فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال هشتم، شماره ٤ «پیاپی ۲۸»، زمستان ۱۳۹۳، صفحات ۸۱-٦۳)

تاثیر آستانه‌ای قیمت نفت بر تراز تجاری دو جانبه ایران: مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی

کیومرث شهبازی،* قمری کریمی**

تاریخ دریافت: ۹۳/۰٦/۰۵ تاریخ پذیرش: ۹۳/۱۰/۲۵

چکیده

این مقاله با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی به عنوان یکی از مدل‌های تغییر رژیمی، تاثیر آستانه‌ای قیمت نفت را بر تراز تجاری ایران با ١٤ کشور طرف عمده تجاری طی دوره زمانی ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۰ مورد بررسی قرار داده است. بدین منظور از قیمت نفت به عنوان متغیر انتقال استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه غیر خطی قوی بین متغیرهای مورد مطالعه وجود دارد. مقدار آستانه‌ای متغیر انتقال برابر ۰/٤٤- و پارامتر شیب برابر ۱۲/۹۹ برآورد شده که نشان از سرعت متوسط تعدیل مدل دارد. همچنین لحاظ نمودن تنها یک تابع انتقال با یک حد آستانه‌ای برای برآورد غیر خطی مدل کفایت می‌کند. در رژیم اول قیمت نفت دارای تأثیر مثبت بر تراز تجاری بوده که این تأثیر با عبور از حد آستانه‌ای و در رژیم دوم منفی می‌گردد. نتایج حاکی از این است که در سطوح بالای قیمت نفت، افزایش قیمت نفت بر تراز تجاری دوجانبه ایران تأثیر منفی دارد و بیانگر این است که وابستگی اقتصاد به نفت باید کاهش یابد.

طبقه‌بندی JEL: C32, F31, P33

واژگان کلیدی: تاثیر آستانه‌ای، قیمت نفت، تراز تجاری.

*دانشیار اقتصاد دانشگاه ارومیه (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی: k.shahbazi@urmia.ac.ir

**کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه، پست الکترونیکی: qomrikarimieco91@yahoo.com

Archive of SID

www.SID.ir

١. مقدمه

در طول دهه اخیر سه عامل اصلی دوام عدم تعادل تجاری جهانی، نوسانات زیاد قیمت نفت و نوسانات بالای نرخ ارز، نه تنها ثبات بازارهای مالی بین‌المللی را آشفته کرده‌اند، بلکه نرخ رشد اقتصاد جهان را نیز پایین آورده‌اند. با توجه به این سه اختلال، عدم تعادل‌های خارجی بزرگ ریسک‌های کلان اقتصادی مهمی را مطرح کرده‌اند (وو[1] و همکاران، ٢٠١٣). بنابراین، عوامل مؤثر بر عدم تعادل‌های تجاری یکی از عوامل مورد بحث در مالیه بین‌الملل بوده است.

مطالعات تجربی متعددی تأثیر قیمت نفت بر تراز تجاری را مورد بررسی قرار داده‌اند. برخی از این مطالعات به این نتیجه رسیده‌اند که قیمت نفت بر تراز تجاری تأثیر مثبت دارد، در حالی که مطالعات دیگر نظر متفاوتی داشته و بر این باورند که قیمت نفت بر تراز تجاری تأثیر منفی داشته یا این که هیچ تأثیری بر آن ندارد (حسن و زمان، ٢٠١٢). این تفاوت می‌تواند به دو علت باشد: اولاً، به دلیل بحران‌ها، شوک‌های قیمت نفت، وابستگی درآمد ملی به قیمت نفت و تأثیرپذیری کشورهای صادرکننده و وارد کننده نفت از این تغییرات، محتمل به نظر می‌رسد که رابطه قیمت نفت و تراز تجاری از یک الگوی غیرخطی تبعیت کند. ثانیاً، در طول زمان و در سطوح مختلف قیمت نفت، انتظار بر این است که مقدار ضرایب و نحوه تأثیر آنها دستخوش تغییراتی گردند.

یک راه حل جهت مرتفع نمودن مشکلات فوق، استفاده از مدل رگرسیونی انتقال ملایم پانلی[2] (PSTR) است که توسط فوک و همکاران (٢٠٠٤)، گونزالز و همکاران (٢٠٠٥) و کولیتاز و هورلین (٢٠٠٦) ارایه و توسعه داده شده است. در حقیقت، مدل PSTR می‌تواند رابطه غیرخطی و آستانه‌ای میان متغیرها را با استفاده از تابع انتقال و مشاهدات متغیر آستانه‌ای به شیوه پیوسته مدل‌سازی کند.

بنابراین، هدف از مطالعه حاضر بررسی و الگوسازی رابطه غیرخطی قیمت نفت و تراز تجاری بین ایران با شرکای عمده تجاری با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی است. مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی یکی از برجسته‌ترین متغیرهای تغییر رژیمی بوده و تأثیر آستانه‌ای قیمت نفت بر تراز تجاری با استفاده از آن الگوسازی نشده است. همچنین در این روش فرضیه اثر منفی افزایش قیمت نفت بر تراز تجاری ایران با شرکای عمده تجاری مورد آزمون قرار می‌گیرد.

[1] Wu
[2] Panel Smooth Transition Regression

Archive of SID

www.SID.ir

ساختار ادامه مقاله بدین شرح است: بخش دوم به بیان ادبیات موضوع می‌پردازد، بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق و بخش چهارم به برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته است و بخش پنجم نیز به جمع‌بندی نتایج و ارایه پیشنهادهای اختصاص یافته است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

شوک قیمت نفت ممکن است از طریق کانال‌های تجارت و مالی بر حساب‌های خارجی یک اقتصاد تأثیر بگذارد. انتقال این اثر در کانال تجارت از طریق تغییر در قیمت و مقدار کالاهای قابل مبادله و در کانال مالی از طریق تغییر در وضعیت پورتفوی خارجی و قیمت دارایی‌ها صورت می‌گیرد (لی و چانگ[1]، ۲۰۱۳). تأثیر قیمت نفت بر سطح عمومی قیمت‌ها و مقدار تولید از هر دو طرف عرضه و تقاضا قابل اثبات می‌باشد. از دید طرف عرضه، نفت در اکثر بخش‌های تولیدی و صنایع یکی از عوامل تولید بوده و در هزینه‌های حمل و نقل نیز نقش اساسی دارد. افزایش قیمت نفت از طریق هزینه‌های تولید، مشکلات متعددی نظیر کاهش سطح تولید و افزایش قیمت‌ها را به همراه خواهد داشت. تکانه‌های عمده عرضه در سال‌های دهه‌ی ۱۹۷۰ (افزایش قیمت نفت در ۱۹۷٤-۱۹۷۳ و ۱۹۸۰-۱۹۷۹) روی داد. نخستین تکانه از ناحیه اوپک، سبب کسادی اقتصادی در سال‌های ۱۹۷۵-۱۹۷۳ شد و دومین افزایش قیمت نفت از سوی اوپک بر شدت تورم افزود. اتخاذ سیاست انقباضی شدید پولی برای مبارزه با تورم به رکود اقتصادی عمیق‌تر از کسادی سال‌های ۱۹۷۵-۱۹۷۳ انجامید. با وجود تجربه کشورهای صنعتی، تکانه‌های سمت عرضه در کشورهای صادرکننده نفت که ساختار اقتصادی آنها وابسته به سرمایه‌گذاری‌های دولتی از محل صادرات نفت می‌باشد، می‌تواند اثری کاملاً متفاوت را به همراه داشته باشد. زیرا افزایش قیمت نفت از طریق افزایش توان دولت در سرمایه‌گذاری‌های زیر بنایی قادر است موجبات رشد اقتصادی را فراهم سازد.

از دید تقاضا، شوک‌های نفتی از طریق ایجاد عدم اطمینان نسبت به وضعیت آینده اقتصاد، منجر به تعویق افتادن تصمیمات مصرفی و سرمایه‌گذاری از سوی مردم می‌شود. در یک نگاه کلی‌تر، افزایش قیمت نفت می‌تواند تقاضای جهانی را کاهش دهد، زیرا این افزایش منجر به انتقال

[1] Le and Chang

Archive of SID

www.SID.ir

درآمد و منابع از کشورهای واردکننده نفت به کشورهای صادر کننده نفت گردیده و از آنجا که معمولاً کاهش در تقاضای گروه اول به مراتب بیشتر از افزایش در تقاضای گروه دوم می‌باشد، در کل قدرت خرید و تقاضای کل جهانی کاهش می‌یابد. از سوی دیگر افزایش قیمت نفت می‌تواند بر تراز تجاری کشورهای صادرکننده نفت اثری نامطلوب داشته باشد. زیرا با وجود این که افزایش قیمت نفت منجر به افزایش درآمدهای ارزی از محل صادرات نفت می‌گردد، ولی در مقابل برای کشورهایی که واردکننده‌ی عمده‌ی فرآورده‌های نفتی مانند بنزین و محصولات نیمه‌صنعتی و صنعتی از کشورهای دیگر می‌باشد، افزایش قیمت نفت می‌تواند منجر به افزایش خروج ارز کشور و کسری در تراز تجاری گردد.

افزایش قیمت نفت باعث فشار بر تورم و بالا بردن سطح قیمت در کشورهای طرف تجارت می‌شود. این به نوبه‌ی خود قیمت کالاهای وارداتی را برای هردو کشور واردکننده و صادرکننده نفت افزایش می‌دهد که در این بین مقامات پولی طرف‌های تجاری هم ممکن است برای مقابله با تورم نرخ بهره را افزایش دهند که این هم منجر به کاهش مصرف، سرمایه‌گذاری و رشد در آن کشورها و در نتیجه باعث کاهش تقاضای بسیاری از کالاهای صادراتی برای هر دو اقتصاد صادر کننده و وارد کننده نفت خواهد شد (لی و چانگ، ٢٠١٣). برای یک اقتصاد صادر کننده نفت، با توجه به این که درآمد حاصل از صادرات نفت افزایش می‌یابد، انتظار می‌رود اثر مستقیم افزایش قیمت جهانی نفت مثبت باشد، با این حال اثرات غیر مستقیم منفی است. پس اثر یک افزایش در قیمت نفت برای یک اقتصاد صادرکننده نفت را کسی نمی‌تواند در نگاه اول تشخیص دهد. اثر خالص شوک‌های قیمت نفت بر تراز تجاری اقتصاد صادر کننده نفت به میزان افزایش درآمد حاصل از صادرات نفت در مقایسه با افزایش قیمت واردات بستگی دارد (کورونن و لیدیاوا[1]، ٢٠١٠).

٢-٢. پیشینه مطالعات تجربی

مطالعات زیادی در زمینه تأثیر قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی وجود دارد که از جمله آنها می‌توان به مطالعات زیر اشاره نمود:

اقبالی و همکاران (١٣٨٤) با به کارگیری یک مدل ARDL و استفاده از پنج الگوی مختلف به

[1] Korhonen & Ledyaeva

Archive of SID

www.SID.ir

بررسی اثر بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد اقتصادی پرداختند. در چهار الگو اثر بی‌ثباتی صادرات نفت بر رشد اقتصادی منفی و در یک الگو اثر مثبت و ناچیزی دارد. رئیسی طوسی و موسوی شفایی (١٣٨٤) به این نتیجه رسیدند که افول اقتصاد جهانی ناشی از افزایش قیمت نفت است. به گونه‌ای که اگرچه در ابتدا نرخ رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای واردکننده نفت کاهش می‌یابد ولی در نهایت این کشورهای جهان سوم هستند که از افزایش قیمت نفت رنج می‌برند. زیرا این افزایش قیمت نفت باعث افزایش قیمت کالاهای سرمایه‌ای وارد شده توسط کشورهای صادر کننده نفت می‌شود. مهرآرا و نیکی اسکوئی (١٣٨٥) به بررسی اثرات تکانه‌های نفتی بر اقتصاد چهار کشور ایران، اندونزی، کویت و عربستان سعودی با استفاده از یک مدل خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) پرداختند. نتایج آنها نشان داد که تکانه قیمت نفت مهم‌ترین منبع نوسانات تولید ناخالص داخلی و واردات در عربستان و ایران است، در حالی که در اندونزی تکانه واردات منبع تغییرات می‌باشد. هادیان و پارسا (١٣٨٥) با بررسی تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) به این نتیجه رسیدند که نوسانات قیمت نفت باعث ٢٠ درصد از نوسانات تولید ناخالص داخلی، ٦٠ درصد از نوسانات سطح عمومی قیمت‌ها و ٣٠ درصد از نوسانات بیکاری می‌شود. اکبری فرد و کوشش (١٣٨٨) با استفاده از یک مدل خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) تکانه‌های درآمدی در ایران را به تکانه‌های موقت و دائمی تجزیه نموده و اثر آن را بر تراز تجاری در دوره‌ی ١٣٨٦-١٣٦٩ بررسی نموده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که تکانه‌های موقتی درآمد، مهمترین منبع تغییرات در تراز تجاری هستند. عصاری آرانی و همکاران (١٣٨٩) با استفاده از داده‌های پانل در دوره زمانی ٢٠٠٦-١٩٧٠ به بررسی تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تراز حساب جاری اعضاء اوپک پرداختند. نتایج تخمین بیانگر این است که تکانه‌های مثبت منجر به بهبود تراز حساب جاری و تکانه‌های منفی منجر به بدتر شدن تراز حساب جاری می‌شود. نعمت الهی و مجدزاده طباطبائی (١٣٨٨) روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین نوسانات قیمت نفت و تراز تجاری را با استفاده از یک مدل ARDL بررسی کرده و نشان دادند که تغییرات قیمت نفت تأثیر منفی و معناداری بر تراز تجاری دارد. مهرگان و همکاران (١٣٩١) تأثیر نامتقارن شوک‌های قیمت نفت را بر رشد اقتصادی کشورهای OECD و OPEC بررسی نموده و به این نتیجه رسیدند که شوکی که بر اقتصاد یک گروه تأثیر مثبت دارد بر اقتصاد گروه دیگر تأثیر منفی دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

در مطالعات خارجی می‌توان به موری[1] (۱۹۹۳) اشاره کرد، وی با بررسی میزان تأثیر افزایش و کاهش قیمت نفت خام بر روی متغیرهای کلان اقتصادی آمریکا به این نتیجه رسید که افزایش قیمت نفت اثر بیشتری نسبت به کاهش قیمت نفت دارد و تغییرات قیمت نفت تعادل تجارت بین‌الملل را بر هم می‌زند. کیلیان و رباسی[2] (۲۰۰۷) به این نتیجه رسیدند که در کشورهای صادرکننده نفت تکانه‌هایی که باعث افزایش قیمت نفت می‌شود سبب بهبود حساب جاری و تراز تجاری نفتی و بدتر شدن تراز غیرنفتی آن‌ها می‌گردد. احمد و دونقو[3] (۲۰۱۰) تغییرات در تعادل خارجی پاکستان را بررسی کرده و به این نتیجه رسیدند که در بلندمدت ارتباط بین افزایش قیمت نفت و صادرات منفی می‌باشد. سانچز[4] (۲۰۱۱) با مطالعه اثر افزایش قیمت نفت در شش کشور واردکننده نفت با استفاده از مدل تعادل عمومی (CGE) به این نتیجه رسید که افزایش بلندمدت در قیمت نفت منجر به افزایش هزینه‌های تولید و در نتیجه اثرگذاری بر صادرات و بدتر شدن تراز تجاری خواهد شد. حسن و زمان[5] (۲۰۱۲) به این نتیجه رسیدند که قیمت نفت بر تراز تجاری پاکستان تأثیر منفی معناداری دارد و یک علّیت یک طرفه بین قیمت نفت و تراز تجاری برقرار است. لی و چانگ (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای برای سه کشور آسیایی سنگاپور، مالزی و چین نشان دادند که یک رابطه علّی از قیمت نفت به تراز تجاری نفتی و غیرنفتی این کشورها وجود دارد. وو و همکاران (۲۰۱۳) با بررسی اثر آستانه‌ای نرخ بهره بر تراز تجاری چین و کشورهای G7 به این نتیجه رسیدند که قیمت نفت بر تراز تجاری تأثیر مثبت معناداری دارد.

۳. روش‌شناسی تحقیق

۳-۱. مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی

در این تحقیق اثر تغییرات قیمت نفت بر تراز تجاری با استفاده از یک مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) بررسی می‌شود. برای این منظور، به پیروی از گونزالز و همکاران[6] (۲۰۰۵) و

[1] Mory
[2] Kilian and Rebucci
[3] Ahmad and Donoghue
[4] Sanchez
[5] Anam Hasan and Zaman
[6] Gonzalez et al.

Archive of SID

www.SID.ir

کولیتاز و هورلین[1] (۲۰۰٦) یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{it} F(q_{it};\gamma,c) + u_{it} \qquad (۱)$$

که در آن y_{it} متغیر وابسته، x_{it} برداری از متغیرهای برون‌زا، μ_{it} اثرات ثابت مقاطع و $u_{it} \approx iid(0,\sigma^2)$ نیز جزء خطا است. تابع $F(q_{it};\gamma,c)$ نیز بیانگر یک تابع انتقال پیوسته و کران‌دار بین صفر و یک است که به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) به صورت لاجستیکی تصریح می‌گردد:

$$F(\gamma,c,q_{it}) = \left[1+\exp\left(-\gamma \prod_{j=1}^{m}(q_{it}-c_j)\right)\right]^{-1} \qquad (۲)$$

که در آن c_j یک بردار m بعدی از مقدار حدهای آستانه‌ای و γ پارامتر شیب است که بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است و دارای قید بدیهی $\gamma > 0$ است. q_{it} بیانگر متغیر انتقال است و براساس مطالعه کولیتاز و هورلین (۲۰۰٦) می‌تواند از بین متغیرهای توضیحی، وقفه متغیر وابسته، یا هر متغیر دیگر خارج از مدل که از حیث مبانی نظری در ارتباط با مدل مورد مطالعه بوده و عامل ایجاد رابطه‌ی غیر خطی باشد، انتخاب گردد (شهبازی و سعیدپور، ۱۳۹۲). در این مطالعه وقفه قیمت نفت به عنوان متغیر انتقال انتخاب شده است.

با توجه به این که گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) بیان کرده‌اند که تابع انتقال به طور معمول دارای یک یا دو حد آستانه‌ای (m=1, m=2) است، ویژگی پیوسته و کران‌دار بودن تابع انتقال بین صفر و یک مورد بحث قرار می‌گیرد. با فرض m=1، یک تابع انتقال با دو رژیم حدی وجود دارد. بدین ترتیب با میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت، در صورتی که $q_{it} > c$ باشد تابع انتقال مقدار عددی یک (F=1) دارد و در صورتی که $q_{it} < 0$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی صفر (F=0) دارد. با فرض m=2، در صورت میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت با یک تابع انتقال سه رژیمی مواجه خواهیم شد که دو رژیم بیرونی آن مشابه و متفاوت از رژیم میانی است. بدین معنی که برای مقادیر بزرگ‌تر و کوچک‌تر از متغیر انتقال، تابع انتقال مقدار عددی یک (F=1) و در غیر این

[1] Colletaz and Hurlin

Archive of SID

www.SID.ir

صورت مقدار عددی صفر (F=0) دارد. با توجه به مطالب عنوان شده، در مدل PSTR ضرایب تخمینی با توجه به مشاهدات متغیر انتقال و پارامتر شیب به صورت پیوسته بین دو حالت حدی به صورت زیر تصریح می‌گردند:

$$y_{it}=\begin{cases}\mu_i+\beta_0 x_{it}+u_{it}.....F=0\\ \mu_i+(\beta_0+\beta_1)x_{it}+u_{it}.....F=1\end{cases} \quad (۳)$$

در نهایت شکل تعمیم یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال نیز به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it}=\mu_i+\beta_0 x_{it}+\sum_{j=1}^{r}[\beta_j x_{it}]F_j(q_{it}^j:\gamma_j,c_j)+u_{it} \quad (٤)$$

که در آن r بیانگر تعداد توابع انتقال جهت تصریح رفتار غیرخطی می‌باشد و سایر موارد از پیش تعریف شده‌اند. شایان ذکر است که مدل PSTR با حذف اثرات ثابت از طریق حذف کردن میانگین‌های انفرادی و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیر خطی (NLS) که معادل تخمین‌زن حداکثر درست‌نمایی(ML) است، برآورد خواهد شد.

برای مراحل تخمین به پیروی از فوک و همکاران (۲۰۰٤)، گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، کولیتاز و هورلین (۲۰۰٦) و جود[1] (۲۰۱۰) به نقل از شهبازی و سعیدپور (۱۳۹۲: ص۲٦) مراحل تخمین یک مدل PSTR بدین ترتیب است که ابتدا آزمون خطی بودن در مقابل PSTR با استفاده از آماره‌های ضریب لاگرانژ والد (LM_w)، ضریب لاگرانژ فیشر (LM_F) و نسبت درست نمایی (LR) به پیروی از کولیتاز و هورلین (۲۰۰٦) انجام می‌شود و در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رابطه میان متغیرها، باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیر خطی موجود میان متغیرها انتخاب شود. برای این منظور فرضیه صفر وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل دو تابع انتقال آزمون می‌شود.

۳-۲. مدل جاذبه تجارت تعدیل یافته

مدل جاذبه برای اولین بار توسط تینبرگن[2](۱۹٦۲) و پوی‌هونن[1](۱۹٦۳) برای تحلیل جریان‌های تجاری بین‌الملل به کار برده شد و به ابزاری عمومی در زمینه مطالعات بین‌الملل تبدیل گردید.

[1] Jude
[2] Tinbergern

Archive of SID

www.SID.ir

ساده‌ترین گزاره نظری از مدل جاذبه این است که جریان تجاری دو جانبه بین دو کشور با اندازه اقتصادی به طور مستقیم و با فاصله بین آنها (پروکسی برای هزینه حمل و نقل) رابطه معکوس دارد (لیمر و لوینسون[۲] ۱۹۹۵). علاوه بر این جمعیت اغلب به عنوان مقیاسی دیگر برای اندازه کشور در این مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد. در مدل‌های دیگر متغیرهایی مانند مرزهای مشترک، زبان مشترک و عضویت در انجمن‌های تجارت آزاد نیز می‌توانند در مدل لحاظ شوند. مدل جاذبه استاندارد عنوان می‌کند که حجم تجارت بین دو کشور تابعی از درآمد سرانه کشورها، فاصله جغرافیایی مطلق یا واردات وزنی و نرخ واقعی ارز است. همچنین با لحاظ نمودن قیمت نفت به عنوان پروکسی دیگر از هزینه‌های حمل و نقل می‌توان این مدل را توسعه بخشید. بنابراین، با توجه به مطالب فوق، عوامل مؤثر بر تراز تجاری دوجانبه به صورت زیر تصریح می‌گردد:

(۵)

$$TB_{it} = \mu_i + a_1 GDP_{it} + a_2 Poil_{it} + a_3 RER_{it} + a_4 D_{it} + \sum_{j=1}^{r}[\beta_1 GDP_{it} + \beta_2 Poil_{it} + \beta_3 RER_{it} + \beta_4 D_{it}]F_j\left(q_{it}^j;\gamma_j,c_j\right) + u_{it}$$

که در آن، TB تراز تجاری دوجانبه بین ایران و هریک از شرکای تجاری آن است که به صورت لگاریتم نسبت صادرات اسمی ایران به هر یک از کشورهای طرف تجاری jام بر واردات اسمی ایران از شریک تجاری مربوطه است. این نسبت به واحد اندازه‌گیری حساس نبوده و می‌تواند به صورت اسمی یا واقعی بیان شود. RER نرخ ارز واقعی دوجانبه بین ریال ایران و پول رایج کشور طرف تجارت است که به صورت تعداد واحدهای ریال ایران در برابر هر واحد پول کشور طرف تجارت بیان می‌شود و با توجه به قیمت‌های نسبی کشورهای مورد نظر تعدیل می‌شود. Poil قیمت نفت اوپک، GDP نسبت تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ هر کدام از شرکای تجاری به تولید ناخالص داخلی سرانه ایران و D مسافت وزنی هوایی بین مرکز ایران با مراکز کشورهای طرف تجاری ایران می‌باشد که از حاصل‌ضرب مسافت بر حسب کیلومتر در واردات ایران از هر کدام از کشورهای طرف تجارت به دست می‌آید. داده‌های مورد استفاده از بانک جهانی، بانک مرکزی ایران و نرم افزار IFS استخراج شده‌اند و از تمامی متغیرها به صورت لگاریتمی استفاده شده است.

---

[1] Poyhonen
[2] Leamer and Levinshon

Archive of SID

www.SID.ir

٤. یافته‌ها

٤-۱. آزمون‌های مانایی و همجمعی

پیش از پرداختن به برآورد مدل PSTR، ویژگی مانایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین (۲۰۰۳) مورد بررسی قرار گرفته است.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین (۲۰۰۳)

متغیر	آماره آزمون در سطح	آماره آزمون در تفاضل مرتبه اول
TB	-٥/٥١	-۱۲/۲٦
RER	-٤/۳۸	-۷/۰٦
GDP	۲/۱٦	-٥/۳۳
D	۱/۸٦	-٦/٦٥
Poil	٤/٥١	-۹/۳٥

منبع: نتایج تحقیق

نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه نسبی، واردات وزنی و قیمت نفت دارای ریشه واحد بوده و دو متغیر نرخ ارز واقعی و تراز تجاری مانا می‌باشند. وجود متغیرهای نامانا در مدل منجر به ایجاد رگرسیون کاذب می‌شود که معمولا برای مرتفع کردن آنها از یک بار تفاضل‌گیری استفاده می‌شود اما این امر باعث می‌شود که روابط بلندمدت بین متغیرها از بین رود. از همین رو، برای فائق آمدن بر این مشکل در مدل‌های PSTR می‌توان از رویکرد کادیلی و مارکوف (۲۰۱۱) و آزمون همجمعی کاو استفاده نمود. به پیروی از کادیلی و مارکوف (۲۰۱۱)، آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین (۲۰۰۳) برای پسماندهای قسمت خطی و غیرخطی مدل انجام شده و نتایج در جدول (۲) آورده شده است که بیانگر مانا بودن پسماندهای قسمت خطی و غیرخطی بوده و احتمال وجود رگرسیون کاذب را از بین می‌برد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲. آزمون مانایی پسماندها

پسماند	آماره آزمون در سطح	احتمال
پسماندهای قسمت خطی	-۱۱/٦۷	۰/۰۰۰
پسماندهای قسمت غیر خطی	-۲/۰۸	۰/۰۱۰

منبع: نتایج تحقیق

٤-۲. نتایج تجربی

حال به پیروی از مباحث مطرح شده در بخش روش‌شناسی، ابتدا فرضیه صفر خطی بودن در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با در نظر گرفتن وقفه قیمت نفت به عنوان متغیر انتقال آزمون شده است. نتایج گزارش شده در جدول (۳) نشان می‌دهد که تمامی آماره‌ها ضریب لاگرانژ والد، ضریب لاگرانژ فیشر و نسبت درست نمایی برای یک و دو حد آستانه‌ای (m=2 , m=1) به وضوح تبعیت رابطه میان متغیرهای مورد مطالعه از یک الگوی غیر خطی را نشان می‌دهند.

جدول ۳. آزمون وجود رابطه غیرخطی

حالت وجود یک حد آستانه‌ای(m=1)			حالت وجود دو حد آستانه‌ای (m=2)		
LR	LM_F	LM_W	LR	LM_F	LM_W
۷۵/۵۸ (۰/۰۰۰)	۲۰/۵۸ (۰/۰۰۰)	٦٤/۵۲ (۰/۰۰۰)	۸۲/۳۷ (۰/۰۰۰)	۱۱/۱۸ (۰/۰۰۰)	٦۹/٤۳ (۰/۰۰۰)
H_0: r=0 vs H_1 : r=1					

منبع: نتایج تحقیق

پس از حصول اطمینان از وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه، یعنی وجود حداقل یک تابع انتقال، در ادامه باید وجود رابطه غیرخطی باقیمانده را به منظور تعیین تعداد توابع انتقال بررسی کرد. برای این منظور به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هورلین (۲۰۰٦)، فرضیه صفر وجود الگوی PSTR با یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با حداقل دو تابع انتقال مورد آزمون قرار گرفته که نتایج آن در جدول ٤ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که در هر دو حالت یک و دو مقدار آستانه‌ای وجود تنها یک تابع انتقال تأیید می‌شود. از این رو، تنها با یک تابع انتقال هیچ نوع رابطه غیرخطی باقیمانده‌ای وجود نخواهد داشت.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٤. آزمون وجود رابطه غیرخطی باقیمانده

حالت وجود یک حد آستانه‌ای (m=1)			حالت وجود دو حد آستانه‌ای (m=2)		
LR	LM_F	LM_W	LR	LM_F	LM_W
۳/۳۱	۰/۷٤	۳/۲۹	۱۰/۵۳	۱/۱۷	۱۰/۳۰
(۰/۵۰)	(۰/۵٦)	(۰/۵۱)	(۰/۲۲)	(۰/۳۱)	(۰/۲٤)
H_0: r=0 vs H_1 : r=1					

منبع: نتایج تحقیق

پس از بررسی غیرخطی بودن و مشخص نمودن تعداد توابع انتقال برای تصریح صحیح مدل، اکنون باید حالت بهینه تعداد حد آستانه‌ای انتخاب گردد. برای این منظور مدل PSTR برای هردو حالت یک و دو حد آستانه‌ای برآورد شده و با مقایسه معیارهای شوارتز و آکائیک به پیروی از جود (۲۰۱۰) مدل بهینه انتخاب خواهد شد. نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که بر اساس معیارهای شوارتز و آکائیک، انتخاب مدل بر اساس حداقل مقدار، مدل PSTR با یک حد آستانه‌ای انتخاب خواهد شد.

جدول ۵. تعیین تعداد مکانهای آستانه‌ای در یک تابع انتقال

	معیار شوارتز	معیار آکاییک	مجموع مجذور باقیمانده‌ها
M=1	-۲/٦۰	-۲/۷۳	۱۵/۳۳
M=2	-۲/۵۷	-۲/۷۲	۱۵/۳۱

منبع: نتایج تحقیق

با مشخص شدن تعداد توابع انتقال و مکان‌های آستانه‌ای که در این مطالعه یک مدل دو رژیمی است، نتایج برآورد مدل در جدول (٦) ارایه شده است.

نتایج حاصل از تخمین نشان می‌دهد که مقدار شیب و حد آستانه‌ای به ترتیب برابر ۱۲/۹۹ و ۰/٤٤- می‌باشند. به عبارتی پارامتر شیب نشان می‌دهد که سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر برابر با ۱۲/۹۹ است و مکان این تغییر رژیم هم برابر با ۰/٤٤- و آنتی لگاریتم آن معادل ۰/۳٤ می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٦. نتایج برآورد مدل PSTR

قسمت خطی مدل		قسمت غیر خطی مدل	
RER_o	−۰/۰۷ (−۱/۸٤)	RER_1	۰/۳۸ (٤/۹۸)
GDP_o	۱/۵۲ (۱/۹۳)	GDP_1	−۱/٤۰ (−۲/۲۷)
D_o	−۰/۷۹ (−۱۲/۳۱)	D_1	−۰/۰۲ (−۰/۳۰)
$Poil_o$	۳/۳٦ (۵/٤٤)	$Poil_1$	−۵/۱۱ (−٤/۵۱)
مکان وقوع تغییر رژیم ۰/٤٤−=C آنتی لگاریتم ۰/۳٤ = C			
پارامتر شیب برابر ۱۲/۹۹			

منبع: نتایج تحقیق

به منظور درک روشن‌تری از نتایج حاصل شده، رژیم حدی اول متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند و مقدار متغیر انتقال کمتر از حد آستانه‌ای است، در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$TB = C - 0.07\,RER + 1.52\,GDP - 0.79\,D + 3.36\,Poil$$

رژیم حدی دوم متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کرده، و مقدار متغیر انتقال بزرگتر از حد آستانه‌ای باشد، در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک را به خود می‌گیرد و به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$TB = C + 0.31\,RER + 0.12\,GDP - 0.81\,D - 1.75\,Poil$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود متغیر قیمت نفت در رژیم اول دارای اثر مثبت بر تراز تجاری است اما با عبور از رژیم اول و برای مقادیر بیشتر از حد آستانه‌ای تأثیر آن بر تراز تجاری منفی می‌شود. متغیر نرخ ارز حقیقی در رژیم اول دارای اثر منفی و در رژیم دوم دارای اثر مثبت بر تراز تجاری است. متغیر تولید سرانه نسبی کشورهای طرف تجاری به تولید سرانه ایران در هر دو رژیم

Archive of SID

www.SID.ir

دارای اثر مثبت بر تراز تجاری است. متغیر مسافت وزنی در هر دو رژیم اول و دوم منفی بوده اما تأثیر آن بعد از حد آستانه‌ای بیشتر شده است.

از آنجا که این مقادیر برای دو حالت حدی تابع انتقال بیان شده است و در عمل رفتار متغیرها مابین این دو رژیم قرار می‌گیرد. از این رو، مقدار عددی ضرایب را در حالت حدی نمی‌توان تفسیر نمود. چون با توجه به مقدار آستانه‌ای متغیر انتقال و پارامتر شیب مقدار ضرایب تغییر می‌یابند. ضرایب تخمینی هر یک از متغیرها با توجه به مقدار متغیر انتقال و پارامتر شیب محاسبه و در نمودارهای (۱تا٤) ترسیم شده‌اند.

نمودار(۱) ضرایب تأثیرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری را بر حسب متغیر انتقال نشان می‌دهد. قبل از حد آستانه‌ای یعنی سطح قیمت نفت ۰/۳٤ درصد، نرخ ارز حقیقی تأثیر منفی بر تراز تجاری دارد، اما در رژیم دوم تأثیر آن مثبت می‌شود. این تأثیر غیرخطی نرخ ارز بر تراز تجاری با مبانی نظری مربوط به منحنی J سازگاری دارد.

نمودار(۲) ضرایب تأثیرگذاری تولید ناخالص داخلی سرانه نسبی کشورهای طرف تجاری به تولید سرانه ایران بر تراز تجاری را بر حسب متغیر انتقال نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی سرانه نسبی کشورهای طرف تجاری به تولید سرانه ایران دارای تأثیر مثبت بر تراز تجاری است که این تأثیر مثبت در هر دو حالت کمتر و بیشتر از مقدار آستانه‌ای برقرار است. اما اثر این متغیر بر تراز تجاری برای رژیم دوم در حال کاهش است و این می‌تواند ناشی از نااطمینانی‌های موجود در اقتصاد ایران و عدم قدرت رقابت‌پذیری کالاهای ایران در مقابل شرکای تجاری‌اش باشد که منجر به مانعی برای تأثیرگذاری این متغیر بر صادرات ایران گردد.

نمودار(۳) بر تأثیرگذاری منفی مسافت بین مراکز ایران با شرکای تجاری دلالت می‌کند که با عبور از حد آستانه‌ای و ورود به رژیم دوم، به تدریج میزان اثرگذاری آن افزایش یافته، اما همچنان منفی است. در واقع مسافت بین کشورها از آنجا که به عنوان مانعی در تجارت بین کشورها عمل می‌کند قابل انتظار است که تأثیر منفی بر تجارت دوجانبه هم داشته باشد.

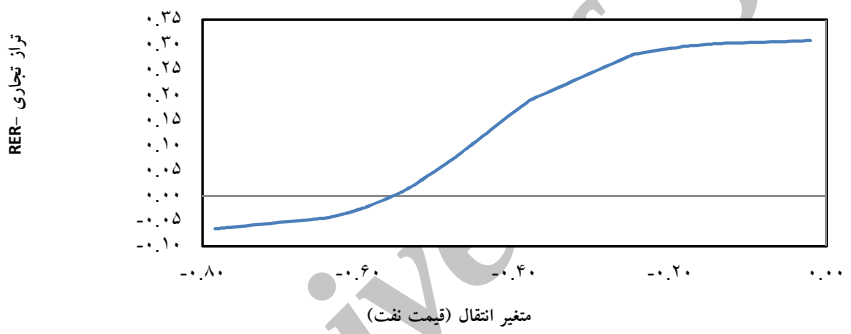
نمودار(٤) نیز نشان می‌دهد که در سطوح پایین قیمت نفت، اثرگذاری قیمت نفت بر تراز تجاری مثبت بوده و با عبور از حد آستانه‌ای این تأثیر منفی می‌گردد. دلیل این امر را می‌توان چنین تفسیر نمود که در ابتدا افزایش قیمت نفت از طریق افزایش هزینه‌های حمل و نقل و قیمت کالاهای وارداتی و محدود ساختن واردات تراز تجاری را بهبود می‌بخشد اما در نهایت با افزایش

Archive of SID

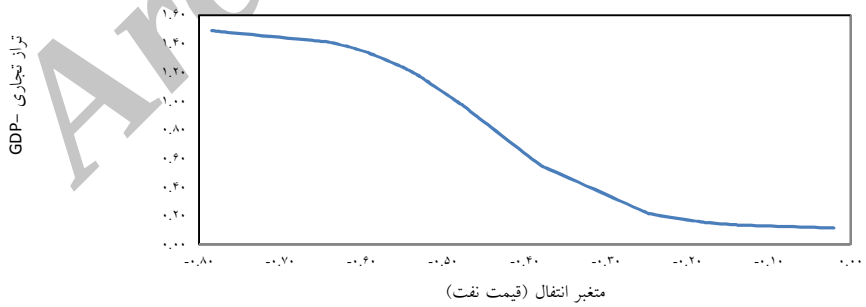
www.SID.ir

مداوم آن و افزایش درآمدهای نفتی واردات افزایش یافته و موازنه تجاری بدتر می‌گردد. به عبارت دیگر، در سطوح بالای قیمت نفت، اثر افزایش درآمد حاصل از صادرات نفت بر اثر افزایش قیمت واردات غلبه کرده و در مجموع تراز تجاری کاهش می‌یابد. نتایج مطالعه حاضر تحت رژیم اول با نتایج مطالعه عصاری آرانی و همکاران (۱۳۸۹) مبنی بر تأثیر مثبت قیمت نفت بر تراز تجاری و در رژیم دوم با نتایج مطالعه نعمت‌الهی و مجدزاده (۱۳۹۰) مبنی بر تأثیر منفی قیمت نفت بر تراز تجاری همسو می‌باشد.

نمودار ۱. ضرایب نرخ ارز در مقابل متغیر انتقال



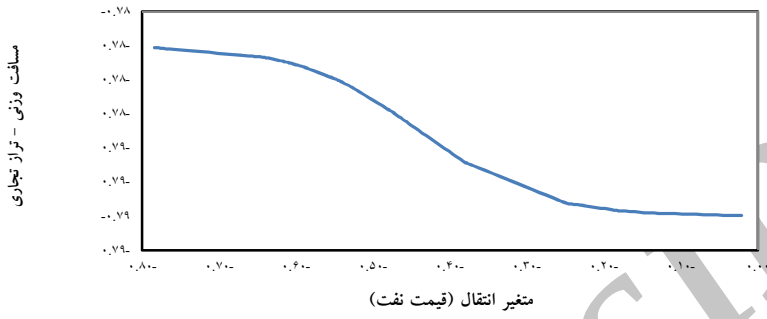
نمودار ۲. ضرایب تولید ناخالص داخلی سرانه نسبی کشورهای طرف تجاری در مقابل متغیر انتقال



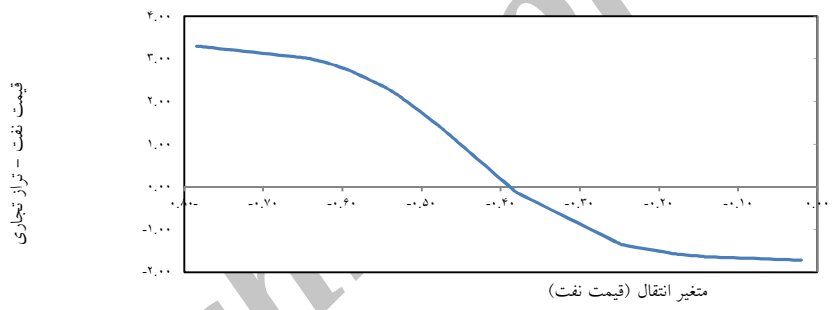
Archive of SID

www.SID.ir

نمودار ۳. ضرایب مسافت بین مراکز کشورها در مقابل متغیر انتقال



نمودار ٤. ضرایب قیمت نفت در مقابل متغیر انتقال



۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعه حاضر تأثیر آستانه‌ای قیمت نفت بر تراز تجاری ایران با شرکای عمده تجاری را مورد بررسی قرار داده است. برای این منظور از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) که توسط فوک و همکاران (۲۰۰٤)، گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هورلین (۲۰۰٦) ارایه و گسترش یافته، استفاده شده است. نتایج تخمین قویاً بر وجود رابطه غیرخطی میان نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی سرانه نسبی کشورهای طرف تجارت و مسافت بین مراکز کشورها و قیمت نفت و تراز تجاری دلالت می‌کند و لحاظ نمودن یک تابع انتقال با دو حد آستانه‌ای یا مکان تغییر رژیم نیز جهت تصریح کامل رفتارهای غیرخطی کفایت می‌کند. نتایج برآورد نشان می‌دهد که زمانی که

Archive of SID

www.SID.ir

وقفه قیمت نفت، که به عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته شده است، از ۰/۳٤ درصد تجاوز کند، تغییر رژیم اتفاق خواهد افتاد. پارامتر شیب نیز ۱۲/۹۹ برآورد شده است که بیانگر سرعت تعدیل تقریباً ملایم از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد. نتایج بیانگر این است که قیمت نفت اثرات نهایی نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی سرانه نسبی کشورهای طرف تجارت و مسافت بین مراکز کشورها بر تراز تجاری دوجانبه ایران ایران را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج مربوط به ضرایب برآورد شده نشان می‌دهد که نرخ ارز در رژیم اول تأثیر منفی و در رژیم دوم تأثیر مثبت بر تراز تجاری دارد. اگرچه متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه نسبی کشورهای طرف تجاری در هر دو رژیم داری تأثیر مثبت بر تراز تجاری است اما نتایج مربوط به آن معنادار نیست که می‌توان با ایجاد بستری مناسب برای سرمایه‌های خارجی یا ایجاد توان رقابت پذیری کالاهای داخلی به هرچه مثبت‌تر شدن تأثیر این متغیر بر تراز تجاری ایران اهتمام ورزید. فاصله‌ی وزنی بین مراکز کشورها در هر دو رژیم دارای تاثیر منفی بر تراز تجاری است که مقدار این اثر منفی با عبور از مقدار آستانه‌ای کاهش می‌یابد. سهولت در امر انتقال کالاها و خدمات می‌تواند کمک شایانی به امر تجارت ایران با شرکای طرف تجاری داشته باشد. در نهایت تأثیر قیمت نفت بر تراز تجاری در رژیم اول مثبت بوده و مقدار آن بعد از حد آستانه‌ای منفی خواهد شد که نشان از غیرخطی بودن اثر قیمت نفت بر تراز تجاری است. این امر نشان می‌دهد که برای کشوری مانند ایران که شدیداً به درآمدهای حاصل از قیمت نفت وابسته است، افزایش قیمت نفت نه تنها تأثیر مثبت بر تراز تجاری نخواهد داشت بلکه در بلندمدت تأثیر منفی داشته و این خود نشان دهنده این امر است که وابستگی اقتصاد به نفت باید کاهش یابد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

- اکبری فرد، حسین و کوشش، محمدسجاد (۱۳۸۸). اثر تکانه‌های درآمدی بر تراز تجاری در اقتصاد ایران. *اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ٦ (۳(۱۲)): ۱٤٦-۱۲۹.
- اقبالی، علیرضا، عسکری، ریحانه و حلافی، حمیدرضا (۱۳۸٤). بی ثباتی صادرات نفت و رشد اقتصادی ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۷ (۲٤): ۹٤-۷۷.
- رئیسی طوسی، رضا و موسوی شفائی، مسعود (۱۳۸٤). نگاهی بر تأثیر چگونگی افزایش قیمت نفت بر اقتصاد و سیاست جهان. *مجله دانشکده حقوق و علوم سیاسی*، (٦۷): ۷۵-۵۳.
- شهبازی، کیومرث و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۲). تأثیر آستانه‌ای توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای دی هشت. *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۳ (۱۲): ۳۸-۲۱.
- عصاری‌آرانی، عباس، جعفری‌صمیمی، احمد و رسولی، میرمیثم (۱۳۸۹). بررسی تاثیر تکانه‌های قیمت نفت بر حساب جاری کشورهای عضو اوپک. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۷ (۳): ۲۱-۱.
- مهرآرا، محسن و نیکی اسکوئی، کامران (۱۳۸۵). تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی. *پژوهشنامه بازرگانی*، ۱۰ (٤۰): ۳۲-۱.
- مهرگان، نادر، حقانی، محمود و سلمانی، یونس (۱۳۹۱). تأثیر نامتقارن شوک‌های قیمتی نفت بر رشد اقتصادی گروه کشورهای OECD و OPEC با تأکید بر محیط شکل‌گیری شوک‌ها و تغییرات رژیمی. *مدلسازی اقتصادی*،٦ (٤ (۲۰)): ۲۰-۱.
- نعمت‌الهی، فاطمه و مجدزاده طباطبایی، شراره (۱۳۸۸). تأثیر نوسانات قیمت نفت اوپک بر تراز تجاری ایران، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۳ (٤(۸)): ۱٦۹-۱۵۱.
- هادیان، ابراهیم و پارسا، حجت (۱۳۸۵). بررسی نوسانات قیمت نفت بر عملکرد اقتصاد کلان در ایران، *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی*. ٦ (۲۲) (ویژه اقتصاد): ۱۳۲-۱.
- Ahmed, V., Donoghue, C. (2010). External shocks in a small open economy: A CGE-micro simulation analysis. *The Lahore Journal of Economics*, 15 (1): 45-90.
- Colletaz, G., & Hurlin, C. (2006). Threshold effects of the public capital productivity: An international panel smooth transition approach. Working Paper, 1/2006, LEO, Université d'orleans: 1-39.
- Fok, D., van Dijk, D., & Franses, P. (2004). A multi-level panel STAR model for US manufacturing sectors. Working paper. University of Rotterdam.

Archive of SID

www.SID.ir

- Gonzalez, A., Terasvirta, T., & Van Dijk, D. (2005). Panel smooth transition regression models. SEE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, 604:1-33.
- Hassan, S. KH, Zaman. (2012). Effect of oil prices on trade balance: New insights into the cointegration relationship from Pakistan. *Economic Modeling*. 29(6): 2125–2143.
- Le, T.H. and Chang, Y. (2013). Oil Price Shocks and Trade Imbalances. *Energy Economics*, 36:78-96.
- Im, K.S., Pesaran, M.H., & Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115(1): 53-74.
- Jude, E. (2010). Financial development and growth: A panel smooth regression approach. *Journal of Economic Development*, 35(1): 15-33.
- Kadilli, A., & Markov, N. (2011). A panel smooth transition regression model for the determinants of credibility in the ECB and the recent financial crisis, Working papers, University of Geneva, 11092: 1-40.
- Kilian, L. and A. Rebucci. (2007). Oil shocks and external balances. Working Paper, IMF.
- Korhonen, I., Ledyaeva, S., (2010). Trade linkages and macroeconomic effects of the price of oil. Energy Econ. 32(4): 848-856.
- Leamer, E, E., & Levinshon, J. (1995). International trade theory: The evidence. In G. M. Grossman, & K. Rogoff (Eds.), Handbook of International Economics: Vol, 3. (PP, 1339-1394). (Chapter 26).
- Mory, J. F. (1993). Oil price and economic activity: Is the relation symmetric. *Energy Journal*, 14(4): 151-161.
- Poyhonen, P. A. (1963). Tentative model for the volume of trade between countries. Welt Wirts Chaftliches Archiv, 90.
- Sanchez, M., (2011). Welfare effects of rising oil price in oil-importing developing Economies. *The Developing Economies*, 49 (3): 321-346.
- Tinbergern, J. (1962). Shaping the Word Economy: Suggestions for an International Economic Policy. *Journal of Farm Economics*, 46(1): 271-283.
- Wu, P. C., &Liu, S. Y., & Pan, S. C. (2013). Nonlinear bilateral trade balance-fundamentals nexus: A panel smooth transition regression approach. *International Review of Economics and Finance*, 27:318-329.

Archive of SID

www.SID.ir