

تخمین شکاف محصول با تأکید بر سرمایه انسانی: مورد ایران

مرتضی خورسندی^۱

کریم اسلاملو^۲

سید حسین ذوالنور^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۱/۱۸

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۸/۱

چکیده

شکاف محصول از جمله متغیرهای مهمی است که در مباحث اقتصادی و به ویژه در ادبیات سیاست پولی و مطالعات مربوط به ادوار تجاری بسیار مورد توجه می‌باشد. از آنجا که این متغیر به طور مستقیم قابل مشاهده نیست، تخمین آن همواره مد نظر محققین بوده است. در این مقاله ضمن معرفی انواع روش‌های تخمین شکاف محصول، سعی می‌شود تا با استفاده از بحث سرمایه انسانی و ورود آن به تابع تولید، روش‌های جدیدی پیشنهاد شود که در آن نقش سرمایه انسانی نیز در تولید بالقوه و شکاف محصول لحاظ گردد. این روش‌ها با استفاده از داده‌های ایران طی دوره‌ی ۸۶-۱۳۴۶ تخمین زده شده و سپس با روش‌های متداول دیگر نظیر فیلتر هادریک پرسکات و روش اداره بودجه کنگره آمریکا (CBO) مورد مقایسه قرار گرفته است. به منظور مقایسه این روش‌ها از آزمون‌های غیرآشیاانه‌ای و ریشه‌ی میانگین مربعات خطا (RMSE) استفاده شده تا به وسیله آنها میزان اثرگذاری هر یک از شاخص‌ها بر قدرت پیش‌بینی متغیرهای تورم و بیکاری در ایران آزمون گردد. نتایج آزمون‌ها نشان می‌دهد که روش پیشنهادی بر روش‌های فیلتر هادریک پرسکات و اداره بودجه کنگره آمریکا ترجیح دارد. به نظر می‌رسد که این روش بتواند شاخص مناسبی جهت تخمین شکاف محصول در ایران باشد.

واژگان کلیدی: شکاف محصول، سرمایه انسانی، فیلترها دریک پرسکات، تعمیم روش CBO، ایران.

Keywords: Output Gap, Human Capital, Hodrick-Prescott Filter, CBO Method, Iran
JEL Classification: E01, E23, E24.

^۱ این مقاله برگرفته از بخشی از پایان‌نامه دکتری ایشان در "دانشگاه شیراز" می‌باشد s-mkhorsand@rose.shirazu.ac.ir

^۲ KEslamlo@rose.shirazu.ac.ir

^۳ szonnoor@yahoo.com

^۲ دانشیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز

^۳ دانشیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز

۱- مقدمه

مفهوم عمومی شکاف محصول، از این ایده ناشی می‌شود که اقتصاد از یک روند بلندمدت تبعیت می‌کند. اگر در این اقتصاد هیچ‌گونه دخالت غیر معمول انجام نشده و شوک‌های دائمی و غیر دائمی به آن وارد نشود، یک سطح بالقوه از محصول حاصل خواهد شد. این سطح محصول معمولاً نرخ طبیعی محصول یا سطح محصول بالقوه^۱ نامیده می‌شود که متناسب با محصول در مسیر رشد بلندمدت بوده و در آن اشتغال کامل برقرار است. این سطح محصول ممکن است در طول زمان با یک نرخ رشد که آن را نرخ طبیعی رشد می‌نامیم در حرکت باشد. بر این اساس شکاف محصول^۲ به عنوان تفاوت محصول بالقوه و حقیقی^۳ تعریف می‌شود. اگر این شکاف مثبت باشد، بدان معنی است که بروز عاملی در اقتصاد باعث شده که محصول بیش از حد معمول تولید شود. محصول بیش از حد، باعث سرمایه‌گذاری بیش از حد^۴ و استخدام بیش از حد^۵ شده که خود عاملی برای تورم بالا خواهد بود. از سوی دیگر اگر شکاف محصول منفی باشد، بدان معنی است که کمتر از حد معمول تولید شده است. در این حالت بیکاری بالاتر از حد طبیعی خواهد بود. بنابراین در صورتی که دولت و مسئولین پولی بتوانند بر اقتصاد اثرگذار باشند، یکی از اهدافشان باید حداقل کردن شکاف محصول و در نتیجه کم کردن دامنه چرخه‌های تجاری و ایجاد ثبات اقتصادی باشد. بر این اساس شکاف محصول جایگاه قابل ملاحظه‌ای در ادبیات سیاست پولی دارد (لانگبرایک^۶، ۲۰۰۸، ص ۱).

نکته قابل ملاحظه آن است که محصول حقیقی قابل مشاهده و اندازه‌گیری است، اما محصول بالقوه مستقیماً قابل مشاهده نمی‌باشد. محصول بالقوه در واقع نشان‌دهنده روند زیربنایی و بلند مدت اقتصاد است و از آنجا که این روند کاملاً شناخته شده نیست، نمی‌توان محصول بالقوه را به طور دقیق محاسبه نمود. بنابراین جهت بدست آوردن شکاف محصول باید محصول بالقوه را برآورد نماییم.^۷

1. Potential Output
 2. Output Gap
 3. Actual
 4. Over-investment
 5. Over-hiring
 6. Longbrake
 7. Ibid, P. 2

از جمله بیشترین مورد استفاده از تخمین شکاف محصول در بحث قواعد سیاست پولی و همچنین مدل‌های کلان تعادل عمومی پویا می‌باشد. در این گونه مطالعات شکاف محصول به عنوان یکی از اهداف سیاست‌گذاری مطرح بوده و سیاست‌گذاران در مقابل تغییرات آن عکس‌العمل نشان می‌دهند. قاعده تیلور^۱ (۱۹۹۳) یکی از شناخته شده‌ترین مثال‌ها برای چنین مطالعاتی است. در این قاعده، تابع عکس‌العمل بانک مرکزی در کنار تورم، تابعی از شکاف محصول نیز می‌باشد. دسته‌ی دیگر مطالعات که از تخمین شکاف محصول استفاده می‌کنند، مطالعاتی هستند که در زمینه ادوار تجاری و علل به وجود آمدن آن بحث می‌کنند. تئوری‌های مختلفی در زمینه ادوار تجاری مطرح می‌باشد که آزمون هر کدام از آنها نیازمند وجود شاخصی برای شکاف محصول و نوسانات اقتصادی است. روند رو به رشد استفاده از این مدل‌ها در کنار این واقعیت که شکاف محصول به طور مستقیم قابل مشاهده نیست، انگیزه‌ی زیادی برای محققین جهت تخمین آن ایجاد کرده است. بنابراین در این مطالعه به بررسی انواع روش‌های تخمین شکاف محصول و ارائه یک روش جدید خواهیم پرداخت. همچنین با استفاده از داده‌های سالیانه، طی دوره‌ی ۸۶-۱۳۴۶، شکاف محصول را در ایران با این روش مورد تخمین قرار داده و نتایج آن را با نتایج روش فیلتر هادریک-پرسکات و روش اداره بودجه کنگره آمریکا مورد مقایسه قرار می‌دهیم.

در ایران مطالعات اندکی با موضوع تخمین شکاف محصول و یا برآورد تولید بالقوه انجام شده است که از این نمونه می‌توان به مطالعه‌ی کلانتری و عرب مازار (۱۳۷۴) اشاره نمود. در این مطالعه از تخمین تابع تولید سرانه جهت به دست آوردن تولید بالقوه و شکاف محصول استفاده شده است. بیشتر مطالعات داخلی که به تخمین شکاف محصول پرداخته‌اند، با موضوع ادوار تجاری در ایران صورت گرفته‌اند. از این نمونه می‌توان مطالعات مرادی (۱۳۷۹)، هادیان و هاشم‌پور (۱۳۸۲) و هوشمند، فلاحی و توکلی (۱۳۸۷) را نام برد که همگی از فیلتر هادریک-پرسکات جهت تخمین شکاف محصول استفاده نموده‌اند. ختایی و سیفی‌پور (۱۳۸۴) و موسوی محسنی و سعیدی‌فر (۱۳۸۵) که به ترتیب به تخمین قاعده‌ی تیلور و بررسی تاثیرگذاری سیاست پولی در ایران پرداخته‌اند، نیز از این فیلتر به منظور برآورد شکاف محصول استفاده نموده‌اند. بنابراین می‌توان گفت، در ایران جهت تخمین شکاف محصول اغلب از روش فیلتر هادریک-پرسکات استفاده شده است و به همین دلیل نتایج حاصله از روش معرفی شده در این مقاله را با نتایج این فیلتر مورد مقایسه قرار خواهیم داد.

^۱. Taylor Rule

۲- مبانی نظری

۲-۱- روش‌های مختلف تخمین شکاف محصول

تحقیقاتی که به دنبال بهترین برآزش از شکاف محصول هستند، همزمان با ورود مفهوم شکاف محصول به ادبیات اقتصادی شکل گرفته‌اند. این تحقیقات در جهات مختلفی توسعه یافته و رشد کرده‌اند. گروهی سعی در تخمین شکاف محصول، فقط با استفاده از سری زمانی تولید را داشته‌اند. در این تحقیقات شکاف محصول به صورت تفاضل تولید واقعی از روند زمانی بلندمدت خود تعریف می‌شود. این روند زمانی از طریق بکارگیری روش‌های اقتصادسنجی مورد تخمین قرار گرفته است. ساده‌ترین راه برای تخمین روند زمانی استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و تخمین یک روند خطی زمانی می‌باشد. در این روش محصول بالقوه به صورت تابع مشخصی از زمان فرض می‌شود و شکاف محصول، از تفاضل محصول واقعی از روند خطی حاصل می‌شود. بر این اساس روند محصول که نشان‌دهنده‌ی محصول بالقوه است به صورت زیر به دست می‌آید.

$$Y_t^* = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 T$$

که در آن $\hat{\alpha}_0$ و $\hat{\alpha}_1$ ضرائب برآورد شده از تخمین محصول واقعی (Y)، بر روی متغیر زمان (T) می‌باشند. این روش در اوایل دهه‌ی ۱۹۶۰ بسیار مورد توجه بود، چراکه محاسبه شکاف محصول از این روش بسیار ساده است. سادگی این روش باعث شده تا همچنان به عنوان یک روش مطلوب مورد استفاده محققان باشد. از این دسته مطالعات می‌توان به بال، منکیو و رومر^۱ (۱۹۸۸)، تیلور^۲ (۱۹۹۳)، روتنبرگ و وودفورد^۳ (۱۹۹۹) و عثمان^۴ (۲۰۰۸) اشاره نمود. در ۱۹۸۲ نلسون و پلاسر^۵ استفاده از این روش را مورد سوال قرار دادند. آنها پس از آزمون کردن بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی از جمله تولید ناخالص داخلی، دریافتند که اکثریت آنها دارای ریشه واحد می‌باشند. اگر تولید ناخالص داخلی از یک پروسه ریشه واحد برخوردار باشد، بدان معنی است که فاقد روند زمانی پایدار بوده و بنابراین تعریف شکاف محصول به صورت فاصله از روند زمانی نمی‌تواند

1. Ball, Mankiw and Romer

2. Taylor

3. Rotemberg and Woodford

4. Osman

5. Nelson and Plosser

دارای اعتبار لازم باشد. در ۱۹۶۹ بلاک و روسل^۱ استدلال می‌کنند که روند تولید ناخالص داخلی به دلایل مختلف نظیر تغییر در بهره‌وری، می‌تواند در طول زمان دچار تغییر شود. پرون^۲ (۱۹۸۹) این ایده را مورد توجه قرار داده و بحث شکست ساختاری در روند تولید را مطرح می‌کند. او روند تولید ناخالص داخلی آمریکا را با فرض وقوع شکست ساختاری در زمان شوک نفتی بزرگ (۱۹۷۳) مورد تخمین قرار داده و نشان می‌دهد که در این شرایط فرضیه وجود ریشه واحد برای سری زمانی تولید رد می‌شود. پرون بدین صورت اجازه می‌دهد که دو خط روند متمایز و پایدار برای تولید ناخالص داخلی آمریکا وجود داشته باشد و مسئله ریشه واحد منتفی شود. بنابراین می‌توان تولید بالقوه را به صورت یک روند زمانی دو تکه در نظر گرفت و شکاف محصول را به صورت تفاضل تولید واقعی و بالقوه به دست آورد. این روش فقط به در نظر گرفتن دو خط روند محدود نمی‌شود و می‌توان شکست‌های متعددی در سری‌های زمانی در نظر گرفت. بنابراین می‌توان این روش را روش "خط روند چند تکه" نامید.

روش دیگری که برای تخمین روند زمانی وجود دارد و همچنان استفاده از آن معمول است، روندزدایی سری‌های زمانی از طریق فیلتر هادریک-پرسکات^۳ (HP) می‌باشد. مطالعاتی همچون اسلوین^۴ (۲۰۰۱)، روس و عید^۵ (۲۰۰۱) و بیلمیر^۶ (۲۰۰۴) از این روش استفاده نموده‌اند. فیلتر HP، در واقع یک پروسه‌ی هموارسازی ساده می‌باشد که سری زمانی را به دو جزء روند بلندمدت و نوسانات سیکلی تجزیه می‌کند. فرض اصلی در این روش آن است که جزء روند در طول زمان به طور ملایمی دچار تغییرات می‌شود. بنابراین از یک پارامتر هموارکننده^۷ λ استفاده کرده که این پارامتر تغییرات جزء روند را در طول زمان تحت کنترل دارد. بر این اساس سری زمانی محصول Y_t ، می‌تواند به صورت حاصل جمع یک جزء روند یا محصول بالقوه Y_t^* و یک جزء سیکلی یا شکاف محصول $YGAP_t$ باشد.

$$Y_t = Y_t^* + YGAP_t \quad t=1,2,\dots$$

جهت استخراج جزء روند از حل مسئله حداقل‌سازی زیر استفاده می‌شود.

-
1. Black and Russel
 2. Perron
 3. Hodrick- Prescott Filter
 4. Slevin
 5. Ross and Ubide
 6. Billmeier
 7. Smoothing Parameter

$$MinL = \left\{ \sum_{t=1}^T YGAP_t^2 + \lambda \sum_{t=2}^T (\Delta Y_t^* - \Delta Y_{t-1}^*)^2 \right\}$$

پارامتر λ یک عدد مثبت است که تغییرات جزء روند را جریمه می‌کند. اگر مقدار λ برابر صفر باشد، روند زمانی استخراجی توسط فیلتر، با خود سری زمانی برابر است. برعکس اگر λ برابر بینهایت باشد فیلتر HP همان روند خطی OLS را ارائه می‌دهد. محقق با انتخاب λ می‌تواند هر نوع سیکلی را با هر طول موجی از روند زمانی جدا نماید. هادریک و پرسکات مقدار λ را برای سری‌های سالیانه برابر ۱۰۰ و برای سری‌های فصلی برابر ۱۶۰۰ پیشنهاد می‌دهند.

تاکنون سه روش تخمین تک متغیره برای شکاف محصول معرفی شد که شامل تخمین یک خط روند، تخمین روند خطی چند تکه (شکست ساختاری) و فیلتر HP می‌باشد. به غیر از این روش‌ها، دو روش عمومی دیگر برای تخمین شکاف محصول وجود دارد. اولین روش، روش تخمین غیر مستقیم است که سرشناس‌ترین فرد در این زمینه آرتور اوکان^۱ (۱۹۶۲) می‌باشد. اوکان بین نرخ طبیعی بیکاری و نرخ طبیعی محصول ارتباطی را به دست آورده که با عنوان قانون اوکان در ادبیات اقتصادی معروف شده است. بر این اساس به طور غیر مستقیم و از طریق مشاهده‌ی شکاف بیکاری می‌توان شکاف محصول را به دست آورد. شکاف بیکاری معمولاً به صورت تفاضل نرخ بیکاری از نرخ طبیعی آن تعریف می‌شود. از آنجا که نرخ بیکاری به راحتی قابل محاسبه بوده و اغلب از یک پروسه ساکن تبعیت می‌کند، می‌تواند جایگزین مناسبی برای شکاف محصول به حساب آید. این امر از دیدگاه تئوریک نیز قابل دفاع می‌باشد، چراکه نیروی کار یکی از مهمترین عوامل تولید است. زمانی که محصول زیاد می‌شود، ما انتظار داریم بیکاری کاهش یابد و برعکس زمانی که محصول کاهش می‌یابد، بیکاری افزایش داشته باشد. بنابراین انتظار این است که این دو شکاف از همبستگی منفی و زیادی برخوردار باشند.

کاتنر^۲ (۱۹۹۴) نیز از یک روش غیر مستقیم برای تخمین شکاف محصول استفاده می‌کند. کاتنر بین محصول واقعی، نرخ تورم و محصول بالقوه ارتباطی را به دست می‌آورد. از این طریق او می‌تواند محصول بالقوه را بدون نیاز به تخمین و با استفاده از داده‌های موجود در مورد محصول واقعی و نرخ تورم به دست آورد. تحقیق اپل و جانسون^۳ (۱۹۹۹) نیز مثالی دیگر از تخمین غیر

1. Arthur Okun

2. Kuttner

3. Apel and Jansson

مستقیم شکاف محصول می‌باشد که در آن از تلفیق قانون اوکان و منحنی فیلیپس جهت برآورد استفاده شده است.

دسته سوم از روش‌های تخمین شکاف محصول، گروهی هستند که از تابع تولید استفاده کرده و شکاف محصول را بر اساس چندین متغیر برآورد می‌نمایند. ترو و تیلور^۱ (۱۹۶۶) و کوه^۲ (۱۹۶۶) اولین کسانی هستند که این روش را پایه‌گذاری کرده‌اند. همچنین گوندر و مورلینگ^۳ (۲۰۰۰)، فیلهو و داسیلوا^۴ (۲۰۰۲) و ادنان، بوخاری و خان^۵ (۲۰۰۸) نیز از جمله مطالعاتی هستند که از این روش استفاده نموده‌اند. در این تحقیقات علی‌رغم اینکه فرم توابع تولید در مطالعات مختلف، متفاوت می‌باشد، اما ایده اصلی، آن است که تولید تابعی از نیروی کار و سرمایه بوده و با تخمین سطوح بالقوه این عوامل، سطح محصول بالقوه حاصل می‌شود. در سال‌های اخیر اداره بودجه کنگره آمریکا (CBO)^۶ روشی را جهت تخمین شکاف محصول با استفاده از تابع تولید ارائه کرده که بسیار مورد توجه محققین قرار گرفته است. CBO از تابع تولید کاب داگلاس و مدل رشد سولو استفاده کرده است. در این روش تولید تابعی از نیروی کار، سرمایه و پارامتری که نشان‌دهنده بهره‌وری کل عوامل (TFP) است، به صورت زیر می‌باشد.

$$Y_t = A_t L_t^\alpha K_t^\beta \quad (1)$$

که در آن Y تولید، L نیروی کار، K سرمایه و A بهره‌وری کل عوامل هستند. پارامترهای α و β کشش‌های تولید نسبت به نیروی کار و سرمایه می‌باشند. با گرفتن لگاریتم از تابع کاب داگلاس یک فرم خطی به صورت زیر حاصل می‌شود.

$$\ln Y_t = \ln A_t + \alpha \ln L_t + \beta \ln K_t \quad (2)$$

محصول بالقوه به صورت سطحی از محصول تعریف می‌شود که در آن تمامی عوامل ذکر شده در سطح بالقوه قرار دارند.

1. Thurow and Taylor

2. Kuh

3. Gounder and Morling

4. Filho and Da Silva

5. Adnan, Bukhari and Khan

6. Congressional Budget Office

$$\ln Y_t^* = \ln A_t^* + \alpha \ln L_t^* + \beta \ln K_t^* \quad (3)$$

در مدل CBO جهت به دست آوردن نیروی کار بالقوه از مفهوم نرخ طبیعی بیکاری استفاده شده که توسط دفتر آمار نیروی کار آمریکا (BLS)¹ منتشر شده و از یک روند خطی با چندین نقطه شکست برخوردار است. CBO از نقاط اوج ادوار تجاری به عنوان نقطه شکست روند خطی استفاده نموده است.

در مورد سرمایه بالقوه، فرض CBO آن است که سرمایه همیشه در سطح بالقوه خود قرار دارد و به عبارت دیگر شکاف سرمایه صفر است. پارامتر TFP به صورت جزء اختلال در تخمین تابع تولید یا همان پسماند سولو² در نظر گرفته می شود. سطح بالقوه TFP از طریق در نظر گرفتن یک روند خطی، همراه با چندین نقطه شکست حاصل شده است. نقاط شکست در نظر گرفته شده در روند خطی معادل نقاط قله ای ادوار تجاری هستند.

در بعضی مطالعات جدیدتر نظیر لانگبرایک (۲۰۰۸) و میچالیدس و میلیوس³ (۲۰۰۹) جهت به دست آوردن سرمایه بالقوه و شکاف سرمایه از مفهوم "ظرفیت بکار گرفته شده"⁴ استفاده شده است. این شاخص که عمدتاً در بخش صنعت مورد استفاده قرار می گیرد، به این نکته توجه دارد که واحدهای تولیدی از کل ظرفیت تولید خود استفاده نمی کنند و گاهی بخشی از ظرفیت تولیدی سرمایه های آنها بیکار و بلا استفاده است. شاخص ظرفیت بکار گرفته شده نشان می دهد که واحدهای تولیدی به طور متوسط از چند درصد ظرفیت تولید خود استفاده می کنند. بر این اساس این شاخص می تواند معیار مناسبی برای بیکاری سرمایه و شکاف سرمایه باشد. این شاخص تنها در بعضی از کشورهای توسعه یافته مورد محاسبه قرار گرفته و به طور منظم منتشر می شود. اما در مورد اغلب کشورهای در حال توسعه و از جمله ایران آمار منظم و رسمی در این زمینه وجود ندارد.

بر اساس مباحث ارائه شده در روش تابع تولید، شکاف محصول به فرم کلی زیر استخراج می شود.

$$y - y^* = (a - a^*) + \alpha(l - l^*) + \beta(k - k^*) \quad (4)$$

¹. Bureau of Labor Statistics

². Solow Residual

³. Michaelides and Milios

⁴. Capacity Utilization

که در آن y لگاریتم تولید، l لگاریتم نیروی کار، k لگاریتم سرمایه، a لگاریتم بهره‌وری کل عوامل و مقادیر ستاره‌دار نشان‌دهنده‌ی سطوح بالقوه متغیرها می‌باشند. پارامترهای α و β از تخمین ضرایب تابع تولید به دست آمده و بهره‌وری کل عوامل، (a) ، نیز در واقع همان جزء اختلال تخمین یا پسماند سولو می‌باشد. جهت محاسبه‌ی سطح بالقوه بهره‌وری کل می‌توان از فیلتر HP استفاده نمود.

به طور کلی بر اساس مباحث مطرح شده، می‌توان نتیجه گرفت که کامل‌ترین و دقیق‌ترین روش برای تخمین شکاف محصول استفاده از روش تابع تولید است. در این روش چند متغیره، از شکاف عوامل تولید و ضرائب تابع تولید جهت محاسبه شکاف محصول استفاده می‌شود. اما به نظر می‌رسد که در این روش یکی از عوامل مهم تولید که سرمایه انسانی می‌باشد، نادیده گرفته شده است. بنابراین در این مقاله سعی داریم این عامل را وارد کرده و پیشرفتی در روش تابع تولید داشته باشیم.

۲-۲- سرمایه انسانی و تابع تولید

یکی از موضوعات بسیار مهم در ادبیات اخیر تابع تولید، بحث سرمایه انسانی است. سرمایه انسانی یا به عبارتی دانش نهادینه شده در انسان، باعث افزایش تولید و رشد اقتصادی کشورها می‌گردد. سرمایه انسانی اگرچه از زمان اقتصاددانان کلاسیک مورد بحث بوده اما آنچه در دهه‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته است، مدل‌سازی و ارائه توابع تولید و الگوهای رشدی است که در آن سرمایه انسانی به طور مشخص لحاظ شده باشد. به عبارت دیگر در کنار نیروی کار و سرمایه فیزیکی که به عنوان عوامل تولید در توابع تولید مطرح بوده‌اند، متغیر سرمایه انسانی که می‌تواند نشان‌دهنده‌ی دانش و آموزش نیروی کار باشد نیز در نظر گرفته می‌شود.

اگر تمامی عوامل فیزیکی مورد نیاز تولید نظیر سرمایه، مواد اولیه در جایی وجود داشته باشد، تنها عاملی که می‌تواند آنها را تغییر شکل بدهد و به کالا تبدیل کند، نیروی انسانی است. در این میان نیروی کار دانش‌آموخته (سرمایه انسانی) می‌تواند به بهبود کیفیت کالا کمک کرده و برنامه‌ریزی‌ها و نوآوری‌های لازم را جهت گسترش تولید انجام دهد. بنابراین بیکاری این عامل مهم می‌تواند اثر منفی قابل ملاحظه بر تولید بالقوه داشته باشد. امروزه نقش و اهمیت نیروی انسانی در فرایند تولید جوامع بشری به مثابه مهم‌ترین عامل تولید جلوه گر شده است، چراکه در نیم قرن

گذشته، بخش قابل توجهی از پیشرفت کشورهای توسعه یافته مرهون تحول در نیروی انسانی کارآزموده و متخصص آنها بوده است.

شاخص‌های متعددی برای نشان دادن سرمایه انسانی به کار گرفته شده که از جمله آنها می‌توان به نرخ ثبت نام در مقاطع مختلف تحصیلی و آموزش عالی، متوسط سواد نیروی کار، نیروی کار با تحصیلات عالی و میزان مخارج آموزشی دولت اشاره نمود. این شاخص‌ها در مطالعات مختلفی همچون منکیو، رومر و ویل^۱ (۱۹۹۲)، اسلام^۲ (۱۹۹۵)، رایمو^۳ (۱۹۹۵)، بارو^۴ (۲۰۰۰) و (۲۰۰۲) به عنوان شاخص سرمایه انسانی به کار گرفته شده‌اند. یکی از شاخص‌های مهم در بحث سرمایه انسانی، آموزش عالی و میزان نیروی کار با تحصیلات دانشگاهی است. افراد تحصیل کرده در سطح آموزش عالی، مخارج سنگینی را بر دوش ملت و دولت خود می‌گذارند و بنابراین بازدهی بالایی هم از آنها انتظار می‌رود. به عبارت دیگر، فرض می‌شود که هر دانش‌آموخته دانشگاه پس از گذراندن چند سال دوره آموزش عالی و ورود به بازار کار، بتواند تأثیری بیش از نیروی کار عادی (فاقد تحصیلات عالی) داشته باشد، یعنی دارای ارزش افزوده بیشتری خواهد بود. بنابراین در توابع تولید باید بین نیروی کار تحصیل کرده در سطح عالی و دیگر نیروها تفکیک قائل شویم. یکی دیگر از شاخص‌های سرمایه انسانی که در ادبیات جدید سرمایه انسانی بیشتر مورد توجه قرار گرفته و به عنوان دقیق‌ترین شاخص سرمایه انسانی به حساب می‌آید، متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار است. لوکاس (۱۹۸۸) تابع تولید را با لحاظ موجودی سرمایه به صورت زیر مطرح می‌کند.

$$Y_t = A_t (K_t)^\beta (H_t L_t)^\alpha$$

که در آن L تعداد شاغلین و H متوسط سواد آنها است. بر این اساس تولید به صورت یک تابع کاب - داگلاس از سرمایه فیزیکی و ضرب تعداد نیروی کار در متوسط سال‌های تحصیل آنها می‌باشد، که می‌توان آن را نیروی کار موثر و یا کل سال - سواد نیروی کار نامید. متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار از فرمول زیر حاصل می‌شود.

$$H = \sum_j E_j S_j$$

^۱. Mankiw, Romer and Weil

^۲. Islam

^۳. Raymo

^۴. Barro

که در آن E_j تعداد سال‌های آموزش و S_j کسری از جمعیت شاغل که سطح سواد آن E_j است، می‌باشد.

۲-۳- ورود سرمایه انسانی در تخمین شکاف محصول

همان‌طور که در قسمت‌های قبلی اشاره شد یکی از روش‌های تعیین شکاف محصول که امروزه بیشتر مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته روش تابع تولید است. در این روش از شکاف عوامل تولید و سهم آنها در تابع تولید جهت محاسبه شکاف محصول استفاده می‌شود. در بسیاری از مطالعات انجام شده نظیر سونسون^۱ (۱۹۹۷)، هالتمایر^۲ (۲۰۰۱) و مک کالچ^۳ (۲۰۰۷) از شکاف نیروی کار به عنوان جایگزین شکاف محصول استفاده شده و در بعضی مطالعات جدیدتر همچون لانگبرایک (۲۰۰۸)، شکاف سرمایه و بهره‌وری نیز به آن اضافه شده است. اما به نظر می‌رسد که در این میان بحث سرمایه انسانی در ادبیات تخمین شکاف محصول، مورد غفلت واقع شده باشد. همان‌طور که گفته شد امروزه سرمایه انسانی به عنوان یکی از عوامل مهم تولید مطرح شده و توسعه دانش محور یک استراتژی اثربخش برای کشورهای در حال توسعه به حساب می‌آید. اهمیت سرمایه انسانی و نقش آن در رشد تولید، تا حدی شناخته شده است که کمتر مطالعه‌ای در سال‌های اخیر در زمینه‌ی رشد اقتصادی انجام شده که سرمایه انسانی را به عنوان عامل تولید لحاظ نکرده باشد. با وجودی که سرمایه انسانی سال‌هاست جای خود را در تخمین توابع تولید و رشد اقتصادی باز کرده اما تاکنون در تخمین شکاف محصول این متغیر با اهمیت، لحاظ نشده است. بنابراین به نظر می‌رسد که در بحث تخمین شکاف محصول از روش تابع تولید، کمبودی وجود دارد که باید برطرف شود. در شرایطی که سرمایه انسانی و نیروی انسانی کارآزموده اثر قابل ملاحظه‌ای در ایجاد رشد و توسعه اقتصادی دارد، وجود بیکاری برای این عامل ضربه‌ی شدیدی به تولید کشور وارد کرده و شکاف محصول را افزایش می‌دهد. بنابراین لازم است تا در تخمین شکاف محصول، سرمایه انسانی نیز لحاظ شود. بر این اساس در این تحقیق بحث سرمایه انسانی را وارد روش تابع تولید در تخمین شکاف محصول نموده و شاخص جدیدی از شکاف محصول ارائه می‌نماییم. بدین منظور نیاز است که شاخصی برای سرمایه انسانی و همچنین سطح بالقوه آن داشته باشیم.

1. Svensson

2. Haltmaier

3. McCulloch

در بحث شکاف سرمایه فیزیکی همان‌طور که اشاره گردید بعضی مطالعات از شاخص ظرفیت به‌کارگیری شده استفاده کرده‌اند که در آن شکاف سرمایه از طریق میزان ظرفیت خالی و بیکار سرمایه‌های موجود سنجیده می‌شود. در بحث نیروی کار نیز شکاف نیروی کار در واقع نشان دهنده‌ی تفاوت میان نیروی کار بالقوه^۱ و نیروی کار حقیقی^۲ می‌باشد. بنابراین شکاف سرمایه انسانی مبین آن بخش از سرمایه انسانی است که به‌طور بالقوه موجود اما بیکار می‌باشد. بر این اساس و با توجه به شاخص‌های مختلفی که برای سرمایه انسانی وجود دارد، برای برآورد شکاف محصول سه روش پیشنهاد می‌گردد.

در روش اول پیشنهاد می‌شود که از نیروی کار دارای آموزش عالی به‌عنوان شاخص سرمایه انسانی استفاده کرده و از نرخ طبیعی بیکاری در بین فارغ‌التحصیلان دانشگاهی جهت محاسبه سطح بالقوه سرمایه انسانی استفاده شود. بر این اساس شکاف محصول به‌صورت زیر محاسبه خواهد شد.

$$y - y^* = (a - a^*) + \alpha(l_1 - l_1^*) + \beta(k - k^*) + \gamma(l_2 - l_2^*) \quad (5)$$

که در آن y لگاریتم تولید، l_1 لگاریتم نیروی کار بدون تحصیلات دانشگاهی، k لگاریتم سرمایه، a لگاریتم بهره‌وری کل عوامل و l_2 لگاریتم نیروی کار دارای تحصیلات دانشگاهی می‌باشد. پارامترهای α ، β و γ از تخمین ضرائب تابع تولید متناظر با مدل فوق به دست می‌آید. سطح بالقوه‌ی سرمایه، (k^*) ، همانند روش CBO برابر سطح موجود سرمایه در نظر گرفته شده و سطح بالقوه‌ی بهره‌وری کل، (a^*) ، به روش فیلتر HP به دست می‌آید. مقادیر بالقوه‌ی نیروی کار دانشگاهی و غیر دانشگاهی با استفاده از مفهوم نرخ بیکاری طبیعی به‌صورت زیر حاصل می‌شوند.

$$l_1^* = (1 - u_N) \cdot f_1$$

$$l_2^* = (1 - u_{AN}) \cdot f_2$$

که در آن u_N نرخ طبیعی بیکاری، u_{AN} نرخ طبیعی بیکاری در بین فارغ‌التحصیلان دانشگاهی، f_1 جمعیت فعال بدون تحصیلات عالی و f_2 جمعیت فعال با تحصیلات عالی می‌باشند. در ادبیات موجود برای محاسبه نرخ طبیعی بیکاری عمدتاً از مفهوم NAIRU یا نرخ بیکاری همراه

¹. Potential

². Actual

با تورم غیر شتابان^۱ استفاده شده است. اما این نرخ برای کل بیکاری تعریف شده و گروه‌های مختلف تحصیلی در آن جدا نشده‌اند. تنها تحقیقاتی که در این زمینه انجام گرفته تحقیقاتی است که اثر آموزش را بر نرخ طبیعی بیکاری مورد بررسی قرار می‌دهد، که یکی از اخیرترین آنها مطالعه‌ی فرانچسکونی^۲ و همکاران (۲۰۰۰) می‌باشد. نویسندگان در این تحقیق با استفاده از مدلی که بر اساس مبانی خرد پایه‌گذاری شده است، نشان می‌دهند که هر چه سطح تحصیلات افزایش یابد، نرخ طبیعی بیکاری کاهش خواهد یافت. به عبارت دیگر بر اساس نتایج حاصل از مدل‌سازی این محققین نرخ طبیعی بیکاری در بین فارغ‌التحصیلان دانشگاهی از نرخ طبیعی بیکاری کل کمتر خواهد بود. بنابراین جهت محاسبه نرخ طبیعی بیکاری در بین فارغ‌التحصیلان دانشگاهی باید ضربی از نرخ NAIRU را در نظر بگیریم که این ضریب از یک کمتر باشد. اما سوال اینجاست که ضریب مورد نظر را چگونه بدست آوریم. این ضریب می‌تواند بر اساس روش‌های ساده محاسبه نرخ طبیعی بیکاری به دست آید.

در بعضی مطالعات همانند لانگبرایک (۲۰۰۸)، نرخ طبیعی بیکاری عدد ثابتی فرض می‌شود که نرخ بیکاری حول آن نوسان می‌کند. به عبارت دیگر اگر از سری زمانی نرخ بیکاری، یک روند ثابت (بدون شیب) استخراج نماییم، نرخ طبیعی بیکاری حاصل می‌شود. حال اگر نرخ طبیعی بیکاری کل و نرخ طبیعی بیکاری در بین فارغ‌التحصیلان دانشگاهی را با این روش ساده استخراج کرده و نسبت این دو نرخ را محاسبه نماییم، ضریب مورد نظر حاصل شده است. بر اساس این روش ساده و با استفاده از داده‌های این تحقیق، نرخ طبیعی بیکاری کل و نرخ طبیعی بیکاری فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در ایران به ترتیب برابر ۱۰.۴۲ و ۶.۴۴ تخمین زده می‌شود. از تقسیم این دو نرخ، ضریب مورد نظر برابر ۰.۶۱۸ حاصل می‌شود. حال اگر با استفاده از مفهوم NAIRU نرخ طبیعی بیکاری کل مثلاً برابر ۷ درصد باشد، نرخ طبیعی بیکاری در بین فارغ‌التحصیلان دانشگاهی تقریباً برابر ۴.۳۴ درصد خواهد بود.

در روش دوم پیشنهاد می‌شود که بر اساس مدل لوکاس (۱۹۸۸) از متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار به عنوان شاخص سرمایه انسانی استفاده شود. این شاخص نسبت به شاخص قبلی بسیار متداول‌تر می‌باشد. بر این اساس تابع تولید به فرم لگاریتمی به صورت زیر خواهد بود.

$$\ln Y_t = \ln A_t + \beta \ln K_t + \alpha \ln(H_t L_t)$$

^۱ Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment

^۲ Francesconi

(۶)

$$= \ln A_t + \beta \ln K_t + \alpha \ln H_t + \alpha \ln L_t$$

با در نظر گرفتن مقادیر بالقوه عوامل تولید در معادله فوق و کسر آنها از مقادیر واقعی، شکاف محصول به صورت زیر خواهد بود.

$$y - y^* = (a - a^*) + \beta(k - k^*) + \alpha(l - l^*) + \alpha(h - h^*) \quad (۷)$$

که در آن y ، l ، k و a همان تعاریف قبلی را داشته و h لگاریتم متوسط سال‌های تحصیل شاغلین می‌باشد. l^* لگاریتم نیروی کار بالقوه است که برای محاسبه آن از مفهوم نرخ طبیعی بیکاری استفاده می‌شود. h^* نیز لگاریتم متوسط سال‌های تحصیل کل جمعیت فعال اعم از شاغل و بیکار می‌باشد.

در روش سوم نیز از شاخص متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار استفاده می‌شود، اما این بار از این شاخص به عنوان عامل اثرگذار بر کشش تولید نسبت به نیروی کار بهره می‌گیریم. تابع تولید در روش CBO به فرم لگاریتمی به صورت معادله (۲) می‌باشد. در این معادله α به عنوان کشش تولید نسبت به نیروی کار معرفی می‌شود و این کشش در طول زمان ثابت فرض شده است. از آنجا که سطح تحصیلات نیروی کار در طول زمان در حال افزایش است، این فرض نمی‌تواند برای یک دوره‌ی طولانی درست باشد. بر اساس مباحثی که در قسمت‌های قبلی مطرح شد، انتظار این است که با افزایش دانش نیروی کار، ارزش تولید وی نیز افزایش یافته و بنابراین کشش تولید نسبت به نیروی کار افزایش یابد. از این رو فرض می‌کنیم که کشش تولید نسبت به نیروی کار به صورت یک تابع مستقیم از سطح تحصیلات آنها باشد. در صورتی که این تابع را به فرم ساده لگاریتمی در نظر بگیریم خواهیم داشت.

$$\alpha_t = \lambda \ln H_t \quad (۸)$$

بنابراین تابع تولید لگاریتمی به صورت زیر خواهد بود. این نوع تابع تولید در واقع حالت خاصی از تابع تولید با توان تعمیم یافته (GPPF)^۱ است.^۲

^۱. Generalized Power Production Function

^۲. جهت اطلاع بیشتر در مورد این تابع به مقاله (Janvry, 1972) مراجعه شود.

$$\ln Y_t = \ln A_t + \lambda \ln H_t \ln L_t + \beta \ln K_t \quad (9)$$

در این حالت شکاف محصول را می‌توان به صورت زیر محاسبه نمود.

$$y - y^* = (a - a^*) + \lambda h(l - l^*) + \beta(k - k^*) \quad (10)$$

در واقع در این روش کشش نیروی کار نسبت به تولید همزمان با افزایش سطح تحصیلات افزایش می‌یابد. بنابراین یک درصد بیکاری در سال‌های اخیر که سطح تحصیلات نیروی کار افزایش یافته، شکاف بیشتری را در تولید نشان می‌دهد. این بدان معنی است که وجود بیکاری در نیروی کار با دانش بالاتر اثر منفی بیشتری بر تولید کشور خواهد گذاشت.

۳- تحلیل تجربی

۳-۱- برآورد الگوهای پیشنهادی شکاف محصول در ایران

همان‌طور که در قسمت‌های قبلی اشاره شد روش‌های مختلفی جهت تخمین شکاف محصول وجود دارد که یکی از مهم‌ترین این روش‌ها روش تابع تولید است. روش تابع تولید نیز انواعی دارد که در بین آنها روش اداره بودجه کنگره آمریکا (CBO) از معروف‌ترین آنهاست. چنان‌که گفته شد در این مقاله جهت تخمین شکاف محصول از روشی استفاده می‌شود که می‌توان آن را روش CBO تعمیم یافته نامید. در این روش علاوه بر نیروی کار و سرمایه فیزیکی از سرمایه انسانی نیز جهت تخمین شکاف محصول استفاده می‌شود. بر این اساس شکاف محصول می‌تواند به صورت سه معادله‌ی (۵)، (۷) و (۱۰) محاسبه شود. به منظور استفاده از این معادلات ابتدا باید جهت پیدا کردن پارامترهای متناظر با هر یک از عوامل تولید، توابع تولید متناظر با هر معادله را برآورد نمود. این توابع تولید به فرم کاب-داگلاس به صورت زیر در نظر گرفته می‌شوند^۱:

$$\ln Y_t = \theta + \alpha \ln L_{1t} + \beta \ln K_t + \gamma \ln L_{2t} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\ln Y_t = \theta + \alpha \ln H_t L_t + \beta \ln K_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

^۱ در تحقیقات اخیر برای تخمین شکاف محصول به روش تابع تولید، با توجه به فرض جانشینی عوامل تولید از فرم تابعی کاب-داگلاس استفاده شده است. از این جمله می‌توان به روش اداره بودجه کنگره آمریکا (CBO) و مطالعه لانگبرایک (۲۰۰۸) اشاره کرد.

$$\ln Y_t = \theta + \lambda \ln H_t \ln L_t + \beta \ln K_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

که در آن Y تولید واقعی، L_1 تعداد شاغلین بدون تحصیلات دانشگاهی، K سرمایه فیزیکی، L_2 تعداد شاغلین دارای تحصیلات دانشگاهی، L کل تعداد شاغلین و H متوسط سنوات تحصیل شاغلین می‌باشد. داده‌های مورد استفاده در این مقاله داده‌های سالیانه ایران طی دوره ۸۶-۱۳۴۶ می‌باشد. آمارهای تولید و حجم سرمایه از آمارنامه‌های بانک مرکزی و بانک سری‌های زمانی اقتصادی ایران واقع در سایت بانک مرکزی استخراج شده است. آمارهای مربوط به نیروی کار و سطح تحصیلات آنها در ایران تنها در سرشماری‌های عمومی نفوس و مسکن وجود دارد که هر ده سال یک بار جمع‌آوری شده‌اند. از این رو آمار اشتغال کل برگرفته از داده‌های تخمینی توسط امینی و همکاران (۱۳۸۶) می‌باشد. در مورد سایر داده‌های نیروی کار نظیر شاغلین دارای تحصیلات عالی از همان آمارهای سال‌های سرشماری استفاده شده و داده‌های مابین این سال‌ها، با فرض وجود نرخ رشد ثابت در هر دوره ده‌ساله محاسبه گردیده است. جهت محاسبه متوسط سال‌های تحصیل از آمار جمعیت شاغل و بیکار به تفکیک مقاطع مختلف تحصیلی به روشی که در مطالعه نیلی و نفیسی (۱۳۸۴) آمده، استفاده شده است.

قبل از تخمین توابع تولید باید از درجه ایستایی متغیرهای مورد استفاده در تخمین‌ها اطلاع یابیم. بدین منظور از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته و پرون تعمیم یافته استفاده می‌شود. همانطور که می‌دانیم آزمون دیکی فولر می‌تواند در حالت‌های مختلف با در نظر گرفتن روند و عرض از مبدأ انجام شود. لذا یک سوال اساسی آن است که آیا در انجام این آزمون باید روند و یا عرض از مبدأ در نظر گرفته شود یا خیر. در این راستا یک روش چند مرحله‌ای پیشنهاد شده است که شرح کامل آن در کتاب اندرز^۱ (۲۰۰۴) موجود می‌باشد. در این روش ابتدا آزمون دیکی فولر در کلی‌ترین شکل ممکن یعنی با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند انجام می‌گیرد. در صورت رد فرضیه صفر آزمون خاتمه یافته و متغیر ایستا می‌باشد، اما در غیر این صورت مراحل بعدی آغاز می‌شود. در این مراحل ابتدا حذف متغیرهای اضافی همچون روند و یا عرض از مبدأ آزمون شده و سپس آزمون دیکی فولر با تصریح مناسب مورد انجام قرار می‌گیرد.

در جدول شماره ۱ نتایج نهایی این آزمون چند مرحله‌ای برای سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها آمده است. لازم به ذکر است که مراحل فوق برای کلیه متغیرها صورت گرفته اما به دلیل

^۱. Enders

صرفه جویی، از آوردن کلیه مراحل خودداری شده است. در واقع در این جدول برای هر متغیر نتایج آخرین مرحله از آزمون که دارای بهترین تصریح تابعی بوده، نشان داده می شود.

جدول شماره ۱: نتایج آزمون چند مرحله‌ای دیکی فولر تعمیم یافته

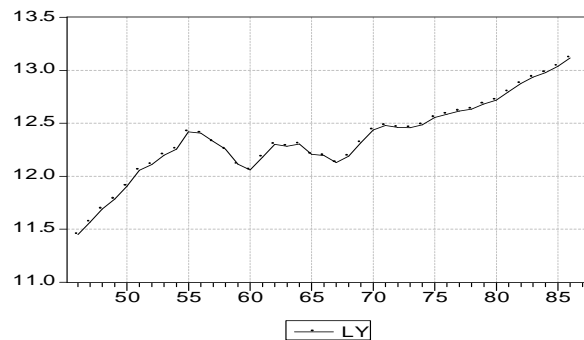
متغیر	سطح متغیر		تفاضل مرتبه اول متغیر	
	آماره آزمون	مقدار بحرانی	آماره آزمون	مقدار بحرانی
LnY	-۱.۶۹	-۱.۹۵	-۳.۴۱	-۲.۹۳
LnL ₁	-۲.۶۷	-۲.۹۳	-۵.۲۲	-۳.۵۰
LnL ₂	-۱.۸۲	-۲.۹۳	-۲.۰۱	-۱.۹۵
LnK	-۱.۰۶	-۱.۹۵	-۱.۶۹	-۱.۹۵
LnHL	-۱.۶۹	-۲.۹۳	-۳.۶۱	-۳.۵۰
LnH.LnL	-۰.۵۷	-۱.۹۵	-۲.۰۲	-۱.۹۵

منبع: محاسبات تحقیق

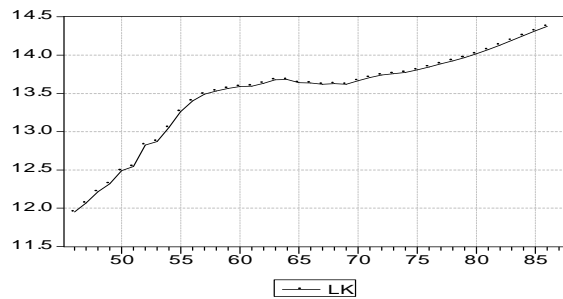
همان‌طور که ملاحظه می شود، با مقایسه آماره‌های آزمون و مقدار بحرانی، فرضیه وجود ریشه واحد برای سطح متغیرها رد نمی شود. بنابراین بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته هیچ کدام از متغیرها در سطح ایستا نمی باشند. اما در مورد تفاضل مرتبه اول متغیرها به غیر از سرمایه فیزیکی (LnK)، فرضیه وجود ریشه واحد برای کلیه متغیرها با اطمینان ۹۵ درصد رد می شود.

نمودارهای (۱) و (۲) دو متغیر لگاریتم تولید و سرمایه را نشان می دهد. با توجه به این نمودارها به نظر می رسد که این دو متغیر دارای یک شکست ساختاری می باشند. بنابراین جهت آزمون ریشه واحد باید فرض شکست ساختاری در نظر گرفته شود.

نمودار شماره ۱: لگاریتم تولید ناخالص داخلی



نمودار شماره ۲: لگاریتم حجم سرمایه



به منظور انجام آزمون ریشه واحد با در نظر گرفتن شکست ساختاری از آزمون پرون اصلاح شده که توسط زیوت و اندریوز (۱۹۹۲) پیشنهاد شده، استفاده می‌شود. در این آزمون سال شکست به صورت درون‌زا تعیین می‌شود. بر این اساس ابتدا سه مدل زیر با در نظر گرفتن سال‌های مختلف به عنوان سال شکست (TB) مورد تخمین قرار گرفته و سالی که دارای کمترین مقدار ضریب خود همبستگی (α) باشد، به عنوان سال شکست انتخاب می‌شود. سپس آزمون ریشه واحد پرون با در نظر گرفتن آن سال به عنوان سال شکست انجام می‌شود.^۱

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \theta DU(TB) + \varepsilon_t \quad (\text{مدل A})$$

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \gamma DT(TB) + \varepsilon_t \quad (\text{مدل B})$$

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \theta DU(TB) + \gamma DT(TB) + \varepsilon_t \quad (\text{مدل C})$$

مدل A وجود شکست ساختاری در عرض از مبدأ، مدل B شکست ساختاری در شیب و مدل C شکست ساختاری در عرض از مبدأ و شیب تابع روند را نشان می‌دهد. در این مدل‌ها t روند زمانی، TB سال شکست، $DU(TB)$ متغیر مجازی که مقدار آن برای سال‌های $t > TB$ برابر یک و برای بقیه سال‌ها برابر صفر است و $DT(TB)$ متغیر مجازی که مقدار آن برای سال‌های $t > TB$ برابر $t - TB$ و برای بقیه سال‌ها برابر صفر می‌باشد. جدول شماره دو نتایج این آزمون را نشان می‌دهد. تعداد وقفه بهینه بر اساس معیار شوارتز بیزین (SBC)^۲ تعیین شده است.

^۱ جهت اطلاع بیشتر در این زمینه به مقالات اصغرپور و همکاران (۱۳۸۸) و بهبودی و همکاران (۱۳۸۸) مراجعه شود.

^۲ Schwarz Bayesian Criteria

جدول شماره ۲: نتایج آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز

مدل	متغیر	سال شکست تعیین شده	α	θ	γ
مدل A	LnY	۱۳۶۲	۰.۷۲۹	-۰.۱۰۸	-
	LnK	۱۳۵۳	۰.۸۹۶	۰.۰۵۲	-
مدل B	LnY	۱۳۷۴	۰.۷۶۸	-	۰.۰۱
	LnK	۱۳۵۹	۰.۷۹۴	-	-۰.۰۴۸
مدل C	LnY	۱۳۵۸	۰.۷۳۱	-۰.۰۹۸	۰.۰۰۲
	LnK	۱۳۵۸	۰.۸۰۴	۰.۰۲۱	-۰.۰۵۱

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که ملاحظه می‌شود بر اساس مدل‌های مختلف سال‌های متفاوتی به عنوان سال شکست ساختاری تعیین می‌شود. البته با توجه به نمودارهای دو متغیر، به نظر می‌رسد که مدل C، یعنی شکست در عرض از مبدأ و شیب تابع روند برای متغیرهای تولید و سرمایه منطقی‌تر باشد. پس از تعیین سال شکست برای هر متغیر و در چارچوب هر مدل، از آزمون ریشه واحد پرون جهت تشخیص ایستایی متغیرها استفاده می‌شود.

جدول شماره ۳: نتایج آزمون ریشه واحد پرون تعمیم یافته

متغیر	مدل A			مدل B			مدل C		
	سطح متغیر	تفاضل متغیر	مقدار بحرانی	سطح متغیر	تفاضل متغیر	مقدار بحرانی	سطح متغیر	تفاضل متغیر	مقدار بحرانی
LnY	-۴.۱۱	-	-۳.۷۲	-۳.۵۶	-۳.۹۳	-۳.۸۵	-۲.۵۴	-۴.۲۱	-۴.۱۷
LnK	-۲.۶	-۲.۸۸	-۳.۷۷	-۱.۹۹	-۳.۹۶	-۳.۸۷	-۲.۱۲	-۴.۴۳	-۴.۱۷

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول فوق درجه ایستایی متغیرها در مدل‌های مختلف متفاوت است. بر اساس مدل A فرضیه وجود ریشه واحد برای سطح متغیر تولید رد می‌شود. به عبارت دیگر این متغیر در سطح ایستاست. اما فرضیه وجود ریشه واحد برای سطح متغیر سرمایه و تفاضل مرتبه اول آن رد نمی‌شود. به عبارت دیگر این متغیر نه تنها در سطح ایستا نیست، حتی با یک بار تفاضل‌گیری هم ایستا نمی‌شود. در مقابل در مدل‌های B و C فرضیه وجود ریشه واحد برای هر دو متغیر تولید و سرمایه در سطح رد نشده اما برای تفاضل مرتبه اول آنها رد می‌شود. بنابراین بر اساس این دو مدل متغیرهای مورد بررسی جمعی از درجه اول $I(1)$ می‌باشند. با توجه به نمودارهای دو متغیر تولید و

سرمایه، به نظر می‌رسد مدل C که شکست در عرض از مبدأ و شیب تابع روند را در نظر می‌گیرد، مدل مناسب‌تری برای این دو متغیر می‌باشد. بنابراین ما این متغیرها را جمعی از درجه اول $I(1)$ فرض می‌نماییم.

از آنجا که متغیرهای مورد استفاده در تخمین‌های توابع تولید در سطح غیر ایستا هستند، امکان وجود مسئله رگرسیون کاذب محتمل است. بنابراین جهت اطمینان به ضرایب حاصل از تخمین‌ها، از روش هم‌تجمعی یوهانسون-یوسیلیوس استفاده می‌نماییم. بر اساس این روش از دو آزمون حداکثر مقدار ویژه (λ_{max}) و اثر (λ_{trace})، جهت تعیین تعداد بردارهای هم‌تجمعی استفاده می‌شود. در صورتی که بین متغیرهای مدل رابطه هم‌تجمعی برقرار باشد، می‌توان به نتایج تخمین اطمینان نمود. جداول شماره ۴، ۵ و ۶ نتایج آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر را برای معادلات (۱۱)، (۱۲) و (۱۳) نشان می‌دهد.

جدول شماره ۴: نتایج آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر برای معادله (۱۱)

فرضیه H_0 برای هر دو آزمون	فرضیه H_1 برای آزمون λ_{max}	فرضیه H_1 برای آزمون λ_{trace}	آزمون λ_{max}		آزمون λ_{trace}	
			آماره آزمون	مقدار بحرانی	آماره آزمون	مقدار بحرانی
$r = 0$	$r = 1$	$r \geq 1$	۳۹.۴۲	۲۸.۲۷	۷۰.۹۹	۵۳.۴۸
$r \leq 1$	$r = 2$	$r \geq 2$	۱۶.۱۴	۲۲.۰۴	۳۱.۵۶	۳۴.۸۷
$r \leq 2$	$r = 3$	$r \geq 3$	۱۱.۳۵	۱۵.۸۷	۱۵.۴۲	۲۰.۱۸
$r \leq 3$	$r = 4$	$r \geq 4$	۴.۰۷	۹.۱۶	۴.۰۷	۹.۱۶

منبع: محاسبات تحقیق

با مقایسه مقادیر بحرانی با آماره‌های آزمون، وجود یک بردار هم‌تجمعی بین متغیرهای معادله (۱۱)، بر اساس هر دو آزمون تایید می‌گردد. بنابراین بین این متغیرها ارتباط هم‌تجمعی وجود داشته و مسئله رگرسیون کاذب منتفی است.

جدول شماره ۵: نتایج آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر برای معادله (۱۲)

فرضیه H_0 برای هر دو آزمون	فرضیه H_1 برای آزمون λ_{max}	فرضیه H_1 برای آزمون λ_{trace}	آزمون λ_{max}		آزمون λ_{trace}	
			آماره آزمون	مقدار بحرانی	آماره آزمون	مقدار بحرانی
$r = 0$	$r = 1$	$r \geq 1$	۳۶.۵۹	۲۲.۰۴	۶۸.۳۵	۳۴.۸۷
$r \leq 1$	$r = 2$	$r \geq 2$	۲۲.۶۲	۱۵.۸۷	۳۱.۷۵	۲۰.۱۸
$r \leq 2$	$r = 3$	$r \geq 3$	۹.۱۳	۹.۱۶	۹.۱۳	۹.۱۶

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس جدول فوق، آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه (λ_{max}) و اثر (λ_{trace})، وجود دو بردار هم‌تجمعی را بین متغیرهای معادله (۱۲) تأیید می‌کنند.

جدول شماره ۶: نتایج آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر برای معادله (۱۳)

فرضیه H_0 برای هر دو آزمون	فرضیه H_1 برای آزمون λ_{max}	فرضیه H_1 برای آزمون λ_{trace}	آزمون λ_{max}		آزمون λ_{trace}	
			آماره آزمون	مقدار بحرانی	آماره آزمون	مقدار بحرانی
$r = 0$	$r = 1$	$r \geq 1$	۲۴.۶۳	۲۲.۰۴	۵۳.۹۵	۳۴.۸۷
$r \leq 1$	$r = 2$	$r \geq 2$	۱۹.۶۲	۱۵.۸۷	۲۹.۳۱	۲۰.۱۸
$r \leq 2$	$r = 3$	$r \geq 3$	۹.۰۸	۹.۱۶	۹.۰۸	۹.۱۶

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس جدول فوق، هر دو آزمون حداکثر مقدار ویژه (λ_{max}) و اثر (λ_{trace})، وجود دو بردار هم‌تجمعی را بین متغیرهای معادله (۱۳) تأیید می‌کنند. بنابراین در مورد این معادله نیز ضرایب بلند مدت قابل اعتماد بوده و رگرسیون کاذب رد می‌شود.

پس از انجام آزمون‌های ایستایی، توابع تولید (۱۱)، (۱۲) و (۱۳) مورد تخمین قرار می‌گیرند. از آنجا که تولید ناخالص داخلی در ایران در سال‌های ۵۲ و ۵۷ به ترتیب دچار شوک‌های مثبت و منفی شده‌اند، این شوک‌ها به صورت متغیرهای مجازی در الگو لحاظ می‌شوند. متغیر مجازی شوک نفتی ۵۲ برای سال‌های ۵۲ و ۵۳ برابر یک و برای بقیه سال‌ها برابر صفر می‌باشد. متغیر مجازی ۵۷، نیز بیانگر شکست ساختاری در تولید ناخالص داخلی ایران، پس از انقلاب اسلامی می‌باشد. بنابراین برای سال‌های پس از انقلاب برابر یک و برای سال‌های قبل از آن برابر صفر می‌باشد. نتایج حاصل از تخمین معادله (۱۱) طی دوره ۸۶-۱۳۴۶ در جدول شماره ۷ آمده است.

جدول شماره ۷: تخمین تابع تولید به فرم معادله (۱۱)

متغیر	ضریب تخمینی	سطح عدم اطمینان
intercept	-۰.۳۴۴۶۳۵	۰.۲۶۶۹
LnK	۰.۷۷۱۳۲۶	۰.۰۰۷۷
LnL1	۰.۷۰۳۹۲۸	۰.۰۷۸۸
LnL2	۰.۱۸۶۳۵۸	۰.۳۰۸۵
D57	-۰.۰۹۰۴۲۰	۰.۰۸۲۵
D52	۰.۰۹۹۹۶۲	۰.۰۰۶۴
ضریب تعیین: ۰/۹۸	آماره دورین-واتسون: ۱/۳۶	احتمال آماره F: ۰/۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در تخمین فوق، ضریب متغیر نیروی کار دانشگاهی (I2)، که به عنوان شاخص سرمایه انسانی به کار رفته است، از معناداری لازم برخوردار نمی‌باشد. از این رو نمی‌توان از این مدل جهت استخراج شکاف محصول استفاده نمود.

در مرحله بعدی تابع تولید معرفی شده در معادله (۱۲) که معادل با تابع تولید پیشنهادی توسط لوکاس (۱۹۸۸) می‌باشد، را مورد تخمین قرار می‌دهیم. نتایج حاصل از این تخمین طی دوره ۸۶-۱۳۴۶ در جدول شماره ۸ مشاهده می‌شود.

جدول شماره ۸: تخمین تابع تولید به فرم معادله (۱۲)

متغیر	ضریب تخمینی	سطح عدم اطمینان
intercept	۱.۸۷۸۰۵۹	۰.۰۰۳۹
LnK	۰.۳۹۱۸۳۹	۰.۰۰۰۱
LnHL	۰.۳۰۵۳۳۷	۰.۰۰۰۱
D57	-۰.۳۰۷۱۹۳	۰.۰۰۰۰
D52	۰.۱۵۴۵۲۲	۰.۰۰۰۰
ضریب تعیین: ۰/۹۸	آماره دوربین-واتسون: ۱/۸۳	احتمال آماره F: ۰/۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در تخمین فوق ضرایب سرمایه، نیروی کار موثر و متغیرهای مجازی از علامت مورد انتظار برخوردار بوده و در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشند. از آنجا که متغیرهای مدل به صورت لگاریتمی تعریف شده‌اند، ضرایب حاصله کشش تولید را نسبت به عوامل نشان می‌دهد. بر این اساس یک درصد افزایش در سرمایه فیزیکی باعث افزایش تولید به اندازه‌ی ۰.۳۹ درصد شده و یک درصد افزایش در نیروی کار موثر تولید را به اندازه‌ی ۰.۳۰ درصد بالا می‌برد. این امر تأییدکننده‌ی اهمیت سطح تحصیلات نیروی کار و سرمایه انسانی در تولید می‌باشد. در نهایت تابع تولید مطرح شده در معادله (۱۳) را که یک تابع تولید با توان تعمیم‌یافته است، مورد تخمین قرار می‌دهیم. نتایج حاصل از این تخمین طی دوره ۸۶-۱۳۴۶ در جدول شماره ۹ مشاهده می‌شود.

جدول شماره ۹: تخمین تابع تولید به فرم معادله (۱۳)

متغیر	ضریب تخمینی	سطح عدم اطمینان
intercept	۶.۶۲۳۱۲۵	۰.۰۰۰۰
LnK	۰.۳۸۸۳۴۹	۰.۰۰۰۳
LnH.LnL	۰.۰۳۰۴۱۵	۰.۰۰۰۵

D57	-۰.۳۱۳۱۴	۰.۰۰۰۰
D52	۰.۱۴۹۲۶۴	۰.۰۰۰۱
ضریب تعیین: ۰/۹۸	آماره دوربین-واتسون: ۱/۸۰	احتمال آماره F: ۰/۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ضرایب حاصله از این تخمین نیز از معناداری لازم برخوردار بوده و کل مدل قابل اعتماد می‌باشد. ضریب α که نشان‌دهنده‌ی نقش سطح تحصیلات بر کشش تولید نسبت به نیروی کار است، مثبت و معنادار بوده و تأیید کننده‌ی اثر مثبت سرمایه انسانی بر تولید می‌باشد.

پس از تخمین کشش‌های عوامل تولید می‌توان شکاف محصول را بر اساس معادلات (۷) و (۱۰) محاسبه نمود. در این معادلات مقدار متغیر a در واقع جزء اختلال تخمین تابع کاب - داگلاس یا همان پسماند سولو می‌باشد. سطح بالقوه‌ی این متغیر، a^* ، از طریق فیلتر هادریک پرسکات حاصل می‌شود. همچنین سطح بالقوه سرمایه فیزیکی برابر سرمایه واقعی فرض می‌شود. البته بهتر بود که شکاف سرمایه از طریق مفهوم "ظرفیت به کار گرفته شده" مورد محاسبه قرار می‌گرفت، اما متأسفانه آمار لازم در مورد ایران وجود ندارد و ناچاریم بر اساس فرض CBO، سرمایه بالقوه را برابر سرمایه واقعی بدانیم. جهت مشخص شدن سطح بالقوه نیروی کار معمولاً از مفهوم بیکاری همراه با تورم غیرشتابان (NAIRU)^۱ استفاده می‌شود. بدین منظور مطالعات انجام شده در این زمینه مورد توجه استفاده قرار می‌گیرد.

نرخ بیکاری مطلوب در ایران در مطالعات مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است. متقی (۱۳۷۷) در رساله دکتری خود منحنی فیلپس، نرخ طبیعی بیکاری و نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان (NAIRU) را در ایران مورد بررسی قرار داده است. در این رساله نشان داده می‌شود که منحنی فیلپس خطی، برای توضیح رابطه بیکاری و تورم در ایران مناسب‌تر از حالت غیر خطی بوده و در این شرایط بین نرخ طبیعی بیکاری و NAIRU تفاوتی وجود ندارد. این نرخ در ایران طی دوره مورد بررسی در حدود ۸.۶ درصد تخمین زده شده است.

خالصی و صیامی نمینی (۱۳۸۳) نیز نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان و منحنی فیلپس را در ایران مورد آزمون قرار داده‌اند. در این مطالعه از روش حداکثر درست‌نمایی و فیلتر کالمن جهت

^۱. Non Accelerating Rate of Unemployment

بر آورد پارامترها استفاده شده است. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه نرخ بیکاری NAIUR در ایران طی دوره ی ۸۱-۱۳۶۸ در حدود ۷ درصد می باشد.

سامتی، صمدی و قبادی (۱۳۸۳) نرخ بهینه بیکاری را در ایران با استفاده از مدل آرمی^۱ مورد بررسی قرار داده اند. در این مدل نرخ بیکاری به صورت تابع درجه دومی از تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، سرمایه گذاری بخش خصوصی و مخارج عمرانی دولت مورد تخمین قرار گرفته و از شرایط درجه اول بهینه یابی جهت به دست آوردن نرخ بیکاری بهینه استفاده شده است. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه نرخ بهینه بیکاری در ایران طی دوره ۷۹-۱۳۵۰ برابر ۶.۹ درصد حاصل می شود.

بر اساس نتایج حاصل از این مطالعات و به خصوص دو مطالعه ی جدیدتر، می توان نتیجه گرفت که نرخ بیکاری مطلوب در ایران در حدود ۷ درصد می باشد و در این مطالعه نیز از همین نتیجه جهت تخمین شکاف محصول استفاده می شود.^۲

۳-۲- مقایسه شاخص های مختلف شکاف محصول در ایران

در این بخش از مقاله به مقایسه شاخص های شکاف محصول حاصل از روش های پیشنهادی، با شاخص های حاصله از روش اداره بودجه آمریکا (CBO) و فیلتر هادریک پرسکات (HP) خواهیم پرداخت. سوالی که مطرح می باشد آن است که کدام یک از این روش ها، شرایط اقتصاد ایران را بهتر نشان داده و شاخص مناسب تری را در اختیار قرار می دهد. به منظور پاسخ گویی به این سوال باید به مبانی نظری مراجعه نماییم. بر اساس ادبیات موجود در زمینه سیاست پولی و ادوار تجاری، همچون سولو، تیلور و فریدمن^۳ (۱۹۹۹) و مندز و پالزنوئلا^۴ (۲۰۰۳)، بین شکاف محصول و متغیرهایی همچون تورم و بیکاری ارتباط معناداری وجود دارد. بنابراین اطلاعات ما از شکاف محصول باید بتواند قدرت پیش بینی این متغیرها را افزایش دهد. به عبارت دیگر ورود متغیر شکاف محصول به مدل پیش بینی تورم و بیکاری، باید معناداری الگو را بالاتر ببرد. به منظور

^۱. Armev

^۲. در انتخاب نرخ ۷ درصد، سعی شده که از جدیدترین مطالعات استفاده شود و در هر دو مطالعه ی اخیر یعنی خالصی و صیامی نمینی (۱۳۸۳) و سامتی، صمدی و قبادی (۱۳۸۳) نرخ ۷ درصد تأیید شده است. همچنین به نظر می رسد که پیشرفته ترین کاری که در این زمینه انجام شده، مطالعه خالصی و صیامی نمینی (۱۳۸۳) است که از کالمن فیلترینگ جهت محاسبه نرخ طبیعی بیکاری استفاده کرده است.

^۳. Solow, Taylor and Friedman

^۴. Mendez and Palenzuela

مقایسه‌ی قدرت پیش‌بینی شاخص‌های مختلف از آزمون‌های غیرآشیاانه‌ای و همچنین شاخص ریشه‌ی میانگین مربعات خطا (RMSE)^۱، استفاده می‌نماییم. در این راستا ابتدا با استفاده از آزمون‌های ذکر شده، به مقایسه‌ی دو شاخص شکاف محصول پیشنهادی در معادلات (۷) و (۱۰) می‌پردازیم. سپس با انتخاب شاخص مناسب‌تر، این شاخص را که می‌توان آن را شاخص حاصل از روش "CBO تعمیم‌یافته" نامید، با شاخص حاصل از خود روش CBO و شاخص حاصل از روش فیلتر HP مورد مقایسه قرار می‌دهیم. علت انتخاب فیلتر HP، استفاده‌ی مکرر از این شاخص در مطالعات داخلی می‌باشد.

۳-۲-۱- مقایسه شاخص‌های معرفی شده در معادلات (۷) و (۱۰) (شاخص‌های CBO تعمیم‌یافته)

همان‌طور که گفته شد جهت مقایسه‌ی شاخص‌های مختلف از نظر قدرت پیش‌بینی تورم و بیکاری از آزمون‌های غیرآشیاانه‌ای و شاخص ریشه‌ی میانگین مربعات خطا (RMSE) استفاده می‌نماییم. به منظور انجام آزمون‌های غیرآشیاانه‌ای، ابتدا الگوهای خود همبسته‌ی زیر را برای نرخ تورم و بیکاری مورد تخمین قرار می‌دهیم.

$$\begin{aligned}\pi_t &= \alpha_1 + \beta_1 \pi_{t-1} + \gamma_{i1} g_{it} + \varepsilon_{1t} \\ u_t &= \alpha_2 + \beta_2 u_{t-1} + \gamma_{i2} g_{it} + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\quad (14)$$

که در آن π نرخ تورم، u نرخ بیکاری و g_i شاخص نام از شکاف محصول ($i=1,2$) می‌باشد. پس از تخمین این الگوها مقادیر $\hat{\pi}_i$ و \hat{u}_i مربوط به هر کدام از شاخص‌های شکاف محصول را استخراج نموده و از آنها جهت انجام آزمون غیرآشیاانه‌ای استفاده می‌نماییم. به عنوان مثال جهت آزمون شاخص $i=2$ در مقابل شاخص $i=1$ در مدل تورم، الگوی زیر مورد تخمین قرار می‌گیرد.

$$\pi_t = \alpha_1 + \beta_1 \pi_{t-1} + \gamma_{11} g_{1t} + \lambda \hat{\pi}_2 + \varepsilon_{1t}$$

سپس با استفاده از آماره t صفر بودن ضریب λ مورد آزمون قرار می‌گیرد. در صورتی که صفر بودن این ضریب رد شود، بدان معنی خواهد بود که مقادیر تخمین زده شده در مدل $i=2$ توانسته

^۱. Root Mean Squared Error

توضیح دهندگی مدل $i=1$ را بالاتر ببرد و بنابراین مدل $i=2$ در مقابل مدل $i=1$ پذیرفته می‌شود. عکس این پروسه نیز جهت آزمون شاخص $i=1$ در مقابل $i=2$ انجام می‌شود. بنابراین این امکان وجود دارد که هر دو مدل در مقابل هم پذیرفته و یا رد شوند و در این حالت هیچ کدام از دو شاخص نسبت به یکدیگر ارجحیتی ندارند. نتایج حاصل از آزمون‌های غیرآشیانه‌ای جهت مقایسه دو شاخص شکاف محصول معرفی شده در معادلات (۷) و (۱۰) در جدول شماره ۱۰ آمده است.

جدول شماره ۱۰: مقایسه شاخص‌های متناظر با معادلات (۷) و (۱۰) با استفاده از آزمون غیر آشیانه‌ای

سطح عدم اطمینان	آماره t	شاخص مقابل	شاخص شکاف	متغیر وابسته
۰.۴۱۸	۰.۸۱۸	شاخص معادله (۱۰)	شاخص معادله (۷)	تورم
۰.۵۴۶	-۰.۶۰۹	شاخص معادله (۷)	شاخص معادله (۱۰)	تورم
۰.۷۰۲	۰.۳۸۴	شاخص معادله (۱۰)	شاخص معادله (۷)	بیکاری
۰.۹۸۲	-۰.۰۲۱	شاخص معادله (۷)	شاخص معادله (۱۰)	بیکاری

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول فوق در مورد هر دو معادله‌ی تورم و بیکاری، هیچ کدام از شاخص‌ها توضیح دهندگی الگوی مقابل را افزایش نداده‌اند. بنابراین بر اساس آزمون‌های غیر آشیانه‌ای بر تری خاصی بین دو شاخص تشخیص داده نمی‌شود.

روش دیگری که به منظور مقایسه قدرت پیش‌بینی مدل‌های تورم و بیکاری با استفاده از شاخص‌های مختلف شکاف محصول به کار می‌رود، مقایسه‌ی شاخص RMSE می‌باشد. در این حالت هرچه شاخص RMSE کمتر باشد، بدان معنی است که خطای پیش‌بینی مدل کمتر بوده و بنابراین قدرت پیش‌بینی بالاتر است. بر این اساس الگوهای شماره (۱۴) مورد تخمین قرار گرفته و شاخص RMSE محاسبه می‌گردد. جدول شماره ۱۱ ریشه میانگین مربعات خطا مربوط به الگوهای خود همبسته‌ی تورم و بیکاری را نشان می‌دهد.

جدول شماره ۱۱: مقایسه قدرت پیش‌بینی شاخص‌های متناظر با معادلات (۷) و (۱۰) با استفاده از RMSE

متغیر وابسته	شاخص شکاف محصول	RMSE
تورم	شاخص معادله (۷)	۰.۰۵۹۰
تورم	شاخص معادله (۱۰)	۰.۰۵۸۹
بیکاری	شاخص معادله (۷)	۰.۰۱۲۴
بیکاری	شاخص معادله (۱۰)	۰.۰۱۱۹

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج این جدول، شاخص متناظر با معادله (۱۰) از خطای کمتری در پیش‌بینی تورم و بیکاری برخوردار بوده و RMSE کمتری در هر دو معادله دارد. بنابراین این شاخص را به عنوان شاخص CBO تعمیم‌یافته معرفی نموده و با شاخص‌های CBO و HP مورد مقایسه قرار می‌دهیم.

۳-۲-۲- مقایسه شاخص CBO تعمیم‌یافته با شاخص‌های HP و CBO

پس از انتخاب معادله (۱۰) به عنوان شاخص CBO تعمیم‌یافته، عملکرد این شاخص را با شاخص CBO ساده (بدون در نظر گرفتن سرمایه انسانی) و همچنین شاخص HP مورد مقایسه قرار می‌دهیم. جدول شماره ۱۲ نتایج آزمون‌های غیر آشیانه‌ای را برای مقایسه شاخص‌های CBO تعمیم‌یافته و CBO ساده نشان می‌دهد.

جدول شماره ۱۲: مقایسه شاخص‌های CBO و CBO تعمیم‌یافته با استفاده از آزمون غیر آشیانه‌ای

متغیر وابسته	شاخص شکاف محصول	شاخص مقابل	آماره t	سطح عدم اطمینان
تورم	CBO	CBO تعمیم یافته	-۰.۲۳۹	۰.۸۱۲
تورم	CBO تعمیم یافته	CBO	۰.۵۰۹	۰.۶۱۳
بیکاری	CBO	CBO تعمیم یافته	۱.۸۴	۰.۰۷۴
بیکاری	CBO تعمیم یافته	CBO	۰.۴۴۳	۰.۶۵۹

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول فوق در مورد معادله تورم، هیچ‌کدام از شاخص‌ها بر دیگری ارجحیتی ندارد، اما در مورد معادله بیکاری شاخص CBO تعمیم‌یافته در سطح ۹۰ درصد بر شاخص ساده برتری دارد. بنابراین با استفاده از آزمون غیر آشیانه‌ای شاخص پیشنهادی در این مقاله مناسب‌تر از شاخص CBO ساده است. در جدول شماره ۱۳ نتایج آزمون‌های غیر آشیانه‌ای برای مقایسه شاخص CBO تعمیم‌یافته و شاخص HP آمده است.

جدول شماره ۱۳: مقایسه شاخص‌های CBO تعمیم‌یافته و HP با استفاده از آزمون غیر آشیانه‌ای

متغیر وابسته	شاخص شکاف محصول	شاخص مقابل	آماره t	سطح عدم اطمینان
تورم	CBO تعمیم یافته	HP	-۰.۰۶۰	۰.۹۵۲
تورم	HP	CBO تعمیم یافته	۱.۱۱۸	۰.۲۷۰
بیکاری	CBO تعمیم یافته	HP	-۰.۶۲۲	۰.۵۳۷

بیکاری	HP	CBO تعمیم یافته	۲۰۸۶	۰۰۴۴
--------	----	-----------------	------	------

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول فوق در مورد معادله تورم، هیچ کدام از شاخص‌ها بر دیگری ارجحیتی ندارد، اما در مورد معادله بیکاری شاخص CBO تعمیم یافته در سطح ۹۵ درصد بر شاخص HP برتری دارد. بنابراین قدرت پیش بینی بیکاری در مدل‌هایی که از شاخص شکاف محصول CBO تعمیم یافته استفاده شود، نسبت به مدل‌هایی که از شاخص HP استفاده می‌کنند، بیشتر خواهد بود. لذا بر اساس آزمون غیر آشیانه‌ای شاخص ارائه شده در این مقاله بر شاخص HP ارجحیت دارد. در مرحله بعد قدرت پیش بینی شاخص‌های مختلف را با استفاده از ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE) مورد مقایسه قرار می‌دهیم. جدول شماره ۱۴ نتایج این مقایسه را مشخص می‌سازد.

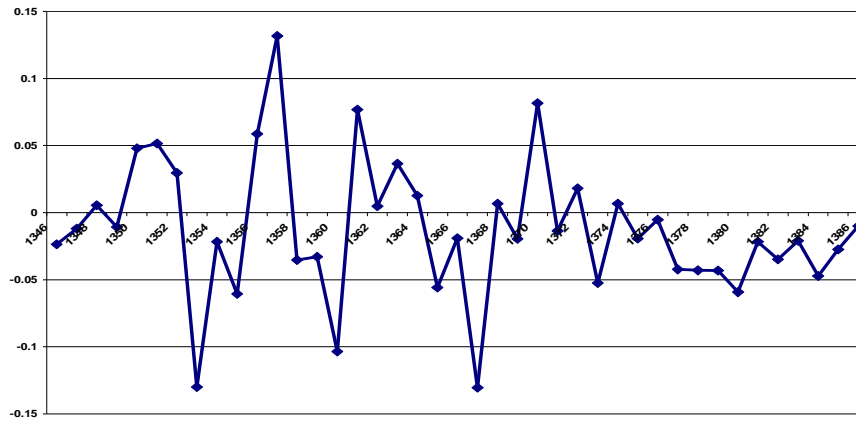
جدول شماره ۱۴: مقایسه قدرت پیش بینی شاخص‌های مختلف با استفاده از RMSE

متغیر وابسته	شاخص شکاف محصول	RMSE
تورم	CBO تعمیم یافته	۰۰۵۸۹
تورم	CBO ساده	۰۰۵۹۳
تورم	HP	۰۰۶۰۱
بیکاری	CBO تعمیم یافته	۰۰۱۱۹
بیکاری	CBO ساده	۰۰۱۲۴
بیکاری	HP	۰۰۱۳۱

منبع: محاسبات تحقیق

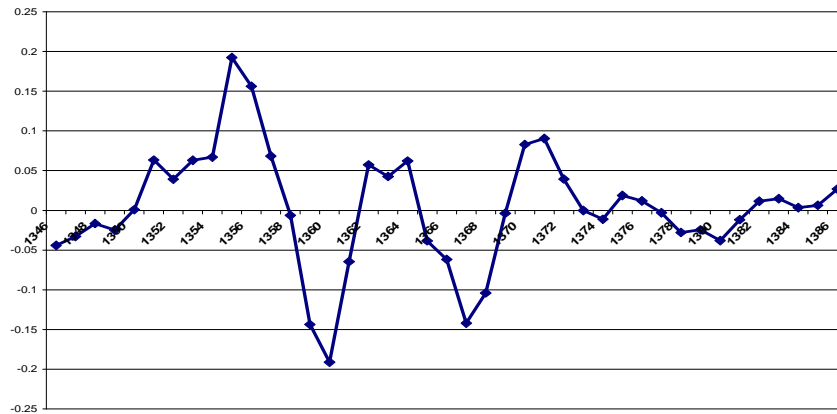
بر اساس نتایج این جدول، شاخص CBO تعمیم یافته از خطای کمتری در پیش بینی تورم و بیکاری برخوردار بوده و در هر دو معادله، RMSE کمتری داشته است. بنابراین بر اساس شاخص ریشه میانگین مربعات خطا نیز روش پیشنهادی در این مقاله بر روش‌های دیگر برتری دارد. همان‌طور که در مقدمه اشاره شد در اغلب مطالعات انجام شده در ایران به جهت تخمین شکاف محصول از فیلتر هادریک پرسکات استفاده شده است. بنابراین در این قسمت شاخص شکاف محصول به روش HP را به صورت نموداری با شاخص CBO تعمیم یافته که در این مقاله پیشنهاد شده است، مورد مقایسه قرار می‌دهیم. نمودار شماره ۳ شکاف محصول محاسبه شده را طی دوره‌ی ۸۶-۱۳۴۶ بر اساس روش CBO تعمیم یافته نشان می‌دهد.

نمودار شماره ۳: شکاف محصول با در نظر گرفتن سرمایه انسانی در تابع تولید بر اساس معادله (۱۰)



همان‌طور که ملاحظه می‌شود بر اساس روش CBO تعمیم‌یافته، شکاف محصول طی دوره مورد بررسی در اکثر سال‌ها منفی می‌باشد. این بدان معنی است که در اکثر سال‌ها به خصوص در دوران پس از انقلاب، ایران با شرایط رکودی مواجه بوده است. نمودار ۴ شکاف محصول را طی دوره‌ی ۸۶-۱۳۴۶ بر اساس فیلتر هادریک پرسکات نشان می‌دهد.

نمودار شماره ۴: شکاف محصول بر اساس فیلتر HP



با مقایسه این نمودار با نمودار شماره ۳ ملاحظه می‌شود که شکاف محصول بر اساس فیلتر هادریک پرسکات نتایج متفاوتی را نسبت به روش CBO تعمیم‌یافته ارائه می‌دهد. بر اساس فیلتر HP شرایط رونق طی سال‌های بیشتری در اقتصاد ایران برقرار بوده و حتی در طول سال‌های ۸۶-۱۳۸۲ نیز ایران در وضعیت رونق اقتصادی قرار داشته است. این در حالی است که در تمام این سال‌ها نرخ بیکاری در ایران دو رقمی بوده است و نرخ بیکاری دو رقمی با شرایط رکودی هم‌خوانی بیشتری دارد نه رونق. بنابراین به لحاظ نموداری نیز ملاحظه می‌شود که شاخص پیشنهادی در این مقاله، قضاوت معقول‌تری را از دوران رکود و رونق نشان می‌دهد.

۴- نتیجه‌گیری

از اواخر دهه‌ی ۱۹۵۰ بحث تولید بالقوه و شکاف محصول وارد ادبیات سیاست پولی شده است. بیشترین مورد استفاده از محاسبه شکاف محصول در بحث قواعد سیاست پولی و همچنین مدل‌های کلان تعادل عمومی پویا می‌باشد. روند رو به رشد استفاده از این مدل‌ها در کنار این واقعیت که شکاف محصول به طور مستقیم قابل مشاهده نیست، انگیزه‌ی زیادی برای محققین جهت تخمین آن ایجاد کرده است. در این مقاله به معرفی انواع روش‌های تخمین شکاف محصول و از جمله روش تابع تولید پرداختیم. در سال‌های اخیر اداره بودجه کنگره آمریکا (CBO) روشی را جهت تخمین شکاف محصول با استفاده از تابع تولید ارائه کرده که بسیار مورد توجه و پذیرش واقع شده است. در این مقاله سعی شد تا با استفاده از بحث سرمایه انسانی و ورود آن به تابع تولید، روش‌های جدیدی پیشنهاد شود که در آن نقش سرمایه انسانی نیز در تولید بالقوه و شکاف محصول لحاظ شده باشد. در مرحله بعد با استفاده از داده‌های سالیانه ایران طی دوره ۸۶-۱۳۴۶، شکاف محصول به این روش‌ها که آنها را روش‌های CBO تعمیم‌یافته می‌نامیم، مورد تخمین قرار گرفت. از آنجا که در اغلب مطالعات انجام شده در ایران از فیلتر هادریک پرسکات (HP) جهت تخمین شکاف محصول استفاده می‌شود، نتایج این روش‌ها را با نتایج روش HP و همچنین نتایج روش CBO ساده مقایسه نمودیم. به منظور مقایسه عملکرد روش‌ها با یکدیگر میزان اثرگذاری هر کدام از شاخص‌ها را بر قدرت پیش‌بینی دو متغیر بیکاری و تورم مورد آزمون قرار دادیم. بدین جهت از دو روش آزمون‌های غیرآشیاانه‌ای و ریشه‌ی میانگین مربعات خطا (RMSE) استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها نشان‌دهنده‌ی ارجحیت شاخص CBO تعمیم‌یافته نسبت به شاخص فیلتر HP و CBO ساده می‌باشد. به عبارت دیگر شاخص شکاف محصول ارائه شده در این مقاله توانسته است

قدرت پیش‌بینی بالاتری در مورد هر دو متغیر بیکاری و تورم ارائه دهد. از این رو پیشنهاد می‌شود که در مطالعات اقتصادی که نیاز به شاخص شکاف محصول وجود دارد، محققین به جای استفاده از فیلتر HP از روش CBO تعمیم یافته استفاده نمایند.

منابع و مأخذ

الف: منابع و مأخذ فارسی

۱. اصغرپور، حسین. بهبودی، داوود. و قزوینیان، محمدحسن (۱۳۸۸). "شکست ساختاری، مصرف برق و رشد اقتصادی در ایران". نامه اقتصادی مفید (۷۲): ۷۵-۱۰۰.
۲. امینی، علیرضا. نشاط، محمد. و اصلاحچی، محمدرضا (۱۳۸۶). "بازنگری بر آورد سری زمانی جمعیت شاغل به تفکیک بخشهای اقتصادی ایران (۱۳۳۵-۱۳۸۵)". مجله برنامه و بودجه (۱۰۲): ۴۷-۹۷.
۳. بهبودی، داوود. اصغرپور، حسین. و قزوینیان، محمدحسن (۱۳۸۸). "شکست ساختاری، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ۹ (۳): ۵۳-۸۴.
۴. خالصی، امیر. و صیامی نمینی، سیما (۱۳۸۳). "برآورد نرخ بیکاری همراه با تورم غیر شتابان و تولید بالقوه". مجله برنامه و بودجه (۸۶): ۶۷-۹۴.
۵. ختایی، محمود. و سیفی پور، رویا (۱۳۸۵). "ابزارها و قواعد شناخته شده سیاست پولی در اقتصاد ایران مطالعه موردی: برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی". مجله تحقیقات اقتصادی (۷۳): ۲۳۳-۲۶۷.
۶. سامتی، مرتضی. صمدی، سعید. و قبادی، سارا (۱۳۸۳). "برآورد نرخ بهینه بیکاری و مقایسه آن با نرخ طبیعی (با تأکید بر متغیرهای برنامه سوم توسعه اقتصادی - اجتماعی)". مجله تحقیقات اقتصادی (۶۷): ۹۱-۱۱۶.
۷. صادقی، مسعود. و عمادزاده، مصطفی (۱۳۸۲). "برآورد سهم سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران طی سالهای ۱۳۴۵-۱۳۸۰". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران (۱۷): ۷۹-۹۸.
۸. صمدی، سعید. و جلالی، سید عبدالمجید (۱۳۸۳). "تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران". مجله تحقیقات اقتصادی (۶۶): ۱۵۴-۱۳۹.
۹. کلانتری، عباس باقر. و عرب‌مازار، عباس (۱۳۷۴). "برآورد تولید بالقوه کشور ۱۳۳۸-۱۳۷۱". اقتصاد (۱): ۵۵-۶۷.
۱۰. متقی، لی لی (۱۳۷۷). ثبات میان تورم، بیکاری و تولید و آزمون نرخ طبیعی بیکاری و NAIRU در ایران، رساله دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.
۱۱. مرادی، علیرضا (۱۳۷۹). تجزیه و تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران براساس ساخت و بکارگیری شاخص ترکیبی پیشرو، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

۱۲. موسوی محسنی، رضا. و سعیدی فر، مریم (۱۳۸۵). "منحنی فیلیپس و تاثیرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران". مجله تحقیقات اقتصادی (۷۲): ۳۰۳-۲۸۱.
۱۳. نیلی، مسعود. و نفیسی، شهاب (۱۳۸۴). "تخمین سرمایه انسانی بر مبنای متوسط سالهای تحصیل نیروی کار برای ایران (۱۳۴۵-۱۳۷۹)". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران (۲۵): ۲۲-۱.
۱۴. هادیان، ابراهیم. و هاشم پور، محمدرضا (۱۳۸۲). "شناسایی چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران (۱۵): ۱۲۰-۹۳.
۱۵. هوشمند، محمود. فلاحی، محمدعلی. و توکلی قوچانی، سپیده (۱۳۸۷). "تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر هادریک پرسکات". مجله دانش و توسعه (۲۲): ۵۵-۲۹.

ب: منابع و مأخذ لاتین

1. Adnan, S., Bukhari, H. A. S. and S. U. Khan (2008). "Estimating Output Gap for Pakistan Economy: Structural and Statistical Approaches". SBP Research Bulletin Vol. 4, No. 1: 31-59.
2. Apel, M., Jansson, P. (1999). "A Theory-Consistent System Approach for Estimating Potential Output and the NAIRU". Economic Letters Vol. 64: 271-275.
3. Ball, L., N. G. Mankiw and D. Romer (1988). "The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-Off". Brookings Papers on Economic Activity (1): 1-82.
4. Barro, R.J. (1997). *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*, MIT Press: Cambridge, MA.
5. Barro, R.J. (2000). "Education and Economic Growth". Working Paper , Harvard university www.oecd.org/dataoecd/5/49/1825455.pdf.
6. Barro, R.J. (2002). "Education as a Determinant of Economic Growth". in E.P.Laztor ed, *Education In The Twenty First Century*, Hoover Institution Press. www.hoover.stanford.edu/publications/books/fulltext/ed21st/9.pdf
7. Billmeier, A. (2004). "Measuring a Roller Coaster: Evidence on the Finish Output Gap". IMF Working Paper 04/57 (Washington, DC; International Monetary Fund).
8. Black, S. W. and R. R. Russell (1969). "An Alternative Estimate of Potential GNP". The Review of Economics and Statistics **51** (1): 70-76.
9. Congressional Budget Office (CBO) (1995). "CBO's Method for Estimating Potential Output". CBO Memorandum, Washington D.C.: CBO.

10. Congressional Budget Office (2001). "CBO's Method for Estimating Potential Output: An Update". (<http://www.cbo.gov/showdoc.cfm?index=3020&sequence=0>).
11. Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*, Wiley and Sons Inc.
12. Filho, Tito Nícias and Teixeira da Silva (2002). "Estimating Brazillian Potential Output: A Production Function Approach". Working Paper Series No. 17. Brasilia: Banco Central Do Brasil.
13. Francesconi, M., Orszag, J. M., Phelps, E. S. and G. Zoega (2000). "Education and the Natural Rate of Unemployment". Oxford Economic Papers Vol. 52: 204-223.
14. Gounder K. and Steven Morling (2000). "Measures of Potential Output in Fiji". Working Paper 2000/06. Fiji: Reserve Bank of Fiji.
15. Haltmaier, J. (2001). "The Use of Cyclical Indicators in Estimating The Output Gap in Japan". Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers Number 701.
16. Hodrick, R. J. and E. C. Prescott, (1997). "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation". Journal of Money, Credit and Banking **29** (1): 1-16.
17. Islam, N. (1995). "Growth Empirics: A Panel Data Approach". Quarterly Journal of Economics. **110** (4): 1127- 1170.
18. Janvry, A. D. (1972). "The Generalized Power Production Function". American Journal of Agricultural Economics Vol. 54, No. 2: 234-237.
19. Kuh, E. (1966). "Measurement of Potential Output". The American Economic Review **56** (4): 758-776.
20. Kuttner, K.N. (1994). "Estimating Potential Output as a Latent Variable". Journal of Business Economics and Statistics Vol. 12: 361-368.
21. Longbrake, M. W. (2008). "Searching for the Output Gap". Ohio State University Dissertations.
22. Lucas, R. E. (1988). "On the Mechanics of Economic Development". Journal of Monetary Economics Vol. 22, No. 1: 3-42.
23. Mankiw, N., Romer, D. and Weil, D. (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth". Quarterly Journal of Economics Vol.107: 112-128.
24. McCulloch, J.H. (2007). "Adaptive Least Squares Estimation of the Time-Varying Taylor Rule". Unpublished Discussion Paper The Ohio State University.
25. Mendez, G. C. and D. R. Palenzuela (2003). "Assessment Criteria for Output Gap Estimates". Economic Modelling Vol. 20: 529-562.

26. Michaelides, P. and J. Milios (2009). "TFP Change, Output Gap and Inflation in the Russian Federation (1994 .2006)". Journal of Economics and Business Volume 61, Issue 4: 339-352.
27. Nelson, Charles R. and Charles I. Plosser (1982). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications". Journal of Monetary Economics **10** (2): 62-139.
28. Okun, A. (1962). "Potential GDP: Its Measurement and Significance". Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association: 98-104.
29. Osman, M. (2008). "Estimating Potential Output and Output Gap for East African Countries: An Eclectic Approach". European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences, ISSN 1450-2275 Issue 12. <http://www.eurojournalsn.com>.
30. Perron, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". Econometrica **57** (6): 1361-1401.
31. Raymo, James. (1995). "Are Investments in Higher Education Productive: Evidence from Japanese Time Series Data". Osaka City University Economic Review Vol.39, No.1.
32. Ross, K. and A. Ubide (2001). "Mind the Gap: What is the Best Measure of Slack in the Euro Area?". IMF Working Paper 01/203 Washington D.C.
33. Rotemberg, J. and M. Woodford (1999). *Interest Rate Rules in an Estimated Sticky Price Model*. in Monetary Policy Rules. J. B. Taylor. Chicago, The University of Chicago Press: 57-119.
34. Rudebusch, G. D. (2002). "Assesing National Income Rules for Monetary Policy with Model and Data Uncertainty". The Economic Journal **112** (479): 402-432.
35. Slevin, G. (2001). "Potential Output and the Output Gap in Ireland". Central Bank of Ireland Technical Paper 5/RT/01.
36. Solow, R. M.; J. B. Taylor and B. M. Friedman (1999). *Inflation, Unemployment, and Monetary Policy*, The MIT Press.
37. Svensson, L. (1997). "Optimal Inflation Targets, Conservative Central Banks, and Linear Inflation Contracts". The American Economic Review Vol. 87, No. 1: 98-114.
38. Taylor, J. B. (1993). "Discretion Versus Policy Rules in Practice". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39: 195-214.
39. Thurow, L. C. and L. D. Taylor (1966). "The Interaction Between the Actual and the Potential Rates of Growth". The Review of Economics and Statistics **48** (4): 351-360.

ضمیمه: داده‌ها و آمارها

سال	اشتغال کل	حجم سرمایه	تولید ناخالص داخلی	شاغلین دارای تحصیلات عالی	متوسط سال‌های تحصیل شاغلین	متوسط سال‌های تحصیل جمعیت فعال	نرخ بیکاری کل	نرخ بیکاری فارغ التحصیلان دانشگاهی	سطح قیمت‌ها
۱۳۲۵	۷۱۱۵۷۸۷	۱۲۵۴۸۰.۵	۸۴۹۸۷	۷۷۹۰۲۸۵	۱.۵۹	۱.۵۷	۴	۱.۰۴۰۴۶۲	۰.۹۹
۱۳۲۶	۷۲۱۳۴۸۹	۱۴۳۷۴۴.۶	۹۴۰۱۹	۸۸۴۱۶۰.۷	۱.۶۹	۱.۶۷	۳.۹	۱.۰۵۸۸۶۷	۱.۰۰
۱۳۲۷	۷۳۱۵۷۶۹	۱۶۹۰۳۴.۸	۱۰۵۷۷۳	۱۰۰۳۱۹.۷	۱.۷۹	۱.۷۷	۳.۹	۱.۱۰۵۲۲۸	۱.۰۰
۱۳۲۸	۷۳۵۳۲۸۵	۱۹۴۴۵۰.۴	۱۱۹۴۲۴	۱۱۳۸۲۳.۶	۱.۹۱	۱.۸۸	۳.۹	۱.۱۵۳۶۱۹	۱.۰۴
۱۳۲۹	۷۳۹۶۵۳۵	۲۲۲۲۰۰.۵	۱۳۱۱۷۱	۱۲۹۱۸۲.۸	۲.۰۲	۱.۹۹	۳.۸	۱.۱۷۳۲۵۴	۱.۰۷
۱۳۳۰	۷۴۷۴۹۲۷	۲۴۶۶۵۲	۱۴۸۱۹۶	۱۴۶۶۱۵.۳	۲.۱۵	۲.۱۲	۳.۷	۱.۱۹۲۳۹۶	۱.۱۰
۱۳۳۱	۷۵۶۷۲۷۷	۲۸۳۶۳۴.۱	۱۷۲۳۳۵	۱۶۶۴۵۷.۸	۲.۲۹	۲.۲۴	۳.۵	۱.۱۷۷۳۲۸	۱.۱۸
۱۳۳۲	۷۶۰۸۰۰۶	۳۱۱۱۸۸.۵	۱۸۱۸۷۱	۱۸۸۹۲۵.۵	۲.۴۳	۲.۳۸	۳.۴	۱.۱۹۳۷۶۵	۱.۳۰
۱۳۳۳	۷۶۲۷۱۳۳	۳۸۸۸۶۳.۷	۱۹۸۹۳۹	۲۱۰۲۱۱.۷	۲.۵۸	۲.۵۳	۸.۶	۳.۱۵۱۷۲۹	۱.۳۷
۱۳۳۴	۸۳۰۷۱۹۷	۴۶۷۵۱۹.۷	۲۱۰۳۸۶	۲۳۷۵۳۰.۷	۲.۷۴	۲.۶۸	۹.۴	۳.۵۹۵۷۴۴	۱.۶۷
۱۳۳۵	۸۷۹۹۴۲۰	۵۷۴۵۹۶	۲۴۷۶۸۹	۲۶۸۳۰۲.۶	۲.۹۱	۲.۸۴	۱۰.۲	۴.۰۷۲۵۹۸	۱.۸۵
۱۳۳۶	۹۰۵۳۹۳۴	۶۶۰۱۶۳.۵	۲۴۴۴۶۷	۲۸۵۴۸۹.۹	۳.۰۳	۲.۹۵	۱۰.۶	۴.۲۷۴۶۷۸	۲.۳۷
۱۳۳۷	۹۲۳۸۱۶۵	۷۲۱۴۳۳.۶	۲۲۶۱۸۳	۳۰۳۷۶۵.۲	۳.۱۶	۳.۰۶	۱۱	۴.۴۷۹۹۷۶	۲.۶۴
۱۳۳۸	۹۵۴۷۷۳۰	۷۵۲۳۷۵	۲۱۰۰۶۹	۳۲۳۱۹۶.۵	۳.۲۹	۳.۱۸	۱۱.۴	۴.۶۸۹۱۴۵	۲.۹۲
۱۳۳۹	۹۷۲۰۵۳۶	۷۷۸۰۳۱.۴	۱۸۲۲۷۸	۳۴۳۸۵۵.۷	۳.۴۲	۳.۳۰	۱۱.۸	۴.۹۰۲۰۳۸	۳.۵۲
۱۳۴۰	۹۹۱۵۴۴۱	۷۹۶۸۴۳.۵	۱۷۲۸۰۲	۳۶۶۱۴۲.۵	۳.۵۶	۳.۴۲	۱۲	۵.۰۳۴۷۹۴	۴.۳۷
۱۳۴۱	۱۰۱۹۸۸۱۵	۸۰۲۳۹۶.۲	۱۹۵۱۹۱	۳۸۹۶۹۰	۳.۷۱	۳.۵۵	۱۲.۳	۵.۲۱۲۰۸۴	۵.۱۸
۱۳۴۲	۱۰۵۵۳۰۳۶	۸۳۲۶۴۲.۷	۲۱۹۸۰۱	۴۱۴۵۴۹.۶	۳.۸۶	۳.۶۸	۱۲.۷	۵.۴۳۵۲۰۴	۶.۲۱
۱۳۴۳	۱۰۶۶۲۱۰۵	۸۶۹۰۲۵.۶	۲۱۶۳۴۲	۴۴۰۹۷۴.۲	۴.۰۲	۳.۸۲	۱۳.۱	۵.۶۶۲۲۵۳	۶.۹۸
۱۳۴۴	۱۰۹۳۲۷۱۰	۸۷۲۹۰۲.۹	۲۲۰۸۱۰	۴۶۸۸۴۳	۴.۱۹	۳.۹۶	۱۳.۶	۵.۹۳۶۹۶	۷.۲۹
۱۳۴۵	۱۱۰۵۶۳۳۰	۸۳۹۳۷۳.۲	۲۰۰۵۶۰	۴۹۸۲۰۸.۴	۴.۳۶	۴.۱۱	۱۴.۲	۶.۲۶۰۶۲۹	۸.۶۴
۱۳۴۶	۱۱۳۵۹۰۶۶	۸۴۴۲۸۸.۱	۱۹۷۷۴۵	۵۵۵۵۱۹.۸	۴.۴۹	۴.۲۷	۱۳	۵.۷۲۸۷۲	۱۱.۱۰
۱۳۴۷	۱۱۶۱۸۱۹۲	۸۱۹۴۷۲.۶	۱۸۵۲۸۸	۶۱۱۹۱۸.۷	۴.۶۳	۴.۴۳	۱۴.۴	۶.۳۴۴۵۱۳	۱۴.۲۹
۱۳۴۸	۱۱۹۱۷۶۶۴	۸۲۷۷۲۲.۹	۱۹۶۷۳۵	۶۸۴۸۳۰.۶	۴.۷۷	۴.۵۹	۱۴.۴	۶.۳۳۳۳۶۹	۱۷.۴۸
۱۳۴۹	۱۲۵۴۷۷۷۶	۸۱۹۸۹۳.۶	۲۲۳۶۶۴	۷۵۳۷۰۳.۲	۴.۹۲	۴.۷۷	۱۴	۶.۱۶۰۲۲	۱۸.۸۱
۱۳۵۰	۱۳۰۹۶۶۱۵	۸۶۰۷۶۶.۴	۲۵۱۸۳۳	۸۳۸۰۴۰.۶	۵.۰۷	۴.۹۵	۱۳.۴	۵.۸۹۳۲۸۸	۲۲.۰۳
۱۳۵۱	۱۳۲۳۱۸۴۳	۸۹۷۸۸۸	۲۶۲۵۳۹	۹۳۷۸۱۱.۴	۵.۲۳	۵.۱۳	۱۱.۴	۵.۰۱۱۲۰۷	۲۷.۷۲
۱۳۵۲	۱۳۴۱۵۰۸۴	۹۲۶۱۲۸.۳	۲۵۸۴۰۲	۱۰۴۴۲۲۶	۵.۳۹	۵.۳۲	۱۰.۵	۴.۶۱۳۲۹۸	۳۳.۶۰
۱۳۵۳	۱۳۶۸۹۴۲۲	۹۴۴۱۴۲.۸	۲۵۷۴۹۶	۱۱۶۱۵۳۸	۵.۵۵	۵.۵۲	۹.۸	۴.۳۰۳۶۱	۴۴.۱۷
۱۳۵۴	۱۴۰۷۴۰۰۹	۹۵۹۹۲۷.۹	۲۶۴۳۲۶	۱۲۷۷۸۳۴	۵.۷۲	۵.۷۳	۱۱.۵	۵.۰۴۷۶۵۱	۶۶.۰۹
۱۳۵۵	۱۴۵۷۱۵۷۲	۹۹۰۷۳۸.۱	۲۸۳۰۹۶	۱۴۳۲۵۳۸	۵.۹۰	۵.۹۵	۹.۱	۳.۹۹۲۲۴۸	۸۵.۲۲
۱۳۵۶	۱۵۰۲۲۹۱۷	۱۰۳۰۵۵۷	۲۹۲۶۷۸	۱۴۶۳۷۹۵	۶.۰۶	۶.۱۵	۱۳.۱	۶.۶۷۵۲۸۸	۱۰۰.۰۰
۱۳۵۷	۱۵۲۹۵۶۷۳	۱۰۷۱۸۴۰	۳۰۰۶۹۹	۱۴۳۲۱۶۴	۶.۲۳	۶.۳۶	۱۲.۴	۹.۰۷۳۷۹۷	۱۱۷.۸۷
۱۳۵۸	۱۵۷۹۰۷۳۳	۱۱۱۶۳۵۵	۳۰۵۱۴	۱۵۴۶۲۰۱	۶.۴۰	۶.۵۷	۱۳.۵	۱۱.۲۷۷۳۶	۱۴۱.۵۳
۱۳۵۹	۱۶۴۳۰۶۸۰	۱۱۶۲۱۳۹	۳۲۲۲۷۸	۱۶۸۷۵۶۵	۶.۵۸	۶.۸۰	۱۴.۳	۱۲.۴۷۷۳۲	۱۶۲.۰۲
۱۳۶۰	۱۷۰۲۰۸۲۴	۱۲۱۹۰۳۲	۳۳۱۰۴	۱۸۰۸۲۶۱	۶.۷۶	۷.۰۳	۱۴.۷	۱۴.۲۲۸۶۶	۱۸۰.۳۸
۱۳۶۱	۱۷۷۵۹۷۹۷	۱۲۸۸۵۱۱	۳۶۱۳۶۶	۱۹۱۹۲۲۳	۶.۹۴	۷.۲۷	۱۲.۲	۱۳.۹۶۵۷۱	۲۰۶.۱۴
۱۳۶۲	۱۸۳۴۳۱۵۲	۱۳۶۹۰۸۷	۳۹۰۴۸۸	۲۲۹۲۶۴۸	۷.۱۳	۷.۵۲	۱۱.۳	۱۲.۷۴۲۹۳	۲۴۰.۰۸
۱۳۶۳	۱۹۰۶۳۹۳۸	۱۴۵۶۵۰۳	۴۱۴۱۷۹	۲۴۰۹۲۶	۷.۳۳	۷.۷۷	۱۰.۳	۱۷.۱۴۱۶۴	۲۷۵.۵۲
۱۳۶۴	۱۹۷۴۳۰۱۴	۱۵۵۱۷۴۸	۴۳۴۶۳	۲۷۱۵۶۹۷	۷.۵۳	۸.۰۴	۱۱.۵	۱۵.۷۱۴۲۹	۳۱۲.۵۴
۱۳۶۵	۲۰۴۷۶۲۴۳	۱۶۴۵۹۷۳	۴۶۰۳۸۷	۲۹۳۴۸۲۲	۷.۷۴	۸.۳۱	۱۱.۳	۱۵.۸۸۴۰۲	۳۵۶.۴۵
۱۳۶۶	۲۱۲۳۶۹۱۶	۱۷۴۵۴۸۹	۴۹۷۶۷۱	۳۰۳۸۸۶۲	۷.۹۵	۸.۵۹	۱۰.۵	۱۶.۰۱۱۷۳	۴۲۲.۰۳