باشد. مقاله کیم و برگر هرچند از اهمیت خاصی برخوردار بوده و یک رابطه توصیفی را موردمطالعه قرار می‌دهد ولی ارتباط ممکن میان فعالیت‌های چند محصولی در بانک‌های بین‌المللی و رقابت موردبررسی قرار نمی‌دهد. پژوهش جاری به دنبال پر کردن خلأ تئوریکی میان فعالیت‌های چند محصولی در بانکداری بین‌المللی و سنجش قدرت رقابت به‌صورت تئوری و تجربی است؛ که با کمک این مطالعه اثرات ساختار چند محصولی بر الگوی رقابت در صنعت بانکداری مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. هزینه‌های عملیاتی بانکداری چند محصولی الزاماً کمتر از بانک‌های تخصصی باشد درصورتی‌که ادغام (هزینه مشترک خدمات ارائه‌شده) برای تحقق هم‌افزایی عملیاتی (صرفه‌های ناشی از تنوع خدمات ارائه‌شده) در این فعالیت کارا باشد. علاوه بر این، بانک‌های بزرگ بین‌المللی ممکن است در صورت وجود مزیت‌های اطلاعاتی دیگری

1. Freixas, Lóránth and Morrison
2. Levine
3. Allen and Rai
4. Vander Vennet
5. Berger and Kim

مثل تولید چند محصول که سرریز مثبت تولیدی[1] در خدمات بانکداری سنتی (غیر سنتی) ایجاد شده، در نتیجه عملکرد برتری از خود نشان دهند؛ زیرا این بانک‌های عظیم، تغییرات چشمگیری در ساختار هزینه بانک می‌توانند ایجاد نمایند که ممکن است تأثیرات مهمی بر اندازه رقابت در صنعت بانکداری داشته باشد. پژوهش جاری به دنبال بررسی ساختار بازار متشکل پولی با رویکرد چند محصولی است به عبارتی بانک‌های که علاوه بر ارائه محصولات کلاسیک بانکی (به‌عنوان‌مثال وام‌ها و اعتبارات بانکی) به ارائه محصولات غیرکلاسیک (اوراق قرضه، خدمات کارگزاری، بیمه و لیزینک) می‌پردازند ساختار بازار این دسته از بانک‌های فعال در بازار در مقایسه باحالتی که تنها بانک ارائه‌دهنده‌ی خدمات تخصصی و کلاسیک است مورد ارزیابی قرار خواهند گرفت. بانک‌های بین‌المللی که به‌صورت مشترک محصولات کلاسیک و غیر کلاسیک ارائه می‌دهند از صرفه‌های ناشی از تنوع بهره‌مند خواهند شد و این مهم در مقایسه باحالتی که بانک‌ها به‌صورت جداگانه و تخصصی محصول خاصی ارائه می‌دهند از کارایی بیشتر برخوردار هستند. هنگامی‌که نهاده‌هایی مثل نیروی کار، تکنولوژی و فناوری در ارائه چند محصول مشترک سهیم می‌شوند به‌عنوان منبع اصلی در صرفه‌جویی هزینه‌ها در نظر گرفته می‌شوند. تحقیقات واندر ونت (۲۰۰۲)، نشان می‌دهد، بانک‌هایی که از تنوع محصولات برای ارائه به مشتریان برخوردار هستند در مقایسه با بانک‌هایی که به‌صورت تخصصی فعالیت می‌کنند از سطح کارایی درآمدی و هزینه‌ای بیشتری برخوردار هستند. واندر ونت نشان داد صرفه‌های ناشی از تنوع در بانک‌های بین‌المللی یکی از اصلی‌ترین نیروی‌های بهبود تخصیص در اندازه کارایی هزینه‌ها به شمار می‌آید. پژوهش جاری با توسعه مدل پنراز و راس (۱۹۸۷) و استخراج مدل نظری که به‌آسانی رفتار و حرکت بانکداری چند محصولی که از صرفه‌های ناشی از تنوع در ارائه خدمات کلاسیک و غیر کلاسیک استفاده کرده نشان می‌دهد. پنراز و راس (۱۹۸۷) یک مدلی ارائه کردند که تمایز میان مدل رقابت کامل، رقابت انحصاری و انحصار کامل را نشان می‌دهد. روش آزمون پنراز و راس در ادبیات اقتصادی به دلیل نیاز به داده‌ها و اطلاعات اندک رایج و پرکاربرد شده و در اکثر تحقیقات کاربردی از این روش استفاده می‌کنند. اندازه رقابت بازار را می‌تواند با استفاده محدودیت‌هایی ساده‌ای بر مقدار کشش قیمتی در معادله درآمد استنباط نمود.

پنراز و راس (۱۹۸۷) نشان دادند که چگونه تغییرات در قیمت نهاده‌ها بر درآمد اثرگذار بوده و این تغییرات، قدرت بازاری را در صنعت بانکداری تحت تأثیر قرار می‌دهد. آماره H پنراز و راس که از مجمع کشش‌های درآمدی به نسبت قیمت نهاده‌ها به دست می‌آید و سطح رقابت را در صنعت موردمطالعه نشان می‌دهد. آماره H در وضعیت انحصار کامل کمتر یا برابر صفر خواهد بود زیرا همیشه بنگاه در بخش پر کشش منحنی تقاضا تولید خواهد کرد و از طرف دیگر، در تعادل رقابت

1. produce positive spillover

کامل این بدین معنی است که آماره H برابر یک خواهد بود. یک افزایش در قیمت نهاده منجر به افزایش نسبی در هزینه نهایی و درآمد نهایی در این بخش خواهد شد. درنهایت، مقدار متوسط آماره H بین صفر و یک، نوعی از رقابت انحصاری را نشان می‌دهد. ابتدا با تعمیم مدل پنراز و راس (۱۹۸۷)، در مورد بانکداری چند محصولی و با در نظر گرفتن صرفه‌های ناشی از تنوع آماره H تعمیم‌یافته را برای مدل جدید محاسبه می‌شود. سپس چگونگی تأثیر صرفه‌های ناشی از تنوع بر بانکداری چند محصولی نشان داده می‌شود و تأثیر این فرآیند بر آماره H تعمیم‌یافته مورد بررسی قرار می‌گیرد. این فرآیند نشان می‌دهد که هرچقدر صرفه‌های ناشی از تنوع در بانکداری چندمحصولی بیشتر باشد آماره پنراز و راس تعمیم‌یافته کمتر خواهد بود. این ارتباط موجود به دلیل استفاده بانکداری چند محصول از صرفه‌های ناشی از تنوع در ارائه خدمات کلاسیک و غیر کلاسیک به مشتریانش هست. صرفه‌های ناشی از تنوع هزینه نهایی ارائه هر خدمات از سوی بانک کاهش می‌دهد بنابراین افزایش شکاف میان قیمت–هزینه[1] در بازار متشکل پولی منجر می‌شود. در نتیجه بانکی که از صرفه‌های ناشی از تنوع بهره‌مند می‌شود، مارک آپ بزرگ‌تری در مقایسه با بانکی که تنها ارائه‌دهنده‌ی محصولات کلاسیک، برخوردار هستند. نجارزاده و همکاران (۱۳۹۱)، در پژوهشی به ارزیابی رقابت‌پذیری بازار بانکی ایران با استفاده از مدل پنراز و روس پرداختند. مطالعه آن‌ها برای بازه زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۸ بود و از داده‌های ترکیبی مقطعی–سری‌های زمانی همه بانک‌هایی که حداقل چهار سال سابقه فعالیت داشته بودند، در آن استفاده کردند. آن‌ها مدل تجربی و متغیرهای معرفی‌شده توسط بیکر و همکاران (۲۰۰۷) را در بررسی خود بکار بردند نتایج برآورد مدل آن‌ها نشان می‌دهد که درجه رقابت‌پذیری بازار بانکی کشور در دوره موردبررسی به‌طور میانگین ۰,۴۴ بوده است که نشانگر وجود رقابت انحصاری در بازار بانکی کشور است.

خداداد کاشی و جعفری لیلاب (۱۳۹۱)، در پژوهشی ساختار بازار در صنعت بانکداری ایران بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۵ را موردبررسی قراردادند. آن‌ها بیان کردند تمرکز یکی از ابعاد مهم ساختار بازار می‌باشد و نشان می‌دهد که ساختار بازار چقدر از وضعیت رقابتی دور یا به آن نزدیک می‌باشد نتیجه کلی آن‌ها به این صورت شد که اگرچه درجه تمرکز در طول سال‌های بررسی‌شده در صنعت بانکداری ایران کاهش‌یافته است، اما همچنان درجه بالایی از آن را شاهد هستیم در ادامه در جدول ۱ مطالعات انجام‌شده بر اساس مدل پنراز–راس و اثر مقیاس اقتصادی در صنعت بانکداری نشان داده شده است.

1. mark-up

جدول ۱: مطالعات انجام‌شده براساس مدل پنراز-راس و اثر مقیاس اقتصادی در صنعت بانکداری

محققین	دوره	کشور مورد بررسی	نتایج
شافر (۱۹۸۲)	۱۹۷۹	نیویورک	رقابت انحصاری
لیلوید و ویلیامز (۱۹۹۱)	۱۹۸۸-۱۹۸۶	ژاپن	انحصاری
مولینکس و همکاران (۱۹۹۴)	۱۹۸۹-۱۹۸۶	فرانسه، آلمان، ایتالیا، اسپانیا و انگلستان	رقابت انحصاری
وسالا (۱۹۹۵)	۱۹۹۲-۱۹۸۵	فنلاند	انحصاری برای دو سال و در بقیه سال‌ها، رقابت انحصاری
کوکورسه (۱۹۹۸)	۱۹۹۶-۱۹۸۸	ایتالیا	رقابت انحصاری
ریم (۱۹۹۹)	۱۹۹۴-۱۹۸۷	سویس	رقابت انحصاری
بیکر و گرنولد (۲۰۰۰)	۱۹۸۹-۱۹۸۶	۱۵ کشور اروپایی	رقابت انحصاری
همپل (۲۰۰۰)	۱۹۹۸-۱۹۹۳	آلمان	رقابت انحصاری
کلایسنس و لاوین (۲۰۰۴)	۲۰۰۱-۱۹۹۴	۵۰ کشور	رقابت انحصاری ، گرایش به رقابت در کشورهای بیشتر پیشرفته شدیدتر بوده است
جوزف ملنر و همکارانش (۲۰۰۷)	۲۰۰۷-۱۹۹۸	مجارستان	به بررسی سطح رقابت در بازار وام و اعتبارات داخلی و بازارهای سپرده به کمک مدل‌های گسسته پرداختند
بیکر و همکارانش (۲۰۰۹)	۲۰۰۴-۱۹۸۶	انگلستان	به بررسی اثرات مقیاس در تابع هزینه و تعادل رقابتی پرداختند
بیکر، شفرد و همکارانش (۲۰۱۰)	۲۰۰۴-۱۹۹۴	بیش از ۱۰۰ هزار بانک موردمطالعه قرار گرفت	یافته‌های پژوهش نشان داده که نه معادله قیمتی و نه تابع درآمدی با مقیاس کوچک معیار قابل قبولی برای انداز گیری رفتار رقابتی نمی‌باشند
آلوارز و همکارانش (۲۰۱۴)	۲۰۱۱-۱۹۹۵	امریکا	به بررسی چگونگی تصمیمات بنگاه‌های چند محصولی که با هزینه ثابت روبرو هستند
باربوسا و همکاران (۲۰۱۶)	۲۰۱۳-۲۰۰۰	برزیل	با تعمیم مدل پنراز و راس در مورد یک موسسه بانکداری چند محصولی، با رویکرد داده‌های فصلی
گودارد و ویلسون (۲۰۰۹)	۲۰۰۴-۱۹۹۴	۲۵ کشور	رقابت انحصاری
لیاوین (۲۰۱۰)	۲۰۰۶-۱۹۹۴	۷ کشور آسیای شرقی	رقابت انحصاری
ساتیکوراس و کوتسومانولی (۲۰۱۰)	۲۰۰۸-۱۹۹۸	۲۵ کشور	رقابت انحصاری
میتو و همکاران (۲۰۱۲)	۲۰۰۹-۱۹۸۴	بریتانیا	رقابت انحصاری

منبع: پژوهش جاری

پرتال جامع علوم انسانی

۳. مبانی نظری

پژوهش حاضر به دنبال کامل نمودن شکاف موجود در ادبیات صنعت بانکداری ایران، ناشی از عدم توجه به تأثیر صرفه‌های ناشی از تنوع اقتصادی بر اندازه رقابت در صنعت مذکور می‌باشد بنابراین تعمیم مدل پنراز و راس در ارتباط با حضور تنوع محصول و خدمات ارائه شده بخش اول مدل پژوهش حاضر را به خود اختصاص می‌دهد. سپس با استخراج آماره H پنراز و راس از مدل تعمیم‌یافته، به این مهم دست خواهیم یافت که آماره H برای رویکرد چند محصولی استخراج‌شده

است. در بخش پایانی می‌توان نشان داد که با افزایش صرفه ناشی از تنوع اقتصادی، آماره H پنراز و راس کاهش می‌یابد.

بانکی را در نظر بگیریم که با شیب منفی توابع تقاضا برای محصول کلاسیک (وام‌ها و کارت‌های اعتباری) ($q_c(p_c)$) و غیرکلاسیک (خدمات کارگزاری، بیمه و اوراق سرمایه‌ای) ($q_0(p_0)$) روبرو است. توابع تقاضای این بانک به ترتیب در زیر نشان داده خواهد شد: $q_c(p_c)$ و $q_0(p_0)$ که قیمت p_i به مقدار محصول q_i مرتبط است، برای i=c,o. کشش تقاضای بانک در بازار برای محصولات بانکی کلاسیک و سایر محصولات بانکی غیرکلاسیک به‌ترتیب $e = \frac{\partial q_0}{\partial p_0}\frac{p_0}{q_0}$ و $e = \frac{\partial q_c}{\partial p_c}\frac{p_c}{q_c}$ بدست می‌آید. همچنین بانک با تابع هزینه به‌صورت: $C(q_c, q_0; w_1, w_2, \gamma)$ مواجه است. برای سادگی فرض می‌کنیم که بانک تنها از دو نهاد (نیروی کار و سرمایه) با قیمت‌های w_1, w_2 برای تولید محصولاتش استفاده می‌کند همچنین فرض می‌شود که تابع هزینه محدب است و به‌صورت پیوست مشتق درجه دوم در نقاط (q_0 و q_c) وجود دارد. ۱) $\frac{\partial c_{(0)}}{\partial q_i} \geq 0$، ۲) $\left[\frac{\delta^2 C}{\delta q_i^2}\right] \geq 0$ و $\frac{\delta^2 C}{\delta q_c^2}\frac{\delta^2 C}{\delta q_0^2} - \left[\frac{\delta^2 C}{\delta q_c q_0}\right] \geq 0$،

نکته مهم وابستگی تابع هزینه به پارامتر γ است. پارامتر مذکور مقیاس و اندازه اقتصادی، برای بانک‌ها با محصولات کلاسیک و غیر کلاسیک را نشان می‌دهد. در ادامه جزئیات اینکه، چگونه اندازه و مقیاس اقتصادی با بانکداری چند محصولی ظهور پیدا می‌کند و همچنین نقش پارامتر γ در تکنولوژی بانکداری چند محصولی به چه صورت خواهد بود توضیح داده می‌شود. تکنولوژی بانکی، مقیاس و اندازه تولید اقتصادی را میان محصولات بانکی کلاسیک و غیر کلاسیک را نشان می‌دهد. بنابراین فرض می‌کنیم که برای تابع هزینه رابطه $\frac{\delta^2 C}{\delta q_c q_0} \leq 0$ برقرار است. این شرط نشان می‌دهد افزایش q_c کاهش در هزینه نهایی تولید q_0 در بر خواهد داشت البته معکوس این حالت نیز صحیح می‌باشد. این عبارت به‌عنوان شرط مکملی ضعیف هزینه تعریف می‌شود و نشان می‌دهد که اندازه و مقیاس اقتصادی در بانکداری چند محصولی کارایی بیشتری نسبت به بانک‌هایی که به‌صورت تخصصی فعالیت می‌کنند ایجاد می‌نماید. برای سادگی فرض می‌شود، تکنولوژی بانکی یا همان اندازه و مقیاس تولید، ثابت فرض می‌شود. فرض مذکور به صورت رابطه $\frac{\delta^2 C}{\delta q_c q_0} = -\gamma, \gamma \geq 0$ نشان داد شده است. به کمک این فرض می‌توانیم اثر تغییر اندازه و مقیاس اقتصادی بر آماره H پنراز و روس به دست آوریم. با توجه به توضیحات داده‌شده می‌توان تابع سود را به‌صورت زیر استخراج نمود:

$$\begin{aligned} \pi &= \pi(q_0, q_1; w_1, w_2, \gamma) \\ &= p_c(q_c) + p_0(q_0) - C(q_0, q_1; w_1, w_2, \gamma) \end{aligned} \qquad (۱)$$

دو عبارت اول به‌ترتیب درآمد محصولات کلاسیک و غیرکلاسیک می‌باشند و عبارت سوم کل هزینه تولید این محصولات است. نکته قابل‌توجه اینکه اندازه و مقیاس اقتصادی میان محصولات کلاسیک و غیرکلاسیک توسط پارامتر در γ معادله (۱) ارائه می‌شود. تابع سود بانک، از طریق تابع هزینه بانکی با رویکرد چندمحصولی ارائه شده است.

متغیرهای تصمیم‌گیری بانک q_c (مقدار تولیدات بانکی کلاسیک) و q_0 (مقدار تولیدات غیر کلاسیک) و بانک با انتخاب میان مقادیر q_c و q_0 تابع سود که در معادله (۱) نشان داده‌شده را حداکثر خواهد کرد شرط مرتبه اول برای حداکثرسازی سود بانک برابر است با:

$$\frac{\delta\Pi}{\delta q_0} = p_0\left[\frac{e_0-1}{e_0}\right]-\left[\frac{\delta C}{\delta q_0}\right]=0$$
$$\frac{\delta\Pi}{\delta q_C} = p_C\left[\frac{e_C-1}{e_C}\right]-\left[\frac{\delta C}{\delta q_C}\right]=0 \qquad (۲)$$

شرط مرتبه دوم برای تابع سود بانک به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\frac{\delta^2\Pi}{\delta q_c^2} = \frac{p_c}{q_c}\left[\frac{1-e_c}{e_c}\right]+\frac{p_c}{e_c^2}\frac{\delta e_c}{q_c^2}\le 0 \qquad (۳)$$

$$\left[-\frac{p_c}{q_c}\left[\frac{e_c-1}{e_c^2}\right]+\frac{p_c}{e_c^2}\frac{\delta e_c}{q_c^2}-\frac{\delta^2 C}{\delta q_c^2}\right]\left[-\frac{p_0}{q_0}\left[\frac{e_0-1}{e_0^2}\right]+\frac{p_0}{e_0^2}\frac{\delta e_0}{q_0^2}-\frac{\delta^2 C}{\delta q_0^2}\right]-\left[\frac{\delta^2 C}{\delta q_c q_0}\right]^2\ge 0 \qquad (۴)$$

سمت چپ معادله (۴) مشتق جزئی مرتبه دوم تابع سود بیان‌شده در معادله (۱) است که همان ماتریس هشین است. کشش تقاضا در هر دو بازار ثابت است ($\frac{\partial e_i}{\partial q_i}$=۰) و تابع هزینه بانک به‌صورت خطی می باشد.

($\frac{\partial^2 C(_0)}{\partial q_i}=0$) اگر تغییرات تکنولوژی بانکی ثابت فرض شود مقیاس اقتصادی به صورت $(-\gamma)=\frac{\partial^2 C}{\partial q_0 q_c}^*$، با جایگزینی مشتق متقابل مرتبه دوم به‌وسیله γ^2 در عبارت اخیر معادله (۴) داریم، پس از معرفی فروض جدید معادلات (۳) و (۴) را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\frac{\delta^2\Pi}{\delta q_c^2} = \frac{p_c}{q_c}\left[\frac{1-e_c}{e_c^2}\right]\le 0 \qquad (۵)$$

$$\frac{p_c p_0}{q_c q_0}\left[\frac{e_c-1}{e_c^2}\right]\left[\frac{e_0-1}{e_0^2}\right]-\gamma^2\ge 0 \qquad (۶)$$

معادلات (۵) و (۶) نشان می‌دهند که کشش هر دو محصول ارائه‌شده بزرگ‌تر یا مساوی یک می‌باشد. این رویکرد بدین معنی است که بانک چند محصولی با شیب منفی منحنی تابع تقاضا برای محصولات q_oو q_c روبه‌رو است و همواره در ناحیه با کشش محنی تقاضا تولید خواهد کرد. برای سادگی علائم مورد استفاده در متن پژوهش از این بخش به بعد سمت چپ معادله (۷) که مشخص‌کننده ماتریس هشین تابع سود معادله (۱) است با علامت D نشان داده می‌شود:

$$D=\frac{p_c p_0}{q_c q_0}\left[\frac{e_c-1}{e_c^2}\right]\left[\frac{e_0-1}{e_0^2}\right] \qquad (۷)$$

معادلات (۲) و (۳) به‌صورت ضمنی تابع عرضه بهینه کلاسیک و غیرکلاسیک (q^*_0 و q^*_c) برای محصولات بانکی را نشان می‌دهد. محصولات بانکی تابعی از متغیرهای برونزای، قیمت‌های نهادی w_1 و w_2 و پارامتر اندازه و مقیاس اقتصادی γ می‌باشند که در بخش بعدی چگونگی تغییرات تابع عرضه بانکداری برای محصولات کلاسیک و غیرکلاسیک در اثر تغییر متغیرهای برونزا توضیح داده می‌شود.

شایان‌ذکر است که در تابع سود به‌ترتیب $q^*_{c=}(q_c, w_1, w_2, \gamma)$ و $q^*_{0=}(q_0, w_1, w_2, \gamma)$ توابع عرضه محصولات بانکی کلاسیک و غیر کلاسیک می‌باشد درصورتی‌که تغییرات تکنولوژی ثابت فرض شود صرفه‌های ناشی از تنوع به‌صورت رابطه $\frac{\partial^2 C^*}{\partial q_0 q_c}=(-\gamma)$، با فرض ثابت بودن کشش تقاضا در هر دو بازار ($\frac{\partial e_i}{\partial q_i}$=0) و تابع هزینه خطی برای بانک ($\frac{\partial^2 C_{(0)}}{\partial q_i}=0$) قابل برآورد است ازآنجایی‌که عرضه بهینه محصولات بانکی کلاسیک و غیر کلاسیک با تغییر قیمت نهاده‌های w_1 و w_2 با لحاظ نمودن صرفه‌های ناشی از تنوع γ به‌صورت روابط زیر تغییر می‌کند[۱].

$$\frac{\partial q_i}{\partial w_1}=\frac{1}{D}\left[\frac{p_j}{q_j}\left(\frac{1-e_j}{e_j^2}\right)\right]\frac{\partial^2 C(0)}{\partial q_i \partial w_1}-\gamma\frac{\partial^2 C(0)}{\partial q_i \partial w_1}=0 \qquad (۸)$$

$$\frac{\partial q_i}{\partial w_2}=\frac{1}{D}\left[\frac{p_j}{q_j}\left(\frac{1-e_j}{e_j^2}\right)\right]\frac{\partial^2 C(0)}{\partial q_i \partial w_2}-\gamma\frac{\partial^2 C(0)}{\partial q_i \partial w_2}=0 \qquad (۹)$$

$$\frac{\partial q_i}{\partial \gamma}=\frac{1}{D}\left[\frac{p_j}{q_j}\left(\frac{1-e_j}{e_j^2}\right)\right]\frac{\partial^2 C(0)}{\partial q_i \partial \gamma}-\gamma\frac{\partial^2 C(0)}{\partial q_i \partial \gamma}=0 \qquad (۱۰)$$

روابط (۸) تا (۱۰) نشان می‌دهند که با تغییرات قیمت نهاده‌های w_1 و w_2 همراه با مقیاس اقتصادی (γ) تابع عرضه بهینه بانکداری چند محصولی تغییر خواهد کرد. روابط فوق مهم‌ترین بخش برای اندازه‌گیری معیار رقابت (آماره H) در بانکداری چند محصولی با استفاده از روش پنراز- روس

۱. اثبات کامل روابط ۷ تا ۹ در پژوهش باربوسا و همکاران (۲۰۱۶)

است. معادلات فوق همچنین برای ارزیابی اثر انداز و مقیاس اقتصادی بر آماره H از اهمیت ویژه ای برخوردار است. اگر ما فـرض کنیم که پارامتر انـدازه و مقیاس اقتصادی هزینه نهـــایی را کاهش می‌دهد ($\frac{\delta^2 C}{\delta q_c \delta \gamma} \leq 0$)، در این صورت عرضه بهینه محصولات بانکی کلاسیک و غیرکلاسیک با افزایش مقیاس اقتصادی افزایش خواهد یافت($\frac{\delta C}{\delta \gamma} \geq 0$).

۳-۱. مقیاس اقتصادی و آماره H پنراز- روس در بازار محصولات بانکی

پنراز–روس آزمون تجربی را که تفاوت میان رقابت کامل، رقابت انحصاری و انحصار را مشخص می‌نمود با استفاده از داده‌ها و اطلاعات بانکی را ارائه نمودند. همچنین پنراز–روس آماره H را با استفاده از مجموع کشش‌های درآمدی نسبت به قیمت نهادها استخراج نمودند. به کمک آماره H تا حدودی امکان بررسی تغییرات قیمت نهاده‌ها در تعادل یا درآمدهای خاص بانک قابل‌تشخیص خواهد شد. در زمینه مدل ارائه‌شده در بخش قبلی آماره H بانک چند محصولی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H = \frac{W_1}{R(W_1,W_2)} \frac{\delta R(W_1,W_2)}{\delta W_1} + \frac{W_2}{R(W_1,W_2)} \frac{\delta R(W_1,W_2)}{\delta W_2} \qquad (۱۱)$$

در اینجا $R(W_1,W_2,\gamma) = p_C q_c + p_0 q_0$ کل درآمد بانک با تولید چند محصولی است و تابع عـرضه کلاسیک و غیر کلاسیک بانک‌ها به ترتیب $q_c = q(W_1,W_2,\gamma)$ و $q_0 = q(W_1,W_2,\gamma)$ می‌باشد. این عبارت‌های به‌صورت ضمنی در معادلات (۲) و (۳) تعریف می‌شوند همچنین در نظر داشته باشید که:

$$\frac{\delta R(W_1,W_2)}{\delta W_i} = \frac{\delta R(_0)}{\delta q_c} \frac{\delta q_c}{\delta w_i} + \frac{\delta R(_0)}{\delta q_0} \frac{\delta q_0}{\delta w_i} \qquad (۱۲)$$

با استفاده از روابط (۱۱) و (۱۲) آماره H بانکداری چند محصولی به‌صورت زیر استخراج می‌گردد:

$$H = \theta H_C + (1-\theta) H_0 \qquad (۱۳)$$

در اینجا $\theta = \frac{p_c q_c}{p_c q_c + p_0 q_0}$ تابعی از درآمد محصولات کلاسیک است همچنین معادله (۱۳) نشان می‌دهد آماره H بانکداری چند محصولی برابر است با مجموع آماره H برای همه محصولات که به‌وسیله سهم هر محصول در درآمد کل بانک محاسبه می‌شود. ازآنجایی‌که پژوهش حاضر به دنبال بررسی رقابت چند محصولی در صنعت بانکداری با لحاظ نمودن اثر مقیاس می‌باشد. میزان اثرگذاری صرفه‌های ناشی از تنوع در ارائه محصولات متنوع بر معیار سنجش رقابت در صنعت بانکداری با

استفاده از آماره H پنراز و راس قابل‌اندازه‌گیری است که H_C مقدار آماره پنرازو راس برای ارائه محصولات کلاسیک خواهد بود و میزان آماره H_C به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H_c = \frac{\delta R(_0)}{\delta q_c}\left[\frac{W_1}{R_c}\frac{\delta q_c(_0)}{\delta w_1} + \frac{W_2}{R_c}\frac{\delta q_c(_0)}{\delta w_2}\right] \qquad (۱۴)$$

اینجا رابطه $R_c = p_c q_c$ درآمد کل محصولات بانکداری کلاسیک است. و آماره H برای بانکی خواهد بود که فقط محصول کلاسیک ارائه می‌نماید و در این حالت مقیاس اقتصادی یا همان پارامتر (۷) برابر صفر ارزیابی می‌شود. در صورت جایگزین کردن $\frac{\delta q_c}{\delta w_1}$ و $\frac{\delta q_c}{\delta w_2}$ در معادله ۱۴ آنگاه خواهیم داشت:

$$H_c = \frac{\delta R_c(_0)}{\delta q_c}\frac{W_1}{R_c}\left[\frac{1}{D}\left[\frac{p_c}{q_0}\left(\frac{1-e_0}{e_0^2}\right)\frac{\delta^2 c(_0)}{\delta q_c \delta w_1} - \gamma\frac{\delta^2 c(_0)}{\delta q_0 \delta w_1}\right]\right] + \frac{\delta R_c(_0)}{\delta q_c}\frac{W_2}{R_c}\left[\frac{1}{D}\left[\frac{p_c}{q_0}\left(\frac{1-e_0}{e_0^2}\right)\frac{\delta^2 c(_0)}{\delta q_c \delta w_2} - \gamma\frac{\delta^2 c(_0)}{\delta q_0 \delta w_2}\right]\right] \qquad (۱۵)$$

دسته‌بندی عبارت‌های رایج و فاکتورگیری نسبت به $\frac{1}{D}\frac{\delta R_c(_0)}{\delta q_c}$ از معادله (۱۵) به صورت زیر می‌توان آماره H برای محصولات بانکی کلاسیک در بازار را به دست آورد:

$$H_c = \frac{1}{DR_c}\frac{\delta R_c(_0)}{\delta q_c}\left[\left[\frac{p_c}{q_0}\left(\frac{1-e_0}{e_0^2}\right)\left[w_1\frac{\delta^2 c(_0)}{\delta q_c \delta w_1} + w_2\frac{\delta^2 c(_0)}{\delta q_c \delta w_2}\right]\right] - \gamma\left[w_1\frac{\delta^2 c(_0)}{\delta q_c \delta w_1} + w_2\frac{\delta^2 c(_0)}{\delta q_c \delta w_2}\right]\right] \qquad (۱۶)$$

برای رسیدن به نتیجه موردنظر فرض می‌کنیم که بانک چند محصولی برای نهادهای (X_1, X_2) قیمت پذیر است و تابع هزینه به صورت $C(q_0, q_1; w_1, w_2)$ تعریف می‌شود بر این اساس داریم:

$$C(q_c, q_0; w_1, w_2) = \min w_1 x_1 + w_2 x_2 \qquad (۱۷)$$

$$(q_0, q_C; w_1, w_2)\ \epsilon\ Y$$

در اینجا y مجموعه تولید می‌باشد. سپس:

$$\left[w_1\frac{\delta^2 c(_0)}{\delta q_c \delta w_1} + w_2\frac{\delta^2 c(_0)}{\delta q_c \delta w_2}\right] = \frac{\delta R_i(_0)}{\delta q_i} \qquad (۱۸)$$

اگر رابطه (۱۸) را در رابطه (۱۶) جایگذاری نماییم آنگاه داریم:

$$H_c = \frac{1}{DR_c}\frac{\delta R_c(0)}{\delta q_c}\left[\frac{p_c}{q_0}\left(\frac{1-e_0}{e_0^2}\right)\frac{\delta R_c(0)}{\delta q_c} - \gamma\frac{\delta R_0(0)}{\delta q_0}\right] \quad (۱۹)$$

از معادلات (۲)، (۳) و شرط مرتبه اول خواهیم داشت $\frac{\delta R_c(0)}{\delta q_i} = p_i\left[\frac{e_i - 1}{e_i}\right]$ با جایگذاری این عبارت در معادله (۶) خواهیم داشت:

$$H_c = \frac{1}{D}\left[\frac{p_c}{q_0}\frac{p_0}{q_0}\frac{(1-e_0)^2}{e_0^2}\frac{(1-e_0)}{e_0^2} + \gamma\frac{p_0}{q_c}\frac{(e_0-1)}{e_0}\frac{(e_0-1)}{e}\right] \quad (۲۰)$$

ازآنجاکه پژوهش حاضر به دنبال نشان دادن اثر مقیاس اقتصادی بر آماره H پنراز و راس بانکداری چند محصولی در بازار نسبت به محصولات بانکی کلاسیک است، بنابراین چگونگی اثر گزاری تغییر پارامتر γ بر آماره H_C از اهمیت ویژه‌ی برخوردار است. فرایند محاسبه مشتق H_C به ترتیب باوجود پارامتر γ ساده نخواهد بود. همچنین طبق رابطه (۱۰) آماره H_C به صورت مستقیم به پارامتر γ و به صورت غیرمستقیم به p_c، q_c، p_O، q_O و D بستگی دارد. که در نهایتاً می‌توان نشان داد آماره H_C باوجود پارامتر γ کاهش می‌یابد.

همچنین با فرض ثابت بودن کشش تقاضا در هر دو بازار ($\frac{\partial e_i}{\partial q_i}$ =۰) و تابع هزینه خطی برای بانک ($\frac{\partial^2 C(0)}{\partial q_i} = 0$) سپس خواهیم داشت:

$$\frac{dH_c(\gamma)}{d\gamma}\Big|_{\gamma=0} = -\frac{q_c}{p_c}e_c e_0 \prec 0 \quad (۲۱)$$

اگر اندازه و مقیاس پارامتر γ هزینه نهایی را کاهش دهد $\frac{\delta^2 C(0)}{\delta q_i \delta\gamma} \leq 0$ سپس خواهیم داشت:

$$\frac{dH_c(\gamma)}{d\gamma} \leq 0, \forall\gamma \quad (۲۲)$$

معادله (۲۱) نشان می‌دهد که اگر آماره H پنراز–روس برای محصولات کلاسیک در مقایسه با مقدار متناظر آماره H چند محصولی باید بیشتر باشد. همچنین معادله ۲۲ در نشان می‌دهد که هرچقدر صرفه‌های ناشی از تنوع در صنعت بانکداری با ارائه محصولات متنوع (چند محصولی) بیشتر باشد مقدار آماره پنرازو راس تعمیم یافته H کمتر خواهد بود. این نتیجه به دلیل وجود صرفه‌های ناشی از تنوع در صنعت بانکداری با عـرضه محصولات کلاسیک و غیرکلاسیک محتمل است. صرفه‌های ناشی از تنوع هزینه نهایی بانک را کاهش می‌دهد این موجب افزایش شکاف میان قیمت– هزینه در صنعت بانکـداری چند محصولی خـواهد شد. در نتیجه بانک چند محصولی با مارک– آپ

بیشتری نسبت به بانکی که تنها یک محصول خاص را ارائه می‌دهد مواجه است. در ادامه به مدل تجربی آماره پنراز-راس تعمیم یافته با در نظر گرفتن رویکرد چند محصولی آشنا خواهید شد. با تعمیم مدل پنراز و راس(۱۹۸۷)، برای بانکداری چند محصولی با در نظر گرفتن صرفه‌های ناشی از تنوع و آماره H پنراز و راس چند محصولی، چگونگی نحوی تأثیر صرفه‌های ناشی از تنوع در بانکداری چند محصولی بر آماره H در بازاری برای محصولات کلاسیک بانکی نشان داده شد. هنگامی‌که بانک‌ها از صرفه‌های ناشی از تنوع بیشتر در فعالیت‌های خود استفاده نمایند از آماره H پنراز و راس کمتری برخوردار خواهند شد. در این بخش تکنیک اقتصادسنجی برای برآورد آماره H تعمیم یافته ناشی از فعالیت چند محصولی توضیح داده خواهد شد. یکی از فروض مهم این پژوهش وجود صرفه‌های ناشی از تنوع در فعالیت‌های بانکداری است. ارائه یک مدل اقتصادسنجی که امکان برآورد تأثیر صرفه‌های ناشی از تنوع در صنعت بانکداری چندمحصولی بر میزان قدرت رقابت را مشخص نماید لازم می‌باشد. سپس تصریح مدل اقتصادسنجی برای کاربرد تجربی و تئوری مدل ارائه‌شده در بخش قبل معرفی می‌گردد. الن و رای (۱۹۹۶)، و واندرونت (۲۰۰۲)، از تابع ترانسلوگ برای برآورد تابع هزینه چند محصولی (دو محصول کلاسیک و غیرکلاسیک ارائه می‌داد) استفاده کردند. از مزیت‌های شناخت شده این تابع، شکل انعطاف‌پذیر آن می‌باشد. بنابراین صرفه‌های ناشی از تنوع با استفاده تابع هزینه ترانسوگ، قابل‌محاسبه خواهد بود. تصریح اقتصادسنجی تابع هزینه ترانسوگ به‌صورت زیر خواهد بود:

$$
\begin{aligned}
Ln\, TC_{bt}(q_{cbt}, q_{obt}; w_{1bt}, w_{2bt}) &= \alpha_0 + \sum_{i=c,o} ln(q_{ibt}) + \sum_{i=1,2} ln(w_{ibt}) \\
&+ \frac{1}{2}\sum_{i=c,o}\sum_{j=c,o} \alpha_{ij} ln(q_{ibt})\, ln(q_{jbt}) \\
&+ \frac{1}{2}\sum_{i=c,o}\sum_{j=c,o} \delta_{ij}\, ln(w_{ibt})\, l\, n(w_{jbt}) \\
&+ \frac{1}{2}\sum_{i=c,o}\sum_{j=c,o} \rho_{ij}\, ln(q_{ibt})\, l\, n(w_{jbt}) + \mu_b + €_t + v_{bt}
\end{aligned}
\qquad (۲۳)
$$

در معادله فوق $TC_{bt}(.)$ هزینه کل بانک b در دوره زمانی t است. q_{ibt} میزان کل درآمد حاصل از ارائه خدمات کلاسیک(سنتی) را نشان می‌دهد. q_{obt} کل درآمد حاصل از ارائه خدمات غیرکلاسیک را نشان می‌دهد. w_{1bt} و w_{2bt} قیمت نهاده‌های مورد استفاده بانک در فرآیند ارائه خدمات می‌باشد. v_{bt} , $€_t$, μ_b به‌ترتیب اثرات ثابت زمان، نوفه سفید و اثرات ثابت مقاطع(بانک‌ها)

می‌باشند. این تصریح مدل، اندازه صرفه‌های ناشی از تنوع در فعالیت‌های چند محصولی به کمک رابطه زیر قابل‌محاسبه خواهد شد.

$$\text{scope}_{bt} = \left[\frac{TC_{bt}(q_{cbt}, 0; w_{1bt}, w_{2bt}) + TC_{bt}(0, q_{obt}; w_{1bt}, w_{2bt}) - TC_{bt}(q_{cbt}, q_{obt}; w_{1bt}, w_{2bt})}{TC_{bt}(q_{cbt}, q_{obt}; w_{1bt}, w_{2bt})}\right] \quad (۲۴)$$

در معادله فوق $TC_{bt}(.)$ در طی برآورد مدل اقتصادسنجی (تابع ترانسلوگ چند محصولی) تعیین می‌شود. همچنین این فرض ضمنی که بانکی که تنها یک محصول ارائه می‌دهد صرفه ناشی از تنوع در این بانک برابر صفر خواهد بود. بامول در سال ۱۹۸۲ نشان داد که شرط کافی برای صرفه‌های ناشی از تنوع وجود مکملی هزینه ضعیف بین نهاده‌های مورداستفاده می‌باشد. مطابق یافته‌های بامول، مکملی هزینه ضعیف[1] بدین معنی است که هزینه تولید یک محصول در نتیجه افزایش تولید محصول دیگر کاهش خواهد یافت. مکملی هزینه ضعیف به صورت رابطه زیر قابل‌مشاهده است: $\frac{\delta^2 C}{\delta q_c \delta q_0} \leq 0$

فرض واقعی در ارتباط با صرفه‌های ناشی از تنوع در بخش قبلی به صورت فرض وارد تصریح مدل گردید. شرط مکملی هزینه ضعیف و برآورد صرفه‌های ناشی از تنوع به کمک رابطه ۲۴ امکان‌پذیر خواهد بود.

۴. داده‌ها و تخمین مدل

در این بخش به ارزیابی تجربی مدل ساختار بازار متشکل پولی ایران براساس رویکرد تابع چند محصولی و الگوی اثرات چند سطحی در بازار سپرده ایران پرداخته می‌شود. در این تحقیق از اطلاعات آماری هیجده بانک فعال در بازار متشکل پولی استفاده شده است[2] و داده‌های آن از گزارش عملکرد بانکداری ایران در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۹۳ استخراج شده است. در مراحل اولیه برآورد مدل ابتدا نیاز است که تابع هزینه ترانسلوگ چند محصولی برای بازار متشکل پولی ایران برآورد شود با برآورد تابع هزینه چند محصولی ترانسلوگ صرفه‌های ناشی از تنوع محصولات بانکی در بازار متشکل پولی ایران محاسبه خواهد شد. فرم تابع ترانسوگ یکی از توابع رایج در برآورد کارایی بانک‌ها در ادبیات تجربی می‌باشد از مزیت‌های شناخت شده شکل انعطاف‌پذیر و کارایی این تابع است. بنابراین صرفه‌های ناشی از تنوع با استفاده معادله ترانسوگ تابع هزینه، قابل استنباط خواهد بود. به عبارت ساده‌تر تابع ترانسلوگ برای استخراج اساسی‌ترین متغیر مدل که همان صرفه ناشی از تنوع است مورداستفاده قرار می‌گیرد در معادله (۲۳)، $\boldsymbol{TC_{bt}}(.)$ هزینه کل ۱۸ بانک در طی دوره زمانی ۹۳-۱۳۸۷ است. $\boldsymbol{q_{ibt}}$ میزان کل درآمد حاصل از ارائه خدمات متداول را نشان می‌دهد. $\boldsymbol{q_{obt}}$ درآمد

1. Weak cost complementarities

۲. سایر بانک‌ها به‌دلیل نوظهور بودن و عدم دسترسی به داده‌های آن‌ها، در مدل گنجانده نشده‌اند.

حاصل از ارائه سایر خدمات متنوع (بیمه، لیزینگ، صرافی و کارگزاری) را نشان می‌دهد. W_{1bt} و W_{2bt} قیمت نهاده‌های مورداستفاده بانک در فرآیند ارائه خدمات می‌باشد. نتایج بر آورده‌های آماری با توجه به آزمون‌های تشخیصی مدل در بخش قبل در جدول ۲ برای تابع هزینه چند محصولی برای بازار متشکل پولی ایران در بازده زمانی ۹۳-۱۳۸۷ قابل‌مشاهده است.

جدول ۲: نتایج حاصل از برازش تابع هزینه ترانسلوگ چند محصولی بازار متشکل پولی ایران

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	احتمال
مقدار عرض از مبدأ	C	۱۴/۰۱	۰/۰۰۰۰
لگاریتم درآمد حاصل از تسهیلات اعطایی	Ln(RC)	−۰/۳۵	۰/۰۰۰۲
لگاریتم درآمد غیر مشاع و سود سرمایه‌گذاری‌ها	Ln(RO)	−۰/۵۷	۰/۰۰۰۰
لگاریتم قیمت سرمایه	Ln (cost of capital)	−۰/۳۷	۰/۰۰۰۰
لگاریتم قیمت نیروی کار	Ln (wage)	۰/۳۰	۰/۰۱۵۶
مجذور لگاریتم درآمد مشاع	$Ln(RC)^2$	۰/۰۴	۰/۰۳۴۱
اثرات متقابل درامدها(شرط مکملی)	Ln(RC) ×Ln(RO)	−۰/۰۶	۰/۰۷۲۱
مجذور لگاریتم درآمد غیر مشاع	$Ln(RO)^2$	۰/۰۶۸	۰/۰۰۵۲
مجذور لگاریتم قیمت سرمایه	$Ln\ (cost\ of\ capital)^2$	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰۰
اثرات متقابل هزینه‌ها	Ln (cost of capital) × Ln (wage)	−۰/۰۲	۰/۰۵۳۳
مجذور لگاریتم نیروی کار	$Ln\ (wage)^2$	۰/۰۱۱	۰/۲۴۷۱
اثرات متقابل درآمد مشاع بر قیمت نیروی کار	Ln(RC) ×Ln (wage)	۰/۰۳۸	۰/۰۲۷۸
اثرات متقابل درآمد مشاع بر قیمت سرمایه	Ln(RC) × Ln (cost of capital)	۰/۰۳۸	۰/۰۰۰۰
اثرات متقابل درآمد غیر مشاع بر قیمت نیروی کار	Ln(RO) ×Ln (wage)	۰/۰۵۸	۰/۰۰۴۸
اثرات متقابل درآمد غیر مشاع بر قیمت سرمایه	Ln(RO) × Ln (cost of capital)	۰/۰۰۱	۰/۵۹۰
ضریب تعیین (۰/۹۵)	ضریب تعیین تعدیل‌شده (۰/۸۸)		
آماره هاسمن (۴/۳۹)	معنی‌داری (P-Value) (۰/۰۰۰۰)		

منبع: پژوهش جاری

برآورد تابع ترانسلوگ چندمحصولی برای هزینه‌های کل ۱۸ بانک موردمطالعه در بازده ۹۳-۱۳۸۷ با در نظر گرفتن درآمد سرمایه‌گذاری‌های(درامد مشاع) بانک به‌عنوان درامد غیر مشاع در جدول ۱ قابل‌مشاهده است. از فرم تابع ترانسلوگ مشخص می‌شود که مجذور متغیرهای مدل به همراه اثرات متقاطع آن‌ها در برآورد آماری استفاده می‌شود تمام متغیرهای دیگر شکل فرم مجذور متغیرهای استفاده‌شده و اثرات متقاطع آن‌ها می‌باشد البته میزان ضریب تعیین و آماره دوربین واتسون در بازده قابل قبولی برای داده‌های تابلویی قرار دارد به عبارتی تحقیقات مشابه توابع هزینه چند محصولی در فرم ترانسلوگ نتایج مشابه را به دست آورده‌اند بااین‌وجود ضریب به‌دست‌آمده در متغیر اثرات متقاطع درآمد حاصل از تسهیلات اعطایی و درآمد غیر مشاع و سود سرمایه‌گذاری‌ها شرط مکملی هزینه را

تأمین می‌کند با توجه به ضریب منفی برآورد شده در اثرات متقابل درامدها(شرط مکملی) تأمین‌شده است. باموِل در سال ۱۹۸۲ نشان داد که شرط کافی برای صرفه‌های ناشی از تنوع وجود مکملی هزینه ضعیف بین نهاده‌های مورداستفاده می‌باشد. مطابق یافته‌های باموِل، مکملی هزینه ضعیف بدین معنی است که هزینه تولید یک محصول درنتیجه افزایش تولید محصول دیگر کاهش خواهد یافت. مکملی هزینه ضعیف به‌صورت رابطه زیر قابل‌مشاهده است $\frac{\delta^2 \ln C}{\delta \ln q_c \delta \ln q_0} \leq 0$ فرض واقعی در ارتباط با صرفه‌های ناشی از تنوع در بخش قبلی به‌صورت فرض وارد تصریح مدل گردید. هدف پژوهش حاضر به دست آورده توزیع صرفه‌های ناشی از تنوع در صنعت بانکداری با استفاده از برآورده های آماری تابع هزینه چندمحصولی است. با این تصریح مدل، اندازه صرفه‌های ناشی از تنوع در فعالیت‌های چند محصولی به کمک رابطه ۲۴ قابل‌محاسبه خواهد شد. این فرض ضمنی که بانکی که تنها یک محصول ارائه می‌دهد صرفه ناشی از تنوع در این بانک برابر صفر خواهد بود. باموِل در سال ۱۹۸۲ نشان داد که شرط کافی برای صرفه‌های ناشی از تنوع وجود مکملی هزینه ضعیف بین نهاده‌های مورد استفاده است. مطابق یافته‌های باموِل، مکملی هزینه ضعیف بدین معنی است که هزینه تولید یک محصول درنتیجه افزایش تولید محصول دیگر کاهش خواهد یافت. مکملی هزینه ضعیف به‌صورت رابطه $\frac{\delta^2 \ln C}{\delta \ln q_c \delta \ln q_0} \leq 0$ قابل‌مشاهده است فرض واقعی در ارتباط باصرفه های ناشی از تنوع در بخش قبلی به‌صورت فرض وارد تصریح مدل گردید. شرط مکملی هزینه ضعیف و برآورد صرفه‌های ناشی از تنوع را امکان‌پذیر خواهد نمود. با استفاده از برآورد مدل اقتصادسنجی نتایج به‌دست‌آمده از تابع ترانسلوگ چند محصولی برای برآورد صرفه‌های ناشی از تنوع کاربردی خاص در این پژوهش خواهد داشت. نتایج محاسبات صرفه‌های ناشی از تنوع برای بانک‌های دولتی- تخصصی در جدول ۳ نشان داده شد است.

جدول ۳: روند متغیر صرفه‌های ناشی از تنوع در بانک‌های دولتی- تخصصی

	سال ۸۷	سال ۸۸	سال ۸۹	سال ۹۰	سال ۹۱	سال ۹۲	سال ۹۳
پست‌بانک	۱.۱۷۹۲۲	۱.۱۹۰۳۹	۱.۱۶۰۴۴	۱.۱۳۴۱۱	۱.۱۲۶۴۳	۱.۱۱۱۴۷	۱.۰۹۳۸۶
توسعه صادرات	۱.۲۱۸۰۷	۱.۲۰۳۲۴	۱.۱۵۰۳۳	۱.۱۴۲۲۱	۱.۱۴۳۹۱	۱.۱۰۷۵۶	۱.۰۹۹۳۷
صنعت و معدن	۱.۱۸۵۷۴	۱.۱۳۱۹۳	۱.۰۶۳۹۲	۱.۰۳۰۲۲	۱.۰۳۳۸۷	۰.۹۷۱۰۷۴	۰.۹۷۶۳۲
کشاورزی	۰.۹۸۱۴۱	۰.۹۵۸۷۷۸	۰.۹۳۴۰۴۹	۰.۹۲۵۵۷	۰.۹۱۶۹۸۹	۰.۸۲۹۸۵۱	۰.۷۹۷۸۱
مسکن	۰.۹۱۸۷۸۷	۰.۹۴۸۰۲	۰.۹۰۵۰۹۵	۰.۸۳۳۶۶۲	۰.۸۰۲۸۷۴	۰.۸۲۸۷۴۲	۰.۸۱۷۳۹۵

منبع: یافته‌های تحقیق

روند موردبررسی در پنج بانک دولتی- تخصصی موردمطالعه در طی بازده زمانی ۹۳-۱۳۸۷ تا حدودی داری یک‌روند منظم و کاهشی در طول زمان است و این مهم با توجه به تسهیلات تکلیفی و

فعالیت در یک حوزه تخصصی و دستوری قابل پیش‌بینی است. نتایج محاسبات صرفه‌های ناشی از تنوع برای بانک‌های دولتی- تجاری در جدول ۴ نشان داده شد است.

جدول ۴: روند متغیر صرفه‌های ناشی از تنوع در بانک‌های دولتی تجاری

	سال ۸۷	سال ۸۸	سال۸۹	سال ۹۰	سال ۹۱	سال ۹۲	سال ۹۳
ملی	۰.۸۳۵۸	۰.۸۴۵۹۸۴	۰.۸۰۳۴۳۹	۰.۸۳۱۳۹۶	۰.۷۳۳۹۴	۰.۷۵۵۲۹۴	۰.۷۹۴۳۷۵
سپه	۰.۹۴۳۴۸۵	۰.۹۵۱۴۳۹	۰.۹۵۹۲۵۵	۰.۹۰۷۷۲	۰.۸۷۸۱۶۷	۰.۸۶۵۵۶	۰.۸۴۶۲۹
رفاه	۱.۲۳۱۶۷	۱.۱۳۲۰۱	۱.۱۲۰۳۹	۱.۰۹۹۳۶	۱.۰۰۴۸۹	۱.۰۵۶۰۸	۰.۹۱۹۹۳۱

منبع: یافته‌های تحقیق

روند مورد بررسی در سه بانک دولتی- تجاری موردمطالعه در طی بازده زمانی ۹۳-۱۳۸۷ تا حدودی داری یک‌روند منظم و کاهشی در طول زمان است البته این روند از شیب ملایم‌تر نسبت به بانک‌های تخصصی-دولتی برخوردار است به عبارتی تمایز فعالیت در یک حوزه تخصصی شاید دلیل روند بانک‌های تخصصی- دولتی باشد و این مهم با توجه به تسهیلات تکلیفی در بانک‌های دولتی- تجاری قابل پیش‌بینی و توضیح است. نتایج محاسبات صرفه‌های ناشی از تنوع برای بانک‌های خصوصی- تجاری در جدول ۵ نشان داده شد است.

جدول ۵: روند متغیر صرفه‌های ناشی از تنوع در بانک‌های خصوصی- تجاری

	سال ۸۷	سال ۸۸	سال۸۹	سال ۹۰	سال ۹۱	سال ۹۲	سال ۹۳
اقتصاد نوین	۱.۰۹۷۰۷	۱.۱۵۲۹۷	۱.۲۳۰۴۶	۱.۳۱۲۷۸	۱.۱۷۸۵۸	۱.۰۸۵۵۵	۱.۰۹۷۴۸
پارسیان	۱.۰۳۳۹۶	۱.۰۶۵۶۷	۱.۰۲۴۶	۰.۹۷۳۷۵	۰.۹۶۹۰۷۷	۱.۱۳۰۴۱	۱.۰۴۸۶۶
پاسارگاد	۱.۱۳۲۱۷	۱.۱۲۵۲۹	۱.۱۰۸۲۵	۱.۰۵۶۵۲	۱.۰۰۸۶۸	۰.۹۷۰۱۳۸	۰.۹۳۷۹۲۶
تجارت	۰.۸۰۱۵۵	۰.۸۵۵۴۷۹	۰.۹۲۱۵۷۷	۰.۸۹۴۵۴۶	۰.۸۹۹۱۲	۰.۸۹۷۷۲۴	۰.۹۰۵۲۴۲
سامان	۱.۲۱۷۶۸	۱.۱۱۹۶۶	۱.۰۷۹۴۹	۱.۰۲۸۰۸	۱.۰۱۷۷۷	۰.۹۸۵۶۴۷	۰.۹۸۶۴۳۴
سینا	۱.۲۸۸۳۸	۱.۲۶۳۴۶	۱.۱۴۷۸۱	۱.۱۸۰۹۹	۱.۶۹۲۶۲	۱.۳۲۴۹۷	۱.۳۴۰۰۷
سرمایه	۱.۱۷۷۴۱	۱.۱۳۹۲	۱.۱۶۱۱۱	۱.۱۴۳۰۹	۱.۰۱۱۳۸	۰.۹۷۷۴۵۴	۰.۹۵۱۵۰۲
صادرات	۰.۷۷۷۶۲۷	۰.۸۰۱۹۳۴	۰.۸۳۱۶۲۲	۰.۸۵۲۳۱۸	۰.۸۰۹۴۴۹	۰.۸۷۵۹۷۸	۰.۸۷۳۹۷۳
کارآفرین	۱.۲۳۱۱۱	۱.۲۱۶۸۶	۱.۴۶۴۹۱	۱.۳۳۱۴۹	۱.۳۴۰۸	۱.۲۵۹۱	۱.۱۸۸۳۱
ملت	۰.۷۰۶۵۰۸	۰.۷۳۳۸۰۷	۰.۷۸۸۹۹۵	۰.۸۱۸۴۷۴	۰.۸۵۲۶۶۲	۰.۸۸۰۸۹۲	۰.۸۷۵۷۱۷

منبع: یافته‌های تحقیق

روند مورد بررسی در ۱۰ بانک خصوصی- تجاری موردمطالعه در طی بازده زمانی ۹۳-۱۳۸۷ تا حدودی داری یک‌روند منظم در طول زمان است البته این روند از شیب ملایم‌تر نسبت به بانک‌های تخصصی - دولتی و دولتی - تجاری برخوردار است به عبارتی تمایز فعالیت در یک حوزه تخصصی بانک‌های تخصصی- دولتی و این مهم با عدم وجود تسهیلات تکلیفی در بانک‌های خصوصی-تجاری قابل پیش‌بینی و توضیح است. به‌عبارتی صرفه‌های ناشی از تنوع در بانک‌های خصوصی-تجاری بیشتر از بانک‌های دولتی(تخصصی و تجاری) نمود پیدا کرده و بانک‌های

خصوصی در پی افزایش تنوع و صرفه‌های ناشی از تنوع هستند. تغییر در قدرت بازاری ناشی از فعالیت بانکداری چند محصولی با استفاده از رویکرد تجربی پیشنهاد شده توسط پنراز و راس برآورد خواهد شد. ابتدا معادله درآمدی، واسطه‌گری مالی که به‌عنوان تابع از قیمت نهاده واسطه‌گری مالی است برآورد خواهد شد و میزان آماره H پنراز و راس به همراه تغییر این آماره به علت به وجود آمد صرفه‌های ناشی از تنوع (به‌علت تکنولوژی بانکداری چند محصولی) به‌دست خواهد آمد. یعنی ΔH_c میزان آماره پنراز و راس تعمیم یافته برای بانکداری چند محصولی را محاسبه می‌کند. در این بخش لازم است برای ۱۸ بانک مورد مطالعه برحسب نوع فعالیت و نوع مالکیت که در بخش قبلی اطلاعات بانک‌ها دسته‌بندی شده است. ۹ بانک خصوصی تجاری، ۵ بانک دولتی تخصصی و ۳ بانک دولتی تجاری در این بخش مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌گیرد دسته‌بندی برحسب نوع فعالیت و نوع مالکیت در برآوردهای اقتصادسنجی مطالعه جاری نقشی کلید را ایفا می‌کند که از این پس این متغیر را با نماد jام معادله درآمد توسط رابطه جبری زیر قابل برآورد است:

$$\ln(\mathrm{RT_{jit}}) = \alpha + \ln(\mathrm{w_{jit}})'\beta + \ln(\mathrm{w_{jit}}) \times \mathrm{Scope_{jit}}\theta + MSH_{\mathrm{jit}}\theta + \mathrm{Z_{jit}}\theta + \mu_{\mathrm{ji}} + \delta_{\mathrm{jit}} + \varepsilon_{\mathrm{jit}} \qquad (۲۵)$$

$ln(RT_{jit})$ کل درآمد واسطه‌گری مالی، بانک i ام با نوع فعالیتjام در زمان t امام‌است. w_{it} بردار مربوط به قیمت‌های نهاده بانک i ام با نوع فعالیتjام در زمان t امام‌است، MSH_{jit} اندازه بانک i با نوع فعالیتjام در دوره زمانی t، $Scope_{jit}$ صرفه‌های ناشی از تنوع که با استفاده از رابطه ۲۴ قابل‌محاسبه است. در ادامه بردارهای $Z_{jit}\theta$, μ_{jit}, δ_{jit} که متغیرهای کنترلی مدل را تشکیل می‌دهند. ε_{jit} نوفه سفید معادله (۲۵) است که به‌ترتیب اثرات ثابت زمان، نوفه سفید و اثرات ثابت مقاطع(بانک‌ها) می‌باشند در این پژوهش، از الگوی اثرات مختلط/چند سطحی استفاده می‌شود بدین طریق که در سطح اول متغیرهای اثرگذار (اندازه بانک، کیفیت دارایی‌ها، ریسک توأم با فعالیت‌های بانک) وارد شود و در سطح بالاتر (سطح دوم)، جنس فعالیت بانک با لحاظ نوع مالکیت موردنظر قرار گیرد. به‌این‌ترتیب، نتایج برآوردها حاوی جمع اثرات مستقیم ناشی از متغیرهای توضیحی و آثار غیرمستقیم لایه دوم خواهد بود. دراین‌ارتباط می‌توان رابطه (۲۶) را به‌عنوان الگوی مورداستفاده در نظر گرفت:

$$I_{ijt} = W_{it} + X_{ijt} + Z_{ijt}^{(1)}U_{it}^{(1)} + Z_{ijt}^{(2)}U_{ijt}^{(2)} + E_{ij} \quad \forall: i = 1, \dots, M \quad j = 1, \dots, M_i$$
$$u^{(1)} \sim N\left(0, \sum 1\right) \quad u^{(2)} \sim N\left(0, \sum 2\right) \quad E \sim N(0, \sigma_E^2 I) \qquad (۲۶)$$

در تشریح این مدل، باید به دو نکته توجه داشت: اول توزیع I_{it} که به‌صورت نرمال منقطع در سطح (W_{it}) به‌صورت $N(X_{it}\delta, \sigma_E^2 I)$ قرار دارد. لـــذا، متغیر تصـادفی W_{it} در الـگو اضافه می‌شود

و مـبین سطح منقطع شـدن تابع توزیع نرمال با میـانگین صفر واریانس σ_E^2 است به‌نحوی‌که، $W_{it} \geq -X_{it}\delta$ باشد. نکته دوم، تعداد سطوح موردنظر در الگو بازمی‌گردد. در این قسمت، الگو با افزودن $Z_{it}^{(1)}$ به‌صورت مختلط/دوسطحی تبدیل‌شده است. به‌طور دقیق‌تر، $Z_{ijt}^{(1)}U_{it}^{(1)} + Z_{ijt}^{(2)}U_{ijt}^{(2)}$ (ماتریس اثرات تصادفی) یک ماتریس $n_{it} \times q_1$ در بردار اثرات تصادفی سطح اول $(u_{it}^{(1)})$ و $Z_{it}^{(2)}$ یک ماتریس $n_{it} \times q_2$ در بردارنده اثرات تصادفی سطح دوم$(u_{it}^{(2)})$ است. همچنین $\sum$ مبین ماتریس واریانس – کوواریانس Z است. در تشریح سایر متغیرها باید به‌عنوان داشت I_{ij} (ناکارایی فنی به تفکیک بانک‌ها)، X_{ij} (متغیرهای توضیحی) و E_{ij} (پسماند الگو) هر یک دارای n_{ij} ردیف هستند. در این بخش مدل اقتصادسنجی که امکان برآورد تغییرات در آماره H_c به‌علت صرفه‌های ناشی از تنوع که در صنعت بانکداری چند محصولی پدیدار می‌شود را مورد بررسی قرار می‌دهیم که با استفاده از تکنیک اشاره شده امکان برآورد تغییرات در آماره H به وجود می‌آید. دگریز[1] و همکاران (۲۰۰۹)، برای اولین بار از این رویکرد استفاده نمودند. در ادامه تغییر در قدرت بازاری ناشی از فعالیت بانکداری چند محصولی با استفاده از رویکرد تجربی پیشنهاد شده توسط پنراز و راس برآورد خواهد شد. ابتدا معادله درآمدی، واسطه‌گری مالی که به‌عنوان تابعی از قیمت نهاده واسطه‌گری مالی است برآورد خواهد شد و میزان آماره H پنراز و راس به همراه تغییر این آماره به‌علت به وجود آمد صرفه‌های ناشی از تنوع (به‌علت تکنولوژی بانکداری چند محصولی) به‌دست خواهد آمد. یعنی ΔH_c میزان آماره پنراز و راس تعمیم یافته برای بانکداری چند محصولی را ارائه می‌کند.

معادله درآمد توسط رابطه جبری زیر قابل برآورد است:

$$ln(RT_{it}) = \alpha + ln(w_{it})'\beta + ln(w_{it}) \times Scope_{it}\theta + MSH_{it}\theta + Z_{it}\theta + \mu_i + \delta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲۷)$$

$ln(RT_{it})$ کل درآمد واسطه‌گری مالی بانک i ام در زمان t ام است. w_{it} بردار مربوط به قیمت‌های نهاده بانک، $MSH_{it}\theta$ اندازه بانک i در دوره زمانی t ، $Scope_{it}$صرفه‌های ناشی از تنوع که از رابطه ۲۴ قابل‌محاسبه است. که بردارهای $Z_{it}\theta, \mu_i, \delta_{it}$ که متغیرهای کنترلی مدل را نشان می‌دهند. ε_{it} نوفه سفید معادله (۲۷) خواهد بود که به ترتیب اثرات ثابت زمان، نوفه سفید و اثرات ثابت مقاطع(بانک‌ها) می‌باشند. آماره پنراز و راس متداول به‌صورت رابطه زیر قابل برآورد است:

$$l\text{Standard} - \text{H} = \sum_{k=1}^{m} \acute{\beta}_k \quad (۲۸)$$

بنابراین برای هرکدام از محصولات رقابتی ارائه‌شده در بازار متشکل پولی (کلاسیک و غیرکلاسیک) یک مقدار آماره H متفاوتی به‌دست خواهد آمد. الگوی اثرات مختلط /چند سطحی

1. Degryse

بصورتی که توضیح داده‌شده، به روش حداکثر راست‌نمایی برآورد می‌شود البته برای مدل‌سازی هر مشاهده با سه عنصر مواجه خواهیم بود به عبارتی اگر متغیری مثل RT_{jit} را بخواهیم مدل‌سازی کنیم به‌صورت رابطه زیر خواهد بود:

$$\left(RT_{jit}\right) = \mu + u_{\,i..} + u_{\,jt.} + \varepsilon_{jit}$$

مقدار μ همان عرض از مبدأ است و مقادیر $u_{\,i..}$ میزان توضیح‌دهندگی تغییرات RT_{jit} توسط سطح دوم داده‌های تابلویی یا همان متغیر بانک‌ها i را نشان می‌دهد و مقادیر $u_{\,jt.}$ توضیح دهندگی تغییرات RT_{jit} توسط سطح سوم داده‌های تابلویی یا همان متغیر نوع فعالیت و مالکیت بانک‌ها j را نشان می‌دهد. مقادیر ε_{jit} مقادیر جز اخلال که مشاهدات الگوی اثرات مختلط /چند سطحی قادر به مدل‌سازی آن‌ها با این الگو نشد است. نتایج برآورد اثرات تصادفی پارامترها برای الگوی اثرات مختلط /چند سطحی برای مدل ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران در هر سه بخش تأثیر مثبت داشته است. در مجموع میزان آماری کای–دو و احتمال کل مدل در وضعیت مطلوبی قرار داشته است. برای ارزیابی رقابت در صنعت بانکداری ابتدا آماره پنراز و راس متداول با استفاده از نتایج الگوی اثرات مختلط /چند سطحی برای مدل ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران در جدول ۲ به‌صورت زیر:

$$Standard - H = \sum_{k=1}^{m} \acute{\beta}_k \quad = -۰/۵۵۶۳ + ۰/۱۸۴۴ + ۱/۲۱۰۷ = ۰/۸۳۸۸$$

برای هر محصول رقابتی بازار یک مقدار آماره H متفاوتی به‌دست خواهد آمد. هدف پژوهش جاری بررسی چگونگی افزایش قدرت بازاری هنگامی‌که ماهیت ارائه چند محصول (درآمد و هزینه سایر محصولات ارائه‌شده بانکی نسبت به ارائه محصولات کلاسیک به نظر می‌آید) است. بنابراین این تئوری به‌وسیله مدل‌های اقتصادسنجی توضیح داده‌شده در روابط بالا به کمک آزمون فرضیه زیر قابل‌بررسی است:

$$H_0 : \Delta H_C \geq 0$$
$$H_a : \Delta H_C < 0$$

تغییرات در آماره H پنراز و راس سنتی به دلیل صرفه‌های ناشی از تنوع در بانکداری چند محصولی، ΔH_C به‌وسیله رابطه، $\Delta H_C = \sum_{k=1}^{m} \acute{\theta}_k$ برآورد می‌شود.

$$\Delta H_C = \sum_{k=1}^{m} \acute{\theta}_k \quad = -۰/۸۷۰۲ + ۰/۴۸۴۲ - ۰/۱۵۱۲ = -۰/۵۳۷۲$$

پژوهش جاری به‌دنبال بررسی ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران براساس رویکرد تابع چند محصولی و اثر مقیاس بوده است که در این راستا با برآورد تابع هزینه چند محصولی ترانسلوگ امکان برآورد و محاسبه صرفه‌های ناشی از تنوع محصول بانکی به وجود آمده است. پس از محاسبه تابع توزیع صرفه‌های ناشی از تنوع به برآورد آماره H پنراز و راس تعمیم یافته پرداخته شده است آماره

پنراز و راس تعمیم یافته از مجموع آماره پنـراز و راس تعمیم یافته و تغـییرات در آماره H پنراز و راس سنتی به‌دلـیل صرفه‌های ناشـی از تنوع در بانکـداری چندمحـصولی، ΔH_C به‌وسیله رابطه، $\Delta H_C = \sum_{k=1}^{m} \acute{\theta}_k$ برآورد می‌شود. فرضیه مطالعه جاری در این راستا مورد تأیید واقع‌شده است که به‌طوری‌که با افزایش میزان تنوع محصول ارائه شده توسط بازار متشکل پولی کشور میزان آماره H پنراز و راس کمتر می‌شود و به طبع میزان قدرت انحصاری را افزایش داده است. بنابراین اندازه و مقیاس اقتصادی در صنعت بانکداری افزایش قدرت بازاری را به همراه داشته است و همچنین بانک‌هایی که تنوع محصول بیشتری دارند، از قدرت انحصاری بالاتر در بازار برخوردار هستند. تنوع محصول (سپرده و اعتبارت، خدمات بیمه و کارگزاری) منجر به کاهش آماره H پنراز و راس در صنعت بانکداری شده است. نکته قابل‌توجه و مهم استفاده از تکنیک اقتصادسنجی برای نشان دادن نوع فعالیت و نوع مالکیت بانک‌های مورد مطالعه است به عبارتی الگوی اثرات مختلط/چندسطحی برای مدل ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران امکان بررسی را به‌طور قابل‌توجه گسترده‌تر و دقیق‌تر کرده است پژوهش جاری با وجود این نوآوری که ساختار مالکیتی و نوع فعالیت بانک‌ها در برآورد مدل اثرگذار بوده از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. نتایج برآورد مدل در جدول (۶) ارائه شده است. نتایج برآورده‌های آماری الگوی اثرات مختلط /چند سطحی برای مدل ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران براساس رویکرد تابع چند محصولی و اثر مقیاس در بازده زمانی ۹۳-۱۳۸۷ قابل مشاهده است.

جدول ۶: نتایج الگوی اثرات مختلط /چند سطحی برای مدل ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	احتمال
مقدار عرض از مبدأ	*C*	۲/۱۳	۰/۰۳۲
لگاریتم قیمت سرمایه	*Ln (cost of capital)*	۰/۱۸۴۴	۰/۰۲۶
لگاریتم قیمت نیروی کار	*Ln (wage)*	۱/۲۱۰۷	۰/۰۰۰
لگاریتم هزینه وام داده‌شده	*Ln (Cost of loan)*	-۰/۵۵۶۳	۰/۰۵۰
اثرات متقابل لگاریتم قیمت سرمایه در صرفه‌های ناشی از تنوع	*Scop × Ln (cost of capital)*	-۰/۱۵۱۲	۰/۰۵۰
اثرات متقابل لگاریتم قیمت نیروی کار در صرفه‌های ناشی از تنوع	*Scop × Ln (wage)*	-۰/۸۷۰۲	۰/۰۰۰
اثرات متقابل لگاریتم هزینه وام داده‌شده در صرفه‌های ناشی از تنوع	*L Scop × Ln (Cost of loan)*	۰/۴۸۴۲	۰/۰۵۰
صرفه‌های ناشی از تنوع	*Scop*	-۲/۰۲۱۶	۰/۰۵۰
شاخص هرفیندال	*HHI*	-۵۶/۷۱	۰/۰۰۰
سهم بازاری	*Market share*	۱۳۲/۴۳	۰/۰۰۰
حداکثر راست نمایی (-۴۰/۱۰۵)			
آماره کای دو (۱۴۶/۱۰) معنی‌داری (*P-Value*) (۰/۰۰۰۰)			

منبع: پژوهش جاری

نتیجه‌گیری

نتایج بررسی پژوهش نشان داده که با استفاده تابع هزینه ترانسوگ، صرفه‌های ناشی از تنوع محاسبه‌شده است هرچند در نتایج به‌دست‌آمده برای صرفه‌های ناشی از تنوع برای هر بانک به‌صورت مجزا روند کاهش قابل‌مشاهده است اما متوسط اعداد به‌دست‌آمده برای مجموع کل بانک‌ها با روند افزایشی مواجه بوده است. صرفه‌های ناشی از تنوع در صنعت بانکداری به‌ترتیب به‌طور متوسط در طول سال‌های موردمطالعه ۱/۰۲ می‌باشد بنابراین صرفه‌های ناشی از تنوع در صنعت بانکداری کشور قابل مشاهده است. نتایج برآورد اثرات تصادفی پارامترها برای الگوی اثرات مختلط /چند سطحی برای ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران، تأثیر مثبت و معنی دار صرفه‌های ناشی از تنوع اقتصادی تایید شده است. برای ارزیابی رقابت در صنعت بانکداری ابتدا آماره پنراز و راس متداول با استفاده از نتایج الگوی اثرات مختلط /چند سطحی برای مدل ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران با مقدار ۰/۸۳۸۸ آماره H به دست آمد. برای بررسی چگونگی افزایش قدرت بازاری هنگامی‌که ماهیت ارائه چند محصول (درآمد و هزینه سایر محصولات ارائه‌شده بانکی نسبت به ارائه محصولات کلاسیک به نظر می‌آید) است. تغییرات در آماره H پنراز و راس سنتی به دلیل صرفه‌های ناشی از تنوع در بانکداری چند محصولی، ΔH_C به وسیله رابطه، $\Delta H_C = \sum_{k=1}^{m} \acute{\theta}_k$ برآورد شده و مقدار تغییر در آماره H به میزان ۰/۵۳۷۲- نشان از افزایش قدرت انحصاری در بازار متشکل پولی کشور می‌دهد. مقدار تخمینی آماره H، دامنه ای بین $-\infty \prec H \leq 1$ خواهد داشت. زمانی که بازار در حالت انحصار کامل باشد آماره H کوچکتر از صفر است. برای بازار رقابت انحصاریH مقداری بین صفر و یک خواهد داشت و در حالت رقابت کامل مقدار H ، یک (واحد) خواهد بود.

جدول ۷: ساختار رقابتی و تفسیر آمارهH

ساختار رقابتی	آماره H
$H \leq 0$	انحصار
$0 \prec H \prec 1$	رقابت انحصاری
$H = 1$	رقابت کامل

منبع: پژوهش شهیکی تاش و محمودپور

در صورت مقایسه مقادیر برآورد شده مدل تحقیق با مقادیر جدول ۷ روند کلی آماره پنراز و راس قابل استنباط است به طوری که با کاهش مقادیر برآورد شده آماره پنراز و راس افزایش قدرت انحصاری را به همراه دارد به عبارتی پژوهش جاری به‌دنبال بررسی ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران براساس رویکرد تابع چند محصولی و اثر مقیاس بوده است که در این راستا با برآورد تابع هزینه چندمحصولی ترانسلوگ امکان برآورد و محاسبه صرفه‌های ناشی از تنوع محصول بانکی به وجود آمده است. آماره پنراز و راس تعمیم یافته از مجموع آماره پنراز و راس تعمیم یافته و تغییرات در

آماره H پنراز و راس سنتی به‌دلیل صرفه‌های ناشی از تنوع در بانکداری چندمحصولی، ΔH_C به‌وسیله رابطه، $\Delta H_C = \sum_{k=1}^{m} \acute{\theta}_k$ برآورد می‌شود. به‌طوری‌که با افزایش میزان تنوع محصول ارائه‌شده توسط بازار متشکل پولی کشور میزان آماره H پنراز و راس کمتر می‌شود و به طبع میزان قدرت انحصاری را افزایش داده است. بنابراین تنوع اقتصادی در صنعت بانکداری افزایش قدرت بازاری را به همراه داشته است و همچنین بانک‌های که تنوع محصول بیشتری دارند، از قدرت انحصاری بالاتر در بازار برخور هستند. تنوع محصول(سپرده و اعتبارت) منجر به کاهش آماره H پنراز و راس در صنعت بانکداری شده است. بنابراین هر چند صرفه‌های ناشی از تنوع اقتصادی، قدرت انحصاری مطلوب برای بانک ها ایجاد کرده است و همچنین قدرت انتخاب برای مشتریان بانک‌ها، ایجاد می‌شود اما ضرورت توجه به فاصله گرفتن بازار متشکل پولی کشور از نقش اساسی واسطه‌گری بانک‌ها نباید فراموش شود چرا که صرفه‌های ناشی از تنوع به دلیل ایجاد قدرت انحصاری از سوی مدیران بانک‌ها از یکطرف و از سوی تنوع خدمات ارائه شده توسط مشتریان از طرف‌دیگر مورد استقبال واقع می‌شود درنتیجه سیاست‌گذاران نسبت به فاصله گرفتن بازار متشکل پولی کشور از نقش واسطه‌گری مالی لازم است هوشیار باشند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

محمدی، تیمور و طالبلو، رضا (۱۳۸۹). «صرفه‌های ناشی از ابعاد و مقیاس در صنعت بانکداری ایران»، *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۷، شماره ۴: ۴۵-۲۵

خداداد کاشی، فرهاد و جعفری لیلاب، پری (۱۳۹۱). «بررسی ساختار بازار در صنعت بانکداری ایران»، *مجله بررسی‌های بازرگانی*، شماره ۵۲: ۴۰-۳۴

موسسه عالی آموزش بانکداری ایران (۱۳۹۴). *گزارش عملکرد نظام بانکی کشور در سال ۱۳۹۴*، موسسه عالی آموزش بانکداری ایران.

نجارزاده، رضا؛ عزتی، مرتضی و میزانژاد، هادی (۱۳۹۱).«ارزیابی رقابت‌پذیری بازار بانکی ایران با استفاده از مدل پانزار و راس»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران*، دوره ۱۷، شماره ۵۱: ۱۵۷-۱۷۹.

Allen, L. and Rai, A., (1996). "Operational efficiency in banking: an international Comparison", *Journal of Banking and Finance*, 20(4): 655-672.

Berg, S. and Kim, M. (1998). "Bank as multioutput oligopolies: an empirical evaluation of the retail and corporate banking markets", *Journal of Money, Credit and Banking*, 30(2): 135-156.

Barbosa, K. and Paula Rocha, B. (2016). "Assessing competition in the banking industry: A multi-product approach", *Journal of Banking & Finance*. Volume 2, Issue 4: 244-253.

Bikker, J.A. and Haaf, K. (2002). "Competition, Concentration and their relationship: Anempiricalanalysis of the banking industry", *Journal of banking and finance*, Volume 26, Issue 11: 2191-2214.

Bikker A. J.; Leuvensteijn, V. M. and Srensen, K. C. (2007). *A New Measuring Competition in the Loan Markets of the Euro Area*; European Central Bank WorkingPaper Sereies, No 768.

Coccorece, P. (1998). "The Degre of Competition in Italian Banking Industry", *Economic Notes by BancaMountedeiPaschi di Siena SpA*, Vol. 27, No. 3: 355-370.

Gutierres de Rozas, L. (2007). "Testing for Competition in Spanish Banking Industry: The Panzar–Rose Approach Revisited", Banco de España Research Paper No. WP-0726.

Freixas, X.; Lóránth, G. and Morrison, A. (2007). "Regulating financial conglomerates", *Journal of Financial Intermediation*, 16: 479-514.

Levine, R. (2012). "The governance of financial regulation: reform lessons from the recent crisis". *International Review of Finance*, 12: 39-56.

Panzar, C. J. and Rosse. N. J. (1987). "Testing for Monopoly Equilibrium", *The Journal of Industrial Economics, The Empirical Renaissance in Industrial Economics*, Vol. 35, No. 4: 443-456.

Shaffer, S. (1982). "Competition, conduct and demand elasticity". *Economics Letters*, 10: 167-171.

Weill, L. (2011). *Banking Competition in EU: How Has It Evolved? Laboratoire de RechercheenGestin & Gestion & Economie*, Institute de finances Strusborg, Workin Paper.

Vander Vennet, R. (2002). "Cost and profit efficiency of financial conglomerates and universal banks in Europe". *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(1): 254-282.