مجلهٔ تحقیقات اقتصادی / شمارهٔ ۹۷ / زمستان ۹۰ / صفحات ۱۴۹- ۱۱۹

تشخیص اثرات نامتقارن شوک‌های نفت خام بر روی اقتصاد ایران در رژیم‌های اقتصادی: مدل راه‌گزینی مارکوف

علی قنبری
استادیار دانشگاه تربیت مدرس
dr_AliGhanbari@yahoo.com

محسن خضری*
دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه تربیت مدرس
mohsen.khezri1364@gmail.com

احمد رسولی
دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه تربیت مدرس

تاریخ دریافت: ۸۹/۷/۷ تاریخ پذیرش: ۹۰/۲/۲۰

چکیده

با توجه به اهمیت بررسی دقیق نوسانات بازار نفت خام بر روی اقتصاد ایران، در این تحقیق اثرات نامتقارن شوک‌های بازار نفت خام بر روی اقتصادی ایران بررسی شده است؛ به طوری که با استفاده از یک مدل چند متغیره‌ی تعمیم یافته‌ی راه گزینی مارکوف با عنوان مدل تصحیح خطای برداری راه‌گزینی مارکوف (MS-VECM) و به‌کارگیری داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۶ متغیرهای ارزش افزوده‌ی واقعی بخش صنعت، نرخ ارز مؤثر واقعی، نرخ تورم، مخارج مصرف دولتی واقعی، واردات واقعی و قیمت نفت واقعی، به مدل‌سازی و بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های بازار نفت خام در رژیم‌های رکود و رونق بخش صنعت ایران پرداخته شده است.نتایج مقاله نشان‌دهنده‌ی رفتار نامتقارن متغیرهای مدل به نوسانات قیمت نفت واقعی در رژیم‌های متفاوت بخش صنعت ایران می‌باشد؛ به طوری که با حرکت از فاز رکود به فاز رونق شدید بخش صنعت، مکانیزم‌های اثرگذاری منفی افزایش قیمت نفت بر روی اقتصاد ایران افزایش می‌یابد.

طبقه بندی JEL : E31, E32, G14, Q41, Q43
کلید واژه: شوک‌های نفت، انتقال رژیم، بخش صنعت

---

*- نویسنده مسئول

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

ایران دارای ۱۱ درصد از ذخایر نفت جهان و دومین تولید کننده در میان سازمان کشورهای صادر کننده‌ی نفت خام (OPEC (2009)) [1] می‌باشد، به طوری که براساس اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۸۰ تا ۹۰ درصد کل درآمد صادرات و ۴۰ تا ۵۰ درصد بودجه‌ی سالیانه‌ی دولت، از صادرات نفت تأمین می‌شود؛ به علاوه فروش نفت، بالغ بر ۲۰ درصد GDP ایران می‌باشد؛ بر این اساس اقتصاد ایران به صورت گسترده‌ای به صادرات نفت‌خام وابسته بوده و شوک بازارهای جهانی نفت می‌تواند اثری بزرگ بر ساختار اقتصادی ایران داشته باشد؛ به غیر از اثرات نوسانات قیمت نفت بر روی وضعیت برنامه‌های رفاهی دولت، افزایش ارزش نرخ ارز در طول دوره‌های افزایش قیمت نفت، می‌تواند منجر به انقباض بخش‌های قابل تجارت شود؛ این حادثه به عنوان بیماری هلندی [2] شناخته شده است (کوردن و نری [3]، ۱۹۸۲؛ کوردن [4]، ۱۹۸۴؛ ویجنبرگن [5]، ۱۹۸۴)؛ بنابراین به‌منظور جلوگیری از بروز بحران‌های اقتصادی و استفاده از فرصت‌های بالقوه‌ی به وجود آمده، بررسی اثرات دقیق تغییر قیمت جهانی نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران و طراحی سیاست‌های اقتصادی مناسب به‌منظور حفظ ثبات اقتصادی، ضروری می‌باشد.

تحقیقات اخیر، تغییر طبیعی در ارتباط بین قیمت‌های نفت و فعالیت‌های اقتصادی را تأیید کرده است (بلانچارد و گالی [6]، ۲۰۰۷؛ کلگنی و مانرا [7]، ۲۰۰۹)، نتایج مطالعات فوق بیان‌کننده‌ی عدم توانایی مدل‌های خطی در شناسائی عدم تقارن‌ها [8] (شامل شکست‌های ساختاری در سری‌های زمانی)، به منظور بررسی نحوه‌ی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر فعالیت‌های اقتصادی می‌باشد، به طوری که به تازگی مدل‌های راه‌گزینی مارکوف [9] به صورت فزاینده‌ای در تحقیقات بین‌المللی مورد استفاده قرار می‌گیرند. در این مقاله تلاش شده است که براساس یک مدل چند متغیره‌ی تعمیم یافته راه گزینی مارکوف، با عنوان مدل تصحیح خطای برداری راه‌گزینی مارکوف (MS-VECM) [10]، که

1- Organization of Petroleum Exporting Countries.
2- Dutch Disease.
3- Corden and Neary.
4- Corden.
5- Wijnbergen.
6- Blanchard and Gali.
7- Cologni and Manera.
8- Asymmetry.
9- Markov Switching.
10- Markov-Switching Vector Error Correction Model.

Archive of SID

www.SID.ir

توسط کرولزیگ[1] (۱۹۹۷) معرفی شده، اثرات نامتقارن افزایش قیمت نفت خام واقعی بر اقتصاد ایران، به وسیله‌ی آزمایش خصوصیات تناوبی مدل‌های راه‌گزینی مارکوف و احتمال تغییر از یک رژیم اقتصادی به رژیم دیگری مورد بررسی قرار گیرد؛ این تحقیق می‌تواند به عنوان یک بسط از مطالعات رایموند و ریچ[2] (۱۹۹۷)، کلمنتس و کرولزیگ[3] (۲۰۰۲) و هولمس و وانگ[4] (۲۰۰۳) مورد توجه قرار گیرد. این مقاله در پنج بخش تدوین شده است، بخش اول شامل مقدمه می‌باشد. در بخش دوم پیشینه‌ی تحقیق مطالعات انجام گرفته ارائه شده است، در بخش سوم، مبانی نظری مدل تصحیح خطای برداری راه‌گزینی مارکوف بررسی شده گرفته است. در بخش چهارم استراتژی انتخاب مدل ارائه و به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته شده است؛ در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادات مقاله آمده است.

۲- پیشینه‌ی تحقیق

پس از اولین شوک قیمت نفت در سال ۱۹۷۳، داربی[5] (۱۹۸۲) و همیلتون[6] (۱۹۸۳)، اثر افزایش قیمت نفت را بر روی درآمد واقعی آمریکا و دیگر کشورهای توسعه یافته مورد بررسی قرار داده‌اند. بر اساس نتایج تحقیق داربی، ارتباط معنی‌داری بین تغییرات قیمت نفت و درآمد واقعی تعیین نشده، اما با به حساب آوردن اثر مستقیم ناشی از متغیرهای صادرات، نرخ ارز و عرضه‌ی پول، اثر معنی‌دار تغییرات قیمت نفت بر درآمد واقعی مشاهده شده است. مطالعات دیگر، نتایج همیلتون را تأیید کرده‌اند؛ در حالی‌که گیسر و گودوین[7] (۱۹۸۶)، مدلی را شامل نرخ رشد قیمت نفت خام اسمی و چهار شاخص عملکرد اقتصاد کلان (GDP واقعی و اسمی، سطح قیمت‌های عمومی، نرخ بیکاری و سرمایه‌گذاری واقعی) معرفی کرده و مشاهداتی را مبنی بر ارتباط علی شوک‌های قیمت نفت و متغیرهای اقتصادی به دست آورده‌اند؛ نتایج برای برخی از کشورها مبهم شناخته شده است. کاهش قیمت نفت سال ۱۹۸۶، منجر به مطالعات متعددی شده است که در آن‌ها فرض بر رابطه‌ی نامتقارن تغییرات قیمت نفت و

1- Krolzig.
2- Raymond and Rich.
3- Clements and Krolzig.
4- Holmes and Wang.
5- Darby.
6- Hamilton.
7- Gisser and Goodwin.

Archive of SID

www.SID.ir

فعالیت‌های اقتصادی می‌باشد. وجود اثرات نامتقارن شوک‌های قیمت نفت بر روی فعالیت‌های اقتصادی، به وسیله‌ی تاتوم[1] (۱۹۸۸) کشف شده است، سپس مورک[2] (۱۹۸۹)، مدلی را شامل هفت متغیر فصلی رشد تولید ناخالص حقیقی، تورم، میزان بهره‌ی اسناد خزانه‌ی سه ماهه، نرخ بیکاری، میانگین ساعتی دستمزد کارگران تولید صنعتی، شاخص ضمنی نرخ تورم کالاهای وارداتی و تغییرات قیمت نفت برآورد کرده است. بر اساس تحلیل وی، ضرایب افزایش قیمت نفت در مدل منفی بوده و دارای معنی‌داری زیادی است، اما ضرایب کاهش قیمت نفت در مدل، منفی و با معنی‌داری کم برآورد شد. در تحلیلی برای کشورهای دیگر، مارکوف و همکاران (۱۹۹۴) دریافته‌اند که برای همه‌ی کشورها به استثنای نروژ، تجربه‌ی یک ارتباط منفی بین افزایش قیمت نفت و رشد GDP وجود دارد. بر اساس نتایج برخی از مطالعات، به دلیل حرکات قیمت نفت بسیار بی‌ثبات در سال‌های اخیر، ارتباط بین شوک‌های قیمت نفت و نوسانات اقتصاد کلان آمریکا بی‌معنی است؛ برای مثال لی، نی و راتی[3] (۱۹۹۵)، به این نتیجه رسیده‌اند که یک شوک قیمت نفت، هنگامی‌که حرکات سریع و نامنظم دارد، احتمالاً اثر بزرگ‌تری را بر محیط اقتصادی بر جای می‌گذارد. همیلتون (۱۹۹۶)، در پاسخ مستقیم به هوکر (۱۹۹۶) که مشاهدات قویی را مبنی بر نبود علیت گرنجری بلندمدت بین قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی در سال‌های بعد از ۱۹۷۳ به دست آورده بود، مفهوم افزایش قیمت نفت خالص (NOPI)[4] را معرفی کرده که به عنوان اختلاف منفی بین سطح قیمت جاری و بیشینه قیمت نفت نسبت به چهار چارک گذشته تعریف شده است؛ وجود NOPI در یک مدل VAR اقتصاد آمریکا، ارتباط معنی‌دار بین قیمت نفت و GDP آمریکا را نشان می‌دهد. فرض اثر مستقیم شوک‌های قیمت نفت، به وسیله‌ی مطالعات دیگر رد شده است، در حقیقت اقتصاددانان معتقدند که سیاست‌های پولی آمریکا، مسئول جواب نامتقارن فعالیت‌های اقتصادی به یک شوک نفت می‌باشد؛ برای مثال بوهی[5] (۱۹۹۱)، معتقد است در سال‌هایی که افزایش قیمت نفت رخ داده، سیاست پولی انقباضی انجام شده به وسیله‌ی بانک مرکزی چهار کشور مورد بررسی در مطالعه‌ی آلمان، ژاپن، انگلیس و آمریکا، منجر به کاهش قسمتی از فعالیت‌های

1- Tatom.
2- Mork.
3- Lee, Ni and Ratti.
4- net oil price increase.
5- Bohi.

www.SID.ir

اقتصادی شده است. این یافته‌ها در مطالعه‌ی بعدی توسط برنانک، گرتلر و واتسون[1] (۱۹۹۷) مورد تأیید قرار گرفته‌اند، آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که اگر بانک مرکزی آمریکا، پس از یک شوک قیمت نفت، نرخ بهره را افزایش ندهد، ممکن است تا حد زیادی از رکود اقتصادی که در آمریکا اتفاق می‌افتد جلوگیری شود. در نهایت تحلیل بارسکی و کیلان[2] (۲۰۰۱) پیشنهاد می‌کند که تورم رکودی بزرگ مشاهده شده در سال ۱۹۷۰ اصولاً یک عارضه‌ی پولی و در صورتی‌که بانک مرکزی آمریکا حجم پول را در اوایل دهه‌ی ۱۹۷۰ افزایش نمی‌داد، اثراتش کاهش می‌یافت. تحلیل همیلتون و هریرا[3] (۲۰۰۴)، برون و یاسل[4] (۱۹۹۹) و به الک، برون و یاسل[5] (۲۰۰۲) این نتایج را رد کرده است؛ براساس نتایج مطالعه‌ی آن‌ها، سیاست‌های پولی مقابله با تورم در سی سال گذشته، تنها اندکی مسئول اثرات واقعی شوک‌های قیمتی نفت خام بر اقتصاد آمریکا بوده است.

تحقیقات اخیر تغییر طبیعی در رابطه‌ی بین قیمت‌های نفت و فعالیت‌های اقتصادی را تأیید کرده است؛ بلانچارد و گالی[6] (۲۰۰۷)، دریافته‌اند که قیمت‌های نفت اثر کم‌تری بر GDP در سال‌های اخیر داشته و چندین عامل را شامل، بهبود کارایی و بهبود سیاست‌های پولی را به عنوان دلایل این تغییر اثر بیان کرده‌اند. کلگنی و مانرا[7] (۲۰۰۹)، به وسیله‌ی مقایسه‌ی مدل‌های راه‌گزینی مارکوف، به این نتیجه رسیده‌اند که نقش شوک‌های نفت در توضیح بحران‌های اقتصادی کشورهای G7، به مرور زمان کاهش یافته است؛ در مطالعه‌ی فوق، این تغییرات به چندین مورد، شامل بهبود کارایی انرژی، استفاده از روش‌های بهتر در برون رفت از شوک‌های عرضه و تقاضای خارجی و افزایش کارائی سیاست‌های پولی و مالی نسبت داده شده است. رایموند و ریچ[8] (۱۹۹۷)، کلمنتس و کرولزیگ[9] (۲۰۰۲) و هولمس و وانگ[10] (۲۰۰۳)، روش راه‌گزینی مارکوف را به منظور تشخیص اثر شوک‌های قیمتی نفت بر روی سیکل‌های تجاری انگلیس و

1- Bernanke, Gertler andWatson.
2- Barsky and Kilian.
3- Hamilton and Herrera.
4- Brown and Yucel.
5- Balke, Brown and Yucel.
6- Blanchard and Gali.
7- Cologni and Manera.
8- Raymond and Rich.
9- Clements and Krolzig.
10- Holmes andWang.

www.SID.ir

آمریکا بررسی کرده‌اند، بـه عـلاوه جمـازی و آلـوی[1] (۲۰۰۹) و جمـازی (۲۰۰۹)، روش راه‌گزینی مارکوف را به منظور تحلیل دینامیکی اثرات شوک نفتی بر بـازده بـازار سـهام، مورد استفاده قرار داده‌اند.

در مطالعات داخلی، مهرآرا و نیکی اسکویی (۱۳۸۵)، به ایـن نتیجـه رسـیده‌انـد کـه تکانه‌ی قیمت نفت مهم‌ترین منبع نوسانات تولید ناخالص داخلی و صـادرات در ایـران و عربستان بوده است. به علاوه در اندونزی و کویت، تکانه‌ی صادرات منبع تغییرات ایـن دو متغیر می‌باشد. هم‌چنین آسیب‌پذیری اقتصاد کشورهای ایران و عربستان بیش‌تـر و اثـر تکانه‌ی قیمت نفت بر روی واردات، تولید ناخـالص داخلـی و شـاخص قیمـت در همـه‌ی کشورها مثبت بوده و سبب افزایش آن‌ها شده است.

طبق مقاله‌ی عباسی‌نـژاد (۱۳۸۵)، افـزایش قیمـت تولیـد ناشـی از افـزایش قیمـت فرآورده‌های نفتی در کل اقتصاد ،۴۹/۴ درصد و افزایش شاخص هزینه‌ی زنـدگی خـانوار ۵/۳۷ درصد بوده است و بخش‌های حمل و نقل، آب، برق، گـاز و خـدمات کسـب کـار به‌ترتیب با ۱۶ و ۸/۳ درصد بیش‌ترین تأثیرپذیری را در میزان تورم داشته‌انـد. بـه عـلاوه فرآورده‌های نفتی بیش از متوسط کل سایر بخش‌ها با سایر بخش‌ها در ارتباط بوده و این ارتباط به طور یکسان توزیع شده است.

براساس مقاله‌ی متوسلی و فولادی (۱۳۸۵)، افـزایش قیمـت جهـانی نفـت، موجـب افزایش تولید ناخالص داخلی شده، که این افزایش ناشی از افزایش تمامی اجـزای GDP بوده است. به علاوه با افزایش قیمت جهانی نفت، اشتغال کـل نیـروی کـار نیـز افـزایش یافته، که این افزایش ناشی از افزایش اشـتغال در بخـش‌هـای نفـت و گـاز، سـاختمان و خدمات بوده است.

طبق مقاله‌ی ختایی و همکاران (۱۳۸۶)، افزایش درآمدهای نفتی در کوتـاه مـدت و بلندمدت موجب افزایش تولید ناخالص داخلی، افزایش حجم پول، افزایش سطح عمومی قیمت‌های داخلی، کاهش در صادرات حقیقی غیر نفتی، افزایش واردات حقیقی و کاهش نرخ ارز حقیقی می‌شود؛ به علاوه نرخ ارز اسمی در کوتاه مدت و بلندمدت، ابتدا کاهش و سپس افزایش داشته است و در نهایت به سطح تعادلی خود باز می‌گردد.

بر اساس نتایج مطالعه‌ی سرزعیم (۱۳۸۶)، به دنبال افزایش درآمـد نفـت، بـه دلیـل افزایش مخارج دولت، حجم پول افزایش یافتـه، کـه ایـن مسـئله منجـر بـه تـورم زایـی تکانه‌های مثبت قیمت نفت می‌شود، به طوری که تولید ناخالص ملـی نیـز بـا توجـه بـه

1- Aloui and Jammazi.

www.SID.ir

افزایش بودجه‌ی دولت به‌طور موقت افزایش می‌یابد، اما این افزایش مستمر و پایدار نیست.

۳- مدل تصحیح خطای برداری راه‌گزینی مارکوف (MS-VECM)

به تازگی تعدادی از مدل‌های تجربی، ارتباط بین مفهوم تغییر در ادوار تجاری و تغییر در رژیم را تأیید کرده‌اند (کرولزیگ، ۱۹۹۷؛ کلمنتس و کرولزیگ، ۱۹۹۸ و ۲۰۰۰؛ دیبولد و رادیبوسچ[1]، ۱۹۹۶؛ کیم و نلسون[2]، ۱۹۹۸ و ۱۹۹۹). مزیت اصلی فرایندهای تغییر در رژیم، توانایی آن‌ها در شناسائی و مدل‌سازی روابط غیر خطی می‌باشد (دیبولد، ۱۹۸۶؛ همیلتون و ساسمل، ۱۹۹۴). ویژگی‌های سری زمانی y_t در مدل MS، توسط متغیر رژیم S_t تعیین می‌شود. متغیر رژیم، تغییرات تصادفی را در شکل مدل ایجاد می‌کند. به منظور داشتن یک دینامیک کامل از متغیرها، توزیع احتمال چگونگی حرکت S_t از یک وضعیت به وضعیت دیگر مورد نیاز است. در زنجیره‌ی مارکوف این احتمالات به صورت رابطه‌ی (۱) نشان داده می‌شود:

$$Pr = [S_t = j \mid S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \ldots; y_{t-1}, y_{t-2}, \ldots] = Pr[S_t = j \mid S_{t-1} = i] = p_{ij} \qquad (1)$$

انتقال بین رژیم‌ها می‌تواند با استفاده از ماتریس احتمال انتقال نشان داده شود. به عنوان مثال برای یک مدل دو رژیمی، این ماتریس به صورت رابطه‌ی (۲) است:

$$P = \begin{bmatrix} Pr(s_t = 1 \mid S_{t-1} = 1) & Pr(S_t = 2 \mid S_{t-1} = 1) \\ Pr(s_t = 1 \mid S_{t-1} = 2) & Pr(S_t = 2 \mid S_{t-1} = 2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \qquad (2)$$

در رابطه‌ی (۲)، $p_{ij}\ (i, j = 1,2)$، احتمال انتقال را از $S_t = j$، با فرض $S_{t-1} = i$ و $p_{i1} + p_{i2} = 1$ نشان می‌دهد.

برای تخمین مدل MS از تخمین حداکثر راست نمایی (ML) استفاده می‌شود تخمین فوق براساس اجرای الگوریتم حداکثرسازی امید (EM)[3] که به وسیله‌ی همیلتون (۱۹۹۰) پیشنهاد شده است، انجام می‌گیرد. الگوریتم EM پارامترهای مدل را هنگامی‌که سری زمانی مشاهده شده به یک متغیر تصادفی پنهان وابسته است، تخمین می‌زند. در این روش y_t، قابل مشاهده و متغیر رژیم غیر قابل مشاهده می‌باشد، به‌طوری که متغیر رژیم بر اساس مقادیر y_t قابل استنتاج است. این استنتاج می‌تواند

1- Diebold and Rudebusch.
2- Kim and Nelson .
3- Expectation Maximization.

Archive of SID

www.SID.ir

به‌صورت $\xi_{it} = \Pr[S_t = i \mid \Omega_t ; \theta]$ برای $i = ۱,۲$ نشان داده شود، به طوری که Ω_t مجموع اطلاعاتی را از متغیرهای مشاهده شده در دوره‌ی t نشان می‌دهد (مشاهدات $\{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}$) و θ بردار پارامترها می‌باشد. به منظور تخمین مدل، در حالی‌که ارزش گذشته‌ی این احتمال ($\xi_{it-1} = \Pr[S_t = i \mid \Omega_{t-1} ; \theta]$) به عنوان ورودی در نظر گرفته می‌شود، باید روش تکراری برای $t=1,2, \ldots,T$ استفاده شود. برای اجرای تکرار، چگالی تحت رژیم‌های مختلف مورد نیاز است که به صورت رابطه‌ی (۳)، دارای توزیع نرمال می‌باشد (همیلتون، ۱۹۹۰):

$$\eta_{it} = f(y_t \mid S_t = i, \Omega_{t-1} ; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp[-\frac{(y_t - c_i - \rho y_{t-1})^2}{2\sigma^2}] \qquad (۳)$$

هنگامی‌که سیستم در معرض تغییر رژیم است، پارامتر θ فرایند VAR، در طول زمان دچار تغییر می‌شود و ممکن است که بر روی یک متغیر رژیم غیر قابل مشاهده S_t ثابت باشد. با فرض M به عنوان تعداد رژیم‌های محتمل، به طوری که $S_t \in \{1, \ldots, M\}$، چگالی احتمال شرطی بردار سری زمانی مشاهده شده y_t به صورت رابطه‌ی (۴) است.

$$p(y_t \mid \Omega_{t-1}, S_t) = \begin{cases} f(y_t \mid \Omega_{t-1}, \theta_1) & \text{if } S_t = 1 \\ \vdots & \\ f(y_t \mid \Omega_{t-1}, \theta_M) & \text{if } S_t = M \end{cases} \qquad (۴)$$

در رابطه‌ی (۴)، بردار پارامتر VAR در رژیم $m = 1, \ldots, M$ می‌باشد.

فرایند خودرگرسیون برداری راه گزینی مارکوف می‌تواند به عنوان یک مدل عمومی از مدل VAR مرتبه‌ی p بررسی شود. خودرگرسیون بردار مرتبه‌ی p سری زمانی K بعدی $y_t = (y_{1t}, \ldots, y_{Kt})', \; t = 1, \ldots, T$ به صورت رابطه‌ی (۵) می‌باشد:

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \ldots + A_p y_{t-p} + u_t \qquad (۵)$$

در رابطه‌ی (۵)، $u_t \sim NID(0, \sum)$ و $y_0, \ldots, y_{1-p}$ ثابت هستند، به طوری که $A(L) = I_K - A_{1L} - \ldots - A_{pL}^p$ به عنوان چند جمله‌ای $(K \times K)$ بعدی محسوب می‌شود. رابطه‌ی (۵) می‌تواند به صورت فرم تعدیل شده‌ی میانگین رابطه‌ی (۶) پارامترسازی شود.

$$y_t - \mu = A_1 (y_{t-1} - \mu) + \ldots + A_p (y_{t-p} - \mu) + u_t \qquad (۶)$$

در رابطه‌ی (۶)، $\mu = (I_K - \sum_{J=1}^{P} A_j)^{-1} v$، میانگین $(K \times 1)$ بعدی y_t می‌باشد، اگر سری زمانی در معرض تغییر رژیم قرار گیرد، مدل VAR خطی ممکن است

Archive of SID

www.SID.ir

نامناسب باشد؛ بنابراین در این حالت مدل MS-VAR می‌تواند به عنوان یک چهارچوب تغییر رژیم مورد بررسی قرار گیرد. خصوصیت مدل راه‌گزینی مارکوف، تعیین رژیم $S_t \in \{1,\ldots,M\}$، به وسیله‌ی یک زمان گسسته تعین شده می‌باشد، به طوری که فرایند تصادفی مارکوف حالت گسسته، به وسیله‌ی احتمالات انتقال رابطه‌ی (۷) تعریف می‌شود:

$$p_{ij} = Pr(S_{t+1} = j \mid S_t = i), \quad \sum_{j=1}^{M} p_{ij} = 1 \quad \forall_{i,j\in\{1,\ldots,M\}} \qquad (۷)$$

به طور دقیق‌تر، در مدل فوق فرض شده است که S_t از یک فرایند مارکوف M حالتی، از ماتریس انتقال رابطه‌ی (۸) تبعیت می‌کند:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M1} & p_{M2} & \cdots & p_{MM} \end{bmatrix} \qquad (۸)$$

در رابطه‌ی فوق، $p_{iM} = 1 - p_{i1} - \ldots - p_{i,M-1}$ برای $i = 1,\ldots,M$، می‌باشد.

مدل خودرگرسیون برداری راه گزینی مارکوف با رتبه‌ی p و M برای مدل VAR تعدیل شده‌ی میانگین رابطه‌ی (۶)، به صورت رابطه‌ی (۹) می‌باشد:

$$y_t - \mu(S_t) = A_1 (y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \ldots + A_p (y_{t-p} - \mu(S_{t-p})) + u_t \qquad (۹)$$

در رابطه‌ی (۹)، $\mu(S_t)$، میانگین را بر روی رژیم مشخص S_t نشان می‌دهد.

بعضی مواقع، فرض ورود یک سطح میانگین یکنواخت جدید، بعد از تغییر از یک حالت به حالت دیگری محتمل‌تر است؛ در چنین وضعیتی، مدل به صورت رابطه‌ی (۱۰)، با یک عبارت عرض از مبدأ وابسته به رژیم، مدل‌سازی می‌شود.

$$y_t = v(S_t) + A_1(S_t)\, y_{t-1} + \ldots + A_p(S_t)\, y_{t-p} + u_t \qquad (۱۰)$$

هم‌چنین پارامترهای خودرگرسیون مدل می‌توانند بر روی حالت S_t زنجیر مارکوف، شرطی باشند، به طوری که پارامترهای رژیم m، به صورت رابطه‌ی (۱۱) می‌باشند.

$$y_t = \begin{cases} v_1 + A_{11} y_{t-1} + \cdots + A_{p1} y_{t-p} + \sum_1^{1/2} u_t & \text{if } S_t = 1 \\ \vdots & \\ v_M + A_{1M} y_{t-1} + \cdots + A_{pM} y_{t-p} + \sum_M^{1/2} u_t & \text{if } S_t = M \end{cases} \qquad (۱۱)$$

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به جدول (۱)، مدل MS-VAR، امکان ایجاد مدل‌های فراوانی را به وجود می‌آورد (کرولزیگ، ۱۹۹۷)، به منظور به کارگیری یک نماد منحصر به فرد برای هر مدل، عبارت MS(M) عمومی می‌تواند با پارامترهای رژیم زیر نشان داده شود:

M : میانگین راه گزینی مارکوف

I : عبارت عرض از مبدأ راه گزینی مارکوف

A : پارامترهای خودرگرسیون راه گزینی مارکوف

H : ناهمسانی واریانس راه گزینی مارکوف

جدول ۱- مدل‌های خود رگرسیون برداری راه‌گزینی مارکوف

		MSM	*MSI*		
		μ متغیر	μ نامتغیر	v متغیر	v نامتغیر
A_j نامتغیر	$\sum$ نامتغیر	MSM-VAR	MVAR خطی	MSI-VAR	VAR خطی
	$\sum$ متغیر	MSMH-VAR	MSH-MVAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
A_j متغیر	$\sum$ نامتغیر	MSMA-VAR	MSA-MVAR	MSIA-VAR	MSA-VAR
	$\sum$ متغیر	MSMAH-VAR	MSAH-MVAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

بر اساس مطالعه‌ی کرولزیگ (۱۹۹۶)، یک مدل تصحیح خطای برداری راه‌گزینی مارکوف (MS-VECM)، به صورت رابطه‌ی (۱۲)، یک مدل با پارامترهای وابسته به رژیم است:

$$\Delta x_t = v(S_t) + \alpha(S_t)[\beta' x_{t-1} - \gamma t] + \sum_{k=1}^{p-1} \Gamma_i(S_t)\Delta x_{t-k} + u_t \qquad (۱۲)$$

مدل MS-VECM، مرتبط با مفهوم تعادل چندگانه در تئوری اقتصادی پویا می‌باشد. از این پس هر رژیم به وسیله‌ی یک سیستم تعریف شده با عبارت $\delta(S_t)$ و تعادل بلندمدت $\eta(S_t)$، به صورت رابطه‌ی (۱۳) تعیین می‌شود:

$$\Delta x_t - \delta(S_t) = \alpha[\beta' x_{t-1} - \eta(S_t) - \gamma t] + \sum_{k=1}^{p-1} \Gamma_i[\Delta x_{t-k} - \delta(S_t)] + u_t \qquad (۱۳)$$

در کرولزیگ (۱۹۹۶)، به منظور تحلیل هم‌انباشتگی، در ابتدا یک تخمین VAR مرتبه‌ی محدود بدون راه‌گزینی مارکوف، محاسبه و سپس با استفاده از روش یوهانسن[1] (۱۹۹۵)، آزمون فرضیه‌ی هم‌انباشتگی و تعیین مرتبه‌ی هم‌انباشتگی انجام می‌شود؛

1- Johansen.

Archive of SID

www.SID.ir

سپس در مرحله‌ی دوم به منظور بررسی پویایی‌های کوتاه‌مدت، با استفاده از مدل MS-VECM، پارامترهای ساختاری باقی‌مانده تخمین زده می‌شود.

۳-۱- تحلیل واکنش آنی در مدل‌های راه‌گزینی مارکوف

هنگامی‌که سیستم متأثر از انتقال رژیم است، واکنش آنی با در نظر گرفتن انتقال متغیرهای رژیم وابسته به خاصیت VAR و زنجیره‌ی مارکوف پنهان بررسی می‌شود. در مطالعه‌ی کرولزیگ و تار[1] (۱۹۹۹)، به منظور تحلیل واکنش آنی در مدل‌های راه‌گزینی مارکوف، در ابتدا مدل MS(M)-VECM(p − 1) به‌صورت رابطه‌ی (۱۴) در نظر گرفته شده است:

$$\Delta x_t = M\xi_t + \alpha\beta' x_{t-1} + \Gamma_1 x_{t-1} + \ldots + \Gamma_{p-1} x_{t-p+1} + u_t \qquad (۱۴)$$

در رابطه‌ی (۱۴)، $M = [1:\cdots:M]$ است. مدل MS(M)–VAR(p) متناظر با رابطه‌ی (۱۴)، به صورت رابطه‌ی (۱۵) می‌باشد.

$$x_t = M\xi_t + A_1 x_{t-1} + A_p x_{t-p} + u_t \qquad (۱۵)$$

در رابطه‌ی (۱۵)، $A_1 = I_K + \alpha\beta' + \Gamma_1$ و $A_j = \Gamma_j - \Gamma_{j-1}$ برای $1 < j \le p$ و $A_j = \Gamma_j - \Gamma_{j-1}$، با $\Gamma_p = 0_K$ می‌باشد.

به منظور محاسبه‌ی تابع واکنش آنی، از یک نمایش MS (M)-VAR(1) انباشته از یک *فرایند* MS(M)-VAR(p) استفاده شده‌است. با درنظرگرفتن $x_t = (x_t', \ldots, x_{t-p+1}')'$، رابطه‌ی (۱۵) به صورت رابطه‌ی (۱۶) بازنویسی می‌شود:

$$x_t = H\xi_t + JAx_{t-1} + u_t \qquad (۱۴)$$

نمایش فضای وضعیت، به وسیله‌ی نمایش VAR(1) یک زنجیره‌ی مارکوف (همیلتون، ۱۹۹۴)، به صورت رابطه‌ی (۱۷) کامل می‌شود:

$$\xi_{t+1} = F\xi_t + v_t \qquad (۱۷)$$

در رابطه‌ی (۱۷)، ξ_t یک بردار $(M\times 1)$ حالتی غیر قابل مشاهده، متشکل از متغیرهای شاخص $I(s_t = m)$ برای $m = 1,\ldots,M$ می‌باشد؛ بنابراین انتظار شرطی بر روی y_{t+h} $\{u_t, \xi_t, Y_{t-1}\}$، به صورت رابطه‌ی (۱۸) است:

$$x_{t+h|t} = H\xi_{t+h|t} + JAx_{t+h-1|t} \qquad (۱۸)$$

در رابطه‌ی (۱۸)، انتظار شرطی از ξ_{t+h} به صورت رابطه‌ی (۱۹) می‌باشد:

1- Krolzig and Toro.

Archive of SID

www.SID.ir

$$\xi_{t+h|t} + F^h \xi_t \qquad (۱۹)$$

بر اساس رابطه‌ی (۱۸)، تحلیل عکس‌العمل آنی (جواب سیستم به تغییرات نرمال در متغیرها) مدل‌های VAR خطی به صورت رابطه‌ی (۲۰) می‌باشد:

$$\frac{\partial x_{t+h}}{\partial u_{jt}} = JA^h \iota_j \qquad (۲۰)$$

در رابطه‌ی (۲۰)، ι_j، ستون j^{th} از ماتریس واحد می‌باشد. اگر ماتریس واریانس-کوواریانس $\sum_u$ وابسته به رژیم باشد، عکس‌العمل آنی متعامد شده و استاندارد شده نیز به صورت رابطه‌ی (۲۱) وابسته به رژیم خواهد بود:

$$\frac{\partial x_{t+h}}{\partial \varepsilon_{jt}} = JA^h D(\xi_t)\iota_j \qquad (۲۱)$$

در رابطه‌ی (۲۱)، $u_t = D(\xi_t)\varepsilon_t$ و $D(\xi_t)$ یک ماتریس مثلثی پایین‌تر از تجزیه‌ی چولسکی[1] $\sum_u(\xi_t) = D(\xi_t)D(\xi_t)'$ می‌باشد.

۴- تجزیه و تحلیل نتایج

۴-۱- رهیافت انتخاب مدل MS-VECM

مراحل انتخاب مدل MS-VECM، به شرح زیر است (کلگنی و مانرا، ۲۰۰۹):

- مرحله‌ی اول، آزمون بررسی حالت غیرخطی مدل می‌باشد. در تحلیل این تحقیق، از آزمون توسعه داده شده توسط آنج و بکرت[2] (۱۹۹۸) استفاده شده است؛ برای این منظور با استفاده از آزمون نرخ راست نمایی (LR)[3] پیشنهاد شده به وسیله‌ی گارسیا و پرون[4] (۱۹۹۶)، فرض وجود مدل خطی در مقابل فرض مدل راه گزینی مارکوف، بررسی شده است. در آزمون فوق، فرض صفر (که در آن تغییر رژیم وجود ندارد)، به صورت توزیع کای دو $(\chi^2(q))$ می‌باشد که در آن q، تعداد پارامترهای محدودیتی است که تحت فرض صفر تعریف نشده‌اند.

- مرحله‌ی دوم، تعیین تعداد رژیم‌ها، رتبه‌ی خودرگرسیون p و رتبه‌ی فرایند راه‌گزینی مارکوف q لازم جهت مدل‌سازی فرایند می‌باشد. پسراداسکی و سپاگنولو[5]

1- Choleski.
2- Ang and Bekaert.
3- likelihood ratio.
4- Garcia and Perron.
5- Psaradakis and Spagnolo.

Archive of SID

www.SID.ir

(۲۰۰۳) پیشنهاد کرده‌اند که از معیار اطلاعات آکائیک (ACI)[1] برای این منظور استفاده شود؛ به طوری که یک بار تشخیص بهینه در داخل یک نوع خاص از مدل راه‌گزینی مارکوف، محاسبه شده و سپس مدل‌های مختلف MS-VECM با هم مقایسه می‌شوند. در نهایت مدل‌های با کم‌ترین معیار AIC، بر اساس معیارهای ارزش تابع لگاریتم راست نمایی (lnL)[2]، ارزش میانگین یا جمله‌ی ثابت تخمین زده شده در رژیم‌های اقتصادی متفاوت و ارتباط و انطباق بین احتمالات راه‌گزینی رژیم و اصول اقتصاد کلان با هم مقایسه و مدل بهینه انتخاب می‌شود.

۴-۲- معرفی متغیرهای مدل

با توجه به مطالعات تجربی بیان شده، متغیرهای واردات واقعی (RI)، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت واقعی (RGDPI[3])، مخارج مصرف دولتی واقعی (RGE[4])، قیمت نفت واقعی (ROP)، نرخ ارز مؤثر واقعی (REEX[5]) و نرخ تورم[6]، جهت ورود در مدل غیر تئوریک MS-VECM انتخاب شده‌اند. در این مقاله از داده‌های فصلی سال ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۶ بانک مرکزی و لوح فشرده‌ی صندوق بین‌المللی پول (IFS, 2008)، که به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ هستند، استفاده شده است؛ لازم به توضیح است که متغیرها پس از تعدیل فصلی وارد مدل شده‌اند.

نرخ ارز مؤثر واقعی در داده‌های IFS، نشان دهنده‌ی حاصل تقسیم قیمت میانگین وزنی سبد معینی از کالاها در ایران نسبت به قیمت آن سبد در کشورهای طرف تجاری ایران (بر حسب پول داخلی) است. بر این اساس افزایش نرخ ارز مؤثر واقعی در این مقاله، به معنای گران شدن کالای داخلی و کاهش قدرت رقابت پذیری تجاری ایران می‌باشد. استفاده از شاخص فوق به جای نرخ ارز حقیقی به این دلیل است که نرخ ارز حقیقی تنها در مورد کشورهایی که تجارت کاملاً آزاد دارند، می‌تواند سنجه‌ی مناسبی باشد (شاکری، ۱۳۸۷، ص ۵۳۶). هم‌چنین نرخ تورم به عنوان درصد تغییرات شاخص قیمت مصرف کننده‌ی (CPI) ایران و قیمت نفت واقعی، به عنوان حاصل تقسیم میانگین ماهیانه‌ی قیمت نفت خام سبک/سنگین ایران در بازارهای جهانی بر CPI

1- Akaike Information Criterion.
2- log-likelihood.
3- Real Gross Domestic Product in Industrial Sector.
4- Real Governmental Expenditure.
5- Real Effective Exchange Rate.
6- Inflation rate.

Archive of SID

www.SID.ir

آمریکا محاسبه شده است. لازم به ذکر است که در مطالعات بین‌المللی، هفت معیار برای تعریف شوک قیمتی بازار نفت مورد استفاده قرار گرفته است (کلگنی و مانرا، ۲۰۰۹)، در این مقاله معیار تغییرات قیمت نفت به عنوان شوک بازار نفت لحاظ شده است.

۴-۳- آزمون پایایی

در این تحقیق از نرم‌افزارهای Eviews 7، Oxmetrics 5 و Oxedit استفاده شده است. در ابتدا برای جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[1] (ADF) به منظور بررسی پایایی سری‌های زمانی استفاده شده است. نتایج آزمون ADF بر روی سطح و تفاضل اول متغیرها در جدول (۲) و (۳) ارائه شده است:

جدول ۲- نتایج آزمون ADF بر روی سطح متغیرهای مدل

	سطح صفر					
	بدون عرض از مبدأ و روند		با عرض از مبدأ		با عرض از مبدأ و روند	
	آماره	کمیت بحرانی (٪۵)	آماره	کمیت بحرانی (٪۵)	آماره	کمیت بحرانی (٪۵)
RGDPI	۵/۷۹	-۱/۹۴	۲/۶۸	-۲/۹	۰/۵۱	-۳/۴۷
REEX	-۵/۶۶	-۱/۹۴	-۷/۲	-۲/۸۹	-۱۰/۶۲	-۳/۴۷
Inflation	-۰/۷۱	-۱/۹۴	-۳/۴	-۲/۹	-۳/۶۷	-۳/۴۷
RGE	۲/۰۲	-۱/۹۴	-۱/۲۳	-۲/۹	-۶/۳۲	-۳/۴۶
RI	۰/۹۱	-۱/۹۴	-۰/۶۵	-۲/۹	-۰/۹۶	-۳/۴۷
ROP	۲/۱	-۱/۹۴	۱/۲۹	-۲/۸۹	۰/۰۶	-۳/۴۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۳- نتایج آزمون ADF بر روی تفاضل اول متغیرهای مدل

	سطح یک					
	بدون عرض از مبدأ و روند		با عرض از مبدأ		با عرض از مبدأ و روند	
	آماره	کمیت بحرانی (٪۵)	آماره	کمیت بحرانی (٪۵)	آماره	کمیت بحرانی (٪۵)
RGDPI	-۳/۰۸	-۱/۹۴	-۸/۵۳	-۲/۹	-۹/۲۷	-۳/۴۷
RI	-۱۱/۵۱	-۱/۹۴	-۱۱/۶	-۲/۹	-۱۱/۵۷	-۳/۴۷
ROP	-۷/۵۸	-۱/۹۴	-۷/۷۴	-۲/۹	-۸/۲	-۳/۷

مأخذ: محاسبات تحقیق

1- Augmented Dickey-Fuller (ADF).

Archive of SID

www.SID.ir

همان‌طور که از جدول (۲) و (۳) مشاهده می‌شود، متغیرها REEX، Inflation و RGE در سطح پایا بوده و سایر متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند.

۴-۴- برآورد مدل هم انباشتگی یوهانسون-یوسیلیوس

برای برآورد مدل هم انباشتگی یوهانسون-یوسیلیوس ابتدا باید وقفه‌ی بهینه‌ی متغیرهای مورد نظر ارائه شود. نتایج برآورد مدل خود رگرسیون برداری نشان دهنده‌ی وقفه‌ی بهینه‌ی دو برای مدل مذکور می‌باشد[۱]؛ بعد از تعیین وقفه‌ی بهینه، تعداد بردارهای هم‌انباشتگی یوهانسون-یوسیلیوس با استفاده از آزمون‌های اثر[۲] و حداکثر مقدار ویژه[۳] تعیین شده است. نتایج حاصل در جدول (۴) و (۵) آمده است.

جدول ۴- آزمون اثر یوهانسون-یوسیلیوس

فرض صفر	فرض یک	آماره‌ی محاسباتی	ارزش بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش بحرانی در سطح ۹۰٪
r = 0	r = 1	۱۴۲/۶۷	۳۶/۲۷	۳۳/۴۸
r<= 1	r = 2	۵۱/۰۲	۲۹/۹۵	۲۶/۵۷
r<= 2	r = 3	۳۸/۶۸	۲۳/۹۲	۱۵/۵۷
r<= 3	r = 4	۶/۱۱	۱۷/۶۸	۹/۲۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵- آزمون حداکثر مقدار ویژه‌ی یوهانسون-یوسیلیوس

فرض صفر	فرض یک	آماره‌ی محاسباتی	ارزش بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش بحرانی در سطح ۹۰٪
r = 0	r >= 1	۲۴۵/۰۹	۸۳/۱۸	۷۸/۴۷
r<= 1	r> = 2	۱۰۲/۴۱	۵۹/۳۳	۵۵/۴۲
r<= 2	r> = 3	۵۱/۳۹	۳۹/۸۱	۳۶/۶۹
r<= 3	r >= 4	۱۲/۰۷	۲۴/۰۵	۲۱/۴۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس نتایج، تعداد بردارهای هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، سه می‌باشد.

۴-۵- بررسی ساختار پویای مدل

با توجه به روابط بلندمدت و بردارهای هم‌انباشتگی حاصل از بخش قبل، تعدیل‌هایی که در واکنش با شوک‌های اقتصادی، که سبب انتشار این روابط می‌شوند نامشخص باقی

۱- تعیین وقفه‌ی بهینه براساس آماره‌ی آزمون آکائیک و یا شوارتز- بیزین انجام می‌شود.

2- trace test.

3- maximum Eigenvaluecv test.

Archive of SID

www.SID.ir

می‌مانند، در این مقاله به منظور اعمال قید رتبه‌ی هم‌انباشتگی، تعیین و تحمیل فضای هم‌انباشتگی بر VAR، با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری راه گزینی مارکوف (MS-VECM) استفاده شده است. به منظور تعیین مدل MS-VECM بهینه، پس از محاسبه‌ی معیار AIC در انواع مدل‌های MS-VECM دو، سه و چهار رژیمی، همه‌ی مدل‌های راه‌گزینی مارکوف سه رژیمی، معیار AIC پایین‌تری داشته‌اند، معیار AIC مربوطه برای انواع مختلف مدل‌های MS-VECM سه رژیمی، به منظور انتخاب مدل بهینه در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶- معیار AIC مربوط برای انواع مختلف مدل‌های MS-VECM سه رژیمی

	تعداد جملات خود رگرسیون		
	یک	دو	سه
MSM-VECM	۵۲/۲۱	۵۲/۲۲	۵۳/۲۷
MSMH-VECM	۵۰/۲۹	۵۰/۲۷	۵۱/۳
MSMA-VECM	۵۰/۸۱	۵۱/۸۷	۵۰/۹۲
MSMAH-VECM	۵۰/۸۴	۵۰/۸۹	۵۰/۹۵
MSI-VECM	۴۸/۲۴	۴۸/۲۶	۴۸/۲۵
MSIH-VECM	۴۷/۲۱	۴۷/۱۷	۴۷/۲
MSIA-VECM	۴۷/۲۹	۴۷/۲۷	۴۷/۳
MSIAH-VECM	۴۷/۲۶	۴۷/۲۳	۴۷/۲۹

مأخذ: محاسبات محقق

براساس نتایج، مدل تصحیح خطای برداریِ ناهمسانی واریانسِ جمله‌ی ثابتِ راه گزینی مارکوفِ سه رژیمی با رتبه‌ی خودرگرسیون دو ((MSIH(3)-VECM(2)[1])، دارای کم‌ترین معیار AIC بوده و به عنوان مدل بهینه انتخاب می‌شود. در جدول (۷)، آزمون بررسی حالت خطی بودن مدل، با آزمون نرخ راست نمایی مدل غیرخطی MSIH(3)-VECM(2) در مقابل مدل خطی VECM(2) ارائه شده است؛ آزمون نرخ راست نمایی، $LR = ۲\times\left|\ln L_{MSIH(3)-VECM(2)} - \ln L_{VECM(2)}\right|$ می‌باشد.

1- Markov switching Intercept Heteroskedastic Vector Error Correction Model.

Archive of SID

www.SID.ir

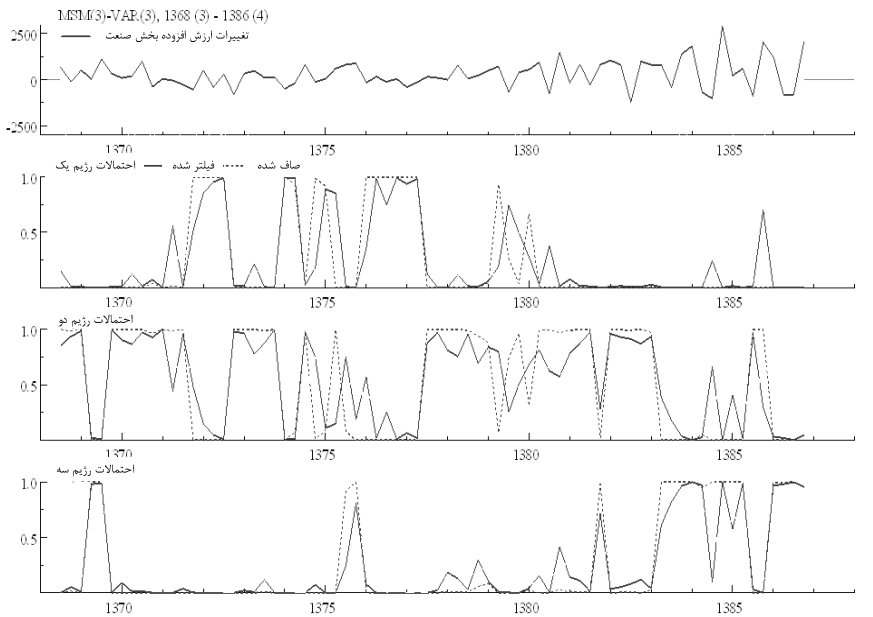
جدول ۷- آزمون LR بررسی حال خطی بودن مدل VECM(2)

	lnL	LR
AR(3) خطی	-۲۲۰۷/۰۳	LR = ۱۱۹۸/۳***
MSIA(3)-AR(3)	-۱۶۰۴/۵۱	

***: در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد.

مأخذ: محاسبات محقق

با توجه به نتایج جدول (۷)، آماره‌ی χ^2 محاسباتی در سطح ۱٪ کاملاً معنی‌دار بوده و فرض حالت خطی بودن مدل VECM(2) رد می‌شود، بنابراین بر اساس نتایج مدل، یک طبقه‌بندی در سه رژیم اقتصادی، در مدل‌سازی مدل VECM(2) باید در نظر گرفته شود. پس از تخمین مدل MSIH(3)-VECM(2)، در شکل (۱)، احتمالات انتقال در سه رژیم اقتصادی پیش‌بینی شده توسط مدل ارائه شده است.



مأخذ: محاسبات محقق

شکل ۱- احتمال انتقال رژیم در مدل MSIH(3)-VECM(2)

www.SID.ir

براساس شکل (۱)، هر چه احتمال صاف شده و فیلتر شده‌ی رژیم در یک دوره‌ی زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن تغییرات ارزش افزوده‌ی بخش صنعت در آن رژیم، در آن دوره‌ی زمانی بیش‌تر است. بر اساس احتمالات صاف شده و فیلتر شده‌ی مدل MSIH(3)-VECM(2)، زمانی‌که تغییرات ارزش افزوده‌ی بخش صنعت منفی است (یعنی وارد فاز رکود می‌شود)، احتمالات رژیم یک، به مقدار یک نزدیک می‌شود، یعنی دوره‌هایی که تغییرات ارزش افزوده‌ی بخش صنعت منفی هستند، بیش‌تر با رژیم یک منطبق‌اند، بنابراین رژیم یک به عنوان رژیم رکود نام‌گذاری شده است؛ هم‌چنین رژیم سه بر دوره‌هایی که تغییرات مثبت ارزش افزوده‌ی بخش صنعت زیاد است منطبق است و رژیم رونق شدید نام‌گذاری شده است؛ و رژیم دو بر دوره‌هایی که تغییرات مثبت ارزش افزوده‌ی بخش صنعت مثبت بوده ولی زیاد نیست منطبق است و رژیم رونق نام‌گذاری شده است. به علاوه تعداد مشاهدات انتظاری، احتمالات انباشته (که احتمال بقاء هر رژیم را نشان می‌دهد) و مدت تداوم هر رژیم حاصل از مدل MSIH(3)-VECM(2)، در جدول (۸) ارائه شده است.

جدول ۸- تعداد مشاهدات انتظاری و احتمالات انباشته و مدت تداوم هر رژیم

	MSIH(3)-VECM(2)		
	تعداد مشاهدات	احتمالات انباشته	مدت تداوم
رژیم ۱	۱۵/۹	۰/۲۱	۲/۷۵
رژیم ۲	۴۰	۰/۵۲۶	۴/۱۳
رژیم ۳	۱۸/۱	۰/۲۶۴	۳/۹

مأخذ: محاسبات محقق

بر اساس نتایج جدول (۸)، رژیم غالب اقتصادی، رژیم دوم می‌باشد، به طوری که به احتمال ۰/۵۲۶، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت در فازهای رونق قرار خواهد داشت؛ به علاوه فاز رکود با احتمال ۰/۲۱ و فاز رونق شدید با احتمال ۰/۲۶۴، دیگر فازهای ارزش افزوده‌ی بخش صنعت را تشکیل می‌دهند. مدت تداوم محاسباتی، تغییرات شدید در فازهای رکود و رونق ارزش افزوده‌ی بخش صنعت تلقی را نشان می‌دهد. به عنوان نتیجه‌ای دیگر از تخمین مدل MSIH(3)-VECM(2)، در جدول (۹)، ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر ارائه شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۹- ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳
رژیم ۱	۰/۶۳۶	۰/۳۶۳	۰/۰۰۱
رژیم ۲	۰/۱۱۲	۰/۷۵۸	۰/۱۳
رژیم ۳	۰/۰۶۶	۰/۱۹	۰/۷۴۳

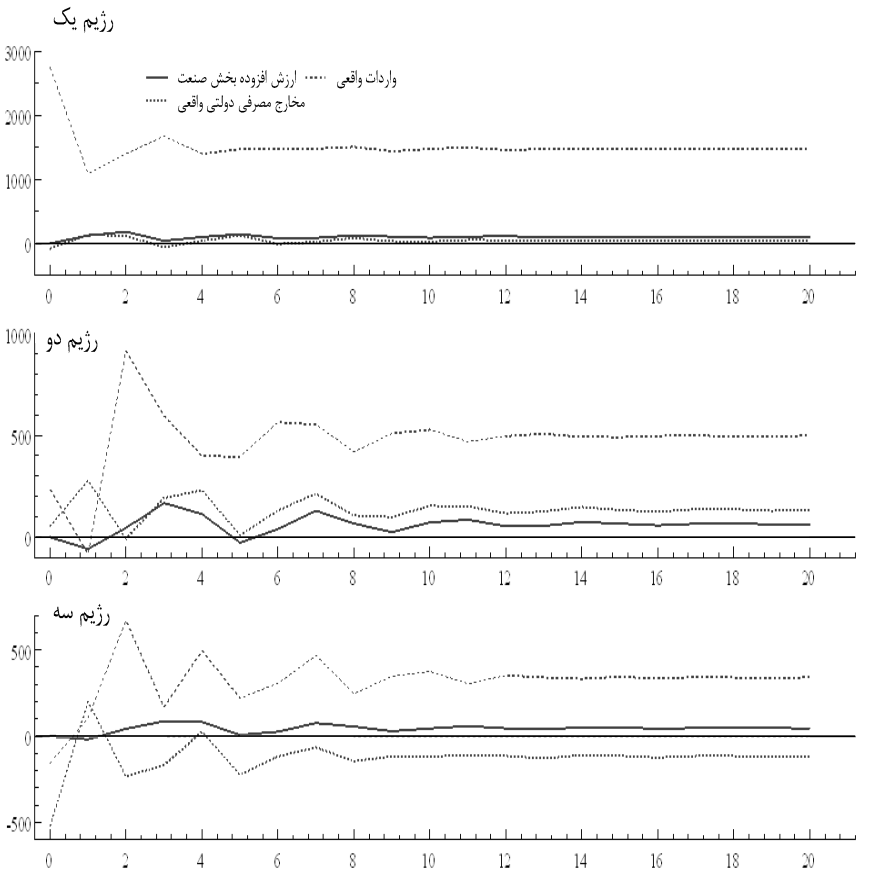
مأخذ: محاسبات محقق

در جدول (۹)، احتمالات انتقال $Prob(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = ۰/۶۳۶$، $Prob(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = ۰/۷۵۸$ و P ţ = ۳ o þ = ۳(. نشان‌دهنده‌ی پایاتر بودن رژیم دو و سه نسبت به رژیم یک است که احتمال حضور عدم تقارن در فازهای رکود و رونق ارزش افزوده‌ی بخش صنعت ایران را نشان می‌دهد. به علاوه پس از فازهای رکود در ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، به احتمال ۰/۳۶۳، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت وارد فاز رونق و به احتمال ۰/۰۰۱، وارد فاز رونق شدید خواهد شد، اما در صورت قرار گرفتن در فاز رونق شدید، احتمال انتقال از آن به رژیم رکود (به احتمال ۰/۰۰۶) یا رونق (به احتمال ۰/۱۹)، تقریباً برابر است، بر این اساس احتمال انتقال از فاز رکود به فاز رونق شدید (و برعکس) خیلی کم است.

در ادامه به منظور بررسی نتایج حاصل از تابع عکس‌العمل آنی مدل MSIH(3)-VECM(2)، در شکل (۲) و (۳)، به بررسی اثرات شوک قیمت نفت بر روی متغیرهای مدل، در سه رژیم اقتصادی پیش‌بینی شده پرداخته می‌شود.

Archive of SID

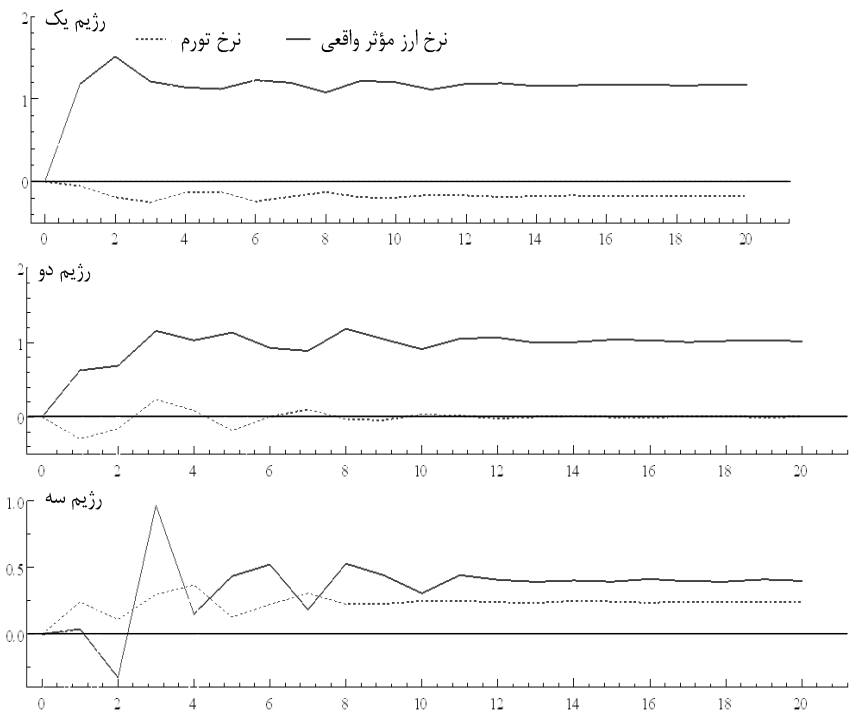
www.SID.ir



مأخذ: محاسبات محقق

شکل ۲- بررسی اثر شوک وارد شده بر متغیر قیمت نفت واقعی بر بخش حقیقی کشور

www.SID.ir



مأخذ: محاسبات محقق

شکل ۳- بررسی اثر شوک وارد شده بر متغیر قیمت نفت واقعی بر نرخ تورم و نرخ ارز مؤثر واقعی

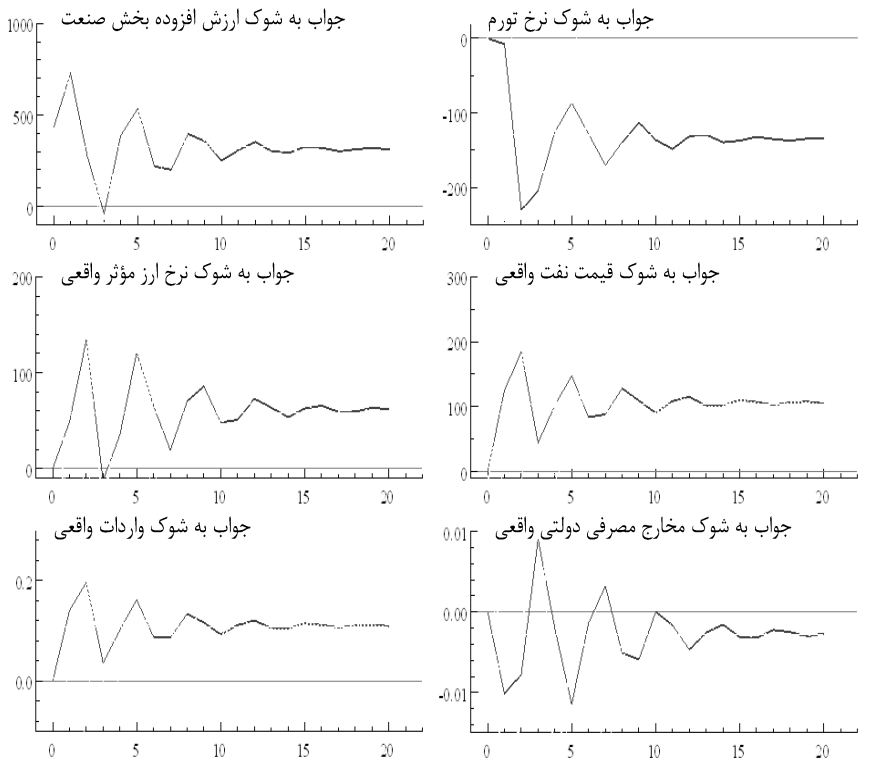
براساس شکل (۲)، شوک مثبت قیمت نفت واقعی، همواره اثر بسیار مثبتی را بر سطح واردات کشور ایجاد کرده و با حرکت از فاز رکود به سمت فاز رونق شدید، اثر فوق کاهش می‌یابد. از سویی در نتیجه‌ی شوک مثبت قیمت نفت واقعی، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت کشور افزایش بسیار کمی داشته و مخارج مصرفی دولت در فاز رکود افزایش جزئی، در فاز رونق، افزایش و در فاز رونق شدید کاهش یافته است.

بر اساس شکل (۳)، تقریباً پس از پنج فصل، اثر کلی شوک مثبت قیمت نفت واقعی بر روی نرخ تورم و نرخ ارز مؤثر واقعی به سطح پایداری می‌رسد، به طوری که در دوره‌ی رکود منجر به کاهش نرخ تورم و در رونق شدید منجر به افزایش آن می‌شود، اما در دوره‌ی رونق تقریباً بر روی نرخ تورم بی‌اثر است. به علاوه در دوره‌ی رکود، نرخ ارز مؤثر واقعی در دو فصل اول شاهد افزایش شدید، در دوره‌ی رونق شاهد افزایش و در دوره‌ی رونق شدید کاهش یافته است؛ اما در نهایت نرخ ارز مؤثر واقعی در سطح مثبتی

Archive

www.SID.ir

قرار می‌گیرد. به منظور بررسی مکانیزم اثرگذاری شوک‌های قیمت نفت بر روی متغیرهای اقتصادی ایران، در شکل‌های (۴) تا (۶)، به بررسی اثرات شوک وارده از سوی متغیرهای مدل بر ارزش افزوده‌ی بخش صنعت پرداخته شده است.

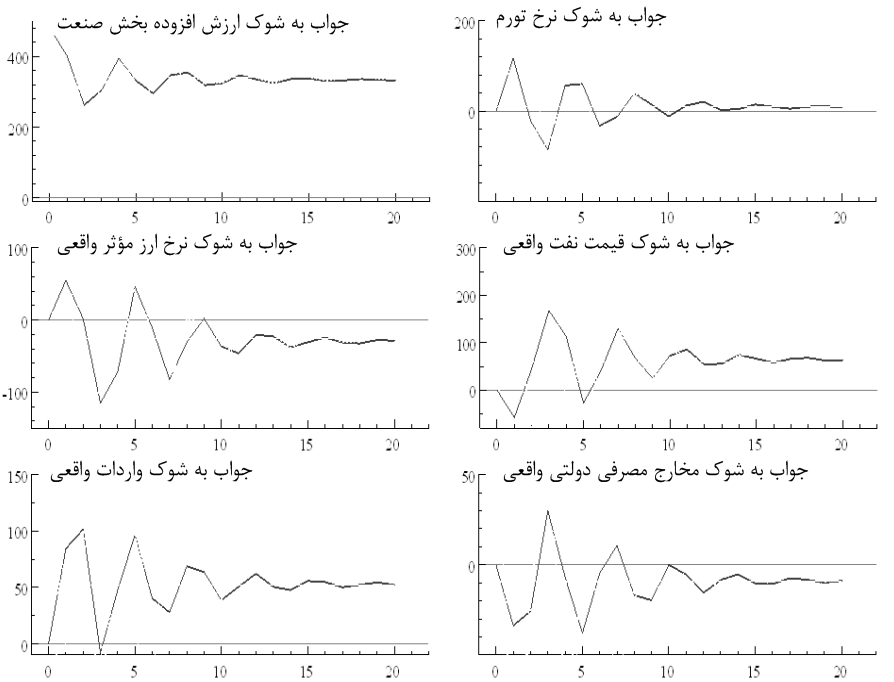


مأخذ: محاسبات محقق

شکل ۴- جواب ارزش افزوده‌ی بخش صنعت به شوک‌های وارده بر آن در رژیم یک

بر اساس شکل (۴)، در فاز رکود بخش صنعت، به غیر از افزایش نرخ تورم و مخارج مصرفی دولتی واقعی که اثر منفی بر ارزش افزوده‌ی بخش صنعت وارد می‌کنند، اثر دیگر متغیرهای مدل بر ارزش افزوده‌ی بخش صنعت مثبت است.

www.SID.ir



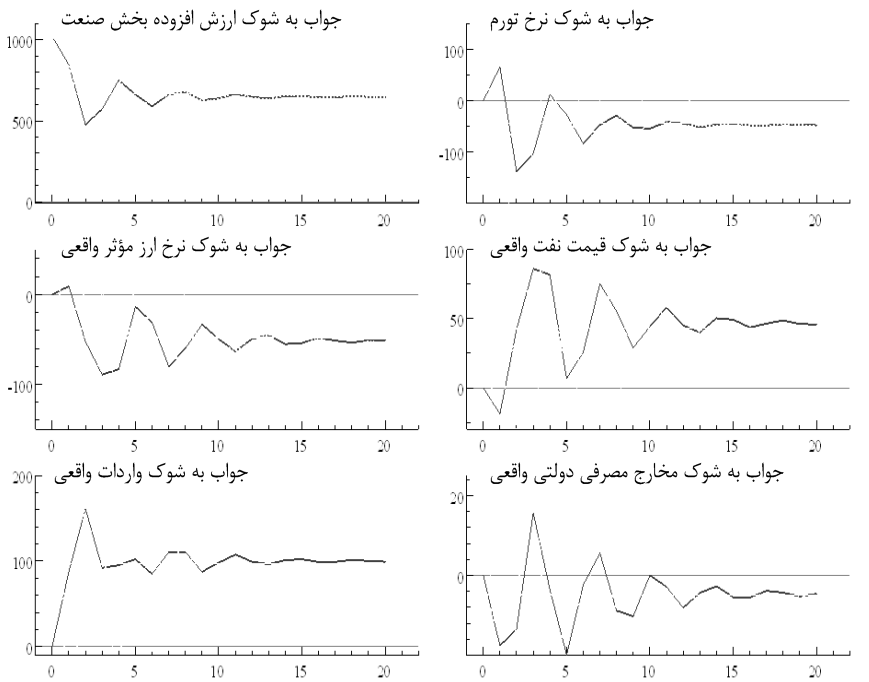
مأخذ: محاسبات محقق

شکل ۵- جواب ارزش افزوده‌ی بخش صنعت به شوک‌های وارده بر آن در رژیم دو

براساس شکل (۵)، در فاز رکود بخش صنعت، به غیر از افزایش نرخ ارز مؤثر واقعی و مخارج مصرفی دولتی واقعی که اثر منفی بر ارزش افزوده‌ی بخش صنعت وارد می‌کنند، اثر افزایش دیگر متغیرهای مدل بر ارزش افزوده‌ی بخش صنعت مثبت است.

Archive

www.SID.ir



مأخذ: محاسبات محقق

شکل ۶- جواب ارزش افزوده‌ی بخش صنعت به شوک‌های وارده بر آن در رژیم سه

بر اساس شکل (۶)، در فاز رکود بخش صنعت، به غیر از افزایش نرخ تورم، مخارج مصرفی دولتی واقعی و نرخ ارز مؤثر واقعی که اثر منفی بر ارزش افزوده‌ی بخش صنعت وارد می‌کنند، اثر دیگر متغیرهای مدل بر ارزش افزوده‌ی بخش صنعت مثبت است.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

در این مقاله به بررسی اثرات نامتقارن قیمت نفت خام واقعی روی متغیرهای کلان اقتصادی ایران در دوره‌های رکود و رونق بخش صنعت پرداخته شده است؛ نتایج مقاله به شرح زیر است:

نتایج، نشان‌دهنده‌ی رفتار نامتقارن اثرات شوک‌های بازار نفت بر روی نرخ تورم و مخارج مصرفی دولت می‌باشد؛ به طوری که در فاز رکود، به علت کمبود عرضه‌ی داخلی، نرخ تورم در سطح بالایی قرار خواهد داشت (شرایط رکود تورمی برقرار است)، بنابراین افزایش ناگهانی قیمت نفت، از طریق افزایش واردات و افزایش ارزش افزوده‌ی

Archive
www.SID.ir

بخش صنعت، با افزایش بیش‌تر بخش عرضه نسبت به بخش تقاضا، منجر به کاهش نرخ تورم می‌شود. از سویی در دوره‌ی رونق شدید، به علت فشار تقاضای حاصل از افزایش درآمدهای نفتی، نرخ تورم افزایش می‌یابد؛ به طوری که دولت در ابتدا مخارج مصرفی خود را افزایش داده و سپس به منظور مقابله با افزایش نرخ تورم، مجبور به کاهش سطح مخارج مصرفی خود می‌شود؛ هم‌چنین در فاز رونق، افزایش متناسب بخش عرضه و تقاضا در نهایت به عدم تغییر نرخ تورم منجر می‌شود.

۱- در دوره‌ی رکود به علت تقاضای شدید واردات حاصل از افزایش قیمت نفت، شاهد عرضه‌ی ارز و کاهش ارزش اسمی ارز خواهیم بود، به طوری که اثر فوق در دوره‌ی رونق، به علت تقاضای کم‌تر واردات کوچک‌تر است؛ اما در دوره‌ی رونق شدید، نحوه‌ی اثرگذاری افزایش قیمت نفت بر روی نرخ ارز اسمی متفاوت است، به طوری که با اثرگذاری کم‌تر بر سطح واردات، در جهت رفع کسری بودجه‌ی دولت عمل می‌کند به‌صورتی‌که دولت به منظور افزایش درآمد ریالی حاصل از افزایش قیمت نفت، ارزش اسمی ارز را بیش از مقدار تعادلی بازار ارز افزایش می‌دهد، در نتیجه به علت عدم تقاضای ارز با نرخ فوق در بازار ارز، بانک مرکزی اقدام به خرید درآمدهای نفتی دلاری دولت با نرخ فوق می‌کند، که نتیجه‌ی آن افزایش پایه‌ی پولی (ناشی از بالا رفتن دارایی‌های خارجی بانک مرکزی)، افزایش نقدینگی و افزایش سطح قیمت‌ها در دوره‌ی رونق شدید می‌باشد؛ بر اساس نتایج، رفتار نرخ ارز مؤثر واقعی پس از فصل دوم تقریباً متأثر از نرخ تورم قرار می‌گیرد و در جهت تغییرات آن تعدیل می‌شود.

۲- با بررسی اثرات شوک وارده از سوی متغیرهای مدل بر ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، نتایجی به شرح زیر حاصل شده است:

- به احتمال ۲۱ درصد، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت در فازهای رکود قرار خواهد داشت؛ بنابراین به احتمال ۲۱ درصد، شرایط زیر بر اقتصاد ایران حاکم می‌باشد:

افزایش ناگهانی قیمت نفت در فاز رکود، از طریق افزایش سطح واردات (که قسمت زیادی از آن کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای است)، منجر به افزایش جزئی ارزش افزوده‌ی بخش صنعت می‌شود که نشان دهنده‌ی بهره‌وری پایین عوامل تولید کل در فاز رکود می‌باشد، از سویی با افزایش نرخ ارز مؤثر واقعی، قدرت رقابت‌پذیری تجاری صنایع ایران کاهش می‌یابد، ولی اثر مثبت آن بر افزایش واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای (به همراه درآمدهای نفتی حاصل شده)، اثر منفی حاصل از کاهش قدرت رقابتی صادراتی صنایع ایران را خنثی می‌کند و اثر نهایی افزایش نرخ ارز مؤثر بر صنایع

Archive of SID

www.SID.ir

ایران، در دوره‌ی رکود مثبت است؛ به علاوه در دوره‌ی رکود، پس از وقوع شوک مثبت قیمت نفت، سطح عرضه‌ی داخلی (به علت افزایش ارزش افزوده‌ی بخش صنعت و افزایش واردات کالاهای مصرفی) افزایش می‌یابد، افزایش فوق منجر به کاهش نرخ تورم شده که در نتیجه‌ی آن، به علت افزایش قیمت نسبی کالاها صنعتی نسبت به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، انگیزه‌ی تولیدی بخش صنعت برای تأمین تقاضای داخلی افزایش می‌یابد؛ بر این اساس اثر مثبت کاهش نرخ تورم و افزایش نرخ ارز واقعی برارزش افزوده‌ی بخش صنعت، رویکرد غیرصادراتی تولیدات صنعتی ایران را با عدم قدرت رقابت بین‌المللی در دوره‌ی رکود نشان می‌دهد، به طوری که به دلیل ساختار کم کشش عرضه‌ی کشور و بهره‌وری پایین عامل سرمایه، سیاست تضعیف ارزش پول ملی، قدرت رقابت کالاهای تولیدی بخش صنعتی را بهبود نمی‌بخشد. هم‌چنین به علت اثر بسیار جزئی مثبت افزایش قیمت نفت بر روی مخارج مصرفی دولتی واقعی، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت به صورت جزئی کاهش می‌یابد؛ اثر خالص افزایش قیمت نفت بر روی ارزش افزوده‌ی بخش صنعت در فاز رکود مثبت است.

- رژیم غالب اقتصادی بخش صنعت، رژیم دوم (دوره‌ی رونق) می‌باشد، به طوری که به احتمال ۵۲ درصد، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت در فازهای رونق قرار خواهد داشت؛ بنابراین به احتمال ۵۲۶ درصد، شرایط زیر بر اقتصاد ایران حاکم می‌باشد:

افزایش ناگهانی قیمت نفت در فاز رونق، از طریق افزایش سطح واردات، منجر به افزایش ارزش افزوده‌ی بخش صنعت می‌شود، به علاوه با افزایش ناگهانی قیمت نفت، در نتیجه‌ی افزایش نرخ ارز مؤثر واقعی و کاهش قدرت رقابت‌پذیری صادراتی صنایع ایران، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت کاهش می‌یابد؛ نتیجه‌ی فوق نشان‌دهنده‌ی ایجاد بیماری هلندی در فاز رونق بخش صنعتی ایران می‌باشد. هم‌چنین در فاز رونق، غیر از این‌که اثر افزایش قیمت نفت بر سطح قیمت‌ها به سمت صفر حرکت می‌کند، افزایش نرخ تورم نیز تأثیر چندانی بر ارزش افزوده‌ی بخش صنعت نشان نمی‌دهد. به علاوه در نتیجه‌ی اثر مثبت افزایش قیمت نفت بر روی مخارج مصرفی دولتی واقعی در دوره‌ی رونق، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت کاهش می‌یابد؛ اثر خالص افزایش قیمت نفت بر روی ارزش افزوده‌ی بخش صنعت در فاز رونق مثبت است.

- به احتمال ۲۶ درصد، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت در فازهای رونق شدید قرار خواهد داشت؛ بنابراین به احتمال ۲۶ درصد، شرایط زیر بر اقتصاد ایران حاکم می‌باشد:

Archive of SID

www.SID.ir

در دوره‌ی رونق شدید، افزایش ناگهانی قیمت نفت، از طریق افزایش سطح واردات، منجر به افزایش ارزش افزوده‌ی بخش صنعت می‌شود، هم‌چنین با افزایش نرخ ارز مؤثر واقعی و کاهش قدرت رقابت‌پذیری صنایع ایران، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت کاهش می‌یابد؛ به طوری که احتمال بروز بیماری هلندی در دوره‌ی رونق شدید، به علت اثرات منفی شدیدتر افزایش نرخ ارز مؤثر واقعی بر ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، بیش‌تر می‌باشد. هم‌چنین افزایش نرخ تورم حاصل از افزایش قیمت نفت در دوره‌ی رونق شدید، منجر به کاهش نسبی قیمت کالاهای صنعتی نسبت به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها شده و منجر به کاهش ارزش افزوده‌ی بخش صنعت می‌شود. به علاوه در نتیجه‌ی اثر منفی جزئی افزایش قیمت نفت بر روی مخارج مصرفی دولتی واقعی در دوره‌ی رونق شدید، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت به صورت جزئی افزایش می‌یابد. اثر خالص افزایش قیمت نفت بر روی ارزش افزوده‌ی بخش صنعت در فاز رونق شدید مثبت است.

۵- پیشنهادهای سیاستی

۱- با توجه به رفتار نامتقارن متغیرهای مدل به افزایش قیمت نفت خام، توصیه می‌شود که بسته به شرایط رکود و رونق حاکم بر اقتصاد کشور، به سیاست‌گذاری در برابر افزایش قیمت نفت پرداخته شود.

۲- اثر مثبت‌تر افزایش واردات بر ارز افزوده‌ی بخش صنعت در دوره‌ی رونق شدیدی، نشان‌دهنده‌ی افزایش کارائی عوامل تولید در این دوره‌ی می‌باشد، با وجود این امر، اثر مثبت افزایش قیمت نفت بر ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، در این دوره‌ی کم‌تر از دوره‌های دیگر است؛ بر این اساس سیاست افزایش نرخ ارز اسمی (در جهت پوشش کسری بودجه‌ی دولت) در دوره‌ی رونق شدید توصیه نمی‌گردد؛ زیرا که به علت افزایش سطح قیمت‌ها (به علت افزایش پایه پولی بانک مرکزی)، در نهایت نرخ ارز مؤثر حقیقی افزایش می‌یابد؛ بنابراین علاوه بر افزایش تورم، اثر منفی افزایش نرخ ارز مؤثر حقیقی بر ارزش افزوده‌ی بخش صنعت نیز باقی می‌ماند.

۳- در شرایطی که سیاست‌های ساختاری افزایش بهره‌وری عوامل تولید و افزایش قدرت رقابتی محصولات تولیدی در کشور اجرا نشود، افزایش واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای توصیه نمی‌گردد؛ بر اساس نتایج مقاله، لازمه‌ی اجرای سیاست‌های توسعه‌ی صادرات، تنها تعدیل متغیرهای پولی مانند نرخ ارز نبوده و چنین سیاست‌هایی به علت

Archive of SID

www.SID.ir

افزایش نرخ تورم و کاهش سطح واردات، بر رویکرد تولیدی جایگزینی واردات نیز اثر منفی می‌گذارند.

۴- لازمه‌ی بیش‌ترین اثرگذاری مثبت افزایش قیمت نفت بر ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، اجرای سیاست‌هایی است که افزایش واردات کالاهای سرمایه‌ای، افزایش سطح کارائی و بهره‌وری عوامل تولید، کاهش نرخ ارز حقیقی، ثبات نسبی سطح قیمت‌ها و ثبات نسبی مخارج مصرفی دولت، در نتیجه‌ی افزایش قیمت نفت حاصل شوند. لازمه‌ی چنین مکانیزمی از اثرگذاری افزایش قیمت نفت، افزایش سطح بهره‌وری عوامل تولید می‌باشد، به طوری که در نهایت با افزایش ظرفیت بالقوه‌ی تولیدی کشور، منجر به افزایش نرخ ارز اسمی مقارن با ثبات نسبی سطح قیمت‌ها، افزایش قدرت رقابتی صنایع کشور و کاهش کسری بودجه‌ی دولت خواهد شد؛ بنابراین پیشنهاداتی به شرح زیر ارائه می‌شود:

- استقلال بانک مرکزی در جهت اعمال سیاست‌های هم جهت با ثبات سطح قیمت‌ها.

- کاهش وابستگی بودجه‌ی دولت به درآمدهای نفتی و تشکیل صندوق ذخیره‌ی ارزی در جهت خروج انحصار طرف عرضه و تقاضای دولتی در بازار ارز.

- نیل به رویکرد گسترش صادرات از طریق توجه به مزیت‌های نسبی اقتصاد کشور و استفاده از منابع صندوق ذخیره‌ی ارزی در جهت افزایش سرمایه‌گذاری مقارن با افزایش کارائی و بهره‌وری در بخش‌های فوق در یک فرایند بلندمدت.

- استفاده از منابع ذخیره‌ی ارزی در جهت تقویت زیرساختارهای اقتصاد کشور و افزایش کارائی و بهره‌وری عوامل تولید و نیل به خصوصی سازی برنامه‌ریزی شده و بلندمدت به منظور جلوگیری از انحصار خصوصی و تقویت بخش خصوصی کارآمد.

- اصلاح نظام مالیاتی کشور به منظور کاهش وابستگی دولت به درآمدهای نفتی.

فهرست منابع

۱ -سرزعیم، علی. ۱۳۸۶. بررسی اثرات تکانه‌های قیمت نفت بر متغیرهای اقتصادی در یک مدل . VAR فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال ۴(۱۲): ۵۱-۲۷.

۲ -ختایی، محمود و شاه حسینی، سمیه و مولانا، سید حامد. (۱۳۸۶). بررسی اثر تغییرات درآمدهای نفتی بر نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران. پژوهش‌نامه‌ی اقتصادی، ۷(۳):۱۲۹-۱۰۳.

Archive of SID

www.SID.ir

۳ -شاکری، عباس، نظری‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان، تهران، پارس نویسا، ۱۳۸۷ ش.
۴ -عباسی‌نژاد، حسین. (۱۳۸۵). تحلیل اثر افزایش قیمت فرآورده‌های نفتی بر بخش‌های اقتصادی با استفاده از جدول داده - ستانده. فصل‌نامه‌ی پژوهش‌نامه‌ی بازرگانی، -(۳۸): ۲۵-۱.
۵ -متوسلی، محمود و فولادی، معصومه. ۱۳۸۵. بررسی آثار افزایش قیمت جهانی نفت بر تولید ناخالص داخلی و اشتغال در ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی محاسبه‌ای. مجله تحقیقات اقتصادی، (۷۶). ۷۶-۵۱.
۶ -مهرآرا، محسن و نیکی اسکویی، کامران. ۱۳۸۵. تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی. پژوهش‌نامه‌ی بازرگانی، - (۴۰): ۶۳-۳۲.
7- Aloui, C., Jammazi, R., 2009. The Effects of Crude Oil Shocks on Stock Market Shifts Behavior: A Regimes Witching Approach. Energy Economics 31(5), 789–799.
8- Aloui, C., Jammazy, R., Dhakhlaoui, I., 2008. Crude Oil Volatility and Stock Market Returns. Journal of Energy Markets 1, 69–96.
9- Ang, A.G., Bekaert, G., 1998. Regime Switches in Interest Rates. Stanford University. Research Paper 1486.
10- Balke, N.S., Brown, S.P.A., Yucel, M.K., 2002. Oil price shocks and the U.S. economy: where does the asymmetry originate? Energy Journal 23, 27–52.
11- Barsky, R.B., Kilian, L., 2001. Do we really know that oil caused the great stagflation: a monetary alternative (with comments). Working Paper No. 8289. National Bureau of Economic Research.
12- Bernanke, B.S., Gertler, M.,Watson, M., 1997. Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks. Brookings Papers on Economic Activity 1, 91–142.
13- Blanchard, O.J., Gali, J., 2007. The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why are 2000s so Different from the 1970s? National Bureau of Economic Research. Working Paper 13368.
14- Bohi, D.R., 1991. On the macroeconomic effects of energy price shocks. Resources and Energy 13, 145–162.
15- 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), pp. 16–23.
16- Burbidge, J., Harrison, A., 1984. Testing for the effects of oil-price rise using vector autoregressions. International Economic Review 25, 459–484.
17- Clements, M.P., Krolzig, H.M., 1998. A Comparison of the Forecast Performance of Markov-switching and Threshold Autoregressive Models of US GNP. Econo-metrics Journal, 1, 47–75.

Archive of SID

www.SID.ir

18- Clements, M.P., Krolzig, H.M., 2000. Modeling Business Cycle Features using Switching Regimes Models. Discussion Paper, Institute of Economics and Statistics Oxford.
19- Clements, M.P., Krolzig, H.M., 2002. Can oil shocks explain asymmetries in the U.S. business cycle? Empirical Economics 27, 185–204.
20- Cologni, A., Manera, M., 2008. Oil Prices, Inflation and Interest Rates in a Structural Cointegrated VAR Model for the G-7 Countries. Energy Economics 38, 856–888.
21- Cologni, A., Manera, M., 2009. The Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output Growth: a Markov-Switching Analysis for G7 Countries. Economic Modeling 26, 1–29.
22- Corden, W. M., Neary, J. P., 1982. Booming Sector and De-industrialisation in a Small Open Economy. The Economic Journal, 92, 829-831.
23- Corden, M.W., 1984. Booming Sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation, Oxford Economic Papers, 36, 359-380.
24- Darby, M.R.,1982. The price of oil and world inflation and recession. American Economic Review 72, 738–751.
25- Diebold, F.X., 1986. Modeling the Persistence of Conditional Variance: a Comment. Econometric Reviews 5, 51–56.
26- Diebold, F.X., Rudebusch, G.D., 1996. Measuring Business Cycles: a Modern Perspective. Review of Economics and Statistics 78, 67–77.
27- Garcia, R., Perron, P., 1996. An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts. Review of Economics and Statistics 78, 111–125.
28- Gisser, M., Goodwin, T.H., 1986. Crude oil and the macroeconomy: tests of some popular notions. Journal of Money, Credit and Banking 18, 95–103.
29- Hamilton, J.D., 1983. Oil and the Macroeconomy since World War II. Journal of Political Economy 91, 228–248.
30- Hamilton, J. D., 1990. Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime. Journal of Econometrics 45(1,2), 30-70.
31- Hamilton, J.D., 1996. This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. Journal of Monetary Economics 38, 215–220.
32- Holmes, M.J., Wang, P., 2003. Oil and the asymmetric adjustment of U.K. output: a Markov– Switching approach. International Review of Applied Economics 17, 181–192.
33- Hooker, M.A., 1996. What Happened to the Oil Price-Macroeconomy relationship? Journal of Monetary Economics 38, 195–213.
34- Jammazi, R., Aloui, C., 2009. Wavelet Decomposition and Regime Shifts: Assessing the Effects of Crude Oil Shocks on Stock Market Returns. Energy Policy.
35- Johansen, S. (1995). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford: Oxford University Press.

Archive of SID

www.SID.ir

36- Kim, C.J., Nelson, C.R., 1998. Business Cycles Turning Points, A New Coincident Index and Tests of Duration Dependence based on a Dynamic Factor Model with Regime Switching. Review of Economics and Statistics80, 188–201.
37- Kim, C.J., Nelson, C.R., 1999. In: State-Space Models with Regime Switching. Massachussetts Institute of Technology Press, Cambridge.
38- Krolzig, H.M., Toro, J., 1999, A new approach to the analysis of shocks and the cycle in a model of output and employment. European University Institute. Working paper ECO, no. 99-30.
39- Krolzig, H.M., 1996. Statistical analysis of cointegrated VAR processes withMarkovian regime shifts. SFB 373 Discussion Paper 25/1996, Humboldt Universit¨ at zu Berlin.
40- Krolzig, H.M., 1997. Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis. Berlin: Springer. Lee, K., Ni, S., Ratti, R.A., 1995. Oil shocks and the macroeconomy: the role of price volatility. Energy Journal 16, 39–56.
41- Mork, K.A., 1989. Oil shocks and the macroeconomy when prices go up and down: an extension of Hamilton's results. Journal of Political Economy 97, 740–744.
42- Mork, K.A., Olsen, O., Mysen, H.T., 1994. Macroeconomic responses to oil price increases and decreases in seven OECD countries. Energy Journal 15, 19–35.
43- Psaradakis, Z., Spagnolo, N., 2003. On the Determination of the Number of Regimes in Markov–Switching Autoregressive Models. Journal of Time Series Analysis 24, 237–252.
44- Raymond, J.E., Rich, R.W., 1997. Oil and the macroeconomy: a Markov State– witching approach. Journal of Money, Credit and Banking 29, 193–213.
45- Tatom, J.,1988. Are the macroeconomic effects of oil price changes symmetric? Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 28, 325–368.
46- Wijenbergen, V., 1984. Inflation, Employment, and the Dutch Disease in Oil-exporting Countries: A short-run Disequlibrium Analysis, Quarterly Journal of Economics, 99(2), 233-250.

Archive of SID

www.SID.ir