

## بررسی انتشار بحران‌های ارزی<sup>۱</sup> در اقتصاد ایران

محمد نصراللهی\*

نادر مهرگان\*\*\*\* رضا نجارزاده\*\*\* کاظم یاوری\*\*

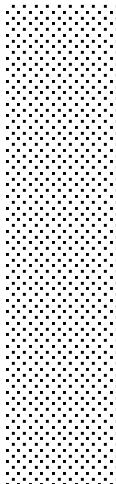
پذیرش: ۹۷/۰۳/۰۳

دریافت: ۹۶/۰۲/۰۲

بحران‌های ارزی / انتشار بحران / رویکرد آزمون کرانه‌ها.

### چکیده

یکی از مشکلات اساسی در نظام پولی بین‌المللی، موقعه هر از چندگاه بحران‌های ارزی در کشورهای مختلف جهان می‌باشد. با توجه به هزینه‌های سنگین این بحران‌ها بر اقتصاد کشورها، طراحی مدل‌هایی جهت بررسی این هزینه‌ها و چگونگی انتشار بحران‌های ارزی در اقتصاد می‌تواند از اهمیت بالایی برخوردار باشد. به همین منظور، این پژوهش تلاش نمود تا با به کارگیری رویکرد آزمون کرانه‌ها و نیز داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۵:۰۱-۱۳۹۷:۰۱ و با استفاده از یک مدل هشدار زودهنگام با متغیر وابسته پیوسته، به بررسی هزینه‌های ضمنی موقعه بحران‌های ارزی و نحوه انتشار این بحران‌ها در اقتصاد ایران پردازد. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه، از یک طرف، افزایش در نسبت مطالبات بانک مرکزی از دولت به پایه پولی و نسبت مطالبات بانک مرکزی از بانک‌ها به پایه پولی و از طرف دیگر، کاهش در رشد تولید صنعتی، رشد درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت،



#### 1. Incidence of Currency Crises

m.nasrollahi@modares.ac.ir

\*. دانشجوی دکتری، دانشگاه تربیت مدرس، گروه اقتصاد، تهران، ایران.

kyavari@modares.ac.ir

\*\*. دانشیار، دانشگاه تربیت مدرس، گروه اقتصاد، تهران، ایران

najarzar@modares.ac.ir

\*\*\*. دانشیار، دانشگاه تربیت مدرس، گروه اقتصاد، تهران، ایران

mehregannader@yahoo.com

\*\*\*\*. استاد، دانشگاه بوقلی سینا، گروه اقتصاد، همدان، ایران

■ محمد نصراللهی، نویسنده مسئول.

نسبت درآمدهای ارزی به دست آمده از صادرات نفت به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و نسبت وام به سپرده بانک‌ها اثرات تشدیدکننده‌ای بر انتشار بحران‌های ارزی در اقتصاد ایران داشته‌اند. علاوه بر این، تشدید تحریم‌های همه جانبه نفتی و بانکی از فصل دوم سال ۱۳۹۱ نیز منجر به افزایش معنی‌دار انتشار بحران‌های ارزی در اقتصاد ایران شده است. در این شرایط، سیاستگذاران اقتصادی کشور می‌توانند با تقویت درآمدها و منابع ارزی و تنوع‌بخشی به منابع تأمین ارز کشور، حمایت از افزایش تولیدات صنعتی، کنترل سهم اعتبارات اعطایی بانک مرکزی به دولت و بانک‌ها در پایه پولی و نیز کمک به افزایش توان پرداخت وام و بهبود عملکرد نظام وام‌دهی بانک‌ها، ضمن کمک به جلوگیری از وقوع احتمالی بحران‌های ارزی، از انتشار یک چنین بحران‌هایی در اقتصاد کشور جلوگیری نمایند.

**طبقه‌بندی JEL:** C22، E44، E58، G01

## مقدمه

پس از ثبات نسبی اقتصاد جهان در دوره بعد از جنگ جهانی دوم، با فروپاشی سیستم برتون وودز در سال ۱۹۷۱، اقتصاد جهانی با بحران‌های مکرری مواجه شده است<sup>۱</sup> و در حقیقت، یکی از مشکلات اساسی در نظام پولی بین‌المللی، وقوع هر از چند گاه بحران‌های مختلف از جمله بحران ارزی، بحران بانکی، بحران بدھی و بحران‌های دوگانه در کشورهای مختلف جهان می‌باشد. در این بین، بحران‌های ارزی چه از نظر تعداد و چه از نظر اثرات وارد بحران ارزی ارائه شده است. به عنوان مثال، در برخی از مطالعات گوناگون تعاریف مختلفی از بحران ارزی آمیخته و مترادف برخوردار هستند<sup>۲</sup>. در مطالعات گوناگون تعاریف مختلفی از موقیت آمیز سوداگرانه اطلاق می‌شود که در آن یک پول ضعیف تحت فشارهای شدید فروش قرار گرفته و نرخ ارز در آن کشور به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌یابد، در برخی دیگر از مطالعات تعریف وسیعتری از بحران ارزی ارائه شده است که شامل حملات سوداگرانه ناموفق نیز می‌شود. در این مطالعات، برای تعریف بحران از شاخص فشار بازار ارز<sup>۳</sup> استفاده می‌شود که میانگین وزنی از تغییرات نرخ ارز و از دست رفتن ذخایر ارزی کشور و در برخی از مواقع تغییرات نرخ بهره است<sup>۴</sup>. چنین شاخصی بر این پایه استوار است که اگر حمله‌ای به پول یک کشور اتفاق بیافتد، یا نرخ ارز در آن کشور افزایش می‌یابد که به آن حمله موقیت آمیز گفته می‌شود و یا بانک مرکزی با پرداخت هزینه‌هایی در قالب فروش ذخایر ارزی خود یا افزایش نرخ بهره موفق به حمایت از پول داخلی می‌شود که در این شرایط، چنین حمله سوداگرانه‌ای ناموفق تلقی می‌گردد.

این حملات چه موفق باشند و چه ناموفق، به عنوان وقایعی پرهزینه می‌توانند هزینه‌های ضمنی زیادی از قبیل کاهش تولید، افزایش بیکاری، بروز تورم‌های شدید و ... را برای کشور محل وقوع بحران به وجود آورند. همچنین، همانند بحران سال ۱۹۹۷ جنوب شرقی آسیا احتمال سرایت این بحران به سایر کشورها نیز وجود دارد. به همین علت، تا اواسط دهه ۱۹۹۰، مطالعاتی جهت یافتن توضیحاتی در خصوص عوامل مهم ایجاد این بحران‌ها

1. Bordo & et. al, (2001).

۲. ناصرالهی و همکاران، (۱۳۹۵).

3. Frankel & Rose, (1996).

4. Exchange Market Pressure Index.

5. Eichengreen & et.al, (1995).

صورت پذیرفت و پس از آن مطالعات زیادی به دنبال ایجاد شاخص‌ها و سیستم‌هایی جهت هشدار زودهنگام وقوع این بحران‌ها بوده‌اند که قادر باشند وقوع بحران‌های ارزی را از روی علائمی که در اقتصاد ظاهر می‌شود در یک بازه زمانی مناسب به صورت آشکار و بدون ابهام به سیاستگذاران اقتصادی و فعالین بخش خصوصی اخطار دهند (کامینسکی و همکاران<sup>۱</sup>؛ برگ و پاتیلو<sup>۲</sup>؛ ۱۹۹۹؛ باسیر و فراتچر<sup>۳</sup>، ۲۰۰۶ و سایرین). یک چنین سیستم‌هایی نظارت و آگاهی از شرایط مالی و اقتصادی را در این کشورها بهبود می‌بخشد. البته، یک ایراد اساسی این مطالعات، عدم توجه آنها به هزینه‌های متعدد وقوع یک چنین بحران‌هایی برای اقتصاد و عدم توانایی آنها در توضیح نحوه انتشار این بحران‌ها در اقتصاد می‌باشد. در این شرایط، در چند سال اخیر، مطالعاتی در جهت بررسی هزینه‌های وقوع یک بحران (بلانچارد و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۰؛ برکمن و همکاران<sup>۵</sup>، ۲۰۱۲ و سایرین) و نیز طراحی سیستم‌های هشدار زودهنگام با متغیرهای وابسته بیوسته به منظور پیش‌بینی (فرانکل و ساراولوس<sup>۶</sup>، ۲۰۱۲ و بیکی و همکاران<sup>۷</sup>، ۲۰۱۳) و بررسی نحوه انتشار بحران در اقتصاد (رز و اسپیگل<sup>۸</sup>، ۲۰۱۱؛ گورنکاس و ابستفلد<sup>۹</sup>، ۲۰۱۲؛ فرانکل و ساراولوس، ۲۰۱۲ و بیکی و همکاران<sup>۱۰</sup>، ۲۰۱۳) انجام پذیرفته است تا خلاً موجود در این زمینه را برطرف نمایند. با این حال و با وجود پیشرفت قابل ملاحظه در ادبیات تئوریک و تجربی در این زمینه، همچنان ضرورت بررسیهای بیشتر در این خصوص احساس می‌شود.

در این میان و بر اساس آمارهای منتشره از سوی بانک مرکزی ج.ا.ا.، نرخ ارز در اقتصاد ایران طی سه دهه اخیر با افزایش‌های بسیار شدیدی مواجه بوده است به طوری که نرخ ارز بازار آزاد در ایران با افزایشی بیش از ۲۷ برابر از ۱۲۴۳ ریال در فصل بهار سال ۱۳۶۷ به ۳۵۳۳۴ ریال در فصل بهار سال ۱۳۹۵ افزایش یافته است. البته، باید توجه داشت که به دلیل پاییندی مقامات پولی ایران به نظام نرخ ارز ثابت یا شناور مدیریت شده با دامنه نوسانات

1. Kaminsky & et. al.
2. Berg & Pattillo.
3. Bussiere & Fratzscher.
4. Blanchard & et. al.
5. Berkmen & et. al.
6. Frankel & Saravelos.
7. Babecký & et. al.
8. Rose & Spiegel.
9. Gourinchas & Obstfeld.

نرخ ارز به شدت تحت کنترل<sup>۱</sup>، این افزایش در نرخ ارز با یک نرخ رشد متناسب همراه بوده است. در واقع، اقتصاد ایران طی این دوره زمانی در معرض بحران‌های ارزی متعددی قرار داشته و در سه دهه اخیر بحران‌های مختلف ارزی در ایران به وقوع پیوسته است. به طور مثال و به عنوان نمونه‌هایی از حملات سوداگرانه موفق، نرخ ارز بازار آزاد در ایران در فاصله زمانی مورد بحث، ۱۵ رشد فصلی بیش از ۱۰ درصد<sup>۲</sup>، پنج رشد فصلی بیش از ۲۰ درصد<sup>۳</sup> و دو رشد فصلی بیش از ۴۰ درصد<sup>۴</sup> را تجربه نموده است.<sup>۵</sup> در این شرایط، انتظار تحمیل هزینه‌هایی از قبیل بروز تورم‌های شدید، کاهش در نرخ رشد اقتصادی، افزایش در کسری بودجه دولت، افزایش در نرخ بیکاری و ... بر اقتصاد ایران چندان دور از ذهن نخواهد بود. به عنوان مثال، در این فاصله زمانی و به طور عمدۀ در زمان‌های نزدیک با حملات سوداگرانه ذکر شده، اقتصاد ایران ۱۲ تورم فصلی بیش از ۳۰ درصد<sup>۶</sup> (نسبت به فصل مشابه در سال قبل) را تجربه نموده است. با توجه به یک چنین هزینه‌های سنگینی که بحران‌های ارزی بر اقتصاد کشور تحمیل می‌کنند، طراحی مدل‌هایی جهت بررسی این هزینه‌ها، چگونگی انتشار این بحران‌ها در اقتصاد و تعیین شاخص‌های پیش‌بینی کننده بحران می‌تواند از اهمیت بالایی برخوردار باشد. به همین منظور، در این تحقیق تلاش خواهیم نمود با به کارگیری داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۵:۰۱-۱۳۶۷:۰۱ و با استفاده از یک مدل هشدار زودهنگام با متغیر وابسته پیوسته، به بررسی هزینه‌های ضمنی وقوع بحران‌های ارزی و تحلیل تجربی اثرات جانبی و انتشار این بحران‌ها در اقتصاد ایران پردازیم.

۱. ابراهیمی و توکلیان، (۱۳۹۱).

۲. در فصل‌های زمستان ۱۳۶۷، بهار ۱۳۶۸، زمستان ۱۳۶۹، بهار ۱۳۶۹، زمستان ۱۳۷۲، بهار ۱۳۷۲، پاییز ۱۳۷۷، زمستان ۱۳۷۷، پاییز ۱۳۹۰، زمستان ۱۳۹۰، تابستان ۱۳۹۱، پاییز ۱۳۹۱ و زمستان ۱۳۹۱.

۳. بهار ۱۳۶۸، زمستان ۱۳۷۲، بهار ۱۳۷۴، زمستان ۱۳۹۰ و پاییز ۱۳۹۱.

۴. بهار ۱۳۷۴ و پاییز ۱۳۹۱.

۵. البته، بر اساس محاسبات تحقیق حاضر و با روش معرفی شده در بخش روش‌شناسی تحقیق، در فاصله زمانی مورد بحث، حداقل ۳ حمله سوداگرانه جدی ناموفق در فصل‌های زمستان ۱۳۷۱، بهار ۱۳۷۳ و تابستان ۱۳۷۷ در اقتصاد ایران به وقوع پیوسته است.

۶. در فصل‌های تابستان ۱۳۷۳، پاییز ۱۳۷۳، زمستان ۱۳۷۳، بهار ۱۳۷۴، تابستان ۱۳۷۴، پاییز ۱۳۷۴، زمستان ۱۳۷۴، پاییز ۱۳۹۲، زمستان ۱۳۹۲، بهار ۱۳۹۲، تابستان ۱۳۹۲ و پاییز ۱۳۹۲.

## ۱. مروری بر ادبیات تحقیق

همان طور که بیان گردید، وقوع مکرر بحران‌های ارزی در نقاط مختلف دنیا، منجر به بروز مباحثات فراوانی در خصوص تصریح تئوریکی مدل‌های بحران و تحلیل‌های تجربی گردید که سعی در معرفی عوامل تعیین‌کننده بحران‌ها، اثرات این بحران‌ها بر اقتصاد و ایجاد شاخص‌ها و سیستم‌هایی جهت هشدار زودهنگام وقوع این بحران‌ها داشتند. موج اول بحران‌ها در اواخر دهه ۱۹۷۰ و اوایل دهه ۱۹۸۰، باعث ایجاد علاوه به شاخص‌های پیشرو (Bilson، ۱۹۷۹) و مدل‌های تکنیکی (Krugman، ۱۹۷۹) برای توضیح این بحران‌ها شد. کروگمن (۱۹۷۹) و فلاڈ و گاربر<sup>۱</sup> نسل اول چنین مدل‌هایی را بسط دادند که بر نقش بناهای اقتصادی در توضیح بحران‌ها تأکید داشته و در آنها یک بحران ارزی به مشکلات پایدار و رو به رشد اقتصاد کلان مربوط می‌شود. بروز بحران ارزی سال‌های ۱۹۹۲-۹۳ در اروپا، منجر به توسعه مدل‌های جدید بحران بخصوص توسط استفلد<sup>۲</sup> گردید که بر نقش انتظارات در بروز بحران‌ها تأکید داشتند. در این مدل‌های معروف نسل دوم، یک بحران می‌تواند بدون وجود وحشت در بنیان‌های اقتصاد کلان حادث شود. برخلاف مدل‌های نسل اول، که در آنها فرض می‌شود سیاستگذاران رفتار مکانیکی علیه یک حمله سوداگرانه بروز می‌دهند (فروش ذخایر ارزی و سپس انتشار پول داخلی هنگامی که موجودی ذخایر به اتمام رسیده است)، سیاستگذاران در مدل‌های نسل دوم، رفتاری بهینه کننده را از طریق تنظیم سیاست خود با تغییر انتظارات سرمایه‌گذاران بروز می‌دهند اما این عکس العمل بین دولت و سرمایه‌گذاران، تعادلی چندگانه را ایجاد می‌کند که می‌تواند منجر به وقوع بحران‌های ارزی شود. با این همه، وقوع بحران جنوب شرقی آسیا در سال ۱۹۹۷، منجر به تحول مجدد مدل‌های بحران شد؛ چرا که تئوری‌های غالب بحران قادر به درک اتفاقات پشت سرهم در این بحران که با کاهش ارزش بات تایلند در جولای ۱۹۹۷ آغاز شد، نبودند. پس از وقوع این بحران، چندین مطالعه تئوریک به منظور توضیح ماهیت این بحران‌های سخت

1. Bilson.

2. Krugman.

3. Flood & Garber, (1984).

4. Obstfeld, (1996).

و مسری که از ضعف بخش‌های بانکی و مالی در یک اقتصاد آزاد منتج می‌شد، انجام گردید.<sup>۱۱</sup> الی <sup>۵</sup>

در این میان، به دلیل هزینه‌های بالای وقوع چنین بحران‌هایی برای اقتصاد کشورها، از سال‌های انتهایی قرن بیستم مطالعات وسیعی با هدف تعیین عوامل کلیدی بروز این بحران‌ها به منظور پیش‌بینی بحران‌های آتی و بخصوص طراحی سیستم‌های هشدار زودهنگام وقوع این بحران‌ها انجام شد تا عاملین اقتصادی نظری سیاستگذاران و سرمایه‌گذاران را در مورد وقوع یک بحران در آینده نزدیک با خبر نمایند.<sup>۶</sup> نسل اول سیستم‌های هشدار زودهنگام توسط کامینسکی و همکاران (۱۹۹۸) با استفاده از یک رویکرد علامت‌دهی<sup>۷</sup> ارائه شد. در این رویکرد، یک شاخص منتخب، وقوع بحران را علامت خواهد داد هنگامی که شاخص هشداردهنده به حد آستانه مشخص می‌رسد. البته، متداول‌تری دهه ۱۹۹۰ از اعتبار کافی برای انتقال به نسل دوم مدل‌های هشدار زودهنگام برخوردار نبود. به طور خاص، بسیاری از مطالعات پیشین نسبت‌های بسیار بالایی از اخلال در علامت‌دهی را در پیش‌بینی بحران‌های آینده گزارش دادند.<sup>۸</sup> برگ و پاتیلو نسل دوم سیستم‌های هشدار زودهنگام را با استفاده از مدل‌هایی با متغیر وابسته گستته<sup>۹</sup> و در مقایسه با روش علامت‌دهی ارائه نمودند. در این مدل‌ها، احتمال وقوع بحران مورد بررسی قرار گرفته و در صورتی که احتمال به حد آستانه معینی بررسد اخطار وقوع بحران صادر می‌شود. این مطالعه، راه را برای تعداد زیادی از مطالعات تجربی در این زمینه هموار نمود.<sup>۱۰</sup> الی <sup>۱۵</sup> در ادامه، باسیر و فراتچر (۲۰۰۶) یک

1. Kaminsky & Reinhart, (1999).
2. Radelet & Sachs, (13998).
3. Corsetti & et. al, (1999).
4. Aghion & et. al, (2000).
5. Chang & Velasco, (1998).
6. Aziz & et. al, (2000).
7. Caramazza & et. al, (2000).
8. Signaling Approach.
9. Berg & Pattillo, (1999).
10. Logit & Probit Models.
11. Kumar & et. al, (2003).
12. Fuertes & Kalotychou, (2002).
13. Feridun, (2008).
14. Ari, (2012).
15. Comelli, (2016).

لاجیت چندجمله‌ای را ارائه نموده و محققینی نظری ابیاد<sup>۱</sup>، مارتینز پریا<sup>۲</sup>، فراتچر<sup>۳</sup>، بوینت و همکاران<sup>۴</sup>، سیپولینی و همکاران<sup>۵</sup>، فورد و همکاران<sup>۶</sup> و ... از مدل‌های مارکوف-سوئیچینگ استفاده نمودند. علاوه بر این، در خلال این سال‌ها، رویکردهای دیگری همچون استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی<sup>۷</sup> (ANN)، کرکوسکا<sup>۸</sup>، گوش و گوش<sup>۹</sup> سویم و همکاران<sup>۱۰</sup>، و سایرین)، رویکرد مدل‌سازی عصبی-فازی<sup>۱۱</sup> و روش درخت تصمیم (سویم و همکاران، ۲۰۱۴) نیز برای پیش‌بینی وقوع بحران‌های ارزی و توسعه سیستم‌های هشدار زودهنگام این بحران‌ها به کار رفته‌اند. البته، یک مسئله مشترک در مورد همه این رویکردها آن است که هیچ یک از آنها قادر به بررسی هزینه‌های وقوع یک چنین بحران‌هایی برای اقتصاد نبوده و نحوه انتشار این بحران‌ها را نیز در اقتصاد نشان نمی‌دهند.

در این میان و در چند سال گذشته، به منظور بررسی هزینه‌های بروز چنین بحران‌هایی بر اقتصاد، مدل‌های پیوسته بحران (با متغیرهای وابسته پیوسته) ارائه گردیدند که امکان توضیح هزینه‌های ضمنی وارد بر اقتصاد و نحوه انتشار بحران را در اقتصاد فراهم می‌نمایند. مدل پیوسته نیازی به یک قضاوت کارشناسی در مورد وقوع و یا عدم وقوع بحران نداشت و همچنین، نیازمند تعیین زمان شروع و پایان بحران نیست و بر روی هزینه‌های ضمنی اقتصادی وقوع این بحران‌ها تمرکز دارد. همچنین، این مدل‌ها از فقدان تغییرپذیری متغیر وابسته، وقتی که وقایع بحرانی خیلی کمی در نمونه مورد بررسی مشاهده می‌شود، رنج نمی‌برند.

در این میان، اگر چه این مدل‌ها به میزان زیادی هزینه‌های وارد بر اقتصاد در صورت وقوع بحران و نحوه انتشار این بحران‌ها را در اقتصاد مشخص می‌نمایند؛ اما، باید توجه داشت که وقوع این هزینه‌ها لزوماً نمایشگر فوری بحران‌ها نیستند و بنابراین، این رویکرد در ارسال یک علامت آشکار و بدون ابهام در مورد زمان وقوع بحران برای سیاستگذاران ناتوان بوده

- 
1. Abiad, (2003).
  2. Martinez-Peria, (2002).
  3. Boinet & et. al, (2005).
  4. Cipollini & et. al, (2008).
  5. Ford & et. al, (2010).
  6. Artificial Neural Networks
  7. Nag & Mitra, (1999).
  8. Krkoska, (2001).
  9. Ghosh & Ghosh, (2002).
  10. Sevim & et. al, (2014).
  11. Lin & et. al, (2008).

و چندان برای دریافت هشدارهای زودهنگام وقوع بحران به کار نمی‌رود. البته، برای برطرف کردن این معضل، برخی از مطالعات، مدل‌های لاجیت را در کنار یک مدل با متغیرهای وابسته پیوسته مورد استفاده قرار می‌دهند<sup>۱</sup>. در این شرایط، مطالعه حاضر در نظر دارد به تبعیت از این پشتونه تئوریک، با به کار گیری یک مدل هشدار زودهنگام با متغیر وابسته پیوسته، هزینه‌های ضمنی وقوع بحران‌های ارزی و نحوه انتشار این بحران‌ها را در اقتصاد ایران بررسی نماید.

## ۲. روش‌شناسی تحقیق

در این مقاله، به پیروی از رز و اسپیگل (۲۰۱۱)، فرانکل و ساراولوس (۲۰۱۲) و بیکی و همکاران (۲۰۱۳)، با استفاده از یک مدل هشدار زودهنگام با متغیر وابسته پیوسته<sup>۲</sup> و به کار گیری یک روش مناسب در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی، به بررسی هزینه‌های ضمنی وقوع بحران‌های ارزی و نحوه انتشار این بحران‌ها طی دوره زمانی ۱۳۹۵:۰۱-۱۳۶۷:۰۱ در اقتصاد ایران می‌پردازیم. در حقیقت، در این رویکرد تلاش خواهیم کرد با طراحی یک مدل و با استفاده از شاخص‌های پیشروی<sup>۳</sup> وقوع بحران، ضمن مرتب نمودن اختلالات ایجاد شده در زمان وقوع بحران به این شاخص‌های پیشرو، نحوه انتشار بحران‌های ارزی را در اقتصاد ایران توضیح دهیم. در واقع، این تحقیق در پی دستیابی به پاسخ این سؤال است که آیا تغییرات ایجاد شده در متغیرهای پیشروی وقوع بحران (که نمایانگر نشانه‌هایی از وقوع بحران ارزی هستند)، اختلالاتی را در متغیرهای اقتصادی منتخب (در قالب شاخصی تحت عنوان شاخص انتشار بحران) در ایران ایجاد خواهد کرد یا خیر؟ در این شرایط و در جهت دستیابی به پاسخ این پرسش، مدل مورد استفاده در این تحقیق، بر اساس ادبیات موجود در این زمینه، شامل یک شاخص انتشار بحران به عنوان متغیر

۱. گورنکاس و اُستفلد، (۲۰۱۲).

۲. بیکی و همکاران، (۲۰۱۲).

۳. باید توجه داشت که در طراحی یک چنین مدلی چندان به دنبال دریافت هشدارهای زودهنگام از مدل نیستیم. در حقیقت، مدل مورد استفاده در این تحقیق همان مدل به کار رفته جهت دریافت هشدارهای زودهنگام است با این تفاوت که متغیر وابسته مورد استفاده در این حالت، یک متغیر پیوسته است. یک چنین مدل‌هایی در ادبیات تحقیق به مدل‌های هشدار زودهنگام با متغیر وابسته پیوسته مشهور بوده و جهت بررسی نحوه انتشار بحران به کار می‌روند.

4. Leading Indicators

وابسته پیوسته و شاخص‌های پیشروی وقوع بحران به عنوان متغیرهای مستقل مدل می‌باشد. در همین راستا، در این بخش، با توجه به تعریف بحران به عنوان یک واقعه پرهزینه در بخش‌های قبلی این مقاله و در راستای تبیین مدل تحقیق، به چگونگی تشخیص بحران و تعریف شاخص انتشار بحران به عنوان متغیر وابسته مدل مورد نظر تحقیق پرداخته و پس از آن، شاخص‌های پیشروی وقوع بحران به کار رفته در این مدل را به عنوان متغیرهای مستقل مدل معرفی خواهیم کرد.

### ۳. تشخیص بحران

یکی از ملزومات طراحی سیستم‌های هشدار زودهنگام و نیز بررسی نحوه انتشار بحران در اقتصاد، تشخیص مناسب وقوع بحران است. در خصوص نحوه تشخیص بحران در ادبیات مربوطه راه کارهایی پیشنهاد شده است. به طور مثال، فراتر رفتن یک متغیر (مانند رشد نرخ ارز) و یا یک شاخص بخصوص (مانند شاخص فشار بازار ارز) از یک مقدار آستانه‌ای در یک زمان معین<sup>۱ و ۲</sup> و یا اظهار وقوع بحران توسط کارشناسان یک نهاد رسمی و یا مقالات معتبر پژوهشی<sup>۳ و ۴</sup> و یا ترکیبی از این موارد. در این مطالعه نیز به منظور تشخیص بحران ارزی در اقتصاد ایران از این راه کارها استفاده نموده و به بررسی نرخ رشد ارز (ger) و شاخص فشار بازار ارز<sup>۵</sup> (*IMP*) در ایران و نیز اظهار وقوع بحران ارزی در ایران در مقالات معتبر پژوهشی در این زمینه می‌پردازیم. در بررسی متغیر نرخ رشد ارز و شاخص

۱. فرانکل و رز، (۱۹۹۶).

۲. کامینسکی و راینهارت، (۱۹۹۹).

۳. کامینسکی، (۲۰۰۶).

4. Caprio & Klingebiel

5. Leaven & Valencia

۶. شاخص فشار بازار ارز را به تبعیت از نصراللهی و همکاران (۱۳۹۵) به صورت زیر محاسبه می‌کنیم:

$$IMP_t = \frac{1}{cv_{ER}} \left( \frac{ER_t - ER_{t-1}}{ER_{t-1}} \right) - \frac{1}{cv_{IR}} \left( \frac{IR_t - IR_{t-1}}{IR_{t-1}} \right) + \frac{1}{cv_r} (r_t - r_{t-1})$$

که در آن،  $ER$  نرخ ارز بازار،  $IR$  میزان ذخایر بین‌المللی کشور و  $r$  نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت بانکی (بالاترین نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت عادی بانک‌های دولتی) بوده و  $cv_{ER}$ ،  $cv_{IR}$  و  $cv_r$  ترتیب ضریب تغییرات نرخ ارز بازار، ذخایر بین‌المللی کشور و نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت بانکی در دوره زمانی مورد بررسی هستند.

فشار بازار ارز، چنانچه مقدار آنها در یکی از فصلها از حد آستانه‌ای معادل  $\mu_x + 1.5\sigma_x$  و یا  $\mu_x + 2\sigma_x$  (میانگین متغیر مورد بررسی به اضافه ۱/۵ و یا ۲ برابر انحراف معیار آن) فراتر رود، بیانگر وقوع بحران در آن فصل بوده و به آن فصل مقدار یک اختصاص می‌یابد.<sup>۱</sup> در غیر این صورت، به فصلها مقدار صفر را اختصاص می‌دهیم. یعنی؛

$$C_t = \begin{cases} 1 & \text{if } X_t > \mu_x + 1.5\sigma_x \text{ or } \mu_x + 2\sigma_x \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

نتایج حاصل در مورد متغیر نرخ رشد ارز و شاخص فشار بازار ارز و نیز اظهار وقوع بحران ارزی در ایران در مقالات معتبر پژوهشی را می‌توان در جدول (۱) مشاهده نمود. گزارش وقوع بحران در این مطالعه در صورتی معتبر تلقی گردید که حداقل دو منبع یا روش محاسبه نسبت به وقوع بحران در یک زمان اتفاق نظر داشته باشند. نتایج حاصل در جدول ۱ ارائه شده است.

**جدول ۱- گزارش وقوع بحران ارزی در ایران بر اساس شاخص‌ها و منابع مختلف**

نتیجه	۶۸:۰۱	۷۱:۰۴	۷۲:۰۴	۷۳:۰۱	۷۴:۰۱	۷۷:۰۲	۹۰:۰۴	۹۱:۰۳
نحوه آنالیز	(۶۰) ۶۰	(۶۱) ۶۱	(۶۲) ۶۲	(۶۳) ۶۳	(۶۴) ۶۴	(۶۵) ۶۵	(۶۶) ۶۶	(۶۷) ۶۷
تعداد مکاران	۶۸:۰۱	۷۱:۰۴	۷۲:۰۴	۷۳:۰۱	۷۴:۰۱	۷۷:۰۲	۹۰:۰۴	۹۱:۰۳
میانگین	۶۸:۰۱	۷۱:۰۴	۷۲:۰۴	۷۳:۰۱	۷۴:۰۱	۷۷:۰۲	۹۰:۰۴	۹۱:۰۳

توضیحات: اکثر مطالعات معرفی شده در این تحقیق، به بررسی بحران‌های ارزی در دهه ۱۳۹۰ در ایران نبرداخته‌اند. همچنین، بحران‌های ارزی معرفی شده از این مطالعات، تنها بحران‌های تأیید کننده تحقیق حاضر بوده و سایر بحران‌های معرفی شده توسط آنها که مربوط به دوره‌های زمانی متفاوتی بوده‌اند، در این جدول نیامده است.

۱. البته، به وضوح این یک تعریف بسیار محتاطانه از وقوع بحران ارزی می‌باشد.

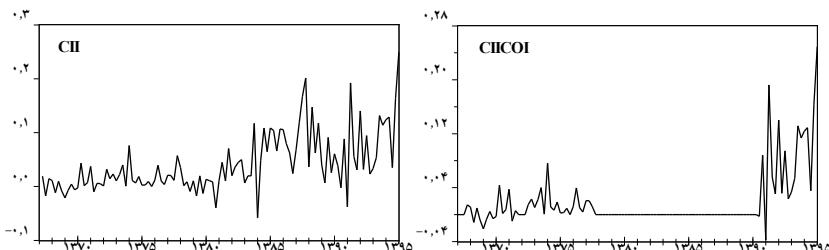
در این شرایط، همان طور که از جدول (۱) مشاهده می‌شود، فصل اول سال ۱۳۶۸، فصل چهارم سال ۱۳۷۲، فصل اول سال ۱۳۷۳، فصل اول سال ۱۳۷۴، فصل چهارم سال ۱۳۹۰ و فصل سوم سال ۱۳۹۱ به عنوان فصل‌های وقوع بحران ارزی در ایران در نظر گرفته می‌شوند.

### ۱-۳. شاخص انتشار بحران

رژ و اسپیگل (۲۰۱۱) و فرانکل و ساراولوس (۲۰۱۲) جهت بررسی نحوه انتشار بحران در بحران مالی سال‌های ۲۰۰۹ - ۲۰۰۸ از تغییرات در متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تولید صنعتی، ارزش پول ملی و عملکرد بازار سهام استفاده نمودند. علاوه بر این، بیکی و همکاران (۲۰۱۳) از میانگین سه متغیر رشد تولید ناخالص داخلی، بیکاری و کسری بودجه دولت برای تعریف شاخص انتشار بحران در نمونه مورد بررسی خود استفاده کردند. در مقاله حاضر نیز به تبعیت از بیکی و همکاران (۲۰۱۲ و ۲۰۱۳) از شاخص‌های انتشار بحران برای دستیابی به اهداف مورد نظر این تحقیق استفاده خواهد شد. شاخص انتشار بحران (CII) در تحلیل ما از متوسط سه متغیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ تورم و نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود. رشد تولید ناخالص داخلی واقعی با علامت منفی و افزایش در نرخ تورم و نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی با علامت مثبت در محاسبه این شاخص به کار گرفته می‌شوند. بنابراین، یک افزایش در CII به معنی هزینه‌های ضمنی بالاتر برای اقتصاد می‌باشد. تعریف ما از انتشار بحران با توجه به مطالعات پیشین و بررسی بحران‌های ارزی مختلف در ایران و سایر نقاط جهان مورد حمایت قرار می‌گیرد؛ چرا که این بحران‌ها با کاهش در رشد تولید، افزایش در نرخ تورم و معمولاً کسری‌های بودجه بزرگ‌تر برای مقابله با عوارض بحران همراه هستند.

البته، باید توجه داشت که اگر چه علاقمند به استفاده از شاخص پیوسته انتشار بحران به صورتی هستیم که داده‌های مربوط به آن تا حد ممکن تغییرپذیری بالایی را نشان دهند اما شاخص انتشار بحران معرفی شده در بالا، به دلیل ماهیت متغیرهای تشکیل‌دهنده آن می‌تواند متأثر از ادوار تجاری نیز باشد که لزوماً ارتباطی با بحران‌های ارزی ندارند. در این صورت، مدل ارائه شده، چندان نشان‌دهنده انتشار بحران و متغیرهای اثرگذار بر آن در اقتصاد نخواهد بود. در این شرایط، به منظور حداقل کردن اثر ادوار تجاری در تحلیل نحوه انتشار بحران ارزی در اقتصاد ایران و جهت بررسی رفتار شاخص انتشار بحران تنها

با توجه به وقوع حوادث سیستماتیک در نظام ارزی، شاخص انتشار بحران دیگری را نیز علاوه بر شاخص معرفی شده در بالا در تجزیه و تحلیل خود به کار خواهیم گرفت که این شاخص همان شاخص انتشار بحران فوق (CII) مشروط به ظهور علائم وقوع بحران ارزی (CIICOI) می‌باشد. در این میان، برای انتخاب دوره‌های ظهور علائم بحران، تلاش گردید از بین دوره‌های زمانی مختلف، دوره‌ای انتخاب شود که بهترین تصریح ممکن را ارائه نماید. به عنوان مثال، به وضوح می‌توان علائم ظهور یک بحران و اثرات آن بر متغیرهای اقتصادی را حتی در فصل‌های پیش از وقوع بحران نیز مشاهده نمود. به همین علت، در این مطالعه، هزینه‌های ضمنی واقع شده یک فصل قبل از وقوع بحران و در فصل وقوع بحران را نیز مدنظر قرار داده‌ایم. علاوه بر این، اگر چه ادبیات مرتبط تأیید می‌کند که بحران‌های اقتصادی اغلب اقتصاد کشورها را در یک فاصله زمانی دو ساله بعد از وقوع بحران تحت تأثیر قرار می‌دهند، بررسی‌های تحقیق حاضر، تأثیر با اهمیت این بحران‌ها را تا ۱۴ فصل پس از وقوع یک چنین بحرانی در اقتصاد ایران مورد تأیید قرار می‌دهد. در این شرایط، متغیر وابسته حاصل، CIICOI، شامل هزینه‌های ضمنی بحران در دوره زمانی یک فصل قبل از بحران، فصل بحران و ۱۴ فصل بعد از وقوع هر بحران ارزی می‌باشد. نمودار (۱)، شاخص‌های CII و CIICOI مربوط به اقتصاد ایران را در دوره زمانی مورد بررسی نمایش می‌دهد.



نمودار ۱-شاخص‌های CII و CIICOI مربوط به اقتصاد ایران

در این تحقیق، به منظور شناخت مناسب‌ترین شاخص در جهت بررسی نحوه انتشار بحران‌های ارزی در اقتصاد ایران، به طور جداگانه از هر یک از این دو شاخص به عنوان متغیر وابسته در مدل مورد نظر تحقیق استفاده خواهیم نمود.

### ۳-۲. شاخص‌های پیشروی وقوع بحران

انتخاب مجموعه‌ای از شاخص‌های پیشروی وقوع بحران به عنوان متغیرهای توضیحی بخش مهمی از مدل مدنظر تحقیق را تشکیل می‌دهد. شاخص‌های پیشروی و متغیرهایی هستند که تغییرات در آنها از یک طرف می‌تواند هشداری بر وقوع بحران در آینده بوده و از طرف دیگر، این تغییرات می‌تواند مقدمه انتشار بحران در بخش‌های مختلف اقتصادی و مالی باشد. این شاخص‌ها شامل طیف وسیعی از متغیرهای اقتصاد کلان و متغیرهای مالی می‌باشند که وضعیت اقتصاد را در بخش‌های حقیقی، پولی و بخش خارجی نشان داده و بر پایه این برداشت استوارند که قبل از وقوع هر بحران ارزی در اقتصاد، برخی از متغیرها شروع به حرکتهای نامعمول می‌کنند که از روی حرکت این متغیرها با احتمال مشخصی می‌توان وقوع بحران را پیش‌بینی کرده و نیز به بررسی نحوه انتشار بحران در اقتصاد پرداخت. در ادبیات بحران، سه رویکرد برای تعیین شاخص‌های پیشروی بالقوه وقوع بحران وجود دارد. در رویکرد اول، ادبیات تئوریک را برای شناسایی این شاخص‌ها مورد بررسی قرار می‌دهند<sup>۱</sup>. در رویکرد دوم و بالاخص در سال‌های اخیر، برای شناسایی این شاخص‌ها به بررسی دقیق و سیستماتیک مطالعات منتشر شده قبلی در این زمینه می‌پردازنند<sup>۲ و ۳</sup>. در رویکرد سوم، برخی از مطالعات همه متغیرهای در دسترس در یک پایگاه داده‌ای و تبدیلات گوناگون بین آنها را برای تعیین این شاخص‌ها مدنظر قرار می‌دهند. البته، همه این رویکردها در معرض از دست دادن برخی از شاخص‌های مهم بالقوه در این زمینه هستند.

در این مقاله، ما از رویکرد دوم پیروی کرده و با بررسی سیستماتیک ادبیات موجود در زمینه بحران ارزی و متناسب با شرایط اقتصاد ایران به معرفی شاخص‌های پیشروی وقوع بحران ارزی می‌پردازیم. در این شرایط، در این تحقیق از متغیرهای رشد تولید صنعتی، نسبت مطالبات بانک مرکزی از دولت به پایه پولی، نسبت مطالبات بانک مرکزی از

۱. کامینسکی و همکاران، (۱۹۹۸).

۲. کامینسکی و راینهارت، (۱۹۹۹).

۳. رز و اسپیگل، (۲۰۱۱).

۴. فرانکل و ساراولوس، (۲۰۱۲).

۵. پیپکی و همکاران، (۲۰۱۳).

بانک‌ها<sup>۱</sup> به پایه پولی، رشد درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت، نسبت درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، نسبت وام به سپرده بانک‌ها و نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به عنوان شاخص‌های پیشروی بالقوه بحران ارزی استفاده شده است. این شاخص‌ها و علامت‌های انتظاری آنها در مدل طراحی شده را می‌توان در جدول (۲) مشاهده نمود. اطلاعات مربوط به این متغیرها (و سایر متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق) از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی ج.ا.ا.، نماگرهای آماری منتشر شده توسط این نهاد و منابع آماری منتشر شده توسط مرکز آمار ایران استخراج شده‌اند. البته، جهت بررسی وسیع‌تر نحوه انتشار بحران و بر اساس ادبیات موجود در این زمینه، شاخص‌های پیشروی بیشتری نظری نسبت مخارج جاری دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت دارایی‌های خارجی به بدھی‌های خارجی بانک مرکزی، رشد اعتبارات داخلی بانک مرکزی، نسبت اعتبارات داخلی بانک مرکزی به پایه پولی، نسبت سپرده‌های بانکی به نقدینگی و ... نیز برای سهیم بودن در توضیح تغییرات متغیرهای واپسیه تحقیق حاضر مورد بررسی قرار گرفتند که به دلیل آن که کمکی به توضیح بیشتر چگونگی انتشار بحران ارزی در اقتصاد ایران نکرده و یا بعضاً متغیرهایی نسبتاً مشابه با آنها در مدل‌های مورد نظر وجود داشت، از تعزیه و تحلیل نهایی کنار گذاشته شدند.<sup>۲</sup> علاوه بر این، تلاش گردید تا با استفاده از متغیرهای مجازی مختلف، ضمن افزایش قدرت توضیح‌دهنگی مدل‌های مورد بررسی، اثرات تشدید تحریم‌های اقتصادی بر انتشار بحران ارزی در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گیرد.

۱. منظور از بانک‌ها در مطالعه حاضر، بانک‌های تجاری، بانک‌های تخصصی و مؤسسات اعتباری غیربانکی می‌باشد.  
 ۲. در حقیقت، با وجود این که یک چنین متغیرهایی، از لحاظ نظری، قدرت هشداردهی زودهنگام وقوع سقوط ارزش پول ملی را دارند ولی شرایط خاص اقتصادی یک کشور می‌تواند قابلیت انتقال اطلاعات آنها را تنزل داده و آنها را از زمرة شاخص‌های هشدار زودهنگام مناسب خارج نماید (ابراهیمی و توکلیان، ۱۳۹۱).

## جدول ۲- شاخص‌های پیشروی وقوع بحران (متغیرهای توضیحی مدل)

علامت انتظاری	منبع	متغیرها و علامت اختصاری
+/-	بیکی و همکاران (۲۰۱۲)، آری (۲۰۱۲)، کامینسکی و همکاران (۱۹۹۸)، برگ و پاتیلو (۱۹۹۹)، ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، نصراللهی و همکاران (۱۳۹۵)	رشد تولید صنعتی (gind)
+		نسبت مطالبات بانک مرکزی از دولت به پایه پولی (gdh)
+	آری (۲۰۱۲)، ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، نصراللهی و همکاران (۱۳۹۵)	نسبت مطالبات بانک مرکزی از بانک‌ها به پایه پولی (bdh)
-	ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، نصراللهی و همکاران (۱۳۹۵)	رشد در آمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت (goilr)
-	ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، نصراللهی و همکاران (۱۳۹۵)	نسبت در آمدهای ارزی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (oilrir)
+/-	آری (۲۰۱۲)، نصراللهی و همکاران (۱۳۹۵)	نسبت وام به سپرده بانک‌ها (ld)
+	فرانکل و رز (۱۹۹۶)، برگ و پاتیلو (۱۹۹۹)، ادیسون (۲۰۰۳)، فورد و همکاران (۲۰۰۷)، آری (۲۰۱۲)، ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، نصراللهی و همکاران (۱۳۹۵)	نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (m2ir)

همچنین، شایان ذکر است که با توجه به تمایل این تحقیق در بررسی روابط بین اجزاء اساسی روند متغیرهای مورد مطالعه، تمام متغیرهای مورد نظر این تحقیق (وابسته و توضیحی)، به منظور حذف تغییرات فصلی ادواری و استخراج جزء اساسی روند این سری‌ها، با روش ۱۱-X تعدیل فصلی شده‌اند.

## ۴. یافته‌های تحقیق

### ۴-۱. بررسی مانایی متغیرها

همان طور که می‌دانیم، با توجه به وجود یک روند تصادفی (ریشه واحد) در اغلب متغیرهای اقتصاد کلان، برآورد پارامترها و استنباط‌های آماری با این متغیرها به روش‌های سنتی غیرمعتبر خواهد بود. در این شرایط، اولین گام برای تحلیل روابط موجود بین یک چنین متغیرهایی، تعیین درجه انباشتگی (تعداد ریشه‌های واحد) این متغیرها می‌باشد. در این تحقیق نیز قبل

۱. روش ۱۱-X، نوعی روش تعدیل فصلی سری‌های زمانی است که تنها در مورد سری‌های زمانی با تواتر فصلی و یا ماهیانه کاربرد دارد. در این روش، از یک فرآیند ARMA برای حذف اثرات فصلی استفاده می‌شود.

از بررسی و تخمین روابط مورد نظر، درجه اباحتگی متغیرهای تحقیق را بررسی خواهیم نمود. به همین منظور، از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته<sup>۱</sup> (۱۹۸۱) و آزمون کوایتکاسکی و همکاران<sup>۲</sup> (۱۹۹۲) استفاده خواهد شد. البته، اگرچه این آزمون‌ها به عنوان آزمون‌های متعارف و معتبر برای تعیین وضعیت مانایی متغیرها از مزایای متعددی برخوردارند، اما این آزمون‌ها و سایر آزمون‌های ریشه واحد استاندارد، شکست‌های احتمالی در روند متغیرها را در فرایند آزمون لحاظ نمی‌کنند که این امر ممکن است منجر به استنباط کاذب درباره وجود یا عدم وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی شود. هندری و نیل<sup>۳</sup> (۱۹۹۱) با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو به این نتیجه رسیدند که حتی شکستگی‌های کوچک در تابع روند متغیرها، می‌تواند توان آزمون‌های ریشه واحد متعارف را به شدت کاهش دهد. به همین منظور، برای تشخیص شکست‌های ساختاری در متغیرهای مورد نظر این تحقیق از آزمون‌های معرفی شده توسط بای و برون<sup>۴</sup> (۲۰۰۳) استفاده گردید. نتایج این آزمون‌ها، وجود یک شکست ساختاری را در متغیرهای *CII*، *CIICOI* و *OILRIR* و وجود بیش از یک شکست ساختاری را در متغیرهای *GDH*، *BDH*، *D* و *M2R* تأیید نمود. در این شرایط، جهت بررسی دقیق‌تر مانایی متغیرهای مورد بررسی، با استفاده از آزمون ریشه واحد زیوت و اندروز<sup>۵</sup> (۱۹۹۲) بالحاظ یک شکست ساختاری درونزا و آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ<sup>۶</sup> (۲۰۰۳) بالحاظ دو شکست ساختاری درونزا، درجه اباحتگی متغیرها مورد بررسی مجدد قرار گرفت. همچنین، به دلیل استفاده از داده‌های فصلی متغیرهای معرفی شده و با وجود تعدیل فصلی این متغیرها، به منظور اطمینان از عدم وجود ریشه‌های واحد فصلی (در تناوب‌های دو و چهار فصلی) از رویکرد هگی<sup>۷</sup> (۱۹۹۰) استفاده می‌کنیم.

نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول (۳) ارائه شده است.

همان طور که از جدول (۳) مشاهده می‌شود، متغیرهای *GIND*، *GOILR* و *OILRIR* با توجه به همه آزمون‌های ارائه شده (۰) ۱ هستند. همچنین، متغیرهای *CIICOI*، *GDH*،

1. Augmented Dickey- Fuller (ADF)

2. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin (KPSS)

3. Hendry & Neale

4. Bai & Perron

5. Zivot & Andrews (ZA)

6. Lee & Strazicich (LS)

7. HEGY (Hylleberg, S, Engle, R. F, Granger, C. W. J. & Yoo, B. S)

بر اساس اکثر این آزمون‌ها (۱) می‌باشد. اما، متغیرهای  $CII$  و  $M2R$  با  $BDH$  و  $D$  توجه به برخی از آزمون‌ها (۰) و بر اساس بعضی دیگر از آزمون‌ها، (۱) هستند.

### جدول ۳- آماره‌های آزمون برآورده آزمون‌های ریشه واحد

HEGY			LS	ZA	KPSS	ADF	سطح آزمون	متغیر
F4	F2	F0						
۲۹/۴۱*	-۵/۸۸*	-۲/۴۶	-۷/۱۵*	-۳/۲۹	.۰/۱۰۹*	-۴/۸۵*	سطح	شاخص انتشار بحران (CII)
۲۸/۵۳*	-۶/۳۰*	-۷/۹۸*	-۱۱/۲*	-۹/۱۳*	.۰/۱۰۷*	-۱۲/۶۴*	نفاضل مرتبه اول	
۱۵/۳۸*	-۳/۶**	۱/۶۰	-۱۰/۰*	-۴/۰۸	.۰/۶***†	-۰/۰۶	سطح	شاخص انتشار بحران (CIICOI)
۱۴/۵۴*	-۵/۱۰*	-۳/۶**	-۱۱/۸*	-۷/۸۱*	.۰/۱۶**	-۱۳/۱۸*	نفاضل مرتبه اول	
۳۴/۶۴*	-۶/۰۱*	-۵/۱۱*	-۶/۱۱*	-۱۲/۲*	.۰/۰۸۷*	-۱۱/۷۹*	سطح	رشد تولید صنعتی (GIND)
۱۷/۰۴*	-۳/۴**	-۴/۵۱*	-۱۲/۷*	-۷/۸*†	.۰/۰۴۶*	-۱۴/۷۶*	نفاضل مرتبه اول	
۸۲/۵۵*	-۴/۵۵*	-۲/۷۱	-۴/۶۲	-۳/۹۳	.۰/۱۰۷*	-۲/۷۶	سطح	نسبت مطالبات بانک مرکزی از دولت به پایه بولی (GDH)
۴۲/۷۱*	-۴/۷۲*	-۵/۴۳*	-۷/۳۸*	-۷/۵*	.۰/۰۷۸*	-۶/۵۴*	نفاضل مرتبه اول	
۵۶/۵۴*	-۶/۶۲*	-۲/۳۲	-۵/۰۰	-۴/۳۵	.۰/۰۹۷*	-۲/۳۷	سطح	نسبت مطالبات بانک مرکزی از بانک‌ها به پایه بولی (BDH)
۶۵/۳۳*	-۶/۹۳*	-۶/۷۶*	-۷/۲۹*	-۷/۳*	.۰/۰۳۷*	-۶/۸۱*	نفاضل مرتبه اول	
۳۸/۹۸*	-۵/۸۸*	-۴/۰**	-۱۷/۹*	-۵/۶۲*	.۰/۰۹۵*	-۱۱/۸۵*	سطح	رشد درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت (GOILR)
۲۷/۲۰*	-۴/۹۵*	-۷/۱۸*	-۱۷/۸*	-۱۱/۱*	.۰/۰۴۰*	-۱۶/۰۸*	نفاضل مرتبه اول	
۳۷/۱۵*	-۶/۲۲*	-۳/۵**	-۵/۱**	-۸/۱*	.۰/۱۰۴*	-۶/۱۳*	سطح	نسبت درآمدهای ارزی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (OILRIR)
۳۷/۲۴*	-۶/۵۸*	-۷/۹۵*	-۱۲/۴*	-۹/۱*	.۰/۰۶۰*	-۱۰/۸۳*	نفاضل مرتبه اول	
۱۳/۵۳*	-۳/۲**	.۰/۰۰۳	-۳/۷۱	-۲/۷۷	.۰/۱۵**	-۱/۷۸	سطح	نسبت وام به سپرده بانک‌ها (LD)
۵/۹*†	-۲/۵**†	-۴/۷*†	-۶/۱۴*	-۹/۹*	.۰/۰۸۲*	-۹/۲۴*	نفاضل مرتبه اول	
۳۱/۰۸*	-۳/۱**	-۱/۹۳	-۵/۴**	-۵/۴**	.۰/۱۹**	-۲/۹۵	سطح	نسبت نقدينگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (M2IR)
۳۵/۷۳*	-۳/۷**	-۵/۱۶*	-۷/۲۰*	-۶/۸*	.۰/۰۶۳*	-۶/۲۱*	نفاضل مرتبه اول	

منبع: محاسبات تحقیق.

در آزمون‌های ADF، ZA و HEGY فرضیه صفر، وجود ریشه واحد در متغیر (و یا تناوب‌های مختلف متغیر) می‌باشد در حالی که در آزمون KPSS، فرضیه صفر، مانا بودن متغیر است. در آزمون‌های ADF، ZA و HEGY، آماره‌های آزمون برآورده با علامت‌های \* و \*\* به

ترتیب در سطوح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد بر اساس مقادیر بحرانی مربوطه معنی دار می‌باشد. اما، در آزمون KPSS، یک آماره آزمون با علامت \* به این معناست که حتی در سطح اطمینان ۹۰ درصد نیز متغیر مورد نظر نامانا نیست در حالی که یک آماره آزمون با علامت \*\* به این معناست که اگر چه در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان بیان نمود که متغیر مورد نظر نامانا است اما در سطح اطمینان ۹۹ درصد نمی‌توان گفت که متغیر مورد بررسی نامانا می‌باشد. به غیر از مواردی که با علامت + مشخص شده‌اند، سایر آماره‌های آزمون مربوط به آزمون‌های ZA، KPSS، ADF و LS، در حالت وجود عرض از مبداء و روند زمانی و سایر آماره‌های آزمون مربوط به آزمون HEGY در حالت وجود عرض از مبداء، روند زمانی و متغیرهای مجازی فصلی محاسبه شده‌اند. موارد مشخص شده با علامت +، در آزمون‌های ZA، KPSS، ADF و LS، انجام آزمون با وجود عرض از مبداء و بدون روند زمانی و در آزمون HEGY با عرض از مبداء و روند زمانی می‌باشد. ستونهای F<sub>۰</sub>، F<sub>۲</sub> و F<sub>۴</sub> در رویکرد HEGY به ترتیب آماره‌های آزمون در تناوب‌های صفر، دو فصلی و چهار فصلی را نشان می‌دهند. در این شرایط، به دلیل یکسان نبودن مرتبه اباحتگی تمام متغیرهای مورد استفاده و بعضاً نتایج متفاوت در آزمون‌های به کار گرفته شده و همچنین، با توجه به ساکن بودن تفاضل مرتبه اول همه متغیرها و به عبارت دیگر، اطمینان از (۲) نبودن هیچ یک از این متغیرها، می‌توان از رویکرد آزمون کرانه‌ها (پسران و همکاران، ۲۰۰۱) برای آزمون وجود روابط بلندمدت بین متغیرها و مدل خودتوضیح با وقفه‌های گستردۀ<sup>۳</sup> (ARDL) پسران و Shin<sup>۴</sup> (۱۹۹۹) به منظور دستیابی به روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها استفاده نمود. علاوه بر این، با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون هگی، متغیرهای GOILR، GIND و OILRIR دارای درجه اباحتگی (۰,۰,۰,۰) بوده و متغیرهای CIICOI، CII، GDH، CIICOI و D، BDH و M2R نیز دارای درجه اباحتگی (۰,۰,۰,۱) هستند. به عبارت دیگر، علیرغم وجود ریشه واحد در تناوب صفر برخی از این متغیرها، هیچ یک از آنها دارای ریشه واحد

۱. البته، اگر چه متغیر CIICOI بر اساس آزمون KPSS، احتمالاً I<sub>۱</sub> است اما با توجه به نتایج آزمون‌های ZA و LS که وجود شکستهای ساختاری را در سری مربوط به متغیرها لحاظ می‌نمایند، می‌توان بیان نمود که این متغیر با اطمینان بالایی (۱) I<sub>۱</sub> است.

2. Pesaran & et. al.

3. Autoregressive Distributed Lag Model

4. Pesaran & Shin

فصلی (در تناوب‌های دو فصلی و چهار فصلی) نیستند. در این شرایط، دیگر نیازی به استفاده از رویکردهای فصلی برای بررسی اثرات و روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای مورد بررسی نبوده و در واقع می‌توان با داده‌های فصلی همانند داده‌های سالانه رفتار کرد.

#### ۴-۲-آزمون کرانه‌ها

همان طور که بیان گردید، رویکرد مناسب جهت بررسی نحوه انتشار بحران در تحقیق حاضر، آزمون کرانه‌ها و مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترد (ARDL) است. برای به کارگیری رویکرد آزمون کرانه‌ها می‌باشد طول وقفه بهینه را بر اساس یک ملاک معین تعیین نموده و همچنین در خصوص لزوم وارد کردن یک روند زمانی قطعی در مدل تصمیم گرفت. سپس، با استفاده از یک آزمون معنی‌داری مشترک (آزمون والد) برای سطوح با وقفه متغیرهای تحت بررسی، وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مورد مطالعه را آزمون کرد. در این شرایط، جدول (۴) مقادیر آماره  $F$  (آزمون والد) را برای آزمون وجود یک رابطه در سطح، بین متغیرهای هر یک از دو مدل مورد نظر تحقیق (با متغیرهای وابسته  $CII$  و  $CIICOI$ ) در سه حالت متداول وجود عرض از مبدأ مقید و بدون روند زمانی ( $F_{II}$ )؛ وجود عرض از مبدأ غیرمقید و بدون روند زمانی ( $F_{III}$ )؛ و وجود عرض از مبدأ غیرمقید و روند زمانی مقید ( $F_{IV}$ ) در این مدل‌ها ارائه می‌نماید.

**جدول ۴-آزمون کرانه‌ها جهت بررسی وجود روابط بلندمدت بین متغیرها**

متغیر وابسته مدل	$F_{II}$	$F_{III}$	$F_{IV}$
$CII$	۳/۰۸۹۹	۳/۴۳۵۱	۳/۰۳۵۷
$CIICOI$	۲۰/۱۶۲۱	۲۲/۶۸۱۲	۵/۱۱۲۷
<i>Asymptotic Critical Value Bounds : I(0) ; I(I)</i>			
1%	۲/۷۳ ; ۳/۹۰	۲/۹۶ ; ۴/۲۶	۳/۰۷ ; ۴/۲۳
5%	۲/۱۷ ; ۳/۲۱	۲/۳۲ ; ۳/۵۰	۲/۵۰ ; ۳/۵۰
10%	۱/۹۲ ; ۲/۸۹	۲/۰۳ ; ۳/۱۳	۲/۲۲ ; ۳/۱۷
	$K = ۷$	$K = ۷$	$K = ۷$

منبع: محاسبات تحقیق.

ملاحظات:  $K$  نمایانگر تعداد متغیرهای توضیحی مدل است. وقفه بهینه در هر دو مدل مورد نظر بر اساس ملاک شوارتز انتخاب شده است.

با توجه به این که حجم نمونه مورد بررسی در این مطالعه بیش از ۸۰ مشاهده است، جهت آزمون فرضیه وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق، آماره‌های  $F$  ارائه شده در جدول (۴) می‌بایست با کرانه‌های مقادیر بحرانی مجانبی که از طریق شبیه‌سازی‌های مونت کارلو  $K=7$  توسط پسران و همکارانش (۲۰۰۱) تهیه شده‌اند مقایسه شوند (این کرانه‌ها برای  $F$  و در سطوح مختلف معنی‌داری در جدول ۴ آمده است). اگر آماره‌های  $F$  محاسبه شده از مقادیر بحرانی کرانه بالا، یعنی (۱)، بزرگتر باشند، می‌توان بدون توجه به درجه انباشتگی متغیرهای مورد بررسی، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت بین این متغیرها را رد نمود. در واقع، بین این متغیرها رابطه بلندمدت وجود خواهد داشت. در این صورت، می‌توان به تخمین روابط بلندمدت و کوتاهمدت و بررسی وجود روابط علی بین متغیرهای مورد مطالعه پرداخت. اما، اگر آماره آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پایین، یعنی (۰) (۰)، قرار گیرد، فرضیه صفر مورد اشاره را نمی‌توان رد نمود. در نهایت، اگر آماره آزمون موردنظر بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد، نتیجه آزمون نامشخص بوده و برای تجزیه و تحلیل مناسب داده‌ها، نیازمند دانستن مرتبه انباشتگی متغیرها هستیم. در این حالت، رهیافت آزمون کرانه‌ها قادر به تشخیص وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها نمی‌باشد. در این شرایط، همان طور که از جدول (۴) مشاهده می‌شود، اگر چه در مدل با متغیر وابسته  $CII$ ، تنها آماره‌های  $F_{II}$  و  $F_{III}$  در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد، بالاتر از کرانه بالای مربوط به خود قرار دارند؛ اما، هر سه آماره  $F$  ارائه شده مربوط به مدل با متغیر وابسته  $CIICOI$  در سطح معنی‌داری ۱ درصد، بالاتر از کرانه بالای مربوط به خود قرار گرفته و در نتیجه با اطمینان بالایی فرضیه صفر عدم وجود یک رابطه بلندمدت بین سطوح متغیرها در این مدل رد می‌شود. بنابراین، می‌توان بیان نمود که طی دوره مورد بررسی، متغیرهای تشکیل‌دهنده مدل با متغیر وابسته  $CII$ ، در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد و متغیرهای تشکیل‌دهنده مدل با متغیر وابسته  $CIICOI$ ، در سطح معنی‌داری ۱ درصد هم انباشته بوده و در سطوح معنی‌داری ذکر شده، یک رابطه بلندمدت در سطح بین هر یک از آنها برقرار است. البته، همان طور که قبلًا نیز بیان شد، با توجه به این که شاخص انتشار بحران  $CII$  می‌تواند متأثر از ادوار تجاری باشد که لزوماً ارتباطی با بحران‌های ارزی ندارند، وجود یک رابطه هم انباشته قوی بین شاخص‌های پیشروی و قوع بحران‌های ارزی و این شاخص انتشار بحران چندان مورد انتظار نبوده است. اما، نتایج مربوط به مدل با متغیر وابسته  $CIICOI$ ، در راستای انتظارات قبلی این

تحقیق، وجود یک رابطه هم انباشتگی پرقدرت را بین شاخص‌های پیشروی و قوع بحران و شاخص انتشار بحران *CIICOI* نشان می‌دهد. در همین راستا، در ادامه، تلاش خواهیم کرد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت مربوط به مدل مورد نظر تحقیق را با متغیر وابسته *CIICOI* به دست آوریم.

### ۴-۳. برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت

در این شرایط، با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون کرانه‌ها و تأیید وجود رابطه بلندمدت قوی بین متغیرهای مدل مورد نظر این تحقیق (با متغیر وابسته *CIICOI*)، ضرایب این رابطه بلندمدت بر مبنای رویکرد مدلسازی *ARDL* پسران و شین (۱۹۹۹) تخمین زده می‌شود. البته، تلاش گردید از بین حالت‌های ارائه شده در جدول (۴)، مدلی با قدرت بیشتر در توضیح نحوه انتشار بحران انتخاب شود. در همین راستا، تخمین پارامترها را با وجود عرض از مبدأ غیرمقييد و بدون روند زمانی در این مدل و با استفاده از وقفه‌های بهينه‌ای مبتنی بر معیار شوارتز به دست آورديم. نتایج حاصل در جدول (۵) گزارش شده است.

همان طور که از تخمین ضرایب بلندمدت مدل انتشار بحران در جدول (۵) مشاهده می‌شود، ضرایب برآورده متغیرهای مدل دارای علامت‌هایی مطابق با انتظارات تئوریکی هستند. بر اساس این نتایج، در دوره زمانی مورد بررسی و مطابق با انتظارات تئوریکی، افزایش در متغیرهای نسبت مطالبات بانک مرکزی از دولت به پایه پولی، نسبت مطالبات بانک مرکزی از بانک‌ها به پایه پولی و نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و کاهش در متغیرهای رشد تولید صنعتی، رشد درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت، نسبت درآمدهای ارزی به دست آمده از صادرات نفت به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و نسبت وام به سپرده بانک‌ها اثرات تشديد‌کننده‌ای بر انتشار بحران‌های ارزی در اقتصاد ايران داشته‌اند.

### جدول ۵- تخمین ضرایب بلندمدت مدل انتشار بحران در اقتصاد ايران

متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	t آماره	Prob
رشد تولید صنعتی (GIND)	-۰/۱۲۱۵	۰/۰۴۰۴	-۳/۰۰۲۹	۰/۰۰۳۴
نسبت مطالبات بانک مرکزی از دولت به پایه پولی (GDH)	۰/۰۱۲۷	۰/۰۰۵۴	۲/۳۴۶۲	۰/۰۲۱۰

متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	t آماره	Prob
نسبت مطالبات بانک مرکزی از بانک‌ها به پایه پولی (BDH)	۰/۰۴۸۱	۰/۰۱۳۶	۳/۵۳۱۲	۰/۰۰۰۶
رشد درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت (GOILR)	-۰/۰۰۴۱	۰/۰۰۲۰	-۲/۰۹۹۵	۰/۰۳۸۴
نسبت درآمدهای ارزی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (OILRIR)	-۰/۰۰۶۸	۰/۰۰۴۱	-۱/۶۶۸۷	۰/۰۹۸۵
نسبت وام به سپرده بانک‌ها (LD)	-۰/۰۳۹۸	۰/۰۱۹۴	-۲/۰۵۳۶	۰/۰۴۲۸
نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (M2IR)	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۱/۰۵۰۴۹	۰/۱۳۵۷
متغیر مجازی D <sub>۹۱</sub>	۰/۰۶۱۷	۰/۰۱۲۱	۵/۰۸۸۳	۰/۰۰۰۰
متغیر مجازی D <sub>۸۴۰۱</sub>	۰/۰۴۰۵	۰/۰۱۶۶	۲/۴۳۷۶	۰/۰۱۶۶
متغیر مجازی D <sub>۸۴۰۴</sub>	۰/۱۳۰۵	۰/۰۶۰۹	۲/۱۴۲۳	۰/۰۳۴۷

منبع: محاسبات تحقیق.

البته، بر اساس این نتایج، در حالی که ضریب تخمین زده شده مربوط به متغیرهای نسبت درآمدهای ارزی به دست آمده از صادرات نفت به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در مدل مورد بررسی به طور مزدی و به ترتیب در سطوح اطمینان حدود ۹۰ درصد و ۸۷ درصد معنی دار هستند، ضرایب مربوط به سایر متغیرها در سطوح اطمینان مناسبی معنی دار می‌باشند. علاوه بر همه اینها، بر اساس نتایج حاصل از این مدل برآورده، اتفاقات مربوط به فصول اول و چهارم سال ۱۳۸۴ (رشد بسیار شدید درآمدهای نفتی کشور) و نیز مسائل مربوط به فصل دوم سال ۱۳۹۱ به بعد (تشدید تحریم‌های همه جانبه نفتی و بانکی) نیز اثرات تشدید کننده معنی داری بر انتشار بحران‌های ارزی در اقتصاد ایران بر جای گذاشتند.

در ادامه، به منظور بررسی پویایی‌های مدل برآورده، ضرایب الگوی تصحیح خطای (ECM) مربوط به این مدل برآورده شده است. نتایج حاصل از برآورده ضرایب الگوی تصحیح خطای این مدل با به کار گیری یک تصریح ARDL<sub>(۰,۳,۰,۰,۰,۰,۰,۱)</sub> طی دوره زمانی ۱۳۹۵:۰۱-۱۳۶۷:۰۱ مشاهده نمود.

## جدول ۶- الگوی تصحیح تعادل با تصویری (ARDL (۱,۳,۰,۰,۰,۰))

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	Prob						
$\Delta GIND$	-۰/۰۱۱۸۴	۰/۰۳۳۷	-۳/۵۱۹۹	۰/۰۰۰۷						
$\Delta GDH$	-۰/۰۰۵۰	۰/۰۲۷۹	-۰/۱۸۱۰	۰/۸۵۶۸						
$\Delta BDH$	-۰/۰۰۲۴۹	۰/۰۵۳۰	-۰/۴۷۰۲	۰/۶۳۹۳						
$\Delta GOILR$	-۰/۰۰۳۹	۰/۰۰۲۲	-۱/۷۵۷۹	۰/۰۸۲۰						
$\Delta OILRIR$	-۰/۰۰۶۱	۰/۰۰۸۷	-۰/۷۰۶۰	۰/۴۸۱۹						
$\Delta LD$	۰/۱۳۶۶	۰/۰۲۸۵	۴/۷۸۵۷	۰/۰۰۰۰						
$\Delta LD (-1)$	-۰/۰۰۷۸	۰/۰۳۸۷	-۰/۹۷۷۸	۰/۳۳۰۷						
$\Delta LD (-2)$	-۰/۰۳۶۳۴	۰/۰۴۲۴	-۸/۵۶۲۷	۰/۰۰۰۰						
$\Delta M2IR$	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۴	۱/۲۰۹۱	۰/۲۲۹۶						
$\Delta D ۹۱$	۰/۱۱۱۵	۰/۰۲۰۳	۵/۴۸۹۲	۰/۰۰۰۰						
$\Delta D ۸۴۰۱$	۰/۰۳۱۷	۰/۰۲۲۵	۱/۴۱۳۵	۰/۱۶۰۸						
$\Delta D ۸۴۰۴$	۰/۱۲۲۲	۰/۰۷۲۳	۱/۶۸۹۰	۰/۰۹۴۵						
C	۰/۰۲۸۲	۰/۰۰۳۱	۹/۰۴۸۱	۰/۰۰۰۰						
ECM (-1)	-۱/۱۸۷۷	۰/۰۹۸۹	-۱۲/۰۰۳	۰/۰۰۰۰						
$R^2 = ۰/۷۶۵۵$		$\bar{R}^2 = ۰/۷۳۰۹$	$F - stat = ۲۲/۱۴۵۹ (0/0000)$							
آزمونهای تشخیصی										
$F(4,91) = ۲/۹۷۴۶ (0/۰۲۳۴)$	آزمون LM همبستگی سریالی بریوش- گادفری:									
$F(14,95) = ۵/۲۷۷۰ (0/0000)$	آزمون ناهمسانی واریانس بریوش- پاگان- گادفری:									
آزمونهای CUSUM و CUSUMQ										
جهت بررسی ثبات ضرایب:										
منبع: محاسبات تحقیق.										

در این شرایط، بر اساس نتایج ارائه شده در جدول (۶)، می‌توان مشاهده کرد که متغیرهای مورد بررسی در کوتاه‌مدت نیز توضیح دهنده مناسبی برای انتشار بحران در اقتصاد ایران بوده‌اند. بر اساس نتایج مربوط به اثرات کوتاه‌مدت، در حالی که تغییرات در متغیر نسبت وام به سپرده بانک‌ها بالافاصله (در فصل تغییر متغیر) اثرات تشدید‌کننده و معنی‌داری بر انتشار بحران‌های ارزی داشته است؛ تغییر در متغیرهای رشد تولید صنعتی و رشد در آمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت بالافاصله و متغیر نسبت وام به سپرده بانک‌ها یک فصل و

دو فصل بعد از تغییر این متغیر، اثرات منفی و معنی‌داری بر انتشار بحران‌های ارزی در اقتصاد ایران بر جای گذاشته‌اند. علاوه بر این، متغیر مجازی مربوط به تحریم‌های نفتی و بانکی نیز در کوتاه‌مدت اثرات تشیدید کننده با اهمیتی بر انتشار این بحران‌ها داشته است. همچنین، بر اساس نتایج حاصل از تخمین ضرایب الگوی تصحیح خطای مدل مورد بررسی، ضرایب جمله تصحیح خطای در این مدل برابر  $-1/1867$  بوده و کاملاً معنی‌دار است که بیانگر حرکت نوسانی این مدل در جهت رسیدن به تعادل بلندمدت می‌باشد<sup>1</sup>. علاوه بر این، همان طور که از آزمون‌های تشخیصی مشاهده می‌شود، اگر چه بر اساس این نتایج، دچار خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در باقیمانده‌ها هستیم، اما به دلیل استفاده از برآورد گر سازگار با ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی و اصلاح ماتریس واریانس - کوواریانس خطاهای و در نتیجه اصلاح خطاهای معیار مدل مورد بررسی، تخمین‌های این مدل دچار تبعات ناشی از این مشکلات نیست. همچنین، بر اساس نتایج حاصل از آزمون‌های CUSUM و CUSUMQ، ضرایب تخمین زده شده این مدل از ثبات مناسبی برخوردارند. در این شرایط، مدل مورد بررسی از اعتبار مناسبی برخوردار بوده و صحت نتایج حاصل از این مدل مورد تأیید قرار می‌گیرد.

## جمع‌بندی و ملاحظات

همان طور که بیان گردید، یکی از مشکلات اساسی در نظام پولی بین‌المللی، وقوع هر از چندگاه بحران‌های مختلف از جمله بحران‌های ارزی در کشورهای مختلف جهان می‌باشد. با توجه به هزینه‌های سنگینی که بحران‌های ارزی بر اقتصاد کشورها تحمیل می‌کنند، طراحی مدل‌هایی جهت بررسی این هزینه‌ها و چگونگی انتشار بحران در اقتصاد می‌تواند از اهمیت بالایی برخوردار باشد. این پژوهش، تلاش نمود تا با به کارگیری داده‌های فعلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۵:۰۱-۱۳۶۷:۰۱ با استفاده از یک مدل هشدار زودهنگام با متغیر وابسته پیوسته، به بررسی هزینه‌های ضمنی وقوع بحران‌های ارزی و نحوه انتشار این قیل بحران‌ها در اقتصاد ایران پردازد. بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق، در میان تعداد زیادی از شاخص‌های هشدار زودهنگام، شاخص‌های مورد نظر این پژوهش، طی

1. Narayan & Smyth, (2006).

دوره زمانی مورد بررسی، توانسته‌اند نقش مفیدی را در توضیح نحوه انتشار بحران ارزی در اقتصاد ایران ایفا نمایند چرا که بنا بر این نتایج، تغییرات و عدم تعادل‌های ایجاد شده در این متغیرها، که معرف عدم تعادل در بخش‌های مختلف اقتصادی کشور هستند، می‌توانند بر وقوع بحران‌های ارزی و انتشار آنها در اقتصاد کشور مؤثر باشند. بر اساس نتایج به دست آمده، متغیرهای نسبت مطالبات بانک مرکزی از دولت به پایه پولی و نسبت مطالبات بانک مرکزی از بانک‌ها به پایه پولی در بلندمدت منجر به افزایش انتشار بحران ارزی در کشور شده‌اند. در حقیقت، یک علامت مهم در خصوص وقوع احتمالی بحران ارزی، از تغییر در ترکیب پایه پولی بانک مرکزی صادر می‌شود چرا که بر اساس این نتایج، افزایش سهم استقراض دولت و استقراض بانک‌ها از بانک مرکزی در پایه پولی و به تبع آن کاهش سهم ذخایر خارجی از پایه پولی می‌تواند علاّمی از وقوع بحران ارزی را برای فعالین اقتصادی صادر نموده و زمینه را برای وقوع و انتشار احتمالی بحران‌های ارزی در اقتصاد کشور فراهم نماید. علاوه بر این، تغییرات متغیر نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی نیز در بلندمدت انتشار بحران‌های ارزی را در اقتصاد ایران تشدید نموده است. در واقع، افزایش در نقدینگی بدون توجه به موجودی دارایی‌های خارجی بانک مرکزی می‌تواند منجر به کاهش ارزش پول ملی و بی‌اعتمادی به مقامات پولی کشور شده و زمینه را برای تشدید احتمال وقوع و انتشار بحران‌های ارزی در کشور مهیا نماید. همچنین، نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که متغیرهای رشد درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و نسبت درآمدهای ارزی به دست آمده از صادرات نفت به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در بلندمدت و نسبت درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در کوتاه‌مدت رابطه‌ای منفی با انتشار بحران‌های ارزی در اقتصاد ایران داشته‌اند. این نتیجه نشان‌دهنده آن است که اگر چه افزایش در درآمدهای نفتی و نسبت این درآمدها به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی می‌تواند شرایطی را فراهم کند که توانایی اقتصاد در مقابله با وقوع و انتشار بحران‌های ارزی افزایش یابد، اما کاهش در آنها نیز می‌تواند زمینه را برای وقوع بحران‌های ارزی و پس از آن انتشار این بحران‌ها در اقتصاد ایران فراهم نماید. در واقع، با توجه به سهم بالای درآمدهای نفتی از کل صادرات کشور، یک چنین نتیجه‌ای به طور ضمنی بیانگر آن است که یک شوک منفی در قیمت نفت و به تبع آن

کاهش در درآمدهای نفتی می‌تواند چه عوایقی را برای اقتصاد کشور به همراه داشته باشد. علاوه بر این، بر اساس نتایج به دست آمده، افزایش در متغیر رشد تولید صنعتی به عنوان یکی دیگر از شاخص‌های بالقوه هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی، چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت، منجر به کاهش انتشار بحران در اقتصاد ایران شده است. در این مورد باید توجه داشت که اگر چه به دلیل وابستگی تولیدات صنعتی به واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، این متغیر می‌تواند یکی از عوامل مؤثر بر وقوع بحران ارزی در کشور باشد اما به دلیل امکان صدور تولیدات صنعتی و تقویت اقتصاد کشور با این تولیدات، این متغیر می‌تواند به عنوان مانعی بر انتشار بیشتر بحران در اقتصاد ایران تلقی گردد. و در نهایت، اگر چه افزایش در متغیر نسبت وام به سپرده بانک‌ها در کوتاه‌مدت و به طور فوری می‌تواند اثر تشدید‌کننده‌ای بر انتشار بحران ارزی در اقتصاد کشور بر جای گذارد اما در فصل‌های بعدی و در بلندمدت تغییرات در این متغیر می‌تواند با تأمین نیاز واحدهای تولیدی و صادراتی به نقدینگی، فعالیت‌های تولیدی و صادراتی کشور را تقویت نموده و از انتشار بحران ارزی در اقتصاد ایران جلوگیری کند.

در این شرایط، نتایج به دست آمده از این تحقیق می‌تواند به عنوان راهنمایی برای سیاستگذاران اقتصادی کشور عمل نموده و بر اساس آن توصیه‌های سیاستی زیر را ارائه نمود. بر اساس این نتایج و با توجه به اثرات با اهمیت تغییر در درآمدهای نفتی و نسبت این درآمدها به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی بر وقوع و انتشار بحران‌های ارزی در کشور، ضمن تأکید بر نقش مؤثر تقویت درآمدها و منابع ارزی در این زمینه، توصیه می‌شود که سیاستگذاران اقتصادی از طریق سیاست‌های تقویت کتنده صادرات غیرنفتی و تنوع بخشی به منابع تأمین ارز کشور، توانایی اقتصاد کشور را برای مواجهه با یک چنین بحران‌هایی افزایش دهند. همچنین، بر اساس نتایج به دست آمده و هم‌راستا با تلاش برای تقویت صادرات غیرنفتی، با حمایت از افزایش تولیدات صنعتی نیز می‌توان از انتشار بحران‌های ارزی در اقتصاد کشور جلوگیری نمود. علاوه بر این، با توجه به اثراتی که افزایش در سهم اعتبارات دریافتی دولت و بانک‌ها از بانک مرکزی در پایه پولی در افزایش احتمال وقوع بحران ارزی و انتشار آن در اقتصاد ایران دارد، توصیه می‌شود که مقامات پولی در اجرای سیاست‌های مورد نظر خود به کنترل سهم این اعتبارات در پایه پولی توجه کافی داشته باشند. در نهایت، با توجه به نتایج این تحقیق مبنی بر اثرات بلندمدت افزایش در

نسبت وام به سپرده بانک‌ها در کاهش انتشار بحران ارزی در اقتصاد کشور که مبتنی بر نقش این بانک‌ها در تقویت فعالیت‌های تولیدی و صادراتی کشور از طریق تأمین مالی این فعالیت‌هاست، سیاستگذاران اقتصادی کشور می‌توانند با کمک به افزایش توان پرداخت وام و همچنین، بهبود عملکرد نظام وام‌دهی بانک‌ها، ضمن تقویت اثرگذاری این متغیر، به مقابله با وقوع احتمالی بحران‌های ارزی و انتشار آنها در اقتصاد ایران پردازند.

این مطالعه می‌تواند از طریق استفاده از متغیرهای دیگر نظری بیکاری در تعریف شاخص انتشار بحران ارزی و نیز استفاده از متغیرهای توضیحی بیشتر از قبیل سایر متغیرهای سیاستی، متغیرهای وضع مالی دولت، متغیرهای وضع مالی بخش خصوصی و ... و همچنین، استفاده از سایر روش‌های آماری و اقتصادسنجی تقویت شده و مورد مقایسه و داوری بیشتری قرار گیرد.

## منابع

- ابراهیمی، ایلاناز و حسین توکلیان (۱۳۹۱)، «طراحی یک سامانه هشداردهی زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ»، مجموعه مقالات بیست و دومین همایش سالانه سیاست‌های پولی و ارزی، صص ۱-۱۹، پژوهشکده پولی و بانکی، ششم خداداد ۱۳۹۱.
- صادیانا طبی، عزت الله، هوشنگ شجری، سعید صمدی و علی ارشدی (۱۳۸۹)، «تبیین یک سیستم هشداردهنده جهت شناسایی بحران‌های مالی در ایران»، فصلنامه پول و اقتصاد، سال دوم، شماره ۶، صص ۲۱۱-۲۱۹.
- نصراللهی، محمد، کاظم یاوری، رضا نجارزاده و نادر مهرگان (۱۳۹۵)، «طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران: رویکرد رگرسیون لجستیک»، تحقیقات اقتصادی، دوره ۵۲، شماره ۱، صص ۲۱۴-۲۱۷.

Abiad, A.G. (2003). "Early Warning Systems: A Survey and a Regime-Switching Approach", IMF Working Paper 03-32, Washington, D.C.

Aghion, P, Bacchetta, P. & Banerjee, A. (2000). "A Simple Model of Monetary Policy and Currency Crises", European Economic Review, 44, 728-738.

Ari, A. (2012). "Early Warning Systems for Currency Crises: The Turkish Case", Economic Systems, 36, 391-410.

Aziz, J, Caramazza, F. & Salgado, R. (2000). "Currency Crises: In Search of Common Elements". IMF Working Paper 00-67, Washington, D.C.

Babeczký, J, Havránek, T, Matějů, J, Rusnák, M, Smídová, K, & Vašíček, B. (2013). "Leading Indicators of Crisis Incidence: Evidence from Developed Countries". Journal of International Money and Finance, 35 (1), pp. 1-19.

- Babecký, J., Havránek, T., Matějů, J., Rusnák, M., Šmídová, K. & Vašíček, B. (2012). "Leading Indicators of Crisis Incidence: Evidence from Developed Countries". Czech National Bank, mimeo.
- Bai, J. & Perron, P. (2003). "Computation and Analysis of Multiple Structural Changes Models". *Journal of Applied Econometrics*, 18 (1), pp. 1-22.
- Berg, A. & Pattillo, C. (1999). "Predicting Currency Crises: The Indicators Approach and an Alternative". *Journal of International Money and Finance*, 18, 561–586.
- Berg, J.B., Candelon, B. & Urbain, J.P. (2008). "A Cautious Note on the Use of Panel Models to Predict Financial Crises", *Economics Letters* 101, issue 1, 80-83.
- Berkmen, S.P., Gelos, G., Rennhack, R. & Walsh, J.P. (2012). "The Global Financial Crisis: Explaining Cross-Country Differences in the Output Impact". *Journal of International Money and Finance*, Vol. 31, No. 1, pp. 42-59.
- Bilson, J.F.O. (1979). "Leading Indicators of Currency Devaluations". *Columbia Journal of World Business*, 14, 62-76.
- Blanchard, O.J., Das, M. & Faruqee, H. (2010) "The Initial Impact of the Crisis on Emerging Market Countries". *Brookings Papers on Economic Activity*, Forthcoming. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1629865>, pp. 263-323.
- Boinet, V., Napolitano, O. & Spagnolo, N. (2005). "Was Currency Crisis in Argentina Self-fulfilling? ". *Review of World Economics*, 141, pp. 357-368.
- Bordo, M.D., Eichengreen, B., Klingebiel, D. & Martinez-Peria, M.S. (2001), "Financial Crises: Lessons from the Last 120 Years", *Economic Policy*, 32, 51-82.
- Bussiere, M. & Fratzscher, M. (2006). "Towards a New Early Warning System of Financial Crises". *Journal of International Money and Finance*, 25(6), 953–973.
- Bussiere, M. (2007). "Balance of Payment Crises in Emerging Markets: How Early Were the 'Early' Warning Signals?", European Central Bank Working Paper 713, Frankfurt/Main.
- Caprio, G. & Klingebiel, D. (2003). "Episodes of Systemic and Borderline Financial Crises". World Bank, <http://go.worldbank.org/5DYGICS7B0>.
- Caramazza, F., Ricci, L. & Salgado, R. (2000). "Trade and Financial Contagion in Currency Crises". IMF Working Paper 00-55, Washington, DC.
- Chang, R. & Velasco, A. (1998). "Financial Crises in Emerging Markets: A Canonical Model". New York University Economic Research Reports, 98-21, New York.
- Chang, R. & Velasco, A. (2001). "A Model of Financial Crises in Emerging Markets". *The Quarterly Journal of Economics*, 116, 489–517.
- Cipollini, A., Mouratidis, K. & Spagnolo, N. (2008). "Evaluating Currency Crises: the Case of the European Monetary System". *Empirical Economics*, 35, pp. 11-27.
- Comelli, F. (2016). "Comparing the Performance of Logit and Probit Early Warning Systems for Currency Crises in Emerging Market Economies". *Journal of Banking and*

- Financial Economics, 2 (6), pp. 5-22.
- Corsetti, G., Pesenti, P. & Roubini, N. (1999). "Paper Tigers? A Model of the Asian Crisis". European Economic Review, 43, 1211-1236.
- Dickey, D. & Fuller, W. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, 49, pp. 1057-1072.
- Edison, H.J. (2003). "Do Indicators of Financial Crises Work? An Evaluation of an Early Warning System". International Journal of Finance and Economics, 8, 11-53.
- Eichengreen, B., Rose, A. & Wyplosz, C. (1995). "Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks". Economic Policy, 21, 249-312.
- Feridun, M. (2008) "Exchange Market Pressure and Currency Crises in Turkey: An Empirical Investigation", Unpublished PhD thesis, Loughborough University, UK.
- Flood, R.P. & Garber, P.M. (1984). "Collapsing Exchange Rate Regimes: Some Linear Examples". Journal of International Economics, 17, 1-13.
- Ford, J., Horsewood, N. & Lim, G.C. (2010). "Fundamentals, Bank Fragility and Currency Volatility: A Study of Indonesia and Taiwan". University of Birmingham, UK, Department of Economics.
- Ford, J., Santoso, B. & Horsewood, N. (2007) "Asian Currency Crises: Do Fundamentals Still Matter? A Markov Switching Approach to Causes and Timing". University of Birmingham, UK, department of economics.
- Frankel, J.A. & Rose, A.K. (1996). "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment". Journal of International Economics, 41(3-4), 351-366.
- Frankel, J.A. & Saravelos, G. (2012). "Can Leading Indicators Assess Country Vulnerability? Evidence from the 2008-09 Global Financial Crisis". Journal of International Economics, 87(2), 216-231.
- Fratzscher, M. (2003). "On Currency Crises and Contagion", International Journal of Finance and Economics, 8(2), 109-129.
- Fuertes, A.M. & Kalotychou, E. (2007). "Optimal Design of Early Warning Systems for Sovereign Debt Crises", International Journal of Forecasting, 23(1), 85-100.
- Ghosh, S. & Ghosh, A. (2002). "Structural Vulnerabilities and Currency Crises". IMF Working Paper WP/02/09, Washington D.C.
- Gourinchas, P.O. & Obstfeld, M. (2012). "Stories of the Twentieth Century for the Twenty-First". American Economic Journal: Macroeconomics, American Economic Association, Vol. 4(1), pp. 226-265.
- Hendry, D.F. & Neale, A.J. (1991). "A Mont Carlo Study of the Effects of Structural Breaks on Tests for Unit Roots". in Hackle, P. & Westland, A.H. (Eds), Economic Structural Change: Analysis and Forecasting, Spring-Verlag, Berlin.
- Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J. & Yoo, B.S. (1990). "Seasonal Integration and Cointegration". Journal of Econometrics, vol. 44, pp. 215-238.

- Kaminsky, G.L. & Reinhart, C.M. (1999). "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems". *American Economic Review*, 89(3), 473–500.
- Kaminsky, G.L. (2006). "Currency Crises: Are They All the Same?", *Journal of International Money and Finance*, 25(3), pp. 503–527.
- Kaminsky, G.L, Lizondo, S. & Reinhart, C.M. (1998). "The Leading Indicators of Currency Crises". *IMF Staff Papers*, 45(1), 1–48.
- Krkoska, L. (2001). "Assessing Macroeconomic Vulnerability in Central Europe". *Post-Communist Economies*, 13(1), pp. 41-55.
- Krugman, P. (1979). "A Model of Balance-of-Payments Crises". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 11(3), 311–325.
- Krugman, P. (1998). "What Happened to Asia?", Mimeo, MIT, Cambridge, MA.
- Krugman, P. (1999). "Balance Sheets, the Transfer Problem, and Financial Crises". *International Tax and Public Finance*, 4, 459–472.
- Kumar, M, Moorthy, U. & Perraudin, W. (2003). "Predicting Emerging Market Currency Crashes". *Journal of Empirical Finance*, 10, 427–454.
- Kwiatkowski, D, Phillips, P.C.B, Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root". *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159–178.
- Leaven, L. & Valencia, F. (2008), "Systemic Banking Crises: A New Database", IMF Working Paper 224, International Monetary Fund, Washington.
- Lee, J. & Strazicich, M. (2003). "Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 85, No. 4. pp. 1082-1089.
- Lin, C.S, Khan, H.A, Chang, R.Y, & Wang, Y.C. (2008). "A New Approach to Modeling Early Warning Systems for Currency Crises: Can a Machine-Learning Fuzzy Expert System Predict the Currency Crises Effectively?", *Journal of International Money and Finance*, 27,pp. 1098–1121.
- Martinez-Peria, M.S. (2002). "A Regime-Switching Approach to the Study of Speculative Attacks: a Focus on EMS Crises". *Empirical Economics*, 27–2, 299–334.
- Nag, A. & Mitra, A. (1999). "Neural Networks and Early Warning Indicators of Currency Crisis". *Reserve Bank of India Occasional Papers*, 20(2), pp. 183-222.
- Narayan, P. K.& Smyth, R. (2006), What Determines Migration Flows from Low-Income to High-Income Countries? an Empirical Investigation of Fiji-U.S. Migration 1972–2001, *Contemporary Economic Policy*, Vol. 24, No. 2, 332–342.
- Obstfeld, M. (1994). "Logic of Currency Crises". NBER Working Paper, 4640, Cambridge, MA.
- Obstfeld, M. (1996). "Models of Currency Crises with Self-Fulfilling Features". *European Economic Review*, 40, 1037–1047.
- Pesaran, M.H. & Shin, Y. (1999). "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach

- to Cointegration Analysis". Chapter 11 in Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, Strom S (ed.). Cambridge University Press: Cambridge.
- Pesaran, M.H, Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, pp. 289-326.
- Radelet, S. & Sachs, J. (1998). "The Onset of the East Asian Financial Crisis". NBER Working Paper 6680, Cambridge, MA.
- Rose, A.K. & Spiegel, M.M. (2011). "Cross-Country Causes and Consequences of the 2008 Crisis: An Update". *European Economic Review*, 55(3), 309–324.
- Sevim, C, Oztekin, A, Bali, O, Gumus, S. & Guresen, E. (2012). "Developing an Early Warning System to Predict Currency Crises". *European Journal of Operational Research*, 237,pp. 1095–1104.
- Zivot, E, & Andrews, D.W.K. (2002). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-root Hypothesis". *Journal of Business & Economic Statistics*, No. 20 (1), pp. 25-44.