



برآورد ارزش افزوده بالقوه در بخشهای عمده اقتصادی ایران با روش فیلترکالمن

کامبیز هژبر کیانی^۱ - محمد نقیبی^۲

تاریخ دریافت: ۹۰/۴/۵ تاریخ پذیرش: ۹۰/۸/۱۷

چکیده

تولید بالقوه از مباحث مهم و جالب توجه در اقتصاد کلان است، آگاهی از میزان تولید بالقوه در جهت دهی سیاست های اقتصادی و تعیین سایر متغیرها از قبیل موجودی سرمایه نقش موثر دارد. قابل ذکر است که یکی از روش های محاسبه موجودی سرمایه زیربخش ها، روش تابع تولیدی باشد که بدین لحاظ نیاز به آمار ارزش افزوده بالقوه است. لذا در این مقاله ارزش افزوده بالقوه زیربخش های اقتصادی صنعت و معدن، ساختمان، نفت و گاز، کشاورزی، خدمات، آب، برق و گاز برای سال های ۱۳۳۹-۱۳۸۹ از مدل فضا-حالت، روش فیلتر کالمن تخمین زده شده است.

طبقه بندی JEL: C32-C53-E32

واژگان کلیدی: روش تابع تولید، ارزش افزوده بالقوه، فیلتر کالمن

^۱ کامبیز هژبر کیانی، استاد دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران

Khkiani@yahoo.com

^۲ محمد نقیبی، دانشجوی دکتری تخصصی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران

mohammadnaghibi85@yahoo.com

۱- مقدمه

مطالعه تولید بالقوه یکی از مباحث نسبتاً جدید ولی بسیار بحث برانگیز در حیطه تحلیل های اقتصادی است. اهمیت این مسئله از آنجا ناشی می شود که ایجاد فرصت برای رشد اقتصادی از طریق بکارگیری منابع تولیدی در سطح جهانی رو به کاهش است و لذا محققان به دنبال یافتن روش هایی هستند که بتوانند از منابع موجود و در دسترس حداکثر استفاده را در جهت نیل به تولید بالقوه بنمایند. لذا اطلاع از روند تولید بالقوه، می تواند در جهت دهمی سیاست های پولی و مالی و کنترل تورم شتابان و بیکاری فزاینده و تعیین مقدار بهینه سایر متغیرهای اقتصادی بسیار مفید باشد. از طرف دیگر، جهت محاسبه اطلاعات برخی از متغیرهای مهم اقتصادی از قبیل موجودی سرمایه نیاز به برآورد تولید بالقوه می باشد که این امر در زیر بخش ها بیشتر ضرورت میابد. قابل ذکر است که تابع تولید یک رابطه فنی بین عوامل تولید و محصول است، بطوریکه، معرف حداکثر ستانده ای است که می توان با فرض ثابت بودن سایر شرایط، از مجموعه معین نهاده ها بدست آورد. در شرایط کمبود مواد اولیه، کم کاری، اعتصاب و تنگناهای ساختاری، تولید جاری، یعنی، مقدار تولیدی که اطلاعات آماری ثبت شده معرف آنست نمی تواند معرف متغیر وابسته تابع تولید یعنی، حداکثر تولید باشد. در نتیجه به منظور دستیابی به قابل اتکاترین سری زمانی موجودی سرمایه، صحیح تر و بهتر است از تولید (یا ارزش افزوده) بالقوه به جای تولید بالفعل ثبت شده در اطلاعات آماری (تولید واقعی) استفاده شود.^۱

از آنجا که اتفاق نظر بر روی روش های اندازه گیری تولید بالقوه وجود ندارد و این امر سبب می شود نهادهای مختلف به طرق متفاوت به اندازه گیری تولید بالقوه و انحراف از آن بپردازند. لذا در این مقاله ابتدا پس از معرفی مدل های فضا-حالت و رهیافت فیلتر کالمن، ارزش افزوده بالقوه در زیربخش ها در قالب یک مدل فیلتر کالمن با استفاده از اطلاعات حساب های ملی برآورد شده است. به عبارت دیگر در این تحلیل این موضوع اثبات می گردد که زیربخش های اقتصادی دارای ظرفیت تولیدی عاطل می باشند و از حداکثر ظرفیت تولیدی استفاده نمی نمایند.

^۱ بدیهی است در صورتیکه ظرفیت عاطل (Idle Capacity) وجود نداشته باشد، تولید بالقوه و تولید بالفعل برابر خواهند بود.

طی پنج دهه گذشته تولید ناخالص داخلی و ارزش افزوده بخش های اقتصادی ایران با فراز و نشیب های بسیاری روبه رو بوده است. عوامل داخلی و خارجی مانند شوک های نفتی، وقوع انقلاب و بروز جنگ نقش قابل توجهی در شکل گیری مسیر حرکت آنان داشته اند.

تولید بالقوه و روش های محاسبه آن^۱

مبنای تعریف تولید بالقوه در ادبیات اقتصادی، تعریفی است که اوکان^۲ از آن ارایه نموده است؛ وی از حداکثر مقدار تولید صورت گرفته در یک اقتصاد بدون این که بار اضافی بر خود تحمیل کند و منجر به ایجاد وقایع ناخوشایند گردد تحت عنوان تولید بالقوه نام می برد. منظور از وقایع ناخوشایند عمدتاً نرخ فزاینده تورم و عواقب بعدی حاصله از آن است.

برای محاسبه تولید بالقوه روش های مختلفی وجود دارد که برخی از آنان به نقل از مطالعه کیانی و بغزیان (۱۳۷۳) عبارتند از: روش تابع تولید^۳، روش روند بین اوج ها^۴، روش نسبت تولید به سرمایه^۵، روش قانون اوکان^۶، روند تولید واقعی^۷ و روشهای فیلترینگ از جمله فیلتر کالمن.

۱- روش تابع تولید: این روش توسط آرتوز^۸ در سال ۱۹۷۷ با استفاده از تابع تولید کابداگلاس مطرح شد. در این روش ابتدا تابع تولید مورد نظر برآورد می شود. سپس با استفاده از یک تابع نیروی کار بصورت لگاریتمی-خطی نیروی کار در اشتغال کامل محاسبه می شود. با استفاده از نیروی کار در اشتغال کامل موجودی سرمایه واقعی، از طریق تابع تولید برآورد شده، سری زمانی مربوط به ظرفیت تولیدی محاسبه می گردد. روشن

^۱ هژبرکیانی کامبیز، بغزیان آلبرت (۱۳۷۳)، روشی برای برآورد موجودی سرمایه بخشهای مختلف اقتصاد ایران، معاونت پژوهشی دانشگاه شهید بهشتی

^۲ Okun

^۳ Production Function Method

^۴ Trend Through Peak Method

^۵ Out put/ Capital Ratio Method

^۶ Okun's Law Method

^۷ Trend Method

^۸ Artus

است که در روش آرتوز بحث اشتغال کامل نیروی کار در سطح کلان مطرح می‌گردد و بدین ترتیب می‌توان دو مفهوم تولید بالقوه و ظرفیت تولیدی را هم‌ارز تلقی نمود. به بیان ساده‌تر، در اینجا با افزایش سطح اشتغال به سمت اشتغال کامل، تولید به سمت ظرفیت تولیدی (حداکثر تولید) که همان تولید بالقوه خواهد بود گرایش پیدا می‌کند.

۲- **روش روند بین اوج‌ها:** این روش که می‌توان آنرا برای محاسبه تولید بالقوه در کل اقتصاد و یا ظرفیت تولیدی در یک بخش، یک صنعت و یا هر فعالیت اقتصادی مورد استفاده قرارداد، اولین بار توسط کلاین معرفی و سپس توسط تیلور و وینتر مورد استفاده قرار گرفت^۱ در این روش ابتدا نمودار پراکنش بصورت خطوط راست بهم وصل می‌شوند و با فرض اینکه نقاط اوج نشان‌دهنده تولید در شرایط ۱۰۰ درصد از منابع باشد، خطوط ترسیم شده تولید بالقوه یا ظرفیت تولیدی را مشخص خواهند نمود. از آنجا که انتخاب نقاط اوج از حساسیت ویژه‌ای برخوردار است، این نقاط باید طوری انتخاب شوند که معرف شرایط حداکثر تولید یا ظرفیت کامل باشند. در صورتیکه بتوان از اطلاعات جنبی دیگری برای اصلاح خطاهای احتمالی در مشخص کردن نقاط اوج استفاده کرد، انتخاب دقیق‌تر این نقاط امکان‌پذیر خواهد بود. به عنوان مثال در کشورمان می‌توان سالی را که سطح بیکاری در حداقل بوده است را به عنوان یک نقطه اوج تولید ناخالص داخلی برای سالهای قبل از انقلاب انتخاب کرد.

این روش از نقطه نظر سادگی و قابل محاسبه بودن از اطلاعات آماری منتشر شده مورد توجه قرار گرفته است. در هر حال انتقاداتی نیز بر آن وارد است:

الف) عمده‌ترین ایرادات، شرایطی است که تولید نزولی باشد که در این صورت انتخاب نقطه اوج امکان‌پذیر نیست. این حالت را می‌توان در مورد سالهای بعد از انقلاب در زیر بخشهای اقتصادی کشورمان مشاهده نمود.

ب) دلیلی وجود ندارد که ادعا شود نقطه اوج نشان‌دهنده تولید ۱۰۰ درصد است.

ج) فرضی که تولید بالقوه با یک نرخ ثابت بین نقاط اوج حرکت می‌کند قابل توجیه نیست.

^۱ Taylor, J and Winter .D

د) مقادیر ظرفیت به کار رفته در سالهای آخر قابل اعتماد نیستند، زیرا ممکن است تولید سال یا سالهای بعد از سال آخر سری زمانی مورد استفاده بیش از تولید نقطه اوج باشد.

۳- روش نسبت تولید به سرمایه: این روش توسط پینک^۱ و سازمان توسعه اقتصاد ملی بریتانیا با فروض ذیل مورد استفاده قرار گرفته است:

الف- یک ارتباط نسبی بین تولید بالقوه و موجودی سرمایه وجود دارد.

ب- تغییر در نسبت تولید به سرمایه، به انحرافات تولید واقعی از تولید بالقوه بستگی دارد. بر مبنای این فروض سری زمانی نسبت تولید به سرمایه $(\frac{Y_t}{K_t})$ تعیین شده، برای این

سری یک روند خطی به صورت رابطه زیر از روش حداقل مربعات برآورد می شود:

$$\frac{Y_t}{K_t} = a_0 + a_1 t + U_t \quad (1)$$

که در آن a_0 و a_1 پارامتر و U_t جمله اختلال تصادفی می باشند. خط ظرفیت نسبت تولید به سرمایه (نسبت تولید به سرمایه بالقوه) خطی در نظر گرفته می شود که با شیب a_1 چنان انتقال یافته باشد که با سری زمانی مشاهده شده $\frac{Y_t}{K_t}$ فقط در یک نقطه تماس حاصل نماید. نهایتاً با مشخص شدن $\frac{Y_t}{K_t}$ بالقوه (یا ظرفیت) با استفاده از سری زمانی موجودی سرمایه می توان برآوردی از تولید بالقوه بدست آورد.

۴- روش قانون اوکان: روش اوکان مبتنی بر یک رابطه آماری بین درصد تغییرات نرخ بیکاری و درصد تغییرات تولید ناخالص ملی واقعی است. نوعی از قانون اوکان به صورت ذیل برآورد می گردد:

(۲)

$$\Delta u_t = d(t) + a_0 \Delta \log Y_t + a_1 \Delta \log Y_{t-1} + a_2 \Delta \log Y_{t-2} + a_3 \Delta \log Y_{t-3} + e_t$$

که در آن Δ عملگر تفاضل اول، u_t نرخ بیکاری، Y_t تولید ناخالص واقعی، e_t عامل تصادفی و $d(t)$ مجموعه ای از متغیرهای مجازی است. پس از برآورد معادله فوق (قانون

¹ Panic

² British National Economic Development Office (NEDO)

اکنون) می‌توان رابطه را معکوس نموده، $\Delta \log Y_t$ را به صورت توزیع با وقفه مقادیر گذشته Δu_t به صورت زیر نوشت:

$$\Delta \log Y_t = \sum_{i=0}^n b_i \Delta u_{t-i}$$

برای هر مقدار مشخص n می‌توان مقادیر b_i را از طریق مقادیر برآورد شده a_i از معادله اول بدست آورد. با انتگرال‌گیری از رابطه بالا خواهیم داشت:

$$\log Y_t = \sum_{i=0}^n b_i \Delta u_{t-i} + C$$

که در آن C مقدار ثابت است. معادله فوق رابطه بین تولید واقعی بر حسب مقادیر حقیقی و نرخ بیکاری واقعی را نشان می‌دهد. اگر فرض کنیم که ضرایب b_i در شرایط اشتغال کامل نیز ثابت باقی می‌مانند و u_t^f نسبت اشتغال کامل به بیکاری است، پس از جایگزین کردن u_t^f بجای u_t و کم کردن رابطه حاصله از رابطه فوق، برآورد شکاف تولیدی براساس قانون اکون عبارت خواهد بود از:

$$\log\left(\frac{y_t}{y_t^c}\right) = \sum_{i=0}^n b_i (u_{t-i} - u_{t-i}^f)$$

که در آن y_t^c معرف ظرفیت تولیدی است. شکاف تولیدی با آنتی لگاریتم‌گیری از رابطه فوق و ضرب آن در ۱۰۰ بدست می‌آید. حال می‌توان ظرفیت تولیدی را با تقسیم تولید واقعی بر شکاف تولیدی بدست آمده و ضرب آن در ۱۰۰ بدست آورد. اشکال این روش این است که در دوره نهایی که فشار عرضه نیروی کار تغییر می‌کند، تغییرات نرخ بیکاری فقط متأثر از رشد اقتصادی نیست و به تغییرات فشار عرضه نیروی کار نیز بستگی دارد.

۵- روش روند واقعی: در این روش ابتدا روند زمانی مناسب (مانند درجه دو، لگاریتمی، خطی و...) با استفاده از ملاک‌های آماری از قبیل R^2 تعیین می‌شود. با مشخص شدن روندی که بهترین برازش یا بالاترین قدرت تشخیص را دارد یعنی روندی که نقاط به آن نزدیک‌ترند، تولید بالقوه روی روند مشخص می‌شود. محسن خان و بلجر در سال ۱۹۸۴

برای برآورد تولید بالقوه، روند نمایی $y = y_0 e^{\sigma t}$ را به کار برده‌اند.^۱ بانک جهانی نیز در سال ۱۹۹۱ برای برآورد تولید بالقوه ایران از روند نمایی استفاده کرده است.^۲

۶- روش فیلتر کالمن: هاروی و همکاران^۳ (۱۹۸۹) برای منظور کردن جز روند در معادلات، مدل‌های سری زمانی ساختاری را به کار گرفته‌اند. در این روش هر سری زمانی ترکیبی از یک جز روند نامنظم در نظر گرفته شده است. مدل مورد استفاده در این مطالعه مدل رگرسیون مرکب از یک مدل سری زمانی ساختاری است که به روند غیر قابل مشاهده اجازه می‌دهد در طول زمان به طور تصادفی تغییر کند.

پیشینه تحقیق

در سطح زیربخش‌ها تاکنون تحقیقی در خصوص تخمین تولید بالقوه انجام نشده و تحقیقات در سطح کلان اقتصادی بسیار ناچیز است. برخی از مطالعاتی که در این زمینه در ایران صورت گرفته عبارتند از:

هژبر کیانی و رنجبری (۱۳۸۰)، به برآورد تابع تولید دراز مدت بخش کشاورزی پرداخته است. با توجه به تعریف تابع تولید که حداکثر ستانده از ترکیب نهاده‌ها را نشان می‌دهد، از تولید بالقوه (به جای تولید جاری)، نیروی کار و سرمایه در اشتغال کامل استفاده شده است. از آن جا که به دلیل ویژگی‌های خاص بخش کشاورزی ایران باید فرم تبعی خاصی که مناسبترین برازش بر داده‌های آماری را دارد تعیین شود، پس از بررسی انواع تابع، تابع کاب-داگلاس به عنوان بهترین برازش انتخاب شد. ویژگی مهم این مطالعه در مقایسه با کارهای انجام شده قبلی که برخی به تخمین تابع تولید بدون نهاده انرژی و برخی به برآورد آن با وجود نهاده انرژی پرداخته‌اند، توجه به مسایل مربوط به سری‌های زمانی است. در برآورد تابع تولید برای جلوگیری از به وجود آمدن رگرسیون کاذب ناشی از ناپایداری متغیرها، از روش‌های همجمع بستگی استفاده شده است. با توجه به نقاط ضعف روش‌های انگل - گرنجر و جوهانسن جوسلیوس، روش خوبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) را به عنوان روش تخمین به کار برده‌اند، نتایج بررسی حاکی از آن است

¹ Blejer M and Khan M.S.(1994).

² Taylor J and Winter D(1991)

³ Harvey et al

که در بخش کشاورزی، رابطه درازمدت بین تولید و نهاده های نیروی کار، سرمایه و انرژی با ویژگی های مطلوب آماری وجود دارد. ضریب نهاده انرژی همانند دیگر ضرایب از نظر آماری معنی دار بوده و اثر درخور توجهی بر تولید بخش کشاورزی دارد.^۱

در مقاله کاوند و باقری (۱۳۸۶)، شکاف لگاریتم GDP واقعی در ایران برای سال های ۱۳۳۸-۱۳۸۳ از دو روش محاسبه شده است. در روش اول از یک مدل فضا-حالت و رهیافت پالایه کالمن و در روش دوم از مدل هدریک-پرسکات استفاده شده و سپس این دو روش با یکدیگر مقایسه شده اند. نتایج حاصل نشان می دهد که برآوردهای مدل فضا-حالت از شکاف GDP واقعی با واقعیات اقتصاد ایران هم خوانی بیشتری دارد و علاوه بر نمایش رکودها و رونق های اقتصاد ایران، با رشدهای مثبت GDP واقعی در بین سال های ۱۳۳۸ تا ۱۳۵۳ نیز تطابق بیشتری دارد. شکاف های محاسبه شده به روش فضا-حالت از دامنه نوسانات کمتری نسبت به روش هدریک-پرسکات (HP) برخوردار می باشند. علت این امر را می توان در قدرت مدل سازی فرآیند گام تصادفی با شتاب موجود در لگاریتم GDP واقعی ایران توسط مدل فضا-حالت ارایه شده دانست. هر دو روش نشان می دهند که میزان نوسانات در سال های اخیر کاهش یافته که این امر معیاری از افزایش ثبات اقتصادی ایران است.^۲

در مقاله شاه مرادی و همکاران (۱۳۸۹)، تلاش می شود تا با استفاده از داده های فصلی ۱۳۸۶:۴-۱۳۶۸:۴، سری زمانی نرخ بهره واقعی تعادلی به همراه تولید بالقوه برای اقتصاد ایران برآورد شود. برای این منظور، فرم ساختاری خلاصه شده تعادل عمومی و سازگار با اقتصاد ایران، طراحی و با استفاده از رهیافت فیلتر کالمن، متغیرهای غیرقابل مشاهده برآورد می شوند. بر اساس نتایج، در چارچوب یک تابع مطلوبیت نمایی، مقدار پارامتر ریسک گریزی نسبی برای اقتصاد ایران برابر با ۰/۴۶ برآورد شد. هم چنین، مقدار پارامتر نرخ ترجیحات زمانی برابر با ۰/۰۴ به دست آمد. نتایج نشان می دهد که مقدار متوسط نرخ بهره تعادلی در طول دوره (۱۳۸۶:۱ و ۱۳۶۸:۴)، برابر با ۰/۰۵۶ بوده است.

^۱ هژبر کیانی کامبیز، رنجبری بهزاد (۱۳۸۰)

^۲ کاوند حسین، باقری فریده (۱۳۸۶)

بررسی سری زمانی برآورد شده حاکی از آن است که نوسانات این متغیر در طول دوره مورد بررسی، بسته به فواصل مختلف زمانی، رفتار متفاوتی را از خود نشان می دهد.^۱ شریف آزاده و کاغذیان (۱۳۸۷) با استفاده از سیستم معادلات همزمان و به کمک روش خود رگرسیون برداری (VAR) عوامل موثر بر ادوار تجاری در اقتصاد ایران را بررسی می نماید. شاخص ادوار تجاری، شکاف تولید در نظر گرفته شده است که از تفاضل تولید ناخالص داخلی و تولید بالقوه به دست می آید. در این مطالعه به بررسی عوامل موثر بر ادوار تجاری در اقتصاد ایران پرداخته شده است. همچنین به منظور شناخت دلیل نوسانات در اقتصاد ایران با توجه به متغیرهای موجود در مدل هم حرکتی این متغیرها با شکاف تولید، با استفاده از شاخص ضریب همبستگی متقابل بررسی شده است. یکی از مزایای این مطالعه نسبت به سایر مطالعات، بررسی سیستمی و همزمان تاثیرگذاری متغیرهای مدل بر شکاف تولید و شکاف تولید بر متغیرهای موجود در مدل است. نتایج نشان می دهد: تکانه های وارد شده از سمت متغیرهای موجود در مدل (نرخ تورم، نرخ رشد ارز، نرخ رشد نقدینگی و درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز) بر شکاف تولید سبب افزایش شکاف تولید شده که این امر خود تائیدی مستقیم و مثبت این عوامل در ایجاد و تداوم ادوار تجاری در اقتصاد ایران است. متغیر تولید بالقوه با استفاده از روش روند بین اوج ها بدست آمده است.^۲

مقاله زراء نژاد و قنادی (۱۳۸۴) یک مدل کاب داگلاس تعمیم یافته با متغیرهای مستقلی مانند موجودی سرمایه، شکاف بین تولید بالقوه و بالفعل و هزینه های تحقیق و توسعه بکار رفته و دوره مورد بررسی سال های ۱۳۸۰-۱۳۵۰ است با توجه به نبود داده های موجودی سرمایه و شکاف تولید در استان، داده های مربوط تولید شد. برای تخمین داده های موجودی سرمایه صنایع استان خوزستان از روش روند نمایی سرمایه گذاری و برای تخمین تولید بالقوه صنایع از روش اینتریلیپگیتر استفاده شده است.^۳

^۱ شاه مرادی اصغر، کاوند حسین (۱۳۸۹)

^۲ شریف آزاده محمدرضا، کاغذیان سهیلا، (۱۳۸۷)

^۳ زراء نژاد، منصور، قنادی بهروز (۱۳۸۴)

مقاله اصلانی (۱۳۸۴) تناسب مدل p-star را برای تحلیل رفتار قیمت در اقتصاد ایران مطالعه می کند. این مدل بر اساس نظریه مقداری پول استوار است. در این مطالعه تولید بالقوه و سرعت گردش پول با استفاده از فیلتر هدریک پرسکات استخراج شده است.^۱ در مقاله عزیزی (۱۳۸۲) ابتدا روش‌های مختلف برآورد تولید بالقوه بررسی می‌شود و سپس تولید بالقوه ایران برای دوره زمانی ۱۳۷۷-۱۳۴۰ به چهار روش روند زمانی، فیلتر هدریک- پرسکات، حالت فضا و بردار خودرگرسیون برآورد شده و مورد همسنجی قرار گرفته است. مقایسه نتایج حاصل از برآورد تولید بالقوه ایران به چهار روش فوق حاکی از آن است که گرچه برآوردها متفاوت است تقریباً نتایج به هم نزدیک است. همسنجی نتایج نیز نشان می‌دهد که به ترتیب روش‌های بردار خود رگرسیونی و حالت فضا نتایج بهتری نسبت به دو روش دیگر ارائه می‌نمایند.^۲

مقاله بنس و همکاران (۲۰۱۰) توسعه یک مدل ساده برای اندازه گیری تولید بالقوه است که با استفاده از داده های تورم، بیکاری، و ظرفیت بهره برداری ۱۰ کشور ایالات متحده و منطقه یورو انجام شده است. همچنین در این مقاله مقدار قابل توجهی از عدم دسترسی به برآورد را ناشی از بحران مالی که در کاهش تولید بالقوه نیز موثر بوده اند، مرتبط دانسته است.^۳

در مقاله پروئیتی و همکاران (۲۰۰۲)، یک رویکرد مبتنی بر رهیافت تابع تولید برای برآورد تولید بالقوه و شکاف تولید در منطقه یورو پیشنهاد شده است. در این مطالعه از مدل فیلپس یعنی رابطه بین شکاف تولید (تفاضل تولید جاری از تولید بالقوه) و تورم استفاده شده و بدین منظور تولید بالقوه با استفاده از رهیافت تابع تولید استخراج گردیده شده است. در طبقه بندی آماری مدل برای تعیین تولید بالقوه از اجزای غیر قابل مشاهده (تکنولوژی) استفاده شده است. مزایای اصلی این روش این است که اجازه می دهد تا برای اندازه گیری سهم عوامل مختلف تولید و بهره وری به تولید بالقوه، برسد.^۴

^۱ اصلانی پروانه (۱۳۸۴)

^۲ عزیزی فیروزه (۱۳۸۲)

^۳ Benes, J & et all (2010)

^۴ Proietti T et all (2002)

مدل های فضا-حالت و فیلتر کالمن

مدل های فضا-حالت و فیلتر کالمن ، یکی از رهیافت های نوین در برآورد متغیرهای غیر قابل مشاهده است.

مدل های فضا-حالت

مدل های فضا-حالت را در ساده ترین شکل می توان به صورت زیر نمایش داد^۱:

$$ME: y_t = Z_t \beta_t + \varepsilon_t \quad (۶)$$

$$TE: \beta_t = \mu + F \beta_{t-1} + v_t \quad (۷)$$

$$\varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, R)$$

$$v_t \sim \text{iid } N(0, Q)$$

که در آن

y_t : یک متغیر وابسته (1×1) ، Z_t : برداری $1 \times k$ از متغیرهای توضیحی ε_t : جز اختلال
 β_t : بردار $k \times 1$ از متغیرهای غیر قابل مشاهده، F : ماتریس ضرایب: $\mu (k \times k)$: بردار
 $k \times 1$ عرض از مبدا v_t : بردار $k \times 1$ از اجزای اختلال، Q : ماتریس واریانس-کواریانس
 $R, (k \times k)$ واریانس جز اختلال ε_t می باشد.

معادله (۶) را معادله معیار یا اندازه $(ME)^2$ می نامند که بیان گر ارتباط بین متغیرهای غیر قابل مشاهده^۳ و قابل مشاهده است. در این معادله متغیر وابسته قابل مشاهده و اندازه گیری می باشد.

معادله (۷) را معادله انتقال^۴ $(TE)^4$ و یا معادله وضعیت^۵ می نامند که در واقع از فرایند مارکوف مرتبه اول تبعیت می کند و بیان گر تغییرات متغیر وضعیت β_t در طول زمان است. به طور کلی مدل های فضا-حالت برای پیش بینی و تولید مقادیر متغیرهای غیر قابل مشاهده و یا برآورد پارامترهای متغیر در طول زمان بکار می روند.

¹ Shinji Yashioka (2003)

² Measurement Equation

³ Unobservable

⁴ Transition Equation

⁵ State Equation

فیلتر کالمن^۱

کالمن در سال ۱۹۶۰ روش فیلتر کالمن را برای اولین بار در رشته مهندسی بکار برد و پس از آن فیلتر کالمن وارد مباحث اقتصادی گردید. فیلتر کالمن یک روش برگشتی برای پیش بینی‌های بهینه از متغیرهای غیر قابل مشاهده و برآوردهای کارا از پارامترهای مدل‌های فضا-حالت است.

این روش مبتنی بر امید شرطی است. از ویژگی‌های امید شرطی این است که بهترین پیش بینی را با حداقل میانگین مجذورات خطا (MAE) فراهم می‌نماید. لذا در مدل‌های فضا-حالت پیش بینی‌ها برای زمان t مشروط به استفاده از تمامی اطلاعات موجود در زمان $(t-1)$ صورت می‌گیرد. بنابراین فیلتر کالمن یک روش برگشتی است و مراحل آن به شرح ذیل است.

الف- مرحله پیش بینی

$$\beta_{t|t-1} = \mu + F\beta_{t-1} \quad (۸)$$

$$P_{t|t-1} = FP_{t-1}F' + Q \quad (۹)$$

$$\alpha_{t|t-1} = y_t - y_{t|t-1} \quad (۱۰)$$

$$f_{t|t-1} = Z_t p_{t|t-1} Z_t' + R \quad (۱۱)$$

β_{t-1} و P_{t-1} در زمان $t-1$ داده شده و مفروض می‌باشند و مقدار پیش بینی $\beta_{t|t-1}$ به وسیله معادله (۹) و ماتریس خطای پیش بینی $P_{t|t-1}$ توسط معادله (۱۰) محاسبه می‌شود. با داشتن مقدار $\beta_{t|t-1}$ می‌توان مقدار $y_{t|t-1}$ را پیش بینی نمود و چون در پایان دوره t مقدار متغیر y_t مشخص می‌شود لذا خطای پیش بینی $\alpha_{t|t-1}$ توسط معادله (۱۰) محاسبه می‌شود. معادله (۱۱) نیز مقدار واریانس خطای پیش بینی را اندازه گیری می‌کند. تا این مرحله، محاسبات مرحله پیش بینی کامل می‌شود. در مرحله به روز رسانی با استفاده از اطلاعات بدست آمده در مرحله پیش بینی مقدار ضریب کالمن^۲ از معادله آخر محاسبه می‌شود.

^۱ برگرفته از help نرم افزار Eviews

^۲ Kalman Gain

ب- مرحله بروز رسانی^۱

$$\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + K_t \alpha_{t|t-1} \quad (12)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - K_t Z_t P_{t|t-1} \quad (13)$$

$$K_t = P_{t|t-1} Z_t' f_{t|t-1}^{-1} \quad (14)$$

از آنجاییکه که اطلاعات مربوط به خطای اندازه گیری $\alpha_{t|t-1}$ در دسترس است، در مرحله بروز رسانی مقدار متغیرهای غیر قابل مشاهده دوباره محاسبه می شوند، با این تفاوت که محاسبات این مرحله با استفاده از همه اطلاعات در دسترس صورت می گیرد. در معادله (۱۲) K_t به عنوان ضریب تصحیح شده مورد استفاده قرار می گیرد. معادله (۱۲) یک ترکیب خطی از اطلاعات مربوط به $\beta_{t|t-1}$ و اطلاعات حاصله از خطای پیش بینی محاسبه شده در مرحله قبل $\alpha_{t|t-1}$ است چنانچه از معادله (۱۴) پیداست مقدار K_t با ماتریس واریانس کواریانس $\beta_{t|t-1}$ یعنی ماتریس $P_{t|t-1}$ رابطه مثبت دارد؛ بنابراین با افزایش نااطمینانی در مورد پیش بینی $\beta_{t|t-1}$ مقدار $P_{t|t-1}$ افزایش یافته در نتیجه مقدار K_t افزایش خواهد یافت. لذا براساس معادله (۱۲) افزایش مقدار K_t بدین معناست که وزن بیشتری به اطلاعات ارائه شده توسط خطای پیش بینی $\alpha_{t|t-1}$ در مرحله بهنگام سازی داده می شود. به عبارت دیگر با بالا بودن نااطمینانی در مورد $\beta_{t|t-1}$ انتظار می رود که اهمیت اطلاعات حاصله از آن در معادله (۱۲) باید کمتر شود. معادله (۱۳) نشان می دهد که ماتریس خطای پیش بینی $P_{t|t}$ در مرحله بروز رسانی کاهش یافته است، به طوری که اختلاف $P_{t|t-1} - P_{t|t} > 0$ یک ماتریس مثبت معین است، لذا نااطمینانی در مرحله بروز رسانی در مورد پیش بینی ها کاهش می یابد. بنابراین پیش بینی های مرحله بروز رسانی نسبت به پیش بینی های مرحله پیش بینی قابل اعتماد ترند.

برآورد ارزش افزوده بالقوه در زیربخش ها

در این مقاله پایایی با استفاده از آزمون دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته بررسی شده است و نتایج نشان می دهد که ارزش افزوده زیر بخش ها دارای ریشه واحد، $I(1)$ است.

¹ Updation

جدول (۱) پایایی ارزش افزوده در زیر بخش های اقتصادی به قیمت ثابت ۷۶

DF-GLS	Augmented Dicey- fuller unit	متغیر
I(1)	I(1)	ارزش افزوده بخش صنعت و معدن
I(1)	I(1)	ارزش افزوده بخش کشاورزی
I(1)	I(1)	ارزش افزوده بخش ساختمان
I(1)	I(1)	ارزش افزوده بخش خدمات
I(1)	I(1)	ارزش افزوده بخش آب، برق و گاز
I(1)	I(1)	ارزش افزوده بخش نفت و گاز

منبع: یافته های تحقیق

جهت جلوگیری از تخمین رگرسیون های کاذب، می توان سری های پویا را با تفاضل گیری به سری های پایا تبدیل کرد. که این باعث از دست دادن خواص بلند مدت سری زمانی می شود. برای رفع مشکل باید از روش همجمعی^۱ استفاده نمود. با استفاده از نرم افزار Eviews پس از ساختن مدل فضا-حالت، با استفاده از فیلتر کالمن مدل های مربوط به ارزش افزوده بالقوه تخمین زده شد که نتایج به شرح ضمیمه می باشد.

نتیجه گیری

از آنجا که اطلاع از تولید بالقوه در اتخاذ سیاست های اقتصادی و بدست آوردن آمار و اطلاعات سایر متغیرها از قبیل موجودی سرمایه حایز اهمیت است. روش های متفاوتی برای انجام این کار وجود دارد و اتفاق نظری درخصوص بهترین روش وجود ندارد. در این مقاله با معرفی مدل های فضا-حالت و کالمن فیلتر، مقدار ارزش افزوده بالقوه برآورد گردید، همانگونه که در بخش قبل، روش های محاسبه تولید بالقوه توضیح داده شد، رهیافت های مختلفی مطرح است. باید توجه داشت که ارزش افزوده بخش ها به پیشرفت تکنولوژی و عوامل غیراقتصادی نیز بستگی دارد و مشکل آنجاست که از یک سوی امکان اندازه گیری این عوامل وجود ندارد و از سوی دیگر اثر این عوامل ممکن است در طول زمان تغییر کند و هر یک در جهات مختلفی بر ارزش افزوده بخش ها اثر بگذارند، لذا برای

^۱ Cointegration

برآورد ارزش افزوده بالقوه در بخشهای عمده اقتصادی ایران با روش فیلتر کالمن / ۷۱

این که بتوان اثرات عوامل مذکور را بر ارزش افزوده لحاظ کرد، بایستی جز روند را در مدل وارد و آن را به درستی مدل‌سازی کرد. بدین لحاظ از مدل فضا-حالت روش فیلتر کالمن، ارزش افزوده زیر بخشها برآورد شده است. مقدار برآورد شده ارزش افزوده بالقوه با روش فیلتر کالمن به شرح جدول (۲) است.

جدول (۲) مقدار ارزش افزوده بالقوه در زیر بخش های اقتصاد واحد: میلیارد ریال

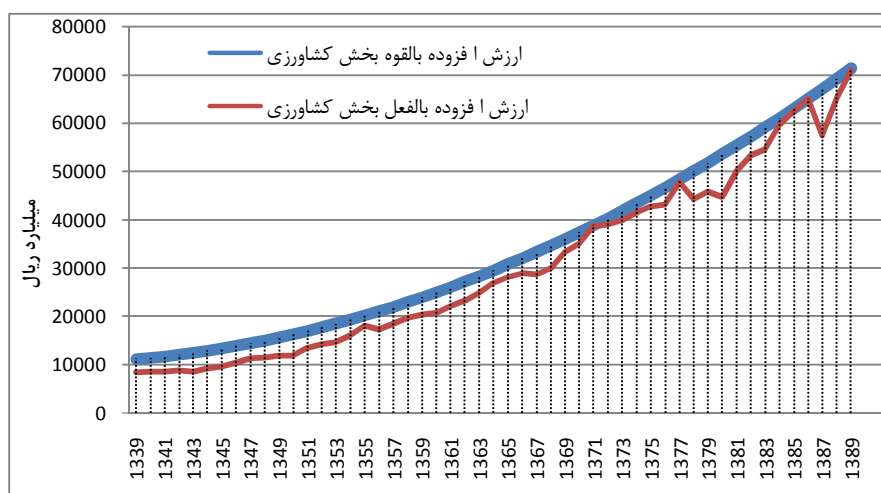
سال	ارزش افزوده بخش کشاورزی	ارزش افزوده بخش آب، برق و گاز	ارزش افزوده بخش خدمات	ارزش افزوده بخش ساختمان	ارزش افزوده بخش نفت	ارزش افزوده بخش صنعت و معدن
1339	11210	457			36233	11468
1340	11424	499			36233	12641
1341	11746	531			36233	13604
1342	12110	554			63397	14382
1343	12511	570			70934	14998
1344	12950	582			77411	15476
1345	13426	590			82382	15838
1346	13939	596			85886	16105
1347	14490	602			88147	16297
1348	15078	608			89429	16432
1349	15703	615			89976	16530
1350	16366	625			89990	16607
1351	17065	637			89631	16681
1352	17803	654			89020	16766
1353	18577	674			88246	16878
1354	19389	700	124158	20494	87375	17031
1355	20238	731	134815	22291	86452	17238
1356	21124	768	139065	22035	85513	17514
1357	22048	812	139809	21333	84580	17870
1358	23009	862	138744	20525	83671	18318
1359	24007	919	136866	19737	82796	18869
1360	25043	983	134758	19015	882653	19535
1361	26116	1055	132763	18376	81183	20325
1362	27226	1135	131079	17825	80454	21249
1363	28374	1223	129824	17366	79780	22317
1364	29558	1319	129068	16998	79164	23537
1365	30781	1423	128850	16722	78607	24919
1366	32040	1536	129194	16539	78109	26469
1367	33337	1658	130113	16448	77673	28196
1368	34671	1789	131617	16449	77297	30108

سال	ارزش افزوده بخش کشاورزی	ارزش افزوده بخش آب، برق و گاز	ارزش افزوده بخش خدمات	ارزش افزوده بخش ساختمان	ارزش افزوده بخش نفت	ارزش افزوده بخش صنعت و معدن
1369	36042	1928	133708	16542	76982	32210
1370	37451	2076	136392	16728	76729	34510
1371	38897	2234	139668	17007	76538	37015
1372	40380	2400	143538	17377	76408	39730
1373	41900	2576	148002	17840	76340	42661
1374	43458	2761	153062	18395	76334	45814
1375	45053	2956	158716	19043	76390	49194
1376	46686	3160	164965	19782	76507	52805
1377	48356	3373	171810	20615	76687	56654
1378	50063	3596	179250	21539	76928	60743
1379	51807	3829	187285	22556	77232	65079
1380	53589	4071	195915	23665	77597	69664
1381	55408	4322	205141	24866	78024	74503
1382	57264	4583	214962	26160	78513	79600
1383	59157	4854	225378	27546	79064	84958
1384	61088	5135	236389	29025	79677	90581
1385	63057	5425	247996	30596	80352	96471
1386	65062	5725	260197	32259	81089	102633
1387	67105	6035	272995	34014	81888	109069
1388	69185	6354	286387	35862	82749	115781
1389	71302	6683	300375	37802	83671	122773

مأخذ: یافته های تحقیق

تولید و ارزش افزوده بالقوه بخش های اقتصادی از جمله مهمترین متغیرهای اقتصادی است. در مدل های اقتصادی کلان و به ویژه در مطالعات ساختاری برای پیش بینی و نیز تحلیل عملکردهای سیاستی برآورد آن ضروری و حائز اهمیت است. روش های مختلف و متعددی نیز برای برآورد تولید و ارزش افزوده بالقوه وجود دارد. اما محاسبه تولید و ارزش افزوده بالقوه امری بسیار مشکل و پیچیده است، باید متذکر گردید که این تحقیق با داده های فصلی نیز قابل تکرار است لیکن به دو دلیل (۱) در دسترس نبودن آمار روز آمد فصلی و (۲) اینکه این تحقیق پایه اساس تحقیق دیگر با عنوان برآورد موجودی سرمایه زیر بخش های اقتصادی می باشد و در آن تحقیق متغیرهایی وجود دارد که آمار آن فقط سالانه در دسترس می باشد برای یک دست بودن آمار از آمار سالانه استفاده شده است. نکته قابل

توجه این است که در تمام بخش های اقتصادی ارزش افزوده بالقوه برآورد شده بالاتر از ارزش افزوده بالفعل بوده است برای مثال در بخش کشاورزی روند تولید بالفعل و بالقوه به شرح نمودار ذیل است. همچنین باید توجه داشت که در مطالعه کیانی و رنجیری برای محاسبه ارزش افزوده بالقوه در بخش کشاورزی طی سال های ۱۳۷۸ تا ۱۳۴۶ از روش ترکیبی روند تولید واقعی و خط روند بین اوج ها استفاده شده در آن تحقیق داده ها به قیمت ثابت سال پایه ۱۳۶۱ می باشند لیکن روند ارزش افزوده بالقوه تخمینی آن مطالعه در بخش کشاورزی با روند برآورد شده این تحقیق مشابهت بالا دارد.



فهرست منابع

- ۱) اصلانی پروانه، مدل و میزان کارایی آن برای اقتصاد ایران (۸۲-۱۳۳۸)، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۰، پاییز ۱۳۸۴، صص ۲۰۷-۱۸۹
- ۲) زراء نژاد، منصور، قنادی بهروز، تخمین تابع بهره وری نیروی کار در بخش صنایع استان خوزستان، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، سال هفتم، شماره ۲۴، پاییز ۱۳۸۴، صص ۵۲-۳۳

- ۳) شاه مرادی اصغر، کاوند حسین، ندری کامران (۱۳۸۹)، برآورد نرخ بهره تعادلی در اقتصاد ایران (۴:۱۳۸۶-۴:۱۳۶۸) در قالب یک مدل تعادل عمومی، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۰، بهار، ۱۹-۴۱.
- ۴) شریف آزاده محمدرضا، کاغذیان سهیلا، بررسی عوامل موثر بر ادوار تجاری در اقتصاد ایران، جستارهای اقتصادی، بهار و تابستان ۱۳۸۷؛ ۵(۹):۱۹۹-۲۳۸.
- ۵) کاوند حسین، باقری فریده، محاسبه شکاف تولید ناخالص داخلی واقعی با استفاده از یک مدل فضا-حالت، دانش و توسعه ۱۳۸۶، صص ۱۲۱-۱۲۷.
- ۶) عزیزی فیروزه، روش‌های برآورد تولید بالقوه و آزمون تجربی آن در ایران (۱۳۴۰-۱۳۷۷)، فصلنامه برنامه ریزی و بودجه، دوره ۸، شماره ۴ - دی و بهمن ۱۳۸۲، صص ۳۹-۶۹.
- ۷) هژبرکیانی کامبیز، بغزیان آلبرت، روشی برای برآورد موجودی سرمایه بخش‌های مختلف اقتصاد ایران، معاونت پژوهشی دانشگاه شهیدبهشتی، ۱۳۷۳.
- ۸) هژبرکیانی کامبیز، رنجبری بهزاد، بررسی رابطه دراز مدت بین نهاده‌های انرژی، کار و سرمایه در بخش کشاورزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال نهم، شماره ۳۵، پاییز ۱۳۸۰، ۳۹-۶۴.
- 9) Benes, J Clinton K., Garcia-Saltos R., Johnson M., Laxton D. Manchev., P., Matheson T, Estimating Potential Output with a Multivariate Filter, IMF Working Paper, December, 2010
- 10) Blejer, M. and Khan, M.S. "Government Policy and Investment in Developing Countries", Staff Papers, International Monetary Fund. 1994
- 11) Domenech Roand Gomez, "Estimating Potential output, Core inflation and NAIRU as Latent Variables", Mimeo university of Valencia. 2003
- 12) Ganer K., Statical Estimation of the Deviation from the Macroeconomic potential, An application to the Economy of Bulgaria, Agency for economic Analysis and Forecasting. 2009
- 13) Hamilton J., "Time Series Analysis", Princeton press, 1994
- 14) Harvey, "Time series Models", 2 Edition, Harvaester-Wheat sheaf, London. 1993
- 15) Kichen M, " Measuring Potential Output Within a State -Space Frame Work", Bank of Canada, WP1999pp 9-99
- 16) Proietti T, Mussoy A, WestermannT, Estimating Potential Output and the Output Gap for the euro area: a Model-Based Production Function Approach, Preliminary version, June ۲۰۰۲

- 17) Taylor , J. and Winter ,D."Iran Economy in Transition" ,World Bank. 1991
 18) Yashikoka , “Estimashin of out put gap in southeast Asian countries, A state space model Approach”, Tsd Discussion Paper, No 2. 2002

ضمیمه

بخش کشاورزی

Sspace: SS02
 Method: Kalman filter
 Date: 12/05/12 Time: 22:37
 Sample: 1338 1390
 Included observations: 53
 Valid observations: 52

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	753.3859	53.48678	14.08546	0.0000
SV2	9.744329	1.315399	7.407888	0.0000

Log likelihood	-515.9170	Akaike info criterion	19.84296
Parameters	0	Schwarz criterion	19.84296
Diffuse priors	2	Hannan-Quinn criter.	19.84296

بخش آب، برق و گاز

Sspace: SS04
 Method: Kalman filter
 Date: 12/05/12 Time: 22:39
 Sample: 1338 1390
 Included observations: 53
 Valid observations: 37

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	3881.284	536.8552	7.229666	0.0000
SV2	14.79756	13.04663	1.134206	0.2567

Log likelihood	-455.5066	Akaike info criterion	24.62198
Parameters	0	Schwarz criterion	24.62198
Diffuse priors	2	Hannan-Quinn criter.	24.62198

بخش خدمات

Sspace: SS06
 Method: Kalman filter
 Date: 12/05/12 Time: 22:41
 Sample: 1338 1390
 Included observations: 53
 Valid observations: 37

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	3881.284	536.8552	7.229666	0.0000
SV2	14.79756	13.04663	1.134206	0.2567
Log likelihood	-455.5066	Akaike info criterion		24.62198
Parameters	0	Schwarz criterion		24.62198
Diffuse priors	2	Hannan-Quinn criter.		24.62198

بخش ساختمان

Sspace: SS08
 Method: Kalman filter
 Date: 12/05/12 Time: 22:42
 Sample: 1338 1390
 Included observations: 53
 Valid observations: 37

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	403.5645	92.00700	4.386237	0.0000
SV2	0.818702	2.235950	0.366154	0.7143
Log likelihood	-390.2616	Akaike info criterion		21.09522
Parameters	0	Schwarz criterion		21.09522
Diffuse priors	2	Hannan-Quinn criter.		21.09522

بخش نفت و گاز

Sspace: SS10
 Method: Kalman filter
 Date: 12/05/12 Time: 22:43
 Sample: 1338 1390
 Included observations: 53
 Valid observations: 51

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	7633.870	661.1349	11.54661	0.0000
SV2	-322.4222	39.02800	-8.261303	0.0000
SV3	3.811946	0.549835	6.932896	0.0000
Log likelihood	-605.0417	Akaike info criterion		23.72713
Parameters	0	Schwarz criterion		23.72713
Diffuse priors	3	Hannan-Quinn criter.		23.72713

بخش صنعت و معدن

Sspace: SS12
 Method: Kalman filter
 Date: 12/05/12 Time: 22:50
 Sample: 1338 1390
 Included observations: 53
 Valid observations: 52

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	-476.9493	134.2506	-3.552678	0.0004
SV2	45.46993	3.301622	13.77200	0.0000
Log likelihood	-563.7637	Akaike info criterion		21.68322
Parameters	0	Schwarz criterion		21.68322
Diffuse priors	2	Hannan-Quinn criter.		21.68322