فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ـ سال هشتم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۳۸۷ ـ صفحات ۴۱-۶۱

بررسی منابع نوسانات کلان اقتصادی ایران با تاکید برنرخ واقعی ارز طی سالهای ۸۴-۱۳۴۹

دکتر کیومرث آقایی[۱]
امیر جباری[۲]
محمد کریمی[۳]

تاریخ دریافت: ۸۶/۴/۶ تاریخ پذیرش: ۸۶/۱۰/۲۳

چکیده

نرخ ارز به عنوان معیار ارزش برابری پول ملی یک کشور در برابر کشورهای دیگر، منعکس کننده وضعیت اقتصادی آن کشور در مقایسه با شرایط سایر کشورهاست. نرخ ارز متغیری است که می‌تواند عملکرد اقتصاد و متغیرهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. یکی از مسائل مهمی که در زمینه نرخ ارز، بویژه در کشورهای توسعه نیافته و در حال توسعه, موضوع مورد تحقیق بوده و هست، مسأله تأثیر نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی می‌باشد.

این مطالعه، منابع نوسانات کلان اقتصادی در ایران را با تأکید بر نقش نرخ ارز واقعی و ارتباط بین نرخ واقعی ارز و متغیرهای کلان اقتصادی در چارچوب یک الگوی بردار خود رگرسیونی ساختاری(SVAR)و الگوی تجزیه واریانس ساختاری بررسی می‌کند.

نتایج نشان می‌دهد منابع اصلی نوسانات نرخ واقعی ارز در ایران, بیشتر از شوکهای پولی و شوکهای قیمتی نفت مشتق می‌شود. با این اوصاف، اختلالات پولی و قیمت نفت در ایران بر تحرکات نرخ واقعی ارز تأثیر می‌گذارد که این نتیجه نشان می‌دهد که سیاستهای پولی در ایران باید با احتیاط بیشتر اجرا شود.

همچنین نتایج نشان می‌دهد که قسمت اعظم نوسانات درآمدی در ایران به خاطر شوکهای قیمتی، قیمت نفت، سیاستهای پولی و عرضه می‌باشد؛ که این امر نشان می‌دهد که تنوع اقتصادی، بهبود زیر ساخت‌ها و سرمایه گذاری، ثبات قیمتها و جلوگیری از نوسانات پولی و جلوگیری از عرضه بی رویه پول در جامعه می‌تواند باعث جلوگیری از نوسانات تولید ملی ، شکوفایی و رشد اقتصادی شود.

طبقه‌بندی JEL : C22 ,E20, F31.

واژگان کلیدی: نرخ ارز، متغیرهای کلان اقتصادی، الگوی خود رگرسیونی ساختاری.

---

۱ عضو هیئت علمی دانشگاه اصفهان
۲ دانشجوی دکتری دانشگاه اصفهان
۳ کارشناس ارشد برنامه ریزی و سیستمهای دانشگاه صنعتی اصفهان

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

۱- مقدمه:

نرخ ارز به عنوان معیار ارزش برابری پول ملی یک کشور در برابر پول کشورهای دیگر، منعکس کننده وضعیت اقتصادی آن کشور در مقایسه با شرایط سایر کشورهاست. در یک اقتصاد باز، نرخ ارز به دلیل ارتباط متقابل آن با سایر متغیرهای داخلی و خارجی، متغیر کلیدی به شمار می‌رود که سیاستهای اقتصادی داخلی، خارجی و تحولات اقتصادی تأثیرات بسیاری بر آن می‌گذارند. در مقابل، نرخ ارز نیز متغیری است که می‌تواند عملکرد اقتصاد و متغیرهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. یکی از موضوعات مهمی که در زمینه نرخ ارز، به ویژه در کشورهای توسعه نیافته و در حال توسعه موضوع مورد تحقیق بوده و هست، تأثیر نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی می‌باشد.

بررسی های تجربی صورت گرفته در بسیاری از کشورها ، به ویژه در کشورهای آسیایی و آفریقایی نشان می‌دهد که ارتباط قوی بین نرخ ارز و عملکرد شاخصهایی نظیر سرمایه گذاری، صادرات و رشد اقتصادی وجود دارد. عدم تعادل نرخ واقعی ارز، هزینه های زیادی بر اقتصاد تحمیل خواهد کرد، کاهش کارآیی اقتصادی، توزیع و تخصیص غیر بهینه منابع اقتصادی، اختلال در بازارهای مالی داخلی و تخریب تراز پرداختها، از اثرات تنظیم نامناسب نرخ ارز واقعی است (حلافی و همکاران، ۱۳۸۳).

در این مطالعه، هدف این است که منابع نوسانات کلان اقتصادی در ایران را با تأکید بر نقش نرخ ارز واقعی و ارتباط بین نرخ واقعی ارز و متغیرهای کلان اقتصادی ، به صورت تجربی بررسی گردد.

الگوی تجربی، شش عامل نوسانات اقتصادی در ایران را توضیح می‌دهد: شوکهای رابطه مبادله، شوکهای عرضه، شوکهای تراز تجاری، شوکهای تقاضای حقیقی، شوکهای پولی و شوکهای قیمت نفتی.

برای این منظور، از الگوی بردار خودرگرسیونی ساختاری SVAR[1] و الگوی تجزیه واریانس[2] استفاده می‌شود.

برای رسیدن به این هدف، مقاله از بخشهای زیر تشکیل یافته است: بخش دوم به ادبیات موضوع، بخش سوم به معرفی الگو و بخش چهارم به تخمین، تجزیه و تحلیل نتایج حاصل از الگو می‌پردازد. در نهایت نیز در بخش پنجم, نتیجه گیری و پیشنهادات ارائه می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

نرخ واقعی ارز در هر کشوری بدون شک از شاخصهای اساسی و بنیادین در تعیین درجه رقابت بین المللی و تبین داخلی اقتصاد آن کشور به شمار می‌رود. آشفتگی و نوسان در عملکرد این شاخص, از یک طرف مبین عدم تعادل در اقتصاد بوده و از طرفی دیگر، علت بی ثباتی بیشتر محسوب می‌شود.

مطالعات به عمل آمده در کشورهای توسعه‌یافته 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. این مطالعات ضمن برآورد میزان این انحراف، به چگونگی تأثیر آن

1 Structural Vector Auto-Regressive Process
2 Variance Decomposition

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

بر عملکرد اقتصادی این کشورها پرداخته و نشان می‌دهد که یک رابطه منفی قوی بین شاخصهای عملکرد اقتصادی و میزان عدم تعادل نرخ واقعی ارز در کشورهای در حال توسعه وجود دارد.

از این‌رو تحلیل رفتار نرخ واقعی ارز و شناسایی عوامل تعیین کننده آن به منظور تدوین سیاستهایی برای تعدیل این شاخص همواره توجه کارشناسان و سیاستگذاران اقتصادی را به خود معطوف داشته است.

با توجه به اهمیت بحث نرخ ارز در اقتصاد کشورها و نیز با توجه به تغییرات سریع سیاستهای نرخ ارز در ساختار اقتصادی ایران، لازم است تا به بررسی نرخ ارز در ج.ا.ایران و تأثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشور پرداخته شود که در بخش بعدی، سیاستهای نرخ ارز در کشورمان ارائه می گردد.

۲-۱- سیاستهای نرخ ارز در ایران

در ایران همانند سایرکشورهای عضوصندوق بین المللی پول، تا زمانی که قرارداد برتون وودز[1] معتبر بود(۱۹۷۳-۱۹۴۵میلادی مصادف با۱۳۵۳-۱۳۲۵هجری شمسی) نرخ مبادله داخلی دلار به ریال و از این رو نرخ مبادله اسنادخارجی، تقریباً ثابت شده بود؛ به ترتیبی که نرخ مبادله ریال به دلار درسنوات ۱۹۶۳ تا ۱۹۷۳ بین ۶۲/۵۶۷ و ۷۵/۷۵ ریال نوسان داشته است. پس ازفروپاشی نظام برتون وودز و منسوخ شدن قابلیت تبدیل دلار به طلا در سال ۱۹۷۱ درکشورهای صنعتی پیشرفته، نظام ارز شناور غالب و افزایش نوسانهای دلار در بازارهای جهانی ارز موجب فزونی نوسانهای ریال درمقابل دیگر اسعار مهم بین المللی گردید. برای جلوگیری از افزایش بیش از حد قیمت اسعار مهم اروپایی در مقابل ریال در بهمن ماه ۱۳۵۳ تا ۱۳۵۶، رابطه ثابت ریال و دلارملغی شد. و به جای آن نرخ برابری ریال به واحد SDR تثبیت گردید. ارزش هر SDR معادل ۸۲/۲۴۲۵ ریال تعیین گردید. البته این نرخ درصورت لزوم قابل تغییر بود و اگر نوسانات در بیش از ۵ روز از ۳/۵ درصد (بعداً ۷/۲۵ درصد) بیشترمی شد، می‌توانست نرخ جدیدی اعلام گردد (بهکیش،۱۳۸۱).

از اواسط آذرماه سال ۱۳۵۶ تا اول خردادماه ۱۳۵۹ مجدداً ریال به دلارآمریکا تثبیت گردید. نرخ خرید هر دلار ۷۰/۳۵ ریال و فروش هر واحد۷۰/۶۰۰ ریال تعیین شد. برای محاسبه نرخ برابری روزانه سایر ارزها به ریال از نرخ برابری ساعت یازده بازار لندن آن ارزها با دلارآمریکا استفاده می‌شد (رشیدی،۱۳۸۳).

ازسال ۱۳۵۹تا ۱۳۷۱ مجدداً رابطه ریال به دلارآمریکا قطع و ریال بهSDR تثبیت و نرخ متوسط هر SDR برابر۹۲/۳۰ ریال تعیین گردید. این تغییرات موجب تغییر نرخ رسمی ارز نگردید و نرخ ارز رسمی پس از پیروزی انقلاب اسلامی و در دوران جنگ تحمیلی ثابت ماند. درعمل نرخ رسمی دلار در ایران بین سالهای ۱۳۴۰ تا ۱۳۷۲ بین ۶۵ تا ۷۵ ریال نوسان داشته است (جلالی نائینی،۱۳۷۶). درسالهای فوق علاوه برنرخ رسمی ارز، نرخهای برابری دیگری مثل نرخ ترجیحی(غیرتعادلی)، نرخ خدماتی و نرخ رقابتی در سیستم بانکی رایج بود. اما از ابتدای سال ۱۳۸۱ نرخهای چند گانه ارز به نرخ واحد تبدیل شد و از این پس نرخ ارز مرجع در بازار ارز بین بانکی تعیین می‌گردد (جدول۱).

1. Bretton Woods

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

۲-۲- سابقه تحقیق

نرخ ارز از جمله موضوعاتی است که به دلیل تأثیر آن از سایر متغیرهای اقتصادی حجم زیادی از مطالعات تجربی در اقتصاد کلان را به خود اختصاص داده است. تنوع و امکان بسط مباحث نرخ ارز و بررسی ارتباط آن با متغیرهایی نظیر سرمایه گذاری، تجارت خارجی و رشد اقتصادی، سبب گردیده تا کاوشهای نظری و تجربی بسیاری در این زمینه صورت گیرد.

در سالهای اخیر، در زمینه انحراف نرخ ارز واقعی و تأثیر آن بر عملکرد اقتصاد کلان در خارج از کشور به نسبت داخل بررسیهای تجربی بیشتر انجام یافته است.

ادواردز یک مدل نظری از رفتار نرخ واقعی ارز را توسعه داد و معادله ای برای تخمین پویاییهای نرخ ارز واقعی ارائه نمود و نشان داد که در بلند مدت، نرخ واقعی ارز متأثر از متغیرهای حقیقی است و در کوتاه مدت ممکن است تحت تأثیر عوامل اسمی و واقعی قرار گیرد. بنابراین، به نظر وی عوامل بنیادی تعیین کننده نرخ ارز واقعی عبارتند از : رابطه مبادله، میزان و ترکیب مخارج دولت، کنترل بر جریان سرمایه، کنترلهای ارزی و تجاری، پیشرفت فنّاوری و موجودی سرمایه (Edwards, 1991).

جدول ۱- انواع نرخهای ارز برحسب ریال طی سالهای ۱۳۸۳- ۱۳۷۲

نرخ های ارز / سال	نرخ صادرات نفتی(رسمی پایه) (متوسط خرید و فروش)	نرخ صادرات غیر نفتی(متوسط خرید و فروش)	نرخ بازار بین بانکی(نرخ مرجع)(متوسط فروش)	نرخ بازار آزاد (متوسط فروش)
۱۳۷۲	۱۶۴۶/۲۹	ـــــ	ـــــ	۱۸۱۰
۱۳۷۳	۱۷۴۹	ـــــ	ـــــ	۲۸۰۸
۱۳۷۴	۱۷۴۷/۵۰	۲۸۹۶/۷۰	ـــــ	۲۸۰۸
۱۳۷۵	۱۷۵۱/۷۲	۳۰۰۷/۵۰	ـــــ	۴۴۴۵/۵۵
۱۳۷۶	۱۷۵۲/۵۰	۳۰۰۷/۵۰	ـــــ	۴۷۸۱/۵۰
۱۳۷۷	۱۷۵۲/۵	۵۳۹۵/۴۲	ـــــ	۶۴۶۸/۳۶
۱۳۷۸	۱۷۵۲/۵	۷۹۰۶/۸۸	ـــــ	۸۶۵۷/۶۸
۱۳۷۹	۱۷۵۲/۵	۸۰۷۷/۶۵	ـــــ	۸۱۸۸/۱۳
۱۳۸۰	۱۷۵۲/۵	۷۹۲۱/۵۲	ـــــ	۸۰۰۸/۴۵
۱۳۸۱	ـــــ	ـــــ	۷۹۵۸/۰۵	۸۰۱۸/۹۴
۱۳۸۲	ـــــ	ـــــ	۸۲۸۲	۸۳۲۳
۱۳۸۳	ـــــ	ـــــ	۸۷۷۶	۸۷۹۹

منبع: نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی ایران،شماره های مختلف

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

کوتانی، کاوالو و خان به بررسی تأثیر دو مقوله انحراف نرخ واقعی ارز از مقدار تعادلی و بی ثباتی نرخ ارز بر شاخصهایی نظیر سرمایه گذاری ، صادرات و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه را طی سالهای ۸۳-۱۹۶۰ پرداخته اند. نتایج تخمین نشان می‌دهد که هر دو مقوله بی ثباتی و انحراف نرخ واقعی ارز در کشورهای در حال توسعه اثر منفی بر سرمایه گذاری ، صادرات و رشد اقتصادی داشته است (Cottani et al., 1990).

کاراس به بررسی منابع نوسانات کلان اقتصادی طی دوره ۸۹-۱۹۷۳ برای ایالات متحده آمریکا پرداخته است. این مقاله فرض می‌کند که اقتصاد آمریکا تحت تأثیر ۶ شوک ساختاری است که عبارتنداز: نفت، عرضه کل نفت، مالی ، پولی ، تقاضای کل و تغییر نرخ ارز.

محقق در این مقاله از الگوی VAR ساختاری استفاده می‌کند تا اهمیت شوکها را برای نوسانات کلان اقتصادی طی دوره ۸۹-۱۹۷۳ بررسی کند. نتایج نشان می‌دهد که شوکهای طرف عرضه برای نوسانات تولید ملی، هم در بلند مدت و هم، در کوتاه مدت مهم هستند، همان طوری که تئوری پیش بینی می‌کند، آنها بر درآمد ملی به طور پیوسته و دائمی تأثیر می‌گذارند. به نظر می رسد تغییرات شوکهای غیر نفتی نسبت به شوکهای نفت بیشتر مهم باشند. به عبارت دیگر، شوکهای (اصولاً پولی)، طرف تقاضا تنها اثرات ناپایدار روی درآمد دارند. همه شوکها بر تورم در کوتاه مدت تأثیر می‌گذارد ، اما تنها رشد پولی تأثیرات دائمی بر تورم می‌گذارد. نهایتاً، رشد سریعتر پولی به کاهش ارزش دلار منجر می‌شود، اما ظاهراً و برخلاف تئوری مرسوم، به کسری بالاتر بودجه می‌انجامد (Karras, 1993).

رازین و کولینز با طراحی دقیق معیار سنجش انحراف نرخ واقعی ارز در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته، رابطه سیتماتیک میان انحراف نرخ واقعی ارز و رشد اقتصادی را به طور جداگانه در این دو دسته از کشورها مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در اغلب کشورهای در حال توسعه، انحراف نرخ واقعی ارز به صورت بالاتری، ارزشگذاری پول محلی آنها بوده است. همچنین برآورد تابع رشد اقتصادی نشان می‌دهد که رابطه منفی معنی داری بین انحراف نرخ واقعی ارز از مسیر تعادلی و رشد اقتصادی در کشورهایی که انحراف نرخ ارز به صورت گران کردن پول محلی می‌باشد، وجود دارد. در حالی که چنین رابطه‌ای برای کشورهای توسعه یافته مشاهده نگردیده است (Razin & Collins, 1997).

چو و شیی (۱۹۹۸)[1] نرخ تعادلی ارز را برای چین بین ۱۹۷۸ تا ۱۹۹۴ با استفاده از الگوی برابری قدرت خرید (PPP) و الگوی بنا شده بر قیمت سایه ارز محاسبه کردند. این نویسندگان به این نتیجه رسیدند که نرخ تعادلی ارز بیش از اندازه برای دوره‌های مورد بررسی ارزشگذاری شده، اما در سالهای ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۴ به مقدار تعادلی نزدیکتر شده است (Chou & Shih, 1998).

دوماک و شابسیق در مطالعه خودشان به بررسی آثار انحرافات نرخ واقعی ارز از مسیر تعادلی بر رشد اقتصادی چهار کشور مصر، اردن، مراکش و تونس پرداختند. نتایج برآورد تابع رشد اقتصادی تجمعی

1 Chou & Shih(1998)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

برای چهار کشور مذکور، نشان می‌دهد که ضرایب متغیر انحراف نرخ واقعی ارز در تابع به ترتیب ۰/۰۲۶۸- و ۰/۰۲۲۱- و ۰/۱۵۶۸- به دست آمده است که حاکی از تأثیر منفی انحراف نرخ ارز واقعی از مقادیر بلند مدت آن بر رشد اقتصادی در این کشورهاست (Domic & Shabsigh, 1999).

وانگ به بررسی منبع نوسانات نرخ ارز در چین طی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۳ پرداخته است. این مقاله برآورد نرخ واقعی ارز چین را از ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۳ بازنگری و از الگوی بردار خود رگرسیونیVAR استفاده می‌کند تا اهمیت نسبی تفاوت انواع شوکهای کلان اقتصادی برای نوسانات نرخ ارز واقعی بین ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۳ را مطالعه کند. تجزیه واریانس نشان می‌دهد که شوکهای عرضه و تقاضای حقیقی نسبی به عنوان عامل اصلی در تغیرات نرخ ارز واقعی طی دوره مورد بررسی به حساب می‌آید. همچنین مقاله به این نتیجه رسیده است که شوکهای عرضه، اقلاً به مهمی شوکهای تقاضای اسمی برای نوسانات نرخ ارز واقعی هستند (Wang, 2005). در مقابل ، سایر مطالعات نشان می‌دهند که شوکهای اسمی در توضیح نوسانات نرخ واقعی ارز در کشورهای صنعتی مهم هستند.

سیسوکو و دیبو غلو در مقاله خود به بررسی سیستم نرخ ارز و نوسانات کلان اقتصادی در حومه صحرای آفریقا پرداخته اند. آنها از الگوی VAR برای کار خود استفاده کرده و به این نتیجه رسیده اند که شوکهای رابطه مبادله و عرضه در کشورهای فرانسوی زبان آفریقایی و کشورهای غیر فرانسوی زبان آفریقایی منجر به گردش درآمد می‌شوند. آنها همچنین به این نتیجه رسیدند که شوکهای رابطه مبادله دارای تأثیر بیشتری در کشورهای فرانسوی زبان آفریقایی هستند و همچنین شوکهای تقاضا روی درآمد و نرخ واقعی ارز در کشورهای غیر فرانسوی زبان آفریقایی دارای تأثیر بیشتری می‌باشد (Sissoko & Dibooglu, 2006).

در سالهای اخیر مطالعات خوبی در داخل صورت گرفته است. مطالعات قاسملو(۱۳۷۶)، حسینی(۱۳۷۸)، کیانی و نیک اقبالی (۱۳۷۹) و نصراللهی(۱۳۸۱) از این نمونه هستند. قاسملو با برآورد شاخص انحراف نرخ واقعی ارز از مقدار تعادلی در اقتصاد ایران ، به بررسی تأثیر این متغیر بر صادرات و رشد اقتصادی پرداخته که نتایج این مطالعه حاکی از تأثیر منفی انحراف نرخ واقعی ارز از مسیر تعادلی آن برصادرات و رشد اقتصادی است. حسینی در رساله خود تنها به بررسی رفتار نرخ ارز واقعی و اندازه گیری میزان آشفتگی آن پرداخته و نتیجه گرفته که مهمترین عامل انحراف نرخ واقعی ارز ، وجود موانع تجاری و رشد بازار غیر رسمی ارز است. نیک اقبالی نیز در تحقیق خود با برآورد نرخ ارز واقعی و با استفاده از مدل کوتانی و دیگران، انحراف نرخ ارز واقعی از مقادیر بلند مدت را محاسبه و تأثیر آن بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی ایران را بررسی نموده است. نتایج مربوط به این مطالعه نشان می‌دهد که انحراف نرخ ارز واقعی با ضریب منفی ۱۱ درصد، اثر معنی داری بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی دارد. نصرالهی در مطالعه خود، نشان داده است که آشفتگی نرخ واقعی ارز بسیاری از سیاستگذاری‌ها و تصمیم گیری‌های اقتصادی را به صورت سلبی تحت تأثیر قرار می‌دهد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

ابریشمی و رحیمی (۱۳۸۳) در مقاله خود، عوامل کوتاه مدت و بلند مدت تعیین کننده نرخ واقعی ارز در چارچوب سه کالایی را بررسی کرده و نتیجه گرفته اند که در بلند مدت، نرخ واقعی ارز برای واردات با رابطه مبادله، سهم سرمایه گذاری، ذخایر بانک مرکزی ، درجه باز بودن اقتصاد و مخارج مصرفی دولت رابطه داشته است.

طیبی و نصرالهی (۱۳۸۱) در مطالعه ای برای تعیین رفتار نرخ ارز واقعی در ایران، عواملی چون کارآیی کل تولید، نسبت هزینه های جاری به عمرانی دولت، رابطه مبادله داخلی، نسبت ذخیرهای ارزی بانک مرکزی ایران به پایه پولی و شاخص ارزبری سرمایه گذاری را مؤثر دانسته اند.

یاوری و قادری (۱۳۸۳)، در بخشی از مقاله خود نشان می‌دهند که حجم پول، سطح قیمتها، انتظارات در ارتباط با تورم داخلی، خالص بازدهی پول خارجی، سرمایه گذاری، اندازه دولت و درآمدهای نفتی، اثر معنی داری بر نرخ ارز واقعی داشته اند.

حلافی و همکاران (۱۳۸۳)، اثر انحراف نرخ ارز واقعی از مسیر تعادلی را بر رشد اقتصادی ایران، طی دوره ۱۳۴۰ تا ۱۳۸۰ مورد آزمون قرار داده‌اند. برای این منظور از سه معیار تفاوت نرخهای رسمی و موازی ارز، نظریه برابری قدرت خرید و مدل ساختاری برای اندازه گیری شاخص انحراف نرخ واقعی ارز استفاده گردیده است. نتایج بررسیهای تجربی نشان می‌دهد که انحراف نرخ واقعی ارز در هر سه مدل و بدون وقفه تأثیر منفی بر رشد اقتصادی ایران می‌گذارد و همچنین ، نتایج حکایت از تأثیر قویتر شاخص انحراف نرخ واقعی ارز بر اساس معیار نظریه برابری قدرت خرید نسبت به دو معیار دیگر دارد.

صباغ کرمانی و شقاقی شهری(۱۳۸۴)، به بررسی ارتباط بلندمدت و کوتاه مدت عوامل مؤثر بر نرخ واقعی ارز ایران طی سالهای ۸۰-۱۳۳۸ پرداخته‌اند. برای این منظور، ابتدا سیاستهای نرخ ارز در ایران مورد تحلیل قرار گرفته و سپس الگوی نظری عوامل مؤثر بر نرخ ارز در ساختارهای متکی به درآمدهای نفتی نیز ارائه و در ادامه با استفاده از الگوی خود رگرسیونی برداری طی سالهای ۸۰-۱۳۳۸ به بررسی عوامل تعیین کننده رفتار بلند مدت و کوتاه مدت نرخ واقعی ارز در ایران پرداخته شده است. نتایج مقاله نشان می‌دهند که طی دوره زمانی مزبور، افزایش کسری بودجه دولت، رابطه مبادله و حجم پول، سبب افزایش نرخ واقعی ارز اقتصاد ایران می‌شود و بالعکس، افزایش در متغیرهای مالیات بر واردات، خالص دارایی‌های خارجی و نیز قیمتهای نفتی ، از عوامل کاهنده نرخ ارز به شمار می‌روند.

همچنین در ادبیات داخلی می‌توان به مطالعات طاهری فرد(۱۳۷۸)، خالصی(۱۳۷۶)، نادری (۱۳۷۳)، پدرام(۱۳۷۹) و جبل عاملی و برادران شرکا(۱۳۸۲) اشاره کرد که در این مطالعات برای تبیین رفتار نرخ ارز واقعی در اقتصاد ایران، عواملی چون تغییرات درآمدهای نفتی، مالیات بر واردات، نرخ مبادله خارجی و درجه باز بودن اقتصاد را مؤثر دانسته شده است

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

۳- معرفی الگو و نحوه تخمین

ما یک اقتصاد کوچک باز را با تحرک محدود سرمایه برای ایران در نظر می‌گیریم. در آنچه که به دنبال می‌آید، ما الگوی تقاضا/ عرضه کل(AS/AD) را برای اقتصاد کوچک باز در نظر می گیریم تا بدان وسیله تحرک پذیری برونزایی سرمایه را که ممکن است بیشتر مناسب ایران باشد، انعکاس دهیم. معادلات زیر عناصر چنین مدلی را تهیه می‌کند تا امکان تشخیص شوکها در چارچوب الگوی خود رگرسیونی یا همان VARرا فراهم کند. الگوی ارائه شده، از چارچوب الگوی سیسوکو و دیبو غلو در سال ۲۰۰۶ که به بررسی سیستم نرخ ارز و نوسانات کلان اقتصادی در حومه صحرای آفریقا پرداخته اند،گرفته شده است.اما برای اینکه الگو با ساختار اقتصادی کشور صادر کننده نفت مثل ایران همخوانی و مطابقت داشته باشد، متغیرهایی مانند قیمت نفت، رابطه مبادله و واردات، وارد الگو شده اند.

$O_t = O_{t-1} + \varepsilon_t^O$	قیمت نفت	(۱)
$h_t = \Phi IM_t + \Psi O_t$	رابطه مبادله	(۲)
$IM_t = IM_{t-1} + \varepsilon_t^h$	برآورد واردات	(۳)
$y_t^s = \breve{y}_t + \theta h_t$	عرضه کل	(۴)
$\breve{y} = \breve{y}_{t-1} + \varepsilon_t^s$	برآورد ظرفیت تولید	(۵)
$nx_t = \eta_1 (s_1 - p_t) - \eta_2 y_t + z_t = 0$	تراز تجاری	(۶)
$z_t = z_{t-1} + \varepsilon_t^z$	شوک تراز تجاری	(۷)
$y_t^d = d_t - \gamma[i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)] - z_t$	تقاضای کل/IS	(۸)
$d_t = d_{t-1} + \varepsilon_t^d$	برآورد تقاضای کل مستقل	(۹)
$m_t^d = p_t + y_t - \lambda i_t$	تقاضای پول	(۱۰)
$m_t^s = m_{t-1}^s + \varepsilon_t^m$	عرضه پول	(۱۱)
$y_t^s = y_t^d = y_t$	تعادل بازار کالا	(۱۲)
$m_t^s = m_t^d = m_t$	تعادل بازارپول	(۱۳)

در معادلات بالا:

h: رابطه مبادله	y: GDP واقعی	ÿ: ظرفیت تولید
i: نرخ بهره اسمی	s: نرخ رسمی ارز	p: سطح قیمت داخلی

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

m: ذخیره پول	d: تقاضای کل پول	E: عملگر امید شرطی
O : قیمت نفت	IM: واردات	z:شوک تراز تجاری

همه متغیرها به جز نرخ بهره به صورت لگاریتمی می‌باشند و همه پارامترهای لاتین مثبت می باشند.

روابط مشاهده شده در متغیرها، به خاطر ۶ شوک ساختاری ناهمبسته دوطرفه با واریانس‌های محدود هستند. اینها، شوکهای قیمت نفت (ε_t^O)، شوکهای رابطه مبادله (ε_t^h)، شوکهای عرضه کل (ε_t^s)، شوکهای تراز تجاری (ε_t^z)، شوکهای تقاضای کل یا تقاضای واقعی کل (ε_t^d)، و شوکهای عرضه پول (ε_t^m) هستند. معادله ۱ نشان می‌دهد که قیمت نفت یک متغیر برون زا است که در خارج از چارچوب اقتصادی و بیشتر در چارچوب سیاسی شکل می‌گیرد. معادله ۲، رابطه مبادله را نشان می‌دهد که به صورت تابعی از واردات و قیمت نفت در سال جاری می‌باشد.تعاریف مختلفی در مورد رابطه مبادله وجود دارد که با توجه به وارد شدن متغیر واردات به عنوان متغیر توضیحی به سه مورد آنها اشاره می‌شود:

رابطه مبادله تهاتری خالص یا رابطه مبادله کالا، از نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به شاخص قیمت کالاهای وارداتی به دست می‌آید. افزایش در رابطه مبادله بیانگر آن است که حجم بیشتری از واردات را با مبادله مقادیر مشخصی از صادرات می‌توان به دست آورد. یعنی هرچه حجم واردات افزایش یابد به معنای آن است که رابطه مبادله بیشتری از طریق مبادله حجم بیشتری از واردات با مقادیر مشخصی از صادرات می‌توان به دست آورد.

رابطه مبادله تهاتری (پایاپای) ناخالص، رابطه مبادله بیان واردات فیزیکی کل یک کشور را در مقایسه با صادرات فیزیکی آن کشور اندازه گیری و محاسبه می‌کند. یعنی هرچه حجم شاخص واردات زیاد شود، رابطه مبادله زیاد و هرچه حجم شاخص صادرات افزایش یابد، رابطه مبادله کاهش می‌یابد. افزایش در این نوع رابطه مبادله به منزله تغییری مطلوب تلقی گردیده، بدین معنی که در این حالت واردات بیشتری را در مقابل حجم مشخص از صادرات در مقایسه با سال پایه می‌توان به دست آورد.

برای نشان دادن تغییرات حجم صادرات و قدرت واردات کشور، از رابطه ای به نام رابطه مبادله درآمدی استفاده می‌شود که از ضرب کردن رابطه مبادله خالص در شاخص تغیرات حجم صادرات کشور به دست می‌آید. این نوع رابطه مبادله نشانگر ظرفیت وارداتی یک کشور بر اساس صادرات آن کشور می‌باشد. به عبارت دیگر ، افزایش در رابطه مبادله نمایانگر افزایش ظرفیت وارداتی آن کشور است و نشان می‌دهد که اگر در برابر صادرات نفتی مشخص، حجم بیشتری واردات به دست آوریم، در واقع افزایش رابطه مبادله است.

این سه تعریف از رابطه مبادله نشان می‌دهد که واردات، یکی از عوامل تأثیر گذار بر رابطه مبادله می‌باشد (لازم به ذکر است که در این مقاله برای محاسبه رابطه مبادله، از رابطه مبادله تهاتری خالص استفاده شده است).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

یکی از عوامل تأثیر گذار دیگر بر رابطه مبادله، قیمت نفت می‌باشد. تئوری اقتصادی از یک سو بیان می‌کند که تأثیر افزایش قیمت نفت باعث افزایش شاخص قیمتی کالای صادراتی و از سوی دیگر باعث افزایش شاخص قیمتی کالای وارداتی می‌شود. لذا نمی توان با قطعیت گفت که تأثیر قیمت نفت بر رابطه مبادله چیست. عده ای از اقتصاددانان معتقد هستند که اثر شاخص قیمتی کالای وارداتی بیشتر از شاخص قیمت کالای صادراتی در مواجهه با افزایش قیمت نفت می‌باشد و در کل، افزایش قیمت نفت بر رابطه مبادله تأثیر منفی دارد. اما طرف دیگر نظرات دیگری، مثل نظر نمایندگان صندوق بین المللی پول وجود دارد که اثر افزایش قیمت نفت و بخصوص شوکهای نفتی را بر رابطه مبادله کشورهای صادر کننده نفت مثبت می دانند. برای نمونه رابطه مبادله کشورهای در حال توسعه صادر کننده نفت، سایر کشورهای در حال توسعه و کشورهای توسعه یافته در جدول ۲ مشاهده می‌شود. را بطه مبادله از تقسیم شاخص قیمتی صادرات بر شاخص قیمتی واردات به دست آمده است. رابطه مبادله در سال پایه ۱۹۷۲ برابر ۱۰۰ می‌باشد. جدول ۲ نشان می‌دهد که رابطه مبادله کشورهای در حال توسعه یافته صادر کننده نفت بر اثر شوک اول نفتی (شوک اول نفتی که قیمت نفت هر بشکه نفت عربستان سعودی از ۳ دلار در اوت ۱۹۷۳ به حدود ۱۴ دلار در پایان ۱۹۷۸ و به حدود ۴۰ دلار در سال ۱۹۸۱ رسید) به شدت افزایش یافته است. رابطه مبادله سایر کشورهای در حال توسعه در طی شوک اول نفتی تقریباً ثابت باقی ماند (زیرا قیمت صادرات آنها افزایش بسیار ناچیزی داشت) و از آن زمان به بعد به طور پیوسته کاهش یافت تا جایی که در سال ۱۹۸۶ به عدد ۷۸ رسید. از سوی دیگر رابطه مبادله کشورهای توسعه یافته بر اثر دو شوک نفتی به شدت کاهش یافت و فقط از سال ۱۹۸۱ به بعد اندکی بهبود یافته به طوری که در سال ۱۹۸۷ به عدد ۸۸ رسیده است.

جدول۲- رابطه مبادله کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته(۱۰۰=۱۹۷۲)

سال	۱۹۷۲	۱۹۷۳	۱۹۷۴	۱۹۷۵	۱۹۷۶	۱۹۷۷	۱۹۷۸	۱۹۷۹
کشورهای در حال توسعه								
صادر کننده نفت	۱۰۰	۱۱۲	۲۵۸	۲۵۲	۲۶۷	۲۷۴	۲۵۲	۳۰۳
سایر کشورها	۱۰۰	۱۰۶	۱۰۰	۹۲	۹۵	۱۰۱	۹۷	۹۴
کشورهای توسعه یافته	۱۰۰	۹۹	۸۷	۸۹	۸۸	۸۷	۸۹	۸۶
کشورهای در حال توسعه								
صادر کننده نفت	۴۱۵	۴۵۶	۴۶۷	۴۲۲	۴۲۵	۴۳۱	۳۱۲	---
سایر کشورها	۸۹	۸۲	۷۹	۷۹	۸۱	۷۷	۷۸	---
کشورهای توسعه یافته	۸۰	۷۹	۸۱	۸۲	۸۲	۸۳	۹۱	۸۸

منبع : IMF, International Financial Static's(1988)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

معادله ۴ عرضه کل می‌باشد که عرضه کل به ظرفیت تولید و رابطه مبادله بستگی دارد. افزایش رابطه مبادله و افزایش ظرفیت تولید ، می‌تواند عرضه کل را نیز افزایش دهد؛ یعنی افزایش رابطه مبادله بیانگر آن است که حجم بیشتری از واردات را با مبادله مقادیر مشخصی از صادرات می‌توان به دست آورد و همچنین، بیانگر این است که حجم بیشتری از صادرات را با مبادله مقادیر مشخصی از واردات می‌توان انجام داد که نمایانگر افزایش ظرفیت صادراتی آن کشور است و باعث افزایش عرضه کل می‌شود. همچنین افزایش ظرفیت تولید نیز به عنوان متغیر توضیحی دیگر ، باعث افزایش عرضه کل می‌شود.

معادله ۵ ظرفیت تولید اقتصاد را نشان می‌دهد که تابعی از ظرفیت بهره وری اقتصاد(مثل موجودی سرمایه، سرمایه انسانی یا اشتغال) می‌باشد که برای سادگی فرض می‌شود یک فرایند گام تصادفی باشد.

معادله ۶، تراز کالاها و خدمات است که فرض می‌شود تابعی از نرخ ارز واقعی ($s_t - p_t$) و درآمد واقعی داخلی باشد. برای ساده سازی، سطح قیمت خارجی به واحد نرمالیزه شده به طوری که ($s_t - p_t$) قیمت نسبی کالاهای خارجی را بر حسب کالاهای داخلی اندازه گیری می‌کند. در مدل، z_t شوک تراز تجاری است که جریانات برون زایی سرمایه یا جا به جایی در صادرات و وادرات را اندازه گیری می‌کند.

معادله ۷ اشاره دارد که بخش برونزای جریانات تراز تجاری از گام تصادفی پیروی می‌کند. معادله ۸ معادله تقاضای کل مرسوم(IS) که مخارج کل به نرخ بهره واقعی انتظاری و سطح معین تراز تجاری که به طور برونزایی در نظر گرفته شده است، بستگی دارد. جزء مستقل تقاضای کل، d_t فرض می‌شود که یک فرایند گام تصادفی را در معادله۹ دنبال می‌کند.

معادله۱۰، معادله تقاضای مرسوم پول با کشش درآمدی واحد است.

معادله ۱۱ برآورد عرضه پول است که برای ساده سازی فرض می‌شود یک فرایند گام تصادفی را دنبال می‌کند . نهایتاً الگو به وسیله روابط تعادل بازار کالا و پول (معادله ۱۲ و ۱۳) بسته شده است. برای حل مدل، نرخ بهره را از معادله ۸ با استفاده از معادله ۱۰ حذف می‌کنیم تا به معادله زیر برسیم :

$$p_t = \left(\frac{\lambda\gamma}{1+\lambda\gamma}\right)E_t p_{t+1} + \left(\frac{\lambda}{1+\lambda\gamma}\right)(d_t - z_t) + \left(\frac{1}{1+\lambda\gamma}\right)m_t - \left(\frac{1+\lambda}{1+\lambda\gamma}\right)y_t \qquad (۱۴)$$

معادله ۱۴، معادله تفاضلی مرتبه اول در سطح قیمت می‌باشد. توجه کنید که برای مقادیر محدود پارامترها، و فرض $\lambda\gamma \neq 1$، راه حل جستجوی رو به جلو[1] متقارب می‌باشد . با فرض فرایند تصادفی برای متغیرهای معادلات۲،۱، ۳، ۵، ۷، ۹ و۱۱، راه حل جستجوی رو به جلو برای سطح قیمتی به صورت زیر می‌باشد:

1. forward- looking

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

$$p_t = m_t + \lambda(d_t - z_t) - (1+\lambda)y_t \quad (15$$

از معادله ۱۵ تعادل تراز واقعی پول به صورت زیر به دست می‌آید:

$$m_t - p_t = \lambda(z_t - d_t) + (1+\lambda)y_t \quad (۱۶)$$

تعادل نرخ واقعی ارز ، که سازگار با تراز تجاری است ، با استفاده از معادله ۶ به دست می‌آید.

$$s_t - p_t = \frac{\eta_2}{\eta_1} y_t - \frac{1}{\eta_1} z_t \quad (۱۷)$$

به خاطر نشان دادن تأثیر بلند مدت ۶ شوک ساختاری $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^o, \varepsilon_t^h, \varepsilon_t^s, \varepsilon_t^z, \varepsilon_t^d, \varepsilon_t^m]$ روی سیستم متغیرهای درونزا $X_t = [o_t, h_t, y_t, (s_{t-} p_t), (m_t - p_t), p_t]$ ما الگو را در تفاضل مرتبه اول نشان می‌دهیم:

$$\Delta o_t = \varepsilon_t^o \quad (۱۸)$$

$$\Delta h_t = \Psi \varepsilon_t^O + \Phi \varepsilon_t^h \quad (۱۹)$$

$$\Delta y_t = \theta\Psi \varepsilon_t^O + \Phi\, \theta \varepsilon_t^h + \varepsilon_t^s \quad (۲۰)$$

$$\Delta(s_t - p_t) = \left(\frac{\eta_2}{\eta_1}\right)\left(\theta\Psi \varepsilon_t^O + \theta\Phi \varepsilon_t^h + \varepsilon_t^s\right) - \left(\frac{1}{\eta_1}\right)\varepsilon_t^z \quad (۲۱)$$

$$\Delta(m_t - p_t) = \lambda\left(\varepsilon_t^z - \varepsilon_t^d\right) + (1+\lambda)\left(\theta\Psi \varepsilon_t^o + \theta\Phi \varepsilon_t^h + \varepsilon_t^s\right) \quad (۲۲)$$

$$\Delta(s_t - p_t) = \left(\frac{\eta_2}{\eta_1}\right)\left(\theta\Psi \varepsilon_t^O + \theta\Phi \varepsilon_t^h + \varepsilon_t^s\right) - \left(\frac{1}{\eta_1}\right)\varepsilon_t^z \quad (۲۳)$$

با معلوم شدن ساختار الگوی بالا، تأثیرات بلند مدت شوکهای متغیرهای درونزا به صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{vmatrix} \Delta O_t \\ \Delta h_t \\ \Delta y_t \\ \Delta(s_t - p_t) \\ \Delta(m_t - p_t) \\ \Delta p_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \alpha_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} & 0 & 0 \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} & \alpha_{53} & \alpha_{54} & \alpha_{55} & 0 \\ \alpha_{61} & \alpha_{62} & \alpha_{63} & \alpha_{64} & \alpha_{65} & \alpha_{66} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \varepsilon_t^O \\ \varepsilon_t^h \\ \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^z \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \end{vmatrix} \quad (۲۴)$$

α_{ij} تأثیر بلند مدت انباشت شوک j روی متغیر i را نشان می‌دهد. اعداد صفر در معادله ۲۴ وارد شده است که ۱۵ محدودیت(بلند مدت) نیازمند به تشخیص شوکها را نشان می‌دهد. این امر، استفاده از الگوی SVAR را با اعمال ۱۵ محدودیت(بلند مدت) ممکن می‌سازد. یعنی با استفاده از الگوی عرضه – تقاضای کل در قالب تئوریهای اقتصادی توانستیم به الگوی SVAR دست پیدا کنیم تا بتوانیم در

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

بخشهای بعدی، این الگو را با استفاده از نرم افزار مربوطه تخمین بزنیم. این الگوی تجربی، شش عامل نوسانات اقتصادی در ایران را توضیح می‌دهد؛ یعنی:

$$\Delta X_t = [\Delta O_t, \Delta h_t, \Delta y_t, \Delta(s_t - p_t), \Delta(m_t - p_t), \Delta p_t]$$

۴- نتایج تجربی

این مطالعه برای کشور ایران انجام شده است. داده‌ها مربوط به دوره ۸۴-۱۳۴۹ که از آمارهای مالی صندوق بین المللی پول(MF)، سالنامه های بانک مرکزی ایران ، شاخص‌های توسعه جهانی بانک جهانی و سازمان کشورهای صادر کننده نفت (OPEC) به دست می‌آیند. دادهای به کار رفته در این مقاله شامل موارد زیر می‌باشد:

قیمت نفت(O)، رابطه مبادله(TOT) ،درآمد ملی(GDP) ، نرخ واقعی ارز(Real Exchange Rate) ، تراز واقعی پول(Real Money Balances) و سطح قیمتها(Price Level) می‌باشد.

تصریح درست الگوی VAR به آزمون خواص سریهای زمانی دادها نیاز دارد. زمانی که نرخ متغیرها ناپایا یا دارای ریشه واحد است، فرایند تکنیک اقتصاد سنجی مرسوم ممکن است، مناسب نباشد (Engle & Granger, 1987 and Enders, 1995).

گرنجر و نیوبلد نشان دادند که در متغیر ناپایا، رگرسیون OLS ممکن است یک رگرسیون کاذب، و بنابراین امکان دارد که نتایج تورش دار و گمراه کننده باشد. مهم است که پایایی دادهای سری زمانی با استفاده از روشهای مناسب در تشکیل مدلهای اقتصاد سنجی آزمون شود (Engle , Granger , 1987) در اقتصادهای در حال توسعه مثل ایران، معمولاً دادهای اقتصادی سریهای زمانی ناپایا هستند و بنابراین آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (Dickey & Fuller, 1981) و فیلیپس و پرون(Philips & perron, 1988) برای آزمون پایایی متغیرها و ریشه واحد به کار می‌رود. با توجه به نتایج به دست آمده، به وسیله مقادیر بحرانی مک کینون (Mackinnons, 199) فرضیه صفر که وجود ریشه واحد و فرضیه مقابل پایا بودن سری زمانی رانشان می‌دهند، آزمون می‌شوند. یا به عبارت دیگر فرضیه مقابل بیان می‌کند که نمی توان پایایی متغیرها را در سطح رد کرد.

مطابق با انگل و گرنجر، دو متغیر ناپایا از یک مرتبه انباشته هستند، اگر یک یا چندین ترکیب خطی آنها پایا باشد، آنها همجمع می‌شوند و یک رابطه بلند مدت وجود دارد که مانع از جدایی این دو متغیر در طول زمان می‌شود(در طول زمان یگدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند). آزمون ADF نشان می‌دهد که فرضیه صفر ریشه واحد نمی تواند در سطح معناداری ۵ درصد رد شود. آزمون ADF همچنین نشان می‌دهد که متغیرها پایا از تفاضل مرتبه اول در سطح معناداری ۵ درصد هستند. با توجه به انتقاد پرون (Perron, 1989) از روش آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته زمانی که شکست ساختاری در سریهای زمانی وجود دارد ، بررسی شکست ساختاری و آزمون ریشه واحد پرون ضروری است. لذا با توجه به وجود شکست ساختاری برای نرخ ارز واقعی، آزمون پرون برای این امر انجام شده و نتایج حاکی از آن است که فرضیه صفر ریشه واحد را نمی توان رد کرد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

جدول۳- آزمون ریشه واحد برای متغیرها

متغیرها	آماره آزمون ADF	Prob*	مقادیر بحرانی ۱ درصد	مقادیر بحرانی ۵ درصد	مقادیر بحرانی ۱۰ درصد
تفاضل مرتبه اول نرخ واقعی ارز	-۳۶۴۶۴۰/۴	۰/۰۰۱۵	-۳/۶۳۹۴۰۷	-۲/۹۵۱۱۲۵	-۲/۶۱۴۳۰
تفاضل مرتبه اول رابطه مبادله	-۶/۷۴۴۵۵۴	۰/۰۰۰۰	-۳/۶۳۹۴۰۷	-۲/۹۵۱۱۲۵	-۲/۶۱۴۳۰۰
تفاضل مرتبه اول قیمت نفت	-۵/۲۸۰۷۲۸	۰/۰۰۰۱	-۳/۶۳۹۴۰۴	-۲/۹۵۱۱۲۵	-۲/۶۱۴۳۰۰
تفاضل مرتبه اول درآمد ملی	-۳/۴۹۹۴۶۹	۰/۰۱۴۱	-۳/۶۳۹۴۰۷	-۲/۹۵۱۱۲۵	-۲/۶۱۴۳۰۰
تفاضل مرتبه اول تراز واقعی پول	-۵/۸۷۴۹۵۱	۰/۰۰۰۲	-۴/۲۶۲۷۳۵	-۳/۵۵۲۹۷۳	-۳/۲۰۹۶۴۲
تفاضل مرتبه اول سطح قیمتها	-۵/۶۳۰۱۲۶	۰/۰۰۰۳	-۴/۲۶۲۷۳۵	-۳/۵۵۲۹۷۳	-۳/۲۰۹۶۴۲

* سطح احتمال ۵ درصد در نظر گرفته شده است. منبع: یافته های تحقیق

این امر استفاده از الگوی)VAR توضیح داده شده در بخش قبلی)را فراهم می‌کند؛ لذا :

$$\Delta X_t = [\Delta O_t, \Delta h_t, \Delta y_t, \Delta(s_t - p_t), \Delta(m_t - p_t), \Delta p_t]$$

برای تخمین وقفه VAR از معیارهای ضابطه آکائیک(AIC)[1] و شوارتز(SBC)[2]) و از نرم افزار Evewis 5 استفاده گردیده است که نتایج تخمین VAR ساختاری در صفحه بعد نشان داده شده است.

نکات جالب توجه در این جدول، این است که در سطح معناداری ۵ درصد ، نوسانات قیمت نفتی بر رابطه مبادله(Δh_t)، تراز واقعی پول($\Delta(m_t - p_t)$) و قیمتها (Δp_t)تأثیر منفی و بر عرضه(Δy_t)تأثیر مثبت دارد. همچنین در همین سطح معناداری ، بر نرخ ارز($\Delta(s_t - p_t)$)تأثیری ندارد. نوسانات نرخ ارز در سطح معنی داری ۵ درصد، تأثیر منفی بر تراز واقعی پول($\Delta(m_t - p_t)$) دارد و بر قیمت(Δp_t) تأثیری ندارد. نوسانات در رابطه مبادله ، تأثیر منفی بر عرضه(Δy_t)، تأثیر مثبت بر نرخ ارز($\Delta(s_t - p_t)$)، قیمت(Δp_t) و تراز واقعی پول($\Delta(m_t - p_t)$)دارد و شوک پولی در سطح معناداری ۵ درصد تأثیر مثبت بر قیمتها (Δp_t) دارد.

با استفاده از الگوی VAR ساختاری، توابع عکس العمل و تجزیه واریانس ساختاری برای متغیرها به دست می‌آید.

از تجزیه واریانس[3] برای مشخص کردن منبع نوسانات در ایران و رابطه نرخ ارز واقعی با سایر متغیرها استفاده شده است و نتایج در صفحه بعد می‌باشند:

[1] Ahaike Information Criterion
[2] Schwarz Bayesian Criterion
[3] Variance decomposition

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

جدول۴- نتایج تخمین VAR ساختاری

Model: Ae = Bu where E[uu']=I
Restriction Type: long-run pattern matrix
Long-run response pattern:

(C(1	۰	۰	۰	۰	۰
(C(2	(C(7	۰	۰	۰	۰
(C(3	(C(8	(C(12	۰	۰	۰
(C(4	(C(9	(C(13	(C(16	۰	۰
(C(5	(C(10	(C(14	(C(17	(C(19	۰
(C(6	(C(11	(C(15	(C(18	(C(20	(C(21

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
(C(1	۰,۳۴۴۵۷۶	۰,۰۴۲۴۱۴	۸,۱۲۴۰۳۸	۰,۰۰۰۰
(C(2	۰,۴۶۱۵۹۳-	۰,۰۸۱۹۸۹	۵,۶۲۹۹۷۰-	۰,۰۰۰۰
(C(3	۰,۱۵۵۴۹۶	۰,۰۴۰۲۹۰	۳,۸۵۹۴۵۱	۰,۰۰۰۱
(C(4	۰,۲۱۶۳۶۳-	۰,۱۳۰۴۳۴	۱,۶۵۸۷۹۵-	۰,۰۹۷۲
(C(5	۰,۰۷۵۸۱۴-	۰,۰۲۶۹۱۲	۲,۸۱۷۱۲۲-	۰,۰۰۴۸
(C(6	۰,۷۲۹۷۶۳-	۰,۱۴۲۴۱۵	۵,۱۲۴۲۰۹-	۰,۰۰۰۰
(C(7	۰,۳۳۹۵۵۲	۰,۰۴۱۷۹۶	۸,۱۲۴۰۳۸	۰,۰۰۰۰
(C(8	۰,۱۹۱۵۰۸-	۰,۰۲۶۴۸۱	۷,۲۳۲۰۰۷-	۰,۰۰۰۰
(C(9	۰,۵۶۴۰۷۳	۰,۱۰۷۱۵۸	۵,۲۶۳۹۳۰	۰,۰۰۰۰
(C(10	۰,۱۰۸۰۵۵	۰,۰۲۱۴۵۳	۵,۰۳۶۷۵۷	۰,۰۰۰۰
(C(11	۰,۶۰۷۷۸۲	۰,۰۸۱۳۳۹	۷,۴۷۲۲۲۰	۰,۰۰۰۰
(C(12	۰,۰۶۹۳۰۱	۰,۰۰۸۵۳۰	۸,۱۲۴۰۳۸	۰,۰۰۰۰
(C(13	۰,۱۱۸۲۲۸	۰,۰۸۰۳۱۳	۱,۴۷۲۰۹۱	۰,۱۴۱۰
(C(14	۰,۰۷۷۲۵۲-	۰,۰۱۳۸۸۹	۵,۵۶۱۹۷۸-	۰,۰۰۰۰
(C(15	۰,۰۹۴۹۴۶	۰,۰۲۹۷۰۶	۳,۱۹۶۱۵۵	۰,۰۰۱۴
(C(16	۰,۴۵۳۷۲۶	۰,۰۵۵۸۵۰	۸,۱۲۴۰۳۸	۰,۰۰۰۰
(C(17	۰,۰۱۹۸۱۶-	۰,۰۰۹۸۲۶	۲,۰۱۶۷۵۷-	۰,۰۴۳۷
(C(18	۰,۰۲۱۱۸۳	۰,۰۲۷۱۸۶	۰,۷۷۹۱۹۷	۰,۴۳۵۹
(C(19	۰,۰۵۴۶۷۷	۰,۰۰۶۷۳۰	۸,۱۲۴۰۳۸	۰,۰۰۰۰
(C(20	۰,۰۵۸۱۰۰-	۰,۰۲۶۰۹۹	۲,۲۲۶۱۷۷-	۰,۰۲۶۰
(C(21	۰,۱۴۴۱۸۷	۰,۰۱۷۷۴۸	۸,۱۲۴۰۳۸	۰,۰۰۰۰
Log likelihood	۸۵,۰۴۳۱۹			

منبع :یافته های تحقیق

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

جدول ۵-تجزیه واریانس نرخ ارز واقعی

دوره	انحراف استاندارد	شوک نرخ ارز	شوک پولی	شوک قیمتی	شوک رابطه مبادله	شوک درآمد	شوک قیمتی نفت
۱	۰/۱۹	۵۰/۷۱	۴۲/۶۷	۳/۳۸	۰/۱۸	۱/۲۸	۱/۷۷
۲	۰/۲۰	۵۰/۷۲	۴۰/۱۱	۴/۱۴	۰/۳۰	۳/۱۴	۱/۶۰
۴	۰/۲۱	۴۳/۹۱	۴۰/۹۷	۵/۰۱	۰/۷۷	۴/۴۲	۴/۹۲
۸	۰/۲۲	۴۳/۷۶	۳۹/۲۶	۴/۹۴	۰/۹۲	۵/۴۰	۵/۷۱
۱۰	۰/۲۲	۴۳/۷۶	۳۸/۹۹	۵/۰۴	۰/۹۶	۵/۴۴	۵/۸۱

منبع: یافته های تحقیق

جدول فوق بیان می‌کند که در دوره اول، شوکهای وارده به متغیرهای نرخ واقعی ارز باعث تغییر در آن می‌شود و تمام تغییرات را خود متغیر نمی تواند پوشش دهد. نرخ ارز در دوره اول، مستقل از شوکهای قیمتی، رابطه مبادله، درآمد، تراز واقعی پول و قیمت نفت نمی‌باشد به طوری که ۵۰/۷۱ درصد تغییرات از جانب نرخ ارز واقعی، ۴۲/۶۷ درصد از جانب پول، ۳/۳۸ درصد از جانب سطح قیمت، ۰/۱۸ درصد رابطه مبادله ، ۱/۲۸ درصد درآمد و ۱/۷۷ درصد شوک قیمتی نفت می‌باشد. در دوره‌های بعدی نیز، مثل دهم، بیشترین تغییرات نرخ واقعی ارز را بجز خود متغیر نرخ ارز (۴۳/۷۶ درصد)، شوک پولی(۳۸/۹۹ درصد) توضیح می‌دهد و بعد از آن شوک قیمت نفت (۵/۸۱ درصد)، شوک درآمد (۵/۴۴ درصد)، شوک قیمتی (۵/۰۴ درصد) و شوک رابطه مبادله (۰/۹۶ درصد)، می‌باشد. و این نشان می‌دهد که منابع اصلی نوسانات نرخ ارز واقعی در ایران، بیشتر از شوکهای پولی و شوکهای قیمت نفت مشتق می‌شود.

جدول ۶- تجزیه واریانس پول

دوره	انحراف استاندارد	شوک نرخ ارز	شوک پولی	شوک قیمتی	شوک رابطه مبادله	شوک درآمد	شوک قیمتی نفت
۱	۰/۱۰	۳۷/۵۷	۴۱/۷۸	۱۰/۶۳	۰/۰۰۹	۰/۸۵	۹/۱۶
۲	۰/۱۳	۳۰/۰۰	۵۳/۴۶	۸/۲۷	۰/۳۷	۲/۴۳	۵/۴۷
۴	۰/۱۶	۴۳/۸۲	۳۸/۴۷	۹/۱۳	۰/۴۶	۲/۷۰	۵/۴۲
۸	۰/۱۸	۴۵/۳۸	۳۷/۴۸	۸/۵۵	۰/۸۶	۳/۱۱	۴/۶۲
۱۰	۰/۱۸	۴۶/۲۴	۳۷/۰۰	۸/۳۷	۰/۸۶	۳/۰۵	۴/۵۰

منبع: یافته های تحقیق

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

این جدول نشان می‌دهد که در دوره اول، ۴۱/۷۸ درصد از تغییرات پول را خود متغیر پول، ۳۷/۵۷ درصد آن را نرخ ارز ، ۱۰/۶۳ درصد از تغییرات را متغیر قیمت ، ۹/۱۶ در صد را قیمت نفت، ۰/۸۵ درصد را متغیر درآمد و ۰/۰۰۹ درصد از تغییرات آن را رابطه مبادله توضیح می‌دهد. این نشان می‌دهد که پول در ایران مستقل از نرخ ارز، تولید ملی ، رابطه مبادله ، قیمت و قیمت نفت نمی‌باشد.

در دوره بعدی، سایر متغیرها نیز تغییرات آن را توضیح می‌دهند. در دوره دهم ۳۷ درصد تغییرات پول را خود متغیر پول، ۴۶/۲۴ درصد را نرخ ارز ، ۸/۳۷ درصد تغییرات آن را سطح قیمت و بقیه را سایر متغیرها توضیح می‌دهد. همچنین این نتایج نشان می‌دهد که شوک نرخ ارز و شوک قیمتی در ایران، بیشترین منبع نوسانات پولی می‌باشد

جدول ۷- تجزیه واریانس قیمتها

دوره	انحراف استاندارد	شوک نرخ ارز	شوک پولی	شوک قیمتی	شوک رابطه مبادله	شوک درآمد	شوک قیمتی نفت
۱	۰/۰۸	۹/۲۸	۵۶/۴۳	۵/۵۹	۱/۹۰	۴/۲۵	۲۲/۶
۲	۰/۱۱	۶/۶۰	۵۸/۳۹	۱۵/۸۸	۳/۴۹	۳/۱۶	۱۲/۵۱
۴	۰/۱۳	۱۰/۶۷	۴۴/۹۳	۱۸/۹۳	۳/۳۴	۵/۶۷	۱۶/۴۵
۸	۰/۱۳	۱۰/۶۷	۴۲/۴۵	۲۰/۷۵	۴/۲۰	۶/۷۰	۱۵/۲۴
۱۰	۰/۱۳	۱۱/۱۸	۴۲/۰۳	۲۰/۸۱	۴/۲۲	۶/۷۲	۱۵/۰۴

منبع: یافته های تحقیق

این جدول نشان می‌دهد که در دوره اول بجز متغیر قیمت، متغیر تراز واقعی پول ۵۶/۴۳ درصد، متغیر قیمتی نفت ۲۲/۶ درصد، نرخ ارز ۹/۲۸ درصد تغییرات، متغیر قیمت ۵/۵۹ درصد تغییرات ، درآمد ۴/۲۵ درصد و رابطه مبادله ۱/۹۰ درصد تغییرات را نشان می‌دهد و این در حالی است که در دوره‌های بعدی نیز نقش شوک پولی نیز همچنان برجسته است ، به طوری که در دوره دهم نیز، ۴۲/۰۳ درصد تغییرات را متغیر پولی توضیح می‌دهد که حاکی از آن است که سطح قیمتها بیشترین تأثیر را از شوک پولی می‌پذیرد و شوک پولی منبع اصلی تحرکات سطح قیمت در ایران می‌باشد.

جدول ۸- تجزیه واریانس رابطه مبادله

دوره	انحراف استاندارد	شوک نرخ ارز	شوک پولی	شوک قیمتی	شوک رابطه مبادله	شوک درآمد	شوک قیمتی نفت
۱	۰/۷۹	۲/۳۲	۱۸/۹۵	۰/۷۲	۳۴/۷۱	۲۷/۷۶	۱۵/۵۵
۲	۱/۰۸	۱/۵۳	۱۲/۵۶	۴/۲۳	۲۰/۷۷	۳۲/۸۲	۲۸/۰۹
۴	۱/۱۷	۶/۱۱	۱۲/۸۶	۸/۰۳	۱۹/۱۰	۲۸/۲۰	۲۵/۷۱
۸	۱/۲۱	۶/۵۱	۱۳/۰۵	۹/۰۸	۱۸/۴۰	۲۸/۵۲	۲۴/۴۵
۱۰	۱/۲۱	۶/۵۱	۱۳/۰۶	۹/۱۴	۱۸/۴۰	۲۸/۴۶	۲۴/۴۴

منبع: یافته های تحقیق

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

جدول فوق نشان می‌دهدکه رابطه مبادله، یک متغیر برونزایی نیست و علاوه بر خود متغیر، از شوکهای درآمد، شوکهای پولی، شوکهای قیمت نفت، شوکهای نرخ ارز و شوکهای قیمتی به ترتیب بیشترین تأثیر را می‌پذیرد. به طوری که در دوره اول رابطه مبادله ۳۴/۷۱ درصد تغییرات، نرخ ارز ۲/۳۲ درصد، پول با ۱۸/۹۵درصد و قیمت با ۰/۷۲ درصد، تغییرات رابطه مبادله را توضیح می‌دهند. و متغیر درآمدی۲۷/۷۶ درصد تغییرات، قیمت نفت ۱۵/۵۵ درصد تغییرات در دوره اول را توضیح می‌دهد. همچنین این جدول نشان می‌دهد که در دورهای بعدی نیز شوکهای پولی، درآمدی و قیمت نفت، بیشترین تغییرات رابطه مبادله را نشان می‌دهد به طوری که در دوره دهم جمعاً ۷۰ درصد تغیرات رابطه مبادله را توضیح می‌دهند. این نتایج نشان می‌دهد که در ایران، شوکهای نرخ ارز، پولی، قیمت، درآمد و قیمت نفت بر نوسانات رابطه مبادله تأثیر می‌گذارند و شوک درآمدی، شوک قیمت نفت و شوک پولی بیشترین نوسانات رابطه مبادله را توضیح می دهند.

جدول ۹- تجزیه واریانس تولید ملی

دوره	انحراف استاندارد	شوک نرخ ارز	شوک پولی	شوک قیمتی	شوک رابطه مبادله	شوک درآمد	شوک قیمتی نفت
۱	۰/۱۲	۱/۱۸	۱۴/۷۴	۳۵/۵۶	۱۲/۰۴	۱۴/۱۶	۲۲/۳۳
۲	۰/۱۴	۱/۷۶	۲۱/۷۰	۳۶/۶۱	۸/۶۵	۱۱/۷۴	۱۹/۵۴
۴	۰/۱۶	۴/۱۳	۱۷/۳۵	۳۴/۱۱	۹/۱۸	۹/۳۳	۲۵/۹۰
۸	۰/۱۷	۴/۹۷	۱۶/۱۱	۳۳/۷۹	۸/۴۵	۹/۵۱	۲۷/۱۷
۱۰	۰/۱۷	۴/۹۴	۱۶/۵۰	۳۳/۵۰	۸/۴۰	۹/۶۱	۲۷/۰۵

منبع: یافته های تحقیق

جدول فوق نشان می‌دهد که درآمد ملی یک متغیر برونزا نیست و متأثر از متغیرهای قیمت،قیمت نفت، تراز واقعی پول، نرخ ارز، رابطه مبادله و درآمد می‌باشد. به طوری که در دوره اول بیشترین تغییرات تولید ملی را قیمت(۳۵/۵۶ درصد)، قیمت نفت (۲۲/۳۳ درصد)، پول(۱۴/۷۴ درصد)، درآمد(۱۴/۱۶)، رابطه مبادله (۱۲/۰۴) و نرخ ارز (۱/۱۸) توضیح می‌دهد. همچنین در دوره های بعد مثل دوره دهم، شوک قیمتی بیشترین تأثیر را روی تولید ملی ایفا می‌کند و این نشان دهنده آن است که قسمت اعظم نوسانات درآمدی در ایران به خاطر شوکهای رابطه مبادله، شوک قیمت و قیمت نفت، شوک پولی و شوکهای عرضه می‌باشد

تجزیه واریانس قیمت نفت نیز نشان می‌دهد که شوکهای نرخ ارز ، شوکهای پولی و قیمت، نقش مهمی در توضیح نوسانات قیمت نفت بازی می‌کند ، اما با توجه به اینکه عامل اصلی نوسانات قیمت نفت، خارج از چارچوب اقتصادی و بیشتر در چارچوب‌های سیاسی شکل می‌گیرد، نمی توان به نتایج تجزیه واریانس قیمت نفت اطمینان کرد و به همین دلیل جدول مربوط به آن در اینجا آورده نشده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

۵-نتیجه گیری

این مقاله منابع نوسانات کلان اقتصادی در ایران را با تأکید بر نقش نرخ واقعی ارز نشان می‌دهد. این موضوع در قالب الگوی اقتصاد باز کوچک با تحرک پذیری محدود سرمایه و با به کارگیری الگوی بردار خود رگرسیونی ساختاری یا همان VAR ساختاری مورد بررسی قرار گرفته است. الگوی تجربی، شش عامل نوسانات اقتصادی در ایران را توضیح می‌دهد:

شوکهای رابطه مبادله، شوکهای عرضه، شوکهای تراز تجاری، شوکهای تقاضای حقیقی، شوکهای پولی و شوکهای قیمتی نفت.

منابع اصلی نوسانات نرخ ارز واقعی در ایران بیشتر، از شوکهای پولی و شوکهای قیمت نفت مشتق می‌شود. با این اوصاف، اختلالات پولی و قیمت نفت در ایران بر تحرکات نرخ واقعی ارز تأثیر می‌گذارد که این نتیجه نشان می‌دهد که سیاستهای پولی و سیاستهای قیمت گذاری قیمت نفت در ایران باید با احتیاط بیشتر اجرا شوند.

همچنین نتایج نشان می‌دهد که شوک نرخ ارز و شوک قیمتی در ایران بیشترین منبع نوسانات پولی می‌باشد و همچنین تجزیه واریانس سطح قیمتی نشان می‌دهد که شوک پولی، منبع اصلی تحرکات قیمت در ایران می‌باشد و این نشان دهنده وابستگی دو متغیر سطح قیمت و پول و اثبات نظریه مقداری پول در ایران می‌باشد.

قسمت اعظم نوسانات درآمدی در ایران به خاطر شوکهای قیمتی، شوکهای قیمت نفت، شوک پولی و شوکهای عرضه می‌باشد؛ که این امر نشان می‌دهد که تنوع اقتصادی، بهبود زیر ساخت‌ها و سرمایه گذاری ، ثبات قیمتها و جلوگیری از نوسانات پولی و جلوگیری از عرضه بی رویه پول در جامعه می‌تواند باعث جلوگیری از نوسانات تولید ملی ، شکوفایی و رشد اقتصادی شود.

براساس نتایج به دست آمده، رابطه مبادله در ایران یک متغیر برونزایی نیست و شوکهای داخلی (شوک پولی و قیمتی) و شوک خارجی (شوک قیمت نفت) نقش مهمی در نوسانات رابطه مبادله بازی می‌کنند. به نظر می‌رسد شوکهای عرضه نقش مهمی در توضیح نوسانات رابطه مبادله بازی می‌کنند.

تجزیه واریانس قیمت نفت نیز نشان می‌دهد که شوکهای نرخ ارز، شوکهای پولی و قیمت، نقش مهمی در توضیح نوسانات قیمت نفت بازی می‌کنند، اما با توجه به اینکه عامل اصلی نوسانات قیمت نفت، خارج از چارچوب اقتصادی و بیشتر در چارچوب‌های سیاسی شکل می‌گیرد، نمی توان به نتایج تجزیه واریانس قیمت نفت اطمینان کرد .

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

فهرست منابع

ابریشمی ، حمید و رحیمی، آزاده (۱۳۸۳) بررسی عوامل کوتاه مدت و بلند مدت تعیین کننده نرخ ارز در چارچوب سه کالایی: مورد مطالعه ایران، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۳۰.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ترازنامه های اقتصادی، شماره های مختلف.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نماگرهای اقتصادی، اداره بررسیها و سیاستهای اقتصادی، شماره‌های مختلف.

بهکیش،محمد مهدی (۱۳۸۱) اقتصاد ایران در بستر جهانی شدن؛ تهران: نشر نی.

پدرام، مهدی (۱۳۷۹) رفتار نرخ ارز واقعی در ایران طی سالهای ۷۵-۱۳۵۸؛ تهران : مجله برنامه و بودجه، شماره ۳۷.

جبل عاملی، فرخنده و شرکاء، حمید رضا (۱۳۸۲) انتخاب نظام ارزی و تغییرات نرخ مؤثر واقعی ارز در ایران طی سالهای ۷۵-۱۳۵۲؛ تهران : فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۱۵.

جلالی نائینی، سید احمد رضا (۱۳۷۶) بررسی روند تورم و سیاستهای پولی، ارزی و اعتباری در اقتصاد ایران؛ تهران: مؤسسه عالی پژوهش در برنامه ریزی.

حسینی، روزبه (۱۳۷۸) تخمین نرخ ارز واقعی تعادلی: بررسی و نامیزانی در نرخ ارز؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، مؤسسه عالی پژوهشی در برنامه ریزی و توسعه.

حلافی، حمید رضا، اقبالی، علیرضا و گسکری، ریحانه (۱۳۸۳) انحراف نرخ ارز واقعی و رشد اقتصادی ایران؛ پژوهشنامه اقتصادی، ۱۸۸-۱۶۷.

خالصی ، امیر.(۱۳۷۶) اثرات مخارج دولت بر نرخ اسمی و واقعی ارز : مورد ایران، طی سالهای ۷۲-۱۳۵۸؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

رشیدی، مهدی (۱۳۸۳) بانکداری بین المللی(۱) با تأکید بر مدیریت ریسک نوسانات نرخ ارز و بهره؛ بانک مرکزی ایران، مؤسسه عالی بانکداری.

صباغ کرمانی، مجید و شقاقی شهری، وحید (۱۳۸۴) عوامل مؤثر بر نرخ ارز واقعی در ایران(رهیافت خود رگرسیونی برداری)، پژوهشنامه اقتصادی،۷۶- ۳۷.

طاهری فرد، احسان (۱۳۷۸) تأثیر تغییرات درآمدهای نفتی بر نرخ واقعی ارز در ایران طی سالهای ۷۵-۱۳۶۰؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

طیبی، سید کمیل و نصرالهی، خدیجه (۱۳۸۱) نقش متغیرهای اساسی در تبیین رفتار نرخ واقعی تعادلی بلند مدت ارز در ایران؛ تهران: فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۱۳.

قاسملو، خلیل (۱۳۷۶) بررسی اثر انحراف نرخ ارز از مسیر تعادلی بر متغیرهای کلان اقتصادی؛ پایان نامه کارشنای ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]

کیانی، هژبر و اقبالی، نیک (۱۳۷۹) بررسی اثر عدم تعادل نرخ ارز بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی؛ مجله تحقیقات اقتصادی، دانشگاه تهران.

نادری ولاسجردی، مرتضی (۱۳۷۳) تجزیه و تحلیل نامیزانی نرخ ارز واقعی در ایران؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.

نصراللهی، خدیجه (۱۳۸۱) درجه آشفتگی انحراف از مسیر تعادلی بلند مدت نرخ ارز در ایران و اثرات آن بر متغیرهای کلان اقتصادی؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان.

یاوری، کاظم و قادری، حسین (۱۳۸۳) بررسی عوامل مؤثر بر حاشیه ارزی بازار موازی ارز، نرخ ارز حقیقی و سطح عمومی قیمت در اقتصاد ایران؛ تهران: فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۱۸.

Chou, W.L & Shih, Y.U.(1998) The Equilibrium Exchange Rate Of The Chinese Renminbi; Journal Of Comparative Economic, 26,165-174.

Cottani, J., Cavallo, F. & Khan ,S. (1990) Real Exchange Rate Behavior And Economic Performance In LDC; Economic Development And Cultural Change, Vol.39.

Dickey, D.A., & Fuller,W.A.(1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root; Econometrica, 49(4), 1057-1071.

Domic, I.& Shabsigh ,G.(1999) Real Exchange Rate Behavior And Economic Growth; IMF Working Paper, No.Wp/99/40.

Edwards, S.(1991) Real Exchange Rate Devaluation And Adjustment : Exchange Rate Policy In Development Countries; The IMF Press, Cambridge, England.

Enders, W. (1995) Applied Econometric Time Series; New York: Wiley.

Engle,R.F. & Granger,C.W.J.(1987) Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing; Econometrica, 50, 987-1007.

Granger, C.W.J. & Newbold,P.(1974) Spurious Regressions in Econometrics; Journal of Econometrics, 2,111-120.

Karras ,Georgios (1993) Sources Of U.S. Macroeconomic Fluctuations: 1973–1989; Journal Of Macroeconomics, Volume 15, Issue 1 , Winter, Pages 47-68 .

Mackinnon, J.G.(1991).Critical Values for Cointegration Tests, in R.F.Engle, & C.W.J.Granger(Eds), Long-run Economic Relationships, Reading in Cointegration (pp. 267-276); Oxford: Oxford University Press.

Perron,P.(1989) The Great Crash, the Oil Shock and the Unit Root Hypothesis; Econometrica,57, 361-402.

Phillips, P. & Perron, P.(1988) Testing for a Unit Root in Time Series Regression; Biometrica, 75(2),335-346.

Razin, O. And Collins, S.(1997) Real Exchange Rate Misalignment And Growth, Nber Working Paper, No 6174.

Sissoko, yaya & Dibooglu, sel(2006) The Exchange Rate System and Macroeconomic Fluctuations in Sub-Saharan Africa; Economic systems, 30, PP.141-156.

Wang, Tago (2005) Sources of Real Exchange Rate Fluctuations In China; Journal Of Comparative Economics, 33, 753-771.

Zhang, Zhichao(2001) Real Exchange Rate Misalignment In China: An Empirical Investment; Journal Of Comparative Economics,29,80-94.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.2.7.6]