The Journal of PLANNING & BUDGETING
Indexed In ISC
Vol. 24 | No. 2 | Summer 2019
PP 81-112
ISSN: 2251-9092

An Analysis of the Effects of Monetary and Fiscal Policies on the Current Account Deficit in Selected Oil Exporting Countries: A P-VAR Approach

Arezoo Nasirpour[1]
Hossein Sharifi-Renani[2] | h.sharifi@khuisf.ac.ir
Saeed Daei Karimzadeh[3] | karimzadeh@khuisf.ac.ir
Mehdi Basirat[4]

Abstract One of the important economic variables related to the foreign balance of countries is the current account balance of payments. Current account balance and budget balance are considered as important indicators of macroeconomic stability and welfare. The growing disequilibrium of the current account balance and the government budget balance lead to a macroeconomic imbalance. This paper analyzes the effects of monetary and fiscal policies on current account deficits in selected oil-exporting countries (Algeria, Colombia, Ecuador, Gabon, Iran, Mexico, Nigeria, Saudi Arabia, Kuwait, Angola, Congo, Indonesia, Malaysia, Trinidad, and Tobago) for the period 2000-2015 using a Panel Vector Autoregressive (P-VAR) model. The results indicate that monetary policy (by raising interest rates) will decrease the current account deficit. Considering that, in this research budget deficit coefficient is positive, as budget deficit increases (fiscal policy), the current account deficit decreases. In other words, the twin divergence hypothesis is approved for this group of countries, during the period under review. With increasing oil revenues, current account deficits will increase.

Keywords: Monetary Policy, Fiscal Policy, Current Account, P-VAR Model, Oil Exporting Countries.

JEL Classification: E62, F32, C33, Q3.

1. Ph.D. Student, Department of Economics, Islamic Azad University, Isfahan (Khorasgan) Branch, Isfahan, Iran.
2. Associate Professor, Department of Economics, Islamic Azad University, Isfahan (Khorasgan) Branch, Isfahan, Iran (Corresponding Author).
3. Associate Professor, Department of Economics, Islamic Azad University, Isfahan (Khorasgan) Branch, Isfahan, Iran.
4. Assistant professor, Department of Economics, Islamic Azad University, Ahvaz Branch, Ahvaz, Iran.

تحلیل اثرهای سیاست‌های پولی و مالی بر کسری حساب جاری در کشورهای منتخب صادرکننده نفت: رهیافت خودرگرسیون‌برداری تابلویی (P-VAR)

آرزو نصیرپور
دانشجوی دکتری تخصصی رشته علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران.

حسین شریفی رنانی | h.sharifi@khuisf.ac.ir
دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول).

سعید دایی کریم‌زاده | karimzadeh@khuisf.ac.ir
دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران.

مهدی بصیرت
استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اهواز، اهواز، ایران.

نوع مقاله: پژوهشی

دریافت: ۱۳۹۷/۰۹/۱۶ | پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۱۰

چکیده: حساب جاری تراز پرداخت‌ها یکی از متغیرهای مهم اقتصادی مرتبط با تراز خارجی کشورهاست. همچنین، این متغیر و تراز بودجه دولتی به عنوان شاخص‌های مهم پایداری کلان اقتصادی و رفاه قلمداد می‌شوند. نبود توازن در تراز حساب جاری و تراز بودجه دولت به بی‌تعادلی اقتصاد کلان منجر می‌شود. این پژوهش، به تحلیل اثرهای سیاست‌های پولی و مالی بر کسری حساب جاری در کشورهای منتخب صادرکننده نفت (الجزایر، کلمبیا، اکوادور، گابن، ایران، مکزیک، نیجریه، عربستان، کویت، آنگولا، کنگو، اندونزی، مالزی، و ترینیداد و توباگو)، در دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۰ با استفاده از روش خودرگرسیون‌برداری تابلویی (P-VAR) می‌پردازد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که افزایش در نرخ بهره باعث کاهش کسری حساب جاری می‌شود. با توجه به این‌که در این پژوهش ضریب کسری بودجه مثبت است، با افزایش کسری بودجه، حساب جاری افزایش یا کسری حساب جاری کاهش می‌یابد. بنابراین، پدیده واگرایی دوگانه برای کشورهای منتخب صادرکننده نفت در دوره مورد بررسی تایید می‌شود. همچنین، با افزایش درآمدهای نفتی نیز، کسری حساب جاری افزایش می‌یابد.

کلیدواژه‌ها: سیاست پولی، سیاست مالی، حساب جاری، مدل P-VAR، کشورهای صادرکننده نفت
طبقه‌بندی JEL: Q3, C33, F32, E62.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | نمایه در ISC
سال بیستم و چهارم | شماره ۲ | تابستان ۱۳۹۸ | ص ص ۱۱۲-۸۱

مقدمه

تراز پرداخت‌های خارجی معیار مهمی برای سنجش جریان مبادله‌های تجاری و انتقال سرمایه در یک اقتصاد باز است که اجزای مهم آن حساب جاری و حساب سرمایه است. برای کشورهای درحال‌توسعه تراز پرداخت‌ها و وضعیت تراز حساب جاری، از مهم‌ترین متغیرها و محدودیت‌های راهبردی اقتصاد کلان به‌شمار می‌روند (شقاقی شهری، ۱۳۸۶). مفهوم کسری دوگانه در ابتدای دهه ۱۹۸۰ با پدیده کسری قابل‌توجه حساب جاری آمریکا، که ناشی از کسری بودجه شدید دولت فدرال است، مطرح می‌شود (Bartolini & Lahiri, 2006). نیاز به اشاره است که این مسئله در کشورهای درحال‌توسعه که بخش خصوصی کارایی ندارند به‌طور گسترده‌تری مشاهده می‌شود. در این کشورها، به دلیل بالا بودن سهم دولت در اقتصاد، هزینه‌های دولت بالاست و اغلب منابع درآمدی برای پوشش این مخارج کافی نیست. در این شرایط، دولت ناگزیر به تامین کسری بودجه خود از منابع بانکی است که این امر به رشد تقاضای کل منجر می‌شود. این در حالی است که افزایش مخارج دولت در سمت عرضه کشور به دلیل بی‌کشش بودن عرضه کل، باعث افزایش چندانی در میزان عرضه نمی‌گردد؛ زیرا در این صورت بروز تورم اجتناب‌ناپذیر است. در چنین وضعیتی، واردات کالا افزایش و صادرات آن کاهش می‌یابد. در نتیجه، نبود تعادل در بودجه دولت به بخش خارج منتقل می‌شود و باعث بروز کسری حساب جاری در این کشورها می‌شود (کهنسال و علیزاده، ۱۳۹۴). دیدگاه مرسوم یا سنتی در خصوص کسری دوگانه بر نقش مهم کسری‌های مالی در افزایش تمامی مولفه‌های تقاضا از جمله تقاضای واردات تاکید دارد. طرفداران این دیدگاه معتقدند که کسری بودجه بالا با افزایش نرخ بهره و تقویت پول داخلی به کسری بیش‌تر حساب جاری منجر می‌شود. در مقابل، نگرش ریکاردویی، از اساس هیچ نقشی برای کسری‌های مالی در نظر ندارد، به‌طوری که در این رویکرد، کسری بودجه با کاهش پس‌انداز عمومی، پس‌انداز بخش خصوصی را به همان میزان افزایش می‌دهد (مهرآرا و مرادی، ۱۳۸۷).

در پژوهش‌های پیشین، صرفاً ارتباط کسری بودجه و کسری حساب جاری برای ایران بررسی شده است. اگرچه شواهد فراوانی در رابطه با ارتباط بین کسری بودجه و کسری حساب جاری وجود دارد، اما اجماع نظری در مورد جهت و اندازه این رابطه وجود ندارد. در برخی پژوهش‌ها، فرضیه کسری دوگانه در ایران تایید می‌شود، اما در دیگر پژوهش‌ها ارتباط بین کسری بودجه و کسری تجاری برقرار نیست و پدیدهٔ واگرایی دوگانه در اقتصاد ایران تایید می‌شود. در این پژوهش، اثر سیاست مالی به صورت کسری بودجه و سیاست پولی بر کسری حساب جاری در کشورهای صادرکننده نفت در یک

الگوی خودرگرسیون‌برداری تابلویی در نظرگرفته می‌شود. همچنین، با توجه به این‌که شوک‌های نفتی به وسیلهٔ درآمدهای نفتی، به سیاست‌های مالی انبساطی در کشورهای صادرکننده نفت منجر می‌شود و تبدیل درآمدهای ارزی نفت به پول ملّی، افزایش پایه پولی و در نهایت رشد نقدینگی را سبب می‌شود، سیاست مالی انبساطی متکی به درآمدهای نفتی، به سیاست‌های پولی انبساطی منتهی می‌شود. به همین دلیل، اثر درآمدهای نفتی نیز بر کسری حساب جاری بررسی می‌شود.

سهم این پژوهش آن است که سازوکارهای سیاست‌های پولی و مالی را در یک چارچوب در نظر می‌گیرد، و با این کار اثرهای درونی تعادل‌های خارجی همراه با سیاست‌های پولی و مالی بررسی می‌شود. سیاست‌های پولی و مالی در ماهیت به یکدیگر وابسته هستند. برای مثال، سیاست‌های مالی ممکن است شرایطی را که سیاست‌های پولی برای رسیدن به اهداف سیاستی بر آن تاکید دارند، تغییر دهد در حالی که سیاست‌های پولی می‌توانند نسبت به سیاست‌های مالی، تطبیقی یا خنثی‌کننده باشند (Chunming & Ruo, 2015). هدف از این پژوهش، پاسخگویی به این پرسش‌هاست که آیا تکانه سیاست پولی بر کسری حساب جاری در کشورهای منتخب صادرکننده نفت اثر منفی دارند؟ و آیا فرضیه کسری دوگانه (ارتباط مثبت بین کسری بودجه و کسری حساب جاری)، در کشورهای منتخب صادرکننده نفت تایید می‌شود؟

مبانی نظری پژوهش

کسری حساب جاری

کسری دوگانه[1] بیانگر رابطه مثبت بین کسری بودجه و کسری حساب جاری است. واگرایی دوگانه[2] به این معناست که افزایش کسری بودجه، باعث کاهش کسری حساب جاری می‌شود. از مشکلات اقتصادی بیش‌تر کشورها در دهه‌های اخیر، کسری بودجه و کسری حساب جاری به‌طور همزمان است. این مشکل در کشورهای درحال‌توسعه به‌طور گسترده‌تری مشاهده می‌شود؛ زیرا این کشورها از داشتن بخش خصوصی کارا محروم‌اند (زوارئیان کچومثقالی، ۱۳۹۱). این امر به گسترش فعالیت‌های دولتی و افزایش سهم دولت در اقتصاد این‌گونه کشورها منجر می‌شود؛ به‌گونه‌ای که مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت سهم عمده‌ای از تقاضای کل را به خود اختصاص می‌دهند. در

1. Twin Deficit
2. Twin Divergence

مقابل، در سمت درآمدی، دولت منابع درآمدی کافی برای پوشش مخارج گسترده خود ندارد. نتیجهٔ چنین فرایندی در این کشورها چیزی جز ایجاد کسری بودجه مداوم و مستمر نیست. اگر دولت در چنین وضعیتی برای تامین کسری بودجه به منابع بانکی اتکا کند، سبب بروز تورم در اقتصاد می‌شود، و این نبود تعادل داخلی به بخش خارجی اقتصاد نیز منتقل می‌شود؛ زیرا افزایش در مخارج دولت در نخستین مرحله به رشد تقاضای کل منجر می‌شود. این در حالی است که افزایش در مخارج دولت در سمت عرضه کل کشور به دلیل مشکلات ساختاری اقتصاد و بی‌کشش بودن عرضه کل، به افزایش چندانی در میزان عرضه منجر نمی‌شود. نتیجه نهایی این اثرها، بروز تورم در اقتصاد است. در چنین وضعیتی، واردات کالا افزایش و صادرات کالا کاهش می‌یابد. در نتیجه، نبود تعادل در بودجه دولت به بخش خارج منتقل می‌شود و سبب بروز کسری حساب جاری در این‌گونه کشورها می‌شود (زوارئیان کچومثقالی، ۱۳۹۱).

کسری دوگانه

کسری دوگانه نشان‌دهنده تاثیر افزایش برون‌زای کسری بودجه به‌طور غیرمستقیم بر پس‌انداز داخلی، سرمایه‌گذاری، و حساب جاری است. در خصوص کسری دوگانه (اثرگذاری کسری بودجه بر کسری حساب جاری)، چهار دیدگاه متفاوت وجود دارد:

فرضیه کسری دوگانه: این فرضیه بیان می‌کند که کسری بودجه علت کسری حساب جاری است. برای بیان فرضیه کسری دوگانه از نظریه وجوه موجود برای وام در مدل ماندل ـ فلمینگ[1] و نظریه جذب کینز[2] استفاده می‌شود. مطابق با مدل مرسوم ماندل ـ فلمینگ، افزایش کسری بودجه باعث افزایش نرخ بهره واقعی می‌شود، که این امر در حقیقت باعث ورود جریان‌های سرمایه به داخل کشور و به دنبال آن، افزایش در ارزش پول داخلی می‌شود (Algieri, 2013) بنابراین، کسری بودجه دولت بر بازار کالا (با نرخ ارز)، و حساب سرمایه (با نرخ بهره واقعی) تاثیرگذار است (Papadogonas & Stournaras, 2006). در چنین شرایطی، افزایش نرخ بهره و ارزش پول داخلی به افزایش کسری حساب جاری منجر می‌گردد. نظریه جذب کینز بیان می‌کند که افزایش کسری بودجه باعث افزایش قابلیت جذب داخلی و در نتیجه، گسترش واردات می‌شود که این امر به کسری حساب جاری منتج می‌شود. بنابراین، رهیافت کینزی همانند مدل ماندل ـ فلمینگ دلالت بر رابطه علّی از طرف کسری بودجه به سمت کسری حساب جاری دارد و عکس این رابطه برقرار نیست (Algieri, 2013).

1. Mundell-Fleming Model
2. Keynesian Theory of Attraction

هدفگذاری بر پایه حساب جاری: این امکان وجود دارد که کسری حساب جاری علت کسری بودجه باشد. این ارتباط معکوس تحت عنوان هدفگذاری بر پایه حساب جاری شناخته می‌شود. بر اساس این، افزایش کسری حساب جاری موجب دستیابی به الگوهای رشد کندتر و متعاقب آن افزایش کسری بودجه دولت می‌شود (Algieri, 2013). رشد اقتصادی پایین نه‌تنها موجب افزایش هزینه‌های دولت می‌گردد، بلکه درآمدهای مالیاتی را نیز کاهش می‌دهد. به عبارت دیگر، بودجه یک کشور تحت تاثیر جریان‌های عظیم سرمایه یا انباشت بدهی قرار می‌گیرد که این امر در نهایت به کسری بودجه آن کشور منجر می‌شود (Baharumshah *et al*., 2006).

ارتباط بازخورد: حالت دیگر، وجود ارتباط متقابل بین دو کسری است. برای مثال، همبستگی زیاد بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری موجب می‌شود که ارتباط بین حساب جاری و حساب بودجه دوطرفه باشد (Algieri, 2013). همچنین، می‌توان استدلال نمود که افزایش کسری بودجه دولت در شرایط ثابت بودن نرخ ارز و نرخ بهره، و نبود ورود و خروج سرمایه با افزایش تقاضا، کسری حساب جاری را تشدید می‌کند. با تامین کسری بودجه از مسیر سیستم بانکی، پایه پولی و سطح قیمت‌ها افزایش می‌یابد. این افزایش در قیمت‌ها، کاهش صادرات و افزایش واردات و به دنبال آن، کسری حساب جاری را به دنبال خواهد داشت (زوارئیان کچومثقالی، ۱۳۹۱). در این حالت، کاهش کسری بودجه برای بهتر شدن وضعیت حساب جاری کافی نیست و لازم است که به سیاست‌های ارزی، تعیین نرخ بهره، و سیاست‌های بهبود صادرات توجه شود (Xie & Chen, 2014).

دیدگاه بین‌زمانی ریکاردویی: احتمال نبود رابطه مشخص بین کسری بودجه و کسری حساب جاری نیز وجود دارد که این امر برایند فرضیه تعادل ریکاردویی است (Barro, 1974). بر اساس این فرضیه، کسری حساب جاری و کسری بودجه با یکدیگر مرتبط نیستند، زیرا فعالیت‌های مالی دولت موجب تخصیص مجدد بین‌زمانی پس‌انداز و رهایی از محدودیت‌های بودجه‌ای بین‌زمانی عوامل بخش خصوصی می‌گردد، و به این ترتیب، نرخ بهره واقعی، سرمایه‌گذاری، و تراز حساب جاری تحت تاثیر قرار نمی‌گیرند. اگر یک سیاست مالی انبساطی در سال جاری وجود داشته باشد، انتظار می‌رود که در سال بعد یا در آینده‌ای نزدیک مالیات‌ها افزایش یابند. بنابراین، خانوارها با هدف هموارسازی کاهش انتظاری درآمد آتی، از پس‌انداز سال جاری برای پرداخت مالیات‌ها در آینده استفاده می‌کنند (Vamvoukas, 1999; Lau & Baharumshah, 2006; Algieri, 2013).

واگرایی دوگانه

در ادبیات نظری، دو الگو برای تشریح پدیده واگرایی دوگانه وجود دارد. الگوی رشد تصادفی یک‌بخشی استاندارد و الگوی دو کشوری با قیمت‌های چسبنده. الگوی دو کشوری با قیمت‌های چسبنده یکی از الگوهایی است که برای تبیین پدیده واگرایی دوگانه مورد استفاده قرار می‌گیرد. افزایش دائمی مخارج دولت باعث بهبود حساب جاری می‌شود. چنانچه مخارج دولت به صورت دائمی افزایش یابد، اثر ریکاردویی به کاهش یک‌به‌یک در مصرف منجر می‌شود و حساب جاری بدون تغییر باقی می‌ماند. اما بر اساس الگوهای قیمت‌های چسبنده، افزایش مخارج دولت به صورت دائمی، باعث افزایش تولید (تقاضا) در کوتاه‌مدت می‌شود (این افزایش تولید از سمت تقاضا صورت می‌گیرد). بنابراین، همزمان با یکسان‌سازی مصرف توسط مصرف‌کنندگان در اثر کاهش تولید خالص در طول زمان (تولید از سمت عرضه)، حساب جاری بهبود می‌یابد (قادری و همکاران، ۱۳۹۵).

کسری حساب جاری در کشورهای صادرکننده نفت

نوسان‌های قیمت نفت اصلی‌ترین منبع نوسان‌های اقتصادی کشورهای تولیدکننده نفت است. افزایش ناگهانی قیمت نفت پس از سال ۱۹۷۳ اثرهای مهمی بر اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت گذاشت، به‌طوری که در این دوره درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت به شدت افزایش یافت و باعث رشد سریع قیمت‌ها، نرخ‌های دستمزد، و واردات در این کشورها شد. رشد بخش نفت به عنوان مهم‌ترین عامل موثر بر درآمد ملّی، به‌طور کلی به افزایش تقاضای کل اقتصاد و در نتیجه، افزایش قیمت‌ها و سودآوری در بخش مبادله‌ناپذیر نسبت به بخش مبادله‌پذیر منجر می‌شود. این امر باعث سرازیر شدن سرمایه و نیروی کار به سمت بخش مبادله‌ناپذیر ـ و قوی‌تر شدن این بخش ـ و در مقابل ضعیف شدن بخش مبادله‌پذیر اغلب اقتصادهای تک‌محصولی می‌شود (عصاری آرانی و همکاران، ۱۳۸۹). وقوع این پدیده که در ادبیات اقتصادی به بیماری هلندی[1] معروف است و در اقتصادهای متنوع و به‌نسبت بزرگ مانند ایران نیز مشاهده‌پذیر است، در بسیاری از کشورهای صادرکننده نفت، افزایش قابل‌توجه سهم بخش نفت نسبت به بخش‌های غیرنفتی و افزایش درآمد سرانه را در این کشورها موجب می‌شود. چنین افزایشی تنها به دلیل افزایش درآمدهای نفتی و نه در اثر رشد بخش

1. Dutch Disease

واقعی اقتصاد رخ می‌دهد و بی‌تعادل‌هایی را در بخش‌های مختلف این اقتصادها در پی دارد.

یکی از متغیرهای مهم اقتصادی که به تراز خارجی این کشورها مربوط می‌شود، حساب جاری تراز پرداخت‌هاست که نشان‌دهنده معامله‌های اقتصادی بین کشورهاست. افزایش کسری حساب جاری در اقتصاد کشورهای مصرف‌کننده نفت پدیده‌ای است که بیش‌تر در اثر افزایش قیمت نفت ایجاد می‌شود. این کسری‌ها، مازاد به‌وجودآمده را در اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت (اوپک) تشکیل می‌دهند (خلعتبری، ۱۳۷۳). این امر باعث انتقال درآمد از کشورهای واردکننده نفت به سمت کشورهای صادرکننده، از طریق تغییر در رابطه مبادله می‌شود و درآمد حقیقی کشورهای صادرکننده را بالا می‌برد (هرچند بخشی از این دریافتی‌ها در آینده با کاهش در تقاضای صادرات به دلیل ایجاد رکود اقتصادی شرکای تجاری در اثر قیمت‌های بالای نفت کاهش می‌یابد). کاهش قیمت نفت در کشورهای عضو اوپک سبب کاهش درآمدهای ارزی و کاهش واردات (عموماً مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای) می‌شود، افت شدید تولید را در پی دارد و با توجه به ویژگی اقتصادی این کشورها، رکود تورمی وکاهش عرضه را در اقتصاد این کشورها موجب می‌شود. از طرفی دیگر، با افزایش قیمت نفت، کشورهای اوپک شاهد انتقال منابع (دلارهای نفتی) به سمت خود هستند و این منابع را در راه سرمایه‌گذاری در کشورهای مصرف‌کننده یا واردات از این کشورها مصرف می‌کنند، به‌طوری که نزدیک به دو سوم درآمدهای نفتی بلافاصله پس از ورود به حساب کشورهای نفتی، به صورت ودیعه یا سرمایه‌گذاری دوباره به کشورهای صنعتی باز می‌گردد و بقیه برای تامین بودجه ملّی و پرداخت بهای واردات از این کشورها، از قبیل خرید تجهیزات، خدمات یا مواد مصرفی (اغلب از آمریکا، اروپای غربی، و ژاپن) مصرف می‌شود (سرکیس، ۱۳۶۳).

لیتسیوس و پیلبیم[1](۲۰۱۷)، به بررسی رابطه بین تراز مالی و تراز حساب جاری و همچنین، میزان سرمایه‌گذاری مرتبط با کسری‌های بزرگ حساب جاری در کشورهای یونان، پرتغال، و اسپانیا با استفاده از مدل ARDL[2] می‌پردازند. نتایج نشان‌دهنده آن است که ریاضت مالی (کاهش کسری تراز مالی)، می‌تواند به این کشورها برای کاهش کسری حساب جاری کمک کند و قدرت رقابت‌پذیری را در این کشورها حفظ نماید. نیام[3] (۲۰۱۵)، به بررسی سیاست‌های پایداری بدهی دولت و نرخ ارز و همچنین، رابطه بین حساب جاری و کسری بودجه در لبنان با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی و علیت در دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۷۰ می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت بین کسری بودجه و کسری حساب جاری رابطه علیت

1. Litsios & Pilbeam
2. Autoregressive Distributed Lag
3. Neaime

یک‌طرفه وجود دارد که نشان می‌دهد افزایش کسری بودجه باعث افزایش کسری حساب جاری و بدهی دولت می‌شود. چان‌مینگ و ریو (۲۰۱۵)، با استفاده از مدل خودرگرسیون‌برداری تابلویی به بررسی سازوکارهای سیاست پولی و سیاست مالی، نبود تعادل‌های خارجی و اثرهای آن‌ها بر رشد اقتصادی، و تورم در کشورهای BRICS در دوره ۴:۲۰۱۰-۴:۱۹۹۴ می‌پردازند. پژوهشگران در این پژوهش متغیرهای نرخ بهره کوتاه‌مدت و کسری بودجه را برای ارزیابی سازوکارهای سیاست‌های پولی و مالی بکار می‌برند. نتایج نشان‌دهنده اثرهای معنادار شوک پولی بر رشد اقتصادی است، اما اثر سیاست‌های مالی ضعیف‌تر است و فرضیه کسری دوگانه در این کشورها تایید نمی‌شود. اثر ضعیف سیاست مالی بر تراز خارجی به دلیل سطح پایین باز بودن مالی، چسبندگی اسمی در نرخ ارز، و نبود انعطاف‌پذیری قیمت در بسیاری از بازارهای اقتصادهای نوظهور است. در مقابل، شوک سیاست پولی بر تراز خارجی اثرگذار است، به‌ویژه افزایش در نرخ بهره به بهبود حساب جاری در کشورهای نوظهور تمایل دارد. کالو و پالئولوگو[1] (۲۰۱۲)، با استفاده از داده‌های سالانه در دوره ۲۰۰۷-۱۹۶۰ و الگوی تصحیح خطای‌برداری به بررسی و آزمون رابطه علّی بین کسری حساب جاری و کسری بودجه برای کشور یونان می‌پردازد. نتایج پژوهش نشان‌دهنده وجود یک رابطه مثبت بین دو کسری است و جهت این رابطه از کسری حساب جاری به سمت کسری بودجه است. کیم و روبینی[2] (۲۰۰۸)، به بررسی اثرهای سیاستهای مالی (شوک‌های کسری بودجه دولت)، بر حساب جاری و نرخ ارز واقعی در طول دوران نظام نرخ ارز انعطاف‌پذیر در آمریکا در دوره ۲۰۰۴-۱۹۷۳ می‌پردازند. نتایج بر اساس مدل خودرگرسیون‌برداری (VAR)[3] نشان می‌دهد که برای کشور آمریکا، شوک سیاست مالی انبساطی یا شوک کسری بودجه دولت حساب جاری را بهبود می‌بخشد و باعث کاهش ارزش نرخ ارز واقعی می‌شود. آن‌ها بیان می‌کنند که به نظر می‌رسد بهبود حساب جاری به دلیل شوک کسری بودجه از راه شوک‌های تولیدی/ بهره‌وری هدایت می‌شود. همچنین در طول رکود (رونق) اقتصادی، درآمد کاهش (افزایش) می‌یابد و تراز بودجه بدتر (بهتر) می‌شود و چنانچه کاهش درآمد به کاهش سرمایه‌گذاری به میزان بیش‌تری از پس‌انداز ملّی منجر شود، حساب جاری بهبود پیدا می‌کند، که می‌تواند دلیلی برای توضیح این موضوع باشد که چرا با بدتر شدن کسری بودجه، کسری حساب جاری در آمریکا بهبود می‌یابد. لائو و باهارومشه (۲۰۰۶)، با استفاده از داده‌های تابلویی در دوره ۲۰۰۱-۱۹۸۰ و روش علیت گرنجر فرضیه کسری دوگانه را در کشورهای جنوب شرق آسیا بررسی می‌کنند. نتایج حاکی از آن است که کسری بودجه علت کسری حساب جاری در این کشورهاست.

1. Kalou & Paleologou
2. Kim & Roubini
3. Vector Autoregression

قادری و همکاران (۱۳۹۵)، با استفاده از الگوی خودرگرسیون‌برداری و توابع واکنش ضربه‌ای و تجزیه واریانس در سال‌های ۱۳۹۰:۴-۱۳۶۹:۱ نشان می‌دهند که رابطه منفی بین کسری بودجه و کسری حساب جاری در ایران وجود دارد. به عبارت دیگر، پدیده واگرایی دوگانه در اقتصاد ایران تایید می‌شود. از طرفی، در هر دو حالت تاثیر تکانه درآمد و مخارج دولت بر اجزای حساب جاری، پدیده واگرایی دوگانه به صورت ضعیف تایید می‌شود. زمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۲)، با استفاده از اطلاعات آماری مربوط به دوره ۱۳۸۹-۱۳۳۸ و بکارگیری روش‌شناسی سری‌های زمانی و تکنیک‌های همجمعی در قالب مدل‌های تصحیح خطای‌برداری (VECM)[1]، به بررسی تاثیر کسری بودجه مالیاتی دولت بر کسری بازرگانی غیرنفتی ایران می‌پردازند. یافته‌های این پژوهش وجود رابطه همجمعی را بین متغیرهای مدل تایید می‌کند. به بیان دیگر، ارتباط مستقیم بین کسری بودجه جاری دولت و کسری بازرگانی غیرنفتی اقتصاد ایران در دوره ۱۳۸۹-۱۳۳۸ تایید می‌شود و نظریه کسری‌های توامان پذیرفته می‌شود. از سوی دیگر، نتایج آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که جهت رابطه علیت بین متغیرهای تابع کسری‌های توامان در بلندمدت به‌طور دوسویه بر یکدیگر تاثیر می‌گذارند. در نتیجه، در بلندمدت فرضیه کسری‌های توامان در برابر فرضیه برابری ریکاردویی، که اثر مالیات‌ها و مخارج دولت را بر متغیرهای اقتصادی و کسری بازرگانی کشور بی‌اثر می‌داند، پذیرفته می‌شود. زوارئیان کچومثقالی (۱۳۹۱)، به بررسی رابطه بین کسری بودجه دولت و حساب جاری با استفاده از روش همگرایی (روش یوهانسن)، و همچنین رابطه علیت در کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از یک الگوی تصحیح خطای‌برداری در دوره ۱۳۸۵-۱۳۴۲ می‌پردازند. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت رابطه همجمعی بین کسری بودجه و کسری حساب جاری وجود دارد. همچنین، وجود رابطه علیت دوسویه بین کسری بودجه و کسری حساب جاری در بلندمدت تایید می‌شود؛ اما در کوتاه‌مدت رابطه علیت، تنها از سمت کسری بودجه به کسری حساب جاری تایید می‌شود. شقاقی شهری (۱۳۸۶)، با بهره‌گیری از الگوی تصحیح خطای‌برداری ساختاری (SVECM)[2]، در ایران در سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۰ نشان می‌دهد که نتایج بلندمدت برای اجرای سیاست کاهش ارزش پول داخلی برای کسری حساب جاری موثر نیست. از سوی دیگر، کسری بودجه ارتباط تنگاتنگی با کسری حساب جاری دارد و افزایش کسری دولت در سطح معناداری بالا باعث افزایش کسری بخش تجارت خارجی می‌شود. صمدی و تابنده (۱۳۸۶)، با استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM)[3] و آزمون علیت گرنجر بیان می‌کنند که بین

1. Vector Error Correction Model
2. Structural Vector Error Correction Model
3. Error Correction Method

مخارج دولت و درآمدهای آن با معیارهای متفاوت، هیچ رابطهٔ تعادلی بلندمدتی وجود ندارد. اما در کوتاه‌مدت دست‌کم یک رابطهٔ علّی یک‌طرفه از درآمدها به مخارج دولت وجود دارد. این نتایج نشان می‌دهد که کسری مالی در بلندمدت پایدار نیست. همچنین، در کوتاه‌مدت فرضیه درآمد-مخارج در اقتصاد ایران تایید می‌شود. به عبارت دیگر، دولت هزینه‌های خود را بر اساس درآمد کسب‌شده تنظیم می‌کند. بین صادرات و واردات هیچ رابطهٔ تعادلی بلندمدتی مشاهده نمی‌شود و همچنین، کسری خارجی پایدار نیست. بین نسبت کسری بودجه و کسری تجاری به GDP رابطهٔ تعادلی بلندمدت وجود ندارد. نتیجه به‌دست‌آمده، از فرضیه برابری ریکاردویی در بلندمدت تبعیت می‌کند. یعنی در بلندمدت هیچ ارتباطی بین کسری بودجه و کسری تجاری وجود ندارد، اما نتایج آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که رابطهٔ علّی یک‌طرفه از کسری بودجه به کسری تجاری وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

تصریح الگو

در این پژوهش، اثرهای سیاست‌های پولی و مالی بر کسری حساب جاری در کشورهای منتخب صادرکننده نفت در دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۰ بررسی می‌شود. با توجه به این‌که سیاست‌های پولی و مالی در ماهیت به یکدیگر وابسته هستند، تکانه‌های سیاست پولی و مالی، همزمان در الگو در نظرگرفته می‌شوند. به پیروی از چان‌مینگ و ریو (۲۰۱۵)، و بر اساس مبانی نظری، برای بررسی اثرهای تکانه سیاست پولی از نرخ بهره و تکانه سیاست مالی از کسری بودجه دولت در مدل استفاده می‌شود. یک مدل خودرگرسیون‌برداری تابلویی (Panel-VAR)، با اثرهای ثابت به شکل رابطه (۱) در نظرگرفته می‌شود:

$$Z_{it} = \varphi_0 + \sum_{j=1}^{p} H_j Z_{it-j} + \Gamma_i + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

که در آن Z_{it} بردار متغیرهای درون‌زا، ε_{it} بردار خطا، و Γ_i اثرهای ثابت کشورهاست. H_j jامین ماتریس چندجمله‌ای است که در آن طول وقفه (p)، با معیار آکاییک تعیین می‌شود. متغیرهای درون‌زا در مدل خودرگرسیون‌برداری تابلویی (Panel-VAR)، $dl\,oil_{it-1}$ لگاریتم تفاضلی درآمد نفتی، lfb_{it-1} لگاریتم درآمد دولت/ هزینه دولت (کسری بودجه)، ir_{it} نرخ بهره کوتاه‌مدت در سطح، lca_{it} لگاریتم نسبت واردات/ صادرات (حساب جاری)، $dlgdp_{it-1}$ لگاریتم تفاضلی تولید ناخالص داخلی، و

lfb_{it-1} لگاریتم تفاضلی نرخ ارز حقیقی هستند. بنابراین، بردار Z_{it} به شکل الگوی (۳) است:

$$Z_{it} = [lca_{it}, dlgdp_{it}, dl\ oil_{it}, lfb_{it}, ir_{it}, dl\ e_{it}\ ] \quad (۲)$$

بنابراین، فرم خلاصه‌شده الگوی حساب جاری به صورت الگوی (۴) تصریح می‌شود:

$$lca_{it} = \alpha_0 + \gamma\ lca_{it-1} + \lambda dlgdp_{it-1} + \phi\ dl\ oil_{it-1} + \rho lfb_{it-1} + \kappa\ ir_{it-1} + \theta\ dl\ e_{it-1} + \eta_i + \varepsilon_{it}^{ca} \quad (۳)$$

مدل VAR بیش‌تر با مسئله سازگاری نظری همراه می‌شود، اگرچه این ابزار موثر برای بررسی واکنش پویای سیستم به شوک‌ها بدون تحمیل قیدهای شناسایی نیز قوی است. اقتصاددانان برای اصلاح ماهیت نظری، روش‌های مختلف ساختاری را برای مدلسازی VAR ابداع می‌کنند. مدل‌های خودرگرسیون‌برداری ساختاری به‌صراحت بر برخی منطق اقتصادی تکیه می‌کنند تا بتوانند با تعریف ماتریس کواریانس در تخمین، از استفاده دلخواه یا ضمنی شناسایی قیدها جلوگیری کنند. با وجود این، مدل‌های خودرگرسیون‌برداری ساختاری (SVAR)، نیز مورد انتقاد قرار می‌گیرند. فاوست و لیپر[1] (۱۹۹۷)، بیان می‌کنند که در مدل‌های خودرگرسیون‌برداری ساختاری نتایج تخمین پارامترهای بلندمدت فقط در شرایط محدودکننده (مقید) ارائه می‌شود و نتایج اغلب به مفروض‌های شناسایی حساس هستند. در این پژوهش، تحمیل یک رابطه بلندمدت حالت پایدار برای کشورهای صادرکننده نفت ممکن است واقع‌بینانه نباشد، زیرا این کشورها دارای مسیرهای رشد مختلف هستند و الگوهای اقتصادی آن‌ها ممکن است در طول مسیر تغییر کند. بنابراین، به پیروی از چان‌مینگ و ریو (۲۰۱۵)، از الگوی خودرگرسیون‌برداری پانل نامقید به روش GMM[2] استفاده می‌شود.

برای تخمین کدهای نرم‌افزاری نوشته‌شده توسط آبریگو و لاو[3](۲۰۱۶)، با هدف برآورد مدل‌های خودرگرسیون‌برداری تابلویی به روش GMM در نرم‌افزار استاتا ۱۴ (STATA. 14) استفاده می‌شود. اگرچه در مدل‌های خودرگرسیون‌برداری بیش‌تر حالت سری زمانی یا داده‌های تابلویی دشوار است، و ضرایب تخمین‌زده‌شده با توجه به ماهیت بی‌نظمی که دارند تفسیر می‌شوند اما برخی روابط ارزشمند وجود دارند که باید مورد بررسی قرار گیرند. (Chunming & Ruo, 2015).

1. Faust & Leeper
2. Generalized Method of Moments
3. Abrigo & Love

داده‌ها

متغیر درآمد نفتی از مجله‌های آماری اوپک، متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز واقعی از سایت بانک جهانی (WDI)[1]، متغیرهای کسری بودجه و حساب جاری از پایگاه چشم‌انداز اقتصاد جهانی صندوق بین‌المللی پول[2]، و همچنین نرخ بهره کوتاه‌مدت از پایگاه داده‌های مالی بین‌المللی صندوق بین‌المللی پول[3] استخراج می‌شوند. کشورهای منتخب صادرکننده نفت در این پژوهش شامل الجزایر، کلمبیا، اکوادور، گابن، ایران، مکزیک، نیجریه، عربستان، کویت، آنگولا، کنگو، اندونزی، مالزی، و ترینیداد و توباگو هستند. انتخاب این کشورها به این دلیل است که در این گروه از کشورها در دوره مورد مطالعه، کسری بودجه با کسری حساب جاری همسوست، و همچنین درآمدهای حاصل از صادرات نفت برای این کشورها فزاینده است.

مدل خودرگرسیون‌برداری پنل k متغیره با مرتبه p همراه با اثرهای ثابت است که به وسیله سیستم معادله‌های خطی نشان داده می‌شود.

$$Y_{it} = Y_{it-1}A_1 + Y_{it-2}A_2 + \cdots + Y_{it-p+1}A_{p-1} + Y_{it-p}A_p + X_{it}B + u_i + e_{it} \qquad (۴)$$
$$i \in \{1,2, \dots , N\}, t \in \{1,2, \dots , Ti\}$$

Y_{it} بردار $(1\times K)$ متغیرهای وابسته، X_{it} بردار $(1\times l)$ متغیرهای کمکی برون‌زا، و u_i و e_{it} به‌ترتیب بردارهای $(1 \times k)$ اثرهای ثابت خاص متغیر وابسته و خطاهای ویژه هستند. ماتریس‌های $(k \times k)$، $A_1, A_2, \dots , A_{p-1}, A_p$، و ماتریس $B(1\times K)$ پارامترهایی هستند که باید تخمین زده شوند.

$$E[e_{it}] = 0 \ , E[e'_{it}e_{it}] = \sum \qquad (۵)$$
$$E[e'_{it}e_{is}] = 0 \quad t > s \text{ برای همهٔ}$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پارامترهای بالا ممکن است به‌طور مشترک همراه با اثرهای ثابت یا به‌طور مستقل از اثرهای ثابت پس از برخی تبدیل‌ها با استفاده از روش حداقل مربع‌های معمولی (OLS)[4]، برای هر یک از معادله‌ها تخمین زده شوند. اما با وجود متغیرهای وابستهٔ با وقفه در سمت راست سیستم معادله‌ها، تخمین‌ها حتی با N بزرگ تورش‌دار خواهند بود (Abrigo & love, 2016).

1. World Development Indicators
2. World Economic Outlook (WEO)- IMF
3. International Financial Statistics (IFS)- IMF
4. Ordinary Least Squares

مدل‌های خودرگرسیون‌برداری را می‌توان به روش‌های MG[1]، هولتز ـ ایکل و همکاران[2](۱۹۸۸)، GMM، برآوردهای بیشینهٔ درست‌نمایی و برآوردگر کمینهٔ فاصله‌ای برآورد کرد. اما حالتی که به دلیل سادگی بیش‌تر مورد توجه پژوهشگران است، GMM است. اگر فرض کنیم اثرهای خاص فردی ثابت a^*_i در مدل وجود دارد، پس:

$$\phi\,(L)y_{it} = y_{it} - \phi_1 y_{i,t-1} - \cdots - \phi_p y_{i,t-p} = \alpha_i^* + E_{ir} \qquad (۶)$$

که y_{it} یک بردار $m\times 1$ از متغیرهای تصادفی است، a^*_i یک بردار $m\times 1$ عرض از مبداهای هر گروه است که با i تغییر می‌کند، $\in_{it}$ بردار $m\times 1$ متغیرهای تصادفی است که به‌طور $\prod D$ توزیع می‌شود و میانگین آن صفر است و ماتریس کوواریانس آن Ω است، $\phi(L) = I_m - \phi L - \ldots - \phi_p L^p$ یک چندجمله از مرتبه p عملگر وقفه (L) است، و $L^s_{yt} = y_t - s$ وقتی بُعد زمانی پانل کوتاه باشد، درست مثل حالت تک‌معادله اثر ثابت مدل پانل دیتا، مسئله کلاسیک پارامترهای مبهم و زاید، و مسئله مدلسازی مشاهده‌های اولیه به‌وجود خواهد آمد. برای سادگی در نمادگذاری، برآورد و استنتاج را با قرار دادن $p=1$ نشان داده می‌شود، یعنی:

$$(1-\phi L)(y_{it} - \eta_i - \delta_t) = \in_{it} \qquad (۷)$$

درست مانند حالت تک‌معادله‌ای می‌توان با تفاضل اول گرفتن از (۴۶-۳)، اثرهای انفرادی η_i را حذف کرد:

$$\Delta y_{it} - \delta = \phi(\Delta y_{i,t-1} - \delta) + \Delta \in_{it} \qquad (۸)$$

بنابراین، شرایط عمود بودن عبارت خواهد بود از:

$$E\{[\Delta y_{it} - \delta - \phi \Delta y_{1,t-1} - \delta) q'_{it}]\} = 0 \qquad (۹)$$

که:

$$q_1 + 1(1, y'_i, \ldots y'_{i,i-2})' \qquad (۱۰)$$

اگر $(T\text{-}1)$ رابطه (۳) را پشته[3] کنیم، خواهیم داشت:

1. Mean Group
2. Holtzeakin *et al.*
3. Stack

$$S_i = R.\Lambda + E_i \quad (۱۱)$$

$$S_i = (\Delta y_{it}, \Delta y_{it}, ..., \Delta y_{it})', E_i = (\Delta E_{it}, ..., \Delta E_{it})'$$

$$R_i = (S_{i,-1}, e_{T-1}), S_{i,-1} = (\Delta y_{i1}, ..., \Delta y_{iT})',$$

$$\Lambda = (\phi, a_1), a_1 = (I_m - \phi)\delta \quad (۱۲)$$

و e_{T-1} یک بردار $1\times(T-1)$ از یک‌هاست. اگر (۵۰-۳)، را در ماتریس $(T-1)\times(T-1)$ $(MT/T+1)(T-1)$ قطری بلوکی متغیرهای ابزاری زیر ضرب کنیم:

$$Q_i = \begin{bmatrix} q_{i2} & & 0 \\ & q_{i3} & \\ & . & \\ 0 & & q_{iT} \end{bmatrix} \quad (۱۳)$$

خواهیم داشت:

$$Q_i S_i = Q_i R_i \Lambda + Q_i E_i \quad (۱۴)$$

که ترانهاده آن به شکل برداری عبارت خواهد بود از:

$$(Q_i \otimes I_m) vec(S_i') = (Q_i R_i \otimes I_m)\lambda + (Q_i \otimes I_m) vec(E_i') \quad (۱۵)$$

($\lambda = vec(\Lambda')$ و $vec(0)$ عملگری هستند که یک ماتریس را با چیدن ستون‌های آن در زیر هم به بردار تبدیل می‌کند. بنابراین، برآورد GMM از λ را می‌توان با کمینه کردن رابطه (۱۶) به‌دست آورد:

$$\left[\sum_{i=1}^{M}(Q_i \otimes I_m) vec(S_i') - (Q_1 R_i \otimes I_m)\lambda)\right]' \quad (۱۶)$$

$$\times\left[\sum_{i=1}^{N}(Q_i \otimes I_m)\sum(Q_i \otimes I_m)'\right]^{-1}$$

که:

$$\times\left[\sum_{i=1}^{N}(Q_i \otimes I_m) vec(S_i') - (Q_i R_1 \otimes I_m)\lambda)\right]$$

$$\sum = \begin{bmatrix} 2\Omega & -\Omega & . & ... & . \\ -\Omega & 2\Omega & -\Omega & ... & . \\ . & -\Omega & 2\Omega & -\Omega & . \\ . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . \\ . & . & . & ... & 2\Omega \end{bmatrix} \qquad (۱۷)$$

شرایط گشتاوری که برای برآورد Ω لازم است، عبارت است از:

$$E\{[\Delta y_{it} - \delta - \phi(\Delta y_{1t-1} - \delta)][\Delta y_{it} - \delta - \phi(\Delta y_{i,t-1} - \delta)]' - 2\Omega\} = 0 \qquad (۱۸)$$

که Ω از روی این رابطه برآورد می‌شود. پس از برآورد روابط خودرگرسیون‌برداری داده‌های پانل با استفاده از توابع ضربه و پاسخ به بررسی تاثیر شوک‌های مرتبط با متغیر مورد نظر در الگو، و بر اساس تجزیه واریانس، به بررسی سهم شوک‌های واردشده از متغیرهای الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته می‌شود (احمدی و همکاران، ۱۳۹۵).

توابع واکنش ضربه در مدل P-VAR

بدون تغییر در کلیت، متغیرهای برون‌زا را در نمادگذاری حذف می‌کنیم و بر ساختار خودرگرسیون Panel-VAR در معادله (۴) متمرکز می‌شویم. لوتکپل[1] (۲۰۰۵)، و همیلتون[2] (۱۹۹۴)، هر دو نشان می‌دهند که اگر تمام ضرایب ماتریس $\bar{A}$ اکیداً کم‌تر از یک باشند، مدل VAR باثبات است. ماتریس $\bar{A}$ به شکل زیر خواهد بود:

$$\bar{A} = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \cdots & A_p & A_{P-1} \\ I_k & 0_k & ... & 0_k & 0_k \\ 0_k & I_k & ... & 0_k & 0_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0_k & 0_k & \cdots & I_k & 0_k \end{bmatrix} \qquad (۱۹)$$

ثبات نشان می‌دهد که مدل خودرگرسیون‌برداری تابلویی معکوس است و یک بردار میانگین متحرک با مرتبه نامحدود دارد که شرایطی را برای تخمین توابع واکنش ضربه و تجزیه واریانس

1. Lütkepohl
2. Hamilton

خطای پیش‌بینی فراهم می‌کند. تابع واکنش ضربه ساده Φ_i با بازنویسی مدل به عنوان بردار میانگین متحرک نامحدود تخمین زده می‌شود. Φ_i پارامترهای بردار میانگین متحرک هستند:

$$\Phi_i = \begin{cases} I_k & , \quad i = 0 \\ \sum_{j=1}^{i} \Phi_{t-j} A_j & , \quad i = 1,2, \dots \end{cases} \qquad (۲۰)$$

اگرچه توابع واکنش ضربه ساده تفسیر علّی را بیان نمی‌کنند، اما از آن‌جا که تغییرهای e_{it} به‌طور همزمان همبسته هستند، شوک در یک متغیر، باعث ایجاد شوک در سایر متغیرها می‌شود. فرض کنید ماتریس p را داریم، به‌طوری که P . $P'P = \sum$ برای متعامدسازی تغییرها به صورت $e_{it}P^{-1}$ و تبدیل پارامترهای بردار میانگین متحرک به واکنش ضربه متعامد $P\Phi_i$ استفاده می‌شود. ماتریس p محدودیت‌های شناسایی را به سیستم معادله‌های پویا تحمیل می‌کند. فاصله اطمینان تابع واکنش ضربه به‌طور تحلیلی بر اساس توزیع مجانبی پارامترهای خودرگرسیون‌برداری تابلویی و ماتریس واریانس-کوواریانس خطا به‌دست می‌آید. فاصله اطمینان را نیز می‌توان به روش‌های شبیه‌سازی مونت‌کارلو و نمونه‌گیری مجدد بوت استراپ تخمین زد (Abrigo & love, 2016).

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی در مدل P-VAR

خطای پیش‌بینی دوره hام به شکل رابطه (۲۱) بیان می‌شود:

$$Y_{it+h} - E[Y_{it+h}] = \sum_{i=0}^{h-1} e_{i(t+h-i)}\Phi_i \qquad (۲۱)$$

Y_{it+h} بردار مشاهده‌شده در زمان $t+h$ و $E[Y_{it+h}]$ بردار پیش‌بینی‌شده دوره hام در زمان t هستند. همانند توابع واکنش ضربه، شوک‌ها با استفاده از ماتریس p متعامد می‌شوند تا سهم هر متغیر در واریانس خطای پیش‌بینی تفکیک شود. شوک‌های متعامد $e_{it}P^{-1}$ یک ماتریس کوواریانس I_k دارند که تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی را به‌طور مستقیم ممکن می‌کنند. به‌طور خاص، سهم متغیر m نسبت به واریانس خطای پیش‌بینی دوره hام متغیر n به صورت رابطه (۲۲) محاسبه می‌شود:

$$\sum_{i=0}^{h-1} \theta_{mn}^2 = \sum_{i=1}^{h-1} \left(i_n' P\Phi_i i_m\right)^2 \qquad (۲۲)$$

i_s ستون sام I_k است. سهم‌ها نسبت به واریانس خطای پیش‌بینی دوره hام متغیر n نرمال می‌شوند:

$$\sum_{i=0}^{h-1} \theta_{0n}^2 = \sum_{i=1}^{h-1} i_n' \Phi_i' \sum \Phi_i i_n \quad (۲۳)$$

همانند توابع واکنش ضربه، فواصل اطمینان به‌طور تحلیلی به‌دست می‌آیند یا با استفاده از روش‌های مختلف نمونه‌گیری مجدد تخمین زده می‌شوند (Abrigo & love, 2016). پس از برآورد روابط خودرگرسیون‌برداری داده‌های پانل می‌توان با استفاده از توابع ضربه و پاسخ، به بررسی تاثیر شوک‌های مرتبط با متغیر مورد نظر در الگو و بر اساس تجزیه واریانس، به بررسی سهم شوک‌های واردشده از متغیرهای الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته شود (احمدی و همکاران، ۱۳۹۵).

مروری بر روند نرخ های ارز حقیقی

کشورهای مکزیک، گابن، الجزایر، اکوادور، عربستان و مالزی روند تقریباً ثابتی در نرخ ارز حقیقی خود طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵ داشتند. از طرفی کشورهای کلمبیا، نیجریه، آنگولا و اندونزی روند کاهشی نرخ ارز را تجربه کرده‌اند. در میان این کشورها نرخ ارز رسمی ایران طی دوره‌ی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۲ با شیب ملایم افزایش داشته و از ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۵ نرخ ارز حقیقی با شیب تند افزایش یافته است. نرخ ارز حقیقی ونزوئلا نیز روند افزایشی داشته یعنی طی دوره مورد بررسی ارزش پول این کشور کاهش یافته است. نرخ ارز حقیقی کشور بحرین نیز طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۸ افزایش و طی سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۵ روند کاهشی داشته است (پیوست ۱).

نتایج تجربی

آزمون ریشه واحد پانل برای مانایی متغیرها

چنانچه متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد پارامترهای مدل نامانا باشند، احتمال این‌که رگرسیون به‌دست‌آمده کاذب باشد، بسیار بالاست. بنابراین، برای جلوگیری از رگرسیون کاذب، ابتدا داده‌ها از نظر مانایی آزمون می‌شوند. آزمون‌هایی همچون لین، لوین، و چو[1]، ایم، پسران، و شین[2]، آزمون

1. Levin, Lin, & Chu
2. Im, Pesaran, & Shin

فیشر[1]، و آزمون هادری[2] از جمله آزمون‌های مانایی در داده‌های ترکیبی هستند. نتایج این آزمون‌ها برای تمام متغیرهای مدل در جدول (۱) نشان داده می‌شود. با توجه به نتایج جدول (۱)، متغیر حساب جاری (Ca) با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شود ((I(1))، و متغیرهای تولید ناخالص داخلی (gdp)، نرخ بهره (ir)، نرخ ارز حقیقی (e)، کسری بودجه (FB)، و درآمدهای نفتی (oil) در سطح مانا هستند ((I(0)). برای اطمینان از جعلی نبودن نتایج رگرسیون، آزمون همجمعی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

جدول ۱: بررسی مانایی متغیرها

آزمون	آزمون لین، لوین و چو (LLC)		آزمون ایم، پسران، و شین (IPS)		آزمون فیشر (ADF)		آزمون فیشر (PP-Fisher)	
متغیر	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
Ca	۰/۱۹۷۳۳	۰/۵۷۸۲	۲/۴۴۱۱۲	۰/۹۹۲۷	۱۲/۶۰۶۵	۰/۹۹۴۵	۲۳/۵۱۴۵	۰/۷۰۶۹
D(Ca)	-۲/۶۱۷۰۸	۰/۰۰۴۴	-۳/۷۷۶۳۶	۰/۰۰۰۱	۶۳/۷۸۹۱	۰/۰۰۰۱	۱۳۷/۴۴۲	۰/۰۰۰۰
FB	-۳/۵۶۸۶۵	۰/۰۰۰۲	----	----	۵۰/۲۸۸۳	۰/۰۰۶	۶۳/۷۶۶۶	۰/۰۰۰۱
ir	-۲/۶۸۹۷۶	۰/۰۰۳۶	-۲/۰۹۵۳۲	۰/۰۱۸۱	۵۷/۱۰۱۵	۰/۰۱۴۱	۷۵/۴۲۶۶	۰/۰۰۰۱
gdp	-۵/۳۸۴۹۵	۰/۰۰۰۰	-۳/۹۹۴۸۱	۰/۰۰۰۰	۷۴/۸۴۲۷	۰/۰۰۰۲	۱۱۴/۶۲۹	۰/۰۰۰۰
e	----	----	-۲/۹۶۲۶۶	۰/۰۰۱۵	۵۴/۱۴۸۰	۰/۰۰۲۱	۹۱/۷۱۷۰	۰/۰۰۰۰
oil	-۶/۴۷۶۸۴	۰/۰۰۰۰	-۴/۹۴۷۱۰	۰/۰۰۰۰	۷۴/۵۳۸۹	۰/۰۰۰۰	۱۳۳/۰۶۰	۰/۰۰۰۰

در آزمون همجمعی کائو[3]، فرضیه صفر مبتنی بر نبود همجمعی بین متغیرهاست. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که فرضیه صفر را نمی‌توان پذیرفت و در نتیجه، بین متغیرها رابطه بلندمدت معناداری وجود دارد.

جدول ۲: آزمون همجمعی

آزمون همجمعی کائو	آماره t	احتمال
	-۳/۵۶۵۵۲۵	۰/۰۰۰۲

1. Fisher-ADF
2. Hadri
3. Kao Cointegration Test

نتایج تعیین وقفه بهینه مدل در جدول (۳) نشان داده می‌شود. نتایج حاکی از تایید یک وقفه بهینه در مدل است، زیرا کم‌ترین مقدار در آماره‌های آکاییک (MAIC)، بیزین (MBIC)، و حنان-کویین (MQIC) به وقفه یک مربوط می‌شود.

جدول۳: تعیین وقفه بهینه

Lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
۱	۰/۹۹۹۹۰۸۶	۱۱۶/۲۸۸۸	۰/۲۷۵۸۳۳۳	-۴۲۷/۷۰۲۱	-۹۹/۷۱۱۲	-۲۳۲/۹۴۰۳
۲	۰/۹۹۹۷۴۹۱	۷۲/۴۸۸۵۱	۰/۴۶۱۶۸۹۶	-۲۹۰/۱۷۲۱	-۷۱/۵۱۱۴۹	-۱۶۰/۳۳۰۹
۳	۰/۹۸۵۹۱۵۶	۴۲/۱۱۵۳۳	۰/۲۲۳۲۹۰۱	-۱۳۹/۲۱۵	-۲۹/۸۸۴۶۷	-۷۴/۲۹۴۳۶

نتایج تخمین مدل در جدول (۴) نشان داده می‌شود. ضریب درآمدهای نفتی منفی و معنادار است. با افزایش درآمدهای نفتی حجم دلارهای بانک مرکزی افزایش می‌یابد که با تبدیل به پول داخلی، بر حجم پول و نقدینگی افزوده می‌شود، و سرانجام به افزایش قیمت‌های داخلی و افزایش تقاضای واردات منجر می‌شود. در نتیجه، حساب جاری کاهش یا کسری حساب جاری افزایش می‌یابد. همچنین، کسری حساب جاری را می‌توان ناشی از مقابله کشورهای صنعتی با افزایش قیمت نفت، به صورت افزایش قیمت کالاهای صنعتی دانست. به طور کلی با وجود افزایش درآمدهای ارزی از محل صادرات نفت، از آن‌جا که در این پژوهش کشورهای منتخب صادرکننده‌ی نفت (همگی کشورهای درحال توسعه نیز هستند)، واردکننده‌ی عمده‌ی محصولات نیمه‌صنعتی و صنعتی از کشورهای صنعتی هستند، ارزش واردات این کشورها نیز افزایش می‌یابد. بنابراین، به نظر می‌رسدکه می‌توان فرضیه معمول را، مبنی بر آن‌که افزایش درآمدهای نفتی به بهبود حساب جاری منتهی می‌شود، زیر سوال برد. ضریب کسری بودجه (سیاست مالی) مثبت و معنادار است. کسری دوگانه بیانگر رابطه مثبت بین کسری بودجه و کسری حساب جاری است و رابطه منفی بین کسری بودجه و کسری حساب جاری بیانگر پدیده واگرایی دوگانه است. با توجه به این‌که ضریب کسری بودجه مثبت است، با افزایش کسری بودجه، حساب جاری افزایش یا کسری حساب جاری کاهش می‌یابد. بنابراین، پدیده واگرایی دوگانه برای کشورهای منتخب صادرکننده نفت در دوره مورد بررسی تایید می‌شود. ضریب نرخ بهره (سیاست پولی) مثبت و معنادار است. با افزایش نرخ بهره و کاهش سرمایه‌گذاری، تقاضای کل و تقاضای واردات کاهش می‌یابد و به دنبال آن، حساب جاری افزایش یا کسری حساب جاری

کاهش می‌یابد. ضریب تولید ناخالص داخلی مثبت و معنادار است. با افزایش تولید ناخالص داخلی و درآمد ملّی، هرچند تقاضای داخلی و واردات افزایش می‌یابد، اما از طرف عرضه ممکن است تولید کالاهای جایگزین واردات افزایش یابد، که باعث افزایش حساب جاری یا کاهش کسری حساب جاری می‌شود. ضریب نرخ ارز حقیقی مثبت و معنادار است. با افزایش نرخ ارز حقیقی، ارزش پول داخلی کاهش می‌یابد و به دنبال آن، صادرات افزایش و واردات کاهش می‌یابد. در نتیجه، حساب جاری افزایش یا کسری حساب جاری کاهش می‌یابد.

جدول۴: نتایج تخمین مدل

	ضریب	انحراف معیار	آماره z	احتمال	فاصله اطمینان ۹۵٪	
LCa	۱/۱۱۵۹۶۶	۰/۰۲۲۲۳۸۷	۵۰/۱۸	۰/۰۰۰	۱/۱۵۹۵۵۳	۱/۰۷۲۳۷۹
L1						
DLoil	-۰/۰۰۱۰۸۷۸	۰/۰۰۰۳۴۷۸	-۳/۱۳	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۰۴۰۶۱	-۰/۰۰۱۷۶۹۵
L1						
LFb	۰/۴۸۲۴۸۴۴	۰/۰۳۰۵۱۲۵	۱۵/۸۱	۰/۰۰۰	۰/۵۴۲۲۸۷۷	۰/۴۲۲۶۸۱۱
L1						
ir	۰/۰۱۳۰۲۹۶	۰/۰۰۹۹۴۰۷	۱۳/۸۵	۰/۰۰۰	۰/۰۱۴۸۷۳۴	۰/۰۱۱۱۸۵۹
L1						
DLgdp	۰/۰۰۵۴۹۹۲	۰/۰۰۰۲۵۱۹	۲۱/۸۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۵۹۹۲۸	۰/۰۰۵۰۰۵۵
L1						
DLe	۱/۱۷۱۱۱۳	۰/۰۶۹۰۱۴۳	۱۶/۹۷	۰/۰۰۰	۱/۳۰۶۳۷۹	۱/۰۳۵۸۴۸
L1						

با توجه به نتایج جدول (۵)، علیت گرنجر از طرف درآمدهای نفتی، نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز حقیقی، و کسری بودجه به کسری حساب جاری است. در کل نیز علیت از طرف متغیرهای درون‌زا به کسری حساب جاری است.

جدول ۵: علیت گرنجر

متغیر	آماره	درجه آزادی	احتمال
dloil	۹/۷۸۳	۱	۰/۰۰۲
lFb	۲۵۰/۰۴۱	۱	۰/۰۰۰
ir	۱۹۱/۸۴۷	۱	۰/۰۰۰
dlgdp	۴۷۶/۷۳۴	۱	۰/۰۰۰
dle	۲۸۷/۹۵۲	۱	۰/۰۰۰
All	۱۱۱۳/۶۶۸	۵	۰/۰۰۰

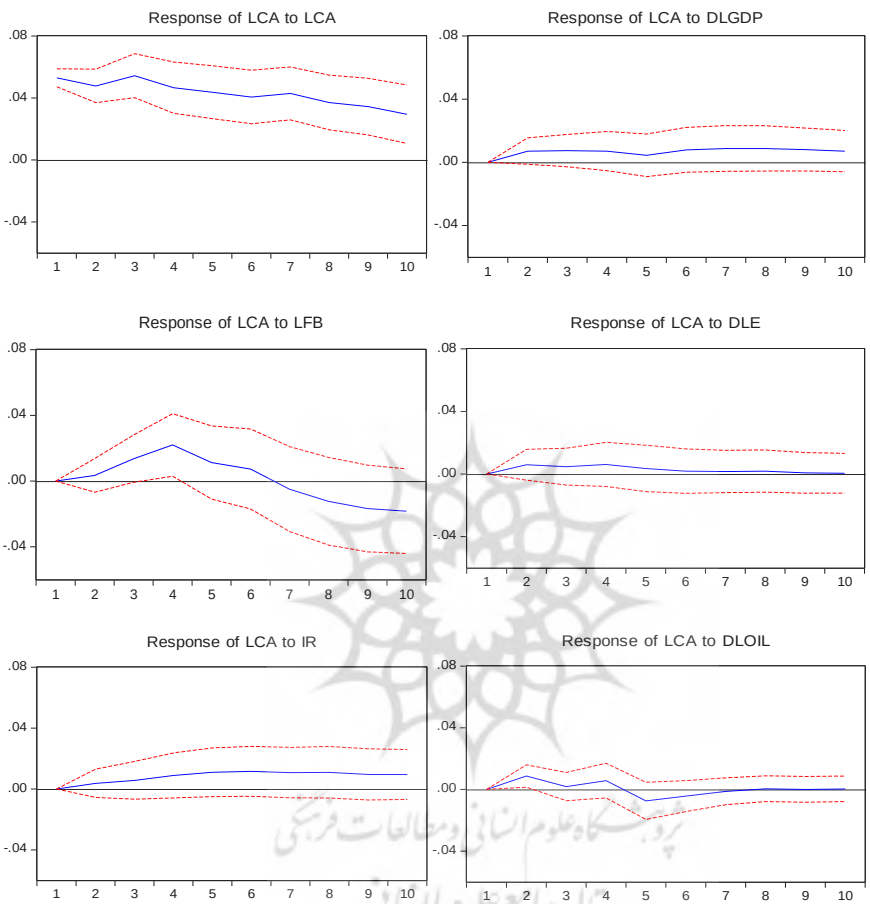
با توجه به نتایج جدول (۶)، علیت گرنجر از طرف کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی، درآمدهای نفتی، نرخ ارز حقیقی، و کسری بودجه وجود دارد، اما علیت از کسری حساب جاری به نرخ بهره برقرار نیست. نتایج نشان‌دهنده آن است که علیت دوطرفه بین کسری بودجه و کسری حساب جاری وجود دارد.

جدول۶: علیت گرنجر

متغییر	dloil			lFb			ir			dlgdp			dle		
	آماره	د.آ	احتمال	آماره	د.آ	احتمال	آماره	د.آ	احتمال	آماره	د.آ	احتمال	آماره	د.آ	احتمال
lca	۱۳۹/۸۵۹	۱	۰/۰۰۰	۲/۸۲۴	۱	۰/۰۹۳	۲/۰۱۸	۱	۰/۱۵۵	۳۰۸/۵۶۵	۱	۰/۰۰۰	۱۸۷/۱۳۱	۱	۰/۰۰۰

توضیح: د.آ= درجه آزادی

توابع واکنش آنی مدل در نمودار (۱) نشان داده می‌شود. وقوع یک واحد تکانه روی نمودار در توابع واکنش آنی هنگامی معنادار است که هر دو مسیر معناداری، اطراف تابع واکنش از محور افقی خارج شوند. در نتیجه، در تمامی دوره‌هایی که محور افقی در بین دو مسیر معناداری تابع واکنش قرار دارد، بیانگر نبود معناداری تاثیر تکانه در آن دوره است (عبدالهی آرانی و همکاران، ۱۳۹۶).



نمودار ۱: توابع واکنش آنی

واکنش حساب جاری به کسری بودجه در کوتاه‌مدت (دوره‌های دوم تا چهارم) مثبت و معنادار است. به عبارت دیگر، با افزایش کسری بودجه، حساب جاری در کوتاه‌مدت بهبود می‌یابد، یا به نوعی، کسری حساب جاری کاهش می‌یابد. به دلیل وجود رابطه منفی بین کسری بودجه و کسری حساب جاری، پدیده واگرایی دوگانه در کشورهای منتخب تایید می‌شود. واکنش حساب جاری به نرخ ارز حقیقی مثبت است، اما این اثر از لحاظ آماری معنادار نیست و محور افقی در تمام دوره‌ها در بین دو مسیر معناداری قرار می‌گیرد. این امر می‌تواند به این دلیل باشد که استفاده از سیاست‌های ارزی

بدون سیاست‌های مالی مکمل، اثربخشی لازم را برای بهبود حساب جاری ندارد. به عبارت دیگر، در این کشورها برای کاهش کسری‌های تجارت خارجی نمی‌توان تنها به سیاست‌های ارزی و تغییرهای نرخ ارز بسنده کرد. مهم‌ترین دلیلی که سیاست‌های ارزی نمی‌تواند در بهبود حساب جاری نقش مهمی ایفا کند، ناهمخوانی و ناهماهنگی سیاست‌های ارزی با سیاست‌های پولی، مالی، و تجاری است. تغییرهای نرخ ارز در این کشورها نباید بدون در نظرگرفتن سیاست‌هایی باشد که در بخش‌های دیگر اقتصاد تنظیم می‌شود. بنابراین، برای بهبود تراز تجاری باید افزایش نرخ ارز حقیقی در دوره‌های مختلف تداوم داشته باشد و این تداوم نیز با سیاست کاهش کسری‌های مالی همراه شود. این نتیجه منطبق با مهرآرا و مرادی (۱۳۸۷) است. واکنش حساب جاری به درآمدهای نفتی در کوتاه‌مدت مثبت و معنادار است. با افزایش درآمدهای نفتی، صادرات نفت و در نتیجه، صادرات کل افزایش می‌یابد. این امر سبب می‌شود که درآمد ملّی افزایش یابد و در نتیجه، واردات را زیاد کند. اما در سال‌های ابتدایی، افزایش صادرات از افزایش واردات بیش‌تر است و سبب ایجاد مازاد حساب جاری می‌شود (عصاری آرانی و همکاران، ۱۳۸۹). واکنش حساب جاری به تولید ناخالص داخلی معنادار نیست. افزایش رشد اقتصادی در این کشورها تهدیدی برای تراز خارجی این کشورها محسوب نمی‌شود. به عبارت دیگر، تکانه رشد تولید ناخالص داخلی به اندازه کافی قوی نیست که بر تراز خارجی این کشورها اثر بگذارد. واکنش حساب جاری به نرخ بهره مثبت است، اما این اثر از لحاظ آماری معنادار نیست و محور افقی در تمام دوره‌ها در بین دو مسیر معناداری قرار می‌گیرد. این نتیجه به این دلیل است که کارایی سیاست‌های پولی در همگامی با سیستم ارزی متناسب عملی می‌شود. پس اثربخشی سیاست‌های پولی هنگامی مشاهده‌پذیر است که سیستم نرخ ارز قادر باشد بخشی از نوسان‌های ناشی از تغییر سیاستگذاری ارزی را پوشش دهد و همسویی متناسبی داشته باشد تا کارایی سیاست‌های پولی آشکار شود (فطرس و همکاران، ۱۳۹۴).

نتایج تحلیل تجزیه واریانس در جدول (۷) نشان داده می‌شود. با توجه به نتایج جدول (۷)، در دوره یکم (کوتاه‌مدت)، ۱۰۰ درصد توضیح‌ها در حساب جاری توسط خودش صورت می‌گیرد. در دوره دوم ۹۲ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی در حساب جاری توسط خودش، ۰/۲ درصد توسط درآمدهای نفتی، ۰/۳ درصد توسط نرخ ارز حقیقی، ۱/۷ درصد کسری بودجه (سیاست مالی)، ۱ درصد توسط نرخ بهره (سیاست پولی)، و ۳/۶ درصد توسط تولید ناخالص داخلی توجیه می‌شود. در دوره دهم (بلندمدت)، ۰/۱۸ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی در حساب جاری توسط خودش، ۰/۰۰۱۶ درصد توسط درآمدهای نفتی، ۰/۰۳ درصد توسط نرخ ارز حقیقی، ۹۸ درصد توسط کسری

بودجه، ۰/۷ درصد توسط نرخ بهره، و ۰/۳ توسط تولید ناخالص داخلی توضیح داده می‌شود. تحلیل تجزیه واریانس نشان‌دهنده آن است که کسری بودجه بیش‌ترین اثر را در میان سایر متغیرها بر حساب جاری کشورهای منتخب صادرکننده نفت در بلندمدت دارد. پس از آن نیز نرخ بهره و تولید ناخالص داخلی بیش‌ترین سهم را در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی حساب جاری دارند.

جدول ۷: تحلیل تجزیه واریانس

دوره	lca	lfb	dlgdp	dloil	dle	ir
۱	۱/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۹۲۹۳۱۸۶	۰/۰۱۷۲۵۳۴	۰/۰۳۶۴۵۵۴	۰/۰۰۲۷۳۸۱	۰/۰۰۳۹۷۳۲	۰/۰۱۰۲۶۱۴
۳	۰/۷۷۲۵۱۸۶	۰/۱۰۷۳۴۴۶	۰/۰۸۶۵۰۱۹	۰/۰۰۳۱۰۰۲	۰/۰۰۴۳۵۷۸	۰/۰۲۶۱۷۶۹
۴	۰/۵۲۹۴۷۴۴	۰/۳۴۳۲۷۶۵	۰/۰۸۷۲۸۸۵	۰/۰۰۲۱۷۲۲	۰/۰۰۳۱۷۸۸	۰/۰۳۴۶۰۹۵
۵	۰/۲۷۴۸۷۱۸	۰/۶۴۷۰۰۴۵	۰/۰۴۷۳۱۱۷	۰/۰۰۱۱۴۹۹	۰/۰۰۱۶۵۲	۰/۰۲۸۰۱۰۱
۶	۰/۱۱۱۸۲۶۵	۰/۸۵۰۳۶۷۲	۰/۰۱۹۱۹۶۱	۰/۰۰۰۵۲۳۷	۰/۰۰۰۶۹۹	۰/۰۱۷۳۸۷۴
۷	۰/۰۳۹۱۵۱۷	۰/۹۴۰۳۶۴۸	۰/۰۰۸۹۳۷۷	۰/۰۰۰۲۱۸	۰/۰۰۰۳۵۵۶	۰/۰۱۰۹۷۲۲
۸	۰/۰۱۲۸۷۴۵	۰/۹۷۲۹۱۷۹	۰/۰۰۵۴۷۳۳	۰/۰۰۰۰۸۶۷	۰/۰۰۰۲۹۶۲	۰/۰۰۸۳۵۱۵
۹	۰/۰۰۴۴۳۷۸	۰/۹۸۳۶۷۸۶	۰/۰۰۳۹۶۰۷	۰/۰۰۰۰۳۵۴	۰/۰۰۰۳۱۱	۰/۰۰۷۵۷۶۴
۱۰	۰/۰۰۱۸۶۳۸	۰/۹۸۷۱۴۵۸	۰/۰۰۳۱۸۱۸	۰/۰۰۰۰۱۶۸	۰/۰۰۰۳۲۷۶	۰/۰۰۷۴۶۴۱

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش به تحلیل اثرهای سیاست‌های پولی و مالی بر کسری حساب جاری در کشورهای منتخب صادرکننده نفت در دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۰ می‌پردازد. سهم این پژوهش آن است که سازوکارهای سیاست‌های پولی و مالی را در چارچوبی در نظر می‌گیرد که می‌توان اثرهای درونی تعادل‌های خارجی را همراه با سیاست‌های پولی و مالی در نظر گرفت. سیاست‌های پولی و مالی در ماهیت به یکدیگر وابسته هستند. برای مثال، سیاست‌های مالی ممکن است شرایطی را تغییر دهند که سیاست‌های پولی برای رسیدن به اهداف سیاستی بر آن تاکید دارند، در حالی که سیاست‌های پولی می‌توانند نسبت به سیاست‌های مالی، تطبیقی یا خنثی‌کننده باشند (Chunming & Ruo, 2015). درهم‌تنیدگی سیاست‌های پولی و مالی به‌طور اثربخشی کشورهای صادرکننده نفت را تحت تاثیر قرار می‌دهد، زیرا شوک‌های نفتی به همراه خود از مسیر درآمدهای نفتی به سیاست‌های مالی انبساطی منجر می‌شوند. اما

تبدیل درآمدهای ارزی نفت به پول ملّی، افزایش پایه پولی، و در نهایت رشد نقدینگی را سبب می‌شود. در این صورت، سیاست مالی انبساطی متکی به درآمدهای نفتی به سیاست‌های پولی انبساطی منتهی می‌شود، در نتیجه، بخشی از رشد مشاهده‌شده از شوک‌های نفتی در این کشورها مربوط به مقوله سیاست پولی و بخشی مربوط به سیاست مالی است.

نتایج با استفاده از روش خودرگرسیون‌برداری تابلویی (P-VAR) نشان‌دهنده آن است که ضریب درآمدهای نفتی منفی و معنادار است. با افزایش درآمدهای نفتی حجم دلارهای بانک مرکزی افزایش می‌یابد که با تبدیل به پول داخلی، حجم پول و نقدینگی افزایش می‌یابد، که به افزایش قیمت‌های داخلی و افزایش تقاضای واردات منجر می‌شود. در نتیجه، حساب جاری کاهش یا کسری حساب جاری افزایش می‌یابد. واگرایی دوگانه به این معناست که افزایش کسری بودجه، باعث کاهش کسری حساب جاری می‌شود. با توجه به این‌که در این پژوهش ضریب کسری بودجه مثبت است، با افزایش کسری بودجه، حساب جاری افزایش یا کسری حساب جاری کاهش می‌یابد. بنابراین، پدیده واگرایی دوگانه برای کشورهای منتخب صادرکننده نفت در دوره مورد بررسی تایید می‌شود. این نتیجه منطبق با قادری و همکاران (۱۳۹۵) است. همچنین، ضریب نرخ بهره (سیاست پولی) مثبت و معنادار است. با افزایش نرخ بهره و کاهش سرمایه‌گذاری، تقاضای کل و تقاضای واردات کاهش می‌یابد و به دنبال آن، حساب جاری افزایش یا کسری حساب جاری کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، نتایج نشان‌دهنده آن است که ضریب تولید ناخالص داخلی مثبت و معنادار است. با افزایش تولید ناخالص داخلی و درآمد ملّی، هرچند تقاضای داخلی و واردات افزایش می‌یابد، اما از طرف عرضه ممکن است تولید کالاهای جایگزین واردات افزایش یابد که باعث افزایش حساب جاری یا کاهش کسری حساب جاری می‌شود. واکنش حساب جاری به نرخ ارز حقیقی مثبت است، اما این اثر از لحاظ آماری معنادار نیست و محور افقی در تمام دوره‌ها در بین دو مسیر معناداری قرار می‌گیرد. این امر می‌تواند به این دلیل باشد که استفاده از سیاست‌های ارزی بدون سیاست‌های مالی مکمل، اثربخشی لازم را برای بهبود حساب جاری نخواهد داشت. به عبارت دیگر، در این کشورها برای کاهش کسری‌های تجارت خارجی نمی‌توان تنها به سیاست‌های ارزی و تغییرهای نرخ ارز بسنده کرد. مهم‌ترین دلیلی که سیاست‌های ارزی نمی‌توانند در بهبود حساب جاری نقش مهمی ایفا کنند، ناهمخوانی و ناهماهنگی سیاست‌های ارزی با سیاست‌های پولی، مالی، و تجاری است. تغییرهای نرخ ارز در این کشورها نباید بدون در نظرگرفتن سیاست‌هایی باشد که در بخش‌های دیگر اقتصاد تنظیم می‌شوند. بنابراین، برای بهبود تراز تجاری باید افزایش نرخ ارز حقیقی در دوره‌های مختلف تداوم داشته باشد و این تداوم نیز

با سیاست کاهش کسری‌های مالی همراه شود. این نتیجه منطبق با مهرآرا و مرادی (۱۳۸۷) است. همچنین، نتایج آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که علیت دوطرفه بین کسری بودجه و کسری حساب جاری وجود دارد.

در ادامه، پیشنهادهای اجرایی و پژوهشی در راستای نتایج پژوهش توصیه می‌شود. سیاست پولی کارا و اثربخش باعث تنظیم سطح متغیرهای داخلی می‌شوند و باعث بهبود روابط تجاری کشورهای صادرکننده نفت و همسویی با سطح متغیرهای جهانی مانند نرخ بهره خارجی می‌شوند. این امر پویایی روابط تجاری کشورهای صادرکننده نفت را در عرصه بین‌المللی به دنبال دارد، که لازمه این امر، ایجاد تحرک سرمایه و تقویت رقابت‌پذیری است. بنابراین، تنظیم سطح نرخ بهره در دستیابی به هدف ثبات اقتصادی و همچنین، بهبود وضعیت حساب جاری نقش موثری دارد. با توجه به رابطه منفی بین کسری حساب جاری و کسری بودجه، چنانچه کشورها در دوره رونق اقدام به افزایش کسری بودجه نمایند، باعث کاهش کسری حساب جاری خواهد شد که به رشد اقتصاد کمک خواهد کرد.

برای پژوهش‌های آینده پیشنهاد می‌شود که اثرهای سیاست‌های پولی و مالی در دو گروه از کشورهایی با درآمد بالا و درآمد پایین، و کشورهایی با هدفگذاری تورم و بدون هدفگذاری تورم تحلیل و مقایسه شوند.

منابع

الف) فارسی

احمدی، علی؛ احمدی جشفقانی، حسینعلی، و ابوالحسنی هستیانی، اصغر (۱۳۹۵). تاثیر ریسک اعتباری بر عملکرد نظام بانکی ایران: مطالعه بین‌بانکی با رویکرد Panel VAR. *فصلنامه اقتصاد مالی و توسعه*، ۱۰(۳۴)، ۱۳۱-۱۵۱.

خلعتبری، فیروزه (۱۳۷۳). *مبانی اقتصادی نفت*. انتشارات علمی و فرهنگی.

زمان‌زاده، اکبر؛ نوفرستی، محمد، و شایسته، زهرا (۱۳۹۲). مالیات، مخارج دولت و کسری‌های توامان در ایران. *فصلنامه روند*، ۲۰(۶۱ و ۶۲)، ۹۲-۷۵.

زوارئیان کچومثقالی، منصوره (۱۳۹۱). مطالعه رابطه بین کسری بودجه دولت و حساب جاری در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۸۵-۱۳۴۲. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، ۱۶(۶۲)، ۲۲۱-۱۹۳.

سرکیس، نیکا (۱۳۶۳). *نفت تنها و آخرین شانس خاورمیانه*. ترجمه ارسلان ثابت سعیدی. انتشارات امیرکبیر.

شقاقی شهری، وحید (۱۳۸۶). بررسی متغیرهای کلان اقتصادی موثر بر کسری حساب جاری ایران. *جستارهای اقتصادی*، ۲(۳)، ۱۷۴-۱۴۳.

صمدی، علی‌حسین، و تابنده، رضیه (۱۳۸۶). کسری تجاری در اقتصاد ایران: دولت یا بخش خصوصی؟ *پژوهشنامه اقتصادی*، ۷(۳)، ۱۰۲-۷۷.

عبدالهی آرانی، مصعب؛ قاسمی، محمدرضا، و صفاکیش، محمد (۱۳۹۶). بررسی تاثیر تکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی بر بخش صنعت ایران: دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۳ (رهیافت SVAR). *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۲(۳)، ۱۴۰-۱۰۹.

عصاری آرانی، عباس؛ جعفری صمیمی، احمد، و رسولی‌میر، میثم (۱۳۸۹). بررسی تاثیر تکانه‌های قیمت نفت بر حساب جاری کشورهای عضو اوپک. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، (۳)۷، ۲۱-۱.

فطرس، محمدحسن؛ سهیلی، کیومرث؛ تیموری، بشری، و حیدری، سمیرا (۱۳۹۴). بررسی تاثیر سیاست‌های پولی بر تراز تجاری در کشورهای نفت‌خیز حوزه خلیج فارس. *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، ۵(۱۷)، ۶۲-۴۳.

قادری، جعفر؛ صمدی، علی‌حسین، و قادری ثانی، بتول (۱۳۹۵). تاثیر تکانه کسری بودجه بر کسری حساب جاری در حضور تکانه تولید: بررسی پدیده واگرایی دوگانه در اقتصاد ایران (۴:۱۳۹۰-۱:۱۳۶۹). *فصلنامه مجلس و راهبرد*، ۲۳(۸۵)، ۲۴۶-۲۲۳.

کهنسال، محمدرضا، و علیزاده، پریسا (۱۳۹۴). بررسی فرضیه دوگانه در اقتصاد ایران: رهیافت خودرگرسیون‌برداری آستانه دورژیمه. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی*، ۲(۳)، ۹۲-۷۳.

مهرآرا، محسن، و مرادی، مهدی (۱۳۸۷). بررسی تاثیرات کسری بودجه، نرخ ارز حقیقی و رابطه مبادله بر کسری حساب جاری کشورهای صادرکننده نفت عضو (OPEC). *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، ۱۲(۴۷)، ۱۶۷-۱۴۱.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ب) انگلیسی

Abrigo, M. R., & Love, I. (2016). Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata. *The Stata Journal*, 16(3), 778-804.

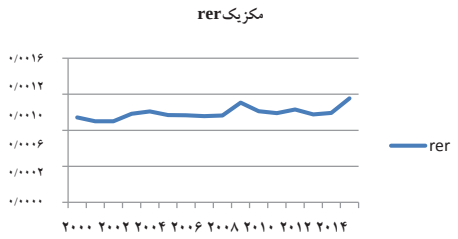
Algieri, B. (2013). An Empirical Analysis of the Nexus between External Balance and Government Budget Balance: The Case of the GIIPS Countries, *Economic Systems*, 37(2): 233-253.

Baharumshah, A. Z., Lau, E., & Khalid, A. M. (2006). Testing Twin Deficits Hypothesis Using VARs and Variance Decomposition. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 11(3), 331-354.

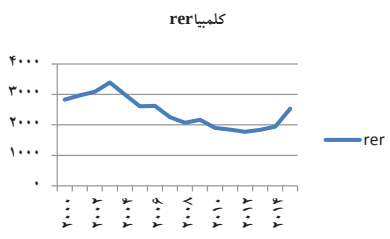
Barro, R. J. (1974). Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, 82(6), 1095-1117.

Bartolini, L., & Lahiri, A. (2006). Twin Deficits, Twenty Years Later. *Current Issues in Economics and Finance*, 12(7), 1-7.
Chunming, Y., & Ruo, C. (2015). Policy Transmissions, External Imbalances, and Their Impacts: Cross-Country Evidence from BRICS. *China Economic Review*, 33(1), 1-24.
Faust, J., & Leeper, E. M. (1997). When Do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results? *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(3), 345-353.
Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis* (Vol. 2): Princeton New Jersey.
Holtz-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H. S. (1988). Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. Econometrica: *Journal of the Econometric Society*, 56(6), 1371-1395.
Kalou, S., & Paleologou, S.-M. (2012). The Twin Deficits Hypothesis: Revisiting an EMU Country. *Journal of Policy Modeling*, 34(2), 230-241.
Kim, S., & Roubini, N. (2008). Twin Deficit or Twin Divergence? Fiscal Policy, Current Account, and Real Exchange Rate in the US. *Journal of International Economics*, 74(2), 362-383.
Lau, E., & Baharumshah, A. Z. (2006). Twin Deficits Hypothesis in SEACEN Countries: A Panel Data Analysis of Relationships between Public Budget and Current Account Deficits. *Applied Econometrics and International Development*, 6(2), 213-226.
Litsios, I., & Pilbeam, K. (2017). An Empirical Analysis of the Nexus between Investment, Fiscal Balances and Current Account Balances in Greece, Portugal and Spain. *Economic Modelling*, 63(1), 143-152.
Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*: Springer Science & Business Media.
Neaime, S. (2015). Twin Deficits and the Sustainability of Public Debt and Exchange Rate Policies in Lebanon. *Research in International Business and Finance*, 33(1), 127-143.
Papadogonas, T., & Stournaras, Y. (2006). Twin Deficits and Financial Integration in EU Member-States. *Journal of Policy Modeling*, 28(5), 595-602.
Vamvoukas, G. A. (1999). The Twin Deficits Phenomenon: Evidence from Greece. *Applied Economics*, 31(9), 1093-1100.
Xie, Z., & Chen, S.-W. (2014). Untangling the Causal Relationship between Government Budget and Current Account Deficits in OECD Countries: Evidence from Bootstrap Panel Granger Causality. *International Review of Economics & Finance*, 31(1), 95-104.

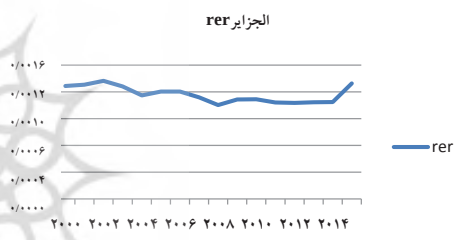
پیوست ۱: روند نرخ های ارز حقیقی



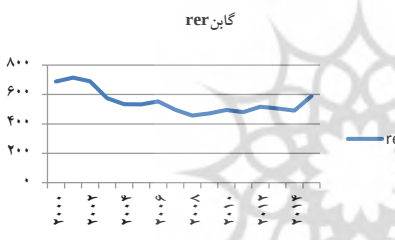
نمودار ۲پ: روند نرخ‌های ارز حقیقی مکزیک



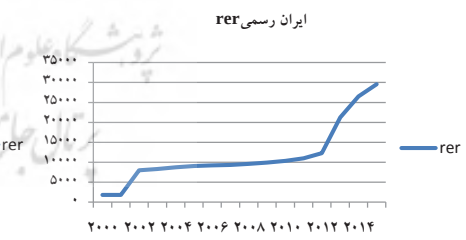
نمودار ۱پ: روند نرخ‌های ارز حقیقی مکزیک



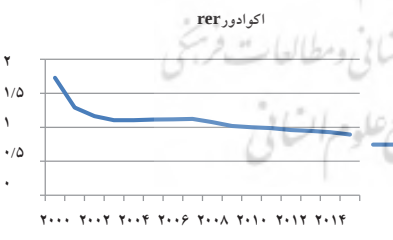
نمودار ۴پ: روند نرخ‌های ارز حقیقی الجزایر



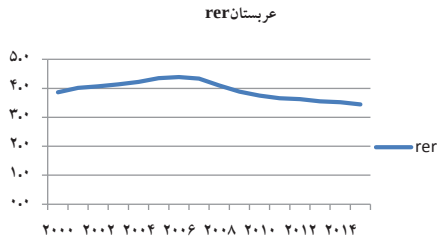
نمودار ۳پ: روند نرخ‌های ارز حقیقی گابن



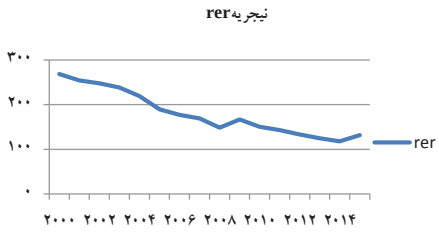
نمودار ۶پ: روند نرخ‌های ارز حقیقی ایران



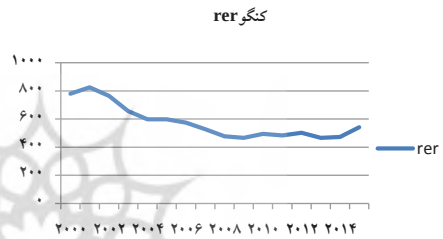
نمودار ۵پ: روند نرخ‌های ارز حقیقی اکوادور



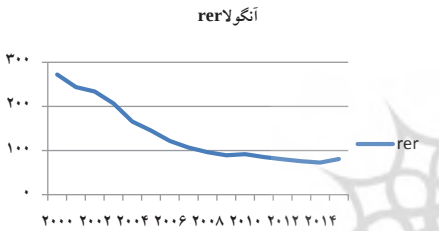
نمودار ۸پ: روند نرخ‌های ارز حقیقی عربستان



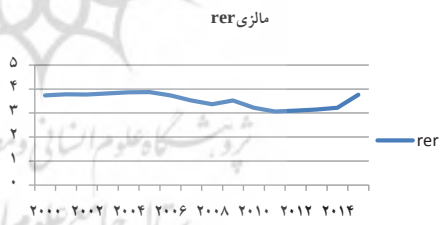
نمودار ۷پ: روند نرخ‌های ارز حقیقی نیجریه



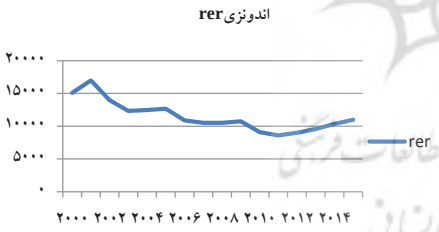
نمودار ۱۰پ: روند نرخ‌های ارز حقیقی کنگو



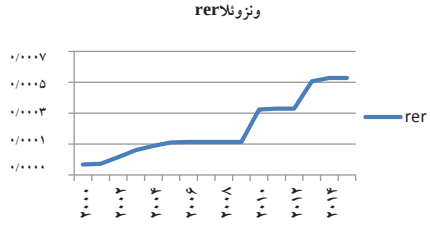
نمودار ۹پ: روند نرخ‌های ارز حقیقی آنگولا



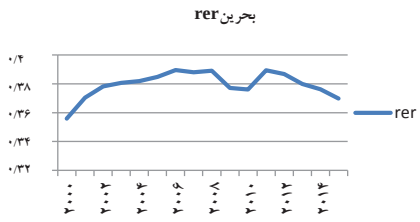
نمودار ۱۲پ: روند نرخ‌های ارز حقیقی مالزی



نمودار ۱۱پ: روند نرخ‌های ارز حقیقی اندونزی

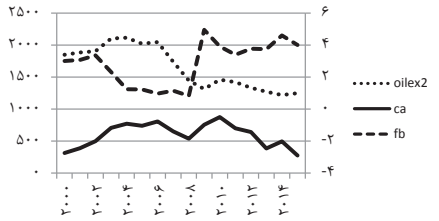


نمودار ۱۴پ: روند نرخ‌های ارز حقیقی ونزوئلا

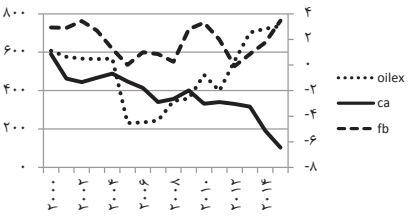


نمودار ۱۳پ: روند نرخ‌های ارز حقیقی بحرین

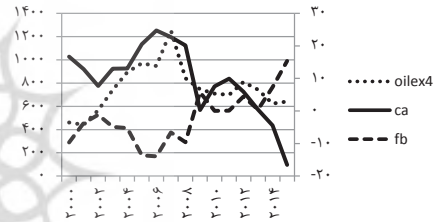
پیوست ۲: روند کسری بودجه، کسری حساب جاری، و درآمدهای نفتی



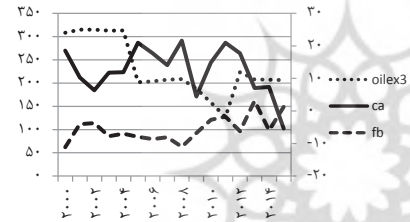
نمودار ۲پ: روند کسری بودجه، کسری حساب جاری، و درآمدهای نفتی مکزیک



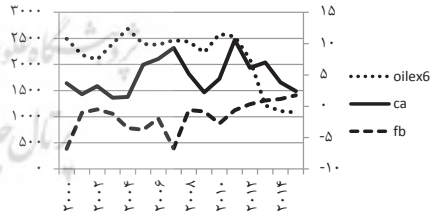
نمودار ۱پ: روند کسری بودجه، کسری حساب جاری، و درآمدهای نفتی کلمبیا



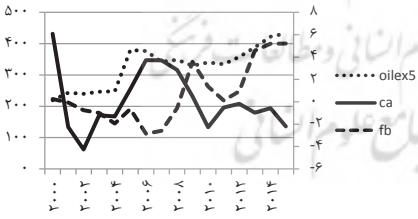
نمودار ۴پ: روند کسری بودجه، کسری حساب جاری، و درآمدهای نفتی الجزایر



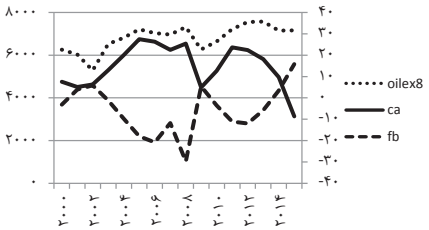
نمودار ۳پ: روند کسری بودجه، کسری حساب جاری، و درآمدهای نفتی گابن



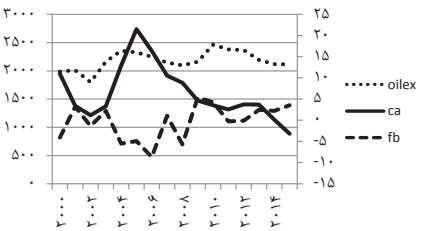
نمودار ۶پ: روند کسری بودجه، کسری حساب جاری، و درآمدهای نفتی ایران



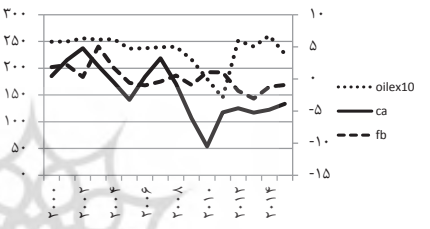
نمودار ۵پ: روند کسری بودجه، کسری حساب جاری، و درآمدهای نفتی اکوادور



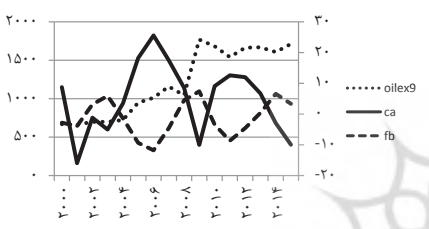
نمودار ۸پ: روند کسری بودجه، کسری حساب جاری، و درآمدهای نفتی عربستان



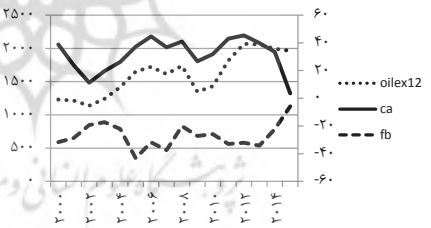
نمودار ۷پ: روند کسری بودجه، کسری حساب جاری، و درآمدهای نفتی نیجریه



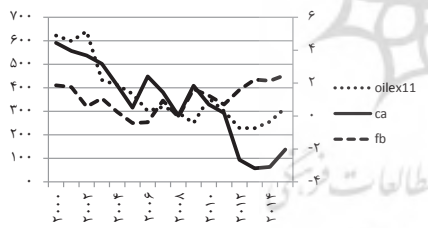
نمودار ۱۰پ: روند کسری بودجه، کسری حساب جاری، و درآمدهای نفتی کنگو



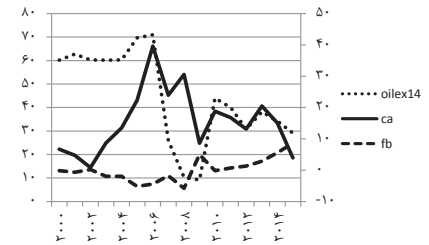
نمودار ۹پ: روند کسری بودجه، کسری حساب جاری، و درآمدهای نفتی آنگولا



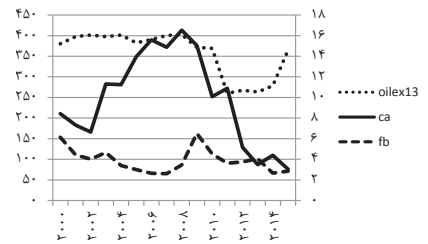
نمودار ۱۲پ: روند کسری بودجه، کسری حساب جاری، و درآمدهای نفتی کویت



نمودار ۱۱پ: روند کسری بودجه، کسری حساب جاری، و درآمدهای نفتی اندونزی



نمودار ۱۴پ: روند کسری بودجه، کسری حساب جاری، و درآمدهای نفتی ترینیداد و توباگو



نمودار ۱۳پ: روند کسری بودجه، کسری حساب جاری، و درآمدهای نفتی مالزی