Archive of SID

بررسی اثر عقدهای بانکداری اسلامی بر نرخ بیکاری در ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹٤/٥/۲۲ تاریخ تأیید: ۱۳۹٤/۱۲/۲٥

سیدعلی پایتختی اسکویی*
عباس عرب مازار**

چکیده

در نظام بانکداری اسلامی (بانکداری بدون ربا) توزیع منابع به‌وسیله عقدهای اسلامی صورت می‌گیرد. به‌وسیله این عقدها بانک‌ها تسهیلات مورد نیاز مشتریان را در چارچوب قراردادهای اسلامی تنظیم کرده و در اختیار آنها قرار می‌دهند. هدف اصلی مقاله پیش رو بررسی اثر عقدهای اسلامی بر نرخ بیکاری در اقتصاد ایران است. برای این منظور از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۷۹ ـ ۱۳۹۲ با به‌کارگیری روش آزمون کرانه‌ها و خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. نتیجه‌های تحقیق نشان می‌دهد که در بین عقدهای اسلامی، فقط نرخ رشد مانده تسهیلات مبادله‌ای اثر منفی بر نرخ بیکاری دارد. به عبارت دیگر با افزایش تسهیلات مبادله‌ای، نرخ بیکاری در اقتصاد ایران کاهش می‌یابد؛ در حالی‌که نرخ رشد مانده تسهیلات مشارکتی و تسهیلات قرض‌الحسنه اثر مثبت بر نرخ بیکاری دارند. ضریب تصحیح خطای برآوردشده مدل نشان می‌دهد که ۳۶ درصد از عدم تعادل در نرخ بیکاری در دوره بعد تعدیل می‌شود.

واژگان کلیدی: *بانکداری اسلامی، عقدهای اسلامی، بیکاری، ARDL، آزمون کرانه‌ها.*
طبقه‌بندی JEL: E24, Z12.

*. استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی تبریز (نویسنده مسئول). Email: paytakhti@iaut.ac.ir.
**. دانشیار اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی. Email: ab_arabmazar@sbu.ac.ir.

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

امروزه اقتصاد ایران با دشواری جذب نیروی انسانی آماده به کار به‌صورت پدیده بیکاری روبه‌رو است که افزون بر اتلاف منابع انسانی ـ به‌ویژه نیروی انسانی تحصیل‌کرده ـ مسائل و دشواری‌های متعدد اقتصادی و اجتماعی را به‌همراه دارد. بر این اساس کاهش نرخ بیکاری به عنوان یکی از عامل‌های تعیین‌کننده در دست‌یابی به رشد و توسعه اقتصادی پایدار اهمیت خاصی دارد. بی‌تردید مهم‌ترین عامل کاهش بیکاری، پدیدساختن تقاضا برای نیروی کار جدید از راه انجام سرمایه‌گذاری‌های مولّد و اشتغال‌زا و پدیدساختن فرصت‌های شغلی جدید است. در این بین بانکداری اسلامی با تکیه بر موازین و مقررات اسلامی می‌تواند نقش به‌سزایی در تأمین مالی پروژه‌های جدید اقتصادی و کارآفرینی داشته باشد.

بانکداری اسلامی با پافشاری بر مشارکت در سودوزیان شکل گرفته و بیشتر بر بخش‌های حقیقی اقتصاد و سرمایه‌گذاری در این بخش‌ها تمرکز دارد. در این نظام نیاز مشتریان به‌طور مستقیم و در قالب تسهیلات اعطایی به‌وسیله بانک تأمین و برطرف می‌شود. سازوکار توزیع منابع در این نوع از بانکداری از راه عقدهای اسلامی صورت می‌گیرد و بانک‌ها از راه تنظیم قراردادهای اسلامی تسهیلات مورد نیاز مشتریان را اعطا می‌کنند. این شیوه تأمین مالی از راه اثرگذاری بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند سرمایه‌گذاری و تولید به تغییرهایی در سطح اشتغال جامعه انجامیده، نرخ بیکاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

با توجه به تصویب و اجرای قانون عملیات بانکی بدون ربا از فروردین ۱۳۶۳، مطالعه پیش رو در پی بررسی نقش بانکداری اسلامی در کاهش نرخ بیکاری در اقتصاد ایران است. مقاله پیش رو در پنج بخش تنظیم شده است؛ پس از مقدمه، مبانی نظری و پیشینه تحقیق بررسی می‌شود. در ادامه، روش تحقیق و نتیجه‌های تجربی تحقیق ارائه شده و در پایان، نتیجه‌های به‌دست آمده بیان می‌شود.

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

شیوه تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری در بانکداری اسلامی مبتنی بر مشارکت در سودوزیان (Profit-Loss Sharing PLS) است. روش تأمین مالی مشارکتی نتیجه‌هایی مانند کاهش هزینه‌های تولید، کاهش ریسک سرمایه‌گذاری، کنترل دوره‌های تجاری، کاهش

www.SID.ir

Archive of SID

تورم، افزایش تولید و عادلانه‌شدن توزیع درآمد را به ارمغان می‌آورد (خان و میرآخور، ۱۳۷۰، ص۱۲۵).

با توجه به امر مشارکت در بانکداری اسلامی، ریسک ناشی از فعالیت‌های اقتصادی بین طرفین مشارکت تقسیم می‌شود. تولیدکنندگان کمتر از زمانی که با گرفتن وام، پروژه را تأمین مالی می‌کردند، خسارت‌های احتمالی را تحمل می‌کنند؛ بنابراین، تعداد متقاضیان سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. افزون بر تقسیم زیان‌های محتمل، وجود انگیزه نظارت و مراقبت شریکان نسبت به یکدیگر، کارایی فعالیت‌های اقتصادی را افزایش می‌دهد؛ در مجموع، تقاضای سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد(صمصامی و توکلی، ۱۳۹۱، ص۸۱). با توسعه سرمایه‌گذاری‌ها فرصت‌های شغلی جدید پدیدآمده، نرخ بیکاری کاهش می‌یابد.

در نظام مشارکتی سودی که به صاحب سرمایه ـ بانک در جایگاه وکیل سپرده‌گذاران ـ پرداخت می‌شود همانند مالیات بر سود جزو هزینه‌های تولید شمرده نمی‌شود؛ در نتیجه با کاهش هزینه تولید، مقدار تولید افزایش می‌یابد و زمینه برای اشتغال بیشتر فراهم می‌شود. در این نظام، سود بین تولیدکنندگان و صاحبان سرمایه (بانک) تقسیم می‌شود و درباره ضررهای احتمالی نیز به سبب قانون راهکارهایی برای توزیع و تقسیم زیان پیش‌بینی شده است؛ بنابراین در نظام مشارکت نه رونق خارج از ضابطه و لجام‌گسیخته پیش خواهد آمد و نه اقتصاد دچار سکون و رکود خواهد شد؛ در نتیجه اشتغال ناشی از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و مولّد پایدار خواهد بود.

در نظام بانکداری اسلامی تخصیص منابع در تقسیم‌بندی کلی به سه گروه قرض‌الحسنه، قراردادهای مبادله‌ای ـ فروش اقساطی، اجاره به شرط تملیک، جعاله و خرید دین ـ و قراردادهای مشارکتی ـ مضاربه، مشارکت حقوقی، مشارکت مدنی و سرمایه‌گذاری مستقیم ـ تقسیم می‌شوند.

عقدهای مشارکتی با توجه به ماهیتشان بازدهی متغیر دارند. در این نوع عقدها، بانک، کل یا بخشی از سرمایه مورد نیاز فعالیت اقتصادی ـ تولیدی، تجاری یا خدماتی ـ را تأمین کرده، سرانجام در انتهای فعالیت، مطابق قرارداد با صاحب‌کار اقتصادی (تولیدکننده)، سود حاصل از این فعالیت را طبق توافق اولیه تقسیم می‌کند.

www.SID.ir

Archive of SID

از طرف دیگر عقدهای مبادله‌ای بازدهی ثابت و از پیش تعیین‌شده دارند. در این حالت بانک، کل یا بخشی از سرمایه مورد نیاز فعالیت اقتصادی را تأمین می کند، با این تفاوت که بعد از انعقاد قرارداد و پیش از انجام فعالیت اقتصادی، سود بانک معلوم و معیّن است و تحول‌های آتی و تغییرهای احتمالی در وضعیت مالیفعالیت پیش‌گفته ـ از جهت سودوزیان ـ ارتباطی به سود و مطالبه‌های بانک در آن قرارداد ندارد(موسویان و همکاران، ۱۳۹۳، ص۸۸). در نظام مشارکتی، پیامدهای مطلوب و نامطلوب فعالیت‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری متوجه هر دو طرف قرارداد عامل و صاحب سرمایه است، نتیجه‌های حاصل از آن نیز در قالب سودوزیان، نصیب هر دو می‌شود.

در بانکداری اسلامی تسهیلات اعطایی از راه عقدهای مشارکتی با توجه به متغیربودن بازدهی، اثر بیشتری بر انگیزه‌های تولید و سرمایه‌گذاری دارد. در این حالت فعالان اقتصادی و سرمایه‌گذاران با توجه به توزیع ریسک بین بانک و سرمایه‌گذار از رغبت بیشتری برای دریافت تسهیلات اعطایی از این راه دارند (ابوترابی و همکاران، ۱۳۹۳، ص۱۸). با افزایش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری و گسترش فعالیت‌های مولّد و اشتغال‌زا، عقدهای مشارکتی به کاهش بیکاری در جامعه می‌انجامد. بانکداری اسلامی به وسیله عقدهای مشارکتی با تقسیم ریسک‌های موجود، امکان اجرای پروژه‌های با ریسک و بازده بالاتر را ممکن می‌سازد و با تخصیص بهینه منابع و افزایش سرمایه‌گذاری، زمینه‌های افزایش اشتغال را فراهم می‌سازد.

عقدهای مبادله‌ای از راه خرید یا اجاره‌کردن دارایی‌های حقیقی، حجم بیشتری از منابع را برای بخش واقعی اقتصاد آماده کرده، زمینه را برای گسترش اشتغال و فرصت‌های خوداشتغالی فراهم می‌سازد (Chapra, 2008, p.15)، البته اثرگذاری عقدهای مبادله‌ای با توجه به ثابت‌بودن و از پیش تعیین‌شدن بازدهی، به مراتب کمتر خواهد بود. در چنین وضعیتی بانک در ریسک فعالیت‌های سرمایه‌گذاری شریک نبوده، انگیزه سرمایه‌گذاران برای تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود از این راه کاهش می‌یابد. بر این اساس عنوان می‌شود که بانکداری اسلامی از راه عقدهای مبادله‌ای اثر کمتری بر پدیدساختن اشتغال و در نتیجه کاهش بیکاری دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

البته در کشور ما با توجه به ظرفیت‌های تولیدی بی‌استفاده‌ای که کم‌وبیش در تمام بخش‌های اقتصاد در سه دهه گذشته وجود داشته است، می‌توان انتظار داشت که منابع تخصیص‌یافته از راه عقدهای مبادله‌ای که به‌طور عمده صرف تأمین هزینه مواد اولیه شده و نقش سرمایه در گردش بنگاه‌های تولیدی را بازی می‌کنند، بتواند با افزایش استفاده از ظرفیت‌های خالی اثر به‌سزایی بر تولید و اشتغال داشته باشد.

بانکداری اسلامی از راه تأمین مالی خرد با استفاده از عقدهای مشارکتی و مبادله‌ای منابع مالی مورد نیاز کارآفرینان کوچک را تأمین کرده، زمینه اشتغال برخی از افراد را فراهم می‌سازند (Shahinpoor, 2003, p.1003). این عقدها از راه تأمین نقدینگی لازم برای پروژه‌های سرمایه‌گذاری و کارآفرینانی که به تأمین وثیقه‌های سنگین بانکداری متعارف قادر نیستند به افزایش بهره‌وری سرمایه و نرخ پس‌انداز انجامیده، زمینه‌های افزایش نرخ رشد اقتصادی و سطح اشتغال در جامعه را فراهم می‌سازند.

بررسی مطالعه‌های تجربی انجام‌گرفته درباره بانکداری اسلامی نشان می‌دهد مطالعه خاصی درباره اثر تأمین مالی اسلامی بر نرخ بیکاری به‌ویژه در اقتصاد ایران صورت نگرفته است. عمده مطالعه‌ها متکی بر نقش بانکداری اسلامی در رشد و توسعه اقتصادی بوده است که نتیجه‌های متضادی را در کشورهای گوناگون با توجه به به‌کارگیری الگوهای گوناگون پژوهش گوناگون نشان می‌دهد.

فرقانی و *مولانی* (Furqani & Mulyany, 2009) در مطالعه‌ای تحت عنوان «بانکداری اسلامی و رشد اقتصادی» با استفاده از اطلاعات سری زمانی ۱۹۹۷م ـ ۲۰۰۵م کشور مالزی با تکنیک تصحیح خطای برداری، (VECM) اثر بانکداری اسلامی را بر رشد و سرمایه‌گذاری آزمودند و رابطه مثبت و معناداری بین بانکداری اسلامی و رشد اقتصادی در بلندمدت به‌دست آوردند. افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در بلندمدت را ناشی از افزایش پس‌اندازها به‌علت اجرای بانکداری اسلامی توجیه می‌کنند.

عبداله و *عمر* (Abduh & Omar, 2012) با استفاده از آزمون کرانه‌ها در چارچوب روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به این نتیجه رسیدند که در کوتاه‌مدت و بلندمدت ارتباطی قوی بین توسعه مالی اسلامی و رشد اقتصادی در اندونزی وجود دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

در مطالعه‌ای دیگر *عبدالله* و *چادهوری* (۲۰۱۲م) با استفاده از داده‌های فصلی ارتباط بین اعتبارات اعطایی به‌وسیله بانکداری اسلامی و رشد اقتصادی در بنگلادش را آزمودند. نتیجه‌های مطالعه با استفاده از روش هم‌جمعی نشان داد که بانکداری اسلامی در بلندمدت اثر مثبتی بر رشد اقتصادی در این کشور دارد و ارتباط دو طرفه‌ای بین رشد اقتصادی و بانکداری اسلامی در بنگلادش وجود دارد.

عبدالمنب و همکاران (۲۰۱۲م) با استفاده از آزمون علیت تودا ـ یاماموتو رابطه علّی بین رشد اقتصادی و بانکداری اسلامی در مالزی را مطالعه کردند. نتیجه بررسی آنها با استفاده از داده‌های فصلی برای دوره زمانی ۱۹۹۸م ـ ۲۰۱۲م نشان داد که علیّت گرنجری قوی یک‌طرفه از طرف تأمین مالی اسلامی به رشد اقتصادی در این کشور وجود دارد.

روش تحقیق

برای بررسی و تجزیه‌وتحلیل اثر ابزارهای تأمین مالی اسلامی بر نرخ بیکاری در اقتصاد ایران بر اساس مبانی نظری و مطالعه‌های تجربی انجام‌گرفته، مدل اقتصادسنجی به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$UN = f(RG, RS, RB, RD, RP) \quad (۱$$

در این مدل UN بیانگر نرخ بیکاری است. RG، RS و RB به ترتیب نرخ‌های رشد مانده تسهیلات قرض‌الحسنه، تسهیلات مشارکتی و تسهیلات مبادله‌ای را نشان می‌دهند که به صورت درصد تغییرهای نسبت به فصل پیش محاسبه می‌شوند. RD بیانگر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ است که به صورت درصد تغییرهای نسبت به فصل پیش محاسبه شده و از ناحیه تقاضا برای نیروی کار وارد مدل می‌شود. تقاضا برای نیروی کار، تقاضای مشتق شده است و با افزایش تولید کالاها و خدمات انتظار می‌رود تقاضا برای نیروی کار افزایش یافته، نرخ بیکاری کاهش یابد. RP نیز نشان‌دهنده نرخ رشد جمعیت است که از ناحیه عرضه نیروی کار در مدل قرار گرفته و انتظار می‌رود با افزایش عرضه نیروی کار در بلندمدت نرخ بیکاری افزایش یابد.

برای تحلیل تجربی روابط بلندمدت و اثرهای متقابل میان متغیرهای تحقیق، مدل تصریح‌شده با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها (Bounds Test) که به‌وسیله *پسران* و همکاران (Pesaran

www.SID.ir

Archive of SID

et al, 2001) ارائه شد، تخمین زده می‌شود. این روش تخمین، بررسی رابطه هم‌جمعی به‌وسیله روش حداقل مربعات معمولی، زمانی که تعداد وقفه‌های مدل معیّن شده باشد را ممکن می‌سازد. پیش از این از روش‌های *انگل ـ گرنجر* و *یوهانسون* برای بررسی رابطه هم‌جمعی میان متغیرها استفاده می‌شد، مسئله‌ای که درباره روش‌های پیش‌گفته وجود دارد، لزوم جمعی‌بودن (Integrated) تمام متغیرها از درجه یک است. مهم‌ترین مزیت آزمون کرانه‌ها نسبت به روش‌های پیشین این است که بدون توجه به جمعی‌بودن متغیرها از یک درجه (صفر یا یک) به تبیین روابط بلندمدت می‌پردازد.

به تبعیت از *پسران* و همکاران (۲۰۰۱م) ما روش آزمون کرانه‌ها را با مدل‌سازی رابطه بلندمدت به عنوان مدل خودبازگشتی برداری (Vector Autoregressive (VAR)) از رتبه ρ در zt به کار می‌بریم:

$$z_t = c_0 + \quad t + \sum_{i=1}^{p} \text{¤}_i z_{t-i} + £_t \qquad t = 1,2,3,...,T \quad (۲$$

در آن c_0 یک بردار (k+1) از عرض از مبدأها، و β یک بردار (k+1) از ضرایب روند (Trend) است. *پسران* و همکاران (همان) مدل VECM (Vector Error Correction Model) را برای رابطه پیش‌گفته به صورت زیر به دست آورده‌اند:

$$\Delta z_t = c_0 + \quad t + ®z_{t-i} + \sum_{i=1}^{t} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + £_t \qquad t = 1,2,3,...,T \quad (۳$$

در رابطه پیش‌گفته $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} \cdot_i, (i = 1,2,...,p-1)$ و $® = I_{k+1} \sum_{i=1}^{p} \cdot_i$ بلندمدت و کوتاه‌مدت هستند. z_t برداری از متغیرهای y_t و x_t است. بردار متغیرهای وابسته، I(1) بوده و $x_t = [\pm_t^2]$ یک ماتریس برداری از متغیرهای مستقل I(0) و I(1) است، $£_t = (£_{1t}, £'_{2t})'$بردار خطاهای دارای میانگین صفر، (i,i,d) Identically & Independently Distributed) و واریانس هم‌سان فرض شده است. افزون بر این با این فرض که یک ارتباط بلندمدت یکتا میان متغیرها وجود دارد، VECM شرطی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\Delta y_t = c_0 + \quad t + ¢_{yy} y_{t-1} + ¢_{xx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \text{ª}_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} ¶_i \Delta x_{t-i} + £_{yt} \qquad (٤$$

با توجه به این رابطه مدل شرطی مربوط به این تحقیق به صورت زیر نوشته می‌شود:

www.SID.ir

Archive of SID

$$\Delta UN_t = c_0 + t + \phi_1 UN_{t-1} + \phi_2 RG_{t-1} + \phi_3 RS_{t-1} + \phi_4 RB_{t-1} + \phi_5 RD_{t-1} + \phi_6 RP_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta UN_{t-i} + \sum_{l=1}^{q} \gamma_l \Delta RG_{t-l} + \sum_{m=1}^{q} \gamma_m \Delta RS_{t-m} \sum_{n=1}^{q} \gamma_n \Delta RB_{t-n} \sum_{p=1}^{q} \gamma_p \Delta RD_{t-p} + \sum_{o=1}^{q} \gamma_o \Delta RP_{t-o} + \varepsilon_{yt} \quad (۵$$

که در آن ϕ_tها ضرایب بلندمدت، عرض از مبدأ و جمله‌های خطای نوفه سفید (White Noise Errors) است. گام نخست در آزمون کرانه‌ها تخمین رابطه ECM شرطی به‌وسیله روش حداقل مربعات معمولی به منظور آزمون وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها به‌وسیله آزمون F جهت معناداری ارتباط ضرایب سطوح تأخیری متغیرها یعنی در مقابل است. برای متغیرهای مستقل I(d)، دو دسته از مقدارهای بحرانی جهت انجام آزمون کرانه‌ها به‌وسیله پسران و همکاران (همان، ص۲۹۵) فراهم شده است: کرانه پایین 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 هم‌جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد کرد. بر عکس اگر آماره آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پایین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد کرد. سرانجام اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص است.

در گام دوم بعد از اینکه آزمون هم‌جمعی انجام شد، می‌توان مدل بلندمدت $ARDL(p_1, q_1)$ شرطی برای y_t را به صورت زیر تخمین زد:

$$UN_t = c_0 + t + \sum_{i=1}^{p} \phi_1 UN_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \phi_2 RG_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \phi_3 RS_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \phi_4 RB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \phi_5 RD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \phi_6 RP_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۶$$

اکنون باید تعداد وقفه‌های مدل $ARDL(p_1, q_1)$ را با استفاده از معیار *شوارز* (Schwarz Criterion) تعیین کرد. درگام بعد پارامترهای پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت را به وسیله تخمین ECM زیر می‌توان به دست آورد:

$$\Delta UN_t = c_0 + t + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta UN_{t-i} + \sum_{l=1}^{q} \gamma_l \Delta RG_{t-l} + \sum_{m=1}^{q} \gamma_m \Delta RS_{t-m} + \sum_{n=1}^{q} \gamma_n \Delta RB_{t-n} + \sum_{p=1}^{q} \gamma_p \Delta RD_{t-p} + \sum_{o=1}^{q} \gamma_o \Delta RP_{t-o} + vecm_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (۷$$

در رابطه پیش‌گفته α_i , γ_l , γ_m , γ_n , γ_p , γ_o ضرایب کوتاه‌مدت پویای مدل به سمت تعادل و $vecm$ سرعت تعدیل است.

داده‌ها و اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه از داده‌های سری زمانی فصلی ۱۳۹۲:٤–۱۳۷۹:۱، منتشرشده به‌وسیله بانک مرکزی ج.ا.ا به‌دست آمده است.

www.SID.ir

Archive of SID

نتیجه‌های تجربی تحقیق

برای بررسی پایایی متغیرها در مطالعه پیش رو از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (Augmented Dickey-Fuller (ADF)) استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد (ناپایایی) است. خلاصه نتیجه‌های این آزمون در جدول یک ارائه شده است. همان‌طور که از جدول یک قابل مشاهده است، متغیر نرخ بیکاری ریشه واحد داشته و با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شود؛ بنابراین انباشته از درجه یک است (I(۱))؛ اما متغیرهای نرخ رشد مانده عقدهای مشارکتی، مانده عقدهای مبادله‌ای، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۷٦ و نرخ رشد جمعیت در سطح پایا بوده است؛ بنابراین انباشته از درجه صفر هستند (I(۰)).

با توجه به اینکه تمام متغیرها هم‌جمع از یک مرتبه نیستند؛ بنابراین برای برآورد الگو، بهتر است از روش ARDL استفاده شود؛ زیرا این الگو نسبت به درجه هم‌انباشتگی متغیرها حساس نبوده و بدون در نظر گرفتن اینکه متغیرها I(۰) یا I(۱) هستند به‌کار برده می‌شود.

به‌عبارتی در این روش نیازی به تقسیم متغیرها از درجه صفر و یک نیست. با انتخاب وقفه مناسب در مدل می‌توان ارتباط کوتاه‌مدت، بلندمدت و نیز چگونگی تعدیل از کوتاه‌مدت به بلندمدت را به کمک الگوی تصحیح خطا بررسی کرد؛ بنابراین با توجه به اینکه هیچ‌کدام از متغیرها جمعی از مرتبه دو نیستند می‌توان از آزمون کرانه‌ها استفاده کرد. نتیجه‌های آزمون کرانه‌ها در جدول دو آورده شده است.

جدول ۱: نتیجه‌های آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای مدل

متغیر		مقدار بحرانی در سطح ۵٪	آماره ADF	Prob	نتیجه
سطح	un	-3/500	-2/251	0/4519	ناپایا
	Rg	-3/4952	-4/4055	0/0047	پایا
	rs	-3/495	-5/332	0/0003	پایا
	rb	-3/495	-6/779	0/0000	پایا
	rd	-3/500	-3/773	0/0262	پایا
	rp	-3/495	-3/712	0/0299	پایا
تفاضل مرتبه اول	D(un)	-2/919	-3/166	۰/0279	پایا

www.SID.ir

Archive of SID

منبع: محاسبه‌های تحقیق.

جدول ۲: آزمون کرانه‌ها برای بررسی روابط بلندمدت

		با روند قطعی	بدون روند قطعی
	Lag	F_v	F_m
F(UN/RG,RS,RB,RD,RP)	1	5/7534	5/5211

منبع: محاسبه‌های تحقیق

با توجه به اینکه مقادیر بحرانی آماره F به‌وسیله *نارایان* (Narayan, 2005) برای کرانه پایین و بالا در سطح خطای ۵ درصد به ترتیب در حالت با روند قطعی ۳/٤۲٦ و ٤/۷۹۰ و در حالت بدون روند قطعی ۲/۸٦٤ و ٤/۳۲٤ تعیین شده است، آماره F_v و F_m محاسبه‌شده بر اساس جدول دو، هر دو بزرگتر از مقدارهای بحرانی جدول *نارایان* (۲۰۰۵م) بوده؛ بنابراین می‌توان گفت بر اساس آزمون کرانه‌ها ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد.

جدول ۳. نتیجه‌های حاصل از تخمین بلندمدت ARDL (2,0,4,2,0,2)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
RG	0/0833	0/0468	1/7736	0/085
RS	0/2009	0/0961	3/0907	0/044
RB	-0/3281	0/1034	-3/1734	0/003
RD	-0/0759	0/0339	-2/2392	0/032
RP	24/1594	9/5446	2/5312	0/016
C	3/2342	3/2507	0/9949	0/327

منبع: محاسبه‌های تحقیق.

با تأیید وجود رابطه بلندمدت نتیجه‌های حاصل از تخمین مدل تصریح‌شده در حالت بلندمدت در جدول سه نشان داده شده است. در بلندمدت نرخ رشد مانده تسهیلات مبادله‌ای بیشترین اثر منفی را بر نرخ بیکاری دارد؛ یعنی افزایش تسهیلات مبادله‌ای به کاهش نرخ بیکاری می‌انجامد؛ در حالی‌که نرخ رشد مانده تسهیلات مشارکتی اثر مثبت و تسهیلات قرض‌الحسنه از نظر آماری بر نرخ بیکاری بی‌تأثیر است. به نظر می‌رسد رشد مانده عقدهای مشارکتی با توجه به معوقه‌های بیش از حد اعتبارات نظام بانکی و طولانی‌شدن دوره اجرای پروژه‌ها اثری خلاف انتظار بر نرخ بیکاری داشته است و نتوانسته

www.SID.ir

Archive of SID

به کاهش نرخ بیکاری کمک کند. البته یک گمانه عمومی در این‌باره نشست منابع تخصیص‌یافته به پروژه‌های سرمایه‌گذاری به بخش‌های غیرمولّد است. درباره تسهیلات قرض‌الحسنه از آنجایی که این تسهیلات به‌طور عمده برای ازدواج، تعمیر مسکن، کمک‌هزینه درمان و کمک‌هزینه تحصیلی پرداخت می‌شود؛ این تسهیلات اثر مستقیمی بر فعالیت‌های تولیدی و اشتغال نداشته، بنابراین مانده آن بر نرخ بیکاری معنادار نبوده است. نرخ رشد تولید ناخالص داخلی اثر منفی بر نرخ بیکاری دارد. افزایش تولید ناخالص داخلی از راه پدیدساختن فرصت‌های شغلی به کاهش نرخ بیکاری می‌انجامد. ضریب نرخ رشد جمعیت نیز معنادار بوده و تأثیر مثبت دارد. افزایش جمعیت از راه افزایش عرضه نیروی کار با توجه به محدودیت‌های تقاضا به افزایش نرخ بیکاری می‌انجامد.

در ادامه، نتیجه‌های الگوی تصحیح خطای مدل که بیانگر ارتباط کوتاه‌مدت میان نرخ بیکاری و متغیرهای مستقل الگو می‌باشد، در جدول چهار ارائه شده است. همان‌گونه که از ارقام این جدول مشاهده می‌شود در کوتاه‌مدت نیز نرخ رشد مانده تسهیلات مبادله‌ای و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی اثر منفی بر نرخ بیکاری دارند. ضریب تصحیح خطای مدل برابر ۰/۳۶- است، که نشان می‌دهد در هر دوره ۳۶ درصد از عدم تعادل در نرخ بیکاری در دوره بعد تعدیل می‌شود.

جدول٤: نتیجه‌های حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا ARDL(2,0,4,2,0,2)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
dUN1	-0.2573	۰/1142	-2/2514	۰/030
dRG	0/0298	0/0177	1/6834	0/100
dRS	0/4749	0/0238	1/988	0/054
dRS1	-0/0043	۰/0270	-0/1620	۰/872
dRS2	0/0321	۰/0217	1/4776	۰/148
dRS3	-0/0702	0/0180	-3/8931	۰/000
dRB	-0/0535	0/0171	-3/1208	0/003
dRB1	0/0344	0/0149	2/3019	0/027
dRD	-0/0272	0/0088	-3/0947	0/004
dRP	-7/3693	5/3530	-1/3767	0/177
dRP1	-32/5022	6/9341	-4/6873	0/000
dC	1/1626	1/3453	0/8641	0/393
ECM(-1)	-0/3594	0/0972	-3/6970	۰/001

منبع: محاسبه‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در مقاله پیش رو، اثر تسهیلات پرداخت‌شده در قالب عقدهای بانکداری اسلامی به‌عنوان ابزارهای تأمین مالی اسلامی بر نرخ بیکاری بررسی شد. بر اساس مبانی نظری و مطالعه‌های تجربی متغیرهای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد جمعیت، همراه با متغیرهای مربوط به مانده تسهیلات عقدهای بانکداری اسلامی وارد مدل اقتصادسنجی شدند. آزمون ریشه واحد از دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) نشان داد که متغیرهای مدل هم‌جمع از یک مرتبه نیستند؛ بنابراین برای تخمین مدل از روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) استفاده شد. با استفاده از آزمون کرانه‌ها مشخص شد بین متغیرهای مدل رابطه بلندمدت وجود دارد. بر این اساس معادله بلندمدت و مدل تصحیح خطا برآورد و مشخص شد که در بین عقدهای بانکداری اسلامی، فقط نرخ رشد مانده تسهیلات عقدهای مبادله‌ای اثر منفی بر نرخ بیکاری دارد که می‌تواند در سیاست‌گذاری توجه شود.

منابع و مآخذ

۱. ابوترابی، محمدعلی، هدی زنده‌دل شهرنوی و نسرین رضایی مقدم؛ «بررسی ظرفیت‌های نوآورانه عقدهای اسلامی و نقش آن در رشد اقتصادی»؛ **فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد اسلامی**، س۱٤، ش٥٦، ۱۳۹۳.

۲. خان، محسن و عباس میرآخور؛ **مطالعات نظری در بانکداری و مالیه اسلامی**؛ ترجمه محمد ضیایی بیگدلی؛ تهران: مؤسسه بانکداری ایران، ۱۳۷۰.

۳. موسویان، سیدعباس، اصغر ابوالحسنی و رفیع حسنی‌مقدم؛ «تعیین سهم بهینه عقدهای مبادله‌ای و مشارکتی در بانکداری بدون ربا»؛ **فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد اسلامی**، س۱٤، ش۵۳، ۱۳۹۳.

4. Abduh, M. and Omar, M. Azmi; “Islamic banking and economic growth: the Indonesian experience”; **International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management**, 5 (1), 2012.

www.SID.ir

Archive of SID

5. Abduh, Muhamad and Chowdhury, N.T; "Islamic Banking – Economic Growth Nexus: Evidence from Bangladesh"; **Journal of Islamic Economics**, Banking and Finance, 8 (3), 2012.
6. Abdul Manap, T.A., Abduh, M and Omar, M. Azami; "Islamic Banking-Growth Nexus: Toda-Yamamoto and Bootstrap Granger Causality Test"; **Journal of Islamic Finance**,1 (1), 2012.
7. Chapra, M. U; "The Global Financial Crisis: Can Islamic Finance Help Minimize the Severity and Frequency of Such a Crisis in the Future?"; **A paper presented at the Forum on the Global Financial Crisis at the Islamic Development Bank**, 25, 2008.
8. Furqani, Hafas and Mulyany, Ratna; "Islamic banking and economic growth: Empirical evidence from Malaysia"; **Journal of Economic Cooperation and Development**, 30 (2), 2009.
9. Narayan, P. K; "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests"; **Applied Economics**, 37 (17), 2005.
10. Pesaran, M.H., & Shin, Y., & Smith, R.J; "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships"; **Journal of Applied Econometrics**, 16, 2001.
11. Shahinpoor, N; "The Link between Islamic Banking and Micro financing"; **International Journal of Social Economics**, 36 (10), 2009.

www.SID.ir