فصلنامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی، شماره سی و نهم، تابستان ۱۴۰۱- صفحات ۷۸-۵۵

بررسی رابطه افزایش حساب‌های قرض‌الحسنه بر رشد اقتصادی در ایران

نوع مقاله: پژوهشی

وحیدآقاپور[۱]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۴/۹

چکیده

در این تحقیق به بررسی رابطه بین افزایش حساب های قرض‌الحسنه بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته شده است. بازه زمانی مربوط به این تحقیق در سال های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۹ می باشد که با استفاده از روش تخمین ARDL (روش رگرسیونی خود توضیحی با وقفه های گسترده) به برآورد ضرایب مربوط به متغیر های تحقیق پرداخته شده است. در این تحقیق از داده های سری زمانی متغیر های حساب قرض‌الحسنه و رشد اقتصادی و همچنین تورم و اشتغال استفاده شده است. نتایج نشان می دهد که رابطه بین رشد اقتصادی و حساب های قرض‌الحسنه مثبت می باشد همچنین رابطه بین رشد اقتصادی و تورم منفی و اشتغال مثبت می باشد.

کلمات کلیدی: قرض‌الحسنه، رشد اقتصادی، تورم، اشتغال

طبقه بندی JEL: E27, E24, E31, O43, G21

[۱] دانشجوی دکتری اقتصاد مالی،دانشکده اقتصاد پردیس ارس، دانشگاه تهران، ایران و کارمند بانک ملی ایران، منطقه آزاد شهرستان ماکو vahid_cbi@yahoo.com

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

مقدمه

بانک ها به عنوان بنگاه های اقتصادی در هر کشوری با در اختیار داشتن نقدینگی آن کشور نقش به سزایی در رشد اقتصادی، توسعه اجتماعی، رفاه عمومی و همچنین کنترل تورم دارند. اگرچه در گذشته موسسات مالی سیستم مدار بودند ولی با گذشت زمان و تنگ تر شدن عرصه رقابت بین این موسسات مالی و تلاش برای تجهیز و حفظ منابع و افزایش آن، این محوریت به سمت مشتری گراییید. سهمی از سپرده های مردم که به صورت حساب های پس انداز قرض‌الحسنه نزد بانک به امانت گذاشته شده است، اساس وام ها و قرض‌الحسنه اعطایی بانک می باشد. لذا تعیین میزان اعطای قرض‌الحسنه توسط هر بانک به میزان سپرده های قرض‌الحسنه پس انداز مشتریان سپرده گذار در نزد آن موسسه بستگی دارد(حیدری و همکاران، ۱۳۹۷). واژه (قرض) در ریشه لغوی به معنی بریدن است. از این رو عرب به قیچی که برّنده است، مقراض می گویند. استعمال این واژه در وام بدون بهره، از این رو که انسان وقتی می تواند به چنین کار نیکی توفیق یابد که دلبستگی به مال و ثروت را از خود ببرّد و قطع کند،کاربرد دارد وگرنه به چنین توفیقی نخواهد رسید . و معنی دیگر بریدن این است که قرض دهنده قسمتی از اموالش را جدا کرده و به قرض گیرنده می دهد. در بانکداری اسلامی قرض وامی است که سودی به آن تعلق نمی گیردو برای حساب های جاری وپس انداز مورد استفاده قرار می گیرد،یعنی حساب جاری و پس انداز در وام قرضی است که از جانب مشتری به بانک سپرده شده است که بانک برای اهداف سرمایه گذاری و غیره از آن استفاده می کند.بدیهی است که هر گاه مشتری درخواست استرداد وجه خودرانمایدبایدعین آن به وی مستردگردد(فاروق ، ۲۰۰۸). قرض‌الحسنه علاوه بر اینکه یک مسأله اجتماعی است. یک مسأله اخلاقی نیز است. زیرا اوّلاً روح محبّت و تعاون که یک صفت ممتاز اخلاقی است موجب رواج قرض‌الحسنه در جامعه می شود، و ثانیاً این کار نیک، روح برادری و عطوفت را زنده می سازد و موجب سلامت جامعه از ربا و پیامدهای شوم و ویرانگر آن می شود. نکته شایان توجه این است که اعطای قرض‌الحسنه یکی از مشخص ترین موارد توصیه شده در شریعت مقدس اسلام می باشدو تحقق این مهم مستلزم مراقبت کامل و در نظر گرفتن جوانب امر در تخصیص منابعی است که به صورت قرض‌الحسنه پس انداز نزد بانک ها تودی می گردد. بنابراین، در عین حال که بانک ها در تجهیز و تخصیص قرض‌الحسنه نقش واسطه وجوه را بر عهده دارند ، معذلک شرعا وظیفه دارند تا امکانات سیستم بانکی کشور از محل سپرده های قرض‌الحسنه را در اختیار کسانی قراردهندکه از جمی جهات سزاوارترو نیازمندترند. با توجه به مطالبی که در مورد قرض‌الحسنه ذکر گردید می توان چنین بیان کرد که برای تولید در یک جامعه از قرض‌الحسنه بهره های بیشتری می توان برد. به طور دقیقتر به منظور تامین مالی برای تولید یکی از روش هایی که بهترین نتیجه را خواهد داد

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

قرض‌الحسنه می باشد. با توجه به این که در قرض‌الحسنه ربا و باز پرداخت بهره وجود ندارد می تواند تامین مالی بهتری برای تولید در مقیاس های کوچک و بزرگ باشد. از آنجایی که تولید در سطح کلان با جمع شدن تولید در سطوح خرد به دست می آید قرض‌الحسنه در کسب و کار های کوچک موجب افزایش بازدهی خواهد بود زیرا قرض‌الحسنه به دلیل دارا بودن پایه های انسان دوستانه و نداشتن بهره مورد استقبال کسب و کار های کوچک خواهد بود(حیدریان، ۱۳۹۹). بنابراین رشد اقتصادی در سطح کلان نیز با رونق اعطای قرض‌الحسنه بهبود پیدا خواهد کرد. در این تحقیق به دنبال بررسی این هستیم که آیا افزایش حساب های قرض‌الحسنه و انتقال آن به کسب و کار های کوچک می تواند رشد اقتصادی را موجب شود.

این تحقیق در سه بخش به بررسی موضوع خواهد پرداخت بخش اول مربوط به مبانی نظری و پیشینه پژوهش در در مورد حساب های قرض‌الحسنه و رشد اقتصادی خواهد بود در بخش دوم به بررسی روش شناسی تحقیق پرداخته شده و به معرفی متغیر های مورد استفاده در تحقیق پرداخته می شود. در بخش سوم به برآورد مدل تحقیق و پاسخ به سوالات تحقیق پرداخته شده و در انتها به ارائه نتیجه گیری و پیشنهادات پرداخته می شود. از این رو سوال اصلی تحقیق به این صورت بیان می شود که افزایش حساب های قرض‌الحسنه چه رابطه ایی با رشد اقتصادی در ایران دارد؟

مبانی نظری

قرض‌الحسنه

قرض به عنوان یکی از عقود معاملاتی مطرح است و دارای احکام مخصوص به خود می باشد. متون دینی با امضای این قرارداد عقلایی برای صحت آن شرایطی را هم چون بدون ربا بودن ذکر کرده اند. اما آن چه در این جا به عنوان یک رفتار مورد بررسی قرار گرفته است «قرض‌الحسنه» می باشد، که نوع خاصی از قرض است.

تحقق قرض‌الحسنه شرایط خاصی دارد که آن را از دیگر موارد قرض جدا می سازد. «تأکید روایات بر توجه داشتن قرض دهنده به ثواب اخروی و نیت خدایی داشتن» هم چنین «ناپسند بودن قرض گرفتن در نیازهای غیر ضروری» از جمله این شرایط است. بنابراین اگر چه «قرض‌الحسنه» دارای ارکان «قرض» است، اما از جهت شرایط تحقق، لازم است جایگاه آن در بین دیگر رفتارهایی که متون اسلامی برای یک مسلمان ترسیم نموده است، معین شود. توجه به تفاوت قرض و قرض‌الحسنه ما را در تحلیل آثار این رفتار کمک می کند(دیزجی و همکاران، ۱۳۹۷).

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

براساس قانون عملیات بانکی بدون ربا بانکها می‌توانند نسبت به قبول سپرده مبادرت نموده و پرداخت اصل آن را تضمین نمایند و همچنین مکلف به بازپرداخت اصل آن را تضمین نمایند و همچنین مکلف به باز پرداخت موجودی مطابق مقررات موضوعه می‌باشند. انواع سپرده ها عبارتند از:

- سپرده قرض‌الحسنه جاری
- سپرده قرض‌الحسنه پس‌انداز
- سپرده سرمایه گذاری کوتاه مدت
- سپرده سرمایه گذاری بلندمدت (بزرگمهر، ۱۳۹۶).

رشد اقتصادی

برخی از اقتصاددانان اولیه نظیر آدام اسمیت و دیوید ریکاردو مباحثی در مورد رشد را مطرح نموده‌اند، اما دقیقاً پس از سال ۱۸۷۰ است که رشد به‌عنوان یک نظریه اقتصادی مطرح می‌شود. به‌طوری‌که از مقاله‌های موجود در نوشته‌های اقتصادی سال‌های ۱۹۳۰ و ۱۹۳۲ آشکار است، برای اولین بار اقتصاددانی به نام فون نیومن در سمیناری در وین، یک مدل ریاضی برای نظریه رشد ارائه نمود که این مدل به لحاظ ریاضی از یک معادله خطی بسیار ساده تشکیل یافته بود. اما مدل هارود اولین مدل رشدی بود که رفتار اقتصاد را در بلندمدت بررسی می‌کرد. بعد از اثر هارود، دومار هم کار مشابهی را به‌طور مستقل انجام داده و به نتایج مشابهی نیز رسیده است(تئوری اقتصاد کلان،یوهانسون،۵۵).

مدل رشد کلاسیک

مدل های رشد عموماً بر سه فرض اساسی بنا شده است :

۱. عرضه نیروی کار به صورت برون زا تعیین می شود.
۲. تابع تولید، نهاده های نیروی کار و سرمایه را به سطح تولید مربوط می کند.
۳. رابطه بین پس انداز و سرمایه گذاری.

مطابق فرض یک ، نیروی کار دارای نرخ رشد برون زا می باشد که این نرخ رشد خارج از سیستم تعیین می شود و با در دست داشتن این نرخ ، میزان نیروی کار موجود در هر لحظه از زمان را می توان به دست آورد. از طرفی ، علاوه بر رشد حجم نیروی کار، بهره وری آن نیز در طول زمان در

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

حال رشد است که اگر آن را با λ نشان دهیم. نیروی کار موثر در هر لحظه از زمان $(n+\lambda)$ خواهد بود.فرض تابع تولید دومین رابطه اساسی در مدل های رشد می باشد که نهاده های سرمایه و نیروی کار را به تولید تبدیل می کند $Y_t = F(K_t, L_t)$

سرمایه گذاری و تشکیل سرمایه، آخرین و مهم ترین رابطه در ساختمان مدل های رشد می باشد که رابطه بین پس انداز و سرمایه گذاری را نشان می دهد. هر اقتصادی باید نسبت معینی از درامدش را پس انداز کند. حتی اگر این پس انداز تنها به منظور جانشین ساختن کالاهای سرمایه ای و ساختمان ، ماشین آلات و نیز مواد خام و مستهلک شده ، باشد. به عبارتی طبق فرض سوم ، سرمایه گذاری جدید که نمایانگر افزایش ویژه ای در موجودی سرمایه است لازم و ضروری است.

$$I_t = \Delta K_t = \frac{dk}{dt} \quad (۱$$

که در حالت تعادل می‌بایست این سرمایه‌گذاری برابر با کل پس‌انداز (S) باشد. یعنی:

$$S_t = I_t = \frac{dk}{dt} \quad (۲$$

(همان،۶۵).

نظریه رشد اقتصادی هارود-دومار

مدل هارود-دومار اولین مدلی است که رفتار اقتصادی را در بلندمدت مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌دهد. فروضی که در مدل استفاده می‌شود به ترتیب زیر است:

۱. اقتصاد در بلندمدت در رقابت کامل است.
۲. نرخ رشد نیروی کار ثابت فرض می‌شود.
۳. عوامل تولید مکمل هم هستند.
۴. نسبت معینی از درآمد پس‌انداز می‌شود.

در این مدل بحث از حالت *Steady State* یعنی رشد مداوم و پایدار شده است. در حالت تعادل داریم:

(۳

$$S_t = I_t \Rightarrow sY_t = a^*(Y_t - Y_{t-1}) \Rightarrow \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} = \frac{S}{a^*} = g_w$$

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

که در آن g_w نرخ رشد مطلوب است و a^* نسبت سرمایه به تولید که به‌وسیله عامل تکنیکی و s به وسیله عامل روانی مشخص می‌شوند. هارود-دومار، در مدل خود نرخ رشد مطلوب واقعی را در نظر می‌گیرند. نرخ رشد مطلوب، نرخ رشدی است که در آن تمام تولیدکنندگان در وضعیتی هستند که تمایلی برای افزایش تولید ندارند.

در شرایط تعادلی برای این مدل باهدف اینکه سرمایه در اشتغال کامل به کار گرفته شود، تولید بایستی در نرخ تضمینی $Y' = \frac{s}{v}$ رشد یابد. از طرفی برای اینکه نیروی کار در اشتغال کامل به کار گرفته شود (درحالی‌که بهره‌وری در حال رشد می‌باشد) تولید می‌بایست با نرخ طبیعی $\dot{Y} = n + \lambda$ رشد نماید. حال برای اینکه هم نیروی کار و هم سرمایه در حالت اشتغال کامل باشد، (در شرایطی که اقتصاد در حال رشد است) می‌بایست عبارت $n + \lambda = \frac{s}{a}$ را داشته باشیم.

این رابطه به شرط هارود-دومار معروف است. ازآنجایی‌که $n + \lambda$، s و a همگی طبق فرض ثابت هستند، لذا امکان وجود رشد تعادلی همراه با اشتغال کامل سرمایه و نیروی کار، تقریباً صفر است. این ضعف عمده به مدل کلاسیک هارود- دومار برمی‌گردد، به فروضی که الگوی مزبور بر آن استوار است و انتقادهای زیادی بر آن وارد می‌شود که بر اساس آن عدم قابلیت جانشینی بین سرمایه و نیروی کار وجود دارد و نرخ پس‌انداز ثابت است.

این مدل تمام نوسانات تولید را به انباشت فیزیکی سرمایه ربط داده و فرض می‌شود که سرمایه متناسب با نیروی کار رشد می‌کند، بنابراین تولید با نسبت‌های ثابتی از نیروی کار و سرمایه صورت می‌گیرد. اما سرمایه فیزیکی تمام نوسانات تولید را توضیح نمی‌دهد و درنتیجه، تلاش برای دستیابی به علل تولید کالا، سبب شکل‌گیری و تکامل الگوهای رشد نئوکلاسیک و الگوهای رشد درون‌زا شد(همان،۶۷)

الگوی رشد نئوکلاسیک

الگوی رشد نئوکلاسیک دارای تابع تولیدی است که مشخصه آن مجموعه‌ای متغیر از نسبت‌های سرمایه-کار و نسبت‌های سرمایه-محصول است. تابع تولید به کار گرفته‌شده در الگوهای رشد نئوکلاسیک، تابع تولید خطی همگن با بازگشت ثابت نسبت به مقیاس است که شکل خاص کاپ-داگلاس را دارد.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha} L_t^{1-\alpha} \quad (۴$$

و همچنین فرض می‌شود که در این الگوها به‌طور عمومی سرمایه‌گذاری (نرخ تغییر موجودی سرمایه طی زمان) همواره برای برابر ساختن پس‌انداز اشتغال کامل کافی است و پس‌انداز همواره نسبتی ثابت از تولید ملی است:

$$I_t = \frac{dk_t}{dt} = sY_t \quad (۵$$

همان‌طور که می‌دانیم با توجه به مدل‌های رشد نئوکلاسیکی، نرخ رشد سرانه یک کشور، رابطه معکوسی با سطح اولیه درآمد سرانه دارد. درواقع اگر کشورها را ازنظر پارامترهای ساختاری مانند ترجیحات و تکنولوژی، مشابه یکدیگر در نظر بگیریم کشورهای فقیر نسبت به کشورهای ثروتمند بیشتر تمایل به رشد سریع‌تر دارند. بنابراین در بلندمدت، تولید ملی به شکل غایی با فرض اینکه تنها تابعی از نرخ‌های رشد عرضه کار و تکنولوژی است رشد می‌کند. در حقیقت، تحت شرایط نئوکلاسیک، رشد تعادلی در نرخ طبیعی رشد اتفاق می‌افتد(همان،۷۳)

تئوری رشد درون‌زا

تئوری رشد درون‌زا مفهومی ساده برای رشد اقتصادی است که از درون سیستم یا به عبارت بهتر از درون یک کشور، تحقق پیدا می‌کند. به‌طورکلی دو دلیل عمده برای توسعه مدل‌های رشد درون‌زا وجود دارد. اول اینکه اقتصاد و تولید کشورهای صنعتی نسبت به قرن گذشته بسیار بالاتر است و چنین رشدهای بالایی نیاز به تئوری‌ها و دلایلی دارند که بتوانند این رشدهای تکنولوژیکی و اقتصادی را به بهترین نحو توضیح دهند. علت دوم این است که تئوری رشد درون‌زا شق دیگری از توسعه را ارائه می‌دهد که مستقل از وابستگی به تجارت است. تئوری‌های سنتی رشد بر روی تجارت تأکید داشتند و آن را موتور رشد می‌دانستند درحالی‌که تئوری رشد درون‌زا بر روی آموزش، مهارت نیروی کار و توسعه تکنولوژی‌های جدید تأکید دارد.

موج اخیر توجه پژوهشگران به ارتباط بین سطح توسعه مالی و رشد اقتصادی اصولاً ناشی از توسعه مدل‌های رشد درون‌زا می‌باشد که طی آن‌ها امکان تأثیر ترتیبات نهادی روی نرخ‌های رشد تدارک دیده شده است. ازاین‌رو، این مدل‌ها می‌توانند بینش‌های مهمی از اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی را ارائه دهند.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

ساده‌ترین نوع مدل رشد درون‌زا یعنی مدل AK را در نظر بگیرید. اگر فرض شود که نسبت خاصی (ϕ) از پس‌اندازها برای سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود، نرخ رشد حالت یکنواخت با تابع تولیدی از نوع AK را می‌توان به رابطه زیر بیان کرد:

$$g = A\phi s - \delta \quad (۶)$$

که در آن g نرخ رشد یکنواخت، A بهره‌وری سرمایه، s نرخ پس‌انداز و δ نرخ استهلاک است.

بنابراین، توسعه مالی می‌تواند نرخ رشد اقتصادی را از طریق بهره‌وری سرمایه (A)، کارایی نظام مالی (ϕ) و یا نرخ پس‌انداز (s) تحت تأثیر قرار دهد(حبیبی،۱۳۸۹)

الگوی سولو

بسیاری از اقتصاددانان از الگوی سولو برای مطالعه رشد استفاده کرده‌اند[۱]. الگوی سولو، نقطه آغاز تمامی تحلیل‌های رشد است، حتی الگوهایی را که اساساً با آن تفاوت دارند می‌توانیم با مقایسه با این الگو، بهتر درک کنیم. درک این الگو برای درک نظریه‌های رشد، ضروری است.

نتیجه‌گیری اصلی الگوی سولو این است که انباشت سرمایه فیزیکی نمی‌تواند، رشد فوق‌العاده در تولید سرانه یا تفاوت‌های جغرافیایی تولید سرانه را توضیح دهد. فرض کنید که انباشت سرمایه، تولید را از طریق کانال مرسوم یعنی این‌که سرمایه، سهم مستقیم در تولید دارد و به آن برابر ارزش نهایی‌اش پرداخت می‌شود، تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این صورت، بر اساس الگوی سولو، تفاوت‌ها در تولید سرانه بسیار بزرگ‌تر از آن هستند که با نهاده سرمایه قابل توضیح باشند.

در این الگو، دیگر منابع بالقوه ایجاد تفاوت در درآمد واقعی یا برون‌زا در نظر گرفته شدند یا الگو آن‌ها را توضیح نمی‌دهد. مانند پیشرفت فنی. در الگوی سولو، بهینه‌سازی وجود ندارد و به‌سادگی در الگو، نرخ پس‌انداز برون‌زا و ثابت در نظر گرفته می‌شود.

[۱] الگوی سولو (که گاه الگوی سولو-سوان خوانده می‌شود) توسط سولو (Robert Solow, 1956) و سوان (T.W. Swan, 1956) ارائه شد.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

پیشینه پژوهش

مطالعات خارجی

انوبیف، ملامبو و آسونگو (۲۰۱۸) در مطالعه خود با عنوان ارتباط میان توسعه مالی، ناپایداری مالی، آزادی مالی و رشد اقتصادی در آفریقا، به بررسی اثر رشد اقتصادی، توسعه مالی و آزادی مالی بر ناپایداری مالی پرداختند. آن‌ها به منظور بررسی تجربی از مدل اقتصادسنجی پنل و اطلاعات ۴۱ کشور آفریقایی در دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۵ استفاده کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که توسعه مالی و آزادی مالی اثر مثبت و معنی‌داری بر ناپایداری مالی داشته‌اند. همچنین رشد اقتصادی اثر منفی و معنی‌دار بر ناپایداری مالی داشته که این اثر در زمان پس از آزادسازی مالی بیشتر از دوره پیش از آزادسازی مالی بوده است.

چن[1] (۲۰۱۴)، در پژوهشی به ارزیابی ریشه واحد بودن نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی در پایداری مالی کشورهای جی- ۷ و برخی دیگر از کشورهای اروپایی پرداخت. برای این منظور از روش انتقال مارکوف استفاده کرد. بر اساس نتایج این پژوهش، با در نظر گرفتن یک روند غیر خطی در بلندمدت، نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی در کشورهای کانادا، آلمان، آمریکا و ایتالیا پایدار بوده است.

اسکاریو و همکاران (۲۰۱۲)، در پژوهشی به ارزیابی پایداری مالی در کشور اسپانیا پرداختند. برای این منظور از همجمعی تک مرحله‌ای و دو مرحله‌ای استفاده نمودند. بر اساس نتایج این پژوهش، با در نظر گرفتن حق الضرب پول شرایط مالی در اسپانیا پایدار بوده است.

کیا (۲۰۰۸)، در پژوهشی به ارزیابی پایداری مالی دو کشور ایران و ترکیه بر مبنای الگوی هموارسازی مالیاتی بارو در دوره زمانی ۱۹۷۸ تا ۲۰۰۳ پرداختند. برای این منظور از روش همجمعی چندگانه استفاده نمودند. با افزایش نسبت بدهی‌های معوق به درآمد، نسبت پایه پولی به درآمد در هر دو کشور نیز افزایش یافته است. این موضوع نشان می‌دهد دولت در طی این سال‌ها، بیشتر بدهی‌های خود را پولی‌سازی نموده است. در ایران سیاست‌های مالی ناسازگار با پایداری مالی اتخاذ شده است و ترکیه نیز از پایداری مالی برخوردار نبوده است.

بوهن (۲۰۰۵)، در پژوهشی به ارزیابی پایداری مالی آمریکا طی دوره زمانی ۱۹۷۲ تا ۲۰۰۳ پرداخت. برای این منظور از روش همجمعی استفاده نمود. بر اساس نتایج این پژوهش، طی ۲۰۰ سال گذشته آمریکا توانسته به واسطه رشد اقتصادی از افزایش نسبت بدهی به درآمد جلوگیری کرده و لذا شرط پایداری مالی را تأمین نماید.

[1] Chen

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

مطالعات داخلی

صیادی و همکاران (۱۳۹۷)، در پژوهشی به بررسی رابطه غیر خطی سطح وابستگی به درآمدهای نفتی و ناپایداری مالی در کشورهای منتخب صادرکننده نفت پرداختند. برای این منظور از رویکرد داده‌های ترکیبی آستانه‌ای استفاده کردند. ناپایداری مالی در این پژوهش با استفاده از نسبت کسری بودجه بدون نفت به تولید ناخالص داخلی بدون نفت محاسبه شد. نمونه این پژوهش شامل ده کشور صادرکننده نفت طی دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵ بوده است. پس از انجام آزمون‌های تشخیص و تأیید الگوی اثرات تصادفی با وابستگی مقطعی و سریالی، ضمن تأیید شدن معناداری آماری اثر آستانه‌ای (نسبت صادرات نفتی به کل صادرات کشور) در الگو، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۰ درصد، تأثیر درآمد دولت از حق‌الضرب پول بر شاخص ناپایداری مالی از نظر آماری مثبت و معنادار است. علاوه بر این، در گروه کشورهای مورد بررسی، زمانی که وابستگی درآمدهای دولت به درآمدهای نفتی از سطح آستانه محاسبه شده (۲۹ درصد) بالاتر باشد، تأثیر وابستگی به درآمدهای نفتی بر شاخص ناپایداری مالی بیش از ۳ برابر حالتی است که وابستگی به درآمدهای نفتی کمتر از سطح آستانه باشد.

کریمی پتانلار و همکاران (۱۳۹۶)، در پژوهشی با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس و داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۱ اقتصاد ایران، به بررسی پایداری بدهی دولت در قالب "تابع واکنش مالی" پرداختند. بر اساس تابع واکنش مالی برآورد شده، واکنش دولت به هر سه نوع بدهی (بدهی دولت به بانک مرکزی، بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی و بدهی خارجی دولت) به صورت ضعیف و قابل اغماض پایدار بوده است. به عبارت دیگر، دولت نسبت به افزایش در سطح بدهی‌ها از طریق کاهش کسری (یا افزایش مازاد) بودجه واکنش محسوسی نشان نداده، که این مسئله با توجه به تأثیرپذیری رشد اقتصادی از سطح بدهی دولت از طریق کانال‌های متعدد، می‌تواند زنگ هشداری برای تصمیم‌گیران و سیاست‌گذاران کشور باشد. همچنین، نتایج نشان دادکه سیاست‌های مالی دولت در واکنش به نوسانات رشد تولید ناخالص داخلی رویکرد موافق چرخه‌ای داشته است.

کمیجانی و گودرزی فراهانی (۱۳۹۵)، در پژوهش به بررسی پایداری مالی در کسری بودجه دولت پرداختند. به منظور بررسی این رابطه به دلیل پویایی‌های مدل از رویکرد مدل‌های هم‌انباشتگی پویا و روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) استفاده شده است که برای این منظور از داده‌های سالیانه دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۹۲ در راستای آزمون فرضیه تحقیق مبنی بر اینکه پایداری مالی قوی بین درآمدها و هزینه‌های دولت وجود دارد، استفاده شد. نتایج آزمون ریشه واحد حاکی از انباشته از مرتبه اول بودن متغیرهای هزینه دولت و درآمدها بود، به طوری که بیانگر وجود

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌باشد. برای این منظور سه حالت از درآمدهای دولت شامل درآمد مالیاتی، مالیات و درآمد نفتی، و درآمدهای مالیات، نفت و حق‌الضرب بر روی هزینه‌ها برازش شد که به ترتیب منتج به پایداری مالی ضعیف، پایداری مالی قوی و ناسازگاری در پایداری مالی دولت گردیده‌اند.

افشاری و همکاران (۱۳۹۱)، در پژوهشی به آزمون تجربی سیاست مالی در ایران پرداختند و یک چهارچوب نظری برای تحلیل پایداری سیاست مالی بر اساس محدودیت بین دوره‌ای بودجه فراهم کردند. متدولوژی هم جمعی و هم جمعی چندگانه مانند انگل-گرنجر و جوهانسن-جوسیلیوس، همچنین مدل هموارسازی مالیاتی بارو برای ارزیابی سیاست مالی در ایران به کار گرفته شده است. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که فرآیند مالی در ایران پایدار نیست و دولتمردان ایران از انرژی و منبع خدادادی نفت در جهت حذف کسری بودجه و بدهی های دولت استفاده مطلوب نکرده اند. همچنین نتایج این تحقیق نشان می دهد که درآمدها و مخارج دولت مستقل از هم هستند و ادامه سیاست های مالی کنونی دولت نمی تواند پایداری بلندمدت مالی را برای کشور به ارمغان آورد.

روش شناسی پژوهش

فرضیه های تحقیق و معرفی مدل

فرضیه اصلی

بین رشد اقتصادی و افزایش حساب های قرض الحسنه در ایران رابطه وجود دارد.

فرضیات فرعی

بین تورم و رشد اقتصادی در ایران رابطه وجود دارد.

بین نرخ اشتغال و رشد اقتصادی در ایران رابطه وجود دارد.

بین رشد جمعیت و رشد اقتصادی در ایران رابطه وجود دارد.

به منظور بررسی فرضیه های فوق از مدل زیر استفاده شده و با استفاده از روش اقتصادی سنجی ARDL به برآورد این مدل پرداخته می شود.

$$GDPG_t = GA_t + INF_t + EMP_t + POP_t + \varepsilon_t$$

در مدل فوق GDPG رشد تولید ناخالص داخلی می باشد که به صورت رشد مجموع تولیدات داخلی در کشور در یک دوره تعریف می شود.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

GA افزایش حساب های قرض الحسنه می باشد که به صورت حاصل تفریق مانده حساب قرض الحسنه در یک سال نسبت به سال گذشته می باشد.
INF بیانگر تورم می باشد که نشان دهنده رشد عمومی قیمت کالاها و خدمات در یک دوره نسبت به دوره گذشته می باشد که به صورت درصد بیان می شود.
EMP نرخ اشتغال می باشد که به صورت اشتغال کل در یک دوره نسبت به دوره گذشته تعریف می شود.
POP جمعیت می باشد که به صورت تعداد افراد یا جمعیت ایران در یک دوره تعریف می شود.
له منظور برآورد مدل بالا از روش اقتصادی سنجی ARDL(رگرسیون خود توضیحی با وقفه های گسترده استفاده می شود. این روش به دلیل این که متغیر های اقتصادی در ایران از مقادیر گذشته خود تاثیر پذیر می باشند استفاده می شود.

الگوی پویای خودبازگشتی با وقفه توزیع شده ($ARDL$)[1]

وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، نه تنها به این معناست که یک رابطه بلندمدت تعادلی بین این متغیرها وجود دارد، بلکه می‌توان با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد کاملاً قابل اتکایی از ضرایب الگو را به دست آورد. به عنوان مثال، وقتی همجمعی بین دو متغیر x_t و y_t بر اساس آزمون‌های موجود به اثبات رسید، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که یک رابطه بلندمدت نظیر رابطه $y_t = \beta x_t + u_t$ بین این دو متغیر برقرار است؛ که می‌توان پارامتر β به روش حداقل مربعات معمولی، برآورد کرد. متاسفانه وقتی حجم نمونه کوچک باشد، استفاده از روش فوق در برآورد رابطه بلندمدت به دلیل در نظر گرفتن واکنش پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، برآورد بدون تورشی را ارائه نخواهد کرد. بنرجی و ایندرس[2] (۱۹۹۳) نشان دادند که در نمونه‌های کوچک، تورش برآورد ممکن است بسیار قابل توجه باشد. بنابراین منطقی به نظر می‌رسد که برآورد الگوی کاملی را مورد توجه قرار دهیم که پویایی کوتاه‌مدت را نیز در خود داشته باشد. این نوع از برآورد، موجب می‌شود تا ضرایب الگو با دقت بیشتری به دست آیند. ساده‌ترین شکل یک الگوی پویا که می‌توان برای رابطه پایای بلندمدت فوق تنظیم کرد تا به کمک آن به برآوردهای تقریباً بدون تورش از ضرایب بلندمدت الگو دست یافت، الگوی پویای زیر است:

[1] Auto Regresive Distributed Lag.
[2] Banerjee & Inders

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

$$Y_t = \gamma_0 X_t + \gamma_1 X_{t-1} + \alpha Y_{t-1} + u_t \quad (۲)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآوردکننده‌های ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، باید تا حد ممکن الگوی پویایی را در نظر بگیریم که تعداد وقفه‌های زیادتری را برای متغیرهای الگو لحاظ کند. بنابراین بهتر است به جای برآورد رابطه (۲)، رابطه زیر برآورد شود:

$$A(L)Y_t = \beta(l)X_t + u_t \quad (۳)$$

که در این رابطه، $A(L)$ عملگر وقفه به صورت $1-\alpha_1 L-\alpha_2 L^2-\cdots-\alpha_p L^p$ و $\beta(L)$، عملگر وقفه به صورت $\gamma_0+\gamma_1 L+\cdots+\gamma_q L^q$ و $L^r X_t = X_{t-r}$ است. برای یافتن برآورد پارامتر بلندمدت β کافی است که از رابطه برآورد شده، مقدار $\hat{\beta}$ را به صورت زیر محاسبه کنیم:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=0}^{q} \hat{\gamma}_t}{1-\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i} \quad (۴)$$

انحراف معیار β را نیز می‌توان محاسبه کرد. در نتیجه مقدار آماره t مربوط به ضرایب محاسبه شده بلندمدت نیز، قابل محاسبه خواهد بود. ایندرس (۱۹۹۳) نشان می‌دهد که آماره‌های t از این نوع، دارای توزیع نرمال حدی معمول هستند و آزمون t بر اساس کمیت‌های بحرانی معمولی از توان خوبی برخوردارند. بنابراین به کمک $\hat{\beta}$ می‌توان آزمون‌های معتبری را در مورد وجود رابطه بلندمدت انجام داد. برآورد رابطه (۳) علاوه بر ارائه برآوردکننده بدون تورش از پارامتر بلندمدت β به همراه آماره t معتبری از آن، این امکان را فراهم می‌کند که آزمون ریشه واحد نیز انجام شود. زیرا لازمه آنکه الگوی پویای (۳) به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که، مجموع α_i ها ($i=1,2,\cdots,p$) کمتر از یک باشد. اکنون اگر $(\sum \hat{\alpha}_i - 1)$ را بر مجموع انحراف معیار این ضرایب تقسیم کنیم، یک آماره آزمون از نوع آماره t نتیجه خواهد داد که می‌توان کمیت آن را با کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط بنرجی و دیگران[1] (۱۹۹۸) برای انجام آزمون مورد نظر مقایسه کرد. اگر قدرمطلق t به دست آمده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی و دیگران بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و وجود رابطه

[1] Banerjee & Master

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

بلندمدت پذیرفته می‌شود. الگوی مورد نظر به الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی مشهور (ARDL) است. مزیت اصلی این روش این است که، می‌توان از متغیرهایی با درجات همگرایی متفاوت استفاده کرد (پسران و پسران[۱]، ۱۹۹۷). مزیت دیگر این روش این است که این مدل، می‌تواند تعداد وقفه‌های کافی را برای فرآیند تولید داده در یک چارچوب مدل‌بندی کل به جزء[۲] در بر گیرد. همچنین این روش، از مشکلات ناشی از نامانایی داده‌های سری زمانی اجتناب می‌کند (لارنسزان و چای[۳]، ۲۰۰۳). در سایر روش‌های همجمعی، از جمله یوهانسن[۴] (۱۹۹۱؛ ۱۹۹۵) و یوهانسن-جوسلیوس[۵] (۱۹۹۰)، بایستی تمامی متغیرها، همگرا از درجه یک باشند $I(1)$. در صورتی که متغیرها، درجه متفاوتی از همگرایی را داشته باشند، این روش‌ها، روش‌های مناسبی نیستند. اما الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی، برای بررسی همجمعی در این شرایط بهترین گزینه است (شیرستا و چودری[۶]، ۲۰۰۵).

تعداد وقفه‌های بهینه برای هر کدام از متغیرهای مدل را می‌توان به کمک یکی از ضوابط آکائیک (AIC)، شوارتز-بیزین (SBC)، حنان-کوئین (HQC) و یا ضریب تعیین تعدیل شده $\bar{R}^2$ مشخص کرد. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتز بیزین استفاده می‌شود، تا درجه آزادی زیادی از دست نرود. بسته نرم‌افزاری مایکروفیت[۷]، این امکان را فراهم آورده است تا بتوان یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیع شده $ARDL(p,q_1,...,q_k)$ را به صورت زیر برآورد کرد:

$$Q(L,P)=\sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,q_i)X_{it}+\delta W_t+u_t \qquad (۴)$$

که در آن:

$$Q(L,P)=1-Q_1L-Q_2L^2-\cdots-Q_pL^p \qquad (۵)$$

$$\beta(L,q_i)=1-\beta_{1i}L-\beta_{2i}L^2-\cdots-\beta_{qi}L^{qi} \qquad (۶)$$

[1] Pesaran & Pesaran.
[2] General-to-specific.
[3] Larurenceson & Chai.
[4] Johansen.
[5] Johansen-Juselius.
[6] Shrestha & Chowdhury.
[7] Microfit.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

W_t، برداری از متغیرهای قطعی (غیرتصادفی) نظیر عرض از مبدأ، متغیر روند، متغیر عملگر وقفه (L)، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت است. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از این رابطه به دست می‌آیند:

$$\theta_i = \frac{\hat{\beta}_i(1,q_i)}{1-\hat{Q}(1,p)} = \frac{\hat{\beta}_{i0}+\hat{\beta}_{i1}+...+\hat{\beta}_{iq}}{1-\hat{Q}_1-...\hat{Q}_p}, i=1,2,...,k \quad (۷)$$

حال برای بررسی این که رابطه بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست، دو راه وجود دارد:
در روش اول که همان روش ارائه شده توسط بنرجی و دیگران (۱۹۹۲) بود، فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$\begin{aligned} &H_o : \sum_{i=1}^{p} Q_i - 1 \geq 0 \\ &H_a : \sum_{i=1}^{p} Q_i - 1 < 0 \end{aligned} \quad (۸)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. . به عبارتی دیگر، در روش $ARDL$ برای آزمون همجمعی، آزمون فرضیه زیر صورت می گیرد.

$$\begin{aligned} &H_0 : \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 \geq 0 \\ &H_1 : \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 \langle 0 \end{aligned} \quad (۹)$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S\hat{\alpha}_i} \quad (۱۰)$$

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

در این آماره $\sum_{i=1}^{p}\hat{\alpha}_i$ مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته است که در سمت راست معادله ظاهر می شوند و $\sum_{i=1}^{p}S\hat{\alpha}$ مجموع انحراف معیارهای این ضرایب است. چنانچه قدر مطلق کمیت محاسبه شده از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[1] (۱۹۹۸) بزرگتر باشد، نتیجه می گیریم که یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو وجود دارد.

همچنین، برای بررسی رابطه بلند مدت می توان از روش آزمون کرانه های[2] پسران، شین و اسمیث[3] (۲۰۰۱) مبتنی بر رویکرد تخمین مدل تصحیح خطای غیر مقید[4] (UECM) شامل رابطه پویا و رابطه تعادلی بلند مدت استفاده کرد.

در این روش برای بررسی وجود رابطه تعادلی بلند مدت در مدلی مانند $Y_t = f(X_{1t}, X_{2t}, X_{3t},..., X_{nt})$، معادله ای به شکل زیر تخمین زده می شود:

$$\Delta Y_t = a + \sum_{i=1}^{k} b_{i0}\Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} b_{i1}\Delta X_{1t-i} + \sum_{i=0}^{k} b_{i2}\Delta X_{2t-i} + ... + \sum_{i=0}^{k} b_{in}\Delta X_{nt-i} + \varepsilon_t \quad (۱۱)$$

رابطه فوق را به صورت خلاصه می توان به صورت زیر نوشت.

$$\Delta Y_t = a + \sum_{i=1}^{k} b_{i0}\Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n}\sum_{i=0}^{k} b_{ij}\Delta X_{jt-i} + \varepsilon_t \quad (۱۲)$$

در این روش وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمون قرار می گیرد. نکته مهم آن است که توزیع F مذکور غیر استاندارد است. پسران و دیگران (۱۹۹۶) مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرسورها و این که مدل شامل عرض از مبدا و روند است یا نه محاسبه کرده اند. آن ها دو گروه از مقادیر بحرانی را ارایه کردند: گروه اول بر این اساس است که تمامی متغیرها مانا هستند و دیگری بر این اساس است که همگی نامانا هستند که با یک بار تفاضل گیری مانا می شوند و اگر آماره F محاسباتی در خارج از این مرز قرار گیرد، یک تصمیم قطعی بدون

[1] Benerjee, Dolado, and Mestre
[2] Bound Testing Approach
[3] Pesaran, Shin and Smith
[4] Unrestricted Error Correction Model

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

توجه به این که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند، گرفته می شود. در این صورت اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار بگیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می شود و اگر پایین تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور پذیرفته می شود. اگر F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط، غیر قطعی و وابسته به این است که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند. تحت این شرایط، باید بر روی متغیرها آزمون های ریشه واحد انجام گیرد.

از مدل تصحیح خطای غیر مقید **(UECM)**، ضرایب بلند مدت از طریق تقسیم ضرایب متغیرهای توضیحی وقفه سطح اول متغیرها بر ضریب وقفه سطح اول متغیر وابسته (با یک علامت منفی) به دست می آیند (باردسن[1]، سال ۱۹۸۹).

اما اواترا[2] (۲۰۰۴) بیان می‌کند، در صورتی که متغیرهای الگو $I(2)$ باشند، در این صورت آماره **F** مربوط به آزمون پسران و شین اعتبار ندارد زیرا این آزمون تحت این فرض انجام می‌شود که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ هستند. لذا آزمون ریشه واحد در مورد ARDL پسران و شین نیز باید انجام شود تا اطمینان حاصل شود که هیچ کدام از متغیرهای الگو $I(2)$ نیستند. برای برآورد الگوی خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده، نرم‌افزار مایکروفیت ابتدا رابطه را با روش حداقل مربعات معمولی برای همه ترکیب‌های ممکن مقادیر $P = 0,1,2,...,m$ ، $q = 0,1,2,...,m$ و $i = 0,1,2,...,k$ یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ معادله برآورد می‌کند. حداکثر تعداد وقفه‌های m توسط محقق و با توجه به مشاهدات تعیین می‌شود. سپس در مرحله دوم به محقق این امکان داده می‌شود تا از بین $(m+1)^{k+1}$ رگرسیون برآورد شده، یکی از چهار ضابطه آکائیک، شوارتز-بیزین، حنان-کوئین و R^2 را انتخاب کند. در مرحله سوم، ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت و انحراف معیار مجانبی مربوط به ضرایب بلندمدت را بر اساس الگوی $ARDL$ انتخابی ارائه می‌کند. در این الگو علاوه بر روابط بلندمدت، الگوی تصحیح خطای (ECM)[3] کوتاه‌مدت نیز ارائه می‌شود (پسران و پسران، ۱۹۹۷).

[1] Bardsen
[2] Quattra.
[3] Error Correction Model.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

الگوی تصحیح خطا

این الگو در واقع نقش تعادلی و بلندمدت متغیرها را در تعدیل نوسانات کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار می‌دهد. در واقع، رفتار پویای کوتاه‌مدت متغیرها، از طریق تشکیل الگوی تصحیح خطا مورد بررسی قرار گرفته است. در ادبیات تئوری همجمعی، رابطه $Y = \beta X + U$ رگرسیون همجمعی[۱] و پارامتر β به پارامتر همجمعی[۲] و بردار $[1-\beta]$ به بردار همجمعی[۳] مشهور است. پس از آنکه وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها با آزمون‌های مربوطه به اثبات رسید و ضرایب بلندمدت الگو برآورد گردید، مرحله دوم رگرس‌کردن تفاضل مرتبه اول متغیر وابسته بر تفاضل مرتبه اول متغیر-های توضیحی به همراه عبارت جمله خطا با یک دوره تاخیر می‌باشد که همان پسماندهای حاصل از رگرسیون مرحله اول با یک وقفه زمانی بوده که با عنوان جمله تصحیح خطا یا **ECT**[۴] معروف است. الگویی که مطابق مرحله دوم برآورد گردد، به الگوی تصحیح خطا مشهور است (پسران و پسران، ۱۹۹۷).

الگوی تصحیح خطا بیان می‌کند که، تغییرات متغیر وابسته تابعی از انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت (که توسط جزء تصحیح خطا بیان می‌شود) و تغییرات سایر متغیرهای توضیحی است. این الگو که رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت دو متغیر را به هم مربوط می‌سازد، به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \gamma_i \Delta X_{t-i} + \lambda \varepsilon_{t-1} + V_t \qquad -1 < \lambda < 0 \qquad (۱۳)$$

که در آن $X_t \sim I(1), Y_t \sim I(1)$، $X_t, Y_t \sim CI(1,1)$ و $\varepsilon_t = Y_1 - \beta_0 - \beta_1 X_1$ است و V_t، جمله اخلال و از نوع اختشاش سفید می‌باشد. λ در رابطه بالا، ضریب تعدیل کوتاه‌مدت است. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره کوتاه‌مدت، چند درصد از انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت اصلاح می‌شود. با توجه به این که خطای تعادلی یک رابطه قابل مشاهده نیست، بنابراین قبل از تخمین معادله بالا، باید رابطه همجمعی $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$ را تخمین زده و سپس خطای تعادلی $e_t = Y_t - b_0 - b_1 X$ را به دست آورد (صدیقی، ۲۰۰۰ ص۲۹۰).

---

[1] Cointegration Regression
[2] Cointegration Parameter
[3] Cointegration Vector
[4] Error Correction Term

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

برآورد مدل

آزمون مانایی

جدول ۱. آزمون پایایی متغیر های تحقیق

متغیر	آزمون دیکی فولر				مانایی
	مقادیربحرانی مکینون			آماره دیکی فولر	
	۰,۱	۰,۰۵	۰,۰۱		
GDPG	-3.215267	-3.562882	-4.284580	-3.4895725	مانا(I1)
POP	-3.202445	-3.540328	-4.234972	-4.3796473	مانا(I0)
EMP	-3.229230	-3.587526	-4.339329	-6.170528	مانا(I0)
GA	-3.523160	-3.996632	-4.362511	-5.1322561	مانا(I0)

منبع: یافته های تحقیق

با توجه به این که همه متغیر ها در یک مرتبه یکسان پایا نیستند لذا برای برآورد الگو بهتر است از روش ARDL استفاده شود زیرا این الگو نسبت به درجه هم انباشتگی متغیر ها حساس نبوده و بدون در نظر گرفتن این که متغیر ها I(0) یا I(1) هستند به کار برده می شود.

با انتخاب وقفه مناسب در مدل می توان ارتباط کوتاه مدت ، بلند مدت و نحوه تعدیل از کوتاه مدت به بلند مدت را به کمک الگوی تصحیح خطا بررسی نمود .

در تخمین مدل در الگوی خود توضیحی با وقفه های توزیعی ابتدا مدل پویای کوتاه مدت آن به صورت جدول (۲) ارائه می شود.

جدول ۲. نتایج حاصل از تخمین مدل پویای کوتاه مدت

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهt	احتمال
GDPG(-1)	0.345077	0.183128	1.88434	0.0767
GA	0.412289	0.1973875	2.088732	0.0520
POP	-0.068322	0.202744	-0.336990	0.0040
EMP	0.72819	0.188548	3.862092	0.0013
INF	0.11613	0.25266	6.31611	0.0000
C	76.163	2531.96	3.006428	0.0079
		F=0.0000	=۸۵R	$R^2 = 92$

منبع:یافته های تحقیق

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

حال به منظور وجود رابطه بلند مدت ، مدل برآوردی را با استفاده از آزمون باند که توسط پسران و همکاران(۱۹۹۶) ارائه گردیده است مورد بررسی قرار می دهیم . مقادیر بحرانی این آزمون دارای یک حد بالا و یک حد پایین است، حد بالا بر این فرض استوار است که تمامی متغیر ها انباشه از درجه یک هستند و حد پایین بر این فرض استوار است که تمامی متغیر ها انباشه از درجه صفر هستند محاسبه شده است.

اگر F محاسباتی در خارج از این مرز قرار گیرد یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن این که متغیر ها I(0) یا I(1) باشند گرفته می شود اگر F محاسبانی فراتر از محدوده باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلند مدت رد می شود و اگر F محاسباتی پایین تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور پذیرفته می شود.

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون باند

آماره **F** محاسباتی **F=۴,۰۹۳۷**		
کرانه بالا	کرانه پایین	سطح معنی داری
۳,۳۵	۲,۲۶	۱۰ درصد
۳,۷۹	۲,۶۲	۵ درصد
۴,۱۸	۲,۹۶	۲,۵ درصد
۴,۶۸	۳,۴۱	۱ درصد

منبع: یافته های تحقیق

با توجه به این که F محاسباتی بالاتر کرانه بالا قرار دارد لذا فرضیه صغر مبنی بر عدم وجود رابطه بلند مدت رد می شود و فرضیه مقابل آن پذیرفته می شود.

جدول ۴. نتایج تخمین بلند مدت و هم جمعی

همجمعی				
متغیر	**ضریب**	**انحراف معیار**	**آمارهt**	**احتمال**
D(GDPG(-1))	0.2475782	0.1507891	1.641883	0.1189
D(POP)	0.659867	0.153138	4.3089602	0.0005
D(GA)	0.728190	0.1885482	4.308960	0.0013
D(EMP)	-11935.63	3951.383	-3.020115	0.0077
D(INF)	-1251.326	1236.326	-63.21650	0.0000
CointEq(-1)	-0.902500	0.161636	-5.583522	0.0000
بلند مدت				

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
POP	0.46063	6.326438	2.918013	0.0096
GA	0.518651	0.00673144	2.77082525	0.0131
EMP	0.703830	63.3493	10.0742522	0.0007
INF	-0.25163	0.33161	25.13625	0.0000
C	84.524	2511.7029	3.358090	0.0037

منبع: یافته های تحقیق

با توجه به جدول (۴) متغیر تصحیح- خطا این ضریب در مدل مذکور منفی ۰,۹۰ براورد شده است که از نظر اماری کاملا معنی دار می باشد و نشان دهنده سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت است.

همچنین این ضریب سرعت زیاد عدم تعدیل کوتاه مدت به تعادل بلندمدت را نشان می دهد به طوری که در هر دوره معادل ۹۰درصد از خطای عدم تعدیل دوره قبل در دوره جاری تعدیل می گردد نتیجه مذکور بدین معنی می باشد که تقریبا زمانی کمتر از دو دوره لازم است تا خطای تعادل کوتاه مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت برسد یعنی با وارد شدن شوکی به هریک از متغیرهای توضیحی الگو، حدود ۱,۱سال طول میکشد تا متغیر وابسته به سطح تعادل خود برسد.

با توجه به جدول نتایج بلند مدت ضریب مربوط به متغیر حساب های قرض‌الحسنه ۰,۵۱ می باشد به این معنی که اگر حساب های قرض‌الحسنه به میزان یک درصد افزایش یابد تولید ناخالص داخلی نیز به میزان ۰,۵ درصد افزیش خواهد یافت. افزایش در حساب های قرض‌الحسنه نشان دهنده افزایش تامین مالی برای کسب و کار های کوچک بوده و باعث افزایش تولید ناخالص داخلی خواهد شد. این ضریب در سطح معنی داری ۹۵ درصد معنی می باشد زیرا مقدار t محاسباتی از مقدار بحرانی آن بیشتر می باشد.

همچنین ضرایب مربوط به جمعیت و اشتغال مثبت می باشد. بدیهی است که با افزایش نرخ اشتغال و افزایش جمعیت می توان انتظار داشت که تولید ناخالص داخلی افزایش می یابد. افزایش اشتغال به همراه افزایش جمعیت موجب افزایش تولید در بخش های مختلف به ویژه در کسب و کار های کوچک می شود و اگر تامین مالی این کسب و کار ها به سهولت انجام گیرد می توان نتیجه گرفت که تولید نیز افزایش یابد.

نتیجه گیری

به دلیل اینکه در اقتصاد اسلامی وجود جهان پس از مرگ نیز ذکر میشود، افراد جامعه جهت کسب پاداش اخروی نیز سعی و تلاش خواهند نمود، که دادن قرض یکی از راههای کسب پاداش اخروی میباشد. بنابراین انگیزه معنوی و اخروی وامدهنده و نیازمند بودن وام گیرنده به عنوان دو

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

رکن اساسی، نقش مهمی در تبیین و پیش بینی اثرات اجتماعی - اقتصادی قرض‌الحسنه دارد. - باتوجه به آیات و روایات و بررسی آثار اقتصادی قرض‌الحسنه در جامعه مشخص شد قرض‌الحسنه در توزیع درآمد، مصرف و پس انداز تأثیرگذار بوده و باعث بهبود اقتصاد جامعه میشود. - قرض‌الحسنه و راهبرد تأمین نیازهای اساسی تقریباً دارای اهداف و راهکارهای یکسانی بوده و میتوان از قرض‌الحسنه در این راهبرد که جهت بهبود رفاه اقتصادی افراد جامعه تلاش می کند استفاده نمود. از آنجاکه خداوند پاداشی بیش از حتی پاداش صدقه برای قرض قرار داده است میتوان گفت که قطعاً قرض امری مهم بوده و رواج آن در میان افراد باعث سلامت اقتصادی جامعه میگردد. - هرچند که قرض به عنوان یک سرمایه گذاری موردتوجه نمی باشد ولی به عنوان کمک رسانی به افراد نیازمند یک فرصت ویژه شمرده میشود. میتوان بیان نمود که قرض‌الحسنه به قرض یا بدهی محدود نمیشود، بلکه همه موارد خیریه موردتوجه است، پس می بایست نهادهایی در جامعه ایجاد شوند تا مردم را که ارکان اصلی جامعه را تشکیل میدهند به پرداخت قرض تشویق کنند. - پیشنهاد میشود صندوقهای قرض‌الحسنه با پشتوانه دولتی و متشکل از مردم که ارکان اصلی جامعه را تشکیل میدهند در جامعه رواج یابند تا افراد بتوانند با پرداخت پول خود به این صندوقها هم باعث رواج این امر شده و باعث توسعه اقتصادی جامعه گردند. در این راستا تشکیل صندوق تعاون قرض‌الحسنه بین افراد با سطح درآمد یکسان میتواند با تثبیت درآمد، از تشدید فاصله طبقاتی جلوگیری به عمل آورد.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

منابع

۱ .ابراهیمی، محمدحسین)۱۳۷۱ ،)قرض‌الحسنه، ناشر: مؤلف، دفتر تبلیغات اسلامی، نوبت اول.

۲ .ابنمنظور)۱۴۰۵ ،)لسانالعرب، بیروت، دار إحیاء اتراث العربی، الطبع االولی.

۳ .امامی، سیدحسین)۱۳۳۴ ،)حقوق مدنی، ابوریحان، چاپ پنجم، تهران.

۴ .آزاددانا، حسین)۱۳۷۱ ،)تحلیلی پیرامون مبانی و مفاهیم الگوهای رشد و توسعه اقتصادی در نظام اقتصاد اسلامی، پایاننامه کارشناسی ارشد دانشگاه امام صادق)ع(، دانشکده اقتصاد و معارف اسلامی.

۵ .بیدار، محمد و پرویز داودی)۱۳۹۰ ،)بررسی الگوی تفکیک عقود در بانکداری اسلامی، معرفت اقتصاد اسلامی، سال سوم، شماره اول، پیاپی پنجم.

۶ .بیگمحمدی، جواد)۱۳۹۱ ،)قرض و قرض‌الحسنه)جایگاه آن در قرآن، حدیث و فرهنگ جاری جامعه(، تهران، دانشگاه امام صادق)ع(، چاپ اول.

۷ .تودارو، مایکل)۱۳۷۰ ،)توسعه اقتصادی در جهان سوم؛ ترجمه: دکتر غالمعلی فرجادی؛ انتشارات سازمان برنامه و بودجه، سازمان چاپ خوشه، چاپ پنجم.

۸ .جمشیدی، ناصر، جندقی، غالمرضا و رضا تهرانی)۱۳۹۳ ،)مدلسازی علل معوق شدن تسهیلات قرض‌الحسنه در بانک قرض‌الحسنه مهر ایران، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی)رشد و توسعه پایدار(، سال چهاردهم، شماره سوم.

۹ .جمعی از نویسندگان)۱۳۸۴)؛ درسهایی در اقتصاد اسلامی؛ ترجمه: جمعی از دانش آموختگان دانشگاه مفید.

۱۰.جوادی آملی، عبداهلل)۱۳۸۵ ،)تسنیم، قم نشر اسراء، چ اول، ج ۱۱ ،ص ۵۸۳.

۱۱.حبیبیان نقیبی، مجید)۱۳۸۲ ،)قرض‌الحسنه و راهبردهای توسعه اقتصادی، تهران، معاونت امور اقتصادی و دارایی.

۱۲ .حبیبیان نقیبی، مجید)۱۳۸۲ ،)قرض‌الحسنه و راهبردهای توسعه اقتصادی؛ وزارت اقتصاد و دارایی.

۱۳(---------- .۱۳۸۱ ،)قرض‌الحسنه و راهبردهای توسعه اقتصادی، نامه مفید۱۵۰.

۱۴(---------- .۱۳۸۴ ،)قرض‌الحسنه، نگرشی تفسیری-روایی، فصلنامه علمی–پژوهشی اقتصاد اسلامی ، شماره ۱۶.

۱۵.حر عاملی، محمدبنالحسن)۱۴۱۲ ،)وسائل الشیعه، داراحیاء التراث العربی، بیروت ـ لبنان.

۱۶ .حاجیمنجزی، مریم)۱۳۹۴ ،)تحلیل اقتصادی روشهای توسعه بانکداری قرض‌الحسنه در ایران)مطالعه موردی: بانک قرض‌الحسنه مهر ایران(، پایاننامه کارشناسی ارشد دانشگاه مفید.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]

۱۷.راغب اصفهانی،)۱۴۱۲ ،)مفردات قرآن، بیروت، دارالقلم، ج اول، ماده قرض.
۱۸.رفیعی، رمضانعلی)۱۳۸۵ ،)قرض‌الحسنه در فقه اسلامی و نظام بانکی، مربیان، سال ششم، شماره ۲۱.
۱۹.روزبهان، محمود)۱۳۷۱ ،)مبانی توسعه اقتصادی، چاپ مشعل آزادی، چاپ اول.
۲۰.زاکس، ولفگانگ)۱۳۷۷ ،)نگاهی نو به مفاهیم توسعه، ترجمه دکتر فریده فرهی و وحید بزرگی، نشر: مرکز.
۲۱.سیاح، احمد)۱۳۹۸ م(، فرهنگ بزرگ جامعه نوین، ج دوم، چ۹ ،تهران:کتابفروشی اسالم.
۲۲.شادپور، کامل)۱۳۷۲ ،)مقدمهای بردیدگاه نیازهای اساسی، مجموعه مقاله های سمینار جامعه شناسی و توسعه، چاپ و نشر: سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاهها)سمت(.
۲۳.صدر، سیدمحمدباقر)بیتا(، نقش دین در اقتصاد اسلامی، ترجمه محمد محمدی، قم: انتشارات هادی.
۲۴.طبرسی، فضلبنحسن)۱۳۷۲ ،)مجمعالبیان، تهران، ناصرخسرو، ج ۲ ،ص ۶۰۸.
۲۵.طوسی، ابوجعفر محمد،)۱۴۰۰ ،)النهایۀ فی مجرد الفقه و الفتاوی، انتشارات قدس محمدی، قم.
۲۶.عباسی، زهرا و صدر، سیدکاظم)۱۳۸۴ ،)محاسبه هزینه تسهیالت قرض‌الحسنه و مقایسه آن با سایر عقود اسلامی، فصلنامه علمی–پژوهشی اقتصاد اسلامی، شماره ۱۹.
۲۷.عبداللهی، محمود)۱۳۷۱ ،)مبانی فقهی اقتصاد اسلامی، دفتر انتشارات اسلامی جامعه مدرسین حوزه علمیه قم.
۲۸.عربمازار، عباس و کیقبادی، سعید)۱۳۸۵ ،)جایگاه قرض‌الحسنه در نظام بانکی ایران، اقتصاد اسلامی، ۲۲ صص، ۱۳-۴۶.
۲۹.عمید، حسن)۱۳۸۰ ،)فرهنگ عمید، مؤسسه انتشارات امیرکبیر، چاپ ۲۱.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2024-01-28]