

طراحی یک الگوی هشداردهنده زود هنگام بحران های ارزی در ایران: رویکردهای لاجیت و مارکوف

سوئیچینگ خودرگرسیون برداری

بهزاد سلمانی*

حسین اصغریپور**، محمد کلامی***

چکیده

هدف از مطالعه حاضر معرفی یک الگوی هشدار پیش از وقوع بحران ارزی در ایران طی سال های ۱۳۹۵-۱۳۶۰ با استفاده از رویکردهای لاجیت و مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیون برداری است. در این تحقیق برای محاسبه شاخص بحران ارزی تعدیل شده از ترکیب تغییرات نرخ ارز، ذخایر ارزی و نرخ سود بانکی استفاده می گردد. در این راستا به منظور بررسی عوامل مؤثر بر وقوع احتمال بحران ارزی از رویکرد لاجیت و به منظور بررسی میزان اثر متغیرهای هشداردهنده زود هنگام بر وقوع بحران ارزی از رویکرد مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیون برداری استفاده گردید. نتایج حاصل از رویکرد لاجیت نشانگر آن است که متغیرهای نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم بر احتمال وقوع بحران ارزی اثر مثبت داشته است. از طرفی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و قیمت نفت بر احتمال وقوع بحران ارزی تأثیر منفی داشته است. نتایج حاصل از رویکرد مارکوف

* استاد گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز، bhsalmani@yahoo.com

** استاد گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز، asgharpourh@gmail.com

*** دانشجوی دکتری اقتصاد بین الملل، دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۱۵، تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۶/۱۲

سوئیچینگ نیز حاکی از آن است که افزایش متغیرهای نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم موجب افزایش وقوع بحران ارزی گردیده است. لیکن افزایش قیمت نفت و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی موجب کاهش وقوع بحران ارزی می‌شود.

کلیدواژه‌ها: بحران‌های ارزی، سیستم هشدار زودهنگام، الگوی لاجیت، رویکرد مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیون برداری
طبقه‌بندی JEL: G01، F31.C22

۱. مقدمه

یکی از مهم‌ترین بحران‌های موجود در جهان بحران مالی می‌باشد که با بررسی تاریخچه چنین بحرانی در دنیا شاهد اثرات زیان‌بار آن هستیم. بحران‌های مالی مشکلات وسیعی از جمله اقتصادی، سیاسی و اجتماعی را در پی دارند که حاصل چنین مشکلاتی کاهش سطح رفاه، افزایش بیکاری و ... می‌باشد. چنین بحران‌هایی به دلیل اثرات وسیعی که بر بخش‌های گوناگون اقتصاد کشور دارند همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. این بحران‌ها به اشکال مختلف ظاهر می‌شوند که بحران ارزی یکی از متداولترین آن‌ها می‌باشد که غالباً با بحران‌های بانکی همراه است و پس از فروپاشی نظام برتون وودز به کرات در اقتصادهای جهان رخ داده است. در حقیقت، 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. که ایران نیز در سال ۱۳۹۱ یکی از این بحران‌ها را تجربه کرده است. یک بحران ارزی که به حمله سوداگران نیز موسوم است، وضعیتی است که در آن یک پول ضعیف تحت فشارهای شدید قرار گرفته و در نتیجه ذخایر خارجی نگهداری شده توسط بانک مرکزی کشور مورد نظر به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌یابد. در یک حمله موفق سوداگران به نرخ ارز، ارزش پول ملی کاهش می‌یابد. در حالی که در یک حمله ناموفق نرخ ارز تغییر نمی‌کند. ولی اقتصاد مجبور به پرداخت هزینه‌هایی در قالب خرج کردن از ذخایر ارزی خود و یا بالا بردن نرخ بهره می‌شود. وقوع چنین بحران‌هایی به طور قطع مشکلاتی از قبیل کاهش تولید، افزایش بیکاری، بروز تورم‌های شدید، کاهش قدرت خرید مردم، افزایش شکاف طبقاتی و غیره را برای کشور محل وقوع بحران بوجود خواهد آورد. بنابراین به دلیل هزینه‌های بالاتر وقوع چنین بحران‌هایی برای بخش عمومی

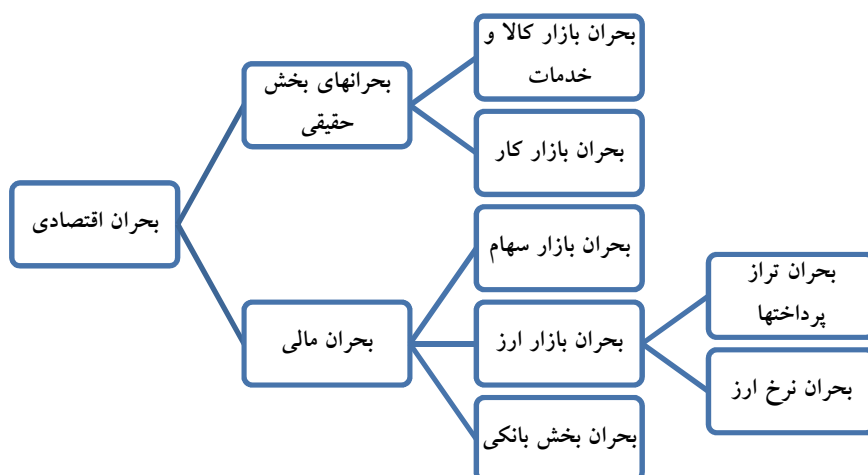
اقتصاد، سرمایه‌گذاران بخش خصوصی و حتی عموم مردم در این زمینه به دنبال ایجاد شاخص‌ها و سیستم‌هایی جهت هشدار زود هنگام وقوع این بحران‌ها بوده‌اند تا بتوان نظارت و آگاهی از شرایط مالی و اقتصادی را در این کشورها بهبود بخشیده و پیش از وقوع یک بحران ارزی، از روی علائمی که در اقتصاد ظاهر می‌شود، چنین حادثه قریب الوقوعی را پیش‌بینی کرده و برای آن چاره‌اندیشی نمود. در حقیقت، این مطالعات به دنبال طراحی سیستم‌هایی بوده‌اند که قادر باشند بحران‌های ارزی را در یک بازه زمانی مناسب به صورت آشکار و بدون ابهام به سیاست‌گذاران اقتصادی و فعالان بخش خصوصی اخطار دهد.

بحران‌های اقتصادی سال‌های اخیر مفهومی از یک سیستم هشدار زود هنگام (Early Warning System) را توسعه داد که باید قادر به شناسایی وقایع پرهزینه گوناگون نظیر عدم تعادل‌ها با بحران‌های مختلف باشد تا فرصت کافی برای کاهش هزینه‌های وقوع چنین بحران‌هایی را در اختیار سیاست‌گذاران قرار دهد. با این حال با وجود پیشرفت قابل ملاحظه در ادبیات تئوریک و تجربی در این زمینه نسبت به دهه‌های گذشته، وقوع این بحران‌ها در سال‌های اخیر بر ضرورت بررسی‌های دقیق‌تر و با بکارگیری ابزارهای پیشرفته‌تر به خصوص در مورد کشورهای در حال توسعه تأکید داشته و نشان می‌دهد که هنوز یک فضای وسیع برای بهبود و پیشرفت سیستم‌های هشدار زود هنگام وجود دارد.

با توجه به مطالب ذکر شده تحقیق حاضر در صدد آن است، که چه عواملی موجب افزایش و یا کاهش وقوع بحران ارزی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۶۰ می‌شود؟ سازماندهی مقاله به این شکل است که در بخش دوم به مبانی نظری و مروری بر ادبیات پژوهش پرداخته شده است. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق بررسی شده و در بخش چهارم یافته‌های تحقیق ارائه گردیده است و نهایتاً در بخش پنجم نیز جمع‌بندی صورت گرفته است.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

بحران‌های اقتصادی به دو گروه بحران بخش حقیقی و بخش مالی دسته‌بندی می‌شود. بحران بخش حقیقی شامل بحران بازار نیروی کار و بحران بازار کالا و خدمات است. در حالی که بحران مالی، بحران‌های ارزی، بانکی و بازار سهام را در بر می‌گیرد. عناصر بحران اقتصادی در نمودار (۱) نمایش داده شده است:



نمودار ۱. عناصر بحران اقتصادی

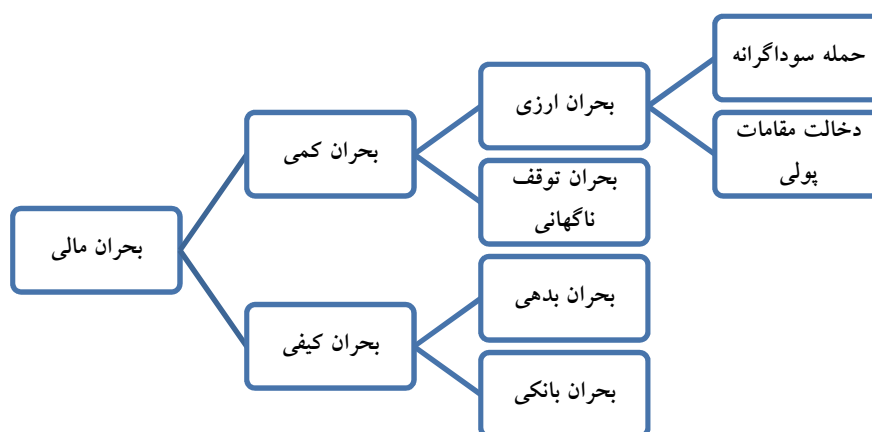
مأخذ: (Kibritcioglu Aycut و ۲۰۰۴)

بحران ارزی یکی از عناصر بحران مالی است. بحران ارزی شامل دو عنصر بحران تراز پرداختها (بحران ذخایر ارزی) و بحران نرخ ارز (نوسانات شدید نرخ ارز) می‌شود. در این راستا تغییرات شدید نرخ اسمی ارز به تنهایی نمی‌تواند بیانگر بحران ارزی بخصوص در نظام‌های ارزی غیرشناور باشد.

در دسته‌بندی دیگر دو گروه بحران مالی معرفی شده است. این دسته‌بندی در نمودار (۲) نمایش داده شده است. طبق مطالعه یادشده، در گروه اول که شامل بحران‌های ارزی و توقف ناگهانی می‌شود، می‌توان با معیارهای کمی بحران را ارزیابی کرد و در گروه دوم که شامل بحران‌های بدهی و بانک‌ها هست، تنها ارزیابی کیفی امکان‌پذیر است. در گروه اول بحران ارزی به دو صورت بروز می‌نماید؛ به طوری که یا به شکل یک حمله سوداگرانه که منجر به کاهش شدید ارزش پول داخلی است و یا به صورت دخالت مقامات پولی کشور با اقدام به کاهش ذخایر ارزی بین‌المللی، افزایش شدید نرخ‌های بهره و یا اعمال کنترل شدید سرمایه است، رخ می‌دهد. دو بحران ارزی و توقف ناگهانی را می‌توان با روش‌های کمی اندازه‌گیری کرد (Reinhart & Rogoff, ۲۰۰۹). در گروه دوم، بحران بدهی زمانی رخ می‌دهد که یک کشور قادر به بازپرداخت بدهی خارجی خود نباشد. این بحران می‌تواند به

طراحی یک الگوی هشداردهنده زود هنگام بحران‌های ارزی در ... ۱۰۱

صورت بحران بدهی خارجی برای بخش خصوصی یا دولتی و یا هر دو بروز کند. بحران بدهی عمومی زمانی رخ می‌دهد که مقامات کشور با تخلف آشکار مالی یعنی به صورت عملیات تورم‌زا یا دیگر عملیات مخرب ارزش پول ملی و یا حتی ایجاد رکود مالی به الزامات مالی کشور عمل نکنند.



نمودار ۲. دسته‌بندی بحران مالی

وقوع مکرر بحران‌های ارزی در نقاط مختلف دنیا، منجر به بروز بحث‌های فراوانی در خصوص تصریح تئوریک مدل‌های بحران و تحلیل‌های تجربی شده است که سعی در معرفی عوامل تعیین‌کننده بحران‌ها، اثرات این بحران‌ها بر اقتصاد و ایجاد شاخص‌ها و سیستم‌هایی جهت هشدار زود هنگام وقوع این بحران‌ها داشته‌اند.

موج اول بحران‌ها در اواخر دهه ۱۹۷۰ و اوایل دهه ۱۹۸۰، سبب ایجاد تمایل به شاخص‌های پیشرو و مدل‌های تکنیکی برای توضیح این بحران‌ها شد (Bilson & Krugman, ۱۹۷۹). نسل اول چنین مدل‌هایی که بر نقش بنیادهای اقتصادی در توضیح بحران‌ها تأکید داشته و در آن‌ها یک بحران ارزی به مشکلات پایدار رو به رشد اقتصاد کلان مربوط می‌شود. وقتی که چنین مشکلاتی بروز کنند، سرمایه‌گذاران پول داخلی را مورد حمله سوداگرانه قرار می‌دهند و موجب کاهش ارزش آن می‌شوند (Flood & Garber, ۱۹۸۴).

با این همه وقوع بحران جنوب شرقی آسیا در سال ۱۹۹۷، منجر به تحول دوباره مدل‌های بحران شد. به این علت که تئوری‌های مشهور بحران قادر به درک اتفاقات پشت سر

هم 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 ماهیت این بحران‌های سخت و مسری که از ضعف بخش‌های بانکی و مالی در یک اقتصاد آزاد منتج می‌شود، انجام شد (۱۹۸۸، Radelet & Sachs، ۱۹۹۸؛ Corsetti & et al، ۱۹۹۹؛ Aghion & et al، ۲۰۰۰؛ و Chang & Velasco، ۱۹۹۸ و ۲۰۰۱).

الگوهای نسل اول نشان می‌دهند که چگونه سیاست نرخ ارز تثبیت‌شده همراه با ساختار اقتصادی انبساطی بیش از حد، پیش از وقوع بحران، اقتصاد را به سوی بحران سوق می‌دهد. الگوهای جدیدتر که نسل دوم نامیده می‌شوند، به گونه‌ای طراحی شدند که ویژگی‌های حملات سوداگرانه دهه ۱۹۹۰ را در اروپا و مکزیک نیز شامل شوند. ماهیت این بحران‌ها با بحران‌های مورد مطالعه در الگوهای نسل اول دو تفاوت عمده داشت: اولاً در کشورهایی که این حملات را تجربه کردند، وضعیت چرخه تجاری و سیستم بانکی همچنین محدودیت‌های سخت در استقراض که ناشی از سیاست‌های پولی در کشورهای همکار تجاری بود، اختیارات سیاست‌گزاران پولی را محدود کرده بود و مانع از آن می‌شد که بتواند از روش‌های سنتی در حمایت از برابری نرخ ارز استفاده کند؛ ثانیاً به نظر می‌رسد که حملات سوداگرانه اخیر به ویژه در اروپا با ساختار اصلی اقتصاد که در الگوهای نسل اول پیش‌بینی شده بود، بی‌ارتباط باشد (نصرالهی و همکاران، ۱۳۹۵).

در مدل‌های معروف نسل دوم، یک بحران می‌تواند بدون وجود وخامت در بنیان‌های اقتصاد کلان ایجاد شود. بنابراین، حتی اگر سیاست‌های اقتصادی با نظام نرخ ارز ثابت سازگار باشند، ممکن است در صورتی که سرمایه‌گذاران انتظاراتشان را نسبت به قابلیت پایداری نرخ ارز تغییر دهند، یک حمله سوداگرانه رخ دهد. سیاست‌گزاران در مدل‌های نسل دوم رفتاری بهینه‌کننده‌ای را از طریق تنظیم سیاست خود با تغییر انتظارات سرمایه‌گذاران بروز می‌دهند، اما این عکس‌العمل بین دولت و سرمایه‌گذاران تعادلی چندگانه را ایجاد می‌کند که می‌تواند منجر به وقوع بحران‌های ارزی شود.

کامینسکی و رینهارت (Reinhart & Kaminsky، ۱۹۹۹) با استفاده از روش‌های علامت-دهی برای نوزده کشور در حال توسعه و پنج کشور توسعه‌یافته طی سال‌های ۱۹۷۰-۱۹۹۵، سیستم‌های هشدار دهنده‌ای را ارائه کردند. آن‌ها برای شاخص بحران از شاخص فشار بازار ارز و روش پروبیت استفاده کردند. آن‌ها متغیرهای متنوعی را به عنوان هشداردهنده بحران مورد ارزیابی قرار دادند. تعدادی از این متغیرها در ادبیات مربوطه به حمله‌های سوداگرانه

آورده شده است. برای مثال طبق مدل‌های نسل اول، سطح عرضه پول نسبت به سطح ذخایر ارز خارجی، اندازه کسری بودجه و همچنین کسری حساب جاری می‌توانند از هشدار دهنده‌های مهم باشند.

بوسایر و فراتزشر (۲۰۰۶, Bussiere, M & Fratzscher) در مطالعه‌ای به بررسی یک سیستم جدید هشداردهنده بحران مالی براساس یک مدل لاجیت چندجمله‌ای پرداختند. در این مطالعه نشان داده شده است که معمولاً از رویکردهای EWS استفاده می‌شود که از مدل‌های دو متغیر مستقل از دو جمله‌ای استفاده می‌کنند در معرض آنچه که تورش پس از بحران نامیده می‌شود. نتایج تجربی نشان می‌دهد که با مقایسه روش‌های لاجیت و پروبیت با روش علامت‌دهی در سیستم هشدار برای ۲۰ کشور در حال گذر طی سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۹۳ روش لاجیت نسبت به روش علامت‌دهی ارجحیت دارد. آن‌ها شاخص فشار بازار ارز را به عنوان شاخص بحران ارزی بکار گرفتند. در واقع آن‌ها نشان دادند که بکارگیری روش لاجیت اکثر بحران‌های ارزی در کشورهای مورد بررسی را به درستی پیش‌بینی می‌کند.

دیگلو و همکاران (۲۰۱۰, Dibooglu) به بررسی احتمال بحران ارزی با استفاده از رویکرد سیگنالی و مدل پروبیت چند متغیره پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که روش سیگنال با وجود ماهیت غیر پارامتری، یک سیستم هشدار مؤثر می‌باشد و سه شاخص ذخایر خارجی، شاخص سهام و GDP به ترتیب مهم‌ترین پیش‌بینی کننده‌های بحران می‌باشند. مازاد تراز پولی، نسبت اعتبارات داخلی به GDP نیز معنادار بوده و رابطه مثبت با وقوع بحران دارند. نرخ رشد صادرات و شاخص بازار سهام رابطه منفی با احتمال بحران دارند. به طور کلی نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌های دولت و محیط اقتصادی و هراس سرمایه‌گذاران و انتظارات خودالقا همگی در بروز بحران، نقش بارزی ایفا می‌نمایند.

فلدکریچر و همکاران (۲۰۱۴, Feldkriecher et al) با بکارگیری مدل متوسط‌گیری بیزین برای ۱۵۹ کشور، ۵۸ شاخص هشداردهنده را برای بحران‌های سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۰۶ مورد آزمون قرار دادند. آن‌ها با بکارگیری مدل متوسط‌گیری بیزین مشکل نااطمینانی در مدل را برطرف کردند. براساس نتایج برای کشورهای با تورم بالا، تغییرات متغیر تورم از متغیرهای هشداردهنده بحران ارزی می‌باشد و برای کشورهای با سطح تورم پایین، متغیر هشدار دهنده میزان پس‌انداز هشداردهنده بحران ارزی می‌باشد و برای کشورهای با سطح تورم پایین، متغیر هشداردهنده، میزان پس‌انداز داخلی می‌باشد. همچنین، طبق نتایج مطالعه یاد

شده هر قدر مقدار ذخایر بین‌المللی برای کشوری افزایش یابد، آن کشور بی‌ثباتی کمتری را برای فشار بازار ارز تجربه خواهد کرد.

آیزمن و بینچی (۲۰۱۶، Aizienman & Binic) ۵۰ کشور نمونه آماری مطالعه خود را به گروه کشورهای OECD و کشورهای در حال گذر در سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۰ تقسیم کردند و اثر عوامل داخلی و جهانی (برای نمونه سیاست پولی آمریکا، نقدینگی جهانی، قیمت کالاها و درجه ریسک‌پذیری) قبل و بعد از بحران ارزی بر فشار بازار ارز مورد آزمون قرار دادند. آن‌ها یک مدل پویای پانلی را بکار گرفتند. یافته‌های تحقیق مذکور نشان می‌دهد که برای هر دو گروه از کشورها عوامل خارجی اثر معناداری بر فشار بازار ارز دارند و حتی برای گروه دوم یعنی کشورهای در حال گذر، این اثر بیشتر می‌باشد. همچنین اثر جریان سرمایه بر فشار بازار ارز برای هر دو گروه کاهش یافته است و با این‌که جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بلنمدت بر فشار بازار ارز در کشورهای در حال گذر معنادار بود ولی معناداری آن برای کشورهای OECD تأیید نشد.

سلمانی و همکاران (۲۰۱۷، Salmani et al) در مطالعه‌ای به بررسی شاخص‌های پیشرو بحران‌های ارزی تحت نظام‌های مختلف ارزی ۴۳ کشور طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۹ و با استفاده از رویکردهای متوسط‌گیری بیزین و رگرسیون انتقال ملایم پانلی پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که با بیشتر شدن متغیر انحراف نرخ ارز از حد آستانه آن، اعمال نظام ارزی غیرشناور در کنترل آن تأثیری ندارد. طبق نتیجه دوم که با گروه‌بندی کشورها بر اساس نظام ارزی شناور و غیرشناور انجام شده، نشان داده شد که با اعمال نظام ارزی در سیستم هشدار، هشداردهنده‌های متفاوتی برای دو گروه از کشورها معرفی می‌شود؛ به طوری که در کشورهای با نظام ارزی شناور قیمت نفت و برای کشورهای با نظام ارزی غیرشناور متغیر تغییرات شاخص فشار بازار ارز از هشداردهنده‌های اصلی بحران ارزی و بی‌ثباتی فشار بازار ارز می‌باشند.

عادلی رانکوهی (۱۳۸۱) در مطالعه‌ای برای بررسی عوامل مؤثر در بروز و یا تشدید بحران‌های ارزی با توجه به اثرات خاص کشورها، ضمن بررسی دوباره نقش مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی که به صورت پیشینه تاریخی یا موهبت در شکل‌دهی نهادهای اقتصادی و اجتماعی هر کشور از قبیل مؤسسات مالی و حتی دولت حاکم دخالت دارند و می‌توانند با تأثیر گذاشتن بر رفتار و عملکرد این نهادها در بروز بحران‌های ارزی و مالی نقش داشته باشند. این محقق با استفاده از تکنیک تجزیه و تحلیل داده‌های پانلی ۲۸ کشور

جهان از میان تأثیرگذاری آنها بر رفتار نهادهای مالی و اتکاء کشورها به درآمدهای حاصل منابع طبیعی را در کنار شاخص‌های اقتصاد کلان و نیز توسعه سیستم واسطه‌گری مالی، توسعه بازارهای سهام و ارتباط با سیستم مالی بین‌المللی بر شاخص بحران ارزی مورد بررسی قرار داده و بر نقش اثرات خاص هر کشور در این زمینه تأکید کرده است.

نیلی و کنعانی (۱۳۸۴) در پژوهشی نقش متغیرهایی چون تغییرات نرخ واقعی ارز، تغییرات حجم ذخایر ارزی، تغییرات متغیرهای پولی نسبت به ذخایر ارزی در رابطه با پیش‌بینی بحران‌های ارزی را در کنار شوک‌های نفتی در کشورهای نفتی مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که اگر تغییرات قیمت نفت، تغییرات ذخایر ارزی و تغییرات نسبت حجم پول به حجم ذخایر ارزی به طور همزمان اعلان هشدار نمایند، احتمال وقوع بحران ارزی ۱۰۰ درصد خواهد بود.

مطهری و همکاران (۱۳۹۴) با استفاده از داده‌های روزانه از اردیبهشت ۱۳۸۵ الی تیر ماه ۱۳۹۴ برای ایران و با برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ، نوسانات نرخ ارز بازار آزاد را مدل‌سازی کردند. هدف از این مقاله ارائه الگویی به منظور پیش‌بینی نوسانات شدید ارزی در بازار ارز کشور می‌باشد. در این مطالعه ماتریس احتمالات انتقال دو وضعیت پرنوسان و کم نوسان ارزی، محاسبه شده است. با استفاده از این ماتریس الگویی برای پیش‌بینی نوسانات شدید نرخ ارز معرفی شده است. نتایج این الگو نشان می‌دهد که احتمال ماندن در رژیم کم نوسان ارزی بیشتر از ماندن در رژیم پرنوسان ارزی است و همچنین احتمال انتقال از رژیم کم نوسان به رژیم پر نوسان بتر از احتمال انتقال از رژیم پرنوسان به رژیم های کم نوسان می‌باشد.

نصرالهی و همکاران (۱۳۹۵) با استفاده از رویکرد رگرسیون لجستیک، به طراحی یک سیستم هشدار زود هنگام بحران‌های ارزی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۷ و به صورت فصلی پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که سیستم طراحی شده به میزان زیادی عوامل تعیین‌کننده بحران ارزی را در ایران تبیین کرده و توانایی بالایی در پیش‌بینی این بحران‌ها در دوره‌های زمانی مورد بررسی داشته است. بر اساس نتایج به دست آمده، بحران‌های ارزی در ایران در نتیجه ترکیب عدم تعادل‌های متفاوتی در بخش‌های واقعی و عمومی، موازنه خارجی و بخش مالی کشور به وقوع پیوسته‌اند. بر اساس این نتایج، متغیرهای نسبت وام به سپرده، نسبت "بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی" به پایه‌ی پولی، نرخ

تورم و رشد تولید صنعتی (به علت وابستگی شدید به واردات)، بیشترین و قویترین نقش را در افزایش احتمال ایجاد بحرانهای ارزی در ایران داشته‌اند.

برزگر (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی شاخص‌های پیشرو بحرانهای ارزی تحت نظام‌های مختلف ارزی ۴۳ کشور طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۹ و با استفاده از رویکردهای متوسط‌گیری بیزین و رگرسیون انتقال ملایم پانلی پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که با بیشتر شدن متغیر انحراف نرخ ارز از حد آستانه آن، اعمال نظام ارزی غیرشناور در کنترل آن تأثیری ندارد. هرچند تا زمانی که مقدار آن از حد آستانه کمتر است، وجود نظام ارزی یاد شده منجر به کاهش انحراف نرخ ارز از مقدار تعادلی آن می‌شود. در همین قسمت نشان داده شد که متغیر انحراف نرخ ارز در زمان حاکمیت نظام ارزی غیرشناور از حد آستانه خود بیشتر شده است. تعیین متغیر انحراف نرخ ارز به عنوان یک هشداردهنده مهم به کمک یک مدل بنیادی و روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته و تعیین حد آستانه آن و رفتار آن در نظام‌های ارزی مختلف، با استفاده از مدل انتقالی ملایم پانلی انجام گرفته است. طبق نتیجه دوم که با گروه‌بندی کشورها بر اساس نظام ارزی شناور و غیرشناور انجام شده، نشان داده شد که با اعمال نظام ارزی در سیستم هشدار، هشداردهنده‌های متفاوتی برای دو گروه از کشورها معرفی می‌شود؛ به طوری که در کشورهای با نظام ارزی شناور قیمت نفت و برای کشورهای با نظام ارزی غیرشناور متغیر تغییرات شاخص فشار بازار ارز از هشداردهنده‌های اصلی بحران ارزی و بی‌ثباتی فشار بازار ارز می‌باشند. طبق نتیجه سوم، نقش هشداردهنده متغیر انحراف نرخ ارز در شرایط بیشتر بودن متغیر انحراف نرخ ارز از حد آستانه خود و حاکمیت نظام ارزی غیرشناور، تأیید شد.

در این تحقیق به منظور بررسی عوامل مؤثر بر وقوع بحران ارزی از رویکرد لاجیت و به منظور بررسی میزان اثر متغیرهای هشداردهنده زودهنگام بر وقوع بحران ارزی از رویکرد مارکوف سوئیچینگ استفاده می‌گردد.

۳. روش‌شناسی

هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی عوامل هشداردهنده زودهنگام بحرانهای ارزی در ایران با استفاده از رویکردهای لاجیت و مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیون برداری است. الگوی مورد استفاده در این تحقیق برگرفته از مطالعه سارلین (۲۰۱۳) می‌باشد که در آن به جای شاخص سنتی فشار بازار ارز از شاخص بحران ارزی تعدیل شده استفاده شده

است و نیز با استفاده از مطالعه برزگر و نظر به اهمیت نفت در اقتصاد ایران متغیر توضیحی قیمت حقیقی نفت خام به الگو افزوده شده است که به صورت رابطه (۱) می‌باشد:

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 \left(\frac{BD}{GDP}\right)_t + \beta_2 \left(\frac{CAD}{GDP}\right)_t + \beta_3 GY + \beta_4 INF + \beta_5 OILP + u_t \quad (1)$$

متغیر وابسته مدل به صورت زیر تعریف و محاسبه می‌گردد:

برای محاسبه شاخص بحران از شاخص بحران ارزی تعدیل شده KLR_m استفاده شده است که برای محاسبه این شاخص از ترکیب تغییرات نرخ ارز، ذخایر ارزی و نرخ سود بانکی استفاده می‌گردد. لازم به ذکر است که این شاخص متفاوت از شاخص سستی فشار بازار ارز است. شاخص KLR_m به صورت رابطه (۲) محاسبه می‌گردد:

$$KLRm_{n,t} = \frac{\Delta e_{n,t} - \frac{\sigma_e \Delta r_{n,t}}{\sigma_r r_{n,t}} + \frac{\sigma_e}{\sigma_i} \Delta i_{n,t}}{e_{n,t}} \quad (2)$$

در رابطه (۲)، $e_{n,t}$ نشانگر نرخ ارز اسمی می‌باشد (تعداد واحدهای پول داخلی در ازاء یک واحد پول خارجی در زمان t)، از طرفی $\Delta e_{n,t} = e_t - e_{t-1}$ و e_{t-1} نشانگر نرخ ارز در یک دوره قبل است.

$r_{n,t}$ نشانگر تغییرات ذخایر خارجی ایران در دوره t و $i_{n,t}$ نشانگر نرخ سود بانکی در دوره t است. از طرفی مقادیر σ_e نشانگر انحراف استاندارد تغییرات نسبی نرخ ارز خارجی است. σ_r نشانگر انحراف استاندارد اختلاف بین تغییرات نسبی در نسبت ذخایر خارجی است. σ_i انحراف استاندارد اختلاف نرخ بهره اسمی و Δ نیز معرف تغییرات است. هنگامی که اجزاء شاخص بحران و وزن‌های آن‌ها تعیین شد، برای شاخص بحران یک سطح آستانه‌ای در نظر گرفته می‌شود. زمانی که مقدار شاخص بحران، از این حد آستانه‌ای بالاتر رود بیانگر وقوع بحران در آن زمان است. به این ترتیب شاخص بحران تبدیل به یک متغیر صفر و یک می‌شود که در صورت وقوع بحران مقدار یک و در غیر اینصورت مقدار صفر می‌گیرد. به طور کلی سطح آستانه‌ای به صورت مضربی از انحراف استاندارد به علاوه میانگین تنظیم می‌شود (جمشیدی، ۱۳۹۱).

مقدار بحران در زمان t توسط رابطه (۳) نشان داده شده است:

$$Crisis_{n,t} = \begin{cases} 1, & \text{if } KLRm_{n,t} > \beta \sigma_{KLRm_{n,t}} + \mu_{KLRm_{n,t}} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3)$$

براساس رابطه (۳) زمانی که $C_t = 1$ نشان دهنده این است که بحران ارزی در زمان t به وقوع پیوسته است و زمانی که $C_t = 0$ باشد در زمان t بحران رخ نداده است. در رابطه (۳)، β عدد مثبتی است که در مطالعات مختلف بین یک تا سه در نظر گرفته می‌شود. میزان کمتر این ضریب حساسیت شاخص را بالا می‌برد و هرچه قدر آن را بالاتر در نظر بگیریم حساسیت شاخص در شناسایی بحران کمتر می‌شود. لازم به ذکر می‌باشد که در تحلیل‌های خاص کشور ایران این ضریب $1/5$ در نظر گرفته شده است (نادری، ۱۳۸۲).

همچنین متغیرهای مستقل مدل عبارتند از:

- BD/GDP : نشانگر نسبت کسری بودجه (به صورت کسری و یا مازاد بودجه) دولت به تولید ناخالص داخلی به قیمت حقیقی سال ۱۳۸۳ و برگرفته از داده‌های سری زمانی بانک مرکزی است.

- CAD/GDP : نشانگر نسبت کسری حساب جاری (تفاضل صادرات و واردات) به تولید ناخالص داخلی قیمت حقیقی سال ۱۳۸۳ و برگرفته از داده‌های سری زمانی بانک مرکزی است.

- GY : نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت حقیقی و برگرفته از داده‌های سری زمانی بانک مرکزی است.

- INF : نرخ تورم است که از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) برای محاسبه تورم استفاده شده است و برگرفته از داده‌های سری زمانی بانک مرکزی است.

- $OILP$: نشانگر قیمت حقیقی نفت خام برنت است که برای حقیقی کردن قیمت نفت از شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا استفاده شده است و برگرفته از داده‌های سری زمانی بانک مرکزی است. همچنین u_t نشانگر جزء اخلاص می‌باشد.

لازم به ذکر می‌باشد تمامی متغیرهای تحقیق از داده‌های سری زمانی سایت بانک مرکزی استخراج گردیده‌اند.

در تحقیق حاضر از روش‌های لاجیت و مارکوف سوئیچینگ استفاده شده است که در رگرسیون لجستیک متغیر وابسته کیفی و دو سطحی است. این دو مقوله معمولاً به عضویت یا عدم عضویت در یک گروه و یا بلی و خیر اشاره دارد. در معادله رگرسیون معمولی از تعدادی متغیر با ضرایبی برای پیش‌بینی متغیر وابسته استفاده می‌شود. در

رگرسیون لجستیک آن‌چه که پیش‌بینی می‌شود یک احتمال است که ارزش آن بین صفر و یک تغییر می‌کند. کالینز و گرین (۱۹۸۲) اثبات کردند که مدل لاجیت به عنوان یک رویکرد اقتصادی به اندازه مدل تحلیل تک متغیره آماری قابلیت اجرا دارد در حالی که از فروض آماری کمتری استفاده می‌کند.

مدل مارکوف-سوئیچینگ که توسط همیلتون (Hamilton) در سال ۱۹۸۹ مطرح شد و به مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود. یکی از مشهورترین مدل‌های سری زمانی غیرخطی می‌باشد. این مدل از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها استفاده می‌کند. این مدل با تغییر معادلات در رژیم‌ها این امکان را فراهم می‌آورد تا مدل بتواند الگوهای پویای پیچیده‌ای را توضیح دهد. ویژگی بدیهی مدل مارکوف-سوئیچینگ این است که مکانیسم تغییر رژیم در این مدل، به یک متغیر وضعیت بستگی دارد که از ویژگی‌های زنجیره مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کند. به عبارت دیگر، مقدار اخیر متغیر وضعیت تنها به مقدار این متغیر در دوره قبل بستگی دارد. این ویژگی مدل مارکوف-سوئیچینگ در تضاد کامل با مدل تغییر تصادفی کوانت (Quandt) می‌باشد که در آن تغییرات رژیم در طول زمان کاملاً مستقل از یکدیگرند. مدل مارکوف-سوئیچینگ همچنین متفاوت از مدل‌های تغییر ساختاری می‌باشند؛ در مدل مارکوف-سوئیچینگ اجازه تغییر در نقطه از زمان و به هر تعداد وجود دارد، ولی در مدل‌های تغییر ساختاری تنها اعمال تغییر در زمان‌های خاص و به صورت برونزا امکان‌پذیر می‌باشد. بنابراین مدل مارکوف-سوئیچینگ برای توضیح داده‌هایی که الگوهای رفتاری گوناگونی در بازه‌های مختلف زمانی نشان می‌دهند مناسب می‌باشد. حالات مختلف مدل مارکوف سوئیچینگ در جدول (۱) نشان داده شده است:

جدول ۱. حالت‌های مختلف مدل مارکوف-سوئیچینگ

نام مدل	معادله	توزیع جملات اخلاص
MSM(m)-AR(p)	$\Delta y_t - \mu(s_t) = \sum_{i=1}^p \alpha_t (\Delta y_{t-i} - \mu(s_{t-i})) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0, \delta^2)$
MSM(m)-AR(p)	$\Delta y_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^p \alpha_t (\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0, \delta^2)$
MSM(m)-AR(p)	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_t (\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0, \delta^2(s_t))$

MSM(m)-AR(p)	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_t(s_t)(\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0, \delta^2)$
--------------	---	---------------------------------------

منبع: (Krolzig, 1997)

لازم به ذکر است که منظور از MSI مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر گرفتن رژیم برای عرض از مبدأ می‌باشد. MSIH، نشانگر مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر گرفتن رژیم برای عرض از مبدأ و واریانس جملات اخلاص است. از طرفی MSIA مبین مدل مارکوف سوئیچینگ با لحاظ رژیم برای عرض از مبدأ و پارامترهای توزیعی است. MSIAH به عنوان مدل مارکوف سوئیچینگ با لحاظ رژیم برای عرض از مبدأ، پارامترهای توزیعی و واریانس جملات اخلاص می‌باشد. MSM به عنوان مدل مارکوف سوئیچینگ با لحاظ رژیم برای میانگین است. نهایتاً MSMH به عنوان مدل مارکوف سوئیچینگ با لحاظ رژیم برای میانگین و واریانس جملات اخلاص است.

۴. یافته‌های تحقیق

در این بخش گام اول به بررسی ایستایی داده‌ها جهت جلوگیری از وجود رگرسیون کاذب پرداخته و تأثیر متغیرهای توضیحی بر احتمال وقوع بحران ارزی با استفاده از رگرسیون لاجیت مورد بررسی قرار گرفته است. در گام دوم نیز میزان اثرگذاری هشداردهنده‌های زودهنگام بر شاخص بحران ارزی تعدیل شده با بهره‌گیری از رویکرد مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیون برداری مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. در ادامه به منظور سنجش استحکام مدل به تحلیل حساسیت نتایج پرداخته و نتایج برآوردها با مطالعات قبلی مورد مقایسه قرار گرفته‌اند.

۱.۴ بررسی تأثیر متغیرهای هشداردهنده زودهنگام بر احتمال وقوع بحران ارزی

جهت برآورد مدل، نخست به بررسی ویژگی ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته پرداخته شده و نتایج حاصل از جدول (۲) حاکی از آن است که متغیرهای تحقیق متشکل از شاخص بحران ارزی تعدیل شده، نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد تولید

طراحی یک الگوی هشداردهنده زود هنگام بحران‌های ارزی در ... ۱۱۱

ناخالص داخلی به قیمت حقیقی، نرخ تورم و قیمت حقیقی نفت خام در سطح ایستا می- باشند.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد ADF با عرض از مبدأ و روند در سطح

نام متغیر	معرف	مقدار آماره	سطح احتمال
KLRM	شاخص بحران ارزی تعدیل شده	-۴/۲۳۵	(۰/۰۰۰)
BD/GDP	کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی	-۳/۶۴	(۰/۰۴۴)
CAD/GDP	کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی	-۳/۸۳۹	(۰/۰۲۶)
GY	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	-۵/۰۸۱	(۰/۰۰۱)
INF	نرخ تورم	-۳/۲۰۶	(۰/۰۹۹)
OILP	قیمت حقیقی نفت خام	-۴/۵	(۰/۰۰۵)

منبع: یافته‌های تحقیق

در این مطالعه متغیر وابسته به صورت وقوع و یا عدم وقوع بحران ارزی تعریف شده و به صورت یک (وجود بحران ارزی) و صفر (عدم بحران ارزی) در نظر گرفته می‌شود. نتایج حاصل از آماره‌های مربوط به الگوی لاجیت در جدول (۳) حاکی از آن است که مقدار آماره نسبت راستنمایی در سطح یک درصد معنی دار است که نشان‌دهنده معنی‌داری کل رگرسیون‌ها می‌باشد. مقدار ضریب تعیین مک فادن برای الگوی لاجیت برآورد شده نیز برابر با ۵۹ درصد می‌باشد. از طرفی درصد پیش‌بینی صحیح (۸۸ درصد) مدل برآورد شده مورد نظر توانست با توجه به متغیرهای توضیحی، درصد بالائی از مقادیر متغیر وابسته را پیش‌بینی نماید. بنابراین الگوی فوق قابل اطمینان برای تجزیه و تحلیل‌های بعدی است.

جدول ۳. آماره‌های الگوی لاجیت

آماره	مقدار
آماره نسبت راستنمایی	۱۱/۷۴۴
درصد پیش‌بینی درست	۰/۸۸
ضریب تعیین مک فادن	۰/۵۹

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از گزارش آماره‌های الگوی لاجیت به برآورد مدل لاجیت پرداخته می‌شود. باتوجه به این‌که مقادیر ضرایب به دست آمده در تخمین به روش لاجیت، اثر و کشش متغیر مستقل بر روی متغیر وابسته را نشان نمی‌دهند، لذا کشش و اثرات نهایی متغیرهای مستقل بر روی احتمالات متغیر وابسته در ستون‌های سوم و چهارم جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴. نتایج برآورد الگوی لاجیت و محاسبه اثر نهایی در میانگین

نام متغیر	ضریب برآورد شده	ارزش آماره t	کشش کل وزنی	اثر نهایی
BD/GDP	۴۳/۷۲۹	۱/۸۶۵ *	۰/۱۳۸	۰/۰۸۴
CAD/GDP	۱۳۸/۹۸	۱/۸۱۴ *	۰/۳۸۸	۰/۰۰۱
GY	-۲/۹۴	-۱/۳۲۴ *	-۰/۰۴۵	-۰/۰۵۳۴
INF	۱۳/۴۳۹	۱/۸۱۴ *	۱/۵۱۷	۰/۰۱
OILP	-۷/۵۷۹	-۱/۰۵ *	-۰/۰۰۷	-۰/۲۰۲

منبع: یافته‌های تحقیق

* نشانگر معنی‌داری در سطح یک درصد است.

نتایج حاصل از جدول (۴) نشانگر آن است که علامت ضرایب مربوط به متغیرهای توضیحی (نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و قیمت نفت خام) با مطالعات تجربی مربوطه سازگار و در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشند. طبق نتایج مدل لاجیت، افزایش متغیرهای توضیحی نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم بر احتمال وقوع بحران ارزی اثر مثبت داشته و یا احتمال ایجاد بحران ارزی را تقویت کرده است. از طرفی افزایش نرخ

رشد تولید ناخالص داخلی و قیمت نفت خام موجب کاهش احتمال وقوع بحران ارزی شده است. به عبارت دیگر احتمال ایجاد بحران ارزی را تضعیف نموده است.

مقدار کشش متغیر نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی این متغیر با فرض ثبات سایر متغیرها، احتمال وقوع بحران ارزی ۰/۱۴ درصد افزایش می‌یابد. از طرفی اثر نهایی مربوط به متغیر نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد که به ازای یک واحد افزایش در این متغیر احتمال وقوع بحران ارزی ۸/۴ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین افزایش در کسری بودجه یکی از عوامل هشداردهنده زود هنگام در وقوع بحران ارزی است. از طرفی مقدار کشش متغیر نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی حاکی از آن است که به ازای یک درصد افزایش در این متغیر با فرض ثبات سایر شرایط احتمال وقوع بحران ارزی ۰/۳۹ درصد افزایش می‌یابد. از سوی دیگر اثر نهایی این متغیر نیز نشانگر آن است که احتمال وقوع بحران ارزی طی دوره مورد بررسی به ازای یک واحد افزایش در کسری حساب جاری ۰/۱ درصد افزایش می‌یابد.

یکی دیگر از عوامل هشداردهنده زود هنگام بحران ارزی که اثرگذاری منفی بر بحران ارزی دارد، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی است. در واقع کشش این متغیر نشان می‌دهد که به ازای یک درصد افزایش در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، احتمال ایجاد بحران ارزی به اندازه ۰/۰۴ درصد کاهش می‌یابد. از طرفی اثر نهایی آن نیز بیانگر آن است که به ازای یک واحد افزایش در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی با فرض ثبات سایر شرایط، احتمال وقوع بحران ارزی ۵۳/۴ درصد کاهش می‌یابد. بحران ارزی از طرق مختلفی می‌تواند از نرخ رشد تولید متأثر شود. افزایش قدرت رقابت ناشی از کاهش ارزش پول داخلی می‌تواند باعث برانگیختن رشد از طریق گسترش بخش کالاهای قابل مبادله شود. ولی مطالعات اخیر بر روی آثار منفی تأکید دارد. توقف ناگهانی یا معکوس شدن جریان سرمایه در طی بحران می‌تواند باعث کند شدن سرعت رشد شود. کشورهایی که در سال‌های قبل از بحران، جریان سرمایه خصوصی بالاتری دارند، با احتمال بیشتری دچار انقباض در تولید پس از بحران می‌شوند. همچنین محدودیت‌های کمتر بر روی حساب سرمایه، رکود در طی بحران را تقویت می‌کند. کشورهایی که داد و ستد بیشتری با بقیه دنیا دارند به دنبال کاهش ارزش پول داخلی، صادراتشان افزایش پیدا کرده و با کاهش کمتری در رشد مواجه خواهند شد.

مقدار کشش نرخ تورم نشانگر آن است که به ازای یک درصد افزایش نرخ تورم با فرض ثبات سایر متغیرها احتمال وقوع بحران ارزی به میزان $1/51$ درصد افزایش می‌یابد. همچنین اثر نهایی این ضریب نیز بیانگر آن است که با افزایش یک واحدی در نرخ تورم احتمال وقوع بحران ارزی به اندازه ۱ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین نرخ تورم نیز یکی از عوامل هشداردهنده زود هنگام در وقوع بحران ارزی می‌باشد.

نهایتاً مقدار کشش قیمت نفت خام حاکی از آن است که به ازای یک درصد افزایش در قیمت نفت خام با فرض ثبات سایر متغیرها احتمال وقوع بحران ارزی به میزان $0/007$ درصد کاهش می‌یابد. همچنین اثر نهایی این ضریب نیز بیانگر آن است که با افزایش یک واحدی در قیمت نفت خام احتمال وقوع بحران ارزی به اندازه $20/2$ درصد کاهش می‌یابد. افزایش در قیمت نفت می‌تواند باعث افزایش در درآمدهای نفتی دولت گردد از طرفی افزایش در درآمدهای نفتی دولت عاملی است در جهت کاهش کسری بودجه، کاهش بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی از طریق سیاست‌های پولی انقباضی اقتصاد را نسبت به بحران ایمن نماید.

پس از مشخص کردن نقش عوامل هشداردهنده زود هنگام در وقوع احتمال بحران ارزی، در ادامه به تبعیت از مدل‌های نسل جدید بحران ارزی به بررسی تأثیر عوامل هشداردهنده زود هنگام در وقوع بحران ارزی تعدیل شده با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ پرداخته می‌شود.

۲.۴ میزان اثرگذاری هشداردهنده‌های زود هنگام بر وقوع بحران ارزی

مدل مارکوف سوئیچینگ در صورتی مدلی مناسب برای برآورد است که الگوی داده‌های بررسی شده، غیرخطی باشد. برای این که بتوان از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها اطمینان پیدا کرد، از آزمون نسبت راستنمایی استفاده می‌شود. جدول (۵) نتایج آزمون LR برای مدل تحقیق را نشان می‌دهد. همان‌گونه که نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد، مقدار آماره آزمون LR از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۵ درصد بزرگتر است و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که به جای مدل‌های خطی بهتر است از روش مارکوف-سوئیچینگ برای برآورد مدل استفاده کرد. تعیین تعداد رژیم‌ها گام بعدی در رویکرد مارکوف سوئیچینگ است.

طراحی یک الگوی هشداردهنده زود هنگام بحران‌های ارزی در ... ۱۱۵

جدول ۵. نتایج آزمون LR

مقدار آماره	ارزش احتمال
۲۵۰/۶۲	۰/۰۰۰

برای تعیین تعداد وقفه بهینه در برآورد مدل، از آماره آکائیک و شوارتز استفاده می‌شود. مقادیر این آماره‌ها در جدول (۶) آورده شده است.

جدول ۶. نتایج معیار اکائیک و شوارتز در تعیین وقفه بهینه مدل

وقفه	AIC	SC
۰	۱۰/۹۲۷	۱۱/۱۹۷
۱	۸/۹۷۸	*۱۰/۸۶۴
۲	۸/۱۹۳	۱۰/۹۷۲

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج به دست آمده از جدول (۶) نشان می‌دهد که بر طبق معیار شوارتز وقفه بهینه برای برآورد مدل، یک وقفه است.

مقادیر معیار آکائیک مربوط به انواع حالات مارکوف سوئیچینگ در جدول (۷) آورده شده است:

جدول ۷. تعیین حالت بهینه الگوی مارکوف - سوئیچینگ با در نظر گرفتن وقفه بهینه

الگو	تعریف	معیار آکائیک
MSI-AR	مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر گرفتن رژیم برای عرض از مبدأ - C متغیر	۱۸/۳۸۹
MSI-AR	مدل مارکوف سوئیچینگ با ثابت بودن عرض از مبدأ - C ثابت	۱۸/۵۳۵
MSIH-AR	مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر گرفتن رژیم برای عرض از مبدأ و واریانس جملات اخلاص - C متغیر	* ۱۱/۴۳۲
MSIH-AR	مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر گرفتن رژیم برای عرض از مبدأ و واریانس جملات اخلاص - C ثابت	۱۸/۰۸۶
MSIA-AR	مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر گرفتن رژیم برای عرض از مبدأ و	۱۸/۰۷۵

	پارامترهای توزیعی - C متغیر	
MSIA-AR	مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر گرفتن رژیم برای عرض از مبدأ و پارامترهای توزیعی - C ثابت	۱۸/۰۲۸
MSIAH-AR	مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر گرفتن رژیم برای عرض از مبدأ و پارامترهای توزیعی و واریانس جملات اخلال - C متغیر	۱۷/۵۸۶
MSIAH-AR	مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر گرفتن رژیم برای عرض از مبدأ و پارامترهای توزیعی و واریانس جملات اخلال - C ثابت	۱۶/۲۸۸
MSM-AR	مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر گرفتن رژیم برای عرض از مبدأ به عنوان میانگین - C متغیر	۱۸/۷۲۱
MSM-AR	مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر گرفتن رژیم برای عرض از مبدأ به عنوان میانگین - C ثابت	۱۸/۳۲۸
MSMH-AR	مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر گرفتن رژیم برای عرض از مبدأ به عنوان میانگین و واریانس جملات اخلال - C متغیر	۱۱/۷۲۱
MSMH-AR	مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر گرفتن رژیم برای عرض از مبدأ به عنوان میانگین و واریانس جملات اخلال - C ثابت	۱۸/۶۹۲
MSMA-AR	مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر گرفتن رژیم برای عرض از مبدأ به عنوان میانگین و پارامترهای توزیعی - C متغیر	۱۷/۵۳۱
MSMA-AR	مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر گرفتن رژیم برای عرض از مبدأ به عنوان میانگین و پارامترهای توزیعی - C ثابت	۱۶/۷۰۱
MSMAH-AR	مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر گرفتن رژیم برای عرض از مبدأ به عنوان میانگین و پارامترهای توزیعی واریانس جملات اخلال - C متغیر	۱۶/۴۰۱
MSMAH-AR	مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر	۱۷/۲۸۷

طراحی یک الگوی هشداردهنده زود هنگام بحران‌های ارزی در ... ۱۱۷

	گرفتن رژیم برای عرض از مبدأ به عنوان میانگین و پارامترهای توزیعی واریانس جملات اخلاص - C ثابت	
--	---	--

*کمترین مقدار معیار آکائیک

منبع: محاسبات تحقیق

براساس جدول (7) الگوی بهینه برای برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ MSIH-AR است. مقادیر آماره اطلاعاتی آکائیک برای تعداد رژیم‌های دو تا سه است. براساس نتایج جدول (8) تعداد دو رژیم، تعداد بهینه رژیم برای برآورد مدل است.

جدول 8. تعیین تعداد رژیم‌ها با استفاده از شاخص آکائیک

تعداد رژیم	شاخص آکائیک
۲	*۱۱/۴۳۲
۳	۱۲/۷۸۸

منبع: یافته‌های تحقیق *رژیم بهینه

حال به تخمین مدل می‌پردازیم که در جدول (9) ارائه گردیده است:

جدول 9. تخمین پارامترهای مدل - نتایج رویکرد MSIH-VAR (1)

نام پارامتر	رژیم اول		رژیم دوم	
	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال
عرض از مبدأ	۰/۵۱	۰/۰۰	-۰/۲۴	۰/۰۰
BD	۱۱/۸۲	۰/۰۸	۳/۴۳	۰/۶
BD_1	۳/۹	۰/۰۰	۴/۱۹	۰/۰۰
CAD	۴/۱۵	۰/۰۰	۱/۳۲	۰/۰۰
CAD_1	۳/۷	۰/۰۰	۱/۳۷	۰/۰۹
GY	-۰/۶۵	۰/۰۰	-۰/۱۱	۰/۰۹
GY_1	-۰/۴۲	۰/۰۰	-۰/۵۸	۰/۰۷
INF	۰/۶۴	۰/۰	۰/۳۷	۰/۰۵
INF_1	۰/۱۲	۰/۰۶	۰/۰۹	۰/۵۱
OILP	-۰/۰۱	۰/۰۰	-۰/۰۴	۰/۰۸

OILP_1	-۰/۰۳	۰/۰۲	-۰/۰۸	۰/۰۹
Sigma1	۱/۵۶	۰/۰۰	۱/۷۶	۰/۰۰
Sigma2	۶/۲۱	۰/۰۰	۱۰/۰۱	۰/۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج به دست آمده از جدول (۹)، عرض از مبدأ در رژیم یک و دو به ترتیب برابر با ۰/۵۱ و -۰/۲۴ می‌باشد. همچنین به دلیل اینکه انحراف معیار در رژیم اول نسبت به رژیم دوم کمتر می‌باشد، بنابراین رژیم اول نشانگر عدم وجود بحران و رژیم دوم نمایانگر وجود بحران می‌باشد.

براساس نتایج حاصل از جدول (۹)، با ازای یک واحد افزایش در کسری بودجه با فرض ثبات سایر عوامل بحران ارزی به اندازه ۱۱/۸۲ واحد در رژیم اول و به اندازه ۳/۴۳ واحد در رژیم دوم افزایش می‌یابد. همچنین وقفه اول کسری بودجه در هر دو رژیم موجب افزایش بحران ارزی شده است. بنابراین یکی از عوامل هشداردهنده زود هنگام در تشدید بحران ارزی افزایش در کسری بودجه می‌باشد.

از طرفی یکی دیگر از عوامل اثرگذار بر تشدید بحران ارزی افزایش در کسری حساب جاری است که براساس نتایج مشاهده می‌گردد که به ازای یک واحد افزایش در کسری حساب جاری، بحران ارزی در رژیم‌های اول و دوم به ترتیب به اندازه ۴/۱۵ و ۱/۳۲ واحد افزایش می‌یابد. از طرفی وقفه کسری حساب جاری در هر دو رژیم موجب افزایش بحران ارزی می‌گردد.

از دیگر نتایج تحقیق تأثیر افزایش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در کاهش بحران ارزی است. همانطور که در جدول (۹) قابل مشاهده است با افزایش در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی با فرض ثبات سایر شرایط، بحران ارزی در رژیم اول به اندازه ۰/۶۵ واحد کمتر می‌شود، در حالی که در رژیم دوم به اندازه ۰/۱۱ واحد کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر یکی از عوامل تعدیل کننده بحران ارزی، تقویت رشد اقتصادی است. این نتیجه برای وقفه نرخ رشد اقتصادی در رژیم اول و دوم نیز برقرار است.

افزایش در نرخ تورم یکی دیگر از عوامل پیشرو در گسترش بحران ارزی است. براساس نتایج با افزایش در نرخ تورم، بحران ارزی در رژیم‌های اول و دوم به اندازه ۰/۶۴ و ۰/۳۷ واحد افزایش می‌یابد. از سویی در هر دو رژیم وقفه نرخ تورم موجب افزایش بحران ارزی می‌شود. نهایتاً با افزایش در قیمت نفت خام بحران ارزی در رژیم اول به اندازه

۰/۰۱ و در رژیم دوم به اندازه ۰/۰۴ واحد کاهش می‌یابد. همین نتیجه برای اثر وقفه قیمت نفت خام بر بحران ارزی صادق است.

۳.۴ تحلیل حساسیت نتایج

در این قسمت به منظور تحلیل حساسیت نتایج به بررسی رویکردهای لاجیت و مارکوف سوئیچنگ با حذف و افزودن متغیرهای نرخ تورم و قیمت نفت پرداخته می‌شود. در جدول (۱۰) نتایج حاصل از تحلیل حساسیت مربوط به حالات حذف متغیرهای نرخ تورم و قیمت نفت (مدل اول)، افزودن نرخ تورم (مدل دوم)، افزودن قیمت نفت (مدل سوم) و مدل پایه با وجود تمامی متغیرهای توضیحی (مدل چهارم) آورده شده است.

جدول ۱۰. آماره‌های الگوی لاجیت با حذف متغیرهای نرخ تورم و قیمت نفت

متغیر	مدل اول		مدل دوم		مدل سوم		مدل چهارم	
	کشش کل	اثر نهایی	کشش کل	اثر نهایی	کشش کل	اثر نهایی	کشش کل	اثر نهایی
BD/GDP	۰/۱۶	۰/۰۸۴	۰/۱۳	۰/۰۰۱	۰/۱۹	۰/۰۸	۰/۱۳۸	۰/۰۸۴
CAD/GDP	۰/۴۵	۰/۰۱	۰/۳۹	۰/۰۵۳	۰/۳۵	۰/۰۵	۰/۳۸۸	۰/۰۰۱
GY	-۰/۱۳	-۰/۴۵	-۰/۰۷	-۰/۲۵	-۰/۱۰	-۰/۶۹	-۰/۰۴۵	-۰/۵۳۴
INF	-	-	۱/۵۴	۰/۰۸	-	-	۱/۵۱۷	۰/۰۱
OILP	-	-	-	-	-۰/۴۷	-۰/۰۲	-۰/۰۰۷	-۰/۲۰۲

منبع: یافته‌های تحقیق

در مدل اول تا چهارم مقدار کشش متغیر نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی در این متغیر با ثابت فرض کردن سایر متغیرها، احتمال وقوع بحران ارزی به ترتیب ۰/۱۶، ۰/۱۳، ۰/۱۹، و ۰/۱۴ درصد افزایش می‌یابد. از طرفی اثر نهایی مربوط به متغیر نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد که به ازای یک واحد افزایش در این متغیر احتمال وقوع بحران ارزی ۸/۴ درصد افزایش می‌یابد. همچنین اثر نهایی در مدل‌های دوم و سوم و چهارم برای این متغیر نشانگر آن است که به ازای یک واحد افزایش در این متغیر احتمال وقوع بحران ارزی به ترتیب ۰/۱، ۸، و ۸/۴ درصد افزایش می‌یابد.

از طرفی مقدار کشش متغیر نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی حاکی از آن است که به ازای یک درصد افزایش در این متغیر با فرض ثبات سایر شرایط احتمال وقوع بحران ارزی در مدل‌های اول تا چهارم به ترتیب به اندازه ۰/۴۵، ۰/۳۹، و ۰/۲۵

۰ و ۰/۳۹ درصد افزایش می‌یابد. از سوی دیگر اثر نهایی این متغیر نیز نشانگر آن است که احتمال وقوع بحران ارزی طی دوره مورد بررسی به ازای یک واحد افزایش در کسری حساب جاری در مدل‌های اول تا سوم به ترتیب معادل ۱، ۵/۳، ۵ و ۰/۱ درصد افزایش می‌یابد.

نتایج دیگر از جدول (۱۰) حاکی از آن است که در مدل‌های اول تا چهارم به ازای یک درصد افزایش در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، احتمال ایجاد بحران ارزی به اندازه ۰/۱۳، ۰/۰۷، ۰/۱۰ و ۰/۰۴ درصد کاهش می‌یابد. از طرفی اثر نهایی آن نیز بیانگر آن است که به ازای یک واحد افزایش در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی با فرض ثبات سایر شرایط، احتمال وقوع بحران ارزی به ترتیب به اندازه ۴۵، ۲۵، ۶۹ و ۵۳ درصد کاهش می‌یابد.

نتایج حاصل از مدل دوم (با افزودن نرخ تورم) نشانگر آن است که به ازای یک درصد افزایش در نرخ تورم، احتمال وقوع بحران ارزی به اندازه ۱/۵۴ درصد افزایش می‌باشد. از طرفی اثر نهایی این متغیر بیانگر آن است که به ازای یک واحد افزایش در نرخ تورم با فرض ثبات سایر شرایط، احتمال وقوع بحران ارزی به اندازه ۸ درصد افزایش می‌یابد.

نهایتاً نتایج حاصل از مدل سوم (با افزودن قیمت نفت) نشانگر آن است که به ازای یک درصد افزایش در قیمت نفت، احتمال وقوع بحران ارزی به اندازه ۰/۴۷ درصد کاهش می‌باشد. از طرفی اثر نهایی این متغیر بیانگر آن است که به ازای یک واحد افزایش در قیمت نفت با فرض ثبات سایر شرایط، احتمال وقوع بحران ارزی به اندازه ۲ درصد کاهش می‌یابد. با مقایسه حالات مختلف متغیرهای توضیحی در جدول (۹) می‌توان عنوان کرد که نتایج مشابهی از نظر تأثیر متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته حاصل شده است. به عبارتی می‌توان گفت که با حذف دو متغیر نرخ تورم و قیمت نفت و یا افزودن نرخ تورم و قیمت نفت نتایج تحقیق براساس رویکرد لاجیت از استحکام لازم برخوردار می‌باشند.

از طرفی در این قسمت نتایج مدل مارکوف-سوئیچینگ با حذف متغیرهای نرخ تورم و قیمت نفت مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از مدل مارکوف سوئیچینگ با حذف متغیرهای نرخ تورم و قیمت نفت در جدول (۱۱) شان داده شده است:

جدول ۱۱. تخمین پارامترهای مدل - نتایج رویکرد (1) MSIH-VAR

نام پارامتر	رژیم اول		رژیم دوم	
	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال
عرض از مبدأ	۰/۳۱	۰/۰۰	-۰/۳۹	۰/۰۰
BD	۱/۵۶	۰/۰۸	۶/۳۸	۰/۰۰
BD_1	۸/۸	۰/۰۳	۹/۱۹	۰/۰۱
CAD	۴/۸۲	۰/۰۱	۵/۷۵	۰/۰۰
CAD_1	۴/۱۱	۰/۰۳	۳/۲۸	۰/۰۸
GY	-۰/۷۳	۰/۱۰	-۰/۲۸	۰/۰۸
GY_1	-۰/۳۴	۰/۰۳	-۰/۳	۰/۰۱
Sigma1	۶/۶	۰/۰۰	۳/۹	۰/۰۰
Sigma2	۳/۱۲	۰/۰۰	۸/۰۱	۰/۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از جدول (۱۱) بیانگر آن است که متغیرهای نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی و نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی موجب افزایش عوامل هشداردهنده بحران ارزی شده و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نیز موجب کاهش آن می‌گردد. نتایج رویکرد مارکوف سوئیچینگ نیز با حذف متغیرهای نرخ تورم و قیمت نفت از استحکام مناسبی برخوردار است. همچنین به دلیل اینکه انحراف معیار در رژیم اول نسبت به رژیم دوم کمتر می‌باشد، بنابراین رژیم اول نشانگر عدم وجود بحران و رژیم دوم نمایانگر وجود بحران می‌باشد.

با توجه به نتایج بدست آمده از رویکردهای مدل و مقایسه آن با مطالعات تجربی می‌توان موارد ذیل را عنوان کرد:

- اثر مثبت نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی بر بحران ارزی با مطالعه ژانگ و داوولینگ (۲۰۰۲) نیز همسو می‌باشد.
- اثر مثبت نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی بر بحران ارزی با تحقیقات کامینسکی و رینهارت (۱۹۹۹)، ادیسون (۲۰۰۰)، سارلین (۲۰۱۳) و کاندلون و همکاران (۲۰۱۴) سازگاری دارد.
- اثرگذاری منفی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بر وقوع بحران ارزی با مطالعات فرانکل و رز (۱۹۹۶)، طیبی و همکاران (۱۳۹۰) و سارلین (۲۰۱۳) همسو می‌باشد.

- اثرگذاری مثبت نرخ تورم بر وقوع بحران ارزی نیز با مطالعات نادری (۱۳۸۲)، طیبی و همکاران (۱۳۹۰) و سارلین (۲۰۱۳) سازگار می‌باشد.

۵. نتیجه‌گیری

هدف مطالعه حاضر بررسی عوامل مؤثر بر وقوع بحران ارزی در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۰ و بهره‌گیری از شاخص بحران ارزی تعدیل‌شده و الگوی لاجیت و مارکوف سوئیچینگ است.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی، کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و قیمت حقیقی نفت خام از جمله شاخص‌های پیشرو در وقوع بحران ارزی هستند. طبق نتایج بدست آمده، افزایش متغیرهای توضیحی نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم بر احتمال وقوع بحران ارزی اثر مثبت داشته و از طرفی افزایش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و قیمت نفت خام اثر منفی بر احتمال وقوع بحران ارزی داشته است. نتایج حاصل از تحلیل حساسیت مدل نشانگر آن است که در هر دو رویکرد لاجیت و مارکوف سوئیچینگ افزودن و یا حذف متغیرها خللی در استحکام مدل وارد نمی‌کند. با توجه به نتایج تحقیق پیشنهادهای سیاستی ذیل توصیه می‌گردد:

۱. با توجه به نتایج تحقیق یکی از متغیرهایی هشداردهنده زود هنگام که موجب کاهش وقوع بحران ارزی می‌گردد، افزایش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی می‌باشد. بنابراین توصیه می‌گردد که برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی تمهیدات لازم را برای ارتقای تولید ناخالص داخلی بکار بگیرند.

۲. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که یکی از متغیرهای هشداردهنده زود هنگام وقوع بحران ارزی نرخ تورم می‌باشد. بنابراین سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران اقتصادی بایستی در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی از اقدامات و تصمیماتی که سبب بروز تورم در اقتصاد می‌گردد، پرهیز نمایند.

۳. نتایج نشانگر آن است که یکی از متغیرهای هشداردهنده زود هنگام ارزی نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی است. بنابراین ساختار اقتصادی و تولید در

طراحی یک الگوی هشداردهنده زود هنگام بحران‌های ارزی در ... ۱۳۳

کشور باید براساس ورود به بازارهای جهانی طراحی شود و سیاست‌گذاران باید تمهیدات لازم را برای تقویت صادرات کشور به کار بگیرند.

۴. یکی دیگر از نتایج تحقیق این است که افزایش در کسری بودجه موجب افزایش وقوع بحران ارزی می‌گردد. بنابراین دولت بایستی در مخارج و هزینه‌های خود ارزیابی بهینه‌تری داشته و تا حد ممکن از ایجاد هزینه‌های زیاد علی‌الخصوص جاری خودداری نموده و موجب افزایش کسری بودجه نگردد.

کتابنامه

- برزگر مروستی، مریم (۱۳۹۶). شاخص‌های پیشرو و بحران‌های ارزی تحت نظام‌های مختلف ارزی. رساله دکتری، دانشگاه تبریز
- جمشیدی، لیلا (۱۳۹۱). بررسی بحران ارزی و عوامل مؤثر در پیش‌بینی آن در اقتصاد ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.
- عادلی رانکوهی، نسترن (۱۳۸۱). بررسی عوامل مؤثر در بروز و یا تشدید بحران‌های ارزی با توجه به اثرات خاص کشورها. پایان‌نامه کارشناسی ارشد؛ مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.
- مطهری، محب‌الله؛ لطفعلی‌پور، محمدرضا و شادمهری، محمدطاهر (۱۳۹۴). ارائه یک الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات ارزی در بازار ارز ایران: روش مارکوف سوئیچینگ گارچ. فصلنامه نظریه-های کاربردی اقتصاد، شماره ۴، صص ۷۱-۹۲.
- نصراللهی، محمد؛ یآوری، کاظم؛ نجارزاده، رضا و مهرگان، نادر (۱۳۹۵). طراحی یکی سیستم هشدار زود هنگام بحران‌های ارزی در ایران: رویکرد رگرسیون لجستیک. تحقیقات اقتصادی، دوره ۵۲، شماره ۱، صص ۲۱۴-۱۸۷.
- نبلی، مسعودی و کنعانی، علیرضا (۱۳۸۴). پیش‌بینی بحران‌های ارزی در اقتصادهای وابسته به منابع نفتی با استفاده از الگوی (KLR). پانزدهمین کنفرانس سالانه سیاست‌های پولی و ارزی، تهران، پژوهشکده پولی و بانکی، صص ۱۰۸-۷۱.

- Aghion, P., & Banerjee, A. (2000). A Simple Model of Monetary Policy and Currency Crises. European Economic Review, 44, 728-738.
- Aizenman, J. and Mahir, Binic. (2016). Exchange market pressure in OECD and emerging economies: Domestic vs. external factors and capital flows in the old and new normal. Journal of International Money and Finance, 66, 65-87.
- Berg, A., Borenstein, E., & Pattillo, C. (1999). Assessing Early and Finance. Journal of international money and finance, 18, 561-586.

- Bilson, J. F.O.(1979). Leading Indictores of Currency Devaluations . Columbia. Journal of World Business,14,62-76.
- Bussiere,M.,& Fratzscher ,M. (2006).Towards a New Early Warning System of Financial Crises. Journal if international Money and Finance, 25(6),953-976.
- change, R., & velasco,A. (2001). Financial Crises in Emerging Market. The Quarterly journal of Economics, 116,489-517.
- Corestti, G .,pesenti, P., & Roubini , N .(1999).paper tigers ? A model of the Asian crisis. European Economic Review, 43,1211-1236.
- Dibooglu, S. Budsayaplakorn, S and Mathur, I. (2010). Can Macroeconomic Indicators Predict a Currency Crisis? Evidence from Selected Southeast Asian Countries. Emerging Markets Finance and Trade 46(6),5-21.
- Feldkricher, M, Roman, H, and Marek, Rusnak. (2014). Exchange market pressures during the financial crises: A Bayesian Model Averaging Evidence , Journal of International Money and Finance, 40, 21-41.
- Flood, R.P., & garber , PM .(1984). Collapsing Exchange Rate Regimes: Some linear Examples. journal of international Economics, 17,1-13
- Hamilton. J.D .(1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica, 57 (2), 357-384.
- 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.
- Kibritcioglu, A. (2004). An Analysis of Early Warning Signals of Currency Crises in Turkey, 1986-2004, from www.kibritcioglu.com.
- Krolzig. H.M. (1997). Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling,Statistical Inference and Applications to BusinessCycle Analysis, Springer, Berlin
- Quandt. R.E .(1972). A new approach to estimating switching regressions. Journal of the American Statistical Association, 67, 306-310.
- Radelet, S., & Sachs, J. (1998). The onset of the East Asian financial crisis. NBER Working Paper 6680, Cambridge, MA.
- Reinhart, C.M., and K.S .Rogoff (2009). This Time is Different Eight Centuries OF Financial Folly, Princeton Press.
- Salmani, B. Kazerooni, A. and Barzegar Marvasti, M. (2017). NEW EVIDENCE ON REAL EXCHANGE RATE MISALIGNMENT AND THE ROLE OF EXCHANGE RATE REGIME. Journal of Interdisciplinary Research, 7, 166-172.
- Sarlin, P. (2013). On policymakers' loss functions and the evaluation of early warning systems. Economics Letters, 119,1-7.