بررسی تأثیر بانکداری بدون ربا بر رشد اقتصادی در ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۳/۱۰ تاریخ تأیید: ۱۳۹۲/۶/۲۵

سیدعباس موسویان *
بهزاد ورمزیاری **

چکیده

در مقاله پیش‌رو ارتباط بین تأمین مالی بانکداری بدون‌ربا و رشد اقتصادی در ایران با استفاده از داده‌های فصلی طی سال‌های ۱۳۸۰ـ ۱۳۹۰ با استفاده از روش مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی (ARDL) بررسی شده است. ما در مدل مورد نظر براساس مطالعه‌های صورت‌گرفته در این‌باره از متغیرهای تأمین مالی اسلامی به‌عنوان بخش مالی اسلامی و نیز از دو متغیر دیگر، تولید ناخالص داخلی و سرمایه ثابت ناخالص برای نشان‌دادن بخش حقیقی اقتصاد استفاده کرده‌ایم.

فرضیه تحقیق این است که بانکداری بدون ربا اثر قابل توجه و معناداری بر رشد اقتصادی در ایران دارد. در این مدل، ضریب تصحیح خطا مقدار ۰.۶۹- است که بیان‌گر این می‌باشد که مقدار ۶۹ درصد از خطای هر دوره در گرایش به روند بلندمدت تصحیح می‌شود که نشان‌دهنده سرعت بالای فرایند تعدیل است. نیز ضرایب تأمین مالی بانکداری اسلامی و انباشت سرمایه بانک‌ها به ترتیب برابر با ۰/۱۵ و ۰/۲۴ هستند که نشان می‌دهد یک واحد افزایش در هر یک از این شاخص‌ها به ترتیب به ۰/۱۵ و ۰/۲۴ واحد افزایش در رشد اقتصادی می‌انجامند. نتیجه‌های حاصل نشان‌دهنده اثر معنادار بانکداری بدون‌ربا بر روی رشد اقتصادی در ایران است که می‌توان از آن به‌عنوان یک راهنمایی مهم سیاست‌گذاری استفاده کرد.

واژگان کلیدی: *بانک‌داری بدون‌ربا، رشد اقتصادی، مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی، علیت گرنجری.*
طبقه‌بندی JEL:C40, C22, F43, E58.

*. دانشیار پژوهشگاه فرهنگ و اندیشه اسلامی. Email: samosavian@yahoo.com.
**. کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه تهران (نویسنده مسئول). Email: Behzad.varmaziari@gmail.com.

مقدمه

نظام مالی یکی از مهم‌ترین اجزای هر اقتصاد شمرده می‌شود. این نظام شامل شبکه‌ای از بازارهای مالی، مؤسسه‌ها، شرکت‌های تجاری، خانوارها و دولت است که در آن نظام مشارکت داشته و عملیات بازار مالی را تنظیم می‌کنند. مؤسسه‌های مالی و پولی به‌عنوان واسطه‌گران این چرخه به آحاد مردم و شرکت‌ها و مؤسسه‌های دولتی و غیردولتی خدمات ارائه می‌دهند (سعیدی، ۱۳۸۸، ص۱٦۹).

بانک‌ها در بازارهای مالی اهمیت فراوانی دارند. مهم‌ترین دلیل اهمیت آنها را می‌توان به‌صورت ذیل عنوان کرد:

> بانک‌ها منابع مالی را از دست کسانی که دارای مازاد این منابع هستند؛ یعنی پس‌اندازکنندگان به‌دست کسانی می‌رسانند که کمبود منابع مالی دارند (مانند سرمایه‌گذاران)؛ در نتیجه بانک‌ها باعث افزایش سرمایه‌گذاری و تولید و بهبود رشد اقتصادی می‌شوند (میشکین، ۱۳۷۸، ص۷۸).

با گسترش نظام سرمایه‌داری به‌ویژه صنعت بانکداری به کشورهای اسلامی، دولت‌مردان، بازرگانان، صنعت‌گران و صاحبان بانک‌ها با مشکل ممنوعیت ربا روبه‌رو بوده و برای حل آن دست به دامن عالمان دین شدند. اینجا بود که اندیشه‌وران به دو گروه تقسیم شدند: الف) گروهی با پذیرش نظام سرمایه‌داری و بانکداری ربوی درصدد ارائه تفسیری جدید از ربا برآمدند تا با معامله‌های بانکی سازگار باشد. ب) گروه دوم ضمن پذیرش اصل پدیده بانک، درصدد برآمدند معامله‌های بانک را براساس آموزه‌های اسلام طراحی کنند که بانکداری بدون ربا نتیجه این کوشش‌ها بود (موسویان، ۱۳۸۵، ص۷۲).

بانکداری اسلامی یکی از روبه‌رشدترین بخش‌های صنعت بانکداری است. این بخش قدمتی در حدود ۳۰ سال دارد و در اکثر کشورهای اسلامی در میان افرادی که از بهره گریزان هستند، جایگاه خاصی دارد. این نظام به‌طور کلی شبیه بانکداری ربوی است اما بهره در آن جایی ندارد و بر پایه معامله‌های واقعی میان گیرندگان تسهیلات و سپرده‌گذاران استوار است و سود بانک براساس مقررات و اصول اسلامی به‌عنوان حق‌الوکاله است. در برابر نظام بانکداری ربوی در جایگاه واسطه مالی میان سپرده‌گذاران و وام‌گیرندگان عمل می‌کند و پول سپرده‌شده به‌وسیله مشتریان را در اختیار وام‌گیرندگان

قرار می‌دهد. درآمد این نظام از تفاوت بهـره دریـافتی از وام‌گیرنـدگان و بهـره پرداختی به سپرده‌گذاران حاصل می‌شود. هر چند بانک هزینه‌هایی مانند هزینه‌های بالاسـری و حقوق پرسنل را نیز شامل می‌شود. به این ترتیب درآمد خالص بانک از تفاوت درآمـدها و هزینه‌ها قابل محاسبه است. به عبارت دیگر نظام بانکداری ربوی بر مبنای مبادله‌های ناشـی از بهره استوار است.

بانک‌های اسلامی به‌علت پرهیز از نوع فعالیت‌های بانکی در دریافت بهره از وام‌ها یا پرداخت بهره به سپرده‌ها، از دیگر بانک‌ها متمایز هستند. بانک‌های اسلامی نیز مانند دیگر واسطه‌های مالی با تخصیص پس‌اندازهای سرمایه‌گذاران در ارایه خدمات مالی گیرندگان تسهیلات به کسب سود می‌پردازند و به جای دریافت نرخ ثابت از وام‌گیرندگان، به تناسب قراردادهای واقعی در سودوزیان معامله‌های تجاری با سرمایه‌گذاران شریک می‌شوند و سهم سودشان را با سرمایه‌گذارانی که در بانک، سپرده‌گذاری کرده‌اند، تقسیم می‌کنند. با این وصف نرخ بازدهی که از پیش محاسبه می‌شود، متغیر بوده و به تمام مجموعه معامله‌های تجاری بستگی دارد و با نرخ ثابت از پیش تعیین‌شده‌ای مانند بهره ارتباطی ندارد (تک‌روستا، ۱۳۹۰، ص۱۱۹).

عالمان مسلمان بیش از نیم قرن روی ممنوعیت ربا و مشروعیت سود تجارت که در قرآن کریم و سنت نیز مجاز شمرده شده است، متمرکز شده بودند. نخستین کوشش‌ها برای تأسیس نظام بانکی بدون ربا در جهان اسلام از اواخر دهه ۱۹۵۰ در پاکستان صورت گرفت. حرکت شجاعانه و اساسی دیگر در این‌باره، تجربه سازنده بانک سپرده‌گذاری روستایی مایت قمر بود که در سال ۱۹۶۳ در مصر تأسیس شد (همان، ص۱۱۹).

گسترش بانک‌های مدرن اسلامی در اوایل دهه ۱۹۷۰ و هم‌زمان با تأسیس بانک توسعه اسلامی به منظور تأمین مالی گسترده آغاز شد که به‌دنبال آن تعدادی از مؤسسه‌های مالی اسلامی دیگر هم شروع به‌کار کردند. نخستین آنها بانک اسلامی دبی (۱۹۷۵) و سپس خانه سرمایه‌گذاری کویت (۱۹۷۷) و بانک اسلامی بحرین (۱۹۷۹) بود. دو گروه مالی اسلامی البرکه و دارالمال اسلامی نیز در دهه ۱۹۸۰ پدید آمدند (همان، ص۱۲۰).

نظام بانکی هر کشور، بخش از نظام اقتصادی است که متناسب با ویژگی‌های آن کشور سازمان‌دهی می‌شود و در جهت هدف‌ها و نیازهای آن نظام فعالیت می‌کند. به عبارتی هر

نظام اقتصادی، نظام بانکی را متناسب با هدف‌ها و نیازهای خود سازمان داده و به‌کار می‌گیرد (شبانی‌بالانجی، ۱۳۸۰، ص۵).

جمع‌آوری و جلب انواع سپرده‌ها و تخصیص آنها جهت تأمین نیازهای مالی انواع فعالیت‌های اقتصادی از مهم‌ترین عملیات بانکی شمرده می‌شود. بانک‌ها با در اختیار داشتن بخش عمده‌ای از وجوه در گردش جامعه، نقش بسیار حساس و مهمی در هر نظام اقتصادی ایفا کرده و در تنظیم روابط و مناسبت‌های اقتصادی جامعه نقش و اثر به‌سزایی دارند. بانک‌ها از راه پدیدآوردن تسهیلات لازم درباره سرمایه‌گذاری در امور تولیدی نقش فراوانی در افزایش سرمایه‌گذاری در کشور و در نتیجه تسریع رشد اقتصادی دارند (همان).

بانکداری اسلامی در سطح جهان طی سال‌های اخیر گسترش شتابانی یافته و ابزارهای مالی و بانکی مطابق با شریعت اسلام نیز جهان اسلام را به سرعت در نوردیده‌اند. هر چند همگان رشد سریع خدمات بانکداری اسلامی را تحسین می‌کنند اما با بلوغ عرصه نظری بانکداری اسلامی، ابزارهای مطابق با شریعت اسلام از این پس برای رقابت با ابزارهای متعارف بانکی و رسیدن به سطح تولید انبوه، راه دشواری را در پیش دارند. به عبارت دیگر اکنون زمان تولید ابزارهای بانکداری اسلامی رسیده و دیگر دوره طفولیت آن سپری شده است و از این پس باید شاهد توان رقابتی ابزارهای مالی اسلامی با رقیبان پرسابقه آن بود (نوری‌احمدآبادی، ۱۳۹۰، ص۲).

پیشرفت‌های این‌چنینی، آشنایی بیشتر بانک‌های غربی با اصول شریعت اسلام و گسترش استانداردشدن چگونگی انطباق ابزارهای بانکی با اصول اسلام، مطمئناً رشد بازار خدمات مالی اسلامی را سریع‌تر خواهد کرد. سامانه‌ها، کارکنان و زیرساخت‌های بانکی باید آن‌چنان گسترش یابند که دامنه عرضه ابزارهای مالی اسلامی به سطح انبوه برسد اما مطمئناً راهی طولانی برای عرضه انبوه ابزارهای اسلامی باقی مانده است. به‌طور حتم کشور ما نیز نباید از این قافله عقب بماند و فقط به عقدهایی در بانکداری بدون ربا بسنده کند که از زمان صدر اسلام برای ما به ارث رسیده است. با توجه به ضرورت اجرای بانکداری اسلامی در کشور و اهمیت رشد اقتصادی در تحقیق پیش‌رو به بررسی بانکداری اسلامی و رشد اقتصادی پرداخته شده است (همان).

هدف اصلی تحقیق پیش‌رو، بررسی رابطه بین بانکداری بدون‌ربا و رشد اقتصادی در ایران است؛ به این معنا که در مطالعه پیش‌رو به کمک داده‌های اقتصادی ایران در یک مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، دادوستد موجود بین تأمین مالی بانکداری بدون‌ربا و رشد اقتصادی برای اقتصاد مبنی بر بانکداری بدون‌ربا ایران شناسایی می‌شود. مهم‌ترین فرضیه تحقیق این است که بانکداری بدون‌ربا اثر قابل توجه و معناداری بر روی رشد اقتصادی در ایران دارد. مقاله پیش‌رو ساختار ذیل را دارد. بخش دوم به مروری بر مطالعه‌های پیشین صورت‌گرفته درباره بانکداری بدون‌ربا و رشد اقتصادی می‌پردازد و بخش سوم مروری بر بانکداری بدون‌ربا در ایران است. در قسمت چهارم به معرفی مبانی نظری مدل پرداخته شده و سرانجام نتیجه‌گیری در قسمت پنجم این مطالعه آمده است.

مروری بر مطالعه‌های پیشین

اعطای تسهیلات بخش مهمی از عملیات هر بانک را تشکیل می‌دهد. بانک‌ها با عملیات اعتباری خود امکان انتقال منابع از اشخاصی که به‌طور مستقیم مایل یا قادر به مشارکت در فعالیت‌های اقتصادی نیستند به افرادی که جهت انجام امور اقتصادی نیازمند به منابع مالی هستند را فراهم ساخته و باعث تسهیل فعالیت‌های اقتصادی، افزایش سرمایه‌گذاری و تولید می‌شوند. بانک‌ها به کمک سیاست‌های اعتباری و مالی خود قادر هستند وسایل رشد و توسعه اقتصادی یا برعکس توقف و رکود اقتصادی را در کشور فراهم کرده یا با اعطای تسهیلات بازرگانی، صنعتی و تولیدی وسایل توسعه کشور را فراهم آورند. مطالعه‌های تجربی در کشورهای گوناگون انجام‌شده بیانگر این موضوع است (سعیدی، ۱۳۸۸، ص ۱۷۱-۱۷۲).

درباره بررسی اثرگذاری بانکداری بر روی رشد اقتصادی مطالعه‌های فراوانی صورت گرفته است. این در حالی است که مطالعه‌های اندکی درباره اثر بانکداری اسلامی بر روی رشد اقتصادی صورت گرفته و در مطالعه‌های داخلی هیچ مطالعه‌ای در این‌باره صورت نگرفته و اکثر مطالعه‌ها به بررسی کارایی بانکداری اسلامی پرداخته‌اند. در ادامه به مروری مختصر بر مطالعه‌های داخلی و خارجی صورت گرفته در این‌باره پرداخته می‌شود.

محمد عبدوه و موهد عظمی عمر (Abduh & Azmi Omar, 2012) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین بانکداری اسلامی و توسعه اقتصادی برای کشور اندونزی پرداختند. برای این منظور آنها از داده‌های فصلی سال‌های ۲۰۰۳ - ۲۰۱۰ با استفاده از مدل هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطا استفاده کردند. نتیجه‌های به‌دست آمده از مدل نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت و معناداری بین بانکداری اسلامی و رشد و توسعه اقتصادی بود.

حافظ فرگانی و راتان مولیانی (Furqani & Mulyany, 2009) به بررسی تقابل پویا بین بانکداری اسلامی و رشد اقتصادی در کشور مالزی با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری و آزمون هم‌انباشتگی پرداختند. برای این منظور آنها از داده‌های سری زمانی تسهیلات مالی بانکداری اسلامی و تولید ناخالص داخلی، سرمایه ثابت و فعالیت‌های مبادله‌ای بانک‌ها برای دوره ۱۹۹۷- ۲۰۰۵ استفاده کردند. نتیجه‌ها نشان‌دهنده این بود که در کوتاه‌مدت فقط سرمایه ثابت، علیت گرنجری برای رشد بانکداری اسلامی بوده است و این در حالی است که در بلندمدت یک رابطه دوطرفه بین بانکداری اسلامی و سرمایه ثابت درباره رشد اقتصادی وجود داشت.

مونگ نارانجو و هال (Monge Naranjo & Hall, 2003) اثر دسترسی به تسهیلات بانکی بر شرکت‌های تولیدی را بررسی کردند. نتیجه‌ها آنها نشان داد که دسترسی به اعتبارات بر عملکرد شرکت‌های تولیدی و اشتغال اثر مثبت دارد. نتیجه‌های حاصل از مطالعه‌های *کینگ و لوین* (King & Levine, 1993) بیانگر آن است که توسعه بخش مالی و بانکی و اعطای تسهیلات اثر عمده‌ای بر رشد اقتصادی دارد و این کار را از راه بهبود بهره‌وری سرمایه‌گذاری (تخصیص بهتر منابع) و از راه سطح سرمایه‌گذاری بیشتر انجام می‌دهد.

مطالعه‌های *اسپیرز* (Spears, 1991) بیانگر آن است که مرحله‌های اولیه رشد واسطه‌های مالی و بانکی در کشورهای افریقایی باعث رشد اقتصادی شده است. نیز مطالعه *تلنی و ساراکوگلو* (Tlanyi & Saracoglu, 1983) ثابت کرد که اثر رکود مالی بر رشد اقتصادی با استفاده از آمار ۲۱ کشور در حال توسعه جدی است.

از میان مطالعه‌های داخلی می‌توان به *صمصامی و امیرجان* (۱۳۹۰) اشاره کرد. در این مطالعه اثر تسهیلات بانکی بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن بررسی شده است. در

حقیقت با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های (۱۳۵٦-۱۳۸٦) و برآورد الگوی معادله‌های هم‌زمان با بهره‌گیری از روش 3SLS نشان داده شده که تسهیلات بانکی بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن مؤثر بوده و به‌طور متوسط، کشش تولید این بخش نسبت به تسهیلات بانکی برای سرمایه‌گذاری ثابت و سرمایه در گردش به ترتیب برابر با ۰/۰۵ درصد و ۰/۱٤ درصد است.

سعیدی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای به ارزیابی نقش تسهیلات شبکه بانکی بر رشد و توسعه اقتصادی استان گلستان با استفاده از مدل پنل‌دیتا طی سال‌های ۱۳۷۷-۱۳۸۵ پرداخته است. وی نشان داد که تسهیلات بانکی به‌عنوان مکمل سرمایه تولیدکننده می‌تواند نقش مهمی در سرمایه‌گذاری و رشد تولید در استان داشته باشد و ضریب مدل بیانگر آن است که ۱ درصد افزایش در تسهیلات بانکی استان می‌تواند ارزش افزوده (رشد اقتصادی) استان را به میزان ۰/۲۷ درصد افزایش دهد.

کشاورزیان‌پوستی و *ضیایی‌بیگدلی* (۱۳۸۵) به بررسی نقش تسهیلات بانکی در سرمایه‌گذاری خصوصی ایران پرداختند. در این مطالعه با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی (ARDL)، توابع بلندمدت و کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری برآورد شده و میزان و چگونگی اثر تسهیلات اعطایی در سرمایه‌گذاری خصوصی نمایان می‌شود. نتیجه‌های به‌دست آمده از برآورد توابع با ثبات بلندمدت و کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران نشان می‌دهد که تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی با ضریب ۰/۹۷ بالاترین اثر مثبت را بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد و واردات کالاهای سرمایه‌ای با ضریب ۰/٤٤، دومین متغیر اثرگذار بر سرمایه‌گذاری خصوصی است.

ترکمانی و *فرج‌زاده* (۱۳۸۲) در مطالعه‌ای رابطه میان تسهیلات اعطایی به بخش کشاورزی و رشد ارزش افزوده این بخش را با استفاده از آزمون علیت گرنجر طی سال‌های ۱۳٤٤-۱۳۷۵ ارزیابی کرده‌اند. نتیجه‌های به‌دست آمده از آزمون علیت وجود یک رابطه علی دوسویه را میان ارزش افزوده بخش کشاورزی و اعتبارات اعطایی آشکار می‌سازد.

نادری‌کرج (۱۳۸۲) در تحقیقی به بررسی کارایی بانکداری بدون ربا در کشورهای گوناگون با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها پرداخته است. در این تحقیق کارایی ٤۱

بانک در سال ۲۰۰۰ و ٤٦ بانک در سال ۲۰۰۱ محاسبه و بانک‌های کاراتر مشخص شده‌اند. وی به این نتیجه رسیده است که در بین ٤٦ بانک اسلامی فقط ۷ بانک وجود دارند که درجه کارایی بالای ۵۰ درصد دارند و اکثر آنها بانک‌هایی هستند که در قطر یا بحرین فعالیت دارند. در حقیقت نتیجه‌ها نشان می‌دهند کارایی بانک‌های غیرربوی بحرین و قطر و به‌طور کلی کارایی بانک‌های غیرربوی که در وضعیت رقابتی در کنار بانک‌های ربوی فعالیت می‌کنند بالاتر از کارایی بانک‌هایی است که تحت لوای نظام بانکداری غیرربوی به فعالیت خود ادامه می‌دهند؛ همچنین وی به این نتیجه رسیده است که بیشتر بانک‌های غیرربوی که درجه کارایی پایینی دارند، در کشورهای سودان و پاکستان قرار دارند. بخشی دیگر از نتیجه‌ها نشان می‌دهد در ایران نیز بانک‌های اسلامی وضعیت مطلوبی ندارند و می‌توان گفت که نه‌تنها هیچ‌یک از بانک‌های ایرانی درجه کارایی بالاتر از ٤۷ درصد را کسب نکرده‌اند؛ بلکه درجه کارایی ۳ بانک سپه، ملی و تجارت حتی کمتر از ۲۰ درصد بوده است. نتیجه مهم دیگر در تحقیق پیش‌گفته این است که کارایی بانک‌های غیرربوی در سطح جهان پایین‌تر از کارایی بانک‌های ربوی در سطح جهان است.

رجایی (۱۳۸۰) در مقاله‌ای تحت عنوان «مقایسه اجمالی تجهیز و تخصیص منابع پولی در دو نظام بانکی ربوی و غیرربوی در ایران» کوشیده است تا ضمن بررسی اجمالی تجهیز و تخصیص منابع پولی در دو نظام بانکی سنتی و غیرربوی در ایران از حیث نظری، عملکرد این‌دو نظام هم بررسی شود. وی پس از معرفی چند عقد اسلامی در بخش نخست تحقیق، در بخش دوم کوشیده است با استفاده از آمار موجود میزان کامیابی هر یک از دو نظام را در جذب سپرده‌ها و اعطای تسهیلات مورد مقایسه قرار داده، برای واقعی‌کردن تحلیل‌ها از متغیرهایی مانند جمعیت، نقدینگی و مقدارGNP که می‌توانند در نتیجه‌گیری مؤثر باشند، استفاده کرده و در پایان به این نتیجه رسیده است که نظام بانکی بدون ربا به‌صورت نسبی کامیاب‌تر از نظام بانکی ربوی بوده است.

موسایی (۱۳۷۹) در تحقیقی تحت عنوان **بررسی عملکرد بانکداری بدون ربا در ایران** کوشیده است میزان کامیابی بانکداری بدون ربا در ایران را بررسی کرده و مشکلات موجود بر سر راه اجرای صحیح بانکداری بدون ربا را بیان کند. وی در بخش نخست تحقیق، با استفاده از مقایسه شاخص‌های پولی ایران با چند کشور توسعه‌یافته و مشابه، عملکرد

بانکداری بدون ربا در ایران, در آینه آمار را مورد ارزیابی قرار داده و سرانجام به این نتیجه رسیده است که در مجموع عملکرد بانکداری بدون ربا در ایران از تمام کشورهای توسعه‌یافته ضعیف‌تر و در مقایسه با کشورهای مشابه نیز وضعیت نامطلوبی دارد. در بخش دوم تحقیق، عملکرد عقدهای اسلامی مورد بررسی قرار گرفته و نتیجه‌ها نشان می‌دهد که برخی از عقدها شیوع لازم نداشته و عمده فعالیت‌های بانکی حول چند عقد فروش اقساطی، مشارکت مدنی و مضاربه بوده است. در بخش سوم تحقیق، مشکلات اساسی بر سر راه اجرای صحیح بانکداری بدون ربا در ایران از لحاظ فقهی و اجرایی اشاره شده که از آنها می‌توان به چند نمونه ذیل اشاره کرد:

۱. تصور عمومی مبنی بر ربوی‌بودن بانکداری کنونی در ایران؛
۲. عدم توجه به قصد و نیت که در حقیقت روح معامله و شرط اصلی صحن معامله است؛
۳. عدم آگاهی طرفین به شرایط مبادله در بانکداری بدون ربا؛
٤. صوری عمل‌کردن بسیاری از بانک‌ها؛
۵. فقدان اهرم کافی برای جذب سپرده‌ها؛
٦. پایین‌بودن بازده دارایی‌ها؛
۷. پیچیدگی کار؛
۸. محدودیت آزادی عمل؛
۹. پرداخت های تکلیفی؛
۱۰. پرداخت سود یک‌نواخت در بانک‌ها؛
۱۱. پایین‌بودن سود سپرده بانکی؛
۱۲. عدم نظارت کافی؛
۱۳. عدم آموزش لازم و ....

نصیری (۱۳۷٤) در تحقیقی تحت عنوان **ارزیابی نظری تأثیر بانکداری بدون ربا بر متغیرهای کلان در اقتصاد** به این نتیجه می‌رسد که بانکداری بدون ربا می‌تواند وضعیت متغیرهای اساسی کلان اقتصادی را بهبود بخشد. این گفته را که با تحریم به‌علت افزایش ریسک و مشخص‌نبودن بازده فعالیت‌ها، متغیرهای اقتصادی از بهبود باز می‌مانند را رد می‌کند. دلایلی که نیز برای این منظور بیان می‌کند شامل:

۱. با تحریم ربا، هزینه ثابت بنگاه‌های تولیدی کم می‌شود یا به عبارت دیگر بنگاه‌ها با

هزینه مشخصی می‌توانند مقدار بیشتری تولید کنند.

۲. بانک‌های بدون ربا از به‌وسیله عقدهای اسلامی به اعطای تسهیلات اقدام می‌کنند. هر کدام از این عقدها رشته خاصی از فعالیت‌های تولیدی را پوشش می‌دهد. این مهم باعث می‌شود که پول به مجرای خاص تولیدی هدایت شود؛ بنابراین راه‌های مصرف پول در اقتصاد مشخص باشد.

۳. بانک‌های بدون ربا با پذیرفتن سپرده قرض‌الحسنه و اعطای قرض‌الحسنه به بنگاه‌های تولیدی (به‌علت عدم تعلق بازدهی به سپرده قرض‌الحسنه) باعث می‌شوند که بنگاه‌ها تولید مشخصی را با هزینه کمتری صورت داده که این به کاهش قیمت تمام‌شده کالاهای تولیدی می‌انجامد.

٤. بانک‌های بدون ربا از برخی فعالیت‌های اقتصادی با نام مکاسب محرمه منع شده‌اند. این امر باعث خواهد شد که منابع مالی بانک‌ها در راهی هدایت شود که به تولید کالاها و خدمات ضروری جامعه بینجامد.

۵. اگر پدیدآمدن نوسان‌های تجاری ناشی از شکاف بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و نیز کاهش بازده سرمایه‌گذاری باشد، بانک‌های بدون ربا به‌علت تحریم کنز و سفته‌بازی پول، مجاز به نگه‌داری پول بیش از حد مشخصی نخواهند بود؛ در نتیجه دلیلی برای توقف پول و پدیدساختن شکاف بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری وجود ندارد.

٦. در بانکداری بدون ربا به‌علت تحریم ربا، نرخ بهره که ملاک تعیین میزان سرمایه‌گذاری است، حذف شده و سرمایه‌گذاری تا جایی که بازده مثبت وجود دارد، می‌تواند صورت گیرد.

در مطالعه دیگری *حیدری‌سنگلچی* (۱۳۷۵) با طراحی یک دستگاه معادله‌های هم‌زمان و براساس مدل اقتصادسنجی به برآورد اثر اعتبارات بر ارزش افزوده بخش کشاورزی پرداخته است. نتیجه‌های این برآورد نشان داد که اعتبارات بانکی بر انباشت سرمایه اثر مثبت داشته و اثر متغیر اخیر نیز بر تولید بخش کشاورزی مثبت بوده و در نتیجه اثر اعتبارات بر ارزش افزوده بخش کشاورزی مثبت ارزیابی شده است.

نوآوری مقاله پیش‌رو نسبت به مطالعه‌های انجام‌شده در موارد ذیل خلاصه می‌شود:

با توجه به تصویب قانون عملیات بانکداری بدون ربا در ایران و توجه به اینکه فقط بانک‌های بدون ربا در ایران اجازه فعالیت دارند و به‌علت اهمیت فراوان بانک‌ها در بازارهای مالی، پرداختن به این موضوع اهمیت ویژه‌ای دارد. در مطالعه‌های گذشته توجه کمی نسبت به رابطه بین بانکداری اسلامی و رشد اقتصادی شده است و تاکنون در

مطالعه‌های داخلی هیچ تحقیقی به‌طور خاص به بررسی رابطه بین بانکداری بدون ربا و رشد اقتصادی نپرداخته و اکثر مطالعه‌ها به بررسی کارایی بانکداری بدون ربا پرداخته‌اند. نیز بیشتر مطالعه‌های داخلی که به بررسی رابطه بین بانکداری و رشد اقتصادی پرداخته‌اند، به‌صورت بخشی بوده و فقط بخش خاصی را مورد بررسی قرار داده‌اند اما در این مطالعه تمام تأمین مالی بانکداری بدون ربا در ایران و اثرش بر روی رشد اقتصادی مورد ارزیابی قرار گرفته است.

مروری بر بانکداری بدون ربا در ایران

تا پیروزی انقلاب اسلامی ایران در سال ۱۳۵۷، بانکداری ایران براساس بانکداری ربوی بود. با پیروزی انقلاب اسلامی و استقرار نظام جمهوری اسلامی ایران دو تغییر مهم در قوانین و روابط حقوقی بانک‌ها پدید آمد، ابتدا شورای پول و اعتبار در مورخ ۱۳۵۸/۱۰/۳، بهره را از نظام بانکی حذف کرد و «نظام سود تضمین‌شده و کارمزد» را به جریان گذاشت (نبی و همکاران، ۱۳۸۸، ص٥٤٧).

نظام سود تضمین‌شده و کارمزد که از ابتدای سال ۱۳۵۹ به مورد اجرا گذارده شد، تغییرهای ذیل را به همراه داشت:

از ابتدای سال ۱۳۵۹ دریافت بهره از تسهیلات و اعتبارات بانکی حذف شد و به جای آن مقرر شد بانک‌ها در برابر اعطای تسهیلات و اعتبارات به اشخاص حقیقی و حقوقی کارمزد دریافت کنند، میزان کارمزد نسبت به موارد گوناگون متفاوت بود، در بخش مسکن، کشاورزی، صنعت و معدن ٤ درصد و برای بخش‌های بازرگانی و خدمات ٦ ـ ٨ درصد تعیین شد (بهمند و بهمنی، ۱۳۹۰، ص٣٤ـ٣٥).

نظام سود تضمین‌شده و کارمزد، اشکال‌های عدیده فقهی و اقتصادی داشت که در ذیل برخی از آنها را بیان می‌کنیم:

۱. ماهیت حقوقی تمام انواع سپرده‌های جاری، پس‌انداز و مدت‌دار در بانکداری ربوی قرض بود، سپرده‌گذار با افتتاح حساب و اعطای وجوه به بانک در حقیقت به بانک قرض می‌دهد. بنابراین پرداخت هر نوع زیاده به هر اسمی ربا خواهد بود؛ در نتیجه تعیین سود تضمین‌شده به مبلغ ۷ یا ۸/۵ درصد برای سپرده‌های پس‌انداز و مدت‌دار چیزی جز تغییر اسم ربا و بهره به سود نبود.

۲. مطابق فقه اسلامی بانک‌ها و مؤسسه‌های مانند صندوق‌های قـرض‌الحـسنه کـه بـه اعطای تسهیلات و اعتبارات به اشخاص حقیقی یا حقوقی اقدام می‌کنند، مجاز هستند برای تأمین هزینه‌هـای پرسنلی، تأسیسات و ...، مبلغی به‌عنوان کارمزد از گیرندگان تسهیلات دریافت کنند، بـدیهی است این کارمزد باید در برابر ارائه خدمات و متناسب با هزینه‌های آن باشد و گـرفتن هر نوع زیاده در مقابل خود تسهیلات هر چند به اسم کارمزد ربا و حرام است.

۳. در نظام سود تضمین‌شده اگر براساس کارمزد واقعی عمل شود (یعنی با یـک یـا دو درصـد تسهیلات داده شود) از یک طرف به جهت اینکه بانک نمی‌تواند سودی برای صاحبان سپرده بپردازد بـا کاهش شدید منابع روبه‌رو خواهد شد (اکثر سپرده‌گذاران وجوه خود را از بانک گرفته بـه دیگر بازارهای پولی و مالی یا خارج از کشور می‌برند) و از طرف دیگر به جهت ارزان‌بودن هزینه استفاده از تسهیلات، بانک با انبوه متقاضیان وام و اعتبار روبه‌رو خواهد شد و اگر به اسم کارمزد درصد قابل‌توجهی از متقاضی تسهیلات گرفته و بـه صـاحب سـپرده بپردازند، اگرچه می‌توانند منابع کافی در اختیار داشته باشند و در اعطای تسهیلات نیز با مـشکل روبه‌رو نشوند؛ اما در این صورت فقط اسم نظام بهره عوض شده اما حقیقت بهره برقرار است، در نتیجه ربا و ممنوع خواهد بود.

به‌علت مشکل‌های پیش‌گفته نظام سود تضمین‌شده دوام نیـاورد و «قانون عملیات بانکی بدون ربا» مطرح شد.

در ایران گام اساسی در جهت حذف بهره از نظام بانکی کشور با ارائه لایحه‌ای درباره حذف بهره و انطباق عملیات بانکی با موازین اسلامی به مجلس شورای اسلامی برداشته شد که تحت عنوان قانون عملیات بانکی بدون ربا در ٦/٨ /١٣٦٢ به تصویب مجلس و در ١٠/ ٦ /١٣٦٢ به تأیید شورای نگهبان رسید و از سال ١٣٦٣ در ایران اجرا شد (هدایتی و همکاران، ١٣٧٣، ج٢، ص٧٨).

نهادهای مالی در ایران شامل بانک‌های تجاری، مؤسسه‌های بیمه، صندوق‌های قرض‌الحسنه پس‌انداز، صندوق بازنشستگی و ... هستند. این مؤسسه‌ها به‌عنوان واسطه‌های مالی، امکان انتقال پس‌اندازها را از پس‌اندازکنندگان به گیرندگان تسهیلات فراهم می‌سازند؛ بنابراین بخش مهمی از پس‌اندازهای جامعه از راه بانک‌ها و مؤسسه‌های مالی هدایت می‌شوند. بعد از درآمد خانوارها، تسهیلاتی که بانک‌ها و مؤسسه‌های مالی در

اختیار خانوارها، مؤسسه‌ها و دولت قرار می‌دهند، مهم‌ترین منبع تأمین مالی جامعه برای خرید کالا و خدمات مصرفی و تأمین سرمایه‌گذاری برای ساختن سد، بزرگراه‌ها، پل‌ها و خرید ماشین‌آلات و ابزارها و ... هستند (سعیدی، ۱۳۸۸، ص۱۶۹-۱۷۰).

مبانی نظری تحقیق

۱. داده‌های تحقیق و آزمون ریشه واحد

در مطالعه پیش‌رو، از داده‌های سری زمانی فصلی مجموعه‌ای از متغیرها شامل تمام وام‌ها و اعتبارات اعطایی بانک‌ها (تأمین مالی بانک‌های اسلامی) (ln FIN) به‌عنوان نشان‌دادن بخش مالیه اسلامی و دو متغیر به نمایندگی از بخش واقعی اقتصاد؛ یعنی تولید ناخالص داخلی (Ln GDP) و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (Ln gfcf) استفاده شده است. تمام متغیرهای تحقیق بر مبنای مطالعه‌های پیشین صورت‌گرفته در این‌باره انتخاب شده است (Furqani, & Mulyany, 2009/ Abduh. Muhamad & Azmi Omar, 2012). داده‌های سری زمانی از سال ۱۳۸۰ـ۱۳۹۰ و از گزارش آمار مالی بین‌المللی IMFs و آمار ماهانه بانکداری بدون ربا در ایران جمع‌آوری شده است.

به منظور بررسی رابطه بین متغیرها از آماره F استفاده می‌شود تا وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها نشان داده شود. وقتی رابطه بلندمدت (هم‌انباشتگی) وجود داشته باشد، آماره F نشان‌دهنده این است که مدل براساس کدام متغیر باید نرمالایز شود (Pesaran et al., 2001).

به منظور بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای رابطه‌های ذیل براساس مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برآورد می‌شود:

$$\ln gdp_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_1 \ln gdp_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \alpha_2 \ln fin_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

$$\ln fin_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_1 \ln fin_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \alpha_2 \ln gdp_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

$$gfcf_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_1 \ln gfcf_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \alpha_2 \ln fin_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

تعداد وقفه‌های مدل ARDL براساس آماره‌های آکائیک (AIC) و معیار بحرانی شوارتز بیزن (SBC) براساس مدل‌سازی روش حداقل مربعات معمولی تعیین شده است.

بعد از تعیین وقفه‌ها محققان نشان داده‌اند که رویکرد هم‌انباشتگی در روش ARDL بدون تورش و سازگار است.

در تحقیق پیش‌رو از روشی که به‌وسیله *پسران* و *شین* (۱۹۹۵) و *پسران* و دیگران (۲۰۰۱) با عنوان رویکرد وقفه‌های توزیعی خودرگرسیونی، استفاده شده است. آنها ثابت می‌کنند که اگر بردار هم‌انباشتگی حاصل از به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی در یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی که وقفه‌های آن به‌خوبی تصریح شده است به‌دست آید، افزون بر اینکه توزیع نرمال خواهد داشت، در نمونه‌های کوچک اریب کمتر و کارایی بیشتری دارد. این رویکرد محاسن ویژه‌ای نسبت به روش‌های پیشین دارد: الف) این رویکرد بین متغیرهای وابسته و توضیحی تفاوت قائل می‌شود و مشکل درون‌زایی را حل می‌کند. ب) اجزای بلندمدت و کوتاه‌مدت را به‌طور هم‌زمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به متغیرهای از قلم‌افتاده و خود هم‌بستگی را برطرف می‌کند. ج) از جمله روش‌هایی است که در آن برخلاف روش یوهانسن - جوسیلیوس که در آن باید تمام متغیرهای مانا از یک درجه باشند، لازم نیست درجه مانایی متغیرها یکسان باشد و فقط با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها، می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. به عبارت دیگر، مزیت بسیار مهم روش در بین روش‌های هم‌انباشتگی آن است که این روش بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای مدل مانا هستند، قابل کاربرد است. به عبارت دیگر در این روش نیازی به تقسیم متغیرها به متغیرهای هم‌بسته از درجه یک و صفر نیست. د) پرهیز از نواقص موجود در مدل‌های دیگر از جمله وجود اریب در نمونه‌های کوچک و نبود توانایی در انجام آزمون فرضیه‌های آماری، ما را به سوی روش‌های مناسب‌تری برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها از جمله رهیافت سوق می‌دهد. بنابراین به‌علت پرهیز از مشکلاتی مانند خود هم‌بستگی و درون‌زایی، نااریبی و کارایی و از همه مهم‌تر به‌علت اینکه برخی از متغیرها مانا و برخی دیگر نامانا هستند، این روش برای بررسی رابطه بین متغیرهای سطح مناسب است (نوفرستی، ۱۳۷۸، ص۲۵).

۲. آزمون ریشه واحد و هم انباشتگی بین متغیرها

پیش از تحلیل‌های هم‌انباشتگی، ابتدا مانا یا نامانا بودن تمام متغیرهای مدل به‌وسیله روش‌های دیکی- فولر افزوده (ADF) و ریشه واحد پرون (Perron) آزمون می‌شود.

همان‌طور که در جدول ۱ ملاحظه می‌شود، مطابق آزمون‌های دیکی – فولر افزوده و فلیپس پرون متغیرهای الگو نامانا و انباشته (Integrate) از درجه واحد هستند و سطح این متغیرها تحت تأثیر شوک‌های دائمی قرار داشته، به‌طوری که پس از هر تغییری گرایش برای بازگشت به سمت روند خطی مشخصی را ندارند و تمام متغیرهای مورد استفاده با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شود.

جدول ۱: آزمون‌های ریشه واحد فیلیپس پرون و دیکی فولر افزوده

متغیر	آزمون دیکی فولر افزوده			آزمون فیلیپس – پرون		
	آماره ADF	مقدار بحرانی ۱٪	مقدار بحرانی ۵٪	آماره PP	مقدار بحرانی ۱٪	مقدار بحرانی ۵٪
LGDP	-۲.٤۱	-۳.۵۸	-۲.۹۲	-۲.۵۲	-۳.۵۸	-۲.۹۲
LFIN	-۲.۷۱	-۳.۵۸	-۲.۹۲	-۲.٤٦	-۳.۵۸	-۲.۹۲
GFCF	-۱.۸۹	-۳.۵۸	-۲.۹۲	-۲.۱۷	-۳.۵۸	-۲.۹۲

منبع: نتیجه‌های به‌دست آمده از تحقیق.

به‌طوری که در جدول پیش‌گفته lGDP، لگاریتم تولید ناخالص داخلی، LFIN لگاریتم تأمین مالی بانکداری اسلامی در ایران و GFCF انباشت سرمایه ناخالص است.

۳. آزمون رابطه بلندمدت و تحلیل‌های هم‌انباشتگی

با توجه به نامانابودن سطوح متغیرهای تحت بررسی در مرحله بعد باید هم‌انباشتگی میان سطوح متغیرها را با الهام از نظریه مدل‌های رشد اقتصادی مورد آزمون قرار داد. براساس نظریه مدل رشد درون‌زا انتظار می‌رود که متغیرهای شاخص تأمین مالی بانکداری اسلامی، انباشت سرمایه ناخالص و تولید ناخالص داخلی یک رابطه تعادلی بلندمدت با یکدیگر داشته باشند. در صورت وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای یادشده، باقیمانده‌های حاصل از آن که عدم تعادل تفسیر می‌شوند نیز می‌توانند رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهند؛ بنابراین در این مرحله، هم‌انباشتگی بین متغیرهای یادشده را با

استفاده از روش یوهانسون- جوسیلیوس آزمون می‌کنیم. نتیجه آزمون در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول۲: آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه برای برآورد تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

آزمون Trace				آزمون λ_{max}			
مقدار بحرانی۹۵٪	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر	مقدار بحرانی۹۵٪	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۲۹.۸۷	۳۳.۷۶	r≥۱	r=۰	۲۱.۳۸	۲۷.۱۵	r=۱	r=۰
۱۵.۷۸	۱۳.۲۴	r≥۲	r≤۱	۱۴.۵۱	۱۲.۳۴	r=۲	r≤۱
۹.۲۵	۱.۷۳	r=۳	r≤۲	۹.۲۵	۱.۷۳	r=۳	r≤۲

منبع: نتیجه‌های به‌دست آمده از تحقیق.

همان‌طور که در جدول ۲ ملاحظه می‌شود آزمون یوهانسن- جوسیلیوس وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت را میان متغیرهای یادشده مورد تأیید قرار می‌دهد. براساس قضیه گرنجر، رابطه تعادلی بلندمدت، مستلزم وجود سازوکار یا الگوهای تصحیح خطاست. در حقیقت سازوکارهای تصحیح خطا حصول به رابطه بلندمدت را تضمین می‌کنند. بنابراین هر یک از متغیرهای دستگاه از جمله تولید ناخالص داخلی ممکن است نسبت به عدم تعادل بازار تعدیل شوند.

٤. آزمون تجربی رابطه بانکداری بدون ربا و رشد اقتصادی

به‌طور کلی روش‌هایی مانند انگل-گرنجر در مطالعه‌هایی که با نمونه‌های کوچک (تعداد مشاهده‌های کم) سروکار دارند، به‌علت در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارند چرا که برآوردهای حاصل از آنها بدون تورش نبوده و در نتیجه، انجام آزمون فرضیه با استفاده از آمارهای آزمون معمول بی‌اعتبار خواهد بود. به همین علت استفاده از الگوهایی که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو بینجامند، مورد توجه قرار می‌گیرند. به‌طورکلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها نیز وارد شوند مانند الگوی ذیل (نوفرستی، ۱۳۷۸، ص۳۸):

$$Y_t = \alpha X_t + \beta X_{t-1} + \delta Y_{t-1} + U_t \qquad (٤)$$

اما برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر آن است که تا حد امکان از الگویی استفاده کینم که تعداد وقفه‌های فراوانی را برای متغیرها در نظر بگیرد، الگویی مانند الگوی ذیل:

$$\emptyset(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + cW_t + u_t \qquad (۵)$$

الگوی ۵ یک الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی (Auto Regressive Distributed Lag) نام دارد که آن را با ARDL نمایش می‌دهند که در آن:

$$\emptyset(L,P) = 1 - \emptyset_1 L - \emptyset_2 L^2 - \cdots - \emptyset_p L^p \qquad (٦)$$

$$b_i(L,q_i) = b_{i0} + b_{it}L + \cdots + b_{iq}L^q \quad , i = 1,2,\ldots,k$$

L عملگر وقفه،W برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت است. نرم‌افزار مایکروفیت معادله را برای تمام حالت‌ها و برای تمام ترتیبات ممکن مقادیر یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می‌کند. m حداکثر وقفه است که به‌وسیله محقق تعیین می‌شود (همان، ص٤١).

در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک، شوارز- بیزین، حنان کوئین یا ضریب تعیین تعدیل‌شده یکی از معادله‌ها انتخاب می‌شود. به‌طور معمول در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارز- بیزین استفاده می‌شود تا درجه آزادی فراوانی از دست نرود. برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از رابطه ذیل به‌دست می‌آیند:

$$\theta_i = \frac{b_i(L,q_i)}{\emptyset(L,P)} = \frac{b_{i0}+b_{it}+\cdots+b_{iq}}{1-\emptyset_1-\emptyset_2-\cdots-\emptyset_p} \quad , i = 1,2,\ldots,k \qquad (۷)$$

حال برای بررسی اینکه رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نیست دو راه وجود دارد. در روش اول فرضیه ذیل مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_a = \sum_{i=1}^{p}\emptyset_i - 1 < 0 \; H_0 = \sum_{i=1}^{p}\emptyset_i - 1 \geq 0 \qquad (۸)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌جمعی یا رابطه بلندمدت است چرا که شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به‌سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای آزمون پیش‌گفته کافی است تفاضل عدد یک را از مجموع ضرایب

با وقفه متغیر وابسته محاسبه کرده و بر مجموع انحراف معیار ضرایب یادشده تقسیم کنیم. اگر قدر مطلق t به‌دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه‌شده به‌وسیله بنرجی، دولادو و مستر(۱۹۹۲) بزرگتر باشد، فرضیه صفر را رد کرده و وجود یک رابطه بلندمدت را می‌پذیریم (همان، ص۵۹).

$$Y_t = \alpha X_t + \beta X_{t-1} + \delta Y_{t-1} + u_t$$

در این رابطه اصل سادگی متغیرهای توضیحی حکم می‌کند که یک مدل تا آنجا که ممکن است ساده در نظر گرفته شود. این امر بر این دلالت دارد که باید برای دریافتن اساس پدیده تحت مطالعه، فقط متغیرهای کلیدی و مهم را طبق چارچوب تئوریکی و تحلیل‌های نظری و کارهای انجام‌یافته در تحلیل وارد کرد. درباره عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی، ما مدل ذیل را مورد بررسی قرار می‌دهیم (Abduh & Azmi, 2012/ Furqani, & Mulyany, 2009).

$$LDGDP = \beta_0 + \beta_1 LFIN + \beta_2 GFCF + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

که $LDGDP$، نرخ رشد اقتصادی و $LFIN$، متغیر تأمین مالی بانکداری بدون‌ربا در ایران و $GFCF$، شاخص انباشت سرمایه ناخالص در کشور است. برخی روش‌ها به‌علت در نظر نگرفتن واکنش پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها اعتبار لازم ندارند؛ چرا که برآوردهای حاصل از آنها بدون تورش نبوده و در نتیجه انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های معمول t معتبر نخواهد بود. به همین علت استفاده از الگوهایی که پویایی کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و به برآورد ضرایب دقیق‌تر از الگو بینجامند، مورد توجه قرار می‌گیرند. الگوی ARDL روشی است که پویایی کوتاه‌مدت بین متغیرها را در نظر گرفته و رابطه بلندمدت را نیز برآورد قرار می‌دهد. نتیجه‌های حاصل از برآورد مدل ARDL در جدول۳ آمده است.

جدول ۳: نتیجه‌های حاصل از برآورد مدل ARDL(1,0,0)

متغیرهای مستقل	ضریب	آماره t	سطح معناداری
LDGDP(−1)	۰/٤۷	۲/٤۲	۰/۰۰
LFIN	۰/۱۲	٤/۰۸	۰/۰۱
GFCF	۰/۲٦	۲/۱٥	۰/۰۰
C	٤/۳۸	−۳/۱٥	۰/۰۰
Durbin 's h-St. = -1.87 (0.54)		R-Squared=0.91	

منبع: نتیجه‌های به‌دست آمده از تحقیق.

در جدول ۳ با توجه به نتیجه‌ها مشاهده می‌شود که تمام ضرایب از لحاظ آماری معنادار و علامت آنها منطبق بر نظریه است. تفسیر نتیجه‌ها به‌صورت ذیل است که ضریب *LFIN*، ۰/۱۲ است که نشان می‌دهد که اگر FIN یک واحد افزایش یابد نرخ رشد اقتصادی به میزان ۰/۱۲ افزایش می‌یابد. ضریب GFCF، ۰/۲٦ است که نشان می‌دهد که اگر *GFCF* یک واحد افزایش یابد نرخ رشد اقتصادی به میزان ۰/۲٦ افزایش می‌یابد.

آماره مربوط به ضریب تعیین و t نشان از تصریح مناسب مدل دارد. با توجه به اینکه در الگوی برآوردشده متغیر وابسته با وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده، آماره دوربین واتسون نمی‌تواند برای آزمون مشکل خودهمبستگی بین پسماندها استفاده شود. در این حالت از آماره h دوربین استفاده می‌شود. طبق آماره این آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین پسمانده پذیرفته می‌شود. از دیگر مزیت‌های برآورد الگوی پویا این است که می‌توان به وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها پی برد. برای این منظور برای اینکه رابطه پویا به‌سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، باید مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کمتر از یک باشد. برای انجام این آزمون باید عدد یک از مجموع ضرایب متغیر با وقفه وابسته کم شود و بر انحراف معیار ضرایب یادشده تقسیم شود. در صورتی که قدر مطلق t محاسباتی از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه‌شده به‌وسیله *بنرجی* و *دولادو* بزرگتر باشد فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. نتیجه‌های حاصل از آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در جدول ذیل آمده است.

پیش از بررسی رابطه بلندمدت بین تأمین مالی بانکداری بدون‌ربا و رشد اقتصادی و انباشت ناخالص سرمایه در این قسمت به بررسی علیت گرنجری میان متغیرهای یادشده پرداخته شده است. نتیجه‌های حاصل از آزمون علیت گرنجری در جدول ذیل آمده است:

جدول ٤: آزمون علیت گرنجری

فرضیه صفر	سطح معناداری
LNGDP علیت گرنجری LNFIN نیست	۰/۰٤۱
LNFIN علیت گرنجری LNGDP نیست	۰/۰۳٦
GFCF علیت گرنجری LNFIN نیست	۰/۱۰۲
LNFIN علیت گرنجری GFCF نیست	۰/۰٦۹

منبع: نتیجه‌های به‌دست آمده از تحقیق.

براساس نتیجه‌های جدول ٤ مشخص می‌شود که در ایران رشد اقتصادی و تأمین مالی بانکداری بدون ربا رابطه علیت دوطرفه دارند اما این رابطه سطح معناداری ضعیفی دارد که شاید علت آن را بتوان به ضعیف‌بودن ساختار بازار مالی در ایران و عدم سرمایه‌گذاری و تأمین مالی مناسب پروژه‌های اقتصادی ربط داد که می‌توان با افزایش در دقت واگذاری در تسهیلات بانکی این رابطه و اثرگذاری را افزایش داد. نیز براساس نتیجه‌های جدول ٤ هیچ‌گونه رابطه و علیتی بین انباشت سرمایه ناخالص و تأمین مالی بانک‌ها در ایران وجود ندارد؛ بنابراین بررسی اثرگذاری رابطه این‌دو متغیر ضرورتی ندارد؛ در نتیجه در مقاله پیش‌رو رابطه بلندمدت بین متغیر تأمین مالی بانکداری بدون‌ربا و انباشت سرمایه بر رشد اقتصادی در ایران مورد بررسی قرار گرفته که نتیجه رابطه بلندمدت بین متغیرها در جدول ذیل آمده است.

جدول ٥: نتیجه‌های حاصل از برآورد الگوی بلندمدت

متغیرهای مستقل	ضریب	آماره t	سطح معناداری
LFIN	/١٥	٤/٢٨	٠/٠٠
GFCF	٠/٢٤	٣/٤١	٠/٠٠
C	٨/٣٦	٤/١٢	٠/٠٠

منبع: نتیجه‌های به‌دست آمده از تحقیق.

در جدول ٥ با توجه به نتیجه‌ها، مشاهده می‌شود براساس معادله برآوردشده در این پژوهش مقدار آماره آزمون برابر با ٥/٠٧- است که قدر مطلق این مقدار در مقایسه با قدر مطلق اماره بحرانی در سطح ٥ درصد (٤/٤٣-) بزرگتر بوده و فرضیه مبتنی بر عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت رد می‌شود و وجود رابطه هم‌انباشتگی تأیید می‌شود. بر طبق نتیجه‌های جدول ٥ متغیر تأمین مالی کشش ٠/١٥ نسبت به رشد اقتصادی دارد که نشان‌دهنده این است که یک درصد رشد در تأمین مالی و سرمایه‌گذاری در طرح‌های اقتصادی افزایش ٠/١٥ درصدی در رشد اقتصادی را به همراه دارد. نیز متغیر انباشت سرمایه ناخالص کشش ٠/٢٤ نسبت به رشد اقتصادی دارد که بیانگر این است که یک درصد رشد در انباشت سرمایه ناخالص افزایش ٠/٢٤ درصدی در رشد اقتصادی را به همراه دارد. با اثبات رابطه هم‌انباشتگی و استفاده از آزمون بنرجی و دولادو برای تأیید

کاذب‌نبودن آن امکان برآورد الگوی تصحیح خطا فراهم است. برآورد الگوی تصحیح خطا برای مدل رشد در جدول ذیل آمده است:

جدول ٦: نتیجه‌های حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا

متغیرهای مستقل	ضریب	آماره t	سطح معناداری
$dLFIN$	۰/۳۸	۳/۲۳	۰/۰۰
$dGFCF$	۱/۷۹	۲/۳۵	۰/۰۰
dC	۱۰/٤۰	۲/۸٤	۰/۰۰
$ECM(-1)$	-۰/٦۹	۳/۱۵	۰/۰۰

منبع: نتیجه‌های به‌دست آمده از تحقیق.

با توجه به جدول ٦ نتیجه‌ها نشان‌دهنده اثر معنادار و مثبت تأمین مالی بانکداری بدون ربا در ایران بر روی رشد اقتصادی است و ضریب تصحیح خطا برابر با مقدار ۰/٦۹- است که نشان‌دهنده این است که در هر دوره ٦۹ درصد شوک وارده در کوتاه‌مدت به‌سمت مقادیر بلندمدت تعدیل می‌یابد که این سرعت تعدیل مناسب است و تقریباً در ۱/٤٤ دوره اثر شوک‌های وارده تعدیل می‌شود.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف از مقاله پیش‌رو بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین توسعه بانکداری بدون‌ربا و رشد اقتصادی در ایران بود. با استفاده از داده‌های فصلی طی سال‌های ۱۳۸۰ـ۱۳۹۰ و از روش مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی (ARDL) این رابطه مورد بررسی قرار گرفت. در این مدل از متغیرهای تأمین مالی بانکداری بدون ربا [ln fin] به‌عنوان بخش مالی اسلامی و نیز از دو متغیر دیگر، تولید ناخالص داخلی [ln gdp] و سرمایه ثابت ناخالص [gfcf] برای نشان‌دادن بخش حقیقی اقتصاد استفاده شد. نتیجه‌ها به‌طور کلی نشان‌دهنده این بود که رشد اقتصادی و تأمین مالی بانکداری بدون‌ربا رابطه علیت دوطرفه دارند اما این رابطه سطح معناداری ضعیفی دارد که شاید علت آن را بتوان به ضعیف‌بودن ساختار بازار مالی در ایران و عدم سرمایه‌گذاری و تأمین مالی مناسب پروژه‌های اقتصادی ربط داد که می‌توان با افزایش در دقت واگذاری در تسهیلات بانکی این رابطه و اثرگذاری را افزایش داد. نیز براساس نتیجه‌ها هیچ‌گونه رابطه و علیتی بین انباشت سرمایه ناخالص و تأمین مالی بانک‌ها در ایران

وجود ندارد؛ همچنین نتیجه‌ها نشان‌دهنده این است که یک درصد رشد در تأمین مالی و سرمایه‌گذاری در طرح‌های اقتصادی افزایش ۰/۱۵ درصدی در رشد اقتصادی را به همراه داشته و یک درصد رشد در انباشت سرمایه ناخالص افزایش ۰/۲٤ درصدی در رشد اقتصادی را به همراه دارد. افزون بر این، نتیجه‌ها نشان‌دهنده اثر معنادار و مثبت تأمین مالی بانکداری بدون‌ربا در ایران بر روی رشد اقتصادی است. برابر بودن ضریب تصحیح خطا با مقدار ۰/٦۹- نشان‌دهنده این است که در هر دوره ٦۹ درصد شوک وارده در کوتاه‌مدت به‌سمت مقادیر بلندمدت تعدیل می‌یابد که این سرعت تعدیل مناسب است و تقریباً در ۱/٤٤ دوره اثر شوک‌های وارده تعدیل می‌شود.

پیشنهادهای ذیل با توجه به نتیجه‌های به‌دست آمده از پژوهش، در قالب سیاست‌های کاربردی قابل ارائه هستند:

۱. ترویج بانکداری اسلامی بدون‌ربا به‌صورتی که تأمین مالی در راه درست سرمایه‌گذاری صورت پذیرد که به نفع اقتصاد و رونق در تولید داخلی و رشد اقتصادی خواهد بود.

۲. صدور مجوز فعالیت به بانک‌های اسلامی خارجی در ایران نیز می‌تواند به ترویج نوآوری بیشتر در صنعت بانکداری اسلامی داخلی کمک کند.

۳. با افزایش تعداد بانک‌های اسلامی و مؤسسه‌های مالی اسلامی نیاز به داشتن نیروی انسانی با مهارت کافی برای مدیریت این نهادها حس می‌شود. در این جهت، دانشگاه‌ها و مؤسسه‌های آموزشی تخصصی برای تولید نیروی انسانی ماهر مورد نیاز است.

٤. با توجه به رابطه دوسویه بین بانکداری بدون‌ربا و رشد اقتصادی و چون رشد اقتصادی مثبت به توسعه بیشتر بانکداری بدون‌ربا کمک می‌کند، اگر رشد اقتصادی خوب نباشد، بانکداری بدون‌ربا قادر نخواهد بود به‌طور کامل به رشد اقتصادی کمک کند.

۵. دقت واگذاری در تسهیلات بانکی و سوق‌دادن منابع مالی به‌سمت سرمایه‌گذاری‌های مناسب.

منابع و مآخذ

۱. احمد، عثمان؛ **بانکداری اسلامی در عمل**؛ ترجمه علی تک‌روستا؛ تهران: دفتر مطالعات اقتصادی مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۹۰.

۲. بهمند، محمد و محمود بهمنی؛ **بانکداری داخلی ۱** (تجهیز منابع پولی)؛ چ٦، تهران: مؤسسه عالی بانکداری ایران، ۱۳۹۰.

۳. ترکمانی، جواد و زکریا فرج‌زاده؛ «بررسی رابطه علّی میان اعتبارات و ارزش افزوده بخش کشاورزی»؛ **مجله بانک و کشاورزی**، ۱۳۸۲.

٤. رجایی، محمد؛ «مقایسه اجمالی تجهیز و تخصیص منابع پولی در دو نظام بانکی ربوی و غیرربوی در ایران»؛ **معرفت اقتصادی**، ش٤١، ١٣٨٠.
٥. حیدری‌سنگلچی، بهرام؛ **برآورد تأثیر اعتبارات بر ارزش افزوده بخش کشاورزی**؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران: دانشگاه شهید بهشتی، ١٣٧٥.
٦. سعیدی، پرویز؛ «ارزیابی نقش تسهیلات شبکه بانکی در رشد اقتصادی»؛ **پژوهشنامه اقتصادی**، ش٦، ١٣٨٨.
٧. شبانی‌بالانجی، یوسف؛ **تأثیر بانکداری دولتی بر کارایی و رشد اقتصادی در ایران**؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران: دانشگاه تربیت مدرس، ١٣٨٠.
٨. صمصامی، حسین و رضا امیرجان؛ «بررسی اثر تسهیلات بانکی بر ارزش افزوده بخش صنعت»؛ **مجله پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی**، ١٣٩٠.
٩. کشاورزیان‌پیوستی، اکبر و محمد ضیایی‌بیگدلی؛ «نقش تسهیلات بانکی در سرمایه‌گذاری خصوصی ایران»؛ **پژوهشنامه اقتصادی**، ١٣٨٥.
١٠. قره‌باغیان، مرتضی؛ **اقتصاد رشد و توسعه**؛ ج٢، تهران: نشر نی، ١٣٧١.
١١. موسایی، میثم؛ **بررسی عملکرد بانکداری بدون ربا در ایران**؛ چ٢، تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی بانک مرکزی، ١٣٧٩.
١٢. موسویان، سیدعباس؛ «بانکداری بدون ربا از نگاه شهید صدر»؛ **فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد اسلامی**، س٦، ش٢١، ١٣٨٥.
١٣. میشکین، فردریک؛ **پول و ارز و بانکداری**؛ ترجمه جهانخانی، علی و علی پارسایان؛ تهران: انتشارات سمت، ١٣٧٨.
١٤. نبی، منوچهر، سارا وفایی و جابر افتخاری‌شاهی؛ «مطالعه تطبیقی بانکداری اسلامی و متعارف در ایران و مالزی (با رویکرد سودآوری)»؛ **مجموعه مقالات دومین کنفرانس بین‌المللی توسعه نظام تأمین مالی در ایران**، ١٣٨٨.
١٥. نوری‌احمدآبادی، حبیب؛ **بررسی مزیت‌های بانکداری اسلامی**؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران: دانشگاه تهران، ١٣٩٠.
١٦. نوفرستی، محمد؛ **ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی**؛ چ١، تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ١٣٧٨.
١٧. هدایتی، سیدعلی‌اصغر، علی‌اصغر سفری، حسن کلهر و محمود بهمنی؛ **عملیات بانکی داخلی-٢** (تخصیص منابع)؛ چ١٤، تهران: مؤسسه عالی بانکداری ایران، ١٣٧٣.

18. Abduh, Muhamad & Azmi Omar, Mohd; "Islamic banking and economic growth: the Indonesian experience"; **International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management**, Vol. 5, 2012.
19. Furqani, H. & Mulyany, R; "Islamic banking and economic growth: empirical evidence from Malaysia"; **Journal of Economic Cooperation and Development**, Vol. 30, 2009.
20. King, R.G. & Levine, R; "Finance and growth: Schumpeter might be right"; **The Quarterly Journal of Economics**, Vol. 108 No. 3, 1993.
21. Monge Naranjo, Alexander and Luis J. Hall U; "Access to Credit and the Effect of Credit Constraints on Costarican Manufactoring Firms Februarg"; **Working Paper**, 2003.
22. Spears, Annie; "Financial Development and Economic Growth-Causality Tests"; **Atlantic Economic Joumal**, No.1, 1991.
23. Tlanyi, Anthony & Saracoglu, Rusdu; "The Importance of Interest Rates in Developing Countries"; **Finance & Development**, Vol 4, 1983.

پیوست

آمارهای مورد استفاده در تحقیق (ارقام میلیارد ریال)

GDP	GFCF	FIN	YEAR
330565	26777	29389	2000
357671	30570	32085	2001
385630	34242	35921	2002
410429	37936	38283	2003
438900	40576	42742	2004
467930	42635	45931	2005
491099	44053	47093	2006
495266	46695	53038	2007
509895	43489	55903	2008
539219	44218	58928	2009
554837	44614	61037	2010