تحلیل تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC) از تأثیرات شوک‌های نفتی بر شاخص‌های کلان اقتصادی در ایران

حسین شریفی رنانی[1] نادر آخوندی[2] نغمه هنرور[3] محمدرضا توکل نیا[4]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۳/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۰/۱۵

چکیده

هدف اصلی این تحقیق بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر سطح تولیدات داخلی، سطح عمومی قیمت‌ها، حجم پول و نرخ ارز با استفاده از رویکرد نوین تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC) مبتنی بر داده‌های آماری فصلی ۱۳۸۹Q۴ – ۱۳۵۹Q۱ ایران است. نتایج نشان می‌دهد که شوک مثبت قیمت واقعی نفت خام تأثیر مثبت و معنادار در کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت بر رویGDP واقعی دارد. همچنین تأثیر شوک قیمت واقعی نفت خام روی قیمت های داخلی در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت منفی و معنادار است، به گونه‌ای که ایجاد یک شوک مثبت قیمت واقعی نفت خام، قیمت‌های داخلی را کاهش می‌دهد. به علاوه، شوک مثبت قیمت واقعی نفت خام، تأثیر منفی و معنادار روی نرخ ارز در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت دارد. با این حال، شوک قیمت نفت تأثیر دائمی بر نرخ ارز واقعی دارد. واردات کشور نیز به سبب افزایش ثروت و افزایش تقاضا برای

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه‌آزاداسلامی اصفهان (خوراسگان)،(نویسنده مسئول)، Email: h.sharifi@khuisf.ac.ir

۲. دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه اصفهان، Email: n.akhoundi@yahoo.com

۳. دانشجوی‌دکترای‌اقتصاد، دانشگاه‌آزاداسلامی، واحد خوراسگان(اصفهان)، Email: naghmeh_honarvar@yahoo.com

٤. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه غیرانتفاعی رجاء، قزوین، Email:tavakolnia@isu.ac.ir

تولیدات واسطه‌ای، افزایش خواهد یافت. از طرفی، یک شوک مثبت ماندهٔ حقیقی پول، در کوتاه‌مدت، سبب افزایش آنی در تولیدات واقعی می‌شود.

واژه‌های کلیدی: شوک‌های نفتی، شاخص‌های کلان اقتصادی، الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC)، توابع واکنش ضربه (IR)، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (FEVD).

JEL: B21، C22

۱. مقدمه

اقتصاد جهان در سال‌های مختلف، نوسانات مثبت و منفی زیادی را در قیمت نفت خام تجربه کرده است. این نوسانات و تغییرات قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی در همهٔ کشورها تأثیر گذاشته و اقتصاد این کشورها را با چالشی جدی روبه رو کرده است و موجب شده تا آنها برای در امان ماندن از تأثیرات منفی ناشی از این شوک‌ها تدابیر، مختلفی بیندیشند؛ به طوری که کشورهای صادرکنندهٔ نفت، که در مقابل شوک‌های منفی قیمت نفت بسیار آسیب‌پذیرند، نهادهایی را برای ذخیره مازاد درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت خام به هنگام قیمت‌های بالای نفت، تأسیس کرده‌اند، تا هنگام بروز شوک‌های منفی قیمت نفت برای پیشبرد اهداف خود از آن استفاده کنند (هادیان و پارسا، ۱۳۸۵). درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران یکی از متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر متغیرهای کلان اقتصادی هستند. بخش نفت نه‌تنها به‌عنوان یکی از ارکان مهم اقتصادی بر سایر متغیرهای اقتصادی تأثیر می‌گذارد، درآمدهای حاصل از آن نقش مهمی را به‌مثابهٔ منبع مهم مالی دولت و درآمد ارزی کشور ایفا می‌کند. حال در چنین وضعیتی که اقتصاد ایران وابستگی بسیاری به درآمدهای نفتی دارد، تغییرات قیمت نفت که از تحولات برون‌زا سرچشمه می‌گیرد و از کنترل سیاست‌گذاران اقتصادی خارج است، درآمدهای نفتی کشور را با نوسانات زیادی مواجه می‌کند. این درآمدهای ناپایدار، به عامل اصلی انتقال مستقیم بی‌ثباتی‌ها و نااطمینانی به تولید ناخالص داخلی کشور تبدیل شده‌اند؛ به طوری که هرگونه تغییر در قیمت نفت موجب تغییر تولید ناخالص داخلی و درنتیجهٔ بی‌ثباتی این متغیر مهم اقتصادی شده است. علاوه بر این، بودجهٔ دولت نیز که زبان مالی اهداف و برنامه‌های اقتصادی است، بر این درآمدهای ناپایدار، نوسانی و ناشی از فروش سرمایه ملی متکی شده است. (ارسلانی، ۱۳۸۰)

ایران ازجمله کشورهای صادرکنندهٔ نفت به‌شمار می‌آید؛ به همین دلیل، برخوردار از درآمد حاصل از صادرات نفت است. از آنجا که درآمد حاصل از صدور نفت خام بخش جالب توجهی از بودجه عمومی دولت را تشکیل می دهد و به طور غیرمستقیم تأثیر

چشمگیری بر دیگر فعالیت های اقتصادی دارد، به اعتقاد برخی کارشناسان اقتصادی، کلیدی ترین متغیر در عملکرد اقتصادی به‌شمار می‌آید (سرزعیم، ۱۳۸۶). آمار و ارقام مربوط به درآمدهای نفتی نشان می‌دهند که ارزش صادرات نفت خام و فراورده‌های نفتی طی سال‌های ۸۴ تا ۸۹ به‌ترتیب، ۵۵/۷۹، ۶۴/۶۷، ۸۴/۵۱، ۸۶/۶۲، ۶۹/۸۳ و ۸۶/۰۵ میلیارد دلار بوده است. (بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی)

با توجه به اهمیت و جایگاه درآمدهای نفتی و تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای اقتصادی، هدف این تحقیق بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای اقتصادی در ایران، با استفاده از رویکرد الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC)[1] است. رویکرد SVEC روشی است که در آن، در عین حال که روابط بین متغیرها را در فضای تصحیح خطا به طور سیستمی در نظر می‌گیرد، روابط اقتصادی را بر اساس تئوری‌های موجود نیز به طور ساختاری لحاظ می‌کند که برتری این روش را نسبت به رویکردهای صرفاً سیستمی یا صرفاً ساختاری نشان می‌دهد. نوآوری این مطالعه نیز در استفاده از این روش متفاوت است. بدین منظور، بعد از مقدمه، ابتدا مباحث نظری بیان می‌شود. سپس مدل و متدولوژی تحقیق ارائه و در نهایت، ضمن بررسی نتایج تجربی، به نتیجه‌گیری و پیشنهادات پرداخته خواهد شد.

۲. پیشینهٔ پژوهش

در بیشتر مطالعات انجام‌شده در این زمینه برای کشورهای در حال توسعهٔ صادرکنندهٔ نفت، بیماری هلندی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین مبانی نظری این حوزه محسوب می‌شود. براساس پدیده بیماری هلندی، چنان‌چه اقتصاد با افزایش ناگهانی در قیمت صادراتی کالاهای اولیه، همانند نفت خام، روبه رو شود، این امر به افزایش درآمد و به دنبال آن، افزایش تقاضای داخلی می‌انجامد. واکنش اصلی اقتصاد دربرابر این تکانه، افزایش تقاضای نیروی کار و به دنبال آن افزایش دستمزدهاست. با توجه به اینکه قیمت محصولات در

1- Structural Vector Error Correction

بخش قابل تجارت برون‌زا فرض می‌شود، تنها قیمت محصولات در بخش غیرقابل‌تجارت افزایش می‌یابد؛ بنابراین افزایش دستمزدها مؤلفه‌های سودبخش صادراتی را کاهش می‌دهد؛ در نهایت؛ تأثیر ناشی از تکانه ناگهانی قیمت نفت، به کاهش ارزش پول و افزایش نرخ ارز واقعی می‌انجامد. این امر کاهش رقابت‌پذیری کشور در عرصهٔ بین‌الملل را به دنبال می‌آورد و سرانجام، سبب کاهش تولیدات در بخش‌های اقتصادی قابل‌تجارت می‌شود و ارزش افزوده در این بخش‌ها را کاهش می‌دهد. (Sinha,1999)

بیماری هلندی زمانی رخ می‌دهد که درآمد یک کشور بر تأثیر عوامل فصلی به صورت ناگهانی افزایش می‌یابد و متولیان اقتصاد کلان (دولت) هم با تصور دائمی بودن این درآمد، آن را در جامعه تزریق می‌کنند. تا اینجای کار اتفاق خاصی رخ نداده است؛ درآمد کشور زیاد شده و پول هم به جامعه منتقل شده‌است، اما با افزایش درآمد، تقاضا هم افزایش پیدا می‌کند. اگر این افزایش تقاضا ناگهانی صورت دهد، عرضه جواب گوی تقاضا نخواهد بود و تعادل عرضه و تقاضا به هم می‌خورد، در نتیجه قیمت‌ها افزایش می‌یابد. در یک روند طبیعی، قیمت‌ها تا سقفی بالا می‌روند و با یک تأخیر زمانی، تولید افزایش پیدا می‌کند و در نهایت پس از مدتی عرضه و تقاضا به تعادل قبل برمی‌گردند. اما بیماری هلندی از زمانی رخ می‌دهد که دولت، به‌عنوان متولی اقتصاد کلان وارد کارزار می‌شود و سعی می‌کند به طور مصنوعی و از طریقی غیر از افزایش تولید، قیمت‌ها را پایین نگه دارد. دولت به واردات کالاهای مصرفی ارزان متوسل می‌شود تا قیمت‌ها را مهار کند، در حالی که صنایع داخلی مجبورند با عوامل تولید گران، کالای گران را تولید و به قیمت ارزان بفروشند. نکته اینجاست که این سیاست نمی‌تواند جلوی تورم را بگیرد، بلکه آن را به بخش‌های دیگر اقتصادی منتقل می‌کند. (الحسینی، ۱۳۸۷)

با توجه به اهمیت درآمدهای نفتی و بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی، تحقیقات متعددی انجام شده است. در مطالعات خارجی، داربی[1] (۱۹۸۲) از اولین محققانی است که تأثیر افزایش های قیمت نفت را روی درآمد واقعی در آمریکا و

1- Darby

کشورهای در حال توسعه تخمین زده است. وی رابطهٔ معناداری میان تغییرات قیمت نفت و درآمد حقیقی پیدا نکرد، ولی به این نتیجه رسید که اگر تأثیر غیرمستقیم برخاسته از متغیرهایی مانند صادرات، نرخ‌های ارز و عرضه‌های پول در نظر گرفته شود، تأثیر معناداری از تغییرات قیمت نفت روی درآمد واقعی را می‌توان کشف کرد. همیلتون (۱۹۸۳) نیز با بررسی رابطهٔ بین قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی، به‌ویژه تولید ناخالص داخلی، با استفاده از آزمون علیت گرنجر نشان داد که طی دورهٔ مورد مطالعه، جهت علیت از سمت قیمت نفت به تولید ناخالص داخلی می‌باشد. هاریسون و بربریج[1] (۱۹۸۴) در بررسی اثر تکانهٔ قیمت نفت، به‌عنوان یک متغیر برون‌زا، بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای امریکا، کانادا، ژاپن، انگلیس و آلمان دریافتند تکانهٔ قیمت نفت ابتدا موجب تغییر حجم پول و نرخ بهره در کوتاه‌مدت شده و سپس از طریق همین متغیرها روی شاخص قیمت مصرف‌کننده و محصولات صنعتی تأثیر گذاشته است. مورک[2] (۱۹۸۹) به بررسی تأثیر قیمت نفت بر روی تولید ناخالص داخلی امریکا پرداخت و نشان داد که افزایش قیمت نفت تأثیر منفی بر رشد تولید ناخالص داخلی امریکا دارد، اما تأثیر کاهش قیمت نفت بر تولید از نظر قدر مطلق کمتر است. موری[3] (۱۹۹۳) نیز با بررسی میزان تأثیر افزایش و کاهش قیمت نفت خام روی متغیرهای کلان اقتصادی امریکا، با استفاده از روش علیّت گرنجری، نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت همبستگی بیشتری با متغیرهای کلان اقتصادی نسبت به کاهش قیمت نفت دارد. روتمبرگ و وودفورد (۱۹۹۶) نیز با مطالعهٔ تأثیر شوک‌های قیمت نفت ، روی تولید و دستمزدهای واقعی، با فرض رقابت ناقص در بازار محصول، دریافتند که شوک‌های نفتی می‌توانند موجب کاهش تولید و دستمزدهای واقعی شوند. التونی[4] (۲۰۰۰) در مطالعهٔ نوسانات قیمت نفت و تأثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی در کویت، با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری، نشان داد که تکانه‌های وارد شده بر مخارج دولت، بخش چشم‌گیری از واریانس واردات و شاخص قیمت‌ها را

1- Harrison & Burbridge
2- Mork
3- Mory
4- Eltony

توضیح می دهد.

همچنین بالاک و همکاران [1] (۲۰۰۲)، بیان کردند که کاهش قیمت نفت در بهبود رشد اقتصادی نقش مهمی ندارد و یک ارتباط نامتقارن بین قیمت نفت و رشد اقتصادی وجود دارد. یوسل و براون [2] (۲۰۰۲) اعتقاد داشتند که تغییرات قیمت نفت وضعیت تجاری کشور واردکننده را نیز دچار تغییر و تحول می کند؛ با این توضیح که افزایش ناگهانی قیمت نفت می تواند وخیم شدن و ضعیت تجاری کشورهای واردکنندهٔ نفت را به دنبال داشته باشد و موجب انتقال ثروت از کشورهای واردکنندهٔ نفت به کشورهای صادرکنندهٔ نفت شود. هم چنین افزایش قیمت نفت، افزایش تقاضای پول را در پی خواهد داشت و نرخ بهره، به‌دلیل شکست سیاست گذاران پولی در پاسخ به رشد تقاضای پولی از طریق افزایش عرضه تحت تأثیر قرار گرفته و موجب کند شدن رشد اقتصادی می شود. جمینز، رودریگوئز و سانچز [3] (۲۰۰۴)، در مقاله‌ای، با بررسی تکانه‌های قیمت نفت و رشد تولید ناخالص داخلی در برخی ازکشورهایOECD با استفاده از مدل‌های VAR خطی و غیرخطی نشان دادند که تأثیر افزایش قیمت نفت در کوتاه‌مدت موجب افزایش تورم و نرخ بهره در تمام کشورها می شود. کونادو و گراسیا [4] (۲۰۰۵) با مطالعه تأثیر شوک های نفتی بر فعالیت‌های اقتصادی و شاخص قیمت مصرف کننده برای شش کشور آسیایی دریافتند که شوک های نفتی هم روی فعالیت های اقتصادی و هم روی شاخص های قیمت مصرف کننده آثار چشمگیر و نامتقارنی دارند. کولوگنی و مانرا [5] (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای، با بررسی ارتباط قیمت نفت، تورم و نرخ بهره با استفاده از یک الگوی خودرگرسیونی ساختاری، نتیجه می گیرد که شوک‌های قیمت نفت تأثیرهای شدیدی بر روی تورم و نرخ ارز دارند.

در مطالعات داخلی، حسینی (۱۳۷۵) نشان داد که افزایش قیمت نفت تأثیر منفی بر رشد

1- Balak et al.
2- Yucel & Brown
3- Jimenez & Rodrligues & Sanchez
4- Cunado. & Gracia
5- Cologni & Manera

اقتصادی کشورهای منتخب OECD داشته است. صمدی امین‌آبادی (۱۳۷۸) تأثیر تکانه های نفتی روی متغیرهای کلان را با استفاده یک الگوی شبیه سازی متشکل از یک سیستم معادلات هم زمان مورد بررسی قرار می‌دهد. وی دریافت در مواقعی که دولت با افزایش درآمدهای نفتی روبه روست، صرف نظر از نوع سیاست‌های ارزی اعمال‌شده، هر چه حساسیت مخارج عمرانی دولت در مقایسه با مخارج کل دولت بالاتر باشد، شاخص‌های مهم اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری بهبود نسبی یافته‌اند و به عکس، در زمانی که دولت با کاهش درآمدهای نفتی مواجه می‌شود و مخارج کل دولت کاهش می یابد، هرچه کشش مخارج عمرانی دولت نسبت به مخارج کل کمتر باشد، شاخص‌های فوق روند بهتری را طی می کنند.

ارسلانی (۱۳۸۰) در مطالعه‌ای به بررسی نقش و اهمیت قیمت نفت و درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران و ارتباط آن با متغیرهای کلان طی سال های ۱۳۴۹ تا ۱۳۷۹ پرداخته است. وی نتیجه گرفت که تولید ناخالص ملی با افزایش و کاهش قیمت نفت تحت می گیرد؛ و به علاوه، درآمدهای ارزی و درآمد بودجهٔ عمومی دولت نیز تابع نوسانات قیمت نفت است؛ طوری که با بالا رفتن قیمت نفت، درآمدهای ارزی ناشی از نفت و به تبع آن کل در یافتی های ارزی و همچنین درآمد بودجهٔ عمومی دولت، افزایش می یابد و با کاهش قیمت نفت نیز درآمدهای عمومی بودجه کم می‌شود.

سرزعیم (۱۳۸۱) با بررسی تأثیرهای نوسانات قیمت نفت خام بر تولید ناخالص داخلی و تورم، دریافت که واکنش متغیر تولید ناخالص داخلی به تکانه‌های مثبت و منفی نامتقارن بوده و تورم‌زایی سیاست‌های پولی در تکانه‌های منفی بیش از تکانه های مثبت است. پاسبان (۱۳۸۳) نیز با استفاده از تحلیل‌های رگرسیونی، به بررسی تأثیر قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی در ایران پرداخته است. وی نشان می‌دهد که تأثیر شوک مثبت نفتی بر ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی، در طول زمان کاهش می یابد و از بین می‌رود.

هادیان و پارسا (۱۳۸۵) پس از بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر روند تعدادی از متغیرهای کلان اقتصادی، نشان می‌دهند که تکانه‌های قیمتی نفت یکی از منابع اصلی

نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی در ایران است. مهرآرا و نیکی اسکوئی (۱۳۸۵) با استفاده از روش محدودیت های بلندمدت بلانچارد و کوا[1]، با شناسایی تکانه های ساختاری نشان دادند که درجهٔ برون‌زایی، قیمت نفت در عربستان و کویت نسبت به ایران و اندونزی پایین تر است و تکانه های نفتی مهم ترین عامل نوسانات تولید ناخالص داخلی در ایران و عربستان است. تأثیر شوک مثبت قیمت نفت روی واردات، تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت ها در همهٔ کشورها مثبت بوده و سبب افزایش آنها شده است.

متوسلی و فولادی (۱۳۸۵) نیز در بررسی آثار افزایش قیمت جهانی نفت بر تولید ناخالص داخلی و اشتغال ایران، با استفاده از مدل تعادل عمومی، نشان دادند که افزایش قیمت نفت، افزایش تولید ناخالص داخلی را به همراه دارد، که این افزایش ناشی از افزایش تمامی اجزای تولید ناخالص داخلی است. فلاحی و پیغمبری (۱۳۸۶)، با بررسی تأثیرات دو طرفهٔ نوسانات قیمت سبد نفتی اوپک و رشد اقتصادی نیز به این نتیجه رسیدند که تأثیر تغییر قیمت سبد نفتی اوپک بر سطح تولید ناخالص داخلی واقعی این کشورها، به کوتاه مدت محدود است.

بهبودی و تفکر آزاد (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای با بررسی تأثیرات بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران، نشان دادند که تکانهٔ قیمت نفت، تأثیر منفی بر تولید داشته و در کل دورهٔ مورد بررسی آن را پایین تر از سطح دائمی خود قرار می‌دهد. همچنین صمدی و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیل تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران»، با استفاده از الگوی VAR بیان می دارد که نوسان‌های قیمت نفت می‌تواند موجب بی‌ثباتی در متغیرهای کلان در هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکنندهٔ نفت شود. نوسان‌های قیمت نفت می‌تواند به‌دلیل وابستگی زیاد آن به درآمدهای نفتی، آثار ویژه‌ای بر اقتصاد ایران داشته باشد. نتایج مطالعه ایشان نشان می‌دهد که اگر شوکی به قیمت نفت در جهت افزایش وارد شود، تمام متغیرهای موجود در مدل، ازجمله تولیدات بخش صنعت، شاخص قیمت مصرف‌کننده، واردات و نرخ ارز،

1- Blanchard & Quah

به شوک وارده واکنش نشان می‌دهند.

بیات (۱۳۸۸) نیز نشان داد درآمدهای نفتی بخش عمدهٔ درآمدهای صادراتی کشورهای عضو اوپک را تشکیل می‌دهد. نفت منبع اصلی درآمد دولت‌هاست. افزایش درآمدهای نفتی، با گسترش اعتبارات عمرانی و جاری دولت همراه است. اگر مدیریت درآمد نفتی تحت چارچوب نهادی ساختاری با کیفیت نامناسب و با یک دولت رانتی با بروکراسی گسترده و ضعیف صورت گیرد، آن‌گاه نتایج ناگواری در زیر سیستم اقتصادی به بار می‌آید و رشد و توسعهٔ اقتصادی را مختل می‌کند و به تورم می‌انجامد.

۳. متدولوژی و تصریح الگو

۳-۱. چارچوب عمومی الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC)

یک مدل VEC نشان می دهد که چگونه انحراف از روابط بلندمدت، یک متغیر اقتصادی را در طول زمان تحت تأثیر قرار می‌دهد. این مدل‌ها امکان تحلیل واکنش ضربه را نیز فراهم می‌آورند؛ به این شکل که به خوبی می‌توانند واکنش یک متغیر را در طول زمان، به سبب شوک ایجادشده در اقتصاد، نشان دهند. براساس مدل VAR و با فرض هم‌گرایی درجهٔ یک متغیرها، می توان مدل VEC عمومی را با r رابطه هم جمعی به شکل زیر معرفی کرد:

$$\Gamma_0 \Delta y_t = \alpha\beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \ldots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + B_0 x_t + \ldots + B_q x_{t-q} + CD_t + u_t \quad (۱)$$

در این رابطه α ماتریس k×r «ضریب سرعت تعدیل[1]»است که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می دهد و β ماتریس k×r هم جمعی است که نشان‌دهندهٔ بخش بلندمدت مدل است. Γj ماتریس k×k ضرایب کوتاه‌مدت، xt بردار متغیرهای برونزا، CDt بردار متغیرهای ازپیش‌تعیین‌شده و ut نیز بردار اجزاء خطای اختلال خالص

1- loading coefficient

با $E(u_t u_t') = \Sigma_u$ است[۱]. برای تخمین رابطهٔ (۱) اگر ماتریس Γ_0 یکه باشد و هیچ متغیر برونزایی نیز وجود نداشته باشد، از فرآیند تخمین «رتبهٔ خلاصه‌شده یوهانسن(RR)۲»بر اساس مطالعهٔ یوهانسن[۳] (۱۹۹۵) یا روش «دو مرحله‌ای ساده (S2S)[۴]»استفاده می‌شود. (Lutkepohn & Kratzing,2004:89)[۵]

در اینجا نیز می توان با اعمال محدودیت ساختاری بر شکل خلاصه‌شدهٔ مدل VEC، اخلال‌ها و واکنش‌های ضربهٔ مناسب را تشخیص داد که در این حالت، مدل‌های SVEC مطرح می شود. در این رویکرد، در بررسی تحلیل واکنش‌های ضربه، با اعمال محدودیت بر مدل VEC، شوک‌های ساختاری را می‌توان به دو جزء «شوک های دائمی[۶]» و «شوک‌های زودگذر[۷]» تفکیک کرد که شوک‌های ساختاری دائمی با اعمال محدودیت‌های بلندمدت و شوک‌های ساختاری زودگذر با اعمال محدودیت‌های کوتاه‌مدت بر مدل تشخیص داده می شوند.

واکنش‌های ضربه اغلب در بررسی روابط بین متغیرهای مدل پویا مورد استفاده قرار می گیرند. به ترتیبی که تأثیر نهایی ضربهٔ وارد شده بر سیستم در طول زمان دنبال می‌شود. مدل SVEC برای شناسایی شوک‌هایی که در تحلیل واکنش ضربه مورد توجه واقع می‌گیرند، از طریق اعمال محدودیت‌هایی بر ماتریس اثرات بلندمدت شوک‌ها و ماتریس B اثرات همزمان شوک‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرند. در این چارچوب نیز ماتریس B رابطهٔ بین اجزاء خطای ساختاری و اخلال‌های شکل خلاصه‌شده را به صورت $u_t = B\varepsilon_t$ معرفی می‌کند که در آن $\varepsilon_t \sim (0, I_K)$ است. اثرات بلندمدت شوک‌های وارد شده بر سیستم نیز

۲- به منظور تسهیل در تخمین می‌توان رابطهٔ (۱) را به شکل ماتریسی $\Delta Y = \Pi Y_{-1} + \Gamma \Delta X + U$ نوشت. که در آن $\Delta Y = [\Delta y_1, ..., \Delta y_T]$، $\Pi = \alpha\beta'$، $Y_{-1} = [y_0, ..., y_{T-1}]$، $\Gamma = [\Gamma_1, ..., \Gamma_{p-1}]$، $\Delta X = [\Delta X_0, ..., \Delta X_{T-1}]$، $\Delta X'_{t-1} = [\Delta y_{t-1} \ \cdots \ \Delta y_{t-p+1}]$ و $U = [u_1, ..., u_T]$ است.

3- Johansen Recuced Rank
4- Johansen
5- simple two-step

٦ - برای مطالعهٔ بیشتر Ahn & Reinsel (1990)

6- permanent shocks
7- transitory shocks

از یک روند تصادفی برخوردارند. بر اساس تئوری گرنجر، که توسط یوهانسن (۱۹۹۵) بازگو شده است، تأثیرات بلندمدت اخلال های ساختاری را با ΘB نشان می‌دهد که در آن Θ عبارتست از:

$$\Theta = \beta\perp\left(\alpha'\perp(I_k-\sum_{i=1}^{p-1}\Gamma_i)\beta\perp\right)^{-1}\alpha'\perp \qquad (۲)$$

از آنجایی که این ماتریس دارای رتبهٔ k-r است، ΘB هم دارای همان رتبه و بنابراین حداکثر دارای r ستون صفر خواهد بود. به عبارت دیگر، حداکثر r تا از اخلال‌های ساختاری می‌تواند دارای اثرات زودگذر (دارای تأثیرات بلندمدت صفر) و حداقل $k^*=K-r$ تا از شوک‌ها مربوط به تأثیرهای دائمی است. با بررسی رتبهٔ هم جمعی r، می‌توان r تا شوک زودگذر را مشخص کرد و بر اساس آن r تا از ستون‌های ماتریس ΘB را صفر در نظر گرفت. از آنجایی که رتبهٔ ماتریس به k-r کاهش می‌یابد، و هر ستون صفر نشان‌دهندهٔ k-r قید مستقل است، بنابراین r شوک زودگذر، (k-r) r قید مستقل را در بر می‌گیرد. این تعداد از قیدها، بر اساس هم جمعی بین متغیرها تعیین شد، ولی برای تصریح واحد از ماتریس B، مبانی تئوریک بیشتری برای اعمال قیود دیگر موردنیاز است. از آنجایی که (k-r) r قید از طریق بررسی هم جمعی بین متغیرها تعیین شد، برای شناسایی دقیق اخلال‌های ساختاری به $1/2k(k-1)-r(k-r)$ قید دیگر نیاز است. از این مقدار قید، $r(r-1)/2$ مربوط به شوک‌های زودگذر و $k^*(k^*-1)/2$ مربوط به شوک‌های دائمی است. این شوک‌های زودگذر ممکن است مستقیماً از طریق اعمال قیود صفر بر ماتریس B اعمال شود و درنتیجه آن شوک‌های معینی را که تأثیر آنی بر بعضی از متغیرها ندارند ، مورد تصریح قرار دهند. در واقع، شوک‌های زودگذر را فقط می‌توان از طریق قیود برقرارشده بر ماتریس B شناسایی کرد؛ چراکه این شوک‌ها به ستون های صفر ماتریس ΘB مربوط می شوند. بنابراین $r(r-1)/2$ تا از قیدها مستقیماً بر ماتریس B اعمال

می‌شود[۱].(Lutkepohl,2005:369)

۳-۲. تصریح الگو

بعد از تخمین مدل SVEC می‌توان با در نظر گرفتن قیود اعمال‌شده بر سیستم به تحلیل واکنش ضربه و تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی این مدل پرداخت. این مطالعه به دنبال بررسی نوسانات کلان اقتصادی بر مبنای یک مدل کلان با اقتصاد باز با استفاده از تصریح تجربی شوک‌های ساختاری از یک مدل تخمینی VEC است. این موضوع در مطالعات شاپیرو و واتسون (۱۹۸۸)، بلانچارد و کوا (۱۹۸۹)، گالی[۲] (۱۹۹۲) و احمد و پارک[۳] (۱۹۹۴) در خصوص نوسانات کلان اقتصادی و در مطالعه کلاریدا و گالی[۴] (۱۹۹۴) درخصوص نوسانات نرخ ارز نیز مورد بررسی قرار گرفته است.

مجموعهٔ متغیرهای کلان اقتصادی در مدل، شامل تولید واقعی خارجی (RFGDP)، قیمت واقعی جهانی نفت خام (RWOP)، تولید ناخالص داخلی واقعی (RGDP)، نرخ ارز واقعی (RER)، ماندهٔ واقعی پول (RMB) و سطح قیمت‌های داخلی (DP) است. بنابراین در مدل SVEC، شوک‌های واقعی خارجی (εw)، شوک‌های قیمت نفت (εOP)، شوک‌های عرضهٔ کل (εAS)، شوک‌های تراز خارجی (εBP)، شوک‌های تقاضای کل (εAD) و شوک‌های عرضهٔ پول (εMS) مورد توجه قرار می‌گیرد. الگوی کلی تصحیح خطای برداری متناسب با متغیرهای معرفی‌شده به شکل زیر است:

$$\begin{bmatrix} \Delta RFGDP_t \\ \Delta RWOP_t \\ \Delta RGDP_t \\ \Delta RER_t \\ \Delta RMB_t \\ \Delta DP_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \\ \alpha_{31} \\ \alpha_{41} \\ \alpha_{51} \\ \alpha_{61} \end{bmatrix} EC_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \begin{bmatrix} a_{i,11} & a_{i,12} & a_{i,13} & a_{i,14} & a_{i,15} & a_{i,16} \\ a_{i,21} & a_{i,22} & a_{i,23} & a_{i,24} & a_{i,25} & a_{i,26} \\ a_{i,31} & a_{i,32} & a_{i,33} & a_{i,34} & a_{i,35} & a_{i,36} \\ a_{i,41} & a_{i,42} & a_{i,43} & a_{i,44} & a_{i,45} & a_{i,46} \\ a_{i,51} & a_{i,52} & a_{i,53} & a_{i,54} & a_{i,55} & a_{i,56} \\ a_{i,61} & a_{i,62} & a_{i,63} & a_{i,64} & a_{i,65} & a_{i,66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta RFGDP_{t-i} \\ \Delta RWOP_{t-i} \\ \Delta RGDP_{t-i} \\ \Delta RER_{t-i} \\ \Delta RMB_{t-i} \\ \Delta DP_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} & c_{14} & c_{15} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} & c_{24} & c_{25} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & c_{34} & c_{35} \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & c_{44} & c_{45} \\ c_{51} & c_{52} & c_{53} & c_{54} & c_{55} \\ c_{61} & c_{62} & c_{63} & c_{64} & c_{65} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c \\ s_{1t} \\ s_{2t} \\ s_{3t} \\ t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \hat{u}_{1t} \\ \hat{u}_{2t} \\ \hat{u}_{3t} \\ \hat{u}_{4t} \\ \hat{u}_{5t} \\ \hat{u}_{6t} \end{bmatrix}$$

(۳)

۱- برای اطلاعات بیشتر مطالعات King, Plosser, Stock & Watson (1991)، Gonzalo & Ng (2001) و Bruggemann (2004) مراجعه کنید.

2 - Gali
3 - Ahmed and Park
4 - Clarida and Gali

از آنجایی که اقتصاد کشور کوچک است، رشد تولید جهانی به طور برون زا ثابت درنظر گرفته می‌شود. این رابطه به شکل زیر است:

$$\Delta RFGDP_t = \varepsilon_t^w \quad (۴)$$

شوک مثبت وارد شده به تولیدات خارجی معمولاً در قالب بهبود در تکنولوژی جهانی، افزایش مصرف جهانی نفت و افزایش نرخ بهرهٔ واقعی جهانی تفسیر شدنی است که موجب افزایش تقاضای نفت خواهد شد.

قیود وارد شده بر رابطهٔ قیمت جهانی نفت، بر سازوکار بازار جهانی نفت و سیاست‌های اوپک مبتنی است؛ یعنی قیمت واقعی نفت احتمالاً از شوک تولیدات جهانی و شوک قیمت نفت متأثر خواهد بود:

$$\Delta RWOP_t = \alpha_1 \varepsilon_t^w + \varepsilon_t^{OP} \quad (۵)$$

نه‌تنها شوک خارجی ممکن است تقاضای برای نفت ایران را تحت‌تأثیر قرار دهد، عرضهٔ نفت کشورهای غیرعضو اوپک و سهم اعضای اوپک نیز بر سیاست‌های نفتی ایران تأثیرگذار است. بنابراین تقاضای جهانی نفت خام، به قیمت واقعی نفت و فعالیت‌های جهانی اقتصاد بستگی دارد.

از آنجایی که میزان تولید نفت خام ایران در بلندمدت ثابت است، می‌توان آن را از شوک خارجی و شوک قیمت جهانی نفت متأثر دانست. از طرفی، چون رابطهٔ تولید نفت خام در مدل VAR وجود ندارد، از رابطهٔ عرضهٔ کل در مدل استفاده می‌کنیم؛ چراکه در کشورهای نفتی، تولید نفت سهم جالب توجهی در عرضهٔ کل اقتصاد آن‌ها دارد. به عبارت دیگر، شوک‌های وارد شده بر تولید نفت، مانند شوک قیمت نفت و شوک‌های خارجی، عرضهٔ کل را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهند. در نهایت می‌توان گفت که رابطهٔ بلندمدت عرضهٔ کل بر اساس شوک‌های دائمی خارجی (تولیدات واقعی جهانی)، قیمت واقعی نفت خام و عرضهٔ کل تعیین می شود:

$$\Delta RGDP = \alpha_2 \varepsilon_t^w + \alpha_3 \varepsilon_t^{OP} + \varepsilon_t^{AS} \quad (۶)$$

تا اینجا در رابطه‌های (۱)، (۲) و (۳) شوک‌های مربوط به بازار جهانی نفت که اقتصاد ایران را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، مورد توجه قرار گرفت. شوک‌های داخلی دیگری نیز وجود دارد که به نوساناتی در اقتصاد ایران می‌انجامد که عبارتند از: شوک تراز تجاری، شوک تقاضای کل و شوک پولی. با معرفی روابط مربوط به تراز تجاری، تقاضای کل و تقاضای پول و حل توأم آن‌ها، می‌توان قیود اعمالی مناسب بر آن‌ها را شناسایی کرد. این روابط عبارتند از:

$$\beta_1 RER_t - \beta_2 RGDP_t = BP_t \qquad (۷)$$

بر اساس مطالعهٔ پراساد (۱۹۹۹)[1] با فرض محدودیت در تحرّک سرمایه، تولید ناخالص داخلی واقعی و نرخ ارز واقعی تعیین‌کنندهٔ تراز پرداخت‌ها است.

$$AD = AAD_t + \beta_t[DIR_t - E_t(p_{t-1} - p_t)] - \beta_4 BP_t \qquad (۸)$$

این رابطه تقاضای کل (IS) را نشان می‌دهد که به تقاضای کل مستقل، نرخ بهره داخلی، شکاف قیمت انتظاری و سطح معینی از تراز پرداخت‌ها بستگی دارد.

$$MD = p_t + RGDP_t - \beta_5 DIR_t \qquad (۹)$$

این رابطه نیز تقاضای پول با کشش درآمدی واحد را نشان می‌دهد. در وضعیت برقراری تعادل در بازار کالا و پول داریم: $AS = AD = RGDP$ و $MS = MD = RMB$

بر اساس مطالعات کلاریدا و گالی (۱۹۹۴) و پراساد (۱۹۹۹) فرض می‌شود که تراز تجاری و تقاضای کل، گام تصادفی ساده هستند و بر همین اساس، شوک‌های تراز تجاری و تقاضای کل همیشه دائمی‌اند. بنابراین با تفاضل‌گیری طرفین رابطهٔ (۴) و در نظر گرفتن فرض گام تصادفی خواهیم داشت:

$$\Delta RER = \alpha_4 \varepsilon_t^W + \alpha_5 \varepsilon_t^{OP} + \alpha_6 \varepsilon_t^{AS} + \varepsilon_t^{BP} \qquad (۱۰)$$

این رابطه نشان می‌دهد که در بلندمدت نرخ ارز واقعی به‌وسیلهٔ شوک‌های دائمی

1 - Prasad (1999)

خارجی، قیمت نفت خام، عرضه کل و تراز تجاری تعیین می‌شود.

با جای گذاری رابطهٔ (۵) در رابطهٔ (۶)، وجود وضعیت تعادلی در بازار، فرض رابطهٔ خطی فیشر و متأثر شدن نرخ بهرهٔ واقعی از شوک‌های عرضهٔ کل و شوک‌های خارجی، بر اساس مدل کینزین‌ها، تغییرات ماندهٔ واقعی پول به شکل زیر خواهد بود:

$$\Delta RMB = \alpha_7\varepsilon_t^w + \alpha_8\varepsilon_t^{OP} + \alpha_9\varepsilon_t^{AS} + \alpha_{10}\varepsilon_t^{BP} + \varepsilon_t^{AD} \quad (۱۱)$$

این رابطه نشان می‌دهد که در بلندمدت ماندهٔ واقعی پول به شوک‌های دائمی خارجی، عرضه کل، تراز تجاری و تقاضای کل بستگی دارد.

بر اساس مطالعات کلاریدا و گالی (۱۹۹۴)، پراساد (۱۹۹۹) و احمد و پارک (۱۹۹۴) قیمت‌های داخلی به شوک‌های دائمی خارجی، عرضهٔ کل، تراز تجاری، تقاضای کل و عرضهٔ پول بستگی دارد.

$$\Delta DP = \alpha_{11}\varepsilon_t^w + \alpha_{12}\varepsilon_t^{OP} + \alpha_{13}\varepsilon_t^{AS} + \alpha_{14}\varepsilon_t^{BP} + \alpha_{15}\varepsilon_t^{AD} + \varepsilon_t^{MS} \quad (۱۲)$$

الگوی تخمینی در این بخش بر اساس یک فرآیند ساختاری از شش متغیر تشکیل شده است که در تأثیر شش شوک ساختاری خارجی، قیمت جهانی نفت خام، عرضهٔ کل، تراز تجاری، تقاضای کل و عرضهٔ پول از خود واکنش نشان می دهند.

$$\varepsilon_t = \left[\varepsilon_t^W \quad \varepsilon_t^{OP} \quad \varepsilon_t^{AS} \quad \varepsilon_t^{BP} \quad \varepsilon_t^{AD} \quad \varepsilon_t^{MS}\right] \quad (۱۳)$$

الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری برا اساس قیود معرفی شده براساس مبانی نظری بالا برای رابطه (۲) به قرار زیر خواهد بود:

$$\begin{bmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{21} & \beta_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & \beta_{44} & 0 & 0 \\ \beta_{51} & \beta_{52} & \beta_{53} & \beta_{54} & \beta_{55} & 0 \\ \beta_{61} & \beta_{62} & \beta_{63} & \beta_{64} & \beta_{56} & \beta_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{RFGDP} \\ u_{RWOP} \\ u_{RGDP} \\ u_{RER} \\ u_{RMB} \\ u_{DP} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^W \\ \varepsilon_t^{OP} \\ \varepsilon_t^{AS} \\ \varepsilon_t^{BP} \\ \varepsilon_t^{AD} \\ \varepsilon_t^{MS} \end{bmatrix} \quad (۱۴)$$

مجموعه متغیرهای کلان اقتصادی در مدل شامل تولید واقعی خارجی (RFGDP)، قیمت واقعی جهانی نفت خام (RWOP)، تولید ناخالص داخلی واقعی (RGDP)، نرخ ارز واقعی (RER)، ماندهٔ واقعی پول (RMB) و سطح قیمت‌های داخلی (DP) است. بنابراین در مدل SVEC، شوک‌های واقعی خارجی (εw)، شوک‌های قیمت نفت (εOP)، شوک‌های عرضهٔ کل (εAS)، شوک‌های تراز خارجی (εBP)، شوک‌های تقاضای کل (εAD) و شوک‌های عرضهٔ پول (εMS) مورد توجه قرار می‌گیرد.

٤. بررسی نتایج تجربی

این بخش به دنبال بحث و بررسی نتایج تجربی حاصل از تخمین روابط بین متغیرهای مربوطه، با استفاده از نرم افزار JMulTi 4 در قالب رویکرد SVEC مبتنی بر داده‌های آماری فصلی ۱۳۸۹Q۴- ۱۳۵۹Q۱ می باشد. نتایج آزمون ریشه واحد بر اساس آزمون "دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)"[1] برای بررسی پایایی متغیرهای مدل در جدول (۱) گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهند که همهٔ متغیرها در سطح معناداری ۵٪ همگرای درجه یک، I(۱)، هستند.

1 - Augmented Dickey-Fuller

جدول۱. آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

متغیرهای سطح	آماره آزمون	متغیرهای تفاضلی	آماره آزمون
LRFGDP	−۳/۲۱	ΔLRFGDP	−۲/۹۱
LRWOP	−۰/۹۰	ΔLRWOP	−۹/۲۱
LRGDP	−۱/۵۴	ΔLRGDP	−۵/۶۰
LRER	−۱/۰۱	ΔLRER	−۳/۶۹
LRMB	−۲/۱۵	ΔLRMB	−۲/۹۴
LDP	−۲/۴۱	ΔLDP	−۵/۳۵

میزان آمارهٔ آزمون در سطوح بحرانی براساس مطالعه دیویدسون و مکینون[1] (۱۹۹۳)

- با جزء ثابت، متغیرهای مجازی فصلی و روند خطی ۱٪ : (۳. ۹۶−) ۵٪ : (۳. ۴۱−) ۱۰٪ : (۳. ۱۳−)
- با جزء ثابت، متغیرهای مجازی فصلی و بدون روند خطی ۱٪ : (۳. ۴۳−) ۵٪ : (۲. ۸۶−) ۱۰٪ : (۲. ۵۷−)

مأخذ: محاسبات تحقیق

تعیین وقفهٔ بهینه در تصریح الگوی SVEC اهمیت بسیاری دارد. بدین‌منظور از «معیار اطلاعات آکائیک (AIC)[2]» ، «معیار شوارز (SC)[3]» ، «معیار حنان کوئین (HQC)[4]» و «خطای پیش‌بینی نهایی (FPE)[5]» استفاده می‌شود. براساس نتایج به دست آمده در جدول (۲)، هر یک از معیارها وقفه‌های ۴ و ۱ را پیشنهاد می‌کنند.

جدول۲. تعداد وقفه‌های بهینه

AIC	۴
FPE	۴
SC	۱
HQC	۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

1 - Davidson and MacKinnon
2 - Akaike Information Criterion
3 - Schwarz Criterion
4- Hannam-Quinn Criterion
5 - Final Prediction Error

برای تعیین وقفهٔ بهینه و ارزیابی مناسب بودن الگـوی تخمینـی از «آزمـون پـورتمن[1]» و «آزمون بروش-گادفری۲» برای تشخیص خودهم بستگی اجزاء باقیمانده، «آزمون ژارکـو-برا[3]» بـرای تشـخیص غیرنرمـال بـودن و «آزمـون ARCH-LM چنـدمتغیره» بـرای تشـخیص واریانس ناهمسانی استفاده می‌کنیم. با توجه به نتایج جدول (۳)، آزمون‌های تشخیصـی در الگوی با وقفهٔ۴ دلالت بر نبود وجود خودهم بستگی، نرمال بودن و عدم واریانس ناهمسانی اجزاء باقیمانده دارند؛ بنابراین وقفهٔ ۴ انتخاب می‌شود.

جدول۳. آزمون‌های تشخیصی

آزمون	$Q_{۱۶}$		$LM_۱$		$LM_۲$		$LJB_۲$		MARCH LM (۲)	
وقفه	۱	۴	۱	۴	۱	۴	۱	۴	۱	۴
آماره	۶۰۰	۴۷۵	۵۲۸	۱۲۱	۵۲۸	۳۷۲	۳۴۳	۹۹/۳	۵۲۸	۱۸۰۲
آماره p	(۰/۰۱)	(۰/۰۶)	(۰/۱۸)	(۰/۹۹)	(۰/۱۸)	(۰/۳۲)	(۰/۰۰)	(۰/۱۰)	(۰/۱۸)	(۰/۲۶)

– فرضیهٔ صفر (دالّ بر عدم خودهم بستگی، نرمال بودن و عدم واریانس ناهمسانی تنها وقتی ردّ می شود که آماره p کوچک تر از ۰/۱ یا ۰/۵ باشد. (Lutkepohl & Keratzig,2004:47).

– Q_h: آزمون پورتمن برای تشخیص خودهم بستگی - LM_h: آزمون بروش-گادفری برای تشخیص خودهمبستگی

– LJB_k : آزمون ژارکو-برا برای تشخیص غیرنرمال بودن - $MARCH_{LM}(q)$: آزمون ARCH- LM چندمتغیره برای تشخیص واریانس ناهمسانی

مأخذ: محاسبات تحقیق

به‌منظور بررسی بردارهای هم جمعی آزمون‌های همجمعی یوهانسن (۱۹۹۵) و لوتکپـل و سایکنن (۲۰۰۰) دو رابطهٔ بلند مدت بین متغیرهای الگـو در سـطح معنـاداری ۹۹٪ وجـود دارد. این نتایج در جدول (۴) قابل مشاهده است.

بعد از آزمون ریشهٔ واحد، تعیین وقفهٔ بهینه، آزمون‌های تشخیصی و آزمون هم جمعی، مدل SVEC مورد تخمین قرار گرفت. در الگوهای SVEC توابع عکس‌العمل (IR) و تجزیـهٔ واریانس خطای پیش‌بینی (FEVD) هستهٔ اصلی نتـایج تخمـین را نشـان مـی‌دهنـد. بنـابراین بحث اصلی روی این دو ابزار متمرکز خواهد شد.

1- portmanteau test
2- Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
3- Jarque–Bera test

جدول۴. آزمون هم جمعی

فرضیه صفر	هم جمعی یوهانسن			هم جمعی لوتکپل و سایکنن		
	LR	آماره p	سطح معناداری ۹۹٪	LR	آماره p	سطح معناداری ۹۹٪
$r = ۰$	*۱۴۴/۳۳	۰/۰۰	۱۱۲/۸۸	*۱۰۶/۸۹	۰/۰۰	۹۲/۲۶
$r \leq ۱$	*۹۴/۶۷	۰/۰۰	۸۴/۸۴	*۶۷/۸۳	۰/۰۰	۶۷/۲۴
$r \leq ۲$	۵۴/۳۴	۰/۰۵	۶۰/۸۱	۳۱/۵۹	۰/۲۸	۴۶/۲۰
$r \leq ۴$	۳۰/۱۰	۰/۱۶	۴۰/۷۸	۱۸/۷۸	۰/۲۱	۲۹/۱۱
$r \leq ۵$	۱۶/۶۳	۰/۱۵	۲۴/۶۹	۸/۹۹	۰/۱۷	۱۶/۱۰
$r \leq ۳$	۶/۲۷	۰/۱۸	۱۲/۵۳	۰/۹۳	۰/۳۸	۶/۹۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

توابع عکس‌العمل، رفتار پویای متغیرهای الگو را به هنگام ضربه یا تکانهٔ واحد بر هریک از متغیرها در طول زمان نشان می‌دهد. نمودار (۱) نتایج تحلیل واکنش ضربه را با استفاده از روش هال (۱۹۹۲) در سطح معناداری ۹۵٪ با تعداد انعکاس بوتسترپ[1] ۵۰۰ نشان می‌دهد. این نمودار به‌خوبی در راستای نتایج فوق‌الذکر مشخص است که: شوک مثبت قیمت واقعی نفت خام تأثیر مثبت و معنادار در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت روی GDP واقعی دارد؛ یعنی همان طور که قیمت واقعی نفت خام افزایش می‌یابد، GDP واقعی افزایش یافته وسپس بعد از گذشت مدتی GDP جهانی به سمت تعادل بلندمدت خود گرایش پیدا می‌کند. علت این امر را می‌توان به‌وسیلهٔ این حقیقت که افزایش قیمت واقعی نفت خام باعث افزایش GDP به حد کافی در بخش نفت می‌شود را توضیح داد.

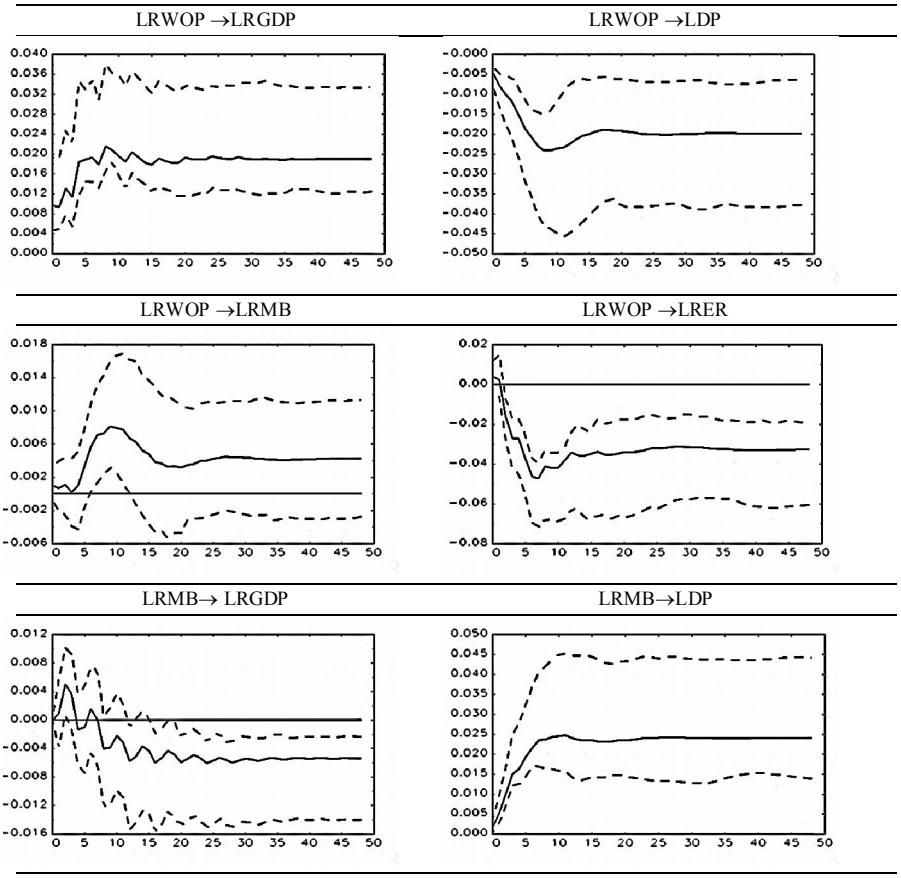
اثر شوک قیمت واقعی نفت خام روی قیمت‌های داخلی در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت منفی و معنادار است؛ به گونه‌ای که ایجاد یک شوک مثبت قیمت واقعی نفت خام، قیمت‌های داخلی را کاهش می‌دهد. این شوک همچنین ماندهٔ واقعی پول را افزایش می‌دهد و سپس بعد از مدتی ماندهٔ واقعی پول به سمت تعادل بلندمدت خود تثبیت می‌یابد.

شوک مثبت قیمت واقعی نفت خام، تأثیر منفی و معنادار روی نرخ ارز در کوتاه‌مدت،

1- Bootstrap

میان‌مدت و بلندمدت دارد. با این حال شوک قیمت نفت تأثیر دائمی بر نرخ ارز واقعی دارد. درحقیقت، شوک قیمت واقعی نفت خام نمایان‌گر شرایط شوک تجاری در اقتصاد است. بنابراین شوک مثبت تجاری به افزایش در تولیدات و صادرات به طور هم زمان می‌انجامد. واردات کشور نیز به علت افزایش در ثروت و افزایش تقاضا برای تولیدات واسطه‌ای، افزایش خواهد یافت.

نمودار ۱. تحلیل واکنش ضربه (IRF)



مأخذ: محاسبات تحقیق

یک شوک مثبت ماندهٔ حقیقی پول، باعث افزایش آنی در تولیدات واقعی در کوتاه‌مدت می‌شود. افزایش ماندهٔ واقعی پول می‌تواند سبب تغییر تولیدات داخلی در کوتاه‌مدت شود که این تغییرات را می‌توان به پایین بودن تعدیل قیمت‌ها در طول زمان نسبت داد. اما شوک مثبت ماندهٔ واقعی پول در میان‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی بر GDP واقعی دارد وGDP واقعی بعد از مدتی به سمت تعادل بلندمدت خود گرایش پیدا می‌کنند. با مطرح شدن ماندهٔ واقعی پول، یک شوک مثبت این متغیر، می‌تواند تورم را در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت افزایش دهد. بعد از آن، پس از گذشت مدت زمانی، تورم تثبیت می‌شود.

جدول (۵) و (۶) نیز سهم هر یک از متغیرها را در شوک ایجادشده در نرخ ارز در قالب تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد. مطابق جدول(۶) سهم شوک قیمت نفت در واریانس عرضهٔ کل، تقاضای کل، تراز خارجی و تقاضای پول در کوتاه‌مدت به ترتیب،۰/۱۰، ۰/۰,۱۱،۰۷ و ۰/۰۱ ، در میان‌مدت، ۰/۳۲، ۰,۱۹، ۰/۴۳ و ۰/۰۲، در بلندمدت، ۰/۸۰، ۰/۱۷، ۰/۲۶ و ۰/۰۱ است. همچنین سهم شوک تقاضای پول در واریانس عرضهٔ کل و تقاضای کل در کوتاه‌مدت به ترتیب، ۰/۰۰۵ و ۰/۸۰، در میان‌مدت، ۰/۰۱ و ۰/۲۰ و در بلندمدت ۰/۰۲۵ و ۰/۲۲ است. با توجه به نتایج تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی مشخص می‌شود که شوک قیمت نفت بیشترین تأثیر خود را در واریانس عرضهٔ کل در بلندمدت بر جای می‌گذارد، یعنی یک شوک مثبت قیمت نفت، موجب ۸۰٪ افزایش در عرضهٔ کل بلندمدت می‌شود، ولی سهم این شوک در واریانس سایر متغیرهای تقاضای کل، تراز خارجی و تقاضای پول، به میان‌مدت مربوط است و شوک مثبت قیمت نفت در میان‌مدت موجب افزایش به ترتیب ۱۹٪، ۴۳٪ و ۲٪ در تقاضای کل، تراز خارجی و تقاضای پول می‌شود.

جدول ۵. تجزیه واریانس خطای پیش بینی (FEVD)

	سهم ε^{OP} در ε^{AS}	سهم ε^{OP} در ε^{AD}	سهم ε^{OP} در ε^{BP}	سهم ε^{OP} در ε^{MD}	سهم ε^{MD} در ε^{AS}	سهم ε^{MD} در ε^{AD}
۱	۰/۰۵	۰/۱۰	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۱
۴	۰/۱۶	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۱۵
۸	۰/۲۹	۰/۱۸	۰/۴۱	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۲۰
۱۲	۰/۳۵	۰/۲۰	۰/۴۵	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۲۱
۲۴	۰/۳۹	۰/۱۸	۰/۲۹	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۲۲
۴۸	۰/۴۱	۰/۱۷	۰/۲۴	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۲۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

همچنین بیشترین سهم شوک تقاضای پول در واریانس عرضهٔ کل و تقاضای کل مربوط به بلندمدت است؛ به گونه‌ای که شوک مثبت تقاضای پول موجب افزایش ۲/۵٪ در عرضهٔ کل و ۲۲٪ در تقاضای کل در بلندمدت می‌شود. به طورکلی نتایج تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی حاکی از آن است که شوک قیمت نفت مهم ترین عامل در بین شوک‌های ساختاری به حساب می‌آید و قیمت نفت بیشترین تأثیر را بر تولیدات نفتی خام دارد. این نتایج و یافته‌ها محتمل می‌باشند، زیرا ایران یکی از کشورهای صادرکنندهٔ نفت جهان و از بهره‌مندان زمین ارزان و ذخایر اثبات‌شده است.

جدول۶. تجزیه واریانس خطای پیش بینی (FEVD)

	سهم ε^{OP} در ε^{AS}	سهم ε^{OP} در ε^{AD}	سهم ε^{OP} در ε^{BP}	سهم ε^{OP} در ε^{MD}	سهم ε^{MD} در ε^{AS}	سهم ε^{MD} در ε^{AD}
کوتاه‌مدت	۰/۱۰	۰/۱۱	۰/۰۷	۰/۰۱	۰/۰۰۵	۰/۰۸
میان‌مدت	۰/۳۲	۰/۱۹	۰/۴۳	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۲
بلندمدت	۰/۸	۰/۱۷	۰/۲۶	۰/۰۱	۰/۰۲۵	۰/۲۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و ارائهٔ پیشنهادات

هدف اصلی این تحقیق بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر سطح شاخص‌های کلان اقتصادی در اقتصادهای نفتی، با استفاده از رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری در

ایران بود. برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیر ها، ابتدا پایایی و ناپایایی سری زمانی متغیرها مورد آزمون قرار گرفت. بدین منظور، از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده و مشخص شد که تمام متغیرها، با استفاده از آزمون ذکرشده، در تفاضل مرتبهٔ اول در سطح معناداری ۵٪ پایا هستند. سپس آزمون‌های تشخیصی به کار گرفته شد که مطابق با این آزمون‌ها، وقفهٔ ۴ در الگو به عنوان وقفهٔ بهینه جهت تخمین الگوهای مورد نظر مشخص شد. در ادامه، برقراری یا نبود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو بررسی شد؛ بدین منظور، از آزمون یوهانسن، لوتکپل و سایکنن بهره گرفته شد. نتایج نشان می‌داد که در سطح معناداری ۹۹٪، ۲ رابطهٔ بلندمدت وجود دارد.

با استفاده از نتایج تحلیل واکنش ضربه مشخص شد که شوک مثبت قیمت نفت موجب افزایش تولیدات داخلی می‌شود، زیرا با افزایش درآمد نفتی، زمینهٔ واردات کالاهای سرمایه‌ای در کشور ایجاد می‌شود که خود زمینه‌ساز تولید صنعتی می شود و میزان تولیدات داخلی در کشور افزایش می یابد. همچنین شوک مثبت قیمت نفت به کاهش سطح عمومی قیمت‌ها می‌انجامد، زیرا با افزایش قیمت نفت در ایران، واردات کالاها افزایش می‌یابد و شاخص قیمت‌ها در کوتاه‌مدت کاهش می‌یابد، اما در بلندمدت، با توجه به تاثیر نامطلوب افزایش درآمدهای نفتی، استفادهٔ نابجا از درآمدهای نفتی در ایران برای ایجاد زیرساخت‌های اقتصادی و افزایش عرضهٔ پول، تقاضا افزایش می‌یابد که در مجموع، موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در ایران می‌شود. شوک مثبت قیمت نفت نیز حجم نقدینگی را افزایش می‌دهد، زیرا با افزایش قیمت نفت، درآمدهای ارزی افزایش می‌یابد و با توجه به ظرفیت‌های اقتصادی کشور که توان جذب این مازاد را ندارند، افزایش قابل ملاحظه درآمدهای نفتی، افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی را به دنبال خواهد داشت و رشد این خالص نیز موجب رشد پایهٔ پولی و حجم نقدینگی می‌شود.

نتایج تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی حاکی از آن است که شوک قیمت نفت مهم ترین عامل در بین شوک‌های ساختاری به حساب می‌آید و قیمت نفت بیشترین تأثیر را بر تولید ناخالص داخلی دارد. به طور کلی، نتایج تحقیق نشان می‌دهد که طبق مبانی نظری

ارائه‌شده رابطهٔ برگشت‌ناپذیری بین قیمت واقعی نفت خام و تولید ناخالص واقعی در ایران وجود دارد و افزایش قیمت واقعی نفت خام، به افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی در کشور می‌انجامد بنابراین افزایش قیمت واقعی نفت خام، موجب رونق فعالیت‌های اقتصادی می‌شود.

از مقایسهٔ مطالعهٔ حاضر با برخی از پیشینه‌های ذکرشده، می‌توان دریافت که نتایج این مطالعه، با نتایج مطالعات سرزعیم (۱۳۸۱)، هادیان و پارسا (۱۳۸۵)، مهرآرا و نیکویی اسکویی (۱۳۸۵) کاملاً موافق و هم‌سوست و متوسلی و فولادی (۱۳۸۵) که نشان داد: واکنش متغیر GDP واقعی نسبت به تکانه‌های قیمت واقعی نفت خام نامتقارن است؛ و تکانه‌های قیمت نفت بیشترین سهم را در شکل‌گیری نوسانات اقتصادی به خود اختصاص می‌دهد و یکی از منابع اصلی نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی در ایران است؛ افزایش قیمت واقعی نفت خام موجب رونق می‌شود و این افزایش، افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی را به همراه دارد که ناشی از افزایش تمامی اجزای تولید ناخالص داخلی است. کاملاً موافق و همسو است، همچنین با توجه به وابستگی بسیار اقتصاد ایران به نفت، طبیعی است که افزایش قیمت نفت، تأثیر مثبت بر تولید ناخالص داخلی در ایران داشته باشد.

با توجه به اینکه اقتصاد ایران به نفت است، توصیه می‌شود درآمدهای نفتی در جهتی صرف شود که موجب به تنوع تولید و صادرات شود و درآمدهای فروش این ثروت ملی به دارایی‌هایی تبدیل شود که خود مولّد درآمد باشد تا در زمان کاهش قیمت نفت یا پایان‌پذیری منابع نفتی، اقتصاد کشور دچار تکانهٔ شدید نگردد. همچنین، از آنجا که عوامل دیگری به جز نفت، روی تولید تأثیر دارد، لازم است این عوامل شناسایی و با مدیریت علمی آنها در آینده شاهد رونق بیشتر تولید باشیم. همچنین پیشنهاد می‌شود سیاست و ابزارهای اجرایی مناسب از طرف دولت طراحی و اجرا شود تا با مدیریت صحیح و کارآمد، درآمدهای حاصل از نفت در مسیر توسعهٔ فعالیت‌های اقتصادی در جامعه قرار گیرد. حفظ و استفادهٔ درست از منابع صندوق توسعهٔ ملی، توزیع مناسب درآمدهای نفتی بین بخش‌های مختلف اقتصاد و اخذ مالیات متناسب از آنها و در نهایت صرف درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت برای طرح‌های تولیدی دارای توجیه فنی، اقتصادی و زیست‌محیطی ازجمله این سیاست ها و ابزارهاست.

منابع و مآخذ

- ارسلانی، علی. (۱۳۸۰). تأثیر قیمت نفت بر متغیرهای کلان ایران طی ۱۳۴۲ الی ۱۳۷۹؛ پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
- بهبودی، داوود و محمّدعلی متفکر آزاد و علی رضازاده. (۱۳۸۸). «تأثیرات بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران»، *مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۲۰(۶)، ص۳۳-۱.
- بیات، سعید. (۱۳۸۸)؛ تأثیرات غیرخطی درآمدهای نفتی بر تورم کشورهای عضو اوپک؛ پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
- پاسبان، فاطمه.(۱۳۸۳)، «تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی ایران (بیماری هلندی)»، *پژوهش نامهٔ اقتصادی*، شماره ۱۲(۴)، ص۱۳۶-۱۱۷.
- حسینی منجزی، فریدون.(۱۳۷۵)؛ بررسی رابطهٔ قیمت نفت و رشد اقتصادی در کشورهای OECD؛ پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشکدهٔ اقتصاد: دانشگاه تهران .
- سرزعیم، علی. (۱۳۸۱)؛ تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای اقتصادی؛ پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشکدهٔ اقتصاد: مؤسسهٔ عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.
- سرزعیم، علی. (۱۳۸۶).« *بررسی اثرات تکانه‌های قیمت نفت بر متغیرهای اقتصادی در یک مدل VAR*»، *مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۴(۱۲)، ص۵۱-۲۷.
- فلاحی، محمدعلی و سعید پیغمبری سرمزده. (۱۳۸۶). «بررسی آثار متقابل میان نرخ رشد قیمت سبد نفتی OPEC و رشد اقتصادی کشورهای عمده OECD » ، *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه مازندران*، شماره ۲۴(۷)، ص ۱۲۶-۹۷.
- متوسلی، محمود و معصومه فولادی. (۱۳۸۵).« بررسی آثار افزایش قیمت جهانی نفت بر تولید ناخالص داخلی و اشتغال در ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی محاسبه ای»، *تحقیقات اقتصادی*، شمارهٔ۷۶، ص ۷۶-۵۱.
- مهرآرا، محسن و کامران نیکی اسکویی. (۱۳۸۵). «تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی»، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شمارهٔ ۴۰، ص ۳۲-۱.
- هادیان، ابراهیم و حجت پارسا. (۱۳۸۵). «بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر عملکرد اقتصاد کلان در ایران»، *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی*،شمارهٔ ۲۲(۶)، ص ۱۳۲-۱۱۱.

- Cologni, A. and M. Manera, 2008. Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries. *Energy Economics*, 30: 856-88.

- Cunado, J. and F. Perez de Gracia, 2005. Oil Prices, Economic Activity and Inflation: Evidence for Some Asian Countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance,* 45: 65-83.

- Darby, Michael R.1989. The Price of Oil and World Inflation and Recession, *The American Economic Review (AER)*, 72(4): 738 – 51.

- Eltony, M.N and M. Al-Awadi, 2001. Oil Price Fluctuations and their impact on the macroeconomic variables of Kuwait: a case study using a VAR model, *International Journal of Energy Research*, 25(11): 939-959.

- Engle, Robert F., Granger, Clive W. J. 1987, Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55(2): 251-276.

- Hamilton, James D., 1983. Oil and the Macroeconomy Since World War II, *Journal of Political Economy*, 91: 228-248.

- Jimenez-Rodriguez, Rebecca and Marcelo Sanchez, 2005. Oil price shocks and Real GDP Growth: Empirical Evidence for some OECD Countries, *Applied Economics*, 37(2): 201-28.

- Lutkepohl, H. and Kratzig, M., 2004. **Applied Time Series Econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 323 pages.

- Lutkepohl, H., 2005. **New Introduction to Multiple Time Series Analysis**. Springer Verlag, Berlin, 764 pages.

- Mork, K.A, 1989. Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results, *Journal of Political Economy*, 97(3): 740-744.

- Mory, Javier F., 1993. Oil Prices and Economic Activity: Is the Relationship Symmetric?, *The Energy Journal*, 14(4): 151-161.

- Rotemberg, Julio J., and Woodford, Michael, 1996. Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity, *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, vol. 28(4), pages 550-77.

- Sinha, Dipendra, 1999. Do Exports Promote Savings in African Countries?, *Economia Internazionale/International Economics, Camera di Commercio di Genova, vol*. 52(3), pages 383-395.