

شوک درآمد نفت و ارزش افزوده حقیقی بخش‌های اقتصاد، یک الگو با پارامترهای زمان متغیر

رامین مجاب⁺

محسن مهرآرا^{*}
فرخنده جبل‌عاملی[‡]

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۶/۰۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۳/۱

چکیده

در این پژوهش تأثیر شوک درآمد نفت بر ارزش افزوده حقیقی چهار بخش کشاورزی، نفت و گاز، صنعت و معدن و خدمات با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون برداری با پارامترهای زمان متغیر بررسی می‌شود. در الگوی مذکور محدودیت‌هایی بر پارامترها به هدف برون‌زا شدن درآمدهای نفت وضع می‌شود و پارامترها با استفاده از روش بی‌زین و الگوریتم نمونه‌گیری Gibbs تخمین زده می‌شود. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ارزش افزوده حقیقی بخش‌های صنعت و معدن و خدمات پس از وقوع یک شوک مثبت به درآمد دلاری نفت واکنشی مثبت، معنادار و باوقفه از خود نشان می‌دهند. واکنش ارزش افزوده حقیقی بخش‌های کشاورزی و نفت و گاز تقریباً در هیچ دوره‌ای معنادار نیست. از طرف دیگر، بررسی‌های زمان متغیر نشان می‌دهد که در دوره‌های پس از جنگ واکنش بخش صنعت و نفت و گاز به‌طور متوسط به شوک مثبت درآمد نفت بیشتر است.

واژه‌های کلیدی: تابع واکنش آنی، صنعت، کشاورزی، خدمات
طبقه‌بندی JEL: C11, C22, O41, Q43

^{*} استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران؛ mmehrara@ut.ac.ir
⁺ استادیار گروه مدلسازی، پژوهشکده پولی و بانکی، r.mojab@mbri.ac.ir (نویسنده مسئول)
[‡] دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران؛ fjabalameli@ut.ac.ir
این مقاله از پایان‌نامه دکتری رامین مجاب استخراج شده است.

۱ مقدمه

افزایش قیمت نفت در ۱۹۷۳ مطالعه تأثیر نفت در اقتصادهای صنعتی را حوزه‌های تجربی و نظری بااهمیت کرد. چنین مطالعاتی برای کشورهای صادرکننده خالص درآمدهای نفت نیز مطرح شد. فرزندگان و مارکواردت^۱ (۲۰۰۸)، اصفهانی، محدث و پسران^۲ (۲۰۱۲) و مجاب و برکچیان (۱۳۹۱) ازجمله پژوهش‌هایی در این زمینه برای اقتصاد ایران هستند.^۳ نوآوری‌های مطالعه حاضر در ادبیات تجربی اقتصاد ایران عبارت است از: ۱) تخمین یک الگوی با پارامترهای زمان‌متغیر که این امکان را فراهم می‌کند فرضیه تغییر نقش نفت در تأثیرگذاری بر فعالیت‌های اقتصادی در دوره‌های زمانی مختلف بررسی گردد. ۲) تفکیک اثر شوک درآمد نفت در بخش‌های مختلف اقتصاد (صنعت و معدن، کشاورزی، خدمات و نفت‌وگاز).

درواقع، با افزایش طول سری‌های زمانی اهمیت الگوهای زمان‌متغیر افزایش یافته است (کنوآء^۴ (۱۹۹۳)، سیمز^۵ (۱۹۹۳) و استاک و واتسون^۶ (۱۹۹۶) را ببینید). دو دلیل مهم می‌توان نام برد که از فرضیه تغییر شدت و جهت تأثیرگذاری نفت در اقتصاد ایران حمایت می‌کند. اولاً، در دوره بازسازی‌های پس از جنگ، زیرساخت‌های اقتصادی کشور تغییر کرده و بنابراین آسیب‌پذیری اقتصاد کشور نسبت به نوسان درآمدهای نفتی تغییر کرده است. ثانیاً، مالکیت دولتی نفت در اقتصاد ایران باعث می‌شود که تأثیر نفت در اقتصاد به سیاست‌گذاری‌های دولت ارتباط داشته باشد. رویکرد دولت در دوره‌های ریاست‌جمهوری مختلف یکسان نیست. مثلاً، تشکیل صندوق ذخیره ارزی و اجرای سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز تغییراتی هستند که از سیاست‌گذاری‌های متفاوت دولت‌ها نشأت می‌گیرند و می‌توانند نقش نفت در اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهند.

^۱ Farznegan & Markwardt

^۲ Esfahani, Mohaddes & Pesaran

^۳ از دیگر پژوهش‌های اخیر در زمینه موضوع این مقاله یزدانی و شرافتمند (۱۳۹۰)، قنبری، خضری و رسولی (۱۳۹۰)، صمدی، یحیی‌آبادی و معلمی (۱۳۸۸)، شیرین‌بخش و مقدس‌بیات (۱۳۸۹)، حشمت‌زاده (۱۳۹۰)، بهرامی و نصیری (۱۳۹۰)، ابراهیمی (۱۳۹۰) و ابراهیمی و سوری (۱۳۸۴) است.

^۴ Canova

^۵ Sims

^۶ Stock & Watson

سهم دوم این مطالعه در ادبیات، تأکید بر اهمیت تفکیک اثر شوگ درآمد نفت در بخش‌های مختلف اقتصاد است. مهم‌ترین دلیل بااهمیت‌بودن چنین اقدامی سرمایه‌برتر^۱ بودن تکنولوژی تولید در برخی از بخش‌ها نظیر بخش صنعت و معدن و یا بخش نفت و گاز نسبت به دیگر بخش‌های اقتصاد و نقش مهم منابع حاصل از صادرات نفت در تأمین واردات کالاهای سرمایه‌ای است. لازم به ذکر است که در این راستا نظریاتی نظیر بیماری هلندی (مثلاً، راسر^۲، ۲۰۰۶) به نقش متفاوت نفت در تأثیرگذاری بر بخش‌های مختلف (قابل مبادله و غیرقابل مبادله) اشاره دارند. علیرغم وجود دلایل نظری قوی، معمولاً ملاحظات مربوط به بُعد مدل‌های تجربی باعث غفلت از این نکته می‌شود.

مدل خودرگرسیون برداری (VAR) با پارامترهای زمان متغیر این مطالعه با استفاده از رویکرد بیزین و الگویتیم نمونه‌گیری گیبس^۳ تخمین زده می‌شود.

چهارچوب کلی متن به این شرح است که پس از این مقدمه در بخش ۲ الگوی تجربی تحقیق و روش تخمین آن معرفی می‌شود. نتایج تجربی در بخش ۳ ارائه شده و بخش ۴ به بحث و جمع‌بندی اختصاص دارد.

۲ الگوی تجربی

الگوی موردنظر این مطالعه در قالب یک الگوی حالت-فضا^۴ به صورت روابط ۱ و ۲ تصریح می‌شود که در آن $y_t: n \times 1$ بردار مشاهدات متغیرهای درون‌زا است. ماتریس $X_t: n \times k$ مطابق با تعریف مدل VAR از متغیرهای برون‌زا و یا وقفه‌های y_t تشکیل شده و متغیرهای از پیش تعیین شده نامیده می‌شوند. رابطه ۱ معادله مشاهدات و رابطه ۲ معادله حالت نامیده می‌شود.

$$y_t = X_t s_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

$$s_{t+1} = s_t + u_{t+1}, \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (2)$$

بردار $s_t: k \times 1$ که درواقع ضرایب مدل VAR موردنظر هستند، متغیرهای حالت نامیده می‌شوند. بردار ε_t و u_t به ترتیب اجزای اختلال معادله مشاهدات و حالت هستند.

¹ capital intensive

² Rosser

³ Gibbs

⁴ state-space

فرض می‌شود اجزای اختلال هر دو معادله دارای توزیع نرمال هستند. رابطه ۳ پارامترهای این توزیع را تصریح کرده است که در آن $\Omega: n \times n$ و $\Sigma: k \times k$ ماتریس‌های واریانس و مثبت‌معین هستند. ارتباط غیرهم‌زمانی میان اجزای اختلال و همچنین ارتباط هم‌زمانی و غیرآن میان اجزای اختلال دو معادله فرض نشده است.

$$\varepsilon_t \sim N(\mathbf{0}, \Omega), \quad u_t \sim N(\mathbf{0}, \Sigma) \quad (۳)$$

رابطه ۴ فرض نرمالیتی برای مقدار اولیه متغیر حالت را نشان می‌دهد. ماتریس $P: k \times k$ مثبت‌معین و بردار $a: k \times k$ مقدار موردانتظار را نشان می‌دهد.

$$s_0 \sim N(a, P) \quad (۴)$$

فرض می‌کنیم که توزیع غیرشرطی ماتریس‌های واریانس و ویشارت معکوس^۱ است. رابطه ۵ پارامترهای این توزیع را تصریح کرده است. اسکالرهای w و v درجه‌های آزادی توزیع هستند و ماتریس‌های $\underline{O}$ و $\underline{S}$ مثبت‌معین بوده و ضریبی (به ترتیب w و v) از مقادیر موردانتظار توزیع هستند.

$$\Omega \sim IW(\underline{O}, w), \quad \Sigma \sim IW(\underline{S}, v) \quad (۵)$$

برای محاسبه توزیع پسین، به دلیل استقلال توزیع‌ها، لازم است از الگوریتم نمونه‌گیری گیبس استفاده شود. توزیع‌های شرطی برای ماتریس‌های واریانس و ویشارت بوده و نمونه‌گیری از آنها به‌سادگی انجام می‌شود. برای نمونه‌گیری از توزیع شرطی متغیر حالت لازم است از الگوریتم‌های عددی استفاده شود. در این پژوهش از روش دیانگ و شپارد^۲ (۱۹۹۵) استفاده می‌شود.

بردار y_t متغیرهای الگو را تشکیل می‌دهد. با تکیه بر مطالعات انجام‌شده برای اقتصاد ایران این بردار را به‌صورت رابطه ۷ در نظر می‌گیریم.

^۱ inverse-Wishart (IW)

^۲ De Jong & Shepard

$$y_t = (or_t, ov_t, av_t, iv_t, sv_t, mp_t)' \quad (7)$$

or_t درآمد دلاری نفت است. نمادهای ov_t , av_t , iv_t و sv_t به ترتیب ارزش افزوده حقیقی بخش های نفت و گاز، کشاورزی، صنعت و خدمات را نشان می دهند. mp_t نیز تراز حقیقی است.

نرخ ارز یکی از متغیرهایی است که معمولاً در الگوهای مربوط به اقتصاد ایران وارد می شود. با توجه به هدف این پژوهش، نیازی به کنترل اثرات این متغیر در مدل دیده نمی شود. این متغیر خود به شدت به درآمد نفت وابسته است. از طرف دیگر، نرخ ارز اسمی در طول دوره نمونه نسبتاً باثبات است. عدم وجود تغییرات متغیر توضیحی در یک الگو با عرض از مبدا به افزایش تخمین واریانس ضرایب منجر می شود. البته، نرخ ارز حقیقی تغییرات زیادی تجربه می کند، اما استفاده از این متغیر (به پیروی از برخی از پژوهش های گذشته نظیر برکچیان و مجاب (۱۳۹۱)) خالی از ایراد نیست. در واقع، در این متغیر تغییرات شاخص قیمت مسلط می شود.

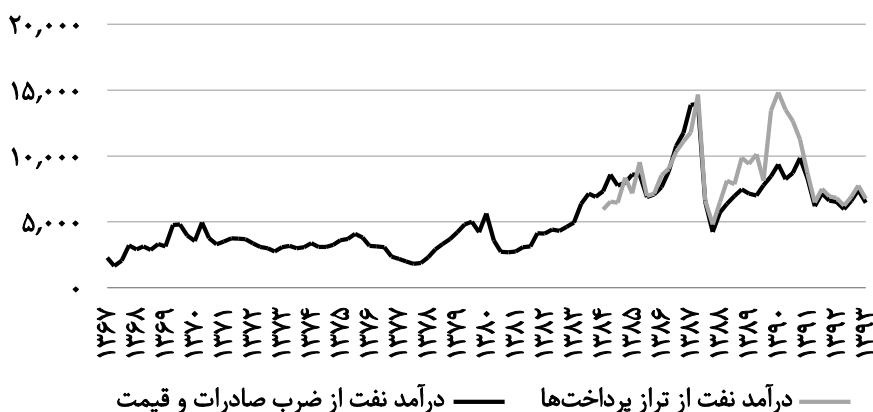
شناسایی شوک ها در این پژوهش بر پایه تجزیه چولسکی تخمین ماتریس واریانس قرار دارد. لازم به یادآوری است که تا زمانی که درآمد نفت برون زاترین متغیر الگو فرض می شود، تغییر نظم دیگر متغیرها در تجزیه چولسکی تأثیری در نتایج نهایی (واکنش به شوک های این متغیر) ندارد. از آنجا که دلایل بسیار محکمی در لزوم برون زایی درآمد نفت مطرح است، نتایج این پژوهش از این جنبه نیاز به انجام تحلیل حساسیت ندارند.

۳ نتایج تجربی

۱.۳ داده ها

نتایج در این پژوهش با استفاده از نمونه ای با حجم ۱۰۵ مشاهده، متشکل از داده های فصلی از ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۹۳:۱ به دست می آید. درآمد نفت (or_t) تا سال ۱۳۹۱:۱ از ضرب قیمت نفت خام در بازار دویی در صادرات نفت خام محاسبه شده است. این داده ها با استفاده از شاخص قیمت مصرف کننده ایالات متحده حقیقی شده است. در تبدیل داده های میلادی به شمسی، ۱۹۸۸:۲ به عنوان ۱۳۶۷:۱ در نظر گرفته شده است. داده های مربوط به صادرات نفتی در تراز پرداخت ها توسط بانک مرکزی از سال ۱۳۸۴ به بعد وجود دارد. با تکیه بر هم حرکتی نرخ رشد سری درآمد نفت محاسبه شده و این سری، درآمد نفت در دوره های بعد محاسبه شده است. سری حاصل در شکل ۱ نمایش داده شده است.

داده‌های مربوط به ارزش افزوده بخش‌های مختلف از بانک مرکزی دریافت شده‌اند. با این حال، تغییر سال پایه از ۱۳۷۶ به ۱۳۸۳ و عدم گزارش داده‌های فصلی قبل از دوره ۱۳۸۹:۴ به سال پایه ۱۳۸۳ و عدم گزارش داده‌های فصلی پس از سال ۱۳۹۱:۴ به سال پایه ۱۳۷۶ باعث شد که برای محاسبه یک سری منسجم، با استفاده از نسبت ارزش افزوده سری‌ها در فصل‌های سال ۱۳۹۰ و در دو سال پایه مختلف، سری مربوط به سال پایه ۱۳۷۶ به سال پایه ۱۳۸۳ تبدیل شود. نسبت‌های مذکور تقریباً به انتخاب سال ۱۳۹۱ به جای ۱۳۹۰ حساسیتی ندارند.



شکل ۱. سری فصلی درآمد نفت محاسبه شده از ضرب صادرات و قیمت در مقابل سری درآمد نفت محاسبه شده از تراز پرداخت‌ها ترسیم شده است. واحد نمودار عمودی میلیون دلار است. هر دو سری با استفاده از CPI ایالات متحده حقیقی شده‌اند. سری درآمد نفت از ضرب صادرات و قیمت پس از دوره ۱۳۹۱:۱ از نرخ رشد سری درآمد نفت از تراز پرداخت‌ها محاسبه شده است.

داده‌های مربوط به حجم نقدینگی و شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز از بانک مرکزی دریافت شد. با توجه به اینکه دقت گزارش داده‌های CPI به سال پایه ۱۳۹۰ در سال‌های اولیه نسبتاً پایین است، این داده‌ها قبل از سال ۱۳۷۸:۳ (شاخص کمتر از ۲۰) با استفاده از داده‌های مربوط به سال پایه ۱۳۷۶ محاسبه شد. لازم به یادآوری است که تغییرات نسبت این دو شاخص بسیار کم (کمتر از ۰/۰۰۵) است.

وجود اثرات فصلی با استفاده از بسته X12-ARIMA بررسی می‌شود. آزمون‌های آماری نشان می‌دهند که به جز درآمد نفت، دیگر متغیرها دارای اثرات فصلی هستند. البته، اثرات

جدول ۱
شاخصی از اثرات فصلی

متغیر	بهار	تابستان	پاییز	زمستان
or_t	۰/۱	۲/۲	-۱/۶	-۱/۱
ov_t	۴/۵	۵/۱	-۴/۹	-۶/۳
av_t	-۴۱/۹	۵۶/۲	-۱۲/۰	-۱۰۴۶/۸
iv_t	-۸/۷	۱/۴	۳/۴	۲/۸
sv_t	-۴/۲	۱/۱	-۲/۵	۵/۰
mp_t	-۲/۳	۱/۱	۰/۰	۱/۱

یادداشت. ارزش‌های عددی نشان می‌دهد که به‌طور متوسط فاصله سری فصلی‌زدایی‌شده با استفاده از فیلتر X12 از سری واقعی در هر فصل چند درصد از سری واقعی است. مثلاً، به‌طور متوسط ۵۶/۲ درصد از ارزش افزوده بخش کشاورزی در فصل تابستان ناشی از اثرات فصلی است. همچنین، منفی بودن نشان می‌دهد که اثر فصلی منفی است.

فصلی در سری‌های ارزش افزوده بخش نفت و گاز و تراز حقیقی نسبتاً کم است. شاخصی از اثرات فصلی موجود در سری‌های زمانی مختلف در جدول ۱ گزارش شده است. یادداشت جدول توضیحاتی در این زمینه ارائه می‌کند.

نتایج آزمون‌های ریشه واحد متغیرها در سطح متغیرها در جدول ۲ گزارش شده است. باتوجه به این نتایج اطلاعات قوی دال بر نامانایی ارزش افزوده‌های حقیقی تمامی بخش‌ها (حدس اولیه) یافت نمی‌شود. مثلاً، ارزش‌های احتمال برای ارزش افزوده بخش نفت و گاز در تمامی آزمون‌ها کمتر از ۰/۰۲ است. ارزش احتمال در آزمون‌های مربوط به درآمد نفت و ارزش افزوده بخش‌های صنعت و خدمات نیز نسبتاً پایین است، به‌طوری که نتیجه‌گیری قطعی قابل بیان نیست. به‌هرحال، مطالعه در زمینه هم‌انباشتگی متغیرهای الگوی پژوهش حاضر را به مطالعات آینده واگذار می‌کنیم.

۲.۳ الگو با پارامترهای زمان ثابت

در این زیربخش نتایج تخمین مدل VAR غیرمقید با پارامترهای ثابت و ۲ وقفه، با عرض‌ازمبداء و روند خطی بررسی می‌شود. نتایج کلی به تعداد وقفه مدل حساسیتی نشان نمی‌دهند.

سطر اول تجزیه چولسکی تخمین ماتریس واریانس اجزای اختلال (با نظم رابطه ۷) نشان می‌دهد که شوک ساختاری درآمد نفت به‌طور هم‌زمان ارزش افزوده حقیقی بخش‌های

جدول ۲

ارزش احتمال آزمون‌های ریشه واحد

فیلیپس-پرون		دیکی-فولر تعمیم یافته		متغیر
C	C, T	C	C, T	
۰/۳۱	۰/۱۷	۰/۰۶	۰/۰۵	or_t
۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۱	ov_t
۰/۱۴	۰/۰۰	۰/۳۱	۰/۰۰	av_t
۰/۶۳	۰/۵۷	۰/۶۶	۰/۵۹	iv_t
۰/۳۸	۰/۲۱	۰/۶۰	۰/۱۴	sv_t
۰/۹۶	۰/۷۶	۰/۹۶	۰/۶۷	mp_t

یادداشت. C به معنی تخمین مدل با عرض‌ازمبداء و C, T به معنی تخمین مدل با عرض‌ازمبداء و روند است. فرضیه صفر در هر دو آزمون نامایی است.

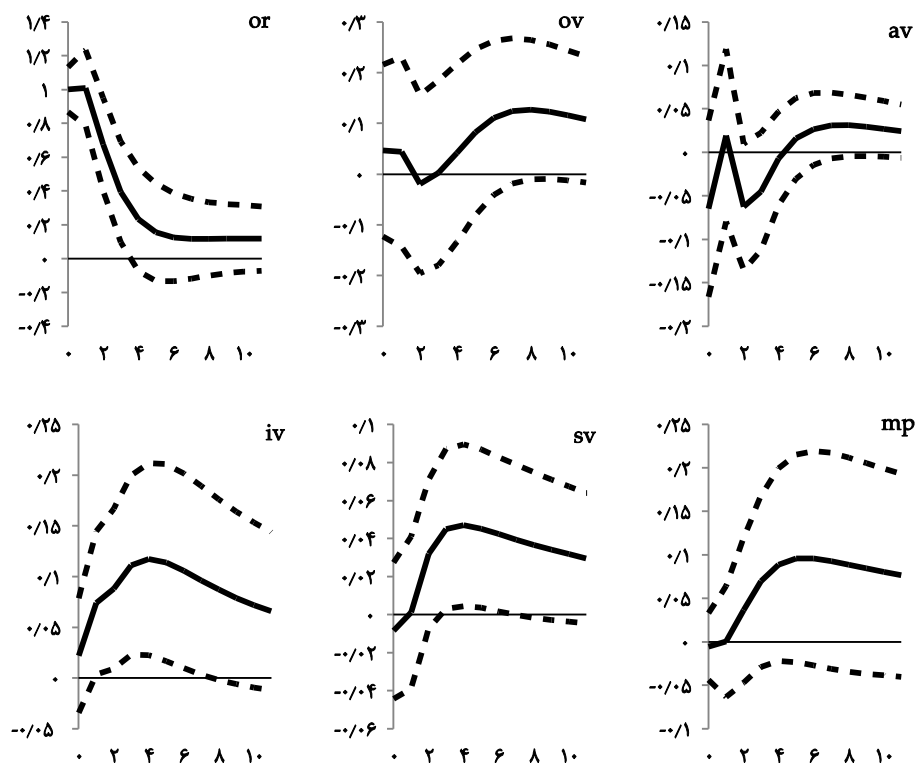
کشاورزی و خدمات را کاهش می‌دهد و ارزش افزوده حقیقی بخش‌های نفت و گاز و صنعت و معدن را افزایش می‌دهد. معناداری این تغییرات و بررسی پویایی‌های پس از آن با توجه به توابع واکنش آنی امکان پذیر است.

اثرات شوک درآمد نفت بر درآمد نفت پس از تقریباً ۲ فصل نصف شده و پس از یک سال به اندازه کافی به صفر نزدیک می‌شود. آزمون ریشه واحد جدول ۲ نیز سازگار با این موضوع است.

شوک درآمد نفت به طور هم‌زمان تأثیر معناداری بر هیچ کدام از متغیرها (به جز خود درآمد نفت) ندارد، اگرچه همان‌طور که بیان شد، بخش کشاورزی و خدمات تأثیر منفی و بخش صنعت و معدن و نفت و گاز تأثیر مثبت (اما بی معنی) می‌پذیرند.

با گذر زمان، تأثیر مثبت و معنادار شوک مثبت درآمد نفت تنها در دو بخش صنعت و معدن و خدمات بروز می‌کند. این تأثیر مثبت در بخش صنعت به مراتب بیشتر است. در بخش صنعت و معدن و خدمات و ۲ فصل پس از شوک، ارزش افزوده به ترتیب ۰/۰۸ و ۰/۰۳ درصد افزایش یافته است. این افزایش‌ها پس از ۱/۵ تا ۲ سال معناداری خود را از دست می‌دهند.

مشاهده قابل توجه دیگر واکنش منفی ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی به شوک مثبت درآمد نفت است که در فصل سوم پس از وقوع شوک در سطح ۹۰ درصد معنادار است. ارزش افزوده حقیقی این بخش در این دوره تقریباً ۰/۰۶ درصد کاهش یافته است.

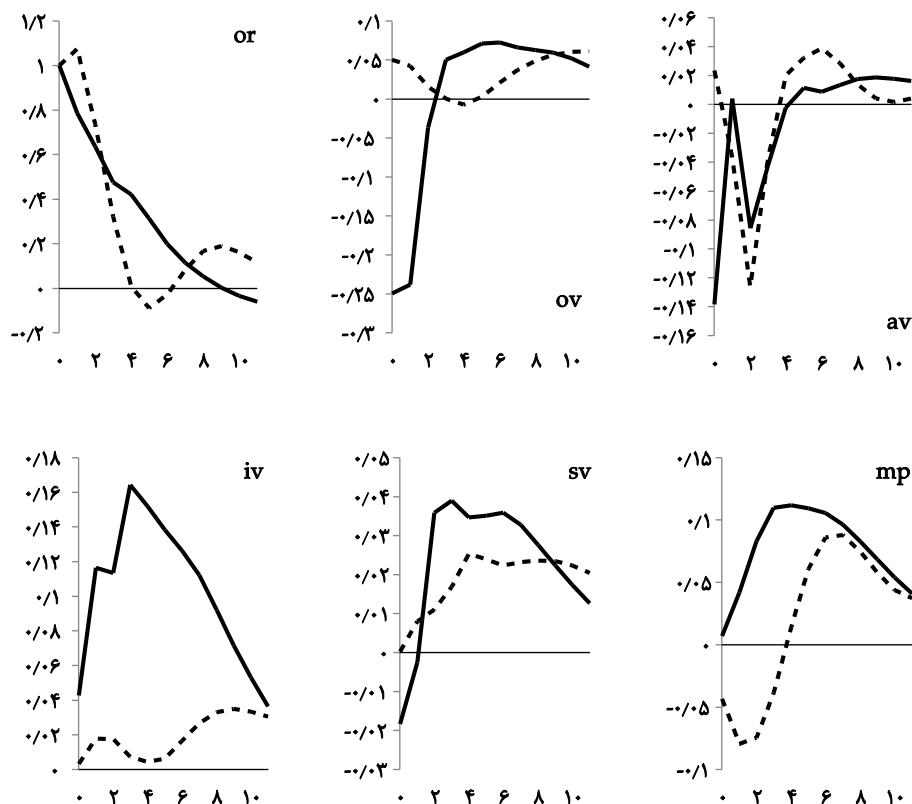


شکل ۲. توابع واکنش آنی به شوک درآمد نفت. مدل VAR غیرمقید با پارامترهای ثابت و ۲ وقفه، با عرض‌ازمبداء و روند خطی و بردار متغیرهای درونزای رابطه ۷. تمامی اعداد استاندارد شده‌اند، به‌طوری‌که واکنش درآمد نفت به شوک خود در دوره صفر واحد شود. بازه‌های اطمینان ۱/۹ برابر تخمین انحراف معیار هستند.

اثرات میان‌مدت (بیشتر از ۲/۵ و کمتر از ۱۰ سال) شوک نفت بر متغیرها تقریباً معنادار نیست، اگرچه سطح متوسط در تمامی موارد مثبت است. اثرات طولانی‌مدت‌تر (بیشتر از ۱۰ سال)، همان‌طور که از مانایی نسبی مدل نیز برداشت می‌شود، تقریباً صفر است.

۲.۳ تخمین الگو در دو زیردوره

یکی از محدودیت‌های الگوی زیربخش قبل آن است که پارامترهای آن در طول زمان ثابت هستند. در این زیربخش به هدف بررسی تغییرات ضرایب الگو در طول زمان، الگو یک‌بار با



شکل ۳. توابع واکنش آنی به شوک درآمد نفت در دو زیردوره متفاوت. مدل VAR غیرمقید با پارامترهای ثابت و ۲ وقفه، با عرض‌ازمبداء و روند خطی و بردار متغیرهای درونزای رابطه ۷. تمامی اعداد استاندارد شده‌اند، به‌طوری‌که واکنش درآمد نفت به شوک خود در دوره صفر واحد شود. خطوط تیره مربوط به دوره ۱:۱۳۶۷ تا ۲:۱۳۸۰ و خطوط نقطه‌چین مربوط به دوره ۳:۱۳۸۰ تا ۱:۱۳۹۳ است.

۵۰ درصد از مشاهدات ابتدای نمونه (۱:۱۳۶۷ تا ۲:۱۳۸۰) و یک‌بار نیز با استفاده از ۵۰ درصد از مشاهدات انتهای نمونه (۳:۱۳۸۰ تا ۱:۱۳۹۳) تخمین زده می‌شود و توابع واکنش آنی آنها با یکدیگر مقایسه می‌شود.

از لحاظ معناداری، به‌جز واکنش ارزش افزوده بخش صنعت در دوره‌های ۲ و ۳ پس از وقوع شوک، آن‌هم تنها در تخمین با استفاده از ۵۰ درصد مشاهدات اولیه، در بقیه موارد واکنش‌ها در سطح معناداری ۱۰ درصد، معنادار نیستند. البته، در سطح معناداری ۱۵

درصد، واکنش ارزش افزوده بخش نفت و گاز در دوره هم‌زمان با وقوع شوک نفتی معنادار است. از لحاظ تغییرات توابع واکنش آنی، در شکل ۳ این توابع در مقابل یکدیگر ترسیم شده‌اند.

معناداری واکنش ارزش افزوده بخش صنعت و معدن باعث می‌گردد که تفاوت واکنش این متغیر به شوک درآمد نفت در شکل ۳ با اهمیت باشد. تفسیر نمودار مربوطه آن است که در زیر نمونه اول، واکنش ارزش افزوده بخش صنعت و معدن به شوک درآمد نفت بیشتر بوده است. با توجه به اینکه دوره بازسازی‌های پس از جنگ در زیر دوره اول قرار گرفته است، با توجه به قانون بازدهی نزولی سرمایه و حجم نسبتاً پایین‌تر سرمایه، در این دوره بازدهی نهایی سرمایه باید بیشتر از دیگر دوره‌ها باشد. با توجه به نقش درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت در واردات کالاهای سرمایه‌ای، نتیجه به دست آمده توجیه‌پذیر است.

فارغ از بحث معناداری آماری، از جمله متغیرهایی که تابع واکنش آنی آن در دو زیر دوره مورد بحث تفاوت نسبتاً زیادی دارد، ارزش افزوده بخش نفت و گاز است. در دوره اولیه واکنش هم‌زمان این متغیر منفی و در سطح معناداری ۱۵ درصد، معنادار است، حال آنکه در زیر دوره دوم، این واکنش مثبت (البته، بی‌معنی) می‌شود.

۲.۳ الگو با پارامترهای زمان متغیر

در این زیربخش پارامترهای الگوی زیربخش قبل را متغیرهای حالت الگوی معرفی شده در روابط ۱ و ۲ تعریف می‌کنیم. تخمین چنین مدلی با استفاده از الگوریتم نمونه‌گیری گیبس انجام می‌گیرد و برای اجرای این الگوریتم لازم است پارامترهای توزیع‌های پیشین (یعنی $\underline{a}, \underline{P}, \underline{O}, \underline{S}, w$ و v) کالیبره شوند.^۱

ماتریس‌های $\underline{a}$ و $\underline{P}$ با تخمین یک مدل آزمایشی با استفاده از ۵۰ درصد از داده‌ها در ابتدای، مشابه با مطالعه کوگلی و سارجنت^۲ (۲۰۰۵) دوره کالیبره می‌شوند. بردار $\underline{a}$ را برابر با ضرایب تخمین زده شده و ماتریس $\underline{P}$ را یک ماتریس قطری در نظر می‌گیریم که عناصر آن ضریبی از قطر تخمین ماتریس واریانس ضرایب است. عناصر ماتریس $\underline{P}$ نمی‌توانند بزرگ انتخاب شوند، زیرا هیچ محدودیتی بر فرایند نمونه‌گیری به هدف مانا بودن الگوی VAR حاصله وضع نشده است و عناصر بزرگ این ماتریس در الگوریتم گیبس به نمونه‌هایی از ضرایب ختم می‌شوند که توابع واکنش آنی آنها واگرا هستند. تخمین واریانس ضرایب در

^۱ در الگوی این زیربخش متغیر روند از مجموعه متغیرهای برون‌زا حذف گردید.

^۲ Cogley & Sargent

۰/۰۰۰۰۱ ضرب می‌شود.^۱ این رویکرد بدین معنی است که انتظار داریم توابع واکنش آنی در زمان‌های ابتدایی شباهت زیادی به توابع واکنش آنی زیربخش قبل داشته باشد.^۲ مقدار موردانتظار Σ به‌نوعی اطلاعات پیشین در رابطه با شدت تغییرات ضرایب در طول زمان را نمایندگی می‌کند. در اینجا نیز عدم‌وجود محدودیت بر فرایند نمونه‌گیری متغیرهای حالت برای تضمین مانایی باعث می‌شود نتوان ارزش‌های بزرگی برای این ماتریس در نظر گرفت. البته، با توجه به الگوی نظری این مطالعه نیز تغییرات شدید در الگو از یک فصل به فصل بعد انتظار نمی‌رود.

برای کالیبره کردن ماتریس $E(\Sigma)$ ، الگوی بخش قبل را یکی با استفاده از ۵۰ درصد از مشاهدات ابتدایی و دیگری با استفاده از ۵۰ درصد از مشاهدات انتهای نمونه تخمین زده می‌شود. ماتریس $E(\Sigma)$ را یک ماتریس قطری در نظر می‌گیریم که عناصر آن ضربی از مجذور تفاوت ضرایب در دو الگوی یادشده هستند. ضرب یادشده را 5×10^{-4} در نظر گرفته‌ایم. با توجه به رابطه $\underline{S} = v \times E(\Sigma)$ ، ارزش‌های ماتریس $\underline{S}$ نیز مشخص می‌شود. مقدار موردانتظار ماتریس Ω را برابر با تخمین ماتریس واریانس اجزای اختلال در الگوی زیربخش قبل (تخمین زده‌شده با تمام مشاهدات نمونه) در نظر می‌گیریم. در نهایت، درجه‌های آزادی توزیع‌های ویشارت معکوس را به‌گونه‌ای انتخاب می‌کنیم که حداکثر سطح نااطمینانی به مقادیر تعیین‌شده منتقل شود (یعنی $v = k + 1$ و $w = n + 1$).

به‌منظور حصول نتایج، تعداد تکرار الگوریتم گیبس ۱۰ هزار تکرار انتخاب می‌شود که ۵ هزار تکرار اولیه آن را در نظر نگرفته و در تکرارهای بعد به هدف کمرنگ کردن ارتباط نمونه‌گیری‌ها در الگوریتم گیبس، از هر ۱۰ نتیجه یکی ذخیره می‌شود. بنابراین، توزیع‌های پسین توابع واکنش آنی با ۵۰۰ مشاهده به دست می‌آیند. بررسی‌ها نشان می‌دهد که نتایج به تغییر این اعداد حساس نیست.^۳

^۱ تحلیل حساسیت در انتخاب این ضریب نشان می‌دهد که این ارزش حداکثر ارزش ممکن است که نتایج الگوهای واگرا مسلط نمی‌شوند.

^۲ کاهش واریانس ضرایب در مطالعات دیگر نظیر (Doan, Litterman & Sims (1984 یا Litterman (1986) نیز یافت می‌شود.

^۳ در این پژوهش ارزش seed برای نمونه‌گیری‌های تصادفی ۱۰۲۳ انتخاب می‌شود. نتایج نزد نویسندگان محفوظ است.

با توجه به نوع پیشین انتخاب‌شده، همان‌طور که انتظار می‌رود نتایج کلی شبیه به مدل با پارامترهای زمان ثابت است. با این حال، توابع واکنش آنی تغییراتی نیز در طول زمان تجربه می‌کند که شباهت زیادی به تفاوت توابع واکنش آنی در دو زیردوره مورد بحث دارند. نتایج مربوط به واکنش متغیرهای مدل (به جز or و mp)^۱ در شکل‌های ۴ و ۵ ترسیم شده است.

با دور شدن از دوره بازسازی‌های پس از جنگ و نزدیک شدن به دوره‌های انتهایی نمونه مورد بررسی، ارزش افزوده تمامی بخش‌ها به جز بخش کشاورزی به تغییرات درآمد نفت حساسیت کمتری از خود نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، واکنش‌ها به‌طور قدرمطلق یا میانگین کمتری دارند و/یا از لحاظ آماری بی‌معنی‌تر هستند. همان‌طور که در زیربخش قبل بحث گردید، این نتیجه را می‌توان با توجه به قانون بازدهی نزولی سرمایه و حجم کمتر سرمایه در دوره‌های ابتدایی نمونه (بعد از جنگ) تفسیر کرد. تغییرات در تابع واکنش آنی بخش صنعت نسبت به دیگر بخش‌ها شدیدتر مشاهده می‌شود و بنابراین می‌توان این فرضیه را با قوت بیشتری مطرح کرد.

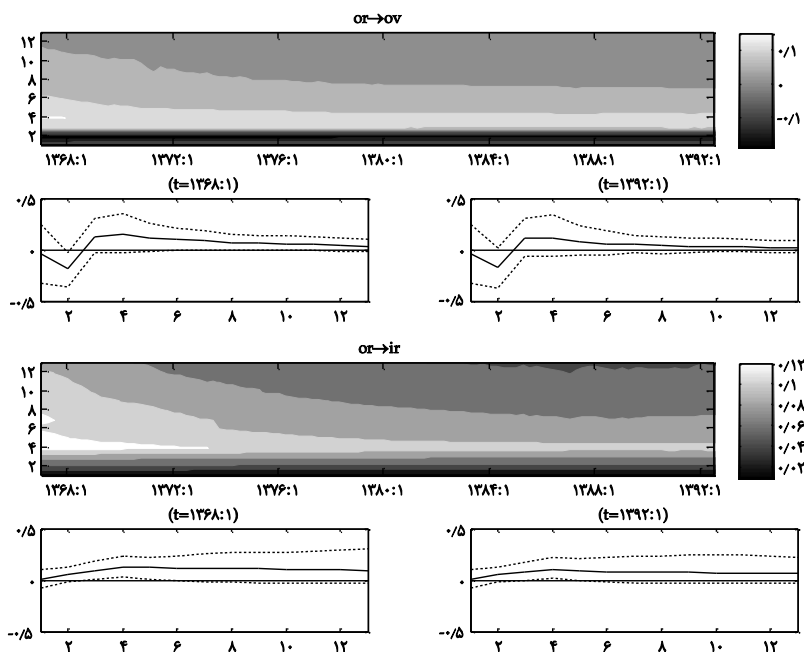
واکنش ارزش افزوده بخش کشاورزی تغییرات نامحسوس‌تری در طول زمان تجربه می‌کند. در شکل ۳ که نتایج مدل با پارامترهای زمان ثابت در دو زیردوره ابتدایی و انتهایی با یکدیگر مقایسه شده‌اند نیز چنین نتیجه‌ای مشهود است. از لحاظ سطح تغییرات نیز این تابع شباهت زیادی به نتایج مدل با پارامترهای زمان ثابت دارد.

اگرچه در الگوی زمان ثابت واکنش معنادار بخش خدمات به شوک درآمد نفت در دوره‌های میانی بروز می‌کند، اما در الگوی این زیربخش، علیرغم شباهت در تغییرات، چنین معناداری‌ای دیده نمی‌شود.

۳.۳ یک نوع پیشین دیگر

در الگوی زیربخش‌های قبل، شوک متغیرهایی نظیر ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، اگرچه به‌طور هم‌زمان درآمدهای حقیقی نفت را افزایش نمی‌دهند، اما در دوره‌های آینده بر این درآمدها تأثیر می‌گذارند. این ویژگی به بحث شناسایی شوک‌ها مربوط نمی‌شود و از درون‌زایی درآمدهای نفت در مدل نشأت می‌گیرد. به‌طور کلی انتظار می‌رود:

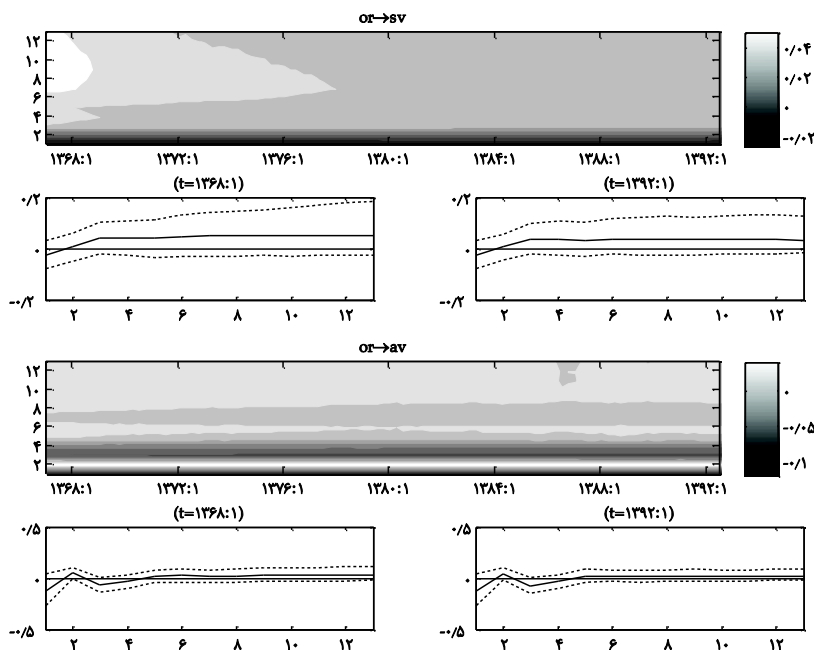
^۱ این توابع به‌علت حجم محدود مقاله و تمرکز نداشتن پژوهش بر نتایج آنها گزارش نشدند. این توابع، اگرچه تغییراتی در طول زمان دارند، اما نتیجه کلی چندان متفاوت از نتیجه بیان‌شده برای مدل با پارامترهای زمان ثابت نیست.



شکل ۴. توابع واکنش آنی متغیرها به شوک درآمد نفت در مدل VAR با پارامترهای زمان‌متغیر. محور عمودی نمودارهای کانتور، دوره پس از شوک را نشان می‌دهند. محور افقی این نمودارها زمان هستند. رنگ‌های مختلف ارزش‌های مختلف را نشان می‌دهند که در سمت راست هر نمودار مشخص شده‌اند. دو برش از این نمودار (در دوره‌های ۱۳۶۸:۱ و ۱۳۹۲:۱) در زیر آن، به همراه صدک‌های ۵ و ۹۵ نمونه‌های الگوریتم گیبس ترسیم شده است.

- اندازه ضریب وقفه‌های متغیر وابسته بیشتر از وقفه دیگر متغیرها باشد.
- نقش دیگر متغیرهای الگو در تغییرات درآمد نفت کم باشد.
- نقش ارزش‌افزوده بخش نفت در درآمد نفت بیشتر از دیگر متغیرها باشد؛ بخش صنعت و معدن و خدمات جایگاه ویژه‌ای برای بخش‌های دیگر داشته باشد و بخش کشاورزی ارتباط شدیدتری با بخش خدمات داشته باشد.^۱

^۱ در گزاره‌های مربوط به ارتباط‌های بین‌بخشی از نتایج مطالعات ولدخانی (۱۳۷۶) و بیدآباد (۱۳۸۳)، که بر پایه جداول داده-ستاده قرار دارند، استفاده شده است.



شکل ۵. ادامه توابع واکنش آنی متغیر به شوک درآمد نفت در مدل VAR با پارامترهای زمان متغیر. زیرنویس شکل ۴ را ببینید.

چنین اطلاعاتی در فرایند کالیبراسیون توزیع‌های پیشین در زیربخش قبل در نظر گرفته نشده است. بر این اساس، در کالیبره کردن ماتریس‌های a و P با توجه به اطلاعات خلاصه شده در جدول ۳ ضرایب آنها را در ارزش‌هایی متناظر با صفت‌های زیاد و کم ضرب می‌کنیم.

خطوط تیره (-) در جدول ۳ به این معنی است که ضریب تخمین زده شده در الگوی VAR بدون تغییر باقی می‌ماند. صفت کم متناظر با عددی کوچکتر از ۱/۰ و صفت زیاد متناظر با عددی بزرگتر از ۱/۰ خواهد بود.

در این مطالعه اعداد مختلفی برای این پارامتر (بین ۰/۱ تا ۰/۵ برای کم و ۱/۱ تا ۲/۰ برای زیاد انتخاب شدند. بررسی نتایج حاصله نشان می‌دهد که نتایج حساسیت چندانی به این ارزش‌ها ندارند. به عبارت دیگر، اطلاعات پیشین از این دست چندان در تضاد با اطلاعات موجود در داده‌های نمونه نیست.

جدول ۳

تقریب‌هایی از شدت تأثیر متغیرهای الگو بر یکدیگر

ضریب						معادله
mp_t	sv_t	iv_t	av_t	ov_t	or_t	
کم	کم	کم	کم	-	-	or_t
-	-	-	کم	-	بزرگ	ov_t
-	-	-	-	-	بزرگ	av_t
-	-	-	کم	-	بزرگ	iv_t
-	-	-	-	-	بزرگ	sv_t
-	-	-	-	-	-	mp_t

یادداشت. این جدول شدت تأثیر ضریب وقفه‌های متغیرهای ستون در معادلات متغیرهای سطر در الگوی VAR را نشان می‌دهد. این اطلاعات با توجه به مطالعات ولدخانی (۱۳۷۶) و بیدآباد (۱۳۸۳) و تحلیل‌های نویسندگان به دست آمده‌اند.

۴ بحث

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ارزش افزوده حقیقی بخش‌های صنعت و معدن و خدمات پس از وقوع یک شوک مثبت به درآمد دلاری نفت واکنشی مثبت، معنادار و باوقفه از خود نشان می‌دهند. در دوره‌های بسیار کوتاه مدت (کمتر از ۲ فصل) و طولانی مدت (بیشتر از ۶ فصل) واکنش این دو متغیر معنادار نیست. واکنش ارزش افزوده حقیقی بخش‌های کشاورزی و نفت و گاز تقریباً در هیچ دوره‌ای معنادار نیست. از طرف دیگر، بررسی‌های زمان متغیر نشان می‌دهد که در دوره‌های پس از جنگ واکنش بخش صنعت و نفت و گاز به‌طور متوسط به شوک مثبت درآمد نفت بیشتر است.

این موضوع که آیا درآمدهای نفت برای ایران موهبت یا نفرین بوده است، هم‌چنان بحث‌برانگیز است. در مطالعات بین‌کشوری نتایج از آن سخن می‌گویند که درآمد سرانه اقتصادهای دارای منابع طبیعی به‌طور متوسط کمتر از دیگر اقتصادهای فاقد این منابع رشد کرده است (ساش و وارنر^۱، ۲۰۰۱، ۱۹۹۹). در طرف مقابل، مطالعاتی که تنها از داده‌های سری زمانی اقتصاد ایران استفاده کرده‌اند، رشد تولید ناخالص داخلی پس از وقوع

¹ Sachs & Warner

یک شوگ مثبت در درآمدهای نفت را نتیجه گرفته‌اند (فرزانگان و مارکواردت، ۲۰۰۸، اصفهانی، محدث و پسران، ۲۰۱۲ و مجاب و برکچیان، ۱۳۹۱).

دو دسته مطالعات بالا در تضاد با یکدیگر نیستند. تمرکز مطالعات پانل بر رشد بلندمدت اقتصادها و مقایسه آنها با یکدیگر است و اگر هدف ارائه پاسخی به بحث «موهبت یا نفرین بودن درآمدهای نفت» باشد، توجه به نتایج مطالعات داده‌های پانل معتبرتر است. درواقع، افزایش درآمد نفت رشد اقتصادی به همراه می‌آورد و کاهش آن از رشد اقتصادی می‌کاهد، اما به‌طور متوسط و در مقایسه با اقتصادهایی که چنین نیروی محرکه‌ای در آنها رشد اقتصادی را تغییر نمی‌دهد، امتیازی را حاصل نمی‌کند. بنابراین بحث در زمینه موهبت یا نفرین بودن نفت در اقتصاد ایران از توانایی‌های پژوهش حاضر خارج است.

معمولاً در پژوهش‌های مربوط به بیماری هلندی نظیر کوردون و نیری^۱ (۱۹۸۲) اقتصاد به سه بخش تقسیم‌بندی می‌شود: بخش منابع طبیعی (نفت‌وگاز)، بخش قابل تجارت (کشاورزی و صنعت و معدن) و بخش غیرقابل تجارت (خدمات). در این مدل‌ها قیمت منابع طبیعی و کالاهای قابل تجارت در بازارهای بین‌المللی تعیین می‌شود، درحالی‌که کالاهای غیرقابل تجارت در درون اقتصاد قیمت‌گذاری می‌شوند و دو اثر به افزایش نسبت قیمت کالاهای غیرقابل تجارت به قیمت کالاهای قابل تجارت و بیماری هلندی ختم می‌شود:

(۱) اثر مخارج: انبساط بخش منابع طبیعی و افزایش درآمد به اضافه تقاضا برای تمام کالاهای از جمله کالاهای غیرقابل تجارت و بنابراین افزایش قیمت آنها ختم می‌شود. ارزش تولید نهایی و دستمزدها افزایش یافته و بنابراین سود بنگاه‌هایی که در بخش قابل تجارت و منابع طبیعی فعالیت می‌کنند و قدرت قیمت‌گذاری ندارند کاهش می‌یابد.

(۲) اثر جابجایی منابع: انبساط بخش منابع طبیعی می‌تواند عوامل تولید نظیر نیروی کار و سرمایه را از دیگر بخش‌های اقتصادی به خود جذب کند و زمینه کاهش تولید در آن بخش‌ها را فراهم آورد. در نتیجه این کاهش عرضه، قیمت کالاهای قابل تجارت تغییری نمی‌کنند، اما قیمت کالاهای غیرقابل تجارت افزایش می‌یابند.

ویژگی مشترک دو اثر انقباض تولید در بخش قابل تجارت (غیر از بخش منابع طبیعی) و افزایش نسبت قیمت کالاهای غیرقابل تجارت به کالاهای قابل تجارت است. در رابطه با تغییرات تولید در بخش منابع طبیعی و بخش کالاهای غیرقابل تجارت نمی‌توان نتیجه قطعی بیان کرد. مطابق با پیش‌بینی‌های این نظریه، اگر عوامل تولید نظیر نیروی کار و

¹ Cordon & Neary

سرمایه از قدرت جابجایی بین‌بخشی بالایی برخوردار باشند، انتظار آن است که تولید در بخش غیرقابل تجارت اقتصاد به‌نفع بخش منابع طبیعی کاهش یابد.

مدل پژوهش حاضر حقیقی است و بنابراین نمی‌تواند در رابطه با تغییر قیمت‌های نسبی نتیجه‌ای ارائه دهد. با این حال، نتایج مربوط به واکنش تولیدات حقیقی در بخش‌های مختلف چندان با نظریه بیماری هلندی فوق سازگار نیست. اگر خدمات بخش غیرقابل تجارت در نظر گرفته شود، شواهدی دال بر اینکه تولید حقیقی این بخش پس از شوک مثبت درآمد نفت افزایش می‌یابد یافت نشد. از طرف دیگر، نتایج نشان نمی‌دهند که تولید بخش صنعت در پی شوک مثبت منقبض می‌شود. البته، در رابطه با بخش کشاورزی تا اندازه‌ای انقباض پیش‌بینی شده رخ می‌دهد.

به نظر می‌رسد تئوری سازگار با نتایج تجربی پژوهش حاضر باید به ویژگی سرمایه‌بر یا کاربر بودن بخش‌های اقتصادی و نقش درآمدهای حاصل از صادرات نفت در واردات کالاهای سرمایه‌ای تمرکز کند. واکنش مثبت بخش صنعت، واکنش منفی بخش کشاورزی و واکنش شدیدتر بخش صنعت و نفت‌وگاز در دوره بازسازی‌های پس از جنگ از جمله نتایج تجربی هستند که بر این موضوع تأکید می‌کنند.

پژوهش حاضر از دو جنبه می‌تواند توسعه یابد. از جنبه الگوی نظری، می‌توان زیربخش‌های بیشتری از اقتصاد را بررسی کرد. روش تخمین بیزین تا اندازه‌ای دغدغه‌های مربوط به حجم بالای الگو را رفع کرده است. از جنبه اقتصادسنجی، یکی از محدودیت‌های اصلی روش تخمین حاضر بحث الگوریتم نمونه‌گیری دیانگ و شپارد (۱۹۹۵) در نمونه‌گیری از متغیرهای حالت است که در آن هیچ محدودیتی به‌منظور محدود کردن فضای حالت به الگوهای مانا وضع نشده است. این ویژگی باعث محدود شدن تحلیل‌های حساسیت در فرایند کالیبراسیون توزیع‌های پیشین می‌شود.

فهرست منابع

- ابراهیمی، س. (۱۳۹۰). اثر شوک‌های قیمت نفت و نوسانات نرخ ارز و نااطمینانی حاصل از آنها بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب نفتی. *پژوهشنامه بازرگانی*، ۵۹، ۸۳-۱۰۵.
- ابراهیمی، م. و سوری، ع. (۱۳۸۴). زیان ناشی از نااطمینانی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی و ضرورت حساب ذخیره ارزی. *نامه مفید*، ۱۱ (۴۸)، ۴۳-۵۴.
- بهرامی، ج. و نصیری، س. (۱۳۹۰). شوک نفتی و بیماری هلندی؛ بررسی موردی ایران. *پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۶ (۴۸)، ۲۵-۵۴.
- بیدآباد، ب. (۱۳۸۳). ارتباطات بین بخشی و هدف‌گذاری افزایش اشتغال کشور. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۲ (۴۶)، ۱۰۷-۱۳۵.

- حشمت‌زاده، م. ب. (۱۳۹۰). پنجاه سال اوپک و سیاست. راهبرد، ۶۰، ۱۱۳-۱۴۰.
- شیرین‌بخش، ش.، و مقدس‌بیات، م. (۱۳۸۹). بررسی اثرات متقارن و نامتقارن شوک‌های نفتی بر ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی و خدمات ایران. مطالعات اقتصاد انرژی، ۷(۲۶)، ۲۰-۱.
- صمدی، س.، و یحیی‌آبادی، ا. و معلمی، ن. (۱۳۸۸). تحلیل تاثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران. پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۷(۵۲)، ۵-۲۶.
- قنبری، ع.، خضری، م.، و رسولی، ا. (۱۳۹۰). تشخیص اثرات نامتقارن شوک‌های نفت خام بر روی اقتصاد ایران در رژیم‌های اقتصادی: مدل راه‌گزینی مارکوف. تحقیقات اقتصادی، ۴۶(۹۷)، ۱۱۶-۱۴۶.
- مجاب، ر.، و برکچیان، س. م. (۱۳۹۰). تاثیر شوک‌های درآمد نفت بر تولید بدون نفت. پول و اقتصاد، ۹، ۴۵-۸۹.
- ولدخانی، ع. (۱۳۷۶). اهمیت بخش‌های اصلی اقتصاد ایران از نظر ایجاد ارزش افزوده با استفاده از جدول داده-ستاده سال ۱۳۶۷. برنامه‌ریزی و بودجه، ۲۱، ۲۹-۳۸.
- یزدانی، س.، و شرافتمند، ح. (۱۳۹۰). بررسی تاثیر ضربه‌های درآمد نفت بر بخش کشاورزی: آزمون بیماری هلندی. اقتصاد کشاورزی، ۵(۴)، ۵۱-۶۸.
- Canova, F. (1993). Modeling and forecasting exchange rates with a Bayesian time-varying coefficient model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17(1-2), 233-261.
- Cogley, T., & Sargent, T. G. (2005). Drift and volatilities: Monetary policies and outcomes in the post WWII U.S.. *Review of Economic Dynamics*, 8(2), 262-302.
- Corden, W. M. (1984). Boom sector and Dutch disease economics: Survey and consolidation, *Oxford Economic Papers*, 36(3), 359-380.
- De Jong, P., & Shepard, N. (1995). The simulation Smoother for time series models. *Biometrika* 82, 339-350.
- Doan, T., Litterman, R. B., & Sims, C. A. (1984). Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric Reviews*, 3, 1-100.
- Esfahani, H. S., Mohaddes, K., & Pesaran, M. H. (2014). An empirical growth model for major oil exporters. *Journal of Applied Econometrics*, 29(1), 1-21.
- Farzanegan, M. R., & Markwardt, G. (2009). The effects of oil price shocks on the Iranian economy. *Energy Economics*, 31(1), 134-151.

- Litterman, R. B. (1986). Forecasting with Bayesian vector autoregressions- Five years of experience. *Journal of Business and Economic Statistics*, 4, 25-38.
- Rosser, A. (2006). Escaping the resource curse, *New Political Economy*, 11(4), 557-570.
- Sachs, J. D., & Warner, A. M. (2001). The curse of natural resources. *European Economic Review*, 45(4-6), 827-838.
- Sachs, J. D., & Warner, A. M. (1999). The big push, natural resource booms and growth. *Journal of Development Economics*, 59(1), 43-76.
- Sims, C. A. (1993). A nine-variable probabilistic macroeconomic forecasting model. In J. H., Stock, & M. W., Watson, *Business Cycles, Indicators and Forecasting*(pp.179-212). National Bureau of Economic Research.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1996). Evidence on structural instability in macroeconomic time Series relations, *Journal of Business & Economic Statistics*, 14(1), 11-30.