

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 خواهد شد؛ 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 کرده است. یکی از این فرضیات این است که در نتیجه رونق درآمدهای 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.

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



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 به وسیله 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

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

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 ... - به‌عنوان بخش رونق یافته - صورت پذیرفته و تأثیر آن بر اقتصاد مورد ارزیابی و بررسی قرار گرفته است. فردمنش^۱ به اثبات این فرضیه پرداخته است که در کشورهای صادرکننده نفت نظیر الجزایر، اکوادور، اندونزی، نیجریه و ونزوئلا - که دارای بخش کشاورزی قابل توجهی هستند - با افزایش قیمت نفت و درآمدهای نفتی، پدیده ضد کشاورزی به جای تضعیف صنعت اتفاق افتاده است 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 شده است.

لیندا گاماس^۲ تحقیقی درباره رونق صادرات کلمبیا انجام داده است. او با 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 شده است. همچنین وی در این پژوهش نشان می‌دهد که به دلیل تغییر قیمت‌ها به نفع بخش غیرقابل مبادله، تولید و صادرات بخش

1. M, Fardmanesh, "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.

سنتی اقتصاد کاهش می‌یابد.

هامیلتون^۱ 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^۲ 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^۳ 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 و باربریج و هاریسون است. یوری^۴ 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 می‌شود. اون جلیا پاپاپترو^۵ 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.

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. آرتن و یرونویچ^۱ 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^۲ 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 می‌شود.

دکتر صادق بختیاری و زهرا حقی^۳ 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 بیمار هلندی در اقتصاد ایران»، اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال نهم، شماره ۳۵ (پاییز ۱۳۸۰): ص.

گرفته می شود که این سه بخش عبارتند از:

● بخش رونق یافته؛

● بخش تولیدکننده کالاهای مبادله پذیر در سطح بین المللی؛

● بخش تولیدکننده کالاهای مبادله ناپذیر که قیمت آن به وسیله عرضه و

تقاضای داخلی مشخص می شود.

فرضهای اصلی این مدل نیز عبارتست از:

۱. تمام کالاها برای مصرف نهایی تولید می شوند؛

۲. مدل فقط متغیرهای واقعی را در نظر می گیرد و از متغیرهای پولی صرف نظر

می کند؛

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 می شود.

بیماری هلندی در نتیجه جهش درآمد در بخش رونق یافته آغاز می شود و

رونق در یک بخش از دو راه تأثیر حرکت منابع و اثر مخارج بر تمامی بخشهای

اقتصادی تأثیر می گذارد. 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 می شود که این امر نیز سبب تضعیف مستقیم بخش صنعت می گردد.

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 می یابد و در جستجوی

سودآور شدن بخش غیرمبادله ای، نیروی کار به این بخش سرازیر می شود و به طور

غیر مستقیم بخش صنعت را تضعیف می کند.

اثر مخارج به بررسی آثار رونق از راه افزایش تقاضای کل می پردازد. پس از رونق،

تقاضای کل که شامل تقاضا برای کالاهای مبادله پذیر و مبادله ناپذیر است، افزایش

می یابد. مازاد تقاضای کالاهای مبادله پذیر از طریق واردات جبران می شود، در

حالی که مازاد تقاضا در بخش تولیدکننده کالای مبادله پذیر، به افزایش قیمت این کالا و انتقال نیروی کار به این بخش، و در نهایت به تضعیف غیر مستقیم صنعت می انجامد.

بیماری هلندی به دلایل گوناگونی ایجاد می شود که عبارتست از:

۱. افزایش برون زا در بهای بین المللی 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 مبادله پذیر؛
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 بین المللی؛
۱۰. سایر پیامدهای اقتصادی.

داده‌ها و روش تحقیق

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

ترازنامه‌های بانک مرکزی و بولتن ایک 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 تعمیم یافته (ADF) بر حسب ضابطه شوارز-بیزین (SBC)^۱ نشان می‌دهد که همه سریها با یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. در نتیجه کلیه متغیرهای موجود در مدل (۱) I می‌باشد (جدول شماره ۱). بنابراین مشاهده می‌شود که سریهای زمانی از مرتبه اتباستگی یکسانی برخوردار است.

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

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

متغیر	آماره دیکی فولر تعمیم یافته	مقدار بحرانی	وضعیت	تعداد وقفه (SBC)
DLOILPRICE	-۴/۲۵	-۲/۰۶	با عرض از مبدأ	سطح
DLVADDC	-۲/۵۲	-۲/۰۶	با عرض از مبدأ	سطح

آزمون هم انباشتگی

آزمون هم انباشتگی در مدل VECM براساس آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر به روش یوهانسن می باشد. 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 I بردار هم انباشتگی پذیرفته می شود. از این رو با توجه به نتایج حاصله وجود یک بردار هم انباشتگی در مدل مورد نظر پذیرفته می شود؛ 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 انسان و مطالعات فرنگی

بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه هنگامی فرضیه $I+1$ بردار هم انباشتگی پذیرفته می شود 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 مورد نظر را می پذیرد؛ بنابراین یک بردار هم انباشتگی تعادلی در میان متغیرهای مورد مطالعه وجود دارد و از اینرو استفاده از روش OLS برای تخمین معادلات، بدون مشکل رگرسیون، کاذب است.

۱. نتایج در پیوست آمده است.

آزمون هم‌انباشتگی بر اساس الگوی پویای ARDL

از آنجایی که روش حداقل مربعات برای آزمون هم‌انباشتگی، 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 شده است. برای تعیین تعداد وقفه بهینه از معیار شوارتز - بیزین استفاده شده است. بر این اساس رابطه زیر بر اساس وقفه‌های مختلف برازش شده است:

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

با توجه به ضابطه (SBC) رگرسیون به صورت (۱ و ۱) ARDL انتخاب و برآورد شده است.^۱ بر اساس نتایج تخمین زده شده، آزمون هم‌انباشتگی آماره t به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{t} = \frac{\sum_{i=1}^p \alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^p \hat{s}_{ci}} = \frac{.32569 - 1}{.14649} = -4.6$$

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 راکه عدم وجود رابطه تعادلی است، رد می‌کند. بنابراین یک رابطه تعادلی وجود نیز یک رابطه هم‌انباشتگی، میان متغیرهای مدل وجود دارد. علاوه بر 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 آمده است.

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:^۱

$$dlvaddc = 4.7 + -0.029 \, dloilprice + 0.029 \, trend - 0.674 \, ecm \quad (-1)$$

$$R^2 = 0.55 \quad D.W = 2.1 \quad F = 9.8$$

برآورد نشان می‌دهد که همه ضرایب مدل از نظر آماری معنی دار هستند و ضریب R^2 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

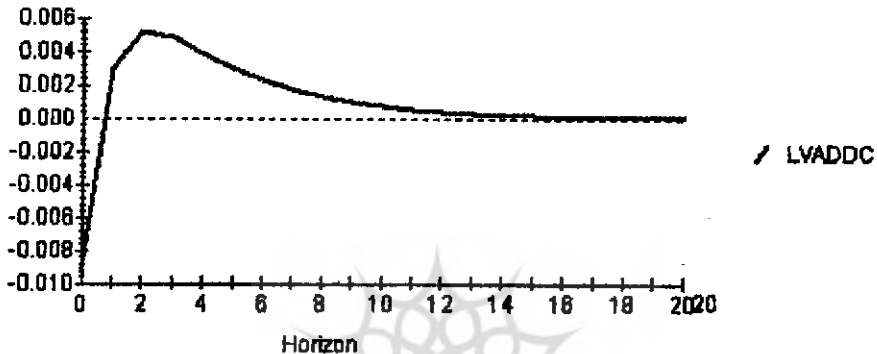
بر اساس مدل VAR توابع واکنش به دست آمده‌است. توابع واکنش نشان می‌دهند که وقتی یک شوک و تکانه‌ای بر الگو وارد می‌شود، بر روی متغیرهای درون‌زای مدل چه تأثیری دارد. نتایج نشان می‌دهد^۲ که هرگاه شوک مثبتی بر قیمت نفت وارد آید، اثر آن بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ابتدا افزایشی و پس از دوره دوم به بعد سبب کاهش ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌شود و این تأثیر تکانه 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

۲. نتایج در پیوست آمده‌است.

۱. نتایج در پیوست آمده‌است.

بخش کشاورزی نشان می‌دهد.

شکل
Generalised Impulse Responses to one SE shock in the equation for
LOILPRICE



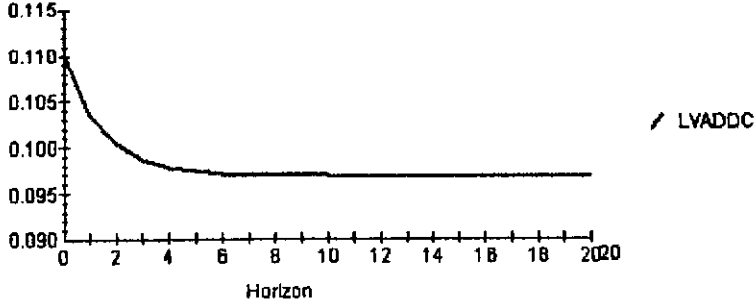
تجزیه واریانس

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^۱ 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 نشده است. 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 آمده است.

شکل

Generalised Forecast Error Variance Decomposition for variable
LOMLPRICE



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

ارزش افزوده	افق زمانی
۰/۱۱۰۱۰	۰
۰/۱۰۲۳۹	۱
۰/۱۰۰۲۸	۲
۰/۰۹۸۶۵۷	۳
۰/۰۹۷۳۳۴	۴
۰/۰۹۷۰۹۳	۵
۰/۰۹۶۹۵۵	۶
۰/۰۹۶۸۷۷	۷
۰/۰۹۶۸۳۴	۸
۰/۰۹۶۸۱۰	۹
۰/۰۹۶۷۶۹	۱۰
۰/۰۹۶۷۶۹	۱۱
۰/۰۹۶۷۸۹	۱۲
۰/۰۹۶۷۸۴	۱۳
۰/۰۹۶۷۸۲	۱۴
۰/۰۹۶۷۸۱	۱۵
۰/۰۹۶۷۸۰	۱۶
۰/۰۹۶۷۸۰	۱۷
۰/۰۹۶۷۷۹	۱۸
۰/۰۹۶۷۷۹	۱۹
۰/۰۹۶۷۷۹	۲۰

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

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

۱. سربهای 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 ارزش افزوده 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 اثر منفی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد. ضریب جمله تصحیح خطا $0/67431$ - است که نشان می‌دهد در هر سال $0/67431$ 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

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 از آنجایی 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.



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, Dutch 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 Grisser, "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.

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. «بورسی 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. «بورسی بیماری هلندی در ایران». پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی؛ دانشگاه تربیت مدرس، (۱۳۷۵).
۲۰. مرکز آمار ایران، سالنامه آماری کشور، سالهای مختلف.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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.

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