

بررسی رابطه افزایش حساب‌های قرض‌الحسنه بر رشد اقتصادی در ایران

نوع مقاله: پژوهشی

وحیدآقاپور^۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۴/۹

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۲/۱۵

چکیده

در این تحقیق به بررسی رابطه بین افزایش حساب‌های قرض‌الحسنه بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته شده است. بازه زمانی مربوط به این تحقیق در سال‌های ۱۳۹۹ تا ۱۳۵۷ می‌باشد که با استفاده از روش تخمین ARDL (روش رگرسیونی خود توضیحی با وقفه‌های گسترده) به برآورد ضرایب مربوط به متغیرهای تحقیق پرداخته شده است. در این تحقیق از داده‌های سری زمانی متغیرهای حساب قرض‌الحسنه و رشد اقتصادی و همچنین تورم و اشتغال استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه بین رشد اقتصادی و حساب‌های قرض‌الحسنه مثبت می‌باشد همچنین رابطه بین رشد اقتصادی و تورم منفی و اشتغال مثبت می‌باشد.

کلمات کلیدی: قرض‌الحسنه، رشد اقتصادی، تورم، اشتغال

طبقه‌بندی JEL: E27, E24, E31, O43, G21

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

مقدمه

بانک‌ها به عنوان بنگاه‌های اقتصادی در هر کشوری با در اختیار داشتن نقدینگی آن کشور نقش به سزاوی 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 گرایید. سهمی از سپرده‌های مردم که به صورت حساب‌های پس انداز قرض‌الحسنه نزد بانک به امامت گذاشته شده است، اساس وام‌ها و قرض‌الحسنه اعطایی بانک می‌باشد. لذا تعیین میزان اعطای قرض‌الحسنه توسط هر بانک به میزان سپرده‌های 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 برند است، مفرض می‌گویند. استعمال این واژه در وام بدون بهره، از این رو که انسان وقتی می‌تواند به چنین کار نیکی توفیق یابد که دلبستگی به مال و ثروت را از خود ببرد و قطع کند، کاربرد دارد و گرنه به چنین توفیقی نخواهد رسید. و معنی دیگر بریدن این است که قرض دهنده قسمتی از اموالش را جدا کرده و به قرض گیرنده می‌دهد. در بانکداری اسلامی قرض وامی است که سودی به آن تعلق نمی‌گیرد و برای حساب‌های جاری و پس انداز مورد استفاده قرار می‌گیرد، 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 می‌کند. بدیهی است که هر گاه مشتری درخواست استرداد وجه خود را می‌باید تعیین آن به وی مستردگردد (فاروق، ۲۰۰۸). قرض‌الحسنه علاوه بر اینکه یک مسئله اجتماعی است، یک مسئله اخلاقی نیز است. زیرا اوّلاً روح محبت و تعاون که یک صفت ممتاز اخلاقی است موجب رواج قرض‌الحسنه در جامعه می‌شود، و ثانیاً این کار نیک، روح برادری و عطفوت را زنده می‌سازد و موجب سلامت جامعه از ربا و پیامدهای شوم و ویرانگر آن می‌شود. نکته شایان توجه این است که اعطای قرض‌الحسنه یکی از مشخص ترین موارد توصیه شده در شریعت مقدس اسلام می‌باشد و تحقق این مهم مستلزم مراقبت کامل و در نظر گرفتن جواب امر در تخصیص منابعی است که به صورت قرض‌الحسنه پس انداز نزد بانک‌ها تودی می‌گردد. بنابراین، در عین حال که بانک‌ها در تجهیز و تخصیص قرض‌الحسنه نقش واسطه وجوده را بر عهده دارند، معدّلک شرعاً وظیفه دارند تا امکانات سیستم بانکی کشور از محل سپرده‌های قرض‌الحسنه را در اختیار کسانی قراردهند که از جمی‌جهات سزاوار تزوی نیازمند ترند. با توجه به مطالبی که در مورد قرض‌الحسنه ذکر گردید می‌توان چنین بیان کرد که برای تولید در یک جامعه از قرض‌الحسنه بهره‌های بیشتری می‌توان برد. به طور دقیقت‌تر به منظور تأمین مالی برای تولید یکی از روش‌هایی که بهترین نتیجه را خواهد داد

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 دara 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 انتهای این تحقیق 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 صحبت آن شرایطی را هم چون بدون ربا بودن ذکر کرده اند. اما آن چه در اینجا به عنوان یک رفتار مورد بررسی قرار گرفته است «قرضالحسنه» می باشد، که نوع خاصی از قرض است.

تحقیق 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 «تاپسند 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).

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 سپرده‌ها عبارتند از:

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

رشد اقتصادی

برخی از اقتصاددانان اولیه نظریه آدام اسمیت و دیوید ریکاردو مباحثی در مورد رشد را مطرح نموده‌اند، اما دقیقاً پس از سال ۱۸۷۰ است که رشد به عنوان یک نظریه اقتصادی مطرح می‌شود. به طوری‌که از مقاله‌های موجود در نوشتۀ‌های اقتصادی سال‌های ۱۹۳۰ و ۱۹۳۲ آشکار است، برای اولین بار اقتصاددانی به نام فون نیومن در سینیاری 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

مدل‌های رشد عموماً بر سه فرض اساسی بنا شده است:

۱. عرضه نیروی کار به صورت بروز زا تعیین می‌شود.
۲. تابع تولید، نهاده‌های نیروی کار و سرمایه را به سطح تولید مربوط می‌کند.
۳. رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری.

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

حال رشد است که اگر آن را با λ نشان دهیم. نیروی کار موثر در هر لحظه از زمان 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

$$Y_t = F(K_t, L_t) \quad (n + \lambda)$$

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 درآمدش 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 مستهلك شده، باشد. به عبارتی طبق فرض سوم، سرمایه گذاری جدید که نمایانگر افزایش ویژه ای در موجودی سرمایه است لازم و ضروری است.

$$I_t = \Delta K_t = \frac{dk}{dt} \quad (1)$$

که در حالت تعادل می باشد این سرمایه گذاری برابر با کل پس انداز (S) باشد. یعنی:

$$S_t = I_t = \frac{dk}{dt} \quad (2)$$

(همان، ۶۵).

نظریه رشد اقتصادی هارود-دومار

مدل هارود-دومار اولین مدلی است که رفتار اقتصادی را در بلندمدت مورد تجزیه و تحلیل قرار می دهد. فروضی که در مدل استفاده می شود به ترتیب زیر است:

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

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

(۳)

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

که در آن s_w^* نرخ رشد مطلوب است و a^* نسبت سرمایه به تولید که بهوسیله عامل تکنیکی و δ بهوسیله 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

$$Y' = \frac{s}{\nu}$$

بایستی در نرخ تضمینی ν رشد یابد. از طرفی برای اینکه نیروی کار در اشتغال کامل به کار گرفته شود (درحالی که 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

$$n + \lambda = \frac{s}{a}$$

باشد، (در شرایطی که اقتصاد در حال رشد است) می‌بایست عبارت را داشته باشیم.

این رابطه به شرط هارود-دومار معروف است. ازآنجایی که s^* ، $n + \lambda$ 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 عمدی به مدل کلاسیک هارود-دومار برمی‌گردد، به فرضی 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 انباست 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 گرفته شده در الگوهای رشد نئوکلاسیک، تابع تولید خطی همگن با بازگشت ثابت نسبت به مقیاس است که شکل خاص کاپ-داگلاس را دارد.

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (4)$$

و همچنین فرض می‌شود که در این الگوها به طور 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:

$$I_t = \frac{dk_t}{dt} = s Y_t \quad (5)$$

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 از نظر پارامترهای ساختاری مانند ترجیحات و تکنولوژی، مشابه یکدیگر در نظر بگیریم کشورهای فقیر نسبت به کشورهای ثرومند بیشتر تمايل 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. به طور کلی 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 رشدگاهی بالایی نیاز به تئوری‌ها و دلایلی دارد که بتوانند این رشدگاهی 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 در حالی که 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. از این‌رو، این مدل‌ها می‌توانند بینش‌های مهمی از اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی را ارائه دهند.

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:

$$g = A\phi s - \delta \quad (6)$$

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 فوق العاده در تولید سرانه یا تفاوت‌های جغرافیایی تولید سرانه را توضیح دهد. فرض کنید که انباشت سرمایه، تولید را از طریق کانال مرسوم یعنی این که 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 بروزنزا در نظر گرفته شدنده یا الگو آن‌ها را توضیح نمی‌دهد. مانند پیشرفت فنی. در الگوی سولو، بهینه‌سازی وجود ندارد و به سادگی در الگو، نرخ پس‌انداز بروزنزا 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.

پیشینه پژوهش

مطالعات خارجی

انوییف، 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 اقتصادستجوی پنل و اطلاعات ۴۱ کشور آفریقایی در دوره ۱۹۸۵-۲۰۱۰ 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^۱ (۲۰۱۴)، در پژوهشی به ارزیابی ریشه واحد بودن نسبت بدھی 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 بدھی 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 بدھی‌های عموق 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 بدھی‌های 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 بدھی به درآمد جلوگیری کرده و لذا شرط پایداری مالی را تأمین نماید.

^۱ Chen

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 ۵۵ 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 ۱۴-۱۹۷۱-۲۰۱۴ اقتصاد ایران، به بررسی پایداری بدھی دولت در قالب "تابع واکنش مالی" پرداختند. بر اساس تابع واکنش مالی برآورد شده، واکنش دولت به هر سه نوع بدھی (بدھی دولت به بانک مرکزی، بدھی دولت به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی و بدھی خارجی دولت) به صورت ضعیف و قابل اغماس پایدار بوده است. به عبارت دیگر، دولت نسبت به افزایش در سطح بدھی‌ها از طریق کاهش کسری (یا افزایش مازاد) بودجه واکنش محسوسی نشان نداده، که این مسئله با توجه به تأثیرپذیری رشد اقتصادی از سطح بدھی دولت از طریق کانال‌های متعدد، می‌تواند زنگ هشداری برای تصمیم‌گیران و سیاست‌گذاران کشور باشد. همچنین، نتایج نشان داد که 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 ۱۳۹۲-۱۳۵۰ 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 انباسته از مرتبه اول بودن متغیرهای هزینه دولت و درآمدها بود، به طوری که بیانگر وجود

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 برآش 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 با رو 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 بدھی 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 معروفی مدل

فرضیه اصلی

بین رشد اقتصادی و افزایش حساب های قرض الحسن 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 سنجدی 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.

GA افزایش حساب‌های قرض‌الحسنه می‌باشد که به صورت حاصل تفرقه مانده حساب قرض‌الحسنه در یک سال نسبت به سال گذشته می‌باشد. INF بیانگر تورم می‌باشد که نشان دهنده رشد عمومی قیمت کالاهای خدمات در یک دوره نسبت به دوره گذشته می‌باشد که به صورت درصد بیان می‌شود. EMP نرخ اشتغال می‌باشد که به صورت اشتغال کل در یک دوره نسبت به دوره گذشته تعریف می‌شود.

POP جمعیت می‌باشد که به صورت تعداد افراد یا جمعیت ایران در یک دوره تعریف می‌شود. له منظور برآورده مدل بالا از روش اقتصادی سنجی ARDL (رگرسیون خود توضیحی با وقفه های گستردۀ استفاده می‌شود. این روش به دلیل این که متغیرهای اقتصادی در ایران از مقادیر گذشته خود تأثیر پذیر می‌باشند استفاده می‌شود.

الگوی پویای خودبازگشته با وقفه توزیع شده (ARDL¹)

وجود همگمی 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) برآورده کاملاً قابل اتكایی از ضرایب الگو را به دست آورد. به عنوان مثال، وقتی

همگمی 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 می-

توان پارامتر β به روش حداقل مربعات معمولی، برآورده کرد. متساقنده وقته حجم نمونه کوچک باشد، استفاده از روش فوق در برآورده رابطه بلندمدت به دلیل در نظر گرفتن واکنش پویای کوتاه-مدت موجود بین متغیرها، برآورده بدون تورشی را ارائه نخواهد کرد. بنرجی و ایندرس² (۱۹۹۳) نشان دادند که در نمونه‌های کوچک، تورش برآورده ممکن است بسیار قابل توجه باشد. بنابراین منطقی به نظر می‌رسد که برآورده الگوی کاملی را مورد توجه قرار دهیم که پویایی کوتاه‌مدت را نیز در خود داشته باشد. این نوع از برآورده، 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 یافته، الگوی پویای زیر است:

¹ Auto Regressive Distributed Lag.

² Banerjee & Inders

$$Y_t = \gamma_0 X_t + \gamma_1 X_{t-1} + \alpha Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

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

$$A(L)Y_t = \beta(l)X_t + u_t \quad (3)$$

که در این رابطه، $A(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$ عملگر وقفه به صورت $L'X_t = X_{t-r}$ و عملگر وقفه به صورت $\beta(l) = \gamma_0 + \gamma_1 L + \dots + \gamma_q L^q$ است. برای یافتن برآورد پارامتر بلندمدت $\hat{\beta}$ کافی است که از رابطه برآورد شده، مقدار $\hat{\beta}$ را به صورت زیر محاسبه کنیم:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=0}^q \hat{\gamma}_i}{1 - \sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i} \quad (4)$$

انحراف معیار β را نیز می توان محاسبه کرد. در نتیجه مقدار آماره t مربوط به ضرایب محاسبه شده بلندمدت نیز قابل محاسبه خواهد بود. ایندرس (۱۹۹۳) نشان می دهد که آماره های t از این نوع، دارای توزیع نرمال حدی معمول هستند و آزمون t بر اساس کمیت های بحرانی معمولی از توان خوبی برخوردارند. بنابراین به کمک $\hat{\beta}$ می توان آزمون های معتبری را در مورد وجود رابطه بلندمدت انجام داد. برآورد رابطه (۳) علاوه بر ارائه برآورد کننده بدون تورش از پارامتر بلندمدت β به همراه آماره t معتبری از آن، این امکان را فراهم می کند 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 ($i = 1, 2, \dots, p$) 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 می توان کمیت آن را با کمیت های بحرانی ارائه شده توسط بنرجی و دیگران^۱ (۱۹۹۸) برای انجام آزمون موردنظر مقایسه کرد. اگر قدر مطلق t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی و دیگران بزرگ تر باشد، فرضیه صفر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و وجود رابطه

^۱ Banerjee & Master

بلندمدت پذیرفته می‌شود. الگوی مورد نظر به الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی مشهور (ARDL)^۱ است. مزیت اصلی این روش این است که، می‌توان از متغیرهایی با درجات همگرایی متفاوت استفاده کرد (پسران و پسران^۲، 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^۳ در بر گیرد. همچنین این روش، از مشکلات ناشی از نامانایی داده‌های سری زمانی اجتناب می‌کند (لانسان و چای^۴، ۲۰۰۳). در سایر روش‌های همجمعی، از جمله یوهانسن^۵ (۱۹۹۱) و یوهانسن-جوسلیوس^۶ (۱۹۹۰)، بایستی تمامی متغیرها، همگرا از درجه یک باشند^۷. 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^۸، ۲۰۰۵).

تعداد وقفه‌های بهینه برای هر کدام از متغیرهای مدل را می‌توان به کمک یکی از ضوابط آکائیک (AIC)، شوارتر-بیزین (SBC)، حنان-کوئین (HQC) و یا ضریب تعیین تعديل شده \bar{R}^2 مشخص کرد. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتر بیزین استفاده می‌شود، تا درجه آزادی زیادی از دست نرود. بسته نرمافزاری مایکروفیت^۹، این امکان را فراهم آورده است تا بتوان یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیع شده $ARDL(p, q_1, \dots, q_k)$ را به صورت زیر برآورد کرد:

$$Q(L, P) = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i) X_{it} + \delta W_t + u_t \quad (4)$$

که در آن:

$$Q(L, P) = 1 - Q_1 L - Q_2 L^2 - \dots - Q_p L^p \quad (5)$$

$$\beta(L, q_i) = 1 - \beta_{1i} L - \beta_{2i} L^2 - \dots - \beta_{qi} L^{qi} \quad (6)$$

¹ Pesaran & Pesaran.

² General-to-specific.

³ Larurenceson & Chai.

⁴ Johansen.

⁵ Johansen-Juselius.

⁶ Shrestha & Chowdhury.

⁷ Microfit.

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

$$\theta_i = \frac{\hat{\beta}_i(1, q_i)}{1 - \hat{Q}(1, p)} = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \dots + \hat{\beta}_{iq}}{1 - \hat{Q}_1 - \dots - \hat{Q}_p}, i = 1, 2, \dots, k \quad (7)$$

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:

$$\begin{aligned} H_o : \sum_{i=1}^p Q_i - 1 &\geq 0 \\ H_a : \sum_{i=1}^p Q_i - 1 &< 0 \end{aligned} \quad (8)$$

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 می‌گیرد.

$$H_0 : \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \geq 0 \quad (9)$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 < 0$$

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

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1}{\sqrt{\sum_{i=1}^p S \hat{\alpha}_i}} \quad (10)$$

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 می‌شوند 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^۱ (۱۹۹۸) بزرگتر باشد، نتیجه می‌گیریم که یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو وجود دارد. همچنین، برای بررسی رابطه تعادلی بلند مدت می‌توان از روش آزمون کرانه‌های^۲ پسaran، Shin و اسمیث^۳ (۲۰۰۱) مبتنی بر رویکرد تخمین مدل تصحیح خطای غیر مقید^۴ (UECM) شامل رابطه پویا و رابطه تعادلی بلند مدت استفاده کرد.

در این روش برای بررسی وجود رابطه تعادلی بلند مدت در مدلی مانند

$$Y_t = f(X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt}), \text{ معادله ای به شکل زیر تخمین زده می‌شود:}$$

$$\Delta Y_t = a + \sum_{i=1}^k b_{i0} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k b_{i1} \Delta X_{1t-i} + \sum_{i=0}^k b_{i2} \Delta X_{2t-i} + \dots + \sum_{i=0}^k b_{in} \Delta X_{nt-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

رابطه فوق را به صورت خلاصه می‌توان به صورت زیر نوشت.

$$\Delta Y_t = a + \sum_{i=1}^k b_{i0} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \sum_{i=0}^k b_{ij} \Delta X_{jt-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

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 خطای مورد آزمون قرار می‌گیرد. نکته مهم آن است که توزیع F مذکور غیر استاندارد است. پسaran و دیگران (۱۹۹۶) مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرسورها و این که مدل شامل عرض از مبدأ و روند است یا نه محاسبه کرده‌اند. آن‌ها 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 ناما مانا هستند که با یک بار تفاضل گیری مانا می‌شوند 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

توجه به این که متغیرها $I(1)$ یا $I(0)$ باشند، گرفته می‌شود. در این صورت اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار بگیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور پذیرفته می‌شود. 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 آزمون‌های 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 می‌آیند (باردسن^۱، سال ۱۹۸۹).

اما او ترا^۲ (۲۰۰۴) بیان می‌کند، در صورتی که متغیرهای الگو $I(2)$ باشند، در این صورت آماره \mathbf{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 گستردۀ، نرم‌افزار مایکروفیت ابتدا رابطه را با روش حداقل مربعات معمولی برای همه ترکیب‌های ممکن مقادیر $q = 0, 1, 2, \dots, m$ ، $P = 0, 1, 2, \dots, m$ و $i = 0, 1, 2, \dots, k$ ^۳ (معادله $(m+1)^{k+1}$) یعنی به تعداد 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)^۳ کوتاه‌مدت نیز ارائه می‌شود (پسران و پسران، ۱۹۹۷).

¹ Bardsen

² Quattra.

³ Error Correction Model.

الگوی تصحیح خطأ

این الگو در واقع نقش تعادلی و بلندمدت متغیرها را در تعديل نوسانات کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار می‌دهد. در واقع، رفتار پویای کوتاه‌مدت متغیرها، از طریق تشکیل الگوی تصحیح خطأ 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 بدار $[1 - \beta]$ به بدرار 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 رگرس کردن تفاضل مرتبه اول متغیر وابسته بر تفاضل مرتبه اول متغیر-های توضیحی به همراه عبارت جمله خطأ با یک دوره تأخیر می‌باشد که همان پسماندهای حاصل از رگرسیون مرحله اول با یک وقفه زمانی بوده که با عنوان جمله تصحیح خطأ یا^۴ ECT معروف است. الگویی که مطابق مرحله دوم برآورد گردد، به الگوی تصحیح خطأ مشهور است (پسران و پسران، ۱۹۹۷).

الگوی تصحیح خطأ بیان می‌کند که، تغییرات متغیر وابسته تابعی از انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت (که توسط جزء تصحیح خطأ 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:

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta X_{t-i} + \lambda \varepsilon_{t-1} + V_t \quad -1 < \lambda < 0 \quad (13)$$

که در آن $\varepsilon_t = Y_1 - \beta_0 - \beta_1 X_1 - \dots - \beta_m X_m - Y_t \square CI(1,1)$ و $X_t \square I(1), Y_t \square I(1)$ است و

V_t ، جمله اخلاق و از نوع اختشاش سفید می‌باشد. λ در رابطه بالا، ضریب تعديل 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^۱ را تخمین زده و سپس

$$e_t = Y_t - b_0 - b_1 X_t \quad \text{را به دست آورد (صدقیقی، ۲۰۰۰ ص ۲۹۰).}$$

¹ Cointegration Regression

² Cointegration Parameter

³ Cointegration Vector

⁴ Error Correction Term

برآورد مدل
آزمون مانایی

جدول ۱. آزمون پایایی متغیر های تحقیق

مانایی	آزمون دیکی فولر				متغیر
	آماره دیکی فولر	مقادیر بحرانی مکینون			
		۰,۰۱	۰,۰۵	۰,۱	
(II) مانا	-3.4895725	-4.284580	-3.562882	-3.215267	GD PG
(I0) مانا	-4.3796473	-4.234972	-3.540328	-3.202445	PO P
(I0) مانا	-6.170528	-4.339329	-3.587526	-3.229230	EM P
(I0) مانا	-5.1322561	-4.362511	-3.996632	-3.523160	GA

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 (I0) یا (I) هستند به کار برده می شود. با انتخاب وقه مناسب در مدل می توان ارتباط کوتاه مدت ، بلند مدت و نحوه تعدیل از کوتاه مدت به بلند مدت را به کمک الگوی تصحیح خطأ بررسی نمود . در تخمین مدل در الگوی خود توضیحی با وقه 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

احتمال	آماره	انحراف معیار	ضریب	متغیر
0.0767	1.88434	0.183128	0.345077	GDPG(-1)
0.0520	2.088732	0.1973875	0.412289	GA
0.0040	-0.336990	0.202744	-0.068322	POP
0.0013	3.862092	0.188548	0.72819	EMP
0.0000	6.31611	0.25266	0.11613	INF
0.0079	3.006428	2531.96	76.163	C
$R^2 = 92$	=85R	F=0.0000		

منبع: یافته های تحقیق

حال به منظور وجود رابطه بلند مدت ، مدل برآورده از آزمون باند که توسط پسaran 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 متغیرها انباسه از درجه یک هستند و حد پایین بر این فرض استوار است که تمامی متغیرها انباسه 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 متغیرها 0(I) یا 1(I) باشند گرفته می شود اگر F محاسباتی 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

$F=4,0937$		آماره F محاسباتی
سطح معنی داری	کرانه پایین	کرانه بالا
۱۰ درصد	۲,۲۶	۳,۳۵
۵ درصد	۲,۶۲	۳,۷۹
۲,۵ درصد	۲,۹۶	۴,۱۸
۱ درصد	۳,۴۱	۴,۶۸

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

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

متغیر	INF	EMP	GA	POP
C	-0.25163	0.703830	0.518651	0.46063
ارجاف معیار	63.3493	0.00673144	2.77082525	2.918013
آماره t	0.33161	25.13625	10.0742522	0.0131
احتمال	84.524	2511.7029	3.358090	0.0096

منبع: یافته های تحقیق

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

همچنین این ضریب سرعت زیاد عدم تعديل کوتاه مدت به تعادل بلندمدت را نشان می دهد به طوری که در هر دوره متعادل ۹۰ درصد از خطای عدم تعديل دوره قبل در دوره جاری تعديل می گردد نتیجه مذکور بدین معنی می باشد که تقریباً 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 ۱,۱ سال طول میکشد تا متغیر وابسته به سطح تعادل خود برسد. با توجه به جدول نتایج بلند مدت ضریب مربوط به متغیر حساب های قرض الحسن ۰,۵۱ می باشد به این معنی که اگر حساب های قرض الحسن به میزان یک درصد افزایش یابد تولید ناخالص داخلی نیز به میزان ۰,۵ درصد افزایش خواهد یافت. افزایش در حساب های قرض الحسن 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

رکن اساسی، نقش مهمی در تبیین و پیش‌بینی اثرات اجتماعی - اقتصادی قرض‌الحسنه دارد. - با توجه 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 می‌کند 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 موردنظر نمی‌باشد ولی به عنوان کمک رسانی به افراد نیازمند یک فرصت ویژه شمرده می‌شود. میتوان بیان نمود که قرض‌الحسنه به قرض یا بدھی محدود نمی‌شود، بلکه همه موارد خیریه موردنظر است، پس می‌بایست 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 پشتونه دولتی و مشکل 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.

منابع

۱. ابراهیمی، محمدحسین (۱۳۷۱)، *قرضالحسنه*، ناشر: مؤلف، دفتر تبلیغات اسلامی، نوبت اول.
۲. ابنمنظور (۱۴۰۵)، *لسانالعرب*، بیروت، دار احیاء اثرات العربی، الطبع الولی.
۳. امامی، سیدحسین (۱۳۳۴)، *حقوق مدنی*، ابوریحان، چاپ پنجم، تهران.
۴. آزادانه، 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 خوش، 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 نویسندهای (۱۳۸۴)، درس‌هایی در اقتصاد اسلامی؛ ترجمه: جمعی از دانش آموختگان دانشگاه مفید.
۱۰. جوادی آملی، عبدالهله (۱۳۸۵)، *تسنیم*، قم نشر اسراء، ج 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 مفید ۱۵۰.
۱۴. (۱۳۸۴)، *قرضالحسنه، نگرشی تفسیری-روایی*، فصلنامه علمی-پژوهشی اقتصاد اسلامی، شماره ۱۶.
۱۵. حر عاملی، محمدبنالحسن (۱۴۱۲)، *وسائل الشیعه*، داراحیاء التراث العربی، بیروت - لبنان.
۱۶. حاجیمنجزی، مریم (۱۳۹۴)، *تحلیل اقتصادی روشهای توسعه بانکداری قرضالحسنه در ایران* (مطالعه موردی: بانک قرضالحسنه مهر ایران)، پایاننامه کارشناسی ارشد دانشگاه مفید.

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، لفگانگ (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، ج ۹، تهران: کتابفروشی اسلام.
۲۲. شادپور، کامل (۱۳۷۲)، مقدمه‌ای بر دیدگاه نیازهای اساسی، مجموعه مقاله‌های سمینار جامعه شناسی و توسعه، چاپ و نشر: سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاهها (سمت).
۲۳. صدر، سید محمد باقر (بیتا)، نقش دین در اقتصاد اسلامی، ترجمه محمد محمدی، قم: انتشارات هادی.
۲۴. طبرسی، فضل بن حسن (۱۳۷۲)، مجموعه نیازهای اساسی، تهران، ناصرخسرو، ج ۲، ص ۶۰۸.
۲۵. طوسی، ابو جعفر محمد، (۱۴۰۰)، التهایة فی مجرد الفقه و الفتاوى، انتشارات قدس محمدی، قم.
۲۶. عباسی، زهرا و صدر، سید کاظم (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، عیاس و کیقبادی، سعید (۱۳۸۵)، جایگاه قرض‌الحسنه در نظام بانکی ایران، اقتصاد اسلامی، ۱۳-۴۶ صص، ۲۲.
۲۹. عمید، حسن (۱۳۸۰)، فرهنگ عمید، مؤسسه انتشارات امیرکبیر، چاپ ۲۱.