فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هفتم/ شماره ۱/ بهار ۱۳۹۹/ صفحات ۲۱۰-۱۸۵

بررسی اثر بحران ارزی بر پویایی‌های تولید ناخالص داخلی: رهیافت مربعات تعمیم‌یافته پانلی[۱]

نسیم مهین اصلانی نیا

دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تبریز، nsaslani@gmail.com

بهزاد سلمانی[۲]

استاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز، behsalmani@gmail.com

فیروز فلاحی

دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز، firfal@yahoo.com

حسین اصغرپور

استاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز، asgharpurh@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۹/۱۶ تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۲/۱۲

چکیده

امروزه بررسی و پیش‌بینی میزان پایداری آثار بحران ارزی بر متغیرهای کلان اقتصادی به ویژه تولید ناخالص داخلی از اهمیت بالایی برای سیاست‌گذاران اقتصادی برخوردار است. در این راستا هدف اصلی مقاله حاضر بررسی اثر بحران ارزی بر پویایی‌های تولید ناخالص داخلی طی سال‌های ۱۹۷۰-۲۰۱۶ می‌باشد. برای دستیابی به این هدف، مدل تجربی تحقیق با بهره‌گیری از مبانی نظری تحقیق و رهیافت مربعات تعمیم‌یافته پانلی برآورد شده است. طبق نتایج به دست آمده اثر منفی بحران ارزی بر تولیدناخالص داخلی در کوتاه‌مدت تأیید می‌شود. جریان سرمایه خارجی و بدهی‌های کوتاه‌مدت خارجی از عوامل تشدیدکننده اثر بحران ارزی بر تولیدناخالص داخلی در کوتاه‌مدت بوده و نرخ رشد صادرات و تغییرات رابطه مبادله تعدیل کننده اثر بحران ارزی بر تولید ناخالص داخلی به شمار می‌آیند. افزایش عرضه پول ملی و همچنین افزایش مخارج دولت و کسری بودجه از عوامل تشدیدکننده آثار بحران هستند.

واژه‌های کلیدی: بحران ارزی، پویایی‌های تولید ناخالص داخلی، مربعات تعمیم‌یافته پانلی.

طبقه‌بندی JEL: E32, F32, F41, F43.

---

[۱] مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول در دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز است.

[۲] نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

از نیمه دوم قرن بیستم میلادی، کشورهای مختلف بحران‌های ارزی متعددی را تجربه کرده‌اند. به مرور زمان، افزایش یکپارچگی و پیچیدگی بازارهای مالی، شکلی جدید و جهانی به این بحران داده است. از عواملی که تاکنون برای این پدیده شناسایی شده است می‌توان به استقراض بیش از حد بخش‌های عمومی و خصوصی و سیاست‌های ناسازگار و غیرشفاف دولت‌ها اشاره کرد. شناسایی اثر بحران ارزی بر متغیرهای کلان اقتصادی به ویژه تولید ناخالص داخلی بالقوه و نرخ رشد آن در میان‌مدت از اهمیت بسزایی برخوردار است. بحران ارزی از طریق کاهش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی آثار بلندمدتی را بر سطح تولید ناخالص داخلی خواهد داشت و بازگشت اقتصاد به روند قبلی خود را دشوار خواهد ساخت. مدت بازیابی اقتصاد و برگشت به روند قبلی را نمی‌توان با قطعیت مشخص کرد، این مدت زمان علاوه بر اندازه شوک‌های اولیه به سیاست‌های سیاست‌گذاران نیز وابسته است. چنانکه سیاست‌گذاری‌های مناسب صورت نگیرد، احتمال اینکه سطح تولید ازدست‌رفته در کوتاه‌مدت، دائمی و پایدار باشد وجود دارد.

شناسایی کانال‌هایی که بحران ارزی بر سطح و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی اثر می‌گذارد چالش مهمی برای سیاست‌گذاران محسوب شده و بر استراتژی‌های خروج از بحران اثر می‌گذارد، همچنین کمک می‌کند تا سیاست‌گذاران سطح تولید ناخالص داخلی ازدست‌رفته را در میان‌مدت کاهش دهند. درنتیجه، به حصول اطمینان از اثربخشی اقدامات انجام‌گرفته در برنامه‌های بازیابی اقتصاد و به‌خصوص زمان‌بندی صحیح اجرای استراتژی‌های خروج از بحران کمک می‌کند. ازاین‌رو ضرورت دارد آثار بحران ارزی بر فعالیت‌های اقتصادی کشور و تولید ناخالص داخلی مورد ارزیابی قرار گیرد. مقالات متعددی این موضوع را از دیدگاه‌های مختلف مانند عوامل مؤثر بر بحران ارزی ـ سه نسل مدل‌های بحران ارزی ـ و شاخص‌های هشدار بحران ارزی بررسی کرده‌اند اما کمتر به اثر بحران ارزی بر روند تولید ناخالص داخلی توجه شده است. هدف مطالعه حاضر، بررسی اثر بحران ارزی بر پویایی‌ها و تغییرات تولید ناخالص داخلی است. یافته‌های این تحقیق می‌تواند در سیاست‌گذاری برای کاهش آثار بحران ارزی مورد استفاده قرار گیرد. به این منظور پس از مقدمه، ادبیات موضوع این مطالعه مرور شده

است و پس از معرفی مدل و روش تحلیل تجربی، نتایج تخمین مدل گزارش شده است. جمع‌بندی نتایج نیز در بخش پایانی ارائه شده است.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

چگونگی شکل‌گیری بحران ارزی و اثرگذاری آن بر اقتصاد، یکی از موضوعاتی است که در سال‌های اخیر توجه بسیاری از اقتصاددانان را به خود معطوف کرده است. اولین مدل بحران ارزی توسط کروگمن[1] در سال ۱۹۷۹ مطرح شد و پس از وی مطالعات مختلفی به‌منظور شناسایی عوامل مؤثر بر وقوع بحران ارزی انجام گرفت که حاصل آن ارائه سه نسل از مدل‌های بحران ارزی است[2]. علاوه بر عوامل مؤثر بر بروز بحران ارزی، آثار این بحران بر اقتصاد و هزینه‌های ناشی از آن نیز از موضوعاتی است که مورد توجه محققین است. بررسی و پیش‌بینی میزان پایداری آثار بحران‌های ارزی بر متغیرهای کلان اقتصادی به ویژه تولید ناخالص داخلی از اهمیت بالایی برای سیاست‌گذاران اقتصادی برخوردار است. از بعد نظری، آثار بحران ارزی بر تولید ناخالص داخلی به عوامل متعددی از جمله شرایط حاکم بر بخش‌های حقیقی اقتصاد، خارجی و مالی؛ سیاست‌های مالی و پولی اتخاذشده در طول دوره بحران و ویژگی‌های ساختاری اقتصاد بستگی دارد. در ادامه برخی از عوامل مؤثر بر میزان اثرگذاری بحران ارزی بر اقتصاد مورد بررسی قرار گرفته است.

- بار بدهی خارجی: در صورتی که بخش عمده‌ای از بدهی‌های بنگاه‌های داخلی را بدهی خارجی تشکیل دهد، کاهش ناگهانی ارزش پول ملی منجر به افزایش یک‌شبه بار بدهی آن‌ها می‌شود که به سرعت اثر خود را در ترازنامه‌های شرکت نمایان می‌سازد در نتیجه اخذ وام جدید برای بازپرداخت بدهی‌ها دشوار می‌شود. فلذا افزایش بار بدهی می‌تواند باعث کاهش سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های اقتصادی شود.

-توقف ناگهانی ورود سرمایه یا خروج سرمایه خارجی: دلیل دیگر انقباضی شدن اقتصاد (کاهش تولید ناخالص داخلی) در اثر بحران ارزی توسط کالوو[3] (۱۹۹۸)

---

[1] Krugman

[2] برای مطالعه بیشتر رجوع شود به Pilbeam 2013

[3] Calvo

ارائه شد طبق نظر وی چنانکه بحران ارزی توأم با توقف ناگهانی ورود سرمایه خارجی یا خروج آن باشد آسیب‌پذیری اقتصاد در صورت بروز بحران ارزی، بیشتر خواهد بود.

-آزادسازی خارجی: آزادسازی حساب سرمایه خارجی در شرایطی که قوانین احتیاطی و نظارت کافی وجود نداشته باشد ممکن است موجب افزایش ریسک مؤسسات مالی شود. به‌منظور جذب سرمایه خارجی، آزادسازی بازار سرمایه اغلب با اعطای معافیت‌های مالیاتی و سایر مشوق‌های قانونی همراه است که این امر نیز منجر به افزایش آسیب‌پذیری بازار سرمایه می‌شود. در شرایطی که بازار سرمایه آزاد وجود داشته باشد ممانعت از خروج ناگهانی سرمایه خارجی و همچنین سرمایه‌گذاران داخلی در زمان بحران ارزی دشوار خواهد بود که این عامل نیز منجر به تشدید بحران می‌شود.

-بحران بانکی: طبق استدلال میشکین[1] (۱۹۹۹) انقباض در اعتبارات ناشی از مشکلات بانکی، عامل تشدید بحران در بازارهای نوظهور و کاهش فعالیت‌های اقتصادی است.

-بدهی کوتاه‌مدت و بحران نقدینگی: رودریک و ولاسکو[2] (۲۰۰۰) این‌گونه استدلال می‌کنند که مشکلاتی که در به تعویق انداختن بازپرداخت بدهی‌های کوتاه‌مدت در بحران ارزی وجود دارد، می‌تواند نقدینگی موجود در اقتصاد را کاهش داده و منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی شود.

-کاهش ارزش پول ملی و تجارت خارجی: چنانکه کشوری ارزش واقعی پول خود را کاهش دهد می‌توان انتظار داشت خالص صادرات آن کشور افزایش یابد. اما در مورد این کانال اثرگذاری باید به برخی موارد توجه کرد، از سویی ممکن است زمان مورد مطالعه کوتاه‌تر از زمان مورد نیاز برای تأثیرگذاری کاهش ارزش پول ملی بر رشد اقتصادی و صادرات باشد. بحران ارزی ممکن است اختلال شدیدی در فعالیت‌های اقتصادی ایجاد نماید که بازیابی آن، مدت زمان مناسبی را طلب نماید و یا ممکن است اثر منحنی j[3] بر اقتصاد حاکم باشد. از سوی

[1] Mishkin
[2] Rodrik and Velasco
[3] J-curve Effect

دیگر، کاهش اسمی ارزش پول ملی ممکن است منجر به کاهش واقعی ارزش آن نشود. به عبارت دیگر، گذر نرخ ارز[۱] بین کاهش ارزش پول ملی و تورم می‌تواند بالا باشد. همچنین، در صورتی که کشور از تجارت آزاد برخوردار نباشد نمی‌تواند از منافع حاصل از کاهش ارزش پول ملی، بهره‌ی کافی ببرد.

-سیاست‌های پولی و مالی: در طول دوره بحران، سیاست‌های پولی و مالی به گونه‌ای اتخاذ می‌شود که در کوتاه‌مدت بر تولید ناخالص داخلی اثر بگذارد. سیاست پولی اغلب انقباضی است تا از شدت حملات سوداگرانه به بازار ارز بکاهد و مانع کاهش سریع ذخایر ارزی شود. سیاست‌های مالی نیز بلافاصله پس از وقوع بحران اغلب انقباضی است تا بخشی از فشارهای مالی را که بحران ارزی تحمیل دولت می‌کند جبران نماید.

-چرخه‌های تجاری و بحران ارزی: شواهد حاکی از آن است که در هر دو دوره رونق و رکود اقتصادی کشورها بحران ارزی را تجربه کرده‌اند. علی‌رغم اینکه هیچ نظریه‌ای در مورد اینکه وقوع بحران ارزی در دوره رونق اقتصادی با شدت بیشتری باعث انقباضی شدن اقتصاد می‌شود وجود ندارد و یا برعکس، بیشتر مطالعات به این موضوع پرداخته‌اند[۲].

پیش از آنکه مطالعات تجربی موجود در این زمینه ارائه شود توجه به این نکته ضروری است که در مطالعاتی که رابطه‌ی بین بحران ارزی و تولید ناخالص داخلی را بررسی کرده‌اند تعریف واحدی از بحران ارزی وجود ندارد. کوپر[۳] (۱۹۷۱)، بحران ارزی را کاهش چشمگیر ارزش پول ملی تعریف می‌کند به‌طوری‌که تغییرات نرخ ارز بیش از ۱۰٪ باشد. اما فرانکل[۴] (۲۰۰۵)، به این نکته اشاره می‌کند که طبق این تعریف، تشخیص شرایط تورم بسیار بالا از بحران ارزی ممکن نیست. به همین دلیل در مطالعات اخیر، از شاخص دیگری برای شناسایی بحران ارزی استفاده می‌شود؛ مانند سرعت تغییرات نرخ ارز و سطح اولیه آن. طبق تعریفی که فرانکل و رز[۵] (۱۹۹۶) از

---

[1] Pass- through

[۲] رجوع شود به مطالعه Milesi-Ferretti and Razin (1998)

[3] Cooper

[4] Frankel

[5] Frankel ad Rose

بحران ارزی داشته‌اند زمانی که یکی از دو حالت (۱)کاهش اسمی ارزش پول ملی حداقل به اندازه ۳۰ درصد؛ (۲)افزایش حداقل ۱۰ درصدی نرخ کاهش ارزش اسمی پول (تغییرات ارزش اسمی پول) نسبت به سال قبل، در کشوری مشاهده شود آن کشور دچار بحران ارزی شده است. برخی از مطالعاتی که اثر بحران ارزی بر تولید ناخالص داخلی را بررسی کرده‌اند به شرح زیر است:

باسیستا و تیموری[1] (۲۰۱۵)، بحران ارزی و پویایی‌های تولید ناخالص داخلی را برای ۱۵۹ کشور بین سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۵ مورد بررسی قرار داده‌اند، طبق نتایج این مطالعه در بلندمدت تولید ناخالص داخلی می‌تواند به روند پیش از بحران خود بازگردد به شرطی که (۱) اثرات شرایط جهانی حذف شود؛ (۲) وقوع بحران ارزی هم‌زمان با بحران بانکی نباشد و (۳) از وقفه‌های طولانی در تصریح مدل اقتصادسنجی استفاده شود. جوانوویچ[2] (۲۰۱۳) اثر عوامل مختلف را بر بازیابی اقتصاد پس از وقوع بحران‌های اقتصادی برای ۲۲ کشور طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۲ مورد بررسی قرار داده است. طبق یافته‌های وی سیاست‌های پولی و مالی حمایتی، کاهش ارزش پول ملی و مقررات بانکی احتیاطی مناسب، می‌تواند نرخ رشد اقتصادی را افزایش دهد.

عبید و همکاران [3](۲۰۰۹)، رفتار میان‌مدت تولید را پس از بحران در نمونه‌ای که شامل ۸۸ بحران بانکی است، بررسی کردند. به این منظور سال وقوع بحران را سال صفر در نظر گرفته‌اند و پنجره پیش از وقوع بحران را تعریف کرده‌اند که ۱۰ سال پیش از وقوع بحران (t-10) تا ۷ سال پیش از وقوع بحران (t-7) را شامل می‌شود. با استفاده از روند تولید ناخالص داخلی در پنجره پیش از بحران، تولید ناخالص داخلی در سال (t+7) پیش‌بینی و با اندازه واقعی آن مقایسه شده است. آن‌ها همچنین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی را در میان‌مدت مانند سیاست‌های پولی (نرخ بهره و کاهش ارزش حقیقی پول ملی) و سیاست‌های مالی (مخارج مصرفی دولت) پس از وقوع بحران بررسی کرده‌اند و به این نتیجه دست یافتند که سیاست‌های مالی انبساطی منجر به رشد بالاتر اقتصادی در دوره پس از بحران می‌شود، اما شواهد چندان مستحکمی بر اثر مثبت سیاست‌های

[1] Basistha and Teimouri
[2] Jovanovic
[3] Abiad et al.

پولی بر رشد اقتصادی در دوره پس از بحران به دست نیاورده‌اند. گوپتا و همکاران[1] (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای که ۱۹۵ بحران را برای ۹۱ کشور درحال‌توسعه از سال ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۰ بررسی کرده‌اند به این نتیجه رسیده‌اند که تعداد مشاهداتی که در آن بحران ارزی اثر انقباضی (کاهش تولید ناخالص داخلی) داشته است تقریباً با تعداد بحران‌هایی که دارای اثرات انبساطی (افزایش تولید ناخالص داخلی) بوده است برابری می‌کند. همچنین آن‌ها دریافته‌اند که الگوی رشد این کشورها طی بحران‌های دهه‌های ۱۹۷۰، ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ تغییر محسوسی نداشته است.

هنگ و تورنل[2] (۲۰۰۵)، چگونگی بازیابی اقتصاد را از بحران‌های اقتصادی در نمونه‌ای شامل ۱۰۰ کشور بررسی کرده‌اند، آن‌ها رشد تولید در دوره پس از بحران را بر روی متغیرهای متعددی مانند بسط حجم اعتبار و کفایت ذخایر[3] پیش از بحران (به عنوان شرایط اولیه) و رشد اعتبار و کسری بودجه دولت پس از بحران (به عنوان متغیرهای سیاستی) برازش نموده‌اند. آن‌ها دریافتند که بسط اعتبارات و عدم کفایت ذخایر در دوره پیش از بحران، موجب کاهش بیشتر رشد اقتصادی در دوره پس از بحران می‌شود اما نتوانستند رابطه روشنی بین متغیرهای سیاستی و بازیابی اقتصاد به دست آورند.

پارک و لی[4] (۲۰۰۳)، عوامل مؤثر بر رشد تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت، پس از وقوع بحران را تحلیل کرده‌اند. نمونه مورد بررسی آن‌ها شامل ۱۷۶ بحران بین سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۵ می‌باشد. نتایج مطالعه آن‌ها حاکی از آن است که سیاست‌های پولی و مالی حمایتی در بازیابی اقتصاد پس از وقوع بحران مؤثر است.

در مطالعات داخلی، اثر بحران ارزی بر پویایی‌های تولید ناخالص داخلی بررسی نشده است، اما برخی مطالعات موجود در حوزه تغییرات نرخ ارز در ادامه گزارش شده است.

عباسیان[5] و همکاران (۱۳۹۱)، تأثیر عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی را در ایران طی سال‌های ۱۳۵۴-۱۳۸۷ مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های آن‌ها حاکی از اثر

---

[1] Gupta et al.
[2] Hong and Tornell
[3] Reserve Adequacy
[4] Park and Lee
[5] Abbasian, et. al, 2012

منفی عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصاد است. توکلی و سیاح[1] (۱۳۸۹)، تأثیر نوسانات نرخ ارز بر فعالیت‌های اقتصادی ایران را طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۳۹ بررسی کرده‌اند. طبق نتایج این مطالعه، نوسانات نرخ ارز تأثیر چندانی بر تولید واقعی کشور و سرمایه‌گذاری خصوصی ندارد. مهرآرا و سرخوش[2] (۱۳۸۹)، آثار غیرخطی متغیرهای کلان اقتصادی بر رشد اقتصادی با تأکید بر نرخ ارز را در ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۳۸مطالعه کرده‌اند. طبق نتایج به دست آمده، تکانه‌های منفی نرخ ارز حقیقی (تقویت ارزش حقیقی پول داخلی) رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد درحالی‌که تکانه‌های مثبت نرخ ارز اثر مشابهی بر تولید نداشته و قادر نیست تولید را به سطح اولیه آن برگرداند. همان‌طور که پیشینه مطالعات داخلی نشان می‌دهد علی‌رغم روند پر نوسان نرخ ارز در کشور و مشکلات ناشی از آن، در اقتصاد تاکنون هیچ مطالعه داخلی به آثار بحران‌های ارزی و متغیرهای مؤثر بر شدت این آثار نپرداخته است. ازاین‌رو مطالعه حاضر درصدد است علاوه بر بررسی اثر بحران ارزی بر روند تولید ناخالص داخلی اثر تعاملی بحران ارزی و سایر متغیرهای اقتصادی را نیز بر تولید ناخالص داخلی ارزیابی کند.

۳- مدل و داده

در این مطالعه به‌منظور بررسی اثر بحران ارزی بر تغییرات نرخ رشد اقتصادی از الگوی گوپتا و همکاران (۲۰۰۷) استفاده شده است. ابتدا رگرسیون مقطعی با استفاده از مشاهدات سال‌های بحران برآورد می‌شود، سپس از داده‌های پنلی برای سال‌های بحران و سال‌های غیر بحران برای برآورد مدل استفاده می‌شود. در این پژوهش، سال‌های بحران ارزی به روش مطالعه لاون و والنسیا[3] (۲۰۱۲) و بر اساس تعریف فرانکل و رز (۱۹۹۶) استخراج شده است. متغیرهای وابسته و توضیحی در هر دو مجموعه تخمین‌ها مشابه است با این تفاوت که به‌منظور آزمون این موضوع که آیا بحران بر رابطه بین متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته اثر می‌گذارد، در تخمین با استفاده از داده‌های

[1] Tavakoli and Sayyah (2014)
[2] Mehrara and Sarkhosh (2011)
[3] laeven and Valencia

پنلی، اثر تعاملی بحران و متغیرهای توضیحی نیز محاسبه می‌شود. به‌منظور آزمون مقطعی از مدل زیر استفاده می‌شود:

$$g_i = \alpha + \sum_k \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i, \qquad \varepsilon_i \approx N(0, \sigma_i^2), \quad i = 1,2,\dots,I \qquad (۱)$$

که در این مدل :

- g_{it}: تفاوت بین میانگین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سال وقوع بحران و یک سال پس از وقوع بحران ارزی و ۳ سال پیش از وقوع بحران ارزی است[۱]- این داده‌ها از پایگاه داده‌های صندوق بین‌المللی پول[۲] استخراج شده است.
- X_{kit}: برداری از متغیرهای مؤثر بر تغییرات GDP است که در مبانی نظری بدان اشاره شد، این متغیرها که داده‌های مربوط به آن‌ها از پایگاه داده‌های صندوق بین‌المللی پول استخراج شده است، شامل موارد زیر می‌باشد:
  - Ex growth: میانگین نرخ رشد صادرات در طول دوره بحران و یک سال پس از بحران؛
  - Capflow/GDP: جریان انباشته سرمایه خارجی به صورت درصدی از GDP؛
  - Longdebt: تغییرات در بدهی بلندمدت خارجی؛
  - Shortdebt: نسبت بدهی کوتاه‌مدت خارجی به ذخایر ارزی در دوره پیش از بحران ارزی؛

[۱] به منظور اطمینان از بررسی کامل اثر بحران ارزی بر GDP علاوه بر سال بحران، یک سال پس از بحران نیز مورد ارزیابی قرار گرفته است. روش‌های مختلفی برای آزمون اثر بحران بر GDP وجود دارد، راه ساده آن بررسی کاهش یا افزایش GDP در سال بحران است، راه دیگر محاسبه نرخ رشد GDP در دوره بحران است. اما هیچ‌کدام از این دو روش، دقیق نخواهد بود. زیرا بررسی تغییر در رفتار GDP باید با در نظر گرفتن برخی ویژگی‌های کشور در سال‌های پیش از بحران باشد. لذا انحراف نرخ رشد هر کشور از روند گذشته آن می‌تواند معیار مناسبی برای اندازه‌گیری تغییرات باشد. به این منظور میانگین نرخ رشد GDP در سال بحران و یک سال بعد از بحران با میانگین نرخ رشد GDP پیش از بحران مقایسه می‌شود. همبستگی تفاضل میانگین رشد در دوره‌های مختلف محاسبه و در جدول (پیوست-۱) گزارش شده است. به دلیل بالا بودن همبستگی $(g_{t,t+1} - g_{t-1,2,3})$ با سایر متغیرها، به عنوان متغیر وابسته انتخاب شده است.

[2] International Monetary Fund (IMF)

- twin crisis: متغیر مجازی برای سال‌هایی که بحران ارزی و بحران بانکی به طور هم‌زمان رخ داده است. متغیر مجازی برای بحران بانکی از مطالعه لاون و والنسیا (۲۰۱۲)[۱] برگرفته شده است؛
- bc_dum: متغیر مجازی شرایط چرخه تجاری در دوره قبل از بحران است و نسبت به میانگین نرخ رشد اقتصادی در دوره سه‌ساله پیش از بحران (G_{pre3}) به شرح زیر، مقادیر ۱، ۰ و ۱- به خود می‌گیرد:

$$\begin{cases} \text{if } G_{\text{pre3}} < 0 & \Longrightarrow bc_{\text{dum}} = -1 \\ \text{if } 0 < G_{\text{pre3}} < 3 & \Longrightarrow bc_{\text{dum}} = 0 \\ \text{if } G_{\text{pre3}} > 3 & \Longrightarrow bc_{\text{dum}} = 1 \end{cases}$$

- foreign asset: درصد ذخایر ارزی ازدست‌رفته طی سال بحران نسبت به سال قبل؛
- Money dev: درصد تغییر در عرضه پول گسترده طی سال بحران؛
- Interest dev: تغییر نرخ بهره واقعی بین سال بحران و سال پیش از بحران؛
- Gov debt: کسری بودجه دولت به صورت نسبتی از GDP در دوره پس از بحران؛
- kaopen: شاخص درجه باز بودن حساب سرمایه کشورها را نشان می‌دهد. این شاخص، براساس متغیرهای مجازی که محدودیت‌های مالی کشورها را نشان می‌دهد و توسط صندوق بین‌المللی پول منتشر می‌شود، محاسبه شده است. وجود نرخ‌های متعدد ارز، محدودیت‌های معاملات حساب جاری، محدودیت‌های مبادلات حساب سرمایه و ضرورت واگذاری بخشی از درآمدهای صادراتی به دولت، از متغیرهایی هستند که در محاسبه این شاخص از آن‌ها استفاده شده است. (منبع داده: چین و ایتو (۲۰۰۸))

[۱] برای سه سال اخیر طبق تعریف لاون و والنسیا (۲۰۱۲) بحران‌های بانکی کشورها شناسایی شده است. طبق این مطالعه در صورتی که حجم سپرده‌های بانک‌ها بیش از ۵٪ کاهش داشته باشد و یا وام‌های معوق‌بانک‌ها بیش از ۲۰٪ باشد، سیستم بانکی دچار بحران شده است.

به‌منظور پاسخ به این سؤال که آیا روابط به دست آمده در تخمین داده‌های مقطعی صرفاً در سال‌های بحران معتبر هستند و یا در سال‌های غیر بحرانی نیز وجود دارد، با استفاده از داده‌های پنلی مدل زیر برآورد می‌شود:

$$g_{it} = \alpha_i + \sum_k \beta_k X_{kit} + \sum_k \gamma_k (X_{kit} \times Cris_{it}) + \varepsilon_{it} \ , \quad \varepsilon_i \approx N(0, \sigma_i^2) \qquad (۲)$$

دوره زمانی مورد بررسی در این پژوهش ۱۹۷۰ – ۲۰۱۶ است و نمونه آماری شامل تمام کشورهای جهان می‌باشد بدیهی است که به دلیل در دسترس نبودن اطلاعات آماری، برخی از کشورها از نمونه حذف شده است.[۱] مدل با استفاده از نرم‌افزار آماری STATA 14 و با روش حداقل مربعات معمولی (OLS[۲]) برای مشاهدات مقطعی و حداقل مربعات تعمیم‌یافته پانلی(PGLS[۳]) برای داده‌های پنلی برآورد شده است.

۴- تخمین الگو

نتایج تخمین مدل برای مشاهدات مقطعی در جدول (۱) گزارش شده است. در انتهای جدول (۱)، نتایج آزمون ناهمسانی واریانس وایت[۴] گزارش شده است که با توجه به مقدار آماره و سطح احتمال آن، وجود ناهمسانی واریانس در نتایج تأیید می‌شود. با وجود ناهمسانی واریانس، ضرایب حاصل از روش OLS، اگرچه همچنان بدون تورش و سازگار باقی خواهد ماند، ولی به صورت مجانبی کارآمد نخواهد بود. برای حل این مشکل، وایت روشی را پیشنهاد می‌کند که در برابر مشکل ناهمسانی واریانس مقاوم است. در این مطالعه، برای اطمینان از صحت استنتاجات انجام شده بر اساس روش OLS الگوی تحقیق یک بار دیگر به روش وایت تخمین زده شده است که نتایج به دست آمده کاملاً مشابه تخمین OLS بوده و نشان‌دهنده صحت نتیجه‌گیری‌های حاصل از روش OLS می‌باشد.

[۱] فهرست کشورها در جدول پیوست ارائه شده است

[2] Ordinary Least Square
[3] Panel Generalised Least Squares
[4] White Heteroscedasticity Test

جدول (۱): نتایج برآورد مدل به روش حداقل مربعات معمولی(OLS)

متغیر	ضریب	احتمال
Export growth	۰/۰۶۶۲	۰/۰۰۱*
Cap flow/GDP	۰/۰۳۴۹	۰/۱۲۳
Long external debt/ growth	-۰/۰۰۰۱	۰/۴۶۲
Short ex debt	۰/۰۰۰۱	۰/۹۱۶
Twin	-۲/۹۰۰۳	۰/۰۰۸*
Capflow×kaopen	-۰/۰۵۶۱	۰/۰۸۳***
kaopen	-۱/۸۰۳۱	۰/۰۳۵**
bc_dum	-۳/۵۶۹۵	۰/۰۰۰*
Net foreign asset dev	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۴*
Money dev	-۰/۰۰۱۳	۰/۰۱۵**
Interest dev	۰/۰۰۲۸	۰/۳۰۵
Government debt	۰/۰۰۳۳	۰/۵۷۰
_cons	۰/۶۳۰۵	۰/۱۲۰
White Heteroscedasticity Test	۱۶۵/۰۴	۰/۰۰۰

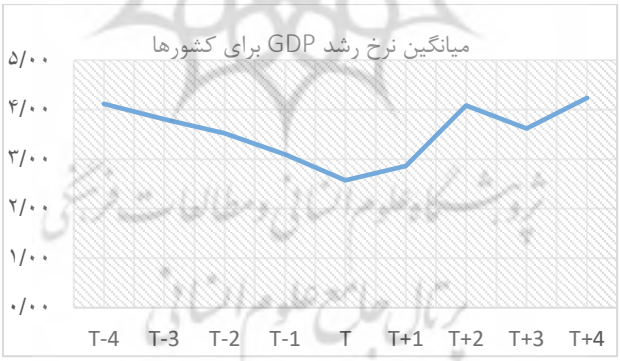
منبع: محاسبات تحقیق

*، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری ضرایب متغیرها در سطح اطمینان ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

بر اساس نتایج جدول (۱) رشد صادرات (Export growth) و خالص دارایی‌های خارجی (Net foreign asset dev) اثر مثبت و معنی‌دار بر میانگین نرخ رشد اقتصادی در دوره پس از بحران دارند و حاکی از آن است افزایش صادرات پس از وقوع بحران ارزی می‌تواند نقش مؤثری در کاهش آثار منفی بحران ارزی داشته باشد. هم‌زمانی بحران ارزی با بحران بانکی که با متغیر twin نشان داده شده است اثر منفی قابل‌توجهی بر میانگین نرخ رشد GDP در دوره پس از بحران دارد. آزادی سرمایه از یک‌سو باعث افزایش بهره‌وری به دلیل اثرات سرریز ورود تکنولوژی‌های برتر در قالب سرمایه‌گذاری خارجی می‌شود و اثر مثبت بر رشد تولید داشته و از سوی دیگر خروج ناگهانی سرمایه در هنگام وقوع بحران را تسهیل نموده و اثر منفی بر رشد تولید دارد. بر اساس نتایج رگرسیون مطالعه و مشابه مطالعه گوپتا و همکاران (۲۰۱۲) اثر دوم در نمونه مورد مطالعه قوی‌تر بوده و K_open کاهش نرخ رشد GDP را پس از وقوع بحران تشدید می‌کند. همچنین اثر تعاملی آزادی سرمایه و جریان ورودی سرمایه منفی است و حاکی

از آن است که بالا بودن جریان انباشته سرمایه اثر منفی آزادی سرمایه بر شکاف رشد ایجاد شده ناشی از خروج سرمایه ارزی را کاهش می‌دهد. ضریب منفی و معنی‌دار bc_dum نشان می‌دهد که بازیابی رشد اقتصادی بعد از بحران ارزی، در دوره‌های رونق کمتر از دوره‌های عادی و در دوره‌های عادی کمتر از دوره‌های رکود است که با توجه به وجود ظرفیت‌های خالی تولید در دوران رکود این نتیجه قابل پذیرش است. ضریب منفی و معنی‌دار تغییرات عرضه پول (Money dev) حاکی از آن است که افزایش نقدینگی موجب تشدید اثر منفی بحران ارزی بر میانگین رشد GDP پس از وقوع بحران می‌شود. متغیرهای جریان انباشته سرمایه خارجی، تغییرات نرخ بهره، بدهی دولت، بدهی‌های خارجی کوتاه‌مدت و بلندمدت معنی‌دار نمی‌باشد.

پیش از تخمین مدل با استفاده از داده‌های پانل، روند نرخ رشد GDP برای کشورهایی که دچار بحران ارزی شده‌اند برای سال بحران و چهار سال قبل و بعد از بحران در نمودار ۱ نشان داده شده است. طبق این نمودار روند کاهشی نرخ رشد GDP قبل از وقوع بحران ارزی شروع شده و در سال بروز بحران (T) به کمترین میزان خود می‌رسد و از سال (T+1) روند افزایشی آن شروع شده و ادامه می‌یابد.



نمودار (۱): میانگین نرخ رشد GDP برای سال وقوع بحران و چهار سال قبل و بعد بحران

در ادامه به‌منظور برآورد مدل با استفاده از داده‌های پانل، ابتدا باید آزمون‌های معمول مورد استفاده در این نوع داده معرفی و نتایج آن تحلیل شود، نتایج این آزمون‌ها در جدول (۲) گزارش شده است. طبق آزمون F لیمر، داده‌ها از نوع داده‌های تابلویی

هستند. آزمون هاسمن[1] نیز روش تخمین اثرات ثابت را تأیید می‌کند. به‌منظور آزمون همسانی واریانس از آزمون نسبت درستنمایی (LR TEST)[2] استفاده شده است که طبق نتایج به دست آمده، وجود همسانی واریانس رد می‌شود. به‌منظور آزمون خودهمبستگی[3] از آزمون وولدریج[4] (۲۰۰۲) استفاده می‌شود که نتایج حاکی از وجود همبستگی جملات اخلال می‌باشد. با توجه به وجود همزمان ناهمسانی واریانس پانلی و هم‌چنین خودهمبستگی سریالی در داده‌های تحقیق، روش ایده‌ال تخمین روشی است که برای مشاهدات با تغییرپذیری بیشتر، وزن کمتری نسبت به مشاهدات با تغییرپذیری کمتر قائل شود. روش مربعات تعمیم‌یافته پانلی(PGLS[5]) دارای این ویژگی بوده و تفاوت‌ها را به طور دقیق مورد توجه قرار می‌دهد و در آن ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی مرتبه اول رفع می‌شود.

جدول (۲): نتایج پیش‌آزمون‌ها

آزمون	آماره آزمون	احتمال
F لیمر	F= ۳/۳۲	۰/۰۰۰۰
هاسمن	$۲۹۸\chi^2$ =/۴۶	۰/۰۰۰۰
نسبت درستنمایی	$۲۴۲۸۴\chi^2$ =/۴۰	۰/۰۰۰۰
وولدریج	F= ۱۰/۵۶۶	۰/۰۰۶۳

منبع: محاسبات تحقیق

آزمون ریشه واحد نیز یکی از معمول‌ترین آزمون‌هایی است که برای تشخیص مانایی فرایند مورد استفاده قرار می‌گیرد. در صورت مانا نبودن متغیرهای مدل، احتمال ایجاد رگرسیون ساختگی وجود دارد. برای آزمون ریشه واحد داده‌های پانل آزمون‌های مختلفی همچون لوین، لین و چو[6]، آزمون ایم، پسران و شین[7] و آزمون فیشر[8] پیشنهاد

[1] Hausman Test
[2] Likelihood Ratio Test
[3] Autocorrelation
[4] Wooldrige
[5] Panel Generalised Least Squares
[6] Levin, Lin & Cho
[7] Im, Pesaran and Shin
[8] Fisher

شده است که باید حداقل یک مورد از آن‌ها مورد استفاده قرار گیرد. در این آزمون‌ها روند بررسی مانایی به این صورت است که با رد H_0 عدم مانایی رد می‌شود و پذیرفته شدن فرض مقابل به معنی مانا بودن متغیر می‌باشد. ازآنجاکه داده‌های مورد استفاده در این مطالعه پنل نامتوازن می‌باشد روش فیشر برای آزمون مانایی متغیرها به کار گرفته شده است. همان‌گونه که در جدول (۳) ملاحظه می‌شود تمام متغیرها به‌جز متغیر جریان انباشته سرمایه خارجی در سطح مانا هستند. به‌منظور رفع مشکلات ناشی از ریشه واحد متغیر جریان انباشته سرمایه خارجی از تفاضل آن استفاده شده است.

جدول شماره ۳: نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	آماره P فیشر	آماره z فیشر	آماره L فیشر
g	۱۶۱۷/۷۶	-۲۸/۵۳	-۳۴/۶۴
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
Export growth	۴۷۱۲/۲۳	-۶۰/۴۱	-۱۰۶/۱۲
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
Cap flow/GDP	۲۴۳/۴۵	۰/۸۲	۰/۷۲
	(۰/۹۹۹۵)	(۰/۷۹۲۸)	(۰/۷۶۴۲)
D.Cap flow/GDP	۲۸۱۸/۵۹	-۴۱/۸۴	-۶۱/۳۴
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
Long external debt/ growth	۱۵۸۷/۰۳۵	-۳۲/۱۰۰۳	-۴۸/۷۷۹
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
Short ex debt	۹۱۷/۸۸	-۱۹/۴۱	-۲۳/۳۲
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
Twin	۸۷۷/۱۷	-۲۷/۵۲	-۵۱/۷۸
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
Capflow×kaopen	۴۲۹/۸۲	-۵/۷۹	-۶/۰۲
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
kaopen	۷۸۱/۴۵	-۶/۲۴	-۱۱/۹۴
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
bc_dum	۱۱۶۷/۵۲	-۲۱/۱۶	-۲۴/۷۴
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)

Net foreign asset dev	۳۸۵۲/۳۱	-۴۷/۵۱	-۸۳/۰۶
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
Money dev	۹۵۰۰/۸۳	-۹۲/۶۴	-۲۱۸/۴۰
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
Interest dev	۸۶۲۸/۸۵	-۸۶/۹۹	-۱۹۴/۳۵
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
Government debt	۶۸۱/۳۳	-۱۳/۳۴	-۱۶/۶۳
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
Export growth×crisis	۴۸۸۶/۸۹	-۶۴/۷۶	-۱۲۱/۰۷
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
(Cap flow/GDP) ×crisis	۱۶۴۸/۳۲	-۳۰/۹۸	-۳۸/۲۴
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
Lexdebt×crisis	۱۸۲۸/۴۳	-۳۷/۳۷	-۶۱/۲
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
Shexdebt×crisis	۱۷۱۹/۶۵	-۳۴/۴۴	-۴۶/۹۶
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
(Capflow×kaopen) ×crisis	۴۹۸۰/۷۷	-۶۵/۱۷	-۱۲۱/۹۳
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
kaopen×crisis	۱۶۹۳/۷۰	-۳۲/۶۱	-۴۰/۷۱
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
bc_dum×crisis	۴۸۲۸/۱۶	-۶۴/۰۹	-۱۱۹/۱۴
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
Netfo asset dev ×crisis	۵۳۷۰/۸۹	-۶۷/۷۴	-۱۲۶/۵۸
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
Money dev×crisis	۵۱۴۶/۰۷	-۶۶/۳۱	-۱۲۴/۰۴
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
Interest dev×crisis	۴۹۴۰/۲۹	-۶۴/۸۳	-۱۲۲/۳۹
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
Government debt×crisis	۲۴۱۱/۶۴	-۴۵/۲۶	-۸۴/۵۶
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج برآورد مدل در جدول ۴ (ستون دوم) گزارش شده است، همان‌گونه که پیش‌تر نیز اشاره شد علاوه بر بررسی اثر متغیرهای مختلف بر تغییرات میانگین نرخ رشد GDP، اثر تعاملی این متغیرها با بحران ارزی نیز بررسی شده است. طبق نتایج به دست آمده جریان انباشته سه‌ساله سرمایه خارجی اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد GDP در دوره‌های بعد دارد. بحران هم‌زمان ارزی و بانکی که اصطلاحاً بحران دوقلو[1] (twin) نامیده می‌شود اثر منفی و معنی‌دار بر رشد GDP دارد. مثبت و معنی‌دار بودن اثر تعاملی جریان ورودی سرمایه و آزادی حساب سرمایه حاکی از آن است که باز بودن حساب سرمایه اثر مثبت جریان ورودی سرمایه خارجی را افزایش می‌دهد. میزان باز بودن حساب سرمایه اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد GDP دارد. سایر متغیرها مانند رشد صادرات، بدهی‌های خارجی کوتاه‌مدت و بلندمدت، تغییرات موجودی دارایی‌های خارجی،تغییرات نقدینگی، نرخ بهره و بدهی‌های دولت اثر معنی‌داری بر رشد GDP ندارد. اما ضریب معنی‌دار و مثبت اثر تعاملی بحران ارزی و رشد صادرات نشان می‌دهد که رشد صادرات در دوره بحران، آثار منفی بحران ارزی بر GDP را کاهش می‌دهد. اثر تعاملی بحران ارزی و آزادی حساب سرمایه نیز حاکی از آن است که آزادی حساب سرمایه اثر منفی بحران ارزی را تشدید می‌کند. سایر متغیرها اثر معنی‌داری بر رشد GDP ندارد.

جدول (۴): نتایج برآورد مدل به روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته پانلی (PGLS)

متغیر	مدل (۱)	مدل (۲)
Export growth	۰/۰۰۰۳	۰/۰۸۷
	(۰/۳۷۷)	(۰/۰۰۰)*
D.Cap flow/GDP	۰/۱۰۷۱	۰/۰۶۱
	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۸)
Long external debt/ growth	-۲/۹×۱۰ ^-۵	-۴/۹×۱۰ ^-۵
	(۰/۲۷۹)	(۰/۰۴۵)**
Short ex debt	-۳/۳×۱۰ ^-۶	-۳/۱×۱۰ ^-۴
	(۰/۵۶۷)	(۰/۵۰۳)
Twin	-۲/۳۲۰۷	-۱/۱۴
	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۵۹)**

[1] Twin crisis

D.Capflow×kaopen	۰/۰۱۰۵	-۰/۰۱۶
	(۰/۰۸۱)**	(۰/۵۴۰)
Kaopen	-۰/۵۳۸۷	۰/۲۴۰۶
	(۰/۰۰۴)*	(۰/۲۹۴)
bc_dum	-۲/۸۸۱۷	-۲/۹۸
	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*
Net foreign asset dev	-۲/۳×۱۰ ^-۱۵	-۴/۳×۱۰ ^-۱۵
	(۰/۴۵۱)	(۰/۴۱۴)
Money dev	۰/۰۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۷
	(۰/۶۷۶)	(۰/۰۲۳)**
Interest dev	۰/۰۰۳۵	-۰/۰۲۴
	(۰/۳۱۵)	(۰/۰۰۲)*
Government debt	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۱۹
	(۰/۰۱۹)	(۰/۰۰۰)
Export growth×crisis	۰/۰۴۷۱	۰/۰۷۲۴
	(۰/۰۰۴)*	(۰/۰۰۰)*
(Cap flow/GDP) ×crisis	-۰/۰۰۳۶	-۰/۰۳۱
	(۰/۷۵۲)	(۰/۱۷۷)
Lexdebt×crisis	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۱۳
	(۰/۱۰۸)	(۰/۰۰۰)
Shexdebt×crisis	۰/۰۰۰۰۳	۳/۱×۱۰ ^-۵
	(۰/۸۱۰)	(۰/۹۱۷)
(Capflow×kaopen) ×crisis	۰/۰۰۳۲	۰/۰۱۸
	(۰/۸۸۲)	(۰/۶۲۱)
kaopen×crisis	-۰/۷۳۰۷	۰/۵۴۷
	(۰/۰۷۲)**	(۰/۴۱۴)
bc_dum×crisis	۰/۴۱۲۶	-۲/۹۳۷۰
	(۰/۱۶۰)	(۰/۰۰۰)*
Netfo asset dev ×crisis	-۱/۲×۱۰ ^-۱۵	-۲/۲×۱۰ ^-۱۵
	(۰/۹۲۹)	(۰/۸۴۱)
Money dev×crisis	۰/۰۰۱۰	-۰/۰۰۱
	(۰/۱۸۱)	(۰/۵۴۹)

Interest dev×crisis	۰/۰۰۳	۰/۰۳۴
	(۰/۰۹۶۹)	(۰/۱۸۱)
Government debt×crisis	۰/۰۰۰۹	-۰/۰۰۵۹
	(۰/۸۸۳)	(۰/۳۸۵)
cons	۱/۶۲۱	۱/۲۵۲
	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*

منبع: محاسبات تحقیق

* و ** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری ضرایب متغیرها در سطح اطمینان ۱٪ و ۵٪ می‌باشد.

به‌منظور بررسی استحکام نتایج، تخمین مدل برای نمونه شامل کشورهای دارای درآمد متوسط بالا تکرار شده است که نتایج آن در جدول ۴ (ستون سوم) گزارش شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، نتایج به دست آمده چندان تغییری نکرده است.

۵- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

این پژوهش اثر بحران ارزی بر پویایی‌های کوتاه‌مدت تولید ناخالص داخلی را در ۱۶۰ کشور طی دوره زمانی ۱۹۷۰ -۲۰۱۶ مورد بررسی و ارزیابی قرار داده است که طبق نتایج به دست آمده اثر منفی بحران ارزی بر تولیدناخالص داخلی در کوتاه‌مدت تأیید می‌شود. به‌منظور شناسایی عوامل تعدیل یا تشدیدکننده آثار بحران ارزی بر اقتصاد، برخی از متغیرهای اقتصادی که طبق ادبیات موجود، مؤثر بر تولید ناخالص داخلی در زمان بحران ارزی است وارد مدل شده است. طبق یافته‌ها متغیرهایی که نشان‌دهنده آزادی بازار سرمایه خارجی هستند از قبیل جریان سرمایه خارجی می‌توانند از عوامل تشدیدکننده اثر بحران ارزی بر تولیدناخالص داخلی در کوتاه‌مدت محسوب شوند. متغیرهایی که با سطح تجارت خارجی کشورها ارتباط مستقیم دارند مانند نرخ رشد صادرات از عوامل تعدیل کننده اثر بحران ارزی بر تولید ناخالص داخلی به شمار می‌آیند. ابزارهای پولی و مالی به کار گرفته شده پس از بحران ارزی نیز بر میزان اثرپذیری اقتصاد از بحران ارزی مؤثر هستند، افزایش نقدینگی و همچنین نرخ بهره از عوامل تشدیدکننده آثار بحران هستند.

با توجه به نتایج به دست آمده پیشنهاد می‌شود در زمان وقوع بحران ارزی سیاست‌های افزایش عرضه پول ملی و همچنین افزایش مخارج دولت اتخاذ نشود. همچنین تقویت رقابت‌پذیری بنگاه‌های داخلی و صادرات محور بودن تولیدات داخلی کشور نیز علاوه بر منافع درآمدی که برای کشور دارد می‌تواند در زمان بروز بحران ارزی یکی از اهرم‌های تعدیل اثرات منفی آن به شمار آید.

فهرست منابع

۱. توکلی، اکبر و محسن سیاح (۱۳۸۹)، توکلی و سیاح (۱۳۸۹)، تأثیر نوسانات نرخ ارز بر فعالیت‌های اقتصادی کشور؛ نشریه پول و اقتصاد، ۴، ۵۹-۷۷.

۲. عباسیان، عزت‌اله؛ مهدی مرادپور اولادی و نادر مهرگان (۱۳۹۱)، تأثیر عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی؛ تحقیقات اقتصادی، ۴۷(۱)، ۱۵۳-۱۶۹.

۳. مهرآرا، محسن و اکبر سرخوش (۱۳۸۹)، آثار غیرخطی متغیرهای کلان اقتصادی بر رشد اقتصادی با تأکید بر نرخ ارز؛ مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۵(۴)، ۲۰۱-۲۲۸.

4. Abbasian, E., Moradpour Auladi, M., Mehregan, N. (2012). The Effects of Real Exchange Rate Uncertainty on Economic Growth in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E-Eghtesadi)*, 47(1), 153-169. doi: 10.22059/jte.2012.24677 (In Persian).

5. Abiad, Abdul G., et al. "What's the damage? Medium-term output dynamics after banking crises." *IMF working papers* (2009): 1-37.

6. Basistha, Arabinda, and Sheida Teimouri. (2015). Currency crises and output dynamics. *Open Economies Review* 26.1: 139-153.

7. Calvo, Guillermo, A., (1998), .Capital Flows and Capital Market Crises: The Simple Economics of Sudden Stops., *Journal of Applied Economics*, November, Vol. 1, 35-54.

8. Calvo, Guillermo, A., and Carmen M. Reinhart, 1999, .When Capital Inflows Come to a Sudden Stop: Consequences and Policy Options, Mimeo, *University of Maryland.*

9. Chinn, Menzie D. and Hiro Ito. 2006."What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions," *Journal of Development Economics*, Volume 81, Issue 1, Pages 163-192 (October).

10. Edwards, S. (1989). Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment. *MIT Press* ,Cambridge, Massachusetts.

11. Frankel, J. A., and Rose, A. K. (1997). Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment. *Journal of International Economics*, 72 (2), 351-366.

12. Furceri, D., & Zdzienicka, A. (2012). Banking crises and short and medium term output losses in emerging and developing

countries: The role of structural and policy variables. *World Development*, *40*(12), 2369-2378.
13. Guellec, Dominique, and Bruno van Pottelsberghe de la Potterie, (2002), "R&D and Productivity Growth: Panel Data Analysis for 16 OECD Countries,*" OECD Economic Studies*, Vol. 2001, No. 2, pp. 128–63.
14. Gupta, P., Mishra, D. and Sahay, R. (2007). Behavior of output during currency crises .*Journal of International Economics*, 72 (2), 428-450.
15. Hong, Kiseok, and Aaron Tornell. "Recovery from a currency crisis: some stylized facts." *Journal of Development Economics* 76.1 (2005): 71-96.
16. Hutchison, M. M., and Noy, Ilan (2002). Output Costs of Currency Crisis and Balance of Payment Crises in Emerging Markets. *Comparative Economic Studies*, 44, 27.
17. Jovanovic, Branimir. (2012). How policy actions affect short-term post-crisis recovery?.
18. Kiyotaki, Nobuhiro, and John Moore, (1997), "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, Vol. 105 (April), pp. 211–48.
19. Krugman, P. (1979). A Model of Balance-of-Payments Crises. *Journal of Money, Credit and Banking*, 11 (3), 311-325.
20. Laeven, L. A., and Valencia, F. (2012). Systematic Banking Crises: A New Database .*IMF Working Paper* No. 08/224.
21. Laeven, L. A., and Valencia, F. V. (2010). Resolution of Banking Crises: The Good, the Bad, and the Ugly. *IMF Working Paper* No.10/146.
22. Mehrara, M., Sarkhosh, A. (2011). Nonlinear Effects of Macroeconomic Variables on Economic Activities with Emphasis on the Exchange Rate (The Case of Iran). *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 45(4), 201-228 (In Persian).
23. Mishkin, Frederic S., (1999), .Global Financial Instability: Framework, Events, Issues., *Journal of Economic Perspective*, Vol. 13, Number 4, pp. 3-20.
24. Milesi-Ferretti, Gian Maria, and Assaf Razin, 1998, "*Current Account Reversals and Currency Crises: Empirical Regularities*," NBER Working Paper No. 6620 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).

25. Morley, S (1992). On the effect of devaluation during stabilization programs in LDC's. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, Issue 1, pp.21-27. February.
26. Park, Yung Chul, and Jong-Wha Lee. (2003). Recovery and sustainability in East Asia. Managing currency crises in emerging markets. *University of Chicago Press*, 275-320.
27. Pilbeam, Keith (2013). "*International Finance*". 4th ed. (pp. 454-480). PALGRAVE MACMILLAN.
28. Pontines, V and R Siregar (2008): Fundamental pitfalls of exchange rate market pressurebased approaches to identification of currency crises, *International Review of Economics and Finance*, Vol. 17, pp. 345-365.
29. Smets, Frank, Kai Christoffel, Gunter Coenen, Roberto Motto and Massimo Rostagno (2010), DSGE models and their use at the ECB, *Journal of the Spanish Economic Association*, Volume 1, Numbers 1-2, Pages 51-65
30. Obstfeld, M. (1994). The Logic of Currency Crises. *Cahiers Economiques et Monetaires* ,43, 189 – 213.
31. Rodrik, Dani and Andres Velasco, 2000, .Short-Term Capital Flows., *NBER Working Paper*, W7364.
32. Tavakoli , A., Sayyah, M. (2010). The Impact of Exchange Rate Fluctuations on Economic Activities in Iran. *Journalof Monetary and Banking Research*, Issue 4 Pages 59-78 (In Persian).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول پ -۱: فهرست کشورها

آلبانی	کنگو	مجارستان	مولداوی	آفریقای جنوبی
الجزایر	کاستاریکا	ایسلند	مغولستان	اسپانیا
آنگولا	ساحل عاج	هندوستان	مراکش	سری لانکا
آرژانتین	کرواسی	اندونزی	موزامبیک	سودان
ارمنستان	چک	ایران	میانمار	سورینام
استرالیا	دانمارک	ایرلند	نامیبیا	سوازیلند
اتریش	جیبوتی	ایتالیا	نپال	سوئد
آذربایجان	دومینیکا	جامائیکا	هلند	سوریه
بنگلادش	جمهوری دومینیکن	ژاپن	نیوکالدونیا	سوئیس
بارباروس	اکوادور	اردن	نیوزیلند	تاجیکستان
بلاروس	مصر	قزاقستان	نیکاراگوئه	تانزانیا
بلژیک	السالوادور	کنیا	نیجر	تایلند
بلیز	گینه استوایی	کره جنوبی	نیجریه	توگو
بنین	اریتره	کویت	نروژ	ترینیداد و توباگو
بوتان	استونی	قرقیزستان	پاکستان	تونس
بولیوی	اتیوپی	لائوس	پاناما	ترکیه
بوسنی و هرزگوین	فیجی	لتونی	پاپوآ گینه نو	ترکمنستان
بوتسوانا	فنلاند	لبنان	پاراگوئه	اوگاندا
برزیل	فرانسه	لسوتو	پرو	اوکراین
برونئی	گابن	لیبریا	فیلیپین	انگلستان
بلغارستان	گامبیا	لیبی	لهستان	ایالات متحده
بورکینافاسو	گرجستان	لیتوانی	پرتغال	اروگوئه
بوروندی	آلمان	لوکزامبورگ	رومانی	ازبکستان
کامبوج	غنا	مقدونیه	روسیه	ونزوئلا
کامرون	یونان	ماداگاسکار	رواندا	ویتنام
کانادا	گرانادا	مالاوی	سائو توما و پرنسیپه	یمن
آفریقای مرکزی	گواتمالا	مالزی	سنگال	زامبیا
چاد	گینه	مالدیو	صربستان	زیمبابوه
شیلی	گینه بیسائو	مالزی	سیشل	
چین	گایانا	موریتانی	سیرا لئون	

کلمبیا	هائیتی	موریس	سنگاپور
کومور	هندوراس	مکزیک	اسلواکی
کنگو	هنگ کنگ	اسلوونی	

جدول پ-۲: همبستگی بین معیارهای مختلف اندازه‌گیری تغییرات GDP

	$g_{2,3}$	$g_{2,2}$	$g_{3,3}$
$*g_{2,3}$	۱.۰۰۰		
$**g_{2,2}$	۰.۹۲۸۶	۱.۰۰۰	
$***g_{3,3}$	۰.۹۱۸۱	۰.۸۵۲۲	۱.۰۰۰

*$g_{2,3}$= (میانگین نرخ رشد در سال t و t+1)-(میانگین نرخ رشد در سال t-2, t-1 و t-3)

**$g_{2,2}$=(میانگین نرخ رشد در سال t و t+1)-(میانگین نرخ رشد در سال t-2 وt-1)

***$g_{3,3}$= (میانگین نرخ رشد در سال t , t+1 و t+3)-(میانگین نرخ رشد در سال t-2, t-1 و t-3)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی