مجلهٔ دانش و توسعه (علمی - پژوهشی) سال پانزدهم، شمارهٔ ۲۵، زمستان ۱۳۸۷

بررسی رابطه بلند مدت بین نرخ ارز و قیمت‌های نفت در کشورهای عضو اوپک

علیرضا شکیبایی*
استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه کرمان
عباس افلاطونی
دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری
لیلی نیکبخت
دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد

چکیده:
در این مقاله رابطه بین قیمت نفت و نرخ ارز، در کشورهای عضو اوپک مورد بررسی قرار گرفته است. جهت برآورد رابطه بلند مدت بین نرخ ارز واقعی و قیمت واقعی نفت، از داده‌های ماهانه و تلفیق شده مربوط به هفت کشور از اعضای اوپک ۱۹۹۵/۱ تا ۲۰۰۶/۱۲ استفاده شده است. در ابتدا وجود هم‌جمعی بین نرخ ارز و قیمت نفت آزمون شده است. آزمون هم جمعی داده‌های تلفیق شده، وجود رابطه تعادلی بلند مدت را بین قیمت‌های واقعی نفت و نرخ‌های ارز تایید می‌کند. برآورد مدل نشان داده است که قیمت‌های نفت ممکن است منبع عمده نوسانات نرخ ارز باشند. همچنین مدل‌های مقید، اثرات ثابت و اثرات تصادفی ارائه شده و برای انتخاب مدل مناسب، از آزمون‌های F مقید و نیز آزمون‌هاسمن استفاده شده است. در نهایت، نتایج نشان داد که بین نرخ ارز و قیمت نفت رابطه بلند مدت وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: نرخ ارز واقعی، قیمت‌های واقعی نفت، داده‌های تابلویی، مدل مقید، مدل اثرات ثابت، مدل اثرات تصادفی.

طبقه بندی JEL : C22, C23

---

* (نویسنده مسئول) ashakibaii@mail.uk.ac.ir
تاریخ دریافت: ۸۶/۷/۱ تاریخ پذیرش: ۸۷/۱/۲۰

Archive of SID
www.SID.ir

The Survey of Long-run Relationship between Oil Prices and Exchange Rates: The case of OPEC

Alireza Shakibaei
Assistant professor in Economics, Kerman University
Abbas Aflatooni
MA Student in Accounting
Leili Nikbakht
MA Student in Economics

In this paper we studied the relationship between oil price and exchange rate in OPEC members. We investigated the long-run relationship between real oil prices and real exchange rates by using a monthly panel of seven countries of OPEC members from 1995:01 to 2006:12. We first test whether exchange rates are cointegrated with real oil prices. Stationary and cointegration tests for country-by-country and pooled series obviously shown the low power of individual country-by-country tests for unit roots and cointegration. It is shown that real oil prices may have been the dominant source of real exchange rate movements. We presented the Restricted Model, Fixed Effect Model and Random Effect Model results and select the preferable model by using of Restricted F test, LM test and Hausman test. Finally, results show that, there is a long-run link between real oil prices and real exchange rates.

Keywords: Real oil prices; Real exchange rates; Fixed Effect Model; Random Effect Model; Hausman test

JEL: C22, C23

مقدمه

نرخ ارز واقعی، نمایانگر موقعیت اقتصادی کشور در صحنه داخلی و خارجی است و بیانگر سطح رقابت‌پذیری یک کشور در بازارهای جهانی است. بدیهی است که نوسانات نرخ ارز واقعی می‌تواند درگام نخست به تکانه‌های غیر پولی نسبت داده شود. درکشورهای متکی به درآمدهای نفتی یکی از عواملی که می‌تواند روی نرخ ارز واقعی تاثیر داشته باشد، قیمت‌های واقعی نفت است. این متغیر از طریق اثرگذاری بر قیمت کالاهای تجاری و متعاقب آن، کسری بودجه دولت، بر نرخ ارز تاثیرگذار است. آگاهی از وجود یک رابطه بین این دو متغیر، جهت تصمیم گیری‌های کلان اقتصادی می‌تواند راهنمای سیاستگذاران و برنامه‌ریزان باشد، چرا که درآمدهای نفتی از

Archive of SID

www.SID.ir

طریق نرخ ارز واقعی بیشترین تاثیر را بر متغیرهای کلان اقتصادی دارد.

تغییر در قیمت کالاهای صادراتی عموماً تاثیر چشمگیری بر رفتار نرخ ارز بجای می‌گذارد. در اکثر موارد، انتظار بر این است که افزایش دریافتی‌های صادراتی موجب افزایش ارزش پول داخلی شود که این افزایش تا حدود زیادی به دید جامعه، نسبت به موقتی یا دائمی بودن تغییر قیمت صادراتی، بستگی دارد. این موضوع برای کشورهایی که عمده درآمد ارزی آنها از طریق فروش یک محصول یا صادرات یک منبع بدست می‌آید شکل حادتری به خود گرفته و اقتصاد آنها را شدیدا تحت تاثیر قرار می‌دهد.

در این میان نرخ ارز بواسطه دارا بودن نقش کلیدی به عنوان رابط میان قیمت‌های خارجی و داخلی و اساسا به مثابه کاراترین ابزار برای تشویق و گسترش صادرات و صرفه جویی و تحدید واردات به طور همزمان، بیش از سایر متغیرها در معرض تغییر و تحول قرار می‌گیرد.

مقاله به شرح زیر تنظیم شده است: ابتدا ادبیات موضوع ارائه گردیده است، سپس داده‌های تحقیق و آماره‌های توصیفی بیان شده‌اند. در مرحله بعد نتایج آزمون‌های پایایی و هم جمعی داده‌های تلفیقی ارائه شده و نیز برآورد مدل به صورت تلفیقی صورت گرفته و در انتها نتایج تشریح شده است.

ادبیات موضوع

مبانی نظری

فرض کنید که کالای قابل مبادله و غیر قابل مبادله در داخل و خارج از کشور تولید شود. حال فرض کنید تقریب لگاریتم خطی شاخص قیمت مصرف‌کننده داخلی و خارجی به صورت زیر باشد.

$$CPI_h = (P^T)^{\alpha}(P^N)^{1-\alpha} \Rightarrow P_l = LOG(CPI_h) = \alpha LOG(P^T) + (1-\alpha)LOG(P^N) \qquad (۱)$$

$$\Rightarrow P_l = \alpha P_l^T + (1-\alpha)P_l^N$$

$$CPI_f = (P^{T*})^{\alpha*}(P^{N*})^{1-\alpha*} \Rightarrow P_l^* = LOG(CPI_f) = \alpha * LOG(P^{T*}) + (1-\alpha*)LOG(P^{N*}) \qquad (۲)$$

$$\Rightarrow P_l^* = \alpha * P_l^{T*} + (1-\alpha*)P_l^{N*}$$

که در آن P_l^T (P_l^{T*}) و P_l^N (P_l^{N*}) به ترتیب قیمت کالاهای قابل مبادله و غیر قابل مبادله داخلی (خارجی) هستند و CPI_h و CPI_f نیز به ترتیب شاخص‌های قیمت مصرف کننده داخلی و

Archive of SID

www.SID.ir

خارجی می‌باشند. وزن‌های α و $\alpha*$ به ترتیب عبارتند از درصد (سهم) مخارج کالاهای قابل مبادله برای داخل و کشورهای خارجی و اندیس l به همراه هر متغیر، به معنای مقدار لگاریتمی آن متغیر است. اکنون لگاریتم نرخ ارز واقعی به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$ex_r = \frac{P^*}{P} ex_n \Rightarrow LOG(ex_r) = LOG(ex_n) + LOG(P^*) - LOG(P) \qquad (۳)$$

$$\Rightarrow Lex_r = Lex_n + P_l^* - P_L$$

که در آن ex_r نرخ ارز واقعی و ex_n نرخ ارز اسمی است. با توجه به (۱) و (۲) و(۳)، نرخ ارز واقعی می‌تواند به شکل زیر بازنویسی شود.

$$Lex_r = (Lex_n + P_l^{T*} + P_l^T) + (1-\alpha)(P_l^T - P_l^N) - (1-\alpha*)(P_l^{T*} - P_l^{N*}) \qquad (۴)$$

بر اساس معادله (۴) اگر $\alpha \cong \alpha*$، افزایش در قیمت نسبی کالاهای قابل مبادله داخلی $(P_l^T - P_l^N)$، نرخ ارز واقعی را کاهش می‌دهد در حالی‌که چنین افزایشی در قیمت نسبی کالاهای قابل مبادله خارجی تاثیر کمتری روی نرخ ارز واقعی خواهد داشت. به عبارت دیگر اگر یک کشور برای مثال وابستگی بیشتری به نفت وارداتی داشته باشد، افزایش در قیمت واقعی نفت ممکن است قیمت کالاهای قابل مبادله داخلی را نسبت به کالاهای قابل مبادله خارجی، بیشتر بالا ببرد و از آن طریق موجب کاهش نرخ ارز واقعی گردد. به علاوه زمانی که یک شوک نفتی شرایط تجاری را بدتر می‌کند، آن کشور مجبور می‌شود برای بهبود شرایط رقابتی، نرخ ارز اسمی را افزایش دهد که این امر منجر به کاهش بیشتری در نرخ واقعی ارز می‌شود.

مطالعات تجربی

جلایی و حری (Jalaee & Horei, 2006) رفتار نرخ ارز واقعی ایران را در سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۳ مورد بررسی قرار دادند. آنها دریافتند که درآمدهای نفتی به دلیل ویژگی خاصی که در اقتصاد ایران دارند در کوتاه مدت کاهش نرخ ارز واقعی را به دنبال خواهد داشت ولی در بلند مدت به واسطه تاثیری که بر تقاضای جامعه دارند، موجب افزایش نرخ ارز واقعی خواهند شد.

کلاریدا و گالی (Clarida & Gali, 1994) برای برآورد سهم تغییرپذیری نرخ ارز، از داده‌های فصلی نرخ ارز واقعی آمریکا-کانادا، آمریکا-آلمان، آمریکا- ژاپن و آمریکا- بریتانیا (از فصل سوم ۱۹۷۴ تا فصل چهارم ۱۹۹۲) استفاده کردند. آنها دریافتند که تکانه‌های نفتی مبین بیش

Archive of SID

www.SID.ir

از ٪۵۰ از نوسانات نرخ ارز واقعی هستند. لاسترپس (Lastrapes, 1992) نیز از رویکردی مشابه کلاریدا و گالی استفاده نمود و نتایج مشابهی به دست آورد.

ژو (Zhou, 1995)، منابع مختلف تکانه‌های واقعی را مورد بررسی قرار داد. وی دریافت که از میان منابع مختلف اختلالات واقعی مانند قیمت‌های نفت، سیاست‌های مالی و تکانه‌های ساختگی، نوسانات قیمت نفت نقش مهمی در توضیح حرکات و نوسانات نرخ ارز واقعی بازی می‌کند.

چادهوری و دانیل (Chaudhuri & Daniel, 1998)، ۱۶ کشور از اعضای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD)[1] را مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که رفتار بی‌ثبات نرخ ارز واقعی دلار آمریکا به دلیل رفتار بی‌ثبات قیمت‌های نفت است.

نتایج مشابهی در تحقیق آمانو و نوردین (Amano & Norden, 1998a) حاصل شده است. آنها با استفاده از داده‌های نرخ ارز موثر واقعی برای آلمان، ژاپن و آمریکا دریافتند که در بلند مدت، قیمت واقعی نفت مهمترین عامل در تعیین نرخ ارز واقعی است.

کامارو و تاماریت (Camarero & Tamarit, 2002)، از تکنیک هم‌جمعی تابلویی برای بررسی رابطه بین قیمت‌های واقعی نفت و نرخ ارز واقعی پزوتای اسپانیا بهره بردند و نتایجی مشابه بقیه به دست آوردند.

شنگ چن و چای چن (Sheng Chen & Chyn Chen)، رابطه بلند مدت بین نرخ ارز واقعی و قیمت‌های نفت را با استفاده از داده‌های ماهانه کشورهای G7[2] به صورت مقطعی و پنل مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها نیز دریافتند که قیمت نفت می‌تواند منبع عمده نوسانات نرخ ارز واقعی باشد و اینکه بین نرخ ارز واقعی و قیمت نفت، رابطه معناداری وجود دارد. در مطالعه آنها برآوردهایی که با استفاده از تکنیک رگرسیون تابلویی صورت گرفته است نشان می‌دهد قیمت‌های نفت توان پیش‌بینی بالایی دارند. این مقاله رابطه بین نرخ ارز واقعی و قیمت‌های نفت را در هفت کشور از اعضای اوپک به صورت کشور به کشور و تلفیقی مورد بررسی قرار می‌دهد.

راتاوا (Rautava, 2004) اثر قیمت‌های نفت و نرخ ارز در اقتصاد روسیه را به روش هم‌جمعی بررسی نمودند. در این مطالعه، اثر قیمت‌های نفت و نرخ ارز بین المللی روی اقتصاد و سیاست

1- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)

۲- هفت کشور صنعتی دنیا، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، بریتانیا، آمریکا و کانادا به گروه هفت (G7) معروفند.

Archive of SID

www.SID.ir

مالی روسیه بررسی شده است. برای این کار از روش خودرگرسیون برداری استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که اقتصاد روسیه، به طور مستقیم به وسیله نوسانات قیمت‌های نفت و نرخ ارز واقعی در شرایط تعادل کوتاه مدت و بلند مدت تاثیر می‌پذیرد. با وجود آنکه روند اصلی رشد اقتصاد روسیه در سال‌های اخیر پایدار می‌باشد، اما شواهدی یافت نشده است که نقش قیمت‌های نفت را کاهش داده باشد.

آمانو و نوردین (Amano & Norden, 1998a)، قیمت نفت و افزایش و کاهش نرخ واقعی دلار را مورد مطالعه قرار داده‌اند. آنها با اشاره به اینکه شوک‌های پولی نامشخص، حرکات نرخ ارز را توضیح می‌دهند، این موضوع را از نظر کارهای تحقیقاتی و هم توصیه‌های سیاستی با اهمیت می‌دانند. نتایج بدست آمده برای نرخ ارز موثر دلار آمریکا، با انواع روش‌های تجربی آزموده شده است. نتایج نشان می‌دهد که یک ارتباط محکم بین شوک‌های نفتی و نرخ ارز موثر دلار آمریکا در طی دوره سیستم ارزی بعد از برتون وودز وجود دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که ممکن است قیمت‌های نفت بر شوک‌های پی در پی نرخ ارز غلبه کند، در این صورت قیمت‌های انرژی ممکن است پیامد مهمی برای چگونگی رفتارآتی نرخ ارز داشته باشد.

ژانگ و همکاران (Zhang et. al, 2008)، با اشاره به اینکه دلار آمریکا اغلب اوقات به عنوان پول جاری در مبادلات بین‌المللی نفت خام استفاده می‌شود به بررسی اثر سرریز نرخ ارز دلار آمریکا روی قیمت‌های نفت می‌پردازند. روش برآورد، روش هم‌جمعی، مدل VAR نوع ARCH و روش علیت گرنجر می‌باشد. در ابتدا، یک رابطه هم‌جمعی تعادلی بلند مدت معنی‌دار بین دو بازار شناخته شد. این رابطه از طرف نوسانات قیمت نفت خام بر نرخ ارز بدست آمده است. باید توجه داشت که عکس این مطلب صدق نمی‌کند.

مهرآرا و اسکویی(Mehrara & Oskoee, 2006) ، به بررسی اثرات پویای تکانه‌های نفتی بر روی متغیرهای اقتصادی با استفاده از مدل خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR) پرداخته‌اند. به منظور شناسایی تکانه‌های ساختاری از روش محدودیت‌های بلندمدت بلانچارد- کاه استفاده شده و نتایج حاصل از برآورد مدل برای ایران با سه کشور صادرکننده نفت (اندونزی، کویت و عربستان سعودی) که شرایط اقتصادی مشابهی دارند مقایسه گردیده است.

نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که تکانه قیمت نفت مهمترین منبع نوسانات تولید ناخالص داخلی و واردات در عربستان و ایران است، در حالی که در اندونزی و کویت تکانه

Archive of SID

www.SID.ir

واردات اصلی‌ترین منبع تغییرات این دو متغیر می‌باشد. وابستگی و آسیب‌پذیری اقتصاد نسبت به درآمدهای نفتی به ترتیب در عربستان سعودی و ایران بیشتر از دو کشور دیگر است. نتایج مذکور را می‌توان به سیاست‌های اقتصادی صحیح در دو کشور اندونزی و کویت و به ویژه استفاده از ساز و کار صندوق ذخیره ارزی در کویت نسبت داد. اثر تکانه قیمت نفت بر روی واردات، تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت‌ها در همه کشورها مثبت بوده و باعث افزایش آنها می‌گردد. در مجموع می‌توان اظهار داشت تکانه‌های خارجی اصلی‌ترین منبع تغییرات تمام متغیرها در بلندمدت می‌باشند.

صباغ کرمانی و شقاقی شهری(Sabagh Kermani & Shagagi Shahri, 2005) ، جهت بررسی ارتباط بلند مدت و کوتاه مدت عوامل موثر بر نرخ واقعی ارز ایران طی سال‌های ۸۰-۱۳۳۸، ابتدا سیاست‌های نرخ ارز در ایران مورد تحلیل قرار داده و سپس الگوی نظری عوامل موثر بر نرخ ارز در ساختارهای متکی به درآمدهای نفتی را نیز ارائه داده‌اند. در ادامه با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری طی دوره ۸۰-۱۳۳۸ به بررسی عوامل تعیین‌کننده رفتار بلندمدت و کوتاه مدت نرخ واقعی ارز در ایران پرداخته‌اند. نتایج این بررسی نشان داد که در 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.

ختایی و همکاران(Kataee & others, 2007)، به بررسی تاثیر تغییرات درآمدهای نفتی بر نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. به همین منظور با استفاده از یک الگوی ساده همزمان اقتصاد کلان و کاربرد روش تخمین حداقل مربعات سه مرحله‌ای برای دوره ۱۳۸۲-۱۳۴۴ برآوردها انجام و شبیه سازی صورت گرفته است. نتایج حاصل از شبیه‌سازی نشان می‌دهد که چنانچه هیچ گونه سیاستی از سوی دولت اتخاذ نگردد، افزایش درآمدهای نفتی در کوتاه مدت و بلندمدت موجب افزایش تولید ناخالص داخلی، افزایش حجم پول، افزایش سطح عمومی قیمت‌های داخلی، کاهش در صادرات حقیقی غیرنفتی و افزایش واردات حقیقی می‌شود. با توجه به نتایج حاصل از شبیه سازی می‌توان گفت که نرخ ارز اسمی در هر دو دوره کوتاه مدت و بلند مدت، با افزایش درآمدهای نفتی ابتدا کاهش یافته و سپس روندی افزایشی را طی می‌کند و در نهایت به سطح تعادلی خود باز می‌گردد. همچنین در دوره کوتاه مدت، با کاهش (افزایش) نرخ

Archive of SID

www.SID.ir

ارز اسمی، شاهد کاهش (افزایش) نرخ ارز حقیقی خواهیم بود. اما از آنجا که با بروز شوک نفتی، سطح عمومی قیمت‌ها افزایش می‌یابد، درصد کاهش (افزایش) نرخ ارز حقیقی از درصد کاهش (افزایش) نرخ ارز اسمی، بیشتر (کمتر) است. اما در دوره بلندمدت با افزایش درآمدهای نفتی نرخ ارز حقیقی کاهش یافته و به سطحی پایین‌تر از سطح تعادلی اولیه قبل از افزایش درآمدهای نفتی می‌رسد.

داده‌های تحقیق و آماره‌های توصیفی

دراین مطالعه داده‌های ماهانه هفت کشور[1] از اعضای اوپک (ایران، عربستان سعودی، کویت، نیجریه، الجزایر، اندونزی و ونزوئلا) مورد استفاده واقع شده‌اند. داده‌ها مربوط به دوره زمانی ۱۹۹۵/۱ تا ۲۰۰۶/۱۲ هستند. داده‌های مربوط به کشورهای فوق شامل نرخ اسمی ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده هر کشور بوده و همچنین از شاخص جهانی صادرات، شاخص قیمت مصرف کننده جهانی، قیمت نفت بریتانیا (Brent)، قیمت نفت امارات متحده عربی (Dubai)، قیمت نفت آمریکا (WTI) و نیز قیمت جهانی نفت[2](WACP) برای دوره زمانی مذکور استفاده شده است. داده‌ها از آمارهای مالی بین‌المللی[3](IFS) منتشر شده بوسیله صندوق بین‌المللی پول[4](IMF) استخراج گردیده‌اند. نام متغیرهای اصلی، نماد مورد استفاده و کد آنها در نگاره یک ارائه شده‌اند.

داده‌های نرخ‌های ارز واقعی با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده داخلی و شاخص جهانی صادرات محاسبه شده و قیمت‌های واقعی نفت نیز که با دلار آمریکا سنجیده شده‌اند با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده تورم‌زدایی شده‌اند. برای واقعی نمودن نرخ ارز اسمی از رابطه زیر که شکل محدودتر رابطه (۳) است، استفاده شده است.

$$ex_r = \frac{P_w}{CPI} ex_n \qquad (۵)$$

که در آن ex_r نرخ ارز واقعی، ex_n نرخ ارز اسمی، P_w شاخص جهانی صادرات و CPI شاخص قیمت مصرف‌کننده هر کشور است. در مرحله آخر نیز تمام داده‌ها بر حسب لگاریتم تهیه

---

۱ - کشورهای آنگولا، عراق، لیبی، امارات متحده عربی و قطر به دلیل نبود اطلاعات دقیق در این زمینه، از نمونه حذف شده‌اند.

2- World Average Crude Price (WACP)
3- International Financial Statistics(IFS)
4- International Monetary Fund (IMF)

Archive of SID

www.SID.ir

و آماده استفاده گردیده‌اند.

جدول (۱) متغیرهای اصلی تحقیق

نرخ ارز اسمی کشور	نماد مورد استفاده	کد داده در IFS	نرخ ارز اسمی کشور	نماد مورد استفاده	کد داده در IFS
الجزایر	*Lex-Alg*	*612..AA.ZF...*	ونزوئلا	*Lex-Ven*	*299..AA.ZF...*
اندونزی	*Lex-Ind*	*536..AA.ZF...*	قیمت نفت بریتانیا (برنت)	*Loil-Bre*	*11276AAZZF...*
ایران	*Lex-Ira*	*429..AA.ZF...*	امارت متحده عربی (دبی)	*Loil-Dub*	*46676AAZZF...*
کویت	*Lex-Kuw*	*443..AC.ZF...*	آمریکا (وست تگزاس اینترمدیت)	*Loil-Wes*	*11176AAZZFM17*
نیجریه	*Lex-Nig*	*694..AA.ZF...*	قیمت جهانی نفت	*Loil-Wor*	*00176AAZZF...*
عربستان سعودی	*Lex-Sau*	*456..AA.ZF...*			

نتایج تلفیقی

آزمون پایایی

جهت بررسی پایایی، چهار نوع آزمون ریشه واحد انجام گرفته است که عبارتند از: آزمون لوین و همکاران (Levin, Lin & Chu, ۲۰۰۲)، آزمون بریتانگ (Breitung, ۲۰۰۰) آزمون پسران وهمکاران (Pesaran, & Shin, ۲۰۰۳) آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته (نوع فیشر) و فیلیپس و پرون (نوع فیشر) و آزمون هاردی (Hardi, ۲۰۰۰).

نتایج این آزمون که در نگاره (۵) ارائه شده‌اند، شامل عرض از مبدا و روند می‌باشند. درآزمون هاردی، فرضیه صفر بیانگر عدم وجود ریشه واحد می‌باشد در حالی که در مابقی آزمون‌ها فرضیه صفر مبین وجود ریشه واحد است. نتایج نشان می‌دهند که سری‌های تلفیقی روی سطح مانا نبوده و با یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا شده‌اند و بنابر این از نوع I(1) می‌باشند.

آزمون همجمعی

برای انجام آزمون همجمعی تابلویی (Panel Cointegration Test) از روش‌های ارائه شده توسط کاوُ (Kao, 1999) استفاده شده است. روش‌های پیشنهادی وی بر اساس پسماندهای حاصل از

Archive of SID

www.SID.ir

مدل حداقل مربعات با متغیر موهومی((Least-Squares Dummy Variable (LSDV) قرار دارد و به طور خلاصه به صورت زیر می‌باشد. اگر معادله رگرسیون تابلویی زیر را داشته باشیم:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + e_{it} \Leftrightarrow i = 1,2,....N, t = 1,2,....T, \quad (۶)$$

جدول (۵) نتایج آزمون ریشه واحد تابلویی

نام متغیر	*Pooled-Lex*		*Loil-Bre*		*Loil-Dub*		*Loil-Wes*		*Loil-Wor*	
	سطح	یک	سطح	یک	سطح	یک	سطح	یک	سطح	یک
d										
Levin et.al	۰/۰۱۶	-۳۵/۱۵۵	۰/۱۲۸	-۱۵/۱۰۹	۰/۳۹۲	-۱۳/۲۲۵	۰/۲۶۳	-۱۳/۱۵۸	۰/۲۶۶	-۱۳/۶۹۵
P-value	۰/۵۰۶	۰/۰۰۰	۰/۵۵۱	۰/۰۰۰	۰/۶۵۲	۰/۰۰۰	۰/۶۰۴	۰/۰۰۰	۰/۶۰۴	۰/۰۰۰
Breitung	۰/۱۲۴	-۱۲/۶۸۰	-۰/۱۵۷	-۹/۹۶۷	-۰/۱۳۴	-۸/۷۱۲	-۰/۲۸۲	-۹/۰۷۰	-۰/۱۸۵	-۹/۲۰۰
P-value	۰/۵۴۹	۰/۰۰۰	۰/۴۳۷	۰/۰۰۰	۰/۴۴۶	۰/۰۰۰	۰/۳۸۸	۰/۰۰۰	۰/۴۲۶	۰/۰۰۰
Pesaran et. al	۱/۴۴۵	-۲۹/۶۱۰	۰/۱۴۶	-۱۲/۰۵۴	۰/۲۹۸	-۱۰/۳۱۲	۰/۳۳۷	-۱۰/۷۱۶	۰/۳۰۶	-۱۰/۹۸۸
P-value	۰/۹۲۵	۰/۰۰۰	۰/۵۵۸	۰/۰۰۰	۰/۶۱۷	۰/۰۰۰	۰/۶۳۲	۰/۰۰۰	۰/۶۲۰	۰/۰۰۰
ADF	۶/۹۵۱	۴۵۰/۱۸۳	۱/۱۵۵	۷۳/۳۳۵	۰/۹۴۰	۶۲/۵۱۷	۰/۸۸۹	۶۵/۱۸۲	۰/۹۲۹	۶۶/۹۲۷
P-value	۰/۹۳۶	۰/۰۰۰	۰/۵۶۱	۰/۰۰۰	۰/۶۲۴	۰/۰۰۰	۰/۶۴۱	۰/۰۰۰	۰/۶۲۸	۰/۰۰۰
PP	۷/۳۸۹	۵۲۶/۹۶۳	۱/۱۵۵	۷۳/۲۹۴	۰/۹۴۰	۶۱/۷۷۰	۱/۰۸۹	۶۴/۶۸۳	۰/۹۲۹	۶۶/۵۱۴
P-value	۰/۹۱۸	۰/۰۰۰	۰/۵۶۱	۰/۰۰۰	۰/۶۲۴	۰/۰۰۰	۰/۵۸۰	۰/۰۰۰	۰/۶۲۸	۰/۰۰۰
Hardi	۱۱/۸۸۷	۰/۶۵۹	۳/۱۴۲	-۰/۵۳۸	۳/۲۲۱	-۰/۶۵۸	۳/۲۲۹	-۰/۴۵۱	۳/۲۱۴	-۰/۵۲۶
P-value	۰/۰۰۰	۰/۲۵۴	۰/۰۰۰	۰/۷۰۴	۰/۰۰۰	۰/۷۴۵	۰/۰۰۰	۰/۲۶۶	۰/۰۰۰	۰/۷۰۰

ماخذ: محاسبات محقق

d : مرتبه تفاضل گیری است.

که در آن e_{it} از نوع I(1) باشند، آنگاه برآورد کننده LSDV برای β به صورت زیر خواهد بود.

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{t} y_{it}(x_{it} - \bar{x}_i)}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)^2} \quad (۷)$$

حال برای آزمون دیکی فولر با توجه به (۶) فرض کنید:

$$\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{it-1} + v_{it} \quad (۸)$$

بنابر این خواهیم داشت:

Archive of SID

www.SID.ir

$$DF_{\rho}^{*} = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\rho}-1) + \frac{3\sqrt{N}\hat{\sigma}_{\nu}^{2}}{\hat{\sigma}_{0\nu}^{2}}}{\sqrt{3 + \frac{36\hat{\sigma}_{\nu}^{4}}{5\hat{\sigma}_{0\nu}^{4}}}} \quad (۹)$$

و برای آزمون دیکی فولر تعمیم یافته نیز با توجه به (۶) اگر داشته باشیم:

$$\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^{p}\phi_{j}\Delta\hat{e}_{it-j} + \nu_{itp} \quad (۱۰)$$

بنابر این خواهیم داشت:

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \sqrt{6N}\,\hat{\sigma}_{\nu}/2\hat{\sigma}_{0\nu}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{0\nu}^{2}/2\hat{\sigma}_{\nu}^{2} + 3\hat{\sigma}_{\nu}^{2}/10\hat{\sigma}_{0\nu}^{2}}} \quad (۱۱)$$

برای مطالعه بیشتر در این باره می‌توانید به مقاله کاوُ مراجعه کنید. نتایج این دو آزمون، با عرض از مبدا و نیز با عرض از مبدا و روند، در نگاره (۶) ارائه شده است.

جدول (۶) نتایج آزمون هم‌جمعی بین ارزهای تابلویی و قیمت‌های نفت

نوع آزمون	*Loil-Bre*		*Loil-Dub*		*Loil-Wes*		*Loil-Wor*	
	عرض از مبدا	عرض از مبدا و روند	عرض از مبدا	عرض از مبدا و روند	عرض از مبدا	عرض از مبدا و روند	عرض از مبدا	عرض از مبدا و روند
DF_{ρ}^{*}	-۴/۴۸۰	-۴/۶۸۳	-۴/۵۰۰	-۴/۶۸۰	-۴/۴۶۳	-۴/۶۷۸	-۴/۴۷۷	-۴/۶۷۹
کمیت بحرانی	-۱/۹۴۱	-۲/۸۹۰	-۱/۹۴۱	-۲/۸۹۰	-۱/۹۴۱	-۲/۸۹۰	-۱/۹۴۱	-۲/۸۹۰
ADF	-۴/۷۴۸	-۴/۷۴۶	-۴/۷۳۶	-۴/۷۳۴	-۴/۷۴۶	-۴/۷۴۴	-۴/۷۴۲	-۴/۷۴۰
کمیت بحرانی	-۲/۸۶۴	-۳/۴۱۴	-۲/۸۶۴	-۳/۴۱۴	-۲/۸۶۴	-۳/۴۱۴	-۲/۸۶۴	-۳/۴۱۴
P-Value	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

ماخذ: محاسبات محقق

نتایج حاصل از تلفیق نرخ‌های ارز، وجود همجمعی بین این نرخ‌ها و قیمت‌های نفت را به صورت قوی تایید می‌نماید. این نتایج وجود یک رابطه تعادلی بلند مدت را بین قیمت‌های واقعی نفت و نرخ‌های ارز تایید می‌کند.

Archive of SID

www.SID.ir

برآورد مدل تابلویی

برای بررسی رابطه بین نرخ ارز واقعی و قیمت نفت برای کل کشورهای مورد بررسی به صورت تلفیقی (پنل) از الگوی رگرسیون زیر استفاده شده است. شنگ چن و چای چن نیز در مطالعه خود از این مدل استفاده کرده‌اند.

$$q_{it} = \alpha_i + \beta_i p_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۲)$$

از میان تمام مفروضاتی که می‌تواند در مورد عرض از مبدا و شیب وجود داشته باشد، فقط سه فرض زیر مورد بررسی قرار گرفته است:

عرض از مبدا و شیب برای تمام کشورها ثابت بوده و جمله خطا در طول زمان و برای کشورهای مختلف متفاوت باشد(مدل مقید)،یعنی

$$q_{it} = \alpha + \beta p_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۳)$$

شیب ثابت بوده ولی عرض از مبدا برای کشورها متفاوت باشد (مدل اثرات ثابت Fixed Effect Model (FEM))، یعنی

$$q_{it} = \alpha_i + \beta p_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۴)$$

شیب ثابت و عرض از مبدا برای کشورها متفاوت بوده و عرض از مبدا هر کشور دارای توزیع تصادفی باشد (مدل اثرات تصادفی یا مدل تصحیح خطا (Random Effect Model (REM) or Error Correction Model (ECM))، یعنی:

$$q_{it} = \alpha_i + \beta p_{it} + \varepsilon_{it} \Rightarrow \alpha_i = \alpha + \upsilon_i, i = 1,2,..., N \qquad (۱۵)$$

$$q_{it} = \alpha + \beta p_{it} + \varepsilon_{it} + \upsilon_i \Rightarrow \psi_{it} = \varepsilon_{it} + \upsilon_i \Rightarrow q_{it} = \alpha + \beta p_{it} + \psi_{it}$$

که جمله خطای ترکیبی(ψ_{it}) متشکل است از دو جزء خطای ترکیبی سری زمانی و مقطعی(ε_{it}) و جزء خطای مقطعی یا تکی (υ_i) است.

مدل اثرات ثابت (FEM)

در مدل اثرات ثابت، عرض از مبدا در مدل رگرسیون به این دلیل بین افراد متفاوت است که هر فرد یا واحد مقطعی، ویژگی‌های خاص خود را داراست. برای ملاحظه عرض از مبداهای مختلف می‌توان از متغیرهای موهومی استفاده کرد. FEM با استفاده از متغیرهای موهومی، مدل حداقل مربعات با متغیر موهومی (LSDV) نامیده می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

FEM در شرایطی مناسب است که عرض از مبدا خاص فرد با یک یا چند متغیر توضیحی همبستگی داشته باشد. یکی از معایب LSDV آن است که وقتی تعداد واحدهای مقطعی(N) خیلی بزرگ باشد به تعداد زیادی درجه آزادی نیاز داریم. در چنین حالتی ناچاریم N-1 متغیر موهومی وارد مدل کنیم و عرض از مبدا را نیز داشته باشیم که این کار شرایط ایجاد همخطی را فراهم می‌نماید (ابریشمی، ۱۳۸۵).

مدل اثرات تصادفی (REM) یا مدل تصحیح خطا (ECM)

در مدل اثرات تصادفی فرض می‌شود که عرض از مبدا یک واحد تکی، انتخابی تصادفی از جامعه‌ای بزرگتر با یک میانگین ثابت است. بدین ترتیب عرض از مبدا تکی، به صورت انحرافی از این میانگین ثابت بیان می‌شود. یکی از مزایای REM نسبت به FEM این است که به درجات آزادی کمتری نیاز دارد، چون نباید N عرض از مبدا مقطعی را تخمین بزنیم و تنها لازم است میانگین و واریانس عرض از مبدا را تخمین بزنیم. REM در شرایطی مناسب است که عرض از مبدا (تصادفی) هر واحد مقطعی با متغیرهای توضیحی همبستگی نداشته باشد (ابریشمی، ۱۳۸۵).

در مطالعه ما مفروضات ۱ تا ۳ فقط بین کشورها (در طول مکان) مطرح است و در بین ماه‌ها (در طول زمان) مورد بررسی قرار نمی گیرد، چرا که تعداد ماه‌های مورد مطالعه زیاد بوده (۱۴۴ ماه) و ورود متغیرهای موهومی (۱۴۳ متغیر) شرایط ایجاد هم خطی را فراهم خواهد نمود. نتایج برآورد مدل با در نظر گرفتن فرض (۱) در نگاره (۱۰) ارائه شده است.

نتایج آزمون بیانگر رابطه مثبت بین نرخ‌های ارز و قیمت‌های نفت است. تمام ضرایب کوچک ولی معنادار هستند و ضریب تعیین مدل و دوربین واتسون وضعیت مناسبی دارند.

نتایج برآورد مدل با در نظر گرفتن فرض (۲) در نگاره (۱۱) شده است.

جدول (۱۰) نتایج برآورد مدل $q_{it} = \alpha + \beta p_{it} + \varepsilon_{it}$

مدل مقید	*Loil-Bre*	*Loil-Dub*	*Loil-Wes*	*Loil-Wor*
β_i	۰/۰۹۱	۰/۰۹۱	۰/۱۱۷	۰/۱۰۴
T-statistic	۲/۹۱۴	۲/۶۸۲	۳/۳۲۱	۳/۰۹۶
P-Value	۰/۰۰۳	۰/۰۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲
R^2	۰/۸۶	۰/۷۸	۰/۸۸	۰/۸۵
D.W	۲/۰۳	۲/۰۳	۲/۰۳	۲/۰۳

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۱۱) نتایج برآورد مدل $q_{it} = \alpha_i + \beta p_{it} + \varepsilon_{it}$

مدل اثرات ثابت	*Loil-Bre*	*Loil-Dub*	*Loil-Wes*	*Loil-Wor*
β_i	۰/۱۰۰	۰/۱۰۲	۰/۱۲۸	۰/۱۱۵
T-statistic	۲/۲۹۹	۳/۰۹۲	۳/۷۲۷	۳/۴۹۸
P-Value	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
R^2	۰/۸۲	۰/۷۹	۰/۸۳	۰/۸۱
D.W	۱/۹۹	۱/۹۹	۲/۰۰	۱/۹۹

در این حالت نیز وجود رابطه مثبت تایید می‌شود. ضرایب شیب نسبت به مدل قبلی بزرگتر بوده و بیانگر تاثیرگذاری بیشتر قیمت‌های نفت روی نرخ ارز می‌باشند. در این مدل نیز ضریب تعیین و دوربین واتسون وضعیت مناسبی دارند. نتایج برآورد مدل با در نظر گرفتن فرض (۳) در نگاره (۱۲) ارائه شده است.

جدول (۱۲) نتایج برآورد مدل $q_{it} = \alpha + \beta p_{it} + \psi_{it}$

مدل اثرات تصادفی	*Loil-Bre*	*Loil-Dub*	*Loil-Wes*	*Loil-Wor*
β_i	۰/۱۷۹	۰/۱۸۱	۰/۱۹۳	۰/۱۸۵
T-statistic	۸/۶۹۳	۸/۸۱۵	۹/۲۲۹	۹/۰۴۸
P-Value	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
R^2	۰/۰۷۴	۰/۰۷۱	۰/۰۷۸	۰/۰۷۵
D.W	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۷

نتایج برآورد مدل (۱۶) نیز رابطه مثبت را تایید می‌نماید ولی در این مدل ضریب تعیین و دوربین واتسون وضعیت خوبی ندارند.

حال این‌سوال پیش می‌آید که کدام مدل بهتر است. جهت انتخاب از بین دو مدل (۱۳) و (۱۴) آزمون F مقید(Restricted F Test) استفاده می‌شود. این آزمون به صورت زیر است:

H_0: عرض از مبدا تمام کشورها برابر است.

H_1: حداقل عرض از مبدا یکی از کشورها با بقیه متفاوت است.

آماره آزمون نیز توسط گرین(Green, 2003) به صورت زیر ارائه شده است.

$$F(N-1, NT-N-K) = \frac{(R^2_{LSDV} - R^2_{pooled}) / (N-1)}{(1-R^2_{LSDV}) / (NT-N-K)} \qquad (۱۶)$$

Archive of SID

www.SID.ir

و یا مانند والدریج(Wooldridge, 2001)،

$$F(N-1, NT-N-K) = \frac{(SSR_{pooled} - SSR_{LSDV})/N-1}{SSR_{LSDV}/(NT-N-K)} \quad (۱۷)$$

که در آن R^2_{LSDV} ضریب تعیین مدل غیر مقید(FEM) و R^2_{pooled} ضریب تعیین مدل مقید (عرض از مبدا برای تمام واحدها ثابت) است. N تعداد کشورها و T تعداد ماه‌های مورد مطالعه می‌باشد.

نتایج آزمون F مقید در نگاره (۱۳) ارائه شده است.

جدول (۱۳) نتایج آزمون F مقید

آزمون F مقید	*Loil-Bre*	*Loil-Dub*	*Loil-Wes*	*Loil-Wor*
آماره F	۳/۶۰۹	۳/۵۹۷	۳/۶۸۰	۳/۶۴۵
کمیت بحرانی	۲/۱۰۷	۲/۱۰۷	۲/۱۰۷	۲/۱۰۷
P-Value	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱

نتایج آزمون F مقید فرض صفر را رد نموده و به شکلی قوی بیانگر اولویت مدل LSDV نسبت به مدل مقید است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که هر کشور دارای عرض از مبدا خاص خود می‌باشد و در نظر گرفتن فقط یک عرض از مبدا برای تمام کشورهای مورد مطالعه مناسب نیست.

برای بررسی وجود اثرات تصادفی (مقایسه مدل مقید و مدل REM) می‌توان از آزمون LM که بر اساس پسماندهای حاصل از مدل (۱۳) قرار دارد بهره برد (گرین، ۲۰۰۳). آزمون به صورت زیر می‌باشد.

$$H_0 : \sigma_u^2 = 0 \qquad \text{یا} \quad Corr(\psi_{it}, \psi_{is}) = 0$$
$$H_1 : \sigma_u^2 \neq 0$$

آماره آزمون نیز به صورت زیر ارائه شده است:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum_{i=1}^{N}(\sum_{t=1}^{T} e_{it})^2}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} e_{it}^2} - 1\right]^2 = \frac{NT}{2(T-1)}\left[\frac{T^2\overline{e}'\overline{e}}{e'e} - 1\right]^2 \approx \chi^2 \quad (۱۸)$$

نتایج حاصل از آزمون LM در نگاره (۱۴) ارائه شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۱۴) نتایج آزمون LM

آزمون LM	*Loil-Bre*	*Loil-Dub*	*Loil-Wes*	*Loil-Wor*
آماره LM	۸/۰۳۸	۸/۰۱۵	۸/۰۲۸	۸/۰۲۵
کمیت بحرانی χ^2	۳/۸۴۱	۳/۸۴۱	۳/۸۴۱	۳/۸۴۱
P-Value	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴

نتایج آزمون که با آماره χ^2 مقایسه شده است، قویاً فرض صفر را رد نموده و نشان می‌دهند که مدل REM به مدل مقید ارجحیت دارد.

دیدیم که دو مدل FEM و REM، هر دو بهتر از مدل مقید هستند و این بدان معناست که در هر صورت، در نظرگرفتن عرض از مبدا خاص برای هر کشور بهتر از در نظر گرفتن یک عرض از مبدا مشترک برای همه آنها می‌باشد. این امر می‌تواند به دلیل تفاوت‌های در محیط تجاری، ساختارهای سیاسی و فرآیندهای تصمیم‌گیری‌های کلان اقتصادی در هر کشور باشد.

حال باید دید از بین این دو مدل کدام یک گزینه بهتری است. برای انجام این گزینش، از آزمون هاسمن[1] استفاده می‌کنیم. آزمون هاسمن به صورت زیر تنظیم می‌شود.

H_0: بین اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود ندارد.

H_1: بین اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد.

آماره آزمون نیز به صورت زیر ارائه شده است:

$$H = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})'(\hat{\text{var}}(\hat{\beta}_{FE}) - \hat{\text{var}}(\hat{\beta}_{RE}))^{-1}(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \approx \chi^2 \qquad (۱۹)$$

که در $\hat{\beta}_{FE}$ ضریب مدل FEM، $\hat{\beta}_{RE}$ ضریب مدل REM و var، علامت واریانس است (والدریج، ۲۰۰۱). نتایج آزمون هاسمن در نگاره (۱۵) ارائه شده است.

جدول (۱۵) نتایج آزمون هاسمن

آزمون هاسمن	*Loil-Bre*	*Loil-Dub*	*Loil-Wes*	*Loil-Wor*
آماره H	۱۲/۳۱۶	۹/۱۷۲۱	۵/۷۵۶۸	۷/۳۵۱۹
کمیت بحرانی χ^2	۳/۸۴۱	۳/۸۴۱	۳/۸۴۱	۳/۸۴۱
P-Value	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۱۶	۰/۰۰۶

1- Hausman Test

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج حاصله فرض صفر را رد می‌کنند. بنابراین بین اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد و این به معنی مناسب بودن مدل FEM می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله رابطه بین نرخ ارز و قیمت نفت برای کشورهای عضو اوپک مورد بررسی قرار گرفته است. این مطالعه به صورت کشور به کشور و تلفیقی انجام شده. و با استفاده از داده‌های تابلویی نرخ ارز، اقدام به بررسی رابطه مذکور شده است. نتایج بدست آمده، وجود رابطه بلند مدت تعادلی را بین نرخ ارز و قیمت‌های نفت تایید می‌نماید. برای بررسی رابطه بین نرخ ارز و قیمت‌های نفت در حالت ترکیبی از مدل‌های مقید، FEM و REM استفاده شد. آزمون‌های صورت گرفته در نهایت نشان داد که در مطالعه ما مدل FEM دارای اولویت است. این امر به معنای وجود عرض از مبدا منحصر بفرد برای هر کشور به دلیل تفاوت‌های محیط تجاری و فرهنگی و سیاسی است.

نتایج تحقیق نشان می‌دهند که در کشورهای عضو اوپک که متکی به درآمدهای نفتی می‌باشند، قیمت نفت سهم عمده‌ای را در تعیین نرخ ارز واقعی بازی می‌کند. وابستگی اقتصادی به درآمدهای نفتی سبب اتکای اقتصادی این کشورها به دریافت منظم و فزاینده درآمدهای نفتی گردیده است. در چنین حالتی کاهش قیمت نفت موجب مشکلات فراوانی از جمله کسری بودجه، تورم و کاهش ارزش پول داخلی می‌گردد. در این شرایط که از توجه به سایر بخش‌های اقتصادی غفلت شده، برنامه‌های توسعه اقتصادی دچار فراز ونشیب‌های زیادی می‌شود زیرا نوسانات غیرمنتظره قیمت‌های نفتی برنامه ریزان را ناچار به تغییر برخی برنامه‌ها و کنار نهادن برخی دیگر می‌نماید.

از آنجا که نرخ ارز کشورهای اوپک به شدت تحت تاثیر نوسانات قیمت نفت می‌باشد، توصیه می‌شود در برنامه‌ریزی‌های بلند مدت اقتصادی، به ویژه تعیین رژیم ارزی و تعیین نرخ ارز واقعی، تاثیر شوک‌های نفتی نیز لحاظ گشته و اقدامات کنترلی و پیشگیرانه برای این شرایط در نظر گرفته شود.

بازار نفت یکی از پررونق‌ترین دوران‌های خود را تجربه می‌کند و سرعت تحولات در آن کم نظیر است. ظرف مدت کمتر از هفت سال، قیمت نفت بیش از شش برابر شده و مهمتر آنکه بزرگترین افزایش‌ها طی دو سال گذشته اتفاق افتاده است.

واقعیت‌های اقتصادی کشور عبارت از افزایش درآمدهای ارزی بالا رونده در سالهای اخیر، افزایش نرخ واقعی ارز، و کاهش رقابت‌پذیری است. بنابراین تعدیل واقعی شامل کوچک شدن

Archive of SID

www.SID.ir

بخش فعالیت‌های تولیدی موجود مورد انتظار خواهد بود.

بنابراین می‌توان روند افزایش نرخ واقعی ارز را کند نمود و از افزایش تورم تا حدودی جلوگیری کرد. می‌توان از صندوق ذخیره ارزی، به عنوان ابزاری مؤثر و هدف‌مند بهره برد. در اینجا صندوق ذخیره ارزی یک ابزار اقتصادی است که به‌منزله ذخیره حائل نه برای تثبیت قیمت کالاهای اولیه، بلکه در جهت تثبیت نرخ واقعی ارز نیز عمل می‌کند. اگر به‌طور مثال نیمی از درآمدهای ارزی کشور را در صندوق ارزی ذخیره کنیم این امر موجب افزایش به مراتب کمتر نرخ واقعی ارز و کاهش کمتر در رقابت‌پذیری می‌شود. بنابراین ذخیره ارزی فقط هنگامی قابل برداشت است که نرخ واقعی ارز رو به کاهش بگذارد وگرنه در صورت افزایش نرخ واقعی ارز و دور شدن از نرخ مورد هدف، نه تنها به هر علتی ذخیره ارزی قابل برداشت نخواهد بود بلکه باید برای حفظ نرخ واقعی ارز در سطح مورد هدف، بر ذخیره ارزی افزوده نیز بشود.

References:

1- Abrishami, Hamid,(2006), "**Basic Econometrics**". *Tehran University Press* ,Vol. 2
2- Abrishami, Hamid, Raheme, Azadeh,(2004), "**The Survey of Short and Long-run Determines Real Exchange rate**", *Pashohashname Bazargane*, No 30, pp1-36
3- Amano, Robert A., Norden, Simon (1998a), "Exchange rates and oil prices". ***Review of International Economics*** Vol. 6, No 4, pp. 683–694.
4- Amano, R. A, Norden, S. van (1998), "*Oil prices and the rise and fall of the US real exchange rate*". *Journal of International Money and Finance.* Vol 17, No 2, pp. 299-316.
5- Amano, Robert A., Norden, Simon (1998b), "**Oil prices and the rise and fall of the US real exchange rate**". *Journal of International Money and Finance*, Vol. 17, No. 2, pp. 299–316.
6- Camarero, Mariam, Tamarit, Cecilio (2002), "**Oil prices and Spanish competitiveness: a cointegrated panel analysis**". *Journal of Policy Modeling*, Vol. 24, No. 6, pp. 591–605.
7- Chaudhuri, Kausik, Daniel, Betty C. (1998), "**Long-run equilibrium real exchange rates and oil prices**". *Economics Letters*, Vol. 58, No. 2, pp. 231–238.
8- Clarida, Richard., Gali, Jordi (1994), "**Sources of real exchange-rate fluctuations: how important are nominal shocks**?". *Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy*, No. 41, pp. 1–56.
9- Green. William H (2003), ***Econometric Analysis***, Pritice Hall, 5 ed.
10- Jlaee & Horei (2006), "**The Estimated Behavior, Real Exchange Rates, Iran**, " *pashohashname Egtesade*, No 6,pp226-256
11- Kao, Chihwa (1999), "**Spurious regression and residual-based tests for**

Archive of SID

www.SID.ir

cointegration in panel data". *Journal of Econometrics*, Vol. 90, pp. 1-44.
12- Kataee & others,(2007), "**The Survey Oil Revenue Effect On the Real Exchange Rates ,Iran**"**,** *pashohashname Egtesade***,** No 7,pp.103-130
13- . Mahrara & Oskoe(2006), "**Oil Shock's & Effeteness on the Macro Economy Variable** " *Pashohashname Bazargane*,No 10,pp.1-32
14- Lastrapes, William D. (1992), "**Sources of fluctuations in real and nominal exchange rates**". *Review of Economics and Statistics*, Vol .74,No. 3, pp. 530–539.
15- Rautava, Jouko (2004), "**The role of oil prices and the real exchange rate in Russia's economy-a cointegration approach**". *Journal of Comparative Economics*, Vol 32, No 2, pp. 315-327.
16- Sabagh Kermane & Shagage Shahre (2005) The Effective Factors on Real Exchange Rate in Iran (VAR Approach), Economic Research Journal,Vol.5: 37-76.
17- Shiu, Sheng Chen., Hung, Chyn Chen (2007), "**Oil prices and real exchange rates**". *Energy Economics*, No. 29, pp. 390–404.
18- Wooldridge, Jeffrey M (2001), **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**, The MIT Press Cambridge, Massachusetts London, England.
19- www.imf.org/external/np/ds/matrix.htm.
20- Zhang, Yue-Jun, Fan, Ying, Hsien-Tsai, Wei, Yi-Ming. (2008), "**Spillover effect of US dollar exchange rate on oil prices**". *Journal of Policy Modeling*.
21- Zhou, Su (1995), "The response of real exchange rates to various economic shocks". *Southern Economic Journal*, Vol. 61, No. 4, pp. 936–954.

Received: 23.sep.2007
Accepted: 9.Apr.2008

Archive of SID

www.SID.ir