

ترجیحات ریسکی و بحران ارزی در اقتصاد ایران - رویکرد

سویچینگ مارکف^۱

مهدی امینی‌راد

دکتری اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان، m.aminirad@imps.ac.ir

نادر مهرگان*

استاد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان، mehregannader@yahoo.com

ابوالفضل شاه‌آبادی

استاد اقتصاد دانشگاه الزهرا تهران، a.shahabadi@Alzahra.ac.ir

داود جعفری سرشت

استادیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان، d.jafariseresht@basu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۱۲

چکیده

بحران ارزی پدیده‌ای است که در سال‌های اخیر در نشست‌های اقتصادی و سیاسی ایران به وفور مطرح شده است. صرف‌نظر از عواقب سیاسی، وقوع بحران ارزی با افزایش نااطمینانی منجر به اثرات نامطلوبی بر پیکره اقتصادی کشور می‌شود. تبدیل دارایی‌ها به پول خارجی، خروج سرمایه و دلاریزه شدن اقتصاد، تنها بخشی از پیامدهای بحران ارزی است؛ بنابراین ارائه الگویی که قبل از وقوع بحران ارزی، قابلیت هشدار دهنده داشته باشد، ضروری و مفید خواهد بود. بر این اساس، در این پژوهش با استفاده از داده‌های فصلی از بهار ۱۳۸۱ تا زمستان ۱۳۹۶ و استفاده از الگوی مارکف‌سویچینگ بحران ارزی در ایران مدل‌سازی شده است. سپس بر اساس ضرایب برآوردی مدل، شاخص فشار بازار ارز طی بهار ۱۳۹۷ تا پاییز ۱۴۰۰ پیش‌بینی شده است. شواهد حاصل از برآورد مدل نشان داد، رشد اقتصادی، تراز حساب جاری، تراز حساب سرمایه، نرخ سود حقیقی و بدهی‌های بلندمدت خارجی اثر منفی و کسری بودجه، سطح ریسک‌گریزی، رانت ارزی و بدهی‌های کوتاه‌مدت خارجی اثر مثبت و معناداری بر احتمال وقوع بحران ارزی در ایران دارد. همچنین مدل برآوردی از پیش‌بینی‌های برون نمونه‌ای نسبتاً مطلوبی برخوردار است.

واژه‌های کلیدی: بحران ارزی، فشار بازار ارز، ریسک‌گریزی، مدل مارکف‌سویچینگ.

طبقه‌بندی JEL: F31، G01، C24.

^۱ این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول در دانشگاه بوعلی سینا همدان است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱-مقدمه

پدیده بحران ارزی در ایران طی سال‌های اخیر همواره با شدت و ضعف متفاوت، مطرح بوده است. آگنور^۱ (۱۹۹۴)، چوی^۲ (۲۰۰۰)، جاکوبیاک^۳ (۲۰۰۰)، کافمن^۴ (۲۰۰۰)، آلوزست و همکاران^۵ (۲۰۰۴) و گلیک و هاچیسون^۶ (۲۰۱۳)، بحران ارزی را کاهش ارزش شدید در ارزش پول ملی تعریف می‌کنند که همراه با افت شدید در ذخایر خارجی است. وقوع بحران‌های ارزی به طور قطع مشکلاتی از قبیل کاهش تولید، افزایش بیکاری، بروز تورم‌های شدید را برای اقتصاد به وجود خواهد آورد. تجربه نشان می‌دهد که بحران‌های ارزی می‌توانند نرخ رشد تولید ناخالص داخلی یک کشور را تا ۶ درصد یا بیشتر کاهش دهند که مشابه از دست دادن یک یا دو سال رشد اقتصادی در بیشتر کشورها است (نصرالهی و همکاران^۷، ۱۳۹۶). افزایش تورم وارداتی، افزایش هزینه واردات مواد اولیه، واسطه‌ای و سرمایه‌ای، تخلیه ذخایر ارزی کشور، افزایش نااطمینانی و تقاضای سفته‌بازی ارز و ایجاد رانت برای برخی از افراد که به نرخ ارز پایین‌تری دسترسی دارند، تنها بخشی از پیامدهای بحران ارزی است. با شناسایی عوامل تبیین‌کننده بحران ارزی می‌توان یک مکانسیم هشداردهنده زودهنگام، ایجاد و با اتخاذ تصمیمات به موقع هزینه‌های رخداد بحران ارزی را به میزان قابل توجهی کاهش داد. با توجه به اینکه اقتصاد ایران در سال‌های اخیر به صورت مکرر با شوک‌های ارزی مواجه بوده است، اهمیت و ضرورت ارائه مدل هشدار زود هنگام بحران ارزی دوچندان می‌شود. از زمان مطالعه کروگمن^۸ (۱۹۷۹)، ادبیات مربوط به بحران‌های ارزی توسط سه نسل از نظریه‌ها دنبال شده است. اگرچه الگوهای نسبتاً موفقی چون سیستم‌های هشدار زودهنگام (کمینسکی و همکاران^۹، ۱۹۹۸) برای پیش‌بینی بحران‌های ارزی ارائه شده است، اما همچنان پیش‌بینی بحران‌های ارزی مورد توجه سیاست‌گذاران و پژوهشگران

¹ Agenor

² Choi

³ Jakubiak

⁴ Kaufman

⁵ Alves et al.

⁶ Glick & Hutchison

⁷ Nasrollahi et al. (2017)

⁸ Krugman

⁹ Kaminsky et al.

است؛ چراکه الگوهای رایج در بسیاری از کشورها موفقیتی در پیش‌بینی بحران ارزی نداشته‌اند. یکی از دلایل عدم موفقیت این الگوها در پیش‌بینی بحران ارزی، این است که آن‌ها عمدتاً بر متغیرهای صرف اقتصادی تمرکز داشته‌اند و عوامل رفتاری کارگزاران اقتصادی در پیش‌بینی بحران‌های مورد توجه قرار نگرفته است. از آنجا که ترجیحات افراد نسبت به ریسک یکی از عوامل تأثیرگذار در رفتار سرمایه‌گذاری است و بحران‌های ارزی عمدتاً با افزایش ریسک‌گریزی در اقتصاد همراه هستند، شاخص ریسک‌گریزی می‌تواند به پیش‌بینی دقیق‌تر بحران‌های ارزی کمک کند. برخی محققان نقش ترجیحات ریسکی در پیش‌بینی بحران‌ها را مورد مطالعه قرار دادند (گیماراس و موریس^۱، ۲۰۰۷؛ کودرت و جکس^۲، ۲۰۰۸ و مارینز^۳، ۲۰۲۰). در این پژوهش، با برآورد شاخص ریسک‌گریزی در اقتصاد ایران و با استفاده الگوی مارکف سویچینگ و داده‌های فصلی از بهار ۱۳۸۱ تا پاییز ۱۴۰۰ و به‌کارگیری شاخص فشار ارز به‌عنوان شاخص بحران ارزی، به بررسی مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار در بحران ارزی پرداخته می‌شود. بر این اساس، پژوهش حاضر در ۶ قسمت، تدوین شده است. بخش دوم به مبانی نظری بحران ارزی اختصاص دارد. در بخش‌های سوم، چهارم و پنجم به ترتیب پیشینه پژوهش، روش‌شناسی و نتایج پژوهش ارائه شده و در بخش ششم به جمع‌بندی موضوع پرداخته خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

برای تبیین ریشه‌های وقوع بحران‌های ارزی در ادبیات تحقیق نظریه‌های مختلفی ارائه شده است. به‌طور کلی سه نسل الگو برای توضیح ریشه‌های بحران ارزی ارائه شده‌اند؛ با این حال به دلیل شکست این الگوها در توضیح تعدادی از بحران‌ها در برخی از مطالعات به ریسک‌گریزی به‌عنوان یک شاخص کلیدی در توضیح چرایی رخداد بحران ارزی توجه شده است.

نسل اول: این الگو که پس از بحران ارزی در آمریکای جنوبی ارائه شد، به ناسازگاری سیاست‌های کلان اقتصادی اشاره داشته و رژیم ارزی ثابت را دلیل وقوع بحران می‌داند

¹ Guimaraes & Morris

² Coudert & Gex

³ Marins

(یزدانی و همکاران^۱، ۱۳۹۶). الگوهای نسل اول عمدتاً با مطالعات سالانت و هندرسون^۲ (۱۹۷۸)، کروگمن^۳ (۱۹۷۹) و فلود و گاربر^۴ (۱۹۸۴) معرفی شدند. این الگوها در تبیین بحران ارزی برای نظریه‌های اقتصادی نقش ویژه‌ای قائل هستند و بر نقش ناسازگاری بین سیاست‌های پولی و مالی با سطح نرخ ارز حقیقی تأکید می‌کنند که این ناسازگاری سیاستی منجر به حملات سوداگرانه می‌شود. در این الگوها رشد بیش از حد حجم پول به‌ویژه جهت تأمین مالی کسری بودجه، دلیل اصلی کاهش ارزش پول ملی و افزایش نرخ ارز حقیقی است. این امر منجر به بدتر شدن تراز تجاری و کاهش ذخایر خارجی به‌ویژه در یک نظام نرخ ارز ثابت شده و در نهایت باعث ایجاد حملات سفته‌بازانه می‌شود. به اعتقاد کروگمن اگر سرمایه‌گذاران انتظار داشته باشند، کسری بودجه دولت در آینده افزایش یابد، با انباشت منابع ارزی و حمله سوداگرانه به نرخ ارز ثابت، باعث ایجاد تغییرات غیرمنطقی در بازار ارز و بحران ارزی خواهند شد.

نسل دوم: الگوهای نسل دوم که با مطالعات فلود و ماریون^۵ (۱۹۹۶)، کروگمن (۱۹۹۶) و ابستفلد^۶ (۱۹۹۴، ۱۹۸۶ و ۱۹۹۶) معرفی شده‌اند، توضیحات متفاوتی برای بحران‌های ارزی ارائه می‌دهند. در این مدل‌ها، حملات سفته‌بازی حتی در شرایطی رخ می‌دهند که مبانی اقتصادی سالم و مطابق با سیاست‌های ثبات نرخ ارز باشد. در این مدل‌ها، سفته‌بازان تلاش می‌کنند توانایی مقامات پولی را در دفاع از سیاست‌های ارزی محک بزنند. این مدل‌ها استدلال می‌کنند که حملات سفته‌بازی به نرخ ارز به این دلیل رخ می‌دهند که انتظار می‌رود بانک مرکزی نظام نرخ ارز ثابت را کنار بگذارد، زیرا هزینه دفاع از نرخ ارز ثابت با توجه به سطح نرخ تورم و بدهی دولت بیشتر از منافع آن است. در مدل‌های نسل دوم، امکان دستیابی به تعادل‌های چندگانه وجود دارد. دولت به‌عنوان یک بازیگر فعال، درصد حداکثر کردن تابع هدف خود است و فرآیند مدوری وجود دارد که به تعادل‌ها چندگانه منجر می‌شود. از آنجاکه انتظارات ممکن است به یکی از این تعادل‌ها منتهی شود، بسیاری از این الگوها به طور ضمنی یا آشکار احتمال تحقق

¹ Yazdani et al. (2017)

² Salant & Henderson

³ Krugman

⁴ Flood & Garber

⁵ Flood & Marion

⁶ Obstfeld

بحران ناشی از انتظارات را می‌پذیرند. به‌عنوان مثال، این نوع از بحران زمانی به وقوع می‌پیوندد که بدبینی گروه قابل‌توجهی از سفته‌بازان و سرمایه‌گذاران بازار ارز، موجب شکل‌گیری جریان خروج سرمایه و متعاقب آن فروپاشی نظام نرخ ارز و تحقق یافتن انتظارات منفی سفته‌بازان می‌شود (ورتابیان کاشانی^۱، ۱۳۹۲). در مدل‌های نسل دوم، یک شوک از قبیل تغییر در انتظارات سرمایه‌گذاران (برای مثال شوک پاداش ریسک سرمایه‌گذاران) منجر به ایجاد بحران ارزی می‌شود (نکاتانی^۲، ۲۰۱۷).

الگوهای نسل سوم: موج بعدی مطالعات بحران‌های ارزی به نوع جدیدی از مدل‌ها دامن زد که به‌عنوان مدل‌های نسل سوم نیز شناخته می‌شوند که بر ریسک‌های اخلاقی و اطلاعات ناقص تمرکز دارند. در این مدل‌ها تأکید بر رونق و رکود در وام‌دهی بین‌المللی و حباب‌های قیمت دارایی‌ها بوده است (کمینسکی، ۲۰۰۶). مدل‌های نسل سوم پس از بحران آسیایی ۱۹۹۷ معرفی شدند و در مطالعات آگیون و همکاران^۳ (۲۰۰۰)، چانگ و ولاسکو^۴ (۲۰۰۱) و کروگمن (۲۰۰۱) معرفی شدند. این مدل‌ها بیان می‌کنند که بحران ارزی ترکیبی از هر دو بحران بانکی و ارزی است (پدیده بحران دوقلو). در این مدل‌ها، سیستم مالی در مرکز تحلیل بحران قرار دارد که یکی از مهم‌ترین عوامل محرک بحران، افزایش برداشت سپرده‌ها به دلیل وحشت سرمایه‌گذاران است. خروج سپرده‌ها توسط سرمایه‌گذاران خارجی باعث ایجاد بحران ارزی و بحران بانکی همزمان می‌شود. بدتر شدن وضعیت ترازنامه بانک‌ها و مؤسسات مالی به دلیل افزایش بدهی‌ها و مطالبات مشکوک‌الوصول و وجود اطلاعات نامتقارن، محرک یک حمله سوداگرانه به نظام ارزی می‌شود (کمینسکی، ۲۰۰۶).

۲-۱- ریسک‌گریزی و بحران ارزی

به اعتقاد مارینز (۲۰۲۰) بحران‌های ارزی با دوره‌های همزمان است که در آن ریسک‌گریزی افزایش می‌یابد. گیماراس و موریس^۵ (۲۰۰۷) عقیده دارند؛ فعالان بازار با توجه به نگرش پایداری نرخ ارز ثابت، سطح ریسک‌گریزی و ترکیب پرتفوی خود، تصمیم می‌گیرند چه استراتژی را در قبال نظام نرخ ارز تثبیت شده اتخاذ کنند؛ بنابراین انتظار

¹ Vartabian Kashani (2014)

² Nakatani

³ Aghion et al.

⁴ Chang & Velasco

⁵ Guimaraes & Morris

می‌رود که نگرش ریسک و ترکیب پرتفوی در بازارهای ارز خارجی تأثیر قابل توجهی بر پایداری ثبات نرخ ارز داشته باشد. باشی و گوانکا^۱ (۲۰۱۲) بیان می‌کنند، اگر ریسک-گریزی نسبی سرمایه‌گذاران روند کاهشی داشته باشد، شوک‌های منفی ثروت، منجر به افزایش پاداش ریسک نگه‌داری دارایی‌های ریسکی می‌شود؛ بنابراین رفتار سرمایه‌گذاران می‌تواند به‌عنوان یک کانال انتقال بحران‌های مالی تلقی شود.

نادری^۲ (۱۳۸۲) در پژوهشی با ارائه یک سیستم هشدار دهنده برای وقوع بحران مالی به این نتیجه می‌رسد که رشد ارز واقعی (اثر مثبت)، نرخ تورم (اثر مثبت)، رشد ارزش افزوده بخش صنایع و معادن (اثر مثبت)، نسبت نقدینگی به ذخایر ارزی (مثبت)، نسبت بدهی‌های ارزی کشور به ذخایر (اثر منفی) از جمله مهم‌ترین شاخص‌های توضیح‌دهنده بحران در ایران هستند. شجری و محبی خواه^۳ (۱۳۸۹) با به‌کارگیری یک الگوی نشان دادند طی دوره ۱۳۶۷-۱۳۸۸، بازار ارز ایران بر اساس شاخص فشار بازار ارز، چهار وضعیت بحرانی شامل (فصل چهارم سال ۱۳۶۷ و اوایل ۱۳۶۸، اواخر سال ۱۳۷۲ و اوایل سال ۱۳۷۳، فصل اول سال ۱۳۷۴ و نیمه دوم سال ۱۳۷۷) را تجربه کرده است. ابراهیمی^۴ (۱۳۹۱) اثر جریان ورود سرمایه بر نرخ ارز حقیقی در کشورهای در حال توسعه را طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۹، مورد کنکاش قرار داد و به این نتیجه رسید، در کشورهای صادرکننده نفت، درآمدهای نفتی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باعث افزایش نرخ ارز حقیقی در بلندمدت شده و مشکلات بیماری هلندی را در پی دارد. ورتابیان کاشانی (۱۳۹۲) به توضیح دلایل و نحوه شکل‌گیری نوسانات ارزی کشور از نیمه دوم ۱۳۸۹ و تداوم آن پرداخته و تحریم‌های کشورهای غربی را به‌عنوان عامل اصلی بحران ارزی و پایداری آن معرفی کرده است. هادیان و اوجی مهر^۵ (۱۳۹۳) با استفاده از الگوی خودرگرسیو با انتقال ملایم (STAR) و داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۰ به بررسی رفتار شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران پرداخته و نشان دادند، حجم پول و نرخ تورم در رژیم افزایش فشار بازار ارز، اثر مثبت و معنادار بر

¹ Boschi & Goenka

² Naderi (2004)

³ Shajari & Mohebi Khah (2010)

⁴ Ebrahimi (2012)

⁵ Hadian & ojeemehr (2014)

شاخص فشار بازار ارز و در رژیم کاهش فشار بازار ارز، اثر نرخ تورم منفی و اثر حجم پول بی‌معنی شده است. باغجری و همکاران^۱ (۱۳۹۳) با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۶۸-۱۳۹۱ و روش SVAR به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر شاخص فشار بازار ارز در ایران پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد، سیاست‌های پولی انبساطی و تولید داخلی به ترتیب اثر مثبت و منفی بر شاخص فشار بازار ارز دارند. نصرالهی و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از رگرسیون لجستیک و استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۶۷-۱۳۹۳، یک سیستم هشدار دهنده زودهنگام برای پیش‌بینی بحران ارزی طراحی کردند. بر اساس نتایج این پژوهش، نسبت وام به سپرده، نسبت بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به پایه‌ی پولی، نرخ تورم و رشد تولید صنعتی اثر مثبت و متغیرهای نسبت سپرده‌های بانکی به نقدینگی، نسبت درآمد ارزی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و رشد تولید ناخالص داخلی واقعی اثر منفی بر احتمال وقوع بحران ارزی در ایران دارند. یزدانی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی زیان‌های تولیدی بحران ارزی در کشورهای نوظهور طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۴ پرداختند. در این مطالعه، اگر ارزش پول ملی در مقابل پول‌های بین‌المللی بیش از ۱۵ درصد در سال کاهش یابد، به‌عنوان بحران ارزی شناخته می‌شود. نتایج آن‌ها نشان داد، دخالت موفق بانک مرکزی و افزایش ذخایر خارجی منجر به کاهش زیان‌های تولیدی و وقوع بحران‌های پولی و ارزی منجر به افزایش زیان‌های تولیدی می‌شود. صادقی عمروآبادی و محمودی‌نیا^۲ (۱۳۹۹) با استفاده مدل لوجیت و خودرگرسیون برداری طی فصول ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۶ به ارتباط بین بحران ارزی، بانکی و بدهی پرداخته و نشان دادند، اثرات بحران‌های بانکی و بدهی بر بحران ارزی مثبت و معنادار است.

بورکارت و کودرت^۳ (۲۰۰۲) با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۱۹۸۰-۱۹۹۸ به بررسی ویژگی‌های مشترک بحران‌های ارزی در اقتصادهای نوظهور پرداخته و یک سیستم از پیش هشدار دهنده طراحی کردند. کودرت و جکس (۲۰۰۸) با استفاده از الگوی لوجیت به بررسی امکان پیش‌بینی بحران‌های مالی با استفاده از شاخص‌های مختلف ریسک‌گریزی طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۰۵ پرداختند و نشان دادند، به‌طور کلی

^۱ Baghjari et al (2016)

^۲ Sadeghi Amroabadi & Mahmoudinia (2020)

^۳ Burkart & Coudert

شاخص‌های ریسک‌گریزی ارتباط معنادار و مستقیمی با رخداد بحران‌های مالی دارند. سواردی^۱ (۲۰۱۲) نشان داد، تغییر در ذخایر خارجی یک شاخص قابل‌اتکا برای دخالت بانک مرکزی در بازار ارز است. اموتوشو^۲ (۲۰۱۳) با استفاده از شاخص فشار بازار ارز، احتمال وقوع بحران‌های ارزی در نیجریه را به‌عنوان تابع لجستیک از متغیرهای کلان اقتصادی، الگوسازی می‌کند. برآورد الگوی لوجیت توسط محقق با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۰ نشان داد، زمانی که نرخ ارز حقیقی در عدم تعادل باشد - نرخ ارز نوسانی است - قیمت نفت و نسبت تراز حساب جاری به تولید ناخالص داخلی در حال کاهش است و نسبت بدهی‌های دولت به تولید ناخالص داخلی در حال افزایش است؛ احتمال بحران ارزی در کشور نیجریه افزایش می‌یابد. فرست و سایکی^۳ (۲۰۱۴) با استفاده از داده‌های فصلی از ۴۷ اقتصاد توسعه‌یافته و نوظهور طی دوره ۱۹۷۵-۲۰۱۱، یک سیستم هشدار دهنده برای بحران‌های ارزی طراحی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد، باز بودن حساب سرمایه احتمال وقوع بحران ارزی را کاهش می‌دهد اما اثر آن در کشورهای توسعه‌یافته نسبت به نوظهور بیشتر است. چانگ و یان^۴ (۲۰۱۸) با به‌کارگیری داده‌های ۱۶ اقتصاد طی یک دوره ۲۰ ساله و برآورد الگوی آستانه‌ای، به پیش‌بینی بحران‌های ارزی می‌پردازند. در این مطالعه برای اندازه‌گیری بحران ارزی از شاخص فشار بازار ارز استفاده شده است. نتایج آن‌ها نشان داد نرخ ارز حقیقی، کسری بودجه و نسبت اعتبارات داخلی به تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معناداری در وقوع بحران‌های ارزی دارند. اری و سرگیبوزان^۵ (۲۰۱۸) با استفاده از الگوی رگرسیون لجستیک و مارکف سویچینگ نشان دادند، نرخ تورم، پرتفوی سرمایه‌گذاری و نسبت سپرده‌های خارجی به کل سپرده‌های بانکی از عوامل تعیین‌کننده بحران ارزی ترکیه هستند. همچنین نتایج برآورد آن‌ها حکایت از برتری رویکرد مارکف در مقایسه با الگوی لوجیت در پیش‌بینی بحران‌های ارزی دارد. مارینز (۲۰۲۰) با بررسی ۱۴ اقتصاد نوظهور

¹ Suardi

² Omotosho

³ Frost & Saiki

⁴ Chong & yan

⁵ Ari & Cergibozan

و استفاده از الگوی پروبیت نشان داد، ریسک گریزی تأثیر مثبت و معناداری بر وقوع بحران ارزی دارد.

مروری مطالعات پیشین نشان می‌دهد، بیشتر مطالعات از روش رگرسیون لجستیک در پیش‌بینی بحران ارزی استفاده کرده‌اند. همان‌طور که در ادامه به‌صورت مفصل توضیح داده خواهد شد، استفاده از این روش دارای معایب بسیاری بوده و بهتر است از روش‌های دیگر برای تحلیل بحران استفاده کرد. مطالعه حاضر با استفاده از رویکرد مارکف سوچینگ، یک سیستم هشدار دهنده برای بحران ارزی در ایران، تبیین کرده است. همچنین در هیچ یک از مطالعات داخلی، اثر ترجیحات ریسکی بر وقوع بحران ارزی مورد مطالعه قرار نگرفته است.

۳- مدل تحقیق و روش برآورد

مبتنی بر چارچوب نظری و مطالعات تجربی، می‌توان متغیرهای مؤثر بر وقوع بحران ارزی را در قالب الگویی به‌صورت زیر ارائه داد:

$$crisis_t = \beta_0 + \beta_1 Deficit + \beta_2 Shortdebt + \beta_3 longdebt + \beta_4 interest + \beta_5 difexch + \beta_6 gdp + \beta_7 current + \beta_8 capital + \beta_9 Risk_{AV} + \varepsilon_t \quad (1)$$

در جدول (۱)، متغیرهای الگوی بحران ارزی به همراه تعریف آن‌ها، ارائه شده است. گفتنی است که در برآورد الگوی پژوهش جهت حذف اثرات مقیاس اندازه‌گیری، از مقدار لگاریتم متغیرها استفاده شده است. علاوه بر متغیرهای این جدول از متغیرهایی چون بدهی دولت به بانک مرکزی و بانک‌های تجاری، بازدهی بازار سهام، رشد درآمد نفتی و متغیر مجازی انتخابات^۱ در برآورد الگوی بحران ارزی استفاده شد؛ اما درنهایت به دلیل نداشتن اثرات معنادار، کنار گذاشته شدند. داده‌های پژوهش از بانک مرکزی، سازمان برنامه‌بودجه و بورس اوراق بهادار تهران طی بهار ۱۳۸۱ تا پاییز ۱۴۰۰ جمع‌آوری شده‌اند.

^۱ با توجه به اینکه انتظار بر این بود که در دوره اول انتخابات ریاست جمهوری، سیاست‌گذاران به ثبات نرخ ارز تمایل داشته و تغییرات ارز را در دوره دوم انتخاب اعمال می‌کنند، متغیر مجازی انتخابات مورد استفاده قرار گرفت. مقدار این متغیر در دوره اول انتخاب رئیس‌جمهور برابر صفر و در دوره دوم برابر یک بود. به هر حال اثرات این متغیر معنادار نبود.

جدول (۱): معرفی متغیرهای الگوی بحران ارزی

واحد	تعریف عملیاتی	متغیر	نماد
درصد	تفاوت نرخ سود سپرده یکساله از	نرخ سود بانکی حقیقی	interest
میلیارد دلار	تعهدات خارجی با سررسید کمتر از یک سال	بدهی کوتاه‌مدت خارجی	Shortdebt
میلیارد دلار	تعهدات خارجی با سررسید بیش از یک سال	بدهی‌های میان‌مدت و بلندمدت	longdebt
میلیارد ریال	مجموع تراز عملیاتی و خالص واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای	کسری بودجه	Deficit
میلیارد ریال	تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت	تولید ناخالص داخلی	gdp
ریال	تفاضل نرخ دلار بازار از دلار رسمی	رانت ارزی	difexch
میلیون دلار	جمع تراز بازرگانی، تراز خدمات و	تراز حساب جاری	current
میلیون دلار	معاملاتی که منجر به تغییر مالکیت در دارایی‌ها و بدهی‌های مالی خارجی	تراز حساب سرمایه	capital
۱=۱۳۹۵	برآورد بر اساس رویکرد فضای حالت	ریسک‌گریزی	Risk_AV
بدون واحد	برآورد با الگوی گارچ و محاسبات	شاخص فشار بازار ارز	crisis

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۱-۲- روش‌شناسی

در این قسمت روش برآورد شاخص‌های بحران ارزی و ریسک‌گریزی و الگو و روش تجزیه و تحلیل آن‌ها ارائه می‌شود.

۳-۱-۱- معیار سنجش بحران ارزی

برای شناسایی دوره‌های بحران ارزی از شاخص فشار بازار ارز استفاده شده است که ابتدا توسط گیریتن و روپر^۱ (۱۹۷۷) معرفی و استفاده شده است و توسط بایوومی و آیشنگریان^۲ (۱۹۹۸)، ون پوک و همکاران^۳ (۲۰۰۷)، آیزمنن و همکاران^۴ (۲۰۱۲)،

¹ Girton & Roper

² Bayoumi & Eichengreen

³ Van Poeck et al.

⁴ Aizenman et al.

هاسفلد و پلامر^۱ (۲۰۱۸)، باغجری و همکاران (۱۳۹۴) ادامه یافت. شاخص فشار بازار، C_t برابر با میانگین وزنی تغییرات نرخ ارز ex_t و تغییرات در ذخایر بین‌المللی rl_t است:

$$C_t = a_t \Delta ex_t - (1 - a_t) \Delta rl_t$$

$$a_t = \frac{1}{\text{var}_t(ex_t) / [1/\text{var}_t(ex_t) + 1/\text{var}_t(rl_t)]} \quad (2)$$

وزن‌های استفاده شده برای نرخ ارز و تغییر در ذخایر بین‌المللی، متناسب با معکوس واریانس شرطی آن‌هاست که با الگوی گارچ مرتبه اول، محاسبه می‌شوند. در واقع، فلسفه استفاده از این شاخص این است که بررسی تغییرات نرخ ارز به تنهایی وضعیت بحرانی را نشان نمی‌دهد، زیرا ممکن است نرخ ارز ثابت بماند، اما ذخایر ارزی رو به کاهش باشند، به این دلیل تغییرات توأمان نرخ ارز و ذخایر ارزی مهم است. در حالت حدی این تغییرات (افزایش نرخ ارز و کاهش ذخایر ارزی) می‌تواند منجر به سقوط و فروپاشی اقتصاد گردد (باغجری و همکاران، ۱۳۹۳). با توجه به اهمیتی که دلار در حجم مبادلات دارد، نرخ ارز مرجعی که برای اندازه‌گیری ارزش پول در نظر گرفته می‌شود، قیمت دلار آمریکا در بازار غیررسمی است. عبارت اول رابطه (۲)، تغییرات در قیمت دلار و عبارت دوم، تغییرات در ذخایر خارجی را سنجش می‌کند. در صورتی که شاخص فشار بازار ارز مثبت باشد، نشان‌دهنده این است که نیرویی در جهت کاهش ارزش پول ملی وجود داشته و در صورت منفی بودن این شاخص، فشار در جهت افزایش ارزش پول ملی و کاهش قیمت ارز خارجی وجود دارد؛ بنابراین هر چه اندازه مطلق این شاخص بیشتر باشد، احتمال رخداد بحران ارزی نیز بیشتر خواهد بود.

۳-۱-۲- روش برآورد الگوی بحران ارزی

بر اساس مطالعات تجربی جهت برآورد الگوهای بحران ارزی عمدتاً از الگوی لجستیک و سویچینگ مارکف استفاده شده است. برآورد الگوی لجستیک نیازمند این است که متغیر وابسته، مقادیر صفر و یک داشته باشد. وقوع بحران ارزی در الگوی لجستیک به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{cases} C_t^{\text{Currency}} = 1 \text{ if } C_t' > \bar{C}_t + \sigma_t \\ C_t^{\text{Currency}} = 0 \text{ otherwise} \end{cases} \quad (3)$$

¹ Hossfeld & Pramor

استفاده از الگوی رگرسیون لجستیک دارای نقاط ضعفی است. اول، این رویکرد، نیازمند اطلاعاتی در خصوص تاریخ بحران‌های ارزی قبل از برآورد الگو است. برای حل این مسئله، معمولاً حد آستانه‌ای برای تغییرات شاخص بحران ارزی در نظر گرفته و تاریخ بحران‌ها بر اساس میزانی که شاخص از حد آستانه فراتر رفته باشد، شناسایی می‌شود. رویکرد آستانه‌ای دارای نواقصی است. اول، انتخاب آستانه تشخیص بحران، دلبخواهی است. مثال‌هایی از حدود آستانه‌ای که در مطالعات تجربی استفاده شده است شامل آستانه برابر $1/645$ انحراف معیار توسط سالگادو و همکاران^۱ (۲۰۰۰)، $1/75$ برابر، کمین و همکاران^۲ (۲۰۰۱)، $2/5$ برابر، ادیسون^۳ (۲۰۰۰). طبیعتاً انتخاب آستانه‌های مختلف در الگوی لجستیک، منجر به نتایج مختلف خواهد شد. علاوه بر این، مقدار آستانه در برخی از اوقات به صورت پارامتر آزاد تعیین می‌شود، به طوری که برازش الگو حداکثر شود (کمین و همکاران، ۲۰۰۱) یا به نحوی که ۵ درصد از همه مشاهدات شامل بحران شوند (سالگادو و همکاران، ۲۰۰۰). دومین نقص الگوی لجستیک این است که ماهیت وابسته به نمونه حد آستانه، بیانگر این است که ورود داده‌های آینده ممکن است تشخیص بحران‌های گذشته را تحت تأثیر قرار دهند؛ بنابراین ممکن است حالتی پیش آید که بحران‌ها به تدریج ناپدید می‌شوند (ادیسون، ۲۰۰۰). به دلیل اینکه آستانه بر اساس انحراف معیار نمونه تعیین می‌شود، رخداد یک بحران نسبتاً بزرگ جدید، از قبیل بحران‌های آسیایی می‌تواند منجر به حذف بحران‌های قبلی شود. ادیسون ذکر کرد، روش‌شناسی آستانه‌ای، ۵ بحران را با استفاده از داده‌های قبل از ۱۹۹۷ نشان می‌دهد، اما با افزایش داده‌ها تا سال ۱۹۹۹، این بحران‌ها حذف شده و تنها یک بحران باقی می‌ماند. سوم، زمانی که یک متغیر پیوسته به یک متغیر باینری تبدیل می‌شود، بخش زیادی از اطلاعات از دست خواهد رفت. خصوصاً اطلاعات پویایی‌ها متغیر وابسته، حذف می‌شود. چهارم، برای اعتبار نتایج رگرسیون لجستیک باید حجم نمونه زیاد باشد. بر اساس شبیه‌سازی پدوسی و همکاران^۴ (۱۹۹۶)، برای کارایی رگرسیون لجستیک، حجم نمونه حداقل باید برابر $n = \frac{10k}{p}$ باشد که k تعداد متغیرهای توضیحی و p

¹ Salgado et al.

² Kamin et al.

³ Edison

⁴ Peduzzi et al

احتمال رخداد رویداد است؛ بنابراین اگر احتمال رخداد بحران ارزی، ۲۰ درصد و تعداد متغیرهای توضیحی الگو برابر ۵ باشد، حداقل به ۲۵۰ مشاهده برای کارایی روش لوجیت نیاز است. پنجم، برآورد الگوی لوجیت شدت و ضعف بحران‌های ارزی را لحاظ نمی‌کند؛ در حالی که می‌توان با در نظر گرفتن مقدار مطلق شاخص فشار بازار ارز به‌عنوان شاخص بحران ارزی و برآورد آن با سایر روش‌های اقتصادسنجی، شدت و ضعف بحران را نیز در الگو در نظر گرفت. با در نظر گرفتن نواقص استفاده از روش لوجیت، در این پژوهش برای الگوسازی بحران ارزی از الگوی سویچینگ مارکف استفاده شده است. این روش نیازمند تشخیص بحران‌های ارزی پیش از برآورد الگو نیست و همچنین شدت بحران‌های ارزی را در الگو لحاظ می‌کند.

در الگوی مارکف سویچینگ، فرض می‌شود در هر رژیم یک الگوی رگرسیون مجزا وجود دارد. با فرض متغیرهای توضیحی x_t و z_t ، میانگین شرطی y_t در رژیم m به‌صورت زیر محاسبه می‌شود (همیلتون، ۱۹۹۴):

$$\mu_t(m) = x_t' \beta_m + z_t' \gamma \quad (۴)$$

در رابطه (۴)، β_m ضرایب متغیرهای توضیحی است که طی هر رژیم تغییر کرده و γ ضرایب متغیرهایی است که طی رژیم تغییر نمی‌کند. در الگوی سویچینگ مارکف، احتمال بودن در یک رژیم وابسته به نوع رژیم قبل است، به طوری که:

$$p(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij}(t) \quad (۵)$$

متغیر پنهان از یک زنجیره مارکف مرتبه اول دو حالتی، تبعیت می‌کند که $s_t = 1$ نشان‌دهنده رژیم افزایش فشار بازار ارز و $s_t = 0$ کاهش فشار بازار ارز است. اگرچه s_t به‌صورت مستقیم قابل مشاهده نیست، اما رفتار شاخص فشار بازار ارز به‌صورت زیر به وابسته است:

$$y_t | s_t \sim N(\mu_{s_t}, \sigma_{s_t}^2) \quad (۶)$$

به طوری که هم میانگین و هم واریانس y_t می‌تواند با تغییر رژیم، تغییر کند. تابع چگالی y_t مشروط به s_t به‌صورت زیر است:

$$f(y_t | s_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{s_t}} \exp\left(-\frac{(y_t - \mu_{s_t})^2}{2\sigma_{s_t}^2}\right) \quad (۷)$$

متغیر s_t بر اساس ماتریس احتمال گذار، تغییر می‌کند:

$$\left[\begin{array}{ll} p_{00}^t = pr(s_t=0|s_{t-1}=0, x_{t-1}) & p_{01}^t = (1-p_{00}^t) = pr(s_t=1|s_{t-1}=0, x_{t-1}) \\ = F(x'_{t-1}\beta_0) & = 1-F(x'_{t-1}\beta_0) \\ p_{10}^t = (1-p_{11}^t) = pr(s_t=0|s_{t-1}=1, x_{t-1}) & p_{11}^t = pr(s_t=1|s_{t-1}=1, x_{t-1}) \\ = 1-F(x'_{t-1}\beta_1) & = F(x'_{t-1}\beta_0) \end{array} \right]$$

p_{ij}^t احتمال گذار از رژیم i در زمان $t-1$ به رژیم j در زمان t و F تابع توزیع تجمعی است. ماتریس x_{t-1} شامل شاخص‌هایی است که بر بحران ارزی اثرگذار باشد. رویکرد برآورد پارامترهای الگو، حداکثرسازی تابع درست‌نمایی بر اساس الگوریتم تکراری است (همیلتون^۱، ۱۹۹۴). با استفاده از اطلاعات در دسترس تا زمان t می‌توان، احتمال شرطی‌ای که مشاهده t ام توسط رژیم j خلق شده باشد را محاسبه کرد.

۳-۱-۳- روش انتخاب الگوی مارکف سویچینگ بهینه

مدل‌های مارکف سویچینگ با توجه به این که کدام قسمت مدل وابسته به رژیم باشد و تحت تأثیر آن انتقال یابد به انواع مختلف طبقه‌بندی می‌شوند. آنچه در مطالعات اقتصادی بیشتر مورد توجه است شامل چهار حالت مدل‌های مارکف سویچینگ در میانگین (MSM)، در عرض از مبدأ (MSI)، پارامترهای اتورگرسیو (MSA) و ناهمسانی واریانس (MSH) می‌باشند (سربیزن و همکاران^۲، ۱۳۹۲). در ادبیات مربوط به مدل‌های MS، جهت نشان دادن میانگین از علامت M ، برای عرض از مبدأ علامت I ، پارامترهای خودهمبستگی از A و جهت واریانس از H استفاده می‌شود. با ترکیب حالت‌های فوق می‌توان مدل‌های متفاوتی را به دست آورد که در آن، امکان وابسته بودن اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود دارد (اسعدی و همکاران^۳، ۱۳۹۹). به‌منظور انتخاب مدل بهینه در بین نسخه‌های مختلف مدل‌های مارکف سویچینگ در این پژوهش مراحل زیر انجام شده است:

الف- آزمون خطی بودن: برای استفاده از مدل مارکف سویچینگ لازم است که غیرخطی بودن الگوی داده‌ها در مورد آزمون قرار بگیرد. به بیان دیگر، باید اطمینان حاصل کرد که مدل مارکف سویچینگ در مقایسه با مدل خطی (مدل با یک رژیم) برازش مناسب‌تری دارد. در آزمون هنسن^۴ (۱۹۹۲) فرض بر این است که مدل به‌صورت

¹ Hamilton

² Sarbizhan et al. (2013)

³ Asadi et al. (2020)

⁴ Hansen

خطی نسبت به مدل غیرخطی (مارکف سویچینگ) مناسب‌تر است. این آزمون بر اساس محاسبه آماره حداکثر درست نمایی (LR) بین اختلاف دو مدل خطی و غیرخطی^۱ (مدل خطی دارای یک رژیم و مدل غیرخطی دارای دو رژیم است) است (آنگ و بکرت^۲، ۲۰۰۲). آنگ و بکرت نشان دادند توزیع آماره LR به صورت مجانبی مشابه توزیع کای مربع است و درجه آزادی آن برابر تعداد پارامترهای اضافی به علاوه تعداد قیدهای خطی است. با توجه به اینکه در فرض صفر آزمون (مدل خطی)، یک رژیم وجود دارد، بنابراین امکان تعریف متغیرهای احتمال انتقال وجود ندارد. این در حالی است که در فرضیه مخالف (مدل غیرخطی مارکف سویچینگ با بیش از یک رژیم)، متغیرهای احتمال انتقال باید تعریف شوند تا مدل قابل برآورد باشد؛ بنابراین این پارامترها در این آزمون به عنوان پارامترهای اضافی شناخته می‌شوند. چنانچه بر اساس آزمون LR اختلاف معناداری بین مدل مقید و غیرمقید وجود داشته باشد، از مدل سویچینگ مارکف برای برآورد مدل استفاده می‌شد (اسعدی و همکاران، ۱۳۹۹).

ب- تعیین نوع مدل مارکف سویچینگ: با توجه به وجود نسخه‌های مختلف مدل پژوهش، جهت انتخاب مدل بهینه از آماره‌های آکائیک و LR استفاده شده است. به بیان دیگر هر مدلی که کمترین میزان مقدار آماره آکائیک و بیشترین مقدار LR را داشته باشد به عنوان مدل بهینه انتخاب خواهد شد.

۳-۱-۴- روش برآورد شاخص ریسک‌گریزی

اندازه‌گیری تجربی ریسک‌گریزی نیازمند استفاده از برخی تئوری‌های مالی است. نخستین پژوهشگرانی که پاداش ریسک را به ریسک‌گریزی سرمایه‌گذار ارتباط دادند، توبین^۳ (۱۹۵۸) و پرت^۴ (۱۹۶۴) بودند. برخی از پژوهشگران نشان دادند، می‌توان از الگوی CAPM ایستا، برای اندازه‌گیری تجربی ریسک‌گریزی، استفاده کرد (فرند و بلیوم^۵، ۱۹۷۵؛ فرنچ و همکاران^۶، ۱۹۸۷ و چو و همکاران^۷، ۱۹۹۲).

^۱ مدل خطی دارای یک رژیم و مدل غیرخطی دارای دو رژیم است.

^۲ Ang & Bekaert

^۳ Tobin

^۴ Pratt

^۵ Friend & Blume

^۶ French et al

^۷ Chou et al

در الگوی CAPM ایستا، می‌توان پارامتر ریسک‌گریزی را با تقسیم بازدهی اضافی انتظاری به واریانس بازدهی حاصل از پرتفولیوی بازار سهام، محاسبه کرد. از این رو، برآورد ریسک‌گریزی به‌طور مستقیم با برآورد ارزش انتظاری و واریانس بازدهی انتظاری پرتفوی بازار ارتباط دارد. یک راه رایج برای برآورد پارامتر ریسک‌گریزی استفاده از میانگین و واریانس تاریخی است (فرند و بلیوم، ۱۹۷۵). همان‌طور که توسط چو و همکاران بیان شده است، این روش معادل استفاده از واریانس غیرشرطی است که با فرض تعدیل پیوسته پرتفولیو سازگاری ندارد. استفاده از این روش به‌طور غیرمستقیم فرض می‌کند، واریانس طی زمان تغییر نمی‌کند. به هر حال در ادبیات مالی، بازارهای سهام شاهد نوسانات بازدهی طی زمان هستند (فرنچ و همکاران، ۱۹۸۷). به همین دلیل، بسیاری از مطالعات از الگوهای ARCH، GARCH، GARCH-M برای مدل‌سازی رفتار واریانس شرطی استفاده کرده‌اند (بولرسلو و همکاران^۱، ۱۹۹۲). مزیت این مدل‌ها این است که اجازه می‌دهند، واریانس شرطی طی زمان تغییر کند. نسخه‌های مختلفی از مدل‌های GARCH-M که توسط انگل و همکاران^۲ (۱۹۸۷) پیشنهاد شده که می‌توانند پارامتر ریسک‌گریزی را در خود لحاظ کنند. به هر حال این مدل‌ها فرض می‌کنند، پارامتر ریسک‌گریزی طی زمان ثابت است. چو و همکاران بیان می‌کنند که ریسک-گریزی سرمایه‌گذاران می‌تواند طی زمان به دلیل تغییر در ترجیحات و یا تغییر در فرصت‌های سرمایه‌گذاری تغییر کند. یکی از راه‌حلهایی که اجازه می‌دهد پارامتر ریسک‌گریزی طی زمان تغییر کند، تقسیم نمونه به چند نمونه فرعی و برآورد مدل GARCH-M برای هر یک از نمونه‌هاست. با وجود اینکه چنین روشی اطلاعاتی در خصوص تغییرات پارامتر ریسک‌گریزی ارائه می‌دهد، نحوه تقسیم نمونه به نمونه‌های فرعی هیچ قاعده مشخصی نداشته و بر اساس تصمیم دلخواه محقق انجام می‌شود. همچنین می‌توان از روش رگرسیون شناور^۳ برای برآورد سری زمانی پارامتر ریسک‌گریزی استفاده کرد. به هر حال به دلیل همپوشانی اطلاعات از یک نمونه به نمونه دیگر، برآورد پارامتر ریسک‌گریزی برای یک دوره معین بسیار مشابه به دوره آتی خواهد بود. روش جایگزینی که نسبت به سایر روش‌ها، انعطاف‌پذیری بیشتری دارد، استفاده از

¹ Bollerslev et al.

² Engel et al.

³ Rolling Regression

مدل^۱ TVP-GARCH-M است که توسط چو و همکاران پیشنهاد شده است. الگوی TVP-GARCH-M به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_t = \gamma_t h_t + e_t \quad (۸)$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + v_t \quad (۹)$$

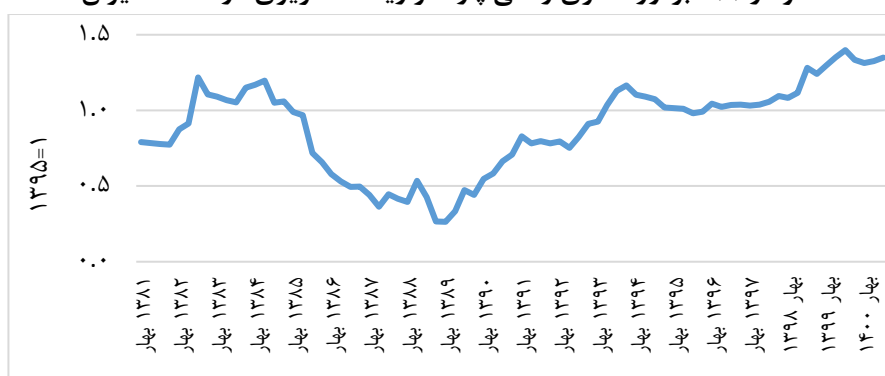
$$h_t = \varphi_0^2 + \varphi_1^2 e_{t-1}^2 + \varphi_2^2 h_{t-1} \quad (۱۰)$$

که v_t یک متغیر تصادفی با میانگین صفر و واریانس σ_v^2 و N.i.i.d است. فرض می‌شود، فرآیندهای تصادفی e_t و v_t مستقل هستند و پارامتر ریسک گریزی از یک فرآیند گام تصادفی تبعیت کند. پارامترهای مجهول سیستم روابط (۸)، (۹) و (۱۰)، در سیستم فضای حالت و با استفاده از فیلتر کالمن، برآورد می‌شوند.

۴- نتایج پژوهش

در این قسمت ابتدا روند شاخص ریسک گریزی در اقتصاد ایران ارائه می‌شود. همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، شاخص ریسک گریزی در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۰ روند صعودی داشته است. طی دوره موردبررسی شاخص ریسک گریزی در بهار ۱۳۸۹ در پایین‌ترین سطح خود بوده است (۰/۲۶) و بیشترین میزان آن به پاییز ۱۳۹۹ مربوط می‌شود (۱/۳۹). بررسی تحولات شاخص ریسک گریزی نشان می‌دهد در اکثر دوره‌های بحران ارزی میزان ریسک گریزی در مقایسه با سایر فصول به مراتب بیشتر است.

نمودار (۱): برآورد سری زمانی پارامتر ریسک گریزی در اقتصاد ایران



منبع: یافته‌های تحقیق

^۱ Time Varying Parameter Garch in Mean

۴-۱- بررسی مانایی متغیرها

نخستین قدم در تجزیه و تحلیل داده‌های سری زمانی بررسی ایستایی متغیرهاست. ضرورت بررسی ایستایی از این جهت است که اگر متغیرها ایستا نباشند، ممکن است مسئله رگرسیون ساختگی رخ دهد؛ به عبارت دیگر ممکن است علی‌رغم نبود هیچ رابطه علت و معلولی و به علت همزمانی همبستگی زیادی بین متغیرها مشاهده شود. با توجه به تواتر فصلی داده‌های پژوهش باید از آزمون ایستایی مختص داده‌های فصلی استفاده کرد. به این منظور از آزمون هیلبرگ و همکاران^۱ (۱۹۹۰) موسوم به HEGY استفاده شده است. مقادیر بحرانی این آزمون توسط فرانسیس و هوبیجن^۲ (۱۹۹۷) ارائه شده است. همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود لگاریتم مقادیر تمامی متغیرها در سطح مانا هستند.

جدول (۲): آزمون ایستایی متغیرهای الگو

نتیجه	مقدار بحرانی	آماره آزمون	متغیرها
I(0)	۲/۹۲	۹/۸۷	نرخ سود بانکی حقیقی
I(0)	۲/۹۲	۱۶۲/۲۰	بدهی‌های کوتاه‌مدت خارجی
I(0)	۲/۹۲	۱۲/۱۰	بدهی‌های میان‌مدت و بلندمدت
I(0)	۲/۹۲	۹/۸۷	کسری بودجه
I(0)	۲/۹۲	۶/۸۶	رشد اقتصادی
I(0)	۲/۹۲	۴۱/۶۳	رانت ارزی
I(0)	۲/۹۲	۶/۰۰	تراز حساب جاری
I(0)	۲/۹۲	۹/۱۲	تراز حساب سرمایه
I(0)	۲/۹۲	۸۴/۲۲	ریسک‌گریزی
I(0)	۲/۹۲	۱۸/۶۹	شاخص فشار بازار ارز

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲- برآورد الگوی پژوهش

قبل از برآورد مدل ابتدا آزمون خطی بودن مدل انجام می‌شود. به این منظور نتایج مدل خطی با سه مدل (سویچینگ مارکف دو، سه و چهار رژیم) مقایسه می‌شود. نتایج آزمون حداکثر درست‌نمایی در جدول ۳ ارائه شده است.

¹ Hylleberg et al.² Franses & Hobijn

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود در هر سه حالت فرض خطی بودن مدل رد شده و از این رو می‌توان از الگوی سویچینگ مارکف جهت برآورد استفاده کرد. همچنین با توجه به آماره آکائیک، مدل دو رژیم نسبت به دو مدل دیگر کارایی بالاتری دارد. پس از تعیین تعداد رژیم بهینه (۲ رژیم) جهت تعیین نوع مدل از رویکرد آزمون و خطا استفاده شده است؛ به این صورت که مدل‌های مختلف برآورد و بر اساس مقادیر آماره حداکثر درست‌نمایی و آماره آکائیک، مدل مناسب انتخاب می‌شود. برخی از مدل‌های برآوردی به همراه آماره‌های آکائیک و LR در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول (۳): نتایج آزمون خطی بودن

تعداد رژیم‌ها	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	آماره آکائیک
مارکف سویچینگ ۲ رژیمه	۶۹۲/۳	۶۲	۰/۰۰۰	۴/۹۴
مارکف سویچینگ ۳ رژیمه	۲۰۸/۹	۶۱	۰/۰۰۰	۵/۰۷
مارکف سویچینگ ۴ رژیمه	۱۹۸/۷	۵۴	۰/۰۰۰	۵/۲۴

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۴): تعیین مدل مناسب برای برآورد

مدل‌ها	آماره آکائیک	آماره LR	آماره شوارتز
MSI	۳/۵۶	-۱۲۷/۵۰	۳/۹۴
MSM	۳/۵۸	-۱۲۷/۴۹	۴/۰۰
MSA	۳/۵۹	-۱۲۶/۹۰	۴/۰۴
MSH	۳/۴۹	-۱۲۴/۰۰	۳/۹۱
MSIH-AR(1)	۳/۲۴	-۱۱۲/۰۰	۳/۷۲
MSIH-AR(2)	۳/۳۹	-۱۱۸/۲۰	۳/۸۸
MSMIH-AR(1)	۲/۶۶	-۶۱/۹۳	۳/۲۹

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول ۴ مدل MSIMH-AR(1) جهت برآورد مدل استفاده می‌شود. به‌منظور بررسی کارایی پیش‌بینی مدل، دوره برآورد (۱۳۸۱ تا ۱۳۹۶) در نظر گرفته شده و سپس شاخص فشار بازار ارز طی بهار ۱۳۹۷ تا پاییز ۱۴۰۰ بر اساس ضرایب

مدل پیش‌بینی خواهد شد. برآورد اثرات متغیرهای توضیحی بر شاخص فشار بازار ارز (به‌عنوان شاخص بحران ارزی) به روش (1)MSMIH-AR در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول (۵): برآورد اثرات متغیرها بر بحران ارزی به روش سویچینگ مارکف

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار
کسری بودجه	***۰/۷۱۸	۰/۰۰۹
تولید ناخالص داخلی	***-۱/۹۹۴	۰/۷۳۱
ریسک‌گریزی	***۵/۸۶۰	۱/۰۱۸
تراز حساب جاری	***-۰/۱۰۸	۰/۰۳۱
رانت ارزی	***۲/۱۰۸	۰/۳۱۷
نرخ سود حقیقی	***-۰/۷۹۹	۰/۱۴۹
بدهی‌های کوتاه‌مدت خارجی	***۵/۶۹۰	۰/۷۱۴
بدهی‌های بلندمدت	***-۸/۵۰۵	۱/۷۳۵
تراز حساب سرمایه در رژیم اول	***-۰/۵۲۹	۰/۰۲۳
تراز حساب سرمایه در رژیم دوم	***-۰/۸۱۰	۰/۰۳۰
عرض از مبدأ در رژیم اول	-۱/۵۶۹	۶/۴۰۸
عرض از مبدأ در رژیم دوم	۰/۰۹۵	۶/۳۶۶
ضریب ar(1) در رژیم اول	***۱/۰۷۱	۰/۰۴۱
ضریب ar(1) در رژیم دوم	-۰/۰۶۶	۰/۱۸۵
ضریب لگاریتم واریانس در رژیم ۱	***-۱/۹۷۸	۰/۲۷۳
ضریب لگاریتم واریانس در رژیم ۲	***۰/۷۸۰	۰/۱۹۴

منبع: یافته‌های تحقیق

* معنادار در سطح ۱۰٪، ** معنادار در سطح ۵٪ و *** معنادار در سطح ۱٪

بر اساس جدول ۵، افزایش کسری بودجه اثر مثبت و معناداری بر وقوع بحران ارزی دارد؛ به بیان دقیق‌تر با افزایش یک درصدی در کسری بودجه دولت، احتمال وقوع بحران ارزی به میزان ۰/۷۱ درصد، افزایش می‌یابد. بر اساس الگوهای نسل اول، اثرات بدهی‌ها و کسری بودجه بر بحران ارزی مثبت است. با فرض اینکه کسری بودجه دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی یا بانک‌های تجاری تأمین مالی شود، افزایش کسری بودجه دولت منجر به افزایش پایه پولی و حجم پول شده و افزایش نرخ ارز را به دنبال خواهد داشت. این نتایج با یافته‌های مطالعه چان و یان (۲۰۱۴) سازگار است.

در سطح اطمینان ۹۵ درصد تراز حساب جاری اثر منفی بر وقوع بحران ارزی دارد؛ به عبارت دقیق‌تر با افزایش یک درصدی در تراز حساب جاری، احتمال وقوع بحران ارزی به میزان ۰/۱ درصد کاهش می‌یابد. همچنین تراز سرمایه نیز در هر دو رژیم اثر منفی و

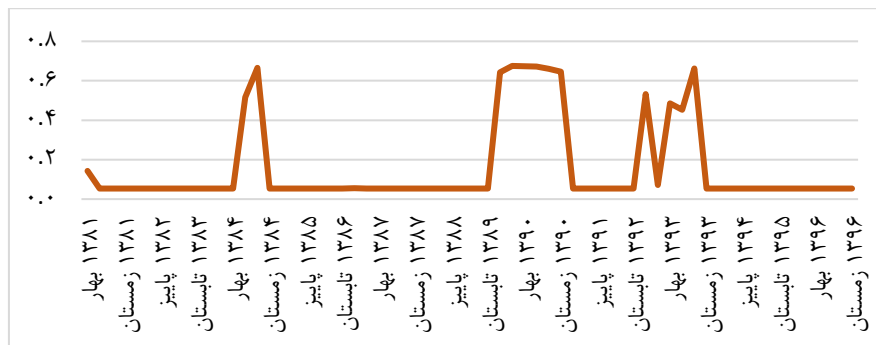
معناداری بر احتمال وقوع بحران ارزی داشته است؛ با این حال اثر این متغیر در رژیم بحران ارزی افزایش می‌یابد؛ در نتیجه با افزایش تراز تجاری ناشی از پیشی گرفتن صادرات بر واردات و بهبود حساب سرمایه احتمال رخداد بحران ارزی در اقتصاد ایران کاهش می‌یابد. این یافته‌ها با نتایج مطالعه فرست و سایکی (۲۰۱۴) سازگاری دارد.

در خصوص بدهی‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت خارجی، اثر بدهی‌های کوتاه‌مدت مثبت و معنادار است؛ به عبارت دیگر با افزایش بدهی‌های کوتاه‌مدت خارجی، شاخص فشار بازار ارز، افزایش یافته و در نتیجه احتمال وقوع بحران ارزی بیشتر می‌شود؛ با این حال اثر بدهی‌های خارجی بلندمدت منفی بوده است که این موضوع را می‌توان به این نحو توجیه کرد که بدهی‌های بلندمدت به منزله استقراض بلندمدت از کشورهای خارجی و نهادهای بین‌المللی است و دولت می‌تواند با تکیه بر آن‌ها برخی از چالش‌های بودجه‌ای خود را حل کرده و از وقوع بحران ارزی جلوگیری کند. رانت ارزی که بر اساس تفاوت نرخ ارز در بازار آزاد و رسمی، سنجش شده است، اثر مثبت و معناداری بر شاخص احتمال وقوع بحران ارزی دارد. هر چه رانت ارزی بیشتر باشد، جهت ثبات نرخ ارز، مداخله بیشتری از سوی بانک مرکزی نیاز است و در نتیجه بخش بیشتری از ذخایر ارزی جهت کنترل نرخ ارز، استفاده خواهد شد و با کاهش ذخایر ارزی، شاخص فشار ارزی افزایش یافته و موجبات بحران ارزی فراهم خواهد شد. همچنین نتایج نشان می‌دهد افزایش ریسک‌گریزی در اقتصاد اثر معنادار و مثبتی بر وقوع بحران‌های ارزی دارد و در نتیجه ترجیحات ریسکی افراد یک عامل مهم در توضیح وقوع بحران هستند است؛ از نظر شدت اثرگذاری نیز این شاخص بیشترین تأثیر را بر رخداد بحران ارزی دارد؛ به طوری که یک درصد افزایش در ریسک‌گریزی منجر به افزایش ۵/۸ درصدی در احتمال وقوع بحران ارزی دارد. اثر مثبت ریسک‌گریزی بر وقوع بحران با یافته‌های مطالعه بورکارت و کودرت (۲۰۰۲) مطابقت دارد.

در سطح اطمینان ۹۵ درصد، رشد اقتصادی اثر منفی بر احتمال وقوع بحران ارزی دارد و چنانچه اقتصاد کشور رشد مثبت و پایداری را شاهد باشد، احتمال رخداد بحران ارز کاهش خواهد داشت. اثر منفی رشد اقتصادی بر احتمال وقوع بحران ارزی در مطالعه نصرالهی و همکاران (۱۳۹۶) نیز تأیید شده است. همچنین نرخ سود بانکی حقیقی اثر منفی و معناداری بر وقوع بحران ارزی دارد؛ با یک درصد افزایش در نرخ سود حقیقی،

احتمال بحران ارزی حدود ۰/۸ درصد کاهش می‌یابد. مطالعه شجری و محبی خواه (۱۳۸۹) از تأثیر معنادار نرخ سود حقیقی بر احتمال رخداد بحران ارزی حکایت دارد.

نمودار (۲): احتمال وقوع بحران ارزی بر اساس نتایج برآورد مدل



منبع: یافته‌های تحقیق

ویژگی اصلی الگوی سویچینگ مارکف این است که احتمال وقوع هر رژیم را برآورد می‌کند. نمودار (۲)، احتمال وقوع بحران ارزی حاصل از برآورد مدل را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج برآورد مدل طی دوره (۱۳۸۱ تا ۱۳۹۶)، احتمال وقوع بحران ارزی در دوره های زمانی (تابستان ۱۳۸۴ تا زمستان ۱۳۸۴؛ تابستان ۱۳۸۹ تا بهار ۱۳۹۱ و پاییز ۱۳۹۲ تا پاییز ۱۳۹۳) بسیار بالاتر از سایر دوره‌ها بوده است. در جدول ۶ احتمال گذار از رژیم افزایش فشار بازار ارز به رژیم کاهش فشار بازار ارز و پایداری هر دو رژیم ارزی ارائه شده است.

جدول (۶): احتمال پایداری هر رژیم و گذار از یک رژیم به رژیم دیگر

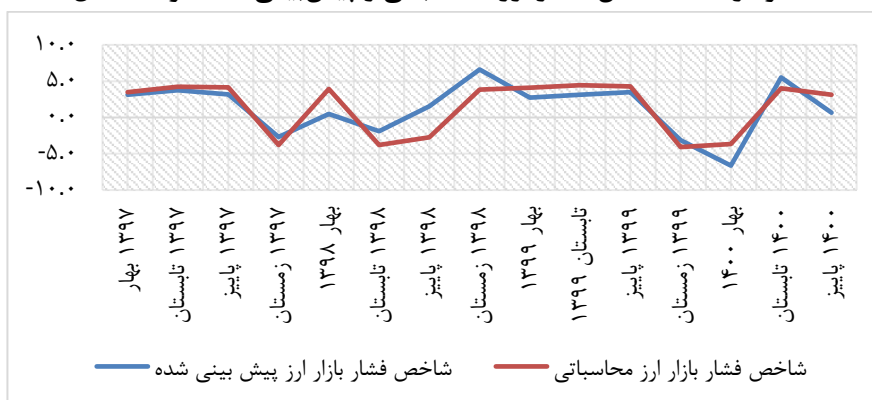
نوع رژیم ارزی	رژیم بحران ارزی	رژیم ثبات نسبی نرخ ارز
رژیم افزایش فشار بازار ارز	۰/۶۸	۰/۳۲
رژیم کاهش فشار بازار ارز	۰/۰۶	۰/۹۴
تداوم انتظاری هر رژیم (فصل)	۳/۱	۱۸/۶

منبع: یافته‌های تحقیق

سؤالی که در اینجا مطرح می‌شود این است که آیا ضرایب برآوردی مدل قادر هستند وقوع بحران‌های ارزی در دوره‌های بعد را پیش‌بینی کنند؟ جهت پاسخگویی به این سؤال با توجه به ضرایب برآوردی رگرسیون، شاخص فشار بازار ارز در دوره (بهار ۱۳۹۷ تا پاییز ۱۴۰۰) پیش‌بینی شده و با مقادیر محاسباتی از فرمول (۱۲) مقایسه می‌شود.

نتایج این مقایسه در نمودار (۳) ارائه شده است. همان‌طور که در نمودار (۳) مشاهده می‌شود مدل پژوهش روند شاخص فشار بازار ارز طی دوره پیش‌بینی را نسبتاً صحیح برآورد کرده است.

نمودار (۳): شاخص فشار بازار ارز محاسباتی و پیش‌بینی شده توسط مدل



منبع: یافته‌های تحقیق

۵- نتیجه‌گیری

بحران‌های ارزی با ایجاد نوسانات شدید در بازار ارز منجر به افزایش نااطمینانی در اقتصاد شده و تأثیر منفی بر متغیرهای کلیدی اقتصاد بر جای می‌گذارد. از این منظر، الگوسازی بحران ارزی می‌تواند یک مکانیسم از پیش هشدار دهنده در خصوص وقوع بحران ارزی در اختیار قرار دهد و در نتیجه بانک مرکزی قادر خواهد بود، اقدامات لازم جهت پیشگیری از وقوع بحران ارزی را انجام دهد. در این پژوهش با الگوسازی بحران ارزی، میزان و جهت اثرگذاری متغیرها بر بحران ارزی، برآورد شد. مزیت روش پژوهش حاضر این است که نیازمند اطلاعات پیشین در خصوص زمان وقوع بحران ارزی نبوده و احتمال وقوع بحران، از برآورد الگو، حاصل می‌شود.

بر اساس نتایج، کسری بودجه دولت و بدهی‌های کوتاه‌مدت خارجی منجر به افزایش احتمال وقوع بحران‌های ارزی می‌شوند؛ از این‌رو دولت باید با اصلاح ساختار بودجه و مدیریت بدهی‌های خود، کسری بودجه را کاهش داده و تا حد ممکن از استقراض کوتاه‌مدت اجتناب کند. همچنین بر اساس نتایج، رانت ارزی سبب تشدید وقوع بحران ارزی می‌شود؛ بنابراین لازم است به تدریج دولت فاصله بین نرخ ارز رسمی و بازار آزاد را کاهش دهد و به سمت یکسان‌سازی نرخ ارز حرکت کند. همچنین لازم است نرخ ارز در

اقتصاد متناسب با سایر متغیرهای اقتصادی حرکت کرده و از تثبیت دستوری آن اجتناب شود. همچنین اثر مثبت ریسک گریزی بر احتمال وقوع بحران ارزی نشان‌دهنده نقش متغیرهای رفتاری بر وقوع بحران ارزی دارد و ضرورت دارد دولت محرک‌هایی که منجر به ایجاد انتظارات بدبینانه در بین عوامل اقتصادی و افزایش سطح نااطمینانی در اقتصاد می‌شود را کاهش دهد.

همچنین نتایج نشان داد، افزایش رشد اقتصادی، نرخ سود حقیقی، تراز حساب جاری و سرمایه منجر به کاهش احتمال وقوع بحران ارزی می‌شود. بر اساس این یافته‌ها پیشنهاد می‌شود با ایجاد مشوق‌های مختلف زمینه افزایش صادرات و ورود سرمایه‌گذاری خارجی به اقتصاد ایران فراهم شود. تداوم صادرات و ورود سرمایه به اقتصاد ایران همچنین موجبات رشد اقتصادی باثبات و بالا را فراهم خواهد کرد که این موضوع نیز بر کاهش احتمال رخداد بحران‌های ارزی مثر ثمر خواهد بود. درنهایت اثر منفی نرخ بهره حقیقی بر بحران ارزی حکایت از این موضوع دارد که با افزایش نرخ سود حقیقی می‌توان، احتمال وقوع بحران ارزی را کاهش داد. نرخ بهره منفی و پایین در شرایطی که اقتصاد ایران نرخ تورم شدید و دورقمی را تجربه می‌کند، منجر به خروج سپرده از بانک‌ها و افزایش فعالیت‌های سفته‌بازانه می‌شود که موجبات تلاطم بازارهای مختلف از جمله بازار ارز را فراهم می‌کند؛ لذا پیشنهاد می‌شود در گام نخست مقامات پولی نرخ سود بانکی را متناسب با شرایط اقتصادی ایران تعیین کنند و در ادامه به تدریج در جهت آزادسازی مالی حرکت شود.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

۱. ابراهیمی، سجاد (۱۳۹۱). اثر جریان ورودی سرمایه بر نرخ ارز حقیقی در کشورهای در حال توسعه. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۲(۷)، ۱۷۳-۱۵۳.
۲. اسعدی، محمدعلی، نجفی علمدارلو، حامد و حسین پور، بهنام (۱۳۹۹). بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر چرخه‌های تجاری در ایران، رهیافت مدل مارکف-سویچینگ. *مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۵(۴ (۱۹ پایب))، ۸۷-۶۳.
۳. باغجری، محمود، حسینی‌نسب، ابراهیم و نجارزاده، رضا (۱۳۹۴). بررسی فشار بازار ارز و اندازه‌گیری درجه‌ی دخالت دولت. *فصلنامه الگوسازی اقتصادی*، ۳(۳)، ۱۰۲-۸۳.
۴. شجری، پرستو و محبی‌خواه، بیتا (۱۳۸۹). پیش‌بینی بحران‌های بانکی و ترازپرداخت‌ها با استفاده از روش علامت‌دهی KLR (مطالعه موردی: ایران). *فصلنامه پول و اقتصاد*، ۲(۴)، ۱۱۵-۱۵۲.
۵. صادقی عمروآبادی، بهروز و محمودی‌نیا، داوود (۱۳۹۹). وقوع همزمان بحران‌های بانکی، بدهی و ارزی (بحران‌های سه‌گانه) در اقتصاد ایران و عوامل تعیین‌کننده آن در طول دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۹. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۰(۳۹)، ۲۴۰-۱۸۷.
۶. صالحی سربیزن، مرتضی، ریسی اردلی، غلامعلی و شتاب بوشهری، نادر (۱۳۹۲). نقاط رکود و رونق اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ. *مدل‌سازی اقتصادی*، ۷(۳ (پیاپی ۲۳))، ۸۳-۶۷.
۷. نادری، مرتضی (۱۳۸۲). ارائه سیستم هشدار پیش از موعد برای بحران‌های مالی در اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۵(۱۷)، ۱۷۴-۱۴۷.
۸. نصرالهی، محمد، یآوری، کاظم، نجارزاده، رضا و مهرگان، نادر (۱۳۹۶). طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران: رویکرد رگرسیون لجستیک. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۲(۱)، ۲۱۴-۱۸۷.

۹. ورتابیان کاشانی، هادی (۱۳۹۲). تحلیل منشأ نوسانات نرخ ارز طی سال‌های (۱۳۸۹-۱۳۹۱)، فصل‌نامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۱(۴)، ۱۵۴-۱۳۱.
۱۰. هادیان، ابراهیم و اوجی‌مهر، سکینه (۱۳۹۳). بررسی رفتار شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران با استفاده از یک الگوی خودرگرسیو با انتقال ملایم (STAR)، فصل‌نامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۳(۱۰)، ۲۶۶-۲۴۷.
۱۱. یزدانی، مهدی، درگاهی، حسن و نیک‌زاد، محمد (۱۳۹۶). ارزیابی زیان‌های تولیدی ناشی از بحران‌های پولی و نقش دخالت بانک مرکزی در اقتصادهای نوظهور. فصل‌نامه اقتصاد و الگوسازی، ۸(۲۹)، ۶۵-۴۱.

1. Agenor, P. R. (1994). Exchange restrictions and devaluation crises. *International Review of Economics & Finance*, 3(4), 361-372.
2. Aghion, P., Bacchetta, P., & Banerjee, A. (2000). A simple model of monetary policy and currency crises. *European economic review*, 44(4-6), 728-738.
3. Aizenman, J., & Hutchison, M. M. (2012). Exchange market pressure and absorption by international reserves: Emerging markets and fear of reserve loss during the 2008–2009 crisis. *Journal of International Money and Finance*, 31(5), 1076-1091.
4. Alves Jr, A. J., Ferrari Filho, F., & de Paula, L. F. R. (2001). *Currency crises, speculative attacks and financial instability in a global world: a Post Keynesian approach with reference to Brazilian currency crisis* (No. 2001-2007). Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Curso de Pós-Graduação em Economia.
5. Ari, A., & Cergibozan, R. (2018). Currency crises in Turkey: An empirical assessment. *Research in International Business and Finance*. Available online 5 April 2018, *In Press, Corrected Proof*.
6. baghjari, M., Hoseini nasab, E., Najarzadeh, R. (2016). Evaluation of Exchange Market Pressure and Degree of Government Intervention by Co-integration Technique: Case Study of Iran. *Economic Modeling*, 9(31), 83-102 (In Persian).
7. Bayoumi, T., & Eichengreen, B. (1998). Exchange rate volatility and intervention: implications of the theory of optimum currency areas. *Journal of International Economics*, 45(2), 191-209.

8. Bollerslev, T., Chou, R. Y., & Kroner, K. F. (1992). ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Journal of econometrics*, 52(1-2), 5-59.
9. Boschi, M., & Goenka, A. (2012). Relative risk aversion and the transmission of financial crises. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36(1), 85-99.
10. Burkart, O., & Coudert, V. (2002). Leading indicators of currency crises for emerging countries. *Emerging Markets Review*, 3(2), 107-133.
11. Chang, R., & Velasco, A. (2001). A model of financial crises in emerging markets. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(2), 489-517.
12. Choi, C. (2000). 7 Speculative attack theory and currency crisis in Korea. *Global Financial Crises and Reforms, 1st ed., Routledge, London*, 183-212.
13. Chong, T. T., & Yan, I. K. (2018). Forecasting currency crises with threshold models. *International Economics*, unpublished paper, Corrected Proof.
14. Chou, R., Engle, R. F., & Kane, A. (1992). Measuring risk aversion from excess returns on a stock index. *Journal of Econometrics*, 52(1-2), 201-224.
15. Coudert, V., & Gex, M. (2008). Does risk aversion drive financial crises? Testing the predictive power of empirical indicators. *Journal of Empirical Finance*, 15(2), 167-184.
16. Ebrahimi, S. (2012). The Effect of Capital Inflow on Real Exchange Rate in Developing Countries. 2 (7):153-173 (In Persian).
17. Edison, H. (2000). Do indicators of financial crises work? An evaluation of an early warning system.
18. Flood, R. P., & Garber, P. M. (1984). Collapsing exchange-rate regimes: some linear examples. *Journal of international Economics*, 17(1-2), 1-13.
19. Flood, R., & Marion, N. (1996). Speculative attacks: fundamentals and self-fulfilling prophecies. NBER Working Paper Series No. 5789, Cambridge, MA, 1-31.
20. Franses, P. H., & Hobijn, B. (1997). Critical values for unit root tests in seasonal time series. *Journal of Applied Statistics*, 24(1), 25-48.
21. French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of financial Economics*, 19(1), 3-29.
22. Friend, I., & Blume, M. (1975). The Demand for Risky Assets. *American Economic Review*, 65(5), 900-922.

23. Frost, J., & Saiki, A. (2014). Early warning for currency crises: what is the role of financial openness? *Review of International Economics*, 22(4), 722-743.
24. Girton, L., & Roper, D. (1977). A monetary model of exchange market pressure applied to the postwar Canadian experience. *The American Economic Review*, 67(4), 537-548.
25. Glick, R., & Hutchison, M. M. (2013). Models of currency crises. *The evidence and impact of financial globalization*, 3, 485-497.
26. Guimaraes, B., & Morris, S. (2007). Risk and wealth in a model of self-fulfilling currency attacks. *Journal of Monetary Economics*, 54(8), 2205-2230.
27. Hamilton, J. D. (1994). Time series analysis (Vol. 2, pp. 690-696). Princeton, NJ: *Princeton university press*.
28. Hansen, B. E. (1992). The likelihood ratio test under nonstandard conditions: testing the Markov switching model of GNP. *Journal of applied Econometrics*, 7(S1), S61-S82.
29. Hossfeld, O., & Pramor, M. (2018). Global liquidity and exchange market pressure in emerging market economies.
30. Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W., & Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of econometrics*, 44(1-2), 215-238.
31. Jakubiak, M. (2000). Indicators of Currency Crisis: Empirical Analysis of Some Emerging and Transition Economies. *CASE Network Studies and Analyses*, (218).
32. Kamin, S. B., Schindler, J. W., & Samuel, S. L. (2001). The contribution of domestic and external factors to emerging market devaluation crises: An early warning systems approach, *FRB International Finance Discussion Paper No. 711*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=286279>.
33. Kaminsky, G. L. (2006). Currency crises: Are they all the same?. *Journal of International Money and Finance*, 25(3), 503-527.
34. Kaminsky, G., Lizondo, S., & Reinhart, C. M. (1998). Leading indicators of currency crises. *Staff Papers*, 45(1), 1-48.
35. Kaufman, G. G. (2000). *Banking and currency crises and systemic risk: A taxonomy and review* (No. 48). Blackwell Publishers.
36. Krugman, P. (1996). Are currency crises self-fulfilling? *NBER Macroeconomics Annual*, 11, 345-378.

37. Marins, J. T. M. (2020). Option-Based Risk Aversion Indicators for Predicting Currency Crises in Emerging Markets. *Banco Central do Brasil*.
38. Naderi, M. (2004). An Early Warning System for Detection of Financial Crises in the Economy of Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 5(17), 147-174 (In persian).
39. Nakatani, R. (2018). Real and financial shocks, exchange rate regimes and the probability of a currency crisis. *Journal of Policy Modeling*, 40(1), 60-73.
40. Nasrollahi, M., Yavari, K., Najarzadeh, R., Mehregan, N. (2017). The design of an early warning system of currency crisis in Iran: A logistic regression approach. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 52(1), 187-214 (In Persian).
41. Obstfeld, M. (1988). The logic of currency crises. In *Monetary and fiscal policy in an integrated Europe* (pp. 62-90). *Springer, Berlin*, Heidelberg.
42. Omotosho, B. S. (2013). Modelling currency crises in Nigeria: An application of logit model 18, *Research Journal of Finance and Accounting*, 4(18), 126-131.
43. Peduzzi, P., Concato, J., Kemper, E., Holford, T. R., & Feinstein, A. R. (1996). A simulation study of the number of events per variable in logistic regression analysis. *Journal of Clinical Epidemiology*, 49(12), 1373-1379.
44. Pratt, J. W. (1964). Risk aversion in the small and in the large. *Econometrica*, 32(1-2), 83-98.
45. Sadeghi Amroabadi B, Mahmoudinia D. (2020). Simultaneous Occurrence of Banking Debt and Currency Crises (Triple Crises) in Iranian Economy and Its Determining Factors During the Period 1980-2017. *Journal of Economic Modeling Research*; 10 (39):187-240 (In Persian).
46. Salant, S. W., & Henderson, D. W. (1978). Market anticipations of government policies and the price of gold. *Journal of political economy*, 86(4), 627-648.
47. Salgado, M. R., Aziz, M. J., & Caramazza, M. F. (2000). *Currency Crises: In Search of Common Elements* (No. 0-67). International Monetary Fund.
48. Shajari, P., & Mohebi Khah, B. (2010). Early Warning System for Currency and Banking Crisis in Iran (KLR- Signaling Approach).

- Journal of International Monetary and Banking research*, 2(4), 115-152 (In Persian).
49. Suardi, S., & Chang, Y. (2012). Are changes in foreign exchange reserves a good proxy for official intervention?. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(4), 678-695.
50. Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *The Review of Economic Studies*, 25(2), 65-86.
51. Van Poeck, A., Vanneste, J., & Veiner, M. (2007). Exchange rate regimes and exchange market pressure in the new EU member states. *JCMS: Journal of Common Market Studies*, 45(2), 459-485.
52. Vartabian Kashani, H. (2014). The Analysis of Exchange Rate Volatilities During (2010-2012) . *Quarterly journal of fiscal and Economic policies*. 2014; 1 (4) :131-154 (In Persian).
53. Yazdani, M., Dargahi, H., Nikzad, M. (2017). Evaluating the Output Losses from Currency Crises and the Role of Central Bank in Emerging Economies. *Journal of Economics and Modeling*, 8(29), 41-65 (In Persian).