

# اثر بخشی سیاست‌های تحریک تقاضای اسمی در اقتصاد ایران (شیب کوتاه‌مدت منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران)<sup>۱</sup>

دکتر مسعود نیلی<sup>۱</sup>

دکتر سیدمهدی برکچیان<sup>۲</sup>

کیوان اسلامی<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۱/۵/۲۴

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۰/۱۱/۱۱

## چکیده

هدف از این پژوهش، بررسی رابطه بین تقاضای اسمی و تولید حقیقی در اقتصاد ایران، در یک بازه زمانی پنجاه‌ساله است. به ویژه در این تحقیق بررسی خواهیم کرد که آیا این رابطه در طول پنج دهه گذشته دستخوش تغییر شده است یا خیر. مشاهدات ما نشان از وجود رابطه‌ای معنادار و قوی بین تولید و تقاضا در سال‌های

---

۱- این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد آقای کیوان اسلامی است.

\* رئیس دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، نویسنده مسئول، m.nili@sharif.edu

\*\* عضو هیأت علمی دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف و مدیر گروه مدل‌سازی

پژوهشکده پولی و بانکی، barakchian@sharif.ir

\*\*\* کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف.

پیش از دهه ۱۳۵۰ دارد. پس از یک شکست ساختاری در مقطع ۱۳۵۲، از اثرپذیری تولید حقیقی از تقاضای اسمی در فاصله سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۷۰ کاسته می‌شود. سپس از سال ۱۳۷۱، رابطه تولید و تقاضا در اقتصاد ایران کاملاً فرو می‌ریزد. مشاهدات بعدی نشان می‌دهد که عامل مؤثر در شکست ساختاری این رابطه در سال ۱۳۵۲، تغییر در سازوکار اطلاعاتی موجود در بازارهاست (سازوکار اطلاعات ناکامل) و عامل اصلی در شکست ساختاری دوم، تغییر در چسبندگی قیمت‌ها و در نتیجه، افزایش متوسط نرخ تورم است.

**واژه‌های کلیدی:** اطلاعات ناکامل، چسبندگی قیمت‌ها، هزینه‌های برچسب، منحنی فیلیپس، شکست ساختاری، استمرار چرخه‌های تجاری

طبقه‌بندی JEL: E12, E13, E24, E52, E32

## ۱. مقدمه

یکی از سؤالاتی که اقتصاد کلان همواره با آن مواجه بوده، آن است که آیا تغییرات بخش اسمی اقتصاد توان اثرگذاری بر بخش حقیقی را دارد یا خیر؟ به ویژه، آیا تغییر در تقاضای اسمی توان تغییر تولید حقیقی اقتصاد را داراست یا خیر؟ حجم ادبیاتی که به این موضوع اختصاص یافته، نشان از تلاش بسیار اقتصاددانان برای یافتن پاسخ این پرسش دارد. صرف نظر از اختلافاتی که همچنان میان اقتصاددانان به چشم می‌خورد، در تمامی پژوهش‌هایی که پاسخ مثبتی به این سؤال می‌دهند، وجود شکلی از عدم کارکرد کامل بازارها، عامل اصلی اثرگذاری تغییرات تقاضای اسمی بر بخش حقیقی اقتصاد است. بخصوص، دو شکل از این‌گونه ناکارایی‌ها در میان اقتصاددانان، بسیار مورد توجه واقع شده است؛ نقص اطلاعاتی موجود در بازارها که نخستین بار لوکاس<sup>۱</sup> (۱۹۷۲) مورد توجه قرار داد و چسبندگی قیمت‌ها (یا دستمزدها) که اقتصاددانانی چون روتمبرگ<sup>۲</sup> (۱۹۸۱)، منکیو<sup>۳</sup> (۱۹۸۵)، بلانچارد<sup>۴</sup> و کیوتاکي<sup>۵</sup> (۱۹۸۷) و برخی دیگر بررسی کردند.

هدف ما در این پژوهش یافتن پاسخی برای همین پرسش در اقتصاد ایران است. نمودار ۱ رشد GDP اسمی را (به عنوان مقیاسی از تقاضای اسمی) در اقتصاد ایران، در طول پنج دهه گذشته نشان می‌دهد.<sup>۶</sup> می‌خواهیم دریابیم که این تغییرات فقط به

1- Robert E. Lucas Jr.

2- Julio J. Rotemberg

3- N. Gregory Mankiw

4- Oliver J. Blanchard

5- Nobuhiro Kiyotaki

۶- داده‌های مورد استفاده در این گزارش برای سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶ از بانک اطلاعاتی سری‌های زمانی اقتصادی برداشت شده است. برای سال‌های پس از ۱۳۸۷، بسیاری از متغیرهای اقتصادی از سوی بانک مرکزی منتشر نشده‌اند. برای سال ۱۳۸۷، برآوردهای اولیه مربوط به شش‌ماهه نخست سال در نشریه خلاصه تحولات اقتصادی کشور، به عنوان مقیاسی از نرخ رشد تولید حقیقی و اسمی برای کل سال استفاده شده است. لگاریتم GDP حقیقی (بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶) به عنوان لگاریتم تولید حقیقی، لگاریتم GDP اسمی (بر حسب قیمت‌های جاری) به عنوان لگاریتم تولید اسمی و نسبت این دو به عنوان سطح عمومی قیمت‌ها مورد استفاده قرار گرفته است.

تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ تورم (همان‌طور که در نمودار ۲ نشان داده شده) منجر شده‌اند و یا تولید حقیقی را نیز تحت تأثیر قرار داده‌اند.

از دیگر سو، اقتصاد ایران در طول پنج دهه گذشته تغییرات فراوانی را پشت سر گذاشته است؛ انقلاب اسلامی و جنگ هشت‌ساله، تغییر در نهادهای اقتصادی و ساختار بازارها و تغییرات سیاست‌های پولی که دولت‌های مختلف در پیش گرفته‌اند (که آثار آنها در شکل‌های ۱ و ۲ به خوبی پیداست)، هر یک، آثار خود را بر اقتصاد بر جای گذاشته‌اند. در این پژوهش می‌خواهیم به بررسی این نکته بپردازیم که آیا این‌گونه تغییرات بر رابطه بین تورم و تولید حقیقی تأثیر داشته‌اند یا خیر.

افزون بر این، قصد داریم به این پرسش پاسخ دهیم که تغییر در کدام یک از ویژگی‌های بازارها موجب تغییر در رابطه تولید و تورم در اقتصاد ایران شده است (اگر تغییری مشاهده شود). برای این منظور، با تکیه بر پایه‌های تئوریک مدل اقتصادسنجی مورد استفاده و دلالت‌های تجربی هر یک، تلاش می‌کنیم به بررسی این نکته بپردازیم که کدام یک از این سازوکارهای تأثیرگذار در طول پنج دهه گذشته دچار تغییر شده‌اند.

یافته‌های ما نشان از آن دارد که تغییرات تقاضای اسمی در دوره‌هایی، در طول پنج دهه گذشته، توان تغییر تولید حقیقی در اقتصاد ایران را داشته است. با این حال، رابطه بین تولید و تقاضای اسمی این پنجاه سال ضعیف‌تر شده است. در حقیقت این کاهش اثرپذیری تقاضای اسمی، به طور پیوسته رخ نداده، بلکه به طور ویژه، در دو مقطع زمانی سال‌های ۱۳۵۲ و ۱۳۷۱، رابطه فیلیپس<sup>۱</sup> دچار شکست ساختاری شده است. همچنین، یافته‌های ما نشان از آن دارد که در مقطع نخست، تغییر در سازوکار اطلاعات ناکامل، نقش اصلی را در کاهش اثرپذیری تولید ایفا کرده است، در حالی که در مقطع شکست ساختاری دوم، تغییر در چسبندگی قیمت‌ها نقش اصلی را بازی می‌کند.

این یافته‌ها از آن جهت دارای اهمیت هستند که در وهله نخست، نگرش جامعی در خصوص رابطه تولید حقیقی و تقاضای اسمی به دست می‌دهند. به ویژه آنکه پژوهش‌های صورت‌پذیرفته تاکنون، امکان شکست ساختاری این رابطه را مد نظر قرار نداده‌اند. افزون بر این، مطالعه حاضر تلاش می‌کند که عوامل اصلی مؤثر بر این

شکست ساختاری را تعیین کند. در نهایت، پژوهش پیش‌رو دلالت‌های سیاست‌گذاری مهمی را در پی دارد؛ هر چند در مقطعی در اقتصاد ایران، تغییرات تقاضا توان تغییر تولید حقیقی و بیکاری را داشته است، لیکن این‌گونه سیاست‌ها (دست‌کم در دو دهه اخیر) اثر بخشی خود را از دست داده‌اند. مهم‌تر آنکه، استفاده پی‌درپی نهادهای سیاستگذار از این ابزار، موجب کم‌اثر شدن آن در اقتصاد ایران شده است.

در ادامه و در بخش دوم، مدل اقتصادسنجی را که پایه تخمین‌های ماست ارائه داده و به طور مختصر به پایه‌های تئوریک آن اشاره خواهیم کرد. در بخش سوم به نتایج برآورد چنین مدلی می‌پردازیم. بخش چهارم را به برخی نکات مربوط به برآورد اقتصادسنجی اختصاص داده‌ایم و در نهایت، در بخش پنجم تلاش می‌کنیم دلایلی برای مشاهدات خود در بخش‌های قبلی ارائه دهیم.

## ۲. مدل اقتصادسنجی

برای شروع، مدل اقتصادسنجی را که لوکاس (۱۹۷۳)، بال<sup>۱</sup> و دیگران (۱۹۸۸) و شماری دیگر از اقتصاددانان (از جمله شولتز<sup>۲</sup> (۱۹۸۴) و کیلی<sup>۳</sup> (۲۰۰۰)) برای پژوهش تجربی خود مورد استفاده قرار داده‌اند، در نظر می‌گیریم:

$$y_t = \text{constant} + \tau \Delta x_t + \lambda_{t-1} + \gamma \text{ time} \quad (1)$$

در این معادله،  $x$  تولید حقیقی و  $\Delta x$  معیاری از تغییرات تقاضای اسمی را در اقتصاد نشان می‌دهند. یک جمله ثابت، وقفه تولید حقیقی و یک روند زمانی نیز در معادله وارد شده‌اند. تمامی متغیرهایی که با حروف کوچک وارد شده‌اند، در مقیاس لگاریتمی هستند. پارامتر مورد توجه ما در این معادله † است که میزان اثر بخشی تغییرات تقاضای اسمی را در دوره نخست بر تولید حقیقی اقتصاد نشان می‌دهد (این پارامتر را از این پس پارامتر اثر بخشی<sup>۴</sup> می‌نامیم).

در تمامی مدل‌هایی که برای توجیه وجود چنین معادله‌ای تلاش می‌کنند، شکلی از ناکارایی در بازارها وجود دارد؛ یا به صورت نقص اطلاعاتی در بازارها آلوکاس

1- Laurence Ball

2- Charles L. Schultze

3- Michael T. Kiley

4- Trade-off Parameter

(۱۹۷۳، ۱۹۷۲) و منکیو و رایس<sup>۱</sup> (۲۰۰۲)، یا قراردادهای اسمی دستمزد و قیمت [گری<sup>۲</sup> (۱۹۷۶)، فیشر<sup>۳</sup> (۱۹۷۷) و تیلور<sup>۴</sup> (۱۹۸۰)]، یا انحراف از رفتار عقلایی [آکرلوف<sup>۵</sup> و یلن<sup>۶</sup> (۱۹۸۵)]، یا هزینه‌های جزئی تغییر قیمت [روتمبرگ (۱۹۸۱)، منکیو (۱۹۸۵)، بلانچارد و کیوتاکی (۱۹۸۷)، بال و دیگران (۱۹۸۸) و بال و رومر<sup>۷</sup> (۱۹۹۰)] و یا ترکیبی از اینها [کیلی (۲۰۰۰)].

دو رویکرد به این‌گونه ناکارایی‌ها، که نگرش غالب را در میان اقتصاددانان شکل داده، همان‌طور که در بخش پنجم خواهید دید، برای ما از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند؛ نخست رویکرد اطلاعات ناکامل<sup>۸</sup> لوکاس (۱۹۷۳) که بازار را متشکل از بنگاه‌هایی در نظر می‌گیرد که در بازارهای مجزا از یکدیگر فعالیت می‌کنند. از آنجا که در چنین اقتصادی، پس از مشاهده تغییر در تقاضای محصول، بنگاه‌ها قادر نیستند بخشی از این تغییر را که نتیجه تغییر در ذائقه مصرف‌کنندگان است از بخشی که نتیجه تغییرات تقاضای کل است تفکیک کنند، تغییرات تقاضای اسمی توان اثرگذاری بر تولید حقیقی را خواهد داشت. به بیان دیگر، وجود نقص اطلاعاتی در بازارها به مقدار غیرصفر پارامتر † منجر خواهد شد.

در رویکرد دوم که بال و دیگران (۱۹۸۸) پی می‌گیرند، وجود هزینه‌های منو<sup>۹</sup> در بازارها سبب می‌شود که بنگاه‌ها تمایلی به تنظیم پیوسته قیمت‌های خود نداشته باشند. این امر به چسبندگی قیمت‌ها در سطح کلان و بنابراین اثربخشی تغییرات تقاضای اسمی خواهد انجامید.<sup>۱۰</sup>

- 1- Ricardo Reis
- 2- Joanna Gray
- 3- Stanley Fischer
- 4- John B. Taylor
- 5- George A. Akerlof
- 6- Janet L. Yellen
- 7- David Romer
- 8- Imperfect Information
- 9- Menu Costs

۱۰- تلاش‌ها برای توضیح اینکه چگونه بنگاه‌های عقلایی به طور آگاهانه سبب ایجاد چسبندگی قیمت‌ها در سطح کلان خواهند شد، با کار روتمبرگ (۱۹۸۱) و منکیو (۱۹۸۵) برای توضیح آثار مرتبه نخست هزینه‌های مرتبه دوم تغییر قیمت در سطح خرد آغاز شد، با کار بلانچارد و کیوتاکی (۱۹۸۷) در ترسیم یک چارچوب رقابت انحصاری در بازارها و کار کلسو (۱۹۸۳) (Guillermo A. Calvo) در توضیح تنظیم پلکانی قیمت‌ها ادامه یافت و در نهایت به کار بال و دیگران (۱۹۸۵) انجامید که مهم‌ترین برتری آن در درونزاکردن تصمیم‌های قیمت‌گذاری بنگاه‌ها در اقتصاد بود.

### ۳. نتایج تجربی

برای برآورد رابطه‌ای مانند رابطه ۱، در وهله نخست می‌بایست معیاری برای تقاضای اسمی در اقتصاد بیابیم.

از دهه ۱۹۷۰ که اقتصاددانان به اهمیت شوک‌های عرضه در اقتصاد پی بردند، برآورد رابطه فیلیپس با یک مشکل ذاتی مواجه بوده است؛ سطح قیمت‌ها و تولید حقیقی در اقتصاد، نه تنها از شوک‌های تقاضا، بلکه از شوک‌های عرضه نیز متأثر می‌شوند. به بیان دیگر، مقادیر مشاهده‌شده نرخ تورم و تولید حقیقی در حقیقت حاصل تقاطع دو منحنی عرضه و تقاضای کل هستند که به طور پیوسته توسط شوک‌های عرضه و تقاضا تحت تأثیر قرار می‌گیرند. از این‌رو، در عمل نمی‌توان به طور دقیق تعیین کرد که تغییرات مشاهده‌شده در نرخ تورم و سطح تولید نتیجه وقوع یک شوک تقاضاست و یا یک شوک عرضه. به همین دلیل امکان برآورد دستگاه معادلاتی شامل عرضه و تقاضای کل، بدون تحمیل قیدی بر این دستگاه، وجود نخواهد داشت. انتخاب معیاری از تقاضای اسمی در اقتصاد، در حقیقت مشابه تحمیل چنین قیدی بر دستگاه معادلات همزمان است.

لوکاس (۱۹۷۳)، بال و دیگران (۱۹۸۸) و کیلی (۲۰۰۰) تولید اسمی را در اقتصاد به عنوان معیاری از تقاضای کل در نظر می‌گیرند. این مشابه مقید کردن کشش منحنی تقاضای کل (نسبت به سطح قیمت‌ها) به مقدار واحد است. به این ترتیب، یک شوک عرضه، تورم و (لگاریتم) تولید حقیقی را به میزان یکسان (ولی در خلاف جهت) تحت تأثیر قرار خواهد داد و مجموع آنها بدون تغییر باقی می‌ماند. از این‌رو، تغییرات تولید اسمی تنها نتیجه شوک‌های تقاضای اسمی در اقتصاد است.

ما نیز در گام نخست رویکرد مشابهی را برگزیده و کشش تقاضای کل را برابر با واحد فرض می‌کنیم،<sup>۱</sup> ولی پیش از برآورد معادله ۱ لازم است تغییراتی جزئی در آن اعمال شود.

همان‌طور که از نمودار ۳ پیداست، فرض خطی بودن لگاریتم تولید حقیقی در

۱- همان‌طور که رومر (۲۰۰۶) نیز اشاره می‌کند، شرط لازم دیگر برای در نظر گرفتن تولید اسمی به عنوان معیار تقاضای کل آن است که تغییرات این متغیر توسط عواملان اقتصادی قابل پیش‌بینی نباشد. در بخش ۴ به این موضوع باز خواهیم گشت.

اقتصاد ایران با واقعیت سازگاری چندانی ندارد. به ویژه در طول دوران هشت ساله جنگ تحمیلی، روند رشد تولید حقیقی در اقتصاد ایران به شدت کاهش یافته است. به همین دلیل یک روند مرتبه سوم را به عنوان روند رشد تولید حقیقی در اقتصاد ایران در نظر گرفته ایم. هر چند چنین فرضی را می توان مورد انتقاد قرار داد (به این دلیل که فرضی بیرونی را بر اقتصاد تحمیل کرده ایم و می تواند به نتایج مصنوعی منجر شود)، اما از آنجا که کاهش شدید رشد اقتصادی را در سال های جنگ به خوبی نشان می دهد، به نظر می رسد که نزدیک ترین تقریب به واقعیت های اقتصاد ایران باشد.<sup>۱</sup> با جدا کردن انحراف های تولید حقیقی از روند مرتبه سوم، می توان معادله ۱ را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$y_{c,t} = \text{constant} + \Delta x_t + y_{c,t-1} \quad (2)$$

که در آن  $y_c$  نشان دهنده جزء دوره ای لگاریتم تولید حقیقی است. با برآورد این معادله برای کل بازه زمانی ۱۳۳۹ تا ۱۳۸۷، مقدار پارامتر اثرپذیری برابر با ۰/۳۰ به دست می آید (تمامی پارامترها به جز جزء ثابت از نظر آماری معنادار هستند). این نشان می دهد که به طور متوسط در طول پنجاه سال اخیر، با وقوع یک شوک تقاضای اسمی، تقریباً یک سوم آن، در دوره نخست به تولید حقیقی منتقل

۱- افزون بر روند مرتبه سوم، از یک روند هودریک - پرسکات (Hodrick-Prescott) (با پارامتر تواتر ۱۰۰ برای داده های سالانه) و یک روند خطی شکسته نیز در برآوردها استفاده کردیم؛ هر چند کاربرد روند هودریک - پرسکات نتایج را چندان تحت تأثیر قرار نمی دهد، استفاده از روند خطی شکسته به نتایج غیرقابل اتکایی خواهد انجامید. دلیل این امر آن است که در حوالی نقاط تقاطع روندهای خطی، رفتار انحراف تولید حقیقی از روند دچار تغییرات ناگهانی شده و این امر سبب می شود که آزمون های شکست در این نقاط شکست ساختاری را نشان دهند. بهترین شیوه برای روندزدایی متغیرهایی مانند تولید و تقاضا در مطالعات چرخه های تجاری، استفاده از فیلترهای میان گذر (Band-Pass Filter) (مانند آنچه که بکستر و کینگ (۱۹۹۹) (Marianne Baxter & Robert G. King) ارائه داده و کینگ و واتسون (۱۹۹۴) (Mark W. Watson) از آن بهره می برند) و داده های فصلی است. به این ترتیب قادر خواهیم بود بخشی از نوسان ها را که چرخه های تجاری را تشکیل می دهند (نوسان هایی با دامنه تناوب میان هجده ماه تا هشت سال) جدا کرد. دسترسی نداشتن به داده های فصلی (برای سال های پیش از ۱۳۶۷) امکان استفاده از این شیوه را از ما سلب کرده است.



شده است. مقدار غیر صفر این پارامتر نشان از وجود شکلی از ناکارایی در بازارها (نقص اطلاعاتی، هزینه‌های منو یا ترکیبی از این دو) دارد.

با وجود این، هدف ما در این پژوهش برآورد معادله‌ای مانند ۲ در کل بازه زمانی پنجاه سال گذشته به روش حداقل مربعات نیست. هدف ما پاسخ به این پرسش است که تغییرات فضای اقتصاد ایران در طول پنج دهه گذشته چگونه بر رفتار آحاد اقتصادی در بازارها تأثیر گذاشته است.<sup>۱</sup>

به منظور تقریب اولیه‌ای برای پی‌بردن به امکان شکست ساختاری در رابطه تولید و تقاضا، یک رگرسیون گردشی<sup>۲</sup> را برآورد کردیم. برای این منظور پنجره‌ای به طول ده سال را در نظر گرفته و معادله ۲ را در این پنجره زمانی برآورد کردیم. سپس این بازه زمانی را یک سال به جلو برده و برآورد را تکرار نمودیم. مقدار پارامتر اثرپذیری برآوردشده برای این بازه‌های زمانی ده‌ساله متوالی در نمودار ۴ نشان داده شده است. همان‌طور که از این نمودار پیداست، تغییرات بنیادی در پارامتر اثرپذیری در طول این پنجاه سال به چشم می‌خورد.

رگرسیون گردشی، تخمین دقیقی از نقاط شکست و اساساً سطح معناداری آنها به دست نمی‌دهد؛ این روش تنها نگرش اولیه‌ای نسبت به امکان وقوع شکست ساختاری در اختیار ما می‌گذارد. از آنجا که شواهد قدرتمندی مبنی بر نقاط وقوع شکست در دست نداریم، ناگزیر از استفاده از یک آزمون شکست ساختاری در نقاط نامعین<sup>۳</sup> هستیم. افزون بر این، چنین آزمونی می‌بایست روشی برای آزمون نقاط متعدد شکست در نمونه، در اختیار ما قرار دهد. برای این منظور از روشی استفاده می‌کنیم که بای<sup>۴</sup> (۱۹۹۷) معرفی کرده است.

۱- یکی از نقدهای وارد بر لوکاس و بال و دیگران آن است که به طور ضمنی فرض می‌کنند پارامتر اثرپذیری در اقتصادهایی که مورد بررسی قرار می‌دهند، در طول زمان ثابت است. بیادری و دوپل (۲۰۰۰) (Paul Beaudry & Mahew Doyle)، بخشی و دیگران (۲۰۰۳) و سندا و اسمیت (۲۰۰۸) (Takashi Senda & Julie K. Smith) به این مشکل اشاره کرده‌اند. هرچند بال و دیگران امکان شکست ساختاری پارامتر اثرپذیری را در تحلیل خود مدنظر قرار می‌دهند، آن را به سال‌های اوایل دهه ۱۹۷۰ محدود می‌کنند.

2- Rolling Regression

3- Unknown Break-Point Structural Break Test

4- Jushan Bai

به این ترتیب قادر خواهیم بود که امکان شکست در نقاط متعدد نمونه را مورد بررسی قرار دهیم. همچنین استراتژی بای، برآوردگری برای تخمین نقاط شکست در اختیار ما قرار خواهد داد. برای تعیین نقاط شکست، به تبعیت از استراتژی بای، آماره والد<sup>۱</sup> را با فرض امکان تغییر در پارامتر اثرپذیری تولید در کل نمونه (با فرض پارامتر برش متقارن<sup>۲</sup> ۱۵ درصد دو انتهای نمونه) محاسبه می‌کنیم. آماره سوپریموم والد<sup>۳</sup> از مقدار بحرانی خود بالاتر رفته و نشان از وقوع شکست ساختاری در نمونه دارد. افزون بر این، آماره والد بیشترین مقدار خود را در سال ۱۳۷۲ اختیار می‌کند. برای تعیین دیگر نقاط احتمالی شکست، نمونه را از این مقطع به دو زیربازه تقسیم می‌کنیم و استراتژی بای را در هر یک از دو زیربازه پی می‌گیریم. در زیربازه ۱۳۳۹-۱۳۷۱، یک نقطه شکست در سال ۱۳۵۲ (در سطح اطمینان ۷۷ درصد) تعیین می‌شود. با شکستن نمونه به زیربازه‌های بیشتر، دو شکست ساختاری دیگر در سال‌های ۱۳۴۴ و ۱۳۶۱ (به ترتیب در سطح اطمینان ۹۵ و ۷۳ درصد) تعیین می‌شوند.

از آنجا که دو شکست ساختاری ۱۳۵۲ و ۱۳۷۲ در نمونه‌هایی با بیش از یک شکست ساختاری تعیین شده‌اند، لازم است آنها را دوباره تصحیح کنیم. برای این منظور زیربازه‌های ۱۳۶۱-۱۳۸۷ و ۱۳۴۴-۱۳۶۰ را در نظر گرفته و آماره والد را در آنها تعیین می‌کنیم. به این ترتیب دو نقطه ۱۳۵۲ و ۱۳۷۱ (در سطوح اطمینان ۹۳ و ۹۹ درصد) به عنوان نقاط شکست ساختاری تعیین می‌شوند.

چنانچه فرضیات به کاررفته در برآورد رابطه ۲ قابل قبول باشند، رابطه میان تولید و تقاضا در اقتصاد ایران در چهار مقطع زمانی (سال‌های ۱۳۴۴، ۱۳۵۲، ۱۳۶۱ و ۱۳۷۱) دچار شکست ساختاری شده است. به بیان دیگر، تغییرات فضای اقتصاد ایران در طول این پنج دهه، اثرپذیری تولید حقیقی از تغییرات تقاضای اسمی را بدون تغییر باقی نگذاشته است. با این حال پیش از هرگونه اظهار نظری در خصوص دلایل شکست‌های ساختاری مشاهده‌شده، ضروری است در خصوص مربوط یا نامربوط بودن فرضیاتمان اندکی تأمل کنیم.

- 
- 1- Wald Statistic
  - 2- Symmetric Trimming Parameter
  - 3- Suprimum Wald Statistic

## ۴. برخی ملاحظات اقتصادسنجی

### ۴-۱. کشش واحد تقاضای کل

یک مشکل اساسی در برآورد معادله ۲ به طور خاص و در برآورد هر شکلی از منحنی فیلیپس به طور عام، اثر همزمان<sup>۱</sup> نوسان‌های تولید حقیقی (در نتیجه شوک‌های عرضه یا تقاضا) بر معیار در نظر گرفته شده از تقاضای اسمی در اقتصاد (در اینجا GDP اسمی) است. برای فائق آمدن بر این مشکل، فرض کرده‌ایم که کشش تقاضای کل برابر واحد است و بنابراین تولید اسمی از شوک‌های عرضه تأثیری نمی‌پذیرد. این در حقیقت هزینه‌ای است که برای مطالعه درباره بخش عرضه اقتصاد می‌پردازیم.

هر چند روش مستقیمی برای برآورد کشش تقاضا وجود ندارد (برای این منظور ناگزیر از تحمیل قیدی بر منحنی عرضه خواهیم بود)، می‌توان از یک رویکرد غیرمستقیم برای این منظور بهره برد؛ می‌توان چارچوب آشنای IS-LM هیکسی<sup>۲</sup> را برگزید و با تخمین پارامترهای معادلات سرمایه‌گذاری - پس‌انداز و ترجیحات نقدینگی - عرضه پول<sup>۳</sup> تخمینی را از کشش تقاضا به دست آورد. هرچند این روش برآورد دقیقی از کشش تقاضا به دست نمی‌دهد، می‌تواند تخمین اولیه‌ای از کشش تقاضا را فراهم کند. برای این منظور شکل‌های ساده زیر (روابط ۳ و ۴) را برای دو منحنی IS و LM در نظر می‌گیریم:

$$Y = C(Y - T, r) + I(Y, r) + G \quad (۳)$$

$$M / P = L(Y, r) \quad (۴)$$

که اولی، تعادل میان مخارج مورد انتظار و حقیقی را در بازار محصول و دومی، مقادیر

1- Contemporaneous Effect

2- Hicksian IS-LM Framework

3- Investment-Saving and Liquidity Preference-Money Supply

نرخ بهره و تولید متناظر با تعادل در بازار پول را نشان می‌دهد.<sup>۱</sup> با برونزا فرض کردن مخارج دولت و مالیات و مشتق گرفتن از عبارات اخیر و جایگذاری آنها، کشش تقاضای کل نسبت به سطح عمومی قیمت‌ها به صورت رابطه ۵ ساده می‌شود:

$$\tilde{p} = - \frac{\left( \frac{C}{Y} \dots_r + \frac{1}{Y} y_r \right)}{v_r (1 - \partial c / \partial Y - \partial I / \partial Y) + v_Y \left( \frac{C}{Y} \dots_r + \frac{1}{Y} y_r \right)} \quad (5)$$

که در آن  $y_r, \dots_r, v_r$  و  $v_Y$  به ترتیب کشش هزینه‌های مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره و کشش تقاضای پول نسبت به نرخ بهره و هزینه‌های حقیقی (تولید حقیقی) هستند. با توجه به این معادله، چنانچه بتوان نسبت هزینه‌های مصرفی خصوصی به هزینه‌های حقیقی و نسبت هزینه‌های سرمایه‌گذاری به هزینه‌های حقیقی را به صورت ثابت در نظر گرفت (چنانکه منکیو و سامرز<sup>۲</sup> (۱۹۸۶) در نظر می‌گیرند)، آنگاه می‌توان کشش تقاضای کل نسبت به قیمت را با برآورد یک تابع تقاضای پول و کشش سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره به دست آورد.

#### ۴-۱-۱. برآورد کشش تقاضا

پیش از برآورد یک تابع استاندارد تقاضای پول، ضروری است به این نکته اشاره شود که در میان اقتصاددانان، بحث‌های زیادی در مورد استفاده از هزینه‌های حقیقی به عنوان متغیر مقیاس<sup>۳</sup> در تابع تقاضای پول، وجود داشته است. بیشتر این بحث‌ها حول محور انتخاب متغیری قرار دارند که به باثبات‌ترین تابع تقاضای پول بینجامد.

۱- بدیهی است که چارچوب IS-LM در توضیح بخش عرضه اقتصاد دارای نواقص متعددی است؛ برای نمونه نقش انتظارات در تقاضای محصول و تفاوت میان نرخ بهره بلندمدت و کوتاه‌مدت در شکل‌گیری تقاضای سرمایه‌گذاری و پس‌انداز در این رویکرد کاملاً نادیده گرفته می‌شوند. تأکید می‌کنیم که هدف ما در این بخش، برآورد مقداری دقیق برای کشش تقاضای کل نیست، بلکه فقط می‌خواهیم تخمین اولیه‌ای از مقدار این پارامتر به دست آوریم و آن را با فرض اولیه خود مقایسه کنیم.

2- Lawrence H. Summers

3- Scale Variable

این موضوع از آن جهت برای ما اهمیت دارد که در پی یافتن تابع تقاضایی کلی هستیم که در طول زمان باثبات باشد و بنابراین موجب بی‌ثباتی مقادیر برآوردشده پارامتر اثرپذیری نشود.

با توجه به منکیو و سامرز (۱۹۸۶)، چنانچه به پول به عنوان یکی از عناصر اصلی پورتفوی عاملان اقتصادی بنگریم (چنانچه در رویکرد پورتفولیو به پول<sup>۱</sup> چنین می‌کنیم)، آنگاه هزینه‌های مصرفی خصوصی عاملان اقتصادی، با توجه به فرضیه‌های درآمد دائمی<sup>۲</sup> و هموارسازی مصرف<sup>۳</sup>، مهم‌ترین متغیر در تصمیم‌های آنها در خصوص نگهداری پول خواهد بود. دلیل این امر آن است که هزینه‌های مصرفی خصوصی، تابع مستقیمی از انتظارات عاملان اقتصادی در خصوص درآمد آنها در بلندمدت خواهد بود. از سوی دیگر چنانچه به تقاضای پول به عنوان تابعی از میزان مبادلات اقتصادی در بازار نگاه کنیم، مخارج مصرفی همچنان پررنگ‌ترین نقش را در تقاضای مبادلاتی پول خواهد داشت.

به این ترتیب، دو متغیر مقیاس را به منظور مقایسه عملکرد آنها در تابع تقاضای پول برمی‌گزینیم؛ هزینه‌های مصرفی خصوصی و هزینه‌های حقیقی (لگاریتم مقدار سرانه آنها را انتخاب می‌کنیم).<sup>۴</sup> در هر مورد، معیار  $M_2$  از حجم پول را با استفاده از شاخص قیمت متناسب با متغیر مقیاس مناسب تعدیل کردیم تا حجم حقیقی پول

1- Portfolio Approach

2- Permanent Income

3- Consumption Smoothing

۴- انتخاب‌های دیگری را نیز می‌توان برای متغیر مقیاس در نظر گرفت؛ هزینه‌های خصوصی برای کالاهای بی‌دوام و خدمات، درآمد قابل تصرف، کل هزینه‌های خصوصی (سرمایه‌گذاری و مصرف خصوصی)، فروش نهایی (Final Sales)، جذب داخلی (Domestic Absorption) نمونه‌هایی از این متغیرها هستند. بیشتر پژوهش‌های صورت‌گرفته در حوزه تقاضای پول، به پیروی از فریدمن و شوارتز (۱۹۶۳) (Milton Friedman & Anna J. Schwartz)، فرض می‌کنند که سرعت گردش پول می‌بایست در اقتصاد باثبات باشد. به ویژه توجه کنید که به سرعت گردش پول می‌توان به صورت یک تابع تقاضای ساده پول نگاه کرد که در آن، کشش تقاضا نسبت به متغیر مقیاس برابر واحد و کشش تقاضا نسبت به نرخ بهره صفر است. به این ترتیب می‌توان با انتخاب متغیرهای مقیاس مختلف، سرعت گردش پول را با استفاده از هر دو مقیاس  $M_1$  و  $M_2$  به دست آورد. سپس با تعیین خطای استاندارد برآورد مقادیر محاسبه‌شده سرعت گردش پول بر یک روند مرتبه سوم می‌توان میزان ثبات هر یک از متغیرهای انتخاب‌شده را تعیین کرد. معیار دیگری از ثبات سرعت گردش پول، انحراف معیار لگاریتم سرعت گردش پول است. به طور کلی، در تمامی حالات، دو متغیر هزینه‌های مصرفی خصوصی و هزینه‌های حقیقی بهترین کارکرد را در میان سایر متغیرها نشان دادند. از این رو، این دو متغیر را برای برآورد یک تابع تقاضای پول کلی‌تر برگزیدیم.

به دست آید.<sup>۱</sup> به عنوان معیاری از نرخ بهره، از نرخ بهره موزون سپرده‌های بانکی استفاده کرده‌ایم. افزون بر این، یک روند زمانی و نیز وقفه حجم حقیقی پول را نیز در برآورد خود وارد کرده‌ایم.<sup>۲</sup>

با برآورد دو معادله تقاضای پول، هزینه‌های حقیقی را متغیر مقیاس مناسب‌تری برای استفاده در تابع تقاضا دیدیم؛ این متغیر به خطای استاندارد برآورد کوچک‌تر و نیز پارامترهایی (به لحاظ آماری) معنادارتر می‌انجامد. با انتخاب این متغیر مقیاس، کشش تقاضای پول نسبت به نرخ بهره و هزینه‌های حقیقی به ترتیب برابر با ۰/۳۰ و ۰/۴۵ به دست می‌آید.

با به دست آوردن مقادیر دو پارامتر  $V_r$  و  $V_y$ ، می‌بایست در خصوص دو پارامتر  $\gamma$  و  $\lambda$  تصمیم بگیریم. به جای برآورد مستقیم این دو پارامتر، آنها را با استفاده از نتایج درگاهی (۱۳۸۳) به ترتیب برابر با ۰/۲۳ و ۰/۲۶ کالیبره می‌کنیم.<sup>۳</sup>

در نهایت، با فرض ثابت بودن نسبت هزینه‌های مصرفی خصوصی به هزینه‌های حقیقی و نسبت هزینه‌های سرمایه‌گذاری خصوصی به هزینه‌های حقیقی، می‌توان کشش تقاضای کل را تعیین کرد. اگر این دو متغیر را به ترتیب برابر با ۰/۴۵ و ۰/۲۰ (برابر با مقدار متوسط آنها در پنج دهه گذشته) در نظر بگیریم، کشش تقاضای کل در اقتصاد ایران برابر با ۰/۸، اندکی کوچک‌تر از مقدار واحد به دست می‌آید.

#### ۴-۱-۲. برآورد پارامتر اثرپذیری با استفاده از مقدار جدید کشش تقاضا

با استفاده از این مقدار جدید کشش تقاضا می‌توان سری زمانی تقاضای کل را برای

۱- سؤالی که مطرح می‌شود آن است که چرا از حجم نقدینگی برای برآورد تابع تقاضای پول استفاده کرده‌ایم و نه از پایه پولی ( $M_1$ ). دلیل این امر آن است که عاملان اقتصادی در تصمیم‌گیری‌های خود در خصوص تقاضای پول، بیشتر، حجم نقدینگی را مد نظر قرار می‌دهند (تا پایه پولی). از همین روست که بال و دیگران (۱۹۸۸) از این متغیر برای کالیبره کردن نتایج خود بهره می‌برند.

۲- وارد کردن وقفه حجم پول در معادله سبب از میان رفتن خودهمبستگی جملات پسماند برآورد شده و به ما این امکان را می‌دهد که از استراتژی بای (۱۹۹۷) برای آزمون شکست ساختاری تابع تقاضای پول بهره ببریم.

۳- فریدمن (۱۹۷۷، ۱۹۷۸) (Benjamin M. Friedman) و هال (۱۹۷۷) (Robert E. Hall) [که منکیو و سامرز (۱۹۸۶) نتایج خود را با استفاده از آنها کالیبره می‌کنند] روش‌هایی برای برآورد این دو متغیر ارائه داده‌اند.

تمام سال‌های موجود در نمونه (به سادگی و با محاسبه مقدار  $x = 0.8p + y$ ) به دست آورد. با برآورد رابطه ۲ با استفاده از این معیار جدید تقاضای کل، پارامتر اثرپذیری برای کل بازه زمانی، ۰/۴۰ به دست می‌آید. با این حال، در نتایج قبلی ما در خصوص نقاط شکست ساختاری معادله در نمونه، تغییری حاصل نخواهد شد. استراتژی بای (۱۹۹۷) همچنان نقاط شکست را در چهار مقطع زمانی قبلی نشان می‌دهد.

هر چند بین اقتصاددانان اختلاف نظر چندانی در خصوص امکان شکست ساختاری معادله تقاضای کل وجود نداشته است، اما می‌توان این سؤال را بررسی کرد که آیا شکست‌های ساختاری مشاهده‌شده در پارامتر اثرپذیری، نتیجه بی‌ثباتی تقاضای کل در اقتصاد ایران بوده است؟ از آنجا که معادله تقاضای کل را به طور مستقیم تخمین نزده‌ایم، روش مستقیمی برای آزمون چنین فرضی وجود ندارد. با این حال می‌توان امکان شکست ساختاری اجزای این معادله را که برای برآورد کشش تقاضا مورد استفاده قرار گرفته‌اند، بررسی کرد. اولاً درگاهی (۱۳۸۳) هیچ بی‌ثباتی را در خصوص معادلات سرمایه‌گذاری و مصرف گزارش نکرده است. ثانیاً استراتژی بای وقوع شکست ساختاری را در تابع تقاضای پول برآوردشده، تأیید نمی‌کند. به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که شکست‌های ساختاری مشاهده‌شده در پارامتر اثرپذیری تولید، (دست‌کم) نتیجه بی‌ثباتی تابع تقاضا در اقتصاد ایران نبوده است.<sup>۱</sup>

۱- بال و دیگران (۱۹۸۸) روش دیگری را برای آزمون مربوط بودن فرض کشش تقاضای واحد به کار می‌برند؛ ایشان فرم کلی  $ap+y$  را برای تقاضای کل در نظر گرفته و برآوردهای خود را برای محدوده قابل قبولی از مقادیر پارامتر کشش (۲) تکرار می‌کنند. با در نظر گرفتن  $\Delta(\Gamma p + y)$  به عنوان معیار تغییرات تقاضا در اقتصاد ایران، برای مقدار  $\Gamma = 0/5$  استراتژی بای دیگر شکست ساختاری را در مقطع ۱۳۶۱ نشان نمی‌دهد. برای مقدار  $\Gamma = 0/67$  نتایج، تفاوت چندانی با کشش ۰/۸ تقاضای کل ندارند. با این حال، برای مقادیر  $\Gamma = 0/1/5$  و  $\Gamma = 2$  آزمون شکست ساختاری به نتایج متناقضی خواهد انجامید. همان‌طور که اشاره شد، انتخاب مقدار نامربوطی برای کشش تقاضا سبب می‌شود که معیار تقاضای اسمی از شوک‌های عرضه به طور قابل توجهی تأثیر بپذیرند. این امکان وجود دارد که نتایج غیرقابل اتکای مشاهده‌شده برای مقادیر کشش بیشتر از واحد، نتیجه این تأثیر شوک‌های عرضه در اقتصاد باشد. از سوی دیگر، امکان دارد که کشش تقاضا در واقعیت کوچک‌تر از مقدار در نظر گرفته‌شده ۰/۸ باشد. به این ترتیب، برآورد سال ۱۳۶۱ به عنوان مقطع شکست ساختاری را می‌توان به حضور شوک‌های بزرگ عرضه در اقتصاد در این سال نسبت داد و نه یک تغییر ساختاری در رابطه تولید و تقاضا.

## ۴-۲. شوک‌های تقاضا

از زمانی که فریدمن (۱۹۶۸) فرضیه نرخ طبیعی را مطرح کرد و لوکاس (۱۹۷۲) فرضیه انتظارات عقلایی را به عنوان تنها مدل قابل قبول شکل‌گیری انتظارات عاملان اقتصادی معرفی نمود، تقریباً تمامی مدل‌های تئوریک ارائه‌شده در حوزه منحنی فیلیپس این دو فرضیه را (که یکی نتیجه طبیعی دیگری است) به عنوان اصول غیرقابل انکار مدل‌های خود پذیرفته‌اند؛ تنها بخشی از شوک‌های اسمی تقاضا توان ایجاد تغییرات حقیقی را در اقتصاد دارند که از پیش توسط عاملان اقتصادی قابل پیش‌بینی نباشند. مدل‌های لوکاس (۱۹۷۳)، بال و دیگران (۱۹۸۸) و کیلی (۲۰۰۰) - که در بخش پنجم بیشتر به آن خواهیم پرداخت - نیز در این میان استثنا نیستند. در حقیقت معادل تئوریک رابطه ۲ در این مدل‌ها، به صورت معادله ۶ است:

$$y = \ddagger(x_t - E_{t-1}x_t) + \sum_i a_i(x_{t-i} - E_{t-i-1}x_{t-i}) + S'Z_t \quad (۶)$$

که در آن،  $E_t$  نشان‌دهنده انتظارات مبتنی بر اطلاعات در دوره  $t$  است و  $Z$  برداری حاوی سایر متغیرهای تعیین‌کننده در رابطه تولید و تقاضاست.

رابطه ۶ از دو نظر با رابطه ۲ تفاوت دارد؛ یکی استفاده از تغییرات تقاضای اسمی ( $\Delta x$ ) به جای شوک‌های غیرقابل پیش‌بینی تقاضا و دیگری حذف جملات مربوط به شوک‌های تقاضا در دوره‌های پیشین.<sup>۱</sup> بر اساس تعریف، شوک‌های تقاضای اسمی بخشی از تغییرات تقاضا در هر دوره هستند که توسط اطلاعات موجود در دوره‌های قبل قابل پیش‌بینی نباشند. به این ترتیب از قلم افتادن این جملات در رابطه ۲ در برآورد پارامتر اثرپذیری ایجاد تورش نخواهد کرد. از سوی دیگر، وجود جمله وقفه تولید حقیقی در معادله، عاملی است که بخش قابل پیش‌بینی تغییرات تقاضا را

۱- هرچند در مدل بال و دیگران (۱۹۸۸) [او کیلی (۲۰۰۰)] ساختار پلکانی تنظیم قیمت‌ها سبب می‌شود که اثر شوک‌های تقاضا تا مدتی در بخش حقیقی باقی بماند، در مدل لوکاس (۱۹۷۳) به محض اطلاع‌یافتن بنگاه‌ها از شوک‌های تقاضا، این آثار از میان می‌روند. از این‌رو، جملات مربوط به شوک‌های تقاضا در دوره‌های پیش، جزئی ذاتی از مدل لوکاس نیستند.



کنترل می‌کند.<sup>۱</sup>

نقدی که همچنان بر معادله ۲ وارد است، معدود بودن تعداد متغیرهای کنترل است. برای فائق آمدن بر این مشکل می‌توان متغیرهای دیگری را نیز به عنوان متغیر کنترلی (که اطلاعات عاملان اقتصادی را در دوره‌های پیشین کنترل می‌کند) وارد معادله کرد.<sup>۲</sup> برای این منظور دو وقفه تقاضای اسمی را به عنوان متغیرهایی که بخش عمده‌ای از روند سیاست‌های طرف تقاضا را در اقتصاد ایران توضیح می‌دهند وارد معادله ۲ کردیم. با این کار، پارامتر اثرپذیری در کل نمونه از مقدار  $0/40$  به  $0/31$  کاهش می‌یابد. مهم‌تر از آن، استراتژی بای (۱۹۹۷) دیگر شکست ساختاری در مقطع زمانی ۱۳۴۴ را تأیید نمی‌کند. شکست در سه سال ۱۳۵۲، ۱۳۶۱ و ۱۳۷۱ همچنان (در سطوح بالاتر از ۹۵ درصد) تأیید می‌شود.

#### ۴-۳. شوک‌های عرضه

حضور شوک‌های عرضه در اقتصاد، تفکیک آثار حقیقی شوک‌های تقاضای اسمی را مشکل می‌کند. این موضوع، به ویژه زمانی که متغیر ابزاری انتخاب شده (با فرض کشش  $0/8$  تقاضای کل) در واقعیت از شوک‌های عرضه تأثیر پذیرد، نتایج را تحت تأثیر قرار خواهد داد. از سوی دیگر، چنانچه میان شوک‌های عرضه و نحوه واکنش نهاد پولی نسبت به این‌گونه شوک‌ها (در تنظیم سیاست‌های پولی) بازخورد نظام یافته‌ای وجود داشته باشد، تخمین پارامتر اثرپذیری دچار تورش خواهد بود [گوردون<sup>۳</sup> (۱۹۹۰)].

قیمت نفت توسط اقتصاددانان بسیاری به عنوان معیار مناسبی از شوک‌های عرضه در اقتصاد معرفی شده است (بال و دیگران (۱۹۸۸) و کیلی (۲۰۰۰) از متغیری مجازی مبتنی بر شوک‌های نفتی در مطالعه خود استفاده می‌کنند). این متغیر، به ویژه در مورد اقتصاد ایران که وابستگی زیادی به نفت دارد، اهمیت زیادی

۱- جمله ثابت نیز در این معادله چنین نقشی ایفا می‌کند؛ به عنوان مثال لوکاس (۱۹۷۳) فرض می‌کند که تغییرات تقاضا در هر دوره مجموع یک جمله ثابت و یک شوک وایت نویز (White Noise) است.

۲- توجه داشته باشید که چنین کاری خالی از هزینه نیست؛ افزایش تعداد متغیرهای توضیح‌دهنده در مدل، از توان آزمون شکست ساختاری در نقاط نزدیک به دو انتهای نمونه می‌کاهد.

3- Robert J. Gordon

دارد.

با وجود این، آثار شوک‌های نفتی در اقتصاد ایران به کلی با آنچه در اقتصادهای توسعه‌یافته مشاهده می‌شود متفاوت است؛ در بیشتر اقتصادهای پیشرفته، یک شوک نفتی (از طریق متأثر ساختن هزینه انرژی و حمل و نقل) هزینه تمام‌شده تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با این حال، در اقتصاد ایران، دست‌کم تا سال‌های پیش از ۱۳۸۸، بنگاه‌ها تا حدود زیادی برای ثابت نگاه‌داشتن هزینه انرژی، وابسته به یارانه‌های دولتی هستند. در مقابل با افزایش قیمت نفت، به دلیل افزایش درآمدهای دولت از محل صادرات نفت و فراورده‌های آن، واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای و نیز پایه پولی افزایش می‌یابند. با افزایش واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای ارزان قیمت، تولید بنگاه‌ها نیز افزایش می‌یابد. به همین دلیل ممکن است به نظر برسد که بالارفتن تولید حقیقی در اقتصاد نتیجه افزایش پایه پولی و یک شوک تقاضای اسمی است. در حالی که در واقعیت وابستگی این دو متغیر، نتیجه حضور سازوکارهای دیگری جز سازوکارهای معمول انتقال آثار شوک‌های تقاضا به بخش حقیقی بوده است.

این امر به معنای حضور یک رابطه نظام‌یافته میان شوک‌های نفتی و واکنش سیاستگذار پولی در اقتصاد ایران نیست؛ با وقوع یک شوک منفی قیمت نفت، نهاد پولی امکان فراهم کردن ارز برای وارد کردن کالاهای اولیه و واسطه‌ای را از دست می‌دهد. با وجود این، دولت در بودجه خود (که در حضور شوک‌های مثبت نفتی افزایش یافته است) با کسری مواجه شده و (به طور تاریخی) این کسری را با استقراض از بانک مرکزی و افزایش پایه پولی جبران می‌کند.

با وجود این توضیحات، گوردون (۱۹۹۰) توصیه می‌کند که حتی در صورت نبود بازخورد نظام‌یافته میان شوک‌های عرضه و واکنش نهاد پولی، شاخصی از این شوک‌ها را (زمانی که چنین شاخصی در دسترس است) وارد مدل کنیم. با توجه به آنچه در خصوص اهمیت شوک‌های نفتی در اقتصاد ایران و سازوکارهایی که از آن طریق بر بازار تأثیر می‌گذارند گفته شد، انحراف واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای را به عنوان شاخصی از آن بخش از شوک‌های نفتی که بر تولید اثرگذارند،

در معادله وارد کردیم. نمودار ۵، لگاریتم واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای حقیقی را همراه با روند هودریک - پرسکات آن نمایش می‌دهد.<sup>۱</sup> با وارد کردن این شاخص از شوک‌های عرضه در مدل، پارامتر اثرپذیری برآوردشده برای کل بازه زمانی، تغییر درخور توجهی نشان نمی‌دهد. دلیل این امر می‌تواند استفاده از متغیر ابزاری درست  $(0.8p + \gamma)$  در برآوردها، نبود بازخورد نظام‌یافته در سیاستگذاری پولی یا عدم انتخاب شاخصی درست از شوک‌های عرضه باشد. استراتژی بای (۱۹۹۷) در این حالت نیز نشان از شکست ساختاری پارامتر اثرپذیری در همان مقاطع زمانی قبلی دارد.<sup>۲</sup>

## ۵. دلایل تغییرات شیب منحنی فیلپس

کلی‌ترین شکل مدل اقتصادسنجی مورد استفاده را می‌توان به صورت رابطه ۷ نشان داد:

$$y_{c,t} = \text{constant} + \beta \Delta x_t + \gamma y_{c,t-1} + g_1 \Delta x_{t-1} + g_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \text{imp}_{c,t} \quad (7)$$

۱- واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای بر مبنای ریال و با کمک نرخ ارز موزون محاسبه شده‌اند. دلیل این امر آن است که دست‌کم تا اوایل دهه هشتاد، نرخ ارز در ایران دونرخ‌ی بوده است. یک نقد عمده در مورد متغیر انحرافات واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای، استفاده از فیلتر هودریک - پرسکات (با شاخص تواتر ۱۰۰) برای روندزدایی این متغیر است؛ در اینجا نیز تحمیل چنین روندی بر متغیر می‌تواند به نتایج غیرواقعی بینجامد. دلیل استفاده از فیلتر هودریک - پرسکات آن است که در پی بخشی از نوسان‌های این متغیر بوده‌ایم که ماهیت شوک داشته‌اند (در حالی که در روندزدایی از تولید حقیقی، قصد ما جدا کردن بخشی از نوسان‌های تولید است که ماهیت چرخه تجاری داشته‌اند).

۲- نکته نهایی که باید بدان اشاره شود آن است که اقتصاد ایران از شوک‌های دیگری نیز غیر از شوک‌های نفتی در پنج دهه اخیر تأثیر پذیرفته است. جنگ هشت‌ساله و انقلاب اسلامی از جمله این تحولات تأثیرگذار بوده‌اند. وارد کردن متغیرهای مجازی نشان‌دهنده این تحولات، تعداد متغیرهای توضیح‌دهنده مدل را بیش از حد بالا برده و امکان استفاده از آزمون شکست ساختاری را از ما سلب می‌کند. با وجود این، زمانی که متغیر انحرافات واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای با سه متغیر مجازی نشان‌دهنده سال‌های پیش و پس از انقلاب و سال‌های پایانی جنگ جایگزین می‌شود، تغییر قابل ملاحظه‌ای در نتایج به وجود نمی‌آید.

در این معادله،  $x$  شاخص جدید شوک‌های تقاضاست  $(0.8p + y)$  و  $imp_c$  انحراف واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای از روند را نشان می‌دهند. آزمون سوپریموم والد شکست ساختاری پارامتر اثرپذیری ( $\beta$ ) را در سه سال ۱۳۵۲، ۱۳۶۱ و ۱۳۷۱ (در سطح بالاتر از ۹۷ درصد) نشان می‌دهد. گام پایانی، ساختن فواصل اطمینان برای این سه مقطع شکست ساختاری با استفاده از توزیع احتمال برآوردگر نقطه شکست می‌باشد که بای (۱۹۹۷) ارائه کرده است. بدون پرداختن به جزئیات پیچیده ریاضی، سه بازه اطمینان ۹۵ درصد برای این سه مقطع شکست عبارت‌اند از: ۱۳۵۱-۱۳۵۳، ۱۳۶۰-۱۳۶۲ و ۱۳۷۰-۱۳۷۲.

با برآورد رابطه ۸ برای سال‌های میان این مقاطع شکست، نتایجی مشابه جدول ۱ به دست خواهد آمد.<sup>۱</sup> همان‌طور که از ستون نخست جدول ۱ پیداست، در سال‌های پیش از ۱۳۵۲، پارامتر اثرپذیری مقدار نسبتاً بالایی داشته و حدود  $\frac{2}{3}$  یک شوک تقاضای اسمی در سال نخست در تولید حقیقی ظاهر می‌شود. با وجود این، در سال‌های پس از ۱۳۵۲ پارامتر اثرپذیری تولید به نصف کاهش می‌یابد (ستون پنجم جدول ۱).

مقایسه ستون‌های دوم و سوم جدول ۱، ما را در پذیرفتن سال ۱۳۶۱ به عنوان مقطع شکست ساختاری دچار تردید می‌کند. این امر، به ویژه زمانی که مقادیر پارامتر اثرپذیری را در این دو معادله با ستون پنجم مقایسه می‌کنیم، جلب توجه می‌کند؛ تفاوت معناداری بین مقادیر برآوردشده پارامتر اثرپذیری در بازه‌های زمانی ۱۳۵۲-۱۳۶۰، ۱۳۶۱-۱۳۷۰ و ۱۳۵۲-۱۳۷۰ مشاهده نمی‌شود. به این ترتیب نمی‌توان مقطع ۱۳۶۱ را به عنوان مقطع شکست ساختاری این پارامتر برشمرد.<sup>۲</sup>

۱- یک سؤال طبیعی که مطرح می‌شود آن است که چرا رابطه ۸ را برای بازه‌های زمانی بین بازه‌های اطمینان برآورد نکنیم. حذف کردن بازه‌های اطمینان نقاط شکست از نمونه سبب می‌شود که شش سال از مجموع پنجاه دوره نمونه حذف شوند.

۲- برآورد سال ۱۳۶۱ به عنوان مقطع شکست ممکن است دو دلیل دیگر به غیر از تغییر ساختاری پارامتر اثرپذیری داشته باشد؛ نخست آنکه سال ۱۳۶۱ دقیقاً منطبق بر نقطه عطف روند درجه سومی است که برای تولید حقیقی در نظر گرفته‌ایم. این امر سبب می‌شود که رفتار نوسان‌های تجاری تولید به طور ناگهانی در این نقطه تغییر کرده و سبب برآورد نادرست مقطع شکست شود. از سوی دیگر چنانچه مقدار حقیقی کشش تقاضا در اقتصاد ایران کمتر از عدد  $0/8$  باشد، همان‌طور که در بخش ۴ توضیح داده شد، حضور شوک‌های عرضه در این سال می‌تواند بر رفتار متغیر ابزاری تقاضای اسمی تأثیر گذارد. با این وجود دلیل واقعی برآورد مقطع ۱۳۶۱ توسط روش بای (۱۹۹۷) برای نگارندگان مشخص نیست.

در نهایت، در سال‌های پس از ۱۳۷۲ رابطه میان تولید و تقاضا در اقتصاد ایران فروریخته است؛ پارامتر برآورد شده در این سال‌ها تقریباً برابر با صفر و از نظر آماری بی‌معناست. از نظر منحنی فیلیپس، یک شوک تقاضای اسمی در طول این سال‌ها به تغییر متناظر در سطح قیمت‌ها منجر شده است، بدون آنکه تولید حقیقی را تغییر دهد.

### ۱-۵. عامل مؤثر در تغییر پارامتر اثرپذیری

همان‌طور که در بخش پیش دیدیم، منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران دست‌کم در دو مقطع زمانی دچار شکست شده است؛ سال ۱۳۵۲ و سال ۱۳۷۱. سؤالی که مطرح می‌شود آن است که عامل مؤثر در تغییر شیب منحنی فیلیپس چیست؟ یک ویژگی مهم رابطه ۲ آن است که بر پایه تئوریک استوار می‌باشد. همان‌طور که در بخش ۲ گفته شد، دو نگرش عمده در خصوص دلایل وجود چنین رابطه‌ای در اقتصاد، حضور نقص اطلاعاتی در بازارها یا هزینه‌های جزئی سطح خرد است که به چسبندگی‌های کلان می‌انجامند. نکته اساسی در مورد این دو نگرش، دلالت‌های تجربی هر یک است.

بر مبنای لوکاس (۱۹۷۳)، چنانچه اطلاعات ناکامل عامل اصلی اثر بخشی شوک‌های تقاضا باشد، آنگاه با افزایش نوسان‌های تقاضای اسمی در اقتصاد، تولید حقیقی به میزان کمتری از نوسان‌های تقاضا متأثر خواهد شد. دلیل این امر آن است که با افزایش نوسان‌های تقاضا، بنگاه‌ها بخش کوچک‌تری از تغییر تقاضا را به تغییرات ذائقه مصرف‌کنندگان نسبت خواهند داد. از سوی دیگر، بال و دیگران (۱۹۸۸) ادعا می‌کنند که نه تنها افزایش نوسان‌های تقاضای اسمی، بلکه افزایش متوسط نرخ تورم نیز به کاهش اثر بخشی تقاضا می‌انجامد، هرچند از کانالی کاملاً مجزا؛ با بالا رفتن تورم، بازه‌های تعدیل قیمت بنگاه‌ها کوچک‌تر شده و از چسبندگی سطح عمومی قیمت‌ها کاسته می‌شود.

دلالت‌های تجربی این دو مدل، روشی طبیعی برای پاسخ‌گفتن به پرسش ابتدای بخش را فراهم می‌کند؛ جدول ۲ متوسط نرخ تورم و انحراف معیار نوسان‌های تقاضای اسمی را (با فرض کشش ۰/۸) در بازه‌های زمانی مختلف نشان می‌دهد. همان‌طور که از داده‌های جدول ۲ پیداست، متوسط نرخ تورم و انحراف معیار رشد تقاضای اسمی در اقتصاد ایران در سال‌های پیش از ۱۳۵۲ پایین است. به این

ترتیب هر دو سازوکار هزینه‌های منو و اطلاعات ناکامل مقدار بالایی را برای پارامتر اثرپذیری در طول این سال‌ها پیش‌بینی می‌کنند. این پیش‌بینی با برآورد ما از این پارامتر در ستون نخست جدول ۱ سازگاری دارد.

در بازه زمانی سال‌های ۱۳۵۲ و ۱۳۷۰، نرخ تورم و نوسان‌های تقاضا، هر دو به شدت افزایش می‌یابند. به این ترتیب هر دو سازوکار چسبندگی قیمت‌ها و اطلاعات ناکامل پیش‌بینی می‌کنند که پارامتر اثرپذیری کاهش یابد. بار دیگر این پیش‌بینی با برآورد ما در ستون پنجم جدول ۱ همخوانی دارد.

در سال‌های پس از ۱۳۷۱ که نرخ تورم به روند فزاینده خود ادامه می‌دهد، رشد تقاضا بار دیگر در اقتصاد ایران باثبات می‌شود. به این ترتیب، از یک سو پیش‌بینی مدل‌های اطلاعات ناکامل، افزایش پارامتر اثرپذیری است و از سوی دیگر، مدل‌های هزینه‌های منو کاهش بیشتر این پارامتر را تخمین می‌زنند. آنچه در واقعیت به وقوع پیوسته است، با مدل‌های هزینه منو سازگاری دارد؛ رابطه تولید حقیقی و تقاضای اسمی در اقتصاد ایران فرو می‌ریزد.<sup>۱</sup>

۱- برخی اقتصاددانان متغیرهای دیگری را نیز به عنوان پارامترهای مؤثر در فرایند تصمیم‌گیری بنگاه‌ها معرفی می‌کنند. به عنوان نمونه، بال و دیگران (۱۹۸۸) و کیلی (۲۰۰۰) اعتقاد دارند که انحراف معیار تغییرات تقاضا معیار مناسبی از بی‌ثباتی کلان نیست. دلیل این امر آن است که اقتصاد، علاوه بر شوک‌های تقاضا به طور پیوسته، از شوک‌های عرضه نیز متأثر می‌شود. به همین دلیل، این دو پیشنهاد می‌کنند که انحراف معیار تورم شاخص مناسب‌تری از بی‌ثباتی بازارها به دست می‌دهد. زمانی که این متغیر را در بازه‌های زمانی مختلف مورد بررسی قرار می‌دهیم، مشاهده می‌کنیم که رفتار آن بسیار شبیه به رفتار انحراف معیار تغییرات تقاضاست. به عنوان مثالی دیگر، از آنجا که ممکن است مدتی طول بکشد تا بنگاه‌ها به یک تغییر پایدار در متوسط نرخ تورم در اقتصاد پی برده و رفتار قیمت‌گذاری خود را تصحیح نمایند، بال (۱۹۹۴) و سندا و اسمیت (۲۰۰۸) متغیرهای دیگری را به عنوان معیار تصمیم‌گیری بنگاه‌ها معرفی می‌کنند. برای نمونه، سندا و اسمیت پیشینه تورمی (Inflation History - میانگین موزونی از تورم در دوره‌های پیش) در اقتصاد را به عنوان پارامتر اثرگذار بر تصمیم‌گیری‌های بنگاه‌ها معرفی می‌کنند. محاسبه این متغیر با فرض میانگین وقفه (Mean Lag) ده‌ساله برای مقاطع شکست نشان داد که مقدار آن برای سال ۱۳۷۱ با برآورد این سال به عنوان مقطع شکست سازگاری ندارد. با این حال، با کاهش میانگین وقفه به صفر (به تبعیت از بال)، نتایج به دست آمده با پیش‌بینی مدل‌های هزینه منو سازگاری دارند. در نهایت باید توجه داشت که بخش عمده‌ای از تولید حقیقی در اقتصاد ایران، به بخش نفت مربوط می‌شود. از آنجا که این بخش در اقتصاد ایران اغلب توسط دولت تنظیم می‌شود، تصمیم‌گیری‌ها در این بازار نه در شرایط رقابتی و نه صرفاً به صورت عقلایی انجام

## ۲-۵. استمرار نوسان‌های تولید

مشکلی که در رابطه با نتایج بخش قبل وجود دارد آن است که هرچند در بازه زمانی پس از سال ۱۳۷۱، متوسط نرخ تورم و انحراف معیار تغییرات تقاضا در خلاف جهت حرکت کرده و امکان تفکیک نقش هر یک از سازوکارهای اطلاعات ناکامل و هزینه‌های منور را در اختیار ما می‌گذارند، اما برای سال‌های بین ۱۳۵۲ و ۱۳۷۰، پیش‌بینی هر دو سازوکار مشابه است. این مشکلی است که کیلی (۲۰۰۰) از آن تحت عنوان شبه همسانی مشاهدات<sup>۱</sup> یاد می‌کند؛ زمانی که تنها بر آثار آنی<sup>۲</sup> شوک‌های تقاضا بر تولید حقیقی متمرکز می‌شویم، جداکردن نقش هر یک از دو سازوکار تقریباً ناممکن است. کیلی نشان می‌دهد که تفاوت عمده این دو سازوکار در توانایی آنها در توجیه استمرار یا گسترش آثار نوسان‌های تولید حقیقی در نتیجه شوک‌های تقاضاست. در حالی که مدل‌های اطلاعات ناکامل قویاً بر سازوکارهای دیگری (از جمله سازوکارهای انباشت سرمایه و هزینه‌های تنظیم<sup>۳</sup>) برای توجیه استمرار نوسان‌های تولید متکی هستند، گسترش چنین نوسان‌هایی در اقتصاد نتیجه طبیعی وجود چسبندگی قیمت‌ها در اقتصاد است. به این ترتیب برای تمایز نقش هر یک از سازوکارها، علاوه بر آثار آنی شوک‌های تقاضا بر تولید، باید خودهمبستگی نوسان‌های تولید حقیقی در اثر این شوک‌ها را نیز مد نظر قرار دهیم.

برای نشان دادن این مسأله، کیلی دو سازوکار را در یک مدل در کنار یکدیگر قرار می‌دهد. در ساده‌ترین حالت، زمانی که خودهمبستگی شوک‌های تقاضا و عرضه در اقتصاد صفر است، وی معادله‌ای بسیار شبیه به رابطه ۱ به دست می‌آورد:<sup>۴</sup>

---

می‌شوند. به این ترتیب، شاید منطقی به نظر برسد که این بخش را از معادلات خود خارج نماییم. این کار نتایج را چندان تحت تأثیر قرار نمی‌دهد؛ نقاط شکست برآورد شده و جهت و میزان تغییرات متوسط نرخ تورم (تحت شاخص ضمنی جدید قیمت تولید) و انحراف معیار تغییرات تقاضا عمدتاً بدون تغییر باقی می‌مانند.

1- Near Observational Equivalence

2- Impact Effect

3- Adjustment Costs

۴- رابطه اصلی کیلی فاقد جمله ثابت است. دلیل این امر آن است که وی جمله ثابت را از تغییرات تقاضا خارج می‌کند.

$$y_{c,t} = \text{constant} + (1 - \alpha) \Delta x_t + (1 - \alpha) y_{c,t-1} \quad (۸)$$

در این معادله،  $1/\alpha$  نشان‌دهنده میانگین بازه‌های زمانی تعدیل قیمت بنگاه‌ها و سهمی از بنگاه‌هاست که در هر بازه زمانی اقدام به خرید اطلاعات می‌کنند. از آنجا که ضریب تغییرات تقاضای اسمی شامل هر دو پارامتر است، امکان تمایز میان آنها تنها از طریق برآورد این ضریب وجود ندارد. با وجود این، ضریب وقفه تولید حقیقی تنها شامل پارامتر چسبندگی قیمت‌هاست.<sup>۱</sup>

یک راه ساده برای تمایز نقش هر سازوکار، به ویژه در بازه زمانی ۱۳۵۲-۱۳۷۰، فرض نبود خودهمبستگی میان شوک‌های عرضه و تقاضا و بررسی ضریب خودهمبستگی تولید حقیقی در برآوردهای جدول ۱ است. هرچند این فرض بسیار با واقعیت فاصله دارد، اما از آنجا که شاخصی از شوک‌های عرضه و وقفه‌های مرتبه اول و دوم تغییرات تقاضا را در برآورد وارد کرده‌ایم، دست‌کم نگرش اولیه‌ای در خصوص اهمیت هر سازوکار در اختیار ما می‌گذارد.

همان‌طور که در ستون نخست جدول ۱ پیداست، خودهمبستگی نوسان‌های تولید در بازه زمانی پیش از سال ۱۳۵۲ نسبتاً بالاست. این بدان معناست که چندین دوره زمانی به طول می‌انجامد که اثر یک شوک اسمی از بخش حقیقی اقتصاد محو شود. در مقایسه، در فاصله سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۷۰، خودهمبستگی تولید به میزان ۵ درصد کاهش می‌یابد. این در حالی است که متوسط نرخ تورم در این بازه زمانی از ۱ درصد به ۱۷ درصد افزایش یافته است؛ این امر نشان می‌دهد که چسبندگی قیمت‌ها در فاصله میان این دو بازه زمانی کاهش چشمگیری نداشته است و سازوکار اطلاعات ناکامل است که نقش اصلی را در کاهش پارامتر اثرپذیری ایفا می‌کند.

در سال‌های پس از ۱۳۷۱، پارامتر اثرپذیری در نتیجه رشد متوسط نرخ تورم و کاهش چسبندگی قیمت‌ها در اقتصاد کاهش یافته است. پیش‌بینی کیلی (۲۰۰۰) آن است که خودهمبستگی نوسان‌های تولید در این سال‌ها می‌بایست شدیداً کاهش

۱- ساده‌انگارانه است که ضریب وقفه تولید حقیقی را تنها تابعی از میزان چسبندگی قیمت‌ها در اقتصاد بدانیم؛ این تنها زمانی امکان‌پذیر است که فرایند خوش‌رفتار و از پیش تعیین‌شده‌ای را برای تغییرات تقاضای اسمی در اقتصاد در نظر بگیریم.



یابد، اما نتایج جدول ۱ نشان از افزایش شدید این متغیر دارند.<sup>۱</sup> توضیحی که برای چنین مشاهده‌ای می‌توان ارائه کرد، آن است که خودهمبستگی شوک‌های عرضه در اقتصاد ایران طی دو دهه گذشته (به ویژه شش سال اخیر) شدیداً افزایش یافته و انحراف واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای دیگر، شاخص مناسبی از شوک‌های عرضه در طول این سال‌ها نیست. مشاهده‌ای که این گمان را تقویت می‌کند آن است که زمانی که بازه زمانی را به سال‌های پیش از ۱۳۸۴ (سالی که قیمت نفت در بازارهای جهانی شروع به افزایش کرد) محدود می‌کنیم، خودهمبستگی برآوردشده برای نوسان‌های تولید ۴۹ درصد و به لحاظ آماری بی‌معناست.<sup>۲</sup>

برای کنترل خودهمبستگی شوک‌های عرضه، می‌توان از یک مدل خودتوضیح‌برداری<sup>۳</sup> استفاده کرد. به این ترتیب قادر خواهیم بود آثار شوک‌های عرضه را خارج کنیم و استمرار نوسان‌های تولید را با استفاده از توابع پاسخ به محرک<sup>۴</sup> مورد بررسی قرار دهیم. این همان رویکردی است که کیلی (۲۰۰۰) برای جداکردن اثر خودهمبستگی شوک‌های عرضه استفاده می‌کند.<sup>۵</sup>

### ۵-۲-۱. استفاده از مدل VAR برای کنترل اثر شوک‌های عرضه

برای تفکیک شوک‌های عرضه در مدل VAR، به تحمیل یک قید بر مدل نیاز خواهیم داشت. برای این منظور، از همان شرطی بهره می‌بریم که تا کنون برای برآورد پارامتر اثرپذیری از آن استفاده کرده‌ایم؛ فرض آنکه کشش تقاضا برابر  $0/8$  است. به این ترتیب می‌توان فرض کرد که متغیر  $0.8p+y$  به طور همزمان از

۱- نوسان‌های تولید حقیقی در این بازه زمانی نامانای می‌شوند؛ مشاهده‌ای که با این واقعیت که شوک‌های تقاضا هیچ‌گونه اثر حقیقی در این دوره بر جای نمی‌گذارند، در تناقض آشکار است.  
۲- به همین ترتیب، زمانی که درآمدهای نفتی را از برآوردها خارج می‌کنیم، ضریب خودهمبستگی تولید در سال‌های پس از ۱۳۷۱ کاهش شدیدی را نشان می‌دهد.

3- Vector Auto-Regression (VAR)

4- Impulse Response

۵- توجه کنید که افزایش خودهمبستگی شوک‌های عرضه تنها توجیه برای افزایش خودهمبستگی نوسان‌های تولید حقیقی در برآوردها نیست؛ یک دلیل بالقوه دیگر، افزایش نقش وقفه تولید حقیقی در پیش‌بینی تغییرات آتی تقاضا در اقتصاد ایران طی این سال‌هاست.

شوکه‌های عرضه متأثر نمی‌شود. از این رو می‌توان رشد تقاضای اسمی و تولید حقیقی روندزدایی شده را به صورت فرایندهای میانگین متحرک مانا<sup>۱</sup> نمایش داد:

$$[\Delta x_t, y_{c,t}]' = B(L)[v_t^d, v_t^s]' \quad (9)$$

که در آن،  $v_t^d$  و  $v_t^s$  شوکه‌های عرضه و تقاضا و  $B(L)$  ماتریسی شامل چند جمله‌ای‌های وقفه است. قید در نظر گرفته شده سبب می‌شود که  $B(0)$  به یک ماتریس پایین‌مثلثی تبدیل شود و لذا تفکیک شوکه‌های عرضه و تقاضا با استفاده از تجزیه کالسکی<sup>۲</sup> ماتریس پسماندها، در هر زیربازه زمانی امکان‌پذیر شود. جدول ۳ نتایج برآورد مدل را در هر زیربازه نمایش می‌دهد.<sup>۳</sup>

با استفاده از این نتایج و قید مطرح شده در ابتدای بخش، قادر به تعیین تابع پاسخ تولید حقیقی و خطای پیش‌بینی  $k$  دوره آتی نسبت به یک شوک تقاضای اسمی خواهیم بود. نمودار ۶، نمودارهای پاسخ به محرک و تجزیه واریانس<sup>۴</sup> را برای سه زیربازه زمانی نشان می‌دهد. سطر نخست در این شکل، پاسخ (انحراف از روند بلندمدت) تولید حقیقی نسبت به یک شوک تقاضای اسمی (به میزان یک واحد انحراف از معیار) در طول هشت دوره زمانی آتی را به همراه نوارهای اطمینان ۹۵ درصد نشان می‌دهد. سطر دوم نشان‌دهنده بخشی از نوسان‌های تولید حقیقی است که تا پیش از وقوع شوک تقاضا قابل پیش‌بینی نبوده‌اند (به همراه نوارهای اطمینان ۹۵ درصد).<sup>۵</sup>

دو ستون نخست این شکل که زیربازه‌های ۱۳۴۰-۱۳۵۱ و ۱۳۵۲-۱۳۷۰ را نشان می‌دهد، با نتایج به دست آمده در ابتدای بخش پنجم سازگاری دارند. در بازه زمانی نخست، یک شوک تقاضای اسمی آثار قابل توجهی بر تولید بر جای می‌گذارد. به علاوه، این آثار برای چندین دوره زمانی در بخش حقیقی باقی می‌مانند. در بازه

1- Stationary Moving Average Process

2- Choleski Decomposition

۳- به پیروی از کیلی (۲۰۰۰)، تغییرات تقاضای اسمی در هر زیربازه را از مقدار میانگین آنها کم کرده و به این ترتیب جمله ثابت را از معادلات حذف نموده‌ایم.

4- Variance Decomposition

۵- با توجه به کوچک بودن اندازه نمونه، نوارهای اطمینان با استفاده از روش (Parametric Bootstrap) PBST به دست آمده‌اند.

زمانی دوم، آثار حقیقی یک شوک تقاضا کاهش می‌یابد، لیکن این آثار همچنان برای مدت زمان قابل توجهی در اقتصاد باقی می‌مانند (هر چند از استمرار نوسان‌های تولید در این بازه زمانی کاسته شده است، خودهمبستگی تولید حقیقی همچنان در این زیربازه زمانی بالاست).

ستون سوم نمودار ۶، آنچه را در خصوص شکست رابطه تولید و تقاضا در خلال سال‌های پس از ۱۳۷۲ گفته شد تأیید می‌کند؛ یک شوک تقاضای اسمی در این بازه زمانی اثر معناداری بر تولید نخواهد داشت. نکته اساسی در خصوص این نمودار آن است که پس از وقوع یک شوک تقاضا، نوسان‌های تولید هیچ‌گونه استمرار معناداری در اقتصاد نخواهند داشت.

ممکن است این پرسش مطرح شود که آیا عدم استمرار نوسان‌های تولید در ستون سوم نمودار ۶ می‌تواند نتیجه خنثی‌بودن شوک‌های تقاضا در این بازه زمانی باشد؛ چنانچه شوک‌های تقاضا در این دوره آثار معناداری بر جای می‌گذاشتند، آنگاه ممکن بود استمرار نوسان‌های تولید در طول زمان به خوبی در شکل دیده شوند.

همان‌طور که پیش‌تر گفته شد، داده‌های فصلی برای اقتصاد ایران تنها برای سال‌های پس از ۱۳۶۷ منتشر شده‌اند. یک راه طبیعی برای پاسخ به این انتقاد آن است که برای زیربازه زمانی سوم که داده‌های فصلی موجودند، از این داده‌ها استفاده کنیم. به این ترتیب قادر خواهیم بود که بر بازه‌های زمانی کوچک‌تری متمرکز شده و آثار شوک‌های تقاضا را در این بازه‌های زمانی کوچک مورد بررسی قرار دهیم. به این ترتیب می‌توانیم پی ببریم که آیا عدم استمرار نوسان‌های تولید در دو دهه اخیر تنها یک مشاهده غیرواقعی است یا خیر.

برای این منظور بازه زمانی سه‌ماهه اول سال ۱۳۷۴ (اولین دوره زمانی پس از بازه اطمینان ۹۵ درصد مقطع شکست) تا سه ماهه دوم سال ۱۳۸۷ (آخرین بازه زمانی که داده‌های فصلی در آن منتشر شده‌اند) را برگزیدیم. با استفاده از این داده‌های فصلی قادر خواهیم بود از یک فیلتر میان‌گذر برای تفکیک بخشی از متغیرها که چرخه‌های تجاری را تشکیل می‌دهند، بهره ببریم.<sup>۱</sup> مدل VAR را با

۱- فیلتر بکستر - کینگ (Baxter-King Filter) با استفاده از شش جمله وقفه و پیشرو برای جداکردن بخشی از نوسان‌ها که دارای دامنه تناوب میان هجده ماه و هشت سال هستند استفاده شده است.

استفاده از این داده‌های جدید برآورد کردیم.<sup>۱</sup> نمودار ۷ نمودارهای پاسخ به محرک و تجزیه واریانس را برای این متغیرهای جدید در طول ده دوره زمانی آتی نشان می‌دهد.

نمودار ۷ دربرگیرنده دو نکته مهم است: نخست آنکه شوک‌های تقاضا در این زیربازه زمانی، آثار حقیقی بر تولید بر جای می‌گذارند و دیگر آنکه این آثار به سرعت (کمتر از یک سال) از بخش حقیقی محو می‌شوند. در توجیه این مشاهدات با توجه به پیش‌بینی سازوکارهای اطلاعات ناکامل و هزینه‌های منو، می‌توان گفت که به دلیل افزایش ثبات تغییرات تقاضا در این سال‌ها، شوک‌های تقاضا، تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهند. با این حال، بالابودن شدید نرخ تورم سبب می‌شود که بنگاه‌ها قیمت‌های خود را به سرعت نسبت به اطلاعات جدید تعدیل کرده و لذا آثار شوک به سرعت از اقتصاد محو شود.

## ۶. جمع‌بندی

در این پژوهش تلاش کردیم قدرت اثرگذاری شوک‌های تقاضای اسمی را بر تولید حقیقی در اقتصاد ایران، در یک بازه زمانی پنجاه‌ساله مورد مطالعه قرار دهیم. به ویژه قصد داشتیم به این پرسش پاسخ دهیم که با تغییرات فضای اقتصاد ایران در طول این پنج دهه (از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۷)، آیا این رابطه نیز دستخوش تغییر شده است یا خیر. به علاوه، اگر مشاهدات، وجود چنین تغییراتی را تأیید می‌کنند، تغییر در کدام یک از سازوکارهای تعیین‌کننده در بازارها موجب تغییرات ساختاری رابطه میان تولید حقیقی و تقاضای اسمی شده است. پاسخ به این پرسش‌ها از یک سو دلالت‌های سیاستگذاری مهمی در پی خواهند داشت؛ به عنوان نمونه، امروز در اقتصاد ایران، هزینه‌های حقیقی سیاست‌های انقباضی یا انبساطی پولی چیست؟ از سوی دیگر، چنین مطالعه‌ای، در درک این نکته به سیاستگذار کمک خواهد کرد که آیا در اقتصاد ایران، سازوکارهایی که سبب انتقال آثار شوک‌های اسمی به بخش حقیقی می‌شوند، نسبت به اتخاذ اشکال خاصی از سیاست‌های تقاضای اسمی

۱- دوباره از کشش ۰/۸ برای تقاضای کل استفاده کردیم.

حساس بوده‌اند یا خیر؟

برای یافتن پاسخ این پرسش‌ها، در گام نخست، معادله اقتصادسنجی ساده‌ای را که لوکاس (۱۹۷۳) و بال و دیگران (۱۹۸۸) برای آزمون مدل‌های تئوریک خود استفاده می‌کنند، برگزیده و آن را برای اقتصاد ایران در طول پنج دهه گذشته برآورد کردیم. این برآورد اولیه نشان از وجود رابطه‌ای معنادار میان تولید حقیقی و تقاضای اسمی در اقتصاد ایران دارد. با این حال، آزمون شکست ساختاری بای (۱۹۹۷)، وقوع شکست ساختاری در پارامتر مورد نظر ما (پارامتر اثرپذیری تولید) را، در چندین مقطع از این بازه زمانی تأیید می‌کند.

با مد نظر قراردادن برخی ملاحظات اقتصادسنجی و اعمال برخی تغییرات در معادله اقتصادسنجی اولیه، در نهایت، وجود دو شکست ساختاری در پارامتر اثرپذیری تولید، در دو مقطع زمانی ۱۳۵۲ و ۱۳۷۱ تأیید می‌گردد. به ویژه آنکه پارامتر اثرپذیری تولید در خلال سال‌های پیش از شکست ساختاری نخست در اقتصاد ایران به نسبت بالاست. در این فاصله زمانی، حدود  $\frac{2}{3}$  یک شوک تقاضای اسمی به بخش حقیقی منتقل شده است. پس از شکست اول و در فاصله سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۷۰، این پارامتر شدیداً کاهش می‌یابد و به مقدار یک سوم می‌رسد. در سال‌های پس از ۱۳۷۲، این پارامتر معناداری خود را از دست داده و رابطه میان تولید و تقاضا در اقتصاد ایران فرو می‌ریزد.

انتخاب یک مدل اقتصادسنجی که مبتنی بر مدل‌های تئوریک لوکاس و بال و دیگران است - دو مدلی که عمده‌ترین رویکردهای موجود در ادبیات نسبت به اثرگذاری سیاست‌های تقاضا شناخته می‌شوند - این امکان را در اختیار ما قرار می‌دهد که با توجه به دلالت‌های تجربی این دو مدل، اثر دو سازوکار انتقال آثار شوک‌های تقاضا به تولید را در شکست رابطه تولید و تقاضا مورد مطالعه قرار دهیم. در این راه، از نتایجی که کیلی (۲۰۰۰) نیز از تلفیق این دو سازوکار در یک مدل به دست آورده است نیز استفاده کردیم.

مشاهدات ما نشان می‌دهند که در نخستین شکست ساختاری مشاهده‌شده در نمونه، عامل اصلی، تغییر در سازوکار اطلاعات ناکامل است. به این معنا که با افزایش نوسان‌های تقاضا پس از سال ۱۳۵۱، بنگاه‌ها بخش کوچک‌تری از شوک‌های

مشاهده شده را به تغییرات ذائقه مصرف کنندگان نسبت داده و لذا واکنش کوچک تری نسبت به آنها نشان می دهند. این در حالی است که چسبندگی قیمت ها در سال های پس از ۱۳۵۱، همچنان سبب می شود که نوسان های تولید حقیقی در طول زمان استمرار یابند.

در مقابل، در مقطع زمانی ۱۳۷۱، تغییر در سازوکار هزینه منو و چسبندگی قیمت ها سبب تغییر در پارامتر اثر پذیری تولید حقیقی می شود؛ با افزایش نرخ تورم در سال های پس از ۱۳۷۰، بنگاه ها دیگر حاضر به ثابت نگاه داشتن قیمت محصولات خود نیستند. این امر سبب می شود که چسبندگی قیمت ها در سطح کلان کاهش یابد. از این رو، هر چند یک شوک تقاضا، تولید را در کوتاه مدت تحت تأثیر قرار می دهد، بازه زمانی اثربخشی شوک های تقاضا بسیار کوتاه بوده و اثر این تغییرات به سرعت از بخش حقیقی اقتصاد حذف می شود.

بنابراین، هر چند مشاهدات ما نشان از شکست رابطه فیلیپس در اقتصاد ایران، دست کم در دو مقطع زمانی، دارد و نشان می دهد که این تغییرات، ناشی از تغییر رفتار تقاضای اسمی در اقتصاد ایران در نتیجه تغییر رفتار سیاست گذاری بوده، لیکن هدف ما بررسی دلایل وقوع چنین تغییر رفتارهایی نبوده است. اگر چه می توان در این خصوص حدس های اولیه ای را مطرح کرد، اما رسیدن به نتایجی قابل اتکا درباره دلایل اصلی چنین چرخش هایی در سیاست گذاری، در حوزه پژوهش ما قرار نمی گیرد.

جدول ۱. نتایج برآورد رابطه ۷ در زیربازه های زمانی مختلف

بازه زمانی	۱	۲	۳	۴	۵
ثابت	۱۳۵۱-۱۳۴۱	۱۳۶۰-۱۳۵۲	۱۳۷۰-۱۳۶۱	۱۳۸۷-۱۳۷۱	۱۳۷۰-۱۳۵۲
	-۰/۱۲۸	۰/۱۵۲	-۰/۰۷۹	-۰/۰۳۰	-۰/۱۰۲
	(۰/۰۲۶)	(۰/۰۱۶)	(۰/۰۵۰)	(۰/۰۳۱)	(۰/۰۲۶)
$\Delta x_t$	۰/۶۳۴	۰/۳۷۸	۰/۳۹۹	۰/۰۲۳	۰/۳۸۰
	(۰/۱۲۶)	(۰/۰۳۹)	(۰/۳۲۵)	(۰/۰۹۶)	(۰/۰۸۵)
$y_{c,t-1}$	۰/۸۱۰	۱/۰۴۲	۰/۷۰۰	۱/۴۹۶	۰/۷۵۴
	(۰/۰۷۰)	(۰/۰۵۳)	(۰/۳۵۹)	(۰/۲۷۵)	(۰/۰۷۵)
$imp_{c,t}$	-۰/۰۷۱	۰/۰۸۸	۰/۰۹۵	۰/۰۴۸	۰/۰۸۱
	(۰/۰۷۰)	(۰/۰۳۵)	(۰/۰۸۱)	(۰/۰۲۴)	(۰/۰۴۳)
$\Delta x_{t-1}$	۰/۴۰۷	-۰/۰۴۸	۰/۰۴۷	۰/۰۲۳	۰/۰۳۷
	(۰/۱۳۰)	(۰/۰۴۹)	(۰/۱۹۹)	(۰/۰۸۷)	(۰/۰۹۹)
$\Delta x_{t-2}$	۰/۰۶۴	۰/۳۰۱	۰/۰۱۳	-۰/۰۱۷	۰/۲۲۷
	(۰/۱۸۲)	(۰/۰۵۲)	(۰/۲۳۵)	(۰/۰۹۱)	(۰/۱۰۹)
$R^2$	۰/۹۸۹	۰/۹۹۷	۰/۹۱۳	۰/۷۷۸	۰/۹۵۲
S.E.	۰/۰۱۳	۰/۰۱۵	۰/۰۳۸	۰/۰۲۲	۰/۰۴۱

توضیح: مقادیر داخل پرانتز، خطای استاندارد برآورد هر یک از ضرایب را نشان می دهند. متغیر وابسته، انحراف لگاریتم تولید حقیقی از روند مرتبه سوم ( $y_t$ ) است.  $x$  لگاریتم تقاضای اسمی (با فرض کشش ۰/۸ تقاضا) است و  $imp_c$  انحراف واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه ای حقیقی از روند را نشان می دهد. مأخذ: برآوردهای گزارش از تخمین رابطه ۷ با استفاده از بانک اطلاعات سری های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

جدول ۲. متوسط نرخ تورم و انحراف معیار تغییرات تقاضا در زیربازه های زمانی مختلف

بازه زمانی	۱۳۵۱-۱۳۴۱	۱۳۷۰-۱۳۵۲	۱۳۸۷-۱۳۷۱
متوسط نرخ تورم	۱	۱۷	۲۲
انحراف معیار تغییرات تقاضا	۰/۰۵۱	۰/۱۲۸	۰/۰۶۳

توضیح: متوسط نرخ تورم بر اساس شاخص ضمنی قیمت تولید (بر مبنای سال پایه ۱۳۷۶) و بر حسب درصد محاسبه شده است. منظور از تقاضا، لگاریتم تقاضای اسمی است که با کشش ۰/۸ به دست آمده است. مأخذ: محاسبات گزارش با استفاده از بانک اطلاعات سری های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

جدول ۳. برآورد مدل VAR در زیر بازه‌های زمانی مختلف

بازه زمانی	۱۳۵۱-۱۳۴۱	۱۳۷۰-۱۳۵۲	۱۳۸۷-۱۳۷۱
$\Delta x_t$			
$\Delta x_{t-1}$	۱/۰۶۸	-۰/۲۷۹	۰/۱۳۶
	(۰/۷۵۷)	(۰/۳۲۲)	(۰/۷۵۷)
$\Delta x_{t-2}$	۰/۴۱۳	-۰/۳۹۰	۰/۳۷۶
	(۰/۷۰۵)	(۰/۲۳۲)	(۰/۲۰۸)
$y_{t-1}$	-۰/۵۴۳	-۰/۲۹۰	-۰/۹۶۲
	(۰/۹۳۲)	(۰/۴۸۶)	(۰/۶۷۵)
$y_{t-2}$	۰/۳۶۸	-۰/۰۶۶	۰/۶۱۰
	(۰/۸۲۰)	(۰/۴۶۳)	(۰/۶۱۶)
$R^2$	۰/۴۸۸	۰/۲۷۴	۰/۱۸۹
RMSE	۰/۰۴۵	۰/۱۲۰	۰/۰۶۳
$y_t$			
$\Delta x_{t-1}$	۱/۰۱۷	۰/۰۷۶	۰/۰۰۱
	(۰/۵۶۳)	(۰/۱۷۰)	(۰/۰۹۳)
$\Delta x_{t-2}$	۰/۴۲۵	۰/۴۲۳	۰/۰۱۲
	(۰/۵۲۴)	(۰/۱۲۳)	(۰/۰۸۴)
$y_{t-1}$	۰/۶۴۴	-۰/۹۲۰	۱/۲۳۷
	(۰/۶۹۳)	(۰/۲۵۷)	(۰/۲۷۲)
$y_{t-2}$	۰/۱۱۵	-۰/۲۹۴	-۰/۳۵۴
	(۰/۶۱۰)	(۰/۲۴۵)	(۰/۲۴۸)
$R^2$	۰/۹۴۰	۰/۸۷۰	۰/۷۴۲
RMSE	۰/۰۳۴	۰/۰۶۳	۰/۰۲۵

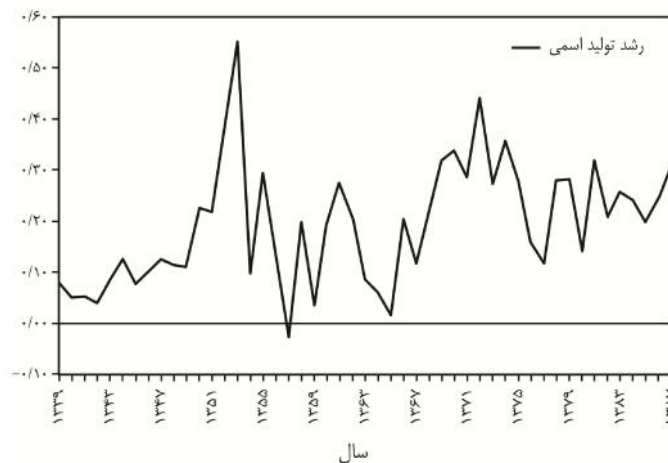
توضیح: مقادیر داخل پرانتز، خطای استاندارد برآورد را نشان می‌دهند.

تقاضای اسمی با فرض کشش ۰/۸ محاسبه شده است. برای حذف ثابت از معادلات، مقدار میانگین رشد تقاضا در هر زیربازه زمانی محاسبه و تغییرات تقاضا به صورت انحراف از میانگین در معادلات وارد شده است.

مأخذ: برآوردهای گزارش از دستگاه معادلات ۹ با استفاده از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

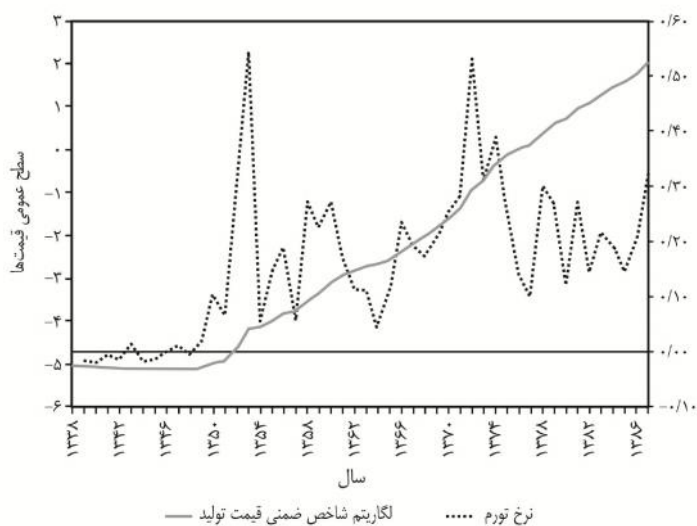


**نمودار ۱. لگاریتم تولید اسمی در اقتصاد ایران (۱۳۳۹-۱۳۸۷)**



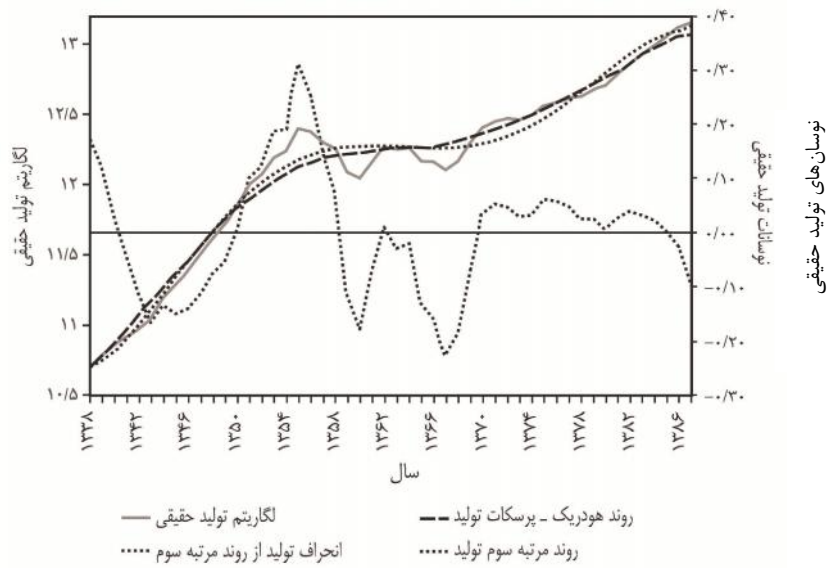
مأخذ: بانک اطلاعات سری های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

**نمودار ۲. شاخص ضمنی قیمت تولید و نرخ تورم در اقتصاد ایران (۱۳۳۸-۱۳۸۷)**



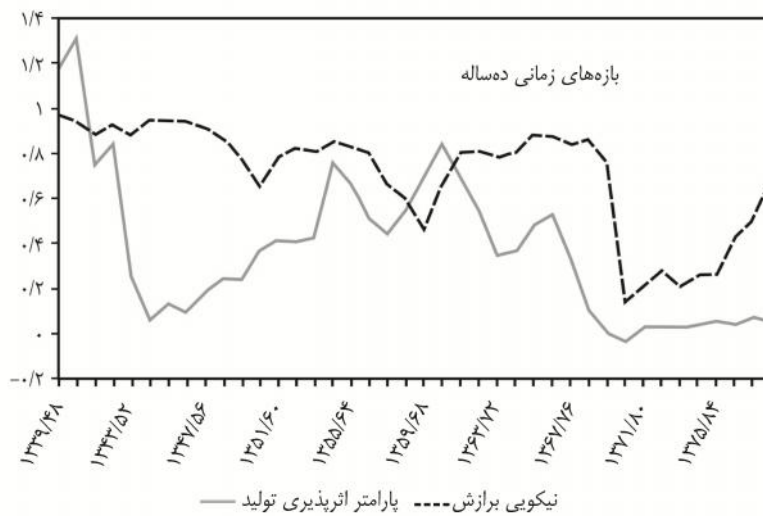
مأخذ: بانک اطلاعات سری های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

**نمودار ۳. لگاریتم تولید حقیقی در اقتصاد ایران (۱۳۳۸-۱۳۸۷)**



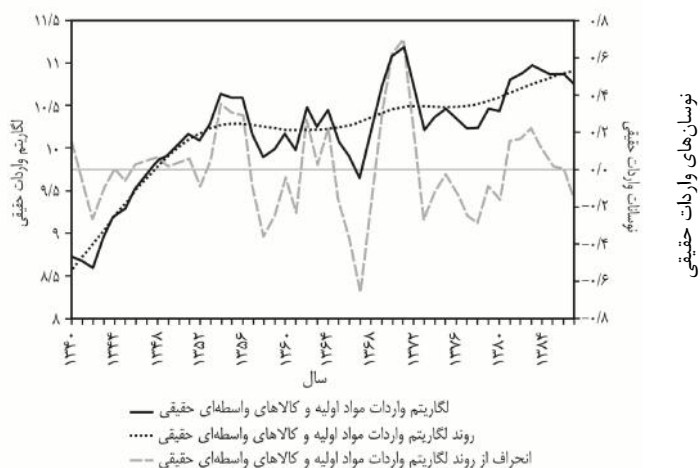
مأخذ: بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

**نمودار ۴. رگرسیون گردشی پارامتر اثرپذیری تولید**



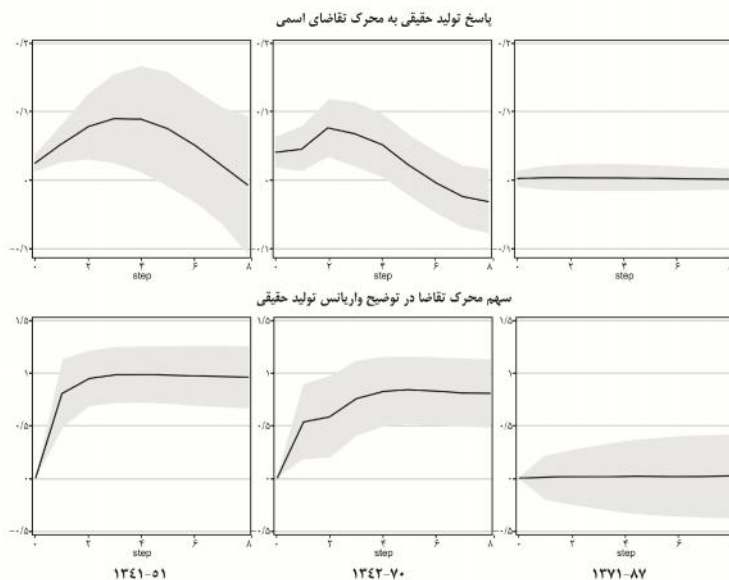
مأخذ: برآوردهای گزارش در رابطه ۲ با استفاده از داده‌های بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی.

نمودار ۵. لگاریتم واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای حقیقی در اقتصاد ایران (۱۳۸۷-۱۳۴۰)



مأخذ: بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

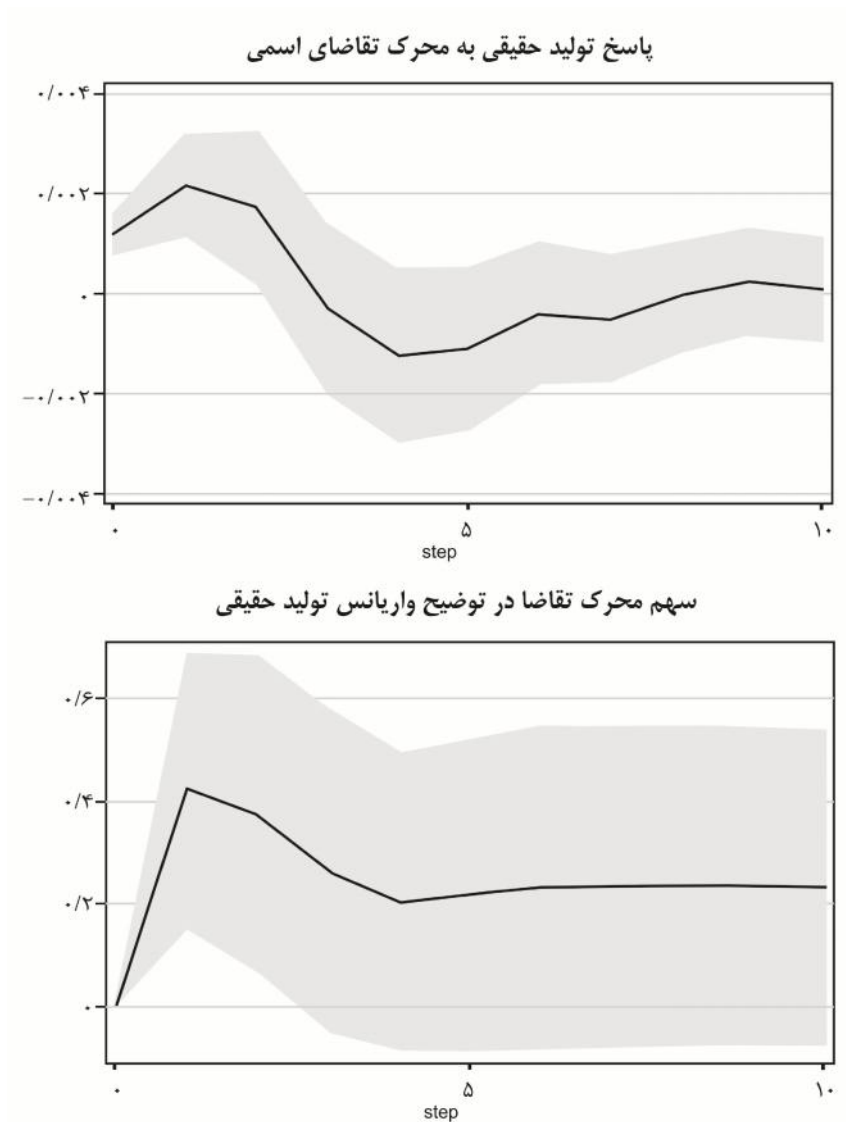
نمودار ۶. نمودارهای پاسخ به محرک و تجزیه واریانس برای زیربازه‌های زمانی مختلف



توضیح: نوارهای خاکستری بازه‌های اطمینان ۹۵ درصد را که با استفاده از روش PB ساخته شده، نشان می‌دهند.

مأخذ: برآوردهای گزارش با استفاده از مدل VAR و فرض کشش ۰/۸ تقاضا. داده‌های مورد استفاده از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده‌اند.

نمودار ۷. نمودارهای پاسخ به محرک و تجزیه واریانس با استفاده از داده‌های فصلی، زیربازه زمانی ۱۳۷۳:۱ تا ۱۳۸۵:۴



توضیح: نوارهای خاکستری بازه‌های اطمینان ۹۵ درصد را که با استفاده از روش PB ساخته شده، نشان می‌دهند.

مأخذ: برآوردهای گزارش با استفاده از مدل VAR و فرض کشش ۰/۸ تقاضا. داده‌های مورد استفاده از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده‌اند.

## منابع و مأخذ

## فارسی

- درگاهی، حسن. (۱۳۸۴). *الگوی اقتصادسنجی کلان - صنعت ایران و آینده‌نگری اقتصادی*. تهران: دانشگاه صنعتی شریف، مؤسسه انتشارات علمی.

## انگلیسی

- Akerlof, G. A., & Yellen, J. L. (1985). A Near-Rational Model of the Business Cycle, with Wage and Price Inertia. *Quarterly Journal of Economics*, 5, 823-838.
- Bai, J. (1997). Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models. *Review of Economics and Statistics*, 79 (4), 551-563.
- Bakhshi, H., Burriel-Llombart, P., Khan, H., & Rudolf, B. (2003). Endogenous Price Stickiness, Trend Inflation, and the New Keynesian Phillips Curve. *Bank of England, Working Paper*, 191.
- Ball, L. (1994). What Determines the Sacrifice Ratio? In *Monetary Policy* (pp. 155-182). Chicago: University of Chicago Press.
- Ball, L., & Romer, D. (1990). Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money. *Review of Economic Studies*, 57 (2), 183-203.
- Ball, L., Mankiw, G., & Romer, D. (1988). The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1-65.
- Baxter, M., & King, R. G. (1999). Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time-Series. *The Review of Economics and Statistics*, 81 (4), 575-593.
- Beaudry, P., & Doyle, M. (2000). What Happened to the Phillips Curve in the 1990's in Canada? *Iowa State University, Department of Economics, Staff General Resear Papers*, 10286.
- Blanchard, O. J., & Kiyotaki, N. (1987). Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand. *American Economic Review*, 77, 647-666.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 12 (3), 383-398.

- Fischer, S. (1977). Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule. *Journal of Political Economy*, 85 (1), 191-205.
- Friedman, B. M. (1978). Crowding Out or Crowding In? Economic Consequences of Financing Government Deficits. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1978 (3), 593-641.
- Friedman, B. M. (1977). The Inefficiency of Short-Run Monetary Targets for Monetary Policy. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 293-346.
- Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*, 58 (1), 1-17.
- Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1963). *A Monetary History of the United States: 1867-1960*. Princeton: Princeton University Press.
- Gordon, R. J. (1990). What Is New-Keynesian Economics? *Journal of Economic Literature*, 28 (3), 1115-1171.
- Gray, J. (1976). Wage Indexation: A Macroeconomic Approach. *Journal of Monetary Economics*, 2, 221-235.
- Hall, R. E. (1977). Investment, Interest Rates, and the Effects of Stabilization Policies. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 61-103.
- Kiley, M. T. (2000). Endogenous Price Stickiness and Business Cycle Persistence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32 (1), 28-53.
- King, R. G., & Watson, M. W. (1994). The Post-War US Phillips Curve: A Revisionist Econometric History. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, (1), 157-219.
- Lucas, R. E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, 4, 103-124.
- Lucas, R. E. (1973). Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. *American Economic Review*, 63 (3), 326-334.
- Mankiw, G. (1985). Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly. *Quarterly Journal of Economics*, 100 (2), 529-537.
- Mankiw, G., & Reis, R. (2002). Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. *Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1295-1328.

- 
- Mankiw, G., & Summers, L. H. (1986). Money Demand and the Effects of Fiscal Policies. *Journal of Money, Credit and Banking*, 18 (4), 415-429.
  - Romer, D. (2006). *Advance Macroeconomics*. New York: McGraw-Hill.
  - Rotemberg, J. J. (1981). Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output., *Massachusetts Institute of Technology, Working Paper*, 1181-1186.
  - Schultze, C. L. (1984). Cross-Country and Cross-Temporal Differences in Inflation Responsiveness. *American Economic Review*, 74 (2), 160-165.
  - Senda, T., & Smith, J. K. (2008). Inflation History and the Sacrifice Ratio: Episode-Specific Evidence. *Contemporary Economic Policy*, 26 (3), 409-419.
  - Taylor, J. B. (1980). Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy*, 88 (1), 1-23.