فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی/ سال دهم / شماره‌ی ۴۳/ زمستان ۱۳۹۳/ صفحات ۱۰۴-۸۷

بررسی ارتباط بین قیمت نفت و فعالیت‌های اقتصادی برای کشورهای شرق و جنوب شرق آسیا: رویکرد هم‌انباشتگی نامتقارن

مرتضی صالحی سربیژن[۱]

عضو هیات علمی دانشکده فنی و مهندسی دانشگاه زابل، m.salehisarbijan@uoz.ac.ir

اکبر توکلی

دانشیار مهندسی صنایع و سیستم‌ها دانشگاه صنعتی اصفهان، atavakoli@cc.iut.ac.ir

محسن دامرودی

کارشناس ارشد مهندسی صنایع سیستم‌های اقتصادی واجتماعی، دانشگاه صنعتی اصفهان،
mohsen.damrodi@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۲/۷/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۳/۹/۵

چکیده

پس از بحران‌های نفتی اخیر، ارتباط بین قیمت‌های انرژی به‌ویژه نفت و اثرات آن بر فعالیت‌های اقتصادی اهمیت بیش‌تری پیدا کرده است. از نظر تئوری مهم است که چگونگی تأثیر قیمت‌های نفت بر رشد اقتصادی در بلندمدت و کانال‌های انتقال آن مورد بررسی قرار گیرد. بر این اساس هدف مقاله این است که وجود ارتباط نامتقارنی بین شوک‌های قیمت نفت و GDP (نماینده فعالیت‌های کلان اقتصادی) را با استفاده از روش هم‌انباشتگی نامتقارن برای کشورهای برجسته‌ی شرق و جنوب شرق آسیا مورد بررسی قرار گیرد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد درحالی که هم‌انباشتگی استاندارد برای تمامی کشورها به جز تایلند رد شده است، شواهدی دال بر هم‌انباشتگی نامتقارن بین این دو متغیر وجود دارد.

طبقه بندی JEL: C22; E32; Q40; Q43

کلید واژه: هم انباشتگی نامتقارن، GDP،کشورهای جنوب شرق آسیا

۱- نویسنده مسئول

۱- مقدمه

در دهه‌های اخیر کشورهای شرق و جنوب شرق آسیا رشد بسیار خیره‌کننده‌ای داشته‌اند و توانسته‌اند نقش جهانی برجسته‌ای به خود بگیرند به طوری که اکنون به‌شدت با اقتصاد دنیا آمیخته شده‌اند. البته این یکپارچگی با رشد سریع جریان‌های تجاری بین‌منطقه‌ای[1] که خود یک عامل نشان دهنده‌ی بین‌المللی‌سازی[2] فرایند تولید است همراه می‌باشد. علاقه به مطالعه‌ی رابطه‌ی قیمت نفت و رشد اقتصادی در کشورهای شرق و جنوب شرقی آسیا برخاسته از چند دلیل می‌باشد. اولا با توجه به اثری که بحران مالی ۱۹۹۷ آسیا بر اقتصاد این کشورها و در نتیجه بر دیگر اقتصادها داشته است، اهمیت مطالعه‌ی رفتار اقتصاد کلان این کشورها دوچندان به نظر می‌رسد. دوما با توجه به رشد سریع نیاز این کشورها به انرژی به‌ویژه نفت در طی دو دهه‌ی اخیر بررسی شوک‌های نفتی و اثر آن بر تولید مهم جلوه می‌کند. سوم این که مقالات اندکی به منظور مطالعه‌ی اثر شوک‌های نفتی بر اقتصاد این کشورها انجام شده است که از آن جمله می‌توان به ژاپن (هاتچیسون[3]، ۱۹۹۳)؛ لی، لی و رتی[4] (۱۹۹۵)؛ ژانگ[5] (۲۰۰۸) و منتخبی از چند کشور شرق آسیایی (ابی سینگه[6]، ۲۰۰۱)؛ کواندو و گراسیا[7] (۲۰۰۵) اشاره کرد. چهارم این که علاقه مندیم که اثرات نامتقارنی بین شوک‌های قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی برای کشورهای صادرکننده‌ی نفت (مالزی و اندونزی) و واردکننده‌ی نفت (ژاپن، کره‌ی جنوبی، فیلیپین، تایلند، هنگ‌کنگ) را مورد بررسی قرار داده و به مقایسه‌ی پاسخ این دو دسته کشور به شوک‌های نفتی بپردازیم. ابی سینگه (۲۰۰۱)، با استفاده از یک روش جدید خود رگرسیون برداری ساختاری با متغیرهای برون‌زای ضعیف ساختاری، آثار مستقیم و غیر مستقیم نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی (GDP)[8] دوازده اقتصاد از جمله هنگ‌کنگ، اندونزی، ژاپن، کره، مالزی، فیلیپین و تایلند را مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیده است که به دلیل اثر

1- Intra-Regional
2- Internationalization
3- Hutchison
4- Lee and Ratti
5- Zhang
6- Abeysinghe
7- Cunado and Gracia
8- Gross Domestic Product

غیرمستقیمی که از طریق ماتریس تجارت[1] منتقل می‌شود، حتی کشورهای صادرکننده‌ی خالص نفت مثل اندونزی و مالزی نیز نتوانسته‌اند از آثار منفی قیمت‌های نفت فرار کنند. او در نهایت این طور نتیجه‌گیری کرده است که اثر انتقال قیمت‌های نفت بر رشد اقتصادی برای اقتصادهای کوچک آزاد[2] بر خلاف اقتصادهای بزرگ مثل آمریکا نقش بحرانی داشته است. رودریگز و سانچز[3] (۲۰۰۵) به صورت تجربی آثار شوک‌های قیمت نفت بر فعالیت‌های اقتصادی را برای هفت کشور عضو OECD[4]، نروژ و اتحادیه اروپا به صورت کلی با استفاده از تحلیل VAR[5] چندمتغیره، هم برای مدل‌های متقارن و هم نامتقارن مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیده‌اند که در مورد کشورهای وارد کننده‌ی نفت، اثر افزایش قیمت نفت در کوتاه مدت منفی است (غیراز ژاپن که این اثر مثبت است) و شوک‌های نفتی سبب افزایش تورم و نرخ بهره‌ی بلندمدت در تمام کشورها به جز آلمان می‌شود.کواندو و گراسیا (۲۰۰۵)، به مطالعه‌ی اثر شوک‌های نفتی بر فعالیت‌های اقتصادی و شاخص قیمت مصرف کننده برای شش کشور آسیایی ژاپن، سنگاپور، کره‌ی جنوبی، مالزی، تایلند و فیلیپین طی دوره‌ی 1975Q1:2002Q2 پرداخته‌اند. آن‌ها دریافته‌اند که شوک‌های نفتی هم بر روی فعالیت‌های اقتصادی و هم بر روی شاخص‌های قیمت مصرف کننده آثار چشم‌گیر و نامتقارنی دارند. هم چنین آن‌ها نتیجه‌گیری کرده‌اند که هنگامی که شوک‌های پولی نفت براساس پول رایج هر کشور مورد بررسی قرار بگیرد، این آثار شدیدتر خواهد بود. الومولا و آدجومو[6] (۲۰۰۶)، اثرات شوک‌های قیمت نفت بر تولید، تورم، نرخ ارز واقعی و عرضه‌ی پول را برای داده‌های فصلی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ برای کشور نیجریه مورد بررسی قرار داده‌اند. با استفاده از متدولوژی VAR بر خلاف نتایج کسب شده از دیگر کشورها به این نتیجه رسیده‌اند که شوک‌های قیمت نفت اثری بر تولید و تورم در نیجریه نداشته، اما بر نرخ ارز واقعی شدیدا تأثیرگذار است. آن‌ها در نهایت بیان کرده‌اند که شوک‌های قیمت نفت از طریق تغییر در نرخ ارز واقعی و عرضه‌ی پول بر نوسانات GDP

1- Trade Matrix
2- Small Open Economies
3- Rodriguez and Sanchez
4- Organization for Economic Cooperation and Development
5-Vector Autoregression
6- Olomola and Adejumo

اثر می‌گذارند. ژانگ (۲۰۰۸)، به ارزیابی رابطه‌ی بین شوک قیمت نفت و رشد اقتصادی بر اساس مطالعات پیشین همیلتون طی دوره‌ی 1957Q1:2006Q4 برای کشور ژاپن پرداخته و او نتیجه گرفته است که تغییرات قیمت نفت و فعالیت‌های اقتصاد کلان در ژاپن غیرخطی بوده و با توجه به این که شوک‌های منفی قیمت نفت نسبت به شوک‌های مثبت اثرات بزرگ‌تری بر رشد گذاشته‌اند، این اثرات نامتقارن است. مهرآرا[1] (۲۰۰۸)، به بررسی ارتباط نامتقارنی بین درآمدهای نفتی و رشد محصول در کشورهای صادرکننده نفت پرداخته و نتیجه گرفته است که رشد محصول تحت تأثیر اثرات مخرب شوک منفی قیمت نفت قرار می‌گیرد، ولی افزایش قیمت‌های نفت یا شوک‌های مثبت قیمت نفت نقش محدودتری در رشد اقتصادی این کشورها داشته‌اند. فرزانگان و مارکواردت[2] (۲۰۰۹)، اثر شوک‌های نفتی بر اقتصاد ایران را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. آن‌ها ارتباط پویایی بین شوک‌های قیمتی نفت و متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان را با استفاده از VAR برای دوره‌ی زمانی 1989Q1:2006Q3 تحلیل کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که شوک‌های مثبت قیمت نفت سبب افزایش نرخ ارز مؤثر واقعی، کاهش قیمت کالاهای واردات و افزایش قیمت کالاهای صادرات می‌شود. ولی شوک‌های منفی قیمت نفت، نرخ ارز مؤثر واقعی را کاهش داده و سبب افزایش قیمت کالاهای وارداتی شده و سطح محصول واقعی که به واردات نفت‌خام و فلزات وابسته است را به شدت کاهش می‌دهد. بنابراین اثرات تورمی ناشی از شوک‌های منفی بسیار زیاد است. رفیک و همکاران[3] (۲۰۰۹)، اثر فراریت قیمت نفت بر شاخص‌های کلیدی اقتصاد کلان تایلند را طی دوره‌ی 1993Q1:2006Q4 با استفاده از سیستم VAR مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج تجربی حاصل از آزمون علیت گرنجر یک علیت یک طرفه از سمت فراریت قیمت نفت به سمت سرمایه گذاری، نرخ بیکاری، نرخ بهره و تراز تجاری برای کل دادها را نشان داده است. علاوه بر این آزمون‌های توابع پاسخ ضربه‌ای و تجزیه واریانس نشان می‌دهد که فراریت قیمت نفت اثر معناداری بر شاخص‌های اقتصاد کلان مثل بیکاری و سرمایه‌گذاری داشته است. سانچز[4] (۲۰۱۱) به اثر تغییرات قیمت نفت بر GDP

1- Mehrara
2- Farzanegan and Markwardt
3- Rafik et al
4- Sanchez

کشورهای بنگلادش، السالوادر، کنیا، نیکاراگوئه، تانزانیا و تایلند با استفاده از داده‌های سالیانه‌ی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۸ و مدل تعادل عمومی قابل محاسبه‌ی پویا[1] پرداخته و نشان داده که اثر تغییرات قیمت نفت بر GDP منفی است. محمد[2] (۲۰۱۰) اثر فراریت قیمت نفت بر درآمد خارجی با استفاده از، مدل تصحیح خطای برداری [3] طی دوره‌ی ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۸ برای کشور پاکستان را بررسی کرده است. نتایج نشان داد که هم‌بستگی معناداری بین درآمدهای حاصل از صادرات و تعدادی از متغیرهای اقتصاد کلان مانند رشد اقتصادی، استاندارهای زندگی، توازن تجاری، فراریت قیمت نفت و حجم نقدینگی وجود دارد. سیدا انام حسن و خالد زمان[4] (۲۰۱۲)، اثر شوک‌های قیمت نفت را بر تراز خارجی با استفاده از روابط هم‌انباشتگی برای کشور پاکستان مورد بررسی قرار داده‌اند. نتیجه نشان می‌دهد که یک رابطه‌ی منفی و معناداری در میان قیمت نفت، نرخ ارز و تراز تجاری در پاکستان وجود دارد. لونت آیدین و مصطفی اسر[5] (۲۰۱۱)، در کشور ترکیه با استفاده از مدل‌سازی تعادلی عمومی پویا[6] به بررسی اثرات اقتصادی شوک‌های قیمت نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان، از جمله تولید ناخالص داخلی، تورم قیمت مصرف‌کننده، درآمدهای مالیاتی غیرمستقیم، تراز تجاری، و انتشار کربن پرداخته‌اند. نتایج شبیه‌سازی نشان می‌دهد که قیمت نفت، اثرات بسیار قابل توجهی در شاخص‌های کلان و انتشار کربن در اقتصاد ترکیه دارد. در میان کشورهای اروپایی می‌توان به مطالعه‌ی اثر شوک‌های قیمت نفت بر پارامترهای رشد اقتصادی و تورم به طور همزمان با استفاده از رگرسیون چند متغیره[7] توسط آناگومز و همکاران[8] (۲۰۱۱) برای کشور اسپانیا اشاره کرد. مدارک و شواهد از اثر کاهش شوک‌های قیمت نفت در رشد تولید ناخالص داخلی و تورم از دهه‌ی ۱۹۷۰ تا اواسط دهه‌ی ۱۹۸۰ یافت می‌شود. برجسته‌ترین نتیجه این است که شوک‌های قیمت نفت حداقل برخی از تورم اخیر را

1- Dynamic Computable General Equilibrium Model.
2- Mohammad
3- Vector Error Correction Model
4- Syeda Anam Hassan and Khalid Zaman
5- Levent Aydın and Mustafa Acar
6- Dynamic Computable General Equilibrium Model
7- Multivariate Regression
8- Ana Gomez-Loscos et al

توضیح می‌دهند. اسچابرت وتورونسکی[1] (۲۰۱۱)، به بررسی اثر قیمت‌های نفت بر رشد اقتصادی و رفاه در کشورهای درحال توسعه (OECD) با استفاده از مدل رشد درون‌زا برای داده‌های سال‌های ۱۹۷۲ تا ۲۰۰۱ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت اثرات نامطلوب بررشد اقتصاد در بلندمدت دارد. خالد وصلاح[2] (۲۰۱۳)، به بررسی غیر خطی بودن پویایی‌های قیمت نفت در هفت کشور آسیایی (اندونزی، ژاپن، مالزی، کره‌ی جنوبی، فیلیپین، سنگاپور، تایلند) در طی دوره‌ی زمانی ۱۹۷۳:۲تا ۲۰۱۱:۲ با استفاده از مدل‌های غیر خطی، انتقال نمایی هموار خودرگرسیو (ESTAR)[3] پرداخته‌اند. نتایج حکایت از شواهد قابل توجهی غیرخطی از نوع انتقال نمایی هموار خودرگرسیو در تمام کشورها دارد. تاهی ویونگوچانگ[4] (۲۰۱۳)، در این مطالعه با تمرکز بر تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر ترازهای تجاری، نفت و اجزای غیرنفتی در دوره‌ی ژانویه ۱۹۹۹ تا نوامبر ۲۰۱۱. برای سه اقتصاد شرق آسیا، یعنی، مالزی، سنگاپور و ژاپن پرداخته است. مدل‌سازی این مقاله بر اساس روابط هم‌انباشتگی جهت براورد رابطه‌ی بلندمدت بین قیمت نفت و تراز تجازی و هم‌چنین بررسی رابطه‌ی کوتاه‌مدت استوار است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که در هرسه کشور روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک‌های قیمت نفت بر تراز تجاری برقرار است.

این پژوهش به صورت زیر سازماندهی شده است. در بخش دوم به توضیح کانال‌های انتقال که به واسطه‌ی آن‌ها شوک‌های قیمت نفت بر فعالیت‌های اقتصادی تأثیر می‌گذارند پرداخته می‌شود. سپس در قسمت بعد به معرفی داده‌ها و متدولوژی به کار گرفته شده در مقاله پرداخته می‌شود. بخش چهارم به بررسی ارتباط بلندمدت بین قیمت نفت و متغیر GDP برای هفت کشور شرق و جنوب شرقی آسیا اختصاص داده شده است. در نهایت در بخش پنجم نتیجه‌گیری آمده است.

1- Schubert and Turnovsky
2- Khalid and Salah
3- Exponential Smooth Transition Autoregression
4- Thai and Youngho Chang

۲- کانال‌های انتقال

به طور کلی اثرپذیری متغیرهای کلان اقتصادی از تغییرات قیمت نفت از طریق شش کانال انتقال قابل توضیح است. این کانال‌ها عبارتند از:

- ***اثر کلاسیک طرف عرضه:*** با افزایش قیمت نفت به عنوان شوک مثبت سمت عرضه برای کشورهای وارد کننده‌ی نفت، با توجه به این که یک نهاده‌ی مهم در تابع تولید است، هزینه‌های نهایی تولید را افزایش می‌دهد و منجر به کاهش تولید می‌شود، لذا بهره‌وری، دستمزد واقعی، نرخ بیکاری و تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد. (براون و یوسل[1]، ۲۰۰۲)؛ تانگ و همکاران[2]، ۲۰۱۰)

- ***اثر انتقال ثروت***[3]: افزایش قیمت نفت انتقال ثروت از کشورهای وارد کننده به صادر کننده‌ی نفت را به دنبال دارد. در نتیجه قدرت خرید بنگاه‌های اقتصادی و خانوارها را کاهش می‌دهد. (لاردیک و میگنون[4]، ۲۰۰۶ و۲۰۰۸)؛ تانگ و همکاران، ۲۰۱۰)

- ***اثر تورم:*** از آن‌جایی که نفت یک ماده‌ی اولیه برای تولید است، افزایش قیمت آن سبب کاهش به‌کارگیری آن در فرایند تولید در کوتاه مدت می‌شود و در نتیجه سطح تولید به ازای هر مقدار اشتغال نیروی کار کاهش پیدا می‌کند و تقاضای نیروی کار را پایین می‌آورد، پس در سطوح اولیه‌ی قیمت‌ها سطح تولید یا عرضه‌ی کل حقیقی کاهش یافته و با پیدایش اضافه‌ی تقاضا در بازار کالا قیمت‌ها افزایش می‌یابد. (براون و یوسل، ۲۰۰۲؛ لاردیک و میگنون، ۲۰۰۶ و۲۰۰۸؛ تانگ و همکاران، ۲۰۱۰)

- ***اثر تعادل واقعی***[5]: افزایش در قیمت نفت از طریق سیاست‌های پولی منجر به افزایش تقاضای پول واقعی می‌شود و با انتقال تابع تقاضای پول نرخ بهره افزایش می‌یابد، تورم زیاد شده و رشد تولید کاهش می‌یابد. (براون و یوسل، ۲۰۰۲؛ لاردیک و میگنون، ۲۰۰۶ و ۲۰۰۸؛ تانگ و همکاران، ۲۰۱۰)

1- Brown and Yucel
2- Tang et al
3- Wealth Transfer
4- Lardic and Mignon
5- Real Balance

- ***اثر تعدیل هزینه‌ها***[1]: این هزینه‌ها یک پاسخ نامتقارن نسبت به تغییرات قیمت نفت را نشان می‌دهند. در حقیقت با افزایش قیمت نفت فعالیت‌های اقتصادی به تأخیر می‌افتند و به دلیل وجود رابطه‌ی مثبت بین مصرف و در آمد قابل تصرف، مصرف کاهش می‌یابد. هم‌چنین به دلیل افزایش هزینه‌های بنگاه‌ها و قیمت سهام آن‌ها سرمایه‌گذاری نیز کاهش می‌یابد. از سوی دیگر بدیهی است که با کاهش قیمت نفت فعالیت‌های اقتصادی تحریک می‌شوند، ولی از آن‌جایی که هم اثرات مثبت و هم منفی بر فعالیت‌های اقتصادی دارد، در نهایت تعادل ایجاد می‌شود. لازم به ذکر است که منشا این هزینه‌ها مشکلات ناشی از عدم هماهنگی بین بنگاه‌ها و یا نسبت انرژی- به- تولیدی[2] است که در موجودی سرمایه لحاظ شده است. (تانگ و همکاران، ۲۰۱۰)

- ***اثرات غیرمنتظره***[3]: که ناشی از عدم قطعیتی است که در قیمت‌های نفت و اثراتش وجود دارد و البته از طریق کانال‌های انتقال پیشین قابل توضیح نیست. (تانگ و همکاران (۲۰۱۰))

۳- داده‌ها و روش شناسی

در این مقاله، هدف، بررسی وجود هم‌انباشتگی نامتقارن بین قیمت‌های نفتی و GDP به عنوان شاخصی برای فعالیت‌های اقتصادی برای هفت کشور شرق و جنوب شرق آسیا می‌باشد. داده‌های به کار رفته در این مقاله سری‌های GDP و قیمت نفت‌خام جهانی[4] به صورت فصلی می‌باشد که به ترتیب از پایگاه IFS و EIA[5] گردآوری شده‌اند. نام کشورها به همراه دوره‌ی زمانی مورد مطالعه‌ی هر یک در جدول (۱) آمده است.

1- Adjustment Costs
2- Energy-to-Output
3- Unexpected
۴- سری ماهانه‌ی نفت جهانی با استفاده از میانگین وزنی بر مبنای تولید نفت جهانی به سری فصلی تبدیل شده و با استفاده از سری CPI تعدیل شده و شکل لگاریتمی آن استفاده شده است.
5- http://tonto.eia.doe.gov/dnav/pet/pet_pri_wco_k_w.htm

جدول ۱- کشورها و بازه ی زمانی به‌کار رفته در تحقیق

کشور	حروف اختصاری	دوره‌ی مطالعه
هنگ کنگ	HKG	1981Q1:2008Q4
اندونزی	IND	1990Q1:2008Q4
ژاپن	JPN	1975Q1:2008Q4
کره جنوبی	KOR	1975Q1:2008Q4
مالزی	MLS	1991Q1:2008Q4
فیلیپین	PHP	1981Q1:2008Q4
تایلند	THL	1993Q1:2008Q4

محاسبات تحقیق

برخی از متغیرهای اقتصادی از یک روند ثابت برخوردار نیستند و لذا اثر افزایشی و کاهشی آن‌ها در اقتصاد یکسان نیست. به منظور بررسی این نامتقارنی شوردرت[1] (۲۰۰۴)، سری زمانی X_t را به دو سری مجموع جزئی مثبت (X_t^+) و منفی (X_t^-) به صورت معادله‌ی (۱) و (۲) تجزیه کرد.

$$X_t^+ = \sum_{i=0}^{t-1} 1\{\Delta X_{t-i} \geq 0\}\Delta X_{t-i} \quad (۱)$$

$$X_t^- = \sum_{i=0}^{t-1} 1\{\Delta X_{t-i} < 0\}\Delta X_{t-i} \quad (۲)$$

که $1\{0\}$ تابع شاخصی است که با محقق شدن شرایط داخل پرانتز مقدار یک و درغیر این صورت مقدار صفر را به خود می‌گیرد. اگر دو سری X_{1t} و X_{2t} ناایستا باشند آن‌گاه آن‌ها را به طور نامتقارن هم‌انباشته گویند، اگر که برداری چون $\beta' = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3)$ با شرایط $c \neq \beta_1 \text{or } \beta_2 \neq \beta_3 \text{ (and } \beta_0 \text{or } \beta_1 \neq 0 \text{ and } \beta_2 \text{or } \beta_3 \neq 0)$ وجود داشته باشد به طوری که معادله‌ی (۳) ایستا شود.

$$z_t = \beta_0 X_{1t}^+ + \beta_1 X_{1t}^- + \beta_2 X_{2t}^+ + \beta_3 X_{2t}^- \quad (۳)$$

قابل توجه است که z_t همان خطای تعادل[2] در تئوری هم‌انباشتگی کلاسیک است.

1- Schorderet
2- Equilibrium Error

حال اگر از ایده‌ای که گرنجر و یون[1] (۲۰۰۲) در مقاله‌شان بیان کردند استفاده شود، می‌توان شکل‌های گوناگونی از مدل‌ها را ایجاد کرد. بدون این که از کلیت مسأله کاست می‌توان تنها یک جزء[2] هر سری از خطای تعادل را به‌صورت معادله‌ی (۴) نظر گرفت.

$$y_{0s}<W^{*}_{0s},\beta^{*}W^{*}_{1s}\ NQ\ y_{1s}<W_{0s},\beta' W_{1s} \qquad (۴)$$

باید توجه کرد که به علت غیرخطی بودن خطای تعادل، OLS برای داده‌های متناهی[3] تورش‌دار است. به منظور برطرف کردن این مشکل، با تعریف $z_{jt}\ (j = 1,2)$ به عنوان خروجی بعضی خطاهای پایه[4] که آن‌ها را با $\varepsilon_{jt}\ (j = 1,2)$ نشان می‌دهیم، معادله‌ی ۵).

$$z_{1t} = \begin{cases} max[-\beta^{+}\Delta X^{+}_{2t}\ ;\ \varepsilon_{1t}]\ for\ t = 1, \\ max[X^{+}_{1t-1} - \beta^{+}X^{+}_{2t}\ ;\ \varepsilon_{1t}]\ for\ t = 2, \dots, T \end{cases} \qquad (۵)$$

و با در نظر گرفتن معادله‌ی ۶).

$$\Delta X^{-}_{1t}=\begin{cases} \min[0;\beta^{+}\Delta X^{+}_{2t}+\varepsilon_{1t}]\ \text{for } t=1, \\ \min[0;\beta^{+}X^{+}_{2t}-X^{+}_{1t-1}+\varepsilon_{1t}]\ \text{for } t=2,\dots,T \end{cases} \qquad (۶)$$

تحت سه فرض معادله‌ی ۷).

$$(a)\{\varepsilon_{1t}\}\sim iid\ N(0;\sigma^{2}_{\varepsilon});\ (b)\{\Delta x_{2t}\}\sim iid(\delta;\sigma^{2}_{\Delta x_2}); \qquad (۷)$$
$$(c)E(\varepsilon_{1t}\Delta x_{2s})=0\ \text{for all t and s}$$

معادله‌ی ۸) به‌دست می‌آید.

$$\Delta X^{-}_{1t} = \varepsilon_{1t} - z_{1t} \qquad (۸)$$

در نهایت با قرار دادن معادله‌ی (۴) در معادله ی (۸) معادله‌ی (۹) به‌دست می‌آید

$$\varepsilon_{1t}=X^{-}_{1t}+\Delta X^{+}_{1t}-\beta^{-}X^{-}_{2t}\ OR\ \varepsilon_{2t}=X^{+}_{1t}+\Delta X^{-}_{1t}-\beta^{+}X^{+}_{2t} \qquad (۹)$$

وست[5] (۱۹۸۸)، ثابت کرده است که تخمین OLS[6] رابطه‌ی ۹ به طور مجانبی نرمال می‌باشد و مشکل تورش از بین رفته است. با تخمین رابطه‌ی ۹) و بررسی آزمون

1- Granger and Yoon
2- Component
3- Finite
4- Some Underlying Disturbance
5- West
6- Ordinary Least Squares

ریشه‌ی واحد برای ε_{1t} و ε_{2t} فرضیه‌ی صفر عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل هم‌انباشتگی نامتقارن مورد آزمون قرار می‌گیرد.

۴- یافته های تحقیق

آزمون ریشه‌ی واحد

در شرایطی که متغیرهای به کار رفته در یک رگرسیون از مرتبه‌ی ساکن‌پذیری یکسانی نباشند، رگرسیون حاصله را کاذب می‌گویند. به منظور جلوگیری از چنین رگرسیونی نیاز است تا سری‌های مورد استفاده از لحاظ ساکن‌پذیری بررسی شوند. بدین منظور از آزمون دکی فولرتعمیم یافته (ADF)[1]، فیلیپس پرون[2] و KPSS[3] استفاده می‌شود. همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود تمامی آماره‌ها حاکی از آن است که سری‌های موجود ساکن‌پذیر از مرتبه یک I(1) هستند.

آزمون هم‌انباشتگی استاندارد

به منظور بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین قیمت‌های نفت و GDP با رگرس کردن متغیر GDP بر روی قیمت نفت، ساکن‌پذیری سری مانده‌ها[4] مورد بررسی قرار می‌گیرد. در صورت قبول فرضیه‌ی ساکن‌پذیری، هم‌انباشتگی استاندارد تأیید می‌شود. بدین لحاظ در این جا از چهار آزمون دکی فولرتعمیم یافته (ADF)، KPSS, PP و جوهانسن استفاده شده است که نتایج در جدول ۳ خلاصه شده است. آماره‌ی به کار رفته شده در آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن، trace بوده و برای تعیین تأخیر بهینه‌ی آن از معیار شوارتز استفاده شده است.

با توجه به آماره‌های آزمون‌های فوق برای سه کشور هنگ‌کنگ، کره و فیلیپین به طور قطع می‌توان گفت که در همه سطوح معنی‌داری فرضیه‌ی هم انباشتگی بین متغیرها رد می‌شود و لذا رابطه‌ی بلندمدت مشاهده نمی‌شود. البته کشور اندونزی نیز به غیر از آماره‌ی ADF در سطح ۵٪ وجود رابطه‌ی بلندمدت را رد می‌کند. برای دو کشور

1- Augmented Dicky Fuller
2- Phillips-Perron
3- Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin
4- Residual

ژاپن و مالزی سه تست ADF، PP و KPSS نشان از رد فرضیه‌ی هم‌انباشتگی دارند، اما تست جوهانسن این فرضیه را در سطح ۱٪ تأیید می‌کند. برای کشور تایلند سه تست PP و KPSS و جوهانسن رابطه‌ی بلندمدت را تأیید می‌کنند، به عبارتی به نظر می‌رسد که هم‌انباشتگی استاندارد بین قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی وجود دارد.

جدول ۲- نتایج آزمون ساکن پذیری متغیرهای تحقیق

Series	Series in logarithms			Series in first differences		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
نفت جهانی	-2.36^{β}	-2.06^{β}	$0.20^{\beta**}$	$-7.88^{\beta***}$	$-7.80^{\beta***}$	0.06^{β}
تولیدناخالص داخلی هنگ گنگ	-1.44^{β}	-2.96^{β}	$0.25^{\beta***}$	$-5.11^{\beta***}$	$-14.04^{\beta***}$	0.09^{β}
تولیدناخالص داخلی اندونزی	-0.82^{β}	-0.71^{β}	$0.26^{\beta***}$	$-9.46^{\beta***}$	$-9.46^{\beta***}$	0.05^{β}
تولیدناخالص داخلی ژاپن	0.13^{β}	0.08^{β}	$0.35^{\beta***}$	$-3.63^{\beta**}$	$-13.03^{\beta***}$	0.09^{β}
تولیدناخالص داخلی کره جنوبی	-0.98^{β}	-2.06^{α}	$0.30^{\beta***}$	-1.72^{*}	$-44.44^{\beta***}$	0.05^{β}
تولیدناخالص داخلی مالزی	-2.61^{β}	-1.46^{α}	$1.11^{\alpha***}$	$-3.41^{\alpha**}$	$-15.29^{\beta***}$	$0.49^{\alpha**}$
تولیدناخالص داخلی فیلیپین	-2.95^{β}	-0.39^{α}	$0.27^{\beta***}$	$-3.19^{\beta*}$	$-42.12^{\beta***}$	0.05^{β}
تولیدناخالص داخلی تایلند	-2.34^{β}	-2.18^{β}	$0.84^{\alpha***}$	-2.42^{**}	$-8.37^{\beta***}$	$0.39^{\alpha*}$

منبع: یافته های تحقیق

جدول ۳- نتایج آزمون هم‌انباشتگی استاندارد

	ADF	PP	KPSS	Johansen
هنگ کنگ	-2.13^{β}	-0.35^{α}	$1.10^{\beta***}$	13.78^{α}
اندونزی	$-3.56^{\beta**}$	-3.09^{β}	$0.83^{\alpha***}$	22.10^{β}
ژاپن	0.20^{β}	0.19^{β}	$0.35^{\beta***}$	$21.43^{\alpha***}$
کره جنوبی	-1.86^{β}	-1.93^{α}	$0.21^{\beta***}$	7.40^{α}
مالزی	-2.58^{β}	-2.39^{β}	$0.25^{\beta***}$	$20.86^{\alpha***}$
فیلیپین	-2.56^{β}	-0.61^{α}	$0.28^{\beta***}$	8.15^{α}
تایلند	-2.77^{β}	$-3.70^{\beta**}$	0.08^{β}	$28.28^{\alpha***}$

منبع: یافته های تحقیق

با توجه به نتایج به‌دست آمده در بالا و با توجه به این که مفهوم هم‌انباشتگی محدودکننده [1] است، لازم است به بررسی هم‌انباشتگی نامتقارن بپردازیم.

آزمون هم انباشتگی نامتقارن

روشن است که رابطه‌ی برگشت‌پذیری کامل بین قیمت نفت‌خام و تولید ناخالص ملی زمانی وجود دارد که افزایش در قیمت نفت منجر به کاهش تولید ناخالص ملی واقعی (برای کشور واردکننده‌ی نفت) و کاهش در قیمت نفت هم به همان اندازه سبب افزایش در تولید ناخالص ملی واقعی شود، بنابراین اگر افزایش در قیمت نفت، فعالیت‌های اقتصادی را مختل می‌کند، کاهش در آن می‌باید موجب رونق فعالیت‌های اقتصادی شود. بدین منظور با استفاده از معادلات کمکی (۴) معادلات ۱۰ و ۱۱) را تخمین می‌زنیم.

$$GDP_t^- + \Delta GDP_t^+ = \alpha^- + \beta^- OIL_t^- + \varepsilon_{1t} \qquad (۱۰)$$

$$GDP_t^+ + \Delta GDP_t^- = \alpha^+ + \beta^+ OIL_t^+ + \varepsilon_{2t} \qquad (۱۱)$$

قابل ذکر است با توجه به این که از شکل لگاریتمی سری‌ها در روابط فوق استفاده شده است، β^+ و β^- به ترتیب بیانگر کشش‌های افزایشی و کاهشی تولید ناخالص‌داخلی نسبت به قیمت نفت هستند. به طور کلی اگر این ضرایب مقادیر متفاوتی را به خود بگیرند نشان دهنده‌ی این است که اثرات تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت نامتقارن می‌باشد.

ایستایی خطاهای ε_{1t} وε_{2t} به‌دست آمده از بالا مورد بررسی قرار گرفته است که نتایج در جدول ۴ و ۵ آمده است. در ابتدا نتایج بررسی تست هم‌انباشتگی را روی ε_{1t} در نظر می‌گیریم. تست‌های ADF و PP و KPSS برای تمامی کشورها هم انباشتگی بین قیمت نفت و GDP را به جز اندونزی و ژاپن و هنک کنگ تأیید می‌کنند، ولی تست جوهانسن فقط هم‌انباشتگی در کشور کره را نشان می‌دهد. بنابر چهار تست فوق رابطه‌ی بلندمدت پایداری بین دو متغیر در کشور کره مشاهده می‌شود، بنابراین این کشور به وضوح دارای هم‌انباشتگی نامتقارن است. برای کشورهای دیگر نتایج وابسته به نوع تست است. سه تست برای کشورهای مالزی، فیلیپین و تایلند هم انباشتگی را تأیید کرده‌اند. اما برای سه کشور اندونزی و ژاپن و هنگ‌کنگ شواهدی دال بر هم‌انباشتگی

1- Restrictive

وجود ندارد. حال تست هم‌انباشتگی را روی ε_{2t} بررسی می‌کنیم. از چهار تست نتیجه شده است که در کشور تایلند قیمت نفت و GDP هم انباشته هستند، اما هم‌انباشتگی برای کشورهای ژاپن و کره و فیلیپین و هنگ‌کنگ وجود نداشته است.

جدول ۴- آزمون هم انباشتگی نامتقارن ε_{1t}

$Neg(\varepsilon_{1t})$	ADF	PP	KPSS	Johansen
IND	-2.01^{β}	-2.56^{β}	$0.27^{\beta***}$	8.51^{α}
JPN	0.23^{β}	-2.22^{β}	$0.34^{\beta***}$	5.92^{α}
KOR	$-3.33^{\beta*}$	$-3.79^{\alpha***}$	0.22^{α}	$29.91^{\alpha***}$
MLS	-2.68^{***}	$-5.71^{\beta***}$	0.13^{α}	6.73^{α}
PHP	-1.69^{*}	$-6.07^{\beta***}$	0.29^{α}	12.98^{α}
THL	-1.83^{*}	$-5.51^{\beta***}$	0.11^{β}	7.85^{α}
HKG	-1.85^{β}	-1.85^{β}	$0.28^{\alpha***}$	6.40^{α}

جدول ۵- آزمون هم انباشتگی نامتقارن ε_{2t}

$Pos(\varepsilon_{2t})$	ADF	PP	KPSS	Johansen
IND	-0.20^{β}	-0.47^{β}	0.316^{α}	$22.39^{\alpha***}$
JPN	-0.42^{β}	-0.42^{β}	$0.34^{\beta***}$	25.10^{β}
KOR	-0.12^{β}	-1.22^{β}	$0.34^{\beta***}$	15.11^{α}
MLS	-1.79^{β}	-2.29^{*}	0.29^{α}	$17.51^{\alpha**}$
PHP	-2.02^{β}	-3.0^{β}	$0.25^{\beta***}$	7.16^{α}
THL	$-3.96^{\alpha***}$	$-4.52^{\beta***}$	0.08^{β}	$37.49^{\beta***}$
HKG	-2.14^{β}	-2.01^{β}	$0.30^{\beta***}$	7.16^{α}

منبع: یافته های تحقیق

با کنار گذاشتن تست‌های ADF و PP نتایج نشان از هم‌انباشتگی نامتقارن به‌ویژه برای وقتی که افزایشی در قیمت نفت رخ داده است، برای کشورهای مالزی و اندونزی دارد. جدول ۶ و ۷ تخمین بلندمدت روابط (۱۰) و (۱۱) را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود آماره‌ی t ضرایب در سطح ۵٪ همگی معنی‌دار بوده‌اند و R^2 تعدیل یافته‌ی آن‌ها بالاست.

جدول ۶- تخمین رابطه‌ی بلند مدت کاهش قیمت نفت (رابطه‌ی ۱۰)

کاهش قیمت نفت	اندونزی	ژاپن	کره جنوبی	مالزی	فیلیپین	تایلند	هنگ‌کنگ
α^-	0.20 (7.93)	0.03 (6.68)	-1.37 (-16.41)	0.05 (5.62)	0.22 (5.88)	0.06 (5.27)	0.50 (4.75)
β^-	0.19 (21.90)	0.05 (35.18)	1.00 (48.13)	0.32 (54.45)	0.62 (69.26)	0.31 (35.98)	-0.91 (-31.75)
Adj R-squared	0.86	0.90	0.94	0.97	0.97	0.95	0.90

منبع: یافته های تحقیق

جدول ۷- تخمین رابطه‌ی بلند مدت افزایش قیمت نفت (رابطه‌ی ۱۱)

افزایش قیمت نفت	اندونزی	ژاپن	کره‌ی جنوبی	مالزی	فیلیپین	تایلند	هنگ کنگ
α^+	0.070 (2.18)	0.15 (9.74)	2.53 (17.44)	0.34 (12.88)	0.54 (13.61)	0.144 (12.52)	-1.12 (-17.48)
β^+	0.38 (25.58)	0.14 (33.05)	1.51 (33.50)	0.49 (36.18)	0.97 (59.13)	0.32 (51.36)	-0.78 (-31.02)
Adj R-squared	0.89	0.89	0.89	0.94	0.96	0.97	0.89

منبع: یافته های تحقیق

همان‌طور که گفته شد چون ضرایب به‌دست آمده برای کشورهای اندونزی، مالزی، ژاپن، کره، فیلیپین و هنگ‌کنگ متفاوت است، هم‌انباشتگی نامتقارن برای این کشورها تأیید می‌شود، اما ضرایب β^+ و β^- برای کشور تایلند یکسان است که با نتایج حاصل از تست هم انباشتگی استاندارد مبنی بر متقارن بودن رابطه‌ی هم‌انباشتگی نیز مطابقت دارد. از آن‌جایی که برای تمامی کشورها به جز تایلند ضریب β^+ از β^- بیش‌تر است، نتیجه می‌گیریم که افزایش قیمت نفت نسبت به کاهش آن بر تولید ناخالص‌داخلی اثر بیش‌تری داشته است.

با این که دو کشور اندونزی و مالزی بر خلاف دیگر کشورهای مورد مطالعه تولید کننده‌ی نفت هستند، رفتارشان در قبال تغییرات قیمت نفت مثل یک کشور مصرف کننده بوده است. این موضوع نتیجه‌ای را که مقاله‌ی ابی‌سینگه (۲۰۰۱) برای کشورهای اندونزی و مالزی به‌دست آورده بود تأیید می‌کند.

شایان ذکر است که ضرایب β^+ و β^- برای کشور هنگ‌کنگ منفی هستند. این بدین معنی است که برخلاف دیگر کشورهای مورد مطالعه شوک‌های منفی قیمت نفت

سبب رونق فعالیت‌های اقتصادی و شوک‌های مثبت قیمت نفت سبب کاهش فعالیت‌های اقتصادی می‌شود.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مقاله به بررسی ارتباط بین شوک‌های قیمت نفت و رشد اقتصادی برای هشت کشور شرق و جنوب شرق آسیا پرداخته شده است. به دلیل محدودیت ساختاری هم‌انباشتگی استاندارد از تست‌های هم‌انباشتگی نامتقارن استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که اثر مثبت افزایش قیمت نفت بر رشد اقتصادی این کشورها به جز تایلند بیش‌تر از اثر منفی کاهش قیمت نفت بر رشد اقتصادی می‌باشد. به عبارتی با افزایش قیمت نفت تولید ناخالص‌داخلی کاهش یافته، ولی با کاهش آن تولید ناخالص داخلی افزایش چشم‌گیری پیدا نکرده است. به بیان دیگر یک ارتباط نامتقارن برای این کشورها تأیید شده است. نتیجه‌ی دیگری که به‌دست آمده این است که با این که دو کشور مالزی و اندونزی خود دو کشور صادر کننده‌ی نفت هستند، اما رفتارشان در قبال شوک‌های قیمت نفت مشابه کشورهای وارد کننده بوده است.

فهرست منابع

Abeysinghe, T., (2001). Estimation of direct and indirect impact of oil price on growth. *Economic Letters*, 73, 147–153.

Aydın, L., Acar, M. (2011). Economic impact of oil price shocks on the Turkish economy in the coming decades: A dynamic CGE analysis. *Energy Policy* 39, 1722–1731.

Brown, S.P.A., Yucel, M.K., (1999). Oil prices and U.S. aggregate economic activity: a question of neutrality. Federal Reserve Bank of Dallas, *Economic and Financial Review (Second Quarter)*, 16–23.

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

Cunado, J., de Gracia, F.P., (2005). Oil prices, economic activity and inflation: evidence for some Asian countries. *Quarterly Review of Economics and Finance* 45, 65–83.

Farzanegan, M.R., Markwardt, G., (2009). The effects of oil price shocks on the Iranian economy. *Energy Economics*, 31, 134-151.

Granger, C.W.J., Yoon, G., (2002). Hidden cointegration. Working paper, University of California, San Diego, *Department of Economics*.

Gómez-Loscos, A., Montañés A, M., (2011). Dolores Gadea,The impact of oil shocks on the Spanish economy. *Energy Economics* 33(6), 1070–1081.

Hutchison, M.M., (1993). Structural change and the macroeconomic effects of oil shocks: Empirical evidence from the United States and Japan. *Journal of International Money and Finance*, 12, 587–606.

Jimenez-Rodriguez, R., Sanchez, M., (2005). Oil price shocks and real GDP growth: empirical evidence for some OECD countries. *Applied Economics*, 37, 201-228.

Kisswani, K. M., Nusair, S. A., (2013).Non-linearities in the dynamics of oil prices. *Energy Economics* 36, 341–353.

Lee, K., Ni, S. and Ratti, R.A., (1995). Oil shocks and the macroeconomy: the role of price volatility. *Energy Journal*, 16 (4), 39–56.

Lardic, S., Mignon, R., (2006). The impact of oil prices on GDP in European countries: an empirical investigation based on asymmetric cointegration. *Energy Policy*, 34, 3910–3915.

Lardic, S., Mignon, R., (2008). Oil prices and economic activity: An asymmetric cointegration approach. *Energy Economics*, 30, 847–855.

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

Mohammad, S.D., (2010). The impact of oil prices volatility on export earning in Pakistan.*European Journal of Scientific Research* 41 (4), 543–550.

Olomola, P.A., Adejumo, A.V., (2006). Oil price shock and macroeconomic activities in Nigeria. *International Research Journal of Finance and Economics*, 3, 28–34.

Rafiq, S., Salim, R. and Bloch, H., (2009). Impact of crude oil price volatility on economic activities: An empirical investigation in the Thai economy. *Resources Policy*, 34, 121–132.

Syeda, A. Khalid, Z., (2012) . Effect of oil prices on trade balance: New insights into the cointegration relationship from Pakistan. *Economic Modelling* 29, 2125–2143.

Schorderet, Y., (2004). Asymmetric cointegration. Working paper, Department of *Econometrics*, University of Geneva.

Sanchez, M., (2011). Welfare effects of rising oil prices in oil-importing developing Economies. *The Developing Economies* 49 (3), 321–346.

Tang, W., Wu, L., Zhang, Zh., (2010). Oil price shocks and their short- and long-term effects on the Chinese economy. *Energy Economics*, 32, S3–S14.

Thai,H.L., Youngho, C., (2013) .Oil price shocks and trade imbalances.*Energy Economics* 36, 78–96

West, K.D., (1988). Asymptotic normality when regressors have a unit root. *Econometrica*, 56, 1397–1417.

Zhang, D., (2008). Oil shock and economic growth in Japan: A nonlinear approach. *Energy Economics*, 30, 2374–2390.