بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری درآمد بر بحران بانکی در ایران؛ رویکرد ARDL

محمدشریف کریمی[۱]
دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی
مریم حیدریان[۲]
دانش آموخته دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشگاه رازی، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی
مسعود چشم‌اغیل[۳]
دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، دانشکده مدیریت و اقتصاد

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۷/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۰/۲۳

چکیده

بخش بانکی در ایران به دلیل حمایت‌های دولت، هیچ‌گاه با پدیده‌هایی مانند هجوم بانکی و ورشکستگی بانک‌ها مواجه نشده است، ولی همواره با کسری و نشانه‌هایی از بحران همراه بوده‌اند و حتی در سال‌های اخیر این بحران‌ها در برخی از مؤسسات مالی نمودار شد. با توجه به اثرات اقتصادی و اجتماعی توزیع درآمد در بهبود رفاه اجتماعی و ارتباط آن با بحران‌های مالی ازجمله بحران بانکی، در این مطالعه تلاش بر آن است به بررسی اثرات نابرابری درآمدها بر بحران بانکی در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۵۹ پرداخته شود. لذا از متغیرهای ضریب جینی برای شاخص نابرابری درآمد و از نسبت حجم اعتبارات به

---

*- مقاله پژوهشی

1- s.karimi@razi.ac.ir
2- m.heidarian@razi.ac.ir
3- masoudcheshmaghil@gmail.com
DOI: 10.22067/mfe.2020.39556

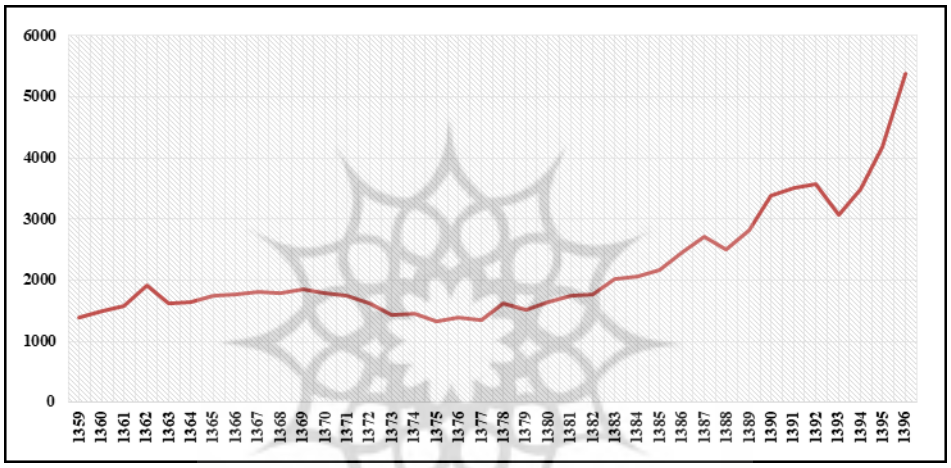
تولید ناخالص داخلی برای شاخص بحران بانکی و همچنین با بهره‌گیری از رویکرد خودرگرسیون با وقفه-های توزیعی کراندار استفاده شده است. نتایج برآورد مدل در کوتاه‌مدت حاکی از نبود رابطه معناداری بین متغیرهای مستقل و وابسته بود ولی در بلندمدت این روابط معنادار برقرار هستند. به‌گونه‌ای که افزایش نابرابری درآمدی در ایران، موجب افزایش اعطای تسهیلات، افزایش بدهی‌های بانکی و درنتیجه بروز بحران بانکی شده است. نمودارهای ثبات مدل نیز نشان از وجود ثبات ساختاری در مدل برآوردی هستند.

کلیدواژه‌ها: نابرابری درآمد، بحران بانکی، مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی کراندار، ایران.
طبقه‌بندی JEL: I32، G21، D31، C22

۱-مقدمه

تا اوایل قرن ۲۱، تحقیقات در خصوص بحران بانکی اغلب متکی بر تجربه به دست آمده از بحران‌های قرن نوزدهم و اوایل قرن بیستم، به‌ویژه رکود بزرگ بود تا اینکه ورشکستگی‌های متعدد بانکی در کشورهای مختلف در دوران اخیر زمینه تحقیقات جدید را در این زمینه فراهم ساخت (Bernanke, 1983; Haubrich, 1990; Calomiris & Mason,1997). ازجمله این تحقیقات، موضوعات نابرابری درآمد و بحران‌های پولی و بانکی می‌باشد. نابرابری درآمد تقریباً بلافاصله قبل از بحران وام مسکن در ایالات متحده گسترش یافت. نقش نابرابری درآمد در پیش بینی بحران مالی در مطالعات نظری و تجربی، از زمان آغاز بحران موردتوجه قرار گرفته است. راجان (۲۰۱۰) مسیری را از نابرابری اقتصادی به بحران مالی در بخش بحران وام مسکن ارائه داد که نشان می‌دهد سطح بالایی از نابرابری، فشار سیاسی را برای سیاست‌های توزیع مجدد افزایش می‌دهد، این در حالی است که دولت تمایل دارد تا وام گرفتن خانوارهای کم‌درآمد را به‌جای توزیع مجدد تسهیل کند؛ چراکه این سیاست از لحاظ سیاسی بسیار پرهزینه است و منجر به نوعی بحران اعتباری و انفجار که موجب بروز بحران مالی خواهد شد. از سوی دیگر، استیگلیتز (۲۰۱۲) تأثیر سیاسی ثروت در بازارهای مالی در طول بحران مالی را خاطرنشان می‌کند. او بیان می‌کند، ثروتمندان ممکن است انگیزه‌ای برای کاهش مقررات و نظارت مالی جهت افزایش ثروت خود داشته باشند، بنابراین سیستم مالی را بی‌ثبات می‌کنند. استیگلیتز (۲۰۱۲) استدلال می‌کند که مقررات‌زدایی در بخش مالی ممکن است به دلیل تلاش های کوته‌نگرانه حداکثرسازی سود در میان ثروتمندان، منجر به آسیب‌پذیری مالی و درنتیجه بحران مالی شود (Rhee and Kim, 2018).

بانک‌ها در ایران نیز مانند سایر کشورهای درحال‌توسعه، به علت محدودیت فعالیت‌های سایر مؤسسات مالی از نقش حساس تری در خصوص تأمین مالی برخوردار هستند؛ بنابراین وقوع بحران در این بخش، می‌تواند ثبات مالی را به مخاطره اندازد (Zarei & Komijani, 2015). از مهم‌ترین علائم بروز بحران بانکی، هجوم یکباره سپرده گذاران به بانک‌ها برای برداشت سپرده‌هایشان می‌باشد که به دلیل حمایت‌های دولت، هیچ‌گاه بخش بانکی ایران با تقاضای یکباره سپرده گذاران مواجه نشده است؛ اما بانک های کشور تحت تأثیر مالکیت دولتی از اواسط دهۀ ۱۳۸۰، حجم اعتبارات اعطایی خود را افزایش دادند که حجم بالای بدهی‌های معوق را به همراه داشت و سیستم بانکی ایران، از فصل اول سال ۱۳۸۴ تا فصل دوم سال ۱۳۸۸به طور مداوم با بحران روبه رو بوده است (shajari & Mohebbi Khah, 2010).



نمودار ۱- روند نسبت اعتبارات داخلی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص بحران بانکی طی دوره زمانی (۱۳۹۶-۱۳۵۹)

منبع: بانک مرکزی ایران

مطالعات اندکی در ایران به بررسی عوامل مؤثر بر بحران‌های بانکی در ایران پرداخته‌اند، بااین وجود متغیر نابرابری درآمد به‌عنوان عاملی مؤثر در بروز بحران بانکی همواره از دید پژوهشگران و اقتصاددانان مغفول مانده است. لذا اهمیت پرداختن به این موضوع باعث شد تا در این پژوهش، به این سؤال مهم پرداخته شود: آیا نابرابری درآمد منجر به بروز بحران بانکی می-

شود؟ در این راستا از شاخص ضریب جینی برای نشان دادن نابرابری درآمد و از شاخص نسبت اعتبارات بانکی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص بحران بانکی استفاده شده و با بهره‌مندی از مدل‌های خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی کراندار تلاش شده است، اثرات کوتاه و بلندمدت نابرابری بر بحران بانکی طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۵۹ مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گیرد.

سازماندهی این مقاله به این صورت است که در ادامه، در بخش دوم به مبانی نظری ارتباط نابرابری درآمد و بحران بانکی پرداخته خواهد شد، در بخش سوم، مطالعات تجربی انجام شده در داخل و خارج از ایران بررسی و در بخش چهارم، روش تحقیق، مدل و متغیرهای موردبررسی در این پژوهش معرفی خواهد شد. در بخش پنجم یافته‌های تجربی پژوهش مورد تجزیه‌وتحلیل قرار خواهد گرفت و درنهایت در بخش ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادهایی ارائه می‌شود.

۲-مبانی نظری

۲-۱- مروری بر مفاهیم بحران بانکی و نابرابری درآمد

بحران بانکی: بوریو و همکاران (۲۰۰۱)، یک بحران بانکی را بدین‌صورت تعریف می‌کنند: «یک دوره فشار و اضطرار مالی که به‌قدر کافی شدید است که منجر به فرسایش اکثر یا همهٔ سرمایه در نظام بانکی شود.»

بحران بانکی یکی از انواع بحران‌های مالی (بحران بانکی، بحران تراز پرداخت‌ها، بحران ارزی، بحران پولی و بحران بدهی) است که در آن بانک‌ها با هجوم ناگهانی سپرده‌گذاران برای برداشت سپرده‌هایشان (هجوم بانکی) مواجه می‌شوند. از دلایل عمده بروز ناگهانی و ریشه‌های بحران بانکی می‌توان به ریسک نقدینگی (Diamond & Dybvig, 1983 & Santos, 2001) ، ریسک اعتباری (Herring &Wachter, 1998; Borio et al., 2001; Davis & Zhu, 2004_2005)، ضعف سیستم‌های حسابرسی و مدیریتی (Perez-Campanero & Leone, 2004)، اثر شوک‌های بین‌المللی و افزایش نرخ‌های بهرهٔ بین‌المللی (Kunt & Detragiache, 1997)، ساختار بانک‌ها و مداخلات دولت در سیستم بانکی(Porta et al., 2002; Caprio & Peria, 2000) ، آزادسازی مالی (Caprio & Summers, 1993; Stiglitz & Allen 2005) و درنهایت نظام‌های ارزی و نوسانات نرخ ارز (Domac & Peria, 2003) اشاره نمود.

نابرابری درآمد: توزیع درآمد را می‌توان ازجمله متغیرهای مهم اقتصادی و اجتماعی دانست

که همواره یکی از دغدغه‌های اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده است. معروف‌ترین شاخص اندازه‌گیری نابرابری درآمدی، ضریب جینی است که به‌صورت اندازه نسبت میزان نابرابری درآمد در جامعه مفروض به حداکثر اندازه ممکن نابرابری در یک الگوی توزیع درآمد کاملاً ناعادلانه تعریف شده است. یکی از شیوه‌های بررسی آن بر حسب منحنی لورنز (۱۹۰۵) است که به‌وسیله درصدهای جمعیت از فقیرترین به غنی‌ترین روی محور افقی و درصدهای درآمدی جمعیت روی محور عمودی نشان داده می‌شود. ضریب جینی فضای بین منحنی لورنز و خط ۴۵ درجه را نسبت به کل فضای زیر خط ۴۵ درجه می‌سنجد (Mehregan et al., 2015).

۲-۲- ارتباط بین نابرابری درآمد و بحران بانکی

با توجه به اینکه در کنار بازار پول به‌عنوان یک ابزار برای تأمین مالی بنگاه‌ها، بازار مربوط به ارز نیز فعال است، بنابراین در شرایطی که به دلیل نوسانات زیاد در بازار اخیر یک شرایط غیر ایمن و مملو از نااطمینانی در فضای کسب‌وکار پیش می‌آید، ریسک اعتباری بنگاه‌ها افزایش می‌یابد و در این شرایط بنگاه‌ها که از اعتبارات و تسهیلات بانکی به‌عنوان منبع تأمین هزینه‌های سرمایه‌گذاری جهت توسعه واحدهای تولیدی استفاده می‌کنند ممکن است در بازپرداخت این تسهیلات دچار مشکل شوند و درنتیجه به دلیل ناتوانی بنگاه‌ها در اجرای تعهداتشان، موازنه بین دارایی‌ها و بدهی‌های بانک‌ها به هم می‌خورد و زمینه برای وقوع بحران بانکی فراهم می‌شود.

در شرایطی که نوسانات نرخ ارز زیاد است، و به‌ویژه در حالتی که نرخ ارز به‌صورت سرسام‌آوری افزایش می‌یابد، بنگاه‌ها ممکن است در تأمین مواداولیه موردنیاز در تولید با مشکل مالی مواجه شوند و درنتیجه مجبور به تعدیل نیرو و یا تعطیلی بنگاه و اخراج کلیه پرسنل شوند. در این حالت بازپرداخت دیون مالی مربوط به بنگاه نیز به دلیل کاهش شدید منابع مالی امکان‌پذیر نبوده و این خود شرایط وقوع بحران بانکی را فراهم می‌کند.

از طرفی نااطمینانی حاصل از این نوسانات که در بازار مالی حاکم می‌شود منجر به این خواهد شد که مردم برای دریافت سپرده‌هایشان به بانک‌ها هجوم ببرند و به تشدید بحران بانکی دامن بزنند.

یکی دیگر از عواملی که به بحران بانکی دامن می‌زند، شکاف تولید است. هنگامی‌که رکود در اقتصاد ایجاد می‌شود، کمبود تقاضا و بیکاری می‌تواند زمینه‌های بروز بحران بانکی را در اقتصاد ایجاد کند.

بدهی‌های عمومی نیز از دیگر عاملی است که می‌تواند به بحران بانکی منجر شود. در این زمینه می‌توان گفت که با افزایش بدهی‌های عمومی از یک‌سو تقاضا برای تسهیلات افزایش‌یافته و از سوی دیگر هجوم سپرده‌گذاران برای دریافت سپرده‌هایشان به بانک‌ها صورت می‌گیرد و درنتیجه بانک‌ها با بحران مواجه خواهند شد.

سیاست‌های پولی دولت‌ها در زمینه افزایش حجم نقدینگی نیز بر گسترش اعتبارات تأثیر ویژه‌ای دارد، به‌طوری که با افزایش حجم نقدینگی در اقتصاد، توانایی سیستم بانکی برای پاسخگویی به تقاضای مشتریان افزایش می‌یابد و این خود می‌تواند از بروز بحران جلوگیری کند.

در یک چارچوب مفهومی می‌توان عوامل مؤثر بر حجم اعتبارات داخلی را برشمرد. همان‌طور که از نمودار زیر مشاهده می‌شود، عوامل مختلفی بر حجم اعتبارات داخلی به‌عنوان شاخص بحران بانکی تأثیرگذار است و رونق اعتبارات داخلی در اقتصاد درنهایت منجر به وقوع بحران بانکی خواهد شد.

مدل مفهومی پژوهش

از طرفی ضریب جینی به عنان معیاری شناخته شده در اندازه‌گیری نابرابری درآمد، با بحران بانکی در ارتباط است. به‌نحوی‌که با افزایش نابرابری در جامعه فاصله میان دهک‌های درآمدی بیشتر می‌شود و سپرده‌گذارانی که در دهک‌های درآمدی پایین قرار دارند ممکن است برای

دریافت سپرده‌هایشان به سمت بانک‌ها روانه شوند و از طرفی با کاهش سهم درآمدی دهک‌های پایین و ناتوانی آنان در پرداخت دیون اعتباریشان بحران بانکی تشدید می‌شود.

برخلاف اتکینسون و مورلی (۲۰۱۱) که هیچ ارتباط واضحی بین افزایش نابرابری درآمد و بحران‌های بانکی سیستمی مشاهده نمی‌کنند، بلتین و دلبونو (۲۰۱۳) نشان می‌دهند که تعداد زیادی از بحران‌های بانکی بین سال‌های ۱۹۸۲ و ۲۰۰۸ تحت تأثیر سطوح بالای نابرابری درآمد به وقوع پیوسته است.

بلتین و دلبونو بر این باورند که یک عنصر مهم از رابطه بین نابرابری و بحران‌های بانکی در تحقیقات اتکینسون و مورلی (۲۰۱۱) نادیده گرفته شده است. به‌طور خاص، آن‌ها معتقدند که سطوح نابرابری درآمد اهمیت کمتری نسبت به تغییر در تلاش برای درک ارتباط بین نابرابری درآمد و بحران‌های بانکی (و اقتصادی) ندارد. ازاین‌رو با هدف تکمیل مقاله اتکینسون و مورلی (۲۰۱۱)، با اشاره به سطوح نابرابری درآمد برای زیر مجموعه‌ای از دوره‌های بحران‌های بانکی با انجام یک تجزیه‌وتحلیل آماری در همان خطوط اتکینسون و مورلی، بررسی می‌کنند که چه تعداد از کشورهایی که دچار بحران بانکی شده‌اند از میانگین نابرابری درآمد مربوط به کشورهای OECD که به‌عنوان معیار استفاده می‌شوند بالاتر یا پایین‌تر هستند. با وجود محدودیت‌های شدید ایجاد شده ناشی از در دسترس بودن داده‌های سازگار با ضرایب جینی، نتیجه‌گیری آنان در مورد ارتباط بین نابرابری درآمد و بحران‌های بانکی به‌طور قابل‌توجهی با اتکینسون و مورلی متفاوت است.

مبنای عمل بلتین و دلبونو به شرح زیر می‌باشد:

(i) آنان معیارهای مشابه اتکینسون و مورلی را برای شناسایی بحران‌های بانکی سیستمی اتخاذ می‌کنند.

(ii) از مقدار ضریب جینی به‌عنوان معیاری برای نابرابری کلی درآمد قابل تصرف خانوار استفاده می‌کنند.

(iii) برای هر بحران بانکی، میانگین مقدار ضریب جینی بین (T-10) و (T-1) را محاسبه می‌کنند، جایی که T سال شروع بحران بانکی است و قرار است فقط یک سال طول بکشد. این بدان معناست که حداکثر، به‌طور متوسط ۱۰ مقدار موجود است، اگرچه در بسیاری از موارد باید به مشاهدات کمتری اعتماد کرد.

(iv) برای هر بحران، میانگین مقدار ضرایب جینی (برای کشوری که بحران بانکی در آن اتفاق افتاده است) را با مقدار مربوط به میانگین جینی برای کشورهای OECD مقایسه می‌کنند. وقتی فاصله زمانی مربوطه شامل دو میانگین OECD باشد (معمولاً هر ۵ سال یکبار در دسترس است)، برای به دست آوردن آستانه، از آن‌ها میانگین می‌گیرند.

v) با استفاده از مرحله (iv)، بسته به اینکه مقدار متوسط جینی بالاتر یا کمتر از آستانه ارائه شده توسط میانگین OECD باشد، بحران‌های بانکی را به دو گروه طبقه‌بندی می‌کنند.

نقطه شروع کار بلتین و دلبونو با زیرمجموعه‌ای از ۲۶ بحران بانکی گزارش شده در مقاله اتکینسون و مورلی (۲۰۱۱) برای دوره پس از ۱۹۴۵ ارائه شده است. در واقع، مرحله (iii) بالا و الزامات در مورد کیفیت مجموعه دادها این امکان را برای آنان فراهم می‌کند تا اطلاعات مربوط به نابرابری درآمد پس از مالیات درآمد را فقط برای ۱۴ بحران در ۱۲ کشور در دوره ۱۹۸۴–۲۰۰۸ جمع‌آوری کنند. ۹ کشور (از ۱۲ کشور) عضو OECD و ۱۱ (از ۱۴) بحران بانکی در کشورهای OECD به وقوع پیوسته بود.

بلتین و دلبونو با ادامه مراحل، با توجه به مراحل (iv) - (ii)، شاخص‌های جینی مربوطه و مقادیر معیارهای OECD را محاسبه می‌کنند. مدت‌زمان مربوطه برای ما، با توجه به سال قبل از شروع بحران، به نه سال برمی‌گردد. ازاین‌رو،

$$G_i = \sum_{t=T-10}^{T-1} G_{it}/N_i \qquad (۲)$$

در رابطهٔ بالا Ni تعداد مشاهدات کشور iام در دوره مربوطه است، G_{OT} میانگین ضرایب جینی کشورهای OECD می‌باشد در بازه زمانی t1 تا t2 است، که در آن $t_1 \geq$ T-10 ($t_2 \leq T$ - 1) اولین (آخرین) سالی است که برای محاسبه G_i استفاده می‌شود. استدلال آنان به این صورت است که، برای بحران پدید آمده در زمان T در کشور iام اگر $G_i > G_{OT}$ باشد، درنتیجه این کشور، نابرابری درآمد زیادی را قبل از بحران بانکی تجربه کرده است درحالی‌که اگر $G_i \leq G_{OT}$ چنین نیست؛ بنابراین درحالی‌که اتکینسون و مورلی به تغییرات کوتاه‌مدت در سطوح نابرابری درآمد نگاه می‌کند، این دو در مقایسه با سطوح مربوط به میانگین OECD، روی سطوح بلندمدت نابرابری درآمد تمرکز می‌نمایند(Bellettini & Delbono, 2013) .

راجان (۲۰۱۰) و استیگلیتز (۲۰۱۲) هر دو این فرضیه را مطرح می‌کنند که نابرابری درآمد، با رفع محدودیت مالی یا آزادسازی مالی که به بحران مالی منجر می‌شود، ارتباط تنگاتنگی دارد. بااین‌حال، رفع محدودیت مالی تنها واسطهٔ بالقوه بین نابرابری درآمد و بحران مالی نیست. استیگلیتز (۲۰۱۲) و استوکهامر (۲۰۱۵) این احتمال را که افزایش نابرابری به افزایش سفته‌بازی‌های مالی منجر می‌شود، بررسی کردند؛ زیرا گروه کوچکی از ثروتمندان تمایل به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ریسکی دارند و طبیعت ناپایدار سرمایه‌گذاری‌های احتمالی منجر به بحران مالی می‌شود. استیگلیتز (۲۰۱۲) همچنین استدلال می‌کند که بانک‌های مرکزی ممکن است سیاست‌های پولی ضعیفی را در کشورهای دارای نابرابری زیاد اجرا کنند و سیاست‌های پولی ضعیف احتمال بحران‌های مالی را در بلندمدت افزایش می‌دهند (Rhee & Kim, 2018). بحران مالی دارای ابعاد مختلفی است که یکی از مهم‌ترین ابعاد آن، بحران بانکی می‌باشد. بحران بانکی وضعیتی است که توانایی بانک‌ها در اجرای نقش واسطه‌ای به‌شدت آسیب دیده باشد (Davis & Karim, 2008)، در این شرایط ورشکستگی بانک‌ها گسترش یافته و بانک‌ها قادر به پرداخت دیون خود نمی‌باشند.

خصوصیات دیگر بازارهای پولی در جهان سوم وجود دوگانگی مالی است که اشاره به همزیستی نرخ‌های بهره ناهمگن در بازارهای مالی سازمان‌یافته و غیرسازمان‌یافته دارد. در بازارهای غیرسازمان‌یافته با وجود یک ترکیب انحصاری و ریسک بالاتر، نرخ‌های بهره به‌مراتب بالاتر از نرخ‌های بازار سازمان‌یافته می‌باشد. نرخ‌های بهره در این بازارها با تغییر ریسک و بازده دارایی‌های واقعی تغییر می‌یابد. تحت چنین شرایطی عرضه پول به‌طور معنی‌داری بر نرخ‌های بهره تأثیر مهمی نخواهد داشت. ازاین‌رو از قدرت ابزار پولی در ایجاد رشد اقتصادی و اشتغال می‌کاهد. اگرچه بین بازارهای سازمان‌یافته و غیرسازمان یافته ارتباط وجود دارد، اما این ارتباط چندان قوی نیست و سیاست‌گذاری‌ها در بازار سازمان‌یافته غالباً بدون توجه به عملکرد بازار غیررسمی طراحی می‌شود. به‌این‌ترتیب بجای اینکه نرخ بهره در یک بازار سازمان‌یافته تعیین و کنترل شود، تنها بر آن نظارت می‌شود. لذا آثار عملکرد قوانین عرضه و تقاضای پول به‌طور کامل در نرخ بهره منعکس نمی‌شود (Mishkin, 2001).

با توجه به موارد فوق، با این فرض که بازارهای سرمایه ناقص‌اند، اولاً به ازای سطح معینی از کمبود در بازارهای سرمایه، توزیع متعادل‌تر ثروت در ارتباط با نرخ بالاتر سرمایه‌گذاری است.

ثانیاً در هر سطح مشخصی از توزیع ثروت، کامل‌تر بودن بازارهای سرمایه در ارتباط با نرخ‌های بالاتر سرمایه‌گذاری بوده است. بالاخره لحاظ کردن فرضی بی‌ثباتی سیاسی به‌عنوان عامل مهم و مؤثر بر سرمایه‌گذاری از اهمیت توزیع ثروت در تحت تأثیر قرار دادن سرمایه‌گذاری می‌کاهد (parvin & Taherifard, 2008).

به‌طورکلی می‌توان گفت نابرابری از دو کانال، بر میزان بدهی اثرگذار است؛ نخست با توجه به انگیزه‌ای که افراد به جهت هم‌تراز کردن سطح زندگی خود با دیگران دارند، به گرفتن وام روی می‌آورند. دوم، سیاست‌گذاری‌های سیستم مالی در راستای حمایت از افراد کم‌درآمد در شرایط نابرابری درآمدی در جهتی است که افزایش عرضه اعتبارات را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد (Marchionne & Parekh, 2015).

۳-مروری بر مطالعات تجربی

۳-۱- مطالعات تجربی خارجی

مطالعات بسیاری در زمینهٔ شناسایی عوامل مؤثر بر بروز بحران بانکی صورت گرفته است که از آن جمله می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

گلدشتاین و تورنر (۱۹۹۶) در مطالعه‌ای بر روی کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته، متغیرهای کلان شامل بی‌ثباتی ترازتجاری، بی‌ثباتی نرخ بهره بین‌المللی، بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی، کاهش رشد تولید ناخالص داخلی و تورم و متغیرهای اقتصاد خرد، شامل آزادسازی مالی، مشکلات دولت، چهارچوب ضعیف حسابرسی، افشاگری و مقررات و عدم تطابق سررسیدها را از عوامل ایجاد بحران بانکی دانسته‌اند.

کامینسکی و همکاران (۱۹۹۹) با استفاده از روش سیگنالی جهت بررسی بحران‌های پولی در ۱۵ کشور درحال‌توسعه و ۵ کشور توسعه‌یافته نشان‌دادند که صادرات، انحراف نرخ واقعی ارز از روند، نسبت نقدینگی به ذخایر خارجی، تولید ناخالص ملی و قیمت سهام به‌عنوان شاخص‌های پیشرو بحران‌های بانکی هستند. آن‌ها در سال ۱۹۹۹ با استفاده از این رویکرد به‌خوبی توانستند بحران مالی آسیا را در دورهٔ زمانی ۱۹۹۸-۱۹۹۷ پیش‌بینی نمایند و آزادسازی مالی را به‌عنوان یکی از دلایل اصلی وقوع بحران در مطالعهٔ خود می‌دانستند.

کانت و دتراگیاچ (۲۰۰۵)، با مطالعه بر روی ۷۷ بحران بانکی، نشان دادند که کاهش تولید

ناخالص داخلی، نرخ بهره و تورم بالا، کسری بودجه، نسبت نقدینگی به ذخایر، نسبت تسهیلات پرداختی به بخش خصوصی به GDP و وقفه نرخ رشد اعتبارات متغیرهای پیشرو در احتمال وقوع بحران بانکی هستند.

هاگن و هو (۲۰۰۷)، در مطالعه‌ای بر روی ۴۷ کشور منتخب به این نتیجه رسیدند که متغیرهای کلان، شامل رکود شدید، تورم بالا، کسری بودجه، تقویت بیش‌ازحد نرخ ارز حقیقی، نرخ بهرهٔ حقیقی و کاهش رشد اقتصادی و متغیرهای خرد اقتصادی، شامل بیمه سپرده‌ها در ایجاد بحران بانکی مؤثر بوده‌اند و متغیرهای رشد اعتبارات، رشد پایه پولی و اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی نسبت به تولید ناخالص داخلی در مدل معنادار نبوده‌اند.

بارل و همکاران (۲۰۱۰)، با استفاده از آزمون هشدارهای اولیه و رویکرد کانت و دیتراگیاچ (۲۰۰۵) و دیویس و کریم (۲۰۰۸) نشان دادند، شاخص‌هایی همچون نسبت سرمایه و نسبت نقدینگی و رشد قیمت مسکن می‌توانند از عوامل مؤثر در احتمال وقوع بحران بانکی در کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD) باشند.

نتایج پژوهش بابسکی و همکاران (۲۰۱۲) در کشورهای منطقهٔ یورو و کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه نشان داد که قیمت مسکن، قیمت سهام و رشد اعتبارات و اعطای تسهیلات به بخش خصوصی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر وقوع بحران بانکی در کشورهای یاد شده هستند.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود تا سال ۲۰۱۲ هیچ مطالعه‌ای در خصوص رابطهٔ بین نابرابری درآمد و بحران‌های بانکی صورت نگرفته است و بررسی چنین رابطه‌ای همواره از حیطهٔ پژوهش اقتصاددانان به دور مانده است؛ تا اینکه سرانجام بورودو و ماینسن (۲۰۱۲) نخستین آزمایش تجربی در خصوص رابطهٔ علّی بین نابرابری درآمد و بحران مالی را با استفاده از داده‌های پانل در ۱۴ اقتصاد پیشرفته، طی دورهٔ ۱۹۲۰ تا ۲۰۰۰ را انجام دادند. آن‌ها هیچ رابطهٔ علّی بین ریسک‌های اعتباری و نابرابری درآمد پیدا نمی‌کنند، اما تأیید می‌کنند که روندهای اعتباری منجر به بحران مالی می‌شوند.

در مقابل پروجینی و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های پانل در ۱۸ کشور OECD طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۷، یک رابطهٔ مثبت بین میزان درآمد و بدهی در بخش خصوصی پیدا می‌کند. مطالعات بورودو و ماینسن و پروجینی و همکاران، هر دو اقتصادهای پیشرفته را

موردبررسی قرار داده‌اند و بررسی رابطهٔ مذکور برای کشورهای درحال‌توسعه هنوز عملی شده بود.

ری و کیم (۲۰۱۸) به بررسی رابطهٔ بین نابرابری درآمد و بروز بحران بانکی در کشورهای درحال‌توسعه پرداختند. آن‌ها کار خود را بر مبنای استفاده از داده‌های پانلی در ۶۸ کشور جهان (شامل ۲۱ کشور پیشرفته و ۴۷ کشور درحال‌توسعه) طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۷۳ انجام دادند.

بلتینی و همکاران (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای به تحلیل تجربی رابطه بین نابرابری درآمد و وقوع بحران‌های بانکی در ۳۳ کشور پیشرفته طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۷۰ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه معنادار و مثبت بین شاخص جینی و احتمال بحران‌های بانکی وجود دارد. این نتایج وقتی‌که توزیع درآمد بالاتر از یک درصد سهم درآمد است، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

پاول (۲۰۲۰)، در مطالعه‌ای به بررسی الگوهای تاریخی نابرابری و بهره‌وری در طی بحران‌های مالی پرداختند. در این مقاله، برای درک عوامل تعیین‌کننده بحران‌های مالی، بر روی تحقیقات قبلی متمرکز شده و در مقابل تغییرات گرایشی در اقتصاد واقعی به‌عنوان عوامل بی‌ثباتی مالی در نظر گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمد بالا و رشد بهره‌وری پایین به‌عنوان پیش‌بینی‌کننده‌های بحران هستند.

۳-۲- مطالعات تجربی داخلی

در داخل کشور، تاکنون مطالعه مستقیمی به بررسی بحران بانکی و توزیع درآمد نپرداخته است ولی در ادامه به مطالعات مشابهی در این حوزه پرداخته خواهد شد.

پروین و طاهری‌فرد (۲۰۰۸)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر فقر و توزیع-درآمد با استفاده از روابط رگرسیونی پرداخته‌اند و نتایج گویای آن است که سیاست‌های پولی در راستای کاهش فقر عمل نمی‌کند.

عصاری‌آرانی و همکاران (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر توزیع درآمد در ایران با استفاده از یک الگوی خودتوضیح برداری پرداختند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تأثیر سیاست‌های پولی بر توزیع درآمد در ایران در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت متفاوت است.

ابراهیمی و آل‌مراد (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر توسعه بازار پول بر توزیع درآمد در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۴۵ با استفاده از الگوی خودرگرسیونی باوقفه گسترده پرداخته‌اند. نتایج نشان‌دهنده این است که توسعه بازار پول در بلندمدت و کوتاه‌مدت سبب کاهش نابرابری

درآمد می‌شود.

مشیری و نادعلی (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای به شناسایی عوامل مؤثر در بروز بحران بانکی در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۲ با استفاده از دو مدل لاجیت و مدل با احتمالات وقوع بحران به‌عنوان متغیر وابسته و از روش‌های حداکثر درست‌نمایی و حداقل مربعات وزنی پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد، متغیرهای تورم و مجذور آن، نرخ سود حقیقی و نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی نسبت به GDP، با احتمال وقوع بحران بانکی در ایران رابطه معناداری دارند.

زارعی و کمیجانی (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای به شناسایی و پیش‌بینی بحران‌های بانکی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۹ با تواتر فصلی و با رهیافت چرخشی مارکف پرداختند. مدل تصریح شده در این روش توانسته است در ۷۷ درصد مواردی که بحران اتفاق افتاده است، وقوع بحران را با احتمال بالای ۴۰ درصد پیش‌بینی نماید و تنها ۱۲ درصد سیگنال اشتباه داشته است.

مرور مطالعات تجربی نشان می‌دهد، توزیع نامناسب درآمد و به دنبال آن فقر، موضوعی است که سیاست‌های مالی و پولی دولت در کاهش و یا تشدید آن نقش بسزایی دارند و از سوی دیگر همین نابرابری در درآمدهای می‌تواند زمینه‌های بروز بحران‌های پولی و مالی را ایجاد نماید. بانک‌ها در ایران مانند سایر کشورهای درحال‌توسعه، به علت محدودیت فعالیت‌های سایر مؤسسات مالی از نقش حساس‌تری در خصوص تأمین مالی برخوردار هستند؛ بنابراین وقوع بحران در این بخش، می‌تواند ثبات مالی را به مخاطره اندازد. لذا نوآوری این پژوهش در بررسی اثرات کوتاه و بلندمدت نابرابری درآمد بر بحران بانکی به‌عنوان یکی از بحران‌های مهم در ایران می‌باشد که تلاش شده است در قالب روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی کراندار مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گیرد.

۴-روش‌شناسی پژوهش، معرفی مدل و متغیرها

۴-۱- روش‌شناسی پژوهش

الف) آزمون خودبازگشتی با وقفه‌های گسترده (ARDL): در این مقاله از رویکرد مدل

خودبازگشتی باوقفه‌های گسترده[1] (ARDL)، معرفی شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱)، برای بررسی همجمعی و نیز تخمین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها استفاده شده است. این روش مزیت‌های زیادی نسبت به سایر تکنیک‌های مرسوم دارد و لذا به‌طور گسترده در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرد. مهم‌ترین مزیت رویکرد ARDL این است که این روش صرف‌نظر از این‌که متغیرهای مدل I(۰) یا I(۱) هستند، قابل کاربرد است. دلیل دیگر این‌که، این روش در نمونه‌های کوچک یا محدود کارایی نسبتاً بیشتری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد. هم‌چنین در این روش علاوه بر محاسبهٔ روابط بلندمدت میان متغیرها، امکان محاسبه روابط پویا و کوتاه‌مدت وجود دارد. ضمن آن‌که سرعت تعدیل به تعادل بلندمدت پس از شوک‌های کوتاه‌مدت، با افزودن مدل ECM قابل محاسبه است. افزون بر این مشکل درونزایی به دلیل همبسته نبودن جملات اخلال در رویکرد ARDL بروز نمی‌کند (Pesaran and Shin, 1999).

ب) آزمون خودبازگشتی باوقفه‌های توزیعی کرانه‌ها (ARDL Bounds Test): روش آزمون ARDL Bound، براساس تخمین OLS یک الگوی تصحیح خطای نامقید[2](UECM) برای تحلیل هم‌انباشتگی بنا شده است. از مدل ARDL می‌توان یک مدل تصحیح خطای پویا(ECM) استخراج نمود(Bannerjee et al., 1993)، که ECM، پویایی‌های کوتاه‌مدت را با تعادل بلندمدت بدون از دست دادن اطلاعات بلندمدت ادغام می‌کند (Shrestha & Chowdhury, 2005). براساس کار پسران و رسران (۱۹۹۷) و پسران و شین (۲۰۰۱) مدل $\mathrm{ARDL}(p, q_1, q_2, \ldots, q_n)$ به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\emptyset(L,p)y_t = c_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i (L,q_i)x_{it} + \delta_t w_t + u_t \quad ; \quad t = 1, \ldots, n \qquad (۲)$$

که y_t متغیر وابسته، c_0 عرض از مبدأ، x_{it} متغیرهای مستقل، L عملگر وقفه و w_t شامل متغیرهای از پیش تعیین شده مانند متغیرهای دامی، متغیر روند و سایر متغیرهای برون‌زا با وقفه ثابت می‌باشند مدل الگوی تصحیح خطای نامقید مدل ARDL مزبور به‌وسیله بازنویسی معادله به‌صورت زیر به دست می‌آید:

1- Auto-Regressive Distributed Laged
2- Unrestricted Error Correction Model

$$Dy_t = c_0 + c_1 t + \lambda_{yx} z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \, Dy_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \, Dx_{t-i} + \delta_t w_t + u_t \quad (۳)$$

که D عملگر تفاضل مرتبه اول، t روند و $z_t = (y_t , \quad _{it})$ می‌باشند و γ_i پویایی‌های کوتاه‌مدت مدل را نشان می‌دهد. با اعمال $c_0 \neq 0$ و $c_1 = 0$ رابطه را به‌صورت زیر خواهیم داشت:

$$Dy_t = c_0 + \lambda_{yy} y_{t-1} + \lambda_{yx} x_{t-1} \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \, Dy_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \, Dx_{t-i} + \delta_t w_t + u_t \quad (۴)$$

برای اجرای رویکرد آزمون ARDL سه گام ضروری است. گام نخست تعیین وجود رابطه هم‌جمعی بلندمدت در بین متغیرهای معادله است. در این مرحله، براساس سطوح معنی‌داری مرسوم (۱٪، ۵٪ و ۱۰٪)، آمارهٔ F محاسباتی، با مورد مربوط به مقادیر بحرانی Bounds که در جدول پسران و همکاران(۲۰۰۱) آورده شده است، مقایسه می‌شود. اگر آمارهٔ F تخمین زده شده، بیش‌تر از مقدار بحرانی باشد، آن گاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم هم‌انباشتگی رد می‌شود. اگر آمارهٔ F تخمین زده شده کم‌تر از کرانهٔ پایینی مقدار بحرانی باشد، آن‌گاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی، نمی‌تواند رد شود. هر چند اگر آمارهٔ F محاسباتی بین کرانه بالایی و پایینی قرار گیرد، تصمیم قطعی نخواهد بود. در اینجا مرتبهٔ انباشتگی متغیرهای توضیحی I(d)، برای هر نتیجه‌ای باید شناخته شده باشد. در این وضعیت، اگر متغیرها I(۰) باشند، بر اساس کرانهٔ پایینی هم‌انباشته خواهند بود و برعکس(Shrestha & Chowdhury, 2005 & Tong, 2003) .

گام دوم، تخمین کشش‌های روابط بلندمدت و تعیین مقادیر آن‌هاست. کشش‌های بلندمدت، از ضرایب تخمین زده شدهٔ متغیرهای توضیحی (مستقل) در سطح با یک وقفه تقسیم بر متغیر وابسته در با یک وقفه، ضرب در یک علامت منفی، محاسبه می‌شوند (Bardsen, 1989). مقدار بلندمدت برای متغیر مجازی مستقیماً از معادلهٔ تخمین زده شده به دست می‌آید (Choong et al., 2005). گام دوم تنها درصورتی اجرا می‌شود که در گام اول، رابطهٔ بلندمدت وجود داشته باشد (Marashdeh, 2005).

سرانجام در گام سوم، کشش‌های کوتاه‌مدت از ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرهای مدل ARDL به دست می‌آیند. ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرها در UECM تخمین زده شده، نشان دهندهٔ کشش‌های کوتاه‌مدت هستند (Tong, 2003). زمانی‌که بیش از یک ضریب برای متغیر

مشخص وجود داشته باشد، آن‌ها با هم جمع می‌شوند و معنی‌داری مشترک آن‌ها با آزمون ضرایب Wald، آزمون می‌شود.

۴-۲- معرفی مدل و متغیرها

جهت بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و بحران بانکی در ایران طی دورهٔ ۱۳۹۸-۱۳۵۹، مدل زیر با الهام از مطالعهٔ ری و کیم (۳)، مورد استفاده قرار گرفته است (معادله (۲)). در این مدل لگاریتم نسبت اعتبار داخلی به تولید ناخالص داخلی تعدیل شده (اعتبار داخلی حقیقی) به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. همچنین به منظور نشان دادن میزان نابرابری از شاخص مشهور جینی بهره گرفته شده است. متغیرهای توضیحی مدل علاوه بر شاخص جینی شامل لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم حجم نقدینگی، لگاریتم تشکیل سرمایه ناخالص حقیقی، لگاریتم نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی، لگاریتم نرخ ارز حقیقی و شکاف تولید می‌باشد.

در این پژوهش برای بررسی ارتباط بین متغیرها در اقتصاد ایران از مدل خودبازگشتی با وقفهٔ گسترده و آزمون کرانه‌ها استفاده شده است که فرم عمومی آن به‌صورت زیر است:

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \lambda_j X_{t-j} + U_t \quad (۵)$$

که در آن Y متغیر وابسته و X متغیر مستقل است. U_t نیز جزء اخلال می‌باشد.

به منظور بررسی ارتباط بین متغیرهای مورد مطالعه از فرم تصریح شده ARDL(1, 0, 0, 0, 1, 1, 0, 0) در این پژوهش بهره گرفته می‌شود که به‌صورت معادله (۶) نمایش داده شده است:

$$LCREDGDP_t = C + \gamma_1 LCREDGDP_{t-1} + \lambda_0 GINI_t + \xi_0 LDEBGDP_t + \rho_0 LGDP_t + \tau_0 LINV_t + \tau_1 LINV_{t-1} + \phi_0 LREX_t + \phi_1 LREX_{t-1} + \psi_0 OUTGAP_t + \omega_0 LM_t + U_t \quad (۶)$$

که در آن:

$LCREDGDP$: لگاریتم نوسانات نسبت اعتبار داخلی به تولید ناخالص داخلی که آمار مربوط به هرکدام از بانک مرکزی و برحسب میلیارد ریال می‌باشند. نوسانات این نسبت براساس فیلتر هادریک-پرسکات استخراج و به‌عنوان شاخص بحران بانکی در نظر گرفته شده است.

$GINI$: نشان‌دهندهٔ شاخص جینی می‌باشد که بین دو مقدار صفر و یک قرار می‌گیرد، که

هرچه مقدار این شاخص به صفر نزدیک‌تر باشد نشان‌دهندهٔ نابرابری کمتر و مقادیر نزدیک به واحد بیانگر نابرابری بیشتر می‌باشد؛ که داده‌های آن از بانک مرکزی ایران گرفته شده است.

$LDEBGDP$: بیانگر لگاریتم نوسانات نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی که آمار مربوط به هرکدام از بانک مرکزی و برحسب میلیارد ریال می‌باشند. نوسانات این نسبت براساس فیلتر هادریک-پرسکات استخراج شده است.

$LGDP$: بیان‌کنندهٔ لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی براساس شاخص قیمت سال پایه ۱۳۹۰ و برحسب میلیارد ریال

$LINV$: نشانگر نوسانات لگاریتم نسبت تشکیل سرمایه ناخالص به تولید ناخالص داخلی که آمار مربوط به هرکدام از بانک مرکزی و برحسب میلیارد ریال می‌باشند. نوسانات این نسبت براساس فیلتر هادریک-پرسکات استخراج شده است.

$LREX$: بیان‌کنندهٔ لگاریتم نرخ ارز حقیقی است. چنین داده‌ای با استفاده از روش فیلتر هودریک-پرسکات بر روی داده‌های نرخ ارز اسمی که از بانک مرکزی گردآوری شده، بدست آمده است.

$OUTGAP$: بیانگر شکاف تولید بوده و با استفاده از روش فیلتر هودریک-پرسکات بدست آمده است. داده های مربوط به شکاف تولید بر اساس تعریف درنبوش و فیشر از تفاضل تولید واقعی از تولید بالقوه به دست آمده است. (شکاف مثبت نشان‌دهندهٔ رکود و شکاف منفی نشان‌دهندهٔ تورم است).

و LM: معرف لگاریتم حجم نقدینگی و برحسب میلیارد ریال می‌باشد که اطلاعات آن از بانک مرکزی گردآوری شده است.

۵-یافته‌های پژوهش

۵-۱- آمار توصیفی متغیرها

قبل از هر چیز لازم است برای توصیف بهتر داده‌های مورد استفاده، به بررسی میانگین، انحراف معیار و مقادیر حداکثر و حداقل متغیرهای مدل پرداخته شود.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	میانه	بیشترین مقدار	کمترین مقدار	انحراف معیار	ضریب چولگی	ضریب کشیدگی	تعداد مشاهدات
LCREDGDP	۱۴/۵۲۰۹	۱۴/۳۸۸۷	۱۵/۴۹۶۴	۱۴/۰۹۵۷	۰/۳۵۳۳	۱/۰۲۱۸	۳/۱۱۹۱	۴۰
GINI	۰/۳۹۰۱	۰/۳۹۹۴	۰/۴۵۴۰	۰/۰۳۸۷	۰/۰۶۰۹	−۵/۱۹۲۶	۳۰/۷۱۱۶	۴۰
LDEBGDP	−۱/۴۶۶۵	−۱/۴۷۱۰	−۰/۶۷۸۹	−۲/۲۹۲۵	۰/۵۹۵۳	−۰/۰۰۰۴	۱/۴۱۴۷	۴۰
LGDP	۸/۵۴۲۱	۸/۴۸۲۰	۸/۸۴۶۰	۸/۱۹۹۸	۰/۱۷۲۵	۰/۰۱۲۴	۲/۰۲۰۹	۴۰
LINV	۳۴/۸۵۹۹	۳۴/۸۸۷۴	۳۵/۴۵۸۶	۳۳/۶۷۹۷	۰/۵۰۶۷	−۰/۵۴۷۸	۲/۲۹۰۴	۴۰
OUTGAP	۰/۰۱۵۹	−۰/۰۰۷۲	۰/۳۰۱۸	−۰/۰۹۴۷	۰/۰۸۴۲	۱/۸۲۹۱	۷/۰۲۵۱	۴۰
LM	۱۱/۹۹۹۷	۱۱/۸۹۶۷	۱۶/۳۴۳۹	۸/۱۷۴۷	۲/۵۳۱۸	۰/۱۳۷۳	۱/۷۱۷۷	۴۰

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۱) خلاصه‌ای از آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش را ارائه می‌دهد. چولگی برابر با گشتاور سوم نرمال شده است. چولگی در حقیقت معیاری از وجود یا عدم تقارن توزیع می‌باشد. برای یک توزیع کاملاً متقارن صفر و برای یک توزیع نامتقارن با کشیدگی به سمت مقادیر بالاتر چولگی مثبت و برای توزیع نامتقارن با کشیدگی به سمت مقادیر کوچک‌تر مقدار چولگی منفی است. داده‌های مورد مطالعه در این پژوهش به غیر از ضریب جینی، بدهی به GDP، و سرمایه‌گذاری، همگی چوله به راست هستند.

کشیدگی برابر با گشتاور چهارم نرمال شده است؛ به عبارت دیگر معیاری از تیزی منحنی در نقطه ماکزیمم است. برای مثال ضریب جینی، اعتبارات به GDP به ترتیب دارای کشیدگی ۵/۱۹ و ۱/۷۱ هستند که از کشیدگی توزیع نرمال (مقدار کشیدگی توزیع نرمال برابر ۳ می‌باشد) کمتر است و سایر متغیرها دارای کشیدگی بیشتر از کشیدگی توزیع نرمال هستند. با توجه به اینکه حجم نمونه‌ها در این پژوهش برای هر متغیر ۴۰ داده است، لذا طبق قضیه حد مرکزی، داده‌ها از توزیع نرمال برخوردار هستند.

۵-۲- بررسی مانایی متغیرها

در روش‌های سری زمانی گام نخست بررسی مانایی متغیرها می‌باشد. با توجه به نامانایی اکثر سری های زمانی در اقتصاد کلان، بکارگیری اقتصادسنجی متداول برای تحلیل کمی روابط اقتصادی تردیدآمیز جلوه می کند. در واقع نامانایی سری‌های زمانی(داشتن ریشه واحد) ممکن است منجر به رگرسیون کاذب شود. لذا قبل از تحلیل‌های هم‌انباشتگی، ابتدا خواص مانایی کلیهٔ

متغیرهای مدل به وسیلهٔ روش دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) آزمون می‌شود.

جدول ۲- آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته (باعرض از مبدأ و روند)

متغیر	آماره آزمون ADF	سطوح بحرانی		سطح احتمال	نتیجه
		سطح ۵٪	سطح ۱۰ ٪		
LCREDGDP	۳/۱۸۵۷	-۱/۹۵۰۱	-۱/۶۱۱۳	۰/۹۹۹۴	نامانا
D(LCREDGDP)	-۲/۴۲۹۹	-۱/۹۵۰۴	-۱/۶۱۱۲	۰/۰۱۶۵	I(1)
GINI	۲/۲۷۵۶	-۲/۹۶۰۴	-۲/۶۱۹۲	۰/۹۹۹۹	نامانا
D(GINI)	-۴/۲۴۸۵	-۳/۵۸۷۵	-۳/۲۲۹۲	۰/۰۰۲۲	I(1)
LDEBGDP	-۱/۸۸۵۷	-۱/۹۵۱۳	-۱/۶۱۰۷	۰/۰۵۷۵	نامانا
D(LDEBGDP)	-۲/۶۰۷۶	-۱/۹۵۱۳	-۱/۶۱۰۷	۰/۰۰۹۸	I(1)
LGDP	-۰/۵۳۱۶	-۲/۹۴۳۴	-۲/۶۱۰۳	۰/۸۷۳۵	نامانا
D(LGDP)	-۵/۵۷۸۴	-۲/۹۴۵۸	-۲/۶۱۱۵	۰/۰۰۰۰	I(1)
LINV	-۰/۵۶۸۸	-۲/۹۵۱۱	-۲/۶۱۴۳	۰/۸۶۴۷	نامانا
D(LINV)	-۴/۳۱۷۲	-۲/۹۵۱۱	-۲/۶۱۴۳	۰/۰۰۱۷	I(1)
LREX	-۱/۵۰۵۶	-۲/۹۴۸۴	-۲/۶۱۲۹	۰/۵۱۹۱	نامانا
D(LREX)	-۶/۲۰۱۹	-۲/۹۴۸۴	-۲/۶۱۲۹	۰/۰۰۰۰	I(1)
OUTGAP	۱/۶۴۶۷	-۱/۹۵۳۸	-۱/۶۰۹۶	۰/۹۷۲۵	نامانا
D(OUTGAP)	-۵/۲۶۶۰	-۱/۹۵۰۴	-۱/۶۱۱۲	۰/۰۰۰۰	I(1)
LM	۳/۵۴۶۴	-۱/۹۵۰۴	-۱/۶۱۱۲	۰/۹۹۹۸	نامانا
D(LM)	-۳/۵۲۳۶	-۲/۹۴۵۸	-۲/۶۱۱۵	۰/۰۰۲۹	I(1)

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، کلیه متغیرهای مدل در سطح نامانا هستند و قدرمطلق آماره دیکی-فولر تعمیم‌یافته محاسبه شده برای آن‌ها در سطح از قدرمطلق مقادیر بحرانی کوچکتر بوده و بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان رد کرد؛ بنابراین با یکبار تفاضل‌گیری از این متغیرها، قدرمطلق آماره دیکی-فولر تعمیم‌یافته برای آن‌ها از قدرمطلق مقادیر بحرانی بزرگتر شده و ایستا بودن آن‌ها را به اثبات می‌رساند. با توجه به اینکه کلیه متغیرها I(1) هستند، بایستی با استفاده از روش مناسب، وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها مورد بررسی قرار گیرد.

۵-۳- تعیین و شناسایی بردار هم‌انباشتگی

در اغلب متغیرهای سری‌زمانی اقتصادی گرایش به حرکت هم‌جهت وجود دارد و این به دلیل

وجود روند مشترکی است که در غالب آنها مشاهده می‌شود. به‌طورکلی متغیرهای اقتصادی که خصوصیات آماری آن‌ها (مثل میانگین و واریانس) تابعی از زمان باشد، متغیرهای نامانا می‌نامند. تخمین مدل رگرسیون با استفاده از متغیرهای نامانا را رگرسیون کاذب می‌نامند، زیرا استناد به نتایج چنین مدلی به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر خواهد شد. یک راه برای اجتناب از رگرسیون کاذب، تفاضل‌گیری و استفاده از تفاضل متغیرها در مدل است. ولی چنین مدلی هیچ‌گونه اطلاعاتی در خصوص رابطهٔ بلندمدت متغیرها ارائه نمی‌کند. تحت چنین شرایطی، می‌توان به روش‌های هم انباشتگی (همجمعی) متوسل شد و مدل مورد نظر را به دور از کاذب بودن بر اساس سطح متغیرها برآورد کرد.

در این پژوهش جهت بررسی رابطهٔ بلندمدت میان متغیرهای مدل از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۳) نمایش داده شده است. نتایج نشان می‌دهد، بر اساس آمارهٔ آزمون اثر، می‌توان نتیجه گرفت که حداقل ۷ بردار هم‌انباشته در سطح معناداری ۵٪ وجود دارد.

جدول ۳- آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن

احتمال	مقدار بحرانی ۵٪	آمارهٔ آزمون اثر	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۰/۰۰۰۰	۱۵۹/۵۲۹۷	۵۱۷/۶۷۳۳	$K = ۱$	$K = ۰$
۰/۰۰۰۰	۱۲۵/۶۱۵۴	۳۳۵/۳۳۷۶	$K = ۲$	$K \leq ۱$
۰/۰۰۰۰	۹۵/۷۵۳۷	۲۲۴/۳۱۶۶	$K = ۳$	$K \leq ۲$
۰/۰۰۰۰	۶۹/۸۱۸۹	۱۳۱/۴۹۹۷	$K = ۴$	$K \leq ۳$
۰/۰۰۰۰	۴۷/۸۵۶۱	۷۹/۹۸۵۷	$K = ۵$	$K \leq ۴$
۰/۰۰۱۰	۲۹/۷۹۷۱	۴۲/۷۷۲۷	$K = ۶$	$K \leq ۵$
۰/۰۱۵۳	۱۵/۴۹۴۷	۱۸/۷۹۹۲	$K = ۷$	$K \leq ۶$
۰/۰۹۹۸	۳/۸۴۱۵	۲/۷۰۹۲	$K = ۸$	$K \leq ۷^{*}$

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۴- برآورد مدل به روش ARDL

به منظور تخمین مدل ARDL(۱,۰,۰,۰,۱,۱,۰,۰) فرم محاسباتی روش خودرگرسیونی توزیعی

باوقفه در نظر گرفته می‌شود که به‌صورت زیر نوشته شده است.

$$\Delta Y = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_1 Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \beta_2 X_{t-j} + \theta_1 Y_{t-i} + \theta_2 X_{t-j} + U_t \quad (۷)$$

در رابطهٔ فوق جزء $\sum_{i=1}^{p} \beta_1 Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \beta_2 X_{t-j}$ نشان‌دهندهٔ رابطه کوتاه‌مدت میان متغیرهای مدل است و جزء $\theta_1 Y_{t-i} + \theta_2 X_{t-j}$ رابطهٔ بلندمدت میان متغیرها را نشان می‌دهد. U_t نیز بیانگر جزء اخلال است.

برای تخمین مدل فوق ابتدا وجود رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها بررسی می‌شود، سپس به آزمون وجود یا عدم وجود رابطهٔ بلندمدت پرداخته می‌شود.

جهت شناسایی روابط کوتاه مدت و بلندمدت میان متغیرها، فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم وجود رابطهٔ کوتاه مدت یا بلندمدت، در مقابل فرضیه وجود رابطه کوتاه مدت یا بلندمدت مورد آزمون واقع می‌شود. چنانچه P-Value کوچک‌تر از ۵٪ باشد فرضیهٔ صفر رد می‌شود و وجود رابطهٔ کوتاه‌مدت یا بلندمت میان متغیرها تأیید می‌شود.

نتایج رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرها، به ترتیب در جداول ۴ و ۵ نشان داده شده‌اند.

جدول ۴- رابطهٔ کوتاه مدت در مدل ADRL

متغیر	ضریب	آمارهٔ t	احتمال
D(GINI)	۰/۴۹۷۹	۱/۷۳۴۴	۰/۰۹۴۷
D(LDEBGDP)	۰/۱۲۸۰	۱/۲۰۶۴	۰/۲۳۸۵
D(LGDP)	۱/۲۹۹۱	۳/۴۹۱۰	۰/۰۰۱۷
D(LINV)	۰/۰۶۳۶	۰/۶۱۱۴	۰/۵۴۶۲
D(LREX)	-۰/۲۰۴۹	-۲/۲۹۰۷	۰/۰۳۰۳
D(OUTGAP)	۰/۷۶۰۹	۲/۷۵۲۳	۰/۰۱۰۶
D(LM)	-۰/۰۲۲۲	-۱/۸۲۶۴	۰/۰۸۰۲
CointEq(-1)	-۰/۳۵۷۳	-۳/۱۸۰۵	۰/۰۰۳۸

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۴)، وجود رابطهٔ کوتاه‌مدت بین متغیرهای مستقل تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز حقیقی و شکاف تولید با متغیر وابستهٔ نسبت اعتبار داخلی به GDP تأیید می‌شود. به عبارتی در کوتاه‌مدت، با افزایش تولید ناخالص داخلی و شکاف تولید از مقدار بالقوه خود، میزان اعتبار داخلی به تولید افزایش یافته، و منجر به بروز بحران بانکی خواهد شد.

از سوی دیگر به دلیل معنادار نبودن متغیر ضریب جینی، ارتباط این متغیر در کوتاه‌مدت با

نسبت اعتبارات به GDP برقرار نیست. ضریب تعدیل (ECM) که در سطر آخر جدول ۴ نشان داده شده است، منفی و در حدود (۰/۳۶) برآورد شده است و نشان می‌دهد که در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، ۳۶ درصد از عدم تعادل تابع مورد نظر از مسیر بلندمدتش، در دورهٔ بعد توسط متغیرهای الگو تصحیح می‌شود.

جدول ۵ نیز رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای مستقل با متغیر وابسته را ارائه می‌دهد.

جدول ۵- رابطهٔ بلند مدت در مدل ADRL

متغیر	ضریب	آمارهٔ t	احتمال
GINI	۱/۳۹۳۶	۲/۵۳۹۳	۰/۰۱۵۸
LDEBGDP	۰/۳۵۸۲	۲/۳۳۹۱	۰/۰۲۲۱
LGDP	۳/۶۳۶۰	۲/۷۴۰۸	۰/۰۱۰۹
LINV	۰/۲۴۹۶	۴/۷۷۷۲	۰/۰۰۰۰
LREX	-۰/۰۰۹۷	-۴/۱۱۸۹	۰/۰۰۰۰
OUTGAP	۲/۱۲۹۵	۲/۳۸۴۷	۰/۰۲۴۷
LM	-۰/۰۶۲۱	-۵/۵۷۷۳	۰/۰۰۰۰
C	-۷/۵۰۷۴	-۰/۶۹۳۴	۰/۴۹۴۲

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج ارائه شده در جدول ۵ حاکی از آن است که در بلندمدت، میان تمامی متغیرهای مستقل مدل با متغیر وابسته رابطه وجود دارد. نتایج رابطه ضریب جینی و شاخص بحران بانکی نیز نشان از رابطه مثبت و معنادار است که به دلیل افزایش نابرابری‌های درآمدی و تقاضای مردم برای تسهیلات، حجم اعتبارات اعطایی افزایش یافته و انتظار افزایش بدهی‌ها را می‌توان داشت، لذا این موضوع به تشدید بحران بانکی در کشور منتهی خواهد شد.

از سوی دیگر با افزایش بدهی‌های عمومی، همانطور که در بالا نیز اشاره شد، میزان درخواست تسهیلات بانکی افزایش یافته و لذا شاخص بحران بانکی را تحریک می‌نماید. با افزایش تولید ناخالص داخلی، حجم اعتبارات داخلی نیز افزایش یافته و این به نوبه خود می‌تواند منجر به ایجاد بحران بانکی شود.

با افزایش سرمایه‌گذاری و تشدید شکاف تولید نیز حجم اعتبارات داخلی به تولید افزایش یافته و بحران بانکی را ناشی می‌شود. ولی افزایش نرخ ارز (به دلیل کاهش ارزش پول ملی) و نقدینگی باعث کاهش اعطای تسهیلات شده و انتظار می‌رود برروی بحران بانکی نیز اثر منفی داشته باشد.

بر اساس جداول ۴ و ۵ الگوی مورد بررسی، به‌صورت معادلهٔ (۸) تخمین زده می‌شود:

D (LCREDGDP) = –۷/۵۰۷ + ۰/۴۹۸ D(GINI) + ۰/۱۲۸ D(LDEBGDP) + ۱/۲۹۹ D(LGDP) + ۰/۰۶۴ D(LINV) – ۰/۲۰۵ D(LREX) + ۰/۷۶۱D(OUTGAP) -۰/۰۲۲ D(LM)+ ۱/۳۹۴GINI +۰/۳۵۸ LDEBGDP +۳/۶۳۶LGDP+۰/۲۵۰LINV-۰/۰۱۰LREX+۲/۱۲۹OUTGAP-۰/۰۶۲LM+U (۸)

۵-۵- آزمون ARDL Bound

جهت پیدا کردن رابطهٔ هم‌جمعی بین متغیرها از آمارهٔ حد بالا و پایین باندز که توسط شین و پسران ارائه شده‌است استفاده می‌کنیم. برای آزمون وجود یا عدم وجود رابطه‌ی هم‌جمعی بین متغیرهای مدل فروض زیر را در نظر می‌گیریم.

رابطهٔ هم‌جمعی بلندمدت وجود ندارد : H_0

رابطهٔ هم‌جمعی بلندمدت وجود دارد : H_1

یافته‌های حاصل از تخمین آزمون ARDL Bounds در جدول ۶ به نمایش گذاشته شده است. بر اساس آزمون ARDL Bounds هرگاه مقدار آمارهٔ F بزرگ‌تر از حد بالای باند باشد، فرضیهٔ صفر رد شده و در نتیجه رابطهٔ هم‌جمعی بلندمدت بین متغیرها وجود دارد.

نتایج آزمون ARDL Bounds که در در جدول ۶ ارائه شده است نشان می‌دهد که مقدار آمارهٔ F در تمام سطوح معنادار بزرگ‌تر از حد بالای ارزش بحرانی است و بنابراین رابطه هم‌جمعی بلندمدت میان متغیرها وجود خواهد داشت.

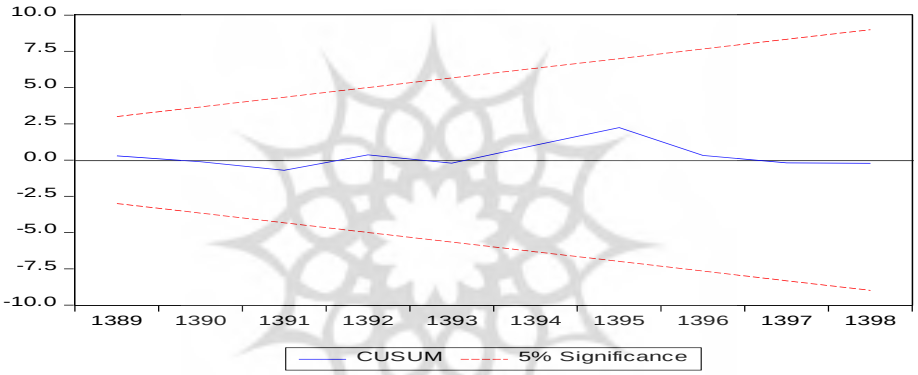
جدول ۶- آزمون باند برای وجود یک رابطه هم‌انباشتگی در بلندمدت

آماره F	مقادیر بحرانی کراندار			نتیجه
	سطح اطمینان	I0 Bound	I1 Bound	
۶/۵۷۲۴	٪۱۰	۱/۹۲	۲/۸۹	رد فرضیهٔ صفر
	٪۵	۲/۱۷	۳/۲۱	رد فرضیهٔ صفر
	٪۲/۵	۲/۴۳	۳/۵۱	رد فرضیهٔ صفر
	٪۱	۲/۷۳	۳/۹	رد فرضیهٔ صفر

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۶- آزمون‌های ثبات ساختاری مدل

برای اطمینان از ثبات ساختاری مدل، آزمون‌های CUSUM، CUSUMSQ را که منعکس کننده ثبات در ضرایب تخمینی در طول دوره مورد بررسی هستند، انجام شده است. این آزمون که توسط هنسن[1] (۱۹۹۲) ارائه گردید، بیان می‌کند پارامترهای تخمین زده شده در یک سری زمانی ممکن است در طی زمان تغییر کنند و پارامترهای بی‌ثبات نیز ممکن است به عدم تشخیص صحیح منجر شوند. لذا انجام آزمون ثبات پارامتری ضروری به نظر می‌رسد. برای این منظور از آزمون مجموع پسماند تجمعی بازگشتی(CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی بازگشتی(CUSUMSQ) که توسط براون و دیگران[2] (۱۹۷۵) ارائه شده، استفاده خواهد شد. اگر نمودارهای ارائه شده داخل فاصله اطمینان ۹۵٪ باشند، فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری را نمی‌توان رد کرد و اگر نمودارها از فاصله اطمینان بیرون زده باشند یا به عبارتی فاصله اطمینان را قطع کرده باشند، فرضیه صفر را می‌توان رد کرد.

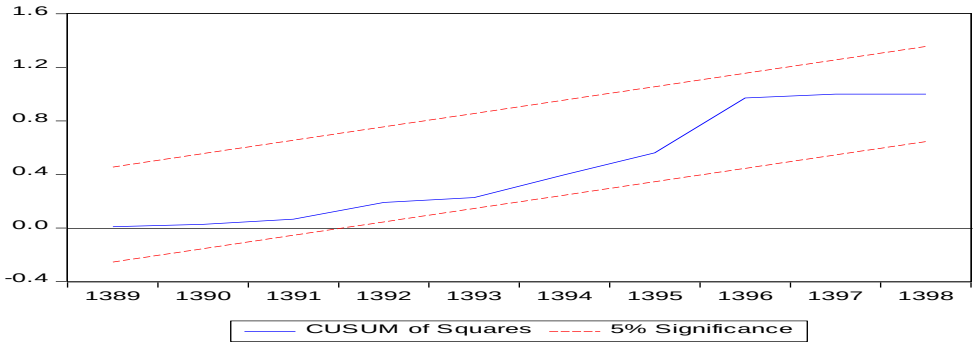


نمودار۲- آزمون مجموع پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUM) مربوط به ثبات ساختاری مدل

مأخذ: محاسبات پژوهش

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1-Hansen
2-Brown et al.



نمودار ۳- آزمون مجذور پسماند تجمعی بازگشتی (*CUSUMSQ*) مربوط به ثبات ساختاری مدل

مأخذ: محاسبات پژوهش

همانطور که مشاهده می‌گردد هر دو نمودار در بین دو خطی می‌باشند که ناحیه بحرانی را در سطح خطای ۵٪ تعیین کرده‌اند، بنابراین در سطح اطمینان ۹۵٪ می‌توان گفت که مدل از ثبات ساختاری برخوردار است.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

تأمین عدالت اجتماعی و رفع فقر و محرومیت از طریق ایجاد تعادل در توزیع درآمد و ثروت میان آحاد جامعه موردتوجه و تأکید قانون اساسی می‌باشد. از این‌رو ضروری است راهبردهای توسعه کشور مبتنی بر رشد سریع اقتصادی و کاهش بحران‌های مالی و بانکی و توزیع عادلانه درآمد باشد و برنامه‌ریزی و سیاست‌گزاری براساس اهداف فوق صورت گیرد. در این میان دو مقوله بحران بانکی و توزیع درآمد چندان در مطالعات تجربی مورد بررسی قرار نگرفته است درحالی که با توجه به تضاد و ناسازگاری که بین نابرابری درآمد و افزایش بدهی‌های بانکی و در نتیجه اثرات آن بر روی بحران بانکی به‌عنوان یکی از متغیرهای کاهنده رشد اقتصادی، می‌توان گفت افزایش نابرابری‌های درآمدی می‌تواند در تشدید بحران بانکی اثرگذار باشد.

برو (۱۹۷۴)، اشاره می‌کند که با توجه به افزایش تسهیلات و به نوبه آن استفاده‌های بدهی، قرض‌گیری خانوارها به افراد اجازه می‌دهد که مصرف خودشان را هنگام مواجهه با درآمدهای متغیر هموار سازند. به شرکت‌ها اجازه می‌دهد تا سرمایه‌گذاری و تولید خود را در مواجهه با تغییرات فروش هموار سازند و به دولت‌ها اجازه می‌دهد که درآمدهای مالیاتی را در مواجهه با

مخارج مختلف پایدار سازند. همچنین قرض‌گیری، بهره‌وری تخصیص سرمایه در میان استفاده‌های محتمل مختلف در کشور را بهبود می‌بخشد؛ بنابراین به جرات می‌توان گفت بدون بدهی، اقتصاد رشد نمی‌یابد و نوسانات اقتصادی بیش از مقدار موردانتظار خواهد بود.

در مقابل افزایش ارائه تسهیلات و انباشت بدهی با ریسک همراه است. هنگامی که سطح اعطای تسهیلات و بدهی‌ها افزایش یابد، توانایی قرض‌گیرندگان به جهت بازپرداخت به‌طور تدریجی نسبت به کاهش درآمد و فروش و همچنین نسبت به افزایش نرخ‌های بهره حساس‌تر می‌شود. هنگام هر شوک، بدهی بالا احتمال نکول بالاتری را در پی دارد، حتی در ازای یک شوک خفیف نیز قرض‌گیرندگان با بدهی بالا، ممکن است دیگر به‌عنوان یک متعهد مالی معتبر به حساب نیایند و زمانی که قرض‌گیرندگان قرض‌دهی را متوقف می‌سازند، مصرف و سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد؛ بنابراین اگر رکود به اندازه کافی بالا باشد، نکول‌ها، کمبود تقاضا و بیکاری بالا ممکن است پیامد منفی در اقتصاد به دنبال داشته باشد. براین اساس به جای رشد بالا و پایدار با تورم پایین و با ثبات، بدهی می‌تواند به معنی چرخه‌های مالی مختل‌کننده‌ای باشد که در آن اقتصادها یکی در میان بین رونق تجدید اعتبار و ورشکستگی‌های ناشی از نکول بده-بستان کنند و زمانی که رکودها به اندازه کافی عمیق هستند، سیستم مالی با شکست مواجه می‌شود و می‌تواند ورشکستگی اقتصاد حقیقی را هم به دنبال خواهد داشت.

در این راستا این مطالعه درصدد پاسخ‌گویی به این سؤال برآمد که آیا نابرابری درآمدی منجر به بروز بحران بانکی خواهد شد؟ برای این منظور با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی کراندار و در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۹، به بررسی اثرات کوتاه و بلندمدت ضریب جینی به‌عنوان شاخص نابرابری درآمدی بر نسبت اعتبارات داخلی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص بحران بانکی پرداخته شد.

نتایج برآورد مدل در کوتاه‌مدت حاکی از عدم وجود رابطه معنادار بین نابرابری درآمدی و بحران بانکی است، ولی در بلندمدت این رابطه به‌صورت اثرگذاری مثبت خود را نشان داده است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک درصد در ضریب جینی، ۱/۳۹ درصد در نسبت اعتبارات داخلی به تولید افزایش ایجاد شده و منجر به بروز بحران بانکی شده است.

در مورد سایر متغیرها نیز می‌توان گفت با افزایش تولید، سرمایه‌گذاری، شکاف تولید، بحران بانکی تشدید شده ولی با افزایش نرخ ارز و نقدینگی، این اثر روند کاهشی خواهد داشت.

به‌طور واضح پیشنهاد سیاستی به دست آمده از این مطالعه، توسعه مؤسسات و ابزارهای مالی و افزایش کیفیت و کارایی نهادهای مالی موجود برای کاهش نابرابری توزیع درآمد موجود در اقتصاد ایران است. توزیع عادلانه اعتبارات یکی از مواردی است که می‌تواند بر کاهش نابرابری مؤثر باشد و پیشنهاد می‌شود که بانک مرکزی تدابیر لازم برای توزیع عادلانه اعتبارات در نظام بانکی را عملیاتی نماید. همچنین اقدام برای گسترش بازار سرمایه، به‌ویژه ایجاد امکان دسترسی تمامی افراد به بازار سرمایه می‌تواند ازجمله اقدام‌های دیگری باشد که به‌منظور بهبود وضعیت بخش مالی و به دنبال آن بهبود وضع توزیع درآمد توصیه شود.

References

[1] Development of financial markets and income inequality in Iran

[۲] توسعه بازارهای مالی و نابرابری درآمدی در ایران

[3] Development of financial and income inequality markets in Iran

[۴] توسعه بازارهای نابرابری مالی و درآمدی در ایران

[5] Can't load full results
[6] Try again
[7] Retrying...
[8] Retrying...

[9] Development of financial markets and income inequality in Iran

[۱۰] توسعه بازارهای مالی و نابرابری درآمدی در ایران

[11] Development of financial and income inequality markets in Iran

[۱۲] توسعه بازارهای نابرابری مالی و درآمدی در ایران

[13] Can't load full results
[14] Try again
[15] Retrying...
[16] Retrying...

[17] Assari Arani, A. Agheli, L & Shafiei, S. 2014. "The Impact of monetary policies on Income distribution in Iran". Quarterly Journal of Quantitative Economics. 2014. Vol. 6, Issue 22, pp: 105-128. (In Persian).

[18] Babecký, J.; Havránek, T.; Matějů, J.; Rusnák, M.; Šmídková, K. & Vašíček, B. (2012). "Leading indicators of crisis incidence: Evidence from developed countries". Journal of International Money and Finance, Issue 35, pp: 1-19.

[19] Bannerjee, A.; Dolado, J. J.; Galbraith, J. W. & Hendry, D. F. (1993). "Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data". Oxford: Oxford University Press.

[20] Bardsen, G. (1989). "Estimation of Long -Run Coefficients in Error Correction Models". Oxford Bulletin of Economics and Statistics, No. 51, pp: 345– 350.

[21] Barrell, R.; Davis, E.; Karim, D. & Liadze, I. (2010). "Bank regulation, property prices and early warning systems for banking crises in OECD countries". Journal of Banking & Finance, 2010, vol. 34, issue 9, PP: 2255-2264.

[22] Bellettini, G. & Delbono, F. (2013). "Persistence of High Income Inequality and Banking Crises: 1980-2010". Fiscal Policy, Macroeconomics and Growth. CESIFO WORKING PAPER, NO. 4293

[23] Bellettini, G.; Delbono, F.; Karlström, P. & Pastorello, S. (2019). "Income inequality and banking crises: Testing the level hypothesis directly". Journal of macroeconomics, Vol. 62.

[24] Bernanke, B.S. (1983). "Nonmonetary effects of the financial crisis in the propagation of the Great Depression", American Economic Review, vol.73, pp: 257–76.

[25] Bordo, M.D. & Meissner, C.M., 2012. "Does inequality lead to a financial crisis?". Journal of Money Finance, Vol. 31, 2147–2161.

[26] Borio, C.; Furfine, C. & Lowe, P. (2001). "Procyclicality of the financial system and financial stability: Issues and policy options". BIS papers, Vol 1, pp: 1-57.

[27] Calomiris, C. & Mason, J.R=(1997), "Contagion and bank failures during the Great Depression: the Chicago 1932 bank panic", American Economic Review, Vol.87, Issue 5, pp: 63_883.

[28] Caprio, G. & Martinez-Peria, M. S. (2000). "Avoiding disaster: Policies to Reduce the Risk of Banking Crises". Discussion Paper, Cairo, Egypt: Egyptian Center for Economic Studies.

[29] Caprio, G. & Summers, L. (1993). "Finance and Its Reform: Beyond Laissez-Faire". World Bank Policy Research Working Paper, 1171.

[30] Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (www.cbi.ir). (In Persian)

[31] Choong, C. K.; Law, S. H.; Yusop, Z. & Choo, S. S. (2005). "Export-led Growth Hypothesis in Malaysia: A Revisit". The ICFAI Journal of Monetary Economics4, No. 3, pp: 26–42.

[32] Davis, E. P. & Karim, D. (2008). "Comparing early warning systems for banking crises". Journal of Financial stability, Issue 4(2), pp: 89-120.

[33] Davis, E.P. & Zhu, H. (2004). "Bank lending and commercial property prices, some cross country evidence". BIS Working Paper. No. 150.

[34] Demirgüç-Kunt,.A..& Detragiache, E. (1997). "The Determinants of Banking Crises: Evidence from Developing and Developed Countries". IMF Working

Paper, vol.106.

[35] Demirgüç-Kunt, A. & Detragiache, E. (2005). "Cross-Country Empirical Studies of Systemic Bank Distress: A Survey" MIF Working, Paper, 96.

[36] Derakhshan, M. (2008). "The Nature and Causes of Financial Crisis in 2008 and its Impact on Iranian Economy". Center for Strategic Research, Thehran, 2008. (In Persian).

[37] Diamond, D. W. & Dybvig, P. H. (1983). "Bank runs, deposit insurance, and liquidity". The journal of political economy, pp: 401-419.

[38] Domac, I & Martinez, Peria, M.S. (2003). "Banking crises and exchange rate regimes: Is There a Link? " .Journal of International Economics, Issue 61, pp 41-72.

[39] Ebrahimi, M. & Ale Morad, M., (2008) "Development of financial markets and income inequality in Iran". Jounnal of Monetary and Banking Reasearch, 2008, vol.2, Issue 6, pp: 109-131. (In Persian)

[40] Goldstein, M. & Turner, P. (1996). "Banking Crises in Emerging Economies: Origins and Policy Options". BIS Economic Papers, No. 46.

[41] Haubrich, J.G. (1990). "Nonmonetary effects of financial crises: lessons from the Great Depression". Journal of Monetary Economics, Vol.25, Issue 2, pp: 52_223.

[42] Herring, R. J. & Wachter, S. Mć (1998). "Real Estate Cycles and Banking Crises", An International Perspective (No. 298). Wharton School Samuel Zell and Robert Lurie Real Estate Center, University of Pennsylvania.

[43] Kaminsky, G. & Reinhart, C.M. (1999), "The Twin Crises: the Causes of Banking and Balance of Payments problems", American Economic Review, 89.

[44] La Porta, R.; Lopez-de-Silanes, F. & Shleifer, A. (2002). "Government Ownership of Banks". Journal of Finance, Isuue 57, pp265-30.

[45] Laeven, L. & Valencia, F. (2008). "Systemic Banking Crises: A New Database". IMF Working Paper, No. 224.

[46] Marashdeh, H. (2005). "Stock Market Integration in the MENA Region: An Application of the ARDL Boundsss Testing Approach". University of Wollongong Australia, Economics working Paper, pp: 5-27.

[47] Marchionne, F & Parekh, S. (2015). "Growth, Debt and Inequality". Economic Issues, Vol. 20, Part 2.

[48] Mehregan, N., Abbasian, E., Ardalan, B., 2014. "*Multiple Analysis of Income Inequality in Iran with an Approach to the Generalized Gini Coefficient*", Quarterly Journal of Economic Development Policy, Al-Zahra University, 2 (2). (In Persian).

[49] Mishkin, F. S. (2001). “The Economics Of Money, Banking And Financial Markets”,6 th Edition, Boston : Addison Wesley.
[50] Moshiri, S., and Nadali, M., 2013. "*Identifying the effective factors in the banking crisis in the Iranian economy*", Quarterly Journal of Economic Research (Islamic-Iranian approach), 13 (48), 27-1. (In Persian).
[51] Pahlavani, M.; Wilson, E & Worthington, A. C. (2005). “Trade-GDP Nexus in Iran: An Application of the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model”. Faculty of Commerce Papers, University of Wollongong.
[52] Pascal, P. (2017). “Historical Patterns of Inequality and Productivity around Financial Crises”. Working Paper Series ۲۰۱7-23, Federal Reserve Bank of San Francisco, revised 25 Sep 2017.
[53] Perez-Campanero, J. & Leone, A. M. (1991). “Liberalization and financial crisis in Uruguay, 1974-87”. Banking crises: Cases and issues, pp: 276-375.
[54] Perugini, C.; Hölscher, J. & Collie, S., 2015. “Inequality, credit, and financial crises”. Cambridge Journal of Economics, Issue 39(1), pp: 1-31
[55] Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1999). “An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis”. Chapter 11, Cambridge University, Cambridge.
[56] Pesaran, M. H. & Resaran, B. (1997). Microfit 4.0, Oxford University press.
[57] Pesaran, M. H.; Shin, Y. & Smith, R. (2001). “Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”. Journal of Applied Econometrics, No.16, pp: 289-326.
[58] Prvin, S. & Taherifard, E., (2008). “The Effects of Monetary Policy on Poverty and Distribution (the Case of Iran)”. Quarterly Journal of Economic Research, Research Institute of Economics. 2008, Issue 4(8), pp: 95-128. (In Persian).
[59] Rajan, R.G. (2010). “Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy”. Princeton University Press, Princeton.
[60] Rhee, D. & Kim, H. (2018). “Does income inequality lead to banking crises in developing countries? Empirical evidence from cross-country panel data”. Economic Systems, Issue 42, pp: 206-218.
[61] Santos, J. A. (2001). “Bank capital regulation in contemporary banking theory: A review of the literature”. Financial Markets, Institutions & Instruments, Issue 10(2), pp: 41-84.
[62] Shajari, P., Mohebikhah, B., 2010. "*Prediction of Banking Crises and Balances Using the KLR Marking Method (Case Study: Iran)*". Money and Economics Quarterly, 4, 152-115. (In Persian).
[63] Shakeri, A., Maliki, A., 2009. "*Evolution in the idea of income distribution in the twentieth century*". Economic Research Journal. 9 (4), 88-57. (In Persian).

[64] Shrestha, M. B. & Chowdhury, K. (2005). "ARDL Modelling Approach to Testing the Financial Liberalization Hypothesis". Economics Working Paper, Australia: University of Wollongong, pp: 5- 15.

[65] Statistics Center of Iran, Statistical Yearbook of the country, 2015.

[66] Stiglitz, J. E. (2012). "The Price of Inequality: How today's Divided Society Endangers Our Future". W.W Norton & Co, New York.

[67] Stockhammer, E. (2015). "Rising inequality as a cause of the present crisis". Cambridge Journal of Economics, Issue 39(1), pp: 1-31.

[68] Tang, T. C. (2003). "Japanese Aggregate Import Demand Function: Reassessment from 'Bound' Testing Approach". Japan and the World Economy, No. 4(15), PP: 419–436.

[69] Von Hagen, J & Tai-kuang, H. (2004). "Money Market Pressure and the Deter-minants of Banking Crises". Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 39, Isuue 5.

[70] World Bank, World Development Indicators (2018). (www.worldbank.org).

[71] Zarei, Z & Komijani, A. (2015). "Identification and Prediction of Banking Crisis in Iran". Quarterly Journal of Economical Modeling, 2015, vol. 9, pp: 1-23. (In Persian).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی