



بررسی تاثیر تکانه‌های داخلی و خارجی بر تراز تجاری کشور ایران در دوران رکود و رونق اقتصادی، تحت مدل تغییر رژیم سوئیچینگ

عادل کریمی^۱

فرزین اربابی^۲

منیژه هادی نژاد دارسرا^۳

خشایار سیدشکری^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۲/۰۶

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۱۰/۰۶

چکیده

مطالعه حاضر بدنبال بررسی تاثیر تکانه‌های داخلی و خارجی بر تراز تجاری کشور ایران در دوران رکود و رونق اقتصادی می‌باشد. برای این منظور با استفاده از مدل چرخشی و تغییر رژیم مارکوف سوئیچینگ اثر متغیرهای مطالعه طی بازه زمانی ۱۹۹۰ تا سال ۲۰۲۱ مورد بررسی واقع می‌گردد. مطابق نتایج تخمین مدل؛ تکانه‌های منفی نرخ ارز، قیمت نفت، نقدینگی، تورم، نرخ سود تسهیلات و تحریم اقتصادی در دوران رکود اثر منفی بر تراز تجاری دارند. همچنین تکانه‌های مثبت نرخ ارز، قیمت نفت و حجم نقدینگی در رژیم رونق اثر مثبت بر تراز تجاری دارند. مطابق نتایج، تحولات ساختاری در اقتصاد، تحریم، سیاست‌های اقتصادی دولت، تراز تجاری را تحت‌تأثیر قرار داده است. اثر منفی تکانه‌های منفی قیمت نفت و نرخ ارز در دوران رکود بر تراز تجاری کاملاً با انتظارات تجربی و تئوری اقتصادی سازگار است. بطوریکه میزان مواجهه اقتصاد با دوران رکود برای بازه زمانی مورد بررسی در تحقیق حاضر ۱۶ دوره در مقابل ۱۵ دوره رونق می‌باشد. باتوجه به پیامدهای گسترده تغییر تکانه‌های داخلی و خارجی بر عملکرد اقتصاد ایران، مدیریت تکانه‌ها بسیار حائز اهمیت است. این امر در شرایط کنونی اقتصاد کشور به‌ویژه با افزایش تحریم‌های اقتصادی، جهش نرخ غیررسمی ارز در بازار آزاد اهمیت بیشتری یافته است.

واژه‌های کلیدی: تکانه‌های داخلی، تکانه‌های خارجی، تراز تجاری، مدل تغییر رژیم مارکوف سوئیچینگ.

طبقه بندی JEL: C24، E52، G12، G32، G19.

۱ گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران adel.karimi@iau.ir

۲ گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول). f.arbabi@iau.ac.ir

۳ گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، Man.hadinejad@iau.ac.ir

۴ گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، 0062488831@iau.ir



۱- مقدمه

در دنیای امروز گسترش روابط اقتصادی کشورها در ورای مرزهای جغرافیایی بگونه‌ای است که اقتصاد بین‌الملل ارتباط تنگاتنگی با جریان‌های اقتصادی داخلی دارد. لذا در عرصه تحقیقات و مطالعات اقتصادی، شاخه اقتصاد بین‌الملل از اهمیت ویژه‌ای برخوردار شده است. تراز تجاری یک کشور بعد روابط اقتصادی بین‌الملل کشور را با سایر کشورهای جهان نشان می‌دهد (فاغبیمی و همکاران^۱، ۲۰۲۲). تراز تجاری نشانه‌ای از موقعیت تجارت خارجی کشور، موقعیت کشور به‌عنوان یک قرض‌دهنده یا قرض‌گیرنده و بالاخره موقعیت تغییرات در موجودی ارزی و طلای کشور است. کسری مداوم تراز پرداخت‌های اکثر کشورهای در حال توسعه و اثرات نامطلوب آن بر اقتصاد داخلی، توجه بسیاری از سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان را به اتخاذ انواع سیاست‌های اقتصادی جهت برطرف کردن کسری تراز تجاری جلب نموده است (فورسون و همکاران^۲، ۲۰۲۲). در این بین شرایط موجود از جمله فعالیت‌های اقتصادی، تکنولوژی و ساختار بازار میزان موفقیت این سیاست‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد. یکی از ابزارهای سیاستی برای برطرف نمودن کسری تراز تجاری، کاهش ارزش پول داخلی (افزایش نرخ ارز) می‌باشد. نرخ واقعی ارز در هر کشور بدون شک از شاخص‌های اساسی و بنیادین در تعیین درجه رقابت بین‌المللی و تبیین وضعیت داخلی آن کشور به شمار می‌رود. آشفتگی و نوسان در عملکرد این شاخص از یک طرف مبین عدم تعادل در اقتصاد و از سوی دیگر علت بی‌ثباتی بیشتر محسوب می‌شود و عواقب زیانباری به همراه خواهد داشت. تغییر بافت‌های تولید و سرمایه‌گذاری، تغییر وضعیت بازارهای داخلی و خارجی، تحت تاثیر قرار گرفتن بخش تجارت خارجی (صادرات و واردات) همه می‌توانند از این عواقب بی‌شمار باشند (بهمنی اسکویی و هاروی^۳، ۲۰۱۱). مطالعات به‌عمل آمده در کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد که تغییرات تعدیل نشده در متغیرهای ساختاری به همراه سیاست‌های ناسازگار پولی و مالی دولت‌ها موجب بروز فاصله بین نرخ واقعی ارز تحقق یافته از مقادیر تعادلی آن می‌گردد (حباناباکیزه^۴، ۲۰۲۰). در این میان کشورهای صادرکننده نفت از جمله ایران تکیه‌ی زیاد به درآمدهای نفتی داشته و برای فرار از این وضعیت در تلاشند تا هر چه بیشتر به صادرات غیر نفتی و درآمد حاصل از آن تکیه نمایند. لذا تراز تجاری غیر نفتی چنین کشورهایی در مراحل اولیه با کسری مواجه بوده و توصیه اکثر صاحب‌نظران اقتصادی تلاش برای افزایش صادرات غیرنفتی می‌باشد. از اینرو نرخ ارز می‌تواند جایگاه اقتصادی مهمی در ارتباط با تراز تجاری غیرنفتی، صادرات غیر نفتی و واردات داشته باشد. بطوریکه هر افزایش یا کاهش نرخ ارز قدرت رقابت کشور را در سطح جهانی تحت تاثیر قرار می‌دهد. عبارتی نرخ ارز نقشی دوگانه در اقتصاد یک کشور دارد، افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) قدرت رقابت کشور را در بازارهای خارجی بهبود می‌بخشد و باعث توسعه صادرات کشور می‌گردد و در نتیجه تاثیر مثبت بر تراز بازرگانی خواهد داشت. همین امر می‌تواند در صورتی که امکان توسعه صادرات وجود نداشته باشد سبب افزایش سقف قیمت‌ها و در نتیجه تورم در کشور گردد. بنابراین در کشورهای در حال توسعه تغییرات نرخ ارز از حیث سیاست‌گذاری یکی از مهم‌ترین بحث‌های

^۱. Fagbemi et al.

^۲. Forson et al

^۳. Bahmani-Oskooee and Harvey

^۴. Habanabakize

دامنه‌دار محسوب می‌شود. در این کشورها، نرخ ارز تحت تاثیر شوک‌های داخلی و خارجی قرار می‌گیرد، بنابراین این شاخص دچار نوسانات بیشتری می‌باشد (آپانیسیل و همکاران^۱، ۲۰۲۰). نوسانات نرخ ارز، تقاضای کل اقتصاد را از طریق واردات، صادرات و تقاضای پول و همچنین عرضه اقتصاد را از کانال، هزینه کالاهای واسطه‌ای وارداتی تحت تاثیر قرار می‌دهد. بطور کلی در بازار کالاهای شوک‌های مثبت نرخ ارز (کاهش ارزش پول) باعث گران‌تر شدن کالاهای وارداتی و ارزانتر شدن کالاهای صادراتی شده، در نتیجه باعث افزایش تقاضا برای کالاهای داخلی خواهد شد. از طرف دیگر، با کاهش ارزش پول ملی، تقاضای نقدینگی بنگاه‌های اقتصادی افزایش یافته و از این‌رو موجب افزایش تقاضای پول می‌شود. در طرف عرضه می‌توان استدلال کرد که در کشورهای در حال توسعه شوک‌های مثبت نرخ ارز باعث افزایش هزینه وارداتی کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای و در نتیجه گران‌تر شدن واردات کالاهای واسطه‌ای شده و از این‌رو باعث افزایش هزینه‌های تولید می‌شود. مطابق ادبیات اقتصاد کلان درنهایت با انتقال به سمت چپ عرضه کل اقتصاد، تولید کاهش می‌یابد. لذا برآیند و اثر نهایی به میزان انتقال عرضه و تقاضای کل اقتصاد و نیز به شرایط اولیه اقتصاد بستگی خواهد داشت، که درنهایت بر میزان صادرات غیرنفتی و واردات موثر می‌باشد. بنابراین می‌توان عنوان کرد که بی‌ثباتی نرخ ارز به افزایش ناپایداری منجر می‌شود و از آن طریق به افزایش ریسک فعالیت‌های تجاری و نهایتاً به کاهش حجم تجارت می‌انجامد (سامبو و همکاران^۲، ۲۰۲۱).

معمولاً شوک‌های ارز که در اقتصادهای مانند ایران رخ می‌دهد، توسط سیستم‌های ارز خارجی و حضور عواملی مانند نفت کنترل می‌شود. که ریشه در سیاست‌های مالی و مالی دارد. لازم به ذکر است که یک سیاست نرخ ارز ثابت و کسری بودجه مزمن به افزایش بزرگی در تامین مالی برای تامین کسری بودجه در صورتی که سیاست‌های مالی اصلاح نشوند، منجر خواهد شد. رشد پول نیز منجر به تورم خواهد شد که در تناقض با حفظ ثبات نرخ ارز است. به همین دلیل، تداوم چنین سیاست‌هایی منجر به حملات نظری و در نتیجه نوسانات ارز خواهد شد. بسیاری از اقتصاددانان توافق دارند که محرک و علت ادوار تجاری می‌تواند شامل شوک‌های داخلی و خارجی در تقاضای مصرفی و سرمایه‌گذاری، تکانه یا شوک‌های تجاری مانند تغییر در قیمت نفت و یا شوک‌های تکنولوژی باشد، اما درباره اینکه کدام یک از شوک‌ها برای توصیف نوسانات و ادوار تجاری اهمیت بیشتری دارند، توافق ندارند. عبارتی توالی وقایعی که یک چرخه تجاری را تشکیل می‌دهند، شامل رونق، رکود بالا و پایین می‌باشد که می‌تواند در زمان، شدت و دامنه اثرگذاری متفاوت باشد. مهم است که دوره‌های رکود اقتصادی و شکوفایی شاخص‌ها در اقتصاد ایران و احتمال انتقال، ثبات، رکود و رونق رژیم‌های تجاری مشخص شود، که مطالعه حاضر به بررسی تاثیر تکانه‌های داخلی و خارجی بر تراز تجاری کشور ایران با استفاده از مدل تغییر رژیم مارکوف-سوئیچینگ که می‌تواند اثرات بحران و نوسانات را برای دوران رکود و رونق نشان دهد، می‌پردازد. همچنین در ادامه ساختار مقاله به این‌صورت تنظیم شده است که در بخش دوم مبانی نظری شامل تئوری‌های مطرح و نتایج مطالعات تجربی صورت گرفته در ارتباط با موضوع ارائه شده است. در بخش سوم مدل، روش تحقیق و آزمون‌های مورد استفاده بیان شده

¹. Apanisile and Oloba

². Sambo et al

است. بخش چهارم نیز به نتایج آزمون‌ها و برآورد مدل اختصاص یافته است. در بخش پنجم خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲- ادبیات موضوع

تجارت خارجی هر کشوری یکی از بخش‌های اصلی اقتصاد کشور است و می‌تواند نقش مهمی در تعیین سرنوشت و آینده کشور داشته باشد. با توجه به اینکه در کشورهای در حال توسعه، سرمایه کم‌تر متحرک است و حساب سرمایه تراز پرداخت‌ها از اهمیت کم‌تری برخوردار است، از این‌رو بیشتر توجه به حساب جاری تراز پرداخت‌ها معطوف شده است. به همین علت، تجارت کالا که بخشی از حساب جاری است، اساس اقتصاد ملی کشور است. اگر تجارت بین‌المللی کالا در یک کشور در سطح قابل‌توجهی نباشد، این کشور زمین را برای جذب سرمایه‌گذاری خارجی و ارائه خدمات در سطح بین‌المللی نخواهد داشت. از این‌رو، موازنه تجاری مهم‌ترین پارامتر در بخش خارجی اقتصاد بوده و به‌عنوان مبنایی برای سیاست‌گذاری در این بخش در نظر گرفته شده است. بنابراین اتخاذ سیاست‌های مناسب برای کاهش کسری تجاری یکی از اهداف و برنامه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی است (لودویگسون و همکاران^۱، ۲۰۱۹). با این حال، همبستگی کسری موازنه تجاری با متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ ارز به پیچیدگی مطالعات مرتبط افزوده است. با توجه به ارتباط نزدیک بین موازنه تجاری و سیاست‌های ارز خارجی و نقش حیاتی این سیاست‌ها در بهبود موازنه تجاری، بررسی تاثیر سیاست‌های ارزی بر تراز تجاری از اهمیت بسزایی برخوردار است. البته باید به خاطر داشته باشیم که نرخ ارز تنها یک متغیر بنیادی در بخش تجارت خارجی نیست، بلکه به‌عنوان یک متغیر کلان در نظر گرفته می‌شود و باید در چارچوب سیاست‌های کلان اقتصادی در نظر گرفته شود. نرخ ارز جریان خون در جریان‌های بدن اقتصادی کشورها است، به طوری که به‌عنوان یکی از لنگرهای اسمی اقتصاد نقش مهمی در تعیین جهت متغیرهای کلان ایفا می‌کند. نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز می‌تواند پیامدهای مثبت و منفی داشته باشد که یکی از آن‌ها می‌تواند تورم بسیار شدید و لجام‌گسیخته باشد. از سوی دیگر، نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز نقش موثری در تعیین تولید داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها دارد. درواقع، هرگونه تغییر در قیمت نفت و نرخ ارز، مجموعه‌ای از تغییرات متفاوت و حتی متضاد را در بخش‌های داخلی و داخلی اقتصاد به همراه می‌آورد که نتیجه آن می‌تواند تاثیر مثبت یا منفی بر عملکرد اقتصاد بگذارد (یلدرم و همکاران^۲، ۲۰۲۱). بنابراین با توجه به نقش خاص تعیین نرخ ارز در تعیین عملکرد اقتصاد، سیاست‌های نرخ ارز بسیار مهم و اشتباه در این راستا می‌تواند منجر به هزینه‌های زیادی برای اقتصاد ایران شود. در ادامه به بررسی دیدگاه‌های ارائه شده در خصوص تاثیر تکانه‌های داخلی و خارجی بر تراز تجاری پرداخته خواهد شد.

¹. Ludvigson et al

². Zekeriya Yildirim and Arif Arifli

۲-۱ بررسی دیدگاه‌های مدرن دورنبوش و تراز پرتفوی در خصوص تراز تجاری

دیدگاه‌ها و رویکردهای مختلف، از نظر تحلیل و بررسی مسائل مربوط به تراز تجاری مطرح شده است. در یک تقسیم‌بندی کلی، روش‌های حاضر به دو گروه سنتی و مدرن تقسیم می‌شود. روش کشش‌ها، روش برابری قدرت خرید، روش جذب و مدل ماندل-فلمینگ^۱ از زیربخش‌های روش‌های سنتی می‌باشد. دیدگاه‌های مدرن نیز شامل روش‌های جدیدی از مدل ماندل-فلمینگ شامل؛ مدل تکانه‌های پولی نرخ ارز دورنبوش همراه با دیدگاه تراز پرتفوی و مدل پول‌گرایان می‌شود. مدل تکانه پولی نرخ ارز برای اولین بار توسط دورنبوش (۱۹۷۶) بشکل اصلاحی و ترمیمی مدل ماندل-فلمینگ مطرح شد که در ادامه مورد سنجش قرار می‌گیرد. بعبارتی دورنبوش مدل خود را در قالب یک روش استاندارد در کشور کوچک با فرض برقراری (PPP) حداقل در بلندمدت و مبتنی بر سه بازار پول، کالا و دارایی‌های بین‌المللی ارائه نمود. به این شکل که، با قرار گرفتن اقتصاد در معرض تکانه غیرمنتظره و پیوسته انبساط پولی، نرخ ارز در کوتاه‌مدت بیش از ارزش بلندمدت خود رشد خواهد نمود و در بلندمدت دوباره به سطح اصلی خود بازمی‌گردد، بنابراین شرایط برابری قدرت خرید مجدداً برقرار خواهد شد (هانگناو و کیم^۲، ۲۰۱۷). براساس این نظریه تکانه پولی ناشی از عدم سرعت یکسان تعدیل در بازارهای مختلف می‌باشد. فرضیه‌های اصلی در مدل جهش پولی نرخ ارز، یک سیستم مبادله ارزی شناور، انتظارات عقلایی عوامل آن و وجود یک کشور کوچک (اقتصادی) با حرکت کامل سرمایه می‌باشد. بعبارتی، تحرک کامل سرمایه، تضمین‌کننده برابری بازدهی سرمایه در داخل با خارج در هر لحظه از زمان خواهد بود. بازدهی سرمایه داخلی به صورت تفاضل نرخ بهره داخلی از کاهش انتظاری ارزش پول ملی در نظر گرفته می‌شود. بازدهی سرمایه در خارج نیز تحت تأثیر نرخ بهره خارجی خواهد بود (لودویگسون و همکاران^۳، ۲۰۱۹). بنابراین:

$$r = r^* + x \quad (2-1)$$

در رابطه فوق، r نرخ بهره در خارج از کشور و r^* نرخ بهره در داخل کشور، با در نظر گرفتن کاهش انتظاری نرخ ارز می‌باشد، x برابر با کاهش انتظاری نرخ ارز که از تفاوت نرخ ارز تعادلی بلندمدت با نرخ ارز موجود به دست می‌آید. در مدل دورنبوش نرخ حاضر، معادل نرخ ارزی است که از روش برابری قدرت خرید به دست می‌آید.

$$x = \theta(\bar{e} - e) \quad (2-2)$$

در معادله (۲-۲) $\bar{e}$ نرخ ارز تعادلی بلندمدت و e برابر با نرخ ارز آنی یا کوتاه‌مدت و θ برابر با ضریب تعدیل می‌باشد. بازار پول در مدل دورنبوش از طریق تغییرات نرخ بهره، نوسان در نرخ ارز را شکل می‌دهد. نرخ بهره داخلی نیز با شرایط تعادل در بازار پول، یعنی برابری عرضه و تقاضای پول مشخص می‌شود. تقاضا برای پول به نرخ بهره داخلی

^۱. Mundell-Fleming

^۲. Hunegnaw & Kim

^۳. Ludvigson et al

و درآمد حقیقی بستگی دارد. در این مدل، عرضه پول بشکل برون‌زا فرض می‌شود و توسط مقام پولی کشور مشخص می‌شود.

$$\frac{m}{p} = y^{\varphi} \exp(-\lambda r) \quad (2-3)$$

y برابر با درآمد حقیقی، $\frac{m}{p}$ عرضه حقیقی پول و r نرخ بهره داخلی، λ پارامترهای مدل هستند. اگر از طرفین رابطه لگاریتم می‌توان نوشت:

$$-\lambda r + \phi y = m - p \quad (2-4)$$

مقدار متغیر y در تئوری جهش پولی نرخ ارز به‌صورت برون‌زا تعیین می‌شود. با کنار هم قرار گرفتن روابط (۲)، (۳) و (۴) رابطه‌ای بین سطح قیمت‌ها، نرخ ارز کنونی و نرخ ارز بلندمدت، با توجه به برابری بهره پوشش داده نشده و تصفیه کامل بازار پول به دست می‌آید.

$$p - m = -\phi y + \lambda r^* + \lambda \theta(\bar{e} - e) \quad (2-5)$$

اگر رابطه برای زمانی که نظام اقتصادی در یک تعادل بلندمدت است، بسط داده شود (هانگناو و کیم^۱، ۲۰۱۷):

$$\bar{p} = m + (\lambda r^* - \phi y) \quad (2-6)$$

در رابطه فوق $\bar{p}$ سطح قیمت‌ها در بلندمدت را نشان می‌دهد. رابطه (۶) براساس برابری نرخ بهره داخلی با نرخ بهره جهانی در بلندمدت به‌دست می‌آید. همچنین سطح قیمت‌ها برابر مقدار بلندمدت خود خواهد بود که در این‌صورت، انتظارات کاملاً تعدیل‌شده است و نرخ ارز در سطح تعادلی خود قرار می‌گیرد. همچنین عبارت $\lambda \theta(\bar{e} - e)$ برابر صفر خواهد بود. اگر معادله (۶) در معادله (۵) جایگذاری شود، رابطه‌ای مهم و کلیدی در تئوری دورنبوش حاصل خواهد شد که بیان‌کننده رابطه بین نرخ ارز کنونی با نرخ ارز تعادلی و اختلاف سطح قیمت‌های کنونی با سطح قیمت‌های تعادلی خواهد بود.

$$e = \bar{e} - \left(\frac{1}{\lambda \theta}\right)(p - \bar{p}) \quad (2-7)$$

بر اساس رابطه فوق، در مقادیر مشخص از سطح نرخ ارز در بلندمدت و قیمت‌های تعادلی، مقدار فعلی نرخ ارز به‌عنوان تابعی از سطح قیمت‌ها به دست می‌آید. براساس معادله (۷)، یک افزایش در سطح عمومی قیمت‌ها باعث کاهش نرخ ارز خواهد شد. این کاهش در نرخ ارز تا حرکت عبارت $(\frac{1}{\lambda \theta})(p - \bar{p})$ به سمت صفر ادامه می‌یابد، یعنی سطح قیمت‌های کنونی با سطح قیمت‌های تعادلی برابر شود. این فرآیند، مهم‌ترین بخش مرحله دوم تئوری دورنبوش می‌باشد که نشان دهنده اثر غیرمستقیم یک شوک پولی غیرمنتظره بر نظام اقتصادی است. تقاضا برای

^۱. Hunegnaw & Kim

کالاهای داخلی در مدل فوق تابعی از قیمت نسبی کالاها $e - \bar{p}$ نرخ‌های بهره و درآمد حقیقی است. همچنین تابع تقاضا را به صورت زیر می‌توان بیان کرد (لودویگسون و همکاران^۱، ۲۰۱۹):

$$\ln D = a + \delta(e + p^* - \bar{p}) + \sigma y - \sigma r \quad (2-8)$$

مقادیر e ، p^* در رابطه بالا، به صورت لگاریتم طبیعی بیان شده‌اند. از آنجاکه بنا به فرض، کشور مورد نظر کشوری کوچک می‌باشد، p^* برابر با صفر خواهد بود. حال اگر تورم به عنوان نسبتی از اضافه تقاضای موجود در جامعه فرض شود، آنگاه:

$$p = \pi \ln \frac{D}{y} = \pi(a + \delta(e - p) + (\gamma - 1)y - \sigma r) \quad (2-9)$$

در بلندمدت $p = 0$ و $r = r^*$ خواهد بود. در نتیجه، با توجه به رابطه (۹) می‌توان بیان نمود که:

$$a + \delta(e - p) + (\gamma - 1)y - \delta r = 0 \rightarrow \bar{e} = \bar{p} + \frac{1}{\delta}[\sigma r + (1 - \gamma)y - a] \quad (2-10)$$

مهم‌ترین نتیجه رابطه (۱۰) این می‌باشد که نرخ ارز حتی در بلندمدت با متغیرهای حقیقی و پولی ارتباط دارد. همچنین رابطه موجود بین نرخ بهره و نرخ ارز همگن از درجه صفر می‌باشد که بیان‌کننده نبود توهم پولی است. با توجه به رابطه (۱۰) و شرط برابری نرخ بهره پوشش داده نشده که در رابطه (۱) تصریح شده بود، خواهیم داشت (همان منبع).

$$\bar{e} = \bar{p} = -\pi \left[\frac{(\delta + \sigma\theta)}{\theta\lambda} + \delta \right] (p - \bar{p}) = -v(p - p^*) \quad (2-11)$$

$$v = \pi[(\delta + \sigma\theta)/\lambda\theta + \delta] \quad (2-12)$$

معادله (۱۱) یک معادله دیفرانسیل مرتبه اول است که با حل معادله، مسیر پویای حرکت قیمت‌ها به دست خواهد آمد. با حل معادله (۱۱ و ۱۲) می‌توان نوشت:

$$p(t) = \bar{p}(p_0 - \bar{p}) \exp(-vt) \quad (2-13)$$

منظور از t در رابطه فوق، متغیر پیوسته در زمان است. معادله (۱۳) نشان‌دهنده مسیر همگرایی قیمت‌ها به سطح بلندمدت خود با سرعت v است. حال با جای گذاری رابطه فوق در رابطه (۷) مسیر پویای حرکت نرخ ارز به دست می‌آید

$$e(t) = \bar{e} - \left(\frac{1}{\lambda\theta}\right)(p_0 - \bar{p}) \exp(-\gamma t) = e(t) = \bar{e} - (e_0 - \bar{e}) \exp(-\gamma t) \quad (2-14)$$

¹. Ludvigson et al

بر اساس معادله (۱۴)؛ مسیر پویای حرکت نرخ ارز جهش‌یافته e_0 به سمت نرخ ارز تعادلی $\bar{e}$ با توجه به روابط (۱۳) و (۱۴) می‌توان گفت؛ چنانچه سطح قیمت‌های اولیه کمتر از سطح قیمت‌های تعادلی باشد، نرخ ارز به سمت نرخ ارز تعادلی تعدیل می‌شود و برعکس اگر سطح قیمت‌های اولیه بیشتر از سطح قیمت‌های تعادلی باشد، نرخ ارز افزایش می‌یابد، بدین معنی که حرکت دینامیکی این دو مسیر در جهت عکس یکدیگر است (همان منبع). البته سرعت افزایش در سطح قیمت‌ها کمتر از سرعت کاهش در نرخ ارز خواهد بود. این به خاطر این واقعیت است که یک افزایش و نوسان در نرخ ارز با نرخ فراتر از نرخ ارز تعادلی، موجب افزایش تقاضا در بازار کالاها می‌شود. این تقاضای مازاد به‌سادگی با افزایش سطح قیمت‌های داخلی جبران نخواهد شد، بلکه قسمتی از آن از طریق افزایش نرخ بهره و در نتیجه، کاهش مانده‌های حقیقی پول، از بین خواهد رفت.

۲-۲ پیشینه تحقیق

هلمی و همکاران (۲۰۲۳) در مقاله‌ای به بررسی اثرات متغیر زمان شوک‌های نفتی بر تراز تجاری عربستان سعودی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری پارامتر متغیر با زمان (TVP-VAR) و داده‌های فصلی در دوره بین سال‌های ۱۹۹۱:Q1 تا ۲۰۲۱:Q4 پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که شناسایی منبع شوک‌ها نقش مهمی در درک تاثیر متغیر شوک‌ها بر اقتصاد عربستان دارد. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که شوک‌های جهانی قیمت نفت بیشتر از شوک‌های داخلی بر تراز تجاری تاثیر منفی و معناداری دارد. این را می‌توان به این دلیل نسبت داد که شوک‌های قیمت نفت بیشتر از سمت شوک‌های عرضه نفت می‌باشد و شوک‌های عرضه با شوک‌های قیمت نفت مرتبط هستند. با این حال، واکنش‌های ضربه‌ای نشان می‌دهد که اثرات شوک‌های نفتی در طول زمان بی‌ثبات است و اثرات آنها عموماً در طول و بلافاصله پس از شوک‌های جهانی آشکارتر می‌شود. یافته‌های آنها پیامدهای جدی برای تراز تجاری عربستان سعودی، به‌ویژه در محیط پایین و بی‌ثبات قیمت نفت دارد.

فورسون و همکاران (۲۰۲۲) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نوسان قیمت نفت بر تراز تجاری در جنوب صحرای آفریقا در ۳۴ کشور برای دوره ژانویه ۲۰۰۴ تا دسامبر ۲۰۱۷ می‌پردازند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که تورم، نرخ‌های بهره و نرخ ارز کانال‌های انتقال مهمی برای نوسانات قیمت نفت هستند تا بر تراز تجاری تاثیر بگذارند. آنها پیشنهاد می‌کنند که سیاست‌گذاران برای به حداقل رساندن نوسانات قیمت نفت در تراز تجاری، طرح‌های هموارسازی قیمت را پوشش دهند. مجدداً، کشورها باید یک رژیم هدف‌گذاری تورم را برای تضمین ثبات سطح عمومی قیمت‌ها اتخاذ کنند. در نهایت، بانک‌های مرکزی کشورهای مربوطه باید ترکیبی از مداخلات بازار ارز و تغییرات نرخ بهره را برای کاهش اثر نوسانات قیمت نفت بر تراز تجاری خود با در نظر گرفتن نرخ ارز اعمال کنند. سامبو و همکاران (۲۰۲۱) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری در نیجریه طی سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۹ و مدل ARDL پرداختند. بر اساس یافته‌ها، توسعه مالی مزایای سودآور نرخ ارز واقعی در تجارت خارجی نیجریه را افزایش می‌دهد. همچنین اعلام می‌شود که عدم قطعیت در جریان سرمایه خارجی بر تجارت بین‌المللی نیجریه تأثیر منفی دارد. این یافته‌ها دارای مفاهیم گسترده‌ای در سیاست است، به این معنی

که به منظور تنوع بخشیدن و بهبود رشد آینده اقتصاد و تجارت بین‌المللی مرتبط، سیاست‌گذاران نیجریه باید توسعه بخش مالی کافی را ترویج دهند، زیرا شوک‌های مالی توسط بازارهای اعتباری ضعیف تقویت می‌شود. حباناباکیزه (۲۰۲۰) در مقاله‌ای به بررسی اثر رشد اقتصادی و نرخ ارز بر واردات و صادرات آفریقای جنوبی پس از بحران مالی ۲۰۰۸ طی داده‌های سه‌ماهه سری زمانی از سال ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۸ و مدل خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) پرداخت. تحلیل رگرسیون وجود یک رابطه بلندمدت در متغیرهای برآورد شده را نشان می‌دهد. در حمایت از ادبیات اقتصادی، یافته‌های این تحقیق نشان داد که رشد اقتصادی تاثیر مثبتی بر صادرات و واردات دارد. علاوه بر این، علیت گرنجر رابطه دو طرفه بین نرخ‌های مبادله و واردات را نشان می‌دهد. همچنین بین رشد اقتصادی و واردات و بین نرخ ارز و رشد اقتصادی، یک رابطه علیت دو طرفه وجود دارد. براساس یافته‌های این تحقیق، این مطالعه ارتباط رشد اقتصادی را برجسته کرد و بر نقش نرخ ارز در حفظ تعادل بین واردات و صادرات تاکید کرد. این مطالعه توصیه می‌کند که به منظور احیای اقتصاد آفریقای جنوبی، باید به رشد سریع واحد پول و رشد اقتصادی توجه شود.

آپانیسیل و همکاران (۲۰۲۰) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نامتقارن تغییرات نرخ ارز بر تجارت مرزی در نیجریه با استفاده از مدل لجستیک پرداختند. نتایج مدل تاخیر خود توضیحی با وقفه‌های گسترده غیرخطی نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز همبستگی منفی معناداری با تجارت فرامرزی در نیجریه دارد. این مطالعه نتیجه‌گیری می‌کند که رابطه بین نرخ تبادل واقعی موثر و تجارت مرزی نامتقارن است.

مدیری و دامن کشیده (۱۴۰۲) در مقاله‌ای به بررسی شوک نامتقارن قیمت نفت، درآمدهای مالیاتی، نفرین منابع، بازار سهام و سیکل‌های تجاری در اقتصادهای صادرکننده نفتی با به کارگیری مدل پانل و (PVAR) و طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ پرداختند. طبق نتایج تخمین؛ پاسخ شکاف تولید به شوک قیمت نفت و نرخ ارز تا ۳ دوره روند نزولی می‌باشد و بعد از آن روند صعودی پیدا می‌کند و در بلندمدت این شوک رفته‌رفته تعدیل می‌شود، ولی مسئله‌ای که وجود دارد و پاسخ شکاف تولید به حجم نقدینگی نیز گویای این مطلب می‌باشد. درآمد حاصل از فروش نفت و درآمد ارزی به‌خوبی در کشورهای نفتی مدیریت نشده و حجم نقدینگی تزریق شده به بازار، صرف واردات شده که عموماً به‌منظور مقابله با تورم انجام می‌پذیرد. در این صورت بسیاری از بخش‌های تولیدی با آسیب جدی مواجه شده و از چرخه تولید خارج خواهند شد و لذا بخشی از سرمایه‌گذاری‌های انجام‌شده در اقتصاد بلااستفاده مانده و میزان تولید کاهش می‌یابد و در مقابل به هنگام کاهش درآمدهای ارزی، میزان واردات نیز کاهش یافته که بخشی از کاهش واردات متوجه کالاهای سرمایه‌ای و ماشین‌آلات تولیدی خواهد بود و منجر به کاهش سرمایه‌گذاری و افزایش شکاف تولید می‌گردد. بخش‌هایی نیز که در نتیجه واردات گسترده کالاهای مصرفی در دوره افزایش درآمد نفت از گردونه تولید خارج شده بودند، در این دوره احیا نخواهند شد که نیازمند توجه بیشتر مسئولین کشورها به شاخص‌های کلان اقتصادی را دارد.

باقری و همکاران (۱۴۰۱) در مقاله‌ای به بررسی تاثیر شاخص های کلان بانکی، مالی، اقتصادی و بحران های اقتصادی بر ادوار تجاری ایران و کشورهای منتخب در حال توسعه اسلامی و توسعه یافته با بکارگیری مدل گشتاور تعمیم یافته سیستمی (SGMM) و داده های تابلویی پویا (PANEL VAR) طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۱۳

پرداختند. نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها مبین آن است که متغیرهای ریسک نقدینگی، نرخ رشد تسهیلات اعطایی و بحران‌های مالی تاثیر منفی بر شکاف تولید داشته، در حالیکه نرخ بازده دارائی‌ها، نرخ کفایت سرمایه، قیمت نفت خام، نرخ ارز و توسعه بازارهای مالی اثرگذاری منفی بر ادوار تجاری کشورهای منتخب بر جای گذاشته‌اند. نتایج مطالعه از توابع عکس العمل آنی و تجزیه واریانس برای کشورهای توسعه‌یافته نشان می‌دهد که یک انحراف معیار از ناحیه شاخص قیمت نفت و نرخ ارز بر شکاف تولید، این متغیرها تا دو دوره کاهش از خود نشان داده و این اثر با افزایش توسعه بازارهای مالی و سلامت بانکی تداوم داشته است، بعد از ۲ دوره اثر شوک وارده از ناحیه قیمت نفت و نرخ ارز در طول زمان بر شکاف تولید کشورهای توسعه‌یافته به حداقل خود می‌رسد. همچنین برای کشورهای در حال توسعه؛ یک انحراف معیار از ناحیه شاخص قیمت نفت و نرخ ارز بر شکاف تولید، این متغیرها تا دو دوره افزایش از خود نشان داده و بعد از ۴ دوره، روند کاهشی یافته است، عبارتی تاثیر قیمت نفت بر روی تولید کشورهای در حال توسعه مبین آن است که در دوره‌های افزایش قیمت نفت، سرمایه‌گذاری و تولید افزایش یافته و بالعکس، وقتی درآمد نفت افت می‌کند، کاهش تولید را مشاهده می‌کنیم. عبارتی افزایش درآمدهای نفتی عمدتاً به خوبی مدیریت نشده و به عبارت دیگر سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت صرف مخارج کوتاه‌مدت گشته که نتیجه آن حاصلی جز تورم و افزایش نقدینگی برای این کشورها در بر نداشته است.

موسوی نیک و همکاران (۱۴۰۱) در مقاله‌ای به بررسی نقش شاخص تجارت درون صنعتی در تعامل نرخ ارز و تراز تجاری با استفاده از مدل رگرسیون گذار ملایم برای دوره زمانی ۱۳۸۰:۴ تا ۱۳۹۷:۴ پرداختند. نتایج حاصل از این مدل، نشان داد که ضریب اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری در هر مقطع زمانی تحت تاثیر میزان شاخص درون صنعتی قرار دارد؛ به نحوی که هر چه این شاخص کمتر باشد، اثر افزایش نرخ ارز بر تراز تجاری، کمتر است و هر چه این شاخص بهبود یابد، میزان این اثرگذاری، بیشتر است. این امر، بدان معنا است که زمانی می‌توان از نتایج مثبت تضعیف ارزش پولی بر تراز تجاری بهره مند شد که قدرت رقابت تولیدات داخلی با کالاهای مشابه خارجی در هر بخش، افزایش یابد.

ذاکری و محمدی (۱۳۹۹) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر تجارت دوجانبه: مطالعه موردی ایران و چین طی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۶ با استفاده از الگوی خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که در بلندمدت، نوسانات ارز بر صادرات ایران به چین در گروه‌های کالایی که سهم عمده (مواد شیمیایی و مواد معدنی) صادرات را تشکیل می‌دهند، تاثیر نگذاشته است، اما در گروه‌های کالایی که سهم کمتری (سنگ، شیشه...) در صادرات داشته‌اند، این امر تاثیر منفی داشته است. در بخش واردات بلندمدت، نوسانات ارز باعث افزایش واردات ایران در گروه‌های کالایی شده است که سهم بزرگی از صادرات چین به ایران را در بر می‌گیرد. با توجه به اثرات کوتاه‌مدت نوسانات ارز، نتایج به‌دست‌آمده حاکی از افزایش گروه‌های کالایی وارداتی و کاهش بیشتر گروه‌های کالایی صادراتی می‌باشد. در نتیجه، نوسانات ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت، ایران را با مزیت نسبی در تجارت با چین تامین نمی‌کند.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۷) در مقاله‌ای به بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری ایران و چین با رویکرد ARDL غیرخطی در دوره زمانی فصل اول ۱۹۹۲ تا فصل چهارم ۲۰۱۶ پرداختند. نتایج حاصل دلالت

بر این دارد که با بهره‌گیری از مدل خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی اثرات نامتقارن و وجود رابطه بلندمدت (هم جمعی) بین دو متغیر تایید، اما وجود منحنی J، تایید نمی‌گردد. در مطالعات انجام شده پیشین، مسئله موضوع حاضر بشکل مستقیم بررسی نشده است، در مقاله حاضر بشکل تکمیلی و در راستای این مطالعات و با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و آسیب‌پذیری در برابر تکنانه‌های نفتی و پولی، مطالعه حاضر با استفاده از مدل چرخشی و تغییر رژیم مارکوف سوئیچینگ و طی دوره ۱۹۹۰-۲۰۲۱ به بررسی تاثیر تکنانه‌های داخلی و خارجی بر تراز تجاری کشور ایران در دوران رکود و رونق اقتصادی می‌پردازد.

۳- روش‌شناسی تحقیق

در مقاله حاضر به پیروی از مطالعات؛ فورسون و همکاران (۲۰۲۲)، سامبو و همکاران (۲۰۲۱) و حباناباکیزه (۲۰۲۰) به بررسی تاثیر تکنانه‌های داخلی و خارجی بر تراز تجاری کشور ایران در دوران رکود و رونق اقتصادی با استفاده از مدل تغییر رژیم مارکوف سوئیچینگ پرداخته خواهد شد.

$$TB_{it} = \begin{cases} c(s_t) + \gamma_1 TB_{t-i} + \theta_1 OILSH_t + \chi_1 SAN_{t-i} + \theta_1 EX_{t-i} + \rho_1 INF_{t-i} + \omega_1 MSH_{t-i} + \zeta_1 INT_{t-i} + \varepsilon_{i,t} & \text{if } s_t = 1 \\ c(s_t) + \gamma_2 TB_{t-i} + \theta_2 OILSH_t + \chi_2 SAN_{t-i} + \theta_2 EX_{t-i} + \rho_2 INF_{t-i} + \omega_2 MSH_{t-i} + \zeta_2 INT_{t-i} + \varepsilon_{i,t} & \text{if } s_t = 2 \end{cases}$$

TB: تراز تجاری ۱، OILSH قیمت نفت ۲ که از داده‌های قیمت نفت سبک ایران (دلار) مستخرج از بانک مرکزی استفاده شده است و با استفاده از روش EGARCH3 تکنانه‌های مثبت و منفی آن محاسبه می‌شود. INF: بیانگر نرخ تورم ۴، MSH: حجم نقدینگی ۵ که با استفاده از روش EGARCH تکنانه‌های مثبت و منفی آن محاسبه می‌شود، INT: نرخ بهره ۶ که از نرخ سود تسهیلات سرمایه‌گذاری کوتاه برای این داده استفاده شده است. SAN: ضرب متغیر مجازی سال‌های تحریم ۷ در درآمد صادرات نفتی کشور ۸، EX: نرخ ارز واقعی ۹ به شکل زیر محاسبه می‌شود.

$$e_{PPP} = E \frac{P^*}{P}$$

¹. External Balance on Goods and Services (% of GDP)

². Oil Prices

³. Exponential GARCH

⁴. Inflation, Consumer Prices (annual %)

⁵. Broad Money (% of GDP)

⁶. Deposit Interest Rate (%)

^۷ تحریم‌های علیه ایران شامل؛ تحریم‌های هسته‌ای شورای امنیت سازمان ملل، تحریم‌های آمریکا، تحریم‌های اتحادیه اروپا و پنج بعلاوه یک علیه برنامه هسته‌ای ایران می‌شود که از سال ۱۳۵۸ تا سال جاری اعمال شده است. اما مهمترین تحریم‌هایی که طبق نتایج مطالعات بیشترین تاثیر را در اکثر بخش‌های اقتصادی جامعه درگیر خود کرده است، تحریم‌های نفتی، بانک مرکزی و بعبارتی تحریم‌های هسته‌ای ایران می‌باشد که از فصل سوم سال ۹۰ شروع شد. که البته توافق موقت ژنو بر روی برنامه هسته‌ای ایران در طول این سالها اتفاق افتاد که البته به سرانجام خاصی منتج نشد و تحریم‌های نفتی و بانک مرکزی پابرجا ماند. بنابراین در مطالعه حاضر به پیروی از مطالعات عزتی و سلمانی (۱۳۹۳)، طیبی و صادقی (۱۳۹۶)، سادات اخوی و شمس الدین حسینی (۱۳۹۶) و آقایی، رضاقلی زاده و رضایی (۱۳۹۵) از متغیر دامی سالهای تحریم نفتی، بانک مرکزی و هسته‌ای که از سال ۹۱ (۲۰۱۲) تاثیر خود را بر اقتصاد کشور نشان داد تا پایان سال مطالعه در تحقیق حاضر یعنی سال ۹۹ (۲۰۲۰) استفاده شده است.

⁸. Oil Rents (% of GDP)

⁹. Real Effective Exchange Rate Index (2010 = 100)

بنا به گفته ادواردز^۱ (۱۹۸۸)، به طور سنتی چهار شاخص قیمت به عنوان کاندیداهای احتمالی برای تهیه نرخ ارز واقعی بر اساس این تعریف پیشنهاد شده است. شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) در داخل و خارج، شاخص قیمت تولید کننده (PPI)، شاخص ضمنی و شاخص نرخ دستمزد. بسته به اینکه P و P^* کدام یک از این شاخص‌ها باشند، نرخ ارز واقعی در این تعریف قیمت نسبی سبدي از کالاهای خارجی به کالاهای مصرف داخلی یا سبدي از کالاهای تولید خارجی به کالاهای تولید داخلی خواهد بود. در این تحقیق از شاخص PPI داخلی و خارجی که عمدتاً کالاهای تجاری را شامل می‌شود، استفاده می‌گردد و با استفاده از روش EGARCH تکانه‌های مثبت و منفی آن محاسبه می‌شود. جامعه آماری تحقیق حاضر عبارتست از داده‌های مربوط به اقتصاد ایران طی بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۱ که در پژوهش حاضر برای تخمین مدل انتخاب می‌کنیم و با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ به تخمین مدل در نرم افزار آکس متریکس می‌پردازیم. داده‌های مطالعه از سایت بانک جهانی (WDI)، بانک مرکزی و اوپک (OPEC) استخراج شده است.

۳-۱. مدل چرخشی و تغییر رژیم مارکوف سوئیچینگ

بر خلاف روش‌های غیرخطی مانند STAR و ANN که در آنها انتقال رژیم به صورت تدریجی^۴ انجام می‌گیرد در مدل مارکوف-سوئیچینگ انتقال رژیم به سرعت^۵ انجام می‌پذیرد. در این مدل فرض بر این است که رژیمی که در زمان t قرار دارد، قابل مشاهده نیست و بستگی به یک فرایند غیرقابل مشاهده (s_t) دارد. اگر مدل را دو رژیمی در نظر بگیریم، فرض می‌شود که s_t دارای مقادیر ۱ و ۲ می‌شود. یک مدل $AR(1)$ با دو رژیم را می‌توان به صورت زیر تصور کرد:

$$y_t = \begin{cases} \varphi_{0,1} + \varphi_{1,1}y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if } s_t = 1 \\ \varphi_{0,2} + \varphi_{1,2}y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if } s_t = 2 \end{cases}$$

یا به شکل خلاصه:

$$y_t = \varphi_{0,s_t} + \varphi_{1,s_t}y_{t-1} + \varepsilon_t$$

برای تکمیل مدل باید ویژگی‌های s_t را مشخص کنیم. در مدل مارکوف-سوئیچینگ s_t یک فرایند درجه اول در نظر گرفته می‌شود. این فرضیه نشانگر آن است که s_t فقط به رژیم دوره قبل یعنی s_{t-1} بستگی دارد. احتمالات انتقال از یک وضعیت به وضعیت دیگر مدل در ادامه معرفی می‌شود:

$$\begin{aligned} p(s_t = 1/s_{t-1} = 1) &= p_{11} \\ p(s_t = 2/s_{t-1} = 1) &= p_{12} \\ p(s_t = 1/s_{t-1} = 2) &= p_{21} \\ p(s_t = 2/s_{t-1} = 2) &= p_{22} \end{aligned}$$

^۱. Edwards

^۲. Consumer Price Index (CPI)

^۳. Product Price Index (PPI)

^۴. Gradual Switching

^۵. Sudden Switching

در روابط بالا $p_{i,j}$ ها احتمال حرکت زنجیره مارکوف از وضعیت i در زمان $t-1$ به وضعیت j در زمان t را نشان می‌دهد که همیشه غیرمنفی می‌باشد و شروط زیر برای آنها در نظر گرفته می‌شود:

$$p_{11} + p_{12} = 1$$

$$p_{21} + p_{22} = 1$$

۴- نتایج و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

۴-۱- آزمون‌های ریشه واحد

لازم است پیش از برآورد ضرایب بلند مدت، وضعیت مانایی متغیرها بصورت دقیق مشخص شود. به این منظور از آزمون متداول دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)^۱ استفاده شده است.

جدول شماره ۴-۱- آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

درجه جمعی	سطح معناداری	ضریب		
I(1)	۰/۰۰۴۶	-۴/۶۳۷۲	TB	تراز تجاری
I(1)	۰/۰۰۰۶	-۴/۷۸۲۳	OIL	قیمت نفت
I(1)	۰/۰۲۸۲	-۳/۲۳۱۷	EX	نرخ ارز واقعی
I(1)	۰/۰۲۸۰	-۳/۲۷۰۵	M	نقدینگی
I(1)	۰/۰۰۰۰	-۶/۲۴۶۱	INT	نرخ سود تسهیلات
I(1)	۰/۰۰۲۴	-۴/۹۰۷۴	INF	نرخ تورم

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج آزمون در سطح اطمینان ۹۵ درصد نشان می‌دهد که همه متغیرهای مورد مطالعه با یکبار تفاضل گیری پایا می‌باشند^۲. خلاصه نتایج این آزمون‌ها در جدول (۱) ارائه شده است.

۴-۲ اندازه‌گیری تکنانه‌های داخلی و خارجی

برای استخراج و اندازه‌گیری تکنانه‌های قیمت نفت، نرخ ارز و حجم نقدینگی می‌بایست در ابتدا متغیرها را مدلسازی نمود و نتیجه حاصله از مدلسازی مطابق جدول زیر می‌باشد:

^۱ . The augmented Dickey – Fuller Unit Root Test

^۲ . در تخمین مدل نهایی، متغیرهایی که بایکبار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند، بشکل تفاضلی وارد معادله اصلی می‌شوند.

جدول ۴-۲- برآورد مدل

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
قیمت نفت خام	۰/۹۹۶۷۵۶	۰/۰۰۷۱۹۲	۱۳۸/۵۸۶۲	۰/۰۰۰۰
نرخ ارز	۰/۳۵۰۱۲۷	۰/۰۷۱۷۹۲	۴/۸۷۶۹۶۸	۰/۰۰۰۰
حجم نقدینگی	۰/۹۵۸۵۵۴	۰/۰۴۲۶۳۳	۲۲/۴۸۳۹۷	۰/۰۰۰۰
R-squared		۰/۹۷۴۸		
Adjusted R-squared		۰/۹۵۶۳		
Durbin-Watson stat		۱/۸۳۰		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۱-۲ آزمون ناهمسانی واریانس

برای اثبات عدم وجود ناهمسانی واریانس در سری زمانی قیمت نفت، نرخ ارز و حجم نقدینگی باتوجه به مبانی نظری مدل‌های نوسان پذیر، می‌بایست به اثبات وجود یا عدم وجود ناهمسانی واریانس شرطی در سری زمانی قیمت نفت، نرخ ارز و حجم نقدینگی پرداخت که برای انجام این آزمون از آزمون ARCH استفاده می‌شود. نتیجه این آزمون در جدول شماره ۳ آورده شده است.

جدول ۴-۳- آزمون ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH				
۰/۰۰۵	Prob. F(1,112)	۷/۹۵۶۳	F-statistic	قیمت نفت خام
۰/۰۰۵	Prob. Chi-Square(1)	۷/۷۲۳	Obs*R-squared	
۰/۰۰۳	Prob. F(1,112)	۸/۶۸۷	F-statistic	نرخ ارز
۰/۰۰۱	Prob. Chi-Square(1)	۹/۳۶۵	Obs*R-squared	
۰/۰۰۱	Prob. F(1,112)	۹/۳۸۹	F-statistic	حجم نقدینگی
۰/۰۰۰	Prob. Chi-Square(1)	۱۰/۹۶۸۹	Obs*R-squared	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

باتوجه به احتمال به دست آمده فرضیه اولیه مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس شرطی در سری زمانی قیمت نفت، نرخ ارز و حجم نقدینگی پذیرش شده و بنابراین سری زمانی متغیرها دارای ناهمسانی واریانس شرطی نمی‌باشد. حال بعد از مدل‌سازی و اثبات وجود عدم وجود ناهمسانی واریانس شرطی در این متغیرها، برای اندازه‌گیری نوسانات متغیرها می‌بایست با استفاده از الگوی (EGARCH) مدل را تخمین زد که نتایج حاصل از تخمین مدل به صورت زیر است.

جدول ۴-۴- برآورد مدل تکنه‌ها با استفاده از الگوی EGARCH

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob
قیمت نفت خام	۰/۴۵۲۰	۰/۰۱۷۰	۲۶/۵۲۰۶	۰/۰۰۰۰
نرخ ارز	۰/۰۸۰۵	۰/۰۳۹۶	۲/۰۳۳۱	۰/۰۴۲۶
حجم نقدینگی	۰/۳۹۹۵	۰/۰۸۱۸	۴/۸۸۳۴	۰/۰۰۰۰
Variance Equation				
قیمت نفت خام	C(3)	۰/۰۴۳۰	۲/۲۳۹۶	۰/۰۲۵۶
	C(4)	۰/۲۱۴۸	۱۵/۱۰۷۰	۰/۰۰۰۰
نرخ ارز	C(3)	۰/۳۳۳۳	۳/۶۸۵۴	۰/۰۰۰۳
	C(4)	۰/۲۵۹۴	۲/۲۶۲۶	۰/۰۲۴۶
حجم نقدینگی	C(3)	۰/۴۰۲۰	۵/۲۶۰۵	۰/۰۰۰۰
	C(4)	۱/۰۴۱۷	۵/۰۵۹۳	۰/۰۰۰۰
R-squared		۰/۹۸۷		
Adjusted R-squared		۰/۹۵۶۳		
Durbin-Watson stat		۱/۹۶۵		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۳-۴ آزمون خطی بودن و انتخاب نوع مدل

مدل مارکوف- سوئیچینگ در صورتی مدل مناسبی برای تخمین است که الگوی داده‌های مورد بررسی غیرخطی باشد. برای اینکه بتوان از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها اطمینان حاصل نمود از آزمون LR استفاده می‌شود. مقدار آماره این آزمون از مقادیر حداکثر راستنمایی دو مدل رقیب یک مدل با یک رژیم (مدل خطی) و مدل دیگر با دو رژیم (مدل غیرخطی) محاسبه می‌گردد و دارای توزیع کای دو می‌باشد، در صورتی که مقدار آماره از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان مورد نظر بیشتر باشد، می‌توان اظهار نظر نمود که مدل خطی در آن سطح اطمینان مدل مناسبی نبوده و می‌بایست از مدل غیرخطی استفاده گردد.

جدول ۴-۵- نتایج آزمون LR

ارزش احتمال	درجه آزادی	مقدار آماره
۰/۰۰۰	۱۰	۳۴/۷۱۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مطابق نتایج جدول ۵، سطح احتمال زیر ۵٪ می‌باشد و فرض صفر رد و فرضیه مقابل پذیرش می‌شود و از روش غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ برای تخمین مدل استفاده شود.

جدول ۴-۶- نتایج تخمین مدل چرخشی مارکوف (MS(2)-AR(1)) برای مدل

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
c ₁	۰.۹۲۱۵۳۴	۰.۰۵۴۰۰۳	۱۷.۰۶۴۵۸	۰.۰۰۰۰
c ₂	-۵.۵۸۹۵۴۵	۰.۱۵۰۸۳۴	-۳۷.۰۵۷۶۵	۰.۰۰۰۰
σ ₁	۰.۶۸۹۱۵۹۵	۰.۱۶۳۳۷۷	۴.۲۲	۰.۰۰۰۰
σ ₂	۵.۹۹۰۵۲۱	۰.۱۵۳۳۰۱۵	۳۹.۰۸	۰.۰۰۰۰
TB (-1)	-۰.۱۰۸۵۰۳	۰.۰۲۹۸۰۴	-۳.۶۴۰۶۰۳	۰.۰۰۰۰۳
EX ⁺ (1)	۰.۴۴۳۱۳۰	۰.۱۶۵۲۴۴	۲.۶۸۱۶۶۶	۰.۰۰۷۵
EX ⁺ (2)	۰.۳۱۵۵۷۵	۰.۲۱۷۸۶۶	۱.۴۴۸۴۸۰	۰.۱۴۸۱
EX ⁻ (1)	-۰.۱۳۲۸۳۵	۰.۰۲۰۰۲۷	-۶.۶۳۲۷۸۸	۰.۰۰۰۰
EX ⁻ (2)	-۰.۲۰۹۱۲۶	۰.۰۷۸۹۸۹	-۲.۶۴۷۵۲۵	۰.۰۰۸۱
OILSH ⁺ (1)	۰.۱۸۰۶۳۴	۰.۰۷۱۰۲۷	۲.۵۴۳۱۹۴	۰.۰۱۱۲
OILSH ⁺ (2)	۰.۰۵۹۱۱۲	۰.۰۲۱۲۱۰	۲.۷۸۶۹۹۲	۰.۰۰۵۵
OILSH ⁻ (1)	-۰.۰۸۵۲۵۲	۰.۰۲۸۶۸۷	-۲.۹۷۱۷۷۹	۰.۰۰۳۱
OILSH ⁻ (2)	-۰.۱۱۷۹۱۹	۰.۰۲۷۲۹۲	-۴.۳۲۰۶۳۲	۰.۰۰۰۰
MSH ⁺ (1)	۰.۱۳۱۰۰۷	۰.۰۵۹۴۷۹	۲.۲۰۲۵۹۰	۰.۰۲۸۰
MSH ⁺ (2)	۰.۰۷۴۹۴۲	۰.۰۷۶۸۹۸	۰.۹۷۴۵۵۴	۰.۳۳۰۲
MSH ⁻ (1)	-۰.۰۵۸۳۰۹	۰.۰۵۰۸۷۷	-۱.۱۴۶۰۹۰	۰.۲۵۲۴
MSH ⁻ (2)	-۰.۱۲۴۸۲۲	۰.۰۵۲۸۰۵	-۲.۳۶۳۸۲۵	۰.۰۱۸۴
INF (1)	-۰.۱۴۴۳۲۸	۰.۰۷۶۸۱۸	-۱.۸۷۸۸۳۷	۰.۰۶۰۹
INF (2)	-۰.۱۵۸۳۴۴	۰.۰۲۸۷۲۰	-۵.۵۱۳۴۵۵	۰.۰۰۰۰
INT (1)	-۰.۰۱۳۸۰۳	۰.۰۴۲۵۹۰	-۰.۳۲۴۰۹۲	۰.۷۴۶۰
INT (2)	-۰.۱۴۴۹۸۸	۰.۰۶۵۱۹۵	-۲.۲۲۳۹۲۰	۰.۰۲۶۵
SAN (1)	-۰.۱۴۳۰۱۸	۰.۰۳۵۵۹۱	-۴.۰۱۸۴۰۱	۰.۰۰۰۱
SAN (2)	-۰.۱۶۹۱۹۲	۰.۰۲۷۸۳۱	-۶.۰۷۹۱۵۴	۰.۰۰۰۰

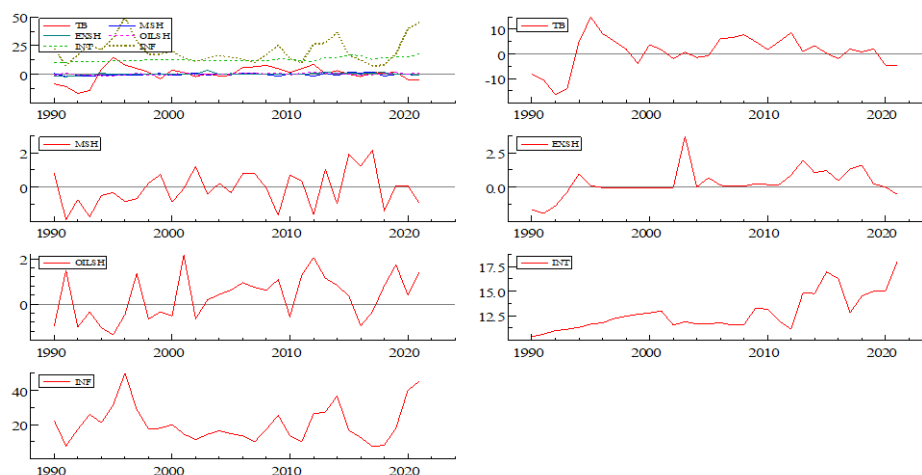
منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس نتایج تخمین مدل مارکوف، بیشتر ضرایب در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار بوده و علامت آنها مورد انتظار با مبانی نظری تئوریک می باشد، مقدار عرض از مبدأ در رژیم اول ۰/۹۲ و در رژیم دوم ۵/۵۸- می باشد. طبق عقیده همیلتون (۱۹۸۸)^۱، رژیم با عرض از مبدأ منفی نشان دهنده رژیم رکود و رژیم با عرض از مبدأ مثبت نشان دهنده رژیم رونق می باشد. بنابراین، در این تحقیق رژیم اول نماینده دوران رونق و رژیم دوم نماینده دوران

^۱. Hamilton

رکود می باشد. واریانس اجزاء اخلاص مربوط به رژیم اول برابر ۰/۶۸ و در رژیم دوم ۵/۹۹ می باشد. در واقع، این اعداد بیانگر این مطلب هستند که رژیم اول (دوران رونق) دارای نوسان کمتری در تحقیق حاضر نسبت به رژیم دوم (دوران رکود) می باشد. نگاهی به نتایج تخمین مدل مارکوف در جدول ۶ نشان می‌دهد که تکانه‌های منفی نرخ ارز، تکانه‌های منفی قیمت نفت، تکانه‌های منفی حجم نقدینگی (رژیم رکود)، تورم، نرخ سود تسهیلات (رژیم رکود) و تحریم اقتصادی در هر دو دوران رونق و رکود (بغیر از حجم نقدینگی و نرخ سود تسهیلات که در رژیم رونق معنی‌دار نمی‌باشند)، اثر منفی بر تراز تجاری دارند. همچنین متغیر تکانه‌های مثبت نرخ ارز، قیمت نفت و حجم نقدینگی نیز در رژیم اول (دوران رونق) اثر مثبت بر تراز تجاری دارند. علامت منفی تکانه‌های منفی نرخ ارز نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) منجر به بدتر شدن وضعیت تراز تجاری می‌گردد که مطابق انتظارات تئوریک شرط مارشال - لرنر تعمیم‌یافته است. تحولات ساختاری در اقتصاد، تحریم، سیاست‌های اقتصادی دولت، تراز تجاری را تحت‌تأثیر قرار داده است. اثر منفی تکانه‌های منفی قیمت نفت بر تراز تجاری کاملاً با انتظارات تجربی و تئوری اقتصادی سازگار است. طوریکه در اغلب موارد افزایش قیمت نفت و درآمد داخلی در ایران منجر به افزایش واردات شده و وخامت تراز تجاری را به دنبال دارد. لازم به ذکر است که بهمنی اسکویی (۱۳۷۲) در مطالعه خود با تخمین ضریب مثبت برای حساسیت تراز تجاری نسبت به تولید واقعی داخلی، معتقد به پیروی اقتصاد کشور از استراتژی جایگزینی واردات طی سال‌های ۱۹۹۰ - ۱۹۵۹ بوده است (بهمنی اسکویی، ۱۳۷۲)؛ بنابراین تعیین نرخ ارز نقش مؤثری در صادرات و واردات و در نتیجه تنظیم تراز تجاری و تراز پرداخت‌های کشور دارد و همچنین نقش مؤثری در تعیین توان رقابتی تولیدکنندگان داخلی در برابر رقبای خارجی در داخل کشور دارد؛ بنابراین باتوجه‌به پیامدهای گسترده تغییر تکانه‌های نرخ ارز بر عملکرد اقتصاد ایران، مدیریت نرخ ارز بسیار حائز اهمیت است. این امر در شرایط کنونی اقتصاد کشور به‌ویژه با افزایش تحریم‌های اقتصادی، جهش نرخ غیررسمی ارز در بازار آزاد اهمیت بیشتری یافته است. اما سؤال مهم این است که آیا در اقتصاد ایران نرخ ارز تعادلی نرخ ارز بهینه نیز هست؟ باتوجه‌به نقش مهم درآمدهای کلان نفتی و عوامل خارجی در تعیین نرخ ارز، رویکرد تعادلی ممکن است رویکرد بهینه برای تعیین نرخ ارز در اقتصاد ایران نباشد. درواقع، اگر تفاوت معناداری بین نرخ تعادلی و بهینه ارز در اقتصاد ایران وجود داشته باشد، آنچه از سیاست‌گذاران اقتصادی انتظار می‌رود، صرفاً تعیین متعادل نرخ ارز نیست، بلکه تعیین نرخ ارز بهینه برای اقتصاد ایران است. برای این کار ابتدا باید مسیر بهینه نرخ ارز را برای اقتصاد ایران مشخص کنیم. این امر مستلزم بررسی پیامدهای مدیریت نرخ ارز از یک‌سو، کاهش مداخلات بانک مرکزی و تعیین اهداف مدیریت نرخ ارز از سوی دیگر است که در نهایت می‌تواند در افزایش همگرایی تجاری و خالص صادرات مفید باشد. اما مسئله مهم در اقتصاد ایران میزان دوام دوران رکود و رونق می‌باشد که با نگاهی به جدول ۷ نیز می‌توان به این نتیجه رسید که میزان مواجهه اقتصاد با دوران رکود برای بازه زمانی مورد بررسی در تحقیق حاضر ۱۶ دوره در مقابل ۱۵ دوره رونق می‌باشد که در نتیجه منفی بودن تراز تجاری در کشور قابل توجه می‌باشد، از آن جایی که انتظارات نقش بسیار مهمی در تصمیم به سرمایه‌گذاری دارند، هرگونه عدم ثبات سیاسی و اقتصادی می‌تواند اثر منفی بر سرمایه‌گذاری داشته باشد، ریسک سرمایه‌گذاری بلندمدت را افزایش داده و اطلاعات قیمتی را مخدوش می‌کند و حتی موجب فرار سرمایه می‌شود. در چنین

شرایطی، ترکیب سرمایه‌گذاری به نفع فعالیت‌های سوداگرانه که بازدهی آنی دارند و به زیان سرمایه‌گذاری مولدند، تغییر می‌یابد و منجر به افزایش واردات و بدتر شدن تراز تجاری می‌شود.



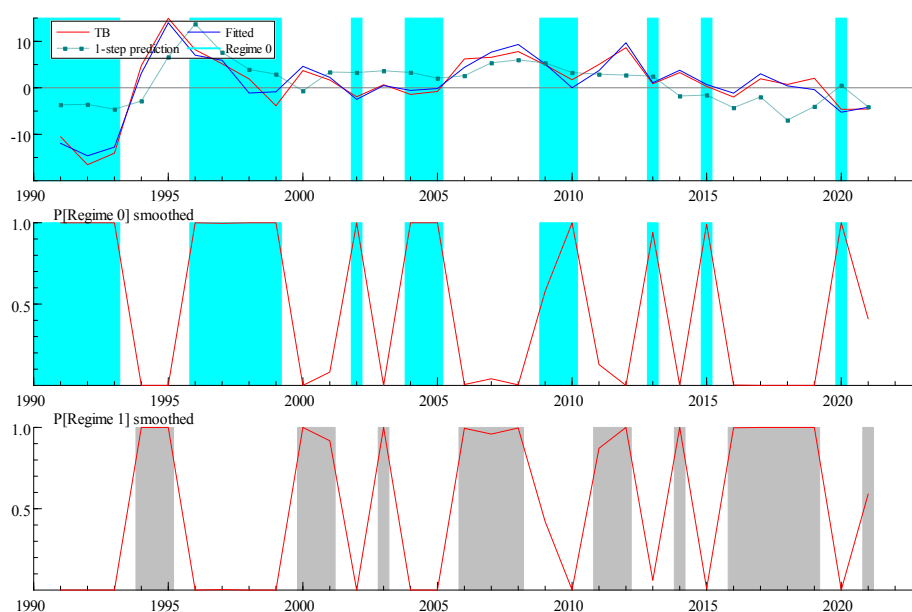
نمودار ۴-۱- روند نموداری متغیرهای مطالعه

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نمودار زیر احتمال قرار گرفتن هر یک از سال‌های مورد مطالعه در هر یک از دو رژیم را نشان می‌دهد. خطوط نقطه چین در دو نمودار زیرین بیانگر این احتمالات می‌باشد. همانطور که نمودار نیز نشان می‌دهد. مجموع احتمالات رژیم یک و دو در هر سال برابر یک می‌باشد. ناحیه‌های پررنگ در نمودارها نیز نشان دهنده طبقه بندی سال‌های بین دو رژیم می‌باشد.

جدول ۷ و نمودار (۲) نشان‌دهنده سال‌ها در هر یک از رژیم‌ها است (رژیم اول نشان دهنده دوران رونق و رژیم دوم نشان دهنده دوران رکود می‌باشد). از سال ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۷، مصرف جهانی نفت ۶.۲ میلیون بشکه در روز افزایش یافت. کاهش تولید نفت روسیه نیز نقش بسزایی در افزایش قیمت‌ها در این دوره داشت، به طوری که بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۶ تولید نفت روسیه از حدود ۱۱ میلیون بشکه در روز به کمتر از ۶ میلیون بشکه کاهش یافت. در آگوست ۱۹۹۰ به دلیل جنگ عراق و متحدان آمریکا، قیمت نفت ۱۳ درصد افزایش یافت. با پایان جنگ، سازمان ملل صادرات نفت عراق را تحریم کرد. این اقدام سازمان ملل باعث شد که قیمت نفت در ۹ ماه اخیر به بالاترین حد خود برسد. بحران اقتصادی سال‌های ۱۹۹۷ و ۱۹۹۸ قاره آسیا به دلیل تصمیم دولت تایلند مبنی بر شناور کردن نرخ ارز این کشور - بات تایلند - در ۲ ژوئیه ۱۹۹۷ رخ داد که در نتیجه این سیاست که به طور ناگهانی در کشوری که زمینه‌های لازم برای اجرای آن را نداشت، ارزش بات تایلند کاهش یافت. این افت

ناگهانی ارزش بات آسیب زیادی به اقتصاد کشور وارد کرد و باعث شد تمامی کالاهای صادراتی کشور قدرت رقابت خود را در بازارهای جهانی از دست بدهند.



نمودار ۴-۲- احتمال قرار گرفتن هر سال در دو رژیم استخراج شده برای مدل،

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در اوایل دهه ۲۰۰۰، ایالات متحده آمریکا با یک بحران اعتباری شدید مواجه شد و بانک‌ها درواقع آن را شروع کردند. وام‌گیرندگان آمریکایی با فرمول‌هایی برای بازپرداخت بدهی‌های خود مواجه بودند که عجیب به نظر می‌رسید و با زمان تغییر می‌کرد. در سال‌های اولیه دریافت، سود وام کم بود و وام‌گیرندگان مسکن می‌توانستند بدهی خود را پرداخت کنند. با افزایش نرخ بهره، بسیاری از وام‌گیرندگان آمریکایی دیگر قادر به پرداخت بدهی‌های خود نبودند و بسیاری از بانک‌های آمریکایی از جمله گلدمن ساکس، جی پی مورگان، مریل لینچ و لیمن برادرز با بحران اقتصادی بزرگی مواجه شدند که سرانجام در ۱۵ سپتامبر ۲۰۰۸ سقوط کرد. با ورشکستگی لهمان، ضربه بزرگی به اقتصاد آمریکا وارد شد. روند صعودی قیمت نفت از سال ۲۰۰۲ با بروز مشکلاتی در ونزوئلا به دلیل کاهش شدید تولید در این کشور همراه شد. در مارس ۲۰۰۳، پس از اینکه تولید ونزوئلا کمی بهبود یافت، فعالیت‌های نظامی ایالات متحده در عراق آغاز شد. در اکتبر ۲۰۰۴ قیمت نفت از مرز ۵۰ دلار در هر بشکه عبور کرد و در ژوئن همان سال قیمت‌ها جهش کرد و در نهایت از مرز روانی ۶۰ دلار در هر بشکه عبور کرد. در پایان

سال ۲۰۰۵ و اوایل سال ۲۰۰۶، به دلیل ناآرامی‌های نیجریه و بروز اختلافات شدید بین ایران و غرب بر سر موضوع فعالیت‌های هسته‌ای، قیمت نفت همچنان در حال افزایش بود. در پایان ژانویه ۲۰۰۶ قیمت نفت به بیش از ۶۸ دلار افزایش یافت. پیدا شد. هر بشکه نفت در ماه می ۲۰۰۷ به قیمت ۷۳.۹۳ دلار معامله شد که به ناآرامی‌های نیجریه نسبت داده می‌شود. اگرچه بازارهای نفت در سال ۲۰۰۷ شاهد نوسانات زیادی بود و حتی رکورد ۹۹.۲۹ دلار را تجربه کرد، اما رویای نفت ۱۰۰ دلاری سرانجام در اولین روزهای سال ۲۰۰۸ محقق شد. همچنین شوک مربوطه در سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۱۵ که باعث شد قیمت نفت به پایین‌ترین سطح خود در سال‌های اخیر سقوط کند. طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۷۱ (۱۹۹۲-۱۹۹۶) و همچنین سال‌های ۱۳۷۹ (۲۰۰۰)، ۱۳۸۱ (۲۰۰۲)، ۱۳۸۴ (۲۰۰۵)، شوک‌های بزرگ پولی بیشترین احتمال وضعیت را در اقتصاد ایران داشتند. در سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۷۱ (۱۹۹۲-۱۹۹۶) وجود دو عامل باعث افزایش حجم پول و نقدینگی و وقوع شوک‌های پولی بزرگ در اقتصاد ایران شد. اولین عامل ایجاد حساب ذخیره برای تعهدات ارزی به دلیل شناور بودن نرخ ارز در این سال‌ها بود که باعث افزایش حساب بدهی دولت به بانک مرکزی و افزایش حجم پول شد. عامل دوم افزایش بدهی شرکت‌های دولتی به سیستم بانکی بود که باعث شد تراز شد بدهی بخش عمومی به سیستم بانکی از ۲۲۵۴ میلیارد ریال در سال ۱۳۷۱ (۱۹۹۲) به ۱۰۸۴۸ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۵ (۲۰۰۶) افزایش یابد. در سال ۱۳۸۱ (۲۰۰۲) مجدداً تغییر تراز بدهی بخش عمومی به سیستم بانکی نسبت به سال قبل ۳۳۲ درصد افزایش یافته است. از سوی دیگر، مانده بدهی حساب ذخیره تعهدات ارزی که به دلیل بازپرداخت بخشی از بدهی‌های دولت به بانک مرکزی طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۱ (۲۰۰۲-۲۰۰۰) کاهش یافته بود، در سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۸۴ (۲۰۰۵-۲۰۰۴) مجدداً افزایش یافت. بنابراین بررسی منشاء شوک‌های پولی بزرگ در اقتصاد ایران طی دوره مورد بررسی نشان می‌دهد که سیاست مالی دولت و بدهی قابل توجه بخش دولتی به سیستم بانکی منشاء شوک‌های بزرگ پولی شده است. همچنین رشد درآمدهای نفتی برای اقتصاد ایران یکی از عوامل رشد تولید و تسهیل و در نتیجه رشد بازده قرارداد است. در فاصله سال‌های ۱۳۷۸ (۱۹۹۹) تا ۱۳۸۶ (۲۰۰۷) با افزایش قیمت نفت، اقتصاد ایران رشد خوبی داشت و از سوی دیگر یکی از دلایل کاهش رشد اقتصادی در چند سال گذشته، رشد خوب قیمت نفت نبود. همانطور که نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد، معمولاً اقتصاد ایران یکسال بعد از بروز بحران‌های مالی و نفتی به شوک‌ها واکنش نشان داده است که سال‌های قرار گرفته در رژیم دوم (رکود) مطابق با بروز بحران‌های مالی و نفتی می‌باشد.

جدول ۸ احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر و دوره دوام رژیم را نشان می‌دهد، همانطور که مشاهده می‌گردد، براساس توابع احتمال انتقالات مربوط به مدل برآوردی اقتصاد ایران در جدول زیر، اگر اقتصاد ایران در زمان t در دوران رونق قرار گیرد با وجود تحریم و تکانه‌های ارزی و نفتی به احتمال ۰/۵۰۴۸۹ در همان وضعیت باقی خواهد ماند و ۰/۴۹۵۱۱ نیز احتمال دارد که اقتصاد ایران تحت سایر عوامل به وضعیت دوران رکود چرخش کند، حال اگر اقتصاد کشور در زمان t در وضعیت رکود قرار گیرد، با وجود تحریم و تکانه‌های ارزی و نفتی به احتمال ۰/۵۲۵۳۵ در زمان $t+1$ در همان وضعیت باقی خواهد ماند و ۰/۴۷۴۶۵ نیز احتمال دارد که اقتصاد ایران تحت سایر عوامل به وضعیت رونق منقل شود، همچنین میزان مواجهه اقتصاد با دوران رکود ایران در تحقیق حاضر

۱۶ دوره در مقابل ۱۵ دوره رونق می‌باشد. پس ملاحظه می‌شود که میزان ماندگاری در دوران رکود و همچنین برگشت دوباره از دوران رونق به رکود در اقتصاد ایران از احتمال بالایی برخوردار است.

جدول ۴-۷- سال‌های قرارگرفته در هر یک از رژیم‌ها

رژیم اول (رونق)	رژیم دوم (رکود)
۳: (۱۹۹۱-۱۹۹۳)	۲: (۱۹۹۴-۱۹۹۵)
۴: (۱۹۹۶-۱۹۹۹)	۲: (۲۰۰۰-۲۰۰۱)
۱: (۲۰۰۲)	۱: (۲۰۰۳)
۲: (۲۰۰۴-۲۰۰۵)	۳: (۲۰۰۶-۲۰۰۸)
۲: (۲۰۰۹-۲۰۱۰)	۲: (۲۰۱۱-۲۰۱۲)
۱: (۲۰۱۳)	۱: (۲۰۱۴)
۱: (۲۰۱۵)	۴: (۲۰۱۶-۲۰۱۹)
۱: (۲۰۲۰)	۱: (۲۰۲۱)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۴-۸- احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱	۰/۵۰۴۸۹	۰/۴۹۵۱۱
رژیم ۲	۰/۴۷۴۶۵	۰/۵۲۵۳۵

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همانطور که در بخش معرفی مدل نیز بدان اشاره شد، جملات اخلاص مدل مارکوف-سوئیچینگ باید نرمال بوده و عاری از خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس باشد. در زیر نتایج حاصل از آزمون‌های مربوط به ویژگی‌های مذکور آورده شده است.

جدول ۴-۹- نتایج حاصل از آزمون‌های مربوطه برای مدل

نوع آزمون	آماره آزمون	آماره آزمون	ارزش احتمال
آزمون عدم خودهمبستگی ^۱	$X^2(4)$	۱۰۱۲۳	۰.۶۵۳۶
آزمون نرمال بودن ^۲	$X^2(2)$	۱۰۱۹۸	۰.۵۸۹۶
آزمون واریانس همسانی ^۳	$F(10,1)$	۱۰۲۶۹	۰.۵۴۲۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر

^۱. Ljung-Box Portmanteau Test

^۲. Jarque-Bera Test

^۳. ARCH Test

مطابق با نتایج آزمون عدم خودهمبستگی، نرمال بودن و واریانس همسانی قابل مشاهده است که سطح خطا بالای ۵ درصد می‌باشد و می‌توان استنباط کرد که جملات اخلاص دچار خودهمبستگی، عدم نرمالیتی و واریانس همسانی نمی‌باشد و نتایج مدل مارکوف قابل تائید می‌باشد.

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف مطالعه حاضر بررسی تاثیر تکانه‌های داخلی و خارجی بر تراز تجاری کشور ایران در دوران رکود و رونق اقتصادی با بکارگیری مدل مارکوف-سوئیچینگ طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۱ بود. مطابق نتایج تخمین مدل، تکانه‌های منفی نرخ ارز، تکانه‌های منفی قیمت نفت، تکانه‌های منفی حجم نقدینگی (رژیم رکود)، تورم، نرخ سود تسهیلات (رژیم رکود) و تحریم اقتصادی در هر دو دوران رونق و رکود (بغیر از حجم نقدینگی و نرخ سود تسهیلات که در رژیم رونق معنی‌دار نمی‌باشند)، اثر منفی بر تراز تجاری دارند. همچنین متغیر تکانه‌های مثبت نرخ ارز، قیمت نفت و حجم نقدینگی نیز در رژیم اول (دوران رونق) اثر مثبت بر تراز تجاری دارند. بعبارتی با افزایش درآمدهای نفتی در کشور، به دلیل وابستگی شدید به درآمدهای حاصل از نفت، درآمدهای دولت نیز افزایش می‌یابد و باتوجه‌به اینکه کشور ما به‌خاطر مصرفی بودن وابستگی شدیدی به تقاضای واردات دارند، لذا با افزایش درآمدهای نفتی، تقاضای کل در اقتصاد افزایش می‌یابد و به علت عدم وجود قدرت تولیدی در بخش صنعت و کشاورزی، با افزایش تقاضا توسط مصرف‌کنندگان کالاها و خدمات، سطح عمومی قیمت‌ها (تورم) نیز افزایش می‌یابد، در این شرایط و برای جلوگیری از افزایش دوباره سطح عمومی قیمت‌ها به‌خاطر افزایش تقاضا در کشور، واردات (که تابعی مستقیم از درآمد است) از کشورهای دیگر افزایش می‌یابد تا از تورم جلوگیری گردد. همچنین به علت پایین‌بودن قدرت رقابت و عدم وجود زیرساخت‌های مناسب در اقتصاد داخلی و به دلیل دارا بودن قدرت رانت نفتی در دست دولت‌ها، درآمدهای مازاد نفتی به‌جای سرمایه‌گذاری در بخش تولید، صرف هزینه‌های جاری کوتاه‌مدت و همچنین سرمایه‌گذاری‌هایی که در مدت‌زمان کوتاه سودآوری بیشتری دارند، می‌شود که این عامل نیز باعث افزایش واردات در اقتصاد شده و بار اضافی بر دوش اقتصاد می‌افتد. همچنین افزایش درآمدهای نفتی و افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی باعث افزایش در پایه پولی کشور شده و حجم نقدینگی نیز افزایش می‌یابد و به طبع آن تورم نیز افزایش خواهد یافت. انتظار از تورم در دوره آتی و نااطمینانی از نرخ تورم نیز در دامن‌زدن به‌شدت تورم تأثیرگذار است و هرچه نااطمینانی افزایش یابد، میزان سرمایه‌گذاری در بخش تولید کاهش‌یافته و وضعیت تولید کشور را وخیم‌تر می‌کند و موجب فاصله‌گرفتن تولید و صادرات از مسیر اصلی می‌شود، بنابراین توجه دولت برای سرمایه‌گذاری در بخش‌های تولیدی و صادراتی ضروری است. همچنین بر اساس نتایج مدل تغییر رژیم مارکوف - سوئیچینگ اثر کلی تحریم و تکانه‌های داخلی و خارجی در دوره رکود اقتصادی بیش از دوره‌های رونق اقتصادی است. بنابراین می‌توان به سیاست‌گذاران پیشنهاد داد در صورت اعمال بحران ترجیحاً سیاست مورد نظر خود را در دوره‌های رکود اقتصادی اعمال کنند، زیرا در این دوره‌ها اقتصاد دارای توانایی‌های بالقوه و ظرفیت‌های فراوان تولید بوده و اگر سیاست مورد نظر در این دوره اعمال شود، این سیاست زمینه‌ساز خروج اقتصاد

از وضعیت رکود می‌شود. بنابراین توصیه می‌شود بانک مرکزی به‌منظور تحقق اهداف کلان اقتصادی، کارائی بحران بر تولید را در شرایط مختلف رونق و رکود اقتصادی مدنظر قرار دهد.

فهرست منابع

- ایرانمنش، مهدیه، جلایی، سیدعبدالمجید، و زاینده رودی، محسن. (۱۳۹۸). اثر تکانه های ارزی بر تراز تجاری ایران با رهیافت مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *پژوهش ها و سیاست های اقتصادی*، ۲۷ (۹۱)، ۳۲۳-۳۵۸.
- ایران منش، سعید، صالحی، نورالله، جلایی، سید عبدالمجید. (۱۴۰۰). بررسی اثر تحریم‌های خارجی بر تراز پرداخت‌های خارجی جمهوری اسلامی ایران: رویکرد سیستم‌های پویا. *فصلنامه علمی نظریه های کاربردی اقتصاد*، ۸ (۲)، ۷۵-۱۰۶.
- اسمعیلی، سمیرا، قهرمان زاده، محمد، محمودی، ابوالفضل، مهر ارا، محسن و یاوری، غلامرضا (۱۳۹۹). تأثیر نوسانات نرخ ارز و قیمت نفت بر تراز تجاری بخش کشاورزی ایران: رویکرد منحنی L اقتصاد و توسعه کشاورزی، ۳۴ (۲)، ۱۷۹-۲۰۰.
- ابراهیمی، مریم، هژیر کیانی، کامبیز، معمارنژاد، عباس و غفاری، فرهاد. (۱۳۹۷). بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تراز تجاری ایران و چین با رویکرد ARDL غیرخطی. *اقتصاد مالی*، ۱۲ (۴۴)، ۴۰-۲۱.
- آل عمران، رویا و آل عمران، سید علی (۱۳۹۶). بررسی تأثیر سیاست پولی و توسعه مالی بر تراز تجاری کشور ایران. *اقتصاد مالی*، ۱۱ (۳۸)، ۹۸-۸۱.
- باقری، سیده فاطمه، نظریان، رافیک، هادی نژاد، منیژه، دامن کشیده، مرجان. (۱۴۰۱). تأثیر شاخص های کلان بانکی، مالی، اقتصادی و بحران های اقتصادی بر ادوار تجاری ایران و کشورهای منتخب در حال توسعه اسلامی و توسعه یافته. *اقتصاد مالی*، ۱۶ (۵۹)، ۳۰۳-۳۲۴.
- بلاغی اینالو، یاسر، نجاتی، مهدی، بهمنی، مجتبی، جلائی اسفند آبادی، سیدعبدالمجید. (۱۴۰۱). منافع اقتصادی ایران از گسترش روابط تجاری با اتحادیه اقتصادی اوراسیا: رویکرد GDyn. *فصلنامه علمی نظریه های کاربردی اقتصاد*، ۹ (۱)، ۲۶-۱.
- مدیری، حمید رضا، دامن کشیده، مرجان. (۱۴۰۲). شوک نامتقارن قیمت نفت، درآمدهای مالیاتی، نفرین منابع، بازار سهام و سیکل‌های تجاری در اقتصادهای صادرکننده نفتی. *اقتصاد مالی*، ۱۷ (۶۴)، ۱۸۷-۲۰۶.
- موسوی نیک، سیدهادی، باقری پرمهر، شعله و خیراندیش، الهام (۱۴۰۱). بررسی نقش شاخص تجارت درون صنعتی در تعامل نرخ ارز و تراز تجاری با استفاده از مدل رگرسیون گذار ملایم. *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲۲ (۲)، ۵۶-۳۳.
- معیری، فرزاد، زاینده‌رودی، محسن، جلایی اسفند آبادی، سید عبدالمجید و مهرابی، حسین (۱۳۹۵). بررسی تأثیر جهش پولی نرخ ارز بر وقوع چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از روش تجربی لوکاس. *مدلسازی اقتصادی*، ۲ (۳)، ۳۱-۹.

- Apanisile, O. T., & Oloba, O. M. (2020). Asymmetric effect of exchange rate changes on cross-border trade in Nigeria. *Future Business Journal*, 6(1), 1-9.
- Bahmani-Oskooee, M., & Saha, S. (2019). On the effects of policy uncertainty on stock prices. *Journal of Economics and Finance*, 43, 764-778.
- Bahmani-Oskooee, M., & Harvey, H. (2011). Exchange-rate volatility and industry trade between the US and Malaysia. *Research in International Business and Finance*, 25(2), 127-155.
- Edwards, S. (1988). Real and monetary determinants of real exchange rate behavior: Theory and evidence from developing countries. *Journal of development economics*, 29(3), 311-341.
- Farzanegan, M. R., & Markwardt, G. (2009). The effects of oil price shocks on the Iranian economy. *Energy economics*, 31(1), 134-151.
- Fagbemi, T. O., Kolawole, M. A., Adigbole, E. A., & Abogun, S. (2022). C-suite bias, firm characteristics, and capital structure decisions of quoted industrial firms in Nigeria. *Colombo business journal*, 13(2).
- Forson, P., Dramani, J. B., Frimpong, P. B., Arthur, E., & Mahawiya, S. (2022). Effect of oil price volatility on the trade balance in sub-Saharan Africa. *OPEC Energy Review*, 46(3), 340-361.
- Habanabakize, T. (2020). The effect of economic growth and exchange rate on imports and exports: The South African post-2008 financial crisis case. *International Journal of Economics and Finance Studies*, 12(1), 223-238.
- Hunegnaw, F. B., & Kim, S. (2017). Foreign exchange rate and trade balance dynamics in East African countries. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 26(8), 979-999.
- Helmi, M. H., Eleyan, M. I. A., Çatık, A. N., & Ballı, E. (2023). The Time-Varying Effects of Oil Shocks on the Trade Balance of Saudi Arabia. *Resources*, 12(5), 54.
- Ludvigson, S. C., Ma, S., & Ng, S. (2021). Uncertainty and business cycles: exogenous impulse or endogenous response?. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13(4), 369-410.
- Sambo, N. U., Farouq, I. S., Isma'il, M. T., Sambo, N. U., Farouq, I. S., & Isma'il, M. T. (2021). Asymmetric effect of exchange rate volatility on trade balance in Nigeria. *National Accounting Review*, 3(3), 342-359.
- Yildirim, Z., & Arifli, A. (2021). Oil price shocks, exchange rate and macroeconomic fluctuations in a small oil-exporting economy. *Energy*, 219, 119527

Investigating the impact of domestic and foreign shocks on the trade balance of Iran during recession and economic boom, under the Markov Switching regime change model

Adel Karimi¹

Farzin Arbabi²

Manijeh Hadinejad Darsara³

Khashayar Seyed Shukri⁴

Received: 2025-Dec-26

Accepted: 2026-Feb-25

Abstract

The present study seeks to investigate the impact of domestic and foreign impulses on the trade balance of Iran during recession and economic boom. For this purpose, the effect of the study variables during the period of 1990 to 2021 is investigated by using the rotation model and Markov switching regime change. according to the model estimation results; Negative impulses of exchange rate, oil price, liquidity, inflation, interest rate of facilities and economic sanctions during the recession have a negative effect on the trade balance. Also, the positive impulses of the exchange rate, oil price and liquidity in the boom regime have a positive effect on the trade balance. According to the results, structural changes in the economy, sanctions, economic policies of the government have affected the trade balance. The negative effect of negative oil price and exchange rate shocks on the trade balance during the recession is fully consistent with empirical expectations and economic theory. So that the amount of exposure of the economy to the period of recession for the time frame investigated in the present research is 16 periods against 15 periods of prosperity. Considering the wide consequences of changing internal and external impulses on the performance of Iran's economy, the management of impulses is very important. This has become more important in the current state of the country's economy, especially with the increase in economic sanctions and the jump in the unofficial exchange rate in the open market.

Keyword: Domestic impulses, external impulses, trade balance, Markov switching regime change model

JEL Classification: C24 .E52 .G12 .G32 .G19

¹ Department of Economics, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran adel.karimi@iau.ir

² Department of Economics, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran (Corresponding author). f.arbabi@iau.ac.ir

³ Department of Economics, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran, Man.hadinejad@iau.ac.ir

⁴ Department of Economics, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran, 0062488831@iau.ir

