

## برآورد نرخ بهره‌ی تعادلی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل تعادل عمومی (۱۳۶۸:۴-۱۳۸۶:۴)

اصغر شاهمرادی

عضو هیأت علمی دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران

حسین کاوند

دکتری اقتصاد، دانشگاه تهران

کامران ندری

عضو هیأت علمی دانشگاه امام صادق (ع)

تاریخ دریافت: ۸۷/۱۲/۱۲ تاریخ پذیرش: ۸۸/۱۱/۱۶

### چکیده

در این مقاله تلاش می‌شود که با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۶۸:۴-۱۳۸۶:۴، سری زمانی نرخ بهره‌ی واقعی تعادلی به همراه تولید بالقوه<sup>۱</sup> برای اقتصاد ایران برآورد شود. برای این منظور، فرم ساختاری خلاصه شده‌ی تعادل عمومی و سازگار با اقتصاد ایران، طراحی و با استفاده از رهیافت فیلتر کالمن<sup>۲</sup>، متغیرهای غیرقابل مشاهده برآورد می‌شوند. براساس نتایج، در چارچوب یک تابع مطلوبیت نمایی، مقدار پارامتر ریسک‌گریزی نسبی برای اقتصاد ایران برابر با ۰.۴۶ برآورد شد. هم‌چنین، مقدار پارامتر نرخ ترجیحات زمانی برابر با ۰.۰۴ به‌دست آمد. نتایج نشان می‌دهد که مقدار متوسط نرخ بهره‌ی تعادلی در طول دوره‌ی (۱۳۶۸:۴ و ۱۳۸۶:۱)، برابر با ۰.۰۵۶ بوده است. بررسی سری زمانی برآورد شده حاکی از آن است که نوسانات این متغیر در طول دوره‌ی مورد بررسی، بسته به فواصل مختلف زمانی، رفتار متفاوتی را از خود نشان می‌دهد.

طبقه‌بندی JEL : E32, E43

کلید واژه: نرخ بهره‌ی تعادلی، تولید بالقوه، متغیرهای غیرقابل مشاهده، مدل فضا - حالت<sup>۳</sup>، کالمن فیلتر

---

1- Potential output.  
2 - Kalman filtering.  
3- State space model.

## ۱- مقدمه

بی‌شک قیمت سرمایه در ادبیات اقتصادی یکی از مفاهیم بنیادی است. در بیش‌تر تحلیل‌های اقتصادی، تعیین نرخ بازدهی سرمایه، عامل کلیدی در تحلیل موضوعات اقتصادی به‌شمار می‌رود. در اقتصاد ایران، باتوجه به مباحثی که پیرامون نرخ بهره و قانون عملیات بانکی بدون ربا انجام می‌شود، موضوع نرخ بازدهی سرمایه یا به تعبیر اقتصادی نرخ بهره، همواره چالش برانگیز بوده است. این مقاله بدون آن که بخواهد وارد این زمینه شود، تلاش دارد برای نخستین بار بتواند نرخ بازگشت سرمایه (یا همان نرخ بهره) را تنها با تکیه بر مفاهیم اقتصادی رایج و در قالب یک مدل نئوکلاسیکی تعادل عمومی، محاسبه کند.

مؤلفان این مقاله به خوبی آگاهی دارند که دستیابی به چنین نرخ‌ی و ارائه‌ی آن، می‌تواند چالش‌های متعددی را از زاویه‌ی اقتصاد اسلامی ایجاد کند، ولی همان‌گونه که پیش‌تر نیز اشاره شد، سعی آن‌ها در دستیابی به یک نرخ بازدهی است که اقتصاد ایران را در قالب یک مدل تعادل عمومی نئوکلاسیکی به تعادل برساند. به بیان دیگر، باور نویسندگان این است که مجموعه متغیرهای اقتصادی ایران اعم از تولید ناخالص داخلی واقعی، تورم، رشد و مصرف، در قالب یک مدل تعادل عمومی قابل حل‌اند و لذا متغیر نرخ بهره که در این نوع مدل‌ها نقش اساس دارد را می‌توان به صورت یک متغیر غیرقابل مشاهده فرض و برآورد کرد.

خواننده‌ی محترم توجه دارد که به دلیل اعمال سیاست‌های مختلف از سوی دولت در زمینه‌ی نرخ بازدهی سرمایه یا نرخ بهره یا سود، اطلاع دقیقی از این متغیر در دسترس نیست. هم‌چنین، نرخ سودآوری اوراق مشارکت یا نرخ سوددهی حساب‌های مختلف نظام بانکی، به دلیل تحت تأثیر قرار گرفتن از سیاست‌های دستوری دولت‌های گوناگون، نمی‌توانند معیار مناسبی از نرخ بهره‌ی تعادلی باشند. شاید وجوه بازار ثانویه برای سرمایه در خارج از نظام بانکی رسمی کشور، مؤید همین ادعا باشد که اقتصاد با نرخ دیگری به فعالیت می‌پردازد که الزاماً مساوی با نرخ سود اعلام شده از سوی دولت یا بانک مرکزی نیست.

نویسندگان چنین می‌پندارند که نرخ بهره‌ی مؤثر در اقتصاد ایران به دلایل دخالت‌های دولت و جیره‌بندی اعتباری بانک‌ها، یک متغیر غیرقابل مشاهده است، لذا می‌توان در یک سیستم تعادل عمومی، این متغیر را در کنار سایر متغیرهایی که قابل مشاهده هستند، برآورد کرد. مدل ارائه شده در این مقاله بر اساس رهیافت کالمن، این

متغیر غیرقابل مشاهده را از مجموعه‌ای از داده‌های قابل مشاهده در قالب مدل تعادل عمومی محاسبه می‌کند.

امید آن داریم که این کوشش راهگشای تحقیقات بعدی در این زمینه باشد و بتواند برای سیاست‌گذاران اقتصادی دورنمایی هر چند تقریبی از نرخ بهره‌ی تعادلی را ترسیم کند. توضیح این نکته ضروری نیست که مطالعات تحقیقی که نیاز به استفاده از نرخ بهره را دارند، می‌توانند با اتکا به این مطالعه این مشکل بزرگ را از پیش روی خود بردارند.

در ادامه این مقاله به صورت زیر تنظیم شده‌است: ابتدا پس از مروری کوتاه بر ادبیات، رابطه‌ی نرخ بهره‌ی تعادلی، در چارچوب مسئله‌ی حداکثرسازی مطلوبیت و در حالت تعادل عمومی مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس این رابطه با تصریح تابع مطلوبیت، استخراج شده و در کنار سایر روابط، فرم خلاصه شده‌ی یک سیستم معادلات ساختاری معرفی خواهد شد. پس از آن، چگونگی برآورد مدل در چارچوب رهیافت کالمن ارائه می‌شود. سپس نتایج برآورد مدل، گزارش و مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهند گرفت. در بخش نهایی نیز نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

## ۲- نظریه‌ی بهره‌ی تعادلی

اصطلاح بهره‌ی طبیعی، ابتدا توسط بوم باورک<sup>۱</sup> (۱۸۹۰)، برای توضیح درآمد حاصل از سرمایه، مورد استفاده قرار گرفت. می‌توان گفت فیشر<sup>۲</sup> (۱۹۳۰)، در کتاب نظریه‌ی بهره، به تبیین نرخ بهره و مبانی وجودی آن با رویکرد اقتصاد خرد می‌پردازد.

هم‌چنین ویکسل (۱۹۳۶)، یکی از اولین اقتصاددانانی بوده است که به تفاوت نقش بهره‌ی تعادلی (طبیعی) با نرخ بهره‌ی بانکی (نرخ بهره‌ی قراردادی<sup>۳</sup>) در اقتصاد کلان و اقتصاد پولی اشاره می‌کند. نرخ بهره‌ی تعادلی در فضای یک اقتصاد تعادلی تعریف می‌شود، که در آن تولید در حد بالقوه قرار داشته و نرخ تورم نیز از ثبات کافی برخوردار است (نرخ تورم مقدار ثابتی باشد). در ادبیات اقتصادی، نرخ بهره‌ی تعادلی به عنوان معیاری برای هدایت نرخ بهره‌ی واقعی تلقی می‌شود. به عبارت دیگر، زمانی که نرخ بهره‌ی واقعی کوتاه‌مدت در بالا یا پایین این نرخ قرار می‌گیرد، می‌توان با استفاده از ابزار

1- Bohm-Bawerk (1980).

2- Fisher (1930).

۳- نرخ بهره‌ی واقعی (قراردادی)، یعنی نرخ‌ی که در قراردادهای مدت‌دار، چه در معاملات مالی و چه در معاملات حقیقی، مبنای محاسبه‌ی ارزشی است، که به واسطه‌ی عامل زمان در زندگی اقتصادی بروز می‌کند.

سیاست‌های پولی انبساطی و انقباضی نرخ بهره‌ی واقعی کوتاه‌مدت را به سمت مقدار طبیعی آن هدایت کرد. این موضوع با بسط و اتکا به قاعده‌ی تیلور<sup>۱</sup> (۱۹۹۳)، در اقتصادهای غربی و اقتصادهای توسعه یافته، کاملاً واضح و مشخص است. بر اساس قاعده‌ی تیلور، نرخ بهره‌ی واقعی از مقدار طبیعی آن بالاتر قرار خواهد گرفت، هرگاه تورم از مقدار هدف آن بالاتر باشد و برعکس. اگرچه در اقتصاد ایران قاعده‌ی تیلور به معنای واقعی آن قابل اجرا نیست، اما به نظر می‌رسد که آگاهی از نرخ تعادلی بهره در اقتصاد ایران، نقطه‌ی شروعی برای فعال‌تر کردن سیاست‌های پولی و یا ایده دادن به تصمیم‌گیران اقتصادی برای تنظیم بهینه‌ی نرخ‌های سود بانکی در شرایط مختلف اقتصادی (سیاست‌های پولی غیرمستقیم)، حائز اهمیت باشد. نباید فراموش کرد که نرخ بهره‌ی تعادلی نه تنها باید به طور مستقیم با عوامل واقعی اقتصاد ارتباط داشته باشد، بلکه باید بتواند تغییرات ساختاری رخ داده در تولید را نیز منعکس کند. در راستای برآورد نرخ بهره‌ی تعادلی با این چنین ویژگی‌هایی در ادبیات اقتصادی، می‌توان به مطالعاتی نظیر رودبوش<sup>۲</sup> (۲۰۰۱)، اورفانیدس و ویلیامس<sup>۳</sup> (۲۰۰۲)، لوبک و ویلیامس<sup>۴</sup> (۲۰۰۳) و سیمون و سویلانو<sup>۵</sup> (۲۰۰۴)، اشاره کرد. به‌عنوان مثال لوبک و ویلیامس، با استفاده از یک فرم ساختاری خلاصه شده و با استفاده از رهیافت فیلتر کالمن<sup>۶</sup>، سری زمانی نرخ بهره‌ی تعادلی، تولید بالقوه و نرخ رشد آن را برای اقتصاد آمریکا برآورد کرده‌اند. در ادامه، با معرفی یک فرم خلاصه شده مناسب با ساختار اقتصاد ایران، نرخ بهره‌ی تعادلی به همراه تولید بالقوه<sup>۷</sup> برای اقتصاد ایران در فاصله‌ی زمانی ۱۳۸۶:۴- برآورد و مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت.

### ۳- معرفی مدل

یکی از روش‌ها برای استخراج رابطه‌ای که از طریق آن بتوان نرخ بهره‌ی تعادلی را برآورد و مورد ارزیابی قرار داد، استفاده از رهیافت حداکثرسازی بین دوره‌ای تصادفی

1- Taylor (1993).

2- Rudebusch (2001).

3- Orphanides and Williams (2002).

4- Laubach and Williams (2003).

5 - Simo'n and Sevellano (2004).

۶- برای آشنایی مختصر با مفاهیم کالمن فیلتر، به مطالعه‌ی عباسی‌نژاد- کاوند (۱۳۸۶)، مراجعه شود.

۷- برای آشنایی با مفهوم تولید بالقوه و شکاف تولید و نحوه‌ی استخراج آن‌ها برای اقتصاد ایران، به مطالعه‌ی کاوند- باقری (۱۳۸۶) مراجعه شود.

می‌باشد. برای روشن تر شدن موضوع ابتدا تابع مطلوبیت را در حالت کلی معرفی کرده و سپس تابع مطلوبیت به صورت تابع مطلوبیت نمایی<sup>۱</sup> تصریح خواهد شد. با تبعیت از لوکاس (۱۹۷۸) و در چارچوب یک مدل نئوکلاسیکی، می‌توان رفتار مصرف کننده را به صورت زیر تصریح نمود. فرض کنید که یک مصرف کننده نمونه<sup>۲</sup>، برای یافتن مناسب ترین مقدار مصرف بین دوره‌ای<sup>۳</sup> خود، در پی حداکثر کردن تابع مطلوبیت انتظاری زیر باشد:

$$\text{Max } E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j U(C_{t+j}) \right] \quad (1)$$

$$\text{S.t } F(K_t) = C_t + K_{t+1} - (1-\delta)K_t$$

که در آن  $\beta$ ، بیانگر عامل تنزیل زمانی،  $C_{t+j}$  بیانگر مقدار مصرف در دوره‌ی  $t+j$  و  $U(C_{t+j})$  نشان دهنده‌ی میزان مطلوبیت به دست آمده از مصرف در زمان  $t+j$  است. با حداکثرسازی رابطه‌ی فوق، مشروط به قید بودجه‌ی مصرف کننده، یکی از شرایط مرتبه‌ی اول یا همان معادله‌ی اوپلر<sup>۴</sup>، به صورت زیر به دست خواهد آمد<sup>۵</sup>:

$$U'(C_t) = \beta E_t [(1+r_{t+1})U'(C_{t+1})] \quad (2)$$

در رابطه‌ی فوق، با فرض رقابت کامل،  $r_t$  بیانگر نرخ بازدهی سرمایه (خالص از نرخ استهلاک) است، که از این به بعد به عنوان نرخ بهره‌ی تعادلی در نظر گرفته می‌شود. سمت چپ معادله‌ی (۲)، بیانگر هزینه‌ی از دست رفتن مطلوبیت به دلیل یک واحد پولی (دلار) مصرف کمتر در زمان  $t$  است. سمت راست معادله‌ی (۲) نیز بیانگر مطلوبیت نهایی انتظاری ناشی از پس انداز یک واحد پولی در زمان  $t$  می‌باشد، که مصرف کننده آن را به قیمت  $(1+r_{t+1})$  در زمان  $t+1$  فروخته و به مصرف می‌رساند. به عبارت دیگر، مصرف کننده به دنبال برابر کردن هزینه‌ی نهایی و منفعت انتظاری نهایی در هر دوره است. با تقسیم دو طرف رابطه‌ی (۲) بر  $U'(C_t)$  می‌توان نوشت:

$$1 = E_t \left[ (1+r_{t+1}) \beta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right] \quad (3)$$

1- Power utility.  
2- Representative investor.  
3- Intertemporal choice.  
4- Euler equation.

۵- برای اطلاع بیشتر به کتاب رومر و یا بلانچارد و فیشر مراجعه شود.

با توجه به این که  $\beta = \frac{1}{1+\rho}$ ، که در آن  $\rho$  بیانگر نرخ ترجیحات زمانی است، رابطه‌ی فوق را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$1+\rho = E \left[ (1+r_{t+1}) \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right] \quad (4)$$

### ۳-۱- تصریح تابع مطلوبیت

در مطالعات تجربی یک تصریح برای تابع مطلوبیت در رابطه‌ی ۴ در نظر گرفته می‌شود. این تابع مطلوبیت را می‌توان به صورت تابع نمایی زیر نوشت:

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad (5)$$

که در آن  $\gamma$ ، بیانگر ضریب ریسک‌گریزی نسبی<sup>۱</sup> است. می‌توان نشان داد که در تابع مطلوبیت فوق‌کشش جانشینی بین دوره‌ای عکس  $\gamma$  است. با به‌کارگیری رابطه‌ی (۴) برای تابع مطلوبیت (۵)، می‌توان نوشت:

$$1+\rho = E_t \left[ (1+r_{t+1}) \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \right] \quad (6)$$

که با استفاده از بسط تیلور حول  $r = g_c = 0$  می‌توان نوشت<sup>۲</sup>:

$$r_{t+1} = \rho + \gamma E g_{c,t+1} - \frac{1}{2} \gamma(1+\gamma) \text{var}(g_{c,t+1}) \quad (7)$$

و به طور خلاصه‌تر:

$$r_{t+1} = \rho + \gamma g_{c,t+1} + u_{t+1} \quad (8)$$

که در آن  $g_{c,t}$ ، نرخ رشد مصرف (که در بخش برآورد مدل، مطابق با ادبیات، برابر با نرخ رشد تولید در نظر گرفته می‌شود<sup>۳</sup>) و  $u_t$  بیانگر سایر جملات رابطه‌ی (۷) به همراه هر آن‌چه که از امیدریاضی رابطه‌ی (۷) باقی مانده است، می‌باشد.  $r_t$  در رابطه‌ی فوق را نرخ بهره‌ی تعادلی می‌نامند. لازم به‌ذکر است که  $u_t$  یک جمله‌ی خطا به صورت فرایند تصادفی ARMA(p,q) خواهد بود، که براساس ساختار داده‌های مورد بررسی و معیارهای خوبی برازش، فرایند آن تعیین خواهد شد. همان‌طور که از رابطه‌ی (۸)

1- Relative risk aversion coefficient.

2- Campbell (1997).

3- Laubach and Williams (2003).

مشخص است، نرخ بهره‌ی تعادلی نه تنها به طور مستقیم با عوامل واقعی اقتصاد ارتباط دارد، بلکه تغییرات ساختاری رخ داده در تولید را نیز منعکس می‌کند. برای روشن تر شدن مفهوم رابطه‌ی (۸)، فرض می‌شود که اقتصاد در یک فضای غیرتصادفی قرار داشته باشد. به عبارت دیگر، در چنین شرایطی  $u_t$  از رابطه‌ی مذکور حذف خواهد شد و خواهیم داشت:

$$r_{t+1} = \rho + \gamma g_{c,t+1} \quad (۸)'$$

در رابطه‌ی فوق  $\rho$  بیانگر نرخ ترجیح زمانی است. مقدار مثبت آن نشان می‌دهد که واحدهای مطلوبیتی که در دوره‌های آتی توسط خانوار نمونه کسب می‌شوند، ارزش کم‌تری نسبت به مطلوبیت‌های دریافت شده در زمان جاری دارند. ضریب  $\gamma$  نیز بیانگر ریسک‌گریزی نسبی است<sup>۱</sup> که ارتباط مستقیم با میزان تقعر تابع مطلوبیت<sup>۲</sup> دارد،  $(\gamma = -\frac{U''(c)c}{U'(c)})$ . بنابراین هرچه تقعر تابع مطلوبیت سرمایه‌گذار بیشتر باشد، سرمایه‌گذار ریسک‌گریزتر خواهد بود. بر اساس رابطه‌ی (۸)'، اگر سرمایه‌گذار یک جریان مصرفی بخواهد را مدنظر قرار دهد، آن‌گاه  $g_c = 0$  و لذا  $r = \rho$ . لذا، خانوار تنها زمانی تمایل خواهد داشت که از این جریان بخواهد مصرف عدول نماید و به عبارت دیگر (مثلاً برای زمانی که  $g_c > 0$ )، با از دست دادن مقداری از مصرف دوره‌ی جاری خود، مصرف فردای خود را افزایش دهد، که نرخ بهره‌ی  $r$  به مقدار کافی از  $\rho$  بزرگ‌تر باشد. به عبارت دیگر  $\gamma$ ، همان مقدار جبران اضافی است که شخص در صورت کاهش یک واحدی مصرفش از روند بخواهد آن در دوره‌ی کنونی، انتظار دارد که در دوره‌ی بعد نصیبش شود، بنابراین هرچه تقعر تابع مطلوبیت بیشتر باشد، تمایل به داشتن جریان مصرفی بخواهد در شخص قوی‌تر است و لذا شخص ریسک‌گریزتر خواهد بود و مقدار  $\gamma$  نیز بیشتر می‌شود. بر اساس رابطه‌ی (۸)'، این بدین معنی است که با افزایش مقدار  $\gamma$ ، برای مقدار مشخصی از  $g_c$ ، شخص مقدار جبران بیشتر می‌خواهد تا از مصرف بخواهد خود بگذرد و با قرض دادن و یا پس‌انداز آن، مصرف دوره‌ی بعدش را افزایش

1 - Salia Martin.

۲- شرط تقعر تابع مطلوبیت، بیانگر تمایل خانوار برای هموار کردن جریان مصرفی خود در طول زمان است. به عبارت دیگر خانوار نمونه، الگوی مصرفی که میزان مصرف در آن در طول زمان نسبتاً بخواهد را به الگوی مصرفی که در آن مقدار مصرف در برخی از دوره‌ها خیلی کم و در برخی دیگر از دوره‌ها خیلی زیاد باشد، ترجیح می‌دهد. چنین تمایلی از جانب خانوار نمونه برای بخواهد ماندن مصرفش در طول زمان، سبب می‌شود که خانوار به امر تصمیم‌گیری برای پس‌انداز اقدام کند. به عبارت دیگر زمانی که درآمد خانوار کاهش می‌یابد، برای حفظ سطح مصرفش دست به استقراض می‌زند و در زمانی که درآمد نسبتاً بالایی دارد، به پس‌انداز خواهد کرد.

دهد، لذا نرخ بهره‌ی  $r$  بایستی به مقدار زیادتری از  $\rho$  بیش‌تر باشد و شخص به مقدار زیادتری جبران شود.

از آن‌جایی که نرخ بهره‌ی تعادلی یک مقدار غیرقابل مشاهده است، لذا یکی از روش‌های برآورد آن، استفاده از مدل‌های فضا-حالت است. در این مقاله سعی خواهد شد که با تعدیل معادلات استفاده شده توسط لویچ و ویلیامس (۲۰۰۳)، بر اساس داده‌های فصلی و ساختار اقتصاد ایران، سری زمانی نرخ بهره‌ی تعادلی برای دوره‌ی ۱۳۸۶:۰۴-۱۳۶۷:۰۴ برآورد شود. برای این منظور، سیستم معادلات زیر مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$\begin{aligned} r_t &= \rho + \gamma g_{c,t} + u_t & (a) \\ g_{y,t} &= g_{y,t-1} + \varepsilon_{gt} & (b) \\ y_t - y_t^* &= \hat{y}_t = B(L)\hat{y}_{t-1} + \varepsilon_{\hat{y}t} & (c) \\ \pi_t &= A_y(L)\hat{y}_{t-1} + A_\pi(L)\pi_{t-1} + A_X X_t + \varepsilon_{\pi t} & (d) \\ y_t^* &= y_{t-2}^* + g_{y,t-1} + \varepsilon_{y_t^*} & (e) \end{aligned} \quad (9)$$

در سیستم فوق، (۹-ع)، بیانگر رابطه‌ی تولید بالقوه‌ی واقعی سرانه است. از آن‌جایی که در رابطه‌ی (۹-د) از نرخ تورم سالانه با تواتر فصلی استفاده خواهد شد، لذا رابطه‌ی (۹-ع) به‌گونه‌ای نوشته شده است که نشان می‌دهد تولید بالقوه با تواتر فصلی از یک نرخ رشد سالانه‌ی تصادفی برابر با  $(g_y)$  برخوردار است و این نرخ رشد نیز از یک فرایند گام تصادفی تبعیت می‌کند تا بتواند تغییرات ساختاری رخ داده در اقتصاد را در دوران مورد بررسی دنبال کند (رابطه‌ی (۹-ب)). شایان ذکر است که یکی دیگر از علل تصریح رابطه‌ی تولید بالقوه به صورت (۹-ع)، حذف نوسانات فصلی از داده‌های مورد استفاده است. با توجه به ادبیات موضوع<sup>۱</sup>، فرض می‌شود که  $g_{c,t} = g_{y,t}$  باشد. بنابراین رابطه‌ی (۹-ا)، بیانگر ارتباط بین نرخ بهره‌ی تعادلی با نرخ رشد و نرخ ترجیح زمانی خواهد بود و این رابطه در حقیقت همان معادله‌ی (۸) استخراج شده در بخش قبل می‌باشد. ارتباط بین نرخ تورم سالانه با نرخ تورم انتظاری (به‌صورت وقفه‌های نرخ تورم) و وقفه‌های انحرافات لگاریتم طبیعی تولید واقعی سرانه از مقدار لگاریتم تولید بالقوه‌ی سرانه‌ی (شکاف تولید<sup>۲</sup>) یا همان درصد انحرافات تولید از مقدار بالقوه‌ی آن) و یک سری

1- Laubach and Williams (2003).

2- Output gap.



متغیرهای برون‌زا که به صورت برداری از متغیرها در بردار  $X_t$  مشخص می‌شوند، در رابطه‌ی (۹-d) تصریح شده است. در نهایت این که، رابطه‌ی (۹-c) ارتباط بین شکاف تولید ( $\hat{Y}_t$ ) با وقفه‌های آن را به صورت یک مدل خودرگرسیون ارائه می‌کند. عبارات  $A(L)$  و  $B(L)$  نیز بیانگر اپراتورهای وقفه‌ی مربوط به معادلات تورم و شکاف تولید هستند، و تعداد وقفه‌های مناسب به گونه‌ای انتخاب خواهند شد که پسماندهای سیستم همگی نوفه‌ی سفید<sup>۱</sup> شوند.

پس از تصریح سیستم معادلات فوق به صورت یک مدل فضا - حالت، بر اساس رهیافت کالمن، می‌توان ضمن برآورد پارامترهای مدل، مقادیر غیرقابل مشاهده‌ی تولید بالقوه‌ی سرانه (و به تبع آن شکاف تولید)، نرخ رشد تولید بالقوه ( $G_y$ ) و نرخ بهره‌ی تعادلی را برآورد کرد.

#### ۴- برآورد مدل

در سیستم معادلات ۹، روابط (۹-a)، (۹-b) و (۹-e) به علت این که متغیرهای وابسته‌ی آن‌ها غیرقابل مشاهده‌اند، بیانگر معادلات وضعیت<sup>۲</sup> و معادلات (۹-c) و (۹-d) نیز بیانگر معادلات انتقال<sup>۳</sup> هستند. سیستم معادلات فوق با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۸۶:۰۴-۱۳۶۷:۰۴، برآورد می‌شود. قبل از پرداختن به مسئله‌ی برآورد مدل، باید عناصر بردار  $X_t$  مشخص شوند. با توجه به ماهیت تأثیرپذیری عمده‌ی نرخ‌های تورم از تغییرات حجم پول در اقتصاد ایران (چه به دلیل بدهی‌های دولت به بانک مرکزی به علت تسفیه‌ی کسری‌های بودجه‌ی عمومی باشد و چه به علت افزایش پایه‌ی پولی به دلیل افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در اثر افزایش‌های شدید قیمت‌های نفت)، لذا به نظر می‌رسد که نرخ رشد نقدینگی و وقفه‌های آن بتوانند اثر معنی‌داری بر روی نرخ تورم داشته باشند. براساس بررسی‌های مربوط به خوبی برازش مدل و نوفه‌ی سفید شدن پسماندهای مدل مشخص شد که تنها یک وقفه از نرخ رشد نقدینگی باید در الگو وارد شود. بنابراین، در این مقاله نرخ رشد نقدینگی در زمان  $t$  ( $m_t^0$ ) و وقفه‌ی آن ( $m_{t-1}^0$ )، به عنوان متغیرهای برون‌زای مدل در نظر گرفته شده‌اند. هم‌چنین، در ارتباط با تعداد وقفه‌های نرخ تورم به عنوان معیاری از نرخ تورم انتظاری، دو وقفه از این

1- White noise.

2- State equations.

3- Transition equations.

متغیر در مدل منظور شده‌اند. علاوه بر این، تعداد وقفه‌های مناسب برای متغیر شکاف تولید نیز سه وقفه تعیین شده است. به عبارت دیگر، سیستم فوق را می‌توان به صورت زیر تصریح کرد:

$$(۹)'$$

$$r_t = \rho + \gamma g_t + \varepsilon_{rt} \quad (a)'$$

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_{gt} \quad (b)'$$

$$\pi_t = \alpha_{y,\hat{y}} \hat{y}_{t-1} + \alpha_{\pi,\pi} \pi_{t-1} + \alpha_{\pi,m} \pi_{t-2} + \alpha_{\pi,m^o} m_t^o + \alpha_{\pi,m^o} m_{t-1}^o + \varepsilon_{\pi t} \quad (c)'$$

$$\hat{y}_t = \varphi_1 \hat{y}_{t-1} + \varphi_2 \hat{y}_{t-2} + \varphi_3 \hat{y}_{t-3} + \varepsilon_{y\hat{y}t} \quad (d)'$$

$$y_t^* = y_{t-3}^* + g_{t-1} + \varepsilon_{y^*t} \quad (e)'$$

یکی از نکاتی که در ارتباط با ضرایب  $R(3)$  در رابطه‌ی (۹-d) باید مد نظر قرار بگیرد، این است که شکاف تولید یک متغیر ماناست و لذا در هنگام برآورد مدل باید ضرایب این متغیر به نحوی مقید شوند که ریشه‌های معادله‌ی  $1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \varphi_3 L^3 = 0$  همگی خارج دایره واحد قرار گیرند. برای تأمین این شرط همانند کیم و نلسون<sup>۱</sup> (۱۹۹۹)، قیودی بر مدل اعمال شده است. در ارتباط با جزء  $u_t$  در رابطه‌ی (۹-a)، مشخص شد که بهترین تصریح، استفاده از جمله‌ی نوفه‌ی سفید  $\varepsilon_{rt}$  به صورت رابطه‌ی (۹-a) است.

پس از تصریح کامل سیستم فوق به صورت یک مدل فضا-حالت<sup>۲</sup>، خواهیم داشت<sup>۳</sup>:

$$\begin{cases} \text{State Eq } \eta_t = T \eta_{t-1} + C_t + R w_t ; w \sim N(0, RQR') ; t=1, \dots, T & (a) \\ \text{Transition Eq } y_t = Z \eta_{t-1} + d_t + v_t ; v \sim N(0, H) ; t=1, \dots, T & (b) \end{cases} \quad (10)$$

که در معادلات وضعیت، ماتریس  $T$  یک ماتریس مربع از مرتبه‌ی  $G$ ،  $C$  یک بردار ستونی و جملات خطای بردار  $w_t$  به طور سریالی مستقل از هم هستند. همچنین در معادلات انتقال نیز  $Z$  یک ماتریس  $N \times G$ ،  $d_t$  نیز یک بردار ستونی و جملات خطای  $v_t$  به طور سریالی مستقل از هم می‌باشند. برای سیستم<sup>۱</sup> (۱۰)،  $N = 2, G = 7$  می‌باشد.

1- Kim and Nelson (1999).

۲- علاقه‌مندان می‌توانند این تصریح را در صورت نیاز از نگارندگان درخواست نمایند.

3- Harvay (2001).

بر اساس سیستم معادلات (۱۰)، در صورتی که  $\eta_{t|t-1}$  بیانگر پیش‌بینی بردار وضعیت  $\eta_t$  بر اساس اطلاعات موجود تا زمان  $t-1$  باشد، آن‌گاه در صورتی که ماتریس واریانس-کوواریانس مربوط به خطای اندازه‌گیری آن با  $P_{t|t-1}$  نشان داده شود، مقدار  $\eta_{t|t-1}$  و  $P_{t|t-1}$  پس از به هنگام شدن بر اساس معادله‌ی ریکاتی<sup>۱</sup>، به صورت زیر خواهند بود:

$$\begin{aligned} \eta_{t+1|t} &= (T - KZ)\eta_{t|t-1} + Ky_t + (c_{t+1} - Kd) \\ P_{t+1|t} &= T \left( P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z' F^{-1} Z P_{t|t-1} \right) T' + RQR' \end{aligned} \quad (11)$$

که در آن ماتریس‌های  $K$  و  $F$  به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} F &= Z P_{t|t-1} Z' H \quad t=1, \dots, T \\ K &= T P_{t|t-1} Z' F^{-1} \quad t=1, \dots, T \end{aligned} \quad (12)$$

بر اساس معادلات فوق می‌توان تابع حداکثر راستنمایی را به صورت زیر نوشت:

$$\log L = -\frac{NT}{\gamma} \log(\gamma\pi) - \frac{1}{\gamma} \sum_{t=1}^T \log |F| - \frac{1}{\gamma} \sum_{t=1}^T v' F^{-1} v \quad (13)$$

هم‌چنین برای این سیستم، بردار برون‌زای  $c_t$  حاوی مقادیر ثابت (عرض از مبدا) معادلات وضعیت می‌باشد. به عبارت دیگر برای دوره‌ی زمانی  $t = 1, \dots, T$  می‌توان نوشت:  $c = BS$  که در آن  $B_{G \times 1}$  و یک بردار  $S_{1 \times T}$  برداری است که تمامی عناصر آن عدد یک می‌باشند. این درحالی است که بردار برون‌زای  $d_t$  به صورت  $d_t = AX_t$  بوده به‌طوری که  $A_{N \times G}$  و  $X_{t, G \times 1} = [y_{t-1}, y_{t-2}, y_{t-3}, \pi_{t-1}, \pi_{t-2}, m_t^o, m_{t-1}^o]'$  می‌باشند.

شایان ذکر است که یکی از مشکلات برآورد مدل‌های فضا-حالت به روش عددی، حساس بودن نتایج به مقدار اولیه است. برای این منظور، در این مقاله تلاش شده‌است که مقادیر اولیه به‌طور کاملاً تصادفی در مرحله‌ی اول انتخاب شوند (البته با اعمال قیود مورد نیاز بر روی پارامترهای مدل) و سپس مدل سازگار با داده‌ها به تعداد ۲۰۰۰ بار با مقادیر اولیه‌ی مختلف برآورد شود. و از بین آن‌ها مجموعه‌ی مقادیر اولیه‌ای که منجر به بیش‌ترین مقدار برای لگاریتم تابع راستنمایی شود، به عنوان بهترین مقادیر اولیه انتخاب می‌شوند. بررسی‌های انجام شده بر روی تصریح سیستم (۹) نشان داد که بیش از ۹۰ درصد از مقادیر اولیه‌ی مختلف، به نتایج یکسانی در مورد مقدار لگاریتم تابع

1- Riccati equation.

راست‌نمایی منجر می‌شوند. بنابراین با اطمینان از این که مقدار حداکثر راست‌نمایی حاصل شده است، مقدار اولیه‌ای که پسماندهای نوفه‌ی سفید را برای جملات خطای سیستم تولید کند، به عنوان بهترین مقدار اولیه و مدل برآوردی نیز به عنوان مدل نهایی انتخاب می‌شود.

از سویی دیگر چون تاکنون کار تجربی زیادی برای محاسبه‌ی مقدار نرخ ترجیحات زمانی ( $\rho$ ) برای اقتصاد ایران انجام نشده‌است، لذا با توجه به ارتباط بین این پارامتر با

$\beta$  بر اساس رابطه‌ی ( $\beta = \frac{1}{1+\rho}$ )، با داشتن برآوردهایی از مقدار  $\beta$ ، می‌توان محدوده‌ای برای  $\rho$  به دست آورد. بر اساس مطالعه‌ی انجام گرفته توسط عباسی‌نژاد و دیگران (۱۳۸۸)، مقدار سالانه‌ی  $\beta$  بین ۰/۹۲ تا ۰/۹۶ و مقدار فصلی آن بین ۰/۹۸ تا ۰/۹۹ برای اقتصاد ایران برآورد شده است. بر اساس این مقادیر، می‌توان انتظار داشت که مقدار  $\rho$  در فاصله‌ی  $a = ۰/۰۱$  و  $b = ۰/۰۸$  قرار بگیرد. برای این منظور نیز قیدی بر مدل اعمال شده است. به عبارت دیگر در چنین حالتی،  $\rho$  به طور مستقیم برآورد نخواهد شد، بلکه برای تضمین قید فوق،  $\rho$  به صورت تابعی از پارامتر دیگر تعریف می‌شود:  $\rho = f(\kappa)$ . بنابراین، ابتدا مقدار  $\kappa$  برآورد می‌شود و سپس،  $\rho$  بر اساس تابع مذکور محاسبه خواهد شد.

برای محاسبه‌ی ماتریس واریانس-کواریانس مربوط به پارامترهای مدل، ابتدا ماتریس هشین برای لگاریتم تابع راست‌نمایی محاسبه شده و سپس بر اساس آن، ماتریس اطلاعات<sup>۱</sup> به صورت  $I = -(H)^{-1}$  به دست می‌آید که در آن  $H$ ، بیانگر ماتریس هشین است. در نهایت ماتریس واریانس-کواریانس به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{Var} - \text{Cov} = \frac{1}{T} I \quad (۱۴)$$

که جذر عناصر روی قطر اصلی آن، همان انحراف معیار پارامترهای برآوردشده‌ی مدل به شمار می‌رود. لازم به ذکر است که چون مقدار برخی از پارامترهای مدل به طور غیرمستقیم و بر اساس تابعی از پارامترهای برآورد شده محاسبه می‌شوند، لذا برای برآورد انحراف معیار آن‌ها از روش دلتا<sup>۲</sup> استفاده می‌شود<sup>۳</sup>. برای این منظور مثلاً برای محاسبه‌ی مقدار انحراف معیار  $\rho$  به صورت ذیل عمل می‌شود.

1- Information matrix.

2 -Delta method .

3- Davison and Makinnon (2004), p.202-206.

ابتدا از تابع  $f(k)$  مشتق گرفته و مقدار قدر مطلق آن به ازای  $\hat{k}$  محاسبه و سپس در انحراف معیار به دست آمده برای  $(\sigma_k)k$ ، ضرب می‌شود. به عبارت دیگر:

$$\sigma_p = |f'(\hat{k})| \sigma_k \quad (15)$$

#### ۴-۱- نتایج برآورد مدل

برای برآورد مدل از نرم افزار Matlab استفاده شده است. جدول (۱)، نتایج مربوط به برآورد پارامترهای مدل را ارائه می‌دهد. براساس این جدول، تمامی پارامترهای مدل از نظر آماری در سطح بحرانی ۰.۵ درصد معنی‌دار هستند. نتایج حاکی از آن است که انحرافات مثبت تولید واقعی سرانه از مقدار بالقوه‌ی آن، دارای اثر مثبت و معنی‌داری روی تورم بوده است. به عبارت دیگر هرگاه به هر دلیلی تولید واقعی از مقدار بالقوه‌ی آن به اندازه‌ی یک درصد تغییر داشته باشد، انتظار می‌رود که تورم در فصل بعدی به اندازه‌ی ۰/۸۵ درصد واکنش از خود نشان دهد. از سوی دیگر تورم نسبت به مقدار آن در دوره‌ی قبل و دو دوره‌ی قبل نیز حساس است و به ترتیب به اندازه‌ی ۰/۶۳ و ۰/۱۲ تحت تأثیر آن‌ها قرار می‌گیرد. از آنجایی که درآمدهای نفتی دولت، در صورتی که از رونق زیادی برخوردار باشند و یا بدهی دولت به بانک مرکزی، زمانی که دولت با کسری‌های بودجه‌ای (عمدتاً به علت کاهش درآمدهای نفتی) مواجه باشد، هر دو پایه‌ی پولی را تحت تأثیر قرار می‌دهند، مشاهده می‌شود که شوک‌های خارجی که می‌توان به نحوی اثر آن‌ها را در نرخ رشد نقدینگی در اقتصاد ایران لحاظ کرد، دارای اثرات مثبت بر روی نرخ تورم هستند. نتایج حاکی از آن است که نرخ تورم در اقتصاد ایران به طور مثبت در دوره‌ی افزایش نرخ رشد پول تحت تأثیر آن قرار می‌گیرد و به‌علاوه این تأثیرپذیری به‌طور هم‌زمان می‌باشد. این می‌تواند تا حد زیادی بیانگر پولی بودن تورم در اقتصاد ایران باشد. هم‌چنین مقدار نرخ تنزیل زمانی  $\rho = 0/04$  برآورد شده، که متناظر با نرخ تنزیل  $\beta = 0/962$  است. مقدار برآوردی  $\gamma = 0/46$  نیز حاکی از ارتباط نسبتاً قوی بین نرخ رشد تولید بالقوه و نرخ بهره‌ی تعادلی در اقتصاد ایران می‌باشد.

قسمت پائینی جدول (۱) مقادیر برآورد شده برای ماتریس‌های واریانس-کوواریانس مربوط به جملات پسماند معادلات وضعیت (Q) و معادلات انتقال (R) را گزارش می‌کند.

شکل (۱)، نمودارهای توابع خودهمبستگی<sup>۱</sup> و خودهمبستگی جزئی<sup>۲</sup> مربوط به پسماندهای معادلات وضعیت و انتقال را به تصویر کشیده است. به طور کلی، بر اساس این شکل مشخص می‌شود که می‌توان نسبت به نوفه‌ی سفید بودن پسماندهای مذکور تا حد زیادی اطمینان داشت. به عبارت دیگر، نتایج حاکی از خوب بودن مدل برآورد شده می‌باشد.

جدول (۲)، مقدار برآورد شده‌ی نرخ بهره‌ی تعادلی، نرخ بهره‌ی اسمی تحقق یافته<sup>۳</sup> و لگاریتم تولید واقعی سرانه‌ی بالقوه را برای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۶:۴-۱۳۶۸:۴ گزارش می‌کند. شکل‌های (۲) و (۳) نیز نمودارهای مربوط به سه متغیر مذکور را به تصویر کشیده‌اند. براساس مقادیر برآورد شده‌ی نرخ بهره‌ی تعادلی در جدول (۲) و شکل (۳)، مشخص شد که میانگین این نرخ در کل دوره‌ی مورد بررسی برابر با ۰.۰۵۶ است. بررسی سری زمانی به‌دست آمده حاکی از آن است که نوسانات این متغیر در طول دوره‌ی مورد بررسی با توجه به فواصل مختلف زمانی، رفتار متفاوتی را از خود نشان می‌دهد. به عنوان مثال، در بین سال‌های ۱۳۷۰ تا اواسط ۱۳۷۷، این متغیر از نوسانات نسبتاً زیادی برخوردار بوده است. در سال ۱۳۷۰:۲، این نرخ به مقدار ۰/۰۹ می‌رسد و در طول دوره‌ی ۱۳۷۰:۱ تا ۱۳۷۲:۱، حداقل و حداکثر به ترتیب برابر با ۰/۰۶ و ۰/۰۹ می‌باشد. این در حالی است که پس از آن مقدار این متغیر روند نزولی به خود گرفته و در ۱۳۷۴:۲ به مقدار حداقل خود (۰/۱۰) رسیده، پس از آن بار دیگر این متغیر روند صعودی به خود گرفته است، به گونه‌ای که در ۱۳۷۵:۲، مقدار حداکثر خود در کل دوره‌ی مورد بررسی (۰/۱۲) را به‌دست می‌آورد. با تکرار روند نزولی آن، مقدار این متغیر در ۱۳۷۷:۱، به مقدار ۰/۰۱۵ کاهش می‌یابد. پس از این دوره، در سال‌های بعد، نوسانات و پراکندگی این متغیر حول مقدار میانگین ۰/۰۶ نسبتاً پایدار و از نوسانات کم‌تری برخوردار بوده است، که این امر خود می‌تواند بیانگر بهبود ثبات اقتصادی در دوره‌ی ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۴ باشد. در این دوره مقدار نرخ بهره‌ی تعادلی از حوالی ۰/۰۴ پائین‌تر نرفته است. با وجود این که این متغیر در سال‌های بعد از ۱۳۸۴ نیز از نوسانات به دور نبوده و به‌نظر می‌رسد که در طول سال ۱۳۸۶ مقدار نوسانات آن از شدت زیادتری برخوردار بوده است.

1- Autocorrelation function.

2 -Partial autocorrelation function.

3- Expose interest rate.

هم‌چنین نمودار دیگر شکل (۳) نیز مقدار برآورد شده‌ی نرخ بهره‌ی اسمی تحقق یافته<sup>۱</sup> را ارائه می‌دهد. مقدار این نرخ بهره از طریق رابطه‌ی فیشر و با افزودن نرخ تورم سالانه (با تواتر فصلی) به نرخ تعادلی به‌دست آمده در قسمت قبل، محاسبه شده است. متوسط این نرخ در طول دوره‌ی مورد بررسی، برابر با ۰/۲۳ است. بر اساس این شکل مشخص می‌شود که همانند نرخ بهره‌ی تعادلی، روند نوسانات این متغیر در سال‌های ۱۳۷۲ تا اوایل ۱۳۷۷ از نوسانات و پراکندگی مشابه و نسبتاً بالایی برخوردار بوده است. نتایج حاکی از آن است که مقدار حداکثر این متغیر (۰/۳۳) در بین سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۲ در تاریخ ۱۳۷۱:۲، رخ داده است. از سال ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۴، این متغیر روند صعودی به خود گرفته، به گونه‌ای که در ۱۳۷۴:۲، به حداکثر مقدار خود (۰/۴۶) در کل دوره‌ی مورد بررسی می‌رسد. پس از آن این متغیر روند نزولی به خود گرفته است، به گونه‌ای که در ۱۳۷۷:۱ به مقدار ۰/۱۷ می‌رسد. پس از آن تا ۱۳۷۹:۱ این متغیر روند صعودی نسبتاً کوتاهی را طی کرده، به گونه‌ای که در ۱۳۷۸:۴ به مقدار ۰/۲۳ می‌رسد. دوباره این متغیر در بین سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۱:۲ تقریباً باثبات و حول میانگین ۰/۱۷ در نوسان بوده است. در بین سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۴:۱ نیز در حول میانگین ۰/۲۱ از ثبات نسبی برخوردار بوده است. این در حالی است که پس از آن تا ۱۳۸۵:۴، این نرخ مجدداً کاهش یافته و در حول میانگین ۰/۱۸ از ثبات نسبی برخوردار بوده است. نتایج حاکی از آن است که در طول سال ۱۳۸۶، مقدار این متغیر مجدداً افزایش یافته و در حول ۰/۲۱ در نوسان بوده است.

##### ۵- نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت تبیین نرخ بازدهی سرمایه در ادبیات اقتصادی، در این مقاله تلاش شد برای نخستین بار نرخ بازدهی که در قالب یک مدل تعادل عمومی نئوکلاسیکی، اقتصاد ایران را به تعادل می‌رساند، برآورد شود. اگرچه مؤلفان از مباحث پیرامون نرخ بهره و قانون عملیات بانکی بدون ربا در ایران آگاه هستند، ولی هدف آن‌ها فقط ارائه‌ی دورنمایی هر چند تقریبی از نرخ بهره‌ی تعادلی برای سیاست‌گذاران اقتصادی، بدون ورود به هرگونه چالش از زاویه‌ی اقتصاد اسلامی بوده است. برای برآورد یک چنین نرخ تعادلی برای دوره‌ی ۱۳۶۸:۴ تا ۱۳۸۶:۴، در قالب یک مدل تعادل عمومی، فرم ساختاری خلاصه شده‌ی سازگار با اقتصاد ایران، طراحی و با استفاده از

1- Expose interest rate.

رهیافت کالمن متغیرهای تولید سرانه‌ی واقعی بالقوه و نرخ بهره‌ی تعادلی، به صورت متغیرهای غیرقابل مشاهده و مبتنی بر داده‌های قابل مشاهده در اقتصاد ایران برآورد شدند.

برای این منظور، با توجه به حساس بودن رهیافت کالمن به مقادیر اولیه، تلاش شد تا مقادیر اولیه به طور کاملاً تصادفی در مرحله‌ی اول انتخاب شوند (البته با اعمال قیود مورد نیاز بر روی پارامترهای مدل) و سپس مدل سازگار با داده‌ها به تعداد ۲۰۰۰ بار با مقادیر اولیه‌ی مختلف محاسبه شد. بررسی‌های انجام شده بر روی تصریح سیستم (۹)، نشان داد که بیش از ۹۰ درصد از مقادیر اولیه‌ی مختلف، به نتایج یکسانی در مورد مقدار لگاریتم تابع راستنمایی منجر می‌شوند. از بین مجموعه مقادیر اولیه‌ای که منجر به بیش‌ترین مقدار برای لگاریتم تابع راستنمایی شدند، مقدار اولیه‌ای که پسماندهای نوفه‌ی سفید را برای جملات خطای سیستم تولید می‌کرد، به‌عنوان بهترین مقدار اولیه و مدل برآوردی نیز به عنوان مدل نهایی انتخاب شدند. براساس نتایج، در چارچوب یک تابع مطلوبیت نمایی، مقدار پارامتر ریسک‌گریزی برای اقتصاد ایران برابر با ۰/۴۶ برآورد شد. هم‌چنین، مقدار پارامتر نرخ ترجیحات زمانی برابر با ۰/۰۴ به‌دست آمد. هم‌چنین، نرخ تورم، به شکاف تولید (انحرافات تولید از مقدار بالقوه‌ی آن)، به‌طور مثبت و معنی‌دار واکنش نشان می‌دهد. به‌علاوه، بر اساس نتایج حاصل، نرخ تورم علاوه بر این‌که به مقادیر با وقفه‌ی خود وابستگی دارد، به‌طور مثبت و هم‌زمان تحت تأثیر افزایش نرخ رشد پول قرار می‌گیرد. این امر می‌تواند تا حد زیادی بیان‌گر اهمیت اثر افزایش اقدامات مثبت پولی بر روی نرخ تورم در اقتصاد ایران باشد.

براساس نرخ بهره‌ی تعادلی برآورد شده، مشخص شد که میانگین این نرخ در کل دوره‌ی مورد بررسی برابر با ۰/۰۵۶ است. بررسی سری زمانی به‌دست آمده نشان می‌دهد که نوسانات این متغیر در طول دوره‌ی مورد بررسی بسته به فواصل مختلف زمانی، رفتار متفاوتی را از خود نشان می‌دهد. به‌عنوان مثال، در بین سال‌های ۱۳۷۰ تا اواسط ۱۳۷۷، این متغیر از نوسانات نسبتاً زیادی برخوردار بوده است. مقدار حداکثر این متغیر (۰/۱۲)، در کل دوره‌ی مورد بررسی در ۱۳۷۵:۲ رخ داده است. در دوره‌ی ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۴، نوسانات و پراکندگی این متغیر حول مقدار میانگین ۰/۰۵۶ آن نسبتاً از نوسانات کم‌تری برخوردار بوده است، که این امر خود می‌تواند بیانگر بهبود ثبات اقتصادی در این دوره باشد (در این دوره، مقدار نرخ بهره‌ی تعادلی از حوالی ۰/۰۴ پائین‌تر نرفته است). بر اساس رابطه‌ی فیشر، با افزودن نرخ تورم به نرخ بهره‌ی تعادلی



برآورد شده، نرخ بهره‌ی اسمی تحقق یافته محاسبه شده است. شایان ذکر است که متوسط این نرخ در طول دوره‌ی مورد بررسی، برابر با ۰/۲۳ می‌باشد. از سال ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۴، این متغیر روند صعودی به خود گرفته، به گونه‌ای که در ۱۳۷۴:۲ به حداکثر مقدار خود (۰/۴۶) در کل دوره‌ی مورد بررسی رسیده است. نتایج نشان می‌دهد که در سال ۱۳۸۶ مقدار این متغیر در حول ۰/۲۱، در نوسان بوده است.

### فهرست منابع

- ۱- عباسی نژاد حسین، کاوند حسین، (۱۳۸۶) «محاسبه‌ی معیاری برای بهره‌وری در ایران، با استفاده از رهیافت کالمن فیلتر»، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران- ش ۳۱.
- ۲- عباسی نژاد حسین، شاهمرادی اصغر، کاوند حسین، (۱۳۸۸) «برآورد یک مدل ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت فیلتر کالمن و حداکثر راستنمایی»، بزودی در مجله‌ی تحقیقات اقتصادی ایران.
- ۳- کاوند حسین، باقری فریده، (۱۳۸۶) «محاسبه‌ی شکاف تولید ناخالص داخلی با استفاده از یک مدل فضا - حالت»، مجله‌ی دانش و توسعه ش ۲۱.
- 4- Barro R., Sali-i-Martin X., 2004 "Economic Growth", 2nd Edition, MIT University Press.
- 5- Bohm-Bawerk, E.V., 1890, Capital and Interest, translated by William Smart, Kelly & Millman, INC., New York, 1957.
- 6- Campbell Y., Andrew W., Mackinlay A, 1997, "The Econometrics of Financial Markets", Princeton University Press, Chapter 8.
- 7- Fisher, I., 1930 "The Theory of Interest", New York, Macmillan.
- 8- Kim C., and Nelson R, 1999, "State Space Models with Regime Switching", The MIT press.
- 9- Harvey, A., 2001, "Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter," Cambridge University press.
- 10- Laubach T., and Williams J, 2003, "Measuring the Natural Rate of Interest", The Review of Economics and Statistics, November 2003, 85(4), p. 1063-1070.
- 11- Lucas, R., Jr. 1978, "Asset Prices in an Exchange Economy," *Econometrica*, 46, 1429-1446.
- 12- Davidson R., Makinnon G, 2004, "Econometric Theory and Methods", Oxford University press.
- 13- Orphanides, A., and Williams, C., (2002). "Robust Monetary Policy Rules with Unknown Natural Rates", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 63-145.

- 14- Taylor, J.,(1993),“Discretion versus Policy Rules in Practice”, Carnegie Rochester Conference on Public Policy, 39, pp. 195-214.
- 15- WickseI, K. (1898). Interest and Prices, London, Macmillan, 1936. Traducción de la edición de 1898 por R.F. Kahn.
- 16- Rudebusch , D., 2001,"Is the Fed too Timid? Monetary policy in an Uncertain World," The review of Economics and Statistics, 83:2, 203-217.
- 17- Simón M., Sevillano, M., 2004,"An Empirical Approximation of the Natural Rate of Interest and Potential Growth", Banco De Espana.

جدول ۱- برآورد پارامترهای مدل

پارامتر	مقدار اولیه	مقدار برآورد	انحراف معیار
$\alpha_{1,\hat{y}}$	۰,۰۰۶	۰,۸۵	۰,۰۰۲
$\alpha_{2,\pi}$	۰,۶۱۱	۰,۶۳	۰,۰۰۳
$\alpha_{3,\pi}$	۰,۱۲۲	۰,۱۲	۰,۰۰۳
$\alpha_{4,m^0}$	۰,۷۶۴	۰,۳۸	۰,۰۰۳
$\alpha_{5,m^0}$	۰,۷۷۹	۰,۰۳	۰,۰۰۳
$\phi_1$	۰,۸۵۰	۲,۱۷	۰,۰۰۴
$\phi_2$	۰,۶۷۲	-۱,۵۷	۰,۰۴۲
$\phi_3$	۰,۸۸۲	۰,۳۸	۰,۰۴۷
$\gamma$	۰,۴۷۴	۰,۴۶	۰,۰۰۶
$\rho$	۰,۰۳۹	۰,۰۴	۰,۰۰۰۰۱

$$= \begin{bmatrix} ۰/۰۰۰۱ & ۰/۰۰۰۲ & ۰/۰۰۶۵ \\ ۰/۰۰۰۲ & ۰/۰۰۰۳ & ۰/۰۱۲۹ \\ ۰/۰۰۶۵ & ۰/۰۱۲۹ & ۰/۶۰۵۴ \end{bmatrix}; R = \begin{bmatrix} ۰/۰۰۰۰۲ & -۰/۰۰۰۰۱ \\ -۰/۰۰۰۰۱ & ۰/۰۰۰۰۴ \end{bmatrix}$$

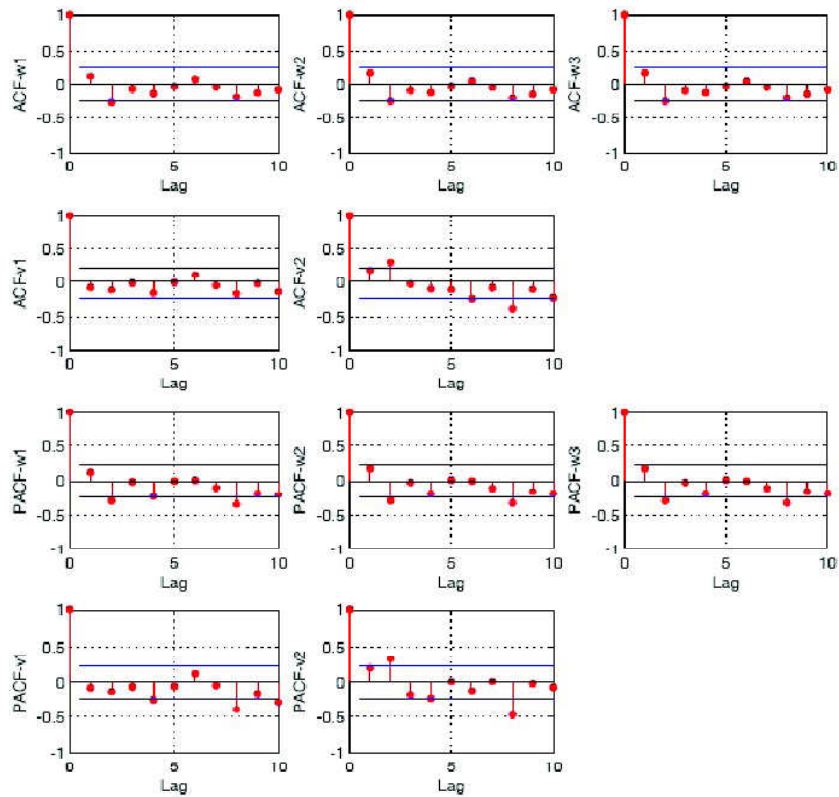
جدول ۲- مقادیر برآورد شده نرخ بهره تعادلی، نرخ بهره اسمی تحقق یافته و لگاریتم تولید واقعی سرانهی بالقوه

لگاریتم تولید واقعی سرانهی بالقوه	نرخ بهره اسمی تحقق یافته	نرخ بهره تعادلی
۱,۳۸	۰,۱۳	۰,۰۵
۱,۴۰	۰,۱۱	۰,۰۶
۱,۴۴	۰,۱۳	۰,۰۷
۱,۳۹	۰,۱۶	۰,۰۵
۱,۳۵	۰,۱۷	۰,۰۴
۱,۴۰	۰,۱۹	۰,۰۶
۱,۴۷	۰,۲۷	۰,۰۹
۱,۴۶	۰,۲۹	۰,۰۸
۱,۴۸	۰,۳۱	۰,۰۸
۱,۵۱	۰,۳۳	۰,۰۸
۱,۵۰	۰,۳۰	۰,۰۷
۱,۵۶	۰,۲۹	۰,۰۹
۱,۵۸	۰,۲۷	۰,۰۸
۱,۵۹	۰,۲۵	۰,۰۷

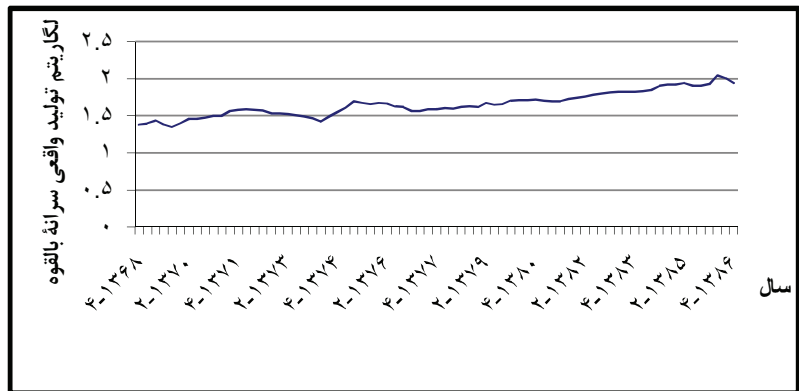
	نرخ بهره‌ی تعادلی	نرخ بهره‌ی اسمی تحقق یافته	لگاریتم تولید واقعی سرانه‌ی بالقوه
۱۳۷۲-۲	۰.۰۶	۰.۲۴	۱.۵۸
۱۳۷۲-۳	۰.۰۵	۰.۲۶	۱.۵۷
۱۳۷۲-۴	۰.۰۳	۰.۲۷	۱.۵۴
۱۳۷۳-۱	۰.۰۳	۰.۲۹	۱.۵۳
۱۳۷۳-۲	۰.۰۳	۰.۳۲	۱.۵۳
۱۳۷۳-۳	۰.۰۳	۰.۳۴	۱.۵۱
۱۳۷۳-۴	۰.۰۳	۰.۳۷	۱.۵۰
۱۳۷۴-۱	۰.۰۲	۰.۴۶	۱.۴۷
۱۳۷۴-۲	۰.۰۱	۰.۴۳	۱.۴۲
۱۳۷۴-۳	۰.۰۵	۰.۴۵	۱.۴۹
۱۳۷۴-۴	۰.۰۸	۰.۴۴	۱.۵۵
۱۳۷۵-۱	۰.۰۹	۰.۳۵	۱.۶۱
۱۳۷۵-۲	۰.۱۲	۰.۳۴	۱.۷۰
۱۳۷۵-۳	۰.۰۸	۰.۲۸	۱.۶۷
۱۳۷۵-۴	۰.۰۶	۰.۲۳	۱.۶۶
۱۳۷۶-۱	۰.۰۶	۰.۲۲	۱.۶۸
۱۳۷۶-۲	۰.۰۵	۰.۲۲	۱.۶۷
۱۳۷۶-۳	۰.۰۳	۰.۱۸	۱.۶۳
۱۳۷۶-۴	۰.۰۳	۰.۱۹	۱.۶۲
۱۳۷۷-۱	۰.۰۱	۰.۱۷	۱.۵۷
۱۳۷۷-۲	۰.۰۲	۰.۱۸	۱.۵۷
۱۳۷۷-۳	۰.۰۴	۰.۲۲	۱.۵۹
۱۳۷۷-۴	۰.۰۴	۰.۲۲	۱.۵۹
۱۳۷۸-۱	۰.۰۵	۰.۲۵	۱.۶۱
۱۳۷۸-۲	۰.۰۴	۰.۲۳	۱.۶۰
۱۳۷۸-۳	۰.۰۵	۰.۲۳	۱.۶۲
۱۳۷۸-۴	۰.۰۵	۰.۲۳	۱.۶۳
۱۳۷۹-۱	۰.۰۵	۰.۱۷	۱.۶۲
۱۳۷۹-۲	۰.۰۷	۰.۱۹	۱.۶۷
۱۳۷۹-۳	۰.۰۶	۰.۱۸	۱.۶۶
۱۳۷۹-۴	۰.۰۵	۰.۱۶	۱.۶۶
۱۳۸۰-۱	۰.۰۷	۰.۱۸	۱.۷۱
۱۳۸۰-۲	۰.۰۷	۰.۱۸	۱.۷۲
۱۳۸۰-۳	۰.۰۶	۰.۱۶	۱.۷۲
۱۳۸۰-۴	۰.۰۵	۰.۱۶	۱.۷۲

	نرخ بهره‌ی تعادلی	نرخ بهره‌ی اسمی تحقق یافته	لگاریتم تولید واقعی سرانه‌ی بالقوه
۱۳۸۱-۱	۰.۰۴	۰.۱۷	۱.۷۱
۱۳۸۱-۲	۰.۰۴	۰.۱۸	۱.۷۰
۱۳۸۱-۳	۰.۰۴	۰.۱۹	۱.۷۰
۱۳۸۱-۴	۰.۰۶	۰.۲۲	۱.۷۳
۱۳۸۲-۱	۰.۰۷	۰.۲۲	۱.۷۵
۱۳۸۲-۲	۰.۰۷	۰.۲۲	۱.۷۶
۱۳۸۲-۳	۰.۰۷	۰.۲۲	۱.۷۹
۱۳۸۲-۴	۰.۰۷	۰.۲۰	۱.۸۰
۱۳۸۳-۱	۰.۰۷	۰.۲۰	۱.۸۲
۱۳۸۳-۲	۰.۰۷	۰.۲۱	۱.۸۳
۱۳۸۳-۳	۰.۰۶	۰.۲۱	۱.۸۳
۱۳۸۴-۴	۰.۰۵	۰.۲۰	۱.۸۳
۱۳۸۴-۱	۰.۰۶	۰.۲۰	۱.۸۴
۱۳۸۴-۲	۰.۰۶	۰.۱۶	۱.۸۵
۱۳۸۴-۳	۰.۰۸	۰.۱۸	۱.۹۱
۱۳۸۴-۴	۰.۰۸	۰.۱۸	۱.۹۲
۱۳۸۵-۱	۰.۰۷	۰.۱۵	۱.۹۲
۱۳۸۵-۲	۰.۰۷	۰.۱۹	۱.۹۵
۱۳۸۵-۳	۰.۰۵	۰.۱۹	۱.۹۱
۱۳۸۵-۴	۰.۰۴	۰.۲۰	۱.۹۱
۱۳۸۶-۱	۰.۰۵	۰.۱۳	۱.۹۳
۱۳۸۶-۲	۰.۱۰	۰.۲۱	۲.۰۵
۱۳۸۶-۳	۰.۰۷	۰.۲۳	۲.۰۱
۱۳۸۶-۴	۰.۰۳	۰.۲۴	۱.۹۴

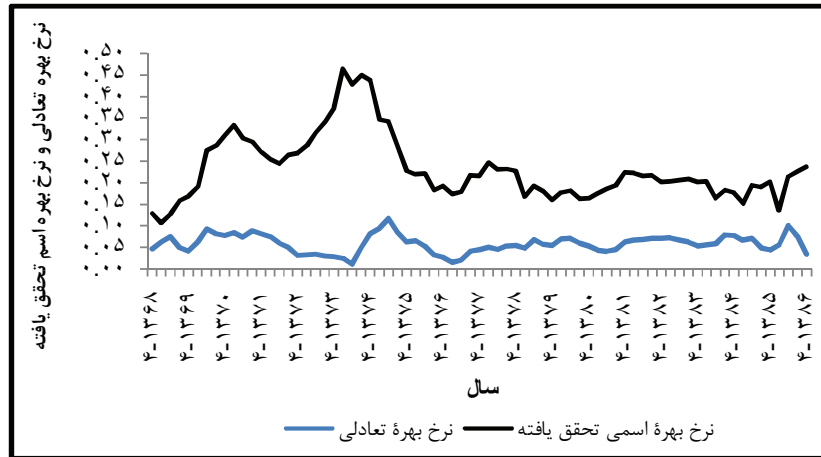
مأخذ: یافته‌های تحقیق



شکل ۱- خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) پسماندهای معادلات وضعیت و انتقال



شکل ۲- لگاریتم تولید واقعی سرانه‌ی بالقوه



شکل ۳- نرخ بهره‌ی تعادلی و نرخ بهره‌ی اسمی تحقق یافته

