

تأثیر شوک‌های در آمد نفت بر تولید حقیقی بدون نفت

رامین مجاب^۱

دکتر سیدمهدی برکچیان^۲

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۱/۵/۱۶

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۰/۹/۱

چکیده

با مدل‌سازی تابع تولید بلندمدت از طریق رویکرد معادلات دیفرانسیل تصادفی و تخمین یک الگوی خودرگرسیون برداری جزئی (۱:۱۳۶۷-۲:۱۳۸۷)، به بررسی تأثیر شوک‌های نفتی و پولی بر تولید ناخالص داخلی بدون نفت در اقتصاد ایران می‌پردازیم. نتایج نشان می‌دهند که تولید غیرنفتی همزمان با شوک مثبت

* کارشناس ارشد پژوهشی، گروه مدل‌سازی، پژوهشکده پولی و بانکی، نویسنده مسئول،
raminmojab@yahoo.com

** استادیار دانشگاه صنعتی شریف و مدیر گروه مدل‌سازی پژوهشکده پولی و بانکی،
barakchian@sharif.ir

از جناب آقای دکتر علی اصغر شاهرادی به دلیل راهنمایی‌ها و کمک‌هایشان در نگارش این مقاله تشکر و قدردانی می‌شود.

درآمدهای نفتی کاهش می‌یابد، اما آن کاهش در فصل‌های آتی جبران می‌شود. از دیگر نتایج به‌دست‌آمده آن است که شوک پولی در توضیح نوسانات تولید، سهم نسبتاً پایینی بر عهده دارد. نتایج بحث‌برانگیز است و نیاز به انجام مطالعات بیشتر در این حوزه احساس می‌شود.

واژه‌های کلیدی: تولید بدون نفت، شوک‌های نفتی، شوک‌های پولی، مدل خودرگرسیون برداری جزئی، معادلات دیفرانسیل تصادفی

طبقه‌بندی JEL: C32, F43, Q32

۱. مقدمه

اقتصاد ایران یک اقتصاد باز کوچک و وابسته به درآمدهای نفت است و می‌توان آن را به دو بخش نفتی و غیرنفتی تقسیم کرد. توضیح نوسانات بخش غیرنفتی اقتصاد اهمیت بیشتری دارد زیرا انتظار آن است که نوسانات ارزش افزوده بخش نفت تحت تأثیر سیاست‌های داخلی از جمله سیاست‌های پولی قرار نگیرد. به عبارت دیگر، تولید و صادرات محصولات در بخش نفتی به عواملی برونزا نظیر فشار چاه‌های نفت و گاز و یا سهمیه‌بندی‌های آپک ارتباط داشته و به طور مشابه، قیمت‌ها نیز تحت تأثیر عوامل برونزا، نظیر شرایط اقتصاد بین‌الملل، تعیین می‌شود.

روش خودرگرسیون برداری جزئی امکان برونزا فرض کردن بخش نفت و همچنین متغیرهای خارجی (به‌عنوان مثال تولید کشورهای خارجی) را فراهم می‌آورد. در این روش، امکان تعریف متغیرهای برونزای نامانا و بررسی ارتباط همزمان متغیرهای برونزا و درونزا از طریق ساختن یک مدل شرطی فراهم است.

تمرکز بر بخش غیرنفتی اقتصاد باعث می‌شود که نتوان در چارچوب این مدل خودرگرسیون برداری، تابع تقاضای پول را تخمین زد، زیرا داده‌های حجم پول به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی در دسترس نیست. از دیگر سو، حتی در صورت نبود چنین مشکلی، با توجه به مشکلات مربوط به داده‌های نرخ بهره در اقتصاد ایران، تخمین تقاضای پول با نواقصی همراه خواهد بود. بر این اساس، در رابطه با بخش اسمی اقتصاد، متغیر پایه پولی را به جای متغیر حجم پول، به عنوان متغیر سیاست پولی به مدل وارد می‌کنیم. این رویکرد، امکان بررسی تأثیر شوک‌هایی که از پایه پولی نشأت می‌گیرند را بر تولید و دیگر متغیرها به وجود می‌آورد.

داده‌های مورد استفاده، مربوط به دوره ۱۳۶۷:۱-۱۳۸۷:۲ است.^۱ در پیوست نحوه محاسبه این داده‌ها بیان می‌شود. اگرچه در طراحی مدل نظری از اصفهانی و

۱- داده‌های حساب‌های ملی فقط تا فصل ۱۳۸۷:۲ موجود است.

همکاران (۲۰۱۰) الهام گرفته شده است، اما مطالعه حاضر با لحاظ کردن تأثیر مستقیم درآمدهای نفت بر تولید - که عمدتاً در ادبیات مربوط به نفرین منابع بحث گردیده - به گسترش مدل نظری ارائه شده در مقاله مذکور می‌پردازد. تفاوت دیگر این تحقیق با اصفهانی و همکاران (۲۰۱۰) بهره‌گیری از رویکرد بورگینون^۱ (۱۹۷۴) و مرتون^۲ (۱۹۷۵) در مدل‌سازی رشد اقتصادی با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی است.^۳

چارچوب کلی مقاله به این شرح است که پس از مقدمه، مبانی نظری تحقیق ارائه می‌گردد. بخش بعد به تخمین مدل اقتصادسنجی اختصاص دارد و سپس، نتایج مربوط به توابع واکنش آنی و تحلیل تجزیه واریانس گزارش می‌گردد. در انتها نیز، خلاصه و نتیجه‌گیری تحقیق ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری

بورگینون (۱۹۷۴) و مرتون (۱۹۷۵) از مطالعات اولیه‌ای هستند که با تعمیم مدل رشد نئوکلاسیک‌ها، پویایی‌های بلندمدت اقتصاد را در فضای تصادفی بررسی کرده‌اند. در این مطالعات، فرایند تشکیل نیروی کار و سرمایه و دیگر متغیرهای کلان تصادفی فرض می‌شوند. در مطالعه کنونی رویکردی مشابه در معرفی فرایند تشکیل داده‌ها پیش خواهیم گرفت. تفاوت اساسی این مطالعه با مطالعات مذکور، در نظر گرفتن شرایط اقتصاد ایران و به طور مشخص تر نقش درآمدهای نفت در اقتصاد است.^۴

1- Bourguignon

2- Merton

۳- نتایج این مطالعه، هم از لحاظ نظری و هم تجربی، با مطالعه اصفهانی و همکاران (۲۰۱۰) متفاوت است.

۴- برای بررسی مدل‌سازی‌هایی که تا کنون در اقتصاد ایران انجام شده است به اصفهانی و همکاران (۲۰۱۰) رجوع شود.

۱-۲. فرض مدل

پس‌انداز شدن درصدی از درآمدهای نفتی و اختصاص آنها به سرمایه‌گذاری مجدد، یکی از کانال‌هایی است که از طریق آن، تأثیر مثبت درآمدهای نفتی در اقتصاد نمایان می‌شود (اصفهانی و همکاران، ۲۰۱۰). یکی از مهم‌ترین اشکال سرمایه‌گذاری‌های انجام‌شده، واردات کالاهای سرمایه‌ای است. اگر فرض شود همواره درصد ثابتی از درآمدهای نفت به واردات کالاهای سرمایه‌ای برای بخش غیرنفتی اقتصاد تعلق می‌گیرد، آنگاه می‌توان فرایند تشکیل سرمایه در بخش غیرنفتی اقتصاد را به صورت زیر نوشت

$$dK(t) = [bY(t) + cR(t) - uK(t)] dt \quad (1)$$

که در آن علامت d نمایانگر دیفرانسیل متغیرهاست. $K(t)$ سطح سرمایه در بخش غیرنفتی اقتصاد، $R(t)$ درآمدهای نفت و $Y(t)$ تولید در بخش مذکور در زمان t است. b و c به ترتیب نرخ پس‌انداز از تولیدات غیرنفتی و درآمدهای نفتی می‌باشند. تمامی متغیرها حقیقی هستند.

درآمد نفت از کانال‌های دیگر نیز رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. پدیده نفرین منابع به شرایطی اطلاق می‌شود که یک اقتصاد برخوردار از منابع طبیعی، نسبت به اقتصادهای دیگر رشد کمتری داشته باشد (Sachs and Warner, 2001). در ادبیات نظری، سه علت مهم در این رابطه مطرح شده است: بیماری هلندی، رانت‌جویی و عدم وابستگی دولت به تولیدات داخلی. عنوان «بیماری هلندی» از تأثیر منفی کشف ذخایر گاز طبیعی در دهه ۱۹۶۰ در هلند بر اقتصاد این کشور ریشه گرفته است. اثرات منفی این پدیده به علت افزایش ارزش پول ملی و انقباض بخش قابل تجارت اقتصاد به وجود می‌آید (Corden, 1984). پدیده رانت‌جویی به ساختار ضعیف اقتصاد و ناتوانی آن در تبدیل منابع طبیعی به فاکتورهای مثبت توسعه مربوط می‌شود

(Bjorvatn and Selvik, 2007) و مورد سوم یعنی عدم وابستگی دولت‌ها به تولید داخل، به سیاست‌هایی که دولت‌ها در پیش می‌گیرند باز می‌گردد؛ سیاست‌های دولت به دلیل عدم وابستگی دولت به تولید داخل با منافع بخش خصوصی ناسازگار است (Gylfason, 2001).

بنابراین با فرض ثابت بودن میزان نیروی کار و سرمایه، تولید تحت تأثیر تغییرات درآمدهای نفت قرار خواهد گرفت. بر این اساس، تولیدات غیرنفتی را تابعی از نیروی کار، بهره‌وری نیروی کار، سطح سرمایه و میزان درآمدهای نفتی، در قالب یک تابع تولید همگن از درجه یک به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$Y(t) = F(K(t), A(t)L(t), R(t)) \quad (2)$$

در این نمایش، $A(t)$ سطح تکنولوژی و $L(t)$ سطح نیروی کار است. فرض می‌کنیم مشتقات جزئی اول و دوم وجود دارند؛ افزایش نیروی کار و سرمایه باعث افزایش تولید غیرنفتی می‌شود (یعنی $F_1, F_2 > 0$)، اما اثر تغییرات درآمد نفت، با فرض ثابت ماندن سایر شرایط، بر تولید غیرنفتی نامشخص است. همچنین فرض می‌کنیم مشتق دوم تابع نسبت به سرمایه و نیروی کار مؤثر منفی است. علاوه بر این موضوع فرض می‌کنیم که شرایط اینادا^۱ در رابطه با این تابع تولید برقرار است.

اگر پدیده نفرین منابع سبب شود که متوسط تولید در تمام زمان‌ها و یا به عبارت دیگر عرض از مبدأ تابع تولید کاهش یابد، تنها راه شناسایی اثرات منفی پدیده نفرین منابع، مقایسه اقتصادهای نفتی و غیرنفتی است (به عنوان مثال، نگاه کنید به ساکس و وارنر (۱۹۹۵)). در این مطالعه این مورد در نظر گرفته نمی‌شود. به عبارت دیگر فرض ضمنی آن است که تغییرات درآمدهای نفتی سبب نوسان تولید می‌شود و بنابراین اثرات آن در صورت وجود، در طول زمان قابل شناسایی است.

بررسی ویژگی‌های اقتصاد معرفی شده نیازمند معرفی فرایند تغییر متغیرهای

1- Inada Conditions

نیروی کار، تکنولوژی و درآمدهای نفت در طول زمان نیز است. در ادامه به این موضوع می‌پردازیم.

۱- با توجه به محدودیت استخراج نفت و سهمیه‌بندی فروش، در فرایند تشکیل درآمدهای نفت، قیمت نفت مسلط خواهد بود و بر این اساس می‌توان این فرایند را یک فرایند گام تصادفی هندسی در نظر گرفت. به عبارت دیگر فرض می‌کنیم تغییرات درآمد نفت از معادله دیفرانسیل تصادفی زیر تبعیت می‌کند.

$$dR(t) = \sim R(t)dt + \dagger R(t)dW(t), \quad dW(t) \sim N(0, dt) \quad (3)$$

$W(t)$ یک فرایند وینر استاندارد است.

۲- تکنولوژی در اقتصاد را تکنولوژی وارداتی فرض می‌کنیم. انتقال تکنولوژی از کشورهای توسعه‌یافته به کشورهای توسعه‌نیافته یکی از مهم‌ترین کانال‌های ارتقای تکنولوژی در کشورهای توسعه‌نیافته است (Caselli and Wilson, 2003). با توجه به اهمیت درآمدهای نفت در واردات، ارتباط درآمدهای نفت و رشد تکنولوژی را با معرفی فرایند زیر برای تشکیل تکنولوژی نشان می‌دهیم.

$$dA(t) = gA(t)dt + \}A(t)dW(t) \quad (4)$$

حضور فرایند مشترک $W(t)$ در هر دو معادله تغییرات درآمد نفت و رشد تکنولوژی، ارتباط این دو متغیر را بیان می‌کند. در این حالت افزایش تصادفی درآمدهای نفت، سطح تکنولوژی را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد.

۳- فرایند تشکیل نیروی کار را دارای نرخ رشد ثابت و غیرتصادفی به صورت زیر فرض می‌کنیم.

$$dL(t) = lL(t)dt \quad (5)$$

که به معنی وجود نرخ رشد ثابت و بدون تغییر 1 برای این متغیر است. با استفاده از لم ایتو^۱ و معرفی فرایند نیروی کار مؤثر به صورت $N(t) = A(t)L(t)$ ، می‌توان رابطه زیر را محاسبه کرد.

$$dN(t) = (g+l)N(t)dt + \{N(t)dW(t) \quad (۶)$$

این رابطه بدان معناست که فرایند نیروی کار مؤثر با نرخ انتظاری $n = g + l - 1/2$ رشد می‌کند.

۲-۲. بررسی ویژگی‌های تعادل بلندمدت

نسبت متغیرها به نیروی کار مؤثر را با نماد \hat{X} و نسبت آنها به درآمد نفت را با نماد \tilde{X} نمایش می‌دهیم. در این صورت با توجه به ویژگی همگن بودن تابع F ، روابط زیر به دست می‌آیند.

$$\hat{Y}(t) = f\left(\hat{K}(t), \frac{R(t)}{N(t)}\right), \tilde{Y}(t) = f\left(\tilde{K}(t), \frac{N(t)}{R(t)}\right) \quad (۷)$$

با حل معادلات دیفرانسیل تصادفی ۳ و ۶، نسبت درآمد نفت به نیروی کار مؤثر به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$\frac{R(t)}{N(t)} = P(0)e^{pt + \dots W(t)}, P(0) = \frac{R(0)}{N(0)}, p = \dots - n, \dots = \dagger - \} \quad (۸)$$

پارامتر p نرخ رشد انتظاری درآمدهای نفت منهای نرخ رشد انتظاری نیروی کار مؤثر است.

بررسی روند حرکت متغیرها در تعادل سیستم منوط به محاسبه $d\hat{K}(t)$ و یا $d\tilde{K}(t)$ است. با استفاده از لم ایتو روابط زیر به دست می‌آیند:

1- Ito's Lemma

(۹)

$$d\hat{K}(t) = \left[bf(\hat{K}(t), P(0)e^{pt+\dots W(t)}) + cP(0)e^{pt+\dots W(t)} + (\delta^2 - g - l - u)\hat{K}(t) \right] dt + \dots \hat{K}(t)dW(t)$$

$$d\tilde{K}(t) = \left[bf(\tilde{K}(t), L(0)e^{-pt-\dots W(t)}) + c + (\delta^2 - \dots - u)\tilde{K}(t) \right] dt + \dots \tilde{K}(t)dW(t) \quad (10)$$

در این رابطه $L(0)$ معکوس ثابت $P(0)$ است. هر کدام از معادلات فوق، معادله اساسی دیفرانسیل تحت فروض مورد نظر هستند. جواب مجانبی^۱ این معادلات (اگر وجود داشته باشند) تعادل پایدار تصادفی^۲ مدل است (Bourguignon, 1974). مرتون (۱۹۷۴) وجود چنین تعادلی را برای این مدل اثبات می‌کند.

با توجه به نتایج به دست آمده در بارلی و پاسوا^۳ (۲۰۰۳) و لیتینا و پالیووس^۴ (۲۰۰۸) تابع تولید مفروض در حد، یک تابع تولید کابداگلاس خواهد بود. کشش تولید غیرنفتی نسبت به سرمایه را با γ ، کشش تولید غیرنفتی نسبت به نفت را با S و کشش تولید غیرنفتی نسبت به نیروی کار مؤثر را با $1 - \gamma - S$ نشان می‌دهیم. حروف کوچک را برای نشان دادن لگاریتم متغیرها انتخاب می‌کنیم. در این صورت پس از محاسبات چندی، به روابط زیر دست می‌یابیم.^۵

$$y(t) = (1 - S)(l(t) + a(t)) + Sr(t) + v_1(t), \quad \text{if } p < 0 \quad (11)$$

$$y(t) = (1 - \gamma - S)(l(t) + a(t)) + (\gamma + S)r(t) + v_2(t), \quad \text{if } p > 0 \quad (12)$$

در این روابط $y(t)$ ، $l(t)$ ، $a(t)$ و $r(t)$ به ترتیب لگاریتم متغیرهای تولید بدون نفت، نیروی کار، تکنولوژی و درآمدهای نفت را نشان می‌دهند. $v_1(t)$ و $v_2(t)$ به ترتیب

- 1- Asymptotic Solution
- 2- Stochastic Steady-State
- 3- Barelli and Pessoa
- 4- Litina and Palivos

۵- به پیوست ۲ مراجعه کنید.

ضریبی از لگاریتم نسبت سرمایه به نیروی کار مؤثر و نسبت سرمایه به درآمدهای نفت‌اند. با توجه به مانایی نسبت سرمایه به نیروی کار مؤثر و درآمدهای نفت، این دو متغیر نیز مانايند.

۲-۳. مدل سازی تکنولوژی

با توجه به اینکه تکنولوژی، متغیری غیر قابل مشاهده است، ناچاریم با استفاده از متغیرهای قابل مشاهده آن را مدل کنیم. همان‌طور که در فروض مدل گفته شد، واردات تکنولوژی یکی از عوامل اصلی افزایش سطح تکنولوژی در داخل است. واردات تکنولوژی را تابعی خطی از نرخ ارز حقیقی ($e(t)$) و تولید حقیقی در دنیای خارج ($f(t)$) در نظر می‌گیریم.

$$a(t) = W_0 + W_1 f(t) + W_2 e(t), \quad W_1 > 0, W_2 < 0 \quad (13)$$

افزایش تولید خارج به معنی افزایش سطح تکنولوژی و به تبع آن افزایش واردات تکنولوژی به داخل کشور است. افزایش نرخ ارز حقیقی، کاهش واردات و بنابراین کاهش حجم واردات تکنولوژی را به همراه می‌آورد.

به پیروی از اصفهانی و همکاران (۲۰۱۰) به جای استفاده از متغیر نیروی کار از یک روند خطی زمانی استفاده می‌کنیم. به عبارت دیگر:

$$l(t) = E_0 + lt \quad (14)$$

این فرض با فرض وجود نرخ رشد ثابت نیروی کار در زیربخش (۱-۲) سازگار است. از طرف دیگر، درآمدهای نفت را به صورت درآمد حقیقی دلاری ($o(t)$) به مدل وارد می‌کنیم، به این معنی که به جای متغیر $r(t)$ ، متغیر $o(t)$ را با توجه به رابطه زیر جایگذاری می‌کنیم.

$$r(t) = o(t) + e(t) \quad (15)$$

با جایگذاری سه رابطه ۱۳، ۱۴ و ۱۵ در روابط ۱۱ و ۱۲، رابطه تعادلی بلندمدت به صورت زیر به دست می‌آید:

$$y(t) = \check{S}_0 + \check{S}_1 t + \check{S}_2 e(t) + \check{S}_3 o(t) + \check{S}_4 f(t) + v(t) \quad (16)$$

که در این رابطه:

$$\check{S}_0 = (1-B)(W_0 + E_0)$$

$$\check{S}_1 = (1-B)l$$

$$\check{S}_2 = (1-B)W_2 + B$$

$$\check{S}_3 = B$$

$$\check{S}_4 = (1-B)W_1$$

است. پارامتر B برابر با S است، اگر $p < 0$ باشد و برابر با $\Gamma + S$ است، در صورتی که $p > 0$ باشد.

در مدل مذکور، پارامترهای W_0 و E_0 قابل شناسایی نیستند. تأثیر تولید خارج بر تولید بدون نفت مثبت خواهد بود (یعنی $\check{S}_4 > 0$). تأثیر درآمدهای نفت بر تولید غیرنفتی نامشخص است؛ علامت ضریب \check{S}_3 به اندازه هر دو ضریب Γ (کشش تولید بدون نفت نسبت به سرمایه در بخش غیرنفتی) و S (کشش تولید بدون نفت نسبت به درآمدهای نفت) بستگی دارد. به طور مشابه، تأثیر نرخ ارز نیز بر تولید نامشخص است.

۳. مطالعه تجربی

در بخش مبانی نظری، وجود یک ارتباط بلندمدت میان تولید بدون نفت، درآمدهای نفت و تکنولوژی اثبات گردید. در مدل سازی تکنولوژی با تکیه بر پدیده واردات تکنولوژی، این متغیر، تابعی خطی از نرخ ارز حقیقی و شاخص تولید در خارج از اقتصاد در نظر گرفته شد. در این بخش با تکیه بر این متغیرها یک مدل خودرگرسیون برداری جزئی تخمین می‌زنیم.

مدل سازی انجام گرفته در بخش قبل، متغیرهایی که در بلندمدت با تولید حقیقی ارتباط دارند را تبیین می کند. برای در نظر گرفتن نقش کوتاه مدت دو متغیر پایه پولی و سطح قیمت ها، این دو متغیر را نیز در مدل خودرگرسیون برداری مذکور در نظر می گیریم. حذف این دو متغیر از مدل رگرسیون می تواند منجر به ناسازگاری تخمین ها شود. با تکیه بر مدل نظری بخش قبل، در رابطه بلندمدت تولید بر ضرایب این دو متغیر محدودیت صفر وضع می کنیم.

۳-۱. مدل خودرگرسیون برداری جزئی

اگر $Z_t = (Z_{1t} \quad Z_{2t})'$ بردار متغیرهای الگو باشد، که در آن بردار متغیرهای $I(1)$ و درونزای سیستم در دوره t و Z_{2t} بردار متغیرهای $I(1)$ و برونزای سیستم در دوره مذکور باشند، در این صورت مدل اقتصادسنجی تحقیق به صورت زیر پارامتر بندی می شود.

$$Z_{1t} = \sum_{i=1}^p \alpha_i Z_{1t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_i Z_{2t-i} + \gamma Z_{2t} + \left(\gamma' z_t - c - t \right)_{-1} + d + \epsilon_t \quad (17)$$

$\alpha_i, \beta_i, \gamma, d, \epsilon_t$ و $i = 1 \dots p$ بردارها و ماتریس های ضرایب ثابت هستند. فرض می کنیم $v_t \sim N(0, \Sigma)$ است. معادله فوق مدل شرطی^۱ و معادلاتی که رفتار متغیرهای برونزا را توضیح می دهند، مدل نهایی^۲ نامیده می شوند (نگاه کنید به هاربو^۳ و همکاران، ۱۹۹۸). این دو گروه معادلات با یکدیگر مدل

1- Conditional Model
2- Marginal Model
3- Harbo

خودرگرسیون برداری جزئی را به وجود می‌آورند. در مدل فوق S و Γ به ترتیب ماتریس ضرایب بلندمدت و ماتریس ضرایب تعدیل هستند و r تعداد روابط بلندمدت الگو را نمایش می‌دهد.

۲-۳. تخمین مدل

در بردار Z_t لگاریتم متغیرهای تولید ناخالص داخلی بدون نفت (y_t) ، نرخ ارز مؤثر حقیقی (e_t) ، سطح قیمت‌ها (p_t) و پایه پولی (m_t) به عنوان متغیرهای درونزا و درآمد حقیقی دلاری نفت (o_t) و تولید خارج حقیقی (f_t) به عنوان متغیرهای برونزا در نظر گرفته می‌شوند. در رابطه با نحوه محاسبه این متغیرها، توضیحاتی در پیوست ۱ ارائه شده است. نتایج آزمون ریشه واحد که در پیوست ۱ ارائه شده نشان می‌دهد که تمامی این متغیرها در سطح نامانا و در تفاضل مرتبه اول مانایند (به بیان دیگر، متغیرها انباشته از درجه یک هستند).

انتخاب پارامترهای α ، p و q می‌تواند نتیجه نهایی را تحت تأثیر قرار دهد، بدین معنی که از یک طرف انتخاب طول وقفه‌ها ممکن است نتایج نهایی آزمون‌های تعداد روابط بلندمدت را تحت تأثیر قرار دهد و از طرف دیگر، انتخاب طول وقفه‌های مدل، خود می‌تواند تحت تأثیر تعداد روابط بلندمدت در الگو قرار گیرد. علی‌رغم این، رویکرد کلی در ادبیات همجمعی انتخاب طول وقفه‌های مناسب در یک مدل با صفر رابطه بلندمدت (مدل غیرمقید) و سپس آزمون تعداد روابط بلندمدت است. اما تحلیل حساسیت نتایج به انتخاب وقفه‌های مختلف بسیار بااهمیت است.

آماره‌های خوبی برازش در جدول ۱ گزارش شده‌اند. به نظر می‌رسد انتخاب تنها یک مدل و ارائه نتایج آن رویکرد صحیحی نباشد، زیرا در انتخاب مدل در ادبیات تجربی ملاحظات مختلفی وجود دارد، که در نظر گرفتن هر کدام از آنها به انتخاب یکی از سه مدل گزارش شده ختم می‌شود. آماره AIC معمولاً مدل‌های بزرگ را ترجیح می‌دهد. با توجه به نتایج جدول، اگر حداکثر طول وقفه را سه در نظر

بگیریم، مدل ۳ و در غیر این صورت مدل ۱ انتخاب می‌شود. در حجم مشاهدات این مقاله، انتخاب طول وقفه بیشتر از سه منطقی به نظر نمی‌رسد. آماره شوارتز، مدل ۱ را صحیح می‌داند و آماره حنان کوئین همواره بزرگ‌ترین مدل را انتخاب می‌کند. در این شرایط و همچنین با توجه به نتایج بحث برانگیزی که در مطالعه اولیه به دست آمده است، نتیجه تخمین هر سه مدل را در کنار یکدیگر بررسی می‌کنیم.^۱

جدول ۱. آماره‌های انتخاب مدل

مدل	(p,q)	AIC	SIC	HQIC
۱	(۱و۱)	-۹/۴۷۹۰	-۸/۴۰۷۱	-۹/۷۱۴۱
۲	(۲و۲)	-۹/۴۲۷۲	-۷/۸۶۷۶	-۹/۷۷۳۱
۳	(۳و۳)	-۹/۵۰۹۷	-۶/۹۷۱۸	-۱۰/۰۷۸۷

توضیح: ستون اول شماره مدل است. پارامترهای p و q به ترتیب تعداد وقفه متغیرهای درونزا و تعداد وقفه متغیرهای برونزا در مدل اند. AIC: آماره آکاییک، SIC: آماره شوارتز و HQIC: آماره حنان-کوئین است.

منبع: محاسبات نویسندگان

۱- اهمیت توجه به تحلیل حساسیت در مطالعات مختلفی مورد تأکید قرار گرفته است؛ مطالعات بسیاری تأثیر انتخاب نادرست طول وقفه را بر توابع واکنش آنی، پیش‌بینی و تورش تخمین پارامترها بررسی کرده‌اند. هافر و شیهان (۱۹۸۹) Hafer and Sheehan نشان می‌دهند که دقت پیش‌بینی مدل‌های VAR از یک ساختار وقفه به ساختار دیگر به شدت تغییر می‌کند و هیچ معیار انتخاب طول وقفه‌ای وجود ندارد که به پیش‌بینی‌های سازگاری ختم شود. با این حال آنها مدل‌های کوچک‌تر را نسبت به مدل‌های بزرگ‌تر دقیق‌تر معرفی می‌کنند. بران و میت نیک (Braun and Mittnik, 1993) به مشکلات ناشی از تصریح غلط مدل VAR بر توابع واکنش آنی و تحلیل تجزیه واریانس می‌پردازند و نتیجه می‌گیرند که توجه به فاصله‌های اطمینان می‌تواند از نتایج مخرب ناشی شده از تصریح غلط بکاهد. آنها مشکلات به‌وجودآمده در رابطه با تجزیه واریانس را شدیدتر از توابع واکنش آنی معرفی می‌کنند. ابادیر و همکاران (Abadir et al., 1999) استفاده از مدل‌های VAR بزرگ را تنها زمانی پیشنهاد می‌کنند که شواهد تئوریک قطعی دال بر ارتباط میان متغیرها وجود داشته باشد و در غیر این صورت، تورش تخمین پارامترها را یکی از مشکلات جدی مدل برمی‌شمرند.

به منظور انجام تحلیل حساسیت، علاوه بر سه مدل فوق، نتایج مدل‌های دیگری را که در آنها طول وقفه متغیرهای برونزا و درونزا متفاوت بود را نیز مد نظر قرار دادیم. از گزارش نتایج مربوط به این مدل‌ها خودداری می‌کنیم، زیرا نتایج آنها تفاوت چندانی با نتایج سه مدل فوق ندارد.

۳-۲-۱. شناسایی تعداد روابط بلندمدت

برای شناسایی تعداد روابط بلندمدت از آماره‌های آزمون حداکثر مقدار ویژه^۱ و آماره آزمون اثر^۲ (یوهانسن^۳ (۱۹۹۵)) استفاده می‌کنیم. توزیع مجانبی آماره‌های آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه از توزیع‌های استاندارد تبعیت نمی‌کند. مقادیر بحرانی مجانبی برای این آزمون‌ها در مطالعه مک‌کینون و همکاران^۴ (۱۹۹۹) ارائه گردیده است. ون‌گیرس‌برگن^۵ (۱۹۹۶) استفاده از روش بوت‌استرپ مانا و هریس و جاج^۶ (۱۹۹۸) استفاده از مقادیر بحرانی مجانبی را توصیه کرده‌اند. بر این اساس، به نظر می‌رسد توجه به هر دو دسته مقادیر بحرانی ضروری است.

در بوت‌استرپ کردن نتایج از روش بوت‌استرپ دهکی^۷ مانا استفاده می‌کنیم (نگاه کنید به افرون (۱۹۸۲) و ون‌گیرس‌برگن (۱۹۹۶)). این روش بوت‌استرپ چولگی توزیع‌های تجربی را نیز محاسبه می‌کند.

نتایج آزمون‌های تعداد روابط بلندمدت برای مدل ۲ در جدول ۲ ارائه شده است. با تکیه بر مقادیر بحرانی مجانبی دو رابطه بلندمدت تشخیص داده می‌شود. تکرار این آزمون برای مدل ۱، به شناسایی یک رابطه بلندمدت و برای مدل ۳، به

-
- 1- Maximum Eigenvalue Statistic
 - 2- Trace Statistic
 - 3- Johansen
 - 4- MacKinnon and Haug
 - 5- Van Giersbergen
 - 6- Harris and Judge
 - 7- Percentile Bootstrap

شناسایی دو رابطه بلندمدت ختم می‌شود.^۱ در تمامی این آزمون‌ها، مقادیر بحرانی بوت‌استرپ شده به نبود رابطه بلندمدت میان این متغیرها اشاره دارند. با توجه به این نکته و همچنین فقدان یک تئوری مشخص برای تصریح رابطه بلندمدت دوم، مدل‌ها را با فرض وجود یک رابطه بلندمدت تخمین می‌زنیم.^۲

جدول ۲. آزمون‌های تعداد روابط بلندمدت

آماره حداکثر مقدار ویژه				آماره اثر				فرضیه صفر:
$r \leq 3$	$r \leq 2$	$r \leq 1$	$r \leq 0$	$r \leq 3$	$r \leq 2$	$r \leq 1$	$r=0$	
۱۱/۳۷	۱۵/۴۰	۳۶/۰۱	۴۸/۰۹	۱۱/۳۷	۲۶/۷۷	۶۲/۷۸	۱۱۰/۸۸	آماره
(۱۳/۸۵)	(۲۳/۸۵)	(۳۵/۰۱)	(۵۵/۰۶)	(۱۳/۸۵)	(۳۶/۴۵)	(۶۷/۵۶)	(۱۱۶/۴۸)	بوت‌استرپ شده
[۱۸/۲۶]	[۲۵/۵۰]	[۳۲/۱۵]	[۳۸/۵۵]	[۱۸/۲۶]	[۳۶/۰۹]	[۵۷/۴۵]	[۸۲/۶۲]	مجانبی

توضیح: آماره‌ها برای مدل با دو وقفه (مدل ۲) گزارش شده‌اند. در سطر اول، آماره‌های محاسبه شده مربوط به دو آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه گزارش شده است. مقادیر بحرانی بوت‌استرپ شده و مجانبی به ترتیب در میان پرانتز و کروشه گزارش شده است. مقادیر بحرانی مجانبی از مک‌کینون و همکاران (۱۹۹۹)، جدول ۵ به دست آمده است. روش بوت‌استرپ در بخش (۳-۲) توضیح داده شده است.
منبع: محاسبات نویسندگان

۳-۲-۲. تخمین تابع تولید

پارامترهای الگو با به‌کارگیری روش بوسویک^۳ (۱۹۹۵) و تعمیم آن به الگوی خودرگرسیون برداری جزئی تخمین زده می‌شود. این روش بر پایه تکرار^۴، مدل‌های بیش از حد مشخص را تخمین می‌زند. تابع تولید در سه مدل مورد نظر این مقاله به صورت زیر تخمین زده می‌شود.

۱- نتایج مربوط در پیوست ۳ ارائه گردیده است.

۲- تحلیل حساسیت نشان می‌دهد که تحمیل وجود رابطه بلندمدت دوم با وضع محدودیت‌های دقیقاً مشخص آماری، نتایج را چندان تحت تأثیر قرار نمی‌دهد.

3- Boswijk

4- Iteration

$$y_t = -0.55e_t - 0.40o_t + 1.05f_t + 0.01t + 20.03, \quad \text{مدل ۱} \quad (18)$$

$$y_t = -0.29e_t - 0.19o_t + 0.96f_t + 0.01t + 16.03, \quad \text{مدل ۲} \quad (19)$$

$$y_t = -0.47e_t - 0.44o_t + 1.72f_t + 0.01t + 5.27, \quad \text{مدل ۳} \quad (20)$$

اعداد داخل پرانتز آماره‌های تی‌استیودنت محاسباتی هستند. فرضیه صفر مبتنی بر صفر بودن ضریب پایه پولی و سطح قیمت‌ها در روابط بلندمدت در هر سه مدل رد نمی‌شود. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۳ گزارش شده است.

جدول ۳. آزمون وضع محدودیت صفر بر ضرایب

مدل	(p,q)	آماره	ارزش احتمال	
			توزیع مجانبی	بوت استرپ شده
۱	(۱و۱)	۰/۲۵	۰/۱۱	۰/۱۷
۲	(۲و۲)	۱/۴۱	۰/۵۰	۰/۶۵
۳	(۳و۳)	۱/۶۶	۰/۵۶	۰/۶۴

توضیح: نتایج آزمون وضع محدودیت صفر بر ضرایب دو متغیر حجم پول و سطح قیمت‌ها در رابطه بلندمدت. توزیع مجانبی، توزیع مربع کای با درجه آزادی دو است. روش بوت‌استرپ در بخش (۳-۲-۱) توضیح داده شده است.

منبع: محاسبات نویسنندگان

تأثیر نرخ ارز و درآمدهای نفت، بر تولید در هر سه تخمین به‌دست‌آمده منفی است. نرخ ارز در مدل با یک وقفه بیشترین تأثیر منفی (۰/۵۵-) و در مدل دوم کمترین تأثیر منفی (۰/۲۹-) را بر تولید دارد. درآمد نفت در مدل سوم بیشترین تأثیر منفی (۰/۴۴-) و در مدل دوم کمترین تأثیر منفی (۰/۱۹-) را بر تولید دارد. تولید خارج در هر سه مدل تأثیر مثبت بر تولید دارد. این متغیر در مدل سوم بیشترین تأثیر (۱/۷۲) و در مدل دوم کمترین تأثیر (۰/۹۶) را بر تولید می‌گذارد.

با توجه به این نتایج می‌توان گفت، مدل دوم حالت میانی را نشان می‌دهد، به این معنی که در تخمین تأثیر منفی درآمدهای نفت و نرخ ارز و تأثیر مثبت تولید خارج، حد وسط سه مدل تخمین‌زده شده را نشان می‌دهد. از لحاظ معناداری نیز تمام ضرایب این معادله معنادار است. مهم‌ترین ویژگی مدل ۳، درجه آزادی پایین است. درجه آزادی در مدل ۱ بالاترین است، اما با توجه به فصلی بودن داده‌ها، به نظر می‌رسد لحاظ کردن تنها یک وقفه، پویایی‌های سیستم را به خوبی نشان ندهد.

بنابراین تحلیل نتایج را با استفاده از مدل ۲ (تخمین‌های رابطه ۱۹) انجام می‌دهیم. با توجه به معادله ۱۶، اگر پارامتر p بزرگ‌تر از صفر باشد، ضریب درآمدهای نفتی برابر با مجموع کشش تولید نسبت به درآمدهای نفت و کشش تولید نسبت به سرمایه (یعنی $S + I$) است. تاکنون در هیچ مطالعه‌ای، کشش تولید غیرنفتی نسبت به سرمایه گزارش نگردیده است، با این حال اگر این کشش نزدیک به کشش تولید کل نسبت به سرمایه باشد، با توجه به مطالعه اصفهانی و همکاران (۲۰۱۰)، انتخاب عدد $0/26$ گزینه مناسبی است. آنگاه این موضوع بدان معناست که کشش تولید غیرنفتی نسبت به درآمدهای نفت برابر با $0/39$ - است. از طرف دیگر، اگر حالت دوم برقرار باشد، یعنی پارامتر p کوچک‌تر از صفر باشد، آنگاه کشش تولید غیرنفتی نسبت به درآمدهای نفت برابر با $0/13$ - محاسبه می‌شود. اینکه کدام‌یک از این دو حالت برقرار است را نمی‌توان با استفاده از مدل این مطالعه مشخص کرد، زیرا متغیر تکنولوژی قابل مشاهده نیست، اما دیدگاه محافظه‌کارانه‌تر، انتخاب عدد $0/13$ - به عنوان کشش تولید غیرنفتی نسبت به درآمدهای نفت است. در تفسیر نتایج این عدد را مد نظر قرار می‌دهیم. این انتخاب بدان معناست که نرخ رشد انتظاری درآمدهای نفت را کوچک‌تر از نرخ رشد انتظاری نیروی کار مؤثر فرض کرده‌ایم (یعنی، پارامتر p کوچک‌تر از صفر فرض می‌شود). با توجه به این نتایج، نرخ رشد فصلی نیروی کار مؤثر (I) برابر با $0/07$ ، کشش تکنولوژی نسبت به تولید خارج (W_1) برابر با $1/10$ و کشش تکنولوژی نسبت به نرخ ارز (W_2) برابر با $0/26$ - تخمین زده می‌شود.

۴. توابع واکنش آنی و تحلیل تجزیه واریانس

در بخش مبانی نظری (بخش ۲)، ارتباط بلندمدت تولید و برخی از دیگر متغیرهای اقتصاد کلان تبیین شد. در تفسیر توابع واکنش آنی نمی‌توان به ارتباط‌های مذکور رجوع کرد، زیرا اولاً توابع واکنش آنی، رفتار متغیرهای سیستم را در کوتاه‌مدت نشان می‌دهند و ثانیاً در محاسبه این توابع، شرط ثابت‌بودن سایر عوامل^۱ برقرار نیست. بر این اساس در تحلیل نتایج به‌دست‌آمده از این توابع، تنها فرضیاتی مطرح می‌شوند و بررسی بیشتر آنها به مطالعات آتی موکول می‌گردند.

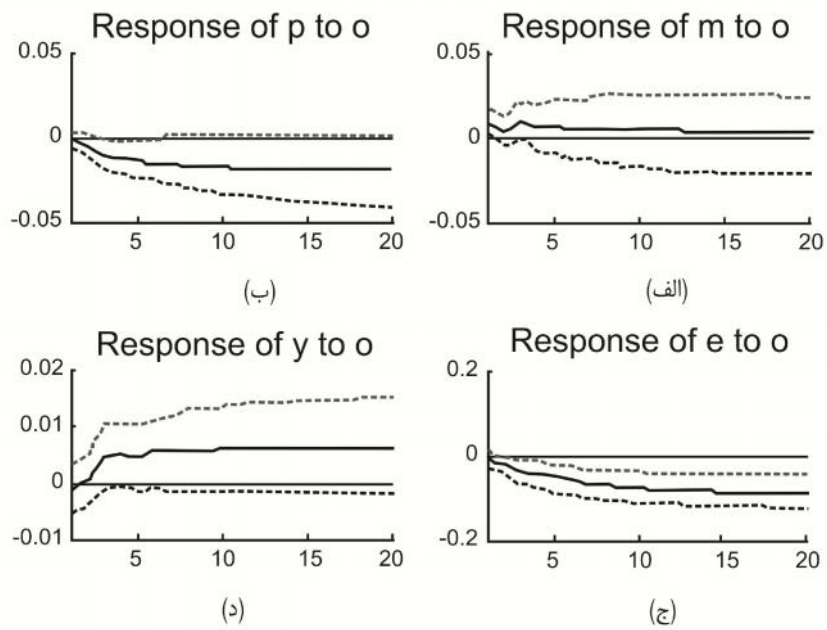
۴-۱. شوک‌های درآمدهای نفتی

فرایند تشکیل متغیرهای برونزا را یک فرایند گام‌تصادفی در نظر می‌گیریم و شوک‌های نفتی را برونزاترین متغیر در مدل تعریف می‌کنیم.^۲ در این حالت، یک شوک نفتی باعث می‌شود که سطح درآمدهای نفت در آن دوره و دوره‌های آتی افزایش یابد. برای رسم فواصل اطمینان، از دهک‌های تجربی توابع واکنش آنی که از بوت‌استرپ کردن مدل به دست آمده استفاده می‌کنیم. روش بوت‌استرپ مورد استفاده در زیربخش ۳-۲-۱ توضیح داده شده است. درپیش‌گرفتن این روش باعث می‌شود که چولگی توزیع‌های تجربی نیز نمایش داده شود. نتایج به‌دست‌آمده در نمودار ۱ رسم شده است.

1- Ceteris Paribus

۲- با توجه به برونزای قوی فرض کردن متغیرهای درآمد نفت و تولید خارج، شوک‌های مربوط به این دو متغیر ارتباطی با دیگر شوک‌های مدل ندارند. در این حالت، نظم متغیرها در تجزیه چولسکی تأثیری بر نتایج مدل ندارد.

نمودار ۱. توابع واکنش آنی در پاسخ به شوک نفتی



توضیحات: نمودارهای رسم شده مربوط به مدل با دو وقفه (مدل ۲) است. فواصل اطمینان در سطح اطمینان ۹۰ درصد محاسبه شده و با استفاده از روش بوت‌استرپ به طور تجربی تخمین زده شده‌اند. نحوه انجام بوت‌استرپ در بخش (۳-۲) گزارش گردیده است.

نمودار (۱-الف) تغییرات پایه پولی نسبت به شوک نفتی وارد شده به اقتصاد را نمایش می‌دهد. همان‌گونه که مشخص است، پایه پولی افزایش چندانی نمی‌یابد. در نگاه اول به نظر می‌رسد این موضوع با شرایط اقتصاد ایران سازگار نیست، اما می‌توان تحلیلی را مطرح کرد که می‌تواند تا حدودی این مشاهده را توضیح دهد. تحلیل حاضر بر پایه چند فرض در رابطه با رفتار سیاستگذاران قرار دارد که عبارت‌اند از:

الف. پس از افزایش درآمدهای نفت، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی افزایش می‌یابد. این بدان علت است که دولت، درصدی از ریال مورد نیاز برای پوشش مخارج جاری یا عمرانی خود را از فروش دلارهای نفتی به بانک مرکزی تأمین می‌کند.

ب. هنگامی که حجم پایه پولی به علت افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی افزایش می‌یابد، نگرانی سیاستگذاران از افزایش سطح قیمت‌ها در آینده تشدید می‌شود. آنها به منظور کنترل تورم، سیاست‌هایی را در جهت کاهش پایه پولی لازم می‌دانند.

ج. یکی از ابزارهای مؤثر در جهت کاهش پایه پولی، کاهش ذخایر خارجی از طریق فروش ارز در بازار است.

نتایج تجربی به‌دست‌آمده از تحلیل توابع واکنش آنی این سه فرض را تأیید می‌کند. همان‌طور که در دو نمودار (۱-الف) و (۱-ج) مشاهده می‌شود، با افزایش درآمدهای نفت، پایه پولی نوسانات محدودی دارد و نرخ ارز در بازار کاهش می‌یابد. در ادامه به توضیح رفتار متغیرهای تولید و سطح قیمت‌ها می‌پردازیم. در این خصوص، علاوه بر سه فرض الف، ب، ج، چهار فرض دیگر در رابطه با رفتار متغیرها در اقتصاد در نظر گرفته می‌شود.

د. کاهش نرخ ارز، افزایش واردات کالاهای سرمایه‌ای و مصرفی و کاهش صادرات کالاهای داخلی را به همراه می‌آورد.

ه. با توجه به زمانبر بودن فرایند بهره‌برداری از کالاهای سرمایه‌ای، اثر مثبت افزایش کالاهای سرمایه‌ای بر تولید در دوره‌های اولیه ناچیز بوده و تنها با گذر زمان افزایش می‌یابد.

و. افزایش واردات کالاهای مصرفی، با افزایش شرایط رقابتی، بنگاه‌های داخلی را تحت فشار می‌گذارد، اما به مرور زمان باعث افزایش کارایی این بنگاه‌ها می‌شود.
 ز. کاهش صادرات و اثرات پدیده نفرین منابع از عوامل منفی تأثیرگذار بر تولید در طول زمان، پس از یک شوک مثبت نفتی هستند. البته نمی‌توان در رابطه با اندازه این اثرات و تغییر آنها در طول زمان قضاوت دقیقی داشت.

مجموع این فروض می‌تواند نتایج تجربی به دست آمده را توضیح دهد. با توجه به آنچه گفته شد، به نظر نمی‌رسد در دوره‌های اولیه عاملی به افزایش تولید کمک کند و در واقع عواملی نظیر فشار وارده بر بنگاه‌های داخلی ناشی از افزایش واردات کالاهای مصرفی، پدیده نفرین منابع و کاهش صادرات همگی به کاهش تولید منجر می‌شوند. در نمودار (۱-د) تولید در دوره اولیه کاهش یافته، که مؤید نکته بیان شده است. در نمودار مذکور با گذر زمان، تولید افزایش می‌یابد. با توجه به فرض ه، این موضوع می‌تواند به علت پدیدار شدن اثرات مثبت واردات کالاهای سرمایه‌ای باشد.

در رابطه با سطح قیمت‌ها نیز سازگاری قابل قبولی میان فروض فوق و نتایج تجربی وجود دارد. این موضوع را با توجه به دو متغیر عرضه و تقاضای کل بررسی می‌کنیم. همان‌طور که پیش‌تر گفته شد، پایه پولی در نتیجه افزایش درآمدهای نفت، نوسانات محدودی می‌یابد. بنابراین می‌توان اثر غالب را مربوط به تغییر عرضه کل بدانیم. با توجه به نمودار (۱-د)، تولید حقیقی به طور کلی روند افزایشی طی می‌کند. اگر این موضوع را در فضای قیمت - مقدار و نمودارهای عرضه و تقاضای کل کینزین‌ها در نظر بگیریم^۱، آنگاه افزایش تولید حقیقی به منزله حرکت نمودار عرضه

۱- به منظور مطالعه در زمینه توابع عرضه و تقاضای کل، به کتب درسی اقتصاد کلان نظیر برانسون (۱۹۷۹) مراجعه کنید.

کل به سمت راست محور مختصات است. با توجه به یک تابع تقاضای کل ثابت، این امر کاهش سطح قیمت‌ها را نتیجه می‌دهد.

انتظار آن است که به دلیل افزایش رقابت در دوره‌های اولیه، کاهش قیمت‌ها در دوره‌های مذکور زیاد باشد، اما این چنین نتیجه تجربی به دست نیامده است. شاید این موضوع بدان علت باشد که ابزار قیمت برای افزایش درجه رقابت بنگاه‌ها، در دوره‌هایی که واردات کالاهای مصرفی افزایش می‌یابد، چندان مؤثر نیست. اگر چنین حدسی صحیح باشد، آنگاه می‌توان گفت بنگاه‌های داخلی در چنین شرایطی چاره‌ای جز واکنش‌های مقداری نداشته، و بنابراین افزایش رقابت در کاهش تولیدات نقش بسزایی بازی می‌کند.

نتایج به دست آمده در قسمت تحلیل توابع واکنش آنی با رابطه بلندمدت تخمین زده شده ناسازگار نیست. ضریب درآمدهای نفت در آن رابطه، نشان‌دهنده تأثیر یک واحد افزایش در درآمدهای نفت بر تولید غیرنفتی در بلندمدت، با فرض ثابت ماندن سایر عوامل، از جمله نرخ ارز است. ویژگی توابع واکنش آنی آن است که در آنها اجازه تغییر به همه متغیرها، از جمله نرخ ارز داده می‌شود. لذا در این حالت، تغییر نرخ ارز واکنش‌هایی که بیان گردید را به وجود آورده و زمینه را برای افزایش تولید فراهم می‌کند.

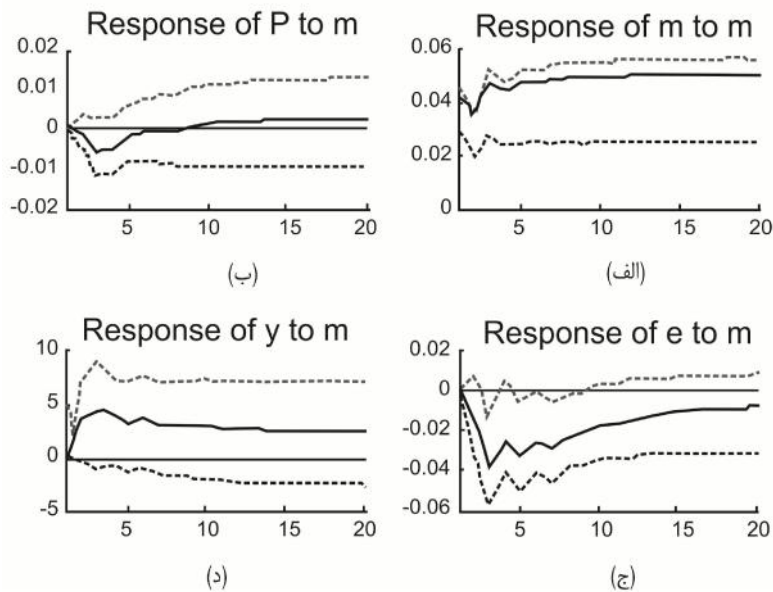
۲-۴. شوک‌های سیاستگذاری

در این بخش واکنش متغیرها به شوک‌های نرخ ارز و پایه پولی بررسی می‌شوند. شناسایی شوک‌ها با استفاده از تجزیه چولسکی^۱ انجام می‌گیرد. نظم متغیرها را بدین صورت انتخاب می‌کنیم: تولید، نرخ ارز، قیمت‌ها و پایه پولی. اگرچه می‌توان توجیهاتی را در رابطه با انتخاب این نظم بیان کرد، اما تمامی آنها بر پایه مباحث نظری قوی قرار نداشته و بنابراین بررسی حساسیت نتایج به نظم‌های جایگزین

1- Cholesky Decomposition

بااهمیت است. توابع واکنش متغیرهای درونزای سیستم به یک شوک پایه پولی در نمودار ۲ رسم گردیده است.

نمودار ۲. توابع واکنش آنی در پاسخ به شوک پولی



توضیح: نمودارهای رسم شده مربوط به مدل با دو وقفه (مدل ۲) است. فواصل اطمینان در سطح اطمینان ۹۰ درصد محاسبه شده و با استفاده از روش بوت استرپ به طور تجربی تخمین زده شده‌اند. نحوه انجام بوت استرپ در بخش (۳-۱) گزارش گردیده است. شوک‌های پولی توسط تجزیه چولسکی شناسایی شده‌اند. نظم متغیرها بدین صورت است: تولید، نرخ ارز، قیمت‌ها و پایه پولی.

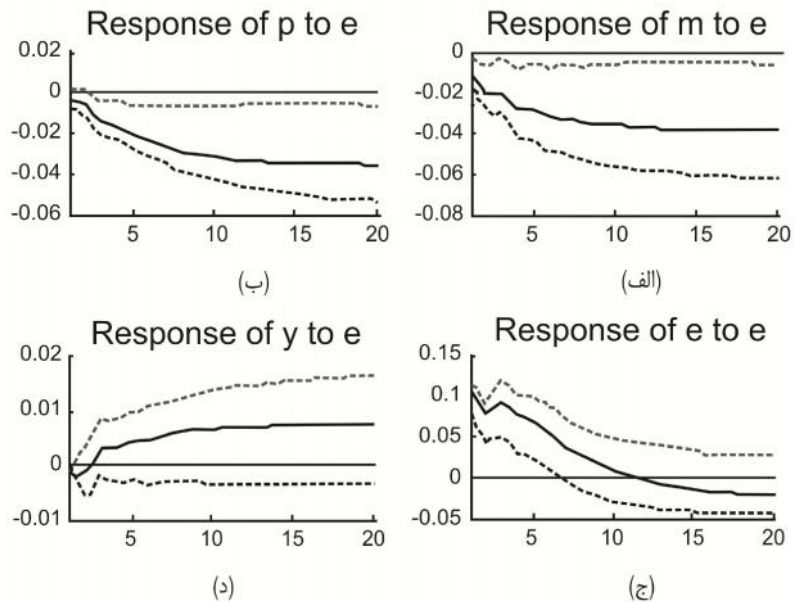
این نتایج به نظم متغیرها حساسیت چندانی ندارد. با توجه به این نمودارها، پس از یک شوک مثبت سیاست پولی، تولید افزایش می‌یابد، اما این افزایش، معنادار نیست. نرخ ارز در دوره‌های اولیه کاهش شدیدی را خواهد داشت و با گذر زمان این کاهش تا اندازه‌ای جبران می‌شود. سطح قیمت‌ها در ابتدا کاهش و پس از آن افزایش می‌یابد.

به کاهش قیمت‌های مشاهده‌شده در نمودار (۲ - ب)، معمای قیمت^۱ گفته می‌شود. نکته این است که اثر شوک‌های پولی بر سطح قیمت‌ها در هیچ دوره‌ای معنادار نیست. این برخلاف پیش‌فرض اقتصادی ماست، که شوک‌های پولی انبساطی باید به افزایش سطح قیمت‌ها بینجامد. این نتیجه درخور بررسی‌های بیشتری است. افزایش تولید مطابق با پیش‌فرض‌های اقتصادی است. بی‌معنی بودن این افزایش بدان معناست که کارایی سیاست‌های پولی در تحریک تولید، زیاد نیست.

در این میان آنچه حائز اهمیت است، نتیجه به‌دست‌آمده در رابطه با کاهش سطح نرخ ارز است. این نتایج نشان می‌دهند که شوک پولی انبساطی باعث افزایش ارزش پول ملی شده است. به نظر می‌رسد آنچه باعث به‌وجود آمدن چنین نتیجه‌ای شده، رویکرد تجربی این مقاله است، بدین معنی که تجزیه چولسکی قادر به شناسایی دقیق شوک‌های پولی نیست. این نتیجه مختص به نظم انتخاب‌شده تجزیه چولسکی نیست، زیرا حساسیت نتایج به نظم متغیرها پایین است. این امکان وجود دارد که روش شناسایی در این مطالعه قابلیت جداسازی شوک‌های پولی و نفتی از یکدیگر را نداشته باشد. اگر نمودار ۲ را واکنش متغیرها به ترکیبی از شوک‌های پولی و نفتی در نظر بگیریم، آنگاه می‌توان متصور شد که شوک‌های پولی، سطح قیمت‌ها را بیشتر از آنچه نشان داده شده است، افزایش می‌دهد؛ نرخ ارز، کاهش مشاهده شده را تجربه نمی‌کند و واکنش تولید از مقدار مشاهده‌شده کمتر است. البته این نتایج، شایسته مطالعات دقیق‌تری در آینده است.

در نمودار ۳ واکنش متغیرهای مدل به شوک نرخ ارز ترسیم شده است.

نمودار ۳. توابع واکنش آنی در پاسخ به شوک نرخ ارز



توضیح: نمودارهای رسم‌شده مربوط به مدل با دو وقفه (مدل ۲) است. فواصل اطمینان در سطح اطمینان ۹۰ درصد محاسبه شده و با استفاده از روش بوت‌استرپ به طور تجربی تخمین زده شده‌اند. نحوه انجام بوت‌استرپ در بخش (۲-۳) گزارش گردیده است. شوک‌های نرخ ارز توسط تجزیه چولسکی شناسایی شده‌اند. نظم متغیرها بدین صورت است: تولید، نرخ ارز، قیمت‌ها و پایه پولی.

همانند بخش ۱-۴، به فروضی که می‌تواند چنین نتایجی را به بار آورد، اشاره

می‌کنیم.

الف. مطابق با دلایلی که در بخش (۱-۴) ارائه شد، افزایش نرخ ارز می‌تواند

کاهش تولید و کاهش نرخ ارز می‌تواند افزایش تولید را نتیجه دهد.

ب. بانک مرکزی کنترل نسبتاً شدیدی بر نرخ ارز دارد، به طوری که هر افزایش

غیرقابل پیش‌بینی در این متغیر را کنترل می‌کند.

ج. در کنترل نرخ ارز، ابزار بانک مرکزی تغییر ذخایر خارجی است. بنابراین برای کنترل افزایش نرخ ارز، کاهش پایه پولی الزامی است.

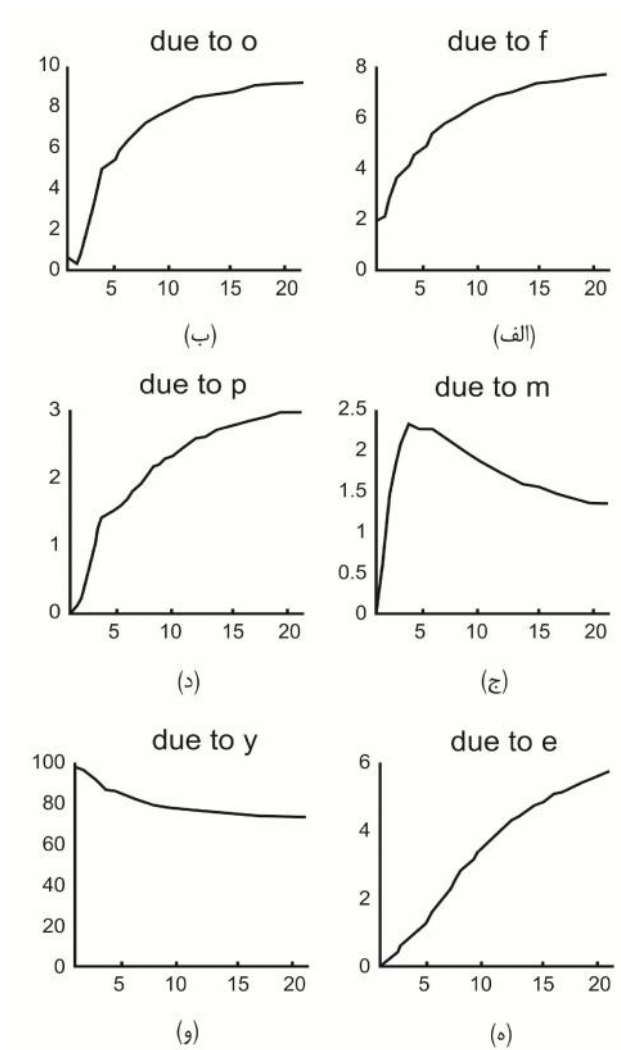
د. سطح قیمت‌ها با کاهش پایه پولی و انتقال تابع عرضه به سمت راست کاهش می‌یابد.

با توجه به این فروض می‌توان نتایج به‌دست‌آمده را توجیه کرد.

۳-۴. تجزیه واریانس

پس از وارد شدن یک شوک مشخص به سیستم، تمامی متغیرها روند متفاوتی نسبت به پیش‌بینی‌های سیستم طی می‌کنند. اگر فاصله به‌وجودآمده را خطای پیش‌بینی بنامیم، بررسی این موضوع که چه درصدی از واریانس خطای به‌وجودآمده به دلیل شوک مذکور است، تحلیل تجزیه واریانس گفته می‌شود. آنچه در این مطالعه مدنظر قرار می‌دهیم، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متغیر تولید است. مقادیر به‌دست‌آمده با توجه به مدل تخمین‌زده‌شده را در نمودار ۴ ترسیم می‌کنیم.

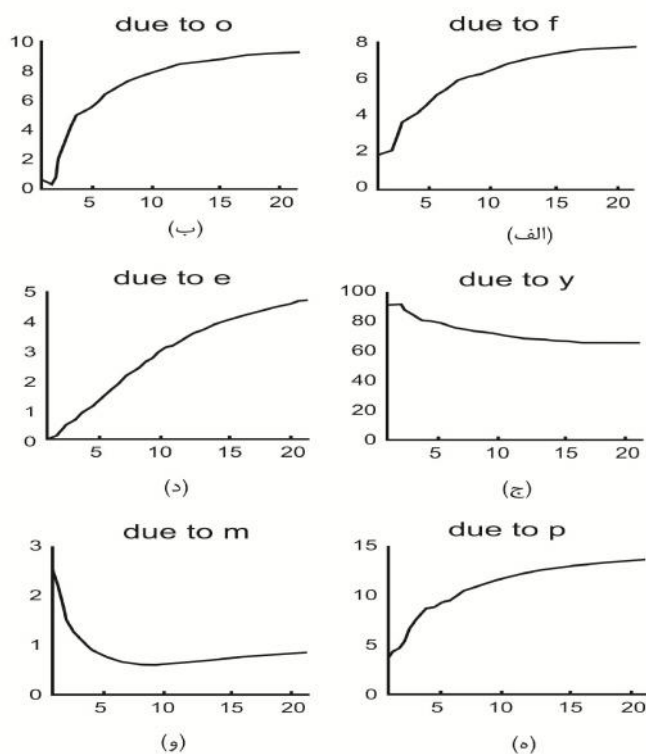
نمودار ۴. توابع تجزیه واریانس سری تولید



توضیح: نمودارهای رسم‌شده مربوط به مدل با دو وقفه (مدل ۲) است. شوک‌های متغیرهای درونزا توسط تجزیه چولسکی شناسایی شده‌اند. نظم متغیرها بدین صورت است: تولید، نرخ ارز، قیمت‌ها و پایه پولی. دو متغیر درآمد نفت و تولید خارج، متغیرهای برونزای قوی هستند.

حساسیت نتایج به برونزای ضعیف بودن متغیرهای تولید خارج و درآمدهای نفت نیز سنجیده شد و نتایج، تفاوت معناداری نداشتند. نتایج، کم و بیش به نظم متغیرها حساس هستند. بر این اساس، نمودار ۵، توابع تجزیه واریانس را برای حالتی که پایه پولی، برونزاترین متغیر سیستم و تولید، درونزاترین متغیر در نظر گرفته می‌شود، ترسیم می‌کند.

نمودار ۵. توابع تجزیه واریانس سری تولید



توضیح: نمودارهای رسم‌شده مربوط به مدل با دو وقفه (مدل ۲) است. شوک‌های متغیرهای درونزا توسط تجزیه چولسکی شناسایی شده‌اند. نظم متغیرها بدین صورت است: پایه پولی، قیمت‌ها، نرخ ارز و تولید. دو متغیر درآمد نفت و تولید خارج، متغیرهای برونزای قوی هستند.

آنچه از این دو نمودار برداشت می‌شود آن است که درصد بالایی از واریانس خطای پیش‌بینی سری تولید بدون نفت توسط شوک‌های واردشده به خود سری تولید توضیح داده می‌شود (نمودارهای (۴-و) و (۵-ج)). این مشاهده با توجه به شوک‌هایی که تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهند (از جمله شوک‌های مربوط به شرایط آب و هوایی که ارزش افزوده بخش کشاورزی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و یا شوک‌های شرایط سیاسی و اجتماعی) چندان دور از ذهن نیست. شوک‌های نفتی و تولید خارج، پس از تقریباً ۲۰ دوره، تقریباً ۲۰ درصد از خطاهای به‌وجودآمده در پیش‌بینی سری تولید را توضیح می‌دهند (نمودارهای (۴-الف)، (۴-ب)، (۵-الف) و (۵-ب)). نتایج مربوط به نرخ ارز و سطح قیمت‌ها حساسیت نسبتاً زیادی به نظم متغیرها دارند.

شوک‌های مربوط به پایه پولی کمتر از سه درصد از واریانس خطاهای پیش‌بینی سری تولید را تشکیل می‌دهند (نمودارهای (۴-ج) و (۵-الف)). این نتیجه نشان می‌دهد که پایه پولی نسبت به دیگر متغیرها در توضیح نوسانات تولید نقش چندانی برعهده ندارد. در مطالعات مهرآرا (۱۳۷۷)، نصراصفهانی و یآوری (۱۳۸۲)، عباسی‌نژاد و شفیعی (۱۳۸۳)، کمیجانی و اسدی (۱۳۸۹) نیز شوک‌های پولی قدرت توضیح‌دهندگی بسیار پایینی دارد (کمتر از ۱۰ درصد از خطای پیش‌بینی نوسانات تولید). در بعضی مطالعات خارجی نیز چنین نتیجه‌ای گزارش گردیده است. به عنوان مثال در مطالعه کینگ^۱ و همکاران (۱۹۹۱)، کیتینگ^۲ (۱۹۹۲) و راپاچ^۳ (۱۹۹۸) نتایج، نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی بسیار پایین شوک‌های سیاست پولی است. البته از سوی دیگر، برخی از مطالعات به نتایجی دال بر نقش مهم‌تر شوک‌های سیاست پولی در توضیح نوسانات تولید دست یافته‌اند. به عنوان مثال، برنانکی^۴ و همکاران (۱۹۹۷) با مطالعه مدل‌های VAR تخمین‌زده‌شده در دهه

1- King

2- Keating

3- Rapach

4- Bernanke

۱۹۹۰ میلادی عنوان می‌کنند که شوک‌های شناسایی شده سیاست پولی عموماً کمتر از ۲۰ درصد از نوسانات تولید را توضیح می‌دهند. این نتیجه توسط کریستیانو^۱ و همکاران (۱۹۹۹) و همچنین برخی از مطالعاتی که اخیراً انجام گرفته نظیر میلانی و تردول^۲ (۲۰۰۹) نیز گزارش شده است.

۵. خلاصه و نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر با هدف شناسایی ارتباط میان متغیرهای اصلی اقتصاد کلان در دوره پس از جنگ (۱۳۶۷:۱-۱۳۸۷:۲) انجام گرفت. مدل نظری تحقیق به گسترش مدل نظری اصفهانی و همکاران (۲۰۱۰) می‌پردازد. مدل اقتصادسنجی، با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری جزئی با فرض برونزایی متغیرهای درآمد نفت و تولید خارج برآورد شده است. در این مطالعه روابط بلندمدت و توابع واکنش آنی تخمین زده شد و نتایج به‌دست‌آمده تحلیل گردید.

تخمین رابطه بلندمدت از ارتباط منفی متغیرهای درآمد نفت و نرخ ارز مؤثر با تولید ناخالص داخلی بدون نفت و ارتباط مثبت تولید خارج با تولید ناخالص داخلی بدون نفت در بلندمدت سخن می‌گوید.

توابع واکنش آنی تخمین زده شده نشان می‌دهد که بانک مرکزی در واکنش به شوک‌های نفتی (و در نتیجه به وجود آمدن فشار برای افزایش پایه پولی) با افزایش عرضه ذخایر خارجی، نرخ ارز را کاهش می‌دهد و کاهش نرخ ارز، از کانال‌های مختلف نظیر واردات کالاهای سرمایه‌ای و مصرفی، صادرات و تغییر شرایط رقابت بنگاه‌های داخلی، اثرات حقیقی بر تولید بر جای می‌گذارد. از طرف دیگر، تغییر درآمدهای نفت خود به طور مستقیم بر میزان واردات تأثیر گذاشته و اثرات حقیقی به بار می‌آورد. نتایج تحلیل توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که اثرات مذکور به گونه‌ای است که تولید، همزمان با افزایش درآمدهای نفت کاهش یافته و پس از آن

1- Christiano

2- Milani and Treadwell

با گذر زمان افزایش می‌یابد. از دیگر نتایج به‌دست‌آمده از این تحلیل، کاهش نرخ ارز و سطح قیمت‌ها پس از شوک‌های نفتی و عدم تغییر پایه پولی است. نتایج توابع تجزیه واریانس نشان می‌دهد که مهم‌ترین عامل توضیح‌دهنده نوسانات تولید بدون نفت، شوک‌های واردشده به خود سری تولید است. شوک‌های پولی کمتر از ۳ درصد از نوسانات این سری را توضیح می‌دهد. سهم نفت و نرخ ارز در توضیح نوسانات تولید، جمعاً پس از چند دوره نزدیک به ۲۰ درصد است. تولید خارج نیز به طور کلی کمتر از ۱۰ درصد از نوسانات تولید بدون نفت را توضیح می‌دهد.

اگرچه برخی از ویژگی‌های این مطالعه نظیر حذف ارزش افزوده بخش نفت از متغیر تولید ناخالص داخلی نسبتاً جدید است و بنابراین مقایسه نتایج به‌دست‌آمده با مطالعات پیشین خالی از اشکال نمی‌باشد، اما این نتایج تا اندازه‌ای بحث‌برانگیز به نظر می‌آیند. بررسی بیشتر به مطالعات آینده موکول می‌شود.

انتظار آن است که وجود شکست‌های ساختاری و یا بی‌ثباتی پارامترها یکی از مشکلات جدی مدل مورد نظر باشد. پسران و تیمرمن^۱ (۲۰۰۳) وجود شکست‌های ساختاری در فرایندهای خودرگرسیون را بررسی کرده‌اند. آنها عوامل مختلفی از جمله اندازه و جهت شکست و نوع پارامتری که شکست در آن رخ داده است را در انتخاب راهکار مناسب بااهمیت می‌دانند. نتایج آنها نشان می‌دهد که بعضی مواقع، به عنوان مثال زمانی که شکست جزئی است، استفاده از داده‌های پیش از شکست می‌تواند تورش به‌وجودآمده ناشی از حجم نمونه کوچک را بهبود ببخشد. با توجه به نتایج مقاله مذکور، پسران و همکاران (۲۰۰۳) در تخمین مدل خودهمبسته برداری با متغیرهای برونزا، وجود شکست‌های ساختاری را مشکل جدی به حساب نمی‌آورند. یکی از علل نپرداختن به مسأله شکست‌های ساختاری توسط پسران و همکاران (۲۰۰۳)، وجود متغیرهای برونزا و علت دیگر، نبود روش‌های دقیق برای شناسایی شکست‌های ساختاری در مدل‌ها معرفی می‌شود. در این مقاله نیز به

1- Pesaran and Timmermann

پیروی از مقاله مذکور، مسأله شکست ساختاری به هنگام تخمین مدل مورد توجه قرار نگرفت. با این حال، انجام مطالعه دقیقی در رابطه با وجود شکست‌های ساختاری و بی‌ثبات بودن پارامترها و درپیش گرفتن راهکارهایی جهت رفع اثرات سوء آنها ضروری به نظر می‌رسد. از دیگر محدودیت‌های تخمین‌های به‌دست آمده، احتمال غیرخطی بودن روابط و همچنین نامتقارن بودن تأثیر شوک‌های مثبت و منفی نفت بر اقتصاد است که می‌بایست مطالعات دقیق‌تری در آزمون این ویژگی‌ها و اثراتی که بر نتایج بر جای می‌گذارند، انجام گیرد.

پیوست ۱. تبدیل داده‌های میلادی به شمسی

فصل اول سال شمسی، ۸۰ روز از فصل دوم و ۱۰ روز از فصل اول سال میلادی را شامل می‌شود. به همین صورت، فصل اول سال میلادی ۱۰ روز از فصل اول و ۸۰ روز از فصل آخر سال قبل شمسی را شامل می‌شود. بر این اساس، در مواقعی که نیاز به تبدیل داده‌های اقتصادی از میلادی به شمسی یا برعکس وجود دارد، از فرمول‌های زیر استفاده می‌کنیم.

$$x_t^{sh} = 0.1x_t^m + 0.9x_{t+1}^m \quad \text{یا} \quad x_t^m = 0.9x_{t-1}^{sh} + 0.1x_t^{sh}$$

که در این روابط، x_t^{sh} مقدار متغیر در دوره t شمسی و x_t^m مقدار متغیر در دوره t میلادی است. برای محاسبه سری‌های مورد نظر، اگر سری مذکور مربوط به کشورهای دیگر باشد، به ترتیب، مراحل حقیقی کردن متغیر، حذف روند فصلی با استفاده از فیلتر X12 و شمسی کردن داده‌های به دست آمده را طی می‌کنیم. اگر سری مذکور مربوط به اقتصاد ایران باشد (و داده‌های مربوط به میلادی گزارش شده باشند) مرحله دوم و سوم فوق را جابه‌جا می‌کنیم.

الف. درآمدهای برونزای نفت

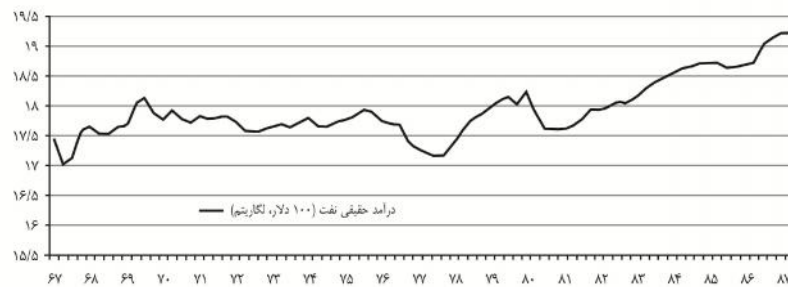
نمودار ۶ درآمدهای نفت به ارزش دلار را نمایش می‌دهد. آمارهای مورد استفاده با استفاده از فرمول زیر محاسبه گردیده‌اند.

$$orD_t = \frac{Oil\ Price\ (US\ \$\ per\ barrel) \times Oil\ Export\ (barrel\ per\ day)}{US\ Price} \times 91.25$$

به عبارت دیگر نمودار مذکور، درآمد فصلی حاصل از صادرات نفت خام به صد دلار است. قیمت‌های نفت را قیمت نفت خام معامله شده در بازار دویبی (امارات متحده عربی) در نظر می‌گیریم (کد ZF...64). ضریب همبستگی این سری با

متوسط قیمت نفت خام در دو بازار برنت انگلستان^۱ و وست تگزاس اینترمدیت^۲ بیش از ۰/۹۹۸ است و نتایج حساسیت بالایی به استفاده از هر کدام از این سه نوع قیمت نخواهد داشت. نرخ ارز مورد استفاده، نرخ ارز بازار غیررسمی است. همچنین شاخص‌های قیمت داخلی و خارجی مورد استفاده را شاخص قیمت مصرف‌کننده در نظر می‌گیریم. داده‌های مورد استفاده از بانک مرکزی و IFS به دست آمده‌اند.

نمودار ۶. درآمدهای دلاری نفت



نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای سری مورد نظر در جدول ۴ گزارش شده است.

ب. تولید خارج

برای محاسبه سری تولید خارج در مجموع ۲۹ کشور به عنوان شرکای تجاری ایران در نظر گرفته شده‌اند. مهم‌ترین معیار انتخاب این کشورها وجود داده‌های مورد نظر است. این کشورها عبارت‌اند از: استرالیا، اتریش، بلژیک، کانادا، چین (هنگ‌کنگ)، دانمارک، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، جمهوری کره، مکزیک، هلند، نیوزلند، نروژ، پرو، فیلیپین، پرتغال، آفریقای جنوبی، اسپانیا، سوئد، سوئیس، ترکیه، انگلستان و ایالات متحده. داده‌های مربوط به حجم صادرات و واردات ایران به تفکیک

1- U.K. Brent

2- West Texas Intermediate

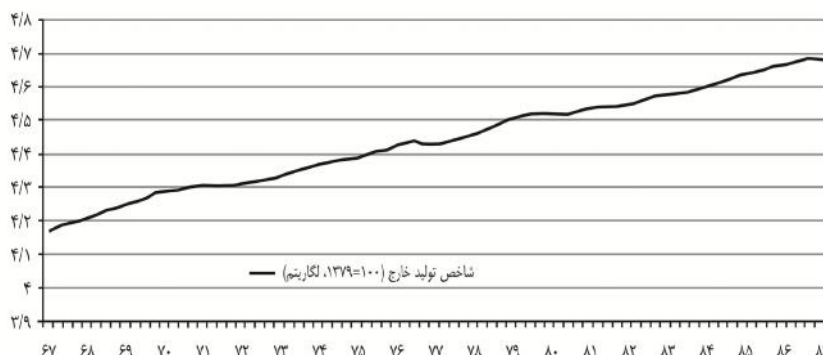
کشورهای مختلف از منبع IFS.IMF.DOTS به دست آمده‌اند. با توجه به اتحاد اقتصادی بلژیک - لوکزامبورگ، داده‌های مربوط به کشور بلژیک از سال ۱۹۹۷ موجود هستند و پیش از آن داده‌های مربوط به اتحاد مذکور موجود است. برای محاسبه داده‌های اقتصادی بلژیک پیش از ۱۹۹۷، وزن تجاری اتحاد بلژیک - لوکزامبورگ در ۰/۹۵ ضرب می‌شود. نسبت مذکور، نسبت جمعیت بلژیک به مجموع جمعیت دو کشور در سال ۲۰۱۰ است. به لحاظ حجم صادرات و واردات این کشورها، آلمان بزرگ‌ترین شریک تجاری ایران (در دوره ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۹) شناخته می‌شود. به طور دقیق‌تر آلمان (۰/۱۵)، ژاپن (۰/۱۵)، ایتالیا (۰/۱۰)، کره (۰/۰۷)، انگلستان (۰/۰۷) و فرانسه (۰/۰۶) از بزرگ‌ترین شرکای تجاری ایران هستند. اعداد داخل پرانتز، متوسط سهم تجاری محاسبه شده می‌باشند.

در سال‌های ۱۹۹۸ و ۱۹۹۹ میزان صادرات به و واردات از کشورهای شیلی، چین، دانمارک، مکزیک، نیوزلند، پرو، آفریقای جنوبی صفر گزارش گردیده‌اند. همچنین در بعضی دیگر از سال‌ها برای بعضی از کشورها مقدار تجارت صفر گزارش گردیده است. شواهد زیادی برای اشتباه گزارش شدن این آمارها وجود دارد. برای رفع این مشکل و با توجه به تعریف سری تولید خارج، میانگین وزن‌های تجاری سال‌های قبل و بعد از سال‌های مذکور به عنوان صادرات یا واردات آن سال‌ها در نظر گرفته می‌شود.

با توجه به داده‌های اقتصادی موجود، در محاسبه تولید حقیقی دنیای خارج می‌توان دو روش نسبتاً مشابه در پیش گرفت. اولین رویکرد، استفاده از شاخص تولید ناخالص داخلی^۱ کشورهای مختلف (سری 99BVRZF) است. سری به دست آمده با توجه به درپیش گرفتن این روش در نمودار ۷ رسم گردیده است.

1- GDP Index

نمودار ۷. سری تولید خارج (شاخص تولید)

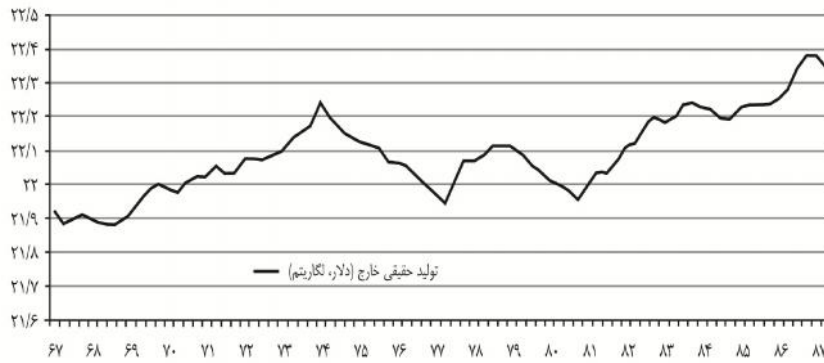


روش دوم استفاده از متوسط وزنی تولید ناخالص حقیقی کشورهای مختلف با ارزش دلار است. انتظار می‌رود کشورهایی که دارای تولید حقیقی بالاتر هستند، تولید تکنولوژی بیشتری نیز داشته باشند، که روش اول در محاسبه تولید دنیای خارج این نکته را در نظر نمی‌گیرد. به عنوان مثال در سال ۱۳۷۹ تولید ایالات متحده و ترکیه هر دو برابر با ۱۰۰ واحد است و اگر در دوره بعد، تولید ایالات متحده ۵ واحد افزایش و تولید ترکیه ۵ واحد کاهش یابد (با فرض برابری سهم‌های تجاری) شاخص تولید خارج محاسبه شده تغییر نمی‌کند.

جهت محاسبه سری مورد نظر برای به دست آوردن تولید ناخالص داخلی به پول جاری کشورها از سری‌های 99B.ZF و 99B.CZF استفاده می‌شود. برای کشورهای عضو اتحادیه اروپا، پس از سال ۱۹۹۹، سری 99B.ZW و 99B.CZW مورد استفاده قرار می‌گیرد. از سری RF.ZF برای به دست آوردن نرخ ارز اسمی کشورهای مختلف استفاده می‌شود. نرخ ارز برای کشورهای عضو اتحادیه اروپا با توجه به 163..RF.ZF به دست می‌آید. شاخص قیمت تعدیل کننده تولید برای کشورهای مختلف 99BIPZF در نظر گرفته می‌شود. سری به دست آمده در نمودار ۸ نمایش داده شده است. با توجه به فقدان داده برای دو کشور مالزی و پرو، این دو کشور در محاسبه

این شاخص حذف شده‌اند. ترتیب وزن‌های تجاری کشورهای دیگر با حذف این دو کشور تقریباً بدون تغییر باقی می‌ماند.

نمودار ۸. سری تولید خارج



ج. نرخ ارز مؤثر حقیقی، سطح قیمت‌ها، پایه پولی اسمی و تولید ناخالص حقیقی بدون نفت

نرخ ارز مؤثر حقیقی با میانگین‌گیری وزنی از نرخ ارز کشورهای مختلف به دست می‌آید. نرخ ارز داخلی مورد استفاده، نرخ ارز بازار غیررسمی است. روند کلی نمودار به دست آمده شبیه به نرخ ارز غیررسمی دلار به ریال است، با این تفاوت که نوسانات جزئی بالاتری دارد. شاخص قیمت مصرف‌کننده با توجه به داده‌های بانک مرکزی به دست می‌آید. داده‌های سری پایه پولی از منبع بانک مرکزی به دست آمده است.

جدول ۴. نتایج آزمون‌های ریشه واحد

متغیر	دیکی فولر تعمیم یافته		فیلیپس پروون	
	بدون روند	با روند	بدون روند	با روند
درآمد حقیقی دلاری نفت	۰/۷۰	۰/۶۴	۰/۹۱	۰/۸۱
	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
تولید حقیقی خارج	۰/۵۷	۰/۴۷	۰/۸۱	۰/۶۸
	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
نرخ ارز	۰/۸۲	۰/۶۳	۰/۸۷	۰/۶۳
	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۴۶	۰/۳۶	۰/۶۶	۰/۹۴
	۰/۰۳	۰/۰۶	۰/۰۰	۰/۰۰
پایه پولی اسمی	۰/۹۶	۰/۹۸	۰/۹۷	۰/۹۷
	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
تولید بدون نفت حقیقی	۰/۹۲	۰/۴۲	۰/۹۵	۰/۵۰
	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

توضیح: اعداد این جدول ارزش احتمال محاسبه شده آزمون‌های مربوط را با استفاده از جداول مک‌کینون (۱۹۹۶) نشان می‌دهد. سطر اول هر خانه، نتیجه آزمون بر سطح متغیر و سطر دوم نتیجه آزمون مربوط به تفاضل مرتبه اول متغیر است. دوره مورد بررسی ۱:۱۳۶۷-۲:۱۳۸۷ می‌باشد.

منبع: محاسبات محققین

پیوست ۲

با توجه به نمادهای بخش ۲ تابع تولید به صورت زیر خواهد بود.

$$Y(t) = K(t)^{\gamma} R(t)^{\delta} N(t)^{1-\gamma-\delta}$$

بنابراین، نسبت تولید به نیروی کار مؤثر و نسبت تولید به درآمدهای نفت به صورت زیر خواهد بود.

$$\frac{Y(t)}{N(t)} = \hat{K}(t)^{\gamma} \left(\frac{R(t)}{N(t)} \right)^{\delta}, \quad \frac{Y(t)}{R(t)} = \tilde{K}(t)^{\gamma} \left(\frac{N(t)}{R(t)} \right)^{1-\gamma-\delta}$$

از دو طرف روابط فوق لگاریتم طبیعی می‌گیریم. لگاریتم را با حروف کوچک نشان می‌دهیم.

$$y(t) = (1-\delta)(l(t)+a(t)) + \delta r(t) + \gamma \hat{k}(t) \quad (21)$$

$$y(t) = (1-\gamma-\delta)(l(t)+a(t)) + (\gamma+\delta)r(t) + \gamma \tilde{k}(t) \quad (22)$$

در بخش ۲ ثابت شد که $\hat{k}(t)$ و $\tilde{k}(t)$ به ترتیب تحت شروط $p < 0$ و $p > 0$ متغیرهایی مانا هستند. به جای این دو متغیر از نمادهای $v_1(t)$ و $v_2(t)$ استفاده می‌شود و روابط ۲۱ و ۲۲ به دست می‌آیند.

پیوست ۳

جدول ۵. نتایج آزمون‌های تعداد روابط بلندمدت برای دو مدل ۱ و ۳

آماره حداکثر مقدار ویژه				آماره اثر				(q و p)
$r \leq 3$	$r \leq 2$	$r \leq 1$	$r = 0$	$r \leq 3$	$r \leq 2$	$r \leq 1$	$r = 0$	H_0
۱۵/۷۷	۱۷/۷۱	۲۰/۲۷	۳۵/۶۹	۱۵/۷۷	۳۳/۴۸	۵۳/۷۶	۸۹/۴۵	(۱،۱)
(۱۳/۰۱)	(۲۲/۲۱)	(۳۲/۷۵)	(۳۹/۴۹)	(۱۳/۰۱)	(۳۲/۰۴)	(۶۵/۲۷)	(۹۴/۳۱)	
۱۷/۵۷	۲۱/۱۲	۲۵/۴۸	۳۲/۵۴	۱۷/۵۷	۳۸/۶۷	۶۴/۱۵	۹۶/۶۹	(۳،۳)
(۱۶/۳۳)	(۲۰/۳۲)	(۳۴/۶۲)	(۳۵/۸۹)	(۱۶/۳۳)	(۳۹/۱۲)	(۷۳/۲۰)	(۱۰۴/۵۸)	
[۱۸/۲۶]	[۲۵/۵۰]	[۳۲/۱۵]	[۳۸/۵۵]	[۱۸/۲۶]	[۳۶/۰۹]	[۵۷/۴۵]	[۸۲/۶۲]	

توضیح: اعداد سطرهای اول و سوم آماره‌های محاسبه‌شده مربوط به دو آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه هستند. مقادیر بحرانی بوت‌استرپ‌شده و مجانبی به ترتیب در میان پرانتز و کروشه با حروف تیره گزارش شده است. مقادیر بحرانی مجانبی از مک‌کینون و همکاران (۱۹۹۹)، جدول ۵ به دست آمده است. این مقادیر، تابعی از وقفه مدل‌ها نیستند و بنابراین سطر آخر مقادیر مربوط به هر دو مدل است. روش بوت‌استرپ در بخش (۳-۲-۱) توضیح داده شده است.

منبع: محاسبات نویسندگان

منابع و مأخذ

فارسی

- عمادزاده، مصطفی؛ صمدی، سعید و حافظی، بهار. (۱۳۸۴). بررسی عوامل (پولی و غیرپولی) مؤثر بر تورم در ایران، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی. ۱۹. ۳۳-۵۲.
- کمیجانی، اصغر و اسدی، الهه. (۱۳۸۹). سنجشی از تأثیر شوک‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران، مجله تحقیقات اقتصادی. ۹۱. ۲۳۹-۲۶۲.
- مهرآرا، محسن. (۱۳۷۷). تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران. مجله تحقیقات اقتصادی. ۵۳. ۱۰۰-۱۳۳.
- نصراصفهان‌ی، رضا و یآوری، کاظم. (۱۳۸۲). عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران - رهیافت خودرگرسیون برداری (VAR)، پژوهش‌های اقتصادی ایران. ۵ (۱۶). ۶۹-۹۹.

انگلیسی

- Abadir K.M. Hadri K. & Tzavalis E. (2003). The Influence of VAR Dimensions on Estimator Biases, *Econometrica*, 67(1), 163-181.
- Barelli P. & Pessoa S.A. (2008). Inada Conditions Imply that Production Function Must Be Asymptotically Cobb-Douglas, *Economics Letters*, 81, 361-363.
- Bernanke B.S. Gertler M. & Watson W. (1997). Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks, *Brookings Papers on Economic Activity*, 28(1), 91-157.

- Bjorvatn K. & Selvik K. (2007). Destructive Competition: Factionalism and Rent-Seeking in Iran, *World Development*, 36(11), 2314-2324.
- Boswijk, H.P. (1995). Identifiability of Cointegrated Systems, *Tinbergen Institute Discussion Paper*, 95-78.
- Bourguignon F. (1974). A Particular Class of Continuous-Time Stochastic Growth Models, *Journal of Economic Theory*, 9, 141 - 158.
- Branson, W.H. (1979). *Macroeconomics, Theory and Policy*, 2ed, Harper & Row, New York and London.
- Braun P.A. & Mittnik S. (1993). Misspecifications in Vector Autoregressions and Their Effects on Impulse Responses and Variance Decompositions, *Journal of Econometrics*, 59, 319-41.
- Caselli F. & Wilson D.J. (2003). Importing Technology, *Journal of Monetary Economics*, 51, 1-32.
- Christiano L.J. Eichenbaum M. & Evans C.L. (1999). Monetary Policy Shocks: What Have We learned and to What End?, *Handbook of Macroeconomics*, in: J. B. Taylor & M. Woodford (ed.), edition 1, volume 1, chapter 2, 65-148. North Holland: Elsevier.
- Corden W.M. (1984). Booming Sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation, *Oxford Economic Papers*, 36, 359-380.
- Cribari-Neto F. & Cordeiro G.M. (1996). On Bartlett and Bartlett-Type Corrections, *Econometric Reviews*, 15, 67-339.
- Efron B. (1982). The Jackknife, the Bootstrap, and other Resampling Plans, *Society of Industrial and Applied Mathematics CBMS-NSF Monographs*, 38.
- Esfahani H.S. Mohaddes K. & Pesaran M.H. (2010). Oil Exports and the Iranian Economy, *Working Papers 534*, Economic Research Forum, revised Jul 2010.
- Gylfason T. (2000). Natural Resources, Education and Economic Development, *European Economic Review*, 45, 59-847.

-
- Hafe R.W. & Sheehan R.G. (1989). The Sensitivity of VAR Forecasts to Alternative Lag Structures, *International Journal of Forecasting*, 5(3), 399-408.
 - Harbo I. Johansen S. Nielson B. & Rahbek A.R. (1998). Asymptotic Inference on Cointegrating Rank in Partial Systems, *Journal of the American Statistical Association*, 16, 388-399.
 - Harris R.I.D. & Judge G. (1998). Small Sample Testing for Cointegration Using the Bootstrap Approach, *Economics Letters*, 58, 31-37.
 - Johansen, S. (1995). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, *Oxford: Oxford University Press*.
 - Keating J.W. (1992). Structural Approaches to Vector Autocorrelations, *Federal Reserve Bank of Saint Louis Review*, 74(5), 37-57.
 - King R.G. Plosser C.I. Stock J.H. & Watson M.W. (1991). Stochastic Trends and Economic Fluctuations, *American Economic Review*, 81(4), 819-840.
 - Litina A. and Palivos T. (2008). Do Inada Conditions Imply that Production Function Must Be Asymptotically Cobb–Douglas? A Comment, *Economics Letters*, 99, 498-499.
 - MacKinnon J.G. Haug A.A. & Michelis L. (1999). Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration, *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 563-577.
 - Malliaris A.G. & Brock W.A. (1982). Stochastic Methods in Economics and Finance, *Advanced Textbooks in Economics*, Volume 17, North Holland: Elsevier.
 - Merton R. (1975). An Asymptotic Theory of Growth under Uncertainty, *Review of Economic Studies*, 42, 375-393.
 - Millani F. & Treadwell J. (2009). The Effects of Monetary Policy News and Surprises, University of California-Irvine, Department of Economics, *Working Papers* 101109.
 - Omtzigt P. & Fachin S. (2002). Bootstrapping and Bartlett Corrections in the Cointegrated VAR Model, *Economics and*

Quantitative Methods, Department of Economics, University of Insubria.

- Pesaran M.H. & Timmermann A. (2003). How Costly is it to Ignore Breaks when Forecasting the Direction of a Time Series?, *International Journal of Forecasting*, 20(3), 411-425.
- Pesaran M.H. Schuermann T. Treutler B.J. & Weiner S.M. (2003). Macroeconomic Dynamics and Credit Risk: A Global Perspective, *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(5), 1211-1261.
- Rapach D.E. (1998). Macro Shocks and Fluctuations, *Journal of Economics and Business*, 50(1), 23-38.
- Sachs J. & Warner A.M. (1995). Natural Resource Abundance and Economic Growth, *National Bureau of Economic Research*, working paper 5398.
- Sachs J.D. & Warner A.M. (2001). The Curse of Natural Resources, *European Economic Review*, 45, 827-838.
- Van Giersbergen N.P.A. (1996). Bootstrapping the Trace Statistics in VAR Models: Monte Carlo Results and Applications, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(2), 391-407.