

اثر متغیرهای کلان بر بانکداری بدون ربا در ایران

محمود عیسوی*

تاریخ دریافت: ۹۴/۱۰/۲۳

احمد مویدفرد**

تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۸/۱۹

چکیده

بانکداری بدون ربا شیوه انتخاب شده برای فعالیت‌های نظام پولی در کشور است، بدیهی است که شناخت عوامل مؤثر بر آن می‌تواند در داشتن ثبات پولی و اقتصاد با شاخص‌های مطلوب بسیار راهگشا باشد. بدین منظور در این مقاله به بررسی رابطه چند متغیر کلان با پرداخت عقود اسلامی در نظام بانکداری بدون ربا در ایران با استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی^۱ در دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۲ پرداخته شده است. متغیرهای مورد استفاده در این مقاله شامل نرخ سود سالانه، نرخ ارز واقعی، قیمت کل سهام، شاخص قیمت تولیدکننده و تورم است که اثر آنها بر عقود پرداختی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاکی از این بود که رابطه شاخص تولیدکننده و نرخ سود سالانه منفی و اثر دیگر متغیرها مانند قیمت کل سهام و نرخ ارز واقعی مثبت بوده است و رابطه نرخ تورم با پرداخت عقود اسلامی معنی‌دار نبوده است. همچنین نتایج حاصل از برآورد روابط بلندمدت و همگرای بالایی متغیرها را نشان داده است.

کلید واژگان

عقود اسلامی، خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی، بانکداری بدون ربا، متغیرهای کلان طبقه‌بندی JEL: E44

* eisavim@yahoo.com

* استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی

** moiedf.a2012@yahoo.com

** دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه شیراز (نویسنده مسئول)

مقدمه

بانکداری اسلامی یکی از مقوله‌های مهم و مطرح در اقتصاد اسلامی است که امروز در صحنه جهانی نیز جایگاه مشخص و ویژه‌ای یافته است. بانکداری اسلامی برخلاف بانکداری ربوی یا متعارف که مبتنی بر بهره می‌باشد و به اصطلاح بانکداری ربوی نیز نامیده می‌شود سیستمی مبتنی بر مشارکت در سود و زیان^۲ در عقود مشارکتی و بدون نرخ بهره^۳ می‌باشد که توجه آن بیشتر بر بخش حقیقی اقتصاد است.

در ایران بانکداری اسلامی با ابلاغ قانون بانکداری بدون ربا که در شهریور ماه سال ۱۳۶۲ توسط مجلس شورای اسلامی تصویب و از ابتدای سال ۱۳۶۳ به اجرا گذاشته شد، شروع به کار کرد. بر پایه این قانون به طور کلی ربا از فعالیت‌های بانکی حذف و ابزارهای تجهیز مالی، اعطای تسهیلات و سیاست‌های پولی بر مبنای غیرربوی طراحی گردید (فرجی، ۱۳۸۹، صص ۱۰۴-۱۰۳).

بانکداری اسلامی در کشورهای دیگر نیز دارای سابقه چندان طولانی در مقایسه با بانکداری متعارف نیست. امروزه اکثر کشورهای اسلامی و برخی از کشورهای غربی مانند بریتانیا از سیستم بانکداری اسلامی استفاده می‌کنند؛ برخی مانند ایران و پاکستان تمام سیستم بانکی خود را بر مبنای بانکداری اسلامی قرار داده‌اند و برخی نیز مانند مالزی و اندونزی در کنار سیستم بانکداری متعارف از سیستم بانکداری اسلامی استفاده می‌کنند. طبیعی است که شرایط اقتصاد کلان در کشورهای مختلف، متفاوت بوده و می‌تواند اثرات متفاوتی بر این نوع بانکداری در این کشورها گذاشته باشد. این مقاله به بررسی متغیرهای اقتصاد کلان مانند تورم، نرخ ارز واقعی، شاخص قیمت تولیدکننده، شاخص کل قیمت سهام و نرخ سود بر عقود اسلامی مورد استفاده در بانکداری بدون ربا در ایران پرداخته است. در واقع در این مطالعه به دنبال پاسخ به این پرسش است که متغیرهای مذکور چه اثری بر میزان عقود پرداخت شده دارد که تاکنون در مطالعات گذشته مورد بررسی قرار نگرفته است. در ادامه به بررسی برخی از مطالعات صورت گرفته در زمینه عقود اسلامی مورد بررسی قرار گرفته است.

۱. پیشینه تحقیق

عباسی و صدر (۱۳۸۴) در مقاله‌ای با عنوان «محاسبه هزینه تسهیلات قرض‌الحسنه و مقایسه آن با سایر عقود اسلامی» با کاربرد روش هزینه‌یابی بر مبنای فعالیت برای بانک کشاورزی و در بازه زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۳۷۹ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که دستمزد واقعی یکی از متغیرهای معنی‌دار بر هزینه عقد در تمام عقود مطالعه شده اثر مثبت داشته است. هزینه عامل سرمایه و

اثر متغیرهای کلان بر بانکداری بدون ربا در ایران ۲۰۹

تعداد تسهیلات اعطایی برخلاف عامل کار تأثیر یکنواختی در کاهش یا افزایش هزینه همه ابزارهای مالی یاد شده نداشته است.

انواری و رضایت (۱۳۸۶) در مقاله‌ای به ارزیابی مقایسه‌ای سودآوری اعتبارات بانکی عقود اسلامی به روش بهایابی بر مبنای فعالیت و روش بهایابی سنتی در بانک صادرات پرداخته‌اند. آنها با استفاده از مدل پیشنهادی کمیته تحقیقاتی انجمن اطلاعات مدیریتی سازمان‌های مالی به این نتیجه رسیده‌اند که بهای تمام شده وام‌های اعطایی در قالب عقود فروش اقساطی، مشارکت مدنی و قرض الحسنه تحت دو سیستم بهایابی دارای تفاوت معناداری بوده و به گونه‌های مختلف تصمیمات مدیریت را تحت شعاع خود قرار داده است.

پورفرج و علیزاده (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به ارزیابی درجه تمرکز اعتبارات در عقود اسلامی و اثر آن بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. آنها با استفاده از شاخص هر فیندال-هریسمن و طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۶۳ درجه تمرکز اعتبارات در عقود بانکی را ارزیابی و رتبه‌بندی کرده‌اند. نتایج نشان داد که تمرکز در اعتبارات بیشتر به سمت عقود مبادله‌ای با نرخ ثابت بوده و عقود مشارکتی در اهمیت دوم و پایین‌تری قرار داشته است. آزمون علیت گرنجری نیز رابطه بین اعتبارات بانکی عقود مبادله‌ای بر رشد معنی‌دار نبوده است.

حاجی‌ها و همکاران (۱۳۹۱) رابطه بین نرخ مؤثر سود بانکی و ریسک اعتباری انواع تسهیلات اعطایی در قالب عقود اسلامی در بانک کشاورزی استان کردستان را در دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۷ مورد مطالعه قرار داده‌اند. آنها با استفاده از روش ضریب همبستگی پیرسون به این نتیجه رسیده‌اند که ارتباط معنی‌داری بین این دو متغیر وجود نداشته، اما تحلیل پنلی وجود ارتباط بین این دو متغیر را مورد تأیید قرار داده است.

فراهانی و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای تأثیر توسعه مؤسسات مالی غیربانکی بر تولید ناخالص داخلی در ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها اثر تسهیلات اعطایی در حوزه عقود اسلامی بر تولید ناخالص داخلی به همراه سایر متغیرهای مؤثر بر آن مانند درآمد سرانه و اشتغال نیروی کار را در دوره زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۲ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج بدست آمده از این مطالعه حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار توسعه مؤسسات مالی غیربانکی بر اساس تسهیلات اعطایی با در نظر گرفتن عقود اسلامی بوده است. همچنین متغیرهای درآمد سرانه و اشتغال دارای تأثیرگذاری مثبت و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی گذاشته‌اند.

ادبولا^۲ و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی اثر برخی از متغیرهای کلان بر عقود اسلامی در مالزی با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی در دوره زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۱ با داده‌های فصلی پرداخته‌اند. نتایج بدست آمده از این مقاله حاکی از آن بوده است که نرخ بهره اثر معناداری بر عقود اسلامی داشته و نقش مکملی برای بانکداری متعارف ایفا کرده است. همچنین وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی تأیید شده است.

۲. ادبیات موضوع

در بانکداری اسلامی بانکها عمدتاً از طریق عقود با مشتریان یا کارآفرینان و بخش‌های مختلف اقتصادی تعامل می‌کنند. در ایران طبق فصل دوم قانون عملیات بانکی بدون ربا ماده ۳ بانکها می‌توانند، تحت عناوین زیر به قبول سپرده اقدام نمایند.

الف) سپرده‌های قرض‌الحسنه:

۱. جاری.

۲. پس‌انداز.

ب) سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار.

سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار که بانکها در به کار گرفتن آنها وکیل می‌باشند، در امور مشارکت، مضاربه، اجاره به شرط تملیک، معاملات اقساطی، مزارعه، مساقات، سرمایه‌گذاری مستقیم، معاملات سلف و جعاله مورد استفاده قرار می‌گیرد (قانون عملیات بانکداری بدون ربا، ۱۳۶۲، ص ۳).

همان‌طور که در بالا ذکر شد متغیرهای مورد بررسی در این مقاله شامل نرخ ارز واقعی، نرخ سود سالانه، تورم، شاخص قیمت کل سهام و شاخص قیمت تولیدکننده است که در ادامه ارتباط هر کدام با پرداخت عقود و تسهیلات توسط بانکها مورد بررسی قرار گرفته است.

۲-۱. نرخ ارز

نرخ ارز واقعی برخلاف نرخ ارز رسمی که رابطه بین ارزش پول دو کشور را نشان می‌دهد، بیانگر چگونگی ارتباط بین دو سطح قیمت است. در بازار کالا، نرخ ارز واقعی رابطه بین قیمت‌ها در داخل کشور و قیمت‌های داده شده در بازار جهانی را برقرار می‌سازد. برای یک سطح معین از قیمت‌ها و هزینه‌های داخلی، نرخ ارز واقعی ارز بالاتر، کالاهای و خدمات خارجی را از قدرت رقابت کمتری در اقتصاد داخلی برخوردار کرده و کالاهای داخلی را در کشورهای دیگر از قدرت رقابت بیشتری برخوردار می‌نماید. در واقع نرخ ارز واقعی درجه

رقابت بین المللی یک کشور را از طریق نشان دادن تعداد واحدهای کالای خارجی موردنیاز برای خریدن یک واحد کالای داخلی اندازه‌گیری می‌کند. کاهش این شاخص به این معناست که مقدار بیشتری از کالاهای خارجی برای خرید یک مقدار معین از کالاهای داخلی صرف می‌شود (مرادپور، ۱۳۸۷، ص ۱۶۳).

این متغیر خود به عنوان یکی از بازارهای جذاب از سویی جذب کننده سرمایه بخش خصوصی و دورکننده سرمایه از تولید و جذب اعتبار در سیستم بانکی است. از سویی در صورت نوسانات بیش از اندازه برهم زنده‌ی محیط مطلوب فضای کسب و کار است. این متغیر همچنین در صورت افزایش و در نتیجه کاهش ارزش پول داخلی سرمایه‌گذاری‌های نیازمند به خرید تجهیزات از خارج کشور را با افزایش هزینه همراه کرده و از این جهت موجب کاهش سرمایه‌گذاری و به تبع آن به دلیل کاهش سود پروژه‌ها موجب کاهش درخواست برای تسهیلات بانکی شود، اما افزایش این متغیر می‌تواند واردات را کاهش داده و موجب رونق تولید داخلی مستقل از مواد اولیه خارج از کشور شود و از این منظر سرمایه‌گذاری در تولیدات داخلی بی‌نیاز از ارز را رونق بخشیده، پروژه‌های سرمایه‌گذاری در این بخش را جذاب ساخته و در نتیجه تقاضا برای تسهیلات بانکی را افزایش دهد. در ضمن افزایش نرخ ارز صادرات را رونق داده و تمایل به فعالیت در این بخش افزایش خواهد یافت و تقاضا برای تسهیلات مرتبط با این بخش افزایش می‌یابد، البته باید توجه داشت تحقق اثر مثبت از طریق صادرات زمانی مصداق دارد که تقاضای خارجی برای کالاهای داخلی با کشش باشد. بنابراین سیاست‌های ارزی یا تغییر نرخ برابری ارز می‌تواند اثرات متفاوتی داشته باشد. در این مقاله نرخ ارز مؤثر واقعی که شاخص بهتری برای در نظر گرفتن نرخ ارز نسبت به نرخ ارز اسمی است استفاده شده است. این شاخص به این دلیل که وزن شرکای تجاری کشور را در نظر می‌گیرد شاخص مطلوب تری برای نشان دادن نرخ مبادله بین یک کشور و سایر کشورها محسوب می‌شود که به صورت زیر محاسبه می‌گردد (برقندان و همکاران، ۱۳۹۱، ص ۴):

$$REER_t = \frac{\sum_{i=1}^m W_{it} E_{it} P_{it}^*}{P_t} \quad (1)$$

که در اینجا P_{it}^* : شاخص قیمت کشور i ، P_t : شاخص قیمت‌ها در ایران، E_{it} : نرخ ارز بین کشور i و ایران (که بصورت تعداد ریال به ازاء واحد پول خارجی تعریف شده است) و W_{it} : وزن کشور i در شاخص می‌باشد.

۲-۲. نرخ سود

در بانکداری اسلامی به دلیل تحریم ربا و ربوی دانستن نرخ بهره، بجای نرخ بهره سود در نظر گرفته می‌شود، در حالیکه ادبیات متعارف اقتصاد بیشتر ارتباط نرخ بهره با پرداخت تسهیلات مورد توجه قرار گرفته است. در این قسمت به بررسی رابطه پرداخت تسهیلات و نرخ سود پرداخته شده است.

در کشور ما با اجرای قانون عملیات بانکی بدون ربا و معرفی عقود با بازدهی ثابت و مشارکتی، تعیین نرخ‌های سود بانکی به صورت دستوری و به عهده شورای پول و اعتبار است. نرخ سود از یک طرف پاداش پس‌اندازکنندگان و از طرف دیگر منابع فراوانی برای تأمین سرمایه مورد نیاز وام‌گیرندگان عرضه می‌دارد. نرخ سود برای وام‌گیرندگان به‌عنوان قیمت یا هزینه بابت مصرف منابع جدید است. بنابراین با افزایش این نرخ هزینه وام‌گیرندگان افزایش یافته و تقاضای آنها برای تسهیلات کاهش می‌یابد (حاجی‌ها، ۱۳۹۱، ص ۶۱).

۲-۳. تورم

تورم ناشی از شرایطی است که در اقتصاد سطح عمومی قیمت‌ها بی‌رویه یا بی‌تناسب، مداوم و اغلب به شکل غیرقابل برگشت افزایش می‌یابد. در این تعریف چند نکته مهم ملاحظه می‌شود (Friedman, 1968, pp. 278-305).

۱. ماهیت نامتناسب افزایش قیمت‌ها در یک دوره تورمی است.
۲. در این تعریف به عنصر زمان و تداوم افزایش سطح عمومی قیمت‌ها مربوط می‌شود.
۳. در تعریف تحلیلی تورم به معنی افزایش چشم‌گیر سطح قیمت مربوط می‌شود نه افزایش ملایم آن.
۴. تعریف فوق هم به ماهیت اغلب غیرقابل برگشت قیمت‌ها مربوط می‌شود.

تورم از طرق مختلفی می‌تواند بر ارائه تسهیلات بانکی یا پرداخت عقود اسلامی اثرگذار باشد. یکی از راه‌های اثرگذاری وجود نرخ سود مثبت واقعی یا سود منفی واقعی است. اگر تورم نسبت به نرخ سود بیشتر باشد نرخ سود واقعی منفی است و بنگاه‌ها نسبت به گرفتن تسهیلات مشتاق‌ترند و اگر بالعکس باشد اشتیاق آنها برای گرفتن تسهیلات کمتر است. از سوی دیگر باید توجه داشت که افزایش قیمت کالاها می‌تواند بنگاه‌ها را به افزایش تولید متمایل کند و آنها را برای تأمین مالی از طریق عقود بیشتر راغب سازد. از سویی اما نرخ تورم

می‌تواند به ایجاد نااطمینانی و عدم پیش‌بینی درست از سود پروژه‌های سرمایه‌گذاری انجامیده و تقاضا برای تسهیلات در این زمینه را کاهش دهد.

۲-۴. شاخص قیمت کل سهام

تأمین مالی یکی از دغدغه‌های هر بنگاه‌ای است. اصولاً بنگاه‌ها یا واحدهای تجاری وجوه نقد مورد نیاز را جهت سرمایه‌گذاری در پروژه‌های بزرگ از طریق استقراض و افزایش سرمایه تأمین می‌کنند. انجام فعالیت‌های تأمین مالی مسائل هزینه سرمایه و ساختار سرمایه را به دنبال دارد که از جمله موضوعات مهم در تئوری مالی می‌باشد و همواره توجه محققان را به خود معطوف داشته است. استفاده از استقراض و انتشار سهام از نظر هزینه سرمایه، میزان بهره و یا سود تقسیمی آن، مزایا و منافع هر یک و اثرات آن بر روی بازده سهام قابل بحث است. انتشار سهام این مزیت را داراست که سررسید ندارد و شرکت ملزم به بازپرداخت وجوه تأمین شده نیست و تنها متعهد به پرداخت سود سهام در صورت وجود می‌گردد، اما موجب می‌شود مالکیت شرکت بین تعداد زیادی از اشخاص تقسیم گردد. در ضمن انتشار سهام می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که شرکت جهت رشد و توسعه، طرح‌های سودآوری در دست اجرا دارد. در نتیجه می‌تواند حساسیت بازار و تغییرات بازده سهام را به دنبال داشته باشد. از طرف دیگر وام بانکی اگرچه تغییری در مالکیت شرکت ایجاد نمی‌کند، اما الزامات بازپرداخت مبالغ معین را در موعد مقرر در پی دارد. وام بانکی هم توان استفاده از فرصت‌های مطلوب سرمایه‌گذاری را به شرکت می‌دهد، اما با اهرم مالی ایجاد شده موضوعاتی مانند احتمال ورشکستگی و عدم پرداخت بدهی‌ها به وجود می‌آید. بنابراین وام بانکی می‌تواند محرکی بر بازده سهام شرکت‌ها باشد (رهنمای رودپشتی، ۱۳۸۸، ص ۶۸).

۲-۵. شاخص قیمت تولیدکننده

شاخص قیمت تولیدکننده به قیمت‌هایی گفته می‌شود که خریدار در ازاء خرید کالا به تولیدکننده می‌پردازد. خریدار می‌تواند عمده‌فروش و یا دیگر زنجیره‌های توزیع یا خرده‌فروش باشد. قیمت‌های تولیدکننده تغییرات قیمت فروش تمام کالاها و خدمات تولیدشده در کشور که به عمده‌فروشان، خرده‌فروشان و یا صنایع فروخته می‌شود و همچنین به کشورهای خارجی صادر می‌گردد منعکس می‌کند. شاخص قیمت کالاهای وارداتی جزء مجموعه این شاخص نمی‌باشد. بسیاری از بخش‌های مختلف صنایع در مؤسسات کوچک که کالاها مستقیماً توسط

تولیدکنندگان به مصرف‌کنندگان نهایی فروخته می‌شود نظیر نان، مبلمان، پوشاک و کفش مورد پوشش این شاخص قرار می‌گیرد (ملک، ۱۳۸۰، ص ۱۶۲).
در واقع شاخص تولیدکننده یکی از مهمترین شاخص‌های قیمتی در هر اقتصادی است. این شاخص نشان‌دهنده میزان افزایش قیمت در کالاهای خریداری شده توسط تولیدکنندگان می‌باشد. افزایش این شاخص حاکی از افزایش هزینه‌ها برای بخش تولید و رکود احتمالی در اقتصاد است. در نتیجه با افزایش این شاخص انتظار بر این است که فشار بر بنگاه‌ها افزایش یافته توانایی آنها در گرفتن وام کاهش می‌یابد.

۳. روش تحقیق و مدل

در این مطالعه با استفاده از روش خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به بررسی رابطه بین متغیرهای کلانی مورد نظر و عقود اسلامی پرداخته شده است. ابتدا ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته سپس وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها با انجام آزمون پسران و دیگران آزمون مورد بررسی قرار گرفته است و سپس مدل تخمین زده شده است. دوره زمانی مورد بررسی ۱۳۷۰-۱۳۹۲ بوده و داده‌ها به صورت سالانه استفاده شده است که از پایگاه داده‌های سری زمانی بانک مرکزی استخراج گردیده‌اند.

۳-۱. تصریح مدل

برای بررسی عوامل تأثیرگذار بر عقود اسلامی در نظام بانکداری بدون ربا در ایران از مدل زیر استفاده شده است. این مدل از مقاله ادبولا و همکاران (۲۰۱۱) گرفته شده است که بانکداری اسلامی در مالزی را مورد بررسی قرار داده‌اند:

$$TL_t = \beta_1 + \beta_2 INF_t + \beta_3 PR_t + \beta_4 RER_t + \beta_5 PPI_t + \beta_6 SP_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

در این مدل، TL_t کل عقود پرداخت شده توسط بانک‌ها و مؤسسات خصوصی و دولتی شامل قرض‌الحسنه، مضاربه، سلف، مشارکت مدنی، جعاله، فروش اقساطی، اجاره به شرط تملیک، مسکن، مشارکت حقوقی، سرمایه‌گذار مستقیم، خرید دین و اموال معاملات است. INF_t نرخ تورم، PR_t نرخ سود سالانه، RER_t نرخ ارز حقیقی مؤثر است که وزن شرکای تجاری را در نظر می‌گیرد، PPI_t شاخص قیمت تولیدکننده و SP_t شاخص قیمت کل سهام در نظر گرفته شده‌اند.

پیش از اینکه مدل بالا را تخمین زده شود. نیاز به توضیح این نکته است که در اکثر موارد مرتبط با داده‌های سری زمانی اقتصاد کلان ایستایی متغیرها باید بررسی گردد. وجود ریشه

واحد در متغیرها موجب می‌شود که استفاده از روش‌های سنتی در تخمین مدل‌های اقتصادسنجی نتایج غیرقابل اطمینان را به دنبال داشته باشد، بنابراین لزوم به کارگیری روش‌هایی که در این زمینه به پدیده ناپایداری متغیر توجه می‌کند ضروری است. که یکی از این روش‌ها، روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی است.

۳-۲. روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی

در این تحقیق از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است که فرم کلی این الگو را به صورت زیر نشان داده شده است:

$$Q(L, s)Y_t = \theta_t(L, n_t)X_{it} + \delta'W_t + u_t \quad (3)$$

$$Q(L, s) = (1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_s L^s) \quad (4)$$

$$\theta_t(L, n_t) = \theta_{i0} + \theta_{i1}L + \theta_{i2}L^2 + \dots + \theta_{in_t}L^{n_t} \quad (5)$$

که در رابطه فوق L عملگر تأخیر زمانی مرتبه اول، به طوری که $LX_t = x_{t-1}$ و Y_t متغیر وابسته موجود در مدل، X_{it} بردار متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل، K تعداد متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل، n_1, n_2, \dots, n_t تعداد وقفه بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی، S ، تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به متغیر وابسته مدل، W_t بردار متغیرهای قطعی همچون عرض از مبدأ، متغیرهای فصلی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های معین معادله یاد شده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی ارزش‌های $0, 1, 2, \dots, d$ و $n_t = 0, 1, 2, \dots, k$ ، یعنی به تعداد $(d+1)^{k+1}$ مدل‌های مختلف تخمین زده می‌شود. تعداد حداکثر وقفه‌ها یعنی d ، در ابتدا از سوی پژوهش‌گر تعیین می‌گردد و تمام مدل‌ها در دوره $(t = d+1, \dots, n)$ تخمین زده می‌شود. در مرحله بعد وقفه‌های بهینه با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک، شوارز-بیزین، حنان-کویین یا ضریب تعدیل شده تعیین می‌شوند. به منظور تخمین رابطه بلندمدت، ابتدا می‌بایست وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون شود. در این رابطه، اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد. که برای وجود رابطه بلندمدت در این مقاله از آزمون کرانه پسران و دیگران (۱۹۹۶) استفاده شده است.

در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آنها انجام می‌گیرد. الگوی تصحیح خطای مناسب با الگوی مورد نظر به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = -Q(L,s)ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \cdot \Delta x_{it} + \delta' \Delta W_t - \sum_{j=1}^{s-1} Q^* \Delta y_{t-j} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n-i-1} \theta_{ij}^* \Delta x_{t,i-j} + u_t \quad (6)$$

که در آن Δy_t ، Δx_{it} و ΔW_t به ترتیب نشان‌دهنده مقادیر با وقفه متغیرهای وابسته، توضیحی و بردار متغیرهای قطعی و ضرایب θ_{ij}^* و Q^* نشان‌دهنده ضرایب مربوط به الگوی تصحیح خطا هستند. الگوی تصحیح خطای مزبور، به منظور بررسی ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها به تعادل بلندمدت آنها مورد استفاده قرار می‌گیرد. جمله تصحیح خطا، ECT_{t-1} همان جمله خطای حاصل از برآورد رابطه بلندمدت به روش الگوی خود رگرسیون برداری با وقفه توزیعی است که با یک وقفه زمانی در الگو در نظر گرفته می‌شود و ضرایب الگو منعکس‌کننده رابطه کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل می‌باشد. رابطه یادشده مانند رابطه بلندمدت به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شود. ضریب متغیر ECT_{t-1} نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است. انتظار می‌رود علامت این متغیر، منفی و مقدار آن از منفی یک تا صفر تغییر کند (نوفروستی، ۱۳۸۷، صص ۹۹-۹۱).

۴. برآورد مدل

در این قسمت به برآورد مدل پرداخته شده است که در ادامه ارائه شده است.

۴-۱. بررسی ایستایی متغیرها

در ادامه ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است. چنانچه متغیرهای سری زمانی ناپایستا در مدل مورد استفاده قرار بگیرد ممکن است علی‌رغم نبود هیچ رابطه با مفهوم اقتصادی بین متغیرهای الگو، ضریب تعیین بدست آمده بسیار بالا باشد و در نتیجه محقق به استنباط‌های اشتباهی در مورد میزان ارتباط متغیرهای الگو بپردازد. به عبارت دیگر با تحلیل یک رگرسیون کاذب روبرو باشد.

در ادامه در جدول (۱) نتایج آزمون پایایی متغیرها آورده شده است:

جدول (۱): نتایج آزمون ایستایی دیکی فولر متغیرها

متغیر	مقدار آماره	مقدار بحرانی	ایستایی
LTL	-۴/۲۱	-۳/۷۸*	مرتبۀ اول
INF	-۴/۴۲	-۳/۷۸*	مرتبۀ اول
PPI	-۳/۲۲	-۳/۸۵**	سطح

اثر متغیرهای کلان بر بانکداری بدون ربا در ایران ۲۱۷

متغیر	مقدار آماره	مقدار بحرانی	ایستایی
RER	-۳/۷۵	-۳/۷۸***	مرتبۀ اول
PR	-۴/۰۱	-۳/۸۵*	مرتبۀ اول
LSP	-۳/۳۸	-۳/۲۷***	سطح

منبع: یافته‌های تحقیق (* سطح اطمینان ۹۹٪، ** سطح اطمینان ۵٪، *** سطح اطمینان ۱۰٪)

با توجه به جدول (۱) متغیرهای شاخص تولیدکننده و لگاریتم شاخص بورس در سطح ایستا بوده و مابقی متغیرها ایستا در مرتبۀ اول بوده‌اند. در این روش با توجه به اینکه در آزمون خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی هم‌مرتبۀ بودن متغیرها در ایستایی ضرورتی ندارد از این روش برای تخمین مدل استفاده شده است.

۴-۲. بررسی وجود رابطه بلندمدت

در این مرحله با استفاده از روشی که توسط پسران و دیگران (۱۹۹۶) ارائه شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی با استفاده از آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمایش قرار گرفته است. نکته مهم آن است که توزیع F مذکور غیراستاندارد است. پسران مقادیر مناسب را متناظر با تعداد رگرورها و اینکه مدل شامل عرض از مبدأ و روند است یا خیر محاسبه کرده‌اند. اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور پذیرفته می‌شود. اگر هم F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد نتایج استنباط غیرقطعی و وابسته به این است که متغیرها I(0) یا I(1) باشند.

جدول (۲): مقایسه مقدار آماره F با مقادیر بحرانی پسران و دیگران

مدل	آماره F	مقادیر بحرانی	نتیجه
مدل سرمایه‌گذاری	۸/۰۷	۳/۶۶ - ۴/۹۷	وجود رابطه بلندمدت (۹۹٪)

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق نتایج بدست آمده در جدول (۲) فرضیه صفر در سطح ۱ درصد مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها رد شده است. بنابراین رابطه تعادلی بلندمدتی بین متغیرها وجود

داشته است. در مرحله بعدی برآورد با استفاده از معیار شوارتز بیزین ضرایب مربوط به الگوی پویا، بلندمدت و ضریب تصحیح خطا تخمین زده می‌شود.

۳-۴. نتایج تخمین ضرایب بلندمدت

در جدول (۳) نتایج حاصل از تخمین بلندمدت نشان داده شده است که در ادامه به توضیح ضرایب بدست آمده پرداخته شده است.

جدول (۳): تخمین ضرایب بلندمدت

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
PPI	-۰/۰۰۱	۰/۸۶	-۲/۰۷***
LSP	۰/۲۴	۰/۱۱	۲/۱۹**
PR	-۰/۱۶	۰/۰۳	۴/۰۲*
INF	-۰/۸۶	۰/۰۰۶	۰/۱۳
RER	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۲/۹۲*
C	۹/۲۹	۰/۶۵	۱۴/۲۸*
T	۰/۳۱	۰/۰۲	۱۱/۲۸*

منبع: یافته‌های تحقیق (*سطح معنی داری ۱٪، **سطح معنی داری ۵٪، ***سطح معنی داری ۱۰٪)

همان طور که از جدول (۳) قابل مشاهده است، تمام متغیرها بجز تورم اثر معنی داری بر میزان عقود پرداخته شده دارد. بر طبق نتایج بدست آمده شاخص قیمت تولیدکننده و نرخ سود رابطه منفی با میزان عقود پرداخته شده دارد و متغیر شاخص قیمت کل سهام اثر مثبت داشته و تورم دارای اثر معنی داری بر میزان عقود پرداخته شده نداشته است که می‌تواند ناشی از مستمر بودن تورم بالا در کشور و لحاظ شدن آن توسط متقاضیان این تسهیلات بوده باشد.

شاخص قیمت تولیدکننده دارای اثر منفی بر عقود پرداخته شده می‌باشد که طبق توضیحات بالا اثر مورد انتظاری بوده است. بدین معنی که افزایش این شاخص حاکی از افزایش هزینه‌ها برای بخش تولید و رکود احتمالی در اقتصاد بوده است. در نتیجه با افزایش فشار بر بنگاه‌ها توانایی آنها در گرفتن وام کاهش یافته است. ضریب این متغیر به میزان ۰/۰۰۱ بوده بدین معنی که با افزایش ۱ واحد در شاخص قیمت تولیدکننده میزان تسهیلات پرداخته شده ۰/۰۰۱ درصد کاهش یافته است. همچنین اثر منفی نرخ سود را قابل انتظار بوده است. به این دلیل که با افزایش نرخ سود هزینه استقراض برای متقاضیان تسهیلات افزایش یافته و

اثر متغیرهای کلان بر بانکداری بدون ربا در ایران ۲۱۹

توانایی آنها در استقراض از بانکها کاهش یافته است. ضریب این متغیر $0/16$ - بوده که نشان‌دهنده کاهش $0/16$ - درصدی با افزایش 1 واحد در نرخ سود است. در مورد اثر نرخ ارز نیز می‌توان این‌گونه توضیح داد که افزایش نرخ ارز می‌تواند واردات را کاهش داده و موجب رونق تولید داخلی مستقل از مواد اولیه خارج از کشور شده و از این منظر سرمایه‌گذاری در تولیدات داخلی بی‌نیاز از ارز را رونق بخشیده، پروژه‌های سرمایه‌گذاری در این بخش را جذاب سازد و در نتیجه تقاضا برای تسهیلات بانکی را افزایش داده است. در ضمن افزایش نرخ ارز صادرات را رونق داده و تمایل به فعالیت در این بخش افزایش خواهد یافت و تقاضا برای تسهیلات مرتبط با این بخش افزایش می‌یابد. ضریب این متغیر نیز به میزان $0/02$ بوده که نشان می‌دهد با افزایش 1 واحدی در نرخ ارز $0/02$ درصد پرداخت تسهیلات افزایش یافته است. شاخص کل سهام نیز دارای اثر مثبتی بر عقود پرداخت شده است. به نظر می‌رسد که توانایی سودآوری شرکت‌ها و در نتیجه بازده بالای شاخص نشان‌دهنده توانایی تأمین مالی بیشتر شرکت‌ها از طریق سیستم بانکی نیز بوده باشد.

۴-۴. برآورد مدل تصحیح خطا

وجود همجمعی بین مجموعه‌ای بین متغیرها اقتصادی مبنای آماری کاربرد مدل‌های تصحیح خطا است. روش خود بازگشت توزیع شده برای بررسی انحراف کوتاه‌مدت متغیرها از مقادیر تعادلی خود، الگوی تصحیح خطا (ECM) را برای تنظیم رابطه بلندمدت تنظیم و برآورد می‌کند. به دلیل اینکه در بالا رابطه بلندمدت اثبات شده است به بررسی مدل تصحیح خطا رگرسیون‌ها پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا در جدول (۴) ارائه شده است. در مدل تصحیح خطا ضریب جمله $ECM(-1)$ سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می‌دهد که از نظر علامت انتظار می‌رود منفی باشد. ضریب برآورد شده در این مدل برابر $0/65$ - بوده است به این معنی که مدل در طول دو دوره یعنی دو سال به تعادل رسیده که نشان از سرعت بالای همگرایی در این مدل بوده است.

جدول (۴): تخمین مدل تصحیح خطا

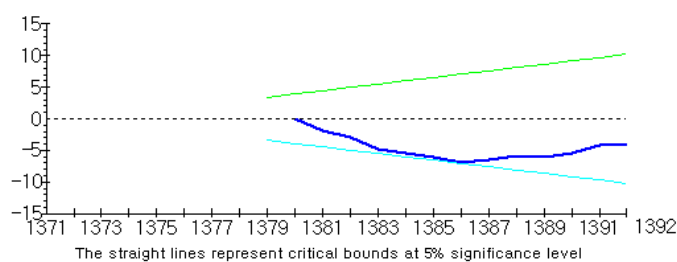
متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
dPPI	-0/001	0/86	-2/07***
dLSP	0/24	0/11	2/19***
dPR	-0/07	0/04	-1/79***
dINF	-0/86	0/006	0/13

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
dRER	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۲/۹۲*
dC	۹/۲۹	۰/۶۵	۱۴/۲۸*
dT	۰/۳۱	۰/۰۲	۱۱/۲۸*
ECM(-1)	-۰/۶۵	۰/۲	-۳/۱۶*

منبع: یافته‌های تحقیق (* سطح معنی داری ۰/۱، ** سطح معنی داری ۰/۵، *** سطح معنی داری ۰/۱۰)

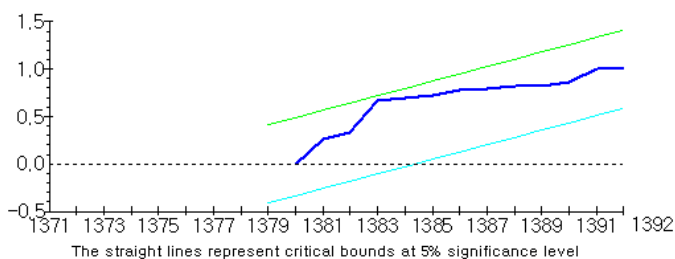
۴-۵. آزمون ثبات ساختاری

عموماً از دو آماره مهم جمع انباشته «مجموع تجمعی»^۵ و «مجموع تجمعی میدان»^۶ برای بررسی ثبات روابط بدست آمده از مدل استفاده می‌شود. در این آزمون‌ها مجموعه‌ای از نوارهای ۲- و ۲+ انحراف معیار در حوالی صفر می‌رسد و هر آماره‌ای که خارج از نوار قرار بگیرد نشانه‌ای از بی‌ثباتی پارامترهاست. در ادامه در نمودارهای (۱) و (۲) نتایج بدست آمده از آزمون ثبات پارامترها ارائه شده است.



شکل (۱): نتایج آزمون ثبات ساختاری با روش محاسبه آماره پسماند تجمعی

منبع: یافته‌های تحقیق



شکل (۲): آزمون ثبات ساختاری با روش پسماند تجمعی

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنان که در شکل‌های (۱) و (۲) نشان داده شده است نمودارهای آماری مجموع تجمعی و مجموع تجمعی میدان در داخل محدوده بحرانی قرار گرفته است در نتیجه در فاصله اطمینان ۹۵ درصد فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری پذیرفته می‌شود و دلالت بر این مدعا دارد که همه ضرایب در مدل تصحیح خطا باثبات (پایدار) بوده‌اند.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مقاله اثر متغیرهای کلانی مانند تورم، نرخ ارز حقیقی مؤثر، نرخ بهره و شاخص قیمتی تولیدکننده بر عقود اسلامی پرداخت شده توسط بانک‌ها و مؤسسات دولتی و غیردولتی با استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی در سیستم بانکداری بدون ربا در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج بدست آمده نشان داد که اثر نرخ ارز بر عقود پرداخت شده مثبت بوده است که بنظر ناشی از افزایش تقاضای بنگاه‌های صادرات محور، صنایع مستقل از واردات مواد اولیه برای تسهیلات بوده است. میزان اثرگذاری این متغیر ۰/۰۰۲ بوده که در مقایسه با سایر متغیرها اثرگذاری کمتری داشته است؛ یعنی با افزایش یک واحد در نرخ ارز میزان عقود پرداخت شده ۰/۰۰۲ درصد افزایش یافته است. شاخص قیمت کل سهام نیز رابطه مستقیمی با میزان عقود پرداختی داشته و افزایش آن متعاقباً میزان عقود پرداختی را افزایش داده است. ضریب این متغیر در مدل نیز ۰/۲۴ بوده بدین معنی که افزایش یک درصدی شاخص ۰/۲۴ میزان عقود پرداخت شده را افزایش داده است. این اثر مثبت ناشی می‌تواند سودآوری شرکت‌ها و تقاضای بیشتر برای عقود بوده باشد.

از سوی دیگر، متغیرهای شاخص قیمت تولیدکننده و نرخ سود اثر منفی بر میزان عقود پرداخت شده داشته به این معنی که با افزایش این دو متغیر میزان عقود پرداختی کاسته شده است. میزان اثرگذاری شاخص تولیدکننده منفی ۰/۰۰۱ بوده یعنی با افزایش یک واحدی شاخص تولیدکننده منفی ۰/۰۰۱ عقود پرداخت شده کاسته شده است که نشان از اثرگذاری رکود بر میزان عقود پرداخته شده می‌باشد. میزان اثرگذاری نرخ سود نیز منفی ۰/۱۶ بوده که نشان می‌دهد افزایش هزینه سرمایه منجر به کاهش تقاضا برای عقود و میزان پرداخت آنها شده است و تورم نیز بر میزان عقود پرداختی اثر معناداری نداشته است. عدم اثرگذاری تورم بنظر به دلیل استمرار آن در نرخ‌های بالا بوده است که عامل اقتصادی آن را به عنوان یک عامل پایدار مورد توجه قرار داده است.

اگرچه نسبتاً تحقیقات خوبی در زمینه بانکداری اسلامی در ایران صورت گرفته است، اما می‌توان برای بررسی ابعاد مختلف تأثیرپذیری بانکداری بدون ربا از محیط کلان اقتصادی در مطالعات آینده اثرات سایر متغیرهای اثرگذار بر بانکداری اسلامی در ایران مورد بررسی قرار داد. همچنین می‌توان عقود مرتبط با بخش‌های مختلف اقتصادی را جداگانه از منظر اثرگذاری متغیرهای اقتصادی مورد بررسی قرار داد که مطالعه در هر دو زمینه به شناخت بیشتر زوایای بانکداری اسلامی در ایران کمک خواهد کرد.

یادداشت‌ها

1. Auto-Regressive Distributed Lag Model
2. Profit and Loss Sharing
3. Interest Free
4. Adebola
5. Cumulative Sum
6. Cumulative Sum of Square

کتابنامه

- قانون عملیات بانکی بدون ربا (۱۳۶۲)، تهران: بانک مرکزی.
- انواری رستمی، علی اصغر و عصمت رضایت (۱۳۸۶)، «ارزیابی مقایسه‌ای سودآوری اعتبارات بانکی عقود اسلامی به روش بهایابی بر مبنای فعالیت و روش بهایابی سنتی؛ مورد بانک توسعه صادرات ایران»، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۴۸، صص ۴۲-۲۳.
- برقندان، ابوالقاسم، شهرام آرین مهر و حامد شهرکی (۱۳۹۱)، «بررسی اثر نرخ واقعی ارز بر صادرات کشمش ایران»، اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی، شماره ۲، صص ۱۳-۱.
- پورفرج، علیرضا و ولی‌اله علیزاده (۱۳۹۱)، «ارزیابی درجه تمرکز اعتبارات در عقود اسلامی و اثر آن بر رشد اقتصادی در ایران»، تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۸، صص ۲۱-۱.
- حاجیه، زهره، زهره حیدرپور و زانبار رجایی (۱۳۹۱)، «رابطه بین نرخ سود بانکی و ریسک اعتباری انواع تسهیلات اعطایی در قالب عقود اسلامی در بانک کشاورزی استان کردستان»، پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی، شماره ۱۳، صص ۸۵-۶۵.

اثر متغیرهای کلان بر بانکداری بدون ربا در ایران ۲۲۳

- رهنمای رودپشتی، فریدون، قدرت‌اله طالب‌نیا و روح‌اله سلیمانی فر (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه بین وجوه نقد ناشی از فعالیت‌های تأمین مالی و بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران»، *بورس اوراق بهادار*، شماره ۸، صص ۸۹-۶۵.
- عباسی، زهرا و کاظم صدر (۱۳۸۴)، «محاسبه هزینه تسهیلات قرض‌الحسنه و مقایسه آن با سایر عقود اسلامی»، *اقتصاد اسلامی*، شماره ۵، صص ۴۳-۱۳.
- عیوضلو، حسین و حسین میثمی (۱۳۸۷)، «بررسی نظری ثبات و کارایی بانکداری اسلامی در مقایسه با بانکداری متعارف»، *اقتصاد اسلامی*، شماره ۳۱، صص ۱۸۹-۱۶۱.
- فراهانی، سعید، مجید فشاری و یاور خانزاده (۱۳۹۴)، «تأثیر توسعه مؤسسات مالی غیربانکی بر تولید ناخالص داخلی در ایران؛ مطالعه موردی عقود اسلامی»، *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۲۰، صص ۱۵۸-۱۳۱.
- مرادپور اولادی، مهدی، محسن ابراهیمی و وحید عباسیون (۱۳۸۷)، «بررسی اثر عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی»، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۵، صص ۱۷۶-۱۵۹.
- ملک، فردریک (۱۳۷۹)، «مقایسه شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و شاخص قیمت تولیدکننده»، *روند*، شماره ۲۸ و ۲۹، صص ۱۷۱-۱۶۰.
- منظور، داوود و مهدی یادی‌پور (۱۳۸۷)، «کفایت سرمایه در بانکداری اسلامی»، *اقتصاد اسلامی*، شماره ۲۹، صص ۱۶۲-۱۴۳.
- میثمی، حسین، سیدعباس موسویان، محسن عبدالهی و حامد امرالهی (۱۳۹۱)، «تحلیل و مقایسه تجربه قانون‌گذاری و نظارت بر اجرای بانکداری اسلامی در سایر کشورها؛ دلالت‌هایی برای نظام بانکداری بدون ربا در کشور»، *مطالعات اقتصاد اسلامی*، شماره ۲، صص ۹۱-۵۳.
- نظرپور، محمدنقی، فاطمه رضایی و ایوب رضایی (۱۳۹۰)، «تأثیر بحران جهانی بر بانکداری اسلامی»، *اقتصاد اسلامی*، شماره ۴۲، صص ۱۸۰-۱۴۹.

نظریور، محمدتقی، فاطمه اشراقی و زهره خواجه‌سعید (۱۳۹۲)، «اثر بانکداری اسلامی و رشد اقتصادی بر فقر و نابرابری اقتصادی در کشورهای منتخب اسلامی»، *مطالعات کمی در مدیریت*، شماره ۲، صص ۴۳-۵۳.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی*، تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ دوم.

- Abduh, M., Omar, M. A., & Duasa, J. (2011). The Impact of Crisis and Macroeconomic Variables Towards Islamic Banking Deposits.
- Adebola, S. S., Yusoff, W. S. W., & Dahalan, J. (2011). The Impact of Macroeconomic Variables on Islamic Banks Financing in Malaysia. *Research Journal of Finance and Accounting*, 2(4), 22-32.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Merrouche, O. (2013). Islamic vs. Conventional Banking: Business Model, Efficiency and Stability. *Journal of Banking & Finance*, 37(2), 433-447.
- Chong, B. S., & Liu, M. H. (2009). Islamic Banking: Interest-free or Interest-Based?. *Pacific-Basin Finance Journal*, 17(1), 125-144.
- Friedman, M. (1968). *Dollars and Deficits: Inflation, Monetary Policy and the Balance of Payments*. Prentice Hall.
- Kassim, S., Majid, A., & Shabri, M. (2009). Impact of Monetary Policy Shocks on the Conventional and Islamic Banks in a Dual Banking System: Evidence from Malaysia. *Journal of Economic Cooperation and Development*, 30(1), 41-58.
- Sarker, M. A. A. (1999). Islamic Banking in Bangladesh: Performance, Problems, and Prospects. *International Journal of Islamic Financial Services*, 1(3), 15-36.

10 Abstracts

Islamic Economics Studies, Vol .9, No .2 (Serial 18), Spring & Summer 2017

The Effect of Macroeconomic Variables on Non-Usury Banking in Iran

Mahmoud Essawi*

Received: 13/01/2016

Ahmad Movayefard**

Accepted: 09/11/2016

The non-usury banking system is a selected system for monetary activities in Iran. It is clear that identifying the effective variables on this system can help to have a stable economy with the desirable indicators. This paper evaluates the relationship between some macroeconomic variables with paid Islamic contracts in the non-usury banking system in Iran. The study period was 1991 to 2013 and auto-regressive distributed lags (ARDL) method was used to estimate the model. The independent variables include annual profit rate, real exchange rate, total stock index, producer price index (PPI) and inflation. The result showed that there was a negative relationship between Islamic contracts and annual profit rate and PPI. Also, there was a positive relationship between depended variables with total stock index and real exchange rate. Inflation didn't have a significant relationship with Islamic contracts. Finally, the result of long-run and cointegration estimation showed a high cointegration between variables.

Keywords: Islamic Contracts, Auto-Regressive Distributed Lags, Non-Usury Banking System, Macroeconomic Variables

JEL Classification: E44

* Assistant Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, eisavim@yahoo.com

** M.A Graduated. in Economics Graduate, Shiraz University, (Corresponding Author), moiedf.a2012@yahoo.com