

تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر تولید ناخالص داخلی (مطالعه موردی ایران)

دکتر علیرضا کازرونی*
مجید فشاری**

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر تولید ناخالص داخلی ایران طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۶۷ با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی است. برای این کار، شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز با استفاده از مدل *GARCH* تخمین زده شده و از روش همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده شده است. نتایج ناشی از تخمین مدل حاکی از آن است که نرخ واقعی ارز و بی‌ثباتی آن، تأثیر منفی و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی ایران و متغیرهای رابطه مبادله و حجم نقدینگی واقعی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی داشته‌اند. نتایج بررسی استحکام مدل نیز گویای این است که در تمامی حالت‌های تخمین مدل، تأثیر منفی و معنی‌دار نرخ واقعی ارز و بی‌ثباتی آن بر تولید ناخالص داخلی حفظ شده و متغیر اثر متقابل بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و درجه بازبودن اقتصاد بر تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی و معنی‌دار داشته‌اند.

طبقه بندی *JEL*: C22:E41:F31

کلید واژه‌ها: ایران، بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، تولید ناخالص داخلی، مدل *GARCH*، رابطه مبادله.

ar.kazerooni@gmail.com

* عضو هیئت علمی گروه اقتصاد دانشگاه تبریز

** دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تبریز و عضو باشگاه پژوهشگران جوان واحد ارومیه

majid.feshari@gmail.com

تاریخ پذیرش

۹۰/۱۰/۴

تاریخ دریافت

۹۰/۵/۱

۱. مقدمه

نظام ارزی در ایران پیش و پس از انقلاب با تحولات زیادی روبه‌رو شده است. این نکته از بعد از انقلاب با یک نظام چند نرخ مشخص می‌شود که با مقررات ارزی و کنترل‌های مربوط به واردات همراه بوده، به گونه‌ای که این مسئله عواقب بسیار مهمی را برای اقتصاد و کارایی سیاست‌های اقتصادی داشته است. طی سال‌های پیش از انقلاب، به دلیل وجود درآمدهای نفتی بالا و عدم بروز بحران در تراز پرداخت‌ها، دولت توانسته بود در چارچوب نظام پولی برتون وودز، نرخ برابری ریال نسبت به سایر ارزهای خارجی و به ویژه دلار را تثبیت کند، اما از سال ۱۳۵۲ و با استقرار نظام ارزی شناور در برخی از کشورها و توقف نظام پولی برتون وودز، همچنین وابستگی ریال به دلار، سبب نوسانات شدید ریال در مقابل ارزهای دیگر و به ویژه دلار شد؛ بدین معنی که تغییرات دلار در مقابل ارزهای سایر کشورها که بخش عمده‌ای از تجارت ایران با آنها صورت می‌گرفت، بر حجم و قیمت صادرات و واردات کشور اثر چشمگیری گذاشت.

طی سال‌های پس از انقلاب نیز عواملی از قبیل ادامه وابستگی شدید کشور به درآمدهای حاصل از صدور نفت، فرار سرمایه‌ها، تورم، عوامل سیاسی و جنگ موجب شد تا ارزش ریال در مقابل ارزهای دیگر در بازار شدیداً کاهش یابد. بنابراین مشاهده می‌شود که طی سال‌های پس از انقلاب بنا به دلایل فوق نرخ ارز با نوسانات گسترده‌ای روبه‌رو بوده است. اما از همه مهم‌تر، این شدت نوسانات نرخ ارز می‌تواند به ایجاد فضای عدم اطمینان در اقتصاد منجر شود و متغیرهای کلان اقتصادی از جمله سرمایه‌گذاری داخلی، خارجی، تولید داخلی و سطح قیمت‌ها را تحت الشعاع قرار دهد و اثرات انقباضی بر تولید داشته باشد. لذا در این راستا، هدف اصلی در این مقاله، بررسی اثرات بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر تولید ناخالص داخلی ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۶۷ است. فرضیاتی که در این خصوص مورد آزمون قرار خواهند گرفت عبارت‌اند از بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و همچنین نرخ واقعی ارز تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی ایران دارند. بر این اساس، مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است:

در بخش دوم مقاله، مبانی نظری موضوع تبیین شده است؛ در بخش سوم، مطالعات

تجربی مرور می‌شود؛ بخش چهارم دربرگیرنده مدل تحقیق و تکنیک‌های تخمین است؛ بخش پنجم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری کلی اختصاص یافته و در بخش ششم نیز پیشنهادها و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

۲. مروری بر مبانی نظری موضوع

در این قسمت، نخست به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارزش بر سرمایه‌گذاری و تولید پرداخته و سپس تأثیر عوامل پولی و غیرپولی مؤثر بر تولید در چارچوب الگوی ادواردز (۱۹۸۶) تجزیه و تحلیل شده است.

تأثیر عمده بی‌ثباتی نرخ ارزش بر تولید از کانال سرمایه‌گذاری صورت می‌گیرد. در واقع، تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارزش بر سرمایه‌گذاری نامشخص و مبهم بوده و بستگی به فروض مربوط به درجه رقابت‌پذیری بازار داخلی، متقارن یا نامتقارن بودن هزینه‌های تعدیل سرمایه‌گذاری دارد. تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارزش بر تولید، تحت شرایط بازار رقابت کامل، خنثی بودن ریسک و هزینه‌های متقارن تعدیل سرمایه و مقعر بودن تابع سود قطعاً مثبت خواهد بود. براساس ویژگی مربوط به مقعر بودن تابع سود، اگر زیان‌های بالقوه برای سرمایه‌گذاری در شرایط مطلوب بیشتر از هزینه‌های بالقوه برای ظرفیت‌های مازاد در شرایط نامطلوب باشد، در آن صورت بنگاه‌ها زمانی که بی‌ثباتی نرخ واقعی ارزش بیشتر است به میزان بیشتری سرمایه‌گذاری خواهند نمود. اگر مفروضات مربوط به خنثی بودن ریسک و هزینه‌های متقارن تعدیل سرمایه در نظر گرفته نشود، رابطه مثبت بین بی‌ثباتی نرخ واقعی ارزش و تولید صادق نخواهد بود. بنابراین برای منفی بودن تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارزش بر سرمایه‌گذاری و تولید باید مفروضات مربوط به برگشت ناپذیری سرمایه، بازار رقابت ناقص و بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس را بپذیریم. لذا با در نظر گرفتن فرضیات ریسک‌گریزی در این چارچوب، جهت رابطه بین سرمایه‌گذاری و بی‌ثباتی نرخ واقعی ارزش قطعاً منفی خواهد بود.

از طرف دیگر، می‌توان تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارزش بر تولید را در قالب مدل زیر تحلیل نمود: برای سادگی بحث، مدلی را در حالت بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس و

تخصیص سرمایه انسانی بین بخش‌های مختلف در نظر می‌گیریم. فرض می‌کنیم که در اقتصاد دو بخش وجود داشته باشد: بخش خارجی^۱ که دارای تابع تولید با بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس بوده و بخش داخلی که دارای تابع تولید کاهنده نسبت به مقیاس است. علاوه بر این، فرض می‌شود که هر دو بخش نیز از نهاده‌ها و عوامل تولید یکسان و مشابه در تولید کالاها و خدمات استفاده می‌کنند، در آن صورت تنها تفاوت موجود بین دو بخش اقتصادی صرفاً در تابع تولید آنهاست. در این حالت دو نوع تابع تولید مختلف برای بخش‌ها در نظر گرفته شده که هر دو تابع پیوسته و دارای مشتق مرتبه دوم می‌باشد.

برخورداری تابع تولید بخش خارجی اقتصاد، تابع $f(x)$ از فرض بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس، فرض مناسبی به نظر می‌رسد، زیرا بخشی که دارای تابع تولید فزاینده نسبت به مقیاس است، اگر صرفاً به تولید کالاها و خدمات برای داخل کشور پردازد ممکن است دارای سودآوری نباشد. تابع $g(x)$ تابع تولید با بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس برای بخش داخلی اقتصاد و X نیز بردار نهاده‌ها و عوامل تولید به کار گرفته شده در تولید کالاها و خدمات است.

بر اساس فرض گراهام (۲۰۰۵)، اگر آزاد سازی تجاری در یک کشور معین منجر به تخصیص منابع عوامل تولید از بخش خارجی (بخش تحقیق و توسعه) به بخش داخلی (بخش با بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس) شود، در آن صورت آن کشور با اجرای سیاست آزاد سازی تجاری متضرر خواهد شد. در این بخش هدف نشان دادن چگونگی تخصیص منابع بین بخش‌های اقتصادی با در نظر گرفتن بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز است، لذا تحت این شرایط، صرفاً اثراتی که بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر تخصیص منابع و تولید خواهد گذاشت بحث خواهد شد. به منظور تعیین تخصیص بهینه منابع در اقتصاد، نتایج را برای یک بنگاه نمونه بحث و فرض می‌کنیم تنها محدودیت ممکن برای بنگاه مورد نظر ثابت بودن میزان منابع و امکانات موجود باشد. اگر برای سهولت بحث، هزینه‌های بنگاه نمونه را نادیده بگیریم در آن صورت تابع سود بنگاه به صورت زیر خواهد بود:

$$\Pi = p^* f(y) + pg(z - y) \quad (1)$$

۱. بخش خارجی به عنوان بخش تحقیق و توسعه در نظر گرفته شده است.

برای اینکه فرض ریسک‌گریزی تولید‌کننده نمونه را در نظر بگیریم، فرض می‌کنیم که تابع مطلوبیت بنگاه مورد نظر مقعر است. در رابطه (۱)، p^* قیمت هر واحد فروش محصول در بازارهای خارجی است که بر حسب واحد پول داخلی بیان می‌شود. همچنین فرض می‌شود که متغیر p^* یک متغیر تصادفی با توزیع نرمال است. متغیر Z گویای کل منابع و امکانات موجود و در دسترس بنگاه تولیدی است و همان‌طور که پیشتر نیز بیان شد فرض می‌شود که برای یک کشور ثابت است. برای تبیین چگونگی تخصیص منابع بین دو بخش خارجی و داخلی باید شرط $E(p^*) = p$ به مدد اضافه و فرض شود که ارزش انتظاری درآمد هر واحد فروش در هر دو بخش با یکدیگر برابر است. به عبارت دیگر، واریانس p^* برابر با مقدار ثابت σ^2 است. به منظور حداکثر سازی تابع مطلوبیت سود، تابع زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$U(\Pi) = -e^{-\lambda\Pi} \quad (2)$$

تابع مطلوبیتی که در مرحله بعد بهینه می‌شود به صورت زیر خواهد بود:

$$V(\Pi) = \mu_x \left(-\frac{1}{2}\right) \lambda \text{var}(\Pi) \quad (3)$$

در رابطه (۳) $V(\Pi)$ میزان سود بنگاه، $\mu_x = pf(y) + pg(z-y)$ و $\text{var}(\Pi) = f^2 \sigma^2$ است. با مشتق‌گیری مرتبه اول از رابطه (۳) نسبت به y داریم:

$$\begin{aligned} pf'(y) - pg'(z-y) - \lambda f(y)f'(y)\sigma^2 &= 0 \\ p - p(g'/f') &= \lambda f(y)\sigma^2 \\ (1 - (g'/f'))/f &= (\lambda\sigma^2)/p \end{aligned} \quad (4)$$

با حل رابطه (۴)، مقدار تعادلی y^* به دست می‌آید. y گویای کل منابع سرمایه‌گذاری شده در بخش با بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس است. عبارات سمت راست، کاملاً مستقل از y است. با افزایش بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز عبارات سمت راست افزایش می‌یابد، زیرا سمت راست رابطه (۴)، تابع فزاینده از σ^2 می‌باشد. برای نشان دادن اینکه چگونه سمت

۱. منظور از $\text{var}(\Pi)$ ، واریانس سود تولیدکننده است.

چپ رابطه (۴) با افزایش بی ثباتی نرخ واقعی ارز کاهش می یابد، کافی است از عبارات سمت چپ رابطه نسبت به λ مشتق مرتبه اول بگیریم.

$$(1 - (g'/f')/f) = 1/f - g'/(ff) = -f'/f^2 + g'/(ff) + g'/(ff)^2 (f''f + (f')^2) =$$

$$\underbrace{-f'/f^2 + g''/(ff) + (g'f'')/(ff)^2 + (g'(f')^2)/(ff)^2}_{(5)}$$

در رابطه (۵)، هر چهار عبارت سمت راست منفی است و نشان می دهد که با افزایش بی ثباتی نرخ واقعی ارز، λ کاهش می یابد. به عبارت دیگر، با افزایش بی ثباتی نرخ واقعی ارز، میزان سرمایه گذاری در بخش خارجی (بخش تحقیق و توسعه) کاهش می یابد و عدم کارایی در تخصیص منابع بین بخش های خارجی و داخلی ظاهر می شود و به تبع آن سطح تولید نیز کاهش می یابد (Bachetti & Iftikhar Hassan, 2005, pp.3-5).

علاوه بر تأثیر گذاری بی ثباتی نرخ واقعی ارز بر سطح تولید و رشد اقتصادی، بر اساس الگوی ادواردز (۱۹۸۶) متغیرهای پولی از قبیل حجم نقدینگی و متغیرهای غیر پولی مانند رابطه مبادله، درجه باز بودن اقتصاد و نرخ واقعی ارز می توانند بر سطح تولید مؤثر باشند. این رو می توان تغییرات تولید و فعالیت های اقتصادی را به تغییرات نرخ واقعی ارز، رابطه مبادله، حجم نقدینگی و درجه باز بودن اقتصاد نسبت داد. تنزل ارزش واقعی پول (افزایش نرخ واقعی ارز) می تواند تأثیر مثبت، منفی یا خنثی بر تولید داشته باشد. با توجه به رویکرد کشش^۱ و شرط مارشال لرنر^۲، در صورت بزرگتر از یک بودن مجموع کشش های صادرات و واردات، تنزل ارزش واقعی پول منجر به بهبود تراز بازرگانی و در نتیجه افزایش سطح تولید شده و در صورتی که مجموع این کشش ها کمتر از یک باشد، در آن صورت افزایش نرخ واقعی ارز آثار انقباضی بر سطح تولید و فعالیت های اقتصادی خواهد داشت. بنابراین اثر افزایش نرخ واقعی ارز بر تراز بازرگانی و تولید بستگی به میزان کشش های صادرات و واردات خواهد داشت.^۳

1. elasticity approach

2. Marshal- Lerner condition

۳. شایان ذکر است که آثار تنزل ارزش واقعی پول بر تراز بازرگانی و سطح تولید بر مبنای رویکرد جذب نیز قابل بحث است. برای مطالعه بیشتر در این زمینه نگاه کنید به (Bahamni Oskooee & Kandil (2007).

در مورد تأثیر رابطه مبادله بر سطح تولید می‌توان بیان کرد که با افزایش قیمت نسبی کالاهای صادراتی در مقایسه با کالاهای وارداتی، انگیزه تولید افزایش یافته که در نتیجه آن میزان فعالیت‌های اقتصادی و رشد اقتصادی بهبود می‌یابد. بنابراین به لحاظ نظری انتظار بر این است که افزایش رابطه مبادله توان تولید داخلی را تقویت نماید. از دیگر متغیرهای غیر پولی مؤثر بر سطح تولید، درجه بازبودن اقتصاد است. بر این اساس، چنانچه سهم کشورها از تجارت بین الملل پایین باشد، آنها به عنوان کشورهای کوچک در عرصه تجارت، پذیرنده قیمت‌های جهانی خواهند بود، به عبارت دیگر، قیمت‌های جهانی P^f برونزا بوده و اگر قیمت‌های جهانی بالا باشند، قیمت داخلی نیز در این کشورها افزایش خواهد یافت که در نتیجه آن بی‌ثباتی، نرخ واقعی ارز افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، با توجه به مباحث اقتصاد پولی^۱، با افزایش درجه باز بودن اقتصاد، قیمت‌های داخلی انعطاف‌پذیری بیشتری از خود نشان داده و کمتر تحت تأثیر شوک‌های حقیقی^۲ (شوک‌های طرف عرضه) قرار می‌گیرند. از این رو انتظار می‌رود تحت این شرایط درجه بازبودن اقتصاد دارای تأثیر مثبت بر سطح تولید باشد (Bahmani Oskooee and Kandil, 2007).

با توجه به مروری بر مبانی نظری موضوع می‌توان استنباط نمود که تغییرات نرخ واقعی ارز، رابطه مبادله، درجه بازبودن اقتصاد و حجم نقدینگی از مهم‌ترین عوامل پولی و غیر پولی مؤثر در تغییر سطح تولید و فعالیت‌های اقتصادی محسوب گردیده و لذا لازم است در تصریح مدل اقتصاد سنجی، علاوه بر تأثیرگذاری بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر میزان تولید در کشورهای در حال توسعه، تغییرات این عوامل را نیز ملحوظ نمود.

۳. مروری بر پیشینه تحقیق

۱.۳. مطالعات خارجی

در این قسمت به دلیل نبود مطالعات مربوط به تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر تولید، به مروری بر مطالعات مربوط به تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی پرداخته می‌شود.

1 . monetary economics

2 . real shocks

کوتانی و همکاران (۱۹۹۰) در بررسی خود تأثیر دو مقوله انحراف نرخ واقعی ارز از مقدار تعادلی و بی ثباتی نرخ واقعی ارز بر شاخص‌هایی نظیر سرمایه‌گذاری، صادرات و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه را برای سال‌های ۱۹۸۳-۱۹۹۰ مطالعه کردند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که هر دو مقوله بی ثباتی و انحراف نرخ واقعی ارز در کشورهای در حال توسعه اثر منفی بر سرمایه‌گذاری، صادرات و رشد اقتصادی داشته است. تارکان (۱۹۹۹) در مطالعه خود با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی به بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ واقعی ارز بر رشد اقتصادی ۲۱ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی طی سال‌های ۱۹۹۰-۱۹۷۱ پرداخته است. نتایج مطالعه آنان نشان می‌دهد که برای کل کشورهای مورد بررسی، تأثیر نااطمینانی نرخ واقعی ارز بر رشد اقتصادی در بلندمدت منفی بوده است. بلنی و گرین اوی (۲۰۰۱) در مطالعه خود با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی به بررسی تأثیر رابطه مبادله و بی ثباتی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی برای ۱۴ کشور جنوب صحرای آفریقا طی سال‌های ۱۹۹۵-۱۹۸۰ پرداخته‌اند. نتایج تخمین مدل به روش اثرات ثابت نشان می‌دهد که بی ثباتی نرخ واقعی ارز منجر به کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. همچنین سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی با بهبود رابطه مبادله و افزایش نرخ واقعی ارز افزایش می‌یابد. آزید و همکاران (۲۰۰۵) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی، به بررسی تأثیر بی ثباتی نرخ واقعی ارز بر رشد اقتصادی پاکستان طی سال‌های ۱۹۷۳-۲۰۰۳ پرداخته‌اند. نتایج بررسی آنان نشان می‌دهد که بین بی ثباتی نرخ واقعی ارز و رشد اقتصادی هیچگونه رابطه علی برقرار نبوده و صرفاً بین نرخ واقعی ارز و رشد اقتصادی رابطه علی یک طرفه از سوی نرخ واقعی ارز به رشد اقتصادی برقرار است. دی گروی و اشناابل (۲۰۰۵) در مطالعه خود با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی و تخمین زننده گشتاور تعمیم یافته^۱ به بررسی رابطه بی ثباتی نرخ واقعی ارز و رشد اقتصادی برای ۴۱ کشور اروپایی پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که رابطه منفی و معنی‌داری بین بی ثباتی نرخ واقعی ارز و رشد اقتصادی در این قیبل

1. generalized method of moment

کشورها برقرار می‌باشد. گوثرین و رویل (۲۰۰۶) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های تابلویی به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی ۱۴ کشور عضو اتحادیه اروپا طی سال‌های ۱۹۹۶-۱۹۸۰ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه گویای این است که اثرات متقابل درجه‌باز بودن تجارت و بی‌ثباتی نرخ واقعی تأثیر منفی و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی داشته است. اشنابل (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های ماهانه و تکنیک داده‌های تابلویی، به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اتحادیه اروپا و آسیای شرقی طی سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۹۴ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز موجب کاهش رشد اقتصادی در هر دو گروه کشورها می‌شود. بهمنی اسکویی و کندیل (۲۰۰۷) در مطالعه خود با بهره‌گیری از آزمون باند به بررسی تأثیر نوسانات نرخ واقعی ارز بر تولید ناخالص داخلی ایران طی سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۵۹ پرداخته‌اند. یافته‌های تجربی این مطالعه نشان می‌دهد که کاهش ارزش ریال در مقابل دلار در کوتاه مدت و بلند مدت دارای اثرات انبساطی بر رشد تولید است.

آراتیبل و همکاران (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز اسمی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اروپای مرکزی و شرقی طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۹۵ پرداخته‌اند. یافته‌های تجربی این مطالعه دلالت بر تأثیر منفی و معنی‌دار بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی است. آلیو (۲۰۰۹) با استفاده از روش همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و شوک‌های قیمت نفت بر رشد اقتصادی نیجریه طی سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۸۶ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و شوک‌های قیمت نفت در بلندمدت و کوتاه مدت دارای تأثیر منفی و نرخ واقعی ارز دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی در این کشور است. بریتو و همکاران (۲۰۱۱) با بهره‌گیری از رهیافت داده‌های تابلویی پویا و تخمین زنده گشتاور تعمیم یافته به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ مؤثر واقعی ارز بر رشد اقتصادی ۸۲ کشور توسعه یافته و در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۷۰ پرداخته‌اند. آنها در مطالعه خود به این نتیجه می‌رسند که بی‌ثباتی نرخ مؤثر

واقعی ارز دارای تأثیرگذاری منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی هر دو گروه از کشورهاست.

۲.۳. مطالعات داخلی

موسوی (۱۳۸۰) در مطالعه خود به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر تولیدات صنعتی استان فارس پرداخته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که انحراف نرخ واقعی ارز از مسیر تعادلی بلندمدت دارای تأثیر منفی بر تولیدات صنعتی استان فارس بوده، همچنین نوسانات نرخ ارز اثر منفی بر تولیدات صنعتی استان داشته است. حلافی و همکاران (۱۳۸۳) در مطالعه خود به بررسی انحراف نرخ واقعی ارز و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۴۰ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که انحراف نرخ واقعی ارز اثر منفی و نامطلوبی بر عملکرد اقتصاد کلان و رشد اقتصادی ایران داشته است. جلایی و خسروی (۱۳۸۵) در مطالعه خود به بررسی تأثیر انحراف نرخ واقعی ارز بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۳۸ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که بین انحراف نرخ واقعی ارز و رشد اقتصادی در کوتاه مدت رابطه مستقیم برقرار بوده، در حالی که در بلندمدت به دلیل آثار تورمی، انحراف نرخ واقعی ارز تأثیر منفی بر رشد اقتصادی ایران دارد. حلافی (۱۳۸۶) در مطالعه خود با استفاده از روش همجمعی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی تأثیر بی‌ثباتی و انحراف نرخ واقعی ارز بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۳۸ پرداخته است. نتایج تخمین مدل رشد اقتصادی نشان می‌دهد که بی‌ثباتی و انحراف نرخ واقعی ارز در تمامی مدل‌ها تأثیر منفی و رابطه مبادله تأثیرگذاری مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی ایران داشته است.

در جمع‌بندی مطالعات انجام شده می‌توان بیان کرد که در اغلب مطالعات تجربی تأثیر متغیرهای پولی و غیرپولی نظیر حجم نقدینگی، نرخ واقعی ارز، بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، رابطه مبادله و سرمایه‌گذاری بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند رشد اقتصادی و صادرات بررسی شده است. لذا با توجه به مبانی نظری موضوع و پیشینه مطالعات انجام شده، می‌توان

تولید ناخالص داخلی را تابعی از متغیرهای پولی نظیر حجم نقدینگی و غیرپولی مانند نرخ واقعی ارز، بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و رابطه مبادله در نظر گرفت. بررسی سابقه پژوهش در کشور نشان می‌دهد که تا کنون مطالعه‌ای پیرامون بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر تولید ناخالص داخلی ایران انجام نشده، از این رو انجام این پژوهش در اقتصاد ایران حائز اهمیت و دارای نوآوری است.

۴. معرفی و برآورد شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز

از آنجا که در بررسی اثر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر تولید ناخالص داخلی ابتدا باید به برآورد شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز پرداخته شود، لذا نخست به بررسی الگوی مربوط به بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز پرداخته و سپس مدل مربوط به رابطه تولید ناخالص داخلی با بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز ارائه می‌شود.

۱.۴. معرفی الگوی بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز

در مطالعات اخیر، بی‌ثباتی بر اساس مدل‌های سری زمانی که در آن واریانس شرطی از یک دوره به دوره دیگر تغییر می‌کند، اندازه‌گیری می‌شود. انواع مدل‌های GARCH برای به دست آوردن بی‌ثباتی در بسیاری از مطالعات اخیر استفاده شده است. در این مدل، واریانس شرطی بر اساس اطلاعات دوره قبل و خطای پیش‌بینی گذشته تغییر کرده و نشان دهنده بی‌ثباتی است.

ساده ترین مدل برای واریانس شرطی مدل ARCH(q) پیشنهاد شده توسط انگل بوده که در آن واریانس شرطی، میانگین وزنی مربع خطاهای پیش‌بینی گذشته است:

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2} \quad (6)$$

که در آن v_t فرایند نوفه سفید است.

معادله انگل توسط بولرسلو^۱ در سال ۱۹۸۶ به صورت زیر بسط داده شد:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (7)$$

که در آن h_t واریانس شرطی $\{\varepsilon_t\}$ است.

عمومی ترین شکل نوسان پذیری شرطی، $GARCH(1,1)$ به شکل زیر است:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (8)$$

برای مدل $GARCH(p, q)$ با مرتبه بالاتر، در صورتی واریانس شرطی به دست خواهد آمد که شرط زیر برقرار باشد:

$$1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i - \sum_{i=1}^p \beta_i > 0 \quad (9)$$

این نتیجه نشان می دهد واریانس شرطی فرایند خطا، ثابت نیست. همچنین برای بدست آوردن مناسب ترین مدل $ARCH$ یا $GARCH$ از معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز-بیزین (SBC) استفاده می شود (Enders, 2004, pp. ۱۳۵-۱۳۸).

در این مطالعه، به منظور برآورد شاخص بی ثباتی نرخ واقعی ارز^۲، ابتدا پایایی متغیر لگاریتم نرخ واقعی ارز بررسی شده، سپس با استفاده از مدل $ARIMA$ ^۳ رفتار نرخ واقعی ارز پیش بینی شده است. در مرحله بعد وجود یا عدم وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون های مربوطه بررسی و با توجه به وجود ناهمسانی واریانس در رفتار نرخ واقعی ارز، از مدل $GARCH$ برای تخمین شاخص بی ثباتی نرخ واقعی ارز استفاده می شود. پیش از تخمین مدل بی ثباتی نرخ واقعی ارز، ابتدا باید مدل اولیه ای برای نرخ واقعی ارز ارائه شود. با توجه به اینکه متغیر لگاریتم نرخ واقعی ارز با یک مرتبه تفاضل گیری پایا شده است لذا این متغیر با یک مرتبه تفاضل گیری در مدل $ARIMA$

1. Bollerslev

۲. شاخص بی ثباتی نرخ واقعی ارز گویای ریسک به همراه نوسانات شدید و پیش بینی نشده در رفتار نرخ واقعی ارز می باشد و در این مطالعه با VOL نمایش داده شده است.

3. Auto Regressive Integrated Moving Average

منظور می شود. بر اساس روش باکس-جنکینز بهترین مدلی که برای توصیف رفتار نرخ واقعی ارز به دست می آید^۱، به شرح جدول ۱ است:

جدول ۱. تخمین مدل ARIMA(0,1,8)

مقدار آماره t	ضریب	نام متغیر
-----	-----	$\Delta L R E R_t$
-۱/۳۳	-۰/۰۰۷	C
-۴/۱۶	-۰/۴۲	MA(8)

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج جدول ۱ نشان می دهد که ضریب میانگین متحرک مرتبه هشتم برابر با ۰/۴۲- و معنی دار است.

در مرحله بعد لازم است پایایی جمله اختلال حاصل از تخمین مدل ARIMA(0,1,8) بررسی شود. نتایج در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون پایایی جمله اختلال

مقدار آماره ADF در سطح و با عرض از مبدأ	نام متغیر
-۹/۹۱	e (جمله اختلال)
-۲/۹۰	مقدار بحرانی مک کینون در سطح معنی داری ۰/۰۵

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۲ می توان بیان کرد که برای جمله اختلال، مقدار آماره آزمون t از مقادیر بحرانی مک کینون در سطح معنی دار ۰/۰۵ بزرگ تر بوده و فرضیه صفر مبنی بر

۱. به دلیل بدیهی بودن مدل رفتاری نرخ ارز و استفاده مکرر در مطالعات داخلی از توضیح مفصل روش باکس جنکینز برای توصیف رفتار نرخ ارز واقعی خودداری شده است. برای مطالعه جزئیات بیشتر در مورد روش باکس-جنکینز به Enders (2004) مراجعه کنید.

ناپایایی جمله اختلال رد می‌شود. در مرحله بعد، باید وجود یا عدم وجود خود همبستگی بین اجزای جملات اختلال برای مدل ARIMA پیش بینی شده با استفاده از آزمون کلی خودهمبستگی^۱ بررسی شود. نتایج بررسی وجود خود همبستگی بین اجزای جملات اختلال در جدول ۳ ارائه شده است:

جدول ۳. نتایج آزمون خود همبستگی بین جملات اختلال

مقدار آماره آزمون LM	مقدار آماره آزمون F
۰/۲۹۱	۰/۲۸۵
ارزش احتمال (pv) (۰/۵۸)	ارزش احتمال (pv) (۰/۵۹)

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۳ می‌توان بیان کرد که با وارد نمودن میانگین متحرک مرتبه هشتم، خود همبستگی بین جملات اختلال رفع شده است، زیرا مقادیر آماره‌های آزمون F و LM به ترتیب برابر با ۰/۲۸۵ و ۰/۲۹۱ است که از مقادیر بحرانی کوچک‌ترند. لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین اجزای جملات اختلال در سطح معنی دار ۰/۰۵ رد نمی‌شود. مرحله بعدی در تخمین مدل GARCH برای بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، نشان دادن ناهمسانی واریانس در جملات اختلال معادله ARIMA برآورد شده می‌باشد. نتایج بررسی وجود یا عدم وجود ناهمسانی واریانس در جمله اختلال در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس بین جملات اختلال

مقدار آماره آزمون LM	مقدار آماره آزمون F
۹/۴۱	۵/۲۱
ارزش احتمال (pv) (۰/۰۰۹)	ارزش احتمال (pv) (۰/۰۰۷)

منبع: محاسبات تحقیق

1 . Serial Correlation LM Test

با توجه به نتایج جدول ۴ می‌توان بیان کرد که مقادیر آماره‌های آزمون F و LM به ترتیب برابر با ۵/۲۱ و ۹/۴۱ است که از مقدار بحرانی بزرگ‌تر می‌باشد. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس بین اجزای جملات اختلال در سطح معنی‌دار ۰/۰۵ رد می‌شود.

مرحله پایانی در تخمین شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، تخمین معادله واریانس شرطی جمله اختلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس می‌باشد. نتایج تخمین مدل در جدول ۵ ارائه شده است:

جدول ۵. تخمین مدل GARCH(1,0)

نام متغیر	ضریب	مقدار آماره t	ارزش احتمال
h_t	-----	-----	-----
C	۰/۰۰۱۶	۳/۷۵	۰/۰۰۰۲
ε_{t-1}^2	۰/۶۸	۲/۳۱	۰/۰۲۱

منبع: محاسبات تحقیق

مدل تخمین زده شده در جدول ۵، مدل GARCH(1,0) است که بر اساس معیار تعیین وقفه بهینه شوارتز - بیزین تخمین زده شده است. دلیل استفاده از معیار شوارتز - بیزین برای تعیین وقفه بهینه مدل GARCH حجم نمونه این مطالعه می‌باشد که کمتر از ۱۰۰ است. بنابراین در نمونه‌های با حجم پایین استفاده از ملاک تعیین شوارتز - بیزین برای تعیین وقفه بهینه مدل مناسب است. مدل تخمین زده شده شرط لازم و کافی برای مدل GARCH را بر اساس مبانی نظری و تئوریک آن تأمین می‌کند، زیرا شرط لازم برای اینکه مدل GARCH پایای ضعیف باشد این است که مجموع ضرایب مدل GARCH کوچک‌تر از یک باشد که در رابطه برآوردی نیز مجموع ضرایب برابر با ۰/۶۷ و کوچک‌تر از یک است. شرط کافی برای مدل GARCH این است که ضرایب عرض از مبدأ و واریانس شرطی جمله اختلال مثبت و معنی‌دار باشد که مدل تخمین زده شده این

شرط را نیز تأمین کرده است. بنابراین با توجه به تأمین شرایط لازم و کافی مدل GARCH(1,0)، نسبت به سایر مدل‌های دیگر مدل مناسبی است. جدول ۶ مناسب بودن مدل GARCH(1,0) را بر اساس معیار شوارتز-بیزین و معنی دار بودن ضرایب نشان می‌دهد:

جدول ۶. تعیین مدل مناسب GARCH بر اساس معنی دار بودن ضرایب و معیار شوارتز-بیزین

مدل GARCH(2,1)	مدل GARCH(1,2)	مدل GARCH(0,1)	مدل GARCH(1,0)	مدل GARCH(1,1)	مدل GARCH(p,q)
منفی و معنی دار نبودن ضریب ARCH(2)	منفی و معنی دار نبودن ضریب GARCH(1)	معنی دار نبودن ضریب عرض از مبدأ	مثبت و معنی دار بودن ضرایب عرض از مبدأ و ARCH(1)	معنی دار نبودن ضریب ARCH(1)	معنی دار بودن ضرایب
-۲/۵۲	-۲/۵۹	-۲/۵۴	-۲/۶۱	-۲/۵۷	معیار شوارتز- بیزین

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۶ نشان می‌دهد که بر اساس معنی دار بودن ضرایب و معیار تعیین شوارتز-بیزین مدل GARCH(1,0) نسبت به سایر مدل‌های دیگر مدل مناسبی است.

۲.۴. تصریح مدل و تخمین رابطه تولید ناخالص داخلی با بی ثباتی نرخ واقعی ارز
بر اساس مبانی نظری برگرفته از الگوی ادواردز (۱۹۸۶) و پیشینه مطالعات تجربی نظیر مطالعه آیزید و همکاران (۲۰۰۵)، گوئرین و رویل (۲۰۰۶) و آلیو (۲۰۱۱) مدل مورد استفاده در این مطالعه به صورت زیر تصریح می‌شود^۱:

$$LRGDP_t = \beta_1 + \beta_2 LRRER + \beta_3 VOL + \beta_4 LRM2 + \beta_5 LTOT + \varepsilon_t \quad (10)$$

در رابطه (۱۰) به ترتیب $LRGDP$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶^۲.

۱. دلیل استفاده مدل به صورت لگاریتمی این است که آزمون‌های غیر آشیانه‌ای، استفاده از شکل تبعی لگاریتمی مدل را تأیید می‌کنند.

۲. در این مطالعه از آمار و اطلاعات تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ که توسط حساب‌های ملی بانک مرکزی و پس از تعدیل فصلی گزارش گردیده استفاده شده است.

$LRER$: لگاریتم نرخ واقعی ارز بوده که از حاصلضرب نرخ بازار غیر رسمی ارز (دلار بر حسب ریال)^۱ در نسبت شاخص قیمتی تولید کننده کشور آمریکا^۲ به شاخص قیمتی مصرف کننده در ایران بدست آمده است. فرمول محاسباتی این متغیر به صورت زیر است:

$$RER = ER \times \left(\frac{PPI_{US}}{CPI_{IR}} \right) \quad (11)$$

$LTOT$: لگاریتم رابطه مبادله تهاتری به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ است که به صورت $TOT = \frac{PEX}{PIM}$ تعریف می‌شود. در این رابطه PEX ، شاخص قیمت کالاهای صادراتی و PIM ، شاخص قیمت کالاهای وارداتی است.

VOL شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز است که مبین ریسک به همراه نوسانات شدید پیش بینی نشده در نرخ واقعی ارز می‌باشد. در این مطالعه این شاخص با استفاده از مدل $GARCH$ ^۳ تخمین زده شده است.^۴

$LRM2$ لگاریتم حجم نقدینگی واقعی بخش خصوصی می‌باشد که برابر است با $\left(\frac{M_2}{P} \right)$.

ε_t نیز جمله اختلال مدل فوق است.

۱. دلیل استفاده از نرخ ارز بازار غیر رسمی به جای نرخ ارز رسمی در محاسبه نرخ واقعی ارز این است که برابری مجموعه تحولات پولی، مالی و تجاری به نحوی در بازار موازی ارز انعکاس می‌یابد. علاوه بر این، بازار غیر رسمی در مقایسه با بازار رسمی برای تنظیم، تدوین و اعمال سیاست‌های اقتصادی از مزیت نسبی بهره‌مند است.

۲. دلیل استفاده از شاخص قیمتی تولید کننده به جای شاخص قیمتی مصرف کننده آمریکا این است که این شاخص، کالاها و خدمات تجاری بیشتری را در مقایسه با شاخص بهای مصرف کننده آمریکا دربرمی‌گیرد.

۳. دلیل استفاده از مدل $GARCH$ جهت تخمین شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز این است که این مدل نسبت به سایر روش‌های تخمین شاخص بی‌ثباتی نظیر استفاده از روش میانگین متحرک برای محاسبه انحراف معیار نرخ واقعی ارز، واریانس شرطی جمله اختلال را طی زمان در نظر گرفته و حالت پویاتری به مدل می‌بخشد.

۴. چگونگی تخمین شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز (VOL) با استفاده از مدل $GARCH$ در بخش چهارم مقاله توضیح داده شده است.

برای تخمین مدل (۱۰) از روش همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس استفاده شده است. در این روش ابتدا مرتبه پایایی متغیرهای مدل بررسی و سپس مرتبه بهینه مدل VAR با استفاده از ملاک‌های آزمون AIC و SBC تعیین می‌شود. در مرحله بعد تعداد بردارهای همجمعی با توجه به الگوهای (۱) بدون عرض از مبدأ و روند زمانی، (۲) با عرض از مبدأ و بدون روند، مدل (۳)، با عرض از مبدأ خطی و بدون روند، (۴)، با عرض از مبدأ و روند خطی و (۵) با عرض از مبدأ و روند زمانی درجه دو تعیین می‌شود. پس از تعیین تعداد بردارهای همجمعی با استفاده از آماره‌های آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه، لازم است بردار بهینه که متناسب با تئوری‌های اقتصادی است انتخاب و به تناسب آن الگوی تصحیح خطای برداری تخمین زده شود. نتایج بررسی پایایی متغیرهای مدل با استفاده از آماره‌های آزمون ADF و PP در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون پایایی متغیرهای مدل

آماره آزمون PP		آماره آزمون ADF		نام متغیر
یک مرتبه تفاضل گیری و با عرض از مبدأ	سطح و با عرض از مبدأ و روند زمانی	یک مرتبه تفاضل گیری و با عرض از مبدأ	در سطح و با عرض از مبدأ و روند زمانی	
-۹/۴۹	-۲/۳۴	-۹/۴۹	-۲/۲۲	LRER
-۱۴/۰۶	-۲/۸۳	-۵/۸۸	-۱/۹۲	LRM2
-----	-----**	-----*	-۳/۴۸	LRGDP
-۸/۵۲	-۱/۲۴	-۸/۵۱	-۱/۳۹	LTOT
-۹/۲۹	-۲/۹۲	-۷/۳۵	-۳/۰۳	VOL

مقدار بحرانی مک کینون در سطح معنی داری ۵٪ با عرض از مبدأ (-۳.۴۸)

مقدار بحرانی مک کینون در سطح معنی داری ۵٪ با عرض از مبدأ و روند (-۲.۹۰)

* اگر متغیر در سطح و با لحاظ عرض از مبدأ و روند زمانی پایا شود نیازی به بررسی پایایی متغیر با یک مرتبه تفاضل گیری نمی‌باشد.

** با توجه به اینکه متغیر LRGDP با استفاده از آماره آزمون ADF در سطح پایاست، نیازی به بررسی پایایی متغیر با استفاده از آماره آزمون PP نیست.

نتایج حاصل از پایایی متغیرها با استفاده از آماره دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس-پرون حاکی از آن است که متغیرهای لگاریتم حجم نقدینگی واقعی، لگاریتم رابطه مبادله، لگاریتم نرخ واقعی ارز و شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز با یک مرتبه تفاضل گیری پایا گردیده و متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی پایا با روند زمانی می‌باشد. در مرحله بعد مرتبه بهینه مدل VAR با توجه به حجم نمونه که کمتر از ۱۰۰ است از طریق ملاک آزمون شوارتز - بیزین تعیین شده است. نتایج تعیین وقفه‌های بهینه مدل VAR در جدول ۸ ارائه شده است.

جدول ۸. نتایج تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مدل VAR

تعداد وقفه	مقدار شوارتز - بیزین (SBC)
۳	-۱۵/۵۲
۲	-۱۶/۴۹
۱	-۱۶/۷۲
۰	-۶/۹۹

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول ۸ نشان می‌دهد که وقفه بهینه مدل VAR با توجه به معیار شوارتز بیزین یک است.

در مرحله بعد با استفاده از روش همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس^۱ و آماره‌های آزمون ماتریس اثر و حداکثر مقادیر ویژه وجود یا عدم وجود بردار یا بردارهای همجمعی بین متغیرهای مدل بررسی شده و سپس بردار بهینه و متناسب با تئوری‌های اقتصادی از بین تعداد بردارهای همجمعی انتخاب می‌شود. نتایج حاصل از آماره آزمون حداکثر مقادیر

۱. دلیل استفاده از روش همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس نسبت به سایر روش‌های همجمعی و از جمله ARDL این است که این روش بیش از یک بردار همجمعی بین متغیرهای مدل را در نظر گرفته و در صورت استفاده از این روش تخمین زنده‌ها دارای کارایی مجانبی خواهند بود

ویژه^۱ و ماتریس اثر^۲ وجود یک بردار همجمعی بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کنند. شایان ذکر است که با توجه به آزمون هر یک از ۵ الگوی اشاره شده در فوق، الگوی سوم یعنی مدل با عرض از مبدأ خطی و بدون روند زمانی مناسب تشخیص داده شد. نتایج حاصل از وجود بردارهای همجمعی با استفاده از روش حداکثر مقادیر ویژه و ماتریس اثر در جدول‌های ۹ و ۱۰ نشان داده شده است:

جدول ۹. آزمون حداکثر مقادیر ویژه ($\lambda \max$)

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
$r=0$	$r=1$	۴۰/۲۷	۳۳/۸۸	۰/۰۰۷۵
$r=1$	$r=2$	۲۲/۶۶	۲۷/۵۸	۰/۱۸۸۴

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۱۰. آزمون ماتریس اثر ($\lambda trace$)

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
$r=0$	$r \geq 1$	۸۶/۵۷	۶۱/۸۲	۰/۰۰۴۳
$r \leq 1$	$r \geq 2$	۴۱/۲۹	۴۷/۸۶	۰/۱۷۹۵

منبع: محاسبات تحقیق

در مرحله بعد بردار نرمالیزه شده نسبت به متغیر درون‌زای اول که در این مطالعه LGDP است انتخاب می‌شود. این بردار بایستی از نظر علامت ضرایب متناسب با تئوری‌های اقتصادی باشد، و همچنین ضرایب بردار از لحاظ آماری معنی‌دار باشد. بردار بهینه انتخاب شده به صورت زیر است:

جدول ۱۱. نتایج تخمین بردار همجمعی

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t**
LGDP*	۱	-----	-----
LRER	-۰/۱۱	۰/۰۳۱	-۳/۳۳
VOL	-۰/۳۳	۰/۱۴۸	-۲/۲۵
LRM2	۰/۱۴	۰/۰۰۴	۳۳/۱۴
LTOT	۰/۱	۰/۰۲۰	۴/۷۱

* بردار همجمعی نسبت به متغیر LGDP نرمالیزه شده است.

** با توجه به اینکه روش جوهانسن - جوسیلیوس ارزش احتمال را نشان نمی‌دهد لذا برای معنی دار بودن ضرایب متغیرهای توضیحی از مقدار آماره t استفاده شده است.

با توجه به بردار بهینه انتخاب شده، ملاحظه می‌شود که کشش مربوط به متغیر نرخ واقعی ارز منفی و از لحاظ آماری معنی دار است، زیرا مقدار آماره آزمون t برای این متغیر برابر با (-۳/۳۳) است. ضریب متغیر شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز نیز منفی و معنی دار و مقدار آماره t نیز برابر با (-۲/۲۵) است. کشش متغیرهای رابطه مبادله و حجم نقدینگی واقعی بخش خصوصی نیز مثبت و معنی دار بوده طوری که با افزایش یک درصد در حجم نقدینگی واقعی، سطح تولید به میزان ۰/۱۴ افزایش می‌یابد. در مرحله بعد برای بررسی سرعت تعدیل خطای تعادل کوتاه مدت به سمت مقدار تعادلی بلندمدت، مدل تصحیح خطای برداری به صورت زیر تخمین زده شده است:

جدول ۱۲. نتایج تخمین مدل تصحیح خطا

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t
$\Delta LGDP_t$	-----	-----	-----
C	۰/۰۱۲	۰/۰۰۵	۲/۳۸
ecm (-1)	-۰/۸۲	۰/۱۵۷	-۵/۱۵
$F = ۲.۹۶$ و $R^2 = ۰.۱۹$ ، $R^2 = ۰.۲۹$			

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول ۱۲، می‌توان بیان کرد که سرعت تعدیل خطای کوتاه مدت به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت در حدود -۰/۸۲ و معنی دار است که حاکی از سرعت بالای

تعدیل به سمت مقدار تعادلی بلندمدت است. علاوه بر این، معنادار بودن ضریب تعدیل (۰/۸۲-) نشان می‌دهد که ارتباط علی بلندمدت بین متغیرها وجود دارد یعنی تولید ناخالص داخلی تابعی از بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز است که این ارتباط در بلندمدت به صورت منفی است. در مرحله بعد استحکام مدل تحقیق در ۳ حالت بررسی می‌شود. در حالت اول، متغیر لگاریتم حجم نقدینگی واقعی از مدل حذف و متغیر لگاریتم درجه بازبودن تجارت^۱ به مدل اضافه می‌شود. در حالت دوم، متغیر حجم نقدینگی واقعی از مدل حذف شده و متغیر اثرات تقاطعی^۲ بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و درجه بازبودن تجارت به مدل اضافه می‌شود. در حالت سوم نیز دوره زمانی مورد مطالعه برای مدل اصلی تحقیق (رابطه ۱۰) به سال‌های ۱:۱۳۶۹-۱۳۸۴:۱ تعدیل می‌شود. نتایج تخمین مدل در جدول ۱۳ ارائه شده است:

جدول ۱۳. نتایج تخمین مدل در قسمت بررسی استحکام مدل

نام متغیر	حالت اول	حالت دوم	حالت سوم
LGDP	۱	۱	۱
LRER	-۰/۴۴ (-۶/۰۶)	-۰/۶۴ (-۱۱/۱۳)	-۰/۱۲ (-۲/۸۴)
VOL	-۰/۶۷ (-۲/۱۶)	-۴۷/۰۲ (-۱۲/۳۷)	-۰/۴۶ (-۲/۸۱)
Lopen	۰/۵۸ (۳۲/۸۳)	-----	-----
LTOT	۰/۳۷ (۱۳/۲۹)	۰/۳۸ (۸/۵۲)	۰/۰۷ (۲/۶۴)
VOL*Lopen	-----	-۱۳/۳۷ (-۱۲/۴۳)	-----
LRM2	-----	-----	۰/۱۳ (۲۴/۵۶)

عبارات داخل پرانتز مقادیر آماره t را نشان می‌دهند.

۱. درجه بازبودن تجارت به صورت نسبت مجموع حجم تجارت به تولید ناخالص داخلی تعریف شده و مرتبه پایایی این متغیر بر اساس هر دو آماره آزمون ADF و PP صفر است.
۲. اثرات تقاطعی بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و درجه بازبودن تجارت به صورت VOL*Lopen تعریف شده و مرتبه پایایی این متغیر بر اساس هر دو آماره آزمون ADF و PP یک است.

بر اساس نتایج جدول ۱۳، می‌توان بیان کرد که در تمامی حالت‌های بررسی استحکام مدل بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز دارای تأثیر منفی و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی ایران است و متغیر نرخ واقعی ارز نیز تأثیر منفی و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی دارد. علاوه بر این، متغیر درجه بازبودن تجارت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی داشته است. متغیر اثرات تقاطعی درجه بازبودن تجارت و بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی است، اما به لحاظ قدر مطلق ضریب این متغیر در حالت دوم نسبت به ضریب بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز کمتر می‌باشد که نشان می‌دهد در حضور درجه بازبودن تجارت بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز کاسته شده است. تأثیر متغیر رابطه مبادله نیز در تمامی حالت‌های بررسی استحکام مدل مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد با بهبود رابطه مبادله و افزایش قیمت کالاهای صادراتی، درآمدهای صادراتی افزایش یافته که این امر به نوبه خود منجر به افزایش سطح تولید شده است.

در مرحله بعد با توجه به وجود رابطه بلندمدت در تمامی حالت‌های بررسی استحکام مدل، مدل تصحیح خطای برداری تخمین زده می‌شود. نتایج در جدول ۱۴ آورده شده است.

جدول ۱۴. نتایج تخمین مدل تصحیح خطا در حالت‌های بررسی استحکام مدل

نام متغیر	حالت اول	حالت دوم	حالت سوم
$\Delta LGDP_t$	-----	-----	-----
C	۰/۰۱۶ (۱/۵۲)	۰/۰۱۲ (۲/۵۷)	۰/۰۱۲ (۲/۳۸)
$ecm(-1)$	-۰/۷۵ (-۴/۰۵)	-۰/۱۹ (-۲/۴۲)	-۰/۳۱ (-۳/۰۴)

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول ۱۴، می‌توان بیان کرد که در تمامی حالت‌های بررسی استحکام مدل، ضریب جمله تصحیح خطا منفی و معنی‌دار بوده که نشان می‌دهد رابطه علی

بلندمدت بین متغیرها برقرار است. به عبارت دیگر، تولید ناخالص داخلی تابعی از بی ثباتی نرخ واقعی ارز می باشد که این رابطه در بلندمدت منفی است.

۵. جمع بندی و نتیجه کلی

از موضوعات مهم اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و به ویژه ایران، مطالعه تأثیر بی ثباتی نرخ واقعی ارز بر تولید ناخالص داخلی است. در تحقیق حاضر، این فرضیه ها که بی ثباتی نرخ واقعی ارز و همچنین نرخ واقعی ارز دارای تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی ایران است مورد آزمون قرار گرفت.

برای این منظور، ابتدا شاخص بی ثباتی نرخ واقعی ارز با استفاده از مدل خودرگرسیون تعمیم یافته تحت شرایط ناهمسانی واریانس تخمین زده شد و سپس مدل مربوط به رابطه تولید ناخالص داخلی و بی ثباتی نرخ واقعی ارز با استفاده از روش همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس تخمین زده شد. نتایج حاصل از تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل گویای این است که شاخص بی ثباتی نرخ واقعی ارز دارای تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی است. تأثیر منفی بی ثباتی نرخ واقعی ارز بر تولید، با مبانی نظری تحقیق که به تأثیر منفی بی ثباتی نرخ واقعی ارز بر تولید ناخالص داخلی تأکید داشته، همسو بوده و همچنین با مطالعات تجربی خارجی و داخلی نظیر مطالعات کوتانی، کاوالو و خان (۱۹۹۰)، تارکان (۱۹۹۹)، اشنابل (۲۰۰۷)، آلیو (۲۰۰۹)، بریتو و همکاران (۲۰۱۱)، موسوی (۱۳۸۰) و حلافی (۱۳۸۶) سازگار است. تأثیر منفی بی ثباتی نرخ واقعی ارز بر تولید ناخالص داخلی ناشی از این است که بی ثباتی در نرخ واقعی ارز با به وجود آوردن فضایی بی ثبات و نامطمئن در اقتصاد و همچنین با ایجاد شرایط نامطمئن و متزلزل در زمینه سود ناشی از مبادلات بین المللی، سبب کاهش تجارت و همچنین کم تحرکی جریان سرمایه از طریق کاهش سرمایه گذاری در فعالیتهای خارجی و به هم خوردن سبب دارایی های مالی و کاهش سطح تولید می شود.

همچنین کشش تولید ناخالص داخلی نسبت به نرخ واقعی ارز در تمامی حالت های تخمین مدل منفی و معنی دار است که نشان می دهد با افزایش نرخ واقعی ارز و تضعیف

پول داخلی، تولید ناخالص داخلی کاسته می‌شود؛ دلیل این امر می‌تواند ناشی از وابسته بودن تولید و به ویژه تولیدات بخش صنعت به واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای باشد که با افزایش نرخ واقعی ارز، هزینه کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای افزایش یافته و واردات کاهش می‌یابد که این نیز به نوبه خود منجر به کاهش تولید می‌شود. از طرف دیگر، افزایش حجم نقدینگی بخش خصوصی باعث افزایش سطح تولید شده است که از تأثیر حجم نقدینگی بر میزان سرمایه‌گذاری و تقاضای کل نشأت می‌گیرد. به عبارت دیگر، افزایش حجم نقدینگی واقعی از طریق گسترش سطح تسهیلات و اعتبارات موجب کاهش نرخ بهره و افزایش سرمایه‌گذاری و تولید می‌شود که این رابطه مبین تأثیر مثبت حجم نقدینگی واقعی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران و به ویژه تولید ناخالص داخلی است. متغیر رابطه مبادله نیز در تمامی حالت‌های تخمین مدل، تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی داشته است. به عبارت دیگر، با بهبود رابطه مبادله و افزایش قیمت کالاهای صادراتی و یا کاهش قیمت کالاهای وارداتی سطح تولید افزایش یافته است که می‌تواند یا از طرف تقاضا و افزایش درآمدهای صادراتی یا از طرف عرضه و از طریق افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای منجر به افزایش تولید شود.

۶. پیشنهادها و ارائه توصیه‌های سیاستی

با توجه به نتایج حاصل از این مطالعه، پیشنهادها و توصیه‌های سیاستی زیر برای سیاستگذاران اقتصادی ارائه می‌شود:

۱. با توجه به تأثیر منفی شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر تولید ناخالص داخلی، توصیه می‌شود که سیاستگذاران اقتصادی با رعایت انضباط در اجرای سیاست‌های مالی و پولی، موجبات کاهش بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز را فراهم نمایند.

۲. با توجه به تأثیر منفی نرخ واقعی ارز بر تولید ناخالص داخلی توصیه می‌شود که مقامات پولی و ارزی کشور با اجرای سیاست‌های پولی و مالی مناسب، مانع از تنزل ارزش پول داخلی شوند.

۳. با توجه به تأثیر مثبت حجم نقدینگی واقعی بر سطح تولید، توصیه می‌شود سیاستگذاران

و برنامه ریزان اقتصادی از طریق گسترش تسهیلات و اعتبارات و همچنین اصلاح ساختار بازار سرمایه، موجبات افزایش سرمایه گذاری و سطح تولید را فراهم نمایند. ۴. از آنجا که در این تحقیق، رابطه مبادله بر سطح تولید تأثیر مثبت داشته است، لذا به سیاستگذاران اقتصادی پیشنهاد می شود با اجرای سیاست های مناسب موجبات بهبود و تقویت رابطه مبادله را فراهم نمایند.

۷. منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی سال های ۱۳۶۷-۱۳۸۷.

جلایی، سید عبدالمجید و عاطف خسروی (۱۳۸۵)، "انحراف از مسیر تعادلی نرخ حقیقی ارز و تأثیر آن بر رشد اقتصادی ایران" پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، سال ششم، شماره بیستم.

حلافی، حمیدرضا؛ علیرضا اقبالی و ریحانه گسگری (۱۳۸۳)، "انحراف نرخ ارز واقعی و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران"، فصلنامه پژوهش های اقتصادی، ص ۱۸۷-۱۶۷.

حلافی، حمیدرضا (۱۳۸۶)، "نرخ واقعی ارز و رشد اقتصادی ایران"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۹.

موسوی، سید محمد هادی (۱۳۸۰)، بررسی اثر بی ثباتی نرخ ارز بر تولیدات صنعتی استان فارس، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم سیاسی و اقتصادی، دانشگاه شهید بهشتی.

نوفروستی، محمد (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، انتشارات مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

Aliyu, R. (2009), "Impact of Oil Price Shock and Exchange Rate Volatility on Economic Growth in Nigeria: An Empirical Investigation", *MPRA Paper*, No.16319, pp.1-21.

Arratibel, O., Furceri, D., Martin, R. and Durand, A.Z. (2009), "The Effect of Nominal Exchange Rate Volatility on Real Macroeconomic

- Performance in the CEE Countries", *Documents De Travel Working Papers*, pp.1-27.
- Azid, T., Jamil, M. and Kousar, A. (2005), "Impact of Exchange Rate Volatility on Growth and Economic Performance: A Case Study of Pakistan", *The Pakistan Development Review*, Vol.4, pp.749-775.
- Bahmani Oskooee, M. and Kandil, M. (2007), Exchange Rate Fluctuations and Output In Oil-producing Countries: The Case of Iran, *IMF Working Paper*, PP.1-34.
- Becchetti, L. and Iftekhhar, H. (2005), *Impact on Real Exchange Rate Volatility, Institutional Quality and Growth for MENA Countries*, United Nations University, No.73, pp.1-29.
- Bleaney, M. and Greenaway, D. (2001), The Impact of Terms of Trade and Real Exchange Rate Volatility on Investment and Growth in Sub-Saharan Africa", *Journal of Development Economics*, Vol.65, p.p.491-500.
- Brito, M.H., Vieira, F.V., Silva, C.G. and Bottecchia, L.C. (2011), "Growth and Exchange Rate Volatility: a Panel Data Analysis", *Federal University of Uberlândia, Brazil*, PP.1-25.
- Cottani, J., Cavallo, F. and Khan, S. (1990), "Real Exchange Rate Behavior and Economic Performance in LDC", *Journal of Economic Development and Cultural Chang*, Vol. 39.,No.1, pp.61-76.
- De Grauwe, P. and Schnabl, G. (2005), Exchange Rate Regime and Performance in Central and Eastern Europe", *Cesifo Working Paper*, No.1182, pp.481-499.
- Edwards, S. (1986), "Are Devaluation Contractionary", *The Review of Economics and Statistics*. Vol .68, pp.501-508
- Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, University of Alabama.
- Graham, F.D. (2005), "Some Aspects of Prediction Further Considered", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.37, pp.199-227.
- Guerin, J.L.and Revil, A.L. (2006), *Exchange Rate Volatility and Growth*, University of Amiens, PP.1-15.
- International Monetary Fund, *International Fainancial Statistics (2007) CD Rom*.

Schnabl, G. (2007), "Exchange Rate Volatility and Growth in Small Open Economies at the EMU Periphery", *European Central Bank Working Paper*, No.773, pp.1-47.