فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی در ایران
سال اوّل، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۱
صفحات : ۲۶- ۱

کاربرد روش حداقل مربعات تطبیقی برای برآورد شکاف تولید در ایران*

احمد جعفری صمیمی[۱]
زهرا (میلا) علمی[۲]
آرش هادی‌زاده[۳]

تاریخ دریافت : ۹۱/۳/۱۰ تاریخ پذیرش : ۹۱/۶/۲۵

چکیده

در این مقاله با استفاده از تکنیک جدید اقتصادسنجی به نام حداقل مربعات تطبیقی (ALS) به برآورد روند بلندمدت سالانه‌ی تولید ناخالص داخلی واقعی ایران می‌پردازیم. حداقل مربعات تطبیقی حالتی خاص از فیلتر کالمان (Kalman filter) است که مدل‌های دارای پارامترهای متغیر در زمان را به سادگی برآورد می کند. سپس از روند برآورد شده برای برآورد شکاف تولید استفاده می‌کند. در مدل دارای وقفه، مطابق نتایج، ضرایب وقفه ها به‌طور معناداری متفاوت از صفر نیست بنابراین مدل بدون وقفه به‌کار گرفته شد.

نتایج این مقاله در برآورد شکاف تولید با استفاده از حداقل مربعات تطبیقی، در جدول‌هایی در مقاله ذکر شده است. می‌توان از این نتیجه‌ها در سایر تحقیق‌های اقتصادی به‌خصوص در سیاست‌گذاری‌های پولی استفاده کرد. این نتایج با برآورد فیلتر هُدریک پِرسکات (Hodrick-Prescott) و حداقل مربعات معمولی(OLS) مقایسه شده‌است. مقایسه نتایج نشان از دقت بیشتر روش حداقل مربعات تطبیقی دارد.

کلید واژه: حداقل مربعات تطبیقی، تولید ناخالص داخلی، شکاف تولید

طبقه بندی JEL : C22, E17

* این مقاله برگرفته از رساله دکتری آرش هادی‌زاده به راهنمایی دکتر احمد جعفری صمیمی و دکتر زهرا میلا علمی است.

۱. استاد اقتصاد، دانشگاه مازندران، (نویسنده مسئول) **Email**: jafarisa@umz.ac.ir
۲. دانشیار اقتصاد، دانشکده‌ی علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران، بابلسر **Email**: z.elmi@umz.ac.ir
۳. دانشجوی دوره‌ی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران **Email**: arash.hadizade@gmail.com

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

پژوهش‌های زیادی برای تعیین سیاست‌های بهینه پولی و مالی انجام شده و می‌شود. با وجود روش‌های گوناگون پیشنهادی در مقاله‌های متفاوت، تمامی مدل‌ها برای یافتن سیاست‌های بهینه از متغیر شکاف تولید استفاده می‌کنند. اما در ایران تلاش چندانی برای برآورد دقیق متغیر مهم شکاف تولید صورت نگرفته‌است و پژوهشگران برای راحتی معمولاً از فیلتر هُدریک – پرسکات (Hodrick-Prescott:HP) استفاده می‌کنند. به دلیل اهمیت محاسبه متغیر شکاف تولید، در این مقاله از تکنیک جدید اقتصادسنجی تحت عنوان حداقل مربعات تطبیقی (Adaptive Least Square: ALS) که توسط مک‌کالوچ[1] (۲۰۰۵) توسعه داده شده، برای برآورد این شکاف استفاده شده‌است. تکنیک ALS اصلاحی‌ست بر فیلتر کالمان[2] برای برآورد پارامترهای متغیر در زمان. این تکنیک به پژوهشگر امکان می‌دهد تا روند خطی GDP واقعی را با در نظر گرفتن ویژگی تغییر روند در طول زمان، برآوردکند. تغییرات صورت گرفته در روند نه به‌وسیله‌ی پژوهشگر، بلکه درون مدل تعیین می‌شود.

شکاف تولید ناخالص داخلی عبارت است از تفاضل تولید ناخالص داخلی و تولید بالقوه. برای محاسبه‌ی این متغیر در ابتدا نیاز به محاسبه‌ی تولید بالقوه است. از دید عرضه، تولید بالقوه حداکثر تولیدی است که اقتصاد بدون تورم قادر به تولید آن است. در مدل‌های اقتصاد کلان و نیز در تحلیل عملکرد سیاست‌های اعمال شده، برآورد تولید بالقوه ضروری است. این متغیر در کوتاه‌مدت ابزاری مفید برای ارزیابی میزان فشار تورمی در بازار کالا و خدمات است. چنان‌چه سطح تولید ناخالص داخلی از سطح تولید بالقوه فراتر رود؛ نمایانگر فشارهای تورمی است. در نتیجه باید از سیاست‌های انقباضی استفاده

[1]. McCulloch
[2]. Kalman filter

www.SID.ir

شود. در صورتی که سطح تولید ناخالص داخلی از تولید بالقوه کمتر شود، نشان‌دهنده‌ی شرایط رکودی بوده و باید سیاست‌های انبساطی اعمال شود. این نکته بیان‌گر تأثیر دقت در محاسبه‌ی شکاف تولید در سیاست‌گذاری اقتصادی است.

مطالعه‌ی تولید بالقوه و میزان انحراف از آن یکی از مباحث نسبتاً جدید ولی بسیار بحث‌انگیز در حیطه‌ی تحلیل‌های اقتصادی است. اهمیت آن 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 است. از این رو پژوهشگران به‌دنبال استفاده‌ی حداکثری از منابع موجود برای دستیابی به تولید بالقوه هستند. بنابراین اطلاع از روند تولید بالقوه و میزان انحراف از آن، می‌تواند در جهت‌دهی سیاست‌های پولی و مالی و کنترل تورم شتابان و بیکاری فزاینده مفید باشد. اما اتفاق‌نظری بین پژوهشگران در روش‌های اندازه‌گیری انحراف از تولید بالقوه وجود ندارد. در نتیجه نهادهای متفاوت با روش‌هایی متفاوت به اندازه‌گیری چرخه‌های تجاری و انحراف از تولید بالقوه می‌پردازند (کاوند و باقری، ۱۳۸۶).

ساختار مقاله در ادامه به شرح ذیل است: در بخش دوم مروری بر ادبیات تولید بالقوه و شکاف تولید ارائه می‌شود. در بخش سوم روش ALS و در بخش چهارم داده‌های مورد استفاده معرفی می‌شوند. در بخش پنجم مقدار شکاف سالانه تولید واقعی ایران در دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۸ در قالب یک مدل ALS محاسبه می‌شود. در بخش ششم نتایج به‌دست آمده با مقدار شکاف تولید محاسبه شده از طریق روش‌های HP و OLS مقایسه شده و نقاط قوت و ضعف آنها بررسی می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

۲- مروری بر ادبیات تولید بالقوه و شکاف تولید

شکاف تولید از تفاوت تولید بالقوه و تولید بالفعل به‌دست می‌آید. سری زمانی تولید واقعی توسط بانک مرکزی منتشر می‌شود اما مشکل در محاسبه‌ی تولید بالقوه است. امروزه به‌طور فزاینده‌ای از شکاف تولید در ادبیات سیاست پولی استفاده می‌شود. با وجود تفاوت در قواعد پولی پیشنهادی، در تمام آنها بانک مرکزی باید اندازه‌ی شکاف تولید را در هر لحظه از زمان بداند. کلاریدا، گالی و گرتلر[1] (۱۹۹۹) در مقاله‌شان تحت عنوان دانش سیاست پولی، برای تحلیل سیاست پولی بهینه از نوعی منحنی فیلیپس نیوکینزینی استفاده کرده‌اند. جزء کلیدی در منحنی فیلیپس نیوکینزین عبارت است از انتظارات تورمی و شکاف تولید. مقاله‌ی ایشان مبتنی است بر کار تیلور[2] (۱۹۹۳) که از شکاف تولید برای تعیین سیاست پولی بهینه استفاده کرده بود. بال، منکیو و ریس[3] (۱۹۸۸) از منحنی فیلیپس با اطلاعات چسبنده استفاده کردند. در مدل ایشان نیز شکاف تولید یکی از متغیرها بود.

روشی که بیش از سایر روش‌ها برای محاسبه‌ی شکاف تولید استفاده می‌شود، روندزدایی از GDP است. یعنی GDP دارای روند قطعی زمانی در نظر گرفته می‌شود. سپس شکاف تولید به‌عنوان انحراف از این روند محاسبه می‌شود. بنابراین پایایی GDP بسیار مهم است. زیرا، ناپایایی آن به معنی عدم وجود روند زمانی است. در این صورت برآورد انحراف از روند نیز از لحاظ آماری بی‌معنا خواهد بود. اما مطابق نتایج آزمون‌های پایایی پیشین، تولید ناخالص داخلی در اغلب کشورها ناپایا و دارای فرایند I(1) است. موضوعی که منجر به ایجاد ادبیات اقتصادی گسترده‌ای به‌منظور اثبات پایایی GDP شد.

1. Clarida, Gali and Gertler
2. Taylor
3. Ball, Mankiw and Reis

www.SID.ir

یکی از اولین این موارد، مقاله‌های پرون[1] در سال‌های ۱۹۸۹ و ۱۹۹۷ بود. او یک شکست ساختاری را در GDP امریکا در سال ۱۹۷۳ وارد کرد. از نظر او این شکست ساختاری به‌دلیل تکانه‌ی افزایش قیمت نفت ایجاد شده بود که منجر به تغییر شیب خط روند می‌شد. با تغییر شیب روند در سال ۱۹۷۳، GDP در سطح ۵٪ پایا شد. اما ایراد این بود که به‌جای این‌که شکست ساختاری توسط داده‌ها انتخاب شود، توسط پرون به داده‌ها تحمیل شده‌بود. در مقاله‌ی سال ۱۹۹۷، پرون زمان وقوع شکست را ثابت در نظر نگرفت. این موضوع پیشرفتی نسبت به مقاله‌ی پیشین او محسوب می‌شد اما هم‌چنان تعداد و نوع شکست‌ها توسط پژوهشگر تعیین شد. ایراد دیگرِ روش پرون، ناتوانی در پیش‌بینی بود. زیرا این روش نمی‌توانست شکست‌های ساختاری آینده را پیش‌بینی کند.

در سال ۱۹۸۹ همیلتون[2] یک مدل سویچینگ دو حالته[3] را برای رشد GNP توسعه داد. در این مدل برای جابه‌جایی بین دو حالت از فرایند مارکوف[4] استفاده می‌شود. ایده‌ی همیلتون توسط لام[5] (۲۰۰۴) با در نظر گرفتن احتمال جابه‌جایی بین دو حالت طی زمان، گسترش یافت. این مدل نیز خالی از ایراد نبود زیرا تنها دو حالت را برای اقتصاد در نظر می‌گرفت.

روش دیگر تعیین روند در یک سری زمانی که بسیار مورد استفاده قرار گرفته و می‌گیرد، فیلتر هُدریک – پِرسکات (HP) است. این روش نیز دو ایراد دارد. نخست این‌که احتیاج به مقداردهی اولیه به پارامتر هموارساز (لاندا) دارد. اقتصادسنج می‌بایست طول دوره‌ای که خواهان زدودن آن از روند است را تعیین کند. کولی و نیسون[6] (۱۹۹۵)

[1]. Perron
[2]. Hamilton
[3]. Two-state regime switching model
[4]. Markov
[5]. Lam
[6]. Cogley and Nason

www.SID.ir

دریافتند که چرخه‌هایی که در داده‌های فیلتر شده به‌وسیله‌ی HP یافت می‌شوند، ممکن است به‌دلیل اثرات خود فیلتر ایجاد شده باشند؛ نه به‌دلیل این‌که واقعاً در داده‌ها وجود دارند. ایراد دوم این است که فیلتر HP قادر به پیش‌بینی نیست.

به منظور پیشگیری از این ایرادها، برخی از پژوهشگران از مدل‌های پارامتر متغیر در زمان[1] استفاده کرده‌اند. در چنین مدلی هر گونه شکست ساختاری را می‌توان وارد کرد. کافی است که مقدار پارامتر مربوطه در طی زمان تغییر کند. به‌علاوه این گونه مدل‌ها توانایی پیش‌بینی نیز دارند. ایراد اساسی این مدل‌ها این است که در آنها می‌بایست تعداد زیادی پارامتر برآورد شود. این موضوع برای داده‌های GDP می‌تواند تبدیل به مشکلی غیر قابل‌حل شود. زیرا سری‌های زمانی GDP در کشورهای مختلف، معمولاً به‌اندازه‌ی کافی طولانی نیستند تا امکان برآورد تعداد زیادی پارامتر را داشته باشند. کولی[2] و پرسکات (۱۹۷۳) برای غلبه بر این مشکل تنها جزء ثابت در معادله‌ی خط روند را متغیر در زمان در نظر گرفتند. استوک و واتسون[3] (۱۹۹۸) نیز فرایندی مشابه کولی و پرسکات (۱۹۷۳) را اتخاذ کردند.

دشواری‌های محاسبه‌ی تولید بالقوه در ادبیات مربوط مطالعه شده‌است. مثلا رودبوش[4] (۲۰۰۲) محاسبات پژوهشگران پیشین را با عدم اطمینان همراه دانسته‌است. برای مدل‌سازی این نااطمینانی در برآورد شکاف تولید، وی فرض کرد که برآورد شکاف تولید همراه با خطا صورت می‌گیرد. اُرفانیدِس[5] (۲۰۰۲) به‌دلیل نااطمینانی برآوردهای تولید بالقوه، پیشنهاد کرد که از درآمد اسمی در سیاست‌های قواعد پولی استفاده شود.

---

1. Time-varying parameter model
2. Cooley
3. Stock and Watson
4. Rudebusch
5. Orphanides

www.SID.ir

در ایران دو تحقیق به محاسبه‌ی شکاف تولید پرداخته‌اند. نصر اصفهانی، اکبری و بیدرام (۱۳۸۴) به محاسبه‌ی شکاف تولید ناخالص فصلی و عوامل موثر بر آن با استفاده از فیلتر HP پرداخته‌اند. کاوند و باقری (۱۳۸۶) نیز شکاف تولید ناخالص داخلی را با استفاده از دو روش فیلتر کالمان و فیلتر HP محاسبه کرده‌اند.

۳- حداقل مربعات تطبیقی (ALS)

حداقل مربعات تطبیقی اقتباسی از فیلتر کالمان است که توسط مک‌کالوچ (۲۰۰۵) برای برآورد روابط متغیر در زمان معرفی شده است. این روشِ برآورد در قیاس با روش‌های مذکور در بخش پیشین دارای چندین برتری است. روش ALS بدون این‌که پژوهشگر را با کاهش مشکل‌آفرین درجه‌ی آزادی مواجه کند، او را قادر می‌سازد تا تمام پارامترهای مدل را متغیر در زمان در نظر بگیرد. زیرا تنها برآورد یک پارامتر یعنی ρ است که رفتار مدل را تعیین می‌کند. در نتیجه ALS تمام محاسن مدل‌های متغیر در زمان را داراست بدون این‌که ایراد اساسی آنها را داشته باشد. برتری دیگر این است که در این روش، تمام پارامترها متغیر در زمان هستند در حالی‌که در مدل‌های پیشین تنها جزء ثابت بود که قابلیت تغییر در زمان را داشت. این ویژگی ALS به این معناست که سری زمانی می‌تواند حالت‌های نامحدودی داشته باشد. این ویژگی باعث غلبه بر مشکل مدل‌های مارکوف سوییچینگ می‌شود که در آنها سری زمانی محدود به دو حالت بود. برتری ALS بر فیلتر HP در دو موضوع است. اول این‌که بر خلاف HP، در ALS نیاز به تحمیل مقدار دلخواه اولیه بر پارامتر هموارساز[1] نیستیم. موضوع دیگر قابلیت پیش‌بینی ALS و فقدان آن در HP است.

[1]. smoother

www.SID.ir

در حداقل مربعات تطبیقی، تحلیل داده‌ها به دو روش فیلتر ALS و هموارساز ALS انجام می‌شود. فیلتر ALS تنها از داده‌های گذشته استفاده می‌کند. در نتیجه سرعت انطباق برآورد با داده‌های واقعی اندکی طولانی‌تر می‌شود اما در مقابل برآوردها بسیار دقیق هستند. هموارساز ALS از داده‌های گذشته و آینده استفاده می‌کند. سرعت انطباق برآورد با داده‌های واقعی بیشتر است اما شکل خط روند برآورد شده نوسان کمتری دارد؛ یعنی نسبت به برآورد فیلتر از دقت کمتری برخوردار است. هر دو روش مفید هستند اما جهت جلوگیری از طولانی شدن مقاله تنها از فیلتر ALS استفاده می‌کنیم. برای توضیح کامل ALS می‌توان به مک‌کالوچ (۲۰۰۵) مراجعه کرد.

یک چارچوب عمومی برای مدل‌های مبتنی بر زمان، مدل رگرسیون خطی دارای پارامتر متغیر در زمان[1] (TVP) است:

$$y_t = x_t\beta_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$$
$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim NID(0_{k\times 1}, Q_t) \qquad (1)$$

که در آن x_t بردار سطری $1 \times k$ از متغیرهای توضیحی برون‌زا است، β_t بردار ستونی $k \times 1$ از ضرایب متغیر در زمان است و η_t بردار ستونی $k \times 1$ از خطاهای انتقالی است که مستقل از خطاهای مشاهدات ε_t هستند. y_t بردار $t \times 1$ از متغیرهای وابسته مشاهده شده تا زمان t است و X_t ماتریس $t \times k$ از متغیرهای توضیحی تا زمان t است. به‌طور معمول ستون اول X_t، تنها شامل مقدار واحد است. بنابراین اولین بخش β_t جزء ثابت است. Q_t ماتریس کواریانس $k \times k$ متغیر در زمان از خطاهای انتقالی η_t است.

دستگاه معادلات ۱ را می‌توان به‌وسیله‌ی فیلتر کالمان توسعه‌یافته حل کرد.

$$\beta_t | y_t \sim N(b_t, P_t) \qquad (2)$$

[1]. Time-varying parameter: TVP

Archive of SID

www.SID.ir

که P_t ماتریس کوواریانس است. دستگاه معادلات متغیر در زمان۱ و جواب آن برای هدف مورد نظر این مقاله بسیار عمومی هستند. زیرا حتی اگر Q_t متغیر در زمان نباشد، هنوز تعداد $k(k+1)/2$ پارامتر تصادفی متغیر در زمان و همین‌طور واریانس مشاهدات یعنی σ_ε^2 وجود دارد که می‌بایست برآورد شوند.

ρ شاخص اسکالر نااطمینانی خطاهای انتقالی نسبت به خطای مشاهدات است و T_t محاسبه شده از رابطه‌ی ۳ نشان‌دهنده‌ی حجم نمونه‌ی موثر است.

$$T_t = (1+\rho T_{t-1})^{-1} T_{t-1} + 1 \qquad (3)$$

به یاد داشته باشیم که در LLM[1]، واریانس نویز (خطاهای مشاهدات) به خطاهای برآورد در زمان $t-1$ وابسته است یعنی $\sigma_\varepsilon^2 \equiv T_{t-1}\sigma_{t-1}^2$ و همین‌طور Q_tیک ماتریس 1×1 است (σ_η^2)و P_{t-1} برابر است با σ_{t-1}^2. بنابراین واریانس سیگنال (یعنی خطاهای انتقالی اسکالر η_t) به‌وسیله‌ی رابطه‌ی ۴ به‌دست می‌آید:

$$Q_t = \left(\sigma_\eta^2\right) \equiv \rho(\sigma_\varepsilon^2) = \rho T_{t-1}(\sigma_{t-1}^2) = \rho T_{t-1} P_{t-1} \qquad (4)$$

به‌همان شکل در مدل TVP فرض می‌شود که عبارت $T_{t-1}P_{t-1}$، خطای اندازه‌گیری نمونه‌ی مؤثر در زمان $t-1$ را دقیقاً مانند LLM اندازه می‌گیرد. ماتریس کوواریانس Q_t که در رابطه‌ی ۱ وجود دارد به‌صورت ۵ است:

$$Q_t = \rho T_{t-1} P_{t-1} \qquad (5)$$

زمانی‌که مدل ضرایب تصادفی در رابطه‌ی ۱ تنها شامل جزء ثابت بوده و رگرسور نداشته‌باشد، رابطه‌ی ۵ تبدیل به ۴ می‌شود. با تصریحی همانند رابطه‌ی ۵، فیلتر کالمان توسعه یافته بسیار ساده شده و می‌تواند به‌شکل ذیل نوشته شود:

$$b_t = W_t^{-1} z_t \qquad (6)$$
$$P_t = \sigma_\varepsilon^2 W_t^{-1} \qquad (7)$$

۱. مدل Local Level Model (LLM) در واقع پیش‌نیاز مدل حداقل مربعات تطبیقی است. برای جلوگیری از طولانی شدن، از ذکر آن در بدنه‌ی مقاله خودداری شده است. پژوهشگران گرامی می‌توانند به مک‌کالوچ (۲۰۰۵) مراجعه کنند.

Archive of SID
www.SID.ir

که در آن:

$$z_t = (1 + \rho T_{t-1})^{-1} z_{t-1} + x_t' y_t \qquad (8)$$
$$W_t = (1 + \rho T_{t-1})^{-1} W_{t-1} + x_t' x_t \qquad (9)$$

و T_t مانند رابطه‌ی ۳ است.

چنان‌چه مقدار اولیه‌ی معلومی برای ضرایب در زمان $t = 0$ وجود داشته باشد، ماتریس کوواریانس اولیه یعنی P_0 به‌ازای تمام مقادیر ویژه‌اش نامتناهی است و یا به‌طور مشابه، ماتریس اطلاعات P_0^{-1} برابر صفر است که:

$$W_0 = 0_{k\times k} \qquad (10)$$

به‌ازای هر انتخابی برای b_0، رابطه‌ی ۶ به‌صورت رابطه ۱۱ می‌شود:

$$z_0 = 0_{k\times 1} \qquad (11)$$

به‌ازای مقادیر اولیه‌ی رابطه‌های ۱۰ و ۱۱، W_t دارای درجه‌ی t است که $t < k$ بوده بنابراین b_t و P_t تنها می‌توانند برای $t \geq k$ محاسبه شوند. به‌یاد داشته باشیم که در شرایط ضرایب ثابت $\rho = 0$، z_t برابر با $X_t' y_t$، w_t برابر با $X_t' X_t$ شده و رابطه‌ی ۶ شبیه فرمول آشنای OLS یعنی $b_t = (X_t' X_t)^{-1} X_t' Y_t$ می‌شود.

پس از مقداردهی اولیه به فیلتر، تجزیه‌ی خطای پیش‌بینی عبارت است از:

$$y_t | y_{t-1} \sim N(x_t b_{t-1}, \sigma_\varepsilon^2 s_t^2) \qquad (12)$$

که $s_t^2 = (1 + \rho T_{t-1}) x_t W_{t-1}^{-1} x_t' + 1$ است. بنابراین لگاریتم درست‌نمایی برابر است با:

$$L(\rho, \sigma_\varepsilon^2 | y_t) = \sum_{t=k+1}^{n} logp(y_t | y_{t-1})$$

Archive of SID

www.SID.ir

$$= -\frac{n-k}{2}log(2\pi) - \frac{n-k}{2}log\sigma_\varepsilon^2 - \sum_{t=k+1}^{n} logs_t - \frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2}\sum_{t=k+1}^{n} u_t^2 \qquad (13)$$

که در آن $u_t = \frac{e_t}{s_t}$ بوده و $e_t = y_t - x_t b_{t-1}$ است. با فرض‌های بالا، این پسماندها واریانس همسان با واریانس σ_ε^2 هستند؛ اگرچه خطاهای پیش‌بینی به‌شدت واریانس ناهمسان هستند. برآورد σ_ε^2 عبارت است از:

$$s_\varepsilon^2 = \frac{1}{n-k}\sum_{t=k+1}^{n} u_t^2 \qquad (14)$$

اگر تصریح مدل درست بوده و ρ برابر مقدار واقعی‌اش باشد، پسماند تعدیل شده u_t می‌بایست $iid\ N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ باشد. با استناد به دوربین و کوپمن[1] (۲۰۰۱)، چون پارامتر ρ توسط روش ML(حداکثر درست‌نمایی) قابل برآورد است. پس آزمون‌های معمول برای نمونه‌های بزرگ مثل آماره‌ی Q و آزمون ژارک – برا را می‌توان به‌کار برد.

با جای‌گذاری $R_t = W_t/T_t$ می‌توان نشان داد که فیلتر ALS (روابط ۶ تا ۹) معادل است با حداقل مربعات بازگشتی (RLS) با بازده متغیر[2]:

$$b_t = b_{t-1} + \gamma_t R_t^{-1} x_t (y_t - x_t b_{t-1}) \qquad (15)$$

$$R_t = R_{t-1} + \gamma_t (x_t' x_t - R_{t-1}) \qquad (16)$$

$$P_t = \gamma_t \sigma_\varepsilon^2 R_t^{-1} \qquad (17)$$

در حالت وجود بازده ثابت که معادل OLS است، ضریب بازده γ_t در روابط (۱۵ تا ۱۷) برابر $1/t$ می‌شود. در ادبیات گذشته‌ی ALS (سارجنت[3] ۱۹۹۳، اونز و هونکپوهیا[4] ۲۰۰۱) اغلب از ضریب ثابت γ استفاده می‌شد.

[1]. Durbin and Koopman
[2]. Variable gain recursive least squares
[3]. Sargent
[4]. Evans and Honkpohja

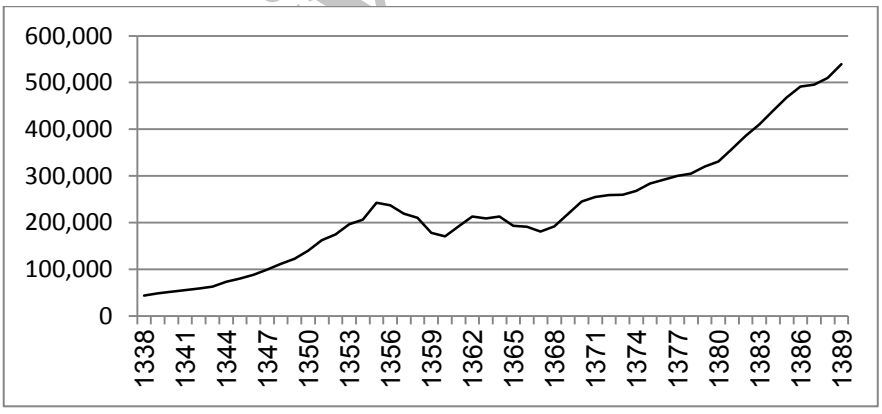
Archive of SID

www.SID.ir

۴- داده‌ها

در این مقاله از داده‌های سالانه تولید ناخالص داخلی ایران به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ منتشر شده توسط بانک مرکزی استفاده شده است. بر اساس نمودار ۱ به‌طور کلی می‌توان روند GDP سالانه‌ی ایران را به سه دوره تقسیم کرد. تولید ناخالص داخلی ایران در دوره‌ی اول و در فاصله‌ی سال‌های ۵۶-۱۳۳۸ تحت تأثیر عوامل خارجی و اثر آن بر روند سرمایه‌گذاری بوده‌است. در این دوره با افزایش ناگهانی بهای نفت صادراتی و افزایش درآمدهای نفتی، منابع دولت برای سرمایه‌گذاری‌های عمرانی تأمین شد. این امر سبب شد که دولت در کنار برنامه‌ی اصلاحات ارضی، به حمایت از طبقه‌ی نوخاسته‌ی سرمایه‌دار صنعتی بپردازد. به‌علاوه سرمایه‌گذاری مستقیم در صنایع سنگین نیز انجام شد که این امر موجب رشد تولید ناخالص داخلی گردید. این رشد در نمودار ۱ در بازه‌ی زمانی یادشده به‌روشنی دیده می‌شود.

نمودار ۱. تولید ناخالص داخلی واقعی سالانه



منبع: بانک مرکزی

در دوره‌ی دوم اقتصاد ایران یعنی فاصله‌ی سال‌های ۶۸- ۱۳۵۶ عوامل متعددی بر اقتصاد ایران تأثیرگذار بوده‌است. در ابتدای این دوره و در سال ۱۳۵۷ با پیروزی انقلاب

www.SID.ir

اسلامی، نرخ رشد اقتصادی و هم‌چنین سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی به‌شدت کاهش یافت. بلافاصله بعد از آن نیز طی سال‌های ۶۸- ۱۳۵۹ وقوع جنگ تحمیلی عراق علیه ایران به شدت تأثیر منفی و مخربی بر تمامی متغیرهای اقتصادی کشور از جمله رشد تولید داشت. در واقع عدم ثبات اقتصادی و سیاسی کشور دلیل اصلی کاهش سرمایه‌گذاری و به‌دنبال آن کاهش رشد تولید در این دوره بوده است. اما در فاصله‌ی سال‌های ۱۳۶۸ تاکنون که دوره‌ی سوم رشد و شکوفایی کشور است که به دنبال ایجاد ثبات نسبی و افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی، دولتی و خارجی رخ داده‌است. نمودار ۱ نشان‌دهنده‌ی سیر صعودی تولید طی سال‌های ۱۳۶۸ تاکنون است. البته مشابه اکثر کشورهای صادرکننده‌ی نفت، بالا بودن نسبی قیمت نفت در این سال‌ها، کمک فراوانی به سرمایه‌گذاری‌های خصوصی و دولتی و به تبع آن رشد اقتصادی داشته است. (دل‌انگیزان و همکاران، ۱۳۸۹)

در این داده‌ها در بازه‌ی ۱۳۵۴ تا ۱۳۶۸ داده‌ها از نوسان بیشتری نسبت به سایر سال‌ها برخوردارند. در این بازه، ابتدا تکانه افزایش قیمت نفت در سال ۱۳۵۴ رخ داده است که منجر به افزایش تولید تا سال ۱۳۵۶ شده است. اما با وقوع جنگ تحمیلی مقدار تولید به‌شدت کاهش یافته و به حداقل مقدار خود در سال ۱۳۶۰ می‌رسد. این نوسان‌ها تا سال پایانی جنگ ادامه می‌یابد و تنها پس از پایان جنگ تحمیلی است که روند افزایش پیوسته در تولید ایجاد می‌شود.

۵- برآورد مدل

مدل پیشنهادی با استفاده از برآورد فیلتر ALS معرفی شده توسط مک‌کالوچ و استفاده از نرم‌افزار گاوس ورژن ۹ (GAUSS 9.0,0) برآوردشده است. لازم به ذکر

Archive of SID

www.SID.ir

است که به‌همراه برآورد فیلتر[1]، برآوردگر دیگری به نام هموارساز نیز توسط مک‌کالوچ معرفی شده‌است که به منظور جلوگیری از طولانی شدن مقاله از ذکر آن خودداری شده‌است.

۵– ۱– روش‌شناسی برآورد

ابتدا پایایی متغیر تولید ناخالص داخلی بررسی می‌شود. تولید ناخالص داخلی تابعی از یک جزء ثابت متغیر در زمان (α_t)، روند خطی با شیب متغیر در زمان ($\beta_t t$) و وقفه‌های نامحدود AR(P) متغیر وابسته با ضرایب متغیر در زمان ($\gamma_{i,t}$) در نظر گرفته می‌شود. پس از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه‌ی متغیر وابسته، برآورد با فیلتر ALS انجام می‌شود.

هر چند در اغلب مقالاتی که به پایایی تولید ناخالص داخلی ایران می‌پردازند، نتایج دال بر I(1) بودن GDP است؛ اما آزمون ریشه‌ی واحد به‌کار گرفته شده در این مقاله نشان‌دهنده‌ی نتایج متفاوتی است. برای آزمون ریشه واحد از آزمون پایایی بکر، اندرس و لی [2] (۲۰۰۶) استفاده می‌کنیم که مبتنی بر آزمون کیاتوسکی– فیلیپس– اشمیت– شین[3] (KPSS) است. فرض صفر در این آزمون پایایی است. مقدار آماره‌ی آزمون پایایی بکر، اندرس و لی، مطابق خروجی نرم‌افزار گاوس برای ۵۲ مشاهده‌ی سالانه، برابر ۰.۰۵۵۹ است و مقدار بحرانی در سطح ۱٪ برابر ۰.۱۵۲۰ است. بنابراین نمی‌توان فرض صفر مبنی بر پایایی GDP را رد کرد. اگر پایایی متغیر تولید رد می‌شد نمی‌توانستیم از تفاضل مقدار واقعی و مقدار برآوردی برای تعیین شکاف تولید استفاده کنیم.

[1]. Filter estimate
[2]. Becker & Enders and Lee
[3]. Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin

Archive of SID

www.SID.ir

تعداد وقفه‌های بهینه‌ی متغیر وابسته توسط نرم‌افزار Eviews تعیین می‌شود. آماره‌ی آکاییک نشان‌دهنده‌ی ۵ وقفه‌ی برای متغیر وابسته است. اما مدل نهایی الزاماً دارای وقفه‌ی بهینه‌ی تعیین شده به وسیله‌ی آماره‌ی آکاییک نیست. دلیل این امر این است که ممکن است نتوان فرض صفر بودن ضرایب متغیر در زمان برای برخی یا همه‌ی این وقفه‌ها را رد کرد. با توجه به داده‌های مورد استفاده ممکن است هر تعداد وقفه (حداکثر به اندازه‌ی وقفه‌ی تعیین شده توسط آماره‌ی آکاییک) یا حتی صفر وقفه انتخاب شود. در ادامه مشاهده می‌شود که برای داده‌های سالانه GDP ایران مدل برآورد شده‌ی نهایی دارای وقفه‌ی متغیر وابسته نیست.

با تعریف شکاف تولید به مثابه تفاوت تولید بالقوه و تولید بالفعل به‌نظر می‌رسد که عدم وجود وقفه‌های متغیر وابسته، برآورد بهتری از شکاف تولید ارائه می‌کند. زیرا در این روش ما GDP را متشکل از یک جزء روند[1] و یک جزء چرخه[2] در نظر گرفته‌ایم. مجموع جزء ثابت و خط روند ($\alpha_t + \beta_t t$) معرف مؤلفه‌ی روند، و شکاف تولید یا همان جزء پسماند معرف مؤلفه‌ی چرخه است. اگر از وقفه‌های GDP برای توضیح خودش استفاده کنیم به این معنی است که بخشی از تغییرات GDP که می‌توانست باعث تغییر در مؤلفه‌ی چرخه و روند شود، توسط وقفه‌ها توضیح داده شده است. این امر باعث کاهش قدرت توضیح‌دهندگی مؤلفه‌های روند و چرخه و به‌تبع آن دقت کمتر برآورد شکاف تولید می‌شود. همان‌طور که در نمودار ب پنل ۱ و نمودار ۴ مشاهده می‌شود بدون استفاده از وقفه‌های متغیر وابسته نیز می‌توان برآورد دقیقی از این متغیر ارائه کرد.

[1]. Trend component
[2]. Cyclical component

www.SID.ir

۵-۲ برآورد شکاف تولید با استفاده از داده‌های سالانه

مدل تصریح شده‌ی اولیه دارای جزء ثابت و روند و پنج وقفه‌ی متغیر وابسته (GDP) است.

$$y_t = \alpha_t + \beta_t t + \gamma_{1,t} y_{t-1} + \gamma_{2,t} y_{t-2} + \gamma_{3,t} y_{t-3} + \gamma_{4,t} y_{t-4} + \gamma_{5,t} y_{t-5} + u_t \qquad (18)$$

مطابق منطق روش ALS ضرایب پارامترها و جزء ثابت در طول زمان تغییر می‌کنند. بنابراین برای آزمودن فرض صفر مبنی بر صفر بودن ضرایب وقفه‌های مدل نمی‌توان از آماره‌ی t استفاده کرد و باید از فاصله اطمینان به اندازه‌ی یک انحراف معیار استفاده نمود. زیرا در روش ALS تمام ضرایب متغیر در زمان بوده و مقدار واحدی ندارند. اگر مقدار ضریب در بازه‌ی یک انحراف معیار برای کل زمان مورد بررسی شامل مقدار صفر باشد، نمی توان فرض صفر مبنی بر صفر بودن آن ضریب وقفه را رد کرد. برای تمام وقفه‌های مدل ۱۸، نمی‌توان فرض صفر را رد کرد یعنی مدل دارای وقفه نخواهد بود و باید تصریح مدل به‌صورت ۱۹ تعدیل شود.[۱]

$$y_t = \alpha_t + \beta_t t + u_t \qquad (19)$$

نتایج برآورد فیلتر ALS از مدل ۱۹ به صورت زیر است:

$$\rho = 5.37,\ \text{s.e. of } \rho = 4.16 \quad , \quad \text{effective sample size} = 1.16,\ \text{s.e. of it} = 0.109\ ,$$
$$\text{LR} = 135.36\ , \quad \text{criticalvalue} = 2.3$$

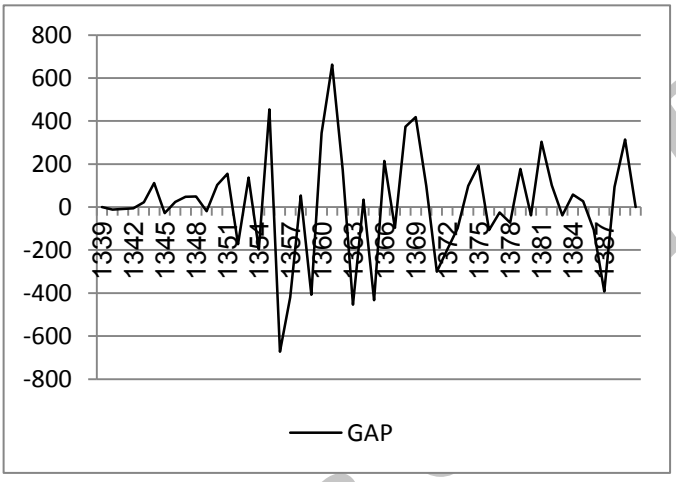
حجم نمونه‌ی مؤثر نشان می‌دهد که پارامترهای مدل هر ۱.۱۶ سال (یک سال و دو ماه) تغییر می‌کنند. مقدار آماره LR نشان می‌دهد که با ۹۵٪ اطمینان نمی‌توان فرض صفر

[۱]. این موضوع برای مدل‌های دارای ۴، ۳، ۲ و ۱ وقفه نیز صادق است. یعنی برای تمام وقفه‌ها در تمام این مدل‌ها، نمی‌توان فرض صفر را رد کرد. بنابراین با اطمینان می‌توان مدل را فاقد وقفه دانست.

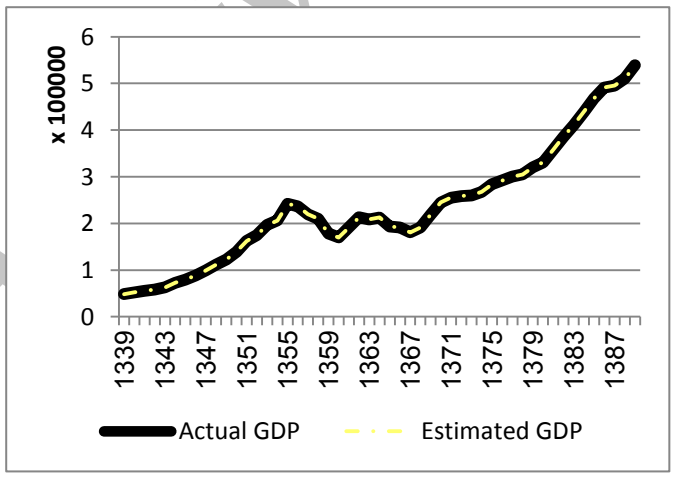
www.SID.ir

مبنی بر صفر بودن ρ یا عدم تغییر پارامترها در طول زمان را رد کرد. برآورد فیلتر ALS از دو پارامتر مدل ۱۹ در پنل ۱ نشان داده شده است.

پنل ۱



الف



ب

منبع: یافته‌های پژوهش

www.SID.ir

الف: برآورد شکاف تولیدبا استفاده از فیلتر ALS (رابطه‌ی۱۹)

ب: مقدار برآوردی و واقعی تولید ناخالص داخلی سالانه با فیلتر ALS (رابطه‌ی۱۹)

برآورد فیلتر از رابطه‌ی ۱۹ برای داده‌های سالانه در کنار مقادیر واقعی GDP در نمودار ب پنل ۱ تصویر شده است. خط پیوسته مقدار واقعی GDP و خط‌چین نشان دهنده‌ی برآورد فیلتر ALS از رابطه‌ی روند برای GDP است. تمام نمودارها از خروجی نرم‌افزار گاوس استخراج شده‌اند. در جدول ۱ مقادیر واقعی و برآوردی GDP سالانه به همراه تفاضل آنها که معادل شکاف تولید است، آورده شده‌است.

جدول ۱. مقادیر برآوردی و واقعی GDP سالانه و شکاف تولید به میلیارد ریال و درصد شکاف تولید از مقدار واقعی

سال	مقادیر واقعی	مقادیر برآوردی	شکاف تولید	(شکاف/واقعی)*۱۰۰
۱۳۳۹	۴۸,۴۴۱.۵۷	۴۸,۴۴۱.۵۷	۰.۰۰	۰.۰۰
۱۳۴۰	۵۲,۰۴۳.۵۹	۵۲,۰۵۵.۸۴	-۱۲.۲۵	-۰.۰۲
۱۳۴۱	۵۵,۳۵۵.۶۵	۵۵,۳۶۴.۳۶	-۸.۷۲	-۰.۰۲
۱۳۴۲	۵۸,۴۹۱.۷۸	۵۸,۴۹۷.۳۱	-۵.۵۳	-۰.۰۱
۱۳۴۳	۶۲,۸۷۸.۲۴	۶۲,۸۵۵.۷۶	۲۲.۴۷	۰.۰۴
۱۳۴۴	۷۲,۸۱۴.۹۰	۷۲,۷۰۲.۵۱	۱۱۲.۴۰	۰.۱۵
۱۳۴۵	۷۹,۶۴۶.۱۲	۷۹,۶۷۴.۸۴	-۲۸.۷۱	-۰.۰۴
۱۳۴۶	۸۸,۲۵۸.۳۵	۸۸,۲۳۴.۳۹	۲۳.۹۶	۰.۰۳
۱۳۴۷	۹۹,۰۰۰.۶۴	۹۸,۹۵۲.۷۴	۴۷.۹۰	۰.۰۵
۱۳۴۸	۱۱۱,۶۱۲.۳۵	۱۱۱,۵۶۳.۸۲	۴۸.۵۳	۰.۰۴
۱۳۴۹	۱۲۲,۵۸۸.۹۷	۱۲۲,۶۰۷.۷۳	-۱۸.۷۶	-۰.۰۲
۱۳۵۰	۱۳۹,۲۷۸.۴۲	۱۳۹,۱۷۵.۳۱	۱۰۳.۱۱	۰.۰۷
۱۳۵۱	۱۶۲,۵۵۶.۵۴	۱۶۲,۴۰۱.۶۹	۱۵۴.۸۵	۰.۱۰
۱۳۵۲	۱۷۴,۶۶۸.۳۹	۱۷۴,۸۴۱.۰۴	-۱۷۲.۶۴	-۰.۱۰
۱۳۵۳	۱۹۶,۵۸۰.۹۸	۱۹۶,۴۴۴.۳۰	۱۳۶.۶۸	۰.۰۷
۱۳۵۴	۲۰۶,۱۱۳.۷۵	۲۰۶,۳۰۹.۳۵	-۱۹۵.۶۰	-۰.۰۹
۱۳۵۵	۲۴۲,۳۲۵.۹۶	۲۴۱,۸۷۲.۵۶	۴۵۳.۴۰	۰.۱۹
۱۳۵۶	۲۳۶,۶۴۵.۳۳	۲۳۷,۳۱۷.۱۸	-۶۷۱.۸۶	-۰.۲۸
۱۳۵۷	۲۱۹,۱۹۰.۹۹	۲۱۹,۶۱۰.۵۷	-۴۱۹.۵۸	-۰.۱۹

Archive of SID

www.SID.ir

۱۳۵۸	۲۰۹,۹۱۹.۳۷	۲۰۹,۸۶۶.۱۱	۵۳.۲۶	۰.۰۳
۱۳۵۹	۱۷۸,۱۴۸.۹۹	۱۷۸,۵۵۶.۴۱	-۴۰۷.۴۲	-۰.۲۳
۱۳۶۰	۱۷۰,۲۸۱.۲۳	۱۶۹,۹۳۷.۹۱	۳۴۳.۳۲	۰.۲۰
۱۳۶۱	۱۹۱,۶۶۶.۸۴	۱۹۱,۰۰۴.۷۸	۶۶۲.۰۵	۰.۳۵
۱۳۶۲	۲۱۲,۸۷۶.۵۰	۲۱۲,۷۰۳.۳۴	۱۷۳.۱۶	۰.۰۸
۱۳۶۳	۲۰۸,۵۱۵.۸۸	۲۰۸,۹۶۹.۵۴	-۴۵۳.۶۷	-۰.۲۲
۱۳۶۴	۲۱۲,۶۸۶.۳۴	۲۱۲,۶۵۲.۰۰	۳۴.۳۴	۰.۰۲
۱۳۶۵	۱۹۳,۲۳۵.۳۹	۱۹۳,۶۶۸.۸۶	-۴۳۳.۴۷	-۰.۲۲
۱۳۶۶	۱۹۱,۳۱۲.۳۵	۱۹۱,۰۹۷.۷۵	۲۱۴.۶۰	۰.۱۱
۱۳۶۷	۱۸۰,۸۲۲.۵۳	۱۸۰,۹۱۸.۶۹	-۹۶.۱۶	-۰.۰۵
۱۳۶۸	۱۹۱,۵۰۲.۶۵	۱۹۱,۱۲۸.۵۸	۳۷۴.۰۷	۰.۲۰
۱۳۶۹	۲۱۸,۵۳۸.۷۰	۲۱۸,۱۲۰.۶۹	۴۱۸.۰۱	۰.۱۹
۱۳۷۰	۲۴۵,۰۳۶.۳۹	۲۴۴,۹۳۸.۲۴	۹۸.۱۵	۰.۰۴
۱۳۷۱	۲۵۴,۸۲۲.۴۶	۲۵۵,۱۲۲.۸۳	-۳۰۰.۳۷	-۰.۱۲
۱۳۷۲	۲۵۸,۶۰۱.۴۱	۲۵۸,۸۰۱.۲۱	-۱۹۹.۸۰	-۰.۰۸
۱۳۷۳	۲۵۹,۸۷۶.۲۹	۲۵۹,۹۷۳.۶۸	-۹۷.۳۹	-۰.۰۴
۱۳۷۴	۲۶۷,۵۳۴.۱۶	۲۶۷,۴۳۵.۲۳	۹۸.۹۳	۰.۰۴
۱۳۷۵	۲۸۳,۸۰۶.۶۰	۲۸۳,۶۱۲.۶۷	۱۹۳.۹۳	۰.۰۷
۱۳۷۶	۲۹۱,۷۶۸.۶۶	۲۹۱,۸۷۵.۸۱	-۱۰۷.۱۵	-۰.۰۴
۱۳۷۷	۳۰۰,۱۳۹.۵۷	۳۰۰,۱۶۵.۰۹	-۲۵.۵۲	-۰.۰۱
۱۳۷۸	۳۰۴,۹۴۱.۱۷	۳۰۵,۰۱۴.۴۲	-۷۳.۲۵	-۰.۰۲
۱۳۷۹	۳۲۰,۰۶۸.۸۷	۳۱۹,۸۹۱.۲۱	۱۷۷.۶۶	۰.۰۶
۱۳۸۰	۳۳۰,۵۶۴.۷۸	۳۳۰,۶۰۲.۸۰	-۳۸.۰۳	-۰.۰۱
۱۳۸۱	۳۵۷,۶۷۰.۹۳	۳۵۷,۳۶۷.۲۶	۳۰۳.۶۷	۰.۰۸
۱۳۸۲	۳۸۵,۶۳۰.۳۰	۳۸۵,۵۲۹.۲۸	۱۰۱.۰۲	۰.۰۳
۱۳۸۳	۴۱۰,۴۲۸.۸۰	۴۱۰,۴۶۷.۱۱	-۳۸.۳۰	-۰.۰۱
۱۳۸۴	۴۳۸,۸۹۹.۸۶	۴۳۸,۸۴۲.۱۷	۵۷.۶۹	۰.۰۱
۱۳۸۵	۴۶۷,۹۳۰.۰۳	۴۶۷,۹۰۲.۶۵	۲۷.۳۸	۰.۰۱
۱۳۸۶	۴۹۱,۰۹۸.۸۲	۴۹۱,۲۰۴.۴۲	-۱۰۵.۶۰	-۰.۰۲
۱۳۸۷	۴۹۵,۲۶۶.۰۸	۴۹۵,۶۵۹.۱۱	-۳۹۳.۰۳	-۰.۰۸
۱۳۸۸	۵۰۹,۸۹۵.۰۴	۵۰۹,۸۰۱.۶۹	۹۳.۳۵	۰.۰۲
۱۳۸۹	۵۳۹,۲۱۹.۳۲	۵۳۸,۹۰۵.۰۲	۳۱۴.۳۰	۰.۰۶

منبع: یافته‌های پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir

۶- نتیجه‌گیری

همان‌گونه که گفته شد، روش حداقل مربعات تطبیقی یکی از جدیدترین روش‌های محاسبه‌ی متغیرهای غیرقابل مشاهده از جمله شکاف تولید است. هیچ‌گونه اتفاق نظری برای تشخیص بهترین روش برآورد تولید بالقوه وجود ندارد. در این مقاله ادعا می‌شود که روش حداقل مربعات تطبیقی نتایج بهتری از روش حداقل مربعات معمولی و فیلتر HP تولید می‌کند. برای اثبات این مدعا در ادامه به مقایسه‌ی نتایج روش‌های فوق می‌پردازیم.

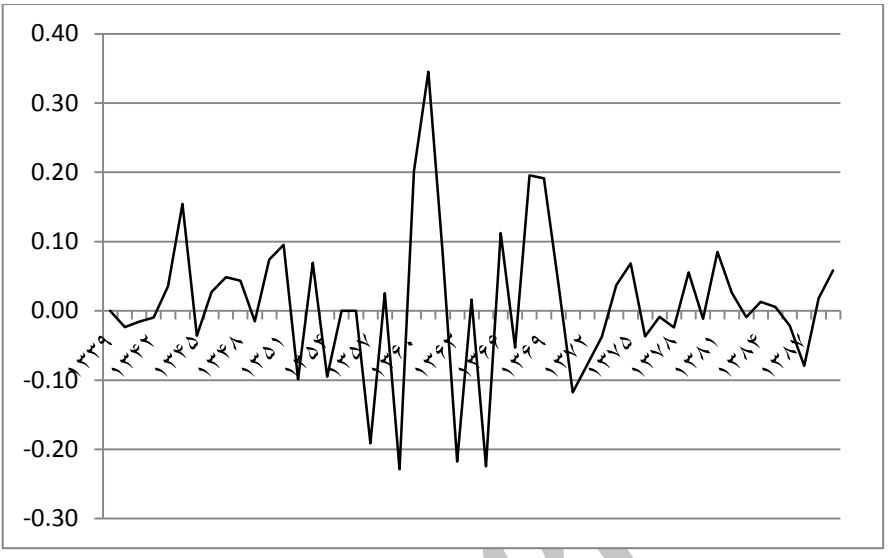
مقدار شکاف تولید به‌صورت درصدی از تولید واقعی در ستون اول از سمت راست در جدول ۱ و هم‌چنین در نمودار ۲ نشان داده شده است. این متغیر را به دو صورت می‌توان تفسیر کرد؛ از نظر آماری که به دقت برآورد مربوط است و از نظر اقتصادی که به شرایط عمومی اقتصاد کشور ارتباط خواهد داشت.

ابتدا به تفسیر آماری می‌پردازیم. حداکثر مقدار شکاف تولید به‌عنوان درصدی از تولید واقعی مربوط به سه سال ۱۳۵۶، ۱۳۶۱ و ۱۳۶۵ است که در بیشترین حالت به ۰.۳۵٪ می‌رسد. این مقدارِ اندک نشان‌دهنده‌ی دقت برآورد فیلتر ALS از تولید بالقوه است. از زاویه‌ی اقتصادی نیز این نتیجه مطابق انتظار است؛ زیرا طی سال‌های ۱۳۵۶ تا ۱۳۶۹ اقتصاد ایران دستخوش تکانه‌های پیاپی افزایش قیمت نفت، وقوع انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی و پی‌آمدهای آن بوده است. انتظار می‌رود که این تلاطمات، اقتصاد را از روند بلندمدت خود دور کرده و به تبع آن مقدار شکاف تولید را افزایش دهد. اندکی پس از پایان جنگ تحمیلی، مقدار شکاف تولید هیچ‌گاه بیشتر از ۸٪ تولید واقعی نبوده است. این نتیجه باشرایط عمومی اقتصاد ایران هم‌خوانی دارد زیرا در سال‌های دهه ۷۰ و ۸۰ اقتصاد به آرامش نسبی رسیده و روند صعودی را در پیش گرفته است بنابراین مقدار قدر مطلق شکاف تولید نیز کاهش یافته است.

Archive of SID

www.SID.ir

نمودار۲. شکاف تولید (روش ALS) به شکل درصدی از تولید واقعی



منبع: یافته‌های پژوهش

اگر تصریح تولید ناخالص داخلی را به‌شکل رابطه‌ی ۱۹ در نظر بگیریم، آن‌گاه شکاف تولید برابر جزء خطای این معادله‌ی رگرسیونی است. دقت برآورد به معنی کوچک بودن جزء خطا است که به‌شکل مجموع مجذور خطا (RSS) برای محاسبه‌ی R^2 به‌کار می‌رود. پس در برآورد رابطه‌ی ۱۹، هر چه جزء خطا یا همان شکاف تولید برآورد شده کوچک‌تر باشد، برآورد دقیق‌تر است. این موضوع می‌تواند معیاری جهت مقایسه‌ی روش‌های برآورد شکاف تولید باشد. اما استفاده از RSS برای مقایسه، این ایراد را دارد که ممکن است به‌رغم کوچک‌تر بودن RSS روش اول نسبت به روش دوم، در برخی از سال‌ها خطای برآورد روش اول بیشتر از روش دوم باشد. مثبت یا منفی بودن خطای برآورد در هر سال معین، هنگامی که خطای برآورد معادل شکاف تولید باشد، بسیار اهمیت می‌یابد. اما اگر جزء خطا نشان‌دهنده‌ی متغیر خاصی نبود، همان RSS برای مقایسه کافی به نظر می‌رسید. حال چنان‌چه به همراه RSS، مقدار خطای برآورد در طول

Archive of SID

www.SID.ir

دوره با استفاده از نمودار نیز مقایسه شود می‌توان بر این ایراد غلبه کرد. در نمودار می‌توان مقدار شکاف تولید سه روش را به تفکیک سال با هم مقایسه کرد.

مقدار RSS برای سه روش ALS ، OLS و HP به ترتیب برابر ۳.۱۲۲.۲۶۴ یا حدود ۳.۱ میلیون[۱]، ۹۸.۶۷۴.۸۴۹.۹۵۸ یا حدود ۹۹ میلیارد و ۱۰.۴۱۲.۹۰۱.۷۴۲ یا حدود ۱۰.۴ میلیارد است. مقدار RSS روش حداقل مربعات تطبیقی از روش‌های رقیب کوچک‌تر است پس می‌توان ادعا کرد که برآورد ALS از دو روش رقیب دقیق‌تر است. برای تکمیل این مقایسه، از نمودار ۳ استفاده می‌کنیم که به نتیجه‌ای مشابه منتهی می‌شود. مشاهده می‌شود که در تمام سال‌ها ، شکاف تولید روش حداقل مربعات تطبیقی از دو روش رقیب کوچک‌تر است که با معیار فوق به‌معنی دقت بیشتر این روش است.

دو نمودار ۴ و ۵ به‌منظورتکمیل نتایج پیشین مورد توجه است. در این دو نمودار برآورد سه روش از خط روند تولید یا همان تولید بالقوه ترسیم شده است. با وجود این‌که مدل مورد استفاده در ALS یعنی رابطه‌ی ۱۹ فاقد وقفه‌ی متغیر وابسته بوده است، این روش توانسته برآورد بسیار دقیقی از تولید ارائه کند؛ به‌طوری که برآورد ALS و تولید واقعی در طول دوره بر یکدیگر منطبق شده‌اند.

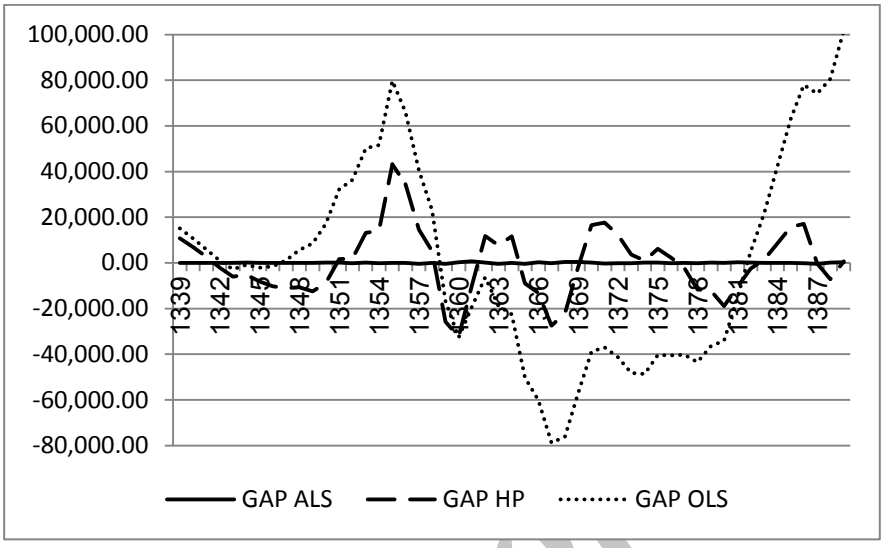
با توجه به مطالب مزبور می‌توان نتیجه گرفت که در شرایط برابر، برآوردهای ارائه شده توسط فیلتر ALS دقیق‌تر از برآوردهای رقیب هستند. به عبارت دیگر با اطمینان از دقت بیشتر روش حداقل مربعات تطبیقی، این روش می‌تواند به‌عنوان جانشین روش‌های موجود برای برآورد متغیرهای غیرقابل‌مشاهده مانند شکاف تولید یا شکاف تورم مورد استفاده قرار گیرد.

---

[۱]. واحد شمارش میلیارد ریال است.

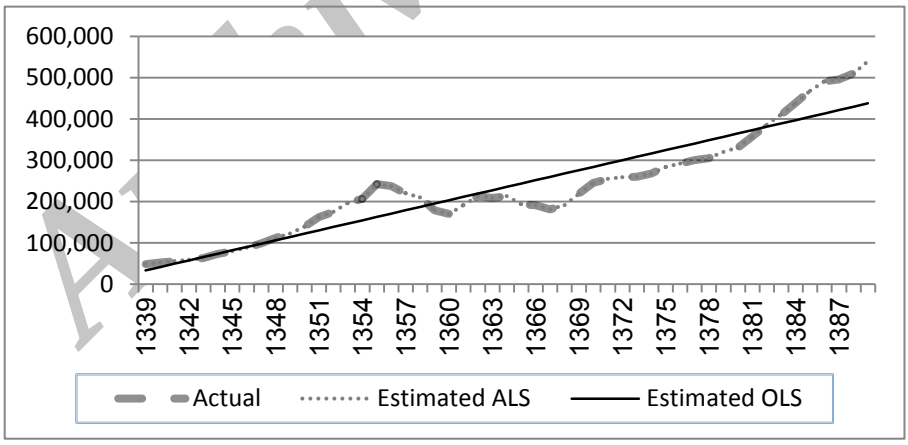
www.SID.ir

نمودار ۳. مقایسه‌ی شکاف تولید ناخالص داخلی برآورد شده با سه روش OLS و ALS و HP



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴. مقدار واقعی و برآوردهای ALS و OLS از تولید بالقوه به‌وسیله‌ی رابطه‌ی ۱۹

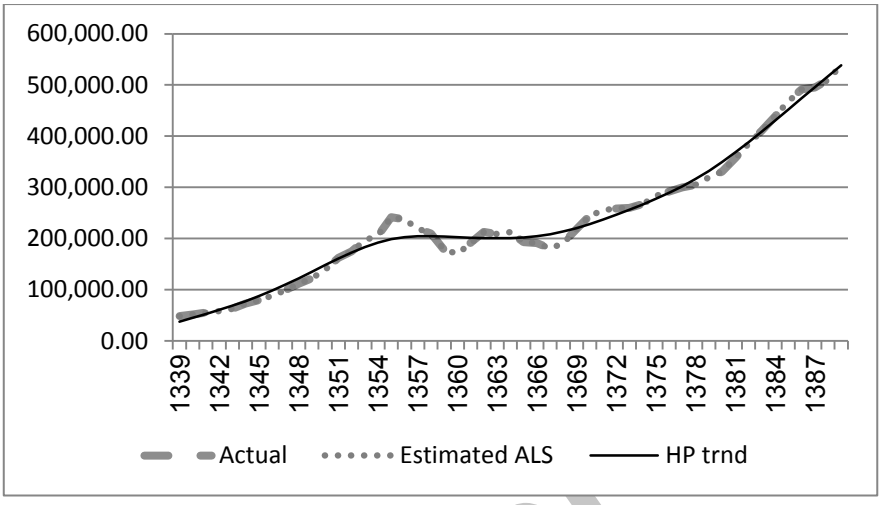


منبع: یافته‌های پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir

نمودار ۵. مقدار واقعی و برآوردهای ALS و HP از تولید بالقوه به‌وسیله‌ی رابطه‌ی ۱۹



منبع: یافته‌های پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

1. دل انگیزان، سهراب؛سهیلی،کیومرث؛خالویی، الهه؛ (۱۳۹۰)،"تعیین حد آستانه ای سهم حق الضرب پول از GDP با در نظر گرفتن تأثیر آن بر رشد اقتصادی مورد کاوی تجربی ایران ۱۳۴۵ – ۱۳۸۶"، پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۱۱، ص ۱۴۹-۱۱۹.
2. کاوند، حسین؛ باقری، فریده؛ (۱۳۸۶)، "محاسبه شکاف تولید ناخالص داخلی واقعی با استفاده از یک مدل فضا- حالت"، مجله دانش و توسعه، شماره ۲۱، ص ۱۳۵-۱۱۹.
3. نصر اصفهانی، رضا؛ اکبری، نعمت‌الله؛ بیدرام، رسول؛ (۱۳۸۴)، "محاسبه شکاف تولید ناخالص داخلی فصلی و تأثیر عوامل اسمی بر آن در ایران رهیافت خود رگرسیون برداری (VAR)"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۲، ص ۶۸-۴۳.
4. L.; Mankiw, N. G.; et al.; (1988); "*The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-Off*" Brookings Papers on Economic Activity, (1): 1-82.
5. Becker, R.; Enders W.; Lee J.; (2006);"*A Stationarity Test In The Presence Of An Unknown Number Of Smooth Breaks*",Journal Of Time Series Analysis, 27 (3): 381-409
6. Clarida, R.; Gali, J.; et al.; (1999). "*The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*",Journal of Economic Literature, 37: 1661-1707
7. Cogley, T.; Nason J. M.; (1995); "*Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series: Implications for Business Cycle Research*"Journal of Economic Dynamics and Control, 19, 253-278.
8. Cooley, T. F.; Prescott, E. C.; (1973); "*Tests of an Adaptive Regression Model*", The Review of Economics and Statistics,55: 248-256.

Archive of SID

www.SID.ir

9. Durbin, J.; Koopman S.J.; (2001);*Time Series Analysis by State Space Method*, first edition, Oxford University Press
10. Evans, G. W.; Honkapohja, S.; (2001); *Learning and Expectations in Macroeconomic*, first edition, Princeton University Press
11. Hamilton, J. D.; (1989); "*A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle*", Econometrica, 57: 357-384.
12. Lam, P.; (2004); "*A Markov-Switching Model of GNP Growth with Duration Dependence*", International Economic Review, 45: 175-204
13. McCulloch, J. H.; (2005); "*The Kalman Foundations of Adaptive Least Squares, With Application to U.S. Inflation*", unpublished discussion paper, The Ohio State University.
14. Orphanides, A.; (2002); "*Activist Stabilization Policy and Inflation: The Taylor Rule in the 1970's*", CFS Working Paper No. 2002/15.
15. Perron, P.; (1989); "*The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis*",Econometrica,57(6): 1361-1401
16. _____ (1997); "*Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables*",Journal of Econometrics, 80(2): 355-385
17. Rudebusch, G. D.; (2002); "*Assesing National Income Rules for Monetary Policy with Model and Data Uncertainty*",The Economic Journal,112(479): 402-432
18. Sargent, T. J.; (1993); *Bounded Rationality in Macroeconomics,* Clarendon Press, Oxford
19. Stock, J. H.; Watson, M. W.; (1998); "*Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time-Varying Parameter Model*", Journal of the American Statistical Association, 93: 349-358
20. Taylor, J. B.; (1993); "*Discretion versus policy rules in practice*", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy,39: 195-214.

Archive of SID

www.SID.ir