

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

احمد جعفری صمیمی^۱

زهرا (میلا) علمی^۲

آرش هادی‌زاده^۳

تاریخ پذیرش: ۹۱/۶/۲۵

تاریخ دریافت: ۹۱/۳/۱۰

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 می‌کند. سپس از روند برآورد شده برای برآورد شکاف تولید استفاده می‌کند. در مدل دارای وقفه، مطابق نتایج، ضرایب وقفه‌ها به طور معناداری متفاوت از صفر نیست بنابراین مدل بدون وقفه به کار 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 به خصوص در سیاست‌گذاری‌های پولی استفاده کرد. این نتایج با برآورد فیلتر هُدْرِیک پرسکات (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.

Email: jafarisa@umz.ac.ir

۱. استاد اقتصاد، دانشگاه مازندران، (نویسنده مسئول)

Email: z.elmi@umz.ac.ir

۲. دانشیار اقتصاد، دانشکده‌ی علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران، بابلسر

Email: arash.hadizade@gmail.com

۳. دانشجوی دوره‌ی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران

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 نگرفته است 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 مک کالوچ^۱ (۲۰۰۵) توسعه داده شده، برای برآورد این شکاف استفاده شده است. تکنیک ALS اصلاحی است بر فیلتر کالمان^۲ 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، برآورد کند. تغییرات صورت گرفته در روند نه به وسیله‌ی 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

^۱. McCulloch

^۲. Kalman filter

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.

۲- مروری بر ادبیات تولید بالقوه و شکاف تولید

شکاف تولید از تفاوت تولید بالقوه و تولید بالفعل به دست می آید. سری زمانی تولید واقعی توسط بانک مرکزی منتشر می شود اما مشکل در محاسبه ی تولید بالقوه است. امروزه به طور فزاینده ای از شکاف تولید در ادبیات سیاست پولی استفاده می شود. با وجود تفاوت در قواعد پولی پیشنهادی، در تمام آنها بانک مرکزی باید اندازه ی شکاف تولید را در هر لحظه از زمان بداند. کلاریدا، گالی و گرتلر^۱ (۱۹۹۹) در مقاله شان تحت عنوان دانش سیاست پولی، برای تحلیل سیاست پولی بهینه از نوعی منحنی فیلیپس نیوکینزینی استفاده کرده اند. جزء کلیدی در منحنی فیلیپس نیوکینزین عبارت است از انتظارات تورمی و شکاف تولید. مقاله ی ایشان مبتنی است بر کار تیلور^۲ (۱۹۹۳) که از شکاف تولید برای تعیین سیاست پولی بهینه استفاده کرده بود. بال، منکیو و ریس^۳ (۱۹۸۸) از منحنی فیلیپس با اطلاعات چسبنده استفاده کردند. در مدل ایشان نیز شکاف تولید یکی از متغیرها بود.

روشی که بیش از سایر روش ها برای محاسبه ی شکاف تولید استفاده می شود، روندزدایی از GDP است. یعنی GDP دارای روند قطعی زمانی در نظر گرفته می شود. سپس شکاف تولید به عنوان انحراف از این روند محاسبه می شود. 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 بی معنا خواهد بود. اما مطابق نتایج آزمون های پایایی پیشین، تولید ناخالص داخلی در اغلب کشورها ناپایا و دارای فرایند $I(1)$ است. موضوعی که منجر به ایجاد ادبیات اقتصادی گسترده ای به منظور اثبات پایایی GDP شد.

^۱. Clarida, Gali and Gertler

^۲. Taylor

^۳. Ball, Mankiw and Reis

یکی از اولین این موارد، مقاله‌های پرون^۱ در سال‌های ۱۹۸۹ و ۱۹۹۷ بود. او یک شکست ساختاری را در GDP آمریکا در سال ۱۹۷۳ وارد کرد. از نظر او این شکست ساختاری به دلیل 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 به جای این که شکست ساختاری توسط داده‌ها انتخاب شود، توسط پرون به داده‌ها تحمیل شده بود. 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 دیگر روش پرون، ناتوانی در پیش‌بینی بود. زیرا این روش نمی‌توانست شکست‌های ساختاری آینده را پیش‌بینی کند.

در سال ۱۹۸۹ همیلتون^۲ یک مدل سویچینگ دو حالت^۳ را برای رشد GNP توسعه داد. در این مدل برای جابه‌جایی بین دو حالت از فرایند مارکوف^۴ استفاده می‌شود. ایده‌ی همیلتون توسط لام^۵ (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 - پرسکات (HP) است. این روش نیز دو ایراد دارد. نخست این که 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^۶ (۱۹۹۵)

1. Perron

2. Hamilton

3. Two-state regime switching model

4. Markov

5. Lam

6. Cogley and Nason

دریافتند که چرخه‌هایی که در داده‌های فیلتر شده به وسیله‌ی HP یافت می‌شوند، ممکن است به دلیل اثرات خود فیلتر ایجاد شده باشند؛ نه به دلیل این که 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^۱ استفاده کرده‌اند. در چنین مدلی هر گونه شکست ساختاری را می‌توان وارد کرد. کافی است که مقدار پارامتر مربوطه در طی زمان تغییر کند. به علاوه 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 قابل حل شود. زیرا سری‌های زمانی GDP در کشورهای مختلف، معمولاً به اندازه‌ی کافی طولانی نیستند تا امکان برآورد تعداد زیادی پارامتر را داشته باشند. کولی^۲ 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^۳ (۱۹۹۸) نیز فرایندی مشابه کولی و پرسکات (۱۹۷۳) را اتخاذ کردند.

دشواری‌های محاسبه‌ی تولید بالقوه در ادبیات مربوط مطالعه شده‌است. مثلاً رودبوش^۴ (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. اُرفانیدیس^۵ (۲۰۰۲) به دلیل نااطمینانی برآوردهای تولید بالقوه، پیشنهاد کرد که از درآمد اسمی در سیاست‌های قواعد پولی استفاده شود.

^۱. Time-varying parameter model

^۲. Cooley

^۳. Stock and Watson

^۴. Rudebusch

^۵. Orphanides

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 اقتصاسی از فیلتر کالمان است که توسط مک کالوچ (۲۰۰۵) برای برآورد روابط متغیر در زمان معرفی شده است. این روش برآورد در قیاس با روش‌های مذکور در بخش پیشین دارای چندین برتری است. روش ALS بدون این که پژوهشگر را با کاهش مشکل آفرین 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 این که ایراد اساسی آنها را داشته باشد. برتری دیگر این است که در این روش، تمام پارامترها متغیر در زمان هستند در حالی که 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 این که بر خلاف HP، در ALS نیاز به تحمیل مقدار دلخواه اولیه بر پارامتر هموارساز^۱ نیستیم. موضوع دیگر قابلیت پیش‌بینی ALS و فقدان آن در HP است.

^۱. smoother

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 مک کالوچ (۲۰۰۵) مراجعه کرد.

یک چارچوب عمومی برای مدل‌های مبتنی بر زمان، مدل رگرسیون خطی دارای پارامتر متغیر در زمان^۱ (TVP) است:

$$y_t = x_t \beta_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim NID(0_{k \times 1}, Q_t) \quad (1)$$

که در آن بردار سطری $1 \times k$ از متغیرهای توضیحی برون‌زا است، بردار ستونی $1 \times k$ از ضرایب متغیر در زمان است و η_t بردار ستونی $1 \times k$ از خطاهای انتقالی است که مستقل از خطاهای مشاهدات ε_t هستند. y_t بردار $1 \times t$ 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.

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

^۱. Time-varying parameter: TVP

که P_t ماتریس کوواریانس است. دستگاه معادلات متغیر در زمان ۱ 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 همین طور 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.

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

به یاد داشته باشیم که در LLM^۱، واریانس نویز (خطاهای مشاهدات) به خطاهای برآورد در زمان $t - 1$ وابسته است یعنی $T_{t-1} \sigma_{\varepsilon}^2 \equiv \sigma_{\varepsilon}^2$ و همین طور Q_t یک ماتریس 1×1 است (σ_{η}^2) و P_{t-1} برابر است با σ_{ε}^2 . بنابراین واریانس سیگنال (یعنی خطاهای انتقالی اسکالر η_t) به وسیله‌ی رابطه‌ی ۴ به دست می‌آید:

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

به همان 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 به صورت ۵ است:

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

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

$$b_t = W_t^{-1} z_t \quad (6)$$

$$P_t = \sigma_{\varepsilon}^2 W_t^{-1} \quad (7)$$

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 مک‌کالوج (۲۰۰۵) مراجعه کنند.

که در آن:

$$z_t = (1 + \rho T_{t-1})^{-1} z_{t-1} + x'_t y_t \quad (8)$$

$$W_t = (1 + \rho T_{t-1})^{-1} W_{t-1} + x'_t x_t \quad (9)$$

و T_t مانند رابطه ۳ است.

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

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

به ازای هر انتخابی برای b_0 ، رابطه ۶ به صورت رابطه ۱۱ می شود:

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

به ازای مقادیر اولیه ی رابطه های ۱۰ و ۱۱، W_t دارای درجه ی t است که $t < k$ بوده

بنابراین P_t و b_t تنها می توانند برای

$t \geq k$ محاسبه شوند. به یاد 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

رابطه ۶ شبیه فرمول آشنای OLS یعنی $b_t = (X'_t X_t)^{-1} X'_t Y_t$ می شود.

پس از مقداردهی اولیه به فیلتر، تجزیه ی خطای پیش بینی عبارت است از:

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

که $s_t^2 = (1 + \rho T_{t-1}) x_t W_{t-1}^{-1} x'_t + 1$ است. بنابراین لگاریتم درست نمایی

برابر است با:

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

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

که در آن $\frac{e_t}{s_t} = u_t$ 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 به شدت واریانس ناهمسان هستند. برآورد σ_ε^2 عبارت است از:

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

اگر تصریح مدل درست بوده و ρ برابر مقدار واقعی اش باشد، پسماند تعدیل شده u_t می‌بایست $iid N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ باشد. با استناد به دورین و کوپمن^۱ (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 به کار 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^۲:

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

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

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

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^۳ ۱۹۹۳، اونز و هونک پوهیا^۴

(۲۰۰۱) اغلب از ضریب ثابت γ استفاده می‌شد.

^۱. Durbin and Koopman

^۲. Variable gain recursive least squares

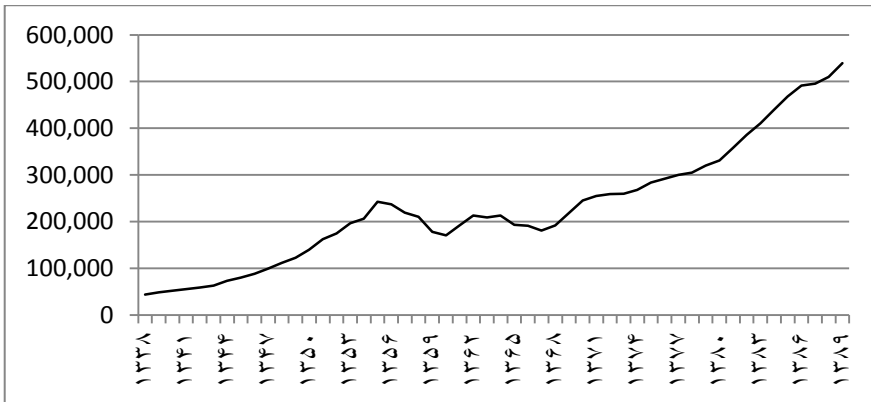
^۳. Sargent

^۴. Evans and Honkphoja

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 به طور 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

اسلامی، نرخ رشد اقتصادی و هم‌چنین سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی به شدت 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 به دنبال 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 داده است. 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 به شدت 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 مک کالوچ و استفاده از نرم‌افزار گاوس ورژن ۹ (GAUSS 9.0,0) برآورد شده است. لازم به ذکر

است که به همراه برآورد فیلتر^۱، برآوردگر دیگری به نام هموارساز نیز توسط مک کالوچ معرفی شده است که به منظور جلوگیری از طولانی شدن مقاله از ذکر آن خودداری شده است.

۵-۱- روش شناسی برآورد

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

هر چند در اغلب مقالاتی که به پایایی تولید ناخالص داخلی ایران می پردازند، نتایج دال بر $I(1)$ بودن GDP است؛ اما آزمون ریشه ی واحد به کار گرفته شده در این مقاله نشان دهنده ی نتایج متفاوتی است. برای آزمون ریشه واحد از آزمون پایایی بکر، اندرس و لی^۲ (۲۰۰۶) استفاده می کنیم که مبتنی بر آزمون کياتوسکی - فیلیپس - اشمیت - شین^۳ (KPSS) است. فرض صفر در این آزمون پایایی است. مقدار آماره ی آزمون پایایی بکر، اندرس و لی، مطابق خروجی نرم افزار گاوس برای ۵۲ مشاهده ی سالانه، برابر ۰.۰۵۵۹ است و مقدار بحرانی در سطح ۱٪ برابر ۰.۱۵۲۰ است. بنابراین نمی توان فرض صفر مبنی بر پایایی GDP را رد کرد. اگر پایایی متغیر تولید رد می شد نمی توانستیم 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

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 به نظر 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^۱ و یک جزء چرخه^۲ 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 به تبع 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.

^۱. Trend component

^۲. Cyclical component

۲-۵ برآورد شکاف تولید با استفاده از داده‌های سالانه

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

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

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، نمی‌توان 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 به صورت ۱۹ تعدیل شود.^۱

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

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

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

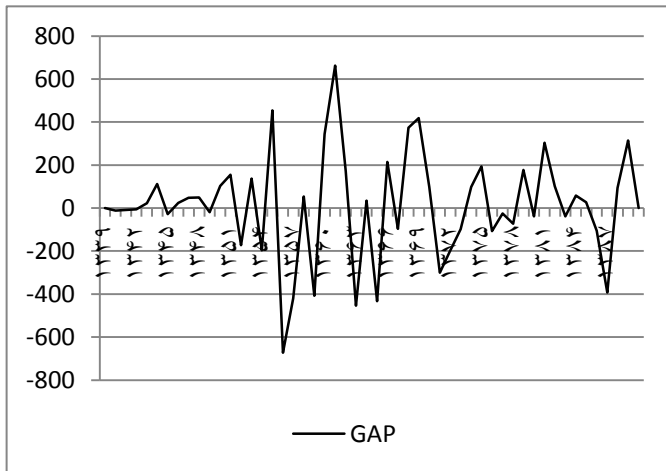
$$LR = 135.36, \quad \text{critical value} = 2.3$$

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

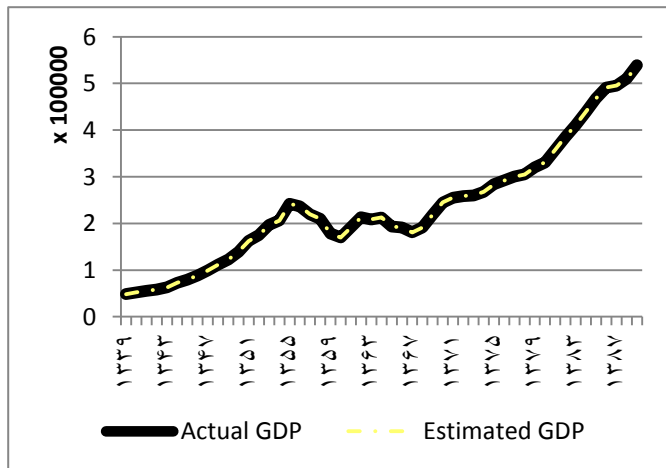
^۱ این موضوع برای مدل‌های دارای ۴، ۳، ۲ و ۱ وقفه نیز صادق است. یعنی برای تمام وقفه‌ها در تمام این مدل‌ها، نمی‌توان فرض صفر را رد کرد. بنابراین با اطمینان می‌توان مدل را فاقد وقفه دانست.

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

الف: برآورد شکاف تولید با استفاده از فیلتر ALS (رابطه‌ی ۱۹)

ب: مقدار برآوردی و واقعی تولید ناخالص داخلی سالانه با فیلتر ALS (رابطه‌ی ۱۹)
برآورد فیلتر از رابطه‌ی ۱۹ برای داده‌های سالانه در کنار مقادیر واقعی GDP در نمودار ب پتل ۱ تصویر شده است. خط پیوسته مقدار واقعی GDP و خط چین 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 شده است.

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

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

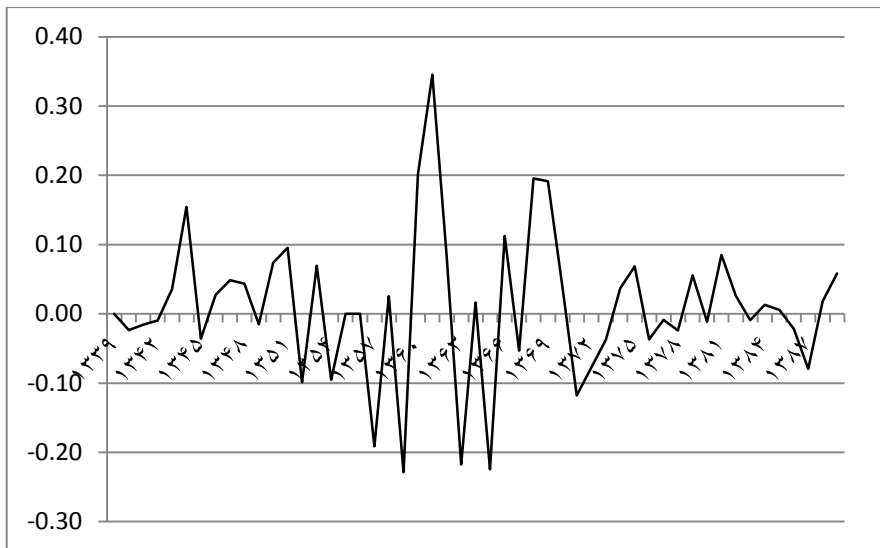
منبع: یافته‌های پژوهش

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 به صورت 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 مقدار 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 ۰.۸٪ تولید واقعی نبوده است. این نتیجه با شرایط 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.

نمودار ۲. شکاف تولید (روش ALS) به شکل درصدی از تولید واقعی



منبع: یافته‌های پژوهش

اگر تصریح تولید ناخالص داخلی را به شکل 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 به شکل مجموع مجذور خطا (RSS) برای محاسبه‌ی R^2 به کار 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 به رغم 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

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

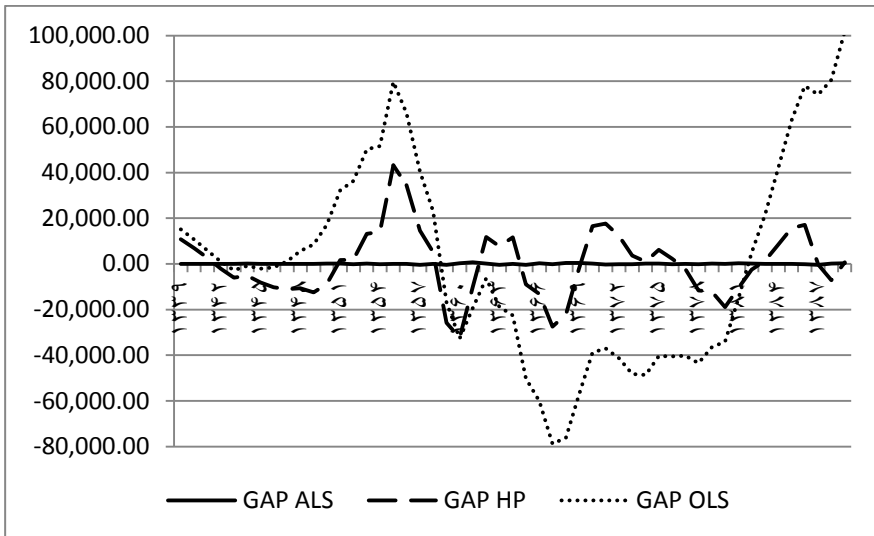
مقدار RSS برای سه روش ALS، OLS و HP به ترتیب برابر ۳.۱۲۲.۲۶۴ یا حدود ۳.۱ میلیون^۱، ۹۸.۶۷۴.۸۴۹.۹۵۸ یا حدود ۹۹ میلیارد و ۱۰.۴۱۲.۹۰۱.۷۴۲ یا حدود ۱۰.۴ میلیارد است. مقدار RSS روش حداقل مربعات تطبیقی از روش های رقیب کوچک تر است پس می توان ادعا کرد که برآورد ALS از دو روش رقیب دقیق تر است. برای تکمیل این مقایسه، از نمودار ۳ استفاده می کنیم که به نتیجه ای مشابه منتهی می شود. مشاهده می شود که در تمام سال ها، شکاف تولید روش حداقل مربعات تطبیقی از دو روش رقیب کوچک تر است که با معیار فوق به معنی دقت بیشتر این روش است.

دو نمودار ۴ و ۵ به منظور تکمیل 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 این که مدل مورد استفاده در ALS یعنی رابطه ی ۱۹ فاقد وقفه ی متغیر وابسته بوده است، این روش توانسته برآورد بسیار دقیقی از تولید ارائه کند؛ به طوری که برآورد ALS و تولید واقعی در طول دوره بر یکدیگر منطبق شده اند.

با توجه به مطالب مزبور می توان نتیجه گرفت که در شرایط برابر، برآوردهای ارائه شده توسط فیلتر ALS دقیق تر از برآوردهای رقیب هستند. به عبارت دیگر با اطمینان از دقت بیشتر روش حداقل مربعات تطبیقی، این روش می تواند به عنوان جانشین روش های موجود برای برآورد متغیرهای غیر قابل مشاهده مانند شکاف تولید یا شکاف تورم مورد استفاده قرار گیرد.

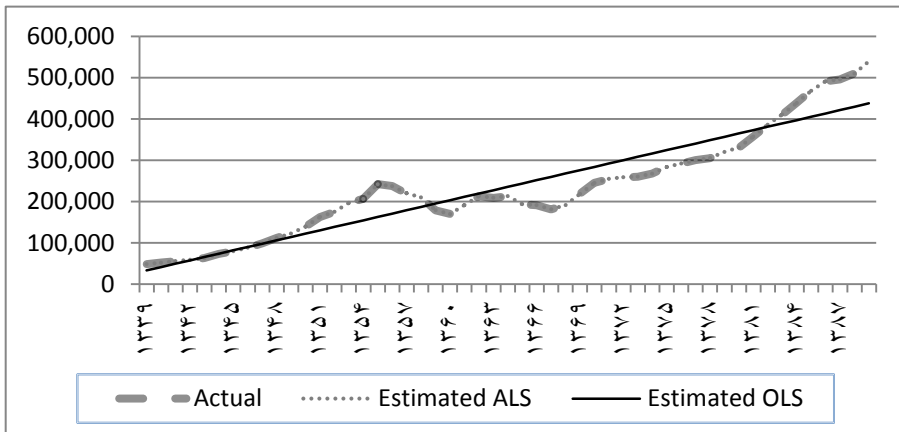
^۱. واحد شمارش میلیارد ریال است.

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



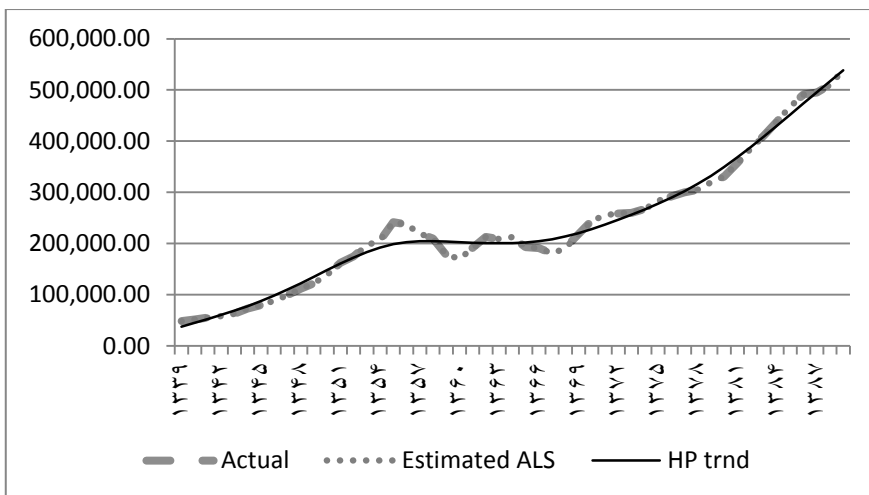
منبع: یافته‌های پژوهش

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



منبع: یافته‌های پژوهش

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



منبع: یافته‌های پژوهش

منابع

۱. 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"، پژوهش های اقتصادی، شماره ۱۱، ص ۱۴۹-۱۱۹.
۲. 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.
۳. نصر اصفهانی، رضا؛ اکبری، نعمت الله؛ بیدرام، رسول؛ (۱۳۸۴)، "محاسبه شکاف تولید ناخالص داخلی فصلی و تأثیر عوامل اسمی بر آن در ایران رهیافت خود رگرسیون برداری (VAR)"، فصلنامه پژوهش های 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.

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.