Archive of SID

تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی ایران

(بیماری هلندی)

فاطمه پاسبان*

بر اساس پدیده بیماری هلندی پیش‌بینی می‌شود که در نتیجه رونق یک بخش اقتصادی، آثار و پیامدهای آن در تمامی بخشهای اقتصادی منعکس خواهدشد؛ از آن جمله می‌توان به تقویت نرخ ارز واقعی، افزایش واردات، کاهش صادرات بخشهای غیر شکوفا، تضعیف بخش سنتی، انتقال نیروی کار و عوامل تولید به سمت بخش رونق یافته و ... اشاره نمود. در ایران رونق درآمدهای نفتی ناشی از افزایش قیمت نفت، بسیاری از فرضیات بیماری هلندی را اثبات کرده‌است. یکی از این فرضیات این است که در نتیجه رونق درآمدها ی نفتی، تولید در بخشهای سنتی و کشاورزی کاهش می‌یابد. این مقاله نیز به آزمون این فرضیه پرداخته و با استفاده از تحلیلهای رگرسیونی و آمارهای سری زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۹، به بررسی تأثیر قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که این فرضیه در ایران

*فاطمه پاسبان: دانشجوی دکترا و عضو هیأت علمی مرکز تحقیقات روستایی وزارت جهاد کشاورزی.

www.SID.ir

Archive of SID

اثبات می‌شود و تأثیر قیمت نفت بر بخش کشاورزی ایران منفی است. از سوی دیگر نتایج نشان می‌دهد که اثر شوک قیمت نفت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در طول زمان کاهش یافته و از بین می‌رود.

کلید واژه‌ها:
ایران، قیمت نفت، بخش کشاورزی، توسعه کشاورزی، بیماری هلندی

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

در سال ۱۹۵۹، با کشف منابع گاز طبیعی فراوان و افزایش صادرات آن، درآمد ارزی شایان توجهی به اقتصاد هلند تزریق شد و تقاضای کل افزایش یافت. علاوه بر این، اختلاف معنی‌داری میان قیمت عوامل و شاخص قیمت در بخشهای گوناگون پدید آمد. این شرایط تضعیف بخش مبادله پذیر و تقویت بخش مبادله ناپذیر را در پی داشت. بدین ترتیب، درآمد ارزی به دست آمده پدیده ضد صنعتی شدن را برای هلند رقم زد. این پدیده ایجاد شده چون در کشور هلند اتفاق افتاد به بیماری هلندی مشهور شد که منشأ آن، درآمدهای ارزی ناشی از صادرات گاز طبیعی بود. با این وجود،هر بخش رونق یافته‌ای می‌تواند بر متغیرهای پولی و واقعی اقتصاد تأثیرگذار باشد؛ مشروط از اینکه صادرات نفت و گاز، قهوه، موز و ... و همچنین کمکهای بین‌المللی وجود داشته‌باشد. از این رو بررسی تأثیر بخش رونق یافته بر سایر بخشهای اقتصادی و متغیرهای کلان اقتصادی در ادبیات مطرح شده و مورد بررسی قرار گرفته‌است.

در همین راستا، تحقیقات تجربی بسیاری در جهان به بررسی اثرات نوسان قیمت نفت بر اقتصاد و شاخصهای اقتصادی پرداخته‌است. در هر کشوری باتوجه به نوع سیاستهایی که به کار گرفته می‌شود درآمد حاصل از افزایش درآمدهای ارزی و کمکهای بین‌المللی می‌تواند از مجاری گوناگونی بر بخشهای اقتصادی تأثیرگذار باشد و با شناخت و هدایت مؤثر می‌توان اثرات منفی آن را کاهش داده و امتیازات ایجاد شده به‌وسیله بخش رونق یافته را به سمت و سویی سوق داد که کل اقتصاد از آن سود ببرد. این امر به شناخت دقیق موضوع و به کارگیری سیاستهای مناسب از سوی دولت و تشویق و ترغیب بخش خصوصی در جهت مناسب بستگی دارد.

در ایران نیز پدیده بیماری هلندی را می‌توان از جنبه‌های مختلف مورد بررسی قرار داد؛ از جنبه افزایش درآمدهای نفتی مطالعات گوناگونی صورت گرفته‌است و اثر این پدیده بر متغیرهای واقعی و پولی در کشور بررسی شده‌است؛ اما در این مقاله به

www.SID.ir

Archive of SID

ارتباط قیمت نفت و اثر آن بر تولید بخش کشاورزی پرداخته می‌شود. از این رو این مقاله به صورت زیر سازماندهی شده‌است:

مدل کلاسیک بیماری هلندی، داده‌ها و روش تحقیق، نتایج مدلهای سری زمانی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات.

مروری بر مطالعات تجربی

در ادبیات تجربی، مطالعات گوناگونی در مورد افزایش قیمت صادرات محصولات کشاورزی مانند قهوه، موز، کتان، سویا و ... ـ به‌عنوان بخش رونق یافته ـ صورت پذیرفته و تأثیر آن بر اقتصاد مورد ارزیابی و بررسی قرار گرفته‌است. فردمنش[1] به اثبات این فرضیه پرداخته‌است که در کشورهای صادرکننده نفت نظیر الجزایر، اکوادور، اندونزی، نیجریه و ونزوئلا ـ که دارای بخش کشاورزی قابل توجهی هستند ـ با افزایش قیمت نفت و درآمدهای نفتی، پدیده ضد کشاورزی به جای تضعیف صنعت اتفاق افتاده‌است و با تحلیلهای متعدد سنجی نتیجه می‌گیرد که بخش صنعت کارخانه‌ای هم به دلیل افزایش قیمتهای جهانی و هم به دلیل حمایتهای دولت با رونق مواجه شده و بخش کشاورزی نیز به دلیل قیمتهای جهانی تضعیف شده‌است.

لیندا گاماس[2] تحقیقی درباره رونق صادرات کلمبیا انجام داده‌است. اوبا استفاده از روش رگرسیونی به این نتیجه دست یافت که افزایش قیمت قهوه و مخارج دولت سبب تقویت نرخ ارز واقعی شده و تقویت نرخ ارز واقعی باعث گسترش بخش غیرقابل مبادله و تضعیف بخش قابل مبادله شده‌است. همچنین وی در این پژوهش نشان می‌دهد که به دلیل تغییر قیمتها به نفع بخش غیرقابل مبادله، تولید و صادرات بخش

1. M, Fardmancsh, "***Terms of Trade Shocks and Structural Adjustment in a Small Economy, Ducth Disease and Oil Price Increases***", *Journal of Development Economics*, Vol 34, (1991), pp.339-353.

2. Linda ,Kamas, "***Dutch Disease Economics and Colombia Export boom***", *World Development*, Vol 4, (1986), pp.1949-1986.

www.SID.ir

Archive of SID

سنتی اقتصاد کاهش می‌یابد.

هامیلتون[1] با استفاده از علیت گرنجر اثر شوک نفتی بر اقتصاد آمریکا را برای سالهای ۱۹۷۲-۱۹۴۹ مورد بررسی قرار داده‌است و نتیجه می‌گیرد که تغییر در قیمت نفت، علت گرنجر تغییر در تولید ناخالص داخلی و بیکاری است. باربریج و هاریسون[2] اثر شوکهای نفتی بر برخی متغیرهای اقتصادی را در آمریکا، کانادا، انگلستان، ژاپن و آلمان مورد بررسی قرار می‌دهند و با استفاده از مدل VAR نشان داده‌اند که طی سالهای ۱۹۷۴-۱۹۷۲ نتایج هامیلتون معتبر است. گیسر و گودوین[3] در مقاله خود نتیجه گرفته‌اند که شوکهای نفتی بر متغیرهای اقتصادی تأثیر می‌گذارند. آنها با استفاده از داده‌های هامیلتون رابطه‌ای میان اشتغال و قیمت نفت دریافتند و آزمونها نشان می‌دهد که شوکهای نفتی اثر متفاوتی بر اقتصاد کلان قبل از ۱۹۷۳ داشته‌است. نتایج آنها مشابه هامیلتون وباریج و هاریسون است. یوری[4] اثر قیمت نفت را بر اشتغال بخش کشاورزی آمریکا طی سالهای ۱۹۴۷ تا ۱۹۹۵ مورد بررسی قرار داده‌است و با استفاده از علیت گرنجر نتیجه می‌گیرد که میان اشتغال بخش کشاورزی و تغییرات قیمت نفت ارتباطی وجود دارد به طوری که افزایش در قیمت نفت باعث کاهش اشتغال می شود. اون جلیا پاپاپترو[5] در مقاله خود به اثر شوکهای نفتی بر اشتغال و فعالیتهای اقتصادی در یونان پرداخته‌است. او با استفاده از مدل VAR نشان

---

1. James, Hamilton , "***Oil and the Macroeconomy Since World War II***", *Journal of Political Economy*, Vol 91, (1983), pp.228-248.

2. John , Burbidge and Alan Harrison , "***Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregressions***", *International Economic Review*, Vol 25, (1984), pp.459-84.

3. M Gisser , Goodwin, "***T.H, Crude Oil and Macroeconomy: Tst of Some Popular Nations***", *Journal of Money Credit Banking*, 18(1), (1986), pp.95-103.

4. Noel.D , Uri, "***Changing Crude Oil Price Effects on US Agricultural Employment***," *Energy Economics*, Vol 18(3,Jul), (1996), pp.185-202.

5. Evangelia Papapetrou, "***Oil Price Shocks, Stock Market, Economic Activity and Employment in Greece***", *Energy Economics*, Vol 23, (2001), pp.511-532.

www.SID.ir

Archive of SID

داده‌است که روابط بلندمدت میان قیمت نفت، نرخهای بهره، تولید ناخالص داخلی و اشتغال در یونان وجود دارد. از جمله نتایج مقاله این است که افزایش در قیمت نفت، بر فعالیتهای اقتصادی واقعی و اشتغال، تأثیر منفی دارد و تحرک قیمتها را توضیح می‌دهد. آرتم یرونویچ[1] نیز در مقاله‌ای به بررسی اثر نوسانات قیمت نفت بر اقتصاد اکراین پرداخته است و با تحلیلهای سنجی نشان داده‌است که روابط بلندمدتی میان نوسانات قیمت نفت ، تولید ناخالص داخلی و تورم وجود دارد. ب طوریکه یک درصد افزایش در قیمت نفت سبب کاهش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به اندازه ۰/۱۲۶ درصد می‌شود. یوک روتارا[2] به بررسی نقش قیمت نفت و نرخ ارز واقعی بر اقتصاد روسیه پرداخته است و با استفاده از مدل VAR نشان داده‌است که ۱۰ درصد افزایش در قیمت جهانی نفت با ۲/۲ درصد رشد در تولید ناخالص داخلی همراه است . علاوه بر این ۱۰ درصد تضعیف در روبل روسیه باعث ۲/۴ درصد افزایش در سطح ستانده می شود.

دکتر صادق بختیاری و زهرا حقی[3] به بررسی آثار افزایش درآمدهای نفتی بر بخش کشاورزی ایران پرداخته‌اند. مهمترین نتیجه تحلیلهای سنجی نشان می‌دهد که اثر درآمدهای نفتی طی دوره ۵۶-۱۳۵۳ پدیده ضد کشاورزی در کشور را به همراه داشته‌است.

مدل کلاسیک بیماری هلندی

در مدل کلاسیک بیماری هلندی، یک اقتصاد باز کوچک سه بخشی در نظر

---

1. Artern, Myronovych, The Impact of Oil Price Fluctuations on the Ukrainian Economy, "***Thesis for Degree of Master of Arts in Economics***"., National University of Kyiv-Mohyla., pp.1-27.

2. Jouko Rautava , "***The Role of Oil Prices and the Real Exchange Rate in Russia's Economy***", *BOFIT Discussion Papers*, No.3, (2002), pp.1-18.

۳. صادق بختیاری و زهرا حقی، «**بررسی آثار افزایش درآمدهای نفتی بر بخش کشاورزی: مورد بیماری هلندی در اقتصاد ایران**»، **اقتصاد کشاورزی و توسعه**، سال نهم، شماره ۳۵ (پاییز ۱۳۸۰): ص .

www.SID.ir

Archive of SID

گرفته می شود که این سه بخش عبارتند از:

- بخش رونق یافته؛
- بخش تولیدکننده کالاهای مبادله‌پذیر در سطح بین‌المللی؛
- بخش تولیدکننده کالاهای مبادله‌ناپذیر که قیمت آن به وسیله عرضه و تقاضای داخلی مشخص می‌شود.

فرضهای اصلی این مدل نیز عبارتست از:

۱. تمام کالاها برای مصرف نهایی تولید می‌شوند؛

۲. مدل فقط متغیرهای واقعی را در نظر می‌گیرد و از متغیرهای پولی صرف‌نظر می‌کند؛

۳. هیچ اختلالی در بازار کالا و عوامل وجود ندارد و دستمزدهای حقیقی به طور کامل انعطاف پذیر است.

۴. نیروی کار و سرمایه ثابت و عامل متحرک، بین بخشها در نظر گرفته می‌شود.

بیماری هلندی در نتیجه جهش درآمد در بخش رونق یافته آغاز می‌شود و رونق در یک بخش از دو راه تأثیر حرکت منابع و اثر مخارج بر تمامی بخشهای اقتصادی تأثیر می‌گذارد. بر اساس اثر حرکت منابع، افزایش درآمد در بخش رونق یافته، موجب افزایش سودآوری این بخش و جذب نیروی کار از سایر بخشهای اقتصادی به آن می‌شود که این امر نیز سبب تضعیف مستقیم بخش صنعت می‌گردد. از سوی دیگر به دلیل افزایش تقاضا برای کالاهای مبادله ناپذیر و نیز انتقال نیروی کار به بخش رونق یافته، قیمت کالاهای این بخش افزایش می‌یابد و در جستجوی سودآور شدن بخش غیرمبادله‌ای، نیروی کار به این بخش سرازیر می‌شود و به طور غیر مستقیم بخش صنعت را تضعیف می‌کند.

اثر مخارج به بررسی آثار رونق از راه افزایش تقاضای کل می‌پردازد. پس از رونق، تقاضای کل که شامل تقاضا برای کالاهای مبادله پذیر و مبادله‌ناپذیر است، افزایش می‌یابد. مازاد تقاضای کالاهای مبادله پذیر از طریق واردات جبران می‌شود، در

www.SID.ir

Archive of SID

حالیکه مازاد تقاضا در بخش تولیدکننده کالای مبادله‌پذیر، به افزایش قیمت این کالا و انتقال نیروی کار به این بخش، و درنهایت به تضعیف غیر مستقیم صنعت می‌انجامد.

بیماری هلندی به دلایل گوناگونی ایجاد می‌شود که عبارتست از:

۱. افزایش برون زا در بهای بین‌المللی کالاهای قابل مبادله؛

۲. پیشرفت تکنولوژی در بخش تجاری اعم از سرمایه بر، کاربر و خنثی؛

۳. کشف منابع جدید؛

۴. افزایش در تقاضای کالاهای قابل مبادله؛

۵. ورود سرمایه خارجی فراوان؛

۶. دریافت کمک و وام خارجی.

بیماری هلندی در یک اقتصاد، پیامدهای متعددی دارد که مهمترین آنها عبارتند از:

۱. افزایش نسبی قیمت کالاهای مبادله‌پذیر؛

۲. تغییر ترکیب تولید؛

۳. تغییر قیمت عوامل؛

۴. کاهش صادرات بخشهای غیر شکوفا؛

۵. افزایش واردات؛

۶. تغییر ترکیب پس انداز و سرمایه گذاری؛

۷. جابجایی سرمایه و نیروی کار از بخشهای غیر شکوفا به بخش رونق یافته؛

۸. افزایش یارانه به کالاهای قابل مبادله؛

۹. افزایش مازاد تراز پرداختها و انباشت ذخایر بین‌المللی؛

۱۰. سایر پیامدهای اقتصادی.

داده‌ها و روش تحقیق

داده‌های مورد نیاز این مقاله از سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران،

www.SID.ir

Archive of SID

ترازنامه‌های بانک مرکزی و بولتن اپک برای سالهای ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۹ جمع‌آوری شده‌است. تعریف متغیرهای این مقاله به شرح زیر است:

- LVADDC: لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال ۶۹؛
- LOilprice: لگاریتم قیمت هر بشکه نفت ایران به دلار.

در این مقاله سعی می‌شود از تحلیلهای سری زمانی، برای بررسی اثر قیمت نفت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی استفاده شود.

نتایج مدلهای سری زمانی

نتایج حاصل از تحلیلهای سری زمانی به شرح زیر است:

آزمون مانایی

به منظور بررسی مانایی سریهای زمانی مورد مطالعه این مقاله، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده‌است که نتایج آن نامانایی سریها را اثبات می‌کند. به منظور مانا نمودن متغیرها از شکل تفاضل مرتبه اول آنها استفاده شده‌است که نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) بر حسب ضابطه شوارز ـ بیزین (SBC)[1] نشان می‌دهد که همه سریها با یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. در نتیجه کلیه متغیرهای موجود در مدل I(۱) می‌باشد (جدول شماره ۱). بنابراین مشاهده می‌شود که سریهای زمانی از مرتبه انباشتگی یکسانی برخوردار است.

۱. در MFIT مقدار حداکثر هر یک از ضابطه AIC، SBC، HQC تعیین‌کننده وقفه‌های بهینه است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته

متغیر	آماره دیکی‌فولر تعمیم‌یافته	مقدار بحرانی	وضعیت	تعداد وقفه (SBC)
DLOILPRICE	-۴/۲۵	-۳/۰۶	با عرض از مبدأ	سطح
DLVADDC	-۳/۵۳	-۳/۰۶	با عرض از مبدأ	سطح

آزمون هم‌انباشتگی

آزمون هم انباشتگی در مدل VECM براساس آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر به روش یوهانسن می‌باشد. بر اساس آزمون اثر هنگامی که آماره آزمون محاسبه شده از مقدار بحرانی ارائه شده به وسیله یوهانسن و جوسیلیوس کمتر باشد، فرضیه صفر یعنی وجود r بردار هم‌انباشتگی پذیرفته می‌شود. از این رو با توجه به نتایج حاصله وجود یک بردار هم‌انباشتگی در مدل موردنظر پذیرفته می‌شود؛ زیرا کمیت آماره آزمون یعنی ۶/۵۳ از مقدار بحرانی آن در سطح ۹۵ درصد یعنی ۹/۱ و سطح ۹۰ درصد یعنی ۷/۵ کمتر است.[۱]

بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه هنگامی فرضیه r+۱ بردار هم انباشتگی پذیرفته می‌شود که آماره آزمون محاسبه شده از مقدار بحرانی ارائه شده به وسیله یوهانسن و جوسیلیوس کمتر باشد. نتایج حاصله بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه، وجود یک بردار هم انباشتگی در مدل موردنظر را می‌پذیرد؛ بنابراین یک بردار هم‌انباشتگی تعادلی در میان متغیرهای مورد مطالعه وجود دارد و از اینرو استفاده از روش OLSبرای تخمین معادلات، بدون مشکل رگرسیون، کاذب است.

۱. نتایج در پیوست آمده‌است.

www.SID.ir

Archive of SID

آزمون هم‌انباشتگی بر اساس الگوی پویای ARDL

از آنجایی که روش حداقل مربعات برای آزمون هم انباشتگی، اثرات کوتاه مدت را در نظر نمی‌گیرد، برآوردهای آن دارای تورش است، بنابراین برای در نظر گرفتن اثرات کوتاه مدت از روش الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شده‌است. برای تعیین تعداد وقفه بهینه از معیار شوارتز ـ بیزین استفاده شده‌است. بر این اساس رابطه زیر بر اساس وقفه‌های مختلف برازش شده‌است:

$$ln\,VADDC_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} ln\,VADDC_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} lnOILPRICE_{t-j} + v_t$$

با توجه به ضابطه (SBC) رگرسیون به صورت ARDL(۱و۱) انتخاب و برآورد شده‌است.[۱] بر اساس نتایج تخمین زده شده، آزمون هم انباشتگی آماره t به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{t} = \frac{\sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} \hat{s}_{\alpha i}} = \frac{.۳۲۵۶۹ - ۱}{.۱۴۶۴۹} = -۴.۶$$

بر اساس کمیت بحرانی ارائه شده به وسیله بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۳/۸۲- است، پس فرضیه صفر را که عدم وجود رابطه تعادلی است، رد می‌کند. بنابراین یک رابطه تعادلی وجود نیز یک رابطه هم‌انباشتگی، میان متغیرهای مدل وجود دارد . علاوه‌بر این نتایج، برازش مدل نشان می‌دهد که قیمت نفت در زمان حاضر اثر منفی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد و با یک دوره وقفه، اثر آن مثبت می‌شود.

۱. نتایج در پیوست آمده‌است.

www.SID.ir

Archive of SID

الگوی تصحیح خطا

الگوهای تصحیح خطا (ECM) به دلیل اینکه نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهند، از کاربرد زیادی برخوردار هستند. با وجود همجمعی میان متغیرهای مورد مطالعه و وجود یک رابطه هم انباشتگی میان آنها می‌توان از این مدل استفاده نمود. نتایج حاصل از برآورد به شرح زیر است:[1]

$$dlvaddc = ۴.۷ + -۰.۰۲۹۱\, dloilprice + ۰.۰۲۹\, trend - ۰.۶۷۴\, ecm\,(-۱)$$

$$R^۲ = ۰.۵۵ \qquad D.W = ۲.۱ \qquad F = ۹.۸$$

برآورد نشان می‌دهد که همه ضرایب مدل از نظر آماری معنی دار هستند و ضریب $R^۲$ نیز ۰/۵۵ است و نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی خوب الگو است. قیمت نفت در این الگو اثری منفی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد. ضریب جمله خطا ۰/۶۷۴۳۱- است که نشان می‌دهد در هر سال ۰/۶۷۴۳۱ از عدم تعادل یک دوره در ارزش افزوده بخش کشاورزی تعدیل می‌شود. سرعت تعدیل نیز نسبتاً زیاد است.

تخمین الگوی VAR و توابع عکس‌العمل

بر اساس مدل VAR توابع واکنش به دست آمده‌است. توابع واکنش نشان می‌دهند که وقتی یک شوک و تکانه‌ای بر الگو وارد می‌شود، بر روی متغیرهای درون‌زای مدل چه تأثیری دارد. نتایج نشان می‌دهد[2] که هرگاه شوک مثبتی بر قیمت نفت وارد آید، اثر آن بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ابتدا افزایشی و پس از دوره دوم به بعد سبب کاهش ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌شود و این تأثیر تکانهٔ قیمت نفت، در طول زمان از بین می‌رود. البته لازم به ذکر است که در دوره اول، اثر تکانه قیمت نفت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی منفی است و سپس تأثیر مثبت دارد. نمودار زیر تکانه‌ای به اندازه یک انحراف استاندارد در قیمت نفت را بر ارزش افزوده

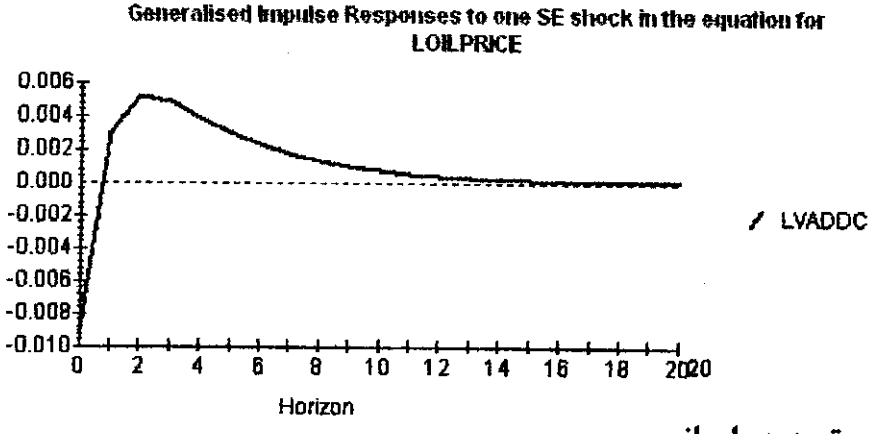
۱. نتایج در پیوست آمده‌است.
۲. نتایج در پیوست آمده‌است.

www.SID.ir

Archive of SID

بخش کشاورزی نشان می‌دهد.

شکل



تجزیه واریانس

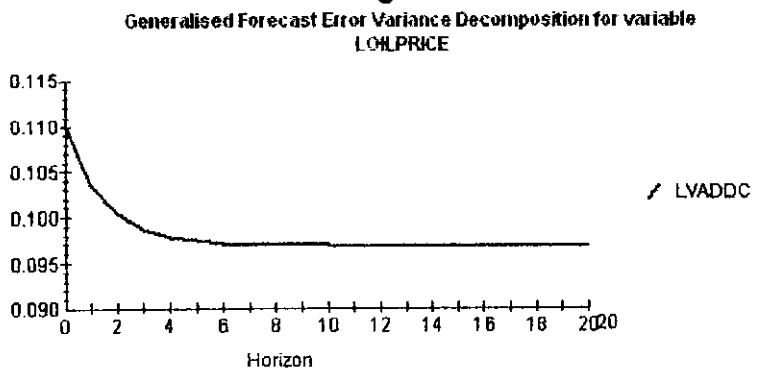
تجزیه واریانس نشان می‌دهد که اگر به اندازه یک انحراف معیار شوک و تغییری در مدل حاصل شود، اثر آن بر هر یک از متغیرهای مدل به چه میزان است. نتایج مربوط به تجزیه واریانس متغیر قیمت نفت[1] نشان می‌دهد که به مرور در طی زمان اثر تکانه قیمت نفت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی کاهش می‌یابد. نمودار زیر نیز بیانگر این مطلب است. علاوه بر این، اطلاعات جدول شماره (۲) نشان می‌دهد که بیشترین میزان تأثیرگذاری تکانه قیمت نفت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در افق زمانی صفر، حدود ۱۱ درصد است. در طول دوره مورد بررسی اثر تکانه قیمت نفت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی هیچگاه از ۱۱ درصد بیشتر نشده‌است. در نتیجه می‌توان دریافت که تنها بخشی از تغییرات در ارزش افزوده بخش کشاورزی به وسیله تکانه قیمت نفت توضیح داده می‌شود، همچنین عوامل تأثیرگذار دیگری نیز قابل بررسی می‌باشند.

۱. نتایج در پیوست آمده‌است.

www.SID.ir

Archive of SID

شکل



جدول ۲. نتایج تجزیه واریانس مربوط به شوک وارده بر قیمت نفت

افق زمانی	ارزش افزوده
۰	۰/۱۱۰۱۰
۱	۰/۱۰۲۴۹
۲	۰/۱۰۰۲۸
۳	۰/۰۹۸۶۵۷
۴	۰/۰۹۷۳۴۴
۵	۰/۰۹۷۰۹۳
۶	۰/۰۹۶۹۵۵
۷	۰/۰۹۶۸۷۷
۸	۰/۰۹۶۸۳۴
۹	۰/۰۹۶۸۱۰
۱۰	۰/۰۹۶۷۶۹
۱۱	۰/۰۹۶۷۶۹
۱۲	۰/۰۹۶۷۸۹
۱۳	۰/۰۹۶۷۸۴
۱۴	۰/۰۹۶۷۸۲
۱۵	۰/۰۹۶۷۸۱
۱۶	۰/۰۹۶۷۸۰
۱۷	۰/۰۹۶۷۸۰
۱۸	/۰۹۶۷۷۹۰
۱۹	۰/۰۹۶۷۷۹
۲۰	۰/۰۹۶۷۷۹

www.SID.ir

Archive of SID

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

باتوجه به برآورد و تخمینهای سری زمانی، نتیجه شرح زیر می‌باشد:

۱. سریهای ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت و قیمت نفت نامانا هستند و با یک مرتبه تفاضل‌گیری، مانا می‌شوند.

۲. برآوردها نشان می‌دهد که یک رابطه بلندمدت هم‌انباشتگی میان ارزش‌افزوده بخش کشاورزی و قیمت نفت وجود دارد.

۳. اطلاعات نشان می‌دهد که اثر قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی منفی است. این بدان معناست که براساس پدیده بیماری هلندی، افزایش قیمت نفت سبب تضعیف فعالیتها در بخش سنتی و کشاورزی شده‌است که احتمال می‌رود از جمله دلایل آن می‌توان به جابجایی سرمایه از بخش کشاورزی به بخشهای رونق یافته و افزایش نسبی قیمت محصولات کشاورزی اشاره نمود. بنابراین افزایش قیمت نفت پدیده ضدکشاورزی در ایران را به همراه داشته‌است.

۴. توابع واکنش نشان می‌دهند که هرگاه شوکی به قیمت نفت وارد شود، اثر آن بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ابتدا افزایشی و پس از دوره دوم به بعد، سبب کاهش ارزش افزوده کشاورزی می‌شود و این تأثیر تکانه قیمت نفت در طول زمان از بین می‌رود.

۵. الگوهای تصحیح خطا (ECM) نشان می‌دهد که قیمت نفت در این الگو اثرمنفی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد. ضریب جمله تصحیح خطا ۰/۶۷۴۳۱- است که نشان می‌دهد در هر سال ۰/۶۷۴۳۱ از عدم تعادل یک دوره در ارزش افزوده بخش کشاورزی، در دوره بعد تعدیل می‌شود و سرعت تعدیل نسبتاً زیاد است.

۶. تجزیه واریانس نشان می‌دهد که به مرور، طی زمان، اثر تکانه قیمت نفت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی کاهش می‌یابد. در طول دوره مورد بررسی اثر تکانه قیمت نفت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی، هیچگاه از ۱۱ درصد بیشتر نشده‌است. در نتیجه می‌توان دریافت که تنها بخشی از تغییرات در ارزش افزوده بخش کشاورزی

www.SID.ir

Archive of SID

به وسیله تکانه قیمت نفت توضیح داده می‌شود و عوامل تأثیرگذار دیگری نیز قابل بررسی است.

از اینرو به منظور کاهش اثرات منفی تغییرات قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی و توسعه تولید در این بخش، پیشنهاد می‌شود که سیاستها و ابزارهای اجرایی مناسب از سوی دولت طراحی و اجرا شود تا با مدیریت صحیح، درآمدهای حاصل از نفت در مسیر توسعه فعالیتهای اقتصادی در جامعه قرار گیرد. توجه به این موضوع ازآنجایی که کشور ما وابسته به درآمدهای نفتی است، از اهمیت ویژه و ضروری برخوردار است. علاوه بر این از آنجایی که عوامل دیگری به جز نفت بر تولید بخش کشاورزی تأثیر دارد، لازم است این عوامل نیز شناسایی و با مدیریت علمی آنها، در آینده شاهد رونق بیشتر تولید در بخش کشاورزی باشیم.

www.SID.ir

Archive of SID

کتابنامه:

1. Burbidge, John and Alan Harrison., "***Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregressions***", *International Economic Review*., Vol 25, (1984): pp.459-484.

2. Corden, W. & P.J.Neary., "Booming Sector and De-Industrialization in Small Open Economy"., *The Economic Journal*., Vol 92, (1982): pp.825-848.

3. Fardmanesh , M., "***Terms of Trade Shocks and Structural Adjustment in a Small Economy, Ducth Disease and Oil Price Increases***"., *Journal of Development Economics*., Vol 34, (1991): pp.339-353.

4. Hamilton, James., "***Oil and the Macroeconomy Since World War II***"., *Journal of Political Economy*., Vol 91, (1983): pp.228-248.

5. Hoag, John, H. Wheeler, Mark., "***Oil Price Shocks and Employment: The Case of Ohio Coal Mining***"., *Energy Economics*., 18(3), (July 1996): pp.211-220.

6. Kamas, L., "***Dutch Disease Economics and Colombia Export Boom***"., *World Development*, Vol 4, (1986): pp.1949-1986.

7. Kazi, Umarfaruk, A., "***An Exploratory Stochastic Framework to Analyse the Relationship Between Macro Oil Price Shocks and Economic Development***"., *Energy Economics*, 11(3), (July 1989): pp.228-238.

8. Goodwind. M Gisser, "***T.H, Crude Oil and Macroeconomy: Tst of Some Popular Nations***"., *Journal Money Credit Banking*, 18(1), (1986): pp.95-103.

9. Myronovych, Artern., The Impact of Oil Price Fluctuations on the Ukrainian Economy, 2002, Thesis for Degree of Master of Arts in Economics, *National University of Kyiv-Mohyla*, pp.1-27.

10. Papapetrou, Evangelia., "***Oil Price Shocks, Stock Market, Economic Activity and Employment in Greece***"., *Energy Economics*, Vol 23, (2001): pp.511-532.

11. Peng,-Zhaoyang; Martin, Will., "***Oil Price Shocks and Policy Responses in the Post-Reform Chinese***"., *Journal of Development Studies*; 31(1)., (October 1994): pp.35-55.

12. Raymond, Jennie, E, Rich, Robert, W., "***Oil and the Macroeconomy: A Markov State-Switching Approach***"., *Journal of Money, Credit, and Banking*., 29(2)., (May 1997): pp.193-213.

www.SID.ir

Archive of SID

13. Rautava , Jouko., "*The Role of Oil Prices and the Real Exchange Rate in Russia's Economy*".. *BOFIT Discussion Papers*, No.3, (2002): pp.1-18.

14. Tatom, John, A., "*Are There Useful Lessons from the 1990-91 Oil Price Shock?*".. *Energy Journal*; 14(4)., (1993): pp.129-150.

15. Uri, Noel.D., "*Changing Crude Oil Price Effects On US Agricultural Employment*".. *Energy Economics*., Vol 18, (Jul 1996): pp.185-202.

16. Van-Wijnbergen, Sweder., "*Oil Price Shocks, Unemployment, Investment and the Current*"., *Review of Economic Studies*; 52(4), (October 1985): pp. 627-645.

۱۷. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه سالهای مختلف، اداره بررسیهای اقتصادی.

۱۸. بختیاری، صادق و حقی، زهرا. «**بررسی آثار افزایش درآمدهای نفتی بر بخش کشاورزی: مورد بیمار هلندی در اقتصاد ایران**». اقتصاد کشاورزی و توسعه. سال نهم، شماره ۳۵، (پاییز ۱۳۸۰).

۱۹. خداویسی، حسن. «**بررسی بیماری هلندی در ایران**». پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده علوم انسانی؛ دانشگاه تربیت مدرس، (۱۳۷۵).

۲۰. مرکز آمار ایران، سالنامه آماری کشور، سالهای مختلف.

www.SID.ir

Archive of SID

پیوستها:

برآورد ARDL

ARDL(1,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LVADDC
29 observations used for estimation from 1351 to 1379

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LVADDC(-1)	.32569	.14649	2.2233[.036]
LOILPRICE	-.029136	.016909	-1.7231[.098]
LOILPRICE(-1)	.040455	.015653	2.5845[.016]
CONSTANT	4.7980	1.0207	4.7006[.000]
TREND	.029030	.0065725	4.4169[.000]

R-Squared	.99600	R-Bar-Squared	.99533
S.E. of Regression	.026105	F-stat. F(4, 24)	1494.1[.000]
Mean of Dependent Variable	7.8218	S.D. of Dependent Variable	.38215
Residual Sum of Squares	.016355	Equation Log-likelihood	67.3182
Akaike Info. Criterion	62.3182	Schwarz Bayesian Criterion	58.8999
DW-statistic	2.0713	Durbin's h-statistic	-.31228[.755]

برآورد ECM

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
ARDL(1,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is dLVADDC
29 observations used for estimation from 1351 to 1379

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLOILPRICE	-.029136	.016909	-1.7231[.097]
dCONSTANT	4.7980	1.0207	4.7006[.000]
dTREND	.029030	.0065725	4.4169[.000]
ecm(-1)	-.67431	.14649	-4.6031[.000]

List of additional temporary variables created:
dLVADDC = LVADDC-LVADDC(-1)
dLOILPRICE = LOILPRICE-LOILPRICE(-1)
dCONSTANT = CONSTANT-CONSTANT(-1)
dTREND = TREND-TREND(-1)
ecm = LVADDC -.016786*LOILPRICE -7.1154*CONSTANT -.043051*TREND

R-Squared	.55080	R-Bar-Squared	.47593
S.E. of Regression	.026105	F-stat. F(3, 25)	9.8095[.000]
Mean of Dependent Variable	.047978	S.D. of Dependent Variable	.036060
Residual Sum of Squares	.016355	Equation Log-likelihood	67.3182
Akaike Info. Criterion	62.3182	Schwarz Bayesian Criterion	58.8999
DW-statistic	2.0713		

R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable dLVADDC and in cases where the error correction model is highly restricted, these measures could become negative.

www.SID.ir

Archive of SID

برآورد توابع واکنش

Generalised Impulse Responses to one SE shock in the equation for LOILPRICE
Unrestricted Vector Autoregressive Model

Based on 29 observations from 1351 to 1379. Order of VAR = 1
List of variables included in the unrestricted VAR:
LVADDC LOILPRICE
List of deterministic and/or exogenous variables:
CONSTANT TREND

Horizon	LVADDC	LOILPRICE
0	-.0089965	.30877
1	.0029987	.22524
2	.0052238	.16697
3	.0048254	.12461
4	.0038956	.093261
5	.0030057	.069875
6	.0022796	.052377
7	.0017172	.039269
8	.0012900	.029443
9	.9680E-3	.022077
10	.7261E-3	.016554
11	.5445E-3	.012412
12	.4083E-3	.0093072
13	.3062E-3	.0069788
14	.2296E-3	.0052329
15	.1721E-3	.0039238
16	.1291E-3	.0029422
17	.9679E-4	.0022061
18	.7257E-4	.0016542
19	.5442E-4	.0012404
20	.4080E-4	.9301E-3

تجزیه واریانس

Generalised Forecast Error Variance Decomposition for variable
Generalised Forecast Error Variance Decomposition for variable LOILPRICE
Unrestricted Vector Autoregressive Model

Based on 29 observations from 1351 to 1379. Order of VAR = 1
List of variables included in the unrestricted VAR:
LVADDC LOILPRICE
List of deterministic and/or exogenous variables:
CONSTANT TREND

Horizon	LVADDC	LOILPRICE
0	.11010	1.0000
1	.10349	.99965
2	.10028	.99938
3	.098657	.99922
4	.097803	.99913
5	.097344	.99909
6	.097093	.99906
7	.096955	.99904
8	.096877	.99904
9	.096834	.99903
10	.096810	.99903
11	.096796	.99903
12	.096789	.99903
13	.096784	.99903
14	.096782	.99903
15	.096781	.99903
16	.096780	.99903
17	.096780	.99903
18	.096779	.99903
19	.096779	.99903
20	.096779	.99903

www.SID.ir