

بروز بیماری هلندی در بخش کشاورزی ایران

۱۳۸۶-۱۳۶۷

جاوید بهرامی*

عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

مریم فرشچی**

کارشناس ارشد اقتصاد

صفحات:

۸۷/۱۲/۲۰

تاریخ پذیرش:

تاریخ دریافت: ۸۷/۹/۳۰

در این مقاله، با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۷ بانک مرکزی و به کارگیری مدل ساختاری VAR، به آزمون بروز نشانه‌های بیماری هلندی در بخش کشاورزی ایران پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد که ارزش افزوده بخش کشاورزی به شکل معنی دار تحت تأثیر شوک نفتی قرار نگرفته است ولی با افزایش قیمت نفت، قیمت‌های نسبی کالاهای کشاورزی به صورت معنی داری کاهش پیدا کرده است. بدین ترتیب نمی‌توان بروز پدیده بیماری هلندی در بخش کشاورزی را رد کرد. هر چند به نظر می‌رسد که سیاست‌های حمایتی دولت از آثار ناخوشایند کاهش قیمت‌های نسبی بر تولید این بخش جلوگیری کرده است، لیکن این عملکردها به هیچ وجه تضمین کننده توسعه آتی فعالیت‌های بخش کشاورزی نمی‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: Q10, Q33, Q43, C32

کلید واژه‌ها:

ایران، بخش کشاورزی، بیماری هلندی، درآمدهای نفتی، مدل ساختاری VAR

* Email: Javid_Bahrani@yahoo.com

** Email: MaryamFarshchi83@yahoo.com

مقدمه

بیماری هلندی پدیده رایجی است که امروزه گریبان گیر بسیاری از کشورهای در حال توسعه و حتی توسعه یافته می‌باشد. در حقیقت این رویداد، نشان دهنده توأم پیشرفت (زوال) در بخش‌های تولیدی تجاری خاص و زوال (پیشرفت) در بخش‌های دیگر می‌باشد. به عنوان مثال، معادن در استرالیا، گاز طبیعی در هلند و یا نفت در انگلستان، نروژ و کشورهای اوپک از جمله بخش‌هایی هستند که در دوره‌ای مشخص از رشد و رونق قابل ملاحظه‌ای برخوردار بودند و همزمان با این رویداد بخش‌های دیگر اقتصاد مانند صنعت متحمل زیان گردیدند. در مطالعات صورت گرفته فرایندی که در آن بخش صنعتی آسیب می‌بیند، پدید ضد صنعت^۱ نامیده می‌شود. در کشورهای در حال توسعه علاوه بر بخش صنعت، بخش کشاورزی نیز در معرض تأثیرات شکوفایی بخش انرژی قرار می‌گیرد و در نتیجه، پدیده ضد کشاورزی^۲ ظاهر خواهد شد، البته حمایت‌های دولت از بخش‌های تجاری، می‌تواند از شدت آسیب‌های وارده بکاهد.

در ایران نیز شوک نفتی در دهه ۱۳۵۰ بیشترین آسیب را بر بخش کشاورزی وارد کرده و سبب بروز پدیده ضد کشاورزی شده است، اما بروز این پدیده در دهه‌های اخیر چندان مشخص نبوده و باید مورد بررسی دقیق تر قرار گیرد. راه‌های متعددی برای ارزیابی تغییرات متغیرهای کلان بر بخش کشاورزی وجود دارد که از جمله می‌توان به مدل‌های VAR اشاره کرد که با استفاده از آنها می‌توان پاسخ شاخص‌های مهم بخش کشاورزی به تغییرات متغیرهای کلان را تعیین کرد.

یکی از انتقادات اصلی وارده بر مدل‌های VAR ساده، مربوط به نحوه مشخص نمایی پاسخ متغیرها به شوک‌های سیستمی بود، از جمله راه‌های متداول برای شناسایی مدل‌های VAR استفاده از تجزیه چولسکی^۳ می‌باشد که خود یک ساختار عطفی^۴ را بر مدل اعمال می‌کند. اگر چه وجود چنین ساختاری در بسیاری از موارد معتبر می‌باشد، اما وضع آن بدون انجام آزمون‌های مورد نیاز می‌تواند به کسب نتایج نامناسب و ضعیف منجر شود. علاوه بر این، محدودیت‌های وضع شده در

^۱ De-industrialization

^۲ De-agriculturalization

^۳ Choleski Decomposition of the Covariance Matrix

^۴ Recursive Structure

این روش به شناسایی دقیق (just identified) می‌انجامد و این در حالی است که ممکن است محدودیت‌های بیش از حد شناسایی کننده (over identified) معتبری نیز وجود داشته باشد که از آنها غفلت شود.

آلترناتیو دیگری که در این مورد وجود دارد، استفاده از ملاحظات نظری در شناسایی سیستم VAR می‌باشد که طی آن محدودیت‌های وضع شده، مبتنی بر ویژگی‌های نظری بوده و در معرض آزمون قرار می‌گیرد. این گروه از مدل‌های VAR را در اصطلاح مدل‌های ساختاری VAR می‌نامند (SVAR).

در این مقاله با استفاده از نوع AB مدل SVAR به بررسی تأثیرات متغیرهای افزایش قیمت نفت، ارزش افزوده کشاورزی واقعی، تولید ناخالص داخلی واقعی و قیمت‌های نسبی بخش کشاورزی بر یکدیگر پرداخته و بر مبنای آن، بروز بیماری هلندی در ارتباط با بخش کشاورزی طی دوره ۱۳۶۷ الی ۱۳۸۶ را مورد مطالعه قرار می‌دهیم.

از جمله مطالعاتی که پیش از این پیرامون اثر بیماری هلندی بر بخش کشاورزی صورت گرفته مطالعه فردمنش (۱۹۹۱) می‌باشد. وی به این نتیجه رسیده است که در کشورهای صادر کننده نفت نظیر الجزایر، اکوادور، اندونزی که دارای بخش کشاورزی قابل توجهی هستند، با افزایش قیمت نفت، پدیده ضد کشاورزی به جای تضعیف صنعت اتفاق افتاده است.

Love (۱۹۹۴) در مطالعه خود طی دوره ۱۹۸۹-۱۹۷۸، افزایش تولید الماس در کشور بتسوانا و تأثیر آن بر دیگر بخش‌های اقتصاد را سبب ایجاد بیماری هلندی می‌داند و به این نتیجه رسیده است که تغییرات نرخ ارز ناشی از رشد بخش معادن در بتسوانا باعث افت قیمت‌های نسبی در بخش کشاورزی گردیده که به علت همبستگی مثبت با ستانده‌ها، کاهش تولیدات را نیز در پی داشته است.

1. M Fardmanesh , (1991) , " Terms of Trade Shocks and Structural Adjustment in Small Country , Dutch Disease and Oil Price Increases " Journal of Development of Economics , vol 34 , pp 339-353.

2- Roy Love , (1994) , "Drought, Dutch Disease and Controlled Transition in Botswana Agriculture" Journal of Southern African Studies, Vol. 20, No. 1, pp. 71-83

Uri (۱۹۹۶) در مقاله خود، اثر قیمت نفت را بر اشتغال بخش کشاورزی امریکا طی سالهای ۱۹۹۵-۱۹۴۷ مورد بررسی قرار داده است و با استفاده از علیت گرنجر نتیجه می‌گیرد که افزایش قیمت نفت باعث کاهش اشتغال می‌گردد.

Ponzo (۲۰۰۴) در مطالعه خود به بررسی تأثیر رونق بخش منابع طبیعی مکزیک بر سایر بخش‌ها از سال ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ پرداخته است. وی معتقد است که مشوق‌های مالیاتی و برقراری تجارت آزاد دلیل افزایش صادرات، به خصوص در بخش معادن نقره می‌باشد و این امر خود باعث افزایش قیمت کالاهای مبادله ناپذیر شده است. البته، وی هیچ‌گونه روند کاهشی در رشد اقتصادی مشاهده نکرده و به این نتیجه رسیده است که رونق در بخش معادن باعث توقف رشد اقتصادی مکزیک در آینده خواهد شد.

Levy (۲۰۰۶) اثر سیاستهای کشاورزی برای از میان بردن پدیده بیماری هلندی در کشور چاد را مورد بررسی قرار می‌دهد. وی با استفاده از مدل CGE، اثر درآمدهای نفتی را بر سرمایه‌گذاری در بخش راه و جاده سازی و زیرساختهای آبیاری مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد و به این نتیجه می‌رسد که با بهبود آبرسانی، وابستگی چاد به کمک‌های غذایی کاهش پیدا کرده و رفاه خانوارهای روستایی افزایش می‌یابد و از شدت پدیده ضد کشاورزی کاسته می‌شود.

بختیاری و حق (۱۳۸۰) در مقاله خود به این نتیجه رسیده‌اند که بیماری هلندی در ایران به صورت پدیده ضد کشاورزی ظاهر شده، ولی به دلیل ارتباطات ضعیف بین دو بخش نفت و کشاورزی، اثر افزایش درآمد نفت بر بخش کشاورزی به صورت غیرمستقیم بوده است. آنها با استفاده از روش 2SLS و برآورد سیستم

1. N.D Uri (1996) , " Changing Crude Oil Price Effects on US Agricultural Employment " , vol 18 , pp 185-202.

2. Carlos A Ponzo , (2004) , "Export Boom and Rising Prices in Late Colonial Mexico: A Dutch Disease? Chapter 1 in Essays on the History of Economic Growth in Mexico, Ph.D. Thesis, Department of Economics, Harvard University.

3. S. Levy , (2006) , " Public Investment to Reserve, Dutch Disease: The Case of Chad " , International Food Policy Research Institute, Discussion Paper , No 35.

۴. صادق بختیاری، زهرا حق، " بررسی آثار افزایش درآمدهای نفتی بر بخش کشاورزی، مورد: بیماری

هلندی در اقتصاد ایران " مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال نهم، شماره ۳۵، پاییز ۱۳۸۰

معادلات همزمان برای مقطع زمانی ۱۳۷۷-۱۳۴۰، به بررسی بیماری هلندی در ایران پرداخته و دریافته‌اند، که یکی از علت‌های تاثیر منفی افزایش درآمد نفتی بر بخش کشاورزی افزایش واردات می‌باشد.

پاسبان (۱۳۸۳) با استفاده از تحلیل‌های رگرسیونی و سری زمانی ۱۳۷۹-۱۳۵۰ به بررسی تاثیر قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که تاثیر قیمت نفت بر بخش کشاورزی ایران منفی است و رونق درآمدهای نفتی، تولید در بخش‌های سنتی و کشاورزی را کاهش می‌دهد. همچنین، اثر شوک نفت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در طول زمان کاهش یافته و از بین می‌رود.

در ادامه این مقاله، در بخش دوم، به تئوری‌های مختلف در مورد بیماری هلندی اشاره می‌شود. قسمت سوم و چهارم به توضیح مدل SVAR و برآورد مدل اختصاص یافته و در نهایت نتیجه، بررسی‌های صورت گرفته مطرح می‌شود.

بیماری هلندی

به طور معمول بیماری هلندی به کاهش تولید در یک یا چند بخش از اقتصاد گفته می‌شود که در پاسخ به رونق ایجاد شده در کشف، تولید و صدور منابع طبیعی روی می‌دهد. در مدل‌های متفاوت، بیماری هلندی یک روند نزولی در نرخ رشد اقتصاد ایجاد می‌کند و در اکثر این مدل‌ها فرض می‌شود که تحولات ایجاد شده در قیمت‌های برون‌زا، بهره‌وری و یا شوک‌های ناشی از اکتشاف منابع طبیعی منشاء بیماری هلندی می‌باشند. برای آشنایی بیشتر با این پدیده در ادامه به چندین مدل تئوریک ۲ اشاره می‌شود.

۲. فاطمه پاسبان، "تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی ایران (بیماری هلندی)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، بهار ۱۳۸۳

2. Carlos A Ponzio., (2004) "Export Boom and Rising Prices in Late Colonial Mexico: A Dutch Disease? Chapter 1 in Essays on the History of Economic Growth in Mexico, Ph.D. Thesis, Department of Economics, Harvard University.

در مدل Corden و Neary (۱۹۸۲) بیماری هلندی به اثر سوء رونق منابع طبیعی بر تولیدات بخش‌های صنعتی و ایجاد پدیده ضد صنعت اشاره دارد. در این مدل سه بخش در یک اقتصاد باز کوچک در نظر گرفته شده است. (۱) بخش انرژی (B) (۲) صنعت (L) (۳) خدمات (N)، دو بخش اول تولید کننده کالاهای مبادله پذیر می‌باشند و با قیمت‌های جهانی مواجه هستند، اما بخش سوم با توجه به قیمت‌های داخلی به تولید کالاهای مبادله ناپذیر می‌پردازد. همچنین، نیروی کار در هر سه بخش جابه‌جا می‌گردد. هر بخش از نهاده‌های تولیدی خاص خود استفاده می‌کند و قیمت عوامل انعطاف‌پذیر می‌باشد.

در این مدل، رونق ایجاد شده در منابع طبیعی دو اثر بر جای می‌گذارد:

الف - اثر مخارج^۲: اگر بخشی از درآمد بخش B به صورت مستقیم توسط کارکنان آن بخش و یا غیرمستقیم از طریق جمع‌آوری مالیات و مصرف دولت هزینه گردد، قیمت کالاهای بخش N افزایش می‌یابد که این افزایش قیمت واقعی می‌باشد و موجب جذب منابع از بخش B و L به سمت N می‌گردد. باید توجه داشت که به دلیل وجود امکان واردات، قیمت در بخش L به شدت قیمت در بخش N افزایش نمی‌یابد.

ب- اثر جابه‌جایی منابع^۳: از آنجا که تولید نهایی نیروی کار بخش B به علت رشد و شکوفایی آن افزایش یافته، تقاضا برای نیروی کار در بخش B افزایش می‌یابد. و این امر باعث جابه‌جایی نیروی کار بخش L و N به سمت B می‌شود که خود دو اثر در پی دارد. جابه‌جایی نیروی کار از L به B موجب کاهش تولید L می‌گردد که به اثر مستقیم ضد صنعت معروف است. در حالت دوم جابه‌جایی نیروی کار از N به سمت B روی می‌دهد، که با توجه به اثر مخارج موجب کاهش عرضه و افزایش تقاضا برای N می‌گردد. همچنین قیمت‌های واقعی افزایش یافته و می‌تواند

¹. W. Max Corden, , and J. Peter Neary (1982), "Booming sector and De-industrialisation in a Small Open Economy", *Economic Journal* ,Vol. 92 (December), pp. 825-848

². Spending Effect

³. Resource Movement Effect

عامل جابه‌جایی نیروی کار از L به سمت N گردد. این فرایند باعث تشدید پدیده ضد صنعت ناشی از اثر مخارج می‌گردد. با توجه به دو اثر بالا، حرکت نیروی کار از L به سمت N موجب ظهور پدیده غیرمستقیم ضد صنعت می‌گردد که خود متمم پدیده مستقیم ناشی از جابه‌جایی نیروی کار از L به B می‌باشد.

در نهایت، بخش انرژی توسعه یافته و بخش صنعت تضعیف و کوچکتر می‌شود. بخش خدمات ممکن است کوچکتر شود، ولی اگر اثر مخارج بیش از اثر جابه‌جایی منابع باشد، اشتغال و تولید این بخش افزایش خواهد یافت.

Van Weinberger ۱ (۱۹۸۴) مکانیزم بیماری هلندی را با فرض وجود پدیده learning by doing در بخش مبادله پذیر به شکلی پویا بسط می‌دهد. او یک اقتصاد دو دوره‌ای را با تولید دو کالا، علاوه بر بخش برون زای نفت، در نظر می‌گیرد. بخش اول کالای مبادله پذیر و دیگری کالای مبادله ناپذیر تولید می‌کنند. در دوره اول، تولید بیشتری در بخش اول صورت می‌گیرد و در دوره دوم، این تولیدات افزایش می‌یابد. بخش نفت نیز در خارج از اقتصاد قرار گرفته و به سرمایه و نیروی کار داخلی نیازی ندارد. افزایش در قیمت نفت و با تولید آن برابر با افزایش درآمد ملی در نظر گرفته می‌شود.

افزایش موقتی درآمد نفتی در دوره اول تقاضای بیشتری را برای کالاهای مبادله ناپذیر در پی دارد که به دنبال آن قیمت کالاهای مبادله ناپذیر افزایش می‌یابد. در همین دوره، منابع از بخش صنعت به بخش خدمات جابه‌جا می‌شوند و تولید کالاهای مبادله پذیر کاهش می‌یابد. در دوره دوم، به علت اثر learning by doing، انتقال نزولی در تابع تولید کالاهای مبادله پذیر روی می‌دهد که موجب کاهش تولیدات این کالاها می‌شود. با افزایش تولیدات مبادله ناپذیر، در نهایت قیمت این کالاها پس از افزایش قیمت اولیه کاهش می‌یابد.

¹. Sweder Van Wijnbergen (1984), "The 'Dutch Disease': A Disease After All?", Economic Journal Vol. 94 (March), pp. 41-55.

Krugman^۱ (۱۹۸۷) در مدل خود فرض کرد که بهره‌وری جاری با توجه به تولیدات گذشته تعیین می‌گردد. او اقتصاد ریکاردین را با تعداد دلخواهی از کالاهای مبادله پذیر و مبادله ناپذیر در نظر می‌گیرد که در هر کدام نیروی کار به عنوان تنها عامل تولید به کار می‌رود و در بین بخش‌ها جابه‌جا می‌شود. وی معتقد است که در هر صنعتی، بهره‌وری به تجارب گذشته بستگی دارد. در این مدل مزیت نسبی^۲ در طول زمان با پویایی‌های یادگیری به وجود می‌آید. در مدل وی، کشف منابع طبیعی منجر به کاهش رقابت در مابقی بخش‌های تولیدی می‌گردد و منابع طبیعی و درآمدهای حاصل از آن به عنوان پرداخت‌های منتقل شده از خارج اقتصاد در نظر گرفته می‌شود. این انتقال باعث افزایش دستمزدها در داخل و کاهش رقابت در بخش‌های تولیدی می‌شود. در نتیجه، کالاها در خارج از کشور تولید می‌شوند و در داخل تولیدی صورت نمی‌گیرد. و اگر به مدت طولانی رونق در بخش منابع طبیعی تداوم یابد، کشورهای خارجی احتمالاً فواید نسبی در تولید را افزایش داده و در بلند مدت تولید کالاها را به طور دائمی در اختیار خود می‌گیرند.

در مدل^۳ Matsuyama (۱۹۹۲)، یک اقتصاد دویبخشی متشکل از بخش کشاورزی و صنعت در نظر گرفته می‌شود. در هر دو بخش از نیروی کار استفاده می‌شود و فن‌آوری آنها بسته به نقصان بازدهی نهاده‌ها می‌باشند. اثر learning by doing در بخش صنعت ظاهر می‌شود و بهره‌وری توسط تولیدات صنعتی تعیین می‌گردد. در طرف تقاضا کشش درآمدی برای کالاهای کشاورزی کمتر از واحد می‌باشد.

رونق در منابع طبیعی به عنوان افزایش در بهره‌وری کشاورزی مطرح می‌شود. در یک اقتصاد بسته، مدل یک رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و رونق در

¹. Paul Krugman, (1987), "The Narrow Moving Band, the Dutch Disease, and the Competitive Consequence of Mrs Thatcher", Journal of Development of Economics Vol. 27, pp. 41-55.

². Comparative Advantages

³. Kiminori Matsuyama (1992), "Agricultural Productivity, Comparative Advantage, and Economic Growth", Journal of Economic Theory, vol 58, pp 317-334

منابع طبیعی را پیش بینی می‌کند. افزایش در منابع طبیعی باعث جذب نیروی کار توسط بخش صنعت می‌گردد و تا زمانی که نرخ رشد متناسب با تولیدات صنعتی باشد، رشد اقتصادی شتاب می‌گیرد. اما برای یک اقتصاد باز، رابطه منفی بین رشد اقتصاد و رونق ایجاد شده وجود دارد. رونق در منابع طبیعی باعث افزایش اشتغال در بخش رونق یافته می‌گردد و سود نسبی در بخش منابع طبیعی افزایش می‌یابد که این امر موجب کاهش رقابت در بخش صنعت می‌شود و تا زمانی که تولیدات صنعتی کاهش می‌یابد، نرخ رشد اقتصادی نزولی خواهد بود.

Sachs & Warner (1995) خصوصیات بیماری هلندی را در مدل رشد درونزا بررسی کردند. در این مدل بیماری هلندی بر اثرات سوء کاهش اشتغال در بخش صنعت تأکید دارد. مدل آنها شامل دو بخش تولیدی کالاهای مبادله پذیر و مبادله ناپذیر می‌باشد. بخش انرژی (منابع طبیعی) سرمایه و یا نیروی کار را مورد استفاده قرار نمی‌دهد و به عنوان یک جریانی از درآمد برونزا تلقی می‌شود. منشأ رشد در این مدل، تغییرات فن‌آوری ناشی از رشد نیروی کار و میزان دانش و تخصص آنها در بخش صنعت می‌باشد. در حالت ثبات، نرخ رشد اقتصادی متناسب با سهم اشتغال در بخش صنعت می‌باشد، که این مدل از نوع نسل‌های تداخلی ۲ (OLG) است.

شکوفایی آنی منابع طبیعی منجر به کاهش نرخ رشد اقتصادی در طول دوره‌های بعدی می‌گردد. رونق منابع طبیعی به عنوان افزایش درآمد جاری در اقتصاد تفسیر می‌گردد. بنابراین، در دوره اول نسل جوان ثروتمند می‌گردند. به علت افزایش تقاضای کالاهای مبادله ناپذیر، قیمت آنها افزایش می‌یابد و منجر به جابه‌جایی منابع از بخش صنعت به بخش کالاهای مبادله ناپذیر می‌گردد. حال، هزینه نسل سالمند برای کالاهای مبادله ناپذیر افزایش می‌یابد و کاهش اشتغال در

¹. Jeffrey D. Sachs, and Andrew M. Warner (1995), "Natural Resource Abundance and Economic Growth", NBER Working Paper 5398.

2. Overlapping Generation Model (OLG)

صنعت باعث کاهش ذخیره دانش و تخصص می‌گردد و در نتیجه رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. این فرایند طی چندین دوره ادامه می‌یابد.

برای کشورهای در حال توسعه، بیماری هلندی بیشتر با استفاده از تأثیر رونق بخش منابع طبیعی که منشاء توسعه صادرات و کسب درآمدهای ارزی است، توضیح داده می‌شود. بالاخص، هنگامی که کشور با محدودیت منابع ارزی مواجه است، گشایش این درآمدها امکان واردات کالاهای تجاری را فراهم می‌آورد و به دنبال افزایش تقاضای ناشی از گسترش بخش منابع طبیعی، قیمت کالاهای غیرتجاری به شدت افزایش می‌یابد. این در حالی است که واردات کالاهای تجاری مانع افزایش شدید قیمت این کالاها خواهد شد. در نتیجه، قیمت کالاهای تجاری به طور نسبی کاهش خواهد یافت. این امر در نهایت به تخصیص مجدد منابع به سود تولیدات غیرتجاری و رکود فعالیت‌های تولیدی در بخش کالاهای تجاری منجر خواهد شد.

مدل SVAR رابطه پویای تغییرات قیمت واقعی نفت و بخش کشاورزی

همان‌گونه که در بخش گذشته دیدیم، افزایش درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت می‌تواند روی بخش کشاورزی موثر باشد. البته کاملاً مشخص نیست که این ارتباط از کانال تغییرات قیمت‌های نسبی یا از طریق تحت تأثیر قرار دادن آهنگ حرکت پیشرفت فنی صورت می‌گیرد. همچنین، معلوم نیست که سیاست‌های حمایتی دولت از بخش کشاورزی، شامل بر سیاست‌های تجاری، تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای یا قیمت‌گذاری حمایتی، تا چه حد توانسته باشد تأثیرات مربوط به افزایش قیمت نفت را خنثی کند.

با در نظر گرفتن مراتب فوق و با توجه به محدودیت‌های موجود در زمینه مشاهدات آماری، در این مقاله از یک مدل SVAR چهار متغیره استفاده می‌شود. این مدل پویایی‌های ارتباطات متقابل لگاریتم قیمت واقعی نفت (LROP) (که با توجه به تغییر ارزش دلار در برابر SDR تعدیل شده است)، لگاریتم تولید ناخالص داخلی

واقعی LRGDP به عنوان نماینده‌ای از تحولات و شوک‌های سمت عرضه و تغییرات فن‌آوری، لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی L-RAG و لگاریتم قیمت نسبی کالاهای کشاورزی (نسبت شاخص ضمنی بخش کشاورزی به شاخص ضمنی کل تولید) را نمایش می‌دهد.

برای آشنایی با ویژگی‌ها و چارچوب نظری این مدل، بحث خود را از فرم حل شده مدل VAR که در قدم اول تخمین زده می‌شود، آغاز می‌کنیم. رابطه (۱) مدل مزبور را نشان می‌دهد:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q B_j X_{t-j} + CD_t + u_t \quad (1)$$

$$u_t \sim (0, \Sigma u)$$

که در آن Y_t و X_t بیانگر متغیرهای درون زا و برون زای مدل هستند و ماتریس D_t نیز متغیرهای غیرتصادفی، نظیر عرض از مبدأ، انواع متغیرهای مجازی و روند را در بر می‌گیرد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود در این رابطه هر متغیر درون‌زا با وقفه‌های خود، سایر متغیرهای درون زا، متغیرهای برون زا و وقفه‌های آنها و نیز متغیرهای از پیش تعیین شده غیرتصادفی توضیح داده می‌شود. لذا این رابطه یک فرم حل شده است.

می‌توان تصور کرد فرم ساختاری SVAR که فرم (۱) از آن بدست آمده است، به صورت زیر باشد:

$$AY_t = \sum_{i=1}^p A_i^* Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q B_j^* X_{t-j} + C^* D_t + B \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\varepsilon_t \sim (0, I_k)$$

در رابطه فوق، مقادیر جاری K متغیر درون زا هم در رابطه ظاهر شده‌اند. در واقع، برای رسیدن از رابطه (۲) به رابطه (۱) لازم است طرفین رابطه (۲) در A^{-1} ضرب شود. پس می‌توان گفت:

$$A_i = A^{-1}A_i^* \quad , \quad B_j = A^{-1}B_j^* \quad , \quad C = A^{-1}C^* ; \quad i = 1, \dots, p$$

$$j = 1, \dots, q \quad (3)$$

همچنین داریم:

$$u_t = A^{-1}B\varepsilon_t \rightarrow \Sigma U = A^{-1}BB'A^{-1} \quad (4)$$

در این چارچوب سه نوع مدل SVAR در ادبیات مربوطه گسترش یافته است. مدل A که در آن $B=I_k$ است، مدل B که در آن $A=I_k$ است و مدل AB که محدودیت‌های مورد نظر می‌تواند هم بر روی ماتریس A و هم B وضع شود.

در هر صورت رابطه (۴) نشان می‌دهد که اجزای تصادفی فرم حل شده می‌توانند ترکیبی از شوک‌های تصادفی ساختاری باشند. اگر فرض کنیم که شوک‌های ساختاری، متقابلاً غیرهمبسته و با واریانس یک می‌باشند، یعنی $B=I_k$ ، باز هم شوک‌های فرم خلاصه شده شوک‌های ترکیبی خواهند بود. به منظور بررسی تأثیرات پویای شوک‌های ساختاری بر متغیرهای درون زا، با در اختیار داشتن ماتریس B، نیاز به برآورد ماتریس A داریم که باید با استفاده از تخمین‌های مربوط به پارامترهای فرم حل شده بدست آید. به منظور رسیدن از پارامترهای فرم خلاصه شده به پارامترهای فرم ساختاری؛ یعنی برای برآورد ماتریس A باید K_2 پارامتر تخمین زده شود. این در حالی است که سیستم VAR صرفاً متشکل از K معادله مستقل خطی است. بدین ترتیب برای شناسایی کامل سیستم ساختاری به

$$\frac{K(K-1)}{2}$$

محدودیت بر روی ماتریس A احتیاج داریم.

این محدودیت‌ها باید از ملاحظات تئوریک سر چشمه بگیرد. چنانچه تئوری، محدودیت‌های بیش‌تری بر A وضع کند، با سیستم بیش از حد شناسا (over identified) مواجه خواهیم بود. پس برای شناسایی کامل سیستم، حداقل به

۶ محدودیت بر روی ماتریس A نیاز است. این محدودیت‌ها می‌تواند ناشی از قانونمندی‌های نظری در خصوص ارتباط همزمان متغیرهای درون‌زا باشد.

در اینجا شوک‌های ساختاری را به صورت $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^{LRP}, \varepsilon_t^{LRP}, \varepsilon_t^{LRGDP}, \varepsilon_t^{LRAG}]$ در نظر می‌گیریم. اجزای این بردار، شوک قیمت واقعی نفت (ε_t^{LRP}) ، شوک تقاضای محصولات کشاورزی که در قیمت‌های نسبی بخش کشاورزی انعکاس می‌یابد (ε_t^{LRP}) ، شوک فن‌آوری و تحولات سمت عرضه کل (ε_t^{LRGDP}) و شوک عوامل تصادفی موثر بر عرضه محصولات کشاورزی (ε_t^{LRAG}) مثل کم‌آبی‌های تصادفی یا آفت‌های نباتی می‌باشند. بدین ترتیب، عدم همبستگی این شوک‌های تصادفی فرض بعید و دور از ذهنی نمی‌باشد. لذا فرض $B=I_k$ با توجه به نوع شوک‌های مطرح شده، فرضی منطقی است. شایان ذکر است که تحولات قیمت نسبی کشاورزی بیشتر به سیاست‌های تجاری در زمینه ورود محصولات کشاورزی ارتباط دارد.

در مورد ارتباط همزمان بین متغیرهای مدل و تأثیر شوک‌های ساختاری بر آنها به صورت همزمان، می‌توان انتظار داشت که اولاً، چون درآمدهای نفتی با تأخیر در دسترس اقتصاد کشور قرار می‌گیرد، اثر همزمان شوک‌های قیمت نفت بر کلیه معادلات دیگر مدل صفر باشد. به همین ترتیب انتظار نداریم که قیمت نفت به عنوان یک متغیر برون‌زا در اقتصاد ایران تحت تأثیر هیچ کدام از شوک‌های ساختاری قرار گیرد و لذا، ضریب مربوط به سایر متغیرهای درون‌زای همزمان در معادله قیمت واقعی نفت باید صفر باشد. به این ترتیب ۶ محدودیت صفری در ارتباط با تأثیرات متقابل نفت و اقتصاد حاصل می‌شود. ثانیاً، با توجه به این که شوک‌های عرضه محصولات کشاورزی ناشی از عوامل تصادفی چون آفات نباتی و شرایط آب و هوایی است که با وقفه بر محصولات کشاورزی اثر می‌گذارد، انتظار نداریم به صورت همزمان در معادله مربوط به تولید ناخالص حاضر باشد. از طرف دیگر، افزایش در تقاضای محصولات کشاورزی با افزایش قیمت نسبی کالاهای کشاورزی همراه خواهد

بود ولی انتظار نمی‌رود که قیمت به صورت همزمان بتواند تولید و ارزش افزوده بخش کشاورزی را تغییر دهد و لذا نمی‌توان انتظار داشت که کل تولید ناخالص داخلی نیز تحت تأثیر قرار گیرد. پس سه محدودیت صفری دیگر نیز از اینجا حاصل می‌شود. با توجه به مراتب فوق، ملاحظات نظری حاکی از این است که ۹ محدودیت صفری در مورد اجزاء ماتریس A قابل طرح است و لذا ماتریس‌های A و B به قرار زیر خواهند بود؛

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & a_{23} & a_{24} \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & a_{43} & 1 \end{bmatrix}, \quad B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

نتایج مربوط به فرم حل شده

برای برآورد مدل VAR ساختاری، ابتدا باید یک مدل VAR حل شده معتبر را تخمین زد، که این امر خود مستلزم تحقق مراحل زیر است:

تجزیه و تحلیل اولیه داده‌ها

اولین قدم در تجزیه و تحلیل‌های سری زمانی، تعیین درجه انباشتگی سری‌های زمانی مورد مطالعه می‌باشد، جدول زیر نشان دهنده نتیجه آزمون ریشه واحد ADF است.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد ADF

متغیر	LRAG	LRGDP	LROP	LRP
سطح	-۱/۷۱	-۳/۰۱	-۱/۰	-۱/۹۶
تفاضل اول	-۱۲/۴	-۷/۴۴	-۴/۵۴	-۴/۷۹

کلید آزمون‌ها در سطح و با ورود روند، متغیرهای مجازی فصلی و عرض از مبدأ انجام شده است. در مورد تفاضل‌های اول، متغیرروند از آزمون‌ها کنار گذاشته شده است. ارقام آرایه شده در جدول، مربوط به ارزش آماره t آزمون‌هاست که باید در سطح ۱٪، ۵٪، ۱۰٪، به ترتیب با مقادیر ۳/۹۶-، ۳/۴۱- و ۳/۱۳- از جدول مکینون و برای تفاضل‌های اول به ترتیب، با مقادیر ۳/۴۳-، ۲/۸۶- و ۲/۵۷- مقایسه شود. تعداد وقفه‌های مربوط به تفاضل متغیرها با توجه به نتیجه حاصل از اکثریت ملاک‌های خوبی برآزش تعیین شده است.

با در نظر گرفتن نتایج فوق مشخص می‌شود که تمامی متغیرها را می‌توان I1 در نظر گرفت.

برای انتخاب روش برآورد مناسب و تصریح صحیح مدل، بررسی‌های لازم در مورد وجود روابط هم‌انباشتگی نیز باید صورت گیرد. نتیجه این آزمون در جدول شماره ۲ آرایه شده است:

جدول ۲. آزمون هم انباشتگی Trace

تعداد روابط هم انباشتگی	آماره آزمون	ارزش p
۰	۱۰۶/۲	۰/۰۰
۱	۴۰/۲	۰/۰۹

در آزمون گزارش شده مطابق با ملاک‌های خوبی برازش، تفاضل‌ها با یک تأخیر در نظر گرفته شده‌اند و اجازه ورود عرض از مبدأ، روند و متغیرهای مجازی فصلی در سطح متغیرها داده شده است. البته، افزایش درجه تأخیر به دو نیز تغییری در نتایج نهایی ایجاد نمی‌کند.

با توجه به نتایج آزمون مشخص می‌شود که بین متغیرهای مورد مطالعه یک رابطه هم انباشتگی وجود داشته و لذا می‌توان مدل VAR را با استفاده از سطح متغیرها تخمین زد.

تخمین مدل پایه

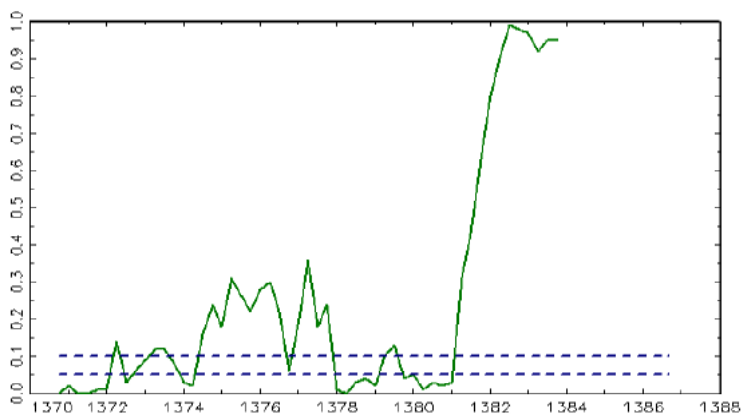
چنانچه حداکثر وقفه مناسب در تخمین مدل VAR با در نظر گرفتن عرض از مبدأ، روند و متغیرهای مجازی فصلی را معادل ۸ انتخاب نماییم، کلیه آزمون‌های مربوط به انتخاب مدل، وقفه مناسب را معادل با ۱ توصیه می‌نمایند. ۱ با در نظر گرفتن درجه وقفه ۱ و با ورود عرض از مبدأ (Constant)، روند (Trend) و متغیرهای مجازی فصلی (S1, S2, S3) مدل VAR برای دوره ۱۳۶۷:۲ الی ۱۳۸۶:۴ تخمین زده شد. متأسفانه در اولین قدم از آزمون مدل تخمین زده شده، نشانه‌هایی از وجود عدم ثبات ساختاری ملاحظه می‌شود. طبق نمودار شماره ۱، آزمون گسست نمونه chow احتمال شکست در دوره‌های ۱۳۷۱، ۱۳۷۲، ۱۳۷۴، ۱۳۷۶، ۱۳۷۸ و ۸۰-

۱. شایان ذکر است که افزایش وقفه از یک به دو بهبودی در نتایج آزمون‌های مربوطه و نتایج نهایی این مطالعه ایجاد نمی‌کند.

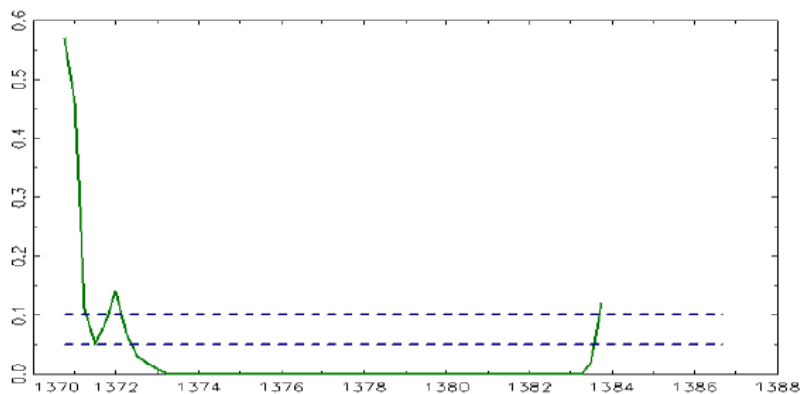
۱۳۸۰ را نشان می‌دهد. آزمون نقطه شکست chow بیانگر احتمال شکست در فاصله ۱۳۸۳-۱۳۷۲ است. بر مبنای این اطلاعات و با توجه به این که یکسان سازی اول نرخ ارز در ابتدای ۱۳۷۲، تشدید فشارهای مالی ناشی از بدهیهای خارجی و باز پرداخت آنها در ۱۳۷۴، تغییر دوره ریاست جمهوری در ۱۳۷۶ و یکسان سازی دوم در ابتدای ۱۳۸۱ از جمله وقایع شناخته شده در این فاصله‌اند که می‌توانند عللی برای تغییرات ساختاری مزبور باشند، متغیرهای مجازی مربوط به این تحولات بانامهای D72، D74، D76، D81 را در مدل وارد کرده و مورد آزمون قرار دادیم. نتایج حاصله حاکی از اهمیت سه متغیراول بوده و لذا آنها را در مدل VAR حفظ نمودیم. بعلاوه برای لحاظ کردن تاثیرات تشدید محدودیتهای خارجی از فصل سوم سال ۱۳۸۴ به بعد، متغیرمجازی D84 را نیز به مدل افزودیم. نتیجه تخمین مدل VAR حل شده در حالت نهایی، در جدول ۳ ملاحظه می‌شود.

نمودار ۱. بررسی تغییرات ساختاری مدل حل شده

sample-split Chow test: bootstrapped p-values
(100 repl.)



break-point Chow test: bootstrapped p-values
(100 repl.)



جدول ۳. نتیجه تخمین مدل VAR (۲:۱۳۶۷ الی ۴:۱۳۸۶)

متغیر	LROP	LRP	LRGDP	LRAG
LROP(-1)	-۰/۶۸۱ (۰/۰۰)	-۰/۰۸۴ (۰/۰۳۲)	۰/۰۱۶ (۰/۴۹)	-۰/۰۲۹ (۰/۵۴)
LRP(-1)	-۰/۰۰۴ (۰/۹۹)	۰/۳۶۷ (۰/۰۰)	۰/۰۸۲ (۰/۱۷)	۰/۱۱۲ (۰/۳۶)
LRGDP(-1)	-۰/۷۲۸ (۰/۰۹)	-۰/۴۶۸ (۰/۰۱)	۰/۸۰۸ (۰/۰۰)	۰/۷۹۷ (۰/۰۰)
LRAG(-1)	۰/۱۸۰ (۰/۵۲)	۰/۲۱۹ (۰/۰۶)	-۰/۱۲۷ (۰/۰۷)	-۰/۳۳۳ (۰/۰۲)
D72	-۰/۲۳۸ (۰/۰۱)	-۰/۱۴۵ (۰/۰۰)	۰/۰۲۱ (۰/۳۶)	۰/۰۶۳ (۰/۱۸)
D74	-۰/۰۵۱ (۰/۵۱)	۰/۰۹۴ (۰/۰۰)	-۰/۰۱۷ (۰/۳۷)	-۰/۰۰۱ (۰/۹۹)
D76	-۰/۱۸۷ (۰/۰۲)	۰/۰۱۸ (۰/۵۸)	-۰/۰۲۵ (۰/۱۹)	-۰/۰۳۷ (۰/۳۴)
D84	۰/۰۵۱ (۰/۵۱)	۰/۰۱۴ (۰/۶۷)	۰/۰۱۰ (۰/۶۱)	۰/۰۹۹ (۰/۰۱)
Constant	۶/۸۵۳ (۰/۰۷)	۳/۵۴۳ (۰/۰۳)	۳/۱۳۸ (۰/۰۰)	۳/۳۲۹ (۰/۰۸)
S ₁	۰/۰۷۳ (۰/۱)	-۰/۰۲۲ (۰/۲۵)	۰/۰۰۵ (۰/۶۶)	۰/۰۳۲ (۰/۱۶)
S ₂	۰/۰۹۳ (۰/۰۴)	-۰/۰۳۴ (۰/۰۷)	۰/۰۰۰ (۰/۹۸)	۰/۰۰۹ (۰/۶۸)
S ₃	۰/۰۲۰ (۰/۶۵)	-۰/۰۳۲ (۰/۰۸)	-۰/۰۰۲ (۰/۸۳)	-۰/۰۰۷ (۰/۷۴)
Trend	۰/۰۲۰ (۰/۰۰)	۰/۰۰۰ (۰/۹۲)	۰/۰۰۴ (۰/۰۱)	۰/۰۰۴ (۰/۱۹)
\bar{R}^2	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۹۸	۰/۹۱

تعداد مشاهدات در مدل تخمینی فوق ۷۹ می‌باشد و ارقام درون پرانتز نشان دهنده ارزش p است.

بر طبق نتایج تخمین، همان‌گونه که انتظار می‌رود، هیچ متغیر تأخیری درون زا به استثنا گذشته قیمت واقعی نفت، بر این متغیر تأثیر نداشته است. اثر

منفی متغیرهای مجازی D72 و D76 تنها نشان از کاهش در سطح قیمت واقعی نفت در مقایسه با سالهای قبل از ۱۳۷۲ دارد، اما بیانگر رشد کمتر قیمت واقعی نفت در این دوره‌ها نمی‌باشد. قیمت واقعی نفت تاثیر منفی بر قیمت نسبی کشاورزی دارد، اما اثر معنی داری را بر ارزش افزوده کشاورزی ظاهر نمی‌سازد.

از نکات قابل توجه دیگر، عدم تأثیر گذاری قیمت نسبی کشاورزی بر ارزش افزوده این بخش است. تأثیر مثبت تحولات سمت عرضه و پیشرفت فنی بر بخش کشاورزی کاملاً مشهود است، اما ملاحظه می‌شود که توسعه ارزش افزوده بخش کشاورزی به تخفیف پیشرفت فنی می‌انجامد. همچنین جالب است که فشارهای خارجی پس از نیمه ۱۳۸۴ اثر مثبت بر بخش کشاورزی داشته است. البته، قبل از وضع قیود و ساختار نظری مناسب بر مدل و انجام تجزیه و تحلیل‌های ساختاری مربوطه، نمی‌توان در مورد نتایج مذکور اظهار نظر قطعی کرد. لذا قبل از انجام نتیجه گیری قطعی، باید مراحل اولیه چون آزمون مدل و وضع محدودیت‌های ساختاری انجام پذیرد.

آزمون مدل

قبل از هر گونه استفاده از مدل و یا تفسیر یافته‌های تجربی حاصل از آن، باید از اعتبار آماری مدل اطمینان حاصل شود. جدول شماره ۴ در برگزیده خلاصه نتایج آزمون‌های صورت گرفته بر روی مدل حل شده VAR است.

جدول ۴. نتایج آزمون‌های تصریح مدل VAR

آزمون	آماره آزمون	ارزش P
آزمون بروش گاد فری (۵ وقفه)	LMF = ۱/۰۱	۰/۴۶
آزمون پورتما نتو (۲۰ وقفه)	۲۹۶/۴	۰/۶۱
آزمون نرمال بودن اجزاء خطا لاتکیپول (۱۹۹۳)	چولگی = ۳/۶۴	۰/۴۶
	کشیدگی = ۷/۹	۰/۱
	آماره مشترک = ۱۱/۵۶	۰/۱۷
آزمون ARCH چند متغیره (۷ وقفه)	۷۱۰/۰۰	۰/۳۹

همان گونه که ملاحظه می‌شود آزمون‌های صورت گرفته، هیچ مشکل اساسی را در سطح ۹۵ درصد آشکار نمی‌سازد. البته شایان ذکر است که بر مبنای آماره چارک - برا، معادله ارزش افزوده بخش کشاورزی، نشانه‌هایی از عدم نرمال بودن را ظاهر می‌کند ولی در مورد سایر معادلات مدل حتی با توجه به این آزمون نیز نشانه‌ای از عدم نرمال بودن به دست نمی‌آید. بنابراین در کل می‌توان مدل را به لحاظ آماری معتبر و قابل اتکاء دانست و آن را مبنای تجزیه و تحلیل‌های ساختاری VAR قرار داد.

تجزیه و تحلیل ساختاری

با کسب اطمینان از تصریح مناسب مدل VAR حل شده، می‌توان به تجزیه و تحلیل‌های ساختاری پرداخت. بدین منظور، ماتریس اثرات همزمان چهار شوک ساختاری که در بخش ۳ مورد بحث قرار گرفت (ماتریس A) را با روش حداکثر راستنمایی به صورت زیر تخمین زدیم.

جدول ۵. تخمین ضرایب تأثیر آنی ساختاری

پارامتر	ضریب	ارزش p
a ₂₃	-۰/۵۵۰۳	۰/۰۰۹
a ₂₄	۰/۲۸۳۷	۰/۰۰۶
a ₄₃	-۱/۰۴۹۱	۰/۰۰۰

همان گونه که قبلاً گفته شد، به واسطه ۳ محدودیت اضافی (در مقایسه با ۶ محدودیت برای شناسایی کامل)، درجه آزادی شناسایی اضافی برابر با ۳ می‌باشد. آماره آزمون برای این قیود بیش از اندازه شناسا دارای توزیع چی دو با درجه آزادی ۳ و برابر با ۳/۰۰۱۲ است. ارزش p برای اعتبار محدودیتهای مزبور ۰/۴ می‌باشد و نشان می‌دهد که محدودیت‌های نظری مورد استفاده را نمی‌توان مردود دانست.

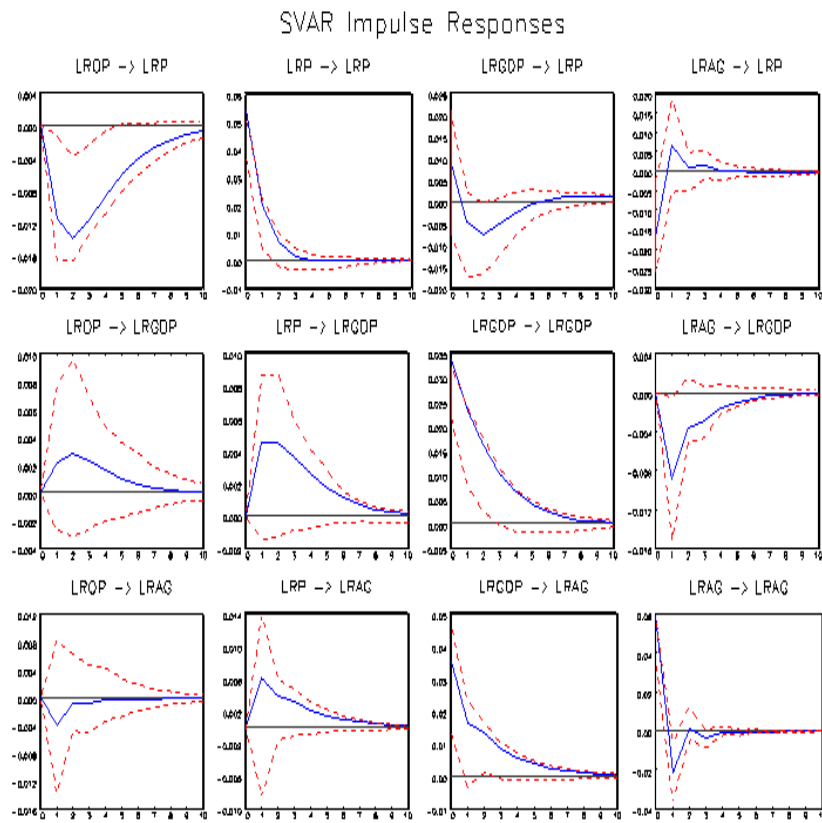
اکنون می‌توان، با مطالعه ارتباطات پویای متغیرهای درون زاء، بالاخص قیمت نسبی و ارزش افزوده کشاورزی در مقابل چهار شوک ساختاری، نتایج بهتری را استخراج نمود. این امر با کمک نمودار ضربه - پاسخ IR ساختاری صورت می‌گیرد. بهترین نتایج با فواصل احتمال ۹۵٪ که با روش Efron & Tibshirani (1993) به صورت bootstrap و با استفاده از نرم افزار Jmulti بدست آمده است، ایجاد می‌شود. ۱. البته باید توجه داشت که چنین فواصل اعتمادی (حتی به صورت مجانبی) همواره دارای پوشش مطلوب نمی‌باشند.

در هر صورت نمودار (۲) بیانگر نتایج حاصل از مدل SVAR می‌باشد. با توجه به اینکه قیمت واقعی نفت بر طبق انتظار، عکس العمل معنی داری به هیچ یک از سایر شوک‌های ساختاری (به غیر از شوک مربوط به خودش) نشان نمی‌دهد، در نمودار (۲) پاسخ سه متغیر باقیمانده، یعنی قیمت نسبی کشاورزی LRP (سطر

¹. B. Efron and R.J Tibshirani (1993) , “ An Introduction to the Bootstrap” , Chapman & Hall.

اول از بالا)، تولید ناخالص داخلی LRGDP (سطر دوم) و ارزش افزوده بخش کشاورزی LRAQ (سطر سوم) به ترتیب به شوک‌های قیمت واقعی نفت LROP (ستون اول از سمت چپ)، قیمت نسبی محصولات کشاورزی LRP (ستون دوم از سمت چپ)، شوک تکنولوژی و عرضه کل LRGDP (ستون سوم از سمت چپ) و شوک عوامل تصادفی موثر بر کشاورزی LRAQ (ستون چهارم از سمت چپ) نمایش داده شده است.

نمودار ۲. ضربه و پاسخ‌های ساختاری



همان طور که در سطر اول و از سمت چپ به راست ملاحظه می‌شود، با افزایش قیمت واقعی نفت، شاهد کاهش قیمت نسبی محصولات کشاورزی (احتمالاً به واسطه ورود محصولات کشاورزی خارجی و تأمین بخشی از تقاضا و در نتیجه، افت تقاضای محصولات کشاورزی تولید شده در داخل) می‌باشیم. این اثر صرفاً از فصل اول الی چهارم معنی دار است. در ستون دوم از سطر اول، ملاحظه می‌شود که شوک افزایش قیمت نسبی کشاورزی به عنوان یک عامل سمت تقاضا، تأثیری با ماندگاری بسیار کم ایجاد کرده و حتی تا دو فصل هم تداوم نمی‌یابد. در ستون سوم از سطر اول ملاحظه می‌شود که شوک عرضه و تکنولوژی فقط در فصل دوم اثری منفی با معنی داری ضعیف بر قیمت‌های نسبی بخش کشاورزی نشان می‌دهد. در ستون چهارم ملاحظه می‌کنیم که شوک افزایش عرضه محصولات کشاورزی، تأثیر کاهنده ولی زودگذر بر قیمت نسبی کالاهای کشاورزی گذاشته است. این تأثیر صرفاً در زمان ورود معنی دار می‌باشد و با گذشت یک فصل اثر معنی داری از آن باقی نخواهد ماند.

سطر دوم بیانگر پاسخ تولید ناخالص واقعی به شوک‌های ساختاری است. تنها نکته حائز توجه، عدم اثر گذاری شوک قیمت واقعی نفت بر تولید ناخالص داخلی در ستون اول این سطر است. احتمالاً، حتی اگر افزایش درآمدهای نفتی به تقویت برخی از فعالیت‌ها (مانند خدمات و ساختمان) منجر شده باشد، کاهش فعالیت‌های دیگر (مثل صنعت) اثر نهایی بر تولید ناخالص را خنثی کرده است. البته، چون به علت محدودیت مشاهدات آماری نتوانستیم، عملکرد بخش صنعت را نیز در مدل بررسی کنیم، در این مورد هیچ اظهار نظر قطعی نمی‌توان ارائه کرد. ستون دوم این سطر نشان می‌دهد که توسعه کشاورزی نتوانسته به گسترش فعالیت‌های دیگر اقتصادی منجر شود. نکته جالب دیگر در ستون سوم از سطر دوم مشهود است و حاکی از تأثیر نسبتاً ماندگارتر شوک‌های عرضه و تکنولوژی بر تولید می‌باشد که در حدود سه فصل به صورت معنی دار تداوم دارد. با توجه به اینکه بخش کشاورزی نمی‌تواند منشا پیشرفت فنی باشد، در صورت فقدان ارتباطات قوی این بخش با

فعالیت‌های پایین دست، تاثیر منفی کشاورزی بر تولیدکل که در ستون چهارم و در فصل اول ملاحظه می‌شود، چندان تعجب‌آور نخواهد بود.

در ستون اول از سطر سوم، ملاحظه می‌کنیم که اگر چه افزایش قیمت نفت اثر کاهنده بر ارزش افزوده کشاورزی گذاشته است، لیکن فواصل اعتماد حاکی از عدم معنی داری این تأثیر می‌باشد. نکته جالب دیگر اینکه در ستون دوم از همین سطر ملاحظه می‌کنیم، افزایش قیمت نسبی فاقد اثر معنی دار بر ارزش افزوده کشاورزی بوده است و تأثیری مثبت ولی فاقد معنی داری آماری در این مورد مشهود می‌باشد. عدم تأثیر گذاری تغییرات قیمت نسبی کشاورزی بر ارزش افزوده می‌تواند ناشی از وجود همزمان موانع توسعه تولیدات کشاورزی از قبیل کمبود منابع آب، زیر ساختهای مناسب و نیز حمایت‌های دولتی از کشاورزان در برابر کاهش قیمت‌های نسبی باشد.

در ستون سوم از سطر سوم مشاهده می‌کنیم که شوک بهبود تکنولوژی و عوامل سمت عرضه هم در هنگام ورود و هم پس از ۶ ماه، ارزش افزوده کشاورزی را ارتقا می‌دهد. و در نهایت، ستون چهارم از سطر سوم بیانگر تأثیر پذیری ارزش افزوده کشاورزی از شوک‌های تصادفی نظیر شرایط آب و هوا، آفات نباتی و... است. تأثیر مثبت آبی، معنی دار و به دنبال آن یک اثر منفی کوچک معنی دار پس از یک فصل را می‌توان به ماهیت فعالیت‌های کشاورزی بر روی زمین که مستلزم عدم استفاده پی در پی و مداوم از زمین کشاورزی است، نسبت داد.

نتیجه‌گیری

مشاهدات ما در این مطالعه حاکی از نتایج زیر است:

- ۱- اثر افزایش قیمت واقعی نفت بصورت کاهش معنی دار قیمت نسبی کشاورزی و عدم تأثیر معنی دار آن در جهت کاهش ارزش افزوده کشاورزی، حاکی از این است که بیماری هلندی در بخش کشاورزی ایران، طی دوره ۸۶-۱۳۶۷ اتفاق افتاده، ولی سیاستهای حمایت از این بخش مانع تخریب معنی دار فعالیت‌های آن

شده است. بنابراین به نظر می‌رسد بخش کشاورزی از حمایت‌های دولت در مقابل شوک نفتی بی‌نیاز نیست.

۲- افزایش تصادفی در تولیدات کشاورزی ناشی از مساعدت موقتی عواملی چون شرایط آب و هوا نتواسته به صورت معنی دار به افزایش عمومی تولید ناخالص منجر شود. علی‌رغم اینکه بخش کشاورزی می‌تواند پیوندهای قوی با بخش‌های دیگر باشد، این مشاهده بیانگر آن است که سرمایه‌گذاران به‌کارگیری در فعالیتهایی که از تولیدات کشاورزی به عنوان نهاده استفاده می‌نمایند، صورت نگرفته است.

۳- عدم پاسخ‌گویی ارزش افزوده بخش کشاورزی به شوک‌های مثبت قیمت نسبی این بخش نشان می‌دهد که موانع اساسی زیر ساختی در توسعه فعالیت‌های این بخش وجود دارد. این موانع ممکن است مربوط به کمبود منابع آب کشاورزی یا زیرساخت‌های دیگر مورد نیاز باشد. لذا حمایت قیمتی از کالاهای کشاورزی به تنهایی قادر نخواهد بود توسعه این بخش را تأمین نماید. از طرف دیگر، بی‌تاثیری شوک‌های منفی را میتوان به سیاست‌های حمایتی نسبت داد.

۴- اگر ضرورت رشد فعالیت‌های کشاورزی را با توجه به تأثیری که بر توازن منطقه‌ای و جلوگیری از مهاجرت و ایجاد اشتغال دارد، بپذیریم، می‌توان توصیه سیاستی زیر را مطرح نمود:

حمایت‌های موجود شاید بتواند از زوال بخش کشاورزی جلوگیری نماید ولی توسعه این بخش به گونه‌ای که به فرایند رشد عمومی اقتصاد یاری رساند، نیازمند سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های مورد نیاز این بخش و نیز توسعه فعالیت‌های مرتبط با تولیدات کشاورزی است.

پی‌نوشتها:

۱. بختیاری صادق، زهرا حق. " بررسی آثار افزایش درآمدهای نفتی بر بخش کشاورزی، مورد: بیماری هلندی در اقتصاد ایران " *مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال نهم، شماره ۳۵، پاییز ۱۳۸۰.
۲. پاسبان فاطمه. " تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی ایران (بیماری هلندی)"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، بهار ۱۳۸۳.
3. Corden, W. Max, and J. Peter Neary (1982). "Booming Sector and Deindustrialisation in a Small Open Economy", *Economic Journal* ,Vol. 92 (December), pp. 825-848.
4. Efron B. and Tibshirani R.J , (1993). "*An Introduction to the Bootstrap*", Chapman & Hall.
5. Fardmanesh M. (1991). " Terms of Trade Shocks and Structural Adjustment in Small Country, Dutch Disease and Oil Price Increases" *Journal of Development of Economics* , Vol 34 , pp 339-353.
6. Krugman, Paul (1987). "The Narrow Moving Band, the Dutch Disease, and the Competitive Consequence of Mrs. Thatcher", *Journal of Development of Economics* Vol. 27, pp. 41-55.
7. Levy S. , (2006). " Public Investment to Reserve Dutch Disease: The Case of Chad" , *International Food Policy Research Institute , Dsiscussion paper* , No 35.
8. Love Roy , (1994). "Drought, Dutch Disease and Controlled Transition in Botswana Agriculture" *Journal of Southern African Studies*, Vol. 20, No. 1, pp. 71-83
9. Lutkepohl Helmut (2005). "*New Introduction to Multiple Time Series Analysis*", Springer.
10. Matsuyama Kiminori (1992). "Agricultural Productivity, Comparative advantage, and Economic Growth", *Journal of Economic Theory* , Vol 58 , pp 317-334
11. Ponzio, Carlos A. (2004), "*Export Boom and Rising Prices in Late Colonial Mexico: A Dutch Disease?*" Chapter 1 in Essays on the History of Economic Growth in Mexico, Ph.D. Thesis, *Department of Economics, Harvard University*
12. Sachs, Jeffrey D., and Andrew M. Warner (1995). "Natural Resource Abundance and Economic Growth", *NBER working paper* 5398.
13. Uri N.D. (1996), "Changing Crude Oil Price Effects on US Agricultural Employment" , Vol 18 , pp 185-202. an Wijnbergen, Sweder (1984), "The 'Dutch disease': A Disease After All?", *Economic Journal* Vol. 94 (March), pp. 41-55.