فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی
سال هشتم، شماره ۲۳، بهار ۱۳۹۴
صفحات ۳۹-۵۸

شوک درآمد نفت و ارزش‌افزوده حقیقی بخش‌های اقتصاد، یک الگو با پارامترهای زمان‌متغیر

محسن مهرآرا[*] **رامین مجاب**[†]
فرخنده جبل‌عاملی[‡]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۳/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۶/۰۸

چکیده

در این پژوهش تأثیر شوک درآمد نفت بر ارزش‌افزوده حقیقی چهار بخش کشاورزی، نفت‌وگاز، صنعت‌ومعدن و خدمات با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون برداری با پارامترهای زمان‌متغیر 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 تخمین‌زده می‌شود. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ارزش‌افزوده حقیقی بخش‌های صنعت‌ومعدن و خدمات پس از وقوع یک شوک مثبت به درآمد دلاری نفت واکنشی مثبت، معنادار و باوقفه از خود نشان می‌دهند. واکنش ارزش‌افزوده حقیقی بخش‌های کشاورزی و نفت‌وگاز تقریباً در هیچ دوره‌ای معنادار نیست. از طرف دیگر، بررسی‌های زمان‌متغیر نشان می‌دهد که در دوره‌های پس از جنگ واکنش بخش صنعت و نفت‌وگاز 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.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

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. فرزانگان و مارکواردت[1] (۲۰۰۸)، اصفهانی، محدث و پسران[2] (۲۰۱۲) و مجاب و برکچیان (۱۳۹۱) ازجمله پژوهش‌هایی در این زمینه برای اقتصاد ایران هستند.[3]

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 (صنعت‌ومعدن، کشاورزی، خدمات و نفت‌وگاز).

درواقع، با افزایش طول سری‌های زمانی اهمیت الگوهای زمان‌متغیر افزایش یافته است (کنووآ[4] (۱۹۹۳)، سیمز[5] (۱۹۹۳) و استاک و واتسون[6] (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.

---

[1] Farznegan & Markwardt

[2] Esfahani,, Mohaddes & Pesaran

[3] 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.

[4] Canova

[5] Sims

[6] Stock & Watson

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

سهم دوم این مطالعه در ادبیات، تأکید بر اهمیت تفکیک اثر شوک درآمد نفت در بخش‌های مختلف اقتصاد است. مهم‌ترین دلیل بااهمیت‌بودن چنین اقدامی سرمایه‌برتر[1]بودن تکنولوژی تولید در برخی از بخش‌ها نظیر بخش صنعت‌ومعدن و یا بخش نفت‌وگاز 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[2]، ۲۰۰۶) به نقش متفاوت نفت در تأثیرگذاری بر بخش‌های مختلف (قابل‌مبادله و غیرقابل‌مبادله) 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 زمان‌متغیر این مطالعه با استفاده از رویکرد بیزین و الگوریتم نمونه‌گیری گیبس[3] تخمین‌زده 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[4] به‌صورت روابط ۱ و ۲ تصریح می‌شود که در آن $\boldsymbol{y}_t: n \times 1$ بردار مشاهدات متغیرهای درون‌زا است. ماتریس $\boldsymbol{X}_t: n \times k$ مطابق با تعریف مدل VAR از متغیرهای برون‌زا و یا وقفه‌های $\boldsymbol{y}_t$ تشکیل‌شده و متغیرهای از پیش‌تعیین‌شده نامیده می‌شوند. رابطه ۱ معادله مشاهدات و رابطه ۲ معادله حالت نامیده می‌شود.

$$\boldsymbol{y}_t = \boldsymbol{X}_t \boldsymbol{s}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \qquad t = 1, \dots, T \tag{1}$$

$$\boldsymbol{s}_{t+1} = \boldsymbol{s}_t + \boldsymbol{u}_{t+1}, \qquad t = 0, 1, \dots, T \tag{2}$$

بردار $\boldsymbol{s}_t: k \times 1$ که درواقع ضرایب مدل VAR موردنظر هستند، متغیرهای حالت نامیده می‌شوند. بردار $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ و $\boldsymbol{u}_t$ به‌ترتیب اجزای اختلال معادله مشاهدات و حالت هستند.

---

[1] capital intensive

[2] Rosser

[3] Gibbs

[4] state-space

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

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

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega}), \quad \boldsymbol{u}_t \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}) \tag{۳}$$

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

$$\boldsymbol{s}_0 \sim N(\boldsymbol{a}, \boldsymbol{P}) \tag{۴}$$

فرض می‌کنیم که توزیع غیرشرطی ماتریس‌های واریانس ویشارت‌معکوس[1] است. رابطه ۵ پارامترهای این توزیع را تصریح کرده است. اسکالرهای w و v درجه‌های آزادی توزیع هستند و ماتریس‌های $\underline{\boldsymbol{O}}$ و $\underline{\boldsymbol{S}}$ مثبت‌معین بوده و ضریبی (به‌ترتیب w و v) از مقادیر موردانتظار توزیع هستند.

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

برای محاسبه توزیع پسین، به‌دلیل استقلال توزیع‌ها، لازم است از الگوریتم نمونه‌گیری گیبس استفاده شود. توزیع‌های شرطی برای ماتریس‌های واریانس 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 دِیانگ و شپارد[2] (۱۹۹۵) استفاده می‌شود.

بردار $\boldsymbol{y}_t$ متغیرهای الگو را تشکیل می‌دهد. با تکیه بر مطالعات انجام‌شده برای اقتصاد ایران این بردار را به‌صورت رابطه ۷ درنظر می‌گیریم.

[1] inverse-Wishart (IW)

[2] De Jong & Shepard

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

$$\boldsymbol{y}_t = (or_t, ov_t, av_t, iv_t, sv_t, mp_t)' \quad (۷)$$

or_t درآمد دلاری نفت است. نمادهای ov_t، av_t، iv_t و sv_t به‌ترتیب ارزش‌افزوده حقیقی بخش‌های نفت‌وگاز، کشاورزی، صنعت و خدمات را نشان می‌دهند. mp_t نیز تراز حقیقی است.

نرخ ارز یکی از متغیرهایی است که معمولاً در الگوهای مربوط به اقتصاد ایران وارد می‌شود. با توجه به هدف این پژوهش، نیازی به کنترل اثرات این متغیر در مدل دیده نمی‌شود. این متغیر خود به‌شدت به درآمد نفت وابسته است. ازطرف دیگر، نرخ ارز اسمی در طول دوره نمونه نسبتاً باثبات است. عدم‌وجود تغییرات متغیر توضیحی در یک الگو با عرض‌ازمبداء به افزایش تخمین واریانس ضرایب منجر می‌شود. البته، نرخ ارز حقیقی تغییرات زیادی تجربه می‌کند، اما استفاده از این متغیر (به‌پیروی از برخی از پژوهش‌های گذشته نظیر برکچیان و مجاب (۱۳۹۱)) خالی از ایراد نیست. درواقع، در این متغیر تغییرات شاخص قیمت مسلط می‌شود.

شناسایی شوک‌ها در این پژوهش بر پایه تجزیه چولسکی تخمین ماتریس واریانس قرار دارد. لازم به یادآوری است که تا زمانی که درآمد نفت برون‌زاترین متغیر الگو فرض می‌شود، تغییر نظم دیگر متغیرها در تجزیه چولسکی تأثیری در نتایج نهایی (واکنش به شوک‌های این متغیر) ندارد. از آنجا که دلایل بسیار محکمی در لزوم برون‌زایی درآمد نفت مطرح است، نتایج این پژوهش از این جنبه نیاز به انجام تحلیل حساسیت ندارند.

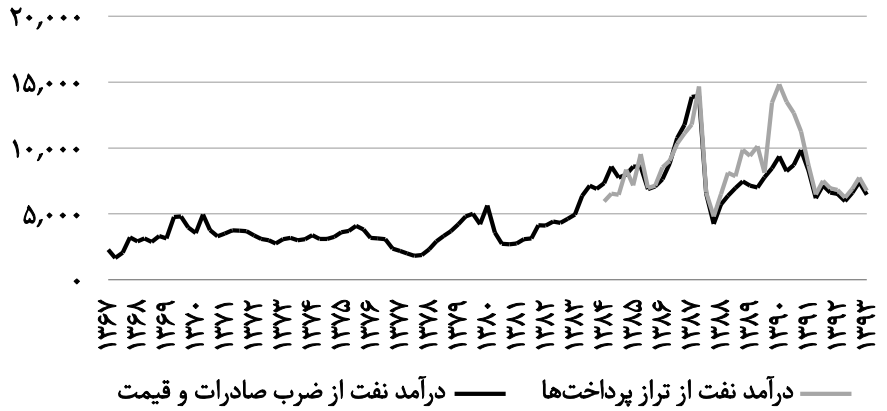
۳ نتایج تجربی

۱.۳ داده‌ها

نتایج در این پژوهش با استفاده از نمونه‌ای با حجم ۱۰۵ مشاهده، متشکل از داده‌های فصلی از ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۹۳:۱ به دست می‌آید. درآمد نفت (or_t) تا سال ۱۳۹۱:۱ از ضرب قیمت نفت خام در بازار دوبی در صادرات نفت خام محاسبه شده است. این داده‌ها با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده ایالات متحده حقیقی شده است. در تبدیل داده‌های میلادی به شمسی، ۱۹۸۸:۲ به‌عنوان ۱۳۶۷:۱ درنظرگرفته شده است. داده‌های مربوط به صادرات نفتی در تراز پرداخت‌ها توسط بانک مرکزی از سال ۱۳۸۴ به بعد وجود دارد. با تکیه بر هم‌حرکتی نرخ رشد سری درآمد نفت محاسبه شده و این سری، درآمد نفت در دوره‌های بعد محاسبه شده است. سری حاصل در شکل ۱ نمایش داده شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

داده‌های مربوط به ارزش‌افزوده 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 ارزش‌افزوده 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 به‌جای ۱۳۹۰ حساسیتی ندارند.



شکل ۱. سری فصلی درآمد نفت محاسبه‌شده از ضرب صادرات و قیمت درمقابل سری درآمد نفت محاسبه‌شده 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 به‌جز درآمد نفت، دیگر متغیرها دارای اثرات فصلی هستند. البته، اثرات

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

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 ارزش‌افزوده بخش کشاورزی در فصل تابستان ناشی از اثرات فصلی است. همچنین، منفی‌بودن نشان می‌دهد که اثر فصلی منفی است.

فصلی در سری‌های ارزش‌افزوده بخش نفت‌وگاز 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 دال‌بر نامانایی ارزش‌افزوده‌های حقیقی تمامی بخش‌ها (حدس اولیه) یافت نمی‌شود. مثلاً، ارزش‌های احتمال برای ارزش‌افزوده بخش نفت‌وگاز در تمامی آزمون‌ها کمتر از ۰/۰۲ است. ارزش‌احتمال در آزمون‌های مربوط به درآمد نفت و ارزش‌افزوده بخش‌های صنعت و خدمات نیز نسبتاً پایین است، به‌طوری‌که نتیجه‌گیری قطعی قابل‌بیان نیست. به‌هرحال، مطالعه در زمینه هم‌انباشتگی متغیرهای الگوی پژوهش حاضر را به مطالعات آینده واگذار می‌کنیم.

۲.۳ الگو با پارامترهای زمان‌ثابت

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 ارزش‌افزوده حقیقی بخش‌های

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

جدول ۲

ارزش‌احتمال آزمون‌های ریشه‌واحد

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

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 ارزش‌افزوده حقیقی بخش‌های نفت‌وگاز و صنعت‌ومعدن را افزایش می‌دهد. معناداری این تغییرات و بررسی پویایی‌های پس از آن با توجه به توابع واکنش آنی امکان‌پذیر است.

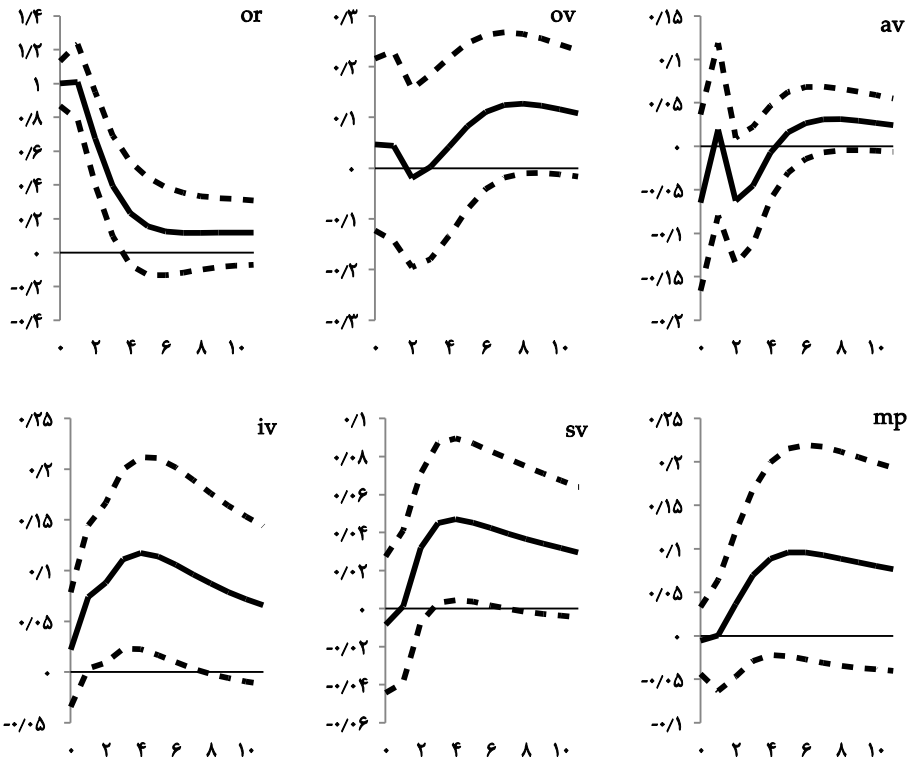
اثرات شوک درآمد نفت بر درآمد نفت پس از تقریباً ۲ فصل نصف شده و پس از یک سال به اندازه کافی به صفر نزدیک می‌شود. آزمون ریشه‌واحد جدول ۲ نیز سازگار با این موضوع است.

شوک درآمد نفت به‌طور هم‌زمان تأثیر معناداری بر هیچ‌کدام از متغیرها (به‌جز خود درآمد نفت) ندارد، اگرچه همان‌طور که بیان شد، بخش کشاورزی و خدمات تأثیر منفی و بخش صنعت‌ومعدن و نفت‌وگاز تأثیر مثبت (اما بی‌معنی) می‌پذیرند.

با گذر زمان، تأثیر مثبت و معنادار شوک مثبت درآمد نفت تنها در دو بخش صنعت‌ومعدن و خدمات بروز می‌کند. این تأثیر مثبت در بخش صنعت به‌مراتب بیشتر است. در بخش صنعت‌ومعدن و خدمات و ۲ فصل پس از شوک، ارزش‌افزوده به‌ترتیب 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 قابل‌توجه دیگر واکنش منفی ارزش‌افزوده حقیقی بخش کشاورزی به شوک مثبت درآمد نفت است که در فصل سوم پس از وقوع شوک در سطح ۹۰ درصد معنادار است. ارزش‌افزوده حقیقی این بخش در این دوره تقریباً ۰/۰۶ درصد کاهش یافته است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]



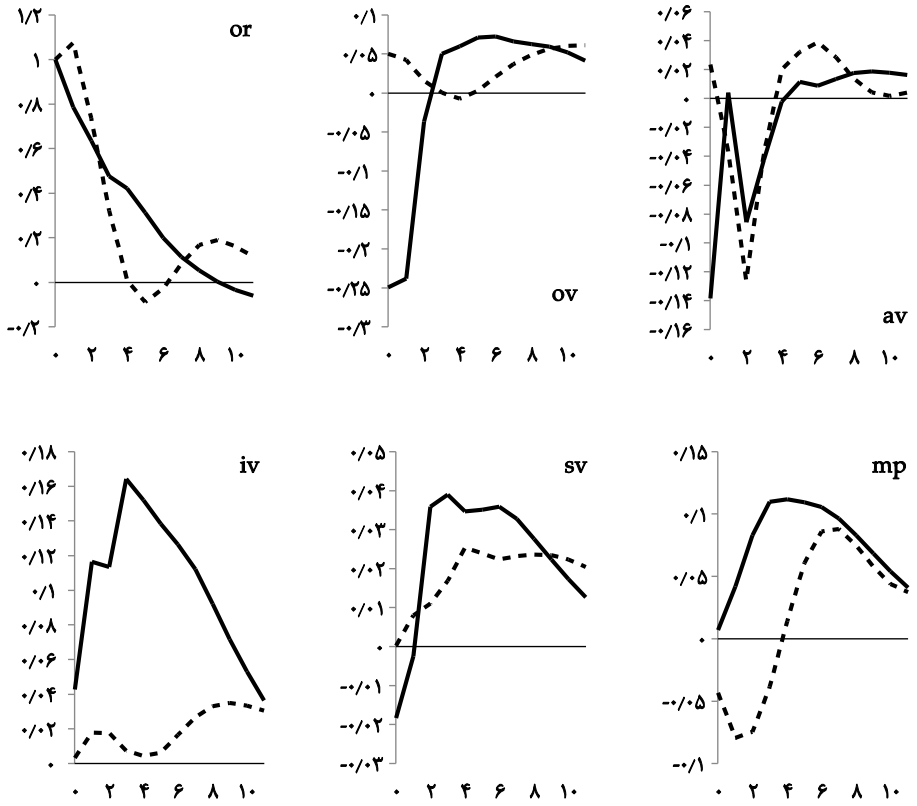
شکل ۲. توابع واکنش آنی به شوک درآمد نفت. مدل VAR غیرمقید با پارامترهای ثابت و ۲ وقفه، با عرض‌ازمبداء و روند خطی و بردار متغیرهای درونزای رابطه ۷. تمامی اعداد استاندارد شده‌اند، به‌طوری‌که واکنش درآمد نفت به شوک خود در دوره صفر واحد شود. بازه‌های اطمینان ۱/۹ برابر تخمین انحراف‌معیار هستند.

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

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]



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 ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۸۰:۲ و خطوط نقطه‌چین مربوط به دوره ۱۳۸۰:۳ تا ۱۳۹۳:۱ است.

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

از لحاظ معناداری، به‌جز واکنش ارزش‌افزوده 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

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

درصد، واکنش ارزش‌افزوده بخش نفت‌وگاز 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 ارزش‌افزوده بخش صنعت‌ومعدن باعث می‌گردد که تفاوت واکنش این متغیر به شوک درآمد نفت در شکل ۳ بااهمیت باشد. تفسیر نمودار مربوطه آن است که در زیر نمونه اول، واکنش ارزش‌افزوده بخش صنعت‌ومعدن به شوک درآمد نفت بیشتر بوده است. با توجه به اینکه دوره *بازسازی‌های پس از* جنگ در زیردوره 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 به‌دست‌آمده توجیه‌پذیر است.

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

۲.۳ الگو با پارامترهای زمان‌متغیر

در این زیربخش پارامترهای الگوی زیربخش قبل را متغیرهای حالت الگوی معرفی‌شده 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 $\boldsymbol{a}$، $\boldsymbol{P}$، $\underline{\boldsymbol{O}}$، $\underline{\boldsymbol{S}}$، w و v) کالیبره شوند.[۱]

ماتریس‌های $\boldsymbol{a}$ و $\boldsymbol{P}$ 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 $\boldsymbol{a}$ را برابر با ضرایب تخمین‌زده‌شده و ماتریس $\boldsymbol{P}$ را یک ماتریس قطری درنظر می‌گیریم که عناصر آن ضریبی از قطر تخمین ماتریس واریانس ضرایب است. عناصر ماتریس $\boldsymbol{P}$ 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.

[2] Cogley & Sargent

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

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 $\boldsymbol{\Sigma}$ 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 درنظر 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 $E(\boldsymbol{\Sigma})$، الگوی بخش قبل را یکی بااستفاده از ۵۰ درصد از مشاهدات ابتدایی و دیگری با استفاده از ۵۰ درصد از مشاهدات انتهای نمونه تخمین‌زده می‌شود. ماتریس $E(\boldsymbol{\Sigma})$ را یک ماتریس قطری درنظر می‌گیریم که عناصر آن مضربی از مجذور تفاوت ضرایب در دو الگوی یادشده هستند. مضرب یادشده را 5×10^{-4} درنظر گرفته‌ایم. با توجه به رابطه $\underline{\boldsymbol{S}} = v \times E(\boldsymbol{\Sigma})$، ارزش‌های ماتریس $\underline{\boldsymbol{S}}$ نیز مشخص می‌شود.

مقدار موردانتظار ماتریس $\boldsymbol{\Omega}$ را برابر با تخمین ماتریس واریانس اجزای اختلال در الگوی زیربخش قبل (تخمین‌زده‌شده با تمام مشاهدات نمونه) درنظر می‌گیریم.

درنهایت، درجه‌های آزادی توزیع‌های ویشارت‌معکوس 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 درنظر نگرفته و در تکرارهای بعد به هدف کمرنگ‌کردن 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 ممکنی 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.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

با توجه به نوع پیشین انتخاب‌شده، همان‌طور که انتظار می‌رود نتایج کلی شبیه به مدل با پارامترهای زمان‌ثابت 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 موردبحث دارند. نتایج مربوط به واکنش متغیرهای مدل (به‌جز or و mp)[1] در شکل‌های ۴ و ۵ ترسیم شده است.

با دورشدن از دوره بازسازی‌های پس از جنگ و نزدیک‌شدن به دوره‌های انتهایی نمونه موردبررسی، ارزش‌افزوده تمامی بخش‌ها به‌جز بخش کشاورزی به تغییرات درآمد نفت حساسیت کمتری از خود نشان می‌دهد. به‌عبارت 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 ارزش‌افزوده بخش کشاورزی تغییرات نامحسوس‌تری در طول زمان تجربه می‌کند. در شکل ۳ که نتایج مدل با پارامترهای زمان‌ثابت 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 زمان‌ثابت دارد.

اگرچه در الگوی زمان‌ثابت 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.

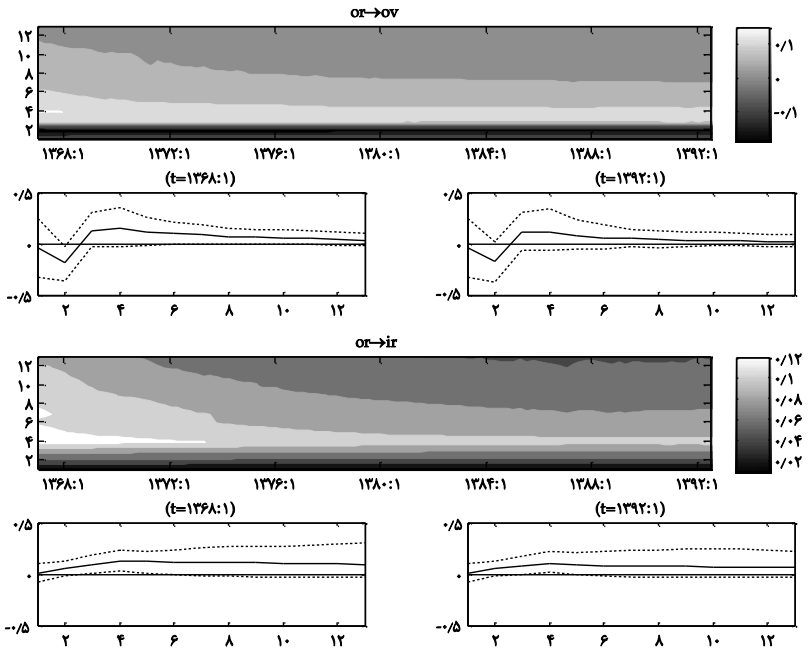
۳.۳ یک نوع پیشین دیگر

در الگوی زیربخش‌های قبل، شوک متغیرهایی نظیر ارزش‌افزوده 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:

---

[1] 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 زمان‌ثابت نیست.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

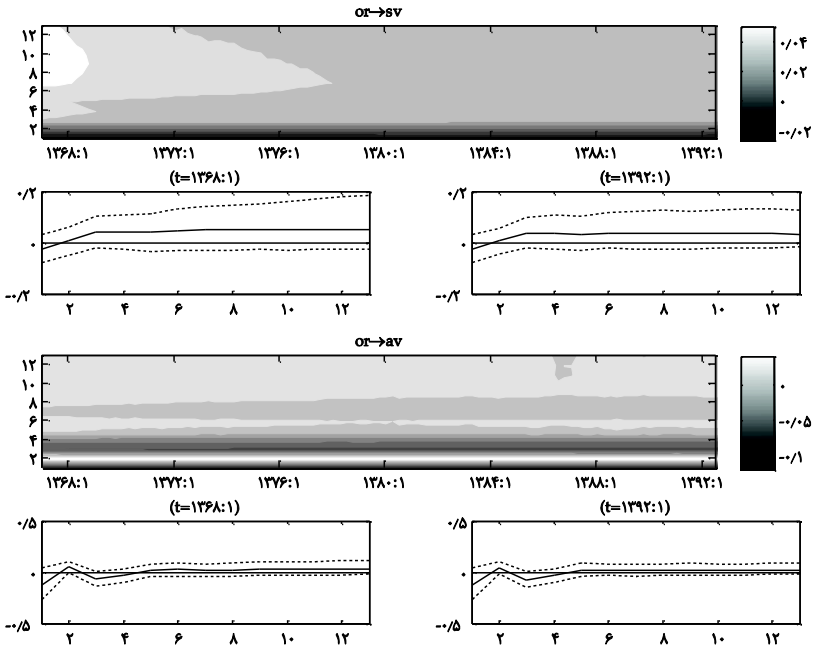


شکل ۴. توابع واکنش آنی متغیرها به شوک درآمد نفت در مدل VAR با پارامترهای زمان‌متغیر. محور عمودی نمودارهای کانتور، دوره پس از شوک را نشان می‌دهند. محور افقی این نمودارها زمان هستند. رنگ‌های مختلف ارزش‌های مختلف را نشان می‌دهند که در سمت راست هر نمودار مشخص شده‌اند. دو برش از این نمودار (در دوره‌های ۱۳۶۸:۱ 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 صنعت‌ومعدن 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.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]



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

چنین اطلاعاتی در فرایند کالیبراسیون توزیع‌های پیشین در زیربخش قبل درنظر گرفته نشده است. بر این اساس، در کالیبره‌کردن ماتریس‌های $\boldsymbol{a}$ و $\boldsymbol{P}$ با توجه به اطلاعات خلاصه‌شده 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 تخمین‌زده‌شده 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. به‌عبارت دیگر، اطلاعات پیشین از این دست چندان در تضاد با اطلاعات موجود در داده‌های نمونه نیست.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

جدول ۳

تقریب‌هایی از شدت تأثیر متغیرهای الگو بر یکدیگر

ضریب / معادله	or_t	ov_t	av_t	iv_t	sv_t	mp_t
or_t	-	-	کم	کم	کم	کم
ov_t	بزرگ	-	کم	-	-	-
av_t	بزرگ	-	-	-	-	-
iv_t	بزرگ	-	کم	-	-	-
sv_t	بزرگ	-	-	-	-	-
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 ارزش‌افزوده حقیقی بخش‌های صنعت‌ومعدن و خدمات پس از وقوع یک شوک مثبت به درآمد دلاری نفت واکنشی مثبت، معنادار و باوقفه از خود نشان می‌دهند. در دوره‌های بسیار کوتاه‌مدت (کمتر از ۲ فصل) و طولانی‌مدت (بیشتر از ۶ فصل) واکنش این دو متغیر معنادار نیست. واکنش ارزش‌افزوده حقیقی بخش‌های کشاورزی و نفت‌وگاز تقریباً در هیچ دوره‌ای معنادار نیست. از طرف دیگر، بررسی‌های زمان‌متغیر نشان می‌دهد که در دوره‌های پس از جنگ واکنش بخش صنعت و نفت‌وگاز 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[1]، ۲۰۰۱، ۱۹۹۹). در طرف مقابل، مطالعاتی که تنها از داده‌های سری‌زمانی اقتصاد ایران استفاده کرده‌اند، رشد تولید ناخالص داخلی پس از وقوع

[1] Sachs & Warner

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

یک شوک 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[1] (۱۹۸۲) اقتصاد به سه بخش تقسیم‌بندی می‌شود: بخش منابع طبیعی (نفت‌وگاز)، بخش قابل‌تجارت (کشاورزی و صنعت‌ومعدن) و بخش غیرقابل‌تجارت (خدمات). در این مدل‌ها قیمت منابع طبیعی و کالاهای قابل تجارت در بازارهای بین‌المللی تعیین می‌شود، درحالی‌که کالاهای غیرقابل‌تجارت در درون اقتصاد قیمت‌گذاری می‌شوند و دو اثر به افزایش نسبت قیمت کالاهای غیرقابل‌تجارت به قیمت کالاهای قابل‌تجارت و بیماری هلندی ختم می‌شود:

۱) *اثر مخارج:* انبساط بخش منابع طبیعی و افزایش درآمد به اضافه‌تقاضا برای تمام کالاها ازجمله کالاهای غیرقابل‌تجارت و بنابراین افزایش قیمت آنها ختم می‌شود. ارزش تولید نهایی و دستمزدها افزایش یافته و بنابراین سود بنگاه‌هایی که در بخش قابل‌تجارت و منابع طبیعی فعالیت می‌کنند و قدرت قیمت‌گذاری ندارند کاهش می‌یابد.

۲) *اثر جابجایی منابع:* انبساط بخش منابع طبیعی می‌تواند عوامل تولید نظیر نیروی‌کار و سرمایه را از دیگر بخش‌های اقتصادی به خود جذب کند و زمینه کاهش تولید در آن بخش‌ها را فراهم آورد. درنتیجه این کاهش عرضه، قیمت کالاهای قابل‌تجارت تغییری نمی‌کنند، اما قیمت کالاهای غیرقابل‌تجارت افزایش می‌یابند.

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

[1] Cordon & Neary

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

سرمایه از قدرت جابجایی بین‌بخشی بالایی برخوردار باشند، انتظار آن است که تولید در بخش غیرقابل‌تجارت 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 غیرقابل‌تجارت درنظر 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 تااندازه‌ای انقباض پیش‌بینی‌شده رخ می‌دهد.

به‌نظر 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 ازجمله 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 محدودشدن 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.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

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)، ۱-۲۰.
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 ارزش‌افزوده 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.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

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.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]