

محاسبه معیاری برای بهره‌وری در ایران با استفاده از رهیافت کالمن فیلتر^۱

دکتر حسین عباسی نژاد *

حسین کاوند **

تاریخ ارسال: ۱۳۸۵/۸/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۶/۴/۱۰

چکیده

وجود ریشه واحد در لگاریتم GDP واقعی می‌تواند شاهدهی برای وجود یک روند گام تصادفی با شتاب برای تولید بالقوه باشد. در این راستا می‌توان نرخ رشد زمانی تولید بالقوه را به عنوان معیاری از بهره‌وری در قالب یک مدل فضای حالت^۲ برآورد کرد. برای این منظور، ابتدا تولید بالقوه و شکاف تولید به طور هم‌زمان و با استفاده از الگوریتم کالمن فیلتر برآورد می‌شود. در این پژوهش، نتایج به‌دست آمده برای تولید بالقوه و سیکل تولید با روش‌های هدریک-پرسکات (HP) و باکستر-کینینگ^۳ (BK) را مقایسه و تجزیه و تحلیل کرده‌ایم. هر سه روش، افزایش ثبات اقتصادی در سال‌های اخیر را تأیید می‌کند. با توجه به وابستگی درآمدهای دولت به شوک‌های مربوط به قیمت نفت، سعی شده است بهره‌وری به صورت یک فرآیند گام تصادفی در مدل گنجانده شود. این موضوع، زمینه را برای برآورد سری زمانی بهره‌وری در دوره فصلی ۱۳۶۷:۱-۱۳۸۴:۴ فراهم می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که در سال‌های اخیر بهره‌وری، روندی کند اما مثبت داشته و از ثبات نسبی برخوردار بوده است. آگاهی از این امر می‌تواند سیاست‌گذاران را در حفظ و افزایش روند صعودی این معیار تشویق کند.

طبقه‌بندی JEL : E24, C32, C22, C13

واژگان کلیدی: مدل فضای حالت، کالمن فیلتر - تولید بالقوه - بهره‌وری.

1. Kalman Filter

* دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

e-mail: habasi@ut.ac.ir

** دانشجوی دکتری دانشگاه تهران، پژوهشگر پژوهشکده آمار

2. State Space

3. Baxter & King (1999)

مقدمه

نلسون و پلاسر^۱ (۱۹۸۲) نشان دادند که بیشتر متغیرهای کلان اقتصادی، ریشه واحد دارند، بدین روی، شرط مانایی برای آن‌ها صادق نیست. همچنین، نشان دادند که GDP و GNP واقعی آمریکا از یک فرآیند گام تصادفی با شتاب^۲ $(y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t)$ تبعیت می‌کند. به بیان دیگر، روند مشاهده‌شده در GDP واقعی یک روند قطعی^۳ نبوده، بلکه حاصل از بخش شتاب فرآیند گام تصادفی با شتاب است (μ). با گسترش رابطه فرآیند گام تصادفی با شتاب مشخص می‌شود که μ ، نرخ رشد زمانی متغیر مربوطه است. زمانی که متغیر مورد بررسی، لگاریتم GDP واقعی باشد، می‌توان μ را به عنوان معیاری برای متوسط بهره‌وری کل عوامل (TFP) در نظر گرفت^۴، چرا که این پارامتر می‌تواند همان نقش TFP را در رهیافت تابع تولید برای برآورد شکاف تولید بازی کند. به بیان دیگر، هر چه این عامل بیش‌تر باشد، تولید بالقوه بیش‌تر خواهد بود.

چارچوب این پژوهش بدین شرح است: در بخش اول، ابتدا بهره‌وری و شیوه محاسبه آن ارائه می‌شود؛ در بخش دوم، وجود ریشه واحد و روند تصادفی در لگاریتم GDP واقعی برای دوره ۱۳۶۷:۱-۱۳۸۴:۴ بررسی می‌شود. در بخش سوم، مدل (الف) معرفی می‌شود که در آن بهره‌وری به عنوان یک مقدار ثابت در نظر گرفته می‌شود. در بخش چهارم، رهیافت‌های هدریک-پرسکات (HP) و باکستر-کینینگ (BK) و مدل‌های فضای حالت و روش کالمن فیلتر (KF) معرفی و در پایان این بخش با یکدیگر مقایسه می‌شوند. سپس، در بخش پنجم مدل (الف) برآورد شده و نتایج مربوط به تولید بالقوه، شکاف تولید و مقایسه سیکل تولیدشده از این مدل با رهیافت‌های هدریک-پرسکات (HP) و باکستر-کینینگ (BK) ارائه می‌شود. در بخش ششم، مدل (ب) که در آن بهره‌وری در طول زمان متغیر است، معرفی شده و سپس، سیکل تولید محاسبه‌شده توسط این مدل با رهیافت‌های (HP) و (BK) مقایسه می‌شود و سری زمانی تولیدشده برای بهره‌وری، تجزیه و تحلیل می‌شود. در پایان، جمع‌بندی ارائه می‌شود.

۱. بهره‌وری و اندازه‌گیری آن

در روش‌های متداول، اولین گام در اندازه‌گیری بهره‌وری کل، اندازه‌گیری ستانده است. گام بعدی، شناسایی انواع نهاده و اندازه‌گیری آن‌ها است. سپس، بهره‌وری را می‌توان از تقسیم ستانده بر نهاده به‌دست آورد. بنابراین، بهره‌وری کل عوامل را می‌توان از تقسیم محصول بر شاخصی از کل نهاده‌هایی که در تولید آن محصول به‌کار گرفته شده است، به‌دست آورد. البته، در تهیه شاخص برای کل نهاده‌ها نحوه محاسبه وزن‌های مورد استفاده، مقدار بهره‌وری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. لازم به ذکر است که

1. Nelson & Plosser

2. Random walk with drift

3. Deterministic

4. Shinji Yoshioka (2002)

محاسبه مقادیر نهاده‌ها نیز گاهی با مشکلات و خطاهایی همراه است. به طور مثال، محاسبه موجودی سرمایه، نیازمند محاسبه استهلاک است که شیوه‌های متنوعی برای محاسبه استهلاک وجود دارد. بنابراین، استفاده از این شیوه‌ها، به نتایج متفاوتی برای نهاده سرمایه و در نهایت، بهره‌وری منجر خواهد شد. به‌طور کلی می‌توان گفت که این نسبت می‌تواند معیاری از عملکرد کلی واحدهای تولیدی و خدماتی در زمینه استفاده بهینه از عوامل تولید را ارائه دهد^۱.

همچنین، گاهی پسماند سولو نیز به عنوان معیاری از بهره‌وری کل عوامل در نظر گرفته می‌شود. در این روش، فرض می‌شود که تابع تولید به صورت زیر تصریح شده است:

$$y_t = A_t F(k_t, L_t, \dots) \quad (1)$$

و سپس، TFP به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$TFP = y_t / F(k_t, L_t, \dots) \quad (2)$$

که مقدار TFP در این حالت به نوع تصریح تابع تولید وابسته است. به طور مثال، اگر تنها از دو عامل تولید نیروی کار و سرمایه استفاده شود و تابع تولید از نوع تابع کاب داگلاس باشد، آن‌گاه می‌توان نوشت:

$$TFP = \frac{y}{k^\alpha L^{1-\alpha}} \quad (3)$$

که در آن، α از برآورد تابع تولید به دست می‌آید.

مزیت روش استفاده در این پژوهش این است که بر خلاف رهیافت‌های متداول، به جای محدود کردن اقتصاد به یک تابع تولید خاص، با به‌کارگیری رهیافت‌های نوین اقتصادسنجی سعی می‌شود که بیشترین استفاده را از اطلاعات نهفته در درون سری زمانی GDP واقعی به دست آورده و با تطبیق آن با ماهیت ساختار اقتصاد ایران، بهره‌وری را برآورد کرد.

۲. بررسی مانایی لگاریتم GDP واقعی

گام نخست در این پژوهش، بررسی مانایی لگاریتم GDP واقعی است. در قسمت اول جدول (۱)، آزمون‌های ADF و $DF-GLS$ نشان می‌دهند که با منظور کردن روند قطعی، نمی‌توان فرضیه وجود ریشه واحد را در GDP در سطح یک درصد (۱٪) رد کرد. از سوی دیگر، قسمت دوم جدول (۱) نشان

۱. برای اطلاعات بیشتر در مورد روش‌های متداول اندازه‌گیری بهره‌وری به کتاب «بهره‌وری» نوشته ابطحی و کاظمی مراجعه شود.

می‌دهد که با منظور کردن عرض از مبدأ، تفاضل مرتبه اول لگاریتم GDP واقعی در سطح بحرانی یک درصد (۱٪) مانا است.

جدول - ۱. بررسی مانایی لگاریتم GDP واقعی

نتیجه	آماره‌ی آزمون	روند	عرض از مبدأ	نوع آزمون	لگاریتم واقعی GDP
I (۱)	*-۳/۴۸	✓	✓	ADF	تفاضل مرتبه اول لگاریتم GDP
I (۱)	*-۲/۸۴	✓	✓	DF-GLS	
I (۰)	** -۷/۴		✓	ADF	تفاضل مرتبه اول لگاریتم GDP
I (۰)	** -۴/۰۵		✓	DF-GLS	

* : سطح بحرانی ۱۰٪

** : سطح بحرانی ۱٪

۳. معرفی مدل (الف)

پس از اطمینان از وجود ریشه واحد در لگاریتم GDP واقعی، می‌توان به برآورد بهره‌وری پرداخت. برای این منظور لازم است که لگاریتم GDP واقعی تحقق یافته (y_t) را به دو جزء مستقل از هم، یعنی جزء روند تصادفی تولید $(y_{p,t})$ و جزء سیکل تولید $(y_{c,t})$ تفکیک کرد؛ اما چون بخش روند تصادفی تولید (همان قسمت گام تصادفی یا شتاب) و جزء سیکل تولید غیرقابل مشاهده است، بدین روی، می‌توان با استفاده از ساختار مدل‌های فضای حالت و الگوریتم کالمن فیلتر، آن‌ها را برآورد کرد. برای این منظور، مدل (الف) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_t = y_{p,t} + y_{c,t} \quad (۴)$$

$$y_{p,t} = \mu + y_{p,t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (۵)$$

$$y_{c,t} = \varphi_1 y_{c,t-1} + \varphi_2 y_{c,t-2} + \varepsilon_t \quad (۶)$$

$$\varepsilon_{it} \sim iid ; (N(0, \sigma_i^2)) ; i = 1, 2$$

$$E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0 \quad \forall s, t$$

در این مدل، $y_{c,t}$ به عنوان جزء سیکل تولید به صورت یک فرآیند خودرگرسیون مانای $AR(2)$ تصریح شده است. بنابراین، باید قدر مطلق ریشه‌های معادله زیر داخل دایره واحد قرار بگیرند.

$$\lambda^2 - \varphi_1 \lambda - \varphi_2 = 0 \quad (۷)$$

در متون اقتصادی به عنوان تولید بالقوه و شکاف تولید تعریف می‌شوند. اگرچه روش‌های دیگری نظیر روش HP و BK برای برآورد آن‌ها وجود دارند، ولی روش متغیر غیرقابل

مشاهده فوق، انعطاف بیشتری داشته و به مفاهیم اقتصادی نزدیک‌تر است. یکی از تفاوت‌های اصلی این مدل با دو روش اخیر در این است که به طور هم‌زمان می‌توان $y_{p,t}$ و $y_{c,t}$ را برآورد کرد.

۴. رهیافت‌های مختلف محاسبه انحرافات تولید

مطالعات مربوط به متغیرهای بالقوه اقتصاد کلان و انحرافات از آن، یکی از مباحث نسبتاً جدید و بحث برانگیز در حوزه تحلیل‌های اقتصادی است. اهمیت این ابزار از این‌جا ناشی می‌شود که امروزه ایجاد فرصت برای رشد اقتصادی از طریق کشف و به‌کارگیری منابع جدید تولیدی در سطح جهانی رو به کاهش بوده، لذا، پژوهشگران به دنبال یافتن روش‌هایی هستند که بتوانند از منابع موجود و در دسترس، بیشترین استفاده را برای آگاهی از روند بالقوه و دستیابی به تولید بالقوه داشته باشد. بنابراین، تلاش برای کنترل انحرافات از اهمیت زیادی برخوردار است. اهمیت آگاهی از شکاف تولید در این است که این معیار، می‌تواند سیاست‌گذاران کلان اقتصادی را از وضعیت حال اقتصاد آگاه کرده و برای رسیدن به رشد اقتصادی بدون تورم و یا رشد اقتصادی توأم با کاهش تورم رهنما باشد.^۱

با این وجود، رهیافت و مدل واحدی که مورد پذیرش همه پژوهشگران باشد، برای محاسبه مقادیر بالقوه و انحرافات از آن وجود ندارد. در این بخش، به طور خلاصه رهیافت‌های متداول در این حوزه ارائه شده و در نهایت، با یکدیگر مقایسه خواهند شد.^۲

۴-۱. فیلتر هدریک - پرسکات (HP)

هدریک و پرسکات در سال ۱۹۹۷ برای جداسازی بخش سیکلی در یک سری زمانی نظیر y_t (لگاریتم GDP واقعی)، حداقل‌سازی رابطه زیر بر حسب $y_{p,t}$ را پیشنهاد کرده‌اند:

$$HP = \sum_{t=1}^T (y_t - y_{p,t})^2 + \lambda \sum_{t=1}^{T-1} [(y_{p,t+1} - y_{p,t}) - (y_{p,t} - y_{p,t-1})]^2 \quad (8)$$

که در آن، $y_{p,t}$ مقدار بالقوه لگاریتم GDP در نظر گرفته می‌شود. در این رهیافت، فرض می‌شود که لگاریتم GDP را می‌توان به دو جزء مستقل از هم (جزء روند و جزء سیکل) تفکیک کرد:

$$y_t = y_{p,t} + y_{c,t} \quad (9)$$

۱. برای آگاهی از روش‌های مختلف برآورد شکاف تولید به (Valerie Cerra etc. (2000) مراجعه کنید.

2. K. Ganev (2004)

که در آن، $\mathcal{Y}_{C,t}$ بیان‌گر جزء سیکلی است. در این رابطه، برای داده‌های فصلی مقدار \mathcal{N} برابر با ۱۶۰۰ در نظر گرفته می‌شود.

۲-۴. فیلتر باکستروکینگ (BK)

این فیلتر یک تبدیل خطی از داده‌ها است که بدین وسیله سعی می‌شود، انتگرال خطای انتخاب تقریب $\hat{B}^{P,P}$ با توجه به قید $\hat{B}^{P,P}(1) = 0$ حداقل شود.

$$\min_{\hat{B}_j^{P,P}} \left(\int_{-\pi}^{\pi} |\hat{B}^{P,P}(e^{-iw}) - B(e^{-iw})|^2 dw \right) \quad (10)$$

که در آن:

$$B(e^{-iw}) = 1, \text{ if } w \in (a, b) \cup (-b, -a)$$

= 0 در غیر این صورت

و $\{(a, b) \cup (-b, -a)\}$ متعلق به فاصله تغییر روند $(-\pi, \pi)$ است، همچنین، i نیز بیان‌گر واحد اعداد موهومی می‌باشد.

۳-۴. مدل‌های فضای حالت و رهیافت کالمن فیلتر

مدل‌های فضای حالت و روش بازگشتی^۱ کالمن فیلتر، در برآورد مدل‌های دارای متغیر غیرقابل مشاهده کاربردهای وسیعی دارند. به‌طور کلی، این مدل‌ها عمدتاً از دهه ۷۰ در مطالعات اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

نظریه‌های اقتصادی بیشتر شامل متغیرهای غیرقابل مشاهده‌ای نظیر درآمد دائمی و انتظارات هستند که می‌توان آن‌ها را در قالب مدل‌های فضای حالت مدنظر قرار داد. در مورد محاسبه شکاف تولید توسط این رهیافت می‌توان به مطالعات افرادی نظیر واتسون^۲ (۱۹۸۶)، کوئتر^۳ (۱۹۹۴)، کیچیان^۴ (۱۹۹۹)، یاشیوکا (۲۰۰۲)، گومز^۵ (۲۰۰۳)، بنس^۶ (۲۰۰۴) اشاره کرد. افرادی نظیر کولی و پرسکات^۷ (۱۹۷۳) و کوپر و فیلیپ^۸ (۱۹۷۳) نیز نخستین کسانی بودند که سعی کردند با استفاده از رهیافت یادشده، روش پارامترهای متغیر در طول زمان را وارد متون اقتصادی کنند. همچنین، در برآورد منحنی فیلیپس افرادی

1. Recursive
5. Gomez

2. Watson
6. Benes

3. Kuttner
7. Cooley & Perscott

4. Kichian
8. Cooper & Philip

نظیر ریکاردو^۱ (۲۰۰۴) و هوفمن^۲ (۲۰۰۵) با استفاده از روش بالا، سری زمانی نرخ بیکاری طبیعی NAIRU را برآورد کرده‌اند. مدل‌های فضای حالت را می‌توان در ساده‌ترین حالت به صورت زیر نمایش داد:

$$ME: y_t = Z_t \beta_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$TE: \beta_t = \mu + F \beta_{t-1} + v_t \quad (12)$$

$$\varepsilon_t \sim iid \quad N(0, R) \quad (13)$$

$$v_t \sim iid \quad N(0, Q) \quad (14)$$

که در آن:

y_t : یک متغیر وابسته (1×1) ، بردار Z_t از متغیرهای توضیحی، ε_t : متغیر اسکالر (جزء اخلال)، بردار β_t از متغیرهای غیرقابل مشاهده، F : ماتریس ضرایب $k \times k$ ، μ : بردار $k \times 1$ عرض از مبدأ، v_t : بردار $k \times 1$ از اجزای اخلال، Q : ماتریس واریانس-کوواریانس $(k \times k)$ و R : واریانس جزء اخلال ε_t است.

معادله (۱۱) را معادله اندازه^۴ (ME) می‌نامند که بیان‌گر ارتباط بین متغیرهای غیرقابل مشاهده^۵ و قابل مشاهده است. در این معادله، متغیر وابسته y_t قابل مشاهده و اندازه‌گیری است. معادله (۱۲) را معادله انتقال^۶ (TE) و یا معادله وضعیت^۷ می‌نامند که در حقیقت، از فرآیند مارکف مرتبه اول تبعیت کرده و بیان‌گر تغییرات متغیر وضعیت β_t در طول زمان است. به طور کلی مدل‌های فضای حالت برای پیش‌بینی و تولید مقادیر متغیرهای غیرقابل مشاهده و یا برآورد پارامترهای متغیر در طول زمان به کار می‌روند. در این مقاله، کاربرد اول مدنظر است.

۴-۳-۱. کالمن فیلتر

کالمن فیلتر در سال ۱۹۶۰ توسط کالمن^۸ در متون مهندسی و پس از آن در مباحث اقتصادی وارد شد. کالمن فیلتر، یک روش بازگشتی برای پیش‌بینی‌های پهنه از متغیرهای غیر قابل مشاهده و برآوردهای کارا از پارامترهای مدل‌های فضای حالت است. این رهیافت، براساس امید شرطی است. از ویژگی‌های امید شرطی این است که بهترین پیش‌بینی را با حداقل میانگین مربعات خطا (MSE) فراهم می‌کند.

- | | | |
|-------------------------|------------------|---------------------------|
| 1. Ricardo | 2. Hofman | 3. Shinji Yashioka (2002) |
| 4. Measurement Equation | 5. Unobservable | 6. Transition Equation |
| 7. State Equation | 8. Kalman (1960) | |

۹. برای اطلاع بیشتر تر به فصل ۴ کتاب تحلیل‌های سری زمانی همیلتون مراجعه شود.

لذا، در مدل‌های فضای حالت، پیش‌بینی‌ها برای زمان t مشروط به استفاده از تمامی اطلاعات موجود در زمان $(t-1)$ انجام می‌شود. بنابراین، کالمن فیلتر یک رهیافت بازگشتی است و می‌توان مراحل آن را به صورت جدول (۱) خلاصه کرد^۱:

جدول ۱. مراحل رهیافت کالمن فیلتر

الف) مرحله‌ی پیش‌بینی	
$\beta_t _{t-1} = \mu + F\beta_{t-1}$	(۱۵)
$P_t _{t-1} = FP_{t-1}F' + Q$	(۱۶)
$\alpha_t _{t-1} = y_t - y_t _{t-1}$	(۱۷)
$f_t _{t-1} = Z_t p_t _{t-1} Z_t' + R$	(۱۸)
ب) مرحله‌ی به‌هنگام‌سازی ^۲	
$\beta_t _t = \beta_t _{t-1} + K_t \alpha_t _{t-1}$	(۱۹)
$P_t _t = P_t _{t-1} - K_t Z_t P_t _{t-1}$	(۲۰)
$K_t = P_t _{t-1} Z_t' f_t _{t-1}^{-1}$	(۲۱)
<p>در جدول (۱)، β_{t-1} و P_{t-1} در زمان $t-1$ داده شده و مفروض است و مقدار پیش‌بینی $\beta_t _{t-1}$ به‌وسیله معادله (۱۵) و ماتریس خطای پیش‌بینی آن $(P_t _{t-1})$ توسط معادله (۱۶) محاسبه می‌شوند. با داشتن مقدار $\beta_t _{t-1}$ می‌توان مقدار $y_t _{t-1}$ را پیش‌بینی کرد و چون در پایان دوره t، مقدار متغیر y_t مشخص می‌شود، لذا خطای پیش‌بینی $\alpha_t _{t-1}$ توسط معادله (۱۷) محاسبه شده و معادله (۱۸) نیز مقدار واریانس خطای پیش‌بینی را اندازه‌گیری می‌کند. تا این مرحله، محاسبات مرحله پیش‌بینی کامل می‌شود. در مرحله به‌هنگام‌سازی، با استفاده از اطلاعات به‌دست‌آمده در مرحله قبل، مقدار ضریب کالمن^۳ از معادله (۲۱) محاسبه می‌شود. از آنجایی که اطلاعات مربوط به خطای اندازه‌گیری $\alpha_t _{t-1}$ در دسترس است، لذا در مرحله به‌هنگام‌سازی مقدار، متغیرهای غیرقابل مشاهده بار دیگر محاسبه می‌شوند؛ با این تفاوت که محاسبات این مرحله با استفاده از همه اطلاعات در دسترس انجام می‌گیرد. در رابطه (۱۹)، K_t به عنوان ضریب تصحیح خطای پیش‌بینی استفاده می‌شود. رابطه (۱۹)، یک ترکیب خطی از اطلاعات مربوط به $\beta_t _{t-1}$ و اطلاعات به‌دست‌آمده از خطای پیش‌بینی</p>	

۱. برای آگاهی از اثبات روابط یادشده به فصل ۳ کتاب همیلتون مراجعه شود.

محاسبه شده در مرحله قبل است ($\alpha_{t|t-1}$) همان‌طور که از رابطه (۲۱) پیداست، مقدار K با ماتریس واریانس-کواریانس $\beta_{t|t-1}$ ، یعنی ماتریس $P_{t|t-1}$ رابطه مثبت دارد، بنابراین، با افزایش نااطمینانی در مورد پیش‌بینی $\beta_{t|t-1}$ مقدار $P_{t|t-1}$ افزایش یافته در نتیجه، مقدار K افزایش خواهد یافت. لذا، براساس رابطه (۱۹) افزایش مقدار K بدین معناست که وزن بیش‌تری به اطلاعات ارائه شده توسط خطای پیش‌بینی $\alpha_{t|t-1}$ در مرحله به‌هنگام‌سازی داده می‌شود. به بیان دیگر، با بالا بودن نااطمینانی در مورد $\beta_{t|t-1}$ ، انتظار می‌رود که اهمیت اطلاعات به‌دست آمده از آن در معادله (۱۹) باید کم‌تر شود. رابطه (۲۰) نشان می‌دهد که ماتریس خطای پیش‌بینی $P_{t|t}$ در مرحله به‌هنگام‌سازی کاهش یافته است به طوری که اختلاف زیر:

$$P_{t|t-1} - P_{t|t} > 0$$

یک ماتریس مثبت معین می‌باشد، لذا نااطمینانی در مرحله به‌هنگام‌سازی در مورد پیش‌بینی‌ها کاهش می‌یابد. بنابراین، پیش‌بینی‌های مرحله به‌هنگام‌سازی نسبت به پیش‌بینی‌های مرحله اول قابل اعتمادتر خواهد بود.^۱

یکی از مزیت‌های رهیافت KF نسبت به دو روش BK و HP را می‌توان قدرت این روش در تعیین حاشیه‌های عدم اطمینان مربوط به متغیرهای برآورد شده، معرفی کرد.^۲ مزیت دیگر روش KF ، انعطاف‌پذیری آن در مدل‌سازی ساختار اقتصاد مورد بررسی است. به بیان دیگر، برخلاف دو روش دیگر، تنها از یک سری روابط تنها ریاضی تبعیت نمی‌کند، بلکه ملاحظات ساختار اقتصادی را نیز می‌توان در روش KF در نظر قرار گرفت. همچنین، استفاده هم‌زمان از سه روش یادشده می‌تواند نحوه اثرگذاری فروض مختلف بر روی برآورد متغیرهای غیر قابل مشاهده را مورد تجزیه و تحلیل قرار دهد.

۵. برآورد مدل (الف)

معادلات (۴-۶) مدل (الف) را می‌توان در قالب مدل‌های فضای حالت به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$ME : y_t = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 \\ y_{p,t} \\ y_{c,t} \\ y_{c,t-1} \end{bmatrix} \quad (22)$$

۱. برای اطلاعات بیشتر به Harvey. A (1993) مراجعه شود.

$$TE : \begin{bmatrix} y_{p,t} \\ y_{c,t} \\ y_{c,t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_1 & \phi_2 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{p,t-1} \\ y_{c,t-1} \\ y_{c,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (23)$$

نتایج به‌دست آمده از برآورد این مدل، در جدول (۲) ارائه شده است:

جدول - ۲. برآورد پارامترهای مدل (الف)

آماره t	برآورد	پارامتر
** ۱۲/۰۰۶	۰/۰۱	μ
** ۵/۰۵	۰/۵۹	ϕ_1
۱/۳۲	۰/۱۵	ϕ_2
۰/۰۰	۰/۰۰۰۱	σ_{ε_1}
*** ۲/۰۳۶	۰/۰۰۲۴	σ_{ε_2}
$AIC = -۳/۵۷$		$SBC = -۳/۴$

** : سطح بحرانی ۱٪

*** : سطح بحرانی ۵٪

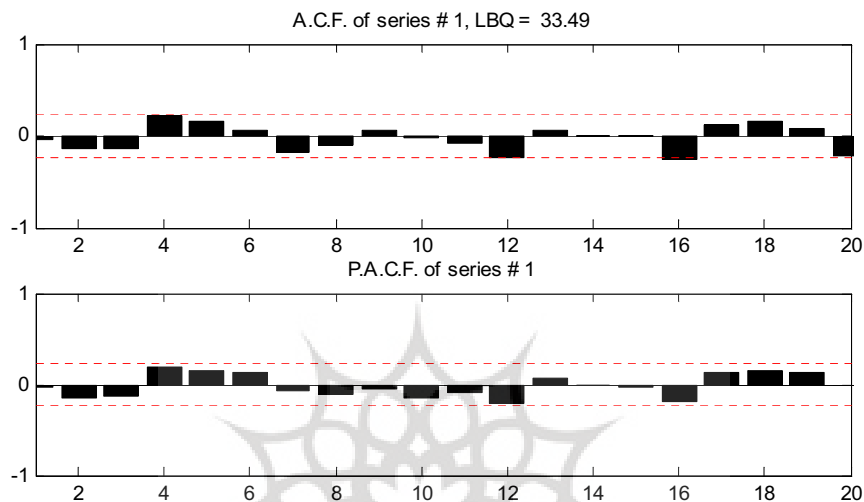
بر اساس جدول بالا، پارامتر بهره‌وری (μ) در سطح بحرانی یک درصد معنادار و مثبت است.

همچنین، ریشه‌های معادله $\lambda^2 - \phi_1\lambda - \phi_2 = 0$ عبارت است از:

$$\lambda_1 = ۰/۷۸ \quad , \quad \lambda_2 = -۰/۱۹$$

لذا، قدرمطلق هر دو کمتر از واحد بوده و بیان‌گر مانایی جزء سیکل GDP واقعی برآورد شده است. نمودار (۱) نشان می‌دهد که بر اساس معیارهای ACF و PACF، پسماندهای به‌دست آمده (خطاهای پیش‌بینی مدل) در سطح ۹۵٪ اطمینان نوفه سفید^۱ می‌باشند که نشان از خوبی برازش مدل است.

نمودار - ۱. ACF و PACF برای خطای اندازه گیری مدل (الف)



در قسمت (b) نمودار (۳)، تولید بالقوه (y_p) برآورد شده توسط مدل بالا با تولید بالقوه برآورد شده توسط روش HP مقایسه شده است. این نمودار نشان می‌دهد که تولید بالقوه محاسبه شده توسط مدل فضای حالت (PGDP)، بهتر توانسته است رفتار گام تصادفی با شتاب مربوط به تولید بالقوه را به تصویر بکشد. قسمت (c) نمودار (۳)، سیکل‌های تولید شده توسط رهیافت HP و رهیافت باکستر-کینگ (BK) را با یکدیگر مقایسه می‌کند. این نمودار نشان می‌دهد که نوسان‌های تولید شده توسط دو رهیافت، شکل مشابهی دارند، اما در مجموع، سیکل‌های تولید شده توسط رهیافت BK از دامنه نوسان‌های کم‌تری برخوردارند. قسمت (d) نمودار (۳)، سیکل تولید (y_e) محاسبه شده توسط رهیافت فضای حالت (KF1) را با سیکل تولید رهیافت BK مقایسه می‌کند. این نمودار نشان می‌دهد که تنها در ابتدای دوره، سیکل‌های KF1 و BK از نظر شکلی هم‌خوانی ندارند ولی در ادامه دوره از شکل یکسانی برخوردار بوده و در مجموع، دامنه نوسان‌های KF1 کم‌تر است. قسمت (e) نمودار (۳) به مقایسه سیکل‌های KF1 و HP می‌پردازد. در این نمودار نیز شکل دو نمودار در مجموع، یکسان است، ولی در کل دوره سیکل‌های KF1 از نوسان‌های کم‌تری برخوردارند. با توجه به مقایسه انجام شده، قدرت توضیح دهنده رهیافت فضای حالت در مورد تولید بالقوه موجب شده است که سیکل‌های تولیدی توسط این رهیافت از واریانس کم‌تری برخوردار باشند.

۶. مدل (ب)

تا این‌جا، فرض شده بود که شتاب موجود در معادله تولید بالقوه (معادله ۵) مقداری ثابت است. همان‌طور که اشاره شد، μ_t می‌تواند به عنوان معیاری از بهره‌وری در نظر گرفته شود^۱؛ اما با توجه به این که بخش دولتی در اقتصاد ایران به نسبت بزرگ است، لذا استفاده بهتر از ظرفیت‌های تولیدی موجود و واردات کالاهای سرمایه‌ای و مواد اولیه، همگی به شدت به درآمد و بودجه‌های اختصاصی دولت وابسته است. از سوی دیگر، بودجه‌های دولت نیز وابستگی شدیدی به درآمدهای نفتی دارند، بدین روی، انتظار می‌رود که بهره‌وری کل عوامل تولید نیز در طول زمان ثابت نبوده و تحت تأثیر سیاست‌های دولت و شرایط اقتصادی باشند. این موضوع را می‌توان در مدل فضای حالت (ب) که در زیر ارائه می‌شود، به نوعی در نظر گرفت. به بیان دیگر، در این مدل، بهره‌وری به صورت یک متغیر غیرقابل مشاهده‌ای که از یک فرآیند گام تصادفی تبعیت می‌کند ($\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_{\mu t}$) به مدل (الف) افزوده می‌شود. انتخاب فرآیند گام تصادفی از این روست که تغییرات درآمد به‌طور کامل از اختیار مقام‌های داخلی خارج بوده و می‌تواند کاملاً تصادفی تلقی شود. بنابراین، مدل یادشده امکان برآورد یک‌سری زمانی (برای دوره فصلی ۱: ۱۳۶۷-۴: ۱۳۸۴) را برای بهره‌وری فراهم می‌کند.

مدل (ب) را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد:

$$y_t = y_{p,t} + y_{c,t} \quad (22)$$

$$y_{p,t} = y_{p,t-1} + \mu_{t-1} + \varepsilon_{\mu t} \quad (23)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_{\mu t} \quad (24)$$

$$y_{c,t} = \phi_1 y_{c,t-1} + \phi_2 y_{c,t-2} + \varepsilon_{\mu t} \quad (25)$$

$$\varepsilon_{it} \sim iid ; (N(0, \sigma_i^2)) ; i = 1, 2, 3$$

$$E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0 \quad \forall s, t, \quad i \neq j$$

۶-۱. برآورد مدل (ب)

نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل (ب) در ستون‌های دوم و سوم جدول (۳) آورده شده است. براساس این نتایج، هیچ‌کدام از پارامترهای ϕ_1 و ϕ_2 معنادار نیستند. با حذف پارامتر ϕ_1 و برآورد مجدد مدل، نتایج به‌دست آمده در ستون‌های چهارم و پنجم جدول (۳) گزارش شده است. مقدار آماره‌های AIC و SBC از لحاظ عددی در برآورد مجدد مدل (ب) کاهش یافته‌اند که نشان از بهبود مدل برآورد شده دارد^۲. با توجه به این که قدرمطلق مقدار برآورد شده ϕ_1 کم‌تر از واحد است (شرط مانایی

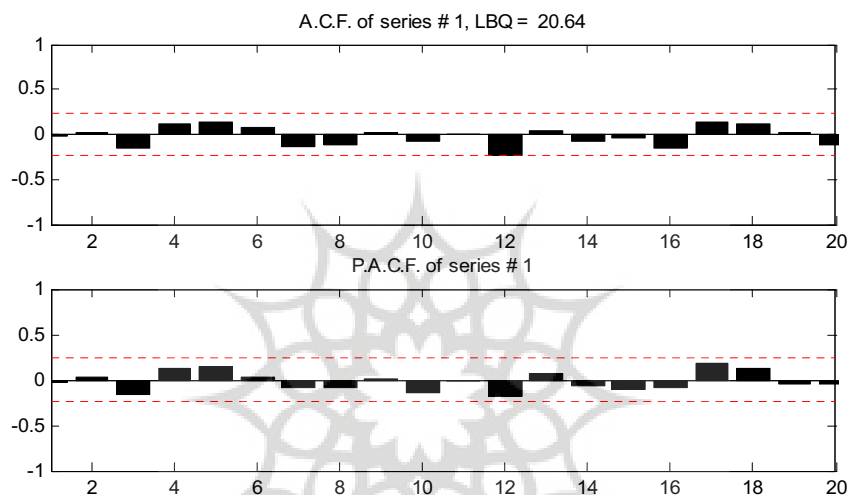
1. Fethi & Dilara.(2003)

2. Kim & Nelson (1999)

3. Enderse (2005); ch2.

فرآیند $AR(1)$ ، لذا سیکل تولیدشده توسط معادله $y_{c,t}$ ، ماناست. نمودار (۲) نیز نشان می‌دهد که جملات پسماند (خطای پیش‌بینی)، نوفه سفید است که خوبی برازش مدل را نشان می‌دهد.

نمودار ۲- ACF و PACF برای خطای اندازه‌گیری مدل (ب)



جدول ۳- برآورد پارامترهای مدل (ب)

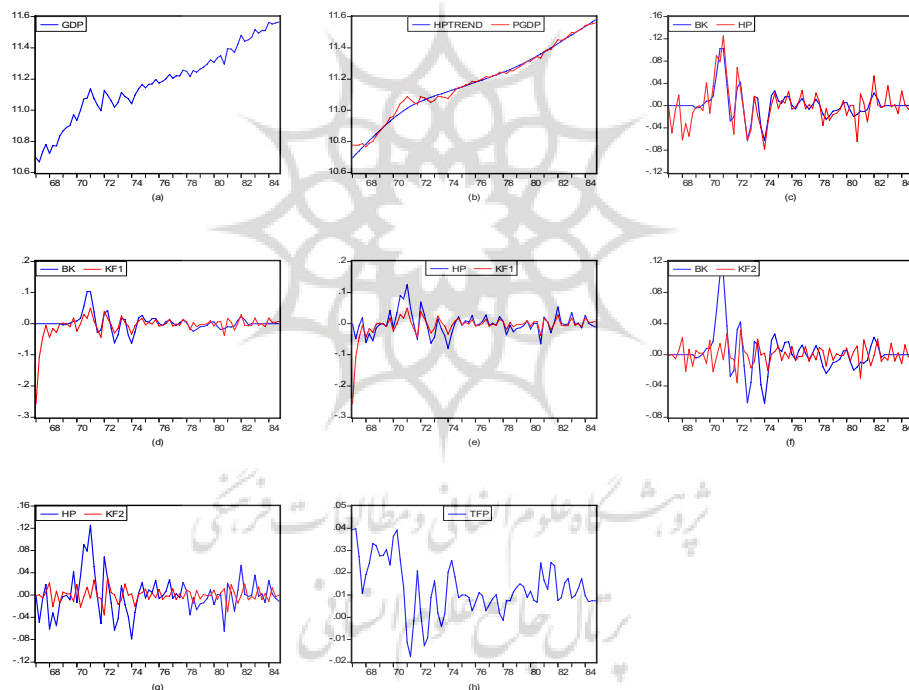
آماره t	برآورد دوم	آماره t	برآورد اول	پارامتر
-	-	۰/۵۵	۰/۱۲۶	ϕ_1
*** -۱/۸۵	-۰/۲۶	-۱/۲۷	-۰/۲۳	ϕ_2
* ۳/۳۹	۰/۰۱۷	** ۲/۲۴	-۰/۰۱۵	σ_{ε_1}
* ۷/۱۱	۰/۰۲۴	* ۵/۲۲	۰/۰۲۵	σ_{ε_2}
*** ۱/۹۲	۰/۰۰۲	** ۲/۰۳	۰/۰۰۱	σ_{ε_3}
$AIC = -۳/۳۸$; $BSC = -۳/۲۵$		$AIC = -۳/۳۵$; $BSC = -۳/۲۰$		

* : سطح بحرانی ۱٪ ** : سطح بحرانی ۵٪ *** : سطح بحرانی ۱۰٪

در قسمت (f) و (g) نمودار (۳)، سیکل‌های تولیدشده توسط مدل (ب) (KF2) با سیکل‌های تولیدشده توسط رهیافت‌های HP و BK مقایسه شده است. به طور کلی، همه سیکل‌های تولیدشده

توسط چهار روش ارائه شده در این پژوهش، تقریباً از شکل یکسانی برخوردارند ولی واریانس سیکل‌های مربوط به مدل‌های الف و ب کم‌تر می‌باشند. هر چهار سیکل نشان می‌دهند که اجرای سیاست‌های تعدیل در اوایل دهه ۷۰ در ابتدا، نوسان‌ها را افزایش داده، ولی با گذشت زمان این نوسان‌ها کاهش یافته است. همچنین، در مجموع، سیکل‌های تولیدی نشان می‌دهند که در سال‌های اخیر دامنه نوسان‌ها کاهش یافته است که این امر می‌تواند معیاری برای افزایش ثبات اقتصادی در سال‌های اخیر باشد.

نمودار ۳- بهره‌وری و مقایسه سیکل‌ها و تولید بالقوه



قسمت (h) نمودار (۳)، برآوردهای مربوط به بهره‌وری (μ_t) را برای دوره زمانی ۱۳۶۷-۱۳۸۴ ارائه می‌دهد (مقادیر برآورد شده در جدول (۴) در پیوست، آورده شده است). میانگین این سری زمانی ۰/۱۳ است که با مقدار ثابت به دست آمده برای μ در مدل (الف) قابل مقایسه می‌باشد. با آغاز برنامه اول توسعه و پایان جنگ تحمیلی، بهره‌وری کل عوامل افزایش یافته است. اما نتایج به دست آمده از آغاز اعمال سیاست‌های تعدیل و بدهی‌های خارجی به نحوی بر بهره‌وری کل عوامل اثر منفی داشته و آن را کاهش داده است. این امر موجب افزایش بی‌ثباتی اقتصادی و افزایش دامنه سیکل‌های مربوط به آن دوره شده است.

همچنین، شوک‌های شکل گرفته از کاهش نسبی قیمت‌های نفت در میانه سال ۱۳۷۲ تا میانه ۱۳۷۳ به میانگین حدود ۱۲/۵ دلار نیز تا حدی به کاهش بهره‌وری در طول این دوره کمک کرده است، اما با گذر از این دوره و ثبات نسبی در قیمت‌های نفت، بهره‌وری نیز یک روند با ثبات را داشته است. از سوی دیگر، با کاهش قیمت نفت به حدود ۱۱ دلار در سال ۱۳۷۷، بهره‌وری نیز در طول دوره ۱۳۷۷ تا میانه ۱۳۷۸ روندی نزولی به خود گرفته و پس از آن با افزایش مجدد قیمت‌های نفت و ثبات نسبی آن تا اواسط سال ۱۳۸۰ بهره‌وری نیز مقداری مثبت و روندی بسیار کند داشته است. با افزایش مجدد مداوم در قیمت‌های نفت در سال ۱۳۸۱ و سال‌های بعد، بهره‌وری نیز به مقدار زیادی از این امر متأثر شده و به طور متوسط از روند مثبتی برخوردار شده است.

این نتیجه می‌تواند پیام مناسبی برای تشویق سیاست‌گذاران در حفظ و صعودی کردن روند بهره‌وری باشد. در پایان، می‌توان اشاره کرد که در راستای این امر نباید از اهمیت و نقش به‌سزایی که مدیریت صندوق ذخیره ارزی می‌تواند در رسیدن به این هدف داشته باشد، غافل ماند.

۷. نتیجه‌گیری

در این پژوهش، ابتدا نشان دادیم که نظریه نلسون و پلاسر مبنی بر وجود ریشه واحد و روند تصادفی، در لگاریتم GDP واقعی ایران صادق است. پس از آن، بهره‌وری را در قالب یک مدل فضای حالت تصریح کردیم. در این راستا، شکاف تولید و تولید بالقوه را به طور هم‌زمان برآورد کرده و نشان دادیم که تولید بالقوه به دست آمده از این روش نسبت به روش هدریک-پرسکات (HP) بهتر می‌تواند نقش ریشه واحد موجود در GDP واقعی را به تصویر بکشد. همچنین، در مقایسه سیکل‌های تولید شده از این روش و روش‌های HP و باکستر-کینگ (BK)، در مجموع واریانس نوسان‌های این روش کم‌تر بوده است؛ ولی همگی از یک شکل کلی برخوردار هستند. همه سیکل‌ها تأییدکننده افزایش نوسان‌های تولید در دوره تعدیل اقتصادی و کاهش نوسان‌ها (افزایش ثبات اقتصادی) در سال‌های اخیر است. در مدل دوم، بهره‌وری را به صورت یک فرآیند گام تصادفی تصریح کردیم. در توضیح این تصریح می‌توان به

وابستگی فعالیت‌های اقتصادی به نوسان‌های درآمد نفتی اشاره کرد. در نتیجه، سری زمانی بهره‌وری کل عوامل را برای دوره زمانی ۱۳۶۷-۱۳۸۴ به طور فصلی برآورد کردیم. نتایج نشان می‌دهد که با پایان جنگ تحمیلی و آغاز برنامه اول، بهره‌وری افزایش یافته است در حالی که آغاز سیاست‌های تعدیل اقتصادی و بدهی‌های خارجی به کاهش بهره‌وری و نیز افزایش نوسان‌های اقتصادی منجر شده است. با این وجود، بهره‌وری در چند سال اخیر از روند به نسبت ثابت و مثبتی برخوردار بوده است. لذا، به نظر می‌رسد که تقویت مدیریت صندوق ذخیره ارزی بتواند به ثبات نسبی و روند مثبت بهره‌وری کمک شایانی نماید.



منابع

- ابطحی، حسین؛ کاظمی، بابک (۱۳۷۵). بهره‌وری. انتشارات مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- Baxter, M. and King, R. (1999). Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass filters for Economic Time Series. *The Review of Economics and Statistics*, PP. 81(4)575-593.
- Benes, B. and N'Diaye, P. (2004). A Multivariate Filter for Measuring Potential Output and the NAIRU: Application to the Czech Republic. IMF, wp/04/45.
- Boon, L (2000). Comparing Semi-structural Methods to Estimate Unobserved Variables: the HPMV and Kalman Filter approaches. DECD/wp 240.
- Cooley, T.F. and Prescott E.(1973). Varying Parameter Regression: A Theory and Some Applications, *Annals of Economic and Social Measurement* 2, pp. 463-474
- Cooper, J. Philip(1973). Time-Varying Regression Coefficients: A Mixed Estimation Approach and Operational Limitation of the General Markov Structure. *Annals of Economic and Social Measurement* 2, pp. 525-530.
- Enderse, W. (2005). *Applied Econometric Time Series*.
- Fethi, Ögünç and Dilara, E.(2003). Measurement of Potential Output for Turkey: Unobserved Components Model. Central Bank of the Republic of Turkey.
- Ganev, K. (2004). Statistical Estimates of the Deviation from the Macroeconomic Potential: an Application to the Economy of Bulgaria. Agency for Economic Analysis and Forecasting.
- Goodhart, C. and Hofmann, B. (2005). The Phillips Curve, IS Curve and Monetary Transmission: Evidence for US and the Euro Area. *Economic Studies*, 51,757-775.
- Hamilton J. (1994). *Time Series Analysis*”, Princeton Press.
- Harvey (1993). *Time series Models*. 2 Edition, Harvester- Wheat sheaf, London.
- Hodrick, R. and Prescott E. (1997), Post-war U.S business Cycles; An Empirical Investigation. *Journal of money, Credit and Banking*; 79 (1), PP.1-6.
- Kalman, R. (1960), A new Approach to Linear Filtering and Prediction Problems. *Journal of Basic Engineering*. 82 (Series D), PP. 35-45.

- Kichian M. (1999). Measuring Potential Output Within a State- Space Frame Work. Bank of Canada, W P No. 99- 9.
- Kim J. and Nelson R. (1999). State Space Model with Regime Switching. MIT press.
- Kuttner A. (1994). Estimating Potential Output as a Latent Variable. Journal of Business and Economic Statistics. 12 (3); 361- 68.
- Llaudes, Recardo, (2004). The Phillips Curve and Long-Term Unemployment. The Johns Hopkins University.
- Nelson, C.R. and C.I. Plosser (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series, Journal of Monetary Economics. 10, 139-162.
- Valerie, C. and Saxena, S. (2000). Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: An Application to Sweden. IMF, wp/00/59.
- Watson, M.W. (1986). Univariate Detrending Methods With Stochastic Trends. Journal of Monetary Economics. 18, PP. 49-75.
- Yashioka S. (2002). Estimation of Output Gap in Southeast Asian Countries. A state Space Model Approach. Tsd Discussion Paper, No.2.

پیوست

جدول ۴- مقادیر برآورد شده بهره‌وری، تولید بالقوه و سیکل‌های تولید

	BK	HP	KF1	KF2	TFP	Pgdp
1367Q1	0	-0.00165	-0.2576	-0.00135	0.039361	10.777
1367Q2	0	-0.04879	-0.10714	0.000712	0.03994	10.775
1367Q3	0	-0.00694	-0.0449	-0.00521	0.027315	10.777
1367Q4	0	0.018952	-0.00568	0.00565	0.01071	10.786
1368Q1	0	-0.06109	-0.04371	0.022355	0.019226	10.766
1368Q2	0	-0.03204	-0.0151	-0.02123	0.024239	10.788
1368Q3	0	-0.05484	-0.02756	0.007037	0.033128	10.8
1368Q4	0	-0.0134	-0.0014	-0.01433	0.032093	10.836
1369Q1	-0.00419	-0.0026	0.002253	0.005622	0.027543	10.865
1369Q2	-0.00245	-0.00033	5.01E-05	0.002014	0.02786	10.89
1369Q3	0.001482	-0.00845	-0.01	0.002339	0.030429	10.912
1369Q4	0.00821	0.042153	0.01882	-0.01127	0.023468	10.953
1370Q1	0.008893	-0.01337	-0.02398	0.018771	0.036366	10.959
1370Q2	0.017432	0.034066	-6.39E-05	-0.02184	0.039173	11
1370Q3	0.055376	0.09059	0.029555	-0.00329	0.025819	11.043
1370Q4	0.10274	0.079289	0.017483	0.01437	0.013648	11.06
1371Q1	0.10298	0.125201	0.049954	-0.00626	-0.01138	11.087
1371Q2	0.037408	0.05131	0.008832	0.027232	-0.01768	11.067
1371Q3	-0.02737	-0.00247	-0.01643	-0.00367	-0.00157	11.05
1371Q4	-0.0203	-0.05127	-0.04307	-0.00557	0.020898	11.039
1372Q1	0.03223	0.068787	0.039248	-0.03565	0.001881	11.087
1372Q2	0.04223	0.029617	0.017336	0.031968	-0.01283	11.079
1372Q3	-0.01418	-0.01391	-0.00368	0.004391	-0.0092	11.065
1372Q4	-0.06134	-0.06296	-0.02992	0.000571	0.008997	11.05
1373Q1	-0.03534	-0.04267	-0.01458	-0.01667	0.016339	11.063
1373Q2	0.016824	0.01687	0.024882	-0.00852	0.00188	11.09
1373Q3	0.013547	-0.01743	0.003575	0.020343	-0.0042	11.084
1373Q4	-0.03828	-0.03866	-0.00752	-0.00015	0.001826	11.082
1374Q1	-0.06226	-0.07889	-0.03413	0.002143	0.020307	11.075
1374Q2	-0.02732	-0.03118	-0.00665	-0.02023	0.025484	11.103
1374Q3	0.018831	0.00248	0.009096	0.001163	0.018135	11.128
1374Q4	0.027037	0.022095	0.017188	0.004153	0.008858	11.147

ادامه جدول-۴.

	BK	HP	KF1	KF2	TFP	Pgdp
1375Q1	0.00882	-0.00532	-0.00388	0.011089	0.010011	11.148
1375Q2	0.004324	0.009248	0.004077	-0.00734	0.009999	11.162
1375Q3	0.01614	0.004789	-0.0005	0.003487	0.00893	11.169
1375Q4	0.016828	0.026308	0.013385	-0.00457	0.002966	11.185
1376Q1	0.000698	-0.0062	-0.00788	0.010606	0.006648	11.181
1376Q2	-0.00593	-0.00176	-0.00472	-0.00771	0.011056	11.19
1376Q3	0.00592	0.006621	6.93E-05	-0.00164	0.009829	11.201
1376Q4	0.012481	0.027918	0.014172	-0.00233	0.00296	11.216
1377Q1	0.002085	-0.00589	-0.00738	0.011201	0.005738	11.211
1377Q2	-0.0061	0.00217	-0.00082	-0.00811	0.008398	11.221
1377Q3	0.00264	-0.00495	-0.00518	0.002032	0.01014	11.226
1377Q4	0.011862	0.022729	0.014127	-0.00628	0.001829	11.243
1378Q1	0.002973	0.007165	0.006349	0.009523	-0.00141	11.244
1378Q2	-0.01518	-0.03569	-0.01909	0.005768	0.007538	11.235
1378Q3	-0.02374	-0.00487	0.003439	-0.01464	0.007511	11.253
1378Q4	-0.01785	-0.02643	-0.01031	0.008849	0.011341	11.254
1379Q1	-0.00978	-0.01537	-0.00314	-0.00681	0.013594	11.268
1379Q2	-0.00853	-0.01372	-0.00321	0.001278	0.01506	11.28
1379Q3	-0.00498	-0.00646	0.000174	-0.0011	0.013776	11.295
1379Q4	0.005034	0.009403	0.010039	-0.00091	0.008923	11.312
1380Q1	0.005922	-0.01711	-0.00753	0.008742	0.011763	11.315
1380Q2	-0.00848	0.00101	0.005133	-0.00749	0.007692	11.332
1380Q3	-0.0194	0.000777	0.006251	0.003838	0.0068	11.343
1380Q4	-0.01562	-0.06479	-0.03748	0.011325	0.024421	11.333
1381Q1	-0.00953	0.021327	0.017763	-0.02996	0.016636	11.377
1381Q2	-0.01049	0.005183	0.004682	0.019211	0.012604	11.387
1381Q3	-0.00677	-0.02918	-0.02006	0.003327	0.02454	11.391
1381Q4	0.010521	0.008292	0.001491	-0.01431	0.02322	11.421
1382Q1	0.022795	0.053644	0.029142	-0.00111	0.007594	11.452
1382Q2	0.012783	0.001934	-0.00502	0.020369	0.008775	11.448
1382Q3	-0.00299	-0.00282	-0.00688	-0.00842	0.015531	11.459
1382Q4	0.00018	-0.00059	-0.00551	-0.00262	0.01745	11.474
1383Q1	0	0.035638	0.01874	-0.00699	0.008629	11.499
1383Q2	0	-0.00211	-0.00507	0.014824	0.009678	11.499
1383Q3	0	0.002153	-0.00016	-0.00794	0.013017	11.512

ادامه جدول -۴.

	BK	HP	KF1	KF2	TFP	Pgdp
1383Q4	0	-0.01356	-0.0096	0.002676	0.017478	11.52
1384Q1	0	0.026747	0.018522	-0.01122	0.009642	11.545
1384Q2	0	0.00208	0.004961	0.013005	0.007011	11.548
1384Q3	0	-0.00557	0.004832	-0.00243	0.007511	11.554
1384Q4	0	-0.01121	0.00738	-0.00031	0.007511	11.56

