Research Paper

Empirical Evidence on the Asymmetric Effects of Oil Shocks on the Inflation of the OPEC Member

Mohammad Jafari[1], ***Abolghasem Golkhandan**[2]

1. Associate Professor of Economics, Lorestan University, Khoram Abad, Iran
2. PhD of Public Sector Economy, Lorestan University, Khoram Abad, Iran

Use your device to scan and read the article online

Citation: Jafari, M., & Golkhandan, A. (2021). [New Empirical Evidence on the Asymmetric Effects of Oil Shocks on the Inflation of the OPEC Member]. *Quarterly Journal of the Macro and Strate-gic Policies*, *8* (Special Issue), 2-29. https://doi.org/10.30507/JMSP.2018.63152

https://doi.org/10.30507/JMSP.2018.63152

CC BY NC

Funding: See Page 24
Received: 04/30/2018
Accepted: 05/13/2018
Available Online: 12/21/2020

Article Type: Research Paper

Key words:
Inflation; oil price; cross-sectional dependence; hidden co-integration; Cup-FM method.

ABSTRACT

Recent empirical studies show that the asymmetric effects of oil shocks on the macro-economic variables among OPEC members have to be examined as it is done for the importing countries. The current study employs the hidden panel co-integration to investigate the asymmetric effects of oil shocks on the inflation of the OPEC members (including Iran) from 1990 to 2014. To this aim, first, the variables of the petroleum price and the consumer price index of these countries are grouped into the positive and negative integrational components. Then, considering the cross-sectional dependence in the models under investigation, the Pesaran's unit root test (2007) and the co-integration test of Westerlund (2007) were employed. The findings show that there is no long-term relationship between the petroleum price and the consumer price index (linear co-integration refuted); however, there is a long-term relationship between the positive components of these variables and consumer price index, and the negative components of petroleum price (hidden co-integration confirmed). Finally, these long-term relationships are analyzed through the continuously-updated and fully-modified method (Cup-FM). The results showed that both the positive and negative shocks of the petroleum price increase the inflation in the OPEC members, particularly that the effect of the negative shocks is more than the positive shocks (the asymmetric effect).

JEL Classification: C23, E31, Q43.

*** Corresponding Author:**
Abolghasem Golkhandan, PhD
Address: Khoramabad, Lorestan University
Tel: +98 (918) 3666361
E-mail: golkhandan@gmail.com

شواهد تجربی از تأیید آثار نامتقارن تکانه‌های نفتی بر تورم کشورهای عضو اوپک (OPEC)

محمد جعفری [۱]، * ابوالقاسم گل‌خندان [۲]

۱. دانشیار اقتصاد، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران
۲. دکترای اقتصاد بخش عمومی، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران

تاریخ دریافت: ۱۵ دی ۱۳۹۴
تاریخ پذیرش: ۲۶ فروردین ۱۳۹۷
تاریخ انتشار: ۱ دی ۱۳۹۹

نوع مقاله: علمی - پژوهشی

چکیده

پژوهش‌های تجربی نشان می‌دهد آثار نامتقارن تکانه‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای صادرکنندهٔ نفت نیز، همانند کشورهای واردکنندهٔ آن، قابل طرح و بررسی است. در مقالهٔ حاضر، به کمک رهیافت هم‌انباشتگی پانلی پنهان، آثار نامتقارن تکانه‌های نفتی بر تورم کشورهای عضو اوپک (OPEC) (شامل ایران) طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۴م بررسی شده است. به این منظور، ابتدا متغیرهای قیمت نفت خام و شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ این کشورها به اجزای مثبت و منفی تجمعی تجزیه شده‌اند. سپس با توجه به وابستگی مقطعی در مدل‌های مورد بررسی از آزمون‌های ریشهٔ واحد پسران (۲۰۰۷) و هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷) استفاده و نشان داده شده است که بین قیمت نفت خام و شاخص قیمت مصرف‌کننده رابطهٔ بلندمدتی وجود ندارد (عدم تأیید هم‌انباشتگی خطی)؛ اما بین اجزای مثبت این متغیرها و اجزای مثبت شاخص قیمت مصرف‌کننده و اجزای منفی قیمت نفت خام رابطه‌ای بلندمدت برقرار است (تأیید هم‌انباشتگی پنهان). در آخر نیز این رابطه‌های بلندمدت با روش به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM) برآورد شده‌اند. نتایج نشان داد هر دو شوک مثبت و منفی قیمت نفت، تورم را در کشورهای عضو اوپک افزایش می‌دهد؛ به‌گونه‌ای که تأثیر شوک‌های منفی بیشتر از شوک‌های مثبت است (تأیید عدم تقارن).

کلیدواژه‌ها:
تورم، قیمت نفت، وابستگی مقطعی، هم‌انباشتگی پنهان، روش به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM).

طبقه‌بندی JLE: Q43، E31، C23.

* نویسندهٔ مسئول:
دکتر ابوالقاسم گل‌خندان
نشانی: خرم‌آباد، دانشگاه لرستان
تلفن: ۳۶۶۶۳۶۱ (۹۱۸) ۹۸+
پست الکترونیک: golkhandan@gmail.com

صحت مطالب مقاله بر عهدهٔ نویسنده است و بیانگر دیدگاه مجمع تشخیص مصلحت نظام نیست.

۱. مقدمه

قیمت نفت و درآمدهای حاصل از صادرات آن نقش بسیار مهم و تعیین‌کننده‌ای در عملکرد و ساختار اقتصادی کشورهای صادرکننده ایفا می‌کند. بنابراین وارد شدن هرگونه شوک غیرمنتظره به بازارهای جهانی نفت می‌تواند آثار شگرفی بر عملکرد و ساختار اقتصادی این کشورها داشته باشد. تحقیقات در زمینهٔ بررسی اثرات نوسانات قیمت نفت بر متغیرهای اصلی اقتصاد کلان، بیشتر در کشورهای واردکنندهٔ نفت انجام شده است (e.g. Mory, 1993; Hamilton, 1996 & 2003) که نتایج تجربی به‌دست‌آمده از آن‌ها نشان می‌دهد افزایش قیمت نفت عامل اصلی بروز رکودهای اقتصادی در این کشورها بوده است؛ درحالی که کاهش قیمت نفت نقش کوچکی در رونق‌های ایجادشده داشته است. این نتایج حاکی از نبودِ رابطهٔ متقارن بین قیمت نفت و فعالیت‌های اقتصادی این کشورهاست. با گذشت زمان و تحقق نتایج قابل اتکای این پژوهش‌ها، به‌مرور این اندیشه در میان محققان اقتصادی شکل گرفت که اثرگذاری نامتقارن قیمت نفت بر وضعیت اقتصاد کشورهای صادرکنندهٔ این محصول نیز قابل طرح و بررسی است؛ به‌گونه‌ای که آثار منفی کاهش قیمت نفت در این کشورها بیشتر از آثار مثبت آن است (جعفری و گلخندان، ۱۳۹۲، ص. ۱۳۰). با توجه به این موضوع و وابستگی اقتصاد کشورهای عضو اوپک (OPEC)[1] به درآمدهای نفتی، مقالهٔ حاضر سعی دارد با تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت به کمک روش هم‌انباشتگی پانلی پنهان[2] و استفاده از آزمون‌های ریشهٔ واحد و هم‌انباشتگی پانل با وابستگی مقطعی و برآوردگری به‌نام به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM)[3] که به‌تازگی در منابع و آثار و تحقیقات اقتصادسنجی داده‌های پانل مطرح شده‌اند، تبیین دقیق‌تری از میزان نوسان‌های نامتقارن قیمت نفت بر تورم این کشورها طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۴م ارائه دهد.

۲. پیشینهٔ تحقیق

در سال‌های گذشته، تحقیقات گسترده‌ای در زمینهٔ آثار نامتقارن تکانه‌های قیمتی نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی (به‌ویژه رشد اقتصادی) کشورهای واردکننده و صادرکنندهٔ نفت انجام شده است. اما پژوهش در زمینهٔ آثار نامتقارن تکانه‌های قیمتی نفت بر تورم (به‌خصوص در کشورهای صادرکنندهٔ نفت) اندک بوده و بیشتر در پژوهش‌هایی که آثار این تکانه‌ها را بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی کرده‌اند، به آن‌ها توجه شده است. در ادامه، منتخبی از این پژوهش‌ها به ترتیب تحقیقات خارجی و داخلی آمده است:

1. Organization of Petroleum Exporting Countries
2. Hidden Panel Cointegration
3. Continuously-Updated and Fully-Modified

۲ـ۱. تحقیقات خارجی

موری (۱۹۹۳) در مقاله‌ای با عنوان «قیمت نفت و فعالیت‌های اقتصاد: آیا ارتباط آن‌ها متقارن است؟» براساس رهیافت علیت گرنجری و مبتنی بر داده‌های فصلی ۱۹۵۲ تا ۱۹۹۰م، میزان اثرگذاری افزایش و کاهش قیمت نفت خام بر متغیرهای کلان اقتصادی امریکا را واکاوی کرده است. تحقیق وی حکایت از آن دارد که افزایش قیمت نفت هم‌بستگی بیشتری با متغیرهای کلان اقتصادی نسبت به کاهش قیمت نفت خام دارد.

کونادو و دی گارسیا[۴] (۲۰۰۴) تأثیر قیمت نفت را بر تورم ۶ کشور آسیایی (ژاپن، سنگاپور، کرهٔ جنوبی، مالزی، تایلند و فیلیپین) طی دورهٔ زمانی ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۲م و با استفاده از داده‌های فصلی بررسی کرده‌اند. در این پژوهش، به‌منظور تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت، از روش‌های مورک[۵] (۱۹۸۹) (تصریح غیرمتقارن)، الگوی GARCH (تصریح مقیاس) و همیلتون[۶] (۱۹۹۶) (تصریح افزایش خالص قیمت نفت خام) استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق در قالب تحلیل‌های هم‌انباشتگی و علیت گرنجری نشان می‌دهد بین قیمت‌های نفت و شاخص قیمت مصرف‌کننده در بلندمدت رابطه‌ای وجود ندارد و اثر شوک‌های نفتی به کوتاه‌مدت منحصر می‌شود. در کوتاه‌مدت نیز رابطهٔ نامتقارن بین تغییرات قیمت نفت و تورم برای کشورهای ژاپن، کرهٔ جنوبی، مالزی و تایلند تأیید می‌شود.

مردی و آدبایی[۷] (۲۰۱۰) اثر نامتقارن شوک‌های قیمتی نفت را بر سطح تولید و قیمت، در کشور نیجریه با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) و داده‌های ماهیانهٔ دورهٔ زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۸م بررسی کرده‌اند. نتایج این پژوهش نشان‌دهندهٔ اثر نامتقارن شوک‌های قیمتی نفت بر سطح تولید و قیمت در این کشور است؛ به‌گونه‌ای که اثر کاهشی قیمت نفت، به‌طور معناداری بزرگ‌تر از اثر افزایشی آن است. همچنین نتایج

4. Cunado & De Garcia

۵. در این تصریح که مورک (۱۹۸۹) مطرح کرده است، افزایش قیمت نفت از کاهش قیمت آن مجزا شده و به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\Delta O_t^{+} = \text{Max}(O_t \text{ if } O_t > 0, 0 \text{ otherwise}), \quad \Delta O_t^{-} = \text{Min}(O_t \text{ if } O_t < 0, 0 \text{ otherwise})$$

که در آن O_t تفاضل لگاریتم قیمت واقعی نفت (poil) در زمان t است. در این روش، مورک نرخ‌های مثبت تغییرات قیمت نفت را به‌عنوان تکانه‌های مثبت و نرخ‌های منفی تغییرات قیمت نفت را به‌عنوان تکانه‌های منفی تعریف می‌کند.

۶. این تصریح را همیلتون (۱۹۹۶، صص. ۲۱۵ـ۲۲۰) مطرح کرده است و به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$NOPI = \text{Max}(0, P_t - \text{Max}(P_{t-1}, P_{t-2}, P_{t-3}, P_{t-4}))$$

براساس رابطهٔ فوق، قیمت نفت در یک فصل (t) با ماکزیمم مقدار قیمت در طول سال قبل محاسبه می‌شود. اگر در این فصل افزایش یافته باشد، آن را درنظر می‌گیرند و در غیر این صورت، آن را صفر قرار می‌دهند.

7. Mordi & Adebiyi

تجزیهٔ واریانس بیانگر آن است که تغییرات قیمت نفت نقش مهمی در تعیین تجزیهٔ واریانس تولید و قیمت دارد.

ایوامی و فووو (۲۰۱۱) در پژوهشی تغییرات قیمت نفت را با استفاده از تفکیک پسماندهای تخمین GARCH انجام و نشان داده‌اند که شوک‌های مثبت قیمت نفت اثر قابل توجهی بر اغلب متغیرهای کلان اقتصادی نیجریه ندارند. نتایج آزمون علیت گرنجری، توابع عکس‌العمل آنی (IRF) و تجزیهٔ واریانس (VD) همه بیانگر این مطلب هستند که اندازه‌های مختلف شوک مثبت نفت، علت تغییرات تولید، مخارج دولت، تورم و نرخ ارز واقعی نبوده‌اند. از طرفی معنادار بودن اثر شوک‌های منفی در تغییرات تولید و نرخ ارز واقعی، نشان‌دهندهٔ تأثیر نامتقارن شوک‌های نفتی بر متغیرهای یادشده است.

۲ـ۲. تحقیقات داخلی

فرزانگان و مارک‌واردت (۲۰۰۷) اثر شوک‌های قیمتی نفت را بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران طی دورهٔ زمانی ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۴م و با استفاده از داده‌های فصلی بررسی کرده‌اند. در این پژوهش، به‌منظور تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت از روش مورک (۱۹۸۹) استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری (VAR) نشان می‌دهد الف. افزایش (کاهش) قیمت نفت اثر مثبت (منفی) و معناداری بر سطح تولیدات صنعتی دارد؛ ب. تأثیر نوسانات قیمت نفت بر مخارج حقیقی دولت بی‌معناست؛ ج. واکنش نرخ ارز مؤثر حقیقی و واردات به شوک‌های قیمتی نفت نامتقارن است؛ د. واکنش تورم به هر دو شوک افزایش و کاهش قیمت نفت مثبت و معنادار است.

حسینی‌نسب و میرکاظمی‌موعود (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی آثار نامتقارن تکانه‌های نفتی بر دو متغیر کلان اقتصادی رشد تولید و نرخ تورم در دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکنندهٔ نفت پرداخته‌اند. به این منظور، از روش داده‌های تابلویی پویا با به‌کارگیری برآوردکنندهٔ گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) طی دورهٔ زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۵م استفاده شده است. برای تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت نیز روش مورک (۱۹۸۹) به‌کار گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد نوسانات قیمت نفت تأثیر فراوان و مؤثری در نوسان رشد GDP و نرخ تورم در هر دو گروه کشورهای صادرکننده و واردکننده دارد. همچنین نوسانات قیمت نفت بر رشد GDP و نرخ تورم آثار نامتقارنی دارد.

التجائی و ارباب‌افضلی (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی تأثیرات نامتقارن شوک‌های قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۷ و با استفاده از داده‌های فصلی پرداخته‌اند. در این پژوهش به‌منظور تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت، از روش تصریح مقیاس مبتنی بر یک الگوی GHARCH استفاده شده است. یافته‌های این

تحقیق در قالب مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) و با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی (IRF) و تجزیهٔ واریانس (VD)، نشان می‌دهد رفتار متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ رشد مخارج جاری دولت، در پاسخ به شوک‌های مثبت و منفی، کاملاً نامتقارن است؛ به‌گونه‌ای که شوک منفی قیمت نفت در مقایسه با شوک مثبت، اثر بیشتری بر این متغیرها دارد. اما درخصوص متغیر نرخ رشد مخارج عمرانی دولت، نتایج از اثرگذاری بیشتر شوک‌های مثبت بر رفتار این متغیر نسبت به شوک‌های منفی حکایت دارد.

کمیجانی، سبحانیان و بیات (۱۳۸۸) اثرات نامتقارن رشد درآمدهای نفتی بر تورم در ایران را طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۷ با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) بررسی کرده‌اند. در این پژوهش، به‌منظور تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت از روش مورک (۱۹۸۹) استفاده شده است. مطابق نتایج، هر دو شوک مثبت و منفی ناشی از رشد درآمدهای نفتی تورم‌زاست؛ به‌گونه‌ای که میزان تأثیر شوک‌های مثبت آن بیشتر است.

پاشایی‌فام، پازوکی و امیرخانی (۱۳۹۲) تأثیر نوسانات قیمت نفت اوپک را بر تورم کشورهای منتخب واردکنندهٔ نفت (OECD) با استفاده از داده‌های فصلی دورهٔ زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۱م تحلیل کرده‌اند. روش این پژوهش برای تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت، مورک (۱۹۸۹) است. یافته‌های این تحقیق در قالب مدل تصحیح خطای برداری (VECM) نشان می‌دهد افزایش قیمت نفت اوپک بر تورم کشورهای واردکنندهٔ نفتی یکسان نبوده است. در تمام کشورهای مورد بررسی افزایش قیمت نفت و تورم رابطهٔ مثبتی با یکدیگر داشته‌اند؛ اما اثرات افزایش قیمت نفت طی زمان بر تورم این کشورها کاهش یافته است. درمورد کاهش قیمت نفت، جز در چند کشور، اثرات چشمگیری مشاهده نمی‌شود؛ به عبارت دیگر، نوسانات قیمت نفت اثر نامتقارن بر تورم دارد.

۳. مبانی نظری

۳ـ۱. شوک‌های نفتی و تورم

در این قسمت، تأثیر شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت را بر تورم، بالاخص برای کشورهای صادرکنندهٔ نفت، بررسی می‌کنیم. در مفاهیم و مبانی نظری اقتصادی، هرگونه انحراف مقادیر متغیرها از روند بلندمدت مقادیر انتظاری آن‌ها شوک (تکانه) نامیده می‌شود که درمورد قیمت نفت نیز بسیار مطرح است. در این زمینه، می‌توان گفت در بین انواع شوک‌های عرضه که اقتصاد جهانی را پس از جنگ جهانی دوم تحت تأثیر قرار داده، افزایش قیمت نفت از اهمیت بیشتری برخوردار بوده است (کمیجانی و دیگران، ۱۳۸۸، ص. ۲۰۳). اینکه شوک‌های قیمتی نفت درواقع چه میزان و چگونه می‌توانند بر فعالیت‌های اقتصادی کشورهای صادرکننده و واردکنندهٔ نفت اثر بگذارند، به عامل‌های گوناگونی، ازجمله چگونگی خرج درآمدهای اضافی ناشی از

افزایش ناگهانی قیمت نفت و چگونگی تأمین درآمد ناشی از کاهش قیمت آن در کشورهای صادرکنندهٔ نفت، چگونگی تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها و دستمزدها بر اثر تغییرات ناگهانی قیمت نفت، سیاست‌های دولت در کنترل این شوک‌ها و... بستگی دارد (صمدی، یحیی‌آبادی و معلمی، ۱۳۸۸، ص. ۸). به‌طور کلی کشورها را از لحاظ چگونگی اثرگذاری شوک‌های نفتی می‌توان به دو دستهٔ کشورهای واردکننده و صادرکنندهٔ نفت تقسیم کرد. در این دو گروه، شوک‌های نفتی آثار تقریباً متفاوتی از خود نشان می‌دهند.

به‌اعتقاد بسیاری از اقتصاددانان، افزایش شدید در قیمت نفت باعث کاهش رشد اقتصادی و افزایش تورم در کشورهای واردکنندهٔ نفت می‌شود. این موضوع را می‌توان از جنبه‌های متفاوتی بررسی کرد. از یک سو افزایش قیمت نفت باعث کمیابی انرژی به‌عنوان مواد اولیه برای تولید بنگاه‌ها شده که این مطلب عامل افزایش هزینهٔ بنگاه‌ها و کاهش سود آن‌هاست؛ بنابراین کاهش تمایل بنگاه‌ها برای خرید کالاهای سرمایه‌ای جدید را درپی خواهد داشت که این عامل منجر به کاهش در ظرفیت تولیدی بنگاه‌های اقتصادی در کشورهای صنعتی می‌شود (Cologni & Manera, 2008, p. 857). از سوی دیگر اگر مصرف‌کنندگان انتظار افزایش موقتی در قیمت انرژی را داشته باشند، ممکن است تصمیم بگیرند کمتر پس‌انداز کنند که این موضوع کاهش در تعادل حقیقی و افزایش بیشتر قیمت‌ها را موجب می‌شود. در نقطهٔ مقابل کاهش قیمت نفت از طریق شوک مثبت عرضه بر اقتصاد این کشورها اثر می‌گذارد و درجهت کاهش قیمت عمل می‌کند (جعفری و گل‌خندان، ۱۳۹۲، ص. ۱۳۴). این درحالی است که وضعیت در کشورهای صادرکنندهٔ نفت کاملاً متفاوت است. افزایش قیمت نفت و صادرات بی‌رویهٔ آن توسط کشورهای صادرکننده، این کشورها را با پدیده‌ای به‌نام بیماری هلندی[8] مواجه می‌کند. به عبارت دیگر، افزایش درآمدهای نفتی و سرازیر کردن این درآمدها در اقتصاد باعث افزایش تقاضا و سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. این امر درواقع به‌معنای افزایش سوددهی تولیدکنندگان برخی از بخش‌های اقتصاد است که موجب حرکت سرمایه و نیروی کار به بخش‌های غیرقابل مبادله نظیر ساختمان و تضعیف بخش‌های قابل مبادله مانند کشاورزی و صنعت و معدن می‌شود (Polterovich, Popov & Tonis, 2010, p. 3). از طرفی براساس نظریهٔ فشار هزینه، منشأ اصلی افزایش قیمت نهایی کالاها، افزایش هزینه‌های تولید آن‌هاست. الجبرین[9] (۲۰۰۶) معتقد است نقطهٔ شروع در فهم عوامل تعیین‌کنندهٔ تورم در کشورهای صادرکنندهٔ نفت، مدل تورمی فشار هزینه است. براساس این مدل تورمی، زمانی که هزینهٔ استفاده از انرژی به‌عنوان یکی از اصلی‌ترین عوامل تولید افزایش می‌یابد، هزینهٔ تولید کالاها و خدمات در کشورهای صنعتی واردکنندهٔ انرژی نیز زیاد می‌شود. این امر موجب می‌شود کشورهای صادرکنندهٔ انرژی که حجم عظیمی از کالاهای

8. Dautch Disease
9. Algebrin

مصرفی خود را از کشورهای صنعتی وارد می‌کنند، برای کالاهای وارداتی خود قیمت بیشتری بپردازند و درنتیجه عرضهٔ این کالاها با قیمت‌های بیشتر در این کشورها، افزایش تورم را به‌دنبال خواهد داشت. همچنین وجود رانت[10] ناشی از درآمدهای سرشار نفتی، موجب می‌شود بخشی از منابع تولیدی اقتصاد به فعالیت‌های غیرمولد اختصاص یابد که نتیجهٔ چنین پدیده‌ای چیزی جز کاهش تولید کل (اضافه‌تقاضا) اقتصاد و تورم نخواهد بود (Auty, 2001, p. 630). در نقطهٔ مقابل، با کاهش قیمت نفت نیز تورم در کشورهای صادرکنندهٔ نفت افزایش می‌یابد. از آنجا که بخش عمدهٔ منبع درآمدی دولت در این کشورها از پول حاصل از فروش نفت است، همواره دولت بخش بزرگی از بودجهٔ عمومی خود را براساس درآمدهای نفتی تأمین مالی خواهد کرد. در زمان وقوع تکانهٔ منفی نفتی، فقط می‌توان انتظار داشت که مقدار مشخصی از بودجهٔ عمومی دولت براساس درآمدهای نفتی تأمین مالی شود و بقیهٔ آن باید از طریق استقراض از بانک مرکزی، افزایش مالیات‌ها یا انتشار اوراق مشارکت تأمین مالی شود. با توجه به اینکه در اقتصاد بسیاری از این کشورها (مانند ایران)، مالیات‌ها برای پوشش کسری بودجهٔ دولت انعطاف کافی ندارند، ممکن است استقراض از بانک مرکزی و انتشار اوراق مشارکت تنها راه تأمین مالی این کسری بودجه باشد. این امر سبب خواهد شد درصورت سرایت و تداوم تکانه‌های منفی درآمدهای نفتی در دوره‌های بعدی، در کنار ناتوانی دولت برای کاهش مخارجش، روند استقراض از بانک مرکزی یا مردم افزایش یابد که این امر درنهایت به تداوم در افزایش پایهٔ پولی و تورم در دوره‌های بعدی منجر خواهد شد (کمیجانی و دیگران، ۱۳۸۸). باید خاطرنشان کرد شوک‌های منفی نفتی به‌دلیل ایجاد فضای نامطمئن به تأخیر در سرمایه‌گذاری خواهد انجامید. این امر نیز به کاهش عرضهٔ محصول منجر می‌شود و رکود تورمی را درپی خواهد داشت (Guo & Kliesen, 2005). همچنین شوک‌های منفی نفتی موجب کاهش درآمدهای نفتی می‌شود. کاهش درآمدهای نفتی نیز به کاهش ذخایر دلار کشور درمقابل پول داخلی می‌انجامد و کاهش ارزش پول ملی را به‌دنبال خواهد داشت. به این ترتیب، خالص صادرات افزایش می‌یابد و با تحریک تقاضای کل به تورم منتهی می‌شود.

۳ـ۲. شوک‌های نفتی و عدم تقارن

تا اواسط دههٔ ۱۹۸۰م، روند تغییرات قیمت نفت در جهان به‌گونه‌ای بود که اقتصاد جهانی عموماً افزایش‌هایی را در قیمت نفت تجربه می‌کرد و اقتصاددانان نیز از الگوهای متقارن برای تبیین رابطهٔ میان قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی استفاده می‌کردند. در این الگوها، اثر کاهش و افزایش قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی، متقارن و یکسان فرض می‌شد. اما در سال ۱۹۸۶م با کاهش شدید قیمت نفت، رابطهٔ میان قیمت

10. Rent

نفت و متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای صنعتی تضعیف شد و استفاده از الگوها و تصریح‌های متقارن برای الگوسازی رابطه‌های مذکور مورد تردید قرار گرفت. درواقع کاهش قیمت نفت در سال‌های مذکور نتوانست افزایش رشد اقتصادی را براساس الگوهای متقارن سابق پیش‌بینی کند. لذا از این دوره به بعد، محققان تلاش‌های بسیاری کردند تا رابطهٔ میان قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی را به‌شکلی نامتقارن مدل‌سازی کنند. در این زمینه، از آنجایی که کشورهای واردکنندهٔ نفت به‌دلیل وابستگی نسبتاً زیاد صنایع خود به این محصول، زیان‌های به‌مراتب بیشتری را متوجه شده بودند، نسبت به آنچه در پیش‌بینی‌های متقارن مورد انتظار بود، هستهٔ نخست این تحقیقات در کشورهای واردکنندهٔ نفت انجام شد (التجائی و ارباب‌افضلی، ۱۳۹۱، ص. ۹۱). در این پژوهش‌ها، با استفاده از تکنیک‌های مختلف تجزیهٔ شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت، عدم تقارن آثار این متغیر بر متغیرهای کلان اقتصادی کشورها تأیید شده است (e.g. Mork, 1989; Lee, Shawn, & Ratti, 1995; Hamilton, 1996). با توجه به اینکه در کشورهای واردکنندهٔ نفت، تغییرات قیمت نفت به‌عنوان شوک سمت عرضه بر پیکرهٔ اقتصاد این کشورها اثر می‌گذارد، افزایش در قیمت نفت باعث افزایش در هزینه‌ها و کاهش بهره‌وری می‌شود و علاوه‌بر به‌وجود آوردن سیکل‌های اقتصادی (ادوار تجاری واقعی) بر تورم، اشتغال و سرمایه‌گذاری هم اثرگذار است. از طرفی افزایش قیمت نفت باعث وخیم شدن وضعیت تجاری کشورهای واردکنندهٔ نفت نیز می‌شود. همچنین فزونی گرفتن قیمت نفت در این کشورها، افزایش تقاضای پول را درپی خواهد داشت و نرخ بهره به‌دلیل شکست سیاست‌گذاران پولی در پاسخ به رشد تقاضای پولی، از طریق افزایش عرضه تحت تأثیر قرار می‌گیرد و موجب کند شدن رشد اقتصادی می‌شود. این عوامل سبب می‌شود آثار منفی افزایش قیمت نفت در کشورهای واردکنندهٔ آن بیشتر از آثار کاهش قیمت نفت در این کشورها باشد (Brown & Yucel, 2002).

با گذشت زمان و تحقق نتایج قابل اتکای این پژوهش‌ها، به‌مرور این اندیشه در میان محققان اقتصاد شکل گرفت که اثرگذاری نامتقارن قیمت نفت بر وضعیت اقتصاد کشورهای صادرکنندهٔ این محصول نیز در جهت عکس آثار آن بر کشورهای واردکنندهٔ نفت، قابل طرح و بررسی است و در این زمینه نیز تحقیقات متعددی انجام شده است (e.g. Anashasy, Bradlley & Joutz, 2005; Farzanegan & Markwardt, 2007; Mehrara, 2008).

۴. روش و مدل تحقیق

۴ـ۱. روش تحقیق

در این مقاله به‌منظور بررسی اثر نامتقارن تکانه‌های قیمتی نفت بر تورم کشورهای عضو

اوپک، از روش هم‌انباشتگی پنهان که گرنجر و یون[11] (۲۰۰۲) مطرح کرده‌اند، استفاده می‌کنیم. آن‌ها به کمک این روش به بررسی هم‌انباشتگی میان ترکیبات مثبت و منفی تجمعی داده‌های سری زمانی پرداختند. بر این اساس، درصورتی که ترکیبات داده‌های دو سری زمانی (مثبت و منفی) هم‌انباشتگی داشته باشند، آن‌گاه داده‌های مذکور دارای ارتباط هم‌انباشتگی پنهان هستند. هم‌انباشتگی پنهان نوعی هم‌انباشتگی غیرخطی است که آزمون‌های معمول هم‌انباشتگی خطی در رابطه با آن با شکست مواجه شده‌اند (Honarvar, 2009). این رهیافت، علاوه‌بر تحلیل غیرخطی رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها، از قابلیت بسیار مهم دیگری مبنی بر مدل‌سازی متقارن نبودن متغیرهای مختلف برخوردار است. با توجه به اهمیت و کارایی تکنیک هم‌انباشتگی پنهان، بعضی از تحقیقات تجربی این تکنیک را در علم اقتصادسنجی به‌نوعی بسط و گسترش داده‌اند. شین، یو و گرینوود ـ نیمو[12] (۲۰۱۱) شیوهٔ تجزیهٔ داده‌های سری زمانی در تکنیک هم‌انباشتگی پنهان را در روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به‌کار برده و به آن نام هم‌انباشتگی ARDL نامتقارن نهاده‌اند. همچنین روش هم‌انباشتگی پنهان را نخستین‌بار حاتمی ـ ج[13] (۲۰۱۱) در مورد داده‌های پانل، به‌منظور جداسازی تکانه‌های مثبت و منفی مخارج دولت و تولید ملی به‌کار گرفته است و از این رو هنگام استفاده از داده‌های پانلی به آن رهیافت هم‌انباشتگی پانلی پنهان گفته می‌شود (Zeren & Savrul, 2013, p. 141) که به‌دلیل استفاده از این رهیافت در تحقیق حاضر (با توجه به پانل بودن داده‌ها) به شرح آن می‌پردازیم. شرح مدل مذکور از این قرار است که با فرض دو متغیر X_t , Y_t، این متغیرها را می‌توان برای مقاطع مختلف i به این صورت نشان داد:

$$X_{i,t} = X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} = X_{i,0} + \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_{i,j} \qquad Y_{i,t} = Y_{i,t-1} + \eta_{i,t} = Y_{i,0} + \sum_{j=1}^{t} \eta_{i,j} \qquad (۱)$$

زمانی که تغییرات $X_{i,t} , Y_{i,t}$ نامتقارن باشد، می‌توان یک هم‌انباشتگی پنهان با بردار غیرخطی بین آن‌ها به‌دست آورد. گرنجر و یون (۲۰۰۲) اجزای اخلال مثبت و منفی معادلات فوق را این‌گونه تعریف کرده‌اند (Hatemi-J, 2011, p. 3):

$$\varepsilon_{i,t}^{+} = \mathrm{Max}\left(\varepsilon_{i,t}, 0\right),\ \varepsilon_{i,t}^{-} = \mathrm{Min}\left(\varepsilon_{i,t}, 0\right),\ \eta_{i,t}^{+} = \mathrm{Max}\left(\eta_{i,t}, 0\right),\ \eta_{i,t}^{-} = \mathrm{Min}\left(\eta_{i,t}, 0\right) \qquad (۲)$$

11. Granger & Yoon
12. Shin, Yu & Greenwood-Nimmo
13. Hatemi-J

به‌گونه‌ای که:

$$\varepsilon_{i,t} = \varepsilon_{i,t}^{+} + \varepsilon_{i,t}^{-} \quad , \quad \eta_{i,t} = \eta_{i,t}^{+} + \eta_{i,t}^{-} \qquad (۳)$$

بنابراین می‌توان رابطهٔ (۱) را به‌صورت زیر نشان داد:

$$X_{i,t} = X_{i,t-1} + \varepsilon_t = X_{i,0} + \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_{i,j} = X_{i,0} + \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_{i,j}^{+} + \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_{i,j}^{-}$$
$$Y_{i,t} = Y_{i,t-1} + \eta_{i,t} = Y_0 + \sum_{j=1}^{t} \eta_{i,j} = Y_0 + \sum_{j=1}^{t} \eta_{i,j}^{+} + \sum_{j=1}^{t} \eta_{i,j}^{-} \qquad (۴)$$

با درنظر گرفتن شوک‌های مثبت و منفی متغیرهای X و Y به‌صورت زیر:

$$X_{i,t}^{+} = \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_{i,j}^{+} , X_{i,t}^{-} = \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_{i,j}^{-} , Y_{i,t}^{+} = \sum_{j=1}^{t} \eta_{i,j}^{+} , Y_{i,t}^{-} = \sum_{j=1}^{t} \eta_{i,j}^{-} \qquad (۵)$$

که همگی I(1) هستند، خواهیم داشت:

$$X_{i,t} = X_{i,0} + X_{i,t}^{+} + X_{i,t}^{-} , Y_{i,t} = Y_{i,0} + Y_{i,t}^{+} + Y_{i,t}^{-}$$
$$\Delta X_{i,t}^{+} = \varepsilon_{i,t}^{+} , \Delta X_{i,t}^{-} = \varepsilon_{i,t}^{-} , \Delta Y_{i,t}^{+} = \eta_{i,t}^{+} , \Delta Y_{i,t}^{+} = \eta_{i,t} \qquad (۶)$$

به این ترتیب، می‌توان بین افزایش‌های مثبت و منفی سری‌های زمانی هر مقطع تمایز قائل شد و آن‌ها را به مقادیر اولیه‌شان و مجموع تجمعی مثبت و منفی تجزیه کرد (Alexakis, Dasilas & Grose, 2013, p. 5). سپس وجود یا نبود رابطهٔ بلندمدت بین این اجزای مثبت و منفی را به‌وسیلهٔ آزمون‌های معمول ریشهٔ واحد پانلی و هم‌انباشتگی پانلی بررسی کرد. در این آزمون‌ها، فرض بر این است که داده‌های مورد استفاده استقلال مقطعی[۱۴] دارند؛ درحالی که وابستگی بین مقاطع می‌تواند بر اثر عواملی همچون پیامدهای خارجی، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقی‌ماندهٔ محاسبه‌نشده و عوامل غیرمعمول مشاهده‌نشده، در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد

14. Cross- Sectional Independence

(Damette & Seghir, 2013, p. 95). بنابراین نخستین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی تشخیص استقلال مقطعی داده‌هاست. به این منظور، آزمون‌های متعددی، نظیر بروش و پاگان[15] (۱۹۸۰) و CD پسران[16] (۲۰۰۴)، ارائه شده‌اند که در این مقاله از آزمون CD پسران (۲۰۰۴) استفاده شده است. این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجرا و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است. همچنین، برخلاف روش بروش و پاگان (۱۹۸۰)، برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک نیز نتایج قابل اعتمادی ارائه کرده و دربرابر وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (پسران، ۲۰۰۴).

برای پانل‌های متوازن آمارهٔ آزمون CD به‌صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{P}_{ij}\right) \rightarrow N(0,1) \qquad (۷)$$

که در آن، $\hat{P}_{ij}$ ضرایب هم‌بستگی پیرسون از جملات پسماندهای معادلهٔ رگرسیونی $y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it}$ است.

هرگاه آمارهٔ CD محاسباتی در یک سطح معناداری معیّن از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، فرضیهٔ صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد (Hoyos & Sarafidis, 2006, p. 486). هرگاه وابستگی مقطعی در داده‌های پانل تأیید شود، استفاده از روش‌های مرسوم ریشهٔ واحد پانلی احتمال وقوع نتایج ریشهٔ واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشهٔ واحد پانلی متعددی باوجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده که یکی از مشهورترین این آزمون‌ها، آزمون ریشهٔ واحد تعمیم‌یافتهٔ مقطعی (CIPS) است که پسران (۲۰۰۷) ارائه کرده است. پسران (۲۰۰۷) برای فرموله کردن این آزمون با درنظر گرفتن وابستگی بین مقاطع، از رگرسیون دیکی فولر تعمیم‌یافتهٔ (ADF) مقطعی که با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای i امین مقطع برآورد می‌شود، استفاده کرده است. آمارهٔ این آزمون براساس میانگین آماره‌های ADF مقطعی فردی به‌صورت زیر است:

$$CIPS(N,T) = \bar{t} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\tau_i\,(N,T) \qquad (۸)$$

15. Breusch & Pagan
16. Pesaran's Cross- Sectional Dependence Test

که در آن، τ_i آمارهٔ الگوی CADF برای هر مقطع انفرادی در پانل است (Pesaran, 2007, p. 276). مقدار آمارهٔ فوق با مقادیر بحرانی‌ای که پسران (2007, pp. 279-281) محاسبه کرده است، مقایسه و درصورت بزرگ‌تر بودن این آماره از مقادیر بحرانی، فرضیهٔ صفر (نامانا بودن) متغیر رد و مانایی متغیر پذیرفته خواهد شد.

همچنین درصورت تأیید وابستگی مقطعی، استفاده از روش‌های مرسوم هم‌جمعی پانلی احتمال وقوع نتایج هم‌جمعی کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل نیز آزمون‌های هم‌جمعی پانلی متعددی پیشنهاد شده است که روش وسترلوند[17] (۲۰۰۷) از آن جمله است. این آزمون بر این اساس طراحی شده است که فرضیهٔ صفر مبنی بر فقدان هم‌انباشتگی را با توجه به اینکه جزء تصحیح خطا در مدل تصحیح خطای شرطی برابر با صفر است یا نه، مورد بررسی و آزمون قرار می‌دهد. بنابراین رد فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم تصحیح خطا می‌تواند بیانگر رد فرضیهٔ صفر مبنی بر نبود هم‌انباشتگی باشد. وسترلوند (۲۰۰۷) در این آزمون از روشی با عنوان «بوت‌استرپ[18]» که چانگ[19] (۲۰۰۴) مطرح کرده، برای حذف اثرات وابستگی مقطعی در متغیرها استفاده کرده است.

به‌منظور برآورد رابطهٔ بلندمدت نیز بای، کائو و ان‌جی[20] (۲۰۰۹) برآوردگری به‌نام به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (MF-puC) را برای داده‌های پانلی که در آن‌ها مشکل وابستگی مقطعی وجود دارد، برمبنای برآوردگر حداقل مربعات کاملاً تعدیل‌شده (SL-MF) پیشنهاد داده‌اند. این برآوردگر همانند برآوردگر SL-MF، نسبت به اریب خودهم‌بستگی پیاپی و اریب درون‌زایی مقاوم است و علاوه‌بر این، به I(0) و I(1) بودن متغیرهای توضیحی بی‌تفاوت است. به‌منظور معرفی این برآوردگر فرض می‌کنیم یک الگوی پانل به‌صورت زیر وجود دارد:

$$y_{it} = \acute{x}_{it}\beta + e_{it} \qquad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T \quad x_{it} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \tag{۹}$$

که در این رابطه، y_{it}: متغیر وابسته، x_{it}: مجموعه‌ای از k متغیر توضیحی نامانا، β: یک بردار $k \times 1$ بعدی از پارامترهای شیب و e_{it}: جملهٔ اخلال معادلهٔ رگرسیون است. برآوردگر حداقل مربعات تلفیقی برای بردار پارامترهای β به‌صورت زیر است:

17. Westerlund
18. Bootstrap
19. Chang
20. Bai, Kao & Ng

$$\hat{\beta}_{LS} = \left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T} \acute{x}_{it}x_{it}\right)^{-1} \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T} x_{it}\, y_{it} \qquad (۱۰)$$

براساس تحلیل فیلیپس و هانسن[21] (۱۹۹۰) توزیع حدی این برآوردگر به‌دلیل اریب به‌وجودآمده بین e_{it} و ε_{it} از صفر فاصله می‌گیرد، مگر در شرایطی که x_{it} اکیداً برون‌زا باشد. در این زمینه می‌توان به‌منظور دستیابی به سازگاری بلندمدت و توزیع نرمال مجانبی یک برآوردگر FM-LS را به روش فیلیپس و هانسن (۱۹۹۰) برای داده‌های پانلی ارائه داد (Bai et al., 2009). از طرفی فرض استقلال مقطعی در پژوهش‌های سری زمانی اقتصادی بسیار محدودکننده و به‌سختی قابل توجیه است. بای و دیگران (۲۰۰۹) برای درنظر گرفتن بحث وابستگی مقطعی، فرض کرده‌اند که جملهٔ خطای معادله و رگرسیون از الگوی عاملی زیر تبعیت می‌کند:

$$e_{it} = \acute{\lambda}_{it}F_t + u_{it} \qquad (۱۱)$$

که در آن، F_t یک بردار $r\times1$ از عوامل مشترک غیرقابل مشاهده و λ_i یک بردار $r\times1$ از وزن‌های عاملی است (همان)؛ بنابراین الگوی پانلی (۹) را می‌توان در این حالت به‌صورت زیر تعریف کرد:

$$y_{it} = \acute{x}_{it}\beta + \acute{\lambda}_{it}F_t + u_{it} \qquad (۱۲)$$

جدا کردن F_t از جزء اخلال و وارد کردن آن به تابع رگرسیون باعث بهبود تخمین‌ها می‌شود؛ زیرا اگر برخی از اجزای x_{it} مانا و با F_t با x_{it} هم‌بسته باشد، با درنظر گرفتن F_t به‌عنوان جزئی از جملهٔ اخلال، برآورد β ناسازگار خواهد بود (همان، صص. ۸۳ـ۸۴). با توجه به مطالب فوق، برآوردگر Cup-FM که برآوردی سازگار از ضرایب معادله ارائه می‌کند، به این ترتیب معرفی شده است (همان، ص. ۸۶):

$$\hat{\beta}_{Cup-FM} = \left[\sum_{i=1}^{N} \acute{x}_i M_{\hat{F}}\, x_{it}\right]^{-1} \sum_{i=1}^{n} \left(\acute{x}_i M_{\hat{F}} y_i^{+} - T(\hat{\Delta}^{+}_{\varepsilon ui} - \hat{\delta}_i \hat{\Delta}^{+}_{\eta u})\right)$$
$$\hat{F}V_{nt} = \left[\frac{1}{nT^2}\sum_{i=1}^{n} (y_i - x_i\hat{\beta}_{Cup-FM})(y_i - x_i\hat{\beta}_{Cup-FM})'\right] \qquad (۱۳)$$

21. Philips & Hansen

در دو معادلهٔ فوق، $\bar{\Delta}$ عملگر ماتریس کوواریانس یک‌طرفه، V_{nt} ماتریس قطری از r تا بزرگ‌ترین مقادیر ویژهٔ ماتریس داخل براکت است که به‌صورت کاهنده مرتب شده‌اند و متغیرهای x_i ،F، y_i^+ و ui نمایندهٔ بردارهای زیر هستند:

$$y_i^+ = \begin{bmatrix} y_{i1}^+ \\ y_{i2}^+ \\ \vdots \\ y_{iT}^+ \end{bmatrix},\ x_i^+ = \begin{bmatrix} \acute{x}_{i1}^+ \\ \acute{x}_{i2}^+ \\ \vdots \\ \acute{x}_{iT}^+ \end{bmatrix},\ F = \begin{bmatrix} F_1 \\ F_2 \\ \vdots \\ F_T \end{bmatrix},\ u_i = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix} \quad (۱۴)$$

متغیر η نیز جملهٔ اخلال فرایند خودتوضیح F_t است که با فرض نامانایی F_t و به‌صورت زیر معرفی شده است:

$$F_t = F_{t-1} + \eta_t \quad (۱۵)$$

همچنین فرض می‌شود که رابطهٔ $u_{it} = a_i\eta_t + b_{it}$ بین جملات اخلال دو معادلهٔ رابطهٔ (۱۱) و (۱۵) برقرار باشد. متغیرهای y_i^+، $\hat{\delta}_i$ و $M_{\hat{F}}$ نیز با استفاده از فرمول‌های زیر محاسبه می‌شوند:

$$y_{it}^+ = y_{it} - \hat{\bar{\Omega}}_{ubi}\hat{\bar{\Omega}}_{bi}^{-1}\begin{bmatrix}\Delta\hat{\bar{x}}_{it} \\ \Delta\hat{F}_t\end{bmatrix},\ \hat{\bar{\delta}}_i = \left(\hat{F}\hat{F}\right)^{-1}\hat{F}\hat{\bar{x}}_i,\ M_{\hat{F}} = I_T - T^{-2}\hat{F}\hat{F} \quad (۱۶)$$

در فرمول‌های فوق، $\bar{\Omega}$ عملگر ماتریس کوواریانس دوطرفه و I_T ماتریس یکه T- بعدی است. به این ترتیب، برآوردگر Cup-FM درنتیجهٔ حل تکراری دو مجهول $\hat{\beta}_{Cup-FM}$ و $\hat{F}$ در دو معادلهٔ رابطهٔ (۱۳) به‌دست می‌آید (همان، صص. ۸۵ـ۸۶).

۴ـ۲. مدل و توصیف داده‌ها

متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق، لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده (LCPI) و لگاریتم قیمت حقیقی نفت خام (LOILP) و متغیرهای کنترل، لگاریتم حجم پول (LM1) و نسبت کسری بودجهٔ دولت به تولید ناخالص داخلی (BD/GDP) است. منبع داده‌های مربوط به CPI، M1 و BD/GDP، شاخص‌های توسعهٔ جهانی[۲۲] (WDI) و منبع داده‌های OILP، سازمان کشورهای صادرکنندهٔ نفت (OPEC) است. حوزهٔ جغرافیایی و زمانی پژوهش، ۱۰ کشور عضو

22. World Development Indicators

اوپک شامل آنگولا، الجزایر، اندونزی، امارات، اکوادور، ایران، عربستان، کویت، نیجریه و ونزوئلا و طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۴م است. به‌منظور خارج کردن آثار ناشی از تورم، قیمت‌های نفت به‌صورت حقیقی استفاده شده‌اند که از نسبت قیمت‌های نفت اسمی به دلار امریکا به شاخص قیمت مصرف‌کننده در این کشور به‌دست آمده‌اند:

$$OILP = \frac{NOILP_{US}}{CPI_{US}} \qquad (۱۷)$$

با توجه به توضیحات بیان‌شده در بخش روش تحقیق، مدل‌های مورد استفاده به‌منظور بررسی آثار نامتقارن تکانه‌های قیمتی نفت بر تورم کشورهای عضو اوپک به‌صورت ارائه‌شده در جدول زیر هستند:

جدول ۱. مدل‌های مورد استفادهٔ تحقیق

مدل	فرم تبعی
(۱)	$LCPI_{it} = \alpha_{i0} + \beta_{i0} LOILP_{it} + \gamma_{i0} LM1_{it} + \theta_{i0}(BD/GDP)_{it} + \varepsilon_{i0,t}$
(۲)	$LCPI_{i,t}^{+} = \alpha_{i1} + \beta_{i1} LOILP_{i,t}^{+} + \gamma_{i1} LM1_{it} + \theta_{i1}(BD/GDP)_{it} + \varepsilon_{i1,t}$
(۳)	$LCPI_{i,t}^{+} = \alpha_{i2} + \beta_{i2} LOILP_{i,t}^{-} + \gamma_{i2} LM1_{it} + \theta_{i2}(BD/GDP)_{it} + \varepsilon_{i2,t}$
(۴)	$LCPI_{i,t}^{-} = \alpha_{i3} + \beta_{i3} LOILP_{i,t}^{+} + \gamma_{i3} LM1_{it} + \theta_{i3}(BD/GDP)_{it} + \varepsilon_{i3,t}$
(۵)	$LCPI_{i,t}^{-} = \alpha_{i4} + \beta_{i4} LOILP_{i,t}^{-} + \gamma_{i4} LM1_{it} + \theta_{i4}(BD/GDP)_{it} + \varepsilon_{i4,t}$

(منبع: مدل‌سازی تحقیق)

در مدل‌های جدول ۱، تعاریف متغیرها به این شرح است:

مجموع تجمعی مثبت (اجزای مثبت) لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ مقطع (کشور) i:

$$LCPI_{i,t}^{+} = \sum_{t=1991}^{2014} \Delta LCPI_{i,t}^{+} \quad where \quad \Delta LGDP_{i,t}^{+} = \eta_{i,t}^{+} = Max(\Delta LGDP_{i,t}, 0) \qquad (۱۸)$$

مجموع تجمعی منفی (اجزای منفی) لگاریتم طبیعی شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ مقطع (کشور) i:

$$LCPI_{i,t}^{-} = \sum_{t=1991}^{2014} \Delta LCPI_{i,t}^{-} \quad where \quad \Delta LCPI_{i,t}^{-} = \eta_{i,t}^{-} = Min(\Delta LCPI_{i,t}, 0) \qquad (۱۹)$$

مجموع تجمعی مثبت (اجزای مثبت) لگاریتم طبیعی قیمت حقیقی نفت خام مقطع (کشور) i:

$$LCPI_{i,t}^{-} = \sum_{t=1991}^{2014} \Delta LCPI_{i,t}^{-} \quad where \quad \Delta LCPI_{i,t}^{-} = \eta_{i,t}^{-} = Min(\Delta LCPI_{i,t}, 0) \qquad (۲۰)$$

مجموع تجمعی منفی (اجزای منفی) لگاریتم طبیعی قیمت حقیقی نفت خام مقطع (کشور) i:

$$LOILP_{i,t}^{-} = \sum_{t=1991}^{2014} \Delta LOILP_{i,t}^{-} \quad where \quad \Delta LOILP_{i,t}^{-} = \varepsilon_{i,t}^{-} = Min(\Delta LOILP_{i,t}, 0) \qquad (۲۱)$$

شایان ذکر است به‌دلیل آنکه قیمت نفت خام برای تمام مقاطع (کشورها) یکسان بوده، متغیرهای $LOILP_{i,t}^{+}$ و $LOILP_{i,t}^{-}$ تمام مقاطع مشابه است. همچنین تفاضل‌گیری در رهیافت هم‌انباشتگی پنهان، باعث ازبین رفتن ۱ درجه آزادی و شروع تکانهٔ متغیرها از سال ۱۹۹۱م است. در این مقاله، به‌منظور تجزیه و تحلیل‌های آماری و اقتصادسنجی نیز از نرم‌افزارهای EXCEL، EVIEWS، STATA و GAUSS استفاده شده است.

۵. برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی

قسمت الف جدول ۲ نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) را نشان می‌دهد. همان‌طور که پیش از این گفته شد، فرضیهٔ صفر در این آزمون نشان‌دهندهٔ فقدان وابستگی مقطعی است. براساس این نتایج و با توجه به مقادیر بحرانی گزارش‌شده از توزیع نرمال، فرضیهٔ صفر در تمام مدل‌ها در سطح ۱ درصد رد شده است (به‌جز مدل ۱ که این فرضیه در سطح ۵ درصد رد شده است) و لذا تمام این مدل‌ها دارای وابستگی مقطعی بوده‌اند. علت این نتیجه‌گیری را می‌توان در وابستگی زیاد اقتصاد کشورهای اوپک (مقاطع) به نفت و نقش تقریباً مشابه تکانه‌های نفتی در تورم‌زایی این کشورها دانست که ساختار اقتصادی آن‌ها را به هم شبیه کرده است. همچنین در همهٔ مدل‌های تحقیق، قیمت نفت و شوک‌های افزایشی و کاهشی آن برای تمام مقاطع یکسان است که در به‌وجود آمدن وابستگی مقطعی بی‌تأثیر نیست.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های وابستگی مقطعی و ریشهٔ واحد

قسمت الف. نتایج آزمون هم‌بستگی مقطعی CD پسران (۲۰۰۴)

مقدار آمارهٔ CD مدل‌های تحقیق

مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)	مدل (۴)	مدل (۵)
-۲/۰۱	-۵/۲۲	-۶/۸۸	-۹/۱۱	-۵/۰۱

قسمت ب. نتایج آزمون ریشهٔ واحد پسران (۲۰۰۷)

متغیر	آمارهٔ CIPS		درجهٔ مانایی
	در سطح	با یک تفاضل	
$LCPI_{it}$	۴۳/۱-	۹۴/۲-	I(1)
$LOILP_{it}$	۲۴/۲-	۶۲/۳-	I(1)
$LCPI^{+}_{it}$	۶۸/۱-	۰۲/۳-	I(1)
$LOILP^{+}_{it}$	۲۱/۲-	۶۸/۳-	I(1)
$LCPI^{-}_{it}$	۵۲/۱-	۹۲/۲-	I(1)
$LOILP^{-}_{it}$	۶۸/۲-	۸۲/۳-	I(1)
$LM1_{it}$	۸۸/۰-	۰۱/۳-	I(1)
$(BD/GDP)_{it}$	۷۸/۲-	۰۲/۵-	I(1)

* مقادیر بحرانی آزمون

(منبع: یافته‌های تحقیق)

هم‌بستگی مقطعی CD پسران (۲۰۰۴) براساس توزیع نرمال در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به‌ترتیب ۱/۶۴، ۱/۹۵- و ۲/۵۷- و مقادیر بحرانی آزمون ریشهٔ واحد پسران (۲۰۰۷) براساس جدولی که پسران (۲۰۰۷، ص. ۲۸۱) ارائه کرده است، با وجود عرض‌ازمبدأ و روند زمانی در

سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به‌ترتیب ۳/۱۰-، ۲/۸۶- و ۲/۷۳- است.

با توجه به اثبات وجود وابستگی مقطعی در تمام مدل‌ها، از آمارهٔ CIPS مقطعی پسران (۲۰۰۷) برای بررسی وجود یا فقدان ریشهٔ واحد استفاده شده است. نتایج این آزمون برای تمام متغیرها، با وجود عرض‌ازمبدأ و روند زمانی در قسمت ب جدول ۲ آمده است. براساس این نتایج و مقادیر بحرانی که پسران (p. 281 ,2007) ارائه کرده است، نتیجه این می‌شود که تمام متغیرها در سطح ۵ درصد نامانا هستند؛ اما با یک بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند و از درجهٔ مانایی واحد یعنی I(1) برخوردارند.

با توجه به وجود وابستگی مقطعی در تمام مدل‌های مورد بررسی و همچنین نتایج آزمون ریشهٔ واحد و اینکه تمام متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش هم‌انباشته از مرتبهٔ اول هستند، به بررسی وجود رابطهٔ بلندمدت بین مدل‌های یادشده، با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷) پرداخته شده است. نتایج این آزمون در جدول ۳ ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول (مقدار آماره و ارزش احتمال محاسبه‌شده) می‌توان گفت که فرضیهٔ صفر مبنی بر نبود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، براساس دو آمارهٔ میانگین گروه G_τ و G_α و دو آمارهٔ پانل P_τ و P_α در مدل‌های ۱، ۴ و ۵ رد نمی‌شود؛ اما این فرضیه در مدل ۲ براساس آمارهٔ میانگین گروه G_τ و دو آمارهٔ پانل P_τ و P_α و در مدل ۳ براساس دو آمارهٔ پانل P_τ و P_α در سطح خطای ۱ درصد رد می‌شود. ستون سوم جدول ۳ مقادیر احتمال قوی آزمون وسترلوند را که به‌وسیلهٔ روش بوت‌استرپ برای حذف اثر وابستگی مقطعی بین متغیرها به‌دست آمده است، نشان می‌دهد. براساس این مقادیر نیز فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، براساس دو آمارهٔ میانگین گروه G_τ و G_α و دو آمارهٔ پانل P_τ و P_α در مدل‌های ۱، ۴ و ۵ رد نمی‌شود؛ اما این فرضیه در مدل ۲ براساس دو آمارهٔ میانگین گروه G_τ و G_α و دو آمارهٔ پانل P_τ و P_α و در مدل ۳ براساس آمارهٔ میانگین گروه G_τ و دو آمارهٔ پانل P_τ و P_α در سطح خطای ۱ درصد و براساس آمارهٔ میانگین گروه G_α در سطح خطای ۲ درصد رد می‌شود. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷)، وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین قیمت نفت و شاخص قیمت مصرف‌کننده رد شده است (عدم تأیید هم‌انباشتگی پنهان)؛ اما وجود رابطهٔ تعادلی بین اجزای مثبت تجمعی قیمت نفت خام و شاخص قیمت مصرف‌کننده و اجزای منفی قیمت نفت خام و اجزای مثبت شاخص قیمت مصرف‌کننده تأیید می‌شود (تأیید هم‌انباشتگی پنهان). این نتایج گویای آن است که هر دو شوک مثبت و منفی قیمت نفت خام، باعث افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده و درنتیجه تورم کشورهای اوپک می‌شود.

جدول ۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلوند (۲۰۰۷)

مدل	آماره	مقدار آماره	احتمال	احتمال قوی	نتیجه
(۱)	G_τ	-۱/۶۴	۱/۰۰	۰/۹۹	عدم تأیید هم‌انباشتگی خطی
	G_α	-۵/۵۹	۱/۰۰	۰/۹۶	
	P_τ	-۲۰/۸۴	۰/۵۵	۰/۱۲	
	P_α	-۶/۰۵	۰/۳۴	۰/۲۱	
(۲)	G_τ	-۳/۴۴	۰/۰۰	۰/۰۰	تأیید هم‌انباشتگی پنهان
	G_α	-۱۱/۸۲	۰/۷۵	۰/۰۰	
	P_τ	-۲۵/۲۵	۰/۰۰	۰/۰۰	
	P_α	-۱۱/۰۴	۰/۰۰	۰/۰۰	
(۳)	G_τ	-۲/۰۳	۰/۵۲	۰/۰۰	تأیید هم‌انباشتگی پنهان
	G_α	-۸/۳۳	۰/۹۲	۰/۰۲	
	P_τ	-۲۱/۱۲	۰/۰۰	۰/۰۰	
	P_α	-۸/۰۴	۰/۰۰	۰/۰۰	
(۴)	G_τ	-۱/۵۸	۱/۰۰	۰/۹۵	عدم تأیید هم‌انباشتگی پنهان
	G_α	-۵/۵۱	۱/۰۰	۰/۹۳	
	P_τ	-۷/۴۲	۰/۹۷	۰/۷۵	
	P_α	-۴/۲۶	۰/۹۴	۰/۶۱	
(۵)	G_τ	-۱/۵۲	۱/۰۰	۱/۰۰	عدم تأیید هم‌انباشتگی پنهان
	G_α	-۴/۶۲	۱/۰۰	۱/۰۰	
	P_τ	-۱۷/۸۷	۰/۸۱	۰/۸۹	
	P_α	-۵/۴۹	۰/۷۶	۰/۸۲	

(منبع: یافته‌های تحقیق)

* طول وقفهٔ بهینه با استفاده از معیار آکائیک (AIC) و براساس جای‌گذاری در تعیین طول پنجرهٔ Bartlett-kernel به‌صورت $4(T/100)^{2/9} \approx 3$ تعیین شده است. تعداد بوت‌استرپ‌ها نیز برای تعیین ارزش احتمال بوت‌استرپ‌شده که باعث حذف اثرات مقطعی در داده‌های پانل می‌شوند، ۵۰۰ درنظر گرفته شده است.

بعد از اثبات وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل‌های ۲ و ۳، بدون نگرانی از بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌توان این مدل‌ها را برآورد کرد. قبل از تخمین مدل‌های یادشده به روش به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM)، به‌منظور اطمینان انتخاب بین روش‌های داده‌های پانل و داده‌های تلفیقی[۲۳] (پولینگ) از آمارهٔ F لیمر با درجهٔ آزادی (N-1, NT-K-N) استفاده شده که K تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ‌شده در مدل، N تعداد مقاطع و T دورهٔ زمانی است:

$$F = \frac{RRSS - URSS / N - 1}{URSS / NT - K - N} \qquad (۲۲)$$

در رابطهٔ فوق RRSS مجموع مربعات باقی‌ماندهٔ مقید حاصل از تخمین مدل پانل به‌دست‌آمده از روش OLS و URSS مجموع مربعات باقی‌ماندهٔ غیرمقید است. فرضیهٔ صفر (H_0) این آزمون آن است که هریک از مقاطع عرض‌ازمبدأهای یکسانی دارند (لزوم استفاده از داده‌های تلفیقی) و فرضیهٔ مقابل (H_1) اشاره به ناهمسانی عرض‌ازمبدأهای هریک از مقاطع دارد (لزوم استفاده از داده‌های پانل). از آنجا که محاسبات این تحقیق احتمال پذیرش فرضیهٔ صفر را در هردو مدل ۰/۰۰۰ به‌دست آورده است، فرضیهٔ صفر مبنی بر قابلیت تخمین مدل‌ها به شیوهٔ تلفیقی پذیرفته نمی‌شود و لازم است که این مدل‌ها به روش داده‌های پانل برآورده شود. همان‌طور که قبلاً نیز توضیح داده شد، به‌دلیل وابستگی مقطعی در مدل‌های یادشده، به‌منظور تخمین ضرایب بلندمدت از روش Cup-FM استفاده شده است. نتایج این تخمین در جدول ۴ گزارش شده است.

جدول ۴. تخمین ضرایب بلندمدت با روش Cup-FM

مدل	متغیر وابسته	متغیر مستقل	ضریب تخمینی
(۲)	$LCPI_{it}^{+}$	$LOILP_{it}^{+}$	۰/۰۸۱ (۰/۰۰۰)
		$LM1_{it}$	۰/۱۶۲ (۰/۰۰۰)
		$(BD/GDP)_{it}$	۰/۳۸۵ (۰/۰۰۱)
		$LOILP_{it}^{-}$	۰/۱۴۹ (۰/۰۰۰)
(۳)	$LCPI_{it}^{+}$	$LM1_{it}$	۰/۱۲۲ (۰/۰۰۰)
		$(BD/GDP)_{it}$	۰/۳۰۴ (۰/۰۰۵)

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهندهٔ سطح احتمال هستند.

(منبع: یافته‌های تحقیق)

23. Pooling Data

با توجه به نتایج جدول ۴ می‌توان گفت هر دو تکانهٔ مثبت و منفی قیمت نفت با اجزای مثبت شاخص قیمت مصرف‌کننده رابطهٔ مستقیم دارند و تکانه‌های منفی قیمت نفت در بلندمدت با فرض ثبات سایر شرایط، رابطهٔ قوی‌تری با شاخص قیمت مصرف‌کننده نسبت به تکانه‌های مثبت آن داشته است. درواقع با افزایش ۱ درصد در قیمت نفت خام به‌طور متوسط شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ کشورهای عضو اوپک در بلندمدت ۰/۰۸۱ درصد افزایش می‌یابد؛ این درحالی است که کاهش یک‌درصدی قیمت نفت سبب افزایش شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ این کشورها در بلندمدت به میزان ۰/۱۴۹ درصد خواهد شد. این نتایج تأییدکنندهٔ فرضیهٔ اساسی این تحقیق است؛ به این معنا که آثار تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ کشورهای اوپک مثبت و متقارن و میزان اثرگذاری تکانه‌های منفی آن بیشتر از تکانه‌های مثبت است.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی این پژوهش آزمون فرضیهٔ عدم تقارن آثار تکانه‌های قیمت نفت بر تورم کشورهای عضو اوپک طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۴م بود. به این منظور، ابتدا به‌وسیلهٔ رهیافت هم‌انباشتگی پنهان، بین افزایش‌های مثبت و منفی متغیرهای قیمت نفت و شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ این کشورها تمایز قائل شده و این متغیرها به مجموع تجمعی مثبت و منفی تفکیک شده‌اند و سپس مانایی آن‌ها با توجه به بحث وابستگی مقطعی بررسی شده است. نتایج نشان داد شوک‌های مثبت و منفی این دو متغیر نامانا هستند؛ اما پس از یک بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند. درواقع این متغیرها هم‌جمع از مرتبهٔ اول ((I(1)) هستند. بنابراین می‌توان به بررسی رابطهٔ بلندمدت میان آن‌ها پرداخت. به این منظور، از آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷) استفاده شده که نتایج این آزمون حاکی از وجود رابطهٔ بلندمدت بین اجزای مثبت و منفی قیمت نفت و اجزای مثبت شاخص قیمت مصرف‌کننده و تأیید هم‌انباشتگی پنهان است. در پایان نیز این رابطه‌های بلندمدت به‌وسیلهٔ روش به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM) محاسبه شده‌اند .نتایج گویای آن بود که اثرپذیری شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ کشورهای عضو اوپک از تکانه‌های منفی و مثبت قیمت نفت (کاهش و افزایش قیمت نفت) در بلندمدت یکسان نیست. به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در قیمت حقیقی نفت خام با فرض ثبات سایر شرایط، در بلندمدت شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ کشورهای عضو اوپک ۰/۰۸۱ درصد افزایش می‌یابد. این درحالی است که کاهش یک‌درصدی در قیمت حقیقی نفت خام، در بلندمدت شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ این کشورها را ۰/۱۴۶ درصد افزایش می‌دهد. این نتایج تأییدکنندهٔ فرضیهٔ این تحقیق، مبنی بر آثار مثبت و نامتقارن تکانه‌های نفتی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده و همچنین اثرگذاری بیشتر

تکانه‌های منفی آن نسبت به تکانه‌های مثبت است. با توجه به نتایج این تحقیق، پیشنهاد می‌شود کشورهای عضو اوپک با اعمال سیاست‌های تثبیتی مانند صندوق ذخیرهٔ ارزی و جایگزین کردن سایر درآمدها به‌جای درآمدهای نفتی در بودجهٔ سالیانه (که مهم‌ترین آن درآمدهای مالیاتی است)، ارتباط هزینه‌های خود را با تکانه‌های نفتی قطع کنند. همان‌طور که براساس تحقیقات تجربی استدلال می‌کند، دولت‌های این کشورها گرایش دارند افزایش‌های قیمت نفت را دائمی و کاهش قیمت‌ها را موقتی تلقی کنند که این امر آن‌ها را به‌سمت تنظیم سیاست‌های مالی غیرواقع‌بینانه و غیرقابل دسترس سوق می‌دهد. بنابراین با پیش‌بینی محافظه‌کارانهٔ قیمت‌ها، تنظیم مخارج عمومی براساس تغییرات دائمی درآمدها (به‌جای تغییرات موقتی) و استفادهٔ مؤثر از صندوق پس‌انداز یا ذخیرهٔ درآمد نفتی برای اجتناب از انتقال تکانه‌های قیمتی به سایر بخش‌های اقتصاد، می‌توان نوسانات تولید را که بر اثر تکانه‌های نفتی ایجاد می‌شود، به‌خوبی مدیریت و از اثرات سوء آن بر اقتصاد ملی جلوگیری کرد (نمونهٔ کشورهای موفق در انجام این سیاست، نروژ است). به‌علاوه سیاست‌گذاران اقتصادی این کشورها می‌توانند از سیاست‌های اصلاحی صحیح و هماهنگ مانند سیاست‌های ارزی (به‌منظور جلوگیری از آثار مخرب نوسانات نرخ ارز بر رشد تولید در بخش کالاهای قابل مبادله هنگام رونق و تنزل درآمدهای نفتی) (نمونهٔ کشورهای موفق در این سیاست، اندونزی است) و تجاری (به‌منظور کاهش آسیب‌پذیری این کشورها نسبت به نوسانات درآمدهای نفتی) استفاده کنند. همچنین با توجه به نتایج به‌دست‌آمده توصیه‌های سیاستی زیر نیز به‌خصوص برای اقتصاد ایران پیشنهاد می‌شود:

- با توجه به اثرگذاری بزرگ‌تر تکانهٔ منفی قیمت نفت (نسبت به تکانهٔ مثبت) در افزایش تورم، استفادهٔ مناسب از حساب ذخیرهٔ ارزی و پایبندی سیاست‌مداران به قوانین مصوب آن، می‌توانند از آثار منفی کاهش قیمت نفت بر تورم بکاهد.

- از آنجا که عدم توازن بودجه (کسری بودجه) و عدم کنترل نقدینگی از عوامل مهم افزایش تورم شناخته شد، حفظ انضباط مالی و پولی به‌منظور تقلیل تورم توصیه می‌شود.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی

این مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان

تمام نویسندگان در آماده‌سازی این مقاله مشارکت کرده‌اند.

تعارض منافع

بنا به اظهار نویسندگان، در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی‌رایت

طبق تعهد نویسندگان، حق کپی‌رایت (CC) رعایت شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

References

Abrishami, H., Mehrara, M., & Zamanzadeh Nasrabadi, H. (2009). "The relationship of oil shocks and economic growth of OPEC members: is it asymmetric?" *Quarterly Energy Economics Review, 21*, 93-112. (Persian)

Alexakis, C., Dasilas, A., & Grose, C. (2013). "Asymmetric dynamic relations between stock prices and mutual fund units in Japan :An application of hidden cointegration technique". *International Review of Financial Analysis*, *28*, 1-8.

Algebrin, M. (2006). *Analysis of inflation determinants in Developing oil-export based economies*. Colorado State University, ProQuest Dissertations Publishing.

Anashasy, E.A., Bradlley, M.D. & Joutz, F. (2005). "Evidence on the role of oil prices in Venezuela's economic performance". *Working Paper*, University of Washington, 1950-2001. Prepared for 25thAnnual North American Conference of the USAEE/IAEE, Denver, 18-21.

Auty, R. (2001). *Resource abundance and economic development*. Oxford University Press, Oxford and New York.

Bai, J., Kao, C. & Ng, S. (2009). "Panel cointegration with global stochastic trends". *Journal of Econometrics, 149*, 82-99.

Breusch, T.S., & Pagan, A.R. (1980). "The Lagrange Multiplier test and its application to model specifications in econometrics". *Rev. Econ. Stud*, *47*, 239-253.

Brown, P.A., & Yucel, M.K. (2002). "Energy prices and aggregate economic activity :an interpretative survey". *Quarterly Review of Economics and Finance, 42*, 193-208.

Chang, Y. (2004). "Bootstrap unit root tests in panels with cross-sectional dependency". *J. Econ*, *120*, 263-293.

Choi, W.G., & Deveruex, M.B. (2005). "Asymmetric effects of government spending :does the level of real interest rates matter?". *IMF Staff Papers*, *53*, 147-181.

Cologni, A., & Manera, M. (2005). "Oil price, inflation and interest rates in a structural co-integrated VAR model for the G-7 countries". *Working Paper*, *101*, 856-888.

Cunado, J., & De Gracia, F. (2004). "Oil Prices ,Economic Activity and Inflation :Evidence for Some Asian Countries". *Working paper*, 1-36.

Damette, O., & Seghir. M. (2013). "Energy as a driver of growth in oil exporting countries?". *Energy Economics*, *37*, 193-199.

Eltejayi, E., & Arbab Afzali, M. (2012). "The asymmetric effect of oil revenues on the macro-economic variables in Iran: Using GARCH and SVAR models". *Journal of Research in Economic Development, 7*, 89-110. (Persian)

Farzanegan, M., & Markwardt, G. (2007). "The effect of oil price shocks on Iranian economy". *Energy Economics*, *31*, 134-151.

Ghayasvand, A., & Yahoo, M. (1389). "The asymmetric effect of changes in oil price on the consumption of public and private sectors in Iran". *Journal of Economic Research, 5*, 1-22. (Persian)

Granger, C., & Yoon, G. (2002). "Hidden co-integration". University of California at San Diego, *Economics Working Paper*, Series qt9qn5f61j, Department of Economics, UC San Diego.

Guo, H., & Kevin L. Kliesen (2005). "Oil price volatility and U.S macroeconomic activity". *Federal Reserve Bank of ST. Louis*.[DOI.org/10.3886/ICPSR01322.v1]

Hamilton, J. **(**1996). "This is what happened to the oil price macro economy relationship". *Journal of Monetary Economics*, *38*, 215-220.

Hamilton, J. **(**2003). "What is an oil shock?". *Journal of Economics,113,* 363-398.

Hatemi-J, A. (2011). "Hidden Panel Cointegration". *MPRA Paper, 32,*1-12.

Honarvar, A. (2009). "Asymmetry in retail gasoline and crude oil price Movement in the United States :AN application of hidden cointegraton technique". *Energy Economics*, *31*, 395-402.

Hosseini Nasab, E., & Mirkazemi Mo'ud, M. (2009). "The effect of oil shocks on macro-economic variables of a selected importing and exporting oil countries". *Financial Economics, 3*(7), 1-15. (Persian)

Hoyos, R.E., & Sarafidis, V. (2006). "Testing for cross-sectional dependence in panel data models". *Stata Journal*, *6)4*484-496 ,*)*.

Iwayemi, A., & Fowowe, A. (2011). "Impact of oil price shocks on selected macroeconomic variables in Nigeria". *Energy Policy*, *39,* 603-612.

Jafari, M., & Golkhandan, A. (2012). "Analyzing the asymmetry of short-term and long-term effects of oil price shocks on the commercial exchange of Iran: Employing non-linear hidden co-integration". *Journal of Research in Economic Development, 11*, 129-154. (Persian)

Komeijani, A., Sobhanian, M., & Bayat, S. (2009). "The asymmetric effect of the increase

in oil revenues on the inflation in Iran through the VECM method". *Journal of Economic Research, 45*, 201-226. (Persian)

Lee, K., Shawn, N., & Ratti, R. (1995). "Oil shocks and macro economy :the role of price variability". *Energy Journal, 16*, 39-56.

Mehrara, M. (2008). "The asymmetric relationship between oil revenues and economic activities: The case of oil-exporting countries". *Journal of Energy Policy*, *36*, 1164-1168.

Mordi, C., & Adebiyi, D. (2010). "The asymmetric effects of oil price shocks on output and prices in Nigeria using a structural VAR model". *Economic and Financial Review*, *48*, 1-32.

Mork, K.A. (1989). "Oil and the macro economy when prices go up and down: An extension of Hamilton's results". *The Journal of Political Economy*, 97*(3)*, 740-744.

Mory, J.F. (1993). "Oil prices and economic activity :is the relationship symmetric?". *The Energy Journal*, *14*, 151-161.

Pashayi Fam, R., Pazooki, M., & Amirkhani, P. (2013). "The analysis of OPEC's oil price fluctuation on the inflation of a selected OECD importing countries". *Journal of Research in Economic Development, 9*, 89-116. (Persian)

Pesaran, M.H. (2004). "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels". IMF Working Paper, *1229.*

——— (2007). "A simple panel unit root test in presence of cross section dependence". *Journal of Applied Econometrics, 22*, 265-312.

Phillips, P.C.B., & Hansen, B.E. (1990). "Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes". *Review of Economic Studies*, *57*, 99-125.

Polterovich, V., Popov, V., & Tonis, A. (2010). "Resource Abundance :A curse or blessing?". *DESA Working Paper*, *93*, 1-27.

Samadi, S., Yahya Abadi, A., & Moalemi, N. (2009). "Analyzing the effect of oil price shocks on the macro-economic variables in Iran". *Quarterly Journal of Economic Research and Policies. 52*, 5-26. (Persian)

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M., (2011). "Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework". Festschrift in Honor of Peter Schmidt, W.C. Horrace and R.C. Sickles, eds., Forthcoming, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=1807745 or [DOI.org/10.2139/ssrn.1807745]

Tamizi, R. (2002). *Analyzing the asymmetric effects of oil shocks on the economic growth in*

Iran. MA thesis in Economics, Tehran University, Tehran. (Persian)

Westerlund, J. (2007). "Testing for error correction in panel data". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69*(6)*, 709-748.

Zeren, F., & Savrul, B.K. (2013). "Revisited export-led growth hypothesis for selected European countries :a panel hidden Co-integration approach". *Ekonometri ve İstatistik Say*ı, *18*, 134.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی