فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هشتم/ شماره ۴/ زمستان ۱۴۰۰/ صفحات ۳۴-۱

تعیین مقدار بهینه قدرت بازار برای حداکثر سازی عملکرد صنعت بانکداری[۱]

حسن رضایی

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، h.rezaeiii@yahoo.com

محمد رضا لطفعلی پور*

استاد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، Lotfalipour@um.ac.ir

محمدعلی فلاحی

استاد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، falahi@um.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۵/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۰/۲۵

چکیده

هدف این مقاله، مطالعه مقدار بهینه قدرت بازار بانکداری برای حداکثرسازی عملکرد آن می‌باشد. برای این منظور با استفاده از آمارهای ۱۷۰ کشور طی سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۹۵ به صورت ترکیبی از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی دومرحله‌ای (Two-Step System GMM) برای آزمون و تخمین رابطه بین متغیرها استفاده شده است. پس از بررسی ایستایی متغیرها و روابط هم‌انباشتگی مدل‌ها، میزان اثرگذاری هر کدام از متغیرها بر شاخص‌های عملکرد، مدل‌ها تخمین و مورد بررسی قرار گرفتند.

نتایج مطالعه نشان می‌دهد فرضیه‌های ساختار-رفتار-عملکرد (SCP) و ساختارکارآ (ES) تایید می‌شوند و فرضیه قدرت نسبی بازار (RMP) رد می‌شود. یک رابطه U وارون بین تمرکز و سودآوری بدست آمد که تا سطح آستانه ۰/۱۶۴ برای شاخص لرنر، با افزایش تمرکز، سودآوری افزایش و بعد از آن کاهش می‌یابد و رابطه بین تمرکز و کارایی، U شکل است که بعد از سطح آستانه ۰/۲۵ برای شاخص لرنر، کارایی افزایش می‌یابد. لحاظ کردن کیفیت نهادی باعث می‌شود تا رابطه بین تمرکز و سودآوری به صورت U شود. لذا کیفیت نهادی باعث تعدیل اثرات نامطلوب قدرت بازار بر سودآوری می‌شود. همچنین لحاظ کردن کیفیت نهادی باعث می‌شود تا رابطه بین تمرکز و کارایی به صورت U وارون گردد. به این معنی که در محیط با کیفیت نهادی پایین، قدرت بازار باعث ناکارایی و فرضیه زندگی آرام تایید می‌شود و در محیط نهادی با کیفیت بالا، قدرت بازار باعث کارایی بیشتر و فرضیه زندگی آرام رد می‌شود.

واژه‌های کلیدی: ساختار بازار، عملکرد بانکی، کیفیت نهادی، گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (System GMM).

طبقه‌بندی JEL: L22، L10، E02، C40.

---

[۱] این مقاله مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول در دانشگاه فردوسی مشهد است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱-مقدمه

عملکرد اقتصادی کشورها به مقدار زیادی تحت تاثیر عملکرد صنعت بانکداری آنها قرار دارد. این امر خصوصا در کشورهای در حال توسعه که در آنها صنعت بانکداری به عنوان کانال اصلی در فرآیندهای انتقال سیاست پولی عمل می‌کند از اهمیت حیاتی برخوردار است. از شاخص‌های مهم عملکرد بانک‌ها، سودآوری و کارایی است و تا حدودی می‌تواند ثبات مشاهده شده در برخی بازارهای بانکی را تبیین کند. بانک‌هایی که سودآوری بالایی دارند قادر هستند به منظور تحمل زیان‌های بالقوه و حفظ انعطاف‌پذیری در برابر شوک‌های وارد شده، ذخیره سرمایه خود را افزایش دهند. از طرفی، کارایی در فعالیت‌های بانکی، به دلیل توانایی بانک‌ها در کاهش هزینه‌ها و کاهش قیمت برای مشتریان و ایجاد ثروت بیشتر برای سهامداران، دارای اثرات مثبت بر اقتصاد کلان است. علاوه بر ویژگی‌های حاکم بر محیط داخلی بانک (مثل کفایت سرمایه، ریسک اعتباری، نقدینگی و ...)، شرایط محیطی اقتصاد کلان (مثل تورم، درآمد سرانه و ...)، عوامل نهادی و ساختار بازار نیز بر عملکرد بانک‌ها تأثیر می‌گذارد. نظارت و کنترل میزان رقابت و تمرکز در بازار بانکداری دارای اهمیت است. از طرفی باید توجه داشت که کنترل مستقیم و مداخله بیش از حد دولت ممکن است منجر به ناکارآمدی و فساد در این صنعت گردد، لذا لازم است تا مقدار بهینه تمرکز بازار برای حداکثرسازی عملکرد صنعت بانکداری تعیین گردد.

از نظر تئوری سازمان صنعتی، رفتار و عملکرد یک بازار نمی‌تواند به تنهایی با استفاده از ساختار بازار مطالعه شود، لذا مطالعه کیفیت نهادی نیز لازم است (کلاسنس و لیون[1]، ۲۰۰۴). افزایش کیفیت نهادی با ایجاد قوانین و مقررات مطلوب و از میان برداشتن محدودیت‌ها، می‌تواند نقش مهمی در بسترسازی کارکرد مناسب بازار و عملکرد بانک‌ها داشته باشد. لذا موضوعی که در تحقیقات مربوط به بازار بانکداری به‌طور محسوسی غایب است بررسی ارتباط بین کیفیت نهادی و عملکرد بانک‌ها است (صوفیان و حبیب الله[2]، ۲۰۱۰). لذا یکی از اهداف اصلی این تحقیق مطالعه اثرات تعدیلی کیفیت نهادی بر تاثیرگذاری ساختار بر عملکرد صنعت بانکداری است. از جمله شاخص‌های کیفیت

[1] Claessens & Laeven (2004)
[2] Sufian & Habibullah (2010)

نهادی، آزادی اقتصادی[1] است که شاخصی در رابطه با میزان محدودیت‌ها و کنترل‌ها در بخش مالی محسوب می‌شود. این پژوهش با بیشتر پژوهش‌های قبلی از جنبه‌هایی متفاوت است.

اول، این پژوهش به ارزیابی تأثیر کیفیت نهادی بر روابط تمرکز- کارایی و تمرکز- سودآوری پرداخته است (که موضوعی جدید در متون نوشته‌شده در این رابطه محسوب می‌شود). بر اساس بررسی انجام شده تاکنون هیچ مطالعه‌ای در داخل کشور درباره این که آیا کیفیت نهادی موجب تعدیل اثرات نامطلوب تغییرات ساختار بازار بانکی بر عملکرد صنعت بانکداری می‌شوند یا نه، انجام نشده است. دوم، بسیاری از مطالعاتی که در مورد رابطه بین ساختار و عملکرد در صنعت بانکداری صورت گرفته‌اند، تنها بر روی برخی کشورها متمرکز است، حوزه تحقیقاتی این مطالعه همه کشورها را دربر می‌گیرد که دارای تاثیر مالی جهانی هستند. سوم، این پژوهش رابطه غیرخطی بین تمرکز و عملکرد بانک‌ها را مورد آزمون قرار می‌دهد (پیشرفتی جدید در متون نوشته‌شده؛ به دنبال مدل نظری مارتینز میرا و رپوللو[2] (۲۰۱۰) که انعطاف‌پذیری بیشتری نسبت به مطالعات قبلی که یک رابطه خطی را در نظر می‌گرفتند فراهم می‌کند.

چهارم، در ادبیات تجربی، روابط U شکل معمولا با در نظر گرفتن یک عبارت درجه دو در یک مدل رگرسیون استاندارد آزمایش می‌شوند. اگر ضریب برآورد شده مرتبط با این عبارت از نظر آماری معنی‌دار و نقطه تخمین زده شده در محدوده داده‌ها باشد، نتیجه‌گیری می‌شود که یک رابطه U شکل وجود دارد. در این مطالعه، ما یک گام فراتر رفته و وجود یک رابطه U شکل بین تمرکز و ثبات بانکی را به طور رسمی با تست U شکل توسعه‌یافته توسط لیند و مهلوم[3] (۲۰۱۰) آزمایش می‌کنیم. این روش همچنین به ما یک فاصله اطمینان برای نقطه بهینه می‌دهد. چنین فاصله اطمینان می‌تواند برای سیاست‌گذاری بسیار مفید باشد، زیرا به مقامات نظارتی اجازه می‌دهد تا با توجه به وجود رابطه U شکل، اثر ورود موسسات مالی جدید و یا ادغام را بر عملکرد ارزیابی کنند.

---

[1] Economic Freedom
[2] Martinez-Miera & Repullo (2010)
[3] Lind & Mehlum (2010)

بر این اساس در ادامه مقاله ابتدا مبانی نظری، پیشینه و روش‌شناسی تحقیق آورده شده است. پس از بررسی پایایی متغیرها و تایید هم‌انباشتگی مدل‌ها، برای تعیین رابطه بین متغیرها از مدل پانل گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (System GMM) دومرحله ای و برای اطمینان از استحکام نتایج، از آزمون‌های تشخیصی والد، سارگان و خودهمبستگی آرلانو و باند استفاده شده است و در ادامه نوع رابطه غیرخطی بین قدرت بازار و عملکرد بانکی با در نظر گرفتن کیفیت نهادی با کمک آزمون ساسابوچی-لیند-مهلوم (SLM)[1] مطالعه و نقطه آستانه قدرت بازار مشخص شده است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- رابطه ساختار، کارائی و سودآوری

دو الگوی اصلی در تبیین رابطه بین ساختار و عملکرد بازار وجود دارند. الگوی قدرت بازار[2] (MPP) و ساختار-کارائی[3] (ESP). در الگوی MPP، مسیر علیت از ساختار بازار به سوی رفتار و سپس عملکرد است. به بیان دیگر، ساختار متمرکز به استفاده از قدرت بازار کمک می‌کند و می‌تواند باعث افزایش سودآوری بانک‌ها شود. در مدلMPP، دو رویکرد متفاوت به چشم می‌خورند: فرضیه ساختار، رفتار، عملکرد[4] (SCP) و فرضیه قدرت نسبی بازار[5] (RMP).

در فرضیه SCP، این ایده وجود دارد که تمرکز در بازار بانکداری، بستر شکل‌گیری قدرت بالقوه بازار را برای بانک‌ها فراهم می‌کند و این قدرت به آن‌ها اجازه می‌دهد تا قیمت‌هایی را تعیین کنند که خیلی مطلوب مصرف‌کنندگان نیستند (نرخ پائین‌تر سود سپرده، نرخ بالاتر بهره وام) و در نتیجه ممکن است باعث سودآوری بانک‌ها شوند. در این فرضیه اعتقاد بر این است که جهت علیت از ساختار به رفتار و سپس به عملکرد ختم می‌شود. طرفداران این فرضیه معتقدند رفتار بنگاه‌ها و تصمیم آنها مبنی بر همکاری، ائتلاف یا رقابت با یکدیگر متأثر از ساختار بازار است. به بیان دیگر، با متمرکز

[1] Sasabushi-Lind-Mehlum test
[2] Market Power Paradigm
[3] Efficient Structure Paradigm
[4] Structure Conduct Performance
[5] Relative Market Power

بودن بازار (ساختار) امکان همکاری و بروز ائتلاف (رفتار) بین بنگاه‌ها و در نتیجه نرخ سودآوری (عملکرد) افزایش می‌یابد (شاهچرا و همکاران[1]، ۱۳۹۵).

فرضیه قدرت نسبی بازار RMP مبتنی بر این ایده است که تنها بانک‌هایی که دارای سهم زیاد و محصولات متمایز هستند قادر خواهند بود از قدرت بازار در قیمت‌گذاری محصولات خود و کسب سودهای فوق‌العاده استفاده کنند. بنابراین، در حالی‌که فرضیه SCP سودهای کلی را به سبب تمرکزِ بیشتر پیش‌بینی می‌کند، در فرضیه RMP، تنها بانک‌های بزرگ می‌توانند قیمت‌ها را تحت‌الشعاع قرار دهند و سود خود را بیشتر کنند (ترگنا[2]، ۲۰۰۹).

در فرضیه ساختار-کارائی (ESP)، مسیر علیت از کارائی بانک‌های کارا به سوی سودآوری و سهم بازار آنهاست. در این فرضیه، کارآمدترین بانک‌ها سودآوری بیشتری دارند، سهم بیشتری را در بازار به دست می‌آورند و در نتیجه، بازار متمرکزتر خواهد شد (مادوس و دگوئوارا[3]، ۲۰۰۷). فرضیه «زندگی آرام[4]» (QLH) مبتنی بر رابطه‌ای منفی بین قدرت بازار و کارائی بانک‌ها است. در این فرضیه، این ایده مطرح است که هر چه بانکی قدرت بازار بیشتری داشته باشد، مدیران آن برای بهبود کارائی تلاش کمتری به خرج می‌دهند و باعث ایجاد رابطه‌ای منفی بین قدرت بازار و کارائی می‌شود.

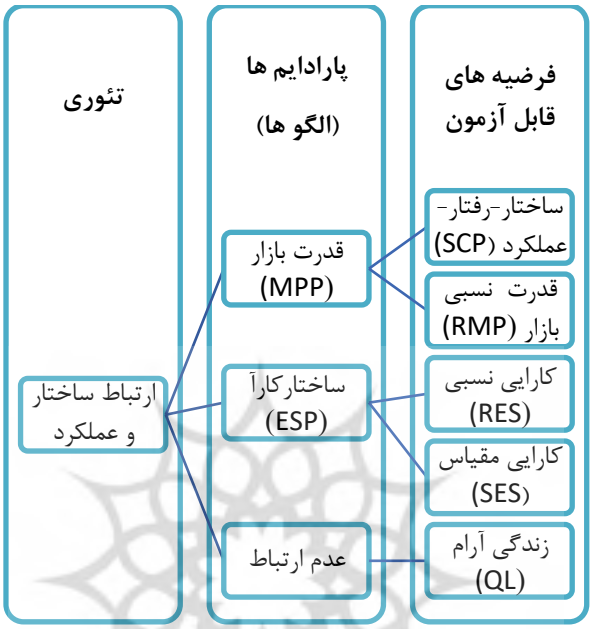
شائک و چیهاک[5] (۲۰۰۸) این فرضیه‌ها را در قالب فرضیه‌های «رقابت-کارائی» و «رقابت- ناکارائی» طبقه‌بندی کرده‌اند. در فرضیه «رقابت-کارائی »، افزایش رقابت به افزایش کارائی بانک‌ها منجر می‌شود. در قالب این سناریو، تعداد و سهم بازار بانک‌های کارآ بیشتر می‌شود و این موضوع به ضرر بانک‌هایی است که کارائی کمتری دارند و افزایش تمرکز بازار را نیز

در پی خواهد داشت. همچنین در بازارهای متمرکزتر بانک‌ها با توجه به آزادی عمل بیشتری که دارند ممکن است بیش از اندازه ریسک کنند تا به سود بیشتر برسند. در

---

[1] Shahchera & Jouzdani (2016)
[2] Tregenna (2009)
[3] Maudos & De Guevara (2007)
[4] Quiet Life Hypothesis (QLH)
[5] Schaeck & Čhłkk (2008)

این بازارها عدم‌تقارن اطلاعاتی بیشتر است؛ این امر خود تخصیص منابع را تحت تاثیر قرار می‌دهد و لذا کارایی بانک را کاهش می‌دهد (اوده و همیشاف[1]، ۲۰۰۹).



نمودار (۱): فرضیه ها و الگوهای تئوری ارتباط بین ساختار و عملکرد

منبع: الیس[2] (۱۳۹۸)

در فرضیه «رقابت-ناکارائی»، این ایده مطرح است که رقابت منجر به کاهش کارائی بانک‌ها می‌شود. طبق نظر شائک و چیهاک (۲۰۰۸)، رقابت بیشتر، احتمالاً روابط بی‌ثبات‌تر و کوتاه‌تری را بین مشتریان و بانک‌ها ایجاد می‌کند، زیرا در محیط‌های رقابتی‌تر مشتریان معمولا به بانک‌های دیگر روی می‌آورند. این وضعیت مشکلات نامتقارنی اطلاعات[3] را که به منابع اضافی برای غربال‌گری وام‌گیرندگان و نظارت بر آن‌ها نیاز دارد وخیم‌تر می‌کند. همچنین بانک‌ها، از آن‌جا که روابط‌شان با وام‌گیرندگان ممکن است دوام کمتری داشته باشد، احتمالاً در جهت ایجاد این رابطه در بازارهای رقابتی تلاش کمتری به خرج می‌دهند و این موضوع به کم شدن قابلیت استفاده مجدد[4]

[1] Uhde & Heimeshoff (2009)
[2] Ellis
[3] Information Asymmetry
[4] Reusability

و ارزش اطلاعات منجر می‌شود. در نتیجه، بانک‌ها برای حفظ مشتریان قدیمی و جلب مشتریان جدید به خاطر سرمایه‌گذاری در زمینه فناوری و بازاریابی متحمل هزینه‌های سنگین‌تری می‌شوند.

آل‌عارف و همکاران[1] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای تاثیر ساختار بازار بر سودآوری صنعت بانکداری اسلامی در اندونزی را بررسی کرده‌اند. نتیجه نشان می‌دهد که ساختار بازار (سهم بازار و نسبت تمرکز چهار بنگاه برتر) بر سودآوری صنعت بانکداری اسلامی اندونزی تاثیر نمی‌گذارد. همچنین عملکرد صنعت بانکداری اسلامی در اندونزی توسط فرضیه SCP و فرضیه ساختار کارآمد پشتیبانی نمی‌شود و کارایی بر عملکرد صنعت بانکداری اسلامی در اندونزی تاثیر منفی داشته است.

خان و همکاران[2] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای رابطه بین ساختار و عملکرد بانکی را برای بانک‌های تجاری در آسیای جنوب‌شرقی در طی سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۴ با استفاده از مدل پویای GMM سیستمی دومرحله‌ای بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که سود بالاتر در صنایع بانکی متمرکز تا حدی ناشی از عملکرد ضد رقابتی بانک‌ها است.

خان و همکاران[3] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای پارادایم‌های SCP، RMP و ES را برای صنعت بانکداری پاکستان با استفاده از داده‌های پانل متوازن در بازه زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵، از ۲۴ بانک تجاری با استفاده از مدل اثرات ثابت بررسی نمودند. یافته‌ها نشان می‌دهد که:

الف) ارتباط ضعیفی بین شاخص‌های ساختار بازار و عملکرد بانک‌ها وجود دارد.

ب) هیچ مدرک تجربی برای حمایت از الگوی SCP یا RMP وجود ندارد و ج) الگوی ES بیشتر در مورد پاکستان صادق است. بنابراین، تمرکز سیاست‌گذاران باید بهبود کارایی بخش بانکی در پاکستان باشد و تمرکز بر بهبود شاخص‌های ساختار بازار، مانند نسبت‌های تمرکز، برای تشویق رقابت در بخش بانکی ممکن است مثمرثمر نباشد.

گونزالس و همکاران[4] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای چهار تئوری مرتبط در مورد روابط ساختار بازار، سودآوری و کارایی را با استفاده از تجزیه و تحلیل مرز تصادفی و داده‌های پانل پویا برای ۲۰۱ بانک در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) طی دوره

[1] Al Arif et al. (2019)
[2] Khan et al. (2018)
[3] Khan et al. (2019)
[4] González et al. (2019)

۲۰۱۲-۲۰۱۵ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه‌های ساختار-رفتار-عملکرد و ساختار کارآمد، در کشورهای MENA رد می‌شوند. نتایج از فرضیه قدرت نسبی بازار پشتیبانی می‌کند که حاکی از آن است که بانک‌هایی که سهم بیشتری از بازار دارند با تعیین قیمت‌های بالاتر، سود بیشتری کسب می‌کنند.

فان و همکاران[1] (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای روابط بین رقابت، کارایی و ثبات در سیستم‌های بانکی چهار کشور آسیای شرقی (چین، هنگ کنگ، مالزی و ویتنام) را طی سال‌های ۲۰۰۴-۲۰۱۴ بررسی نموده‌اند. نتایج ازدیدگاه سنتی رقابت-شکنندگی پشتیبانی می‌کند و نشان می‌دهد که افزایش رقابت ممکن است منجر به کاهش ثبات شود. به همین ترتیب ریسک اعتباری، اندازه بانک و تمرکز بازار بر ثبات بانک اثر مثبت دارد. در مقابل، بانک‌هایی که ریسک نقدینگی و تنوع درآمد بیشتری دارنداز ثبات کمتری برخوردار هستند. فضای اقتصاد کلان (که براساس تورم و رشد تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری شده است) نیز بر ثبات بانک تأثیر می‌گذارد.

نیلا و همکاران[2] (۲۰۲۰) در تحقیقی با استفاده از داده‌های پانل که بر روی نمونه‌ای از ۱۵ بانک تجاری بزرگ اندونزی طی دوره ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۸ انجام شده است، تأثیر ساختار بازار بر عملکرد بانکی را بررسی کرده‌اند. نتیجه تجزیه و تحلیل آنها نشان می‌دهد که بین تمرکز بازار و سودآوری رابطه منفی و بین سهم بازار و سودآوری رابطه مثبت وجود دارد. این بدان معنی است که صنعت بانکداری اندونزی به شدت فرضیه ساختار-رفتار-عملکرد را رد و فرضیه کارایی را پشتیبانی می‌کند.

چان و همکاران[3] (۲۰۱۵) نقش واسطه‌ای کیفیت نهادی در تأثیر تمرکز بازار بر کارایی بانک‌ها در کشورهای (آ.سه.آن) را با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) مطالعه نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد تمرکز بیشتر باعث کاهش میزان کارایی می‌شود. همچنین، حتی زمانی که صنعت بانکداری بسیار متمرکز است، کیفیت نهادی بیشتر، نقش واسطه‌ای مهمی در بهبود سطح کارایی بانکداری ایفا می‌کند.

---

[1] Phan et al. (2019)
[2] Naylah et al. (2020)
[3] Chan et al. (2015)

امیری[1] (۱۳۹۷) در پژوهشی به اندازه‌گیری کارایی ۱۵ بانک منتخب ایران به تفکیک بانک‌های خصوصی، دولتی و دولتی خصوصی شده طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۵ با روش تحلیل پوششی داده‌ها می‌پردازد. بر اساس نتایج پژوهش، نااطمینانی نوسانات تغییر نرخ ارز و تورم، تأثیر منفی بر کارایی بانک‌های ایران دارند. همچنین نرخ تورم و تغییرات نرخ ارز نیز با کارایی بانک‌های ایران رابطه منفی و معناداری دارد.

حاجیان و بصیرت پور[2] (۱۳۹۶) اثر عوامل ساختاری همچون تمرکز، موانع ورود، تفاوت کالا و صرفه‌های مقیاس بر عملکرد صنعت بانکداری ایران را بررسی نموده‌اند. طبق این مطالعه صرفه‌های مقیاس، تمایز کالا و موانع ورود اثر مثبت بر سودآوری نظام بانکی ایران داشته و بر خلاف انتظار نظری، تمرکز بازار تاثیر منفی بر سودآوری دارد.

دائی کریم‌زاده و همکاران[3] (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای تاثیر مهمترین متغیرهای داخلی خاص بانکی و متغیرهای کلیدی شرایط اقتصاد کلان و نیز شاخص‌های آزادی اقتصادی مرتبط با بخش مالی اقتصاد بر عملکرد بانک‌ها در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۴ را با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار داده اند. نتایج حاکی از آن است که شاخص‌های آزادی اقتصادی کل و آزادی از مداخله دولت اثر منفی و شاخص‌های نرخ تورم، نرخ رشد اقتصادی، سرمایه بانک‌ها، آزادی کسب‌وکار، آزادی پولی و آزادی از فساد اثر مثبت بر عملکرد بانک‌ها در ایران دارند.

مهربان‌پور و همکاران[4] (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل تاثیرگذار بر سودآوری بانک‌ها پرداخته اند. نمونه پژوهش شامل ۱۵ بانک برای دوره ۱۰ ساله از ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ می باشد. نتایج نشان می‌دهد ساختار دارایی‌ها، تنوع درآمدی، رشد اقتصادی و تورم با سودآوری بانک‌ها رابطه مثبت داشته و سرمایه، ساختار مالی، اندازه، رقابت بانکی و نرخ بهره با سودآوری رابطه منفی دارد. در نهایت هیچ ارتباطی بین کیفیت دارایی‌ها و کارایی و عوامل سودآوری بانک‌ها مشاهده نشد.

---

[1] Amiri (2018)
[2] Hajian & Basiratpour (2017)
[3] Daei Karimadeh et al. (2017)
[4] Mehrebanour (2017)

نوری بروجردی و همکاران[1](۱۳۸۹)، در تحقیقی تاثیر تمرکز و سایر عوامل را بر سودآوری بانک های دولتی بررسی کردند. نتایج نشان داد که رابطه معکوس و معناداری بین تمرکز و سودآوری بانک‌ها وجود دارد.

۴- روش‌شناسی

این مطالعه از نوع تحقیقات کاربردی بوده و به لحاظ روش تحقیق از نوع تحلیلی-توصیفی می‌باشد. جامعه هدف این مطالعه ۱۷۰ کشور می‌باشد که دارای آمارهای مورد نیاز شاخص‌های مدنظر در تحقیق هستند. آمارهای مورد نیاز، از داده‌های بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول، موسسه اعتبارسنجی هریتیج و ... طی دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۷ استخراج شده است.

برای بررسی اثرات ساختار بازار بر عملکرد بانک‌ها از مدل اقتصاد سنجی پانل دیتای پویا به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی دومرحله‌ای (SYS/ GMM)[2] استفاده شده است. وقتی با اطلاعات مالی سروکار داریم و متغیر عملکرد بانک با رفتار بانک در گذشته و فاکتورهای داخلی بانک همبستگی دارد، این امر می‌تواند منجر به بروز مسئله درون‌زایی[3] شود (برگر و مستر[4]، ۱۹۹۷) و تخمین‌های OLS منجر به تخمین‌های اریب و ناصحیح می‌شوند (گرین[5]، ۲۰۰۰). لذا با در نظر گرفتن یک متغیر وابسته با وقفه، چنین رفتارهایی تصحیح می‌شوند تا برآوردکننده‌های سازگار و کارا به دست آید. تخمین GMM می‌تواند متغیرهای مستقل از زمان موجود در داده‌های پانل که تعداد مشاهدات (N) زیاد و دوره‌های زمانی (T) کم می‌باشد را اصلاح کند (چان و همکاران[6]، ۲۰۱۵). یکی از مشکلات اصلی در ارزیابی عوامل تعیین‌کننده در عملکرد بانک، احتمال درون‌زا بودن ماهیت برخی از عوامل است. به علاوه، نگرانی‌هایی در رابطه با ناهمگنی وجود دارد چرا که برخی از مشخصات بانک‌ها که بر سودآوری تاثیرگذار هستند مشاهده نمی‌شوند و اندازه‌گیری یا شناسایی آنها در مدل دشوار است. در صورتی که تاثیر این مشخصات لحاظ نشود، ممکن است

---

[1] Nouri Boroujerdi et al. (2010)
[2] two-step system of generalized method of moments
[3] Endogeneity Problem
[4] Berger & Mester (1997)
[5] Greene (2000)
[6] Chan et.al. (2015)

میان برخی از ضرایب متغیرهای توضیحی و همچنین عبارت خطا همبستگی وجود داشته باشد که این ضرایب را منحرف می‌کنند (تروجیلو و پونس[1] ، ۲۰۱۳).

برای رفع این مسائل، آرلانو و باند [2](۱۹۹۱) از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده می‌کنند، که بیشتر با نام GMM تفاضلی شناخته می‌شود. در GMM تفاضلی، از متغیرهای برون‌زای با وقفه به عنوان ابزاری برای متغیر وابسته با وقفه با تفاضل اولیه استفاده می‌شود. با این حال، آرلانو و بوور[3] (۱۹۹۵) و بلوندل و باند[4] (۱۹۹۸) نشان داده‌اند که این متغیرهای باوقفه ممکن است اطلاعات چندانی درباره تفاضل‌های اولیه فراهم نکنند. در این راستا، بلوندل و باند (۱۹۹۸)، اثر آرلانو و بوور (۱۹۹۵) را تعمیم دادند و برآوردگر سیستمی را ابداع کردند که از شرایط گشتاوری بیشتری برای سطوح و تفاضل‌های اولیه استفاده می‌کند. برآورگر سیستمی GMM احتمال بروز خطای یک‌طرفه در نمونه‌های متناهی و همچنین عدم‌دقت تقریبی ناشی از برآوردگر تفاضلی را کاهش می‌دهد (بلوندل و باند، ۱۹۹۸). برآوردگرهای خطا و GMM دارای حالت‌های یک‌مرحله‌ای و دومرحله‌ای هستند. GMM سیستمی دومرحله‌ای از مانده بدست آمده از برآوردهای تک‌مرحله‌ای استفاده می‌کند و از لحاظ تقریبی کارآمدتر از روش تک‌مرحله‌ای است. به همین خاطر، از برآوردگرGMM سیستمی دومرحله‌ای استفاده می‌شود.

با این حال، سازگاری برآوردگر سیستمی GMM به دو فرض کلیدی وابسته است: اینکه عبارت خطا دارای خودهمبستگی نباشد و ابزارهای به کار رفته معتبر باشند. وجود خودهمبستگی مرتبه اول در مانده تفاضلی به معنای ناسازگاری برآوردها نیست، اما وجود خودهمبستگی مرتبه دوم نشان می‌دهد که برآوردها ناسازگار هستند. فرضیه عدم‌خودهمبستگی در عبارت خطا مورد آزمون قرار می‌گیرد و نتایج بدست آمده به همراه نتایج اصلی گزارش می‌شود. همچنین از آزمون شناسایی دقیق محدودیت‌های سارگان برای بررسی صحت ابزارها و از آزمون برون‌زایی والد[5] برای تایید احتمال وجود درون‌زایی استفاده می‌شود (کوکورسه و پلسچیا[6]، ۲۰۱۰). نرم‌افزار مورد استفاده جهت برآورد ضرایب و انجام آزمون‌های تشخیصی Stata16 و Evievs10 می‌باشد.

---

[1] Trujillo & Ponce (2013)
[2] Arellano & Bond (1991)
[3] Arellano & Bover (1995)
[4] Blundell & Bond (1998)
[5] Wald test of exogeneity
[6] Coccorese & Pellecchia (2010)

۵- الگوهای اقتصادسنجی

۵-۱- مدل‌سازی تاثیر قدرت بازار و کیفیت نهادی بر سودآوری بانک

برای تعیین اثر قدرت بازار و کیفیت نهادی بر سودآوری، از مدلی پویا استفاده می‌گردد. همان‌طورکه برگر و همکاران[۱] (۲۰۰۰) اشاره می‌کنند به دلیل وجود موانع رقابت در بازار، عدم‌شفافیت اطلاعاتی و حساسیت به شوک‌های کلان اقتصادی و به دلیل وجودهمبستگی سریالی بین این عوامل (که موجب می‌شود در دوره‌های متوالی شاهد آنها باشیم)، سود بانکی در طول زمان پایدار می‌ماند. از این‌رو مدلی پویا ارائه می‌شود که متغیر وابسته با یک دوره تأخیر را نیز به عنوان یک متغیر توضیحی در نظر می‌گیرد.

با الهام از مطالعه ویورتا[۲] (۲۰۱۴)، هوک و همکاران[۳] (۲۰۱۸) و الیس[۴] (۲۰۱۹)، مدل مورد استفاده به شرح ذیل است.

$$\mathrm{perf_{it}} = \beta_0 + \beta_1 Perf_{it-1} + \beta_2 \mathrm{lerner_{it}} + \beta_3 \mathrm{Freedom_{it}} + \beta_4 \mathrm{lerner_{it}} * \mathrm{Freedom_{it}} + \beta_5 lerner_{it}^2 * Freedom_{it} + \sum_{n=1}^{8} \omega_n X_{it}^n + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

عبارت خطای ε_{it} دارای سه مولفه است $\varepsilon_{it} = x_i + \gamma_t + e_{it}$ که عبارتند از: اثرات غیرقابل مشاهده خاص هر کشور (x_i)، اثرات زمانی مشاهده نشده (γt) و خطای تصادفی (e_{it}). اندیس‌های i و t نشان‌دهنده صنعت بانکداری کشور i درسال t است.

این یک مدل رگرسیونی با جز خطای دوطرفه است که در آن $x_i \sim IIN(0, \sigma_\upsilon^2)$ و مستقل از $e_{it} \sim IIN(0, \sigma_\mu^2)$ است. $\mathrm{Perf_{it}}$ شاخص سودآوری بانک است. از شاخص بازده دارایی‌ها (ROA)[۵] برای سودآوری بانک استفاده شده است و نشان می‌دهد بازده حاصل از منابع سرمایه‌گذاری شده به چه میزان بوده است و مدیریت تا چه حد توانسته از منابع محدود به شکل بهینه استفاده کند. این شاخص از تقسیم سود خالص پس از کسر مالیات به مجموع دارایی‌ها محاسبه می‌شود.

متغیر $lerner_{it}$ شاخص قدرت بازار و معرف ساختار بازار بانکداری کشور i درسال t؛ شاخص لرنر اختلاف نسبی میان قیمت با هزینه نهایی است و هر چقدر مقدار آن بیشتر باشد

[1] Berger et al. (2000)
[2] Viverita (2014)
[3] Hook et al. (2018)
[4] Ellis (2019)
[5] Return on Assets

قدرت قیمت‌گذاری بیشتر و شرایط رقابتی بازار کمتر است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Lerner_{it} = \left(P_{TA,it} - MC_{TA,it}\right)/P_{TA,it} \quad (۲)$$

که در آن $P_{TA,it}$ نشان‌دهنده قیمت کل دارایی‌ها[۱] (نسبت درآمد کل[۲] به دارایی‌های کل) و $MC_{TA,it}$ هزینه نهایی است.

۲-۵- مدل‌سازی تاثیر قدرت بازار و کیفیت نهادی بر کارایی بانک

نسبت هزینه به درآمد (نسبت هزینه‌های عملیاتی غیربهره‌ای به درآمد عملیاتی)، یکی از معیارهای مهم در ارزیابی کارایی بانک‌ها است. این شاخص تحت تأثیر عوامل مختلفی نظیر متغیرهای کلان اقتصادی و مالی، عوامل خاص صنعت و بانک و محیط نهادی حاکم بر صنعت بانکداری می‌باشد. با الهام از مطالعات خان و همکاران (۲۰۱۹)، سارپونگ و همکاران[۳] (۲۰۱۷)، چان و همکاران[۴] (۲۰۱۵) و گونزالس و همکاران[۵] (۲۰۱۹) مدل مورد نظر این مطالعه به شرح ذیل می‌باشد :

$$CIT_{it} = \alpha CIT_{it-1} + \beta_1 lerner_{it} + \beta_3 Freedom_{it} + \beta_4 lerner_{it} * Freedom_{it} + \beta_5 lerner_{it}^2 * Freedom_{it} + \sum_{n=1}^{5} \omega_n X_{it}^n + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

هم‌راستا با تحقیقات پیشین، تعدادی از متغیرها به عنوان متغیر کنترلی بکار گرفته می‌شوند که بر رابطه میان تمرکز و کارایی تاثیر می‌گذارند.

جدول (۱): متغیرهای مورد بررسی در تحقیق

متغیرها	نماد	توصیف
اندازه بانک	size	سپرده صنعت بانکداری به تولید ناخالص داخلی[۶]
تنوع	Diversification	نسبت درآمد غیربهره‌ای به درآمد کل
تورم	inflation	شاخص قیمت مصرف کننده[۷] (2010=100)
توسعه اقتصادی	edevelopment	لگاریتم طبیعی سرانه تولید ناخالص داخلی
توسعه مالی	Asset to GDP	دارائی‌های صنعت بانکداری به تولید ناخالص داخلی

[1] Total assets
[2] Total revenues
[3] Sarpong-Kumankoma et al. (2017)
[4] Chan et al. (2015)
[5] González et al. (2019)
[6] Bank deposits to GDP (%)
[7] Consumer price index

توسعه مالی	credit to private sector	نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP
توسعه مالی[1]	Credit to deposit	نسبت تسیهلات اعطایی به سپرده‌های غیردولتی
ثبات مالی[2]	Z-score	مجموع بازده دارائی‌ها و نسبت سرمایه (نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی) تقسیم بر انحراف استاندارد ساده بازده دارائی‌ها
جمله تعاملی	Lerner*Freedom	جمله تعاملی[3] بین قدرت بازار و آزادی اقتصادی
ریسک اعتباری[4]	risk	نسبت مطالبات غیرجاری به کل تسهیلات
سهم از بازار	Market share	سهم از بازار دارائی‌های پنج بانک برتر
سودآوری (نسبت بازده دارایی ها)	ROA[5]	نسبت سود خالص پس از کسر مالیات به مجموع دارایی‌ها
قدرت بازار[6]	Lerner	اختلاف نسبی میان قیمت با هزینه نهایی
کارایی	efficiency	نسبت درآمد عملیاتی به هزینه‌های[7] عملیاتی غیر بهره‌ای
کفایت سرمایه[8]	car	سرمایه پایه به کل دارائی‌های موزون به ریسک
کیفیت نهادی[9]	freedom	شاخص آزادی اقتصادی[10] موسسه هریتیج[11]

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۵- تعیین مقدار بهینه قدرت بازار برای حداکثر سازی عملکرد

اقتصاد مملو از روابط غیرخطی است. از نمونه‌های مشهور روابط غیرخطی می‌توان به «منحنی لافر» (ارتباط نظری بین نرخ مالیات و درآمد مالیات دولت)، «منحنی کوزنتس» (یک منحنی U وارون میان درآمد و نابرابری، کوزنتس، ۱۹۹۵)[12]، و «منحنی

---

[1] Financial development
[2] Financial stability
[3] Interaction Term
[4] Credit risk
[5] Return on Assets ROA
[6] market power
[7] income to cost ratio (%)
[8] Bank regulatory capital to risk-weighted assets (%)
[9] Institutional quality
[10] Economic Freedom
[11] Heritage Institute
[12] Kuznets (1955)

زیست‌محیطی کوزنتس» (منحنی U وارون میان درآمد و آلودگی، سلدن و سونگ، ۱۹۹۴؛ گراسمن و کروگر، ۱۹۹۵)[1] و ... اشاره کرد.

برای پیدا کردن مقدار آستانه قدرت بازار و نقطه حداکثر عملکرد، با الهام از کارهای تئوری روپللو (۲۰۱۰) و لیند و مهلوم (۲۰۱۰) و کارهای تجربی هوک و همکاران (۲۰۱۸) و کاستآس و همکاران [2] (۲۰۱۹)، آزمون (SLM)[3] انجام و فواصل اطمینان از روش فیلر[4] بررسی می‌شود. برای تخمین حالت U شکل در رگرسیون، در رویکرد استاندارد از یک عبارت درجه دوم یا عبارت وارون در مدل خطی استفاده می‌شود. فرمول‌بندی کلی به شکل زیر است:

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \gamma f(x_i) + \xi' z_i + \varepsilon_i, i = 1 \dots n \qquad (۵)$$

در اینجا، x متغیر توصیفی اصلی (مثلاً شاخص لرنر) است، درحالی‌که y متغیری است که باید توصیف شود (مثلاً عملکرد)، ε عبارت خطا و z بردار متغیرهای کنترلی است. شکل منحنی برای فرمول (۵) به پارامترهای γ و β بستگی دارد و می‌تواند U شکل باشد. فرض می‌کنیم f طوری انتخاب شده است که این رابطه حداکثر دارای یک نقطه آستانه باشد. در این حالت، این رابطه U شکل، U وارون (گوژ شکل)[5]، یا یکنواخت است. در ادامه بر روی آزمون U شکل[6] تمرکز می‌کنیم.

با در نظر گرفتن فرمول (۵) و این فرض که فقط یک نقطه آستانه وجود دارد، شرط مورد نیاز برای U شکل بودن این است که شیب منحنی در آغاز یک فاصله قابل قبول از مقادیر x به صورت $[x_l, x_h]$ منفی و در پایان فاصله، مثبت باشد. انتخاب معمول برای این فاصله در بسیاری از زمینه‌ها طیف داده‌های مشاهده شده $[\min(x), \max(x)]$ می‌باشد. برای اینکه مطمئن شویم حداکثر یک نقطه آستانه در $[x_l, x_h]$ وجود دارد، همانطور که در بالا فرض کردیم، f' باید در این فاصله یکنواخت باشد. سپس شکل U توسط شرایط زیر بیان می‌شود:

$$\beta + \gamma f'(x_l) < 0 < \beta + \gamma f'(x_h) \qquad (۶)$$

---

[1] Selden & Song (1994); Grossman & Krueger (1995)
[2] Cuestas et al. (2019)
[3] Sasabushi-Lind-Mehlum test
[4] Fieller
[5] Hump-shaped
[6] با تغییر علامت y می‌توان آزمونی برای U وارون تعیین کرد.

اگر یکی از این نابربری‌ها نقض شود، آنگاه منحنیU شکل نخواهد بود، بلکه شکلU وارون یا یکنواخت خواهد بود. برای اینکه بررسی کنیم آیا داده‌ها از شرایط (۶) پشتیبانی می‌کنند یا نه، باید بررسی کنیم که آیا فرضیه صفر مرکب زیر:

$$H_0: \beta + \gamma f'(x_l) \geq 0 \quad and/or \quad \beta + \gamma f'(x_h) \leq 0 \qquad (۷)$$

می‌تواند به نفع فرضیه مرکب مقابل که در ادامه آمده است رد شود.

$$H_1: \beta + \gamma f'(x_l) > 0 \text{ و } \beta + \gamma f'(x_h) > 0 \qquad (۸)$$

و به دلیل خطی بودن مدل (۵) بر حسب β و γ، آزمون (۷) در برابر (۸) صرفا آزمونی برای محدودیت‌های خطی بر روی β و γ است. مشکل این است که آزمون شامل مجموعه‌ای از محدودیت‌های نابرابری است. لذا مجموعه (β, γ) که H_1 را تایید می‌کند ناحیه‌ای درR^2 است که بین دو خط $\beta + \gamma f'(x_h) = 0$ و $\beta + \gamma f'(x_h) = 0$ قرار دارد.

۱-۳-۵- آزمون U

فرض می‌کنیم $\varepsilon_i \sim NID(0, \sigma^2)$ است، آزمون H_0 در عبارت (۷) براساس نسبت درستنمایی به شکل زیر است: رد H_0 در سطح اطمینان α فقط در صورتی که H_0^L یا H_0^H یا هر دو را بتوان در سطح اطمینان α رد کرد. که در آن H_0^L یا H_0^H فرضیه‌های صفر در دو آزمون استاندارد یک‌طرفه هستند.

$$H_0^L = \beta + \gamma f'(x_l) \geq 0 \; vs \; H_1^L: \beta + \gamma f'(x_l) < \qquad (۹)$$
$$H_0^L = \beta + \gamma f'(x_h) \leq 0 \; vs \; H_1^H: \beta + \gamma f'(x_h) > 0$$

ناحیه رد به صورت زیر است:

$$R_\alpha = \begin{Bmatrix} (\beta, \gamma): \frac{\beta + \gamma f'(x_l)}{\sqrt{s_{11} + 2f'(x_l)s_{12} + f'(x_l)^2 s_{22}}} < -t_\alpha \\ and \quad \frac{\beta + \gamma f'(x_h)}{\sqrt{s_{11} + 2f'(x_h)s_{12} + f'(x_h)^2 s_{22}}} > t_\alpha \end{Bmatrix} \qquad (۱۰)$$

که در آن s_{11}،s_{22} و s_{12} واریانس تخمینی β و γو کوواریانس بین آنها، t_α احتمال دنباله ای سطح α از توزیع t با درجات آزادی مناسب است. R_α نیز یک مخروط محدب در فضای پارامتر است. دو مشخصه رایج مدل (۵) شکل درجه دو و شکل وارون است که به ترتیب در ادامه آمده‌اند:

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \gamma x_i^2 + \xi' z_i + \varepsilon_i \qquad (۱۱)$$

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \gamma x_i^{-1} + \xi' z_i + \varepsilon_i \qquad (۱۲)$$

در حالت اول، وجود U نشان‌دهنده $\beta + 2\gamma x_l < 0$ و $\beta + 2\gamma x_h > 0$ است. شکل U در عبارت دوم نشانگر $\beta - \gamma x_l^{-2} < 0$ و $\beta - \gamma x_h^{-2} > 0$ است. در هر دو حالت، آزمون به‌راحتی به صورت دو آزمون t معمولی انجام می‌شود. ناحیه رد شدن R_α را می‌توان طوری تعریف کرد که به صورت $f'(x_l)$ و $f'(x_h)$ بیان شود. حل $f'(x_l)$ و $f'(x_h)$ در R_α و قرار دادن نتایج در $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ دو معیار زیر را برای رد کردن به دست می‌دهد:

$$f'(x_l) < \hat{\theta}_l \equiv \frac{s_{12}t_\alpha^2 - \hat{\beta}\hat{\gamma} - t_\alpha\sqrt{(s_{12}^2 - s_{22}s_{11})t_\alpha^2 + \hat{\gamma}^2 s_{11} + \hat{\beta}^2 s_{22} - 2s_{12}\hat{\beta}\hat{\gamma}}}{(\hat{\gamma}^2 - s_{22}T_\alpha^2)} \qquad (۱۳)$$

$$f'(x_h) > \hat{\theta}_h \equiv \frac{s_{12}t_\alpha^2 - \hat{\beta}\hat{\gamma} + t_\alpha\sqrt{(s_{12}^2 - s_{22}s_{11})t_\alpha^2 + \hat{\gamma}^2 s_{11} + \hat{\beta}^2 s_{22} - 2s_{12}\hat{\beta}\hat{\gamma}}}{(\hat{\gamma}^2 - s_{22}t_\alpha^2)} \qquad (۱۴)$$

$\hat{\theta}_l$ و $\hat{\theta}_h$ ریشه‌های همان معادله درجه دو هستند. این روش برای فرموله کردن معیار، موازی با کار فیلر (۱۹۴۳) است. از کار فیلر مشخص است که چگونه می‌توان یک فاصله اطمینان دقیق برای نسبت دو تخمین به طور معمول توزیع شده ایجاد کرد. نقطه کرانی تقریبی برای معادله (۵) عبارت است از: $= -\hat{\beta}/\hat{\gamma} f'(\hat{x}^{min})$ به پیروی از فیلر (۱۹۴۳)، یک فاصله اطمینان $(1-2\alpha)$ برای $-\hat{\beta}/\hat{\gamma}$ توسط $\left|\hat{\theta}_l, \hat{\theta}_h\right|$ که در معادله (۱۳) و (۱۴) تعریف شده‌اند، بدست می‌آید. بنابراین فاصله اطمینان $(1-2\alpha)$ برای $\hat{x}^{min}$ برابر با $[\tilde{x}_l, \tilde{x}_h]$ که $\hat{\theta}_i f'(\tilde{x}_i)=$ می‌باشد. برای اجرای آزمون (۷) در برابر (۸) در سطح معناداری α باید ببینیم آیا فاصله اطمینان $(1-2\alpha)$ برای $\hat{x}^{min}$ داخل محدوده داده‌ها قرار دارد یا خیر، $[\tilde{x}_l, \tilde{x}_h] \subset [x_l, x_h]$. استراتژی آزمون را می‌توان به راحتی در بسیاری از برآوردهای پیچیده‌تر به کار برد. اول اینکه، می‌توان آن را به‌راحتی به ساختار کلی‌تری مانند $y_i = \alpha + \sum_{j=1}^{H} \beta_j f_j(x) + z_i'\gamma + \varepsilon_i$ تعمیم داد، که در آن f_j مجموعه‌ای از توابع مشخص است. آزمون مناسب برای وجود یک رابطه U شکل وارون بین x و y به شکل زیر است:

$$H_0: \Sigma\beta_j f_j'(x_l) \leq 0 \; and/or \; \Sigma\beta_j f_j'(x_h) \geq \qquad (۱۵)$$

در مقابل

$$H_1: \Sigma\beta_j f_j'(x_l) > 0 \; and \; \Sigma\beta_j f_j'(x_h) < 0 \qquad (۱۶)$$

این آزمون برای مطالعه روابط U شکل در دسته کامل مدل‌های خطی تعمیم‌یافته قابل اعمال است که بیشتر مدل‌های متغیر وابسته محدود را دربر می‌گیرد. از آنجایی‌که

پارامترهای برآورد شده دارای توزیع مجانبی نرمال توأم است، بنابراین توزیع آزمون به طور مجانبی است که در بالا توضیح داده شده است.

۶-آزمون ریشه واحد و هم‌انباشتگی پانل[1] و برآورد مدل‌ها

نتایج حاصل از تخمین‌های ریشه واحد در جدول (۲) آمده است.

جدول (۲): آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل (در سطح)

آزمون‌ها / متغیرها	Levin, Lin and Chu		Im, Pesaran and Shin		ADF-Fisher		PP-fisher	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
car	-۶	۰/۰۰	-۲	۰/۰۳	۳۱۷	۰/۰۰	۳۵۲	۰/۰۰
diversification	-۲۶	۰/۰۰	-۲۱	۰/۰۰	۱,۰۳۴	۰/۰۰	۱۰۶۰	۰/۰۰
edevelopment	-۳۲	۰/۰۰	-۲۱	۰/۰۰	۲,۴۴۱	۰/۰۰	۱۵۵۴	۰/۰۰
efficiency	-۱۴	۰/۰۰	-۱۵	۰/۰۰	۸۰۶	۰/۰۰	۸۵۵	۰/۰۰
credit to private sector	-۸	۰/۰۰	-۶	۰/۰۰	۹۸۰	۰/۰۰	۶۳۷	۰/۰۰
freedom	-۲	۰/۰۳	-۱	۰/۲۵	۴۰۰	۰/۰۱	۴۱۶	۰/۰۰
inflation	-۹۳	۰/۰۰	-۴۸	۰/۰۰	۴,۹۰۸	۰/۰۰	۴۴۴۵	۰/۰۰
lerner	-۱۹	۰/۰۰	-۱۱	۰/۰۰	۵۳۱	۰/۰۰	۵۴۲	۰/۰۰
Lerner*freedom	-۱۸	۰/۰۰	-۱۰	۰/۰۰	۴۷۹	۰/۰۰	۴۹۵	۰/۰۰
Lerner^2	-۱۶۴	۰/۰۰	-۲۶	۰/۰۰	۵۴۶	۰/۰۰	۵۷۴	۰/۰۰
Lerner^2*freedom	-۱۶۷	۰/۰۰	-۲۳	۰/۰۰	۴۸۱	۰/۰۰	۵۰۴.۸	۰/۰۰
risk	-۱۶	۰/۰۰	-۶	۰/۰۰	۳۵۳	۰/۰۰	۴۶۷	۰/۰۰
roa	-۲۱	۰/۰۰	-۲۰	۰/۰۰	۱,۰۸۶	۰/۰۰	۱۱۱۱	۰/۰۰
size	-۱۳	۰/۰۰	-۶	۰/۰۰	۱,۰۲۶	۰/۰۰	۷۸۳	۰/۰۰
Market share	-۵	۰/۰۰	-۲	۰/۰۰	۳۵۶	۰/۰۰	۳۵۹	۰/۰۰
Credit to deposit	-۳	۰/۰۰	/۲۱ ۰	۰/۵۸	۳۶۶	۰/۰۵	۴۰۸	۰/۰۰
Asset to GDP	-۱۵	۰/۰۰	۱۹	۰/۰۰	۱۰۷۱	۰/۰۰	۱۰۷۴	۰/۰۰

منبع : یافته‌های تحقیق

[1] panel cointegration test

مطابق جدول (۲) نتایج آزمون‌های مختلف نشان‌دهنده عدم وجود ریشه واحد در سطح اطمینان ۹۹ درصد برای مقادیر متغیرها در سطح می‌باشند. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو با استفاده از آماره ADF در جدول زیر نشان داده شده است.

جدول (۳): نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی کائو

نتیجه آزمون	مدل کارایی	مدل سودآوری	آمارهADF
فرضیه صفر مبنی بر عدم هم-انباشتگی در هر دو مدل رد می-شود.	۳/۳۴	-۹/۳۰	t-Statistic
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	احتمال پذیرش فرضیه صفر

منبع : یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی، رابطه بلند مدت بین متغیرهای الگو وجود دارد و مشکل رگرسیون کاذب در مدل‌های تخمینی وجود ندارد. لذا ابتدا مدل سودآوری و در ادامه مدل کارایی را تخمین و تحلیل می‌کنیم.

جدول (۴): تخمین مدل سودآوری با استفاده از روش آرلانو-باور/ بوندل-باند دو مرحله‌ای

متغیرهای مستقل	ضریب	آماره آزمونz	احتمال	فاصله اطمینان ۹۵٪	
عرض از مبداء	۶/۳۵۸	۲۱/۱۳	۰/۰۰۰	۵/۷۶	۶/۹۵
Roa (-1)	۰/۰۲۶۷	۱۲/۱۵	۰/۰۰۰	۰/۰۲۲	۰/۰۳۱
car	۰/۰۸	۳۹/۴۳	۰/۰۰۰	۰/۰۷۹	۰/۰۸۸
diversification	۰/۰۱	۸/۷۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۹	۰/۰۱۴
edevelopment	-۰/۰۰۰۰۴	-۱۳/۳۴	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۰۰۸	۰/۰۰۰۰۶
efficiency	۰.۲۴	۱۰/۲۸	۰/۰۰۰	۰/۱۹	۰/۲۹
credit to private	-۰.۰۲	-۱۰/۵۲	۰/۰۰۰	-۰/۰۲۱	-۰/۰۱۴
inflation	۰/۰۰۰۹	۱/۵۶	۰/۴۵	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۲
risk	-۰/۱۲	-۷۵/۶۵	۰/۰۰۰	-۰/۱۳	-۰/۱۱
size	-۰/۰۲	-۷	۰/۰۰۰	-۰/۰۲۵	-۰/۰۱۴
Market share	-۰/۰۱۷	-۱۰/۵۷	۰/۰۰۰	-۰/۰۲	-۰/۰۱
lerner	۳/۳۰	۲/۲۳	۰/۰۱۷	۰/۰۴۵	۷/۰۳
freedom	-۰/۰۴	-۹/۷۳	۰/۰۰۰	-۰/۰۴۳	-۰/۰۲۹

Lerner*freedom	-۰/۰۱۹	-۰/۶۶	۰/۵۷	-۰.۰۷۶	۰/۰۳۸
Lerner^2	-۱۱/۴	-۴/۶۵	۰/۰۰۰	-۱۶/۲۱	-۶/۵۹
Lerner^2*freedom	۰/۲۲	۴/۶۳	۰/۰۰۰	۰/۱۲	۰/۳۱

منبع : یافته‌های تحقیق

در جدول (۵) نیز نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل آورده شده است. براساس نتیجه آزمون والد، اعتبار ضرایب برآوردی متغیرها تأیید می‌شود. نتیجه آزمون سارگان نیز حاکی از سازگاری تخمین‌زننده GMM است؛ بنابراین نتایج ضرایب برآورد شده از نظر آماری تأیید شده و قابل تفسیر می‌باشند. با توجه به نتایج آزمون خودهمبستگی آرلانو و باند در جدول (۵) همبستگی بین جملات اخلال از مرتبه اول بوده و از مرتبه دوم و بالاتر نمی‌باشد. بنابراین وقفه بهینه مرتبه جملات اخلال برابر با یک بوده و روش GMM روش مناسبی برای برآورد مدل تجربی تحقیق و حذف اثرات ثابت می‌باشد.

جدول (۵): نتایج آزمون های تشخیصی والد، سارگان و خودهمبستگی آرلانو و باند

آزمون آماری	مقدار	سطح احتمال
آماره کای ۲ آزمون والد	۰۰۰,۹۴۱	۰/۰۰۰
آماره کای ۲ آزمون سارگان	۹۶/۸۱	۱/۰۰۰
خودهمبستگی مرتبه اول AR(1)	-۱/۷۶	۰/۰۷۸
خودهمبستگی مرتبه دوم AR(2)	۱/۰۹	۰/۲۷۴

منبع : یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۴) که قدرت بازار و کارایی دارای اثر مثبت بر سودآوری هستند، به این نتیجه می‌رسیم که فرضیه‌های ساختار-رفتار-عملکرد (SCP) و ساختارکارآ (ES) تایید می‌شوند، اما با توجه به اثر منفی اندازه بانک بر سودآوری، فرضیه قدرت نسبی بازار (RMP) برای کشورهای مورد مطالعه رد می‌شود. نتایج همسو با مطالعات حاجیان و بصیرت‌پور (۱۳۹۶)، دهنوی و همکاران (۱۳۹۰)، رضایی و سعدی (۱۳۹۰)، بارا و روژیرو[1] (۲۰۲۰)، ویورتا (۲۰۱۴) و الیس (۲۰۱۹) می‌باشد.

در سطح پایین‌تر قدرت بازار، قدرت بازار باعث افزایش سودآوری می‌شود، هرچه قدرت بازار بیشتر شود، این اثر با شتاب بیشتری کاهش می‌یابد و اثر نهایی قدرت بازار بر سودآوری در نقطه ماکزیمم (سطح آستانه) صفر می‌شود. پس از آن، اثر نهایی منفی

[1] Cristian Barra & Nazzareno Ruggiero (2020)

می‌شود و در نتیجه وجود رابطه U وارون میان قدرت بازار و سودآوری تأیید می‌شود. برای پیدا کردن نقطه آستانه شاخص قدرت بازار، آزمون (SLM) و برای فاصله اطمینان از روش فیلر استفاده شده و نتیجه آن در جدول (۶) آمده است.

جدول (۶): آزمون (SLM) برای تعیین مقدار بهینه قدرت بازار

H_0: یکنواخت یا U شکل بودن رابطه		H_1: شکل U وارون بودن رابطه
کران بالا	کران پایین	
۱/۵۳	-۱/۶۱	دامنه شاخص لرنر
-۳۱/۱۵	۴۰/۴۶	شیب منحنی در دو دامنه
-۵/۲۱	۴/۲۶	مقدار t شیب هر دامنه
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	سطح احتمال
آزمون (SLM) برای وجود شکل U وارون :		
نقطه آستانه : ۰/۱۶۴	مقدار p: ۰/۰۰۰	مقدار t: ۴/۲۶
فاصله اطمینان ۹۵٪ برای نقطه آستانه با روش فیلر		[۰/۱۵۷ ۰/۱۷۰]

منبع : یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول فوق دامنه شاخص لرنر از ۱/۱۶- تا ۹/۵ متغیر بوده و شیب منحنی در کران پایین ۵/۱۲ و در کران بالا ۴/۴۸- می‌باشد که نشان دهنده منحنی U وارون است. مقدار t برای شیب هر دو دامنه معنی‌دار است. نقطه اکسترمم (آستانه) برای شاخص لرنر که سودآوری حداکثر مقدار خود را دارد، برابر با ۰/۱۶۴ می‌باشد و آزمون (SLM) برای وجود شکل U وارون با مقدار t برابر با ۴/۲۶ تایید می‌شود و فاصله اطمینان ۹۵٪ برای نقطه آستانه شاخص لرنر [۰/۱۵۷ ۰/۱۷۰] با روش فیلر بدست می‌آید .

با الهام از مطالعه ویورتا (۲۰۱۴)، هوک و همکاران (۲۰۱۸) و الیس (۲۰۱۹)، در مورد رابطه غیرخطی بین قدرت بازار و عملکرد بانک و اثر کیفیت نهادی بر این رابطه غیرخطی، شاخص‌های توان دوم قدرت بازار، شاخص تعاملی قدرت بازار و کیفیت نهادی و شاخص تعاملی توان دوم قدرت بازار و کیفیت نهادی در مدل لحاظ گریده‌اند تا نوع رابطه غیرخطی بین قدرت بازار و سودآوری با توجه به کیفیت نهادی بررسی شود.

مطابق نتایج جدول (۶)، بدون لحاظ کردن شاخص کیفیت نهادی، رابطه بین قدرت بازار و سودآوری به صورت U وارون می‌باشد اما مطابق جدول (۷) لحاظ کیفیت نهادی باعث تغییر نوع رابطه بین قدرت بازار و سودآوری به صورت U می‌شود که در مراحل اولیه با افزایش قدرت بازار، سودآوری کاهش می‌یابد و پس از رسیدن به حداقل مقدار

خود در نقطه ۰/۰۴۵ برای متغیر تعاملی کیفیت نهادی و قدرت بازار، مجددا با افزایش قدرت بازار سودآوری افزایش می‌یابد.

جدول (۷): آزمون (SLM) برای تعیین مقدار بهینه متغیر تعاملی کیفیت نهادی و قدرت بازار

H_0: یکنواخت یا U شکل بودن رابطه H_1: شکل U وارون بودن رابطه		
کران بالا	کران پایین	
۷۸/۳۹	-۹۵/۲۳	دامنه شاخص لرنر
۳۳/۹۷	-۴۱/۳۲	شیب منحنی در دو دامنه
۴/۶۴	-۴/۶۲	مقدارt شیب هر دامنه
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	سطح احتمال
آزمون (SLM) برای وجود شکل U وارون :		
نقطه آستانه : ۰/۰۴۵	مقدار P: ۰/۰۰۰	مقدار t: ۴/۶۲
فاصله اطمینان ۹۵٪ برای نقطه آستانه با روش فیلر		[-۰/۳۸ ۰/۴۷]

منبع : یافته‌های تحقیق

لذا نتایج نشان‌دهنده رابطه U شکل بین قدرت بازار و سودآوری با لحاظ کردن کیفیت نهادی است و به این معنا است که افزایش کیفیت نهادی باعث تعدیل اثرات نامطلوب قدرت بازار می‌شود و با جلوگیری از تبانی بین بانک‌ها باعث کاهش سودآوری می‌شود.

در ادامه عملکرد کارایی صنعت بانکداری را بررسی می‌کنیم و نتایج تخمین مدل کارایی با استفاده از روش GMM سیستمی دومرحله ای به صورت جدول (۸) می‌باشد.

جدول (۸): نتایج تخمین مدل کارایی با استفاده از روش آرلانو-باور/ بوندل-باند دو-مرحله‌ای

متغیرهای مستقل	ضریب	آماره آزمونz	سطح احتمال	فاصله اطمینان ۹۵٪	
عرض از مبداء	۰/۹	۸/۷۴	۰/۰۰۰	۰/۷	۱/۱
Efficiency (-1)	۰/۴۳	۶۴/۷۳	۰/۰۰۰	۰/۴۲	۰/۴۴
car	-۰/۰۰۵	-۴/۸۲	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۳
diversification	-۰/۰۰۱	-۲/۹	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۰۴
edevelopment	۰/۰۰۰۱	۱۰/۸	۰/۰۰۰	۶e-۶	۶e-۹
freedom	-۰/۰۱	-۶/۶	۰/۰۰۰	-۰/۰۱۴	-۰/۰۰۷
inflation	-۰/۰۰۰۲	-۲/۳۴	۰/۰۲	-۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۰۴

lerner	-۰/۵	-۱/۲۶	۰/۲۱	-۱/۲۷	۰/۲۸
Lerner^2	۱/۰۱	۱/۸۹	۰/۰۶	-۰/۰۳۶	۲/۰۵
Lerner*freedom	۰/۰۲	۳/۵۱	۰/۰۰۰	۰/۰۱	۰/۰۴
Lerner^2*freedom	-۰/۰۲	-۲/۲۴	۰/۰۳	-۰/۰۴	-۰/۰۰۳
Z score	۰/۰۰۲	۴/۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳
size	۰/۰۰۱	۵/۸۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۲
Market share	۰/۰۰۴	۷/۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۵
Credit to deposit	۰/۰۰۰۶	۲/۹۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۱
Asset to GDP	۰/۰۰۱	۴/۲۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۲

منبع : یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون‌های والد، سارگان و خود همبستگی مرتبه اول و دوم آرلانو و باند مطابق انتظار بوده و در جدول (۹) گزارش شده است.

جدول (۹): نتایج آزمون‌های تشخیصی والد، سارگان و خودهمبستگی آرلانو و باند

آزمون آماری	مقدار	سطح احتمال
آماره کای ۲ آزمون والد	۱,۰۰۰,۰۰۰	۰/۰۰۰
آماره کای ۲ آزمون سارگان	۹۲/۳۰	۱/۰۰۰
خودهمبستگی مرتبه اول AR(1)	-۳/۲۰۱	۰/۰۰۱۴
خودهمبستگی مرتبه دوم AR(2)	۰/۰۱۵۶	۰/۹۸۷۶

منبع : یافته‌های تحقیق

طبق نتایج جدول (۸) قدرت بازار بدون در نظر گرفتن کیفیت نهادی دارای اثر منفی بر کارائی بوده که تاییدکننده فرضیه زندگی آرام هیکس[1] می‌باشد. نتایج سازگار با مطالعه خدادادکاشی و حاجیان (۱۳۸۹)، آسونگو و اودیامبو[2] (۲۰۱۸) و اوردگبه[3] (۲۰۲۰) می‌باشد. اما با در نظر گرفتن کیفیت نهادی، رابطه متغیر تعاملی قدرت بازار و آزادی اقتصادی، با کارایی مثبت می‌شود و فرضیه زندگی آرام رد می‌شود. بنابراین در محیط با کیفیت نهادی پایین قدرت بازار باعث ناکارایی و در محیط با کیفیت نهادی بالا، قدرت بازار باعث کارایی بیشتر می‌شود.

[1] Hicks, Quiet Life Hypothesis
[2] Asongu & Odhiambo (2019)
[3] Oredegbe

جدول (۱۰): آزمون (SLM) برای تعیین مقدار بهینه قدرت بازار

H_0: یکنواخت یا U شکل بودن رابطه H_1: شکل U وارون بودن رابطه		
کران بالا	کران پایین	
۱/۵۳	-۱/۶۱	دامنه شاخص لرنر
۲/۵۹	-۳/۷۵	شیب منحنی در دو دامنه
۱/۸۹	-۱/۸۵	مقدار t شیب هر دامنه
۰/۰۲۹	۰/۰۳۲	سطح احتمال
آزمون کلی (SLM) برای وجود شکل U وارون :		
نقطه آستانه : ۰/۲۵	مقدار p: ۰/۰۳۲	مقدار t: ۱/۸۵
فاصله اطمینان ۹۵٪ برای نقطه آستانه با روش فیلر		[۰/۲۴ ۰/۲۶]

منبع : یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول فوق، شیب منحنی در کران پایین ۳/۷۵- و در کران بالا ۲/۵۹ می‌باشد که نشان دهنده منحنی U شکل است. مقدار t برای شیب هر دو دامنه معنی‌دار است. نقطه اکسترمم (آستانه) برای شاخص لرنر که کارایی حداقل مقدار خود را دارد، برابر با ۰/۲۵ می‌باشد و آزمون (SLM) برای وجود شکل U با مقدار t برابر با ۱/۸۵ تایید می‌شود و فاصله اطمینان ۹۵٪ برای نقطه آستانه شاخص لرنر [۰/۲۶ ۰/۲۴] با روش فیلر بدست می‌آید. با لحاظ کردن کیفیت نهادی، رابطه بین قدرت بازار و کارایی به صورت U وارون می‌شود که نقطه بهینه قدرت بازار برای حداکثرسازی کارایی از طریق آزمون (SLM) به شرح ذیل بدست می‌آید.

جدول (۱۱): آزمون (SLM) برای تعیین مقدار بهینه متغیر تعاملی کیفیت نهادی و قدرت بازار

H_0: یکنواخت یا U شکل بودن رابطه H_1: شکل U وارون بودن رابطه		
کران بالا	کران پایین	
۷۸/۳۹	-۹۵/۲۳	دامنه شاخص لرنر
-۳/۱۰	۳/۸۳	شیب منحنی در دو دامنه
-۲/۲۳	۲/۲۵	مقدار t شیب هر دامنه
۰/۰۱	۰/۰۱	سطح احتمال
آزمون (SLM) برای وجود شکل U وارون:		
نقطه آستانه : ۰/۵۸	مقدار p: ۰/۰۱	مقدار t: ۲/۲۳
فاصله اطمینان ۹۵٪ برای نقطه آستانه با روش فیلر		[۰/۱۵ ۱/۰۰]

منبع : یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۱۱)، دامنه شاخص تعاملی قدرت بازار و کیفیت نهادی از ۹۵/۲۳- تا ۷۸/۳۹ متغیر بوده و شیب منحنی در کران پایین ۳/۸۳ و در کران بالا ۳/۱۰- می‌باشد که نشان دهنده منحنی U وارون است. مقدار t برای شیب هر دو دامنه معنی‌دار است. نقطه اکسترمم (آستانه) برای شاخص تعاملی که کارایی حداکثر مقدار خود را دارد، برابر با ۰/۵۸ می‌باشد و آزمون (SLM) برای وجود شکل U وارون با مقدار t برابر با ۲/۲۳ تایید می‌شود و فاصله اطمینان ۹۵٪ برای نقطه آستانه شاخص تعاملی [۱/۰۰ ۰/۱۵] با روش فیلر بدست می‌آید. بنابراین وجود کیفیت نهادی باعث تغییر شکل رابطه قدرت بازار و کارایی شده و قدرت بازار با وجود کیفیت نهادی تا نقطه آستانه‌ای خود باعث افزایش کارایی شده است.

۷-نتیجه‌گیری و پیشنهادات

برای بررسی رابطه بین ساختار و سودآوری صنعت بانکداری مدل‌های مورد نظر توسط GMM سیستمی دومرحله‌ای تخمین زده شد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که قدرت بازار و کارایی دارای اثر مثبت بر سودآوری هستند، به این نتیجه می‌رسیم که فرضیه-های ساختار-رفتار-عملکرد (SCP) و ساختارکارآ (ES) تایید می‌شوند، اما با توجه به اثر منفی دو شاخص سهم از بازار و اندازه بانک بر سودآوری، فرضیه قدرت نسبی بازار (RMP) برای کشورهای مورد مطالعه رد می‌شود. علت اثر منفی اندازه و سهم از بازار بر سودآوری می‌تواند به این دلیل باشد که بانک‌ها به جای تاکید بر سودآوری، با اعطای تسهیلات ارزان قیمت و سپرده‌پذیری گران قیمت، بر افزایش سهم از بازار تاکید داشته-اند. در این مطالعه با الهام از تئوری مارتینز- میرا و رپوللو (۲۰۱۰) و بهره‌گیری از آزمون رابطه U شکل که لیند و مهلوم (۲۰۱۰) طراحی کرده‌اند، وجود رابطه U شکل میان تمرکز و عملکرد بانکی بررسی شد. نتایج مطالعه، یک رابطه U شکل وارون بسیار پایدار و از نظر آماری معنی‌دار بین تمرکز و سودآوری نشان می‌دهد. زمانی که مقدار شاخص لرنر در نقطه آستانه ۰/۱۶۴ می‌باشد، سودآوری بانک در نقطه ماکزیمم خود قرار دارد و بعد از آن به دلایلی از قبیل عدم‌صرفه‌های ناشی از مقیاس باعث کاهش سودآوری صنعت بانکداری می‌شود.

با توجه به حد آستانه ۰/۱۶۴ برای شاخص لرنر که مقدار کمی است، نشان می‌دهد که بازار در شرایط رقابتی، عملکرد بیشتری دارد و در صورت افزایش تمرکز بازار از این حد

آستانه، از عملکرد صنعت بانکداری کاسته می‌شود. این نتیجه نشان می‌دهد زمانی که رقابت شدید است، سیاست‌گذاران مسئول نظارت و تنظیم مقررات صنعت بانکداری باید تاکید بیشتری بر ادغام داشته باشند، در حالی که در بازارهای بانکی متمرکز، حداقل از ادغام بزرگ‌ترین بانک‌ها جلوگیری کنند. همچنین با استفاده از روش فیلر، فاصله اطمینان [۰/۱۷۰ ۰/۱۵۷] برای نقطه بهینه بدست آمده است. این فاصله اطمینان به لحاظ سیاست‌گذاری می‌تواند بسیار مفید باشد زیرا این امکان را به سیاست‌گذاران مسئول نظارت و تنظیم مقررات صنعت بانکداری می‌دهد که اثر ورود مؤسسات مالی جدید یا ادغام چند مؤسسه با یکدیگر را بر عملکرد صنعت بانکداری بررسی کنند. وجود کیفیت نهادی باعث تغییر شکل رابطه قدرت بازار و سودآوری می‌شود و آن را به صورت U شکل می‌نماید و از نقطه آستانه متغیر تعاملی قدرت بازار و کیفیت نهادی یعنی ۰/۰۴۵، باعث افزایش سودآوری می‌شود.

رابطه قدرت بازار و کارایی، بدون در نظر گرفتن کیفیت نهادی، غیرخطی و به صورت U می‌باشد و تا نقطه آستانه ۰/۲۵ برای شاخص لرنر، افزایش قدرت بازار موجب کاهش کارایی می‌شود، اما با لحاظ کردن کیفیت نهادی، رابطه بین قدرت بازار و کارایی به صورت U وارون می‌شود. به این معنی که در محیط با کیفیت نهادی بالا، قدرت بازار باعث افزایش کارایی می شود و در نقطه آستانه ۰/۵۸ برای شاخص تعاملی قدرت بازار و کیفیت نهادی، کارایی به حداکثر مقدار خود می‌رسد. لذا کیفیت نهادی باعث تعدیل اثرات نامناسب قدرت بازار بر کارایی می‌شود. همچنین یافته‌های این مطالعه، یک چارچوب نظری در زمینه رابطه غیرخطی بین ساختار و عملکرد را ارائه می‌نماید و درک فعلی ما را در مورد رابطه بین ساختار و عملکرد که قبلا تصور می‌شد خطی است، گسترش داده است و بسته به سطح کیفیت نهادی هر دو دیدگاه تمرکز-کارائی و تمرکز- ناکارائی می‌توانند وجود داشته باشند.

دیدگاه سیاست‌گزاران اغلب این است که افزایش قدرت بازار بانکی موجب کاهش کارایی می‌شود، اما نتایج این مطالعه نشان داد که قدرت بازار بدون حضور کیفیت نهادی دارای اثر منفی بر کارائی بوده که تاییدکننده فرضیه زندگی آرام هیکس می‌باشد. اما با حضور کیفیت نهادی، رابطه متغیر تعاملی قدرت بازار و کیفیت نهادی با کارایی مثبت می‌شود و فرضیه زندگی آرام رد می‌شود. بنابراین در محیط با کیفیت نهادی پایین، قدرت بازار

باعث ناکارایی و در محیط با کیفیت نهادی بالا، قدرت بازار باعث کارایی بیشتر می‌شود. لذا پیشنهاد می‌گردد برای استفاده از مزایای صرفه‌های ناشی از مقیاس و افزایش کارایی، در راستای بهبود شاخص‌های کیفیت نهادی برنامه‌ریزی گردد.

ثبات دارای اثر مثبت بر کارایی می‌باشد که سازگار با نتایج مطالعه الیور و همکاران (۲۰۱۱) و ذالبگی دارستانی (۱۳۹۳) می‌باشد. نظام بانکی با ثبات، با ایجاد محیط مناسبی برای جذب سپرده‌ها، با واسطه‌گری مالی کارا و تخصیص بهینه‌تر منابع، باعث افزایش کارایی می‌شود. تورم دارای اثر منفی بر کارایی می‌باشد که سازگار با مطالعه دهقانی و همکاران (۱۳۹۵)، نعمتی و همکاران (۱۳۹۵)، امیری (۱۳۹۷)، عیسی‌زاده و همکاران (۱۳۸۹) و امیری (۱۳۹۶) می‌باشد. با افزایش تورم، نرخ موثر سپرده‌ها کاهش می‌یابد برای جلوگیری از خروج سپرده‌ها بانک‌ها مجبور به افزایش نرخ سود سپرده‌های خود هستند که باعث کاهش کارایی می‌شود. با افزایش تورم، از یک طرف قدرت خرید کاهش یافته و تقاضای پول مردم افزایش می‌یابد، از طرف دیگر، نرخ بهره واقعی کاهش یافته یا منفی می‌شود و سپرده‌گذاران به فکر خروج سپرده خود از بانک‌ها خواهند شد. بنابراین با افزایش نرخ تورم، ثبات و پایداری مالی بانک‌ها کاهش می‌یابد. لذا پیشنهاد می‌گردد برای ایجاد ثبات و افزایش کارایی، تورم کنترل گردد.

توسعه اقتصادی و توسعه مالی (نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP اثر منفی بر سودآوری دارد. چرا که با توسعه اقتصادی و مالی ممکن است ظرفیت کمی برای انجام فعالیت تجاری جدید در نتیجه افزایش رقابت وجود داشته باشد و با نتیجه مطالعه طیبی و همکاران (۱۳۹۱) و سارپونگ و همکاران (۲۰۱۸) سازگار می‌باشد. توسعه اقتصادی و توسعه مالی (نسبت دارایی سیستم بانکی به تولید ناخالص واقعی و تسهیلات به سپرده) دارای اثر مثبت بر کارایی می‌باشند.

آزادی اقتصادی دارای اثر منفی بر کارایی و سودآوری می‌باشد و با مطالعه دائی کریم-زاده و سلیمانی (۱۳۹۶) سازگار است. می‌توان این دلیل را عنوان کرد که آزادی اقتصادی با ایجاد قوانین و مقررات مطلوب و از میان برداشتن محدودیت‌ها و تسهیل محیط رقابتی، می‌تواند نقش مهمی در بسترسازی کارکرد مناسب نهادها و بازارها داشته باشد و زمینه‌های انحصار، رانت و سودآوری بانک‌ها را کاهش دهد.

کفایت سرمایه دارای اثر منفی بر کارایی می‌باشد. سرمایه خیلی زیاد منجر به وضع هزینه‌های غیرضروری بر بانک‌ها و مشتریان آنها می‌شود. همچنین هر چقدر نسبت کفایت سرمایه بالاتر باشد به معنای ریسک‌گریزی بانک بوده و با پرداخت وام کمتر و کم ریسک‌تر، باعث کاهش کارایی عملیاتی شده است که با نتیجه مطالعه کورتارئاس و همکاران (۲۰۱۲) و حامدی و عاده[1] (۲۰۱۲) سازگاری دارد .

اندازه بانک اثر منفی بر سودآوری دارد که همسو با نتایج مطالعات نوری بروجردی و همکاران (۱۳۸۹) می‌باشد. لذا مدل بانک مسلط ون هوس (۲۰۱۰) رد می‌شود. در این مدل فرض بر این است که بانک‌های بزرگ‌تر به دلیل کارآمدی بیشتر هزینه، سودهای بیشتری کسب می‌کنند. ریسک اعتباری دارای اثر منفی بر سودآوری بوده است که سازگار با نتیجه مطالعه محمد و چین[2] (۲۰۱۹) و سارپونگ و همکاران (۲۰۱۸) می‌باشد. با توجه به این که کارایی عملیاتی اثر مهمی بر سودآوری دارد، نشان می‌دهد که بانک‌ها بخش زیادی از سود خود را نه با قدرت قیمت‌گذاری، بلکه از طریق مدیریت کارآمدتر و بدون تحمیل هزینه بر سایر بخش‌های اقتصادی بدست آورده‌اند. بنابراین پیشنهاد می‌گردد در اجرای سیاست‌هایی که قدرت قیمت‌گذاری بانک‌ها را از بین می‌برد احتیاط شود، چرا که می‌تواند به ثبات بانکی آسیب برساند.

تنوع فعالیت‌های بانکداری اثر مثبت بر سودآوری دارد و سازگار با مطالعه شاهچرا و همکاران (۱۳۹۵)، مهربان‌پور و همکاران (۱۳۹۶)، محمد و چین (۲۰۱۹)، سارپونگ و همکاران (۲۰۱۸) و گودارد و همکاران[3] (۲۰۱۳) می‌باشد. این امر ممکن است ناشی از هم‌افزایی بین فعالیت‌های اصلی و مرتبط باشد؛ بنابراین بانک‌های متنوع را قادر می‌سازد یک مزیت رقابتی بدست آورند. توضیح قابل قبول دیگر ممکن است زیان‌های محدود مرتبط با فعالیت‌های بانکی متنوع، در مقایسه با زیان‌های زیاد عدم‌بازپرداخت وام در فعالیت‌های واسطه‌گری باشد.

از طرفی تنوع فعالیت‌های بانک دارای اثر منفی بر کارایی می‌باشد که سازگار با مطالعه خوش‌طینت و همکاران (۱۳۹۵) می‌باشد. قبل از بحران مالی جهانی، سیاست‌گذاران و قانون‌گذاران در بسیاری از کشورها به منظور افزایش رقابت‌پذیری در صنعت بانکداری،

---

[1] Hamadi & Awdeh (2012)
[2] Muhammad & Chin (2019)
[3] Goddard et al. (2013)

مقررات در مورد دامنه تنوع بانکی و موانع موجود میان بانک‌ها، شرکت‌ها و بیمه‌ها را کاهش دادند. با افزایش آزادسازی مالی و نوآوری، بانک‌ها با هدف کاهش اتکای خود به درآمد سنتی سود تسهیلات، دامنه فعالیت خود را به سایر بخش‌های مالی گسترش دادند. اما بحران مالی جهانی اخیر تردیدهایی را در مورد مزایای تنوع ایجاد کرده است. تنوع خدمات بانکی ممکن است باعث تشدید بی‌ثباتی مالی و کاهش عملکرد سیستم بانکی گردد یا هنگامی که رویدادهای خاص مانند بحران‌های مالی رخ می‌دهند، خطر فروپاشی سیستم مالی را افزایش دهد. از طرفی رابطه بین سهم از بازار و اندازه بانک بر کارایی مثبت می‌باشد که نشان‌دهنده اهمیت صرفه‌های ناشی از مقیاس می‌باشد. با توجه به اثر منفی تنوع فعالیت‌ها بر کارایی و اثر مثبت صرفه‌های ناشی از مقیاس بر کارایی، پیشنهاد می‌گردد که سیاست‌ها و قوانینی برای تنظیم تنوع بیش از حد عملیات بانکی مد نظر قرار گیرد و بانک‌ها در دوره‌های بحرانی، به جای تنوع بخشیدن به فعالیت‌ها و سرمایه‌گذاری‌ها، با بهره‌گیری از صرفه‌های ناشی از مقیاس و استفاده موثرتر از ابزارهای الکترونیکی، بر فعالیت اصلی واسطه‌گری خود (سپرده‌پذیری و پرداخت تسهیلات) متمرکز شوند.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱. امیری، حسین (۱۳۹۷). ارزیابی کارایی بانک‌های منتخب در ایران و ارتباط آن با متغیرهای درون بانکی و کلان اقتصادی. *مطالعات اقتصاد کاربردی ایران*، ۶۲، ۱۱۱-۹۸.

۲. خوش‌طینت، محسن، تقوی‌فرد، محمدتقی و نوبری، نوشین (۱۳۹۵). تجزیه و تحلیل عملکرد مالی بانک‌های خصوصی کشور. *فصلنامه مطالعات مالی و بانکداری اسلامی*، ۲، ۱۳۸-۱۱۳.

۳. دائی کریم‌زاده، سعید و سلیمانی، محمود (۱۳۹۶). اثر آزادی اقتصادی بر عملکرد بانک‌ها در ایران (با تاکید بر شاخص‌های آزادی اقتصادی بنیاد هریتیج). *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۱۹، ۱۰۰-۷۷.

۴. دهقانی، اکبر و حقیقت، علی (۱۳۹۵). اثر آزادسازی مالی بر عملکرد بانک‌های تجاری ایران. *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۱۶، ۸۹- ۶۹.

۵. شاهچرا، مهشید و جوزدانی، نسیم (۱۳۹۵). تنوع‌پذیری درآمدها و سودآوری در شبکه بانکی کشور. *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۱۴، ۵۲-۳۳.

۶. مهربان‌پور، محمدرضا، نادری نورعینی، محمدمهدی، اینالو، عفت و اشعری، الهام (۱۳۹۶). عوامل موثر بر سودآوری بانک‌ها. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۵۴، ۱۳۴-۱۱۳.

1. Al Arif, M. N. R., & Awwaliyah, T. B. (2019). Market share, concentration ratio and profitability: Evidence from indonesian islamic banking industry. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, *8*(2), 189-201.

2. Amiri, H. (2018). Evaluation the effectiveness of selected banks in Iran and its relationship with banking internal and macroeconomic variables. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *7*(26), 89-114.

3. Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, *58*(2), 277-297.

4. Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, *68*(1), 29-51.

5. Asongu, S. A., & Odhiambo, N. M. (2019). Testing the quiet life hypothesis in the African banking industry. *Journal of Industry, Competition and Trade*, *19*(1), 69-82.

6. Aziz, O. G., & Knutsen, J. (2019). The banks profitability and economic freedom quality: empirical evidence from Arab economies. *Journal of Banking and Financial Economics*, *1*(11), 96-110.

7. Berger, A. N., Bonime, S. D., Covitz, D. M., & Hancock, D. (2000). Why are bank profits so persistent? The roles of product market competition, informational opacity, and regional/macroeconomic shocks. *Journal of Banking & Finance*, *24*(7), 1203-1235.

8. Berger, A. N., & Mester, L. J. (1997). Inside the black box: What explains differences in the efficiencies of financial institutions?. *Journal of banking & finance*, *21*(7), 895-947.

9. Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, *87*(1), 115-143.

10.Chan, S. G., Koh, E. H., Zainir, F., & Yong, C. C. (2015). Market structure, institutional framework and bank efficiency in ASEAN 5. *Journal of Economics and Business*, *82*, 84-112.

11.Claessens, S., & Laeven, L. (2004). What drives bank competition? Some international evidence. *Journal of money, credit and banking*, 563-583.

12.Ccccrr ss P & lll lecchi A (111)) Tssti tee ‘qii et life’ppptt hssi in the Italian banking industry. *Economic Notes*, *39*(3), 173-202.

13.Cuestas, J. C., Lucotte, Y., & Reigl, N. (2020). Banking sector concentration, competition and financial stability: the case of the Baltic countries. *Post-Communist Economies*, *32*(2), 215-249.

14.Daei Karimadeh, S., & Soleymani, M. (2017). Impact of economic freooom nn tee kkkk’’ eerfrr mccce i Iran. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies 5*(19), 77-100 (In Persian).

15.Dietrich, A., & Wanzenried, G. (2014). The determinants of commercial banking profitability in low-, middle-, and high-income countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *54*(3), 337-354.

16.Doytch, N., & Uctum, M. (2011). Does the worldwide shift of FDI from manufacturing to services accelerate economic growth? A GMM estimation study. *Journal of International Money and Finance*, *30*(3), 410-427.

17.Ellis, S. (2019). *The role of systemic risk, regulation and efficiency within the banking competition and financial stability relationship* (Doctoral dissertation, Northumbria University).

18.Goddard, J., Liu, H., Molyneux, P., & Wilson, J. O. (2013). Do bank profits converge?. *European Financial Management*, *19*(2), 345-365.

19.González, L. O., Razia, A., Búa, M. V., & Sestayo, R. L. (2019). Market structure, performance, and efficiency: Evidence from the MENA banking sector. *International Review of Economics & Finance*, *64*, 84-101.

20.Greene, W. H. (2000). Econometric analysis 4th edition. *International edition, New Jersey: Prentice Hall*, 201-215.

21.Hajian, M. R., & Basiratpour, H. (2017). Evaluating the mutual impacts ff mrrktt elemnntiii Irnn' kkkki yyttmm *Quarterly Journal of Industrial Economic Researches. 1*(1), 7-22 (In Persian).

22.Law, S. H., Lee, W. C., & Singh, N. (2018). Revisiting the finance-innovation nexus: Evidence from a non-linear approach. *Journal of Innovation & Knowledge*, *3*(3), 143-153.

23.Khan, H. H., Ahmad, R. B., & Chan, S. G. (2018). Market structure, bank conduct and bank performance: Evidence from ASEAN. *Journal of Policy Modeling*, *40*(5), 934-958.

24.Khan, M. U. H., & Hanif, M. N. (2019). Empirical evaluation of 'ttrcctrr e-conduct-rrr formccce'ddd 'efficinnt-ttruttrr'' prriii gms in banking sector of Pakistan. *International Review of Applied Economics*, *33*(5), 682-696.

25.Khoshtinat, M., Taghavifard, M. T., & Nobari, N. (2016). Financial performance analysis of Iranian private banks. *Quarterly Journal of Islamic Finance and Banking Studies. 2*(3), 113-138 (In Persian).

26.Sarpong-Kumankoma, E., Abor, J., Aboagye, A. Q. Q., & Amidu, M. (2018). Freedom, competition and bank profitability in Sub-Saharan Africa. *Journal of Financial Regulation and Compliance*.

27.Lind, J. T., & Mehlum, H. (2010). With or without U? The appropriate tsst frr U aaap relatinniii *Oxford bulletin of economics and statistics*, *72*(1), 109-118.

28.Martinez-Miera, D., & Repullo, R. (2010). Does competition reduce the risk of bank failure?. *The Review of Financial Studies*, *23*(10), 3638-3664.

29.Maudos, J., & de Guevara, J. F. The cost of market power in the European banking sectors: social welfare loss vs. cost inefficiency.

30.Mehrebanour, M. R., Naderi noorain, M. M., Inanluo, E., & Asheri, E. (2017). Factors affecting the profitability of banks. *Empirical studies of financial accounting, 54,* 113 – 134 (In Persian).

31.Ali, M., & Puah, C. H. (2019). The internal determinants of bank profitability and stability. *Management Research Review*.

32.Naylah, M., & Cahyaningratri, C. (2020). The influence of market structure in indonesian banking performance. *JEJAK: Jurnal Ekonomi dan Kebijakan*, *13*(1), 120-134.

33.Nouri Boroujerdi, P., Jalili, M., & Mardani, F. (2010). the effect of concentration in the banking industry and other factors on the profitability of state banks. *Monetary & Banking Researches, 5*, 175-202 (In Persian).

34.Oredegbe, A. (2020). Cost efficiency determinants: evidence from the canadian banking industry. *International Journal of Business and Management, 15*(1).

35.Phan, H. T., Anwar, S., Alexander, W. R. J., & Phan, H. T. M. (2019). Competition, efficiency and stability: An empirical study of East Asian commercial banks. *The North American Journal of Economics and Finance, 50*, 100990.

36.Sarpong-Kumankoma, E., Abor, J., Aboagye, A. Q., & Amidu, M. (2017). Freedom, competition and bank efficiency in Sub-Saharan Africa. *International Journal of Law and Management*.

37.eeeee eKKK&&&ČČMMMM(2008). How does competition affect efficiency and soundness in banking? New empirical evidence.

38.Shahchera, M., & Jouzdani, N. (2016). Income diversification and profitability in Iranian banking system. *Quarterly Journal of Fiscal and Economics Policies*, *4*(14), 33-52 (In Persian).

39.Sufian, F., & Habibullah, M. S. (2010). Does economic freedom fosters sssss s eerformccc?? Peeel vvicccc from Mllyyiia *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, *6*(2), 77-91.

40.Tregenna, F. (2009). The fat years: the structure and profitability of the US banking sector in the pre-crisis period. *Cambridge Journal of Economics*, *33*(4), 609-632.

41.jjjj ill Peeee A (3333). aaa t dtt rr minss t rr ofitbbilit of nnn??? Evidence from Spain. *Accounting & Finance*, *53*(2), 561-586.

42.Uhde, A., & Heimeshoff, U. (2009). Consolidation in banking and financial stability in Europe: Empirical evidence. *Journal of Banking &* .

43.Van Hoose, D. (2010). *the Industrial organization of banking*. Berlin, Germany: Springer.

44.Viverita, V. (2014). Cost efficiency and market power: A test of quiet life and Rrelated hypotheses in indonesian banking industry. *Managing Service Productivity*, *215*, 167-190.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی