

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

کامران محمودپور^۱

محمدنبی شهیکی تاش^{۲*}

محمدحسن فطرس^{۳*}

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۱/۲۶

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۵/۰۴

چکیده

پژوهش جاری به دنبال 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 قرار گرفته است. برای ارزیابی رقابت در صنعت بانکداری ابتدا آماره پرنراز و راس (یکی از معیارهای ارزیابی رقابت) برای دو حالت برآورد شده، حالت اول آماره پرنراز 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 پرنراز و راس تعمیم‌یافته برآورد شده است. تغییرات در آماره H پرنراز و راس به دلیل 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 پرنراز و راس کمتر شده و به طبع میزان قدرت انحصاری افزایش یافته 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 پرنراز 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 شهیکی تاش و دکتر محمدحسن فطرس می‌باشد.

۱. مقدمه

در اقتصاد ایران نظام بانکی همواره حلقه‌ی اتصال، بازار پول و سایر بازارهای حقیقی بوده است. بعد از ملی‌شدن و ادغام بانک‌ها، تعداد محدودی بانک، مجموعه فعالیت‌های 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 صنعت بانکداری به‌عنوان یک مانع ورود برای بانک‌های جدید است؟ دوم: آیا فعالیت بانک‌ها متنوع‌تر می‌شدند کارایی آنها بیشتر نمی‌شد؟ از سوی دیگر تنظیم‌گران بانکی همواره با این سؤال روبرو بوده‌اند که آیا محدودیت‌های ورود، فعالیت و سایر مقررات تنظیمی بر ابعاد و مقیاس فعالیت 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 اقتصاد ایران 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 مورد مطالعه قرار گرفته‌اند حال آن‌که 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 تنوع محصولات بانک‌ها چه تأثیری بر میزان توان رقابتی این نهادهای 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 قابل توجهی داشته است با وجود افزایش تعداد بانک‌ها تنوع محصول نقش کلیدی در سهم هر یک از این بانک‌ها به خود اختصاص می‌دهد. پس از یک‌طرف 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^۱ که ناشی از قدرت خلق پول توسط بانک‌ها است فرضیه رقیب برای افزایش تمرکز و کنترل هر چه بیشتر بر نهادهای 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

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 تدوین شده است. در بخش دوم ادبیات تحقیق بررسی شده است. در بخش سوم مبانی نظری مدل ساختار بازار متشکل با رویکرد چند محصولی و کاربرد تجربی آن در بازار متشکل بانکی ایران بررسی شده است. در بخش چهارم به توصیف داده‌ها و تخمین روش مورد استفاده 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 برای اندازه‌گیری رقابت به دو جریان عمده ساختاری و غیر ساختاری تقسیم می‌شود. مباحث ساختاری، الگوهای ساختار - رفتار - عملکرد^۱ (SCP)، فرضیه کارایی^۲ و شماری دیگر 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 دسیسه‌آمیز 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 آمده است. در کاربرد تجربی این مدل‌ها ساختار بازار به‌مثابه متغیرهای درون‌زا مورد بحث قرار گرفته است. این مسئله به فرمول‌بندی جدید آزمون‌های تجربی منجر شد که تلاش بر این داشت، یک چهارچوب تئوریک رسمی برای سؤال‌های ساختاری باشد. دیدگاه سنتی در مورد رقابت به وجود بنگاه‌های بیشتر نسبت داده شده 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^۱، 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. در واقع 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^۲، ۲۰۱۲: ۴۵). برخی از مطالعات در ادبیات تحقیق کارایی هزینه میان بانک‌های بین‌المللی و بانک‌های دولتی در مقابل بانک‌های تجاری را مورد بررسی قرار داده‌اند. آلن و رای^۳ (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^۴ (۲۰۰۲)، بررسی تجربی کارایی سود و هزینه بانک‌ها و مؤسسات مالی عظیم اروپا را با در نظر گرفتن بانک‌های دولتی، مورد مطالعه قرارداد. با این حال، می‌توان به تنها پژوهشی که توسط برگر و کیم^۵ (۱۹۹۸)، در زمینه کارایی فعالیت‌های چند محصولی انجام شده اشاره نمود. برگر و کیم به‌طور همزمان رفتار بانک‌های عامل را در بخش شرکت‌های بزرگ و وام‌های بانکی خرده‌فروشی مورد تجزیه و تحلیل 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 مورد مطالعه قرار می‌دهد ولی ارتباط ممکن میان فعالیت‌های چند محصولی در بانک‌های بین‌المللی و رقابت مورد بررسی قرار نمی‌دهد. پژوهش جاری به دنبال پر کردن خلأ تئوریک 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 در صورتی که ادغام (هزینه مشترک خدمات ارائه شده) برای تحقق هم‌افزایی عملیاتی (صرفه‌های ناشی از تنوع خدمات ارائه شده) 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^۱ 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 (به‌عنوان مثال وام‌ها و اعتبارات بانکی) به ارائه محصولات غیر کلاسیک (اوراق قرضه، خدمات کارگزاری، بیمه و لیزینگ) 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. هنگامی که نهادهایی 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 پناز 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. پناز و راس (۱۹۸۷) یک مدلی ارائه کردند که تمایز میان مدل رقابت کامل، رقابت انحصاری و انحصار کامل را نشان می‌دهد. روش آزمون پناز 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.

پناز 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 پناز و راس که از مجمع کشش‌های درآمدی به نسبت قیمت نهاده‌ها به دست می‌آید و سطح رقابت را در صنعت مورد مطالعه 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. در نهایت، 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 تعمیم یافته 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 تعمیم یافته مورد بررسی قرار می‌گیرد. این فرآیند نشان می‌دهد که هرچقدر صرفه‌های ناشی از تنوع در بانکداری چند محصولی بیشتر باشد آماره پنراز و راس تعمیم یافته 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 مشتریان است. صرفه‌های ناشی از تنوع هزینه نهایی ارائه هر خدمات از سوی بانک کاهش می‌دهد بنابراین افزایش شکاف میان قیمت-هزینه^۱ 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 ارائه‌دهنده محصولات کلاسیک، برخوردار هستند. نجارزاده و همکاران (۱۳۹۱)، در پژوهشی به ارزیابی رقابت‌پذیری بازار بانکی ایران با استفاده از مدل پنراز و راس 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 معرفی شده 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 قرار دادند. 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 بررسی شده در صنعت بانکداری ایران کاهش یافته است، اما همچنان درجه بالایی از آن را شاهد هستیم در ادامه در جدول ۱ مطالعات انجام شده بر اساس مدل پنراز-راس و اثر مقیاس اقتصادی در صنعت بانکداری نشان داده شده است.

جدول ۱: مطالعات انجام شده 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)	۱۹۸۶-۱۹۸۸	ژاپن	انحصاری
مولینکس و همکاران (۱۹۹۴)	۱۹۸۶-۱۹۸۹	فرانسه، آلمان، ایتالیا، اسپانیا و انگلستان	رقابت انحصاری
وسالا (۱۹۹۵)	۱۹۸۵-۱۹۹۲	فنلاند	انحصاری برای دو سال و در بقیه سال‌ها، رقابت انحصاری
کوکورسه (۱۹۹۸)	۱۹۸۸-۱۹۹۶	ایتالیا	رقابت انحصاری
ریم (۱۹۹۹)	۱۹۸۷-۱۹۹۴	سوئیس	رقابت انحصاری
بیکر و گرنولد (۲۰۰۰)	۱۹۸۶-۱۹۸۹	۱۵ کشور اروپایی	رقابت انحصاری
همپل (۲۰۰۰)	۱۹۹۳-۱۹۹۸	آلمان	رقابت انحصاری
کالیسنس و لاون (۲۰۰۴)	۱۹۹۴-۲۰۰۱	۵۰ کشور	رقابت انحصاری، گرایش به رقابت در کشورهای بیشتر پیشرفته شدیدتر بوده است
جوزف ملنر و همکارانش (۲۰۰۷)	۱۹۹۸-۲۰۰۷	مجارستان	به بررسی سطح رقابت در بازار وام و اعتبارات داخلی و بازارهای سپرده به کمک مدل‌های گسسته پرداختند
بیکر و همکارانش (۲۰۰۹)	۱۹۸۶-۲۰۰۴	انگلستان	به بررسی اثرات مقیاس در تابع هزینه و تعادل رقابتی پرداختند
بیکر، شفر و همکارانش (۲۰۱۰)	۱۹۹۴-۲۰۰۴	بیش از ۱۰۰ هزار بانک مورد مطالعه 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)	۱۹۹۵-۲۰۱۱	امریکا	به بررسی چگونگی تصمیمات پناهگاه‌های چند محصولی که با هزینه ثابت روبرو هستند
باربوسا و همکاران (۲۰۱۶)	۲۰۰۰-۲۰۱۳	برزیل	با تعمیم مدل پنراز و راس در مورد یک موسسه بانکداری چند محصولی، با رویکرد داده‌های فصلی
گودارد و ویلسون (۲۰۰۹)	۱۹۹۴-۲۰۰۴	۲۵ کشور	رقابت انحصاری
لیاوبین (۲۰۱۰)	۱۹۹۴-۲۰۰۶	۷ کشور آسیای شرقی	رقابت انحصاری
ساتیکوراس و کوتسومانولی (۲۰۱۰)	۱۹۹۸-۲۰۰۸	۲۵ کشور	رقابت انحصاری
میتو و همکاران (۲۰۱۲)	۱۹۸۴-۲۰۰۹	بریتانیا	رقابت انحصاری

منبع: پژوهش جاری

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 تعمیم یافته، به این مهم دست خواهیم یافت که آماره H برای رویکرد چند محصولی استخراج شده

است. در بخش پایانی می‌توان نشان داد که با افزایش صرفه ناشی از تنوع اقتصادی، آماره H پرنز 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 $i=c,0$. کشش تقاضای بانک در بازار برای محصولات بانکی کلاسیک و سایر محصولات بانکی غیرکلاسیک به ترتیب $e = \frac{\partial q_0}{\partial p_0} \frac{p_0}{q_0}$ و $e = \frac{\partial q_c}{\partial p_c} \frac{p_c}{q_c}$ بدست می‌آید. همچنین بانک با تابع هزینه به صورت: $C(q_c, q_0; w_1, w_2, \gamma)$ 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 به صورت پیوست مشتق درجه

دوم در نقاط $(q_c$ و $q_0)$ وجود دارد. (۱) $\frac{\partial C}{\partial q_i} \geq 0$ (۲) $\left[\frac{\delta^2 C}{\delta q_i^2} \right] \geq 0$ و $\left[\frac{\delta^2 C}{\delta q_c \delta q_0} \right] \geq 0$

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 $\frac{\delta^2 C}{\delta q_c \delta q_0} \leq 0$ 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 به صورت 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 $-\gamma, \gamma \geq 0$ نشان داد شده

است. به کمک این فرض می‌توانیم اثر تغییر اندازه و مقیاس اقتصادی بر آماره H پرنز و روس به دست آوریم. با توجه به توضیحات داده‌شده می‌توان تابع سود را به صورت زیر استخراج نمود:

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

دو عبارت اول به ترتیب درآمد محصولات کلاسیک و غیر کلاسیک می‌باشند و عبارت سوم کل هزینه تولید این محصولات است. نکته قابل توجه اینکه اندازه و مقیاس اقتصادی میان محصولات کلاسیک و غیر کلاسیک توسط پارامتر در γ معادله (۱) ارائه می‌شود. تابع سود بانک، از طریق تابع هزینه بانکی با رویکرد چند محصولی 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 داده شده را حداکثر خواهد کرد شرط مرتبه اول برای حداکثرسازی سود بانک برابر است با:

$$\frac{\delta \Pi}{\delta q_0} = p_0 \left[\frac{e_0 - 1}{e_0} \right] - \left[\frac{\delta C}{\delta q_0} \right] = 0 \quad (2)$$

$$\frac{\delta \Pi}{\delta q_c} = p_c \left[\frac{e_c - 1}{e_c} \right] - \left[\frac{\delta C}{\delta q_c} \right] = 0$$

شرط مرتبه دوم برای تابع سود بانک به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\frac{\delta^2 \Pi}{\delta q_c^2} = \frac{p_c}{q_c} \left[\frac{1 - e_c}{e_c} \right] + \frac{p_c}{e_c^2} \frac{\delta e_c}{q_c^2} \leq 0 \quad (3)$$

$$\left[-\frac{p_c}{q_c} \left[\frac{e_c - 1}{e_c^2} \right] + \frac{p_c}{e_c^2} \frac{\delta e_c}{q_c^2} - \frac{\delta^2 C}{\delta q_c^2} \right] \left[-\frac{p_0}{q_0} \left[\frac{e_0 - 1}{e_0^2} \right] + \frac{p_0}{e_0^2} \frac{\delta e_0}{q_0^2} - \frac{\delta^2 C}{\delta q_0^2} \right] - \left[\frac{\delta^2 C}{\delta q_c q_0} \right]^2 \geq 0 \quad (4)$$

سمت چپ معادله (۴) مشتق جزئی مرتبه دوم تابع سود بیان شده در معادله (۱) است که همان ماتریس هشین است. کشش تقاضا در هر دو بازار ثابت است ($\frac{\partial e_i}{\partial q_i} = 0$) و تابع هزینه بانک به صورت خطی می‌باشد.

اگر تغییرات تکنولوژی بانکی ثابت فرض شود مقیاس اقتصادی به صورت $\left(\frac{\partial^2 C(q_0)}{\partial q_i} = 0 \right)$ با جایگزینی مشتق متقابل مرتبه دوم به وسیله γ^2 در عبارت اخیر معادله (۴)

داریم، پس از معرفی فروض جدید معادلات (۳) و (۴) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\frac{\delta^2 \Pi}{\delta q_c^2} = \frac{p_c}{q_c} \left[\frac{1 - e_c}{e_c^2} \right] \leq 0 \quad (5)$$

$$\frac{p_c p_0}{q_c q_0} \left[\frac{e_c - 1}{e_c^2} \right] \left[\frac{e_0 - 1}{e_0^2} \right] - \gamma^2 \geq 0 \quad (6)$$

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_0 و q_c روبه‌رو است و همواره در ناحیه با کشش منحنی 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:

$$D = \frac{p_c p_0}{q_c q_0} \begin{bmatrix} e_c - 1 & \\ & e_0 - 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_c - 1 \\ e_0 - 1 \end{bmatrix} \quad (7)$$

معادلات (۲) و (۳) به صورت ضمنی تابع عرضه بهینه کلاسیک و غیر کلاسیک (q_c^* و q_0^*) 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 غیر کلاسیک در اثر تغییر متغیرهای برونزا توضیح داده می‌شود.

شایان‌ذکر است که در تابع سود به ترتیب $q_c^* = (q_c, w_1, w_2, \gamma)$ و $q_0^* = (q_0, w_1, w_2, \gamma)$ توابع عرضه محصولات بانکی کلاسیک و غیر کلاسیک می‌باشد در صورتی که تغییرات تکنولوژی ثابت فرض شود صرفه‌های ناشی از تنوع به صورت رابطه $\frac{\partial^2 C^*}{\partial q_0 \partial q_c} = (-\gamma)$ 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 از آنجایی که 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 به صورت روابط زیر تغییر می‌کند^۱.

$$\frac{\partial q_i}{\partial w_1} = \frac{1}{D} \left[\frac{p_j}{q_j} \left(\frac{1 - e_j}{e_j^2} \right) \right] \frac{\partial^2 C(0)}{\partial q_i \partial w_1} - \gamma \frac{\partial^2 C(0)}{\partial q_i \partial w_1} = 0 \quad (8)$$

$$\frac{\partial q_i}{\partial w_2} = \frac{1}{D} \left[\frac{p_j}{q_j} \left(\frac{1 - e_j}{e_j^2} \right) \right] \frac{\partial^2 C(0)}{\partial q_i \partial w_2} - \gamma \frac{\partial^2 C(0)}{\partial q_i \partial w_2} = 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial q_i}{\partial \gamma} = \frac{1}{D} \left[\frac{p_j}{q_j} \left(\frac{1 - e_j}{e_j^2} \right) \right] \frac{\partial^2 C(0)}{\partial q_i \partial \gamma} - \gamma \frac{\partial^2 C(0)}{\partial q_i \partial \gamma} = 0 \quad (10)$$

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 پناز-روس

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

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

$$\text{افزایش مقیاس اقتصادی افزایش خواهد یافت} \left(\frac{\delta C}{\delta \gamma} \geq 0 \right).$$

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

پناز-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 پناز-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 نهادها در تعادل یا درآمدهای خاص بانک قابل تشخیص خواهد شد. در زمینه مدل ارائه شده در بخش قبلی آماره H بانک چند محصولی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H = \frac{W_1}{R(W_1, W_2)} \frac{\delta R(W_1, W_2)}{\delta W_1} + \frac{W_2}{R(W_1, W_2)} \frac{\delta R(W_1, W_2)}{\delta W_2} \quad (11)$$

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 عرضه کلاسیک و غیر کلاسیک بانک‌ها به ترتیب $q_0 = q(W_1, W_2, \gamma)$ و $q_c = q(W_1, W_2, \gamma)$ می‌باشد. این عبارتهای به صورت ضمنی در معادلات (۲) و (۳) تعریف می‌شوند همچنین در نظر داشته باشید که:

$$\frac{\delta R(W_1, W_2)}{\delta W_i} = \frac{\delta R(0)}{\delta q_c} \frac{\delta q_c}{\delta w_i} + \frac{\delta R(0)}{\delta q_0} \frac{\delta q_0}{\delta w_i} \quad (12)$$

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

$$H = \theta H_c + (1 - \theta) H_0 \quad (13)$$

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 به وسیله سهم هر محصول در درآمد کل بانک محاسبه می‌شود. از آنجایی که 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 پناز و راس قابل اندازه گیری است که H_C مقدار آماره پنازو راس برای ارائه محصولات کلاسیک خواهد بود و میزان آماره H_C به صورت زیر تعریف می شود:

$$H_c = \frac{\delta R_c(0)}{\delta q_c} \left[\frac{W_1}{R_c} \frac{\delta q_c(0)}{\delta w_1} + \frac{W_2}{R_c} \frac{\delta q_c(0)}{\delta w_2} \right] \quad (14)$$

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 می نماید و در این حالت مقیاس اقتصادی یا همان پارامتر (γ) برابر صفر ارزیابی می شود. 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:

$$H_c = \frac{\delta R_c(0)}{\delta q_c} \frac{W_1}{R_c} \left[\frac{1}{D} \left[\frac{p_c}{q_0} \left(\frac{1-e_0}{e_0^2} \right) \frac{\delta^2 c(0)}{\delta q_c \delta w_1} - \gamma \frac{\delta^2 c(0)}{\delta q_0 \delta w_1} \right] \right] + \frac{\delta R_c(0)}{\delta q_c} \frac{W_2}{R_c} \left[\frac{1}{D} \left[\frac{p_c}{q_0} \left(\frac{1-e_0}{e_0^2} \right) \frac{\delta^2 c(0)}{\delta q_c \delta w_2} - \gamma \frac{\delta^2 c(0)}{\delta q_0 \delta w_2} \right] \right] \quad (15)$$

دسته بندی عبارت های رایج و فاکتورگیری نسبت به $\frac{1}{D} \frac{\delta R_c(0)}{\delta q_c}$ از معادله (۱۵) به صورت زیر می توان آماره H برای محصولات بانکی کلاسیک در بازار را به دست آورد:

$$H_c = \frac{1}{DR_c} \frac{\delta R_c(0)}{\delta q_c} \left[\left[\frac{p_c}{q_0} \left(\frac{1-e_0}{e_0^2} \right) \left[w_1 \frac{\delta^2 c(0)}{\delta q_c \delta w_1} + w_2 \frac{\delta^2 c(0)}{\delta q_c \delta w_2} \right] \right] \right] - \gamma \left[w_1 \frac{\delta^2 c(0)}{\delta q_c \delta w_1} + w_2 \frac{\delta^2 c(0)}{\delta q_c \delta w_2} \right] \quad (16)$$

برای رسیدن به نتیجه مورد نظر فرض می کنیم 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 می شود بر این اساس داریم:

$$C(q_c, q_0; w_1, w_2) = \min w_1 x_1 + w_2 x_2 \quad (17)$$

$$(q_0, q_c; w_1, w_2) \in Y$$

در اینجا Y مجموعه تولید می باشد. سپس:

$$\left[w_1 \frac{\delta^2 c(0)}{\delta q_c \delta w_1} + w_2 \frac{\delta^2 c(0)}{\delta q_c \delta w_2} \right] = \frac{\delta R_i(0)}{\delta q_i} \quad (18)$$

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

$$H_c = \frac{1}{DR_c} \frac{\delta R_c(0)}{\delta q_c} \left[\frac{p_c}{q_0} \left(\frac{1-e_0}{e_0^2} \right) \frac{\delta R_c(0)}{\delta q_c} - \gamma \frac{\delta R_0(0)}{\delta q_0} \right] \quad (19)$$

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:

$$H_c = \frac{1}{D} \left[\frac{p_c p_0}{q_0 q_0} \frac{(1-e_0)^2}{e_0^2} \frac{(1-e_0)}{e_0^2} + \gamma \frac{p_0}{q_c} \frac{(e_0-1)}{e_0} \frac{(e_0-1)}{e} \right] \quad (20)$$

از آنجا که پژوهش حاضر به دنبال نشان دادن اثر مقیاس اقتصادی بر آماره H پناز و راس بانکداری چند محصولی در بازار نسبت به محصولات بانکی کلاسیک است، بنابراین چگونگی اثر گزاری تغییر پارامتر γ بر آماره Hc از اهمیت ویژه‌ی برخوردار است. فرایند محاسبه مشتق Hc به ترتیب باوجود پارامتر γ ساده نخواهد بود. همچنین طبق رابطه (۱۰) آماره Hc به صورت مستقیم به پارامتر γ و به صورت غیرمستقیم به p_c, q_c, p_0, q_0 و D بستگی دارد. که در نهایتاً می‌توان نشان داد آماره Hc باوجود پارامتر γ کاهش می‌یابد.

همچنین با فرض ثابت بودن کشش تقاضا در هر دو بازار ($\frac{\partial e_i}{\partial q_i} = 0$) و تابع هزینه خطی برای

بانک ($\frac{\partial^2 C(0)}{\partial q_i} = 0$) سپس خواهیم داشت:

$$\left. \frac{dH_c(\gamma)}{d\gamma} \right|_{\gamma=0} = -\frac{q_c}{p_c} e_c e_0 < 0 \quad (21)$$

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:

$$\frac{dH_c(\gamma)}{d\gamma} \leq 0, \forall \gamma \quad (22)$$

معادله (۲۱) نشان می‌دهد که اگر آماره H پناز-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 پناز و راس تعمیم یافته H کمتر خواهد بود. این نتیجه به دلیل وجود صرفه‌های ناشی از تنوع در صنعت بانکداری با عرضه 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 بانکداری چند محصولی خواهد 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 پناز-راس تعمیم یافته با در نظر گرفتن رویکرد چند محصولی آشنا خواهید شد. با تعمیم مدل پناز و راس (۱۹۸۷)، برای بانکداری چند محصولی با در نظر گرفتن صرفه‌های ناشی از تنوع و آماره H پناز 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. هنگامی که بانک‌ها از صرفه‌های ناشی از تنوع بیشتر در فعالیت‌های خود استفاده نمایند از آماره H پناز 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 ترانسلوگ، قابل محاسبه خواهد بود. تصریح اقتصادسنجی تابع هزینه ترانسلوگ به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned}
 \ln TC_{bt}(q_{c,0}, q_{o,0}; w_{1bt}, w_{2bt}) &= \alpha_0 + \sum_{i=c,o} \ln(q_{ibt}) + \sum_{i=1,2} \ln(w_{ibt}) \\
 &+ \frac{1}{2} \sum_{i=c,o} \sum_{j=c,o} \alpha_{ij} \ln(q_{ibt}) \ln(q_{jbt}) \\
 &+ \frac{1}{2} \sum_{i=c,o} \sum_{j=c,o} \delta_{ij} \ln(w_{ibt}) \ln(w_{jbt}) \\
 &+ \frac{1}{2} \sum_{i=c,o} \sum_{j=c,o} \rho_{ij} \ln(q_{ibt}) \ln(w_{jbt}) + \mu_b + \epsilon_t + v_{bt}
 \end{aligned} \tag{۲۳}$$

در معادله فوق $TC_{bt}(\cdot)$ هزینه کل بانک b در دوره زمانی t است. q_{ibt} میزان کل درآمد حاصل از ارائه خدمات کلاسیک (سنتی) را نشان می‌دهد. $q_{o,0}$ 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. μ_b , ϵ_t , v_{bt} به ترتیب 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 قابل محاسبه خواهد شد.

$$\text{scope}_{bt} = \left[\frac{TC_{bt}(q_{cbt}, 0; w_{1bt}, w_{2bt}) + TC_{bt}(0, q_{obt}; w_{1bt}, w_{2bt}) - TC_{bt}(q_{cbt}, q_{obt}; w_{1bt}, w_{2bt})}{TC_{bt}(q_{cbt}, q_{obt}; w_{1bt}, w_{2bt})} \right] \quad (24)$$

در معادله فوق $TC_{bt}(\cdot)$ 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 مورد استفاده می‌باشد. مطابق یافته‌های بامول، مکملی هزینه ضعیف^۱ بدین معنی است که هزینه تولید یک محصول در نتیجه افزایش تولید محصول دیگر کاهش خواهد یافت. مکملی هزینه ضعیف به صورت رابطه زیر قابل مشاهده 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 امکان پذیر 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^۲ 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 ترانسوگ برای استخراج اساسی‌ترین متغیر مدل که همان صرفه ناشی از تنوع است مورد استفاده قرار می‌گیرد در معادله (۲۳)، $TC_{bt}(\cdot)$ هزینه کل ۱۸ بانک در طی دوره زمانی ۹۳-۱۳۸۷ است. q_{ibt} میزان کل درآمد حاصل از ارائه خدمات متداول را نشان می‌دهد. q_{obt} درآمد

1. Weak cost complementarities

۲. سایر بانک‌ها به دلیل 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. $W1bt$ و $W2bt$ 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 بازه زمانی ۹۳-۱۳۸۷ قابل مشاهده 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 درآمدها(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 آماره هاسمن	(۰/۹۵)	ضریب تعیین تعدیل شده (۰/۸۸)	
	(۴/۳۹)	معنی‌داری (P-Value) (۰/۰۰۰۰)	

منبع: پژوهش جاری

برآورد تابع ترانسلوگ چندمحصولی برای هزینه‌های کل ۱۸ بانک مورد مطالعه در بازه ۹۳-۱۳۸۷ با در نظر گرفتن درآمد سرمایه‌گذاری‌های (درآمد مشاع) بانک به عنوان درآمد غیر مشاع در جدول ۱ قابل مشاهده 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 بازه قابل قبولی برای داده‌های تابلویی قرار دارد به عبارتی تحقیقات مشابه توابع هزینه چند محصولی در فرم ترانسلوگ نتایج مشابه را به دست آورده‌اند با این وجود ضریب به دست آمده 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 درآمدها(شرط مکملی) تأمین شده است. بامول در سال ۱۹۸۲ نشان داد که شرط کافی برای صرفه‌های ناشی از تنوع وجود مکملی هزینه ضعیف بین نهاده‌های مورد استفاده می‌باشد. مطابق یافته‌های بامول، مکملی هزینه ضعیف بدین معنی است که هزینه تولید یک محصول در نتیجه افزایش تولید محصول دیگر کاهش خواهد یافت. مکملی هزینه ضعیف به صورت رابطه زیر قابل مشاهده 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 به صورت 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 قابل محاسبه خواهد شد. 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 مورد استفاده است. مطابق یافته‌های بامول، مکملی هزینه ضعیف بدین معنی است که هزینه تولید یک محصول در نتیجه افزایش تولید محصول دیگر کاهش خواهد یافت. مکملی هزینه ضعیف به صورت رابطه $\frac{\delta^2 \ln C}{\delta \ln q_c \delta \ln q_0} \leq 0$ قابل مشاهده است فرض واقعی در ارتباط با صرفه های ناشی از تنوع در بخش قبلی به صورت 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 به دست آمده 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	
۱.۱۷۹۲۲	۱.۱۹۰۳۹	۱.۱۶۰۴۴	۱.۱۳۴۱۱	۱.۱۲۶۴۳	۱.۱۱۱۴۷	۱.۰۹۳۸۶	پست‌بانک
۱.۲۱۸۰۷	۱.۲۰۳۲۴	۱.۱۵۰۳۳	۱.۱۴۲۲۱	۱.۱۴۳۹۱	۱.۱۰۷۵۶	۱.۰۹۹۳۷	توسعه صادرات
۱.۱۸۵۷۴	۱.۱۳۱۹۳	۱.۰۶۳۹۲	۱.۰۳۰۲۲	۱.۰۳۳۸۷	۰.۹۷۱۰۷۴	۰.۹۷۶۳۲	صنعت و معدن
۰.۹۸۱۴۱	۰.۹۵۸۷۷۸	۰.۹۳۴۰۴۹	۰.۹۲۵۵۷	۰.۹۱۶۹۸۹	۰.۸۲۹۸۵۱	۰.۷۹۷۸۱	کشاورزی
۰.۹۱۸۷۸۷	۰.۹۴۸۰۲	۰.۹۰۵۰۹۵	۰.۸۳۳۶۶۲	۰.۸۰۲۸۷۴	۰.۸۲۸۷۴۲	۰.۸۱۷۳۹۵	مسکن

منبع: یافته‌های تحقیق

روند مورد بررسی در پنج بانک دولتی- تخصصی مورد مطالعه 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 ۹۳	سال ۹۲	سال ۹۱	سال ۹۰	سال ۸۹	سال ۸۸	سال ۸۷	
۰.۷۹۴۳۷۵	۰.۷۵۵۲۹۴	۰.۷۳۳۹۴	۰.۸۳۱۳۹۶	۰.۸۰۳۴۳۹	۰.۸۴۵۹۸۴	۰.۸۳۵۸	ملی
۰.۸۴۶۲۹	۰.۸۶۵۵۶	۰.۸۷۸۱۶۷	۰.۹۰۷۷۲	۰.۹۵۹۲۵۵	۰.۹۵۱۴۳۹	۰.۹۴۳۴۸۵	سپه
۰.۹۱۹۹۳۱	۱.۰۵۶۰۸	۱.۰۰۴۸۹	۱.۰۹۹۳۶	۱.۱۲۰۳۹	۱.۱۳۲۰۱	۱.۲۳۱۶۷	رفاه

منبع: یافته‌های تحقیق

روند مورد بررسی در سه بانک دولتی- تجاری مورد مطالعه در طی بازه 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 ۹۳	سال ۹۲	سال ۹۱	سال ۹۰	سال ۸۹	سال ۸۸	سال ۸۷	
۱.۰۹۷۴۸	۱.۰۸۵۵۵	۱.۱۷۸۵۸	۱.۳۱۲۷۸	۱.۲۳۰۴۶	۱.۱۵۲۹۷	۱.۰۹۷۰۷	اقتصاد نوین
۱.۰۴۸۶۶	۱.۱۳۰۴۱	۰.۹۶۹۰۷۷	۰.۹۷۲۷۵	۱.۰۲۴۶	۱.۰۶۵۶۷	۱.۰۳۳۹۶	پارسیان
۰.۹۳۷۹۲۶	۰.۹۷۰۱۳۸	۱.۰۰۸۶۸	۱.۰۵۶۵۲	۱.۱۰۸۲۵	۱.۱۲۵۲۹	۱.۱۳۳۱۷	پاسارگاد
۰.۹۰۵۲۴۲	۰.۸۹۷۷۲۴	۰.۸۹۹۱۲	۰.۸۹۴۵۴۶	۰.۹۲۱۵۷۷	۰.۸۵۵۴۷۹	۰.۸۰۱۵۵	تجارت
۰.۹۸۴۴۳۴	۰.۹۸۵۴۴۷	۱.۰۱۷۷۷	۱.۰۲۸۰۸	۱.۰۷۹۴۹	۱.۱۱۹۶۶	۱.۲۱۷۶۸	سامان
۱.۳۴۰۰۷	۱.۳۲۴۹۷	۱.۶۹۲۶۲	۱.۱۸۰۹۹	۱.۱۴۷۸۱	۱.۲۴۳۴۶	۱.۲۸۸۳۸	سینا
۰.۹۵۱۵۰۲	۰.۹۷۷۴۵۴	۱.۰۱۱۳۸	۱.۱۴۳۰۹	۱.۱۶۱۱۱	۱.۱۳۹۲	۱.۱۷۷۴۱	سرمایه
۰.۸۷۳۹۷۳	۰.۸۷۵۹۷۸	۰.۸۰۹۴۴۹	۰.۸۵۲۳۱۸	۰.۸۳۱۶۲۲	۰.۸۰۱۹۳۴	۰.۷۷۷۶۲۷	صادرات
۱.۱۸۸۳۱	۱.۲۵۹۱	۱.۳۴۰۸	۱.۳۳۱۴۹	۱.۴۶۴۹۱	۱.۲۱۶۸۶	۱.۲۳۱۱۱	کارآفرین
۰.۸۷۵۷۱۷	۰.۸۸۰۸۹۲	۰.۸۵۲۶۶۲	۰.۸۱۸۴۷۴	۰.۷۸۸۹۹۵	۰.۷۳۳۸۰۷	۰.۷۰۶۵۰۸	ملت

منبع: یافته‌های تحقیق

روند مورد بررسی در ۱۰ بانک خصوصی- تجاری مورد مطالعه در طی بازه 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. به عبارتی 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 پناز 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 پناز 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 پناز 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 تجزیه و تحلیل 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 Z_{jit} نام معادله درآمد توسط رابطه جبری زیر قابل برآورد است:

$$\ln(RT_{jit}) = \alpha + \ln(w_{jit})\beta + \ln(w_{jit}) \times Scope_{jit}\theta + MSH_{jit}\theta + Z_{jit}\theta + \mu_{ji} + \delta_{jit} + \varepsilon_{jit} \quad (25)$$

$\ln(RT_{jit})$ کل درآمد واسطه‌گری مالی، بانک i ام با نوع فعالیت j ام در زمان t است. w_{it} بردار مربوط به قیمت‌های نهاده بانک i ام با نوع فعالیت j ام در زمان t است، MSH_{jit} اندازه بانک i با نوع فعالیت j ام در دوره زمانی t ، $Scope_{jit}$ صرفه‌های ناشی از تنوع که با استفاده از رابطه ۲۴ قابل محاسبه 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 به ترتیب 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. به این ترتیب، نتایج برآوردها حاوی جمع اثرات مستقیم ناشی از متغیرهای توضیحی و آثار غیرمستقیم لایه دوم خواهد بود. در این ارتباط می‌توان رابطه (۲۶) را به‌عنوان الگوی مورد استفاده در نظر گرفت:

$$I_{ijt} = W_{it} + X_{ijt} + Z_{ijt}^{(1)}U_{it}^{(1)} + Z_{ijt}^{(2)}U_{it}^{(2)} + E_{ij} \quad \forall: i = 1, \dots, M$$

$$j = 1, \dots, M_i$$

$$u^{(1)} \sim N\left(0, \sum 1\right) \quad u^{(2)} \sim N\left(0, \sum 2\right) \quad E \sim N(0, \sigma_E^2 I) \quad (26)$$

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. لذا، متغیر تصادفی W_{it} در الگو اضافه می‌شود

و مبین سطح منقطع شدن تابع توزیع نرمال با میانگین صفر واریانس σ_E^2 است به نحوی که، $W_{it} \geq -X_{it}\delta$ باشد. نکته دوم، تعداد سطوح موردنظر در الگو بازمی‌گردد. در این قسمت، الگو با افزودن $Z_{ijt}^{(1)}U_{it}^{(1)} + Z_{ijt}^{(2)}U_{it}^{(2)}$ به صورت مختلط/دوسطحی تبدیل شده است. به طور دقیق‌تر، $Z_{it}^{(1)}$ (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 Σ مبین ماتریس واریانس - کوواریانس Z است. در تشریح سایر متغیرها باید به عنوان 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 به علت 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^۱ 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 پناز و راس برآورد خواهد شد. ابتدا معادله درآمدی، واسطه‌گری مالی که به عنوان تابعی از قیمت نهاده واسطه‌گری مالی است برآورد خواهد شد و میزان آماره H پناز و راس به همراه تغییر این آماره به علت به وجود آمد صرفه‌های ناشی از تنوع (به علت تکنولوژی بانکداری چند محصولی) به دست خواهد آمد. یعنی ΔH_c میزان آماره پناز و راس تعمیم یافته برای بانکداری چند محصولی را ارائه می‌کند.

معادله درآمد توسط رابطه جبری زیر قابل برآورد است:

$$\ln(RT_{it}) = \alpha + \ln(w_{it})'\beta + \ln(w_{it}) \times Scope_{it}\theta + MSH_{it}\theta + Z_{it}\theta + \mu_i + \delta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

$\ln(RT_{it})$ 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 قابل محاسبه است. که بردارهای $Z_{it}\theta$ ، μ_i ، δ_{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 پناز و راس متداول به صورت رابطه زیر قابل برآورد است:

$$IStandard - H = \sum_{k=1}^m \beta'_k \quad (28)$$

بنابراین برای هر کدام از محصولات رقابتی ارائه شده در بازار متشکل پولی (کلاسیک و غیر کلاسیک) یک مقدار آماره H متفاوتی به دست خواهد آمد. الگوی اثرات مختلط / چند سطحی

بصورتی که توضیح داده شده، 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 به صورت رابطه زیر خواهد بود:

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

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 $u_{jt.}$ توضیح‌دهندگی تغییرات RT_{jit} توسط سطح سوم داده‌های تابلویی یا همان متغیر نوع فعالیت و مالکیت بانک‌ها z را نشان می‌دهد. مقادیر ε_{jit} مقادیر جز اخلاص 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 پیناز و راس متداول با استفاده از نتایج الگوی اثرات مختلط / چند سطحی برای مدل ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران در جدول ۲ به صورت زیر:

$$Standard - H = \sum_{k=1}^m \beta_k = -0/5563 + 0/1844 + 1/2107 = 0/8388$$

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

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

$$H_a : \Delta H_C < 0$$

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

$$\Delta H_C = \sum_{k=1}^m \theta_k = -0/8702 + 0/4842 - 0/1512 = -0/5372$$

پژوهش جاری به دنبال 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 پیناز و راس تعمیم یافته پرداخته شده است آماره

پنراز و راس تعمیم یافته از مجموع آماره پنراز و راس تعمیم یافته و تغییرات در آماره H پنراز و راس سنتی به دلیل صرفه‌های ناشی از تنوع در بانکداری چندمحصولی، ΔH_C به‌وسیله رابطه، $\Delta H_C = \sum_{k=1}^m \theta_k$ برآورد می‌شود. فرضیه مطالعه جاری در این راستا مورد تأیید واقع شده است که به‌طوری که 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 اعتبارات، خدمات بیمه و کارگزاری) منجر به کاهش آماره H پنراز و راس در صنعت بانکداری شده است. نکته قابل توجه 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 قابل توجه 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 بازه 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	$Scop \times Ln (cost\ of\ capital)$	-۰/۱۵۱۲	۰/۰۵۰
اثرات متقابل لگاریتم قیمت نیروی کار در صرفه‌های ناشی از تنوع	$Scop \times Ln (wage)$	-۰/۸۷۰۲	۰/۰۰۰
اثرات متقابل لگاریتم هزینه وام داده‌شده در صرفه‌های ناشی از تنوع	$L\ Scop \times Ln (Cost\ of\ loan)$	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

نتیجه گیری

نتایج بررسی پژوهش نشان داده که با استفاده تابع هزینه ترانسوگ، صرفه‌های ناشی از تنوع محاسبه شده است هرچند در نتایج به دست آمده برای صرفه‌های ناشی از تنوع برای هر بانک به صورت مجزا روند کاهش قابل مشاهده است اما متوسط اعداد به دست آمده برای مجموع کل بانک‌ها با روند افزایشی مواجه بوده است. صرفه‌های ناشی از تنوع در صنعت بانکداری به ترتیب به طور متوسط در طول سال‌های مورد مطالعه ۱/۰۲ می باشد 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 پناز 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 هنگامی که ماهیت ارائه چند محصول (درآمد و هزینه سایر محصولات ارائه شده بانکی نسبت به ارائه محصولات کلاسیک به نظر می آید) است. تغییرات در آماره H پناز و راس سنتی به دلیل صرفه‌های ناشی از تنوع در بانکداری چند محصولی، ΔH_C به وسیله رابطه، $\Delta H_C = \sum_{k=1}^m \theta_k$ برآورد شده و مقدار تغییر در آماره H به میزان ۰/۵۳۷۲- نشان از افزایش قدرت انحصاری در بازار متشکل پولی کشور می دهد. مقدار تخمینی آماره H، دامنه ای بین $-\infty < H \leq 1$ خواهد داشت. زمانی که بازار در حالت انحصار کامل باشد آماره H کوچکتر از صفر است. برای بازار رقابت انحصاری H مقداری بین صفر و یک خواهد داشت و در حالت رقابت کامل مقدار H، یک (واحد) خواهد بود.

جدول ۷: ساختار رقابتی و تفسیر آماره H

ساختار رقابتی	آماره H
$H \leq 0$	انحصار
$0 < H < 1$	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 پناز و راس قابل استنباط است به طوری که با کاهش مقادیر برآورد شده آماره پناز و راس افزایش قدرت انحصاری را به همراه دارد به عبارتی پژوهش جاری به دنبال 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 ترانسوگ امکان برآورد و محاسبه صرفه‌های ناشی از تنوع محصول بانکی به وجود آمده است. آماره پناز و راس تعمیم یافته از مجموع آماره پناز و راس تعمیم یافته و تغییرات در

آماره H پناز و راس سنتی به دلیل صرفه‌های ناشی از تنوع در بانکداری چندمحصولی، ΔH_C به وسیله رابطه، $\Delta H_C = \sum_{k=1}^m \theta_k$ برآورد می‌شود. به طوری که با افزایش میزان تنوع محصول ارائه شده توسط بازار متشکل پولی کشور میزان آماره H پناز 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 برخوردار هستند. تنوع محصول (سپرده و اعتبارت) منجر به کاهش آماره H پناز و راس در صنعت بانکداری شده است. بنابراین هر چند صرفه‌های ناشی از تنوع اقتصادی، قدرت انحصاری مطلوب برای بانک‌ها 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 طرف دیگر مورد استقبال واقع می‌شود در نتیجه سیاست‌گذاران نسبت به فاصله گرفتن بازار متشکل پولی کشور از نقش واسطه‌گری مالی لازم است هوشیار باشند.

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: ۲۵-۴۵
- خداداد کاشی، فرهاد و جعفری لیلاب، پری (۱۳۹۱). «بررسی ساختار بازار در صنعت بانکداری ایران»، مجله بررسی‌های بازرگانی، شماره ۵۲: ۳۴-۴۰
- موسسه عالی آموزش بانکداری ایران (۱۳۹۴). گزارش عملکرد نظام بانکی کشور در سال ۱۳۹۴، موسسه عالی آموزش بانکداری ایران.
- نجم‌زاده، رضا؛ عزتی، مرتضی و میزان‌زاد، 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: An empirical analysis 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 Working Paper Series, No 768.
- Coccorece, P. (1998). "The Degree of Competition in Italian Banking Industry", *Economic Notes by BancaMontedeiPaschi di Siena SpA*, Vol. 27, No. 3: 355-370.
- Gutierrez 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 Recherche en Gestion & 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.