فصلنامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی، شماره سی‌ام، بهار ۱۳۹۹- صفحات ۱۵۹ - ۱۴۱

مالیه اسلامی و رشد اقتصادی: تجربه ایران

فاتح حبیبی[۱]
سحر عمیدی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۳/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۱۹

چکیده

در حالی‌که بانکداری اسلامی در بیشتر از ۷۵ کشور شروع شده است، متأسفانه مطالعات کمی در مورد نقش آن در بخش واقعی اقتصاد در این کشورها صورت گرفته است. یک سیستم مالی اسلامی توسعه‌یافته منابع صندوق‌های سرمایه‌گذاری و تخصیص به بخش واقعی اقتصاد را بسیج کرده و منجر به افزایش سرمایه‌گذاری و رشد بخش واقعی می‌شود. یک بخش واقعی سالم و سودآور منجر به کارایی و عملکرد بیشتر بانکداری اسلامی خواهد شد. بنابراین، بانکداری اسلامی باید به‌عنوان یک ساختار پولی بالقوه مورد توجه قرار گیرد. هدف این مقاله بررسی اثر مالیه اسلامی بر بخش واقعی اقتصاد (شاخص تولیدات صنعتی) با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL[۳]) در دوره زمانی $۲۰۱۵Q_4$-$۲۰۰۵Q_4$ است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که رابطه بلند مدت بین متغیرها وجود داشته و اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای مستقل بر بخش واقعی اقتصاد هماهنگ است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که حجم سپردهای بانکداری اسلامی اثر منفی و درجه باز بودن تجاری تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص تولیدات صنعتی ایران دارد.

واژگان کلیدی: بانکداری اسلامی، شاخص تولیدات صنعتی، مدل با وقفه‌های توضیحی، ایران
طبقه بندی JEL: E62، G33، M11، O47

---

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه کردستان و پژوهشگر پاره‌وقت پژوهشکده کردستان‌شناسی(نویسنده مسئول)
f.habibi@uok.ac.ir
۲. کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه کردستان amidisahar@yahoo.com

3. Auto-regressive Distributed Lag

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

مقدمه

مالیه اسلامی به‌عنوان یک پدیده جدید سناریوی مالی جهانی دردهه ۱۹۷۰ در نظر گرفته شده است. اولین بانک اسلامی به‌نام مایت- قمر[1] در سال ۱۹۳۶ در مصر ایجاد شد در ابتدا این بانک بسیار مشهور بود اما پس از مدتی به‌دلایل نامعلوم تعطیل شد. پس از مایت- قمر، اولین بانک تجاری خصوصی اسلامی بدون بهره باعنوان بانک اسلامی دبی در سال ۱۹۷۵ تأسیس شد. از آن زمان صنعت مالی اسلامی رکوردهای درخشانی را کسب کرده است. کل دارایی بانکداری اسلامی تا امروز ۱,۷ تریلیون دلار و رشد سالانه ۱۷,۶٪ تا سال ۲۰۰۰ ثبت شده است. به‌دنبال آن در سال ۱۹۷۷ بانک اسلامی فیصل[2] در مصر و سودان بنیان گزاری شد. در همان سال دولت کویت نیز بانک ملی کویت را به‌وجود آورد و پس از آن در سال ۱۹۷۹ بانک اسلامی بحرین تشکیل شد. به همین منوال بانک‌های اسلامی به کشورهای مسلمان و غیرمسلمان مانند دانمارک و لوکزامبورگ گسترش یافت به‌گونه‌ای که طی ۱۰ سال ۵۰ بانک بدون بهره ایجاد شد. در پاکستان از ابتدای سال میلادی ۱۹۸۱ همه بانک‌ها سپرده‌ها را براساس سهم سود و زیان می‌پذیرفتند. در سال ۱۹۸۵ هیچ بانکی سپرده‌ای را با بهره نمی‌پذیرفت (کاسیم[3]، ۲۰۱۵، اکبریان و جوکار، ۱۳۹۳). دارایی بانکداری اسلامی در ایالات متحده ۱۲۵ میلیارد دلار در سال ۲۰۱۲ معادل ۲۰ درصد از کل دارایی‌های جهان بود. این بخش به همان اندازه، از نظر واسطه‌گری مالی به‌عنوان تأمین مالی بانک‌های اسلامی و سپرده به ترتیب در نرخ رشد متوسط ۲۳٪ و ۳۲٪ در دوره زمانی ۲۰۰۸- ۲۰۱۲ فعال بوده است (ارنست و یانگ[4]، ۲۰۱۳). حذف بهره در ایران از سال ۱۳۶۰ شروع شد و این سیاست با اعطای ۴ درصد حداکثر بهای خدمات روی دارایی و ۴ تا ۸٪ نرخ سود به فعالیت‌های جایگزین شده بود و به این صورت سود تضمین شده حداقل گردید. در سال ۱۳۶۱ قانون بانکداری بدون ربا معرفی و مبنای عملیات بانکداری قرار گرفت (اکبریان، ۱۳۸۴).

به اعتقاد بسیاری از محققان، یکی از علت‌های ایجاد رشد اقتصادی، منابع مالی است که از طرف بانک‌ها و مؤسسات مالی و اعتباری به سمت فعالیت‌های مولد و اقتصادی سرازیر می‌شود. بازارهای مالی پیشرفته نظیر بازارهای مالی کشورهای پیشرفته صنعتی، حجم قابل‌ملاحظه‌ای از سرمایه مالی اقتصاد مربوطه را در کنترل دارد (سامتی و همکاران، ۱۳۹۱). پیشرفت ساختار مالی در محیط شفاف اقتصادی با فرض بازار رقابتی یعنی تقارن اطلاعات رخ می‌دهد. هرچه بازار کاراتر و تقارن اطلاعات بیشتر باشد امنیت بازار بیشتر بوده و با هدایت سرمایه‌گذاری‌ها به سمت تولید می‌توان به رشد

1. Mit-Ghamr
2. Faisal Islamic Bank
3. Kassim
4. Ernst and Young

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

اقتصادی بالاتری دست یافت (سامتی و همکاران، ۱۳۹۱). بانک‌ها و مؤسسات اعتباری با تجهیز پس‌اندازها و هدایت آنها به سمت بنگاه‌های تولیدی و تجاری، اولاً سرمایه‌های راکد و احیاناً مخرب اقتصادی را به عوامل مولد تبدیل کرده و ثانیاً، سایر عوامل تولید، به‌ویژه سرمایه‌ی انسانی را که به دلیل کمبود سرمایه بیکارند یا با بهره‌وری پایینی کار می‌کنند، به سمت اشتغال کامل با بهره‌وری بالا سوق می‌دهند (فراهانی‌فرد و همکاران، ۱۳۹۴).

با توجه به سطح بالای دارایی بانکداری اسلامی، سهم آن در بازار و نقش واسطه‌گری‌های مالی فعال آن، مالیه اسلامی به اقتصاد واقعی نزدیک است. بنابراین مالیه اسلامی در ایران به‌طور فزاینده نقش مهمی در اقتصاد بازی می‌کند و در حال حاضر حساب‌ها سهم اساسی دارایی هر بانک را به خود اختصاص داده‌اند. با توجه به نقش استراتژیک مالیه اسلامی با اقتصاد ایران و اینکه موقعیت مهمی را در صنعت مالیه اسلامی جهان به خود اختصاص داده است. تعداد اندکی مطالعه با تمرکز بر بخش مالیه اسلامی در رابطه با اقتصاد واقعی انجام شده است. در این مطالعه سعی شده است تا ماهیت روابط کوتاه و بلندمدت بین مالیه اسلامی و فعالیت‌های اقتصادی و در نتیجه کمک به طراحی سیاست بهتر و بهبود عملکرد بانکداری اسلامی صورت گیرد.

فرضیه اصلی تحقیق این است که مالیه اسلامی در ایران تأثیر بیشتری بر رشد اقتصادی دارد. واقعیت این است که توسعه مؤسسات از نظر تأمین مالی پروژه‌ها نقش بسیار مؤثری بر رشد اقتصادی دارند. سوال اصلی تحقیق این است که تأثیر مالیه اسلامی بر رشد اقتصادی ایران چگونه است؟ اطلاعات از بانک جهانی و بانک مرکزی و مرکز آمار ایران گردآوری شده است و با استفاده از روش اقتصادسنجی الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده به بررسی ارتباط بین متغیرها پرداخته‌شده‌است. ادامه مقاله حاضر در شش بخش تنظیم شده است. بخش دوم شامل مبانی نظری است؛ در بخش سوم به مطالعات تجربی پرداخته شده است؛ بخش چهارم به روش‌شناسی تخصیص داده شده است؛ بخش پنجم شامل تفسیر مدل می‌باشد و در بخش پایانی نتایج و پیشنهادات تحلیل ارائه شده‌است.

مبانی نظری

مالیه تأثیر واقعی مثبتی بر فعالیت‌های اقتصادی به‌عنوان توسعه بازار پول جریان سرمایه فعال سازنده معاملات انگلستان در طول زمان را نشان می‌دهد (باگهت[1]، ۱۸۷۳). واسطه‌های مالی (بانک‌ها) پایه مرکزی توسعه اقتصادی است (سچمپتر[2]، ۱۹۱۱/۱۹۳۴). بعدها مدل‌های رشد درون‌زا برای تهیه تحقیقات تجربی درباره نقش امور مالی در رشد اقتصادی پدیدار شد (کینگ و لوین[3]، ۱۹۹۳، لوین و

1. Bagehot
2. Schumpeter
3. King and Levine

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

زروس[1]، ۱۹۹۸، راجان و زینگلاس[2]، ۱۹۹۸ و حسن و سنچز و یو[3]، ۲۰۱۱). با مراجعه به ادبیات اقتصادی می‌توان الگوهایی را یافت که در آن چگونگی تجهیز پس‌اندازها جهت سرمایه‌گذاری از طریق نهادهای مالی که منجربه افزایش رشد اقتصادی می‌شود را نشان دهد.

گسترش واسطه‌گری‌های مالی از جمله عواملی است که می‌تواند بر رشد اقتصادی اثرگذار باشد. هر نظام اقتصادی از دو بخش حقیقی و مالی تشکیل شده است. بخش مالی به‌عنوان مکمل بخش واقعی، در برگیرنده فعالیت‌هایی است که توسط پول و سایر اوراق بهادار انجام شده و از بازارهای مالی (بازار پول و غیرپول) که وظیفه اصلی آن انتقال وجوه قابل وام دادن از وام‌دهندگان (یا واحدهای دارای مازاد پس‌انداز که بیشتر خانوارها هستند) به قرض‌گیرندگان (یا واحدهای کسری پس‌انداز که بیشتر شرکت‌های تجاری هستند) تشکیل می‌شود. بنابراین بازارهای مالی نقش کلیدی در تجهیز و هدایت وجوه موجود در اقتصاد به سمت بخش‌های تولیدی و صنعتی و به تبع آن رشد اقتصادی دارند (محمدی و همکاران، ۱۳۹۳). با وجود ادبیات غنی در رابطه با رشد مالیه اقتصاددانان ماهیت میان این دو را به صورت چهار فرضیه عمده مطرح کردند: ۱) فرضیه عرضه پیشرو ۲) فرضیه تقاضا پیرو ۳) فرضیه وابستگی متقابل ۴) فرضیه بی‌طرفی. فرضیه عرضه پیشرو در دیدگاه شومپیتر[4] ریشه دارد و توسط مک‌کینون[5] (۱۹۷۳) و شاو[6] (۱۹۷۳) پشتیبانی شد؛ در نظریه سرکوب مالی پیشنهاد کردند توسعه مالی منجربه رشد اقتصادی شده است. از سوی دیگر، در فرضیه پیرو تقاضا رابینسون[7] (۱۹۵۲) معتقد است "امور مالی منجر به رشد می‌شود" یادآوری می‌کند که رشد در اقتصاد واقعی باعث توسعه مالی خواهد شد. فرضیه وابستگی متقابل توسط پاتریک[8] (۱۹۶۶) مطرح شد او فرض کرد رابطه علیت میان توسعه مالی و رشد اقتصادی رابطه‌ای دو سویه است؛ همچنین استدلال کرد که در کشورهای درحال‌توسعه امورمالی منجر به رشد می‌شوند درحالی‌که در کشورهای توسعه‌یافته امور مالی به‌طور فزاینده تقاضا پیرو را دنبال می‌کنند. در نهایت لوکاس [9](۱۹۸۸) به دفاع از فرضیه بی‌طرفی پرداخت او مدعی است رابطه رشد- مالی رابطه‌ای غیرضروری است و لزوماً فاکتور ضروری برای فرآیند رشد محسوب نمی‌شود.

1. Levine and Zervos
2. Rajan and Zingles
3. Hassan, Sanchez and Yu
4. Schumpeter
5. McKinnon
6. Shaw
7. Robinson
8. Patrick
9. Lucas

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

یک سیستم مالی ایده‌آل عمدتاً حقوق صاحبان سهام را براساس پیوند نزدیک بین بخش مالی و بخش اقتصاد واقعی که رابطه علّی دو طرفه توسعه مالی و رشد اقتصادی است؛ نشان می‌دهد. سیستم مالیه اسلامی توسعه‌یافته باعث تخصیص بودجه صندوق سرمایه‌گذاری شرکت‌های مشابه می‌شود؛ در نتیجه موجب افزایش سرمایه‌گذاری و رشد بخش واقعی می‌گردد. بخش سالم و سودآور بانکداری اسلامی بازده بیشتری دارد، در نتیجه باعث بهبود توسعه می‌گردد. علاوه بر این تقویت رشد اقتصادی (سود اجتماعی) باید مؤسسه‌های مالی اسلامی نقش همه مؤسسه‌های اقتصادی اسلامی که در آن هماهنگی اقتصادی و اجتماعی جزء اهداف اقتصادی است را ایفا می‌کنند (آنونیم[1]، ۲۰۱۰). مشخصه اصلی سیستم مالی اسلامی که آن را منحصر به فرد می‌سازد کمک به فرآیند رشد اقتصادی در سود سهام حقیقی که به‌طور مساوی درآمد آن توضیع یافته و منجر به عدالت اجتماعی و رشد اقتصادی بلندمدت می‌شود. همچنین بهبود بهره‌وری ناشی از تخصیص سرمایه بستگی به بهره‌وری برگشت سرمایه دارد؛ به‌علاوه مؤسسات مالی اسلامی سرمایه‌گذاران را تشویق به سرمایه‌گذاری در سپرده‌های سود سهمی بانک‌ها می‌کنند. به‌طور کلی با توجه به اهمیت کمتر بدهی مالی؛ سیستم مالی اسلامی رونوشتی از قراردادهای متعارف برای اجتناب از دست دادن سرمایه و ثروت ناشی از بحران مالی مکرر و اثرات منفی آن تهیه می‌کند؛ بنابراین رشد اقتصادی پایدار را به‌دنبال دارد (گوید و ساسی[2]،۲۰۱۰).

پیشینه تحقیق

فراهانی‌فرد و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی تأثیر مؤسسات مالی بانکی و غیربانکی اسلامی بر رشد اقتصادی ایران در دوره زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۲ به‌صورت سری زمانی فصلی، با استفاده از مدل سنتی کینگ- لوین و روش گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) پرداختند. نتایج بیانگر این است که تمامی متغیرهای توضیحی مورد استفاده در مدل اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارند. همچنین مؤسسات مالی بانکی در مقایسه با مؤسسات مالی غیربانکی اثر بیشتری بر رشد اقتصادی دارند.

محمدی و همکاران (۱۳۹۳) عوامل مؤثر بر توسعه مالی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی در ۳۶ کشور را با استفاده از داده‌های پانل طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که باز بودن تجارت نقش حیاتی در تعیین سطح توسعه مالی بخش خصوصی دارد.

اکبریان و جوکار (۳۹۳) تأثیر بانکداری اسلامی بر رشد اقتصادی را مطالعه کردند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که مطالعات قبلی از فرضیه بانکداری اسلامی یک کانال اصلی برای رشد اقتصادی است

1. Anonym
2. Goaied and Sassi

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

حمایت می‌کنند. گاهی بانکداری اسلامی می‌تواند موجب کندی توسعه گردد. همچنین بانکداری اسلامی به ثبات اقتصاد کلان، هم برای کشورهای توسعه‌یافته و هم برای کشورهای در حال‌توسعه کمک می‌کند.

ابوترابی و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهش خود عقود اسلامی، تعمیق مالی و رشد اقتصادی را بررسی کردند. عقود اسلامی این قابلیت را دارند تا از طریق ثبات مالی، مشارکت در سود و زیان، افزایش حجم پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، رونق در بازارهای مالی، تنوع عقود اسلامی و تأمین مالی خرد با بهبود کارآیی تخصیص سرمایه، توسعه بنیان‌های تولیدی، تجهیز پس‌اندازهای کوچک و پراکنده و ابداعات تکنولوژیکی رشد اقتصادی را به‌صورت درون‌زا متأثر نماید.

سامتی و همکاران (۱۳۹۱) در مقاله‌ی خود به بررسی مقایسه‌ای تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی تحت اطلاعات نامتقارن (مورد مطالعه کشورهای منتخب توسعه‌یافته و در حال‌توسعه) با استفاده از روش داده‌های تابلویی، طی دوره زمانی ۲۰۰۸- ۱۹۹۳ پرداختند. نتایج حاکی از این است که اثر بخشی بازار مالی نسبت به بازار پولی در کشورهای در حال‌توسعه بیشتر می‌باشد و این به‌خاطر وجود درجه‌ی تقارن اطلاعاتی بالا و تکامل‌یافته در این کشورها بوده است ولی در کشورهای در حال‌توسعه بازار پولی در مقایسه با بازار مالی قدرتمندتر عمل می‌کند.

ترابی و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال‌توسعه نفتی و غیرنفتی با استفاده از مدل ایستای پانل در دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۶ پرداختند. نتایج بیان می‌کند که اگر نفت به‌عنوان یک منبع مازاد در نظر گرفته شود، آنگاه منجر به قوی‌تر شدن رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی گردد. به بیان دیگر به درآمدهای نفتی باید به دید یک پس‌انداز خصوصی نگریسته شود.

سیفی‌پور (۱۳۸۹) به بررسی تجربی تأثیر سطح توسعه مالی بر رشد اقتصادی ۸۵ کشور با استفاده از داده‌های تابلویی پرداختند. در کشورهای با درآمد بالا و از نظر سطح مالی در بازار پول و سرمایه توسعه یافته‌تر بهبود توسعه مالی منجر به رشد اقتصادی خواهد شد. در کشورهای با درآمد پایین و متوسط و با سطح توسعه مالی پایین در بازار پول و سرمایه، بهبود توسعه مالی در بازار پول تأثیر منفی و بهبود در بازار سرمایه تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی خواهد داشت.

راسخی و رنجبر (۱۳۸۸) در مطالعه‌ی خود به بررسی اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی در دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۸۰ با به‌کارگیری تکنیک قدرتمند پانل، روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای و گشتاورهای تعمیم‌یافته، معادله همگرایی- رشد پرداختند. نتایج بیان می‌کند کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی در نزدیکی سطح پایدار خود قرار دارند، ولی به دلیل تفاوت این سطح در میان کشورهای یاد شده، تولید ناخالص داخلی سرانه آنها تفاوت فاحشی

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

با یکدیگر دارد. در مجموع، کشورهای دارای توسعه مالی بالاتر، تجارت بازتر، نرخ سرمایه‌گذاری فیزیکی و انسانی بالاتر و نرخ رشد نیروی کار و اندازه دولت کوچکتر، توانسته‌اند رشد سریع‌تری را طی دوره زمانی مورد بررسی تجربه کنند.

کسیم[1] (۲۰۱۶) در مقاله‌ی خود به بررسی مالیه اسلامی و رشد اقتصادی با استفاده از روش ARDL طی بازه زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۳ برای کشور مالزی پرداختند. نتایج بیانگر این است که مالیه اسلامی به‌طور مؤثر سهم مهمی از اقتصاد واقعی در ادغام و هدایت وجوه به فعالیت‌های سرمایه‌گذاری دارد. با در نظر گرفتن مالیه اسلامی در اقتصاد مالزی، نیاز به توسعه بیشتر صنعت یافت می‌شود. همچنین، به وسیله رشد سالم صنعت مالزی به سمت تقویت صنعت مالیه اسلامی در سطوح جهانی رهبری می‌شود.

القاهتانی و همکاران [2](۲۰۱۶) در مقاله‌ی بحران اقتصادی و بانکداری اسلامی، شواهدی از شورای همکاری خلیج‌فارس با استفاده از روش پانل ۱۰۱ بانک شورای همکاری خلیج به بررسی مدل CAMEL در دوره‌ی زمانی ۱۹۹۸-۲۰۱۲ پرداختند. نتایج حاکی از این است که، بانک‌های اسلامی از لحاظ سرمایه‌گذاری، سودآوری و نقدینگی در مراحل اولیه‌ی بحران مالی جهانی (GFC) را ایفا می‌کند، در مراحل بعدی رکود حقیقی اقتصاد به‌ویژه در زمینه‌ی سودآوری و سرمایه‌گذاری و بهره‌وری بدتر می‌شود.

اشرف و همکاران [3](۲۰۱۶) در مقاله‌ی نسبت سرمایه‌گذاری پایدار خالص برای بانک‌های اسلامی و تأثیر آن بر ثبات مالی، تحقیقات بین‌الملل با استفاده از مدل تخمین متناوب براساس رویکرد متغیر ابزاری ۱۳۳ بانک اسلامی در ۳۰ حوزه‌ی قضایی در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۳ پرداختند. نتایج بیانگر این است که، معتبر ساختن استفاده از امور مالی هیأت خدمات اسلامی (IFSBها)، نسبت خالص سرمایه‌گذاری پایدار (NSFR) برای بانک اسلامی به‌عنوان اقدام نظارتی در نظر گرفته می‌شود.

اولسون و زوبی[4] (۲۰۱۶)، هم‌گرایی در عملکرد بانک برای بانک‌های تجاری و بانک‌های اسلامی را در طول و بعد از بحران مالی جهانی در بازه‌ی زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۴ بررسی کردند. نتایج هم‌گرایی باشگاهی نشان می‌دهد در بیشتر نمونه عدم‌هم‌گرایی وجود دارد اما هم‌گرایی بسیار قوی در تمام بانک‌های پس از بحران وجود دارد. با این وجود برخی از خوشه‌ها، مانند آسیای جنوب شرقی هم‌گرایی نشان داده نمی‌شود و نسبت سودآوری نشان می‌دهد که بحران مالی جهانی (GFC) کشورها و مناطق مختلف متفاوت است.

1. Kassim
2. Alqahtani et. al.
3. Ashraf et.al.
4. Olson and Zoubi

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

تابش و دانکر (۲۰۱۴)، به بررسی توسعه مالیه اسلامی و رشد اقتصادی شواهد تجربی امارات‌متحده‌عربی در بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ با استفاده از روش آزمون هم انباشتگی و آزمون علّیّت گرنجر پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که تأمین مالی بانک‌های اسلامی در درازمدت به افزایش سرمایه‌گذاری در امارات‌متحده‌عربی کمک می‌کند.

امان و کپودار (۲۰۱۵)، در مقاله‌ی آیا بانکداری اسلامی برای رشد اقتصادی خوب است؟ با استفاده از بازه زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۰ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که بانکداری اسلامی با وجود اندازه نسبتاً کوچک اقتصاد و اندازه بزرگ سیستم مالی به‌طور مثبت با رشد اقتصادی در ارتباط است.

تابش و دانکر (۲۰۱۴)، به بررسی جریان مالیه اسلامی و رشد اقتصادی شواهد تجربی خاورمیانه قطر، بحرین و امارات‌متحده‌عربی پرداختند. برای تجزیه و تحلیل، آزمون ریشه واحد، آزمون هم‌جمعی و آزمون علّیّت گرنجر انجام شد. نتایج حاکی از آن است که بهبود نهاده‌های مالی اسلامی در خاورمیانه از سود توسعه اقتصادی بهره‌مند خواهد بود و این در بلندمدت برای رفاه اقتصادی و کاهش فقر مهم است.

مواد و روش‌ها

برای تحلیل تجربی روابط بلندمدت و اثرات متقابل میان متغیرهای تحقیق، مدل مورد نظر با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها[1] که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه گردید، تخمین زده شده است. پیش از این از روش‌های انگل ـ گرنجر و یوهانسون برای بررسی رابطه هم‌جمعی میان متغیرها استفاده می‌شد، مسأله‌ای که در ارتباط با روش‌های مذکور وجود دارد لزوم هم‌جمع[2] بودن تمام متغیرها از درجه یک است. مهم‌ترین مزیت آزمون کرانه‌ها نسبت به روش‌های پیشین این است که بدون توجه به هم‌جمع بودن متغیرها از یک درجه (صفر یا یک) به تبیین روابط بلندمدت می‌پردازد.

به تبعیت از پسران و همکاران (۲۰۰۱)، این مقاله از روش آزمون کرانه‌ها و با مدل‌سازی رابطه بلندمدت به‌عنوان یک مدل خودرگرسیونی برداری[3] (VAR) از رتبه ρ استفاده می‌کند:

$$Z_t = C_0 + \beta_t + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i Z_{t-i} + \varepsilon_t, t = 1, 2, 3, \dots, T \qquad \text{رابطهٔ ۱)}$$

1. Bounds Test
2. Integrated
3. Vector Autoregressive (VAR)

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

z_i برداری از متغیرهای y_i و x_i می‌باشد. C_0 یک بردار (k+1) از عرض از مبدأها و β یک بردار (k+1) از ضرائب روند[1] می‌باشد. پسران و همکاران (۲۰۰۱) مدل[2] VECM زیر را برای رابطه فوق به‌دست آورده‌اند:

$$\Delta Z_t = C_0 + \beta_t + \pi_t Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{t} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t, t = 1, 2, 3, \dots, T \quad \text{رابطهٔ ۲)}$$
$$\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} \psi_i, i = 1, 2, 3, \dots, p-1 \text{و} \pi = I_{k+1} \sum_{i=1}^{p} \psi_i$$

y_i بردار متغیرهای وابسته I(1) است که با Lny_i تعریف شده و $x_t =$ $[IBD_t, GCE_t, INT_t, INF_t, OPEN_t]$ یک ماتریس برداری از متغیرهای توضیحی I(0) و I(1) است، $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon'_{2t})'$ بردار خطاهای دارای میانگین صفر،[3] (*i,i,d*) واریانس همسان فرض شده است. علاوه بر این، با این فرض که یک ارتباط بلندمدت واحد میان متغیرها وجود دارد، VECM شرطی به‌دست می‌آید. پسران و همکاران (۲۰۰۱) با توجه به وجود یا عدم‌وجود و مقید یا غیرمقید بودن عرض مبدأ و روند، پنج حالت برای مدل تصحیح خطا معرفی نموده‌اند. به‌طور معمول در مطالعات تجربی حالت سوم (با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند) بیشتر از چهار حالت دیگر مورد بررسی قرار می‌گیرد. مدل تصحیح خطای شرطی مربوط به این مقاله به‌صورت زیر است:

$$\Delta IPI_t = c_0 + \delta_1 IPI_{t-1} + \delta_2 IBD_{t-1} + \delta_3 GCE_{t-1} + \delta_4 INT_{t-1} + \delta_5 INF_{t-1} + \delta_6 OPEN_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta IPI_{t-i} + \sum_{l=1}^{q} \varphi_l \Delta IBD_{t-l} + \sum_{p=1}^{q} \vartheta_p \Delta GCE_{t-p} + \sum_{r=1}^{q} \gamma_r \Delta INT_{t-r} + \sum_{s=1}^{q} \mu_s \Delta INF_{t-s} + \sum_{h=1}^{q} \Psi_h \Delta OPEN_{t-h} + \varepsilon_t \quad \text{رابطهٔ ۳)}$$

در روابط فوق δ_iها ضرائب بلندمدت، c_0 عرض از مبدأ است. در آزمون کرانه‌ها گام نخست، تخمین رابطه ECM شرطی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، به‌منظور آزمون وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها با به‌کارگیری آزمون فرضیه F به‌شرح زیر است:

$$H_N: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$$
$$H_A: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq \delta_6 \neq 0 \quad \text{رابطهٔ ۴)}$$

برای متغیرهای مستقل I(d)، دو دسته از مقادیر بحرانی جهت انجام آزمون کرانه‌ها توسط نارایان (۲۰۰۵) ارائه شده است: کرانه پائین برای متغیرهای توضیحی I(0) و کرانه بالا برای متغیرهای توضیحی I(1) در نظر گرفته شده‌اند. اگر آماره F بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه هم‌جمع بودن متغیرها، فرضیه صفر مبنی بر عدم‌وجود ارتباط بلندمدت میان

1. Trend
2. Vector Error Correction Model (VECM)
3. Identically and Independently Distributed

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

متغیرها را رد نمود. اگر آماره آزمون پائین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پائین قرار گیرد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد نمود. در نهایت اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پائین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص است. در گام دوم، می‌توان مدل بلندمدت $ARDL(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5)$ شرطی به‌شرح زیر را تخمین زد:

$$R_t = c_0 + \beta t + \sum_{i=1}^{p} \delta_1 IPI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_2 IBD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_3 GCE_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \delta_4 INT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \delta_5 INF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \delta_6 OPEN_{t-i} + \varepsilon_t$$

رابطهٔ ۵)

اکنون باید تعداد وقفه‌های مدل $ARDL(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5)$ برای پنج متغیر را با استفاده از معیار شوارتز[1] تعیین نمود. در گام بعد پارامترهای پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌وسیله تخمین ECM زیر به‌دست می‌آید:

$$\Delta R_t = c_0 + \beta t + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta IPI_{t-i} + \sum_{l=1}^{q} \varphi_l \Delta IBD_{t-l} + \sum_{m=1}^{q} \gamma_m \Delta GCE_{t-m} + \sum_{r=1}^{q} \tau_r \Delta INT_{t-r} + \sum_{s=1}^{q} \xi_s \Delta INF_{t-s} + \sum_{h=1}^{q} \theta_h \Delta OPEN_{t-h} + \vartheta ecm_{t-1} + \varepsilon_t$$

رابطهٔ ۶)

در روابط فوق $\varphi, \emptyset, \gamma, \tau, \xi, \theta$ ضرایب کوتاه‌مدت پویای مدل‌ها به سمت تعادل و ϑ پارامتر سرعت تعدیل می‌باشد.

IPI_t: شاخص تولیدات صنعتی در زمان t،

IBD_t: سپرده بانک‌های اسلامی در زمان t،

GCE_t: کل مخارج دولت در زمان t،

INT_t: نرخ بهره سپرده‌گذاری در زمان t،

INF_t: نرخ تورم در زمان t و

$OPEN_t$: آزادسازی تجاری در زمان t،

داده های مورد استفاده در این پژوهش برای کشور ایران و به‌صورت فصلی در دوره زمانی ۲۰۱۵Q_4-۲۰۰۵Q_4، می‌باشد. منبع جمع‌آوری داده‌های این پژوهش صندوق بین‌المللی پول و داده‌های ماهانه‌ی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.

1. Schwarz Criterion (SC)

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

یافته‌های پژوهش

قبل از پرداختن به برآورد مدل لازم است مانایی متغیرهای مورد استفاده در مدل را بررسی نمود. برای این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته و آزمون فلیپ- پرون استفاده شده است. نتایج این آزمون در جداول شماره ۱ و ۲ آورده شده است. نتایج آزمون براساس دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) نشان می‌دهد که متغیر شاخص تولیدات صنعتی در سطح مانا شده و بقیه متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. همچنین براساس آزمون فیلیپس پرون (PP) متغیر شاخص تولیدات صنعتی و سپرده بانک‌های اسلامی در سطح مانا شده و بقسه متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

جدول۱. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون

آماره	IPI	lag	IBD	lag	GCE	lag
$\mathcal{T}_t\ (ADF)$	-۵/۹۵۳	۱	-۴/۳۵۲۵	۰	-۱/۷۸۱*	۰
(ADF)$\mathcal{T}_\mu$	-۵/۵۳۶۴	۱	-۳/۹۰۲۷*	۰	-۲/۶۴۲۶*	۰
(ADF)$\mathcal{T}$	-۰/۵۰۹۰*	۱	۰/۰۲۹۵*	۰	-۱/۵۹۰۱*	۰
$\mathcal{T}_t\ (PP)$	-۶/۸۶۵۴	۲۱	-۱۳/۸۱۸۳	۴۲	-۱/۸۶۰۹*	۲
(PP)$\mathcal{T}_\mu$	-۱۰/۷۸۲۲	۴۲	-۱۰/۸۰۴۵	۴۲	-۲/۷۰۰۴*	۲
(PP)$\mathcal{T}$	-۰/۶۰۸۰*	۰	۰/۰۲۹۵*	۰	-۱/۶۵۰۵*	۲
	IPIΔ	Lag	IBDΔ	lag	GCEΔ	lag
$\mathcal{T}_t\ (ADF)$	-۶/۵۲۳۸	۰	-۶/۴۸۱۸	۰	-۶/۴۳۴۴	۰
(ADF)$\mathcal{T}_\mu$	-۶/۸۸۲۴	۰	-۶/۸۶۶۰	۰	-۴/۸۷۲۱	۸
(ADF)$\mathcal{T}$	-۶/۴۶۲۷	۰	-۶/۳۹۵	۰	۶/۵۱۴۳۷ -	۰
$\mathcal{T}_t\ (PP)$	-۶/۵۲۳۸	۰	-۶/۴۸۱۸	۰	-۶/۴۳۴۴	۰
(PP)$\mathcal{T}_\mu$	-۶/۸۸۶۲	۰	-۶/۸۷۰۸	۱	-۶/۳۹۵۴	۰
(PP)$\mathcal{T}$	-۶/۴۶۲۷	۰	-۶/۳۹۵	۰	-۶/۵۱۴۴	۰

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

جدول ۲. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون

آماره	INT	Lag	INF	lag	OPEN	Lag
$\mathcal{T}_t\ (ADF)$	-۱/۵۴۱۸*	۰	-۱/۸۷۹۸*	۰	-۲/۸۶۹۴*	۰
(ADF)$\mathcal{T}_\mu$	-۲/۷۴۰۷*	۰	-۱/۳۲۷۸*	۰	-۱/۹۹۴۶*	۰
(ADF)$\mathcal{T}$	۰/۴۳۲۱*	۰	-۰/۶۸۵۰*	۰	-۰/۷۰۵۸۰*	۰
$\mathcal{T}_t\ (PP)$	-۱/۵۱۰۲*	۳	-۱/۹۹۶*	۲	-۲/۶۷۷۷**	۳
(PP)$\mathcal{T}_\mu$	-۲/۸۴۵۶*	۲	-۱/۳۲۷۸*	۰	-۱/۳۳۴۱**	۵
(PP)$\mathcal{T}$	۰/۶۳۳۱*	۷	-۰/۷۰۸۴*	۲	-۰/۷۱۵۲*	۱
	INTΔ	lag	INFΔ	lag	OPENΔ	Lag
$\mathcal{T}_t\ (ADF)$	-۶/۳۲۲۶	۰	-۶/۰۸۹۷	۰	-۴/۳۴۴۳	۰
(ADF)$\mathcal{T}_\mu$	-۶/۲۲۷۶	۰	-۶/۹۹۳۶	۰	-۵/۱۳۴۲	۰
(ADF)$\mathcal{T}$	-۶/۳۵۷۷	۰	-۶/۱۶۵۴	۰	-۰/۴۵۱۹	۰
$\mathcal{T}_t\ (PP)$	-۶/۴۷۷۱	۷	-۶/۰۸۸۳	۲	-۰/۳۴۴۳	۰
(PP)$\mathcal{T}_\mu$	-۶/۳۵۲۳	۷	-۷/۰۰۴۳	۱	-۵/۰۹۵۳	۱
(PP)$\mathcal{T}$	-۶/۳۸۸۶	۶	-۶/۱۶۴۲	۲	-۴/۴۵۱۹	۰

$\mathcal{T}_t$ آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و روند، $\mathcal{T}_\mu$ آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و بدون روند و $\mathcal{T}$ آماره آزمون ریشه واحد برای مدل بدون عرض از مبدأ و بدون روند است. تفاضل مرتبه اول است. اعداد داخل پرانتز در آزمون ADF تعداد وقفه‌ها است که توسط معیار شوارتز تعیین شده‌است. در آزمون PP اعداد داخل پرانتز with Newey-west band است که توسط بارنت- کرنل تعیین شده است.

باتوجه به اینکه درجه جمعی داده‌ها هم‌سان نیست از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود. در جدول ۳ مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها ارائه شده است. به تبعیت از کاتیرچی‌اغلو[1] (۲۰۰۹) و با توجه به قاعده مطالعات تجربی برای کمتر از ۸۰ داده برای آماره F از مقادیر بحرانی نارایان[2] (۲۰۰۵) استفاده شده است.

1. Katircioglu
2. Narayan

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

جدول ۳. مقدار بحرانی روش مدل‌سازی ARDL

K=4	0.10		0.05		0.01	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F_{III}	۲/۲۶	۳/۳۵	۲/۶۲	۳/۷۹	۳/۴۱	۴/۶۸

K تعداد متغیرهای مورد استفاده در مدل

درجدول ۴ نتایج آزمون کرانه‌ها ارائه شده‌است. آماره‌های به‌دست آمده از این آزمون با مقادیر بحرانی جدول ۳ مقایسه می‌شود. اگر آماره محاسباتی بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد می‌توان بدون توجه به درجه جمعی متغیرها فرضیه صفر مبنی بر عدم‌وجود ارتباط بلندمدت را رد نمود. برعکس اگر آماره آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پایین قرار گیرد فرضیه صفر را نمی‌توان رد نمود. در نهایت اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص است. مشاهده می‌شود آماره F در تمامی سطوح استاندارد ۰/۱۰ و ۰/۰۵ و ۰/۰۱ بزرگتر از مقدار بحرانی جدول ناریان ۲۰۰۵ هستند. بنابراین می‌توان گفت که در تمامی سطوح ذکر شده آزمون کرانه‌ها وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل را تأیید می‌کند و از این‌رو وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها را نمی‌توان رد نمود. نتیجه برآورد رابطه باند مدت نشان می‌دهد که رابطه مثبت هم‌جمعی بین متغیرهای شاخص تولیدات صنعتی، سپرده بانک‌های اسلامی، کل مخارج دولت، نرخ بهره سپرده‌گذاری، نرخ تورم و آزادسازی تجاری وجود دارد.

جدول ۴. آزمون کرانه‌ها

	F_{III}
F(IPI| IBD, GCE, INT, INF, OPEN)	۸/۸۰۰۹

توجه: مقادیر بحرانی آماره F توسط ناریان (۲۰۰۵) و مقادیر بحرانی آماره t توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) تعیین شده‌است.

برای بررسی اثر مالیه اسلامی بر رشد اقتصادی در ایران، مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده مورد استفاده و برآورد شد. بهترین وقفه‌ها برای هریک از متغیرهای مستقل و وابسته تعیین گردید. در این روش، با استفاده از معیارهایی مانند شوراتز- بیزین، آکائیک و حنان کو ئین وقفه‌های بهینه انتخاب شد که در نهایت این مدل براساس آماره شوارتز- بیزین و با حداکثر دو قفه برآورد گردید. نتایج مربوط به برآورد ضرایب بلند مدت مدل در جدول ۵ گزارش شده است. با توجه به نتایج تخمین ضرایب متغیرهای مربوط به سپرده بانک‌های اسلامی (IBD)، کل مخارج دولت (GCE)، نرخ بهره سپرده‌گذاری (INT) و تورم (INF) معنادار بوده و دارای اثر منفی بر شاخص تولیدات صنعتی ایران

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

است. همچنین ضریب متغیر آزادسازی تجاری (OPEN) معنادار و مثبت می‌باشد. همچنان‌که از نتایج جدول مشاهده می‌شود شاخص در نظر گرفته برای بازار مالی اسلامی (IBD) در این الگو بر شاخص تولیدات صنعتی ایران اثر منفی دارد به‌عبارت دیگر نشان‌دهنده تأثیر منفی سپرده بانک‌های اسلامی بر بخش واقعی اقتصاد (شاخص تولیدات صنعتی ایران) است.

جدول ۵. تخمین ضرایب بلندمدت با استفاده از روش ARDL (1,2,2,1,0,3)

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
IBD	-۰/۷۵۱	۰/۲۶۵۲	-۲/۸۲۹۹	۰/۰۰۹۸
GCE	-۰/۰۰۸۳	۰/۰۰۳۳	-۲/۵۱۱۶	۰/۰۱۸۶
INT	-۱/۳۷۸۹	۰/۲۴۷۷	-۵/۵۶۷۶	۰/۰۰۰۰
INF	-۰/۰۵۱۳	۰/۰۲۲۷	-۲/۲۶۱۹	۰/۰۳۲۳
OPEN	۰/۵۵۸۴	۰/۲۷۰۸	۲/۰۶۱۹	۰/۰۴۹۳
c	۹/۴۹۰۹	۲/۵۳۶۲	۳/۷۴۲۶	۰/۰۰۰۹

به‌منظور بررسی روابط کوتاه مدت بین شاخص تولیدات صنعتی ایران و سایر متغیرهای مورد نظر از مدل تصحیح خطا استفاده شده است که نتایج آن در جدول شماره ۶ آورده شده است. نتایج این جول نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای حاضر در مدل در کوتاه‌مدت هماهنگ با اثر بلندمدت آنها می‌باشد. در کوتاه‌مدت نیز همانند بلندمدت، تأثیر سپرده‌های بانکداری اسلامی، نرخ بهره، نرخ تورم بر شاخص تولیدات صنعتی منفی و معنادار است. همچنین تأثیر درجه باز بودن تجاری بر بخش واقعی اقتصاد (شاخص تولیدات صنعتی ایران) مثبت و معنادار می‌باشد. از آنجا که ضریب تصحیح خطا (ECM) منی و کوچکتر از یک (۰/۳۲۶۴-) است می‌توان نتیجه گرفت اگر یک شوک، شاخص تولیدات صنعتی کشور را تحت تأثیر قرار دهد و از تعادل بلندمدت خارج نماید، طی هر دوره کوتاه‌مدت در این الگو تقریباً ۳۳ درصد از این انحراف تصحیح می‌شود و بار دیگر به تعادل باز خواهیم گشت. این ضریب دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ مقداری نیز بیانگر سرعت نسبتاً بالای فرآیند تعدیل شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت است.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

جدول ۶. مدل تصحیح خطا براساس روش ARDL (1,2,2,1,0,3)

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
D(IBD)	-۰/۰۲۵۲	۰/۰۵۹۹	-۰/۴۲۰۷	۰/۶۷۷۴
D(IBD(-1))	۰/۱۱۱۸	۰/۰۶۲۶	۱/۷۸۵۷	۰/۰۸۵۸
D(GCE)	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۹	-۰/۷۷۳۴	۰/۴۴۶۳
D(GCE(-1))	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۱۱	۳/۳۰۸۰	۰/۰۰۲۸
D(INT)	-۰/۱۳۶۶	۰/۰۷۹۱	-۱/۷۲۶۴	۰/۰۹۶۱
D(INF)	-۰/۰۱۶۸	۰/۰۰۸۵	-۱/۹۷۹۶	۰/۰۵۸۴
D(OPEN)	۰/۰۰۰۹۵۴	۰/۰۰۱۰۳۴	۰/۹۲۲۲۸۴	۰/۳۶۴۹
D(OPEN(-1))	-۰/۱۳۱۵۵۴	۰/۰۳۹۱۲۶	-۳/۳۶۲۲۶۸	۰/۰۰۲۴
D(OPEN(-2))	-۰/۱۵۶۵۸۷	۰/۰۳۵۲۲۳	-۴/۴۴۵۶۲۲	۰/۰۰۰۱
ECM	-۰/۳۲۶۴۲۲	۰/۰۷۷۲۷۰	-۴/۲۲۴۴۰۷	۰/۰۰۰۳
R^2=۰/۶۹۹۲۹۲	SER=۰/۰۲۷۴۳۸	F=۴/۳۱۸۷۶۸	SC=-۳/۴۵۰۶۵۵	
$\overline{R^2}$=۰/۵۳۷۳۷۳	RSS=۰/۰۱۹۵۷۳	DW=۱/۸۸۷۸۳۶	AC=-۴/۰۷۷۵۷۲	

در جدول ۷ نتایج آزمون‌های واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی گزارش شده است. براساس نتایج این جدول با توجه به بزرگ بودن احتمال آماره t فرضیه همسانی واریانس در بین اجزاء اخلال را نمی‌توان رد نمود بنابراین واریانس ناهمسانی در بین اجزاء اخلال وجود ندارد. همچنین با توجه به بزرگ بودن احتمال آماره t فرض عدم‌وجود خودهمبستگی سریالی در اجزاء اخلال را نمی‌توان رد نمود لذا در بین اجزاء اخلال خودهمبستگی سریالی وجود ندارد.

جدول ۷. آزمون تشخیصی مدل ARDL (1,2,2,1,0,3)

آزمون واریانس ناهمسانی			آزمون خودهمبستگی		
احتمالt	آمارهt		احتمالt	آمارهt	
۰/۸۴۹۳	۰/۵۸۹	F	۰/۸۷۸۷	۰/۱۳۰۰	F
۰/۷۷۱۴	۹/۸۷۲۹	Obs*R-squared	۰/۸۰۲۷	۰/۴۴	Obs*R-squared

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

نتیجه‌گیری

هدف این مقاله بررسی اثر سپرده‌ای بانکداری اسلامی بر خش واقعی اقتصاد (شاخص تولیدان صنعتی ایران) در دوره زمانی ۲۰۱۵Q_4-۲۰۰۵Q_4 بوده است. برای بررسی این موضوع از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد. نتایج تخمین نشان داد که اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل بر بخش واقعی اقتصاد هماهنگ و منفی می‌باشد. این نتیجه با این عقیده که در کشورهای در حال‌توسعه به‌دلیل مشکلات ساختاری و نظارتی بخش مالی نمی‌تواند عامل بهبود بخش واقعی گردد، هماهنگ است. لذا می‌توان نتیجه گرفت که در سیستم بانکداری کشور ایران، بر تسهیلات اعطایی نظارت دقیق صورت نمی‌گیرد.

تأثیر حجم سپرده‌های بانکداری اسلامی بر شاخص تولیدات صنعتی ایران منفی و معنادار بوده است. علت چنین امری، می‌تواند هزینه کردن اعتبارات در فعالیت‌های غیرمولد باشد که تأییدی بر عدم‌کارایی و ضعف نظارتی در سیستم بانکی کشور است و می‌تواند دلیلی برای افزایش معوقات بانکی باشد. شاهد این ادعا گزارشات اخیر مرکز پژوهش‌های مجلس و اظهارات معاون نظارتی بانک مرکزی (بهمن ۱۳۹۴) سهم مطالبات مشکوک‌الوصول ۶۴ درصد است. به‌عبارتی چنانچه این بخش از مطالبات غیرجاری سوخت شده گردد، حجم مطالبات سوخت شده برابر با ۶۰۲ هزار میلیارد ریال محاسبه می‌شود حال آنکه حساب سرمایه بانک‌ها در این مقطع ۷۱۵ هزار میلیارد ریال است. بنابراین باید با اقداماتی از قبیل ایجاد فضای رقابتی در سیستم بانکداری اسلامی، انتخاب درست متقاضیان وام، تخصیص مطلوب منابع مالی به بخش‌های تولیدی به همراه کنترل سیستم بازار پولی زمینه اثربخش مالیه اسلامی در بخش واقعی اقتصاد فراهم شود.

واضح و روشن است که یکی از شرایط وجود بخش مالی کارا و فعال که توانایی تأثیر بر بخش واقعی اقتصاد را داشته باشد، نظارت بر فعالیت بخش خصوصی و دولتی در جهت اجرای صحیح سرمایه‌گذاری‌های انجام شده از منابع مالی است. همچنین حجم فعالیت‌های بانکی توسط مؤسسات مالی غیربانکی در ایران تقریباً سه برابر شده است، که این امر لزوم گسترش چتر نظارتی قوی‌تری در نظام مالی کشور را می‌طلبد. همچنین استفاده دولت از اختیارات خود جهت اعطای تسهیلات تکلیفی به بخش خصوصی از منابع در دسترس بانک‌ها که به‌طور غیرمستقیم باعث کاهش اعتبارات اعطایی به صنایع کارآمد می‌شود، می‌تواند دلیلی دیگر بر تأثیر منفی افزایش شاخص توسعه مالی بر رشد اقتصادی باشد.

همچنین متغیر نرخ بهره تأثیر منفی بر شاخص تولیدات صنعتی ایران در طی دوره مورد بررسی داشته است دلیل تأثیر منفی این متغیر بر مدل شاید ناشی از این امر باشد که در کشورهای در حال‌توسعه، دخالت‌های دولت در بخش مالی مانند تعیین نرخ بهره ثابت و دستوری در یک سطح

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

پایین باعث هماهنگ نبودن این نرخ با سایر عوامل موجود در بازار مالی شده و رفتار قابل‌توجیهی برای این متغیر مشاهده نمی‌شود. همچنین نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان از تأثیر مثبت درجه باز بودن اقتصاد (مجموع صادرات و واردات) بر شاخص تولیدات صنعتی دارد. به‌عبارت دیگر افزایش شاخص باز بودن اقتصادی در مدل بلندمدت باعث افزایش رشد بخش واقعی اقتصاد از طریق افزایش رقابت و بهبود تکنولوژی گردد.

ضریب تصحیح خطای برآورد شده دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ مقداری نیز بیانگر سرعت نسبتاً بالای فرآیند تعدیل شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت بوده و نشان می‌دهد که طی هر دوره کوتاه‌مدت در این الگو تقریباً ۳۳ درصد از این انحراف تصحیح می‌شود و بار دیگر به تعادل باز خواهیم گشت. همچنین نتایج آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهد که واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی سریالی در بین اجزاء اخلال وجود ندارد.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

منابع

۱. اکبریان، رضا (۱۳۸۴)، "بانکداری اسلامی و اثرات آن بر توسعه اقتصادی"، انجمن علمی اسلام و توسعه اقتصادی.

۲. اکبریان، رضا و جوکار، خدیجه (۱۳۹۷)، "تأثیر بانکداری اسلامی بر رشد اقتصادی"، فصلنامه علمی- ترویجی اقتصاد و بانکداری اسلامی، شماره ۷.

۳. ابوترابی، محمدعلی. فنودی، هانیه و مجتهدی، صبا (۱۳۹۳)، "عقود اسلامی، تعمق مالی و رشد اقتصادی"، مجله علمی- پژوهشی سیاست گذاری اقتصادی، شماره ۱۲.

۴. ترابی، تقی. پیکارجو، کامبیز و آبرون، نرجس (۱۳۸۹)، "بررسی تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال‌توسعه نفتی و غیر نفتی"، مجله مطالعات مالی، شماره ۷.

۵. سیفی‌پور، رویا (۱۳۸۵)، "بررسی تجربی تأثیر سطح توسعه مالی بر رشد اقتصادی"، مجله مطالعات مالی، شماره ۵.

۶. سامتی، مرتضی، رنجبر، همایون و همت‌زاده، منیره (۱۳۹۱)، "بررسی مقایسه‌ای تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی تحت اطلاعات نامتقارن (مورد مطالعه کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال‌توسعه)"، فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال سوم. شماره ۹.

۷. راسخی، سعید و رنجبر، امید (۱۳۸۸)، "اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی"، مجله دانش و توسعه (علمی- پژوهشی)، شماره ۲۷.

۸. فراهانی‌فرد، سعید، فشاری، مجید و خانزاده، یاور (۱۳۹۴)، "تأثیر مؤسسات مالی بانکی و غیربانکی اسلامی بر رشد اقتصادی ایران (رهیافت گشتاور تعمیم یافته GMM)" فصلنامه مدلسازی اقتصادی، شماره ۳.

۹. محمدی، حسین، اعلایی، محمدمهدی و اصغرنژاد، الهام (۱۳۹۳)، "بررسی عوامل موثر بر توسعه مالی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی"، فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، شماره ۶.

10. Alqahtani, F. Mayes, D & Brown, K (2016), "Reprint of Economic turmoil and Islamic banking: Evidence from the Gulf Cooperation Council, Pacific-Basin Finance Journal" 13, 2016.

11. Ashraf, D. Rizwan, M. S & Huillier, b (2016), "A Net Stable Funding Ratio for Islamic Banks and its Impact on Financial Stability: An International Investigation", Journal of Financial Stability.

12. Ernst and Young (2013), "World Islamic Banking Competitiveness Report, 2013-14", the Transition Begins.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

13. Goaied, M. and Sassi, S (2010), "Financial development and economic growth in the MENA region: what about Islamic banking development?", Institut des Hautes Etudes.
14. Hassan, M. K., Sanchez, B. & Yu, J (2011)," Financial development and economic growth in the Organisation of Islamic Conference Countries", Islamic Economics, 24(1).
15. Imam, P & Kpodar, K (2015), " Is Islamic Banking Good for Growth?", International Monetary Fund. IMF Working Paper.
16. Kassim, S (2016), " Islamic Finance and Economic Growth: the Malaysian Experience", Global Finance Journal.
17. Katircioglu, S. T (2009), " Higher education and economic growth", International Journal of Economics Perspectives.
18. King, R.G. and Levine, R (1993), " Finance and growth: Schumpeter might be right", The Quarterly Journal of Economics, 108(3).
19. Narayan, P. K (2005), "The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests", Applied Economics, 37(17).
20. Olson, D. and Zoubi, T (2016), " Convergence in bank performance for commercial and Islamic banks during and after the Global Financial Crisis", The Quarterly Review of Economics and Finance, http://dx.doi.org/10.1016/j.qref.2016.06.013.
21. Tabash, M & Dhankar, R (2014)," Islamic Financial Development and Economic Growth Empirical Evidence from United Arab Emirates", Journal of Emerging Economies and Islamic Research, 2(3).
22. Tabash, M & Dhankar, R (2014)," The Flow of Islamic Finance and Economic Growth: an Empirical Evidence of Middle East", Journal of Finance and Accounting, 2(1).

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-03]