مجلهٔ تحقیقات اقتصادی / شمارهٔ ۸۹ / زمستان ۸۸ / صفحات ۲۱۴-۱۸۵

# برآورد یک مدل ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت فیلتر کالمن[1] و حداکثر راستنمایی*

**حسین عباسی‌نژاد**
**عضو هیأت علمی دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران**

**اصغر شاهمرادی**
**عضو هیأت علمی دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران**

**حسین کاوند**
**دکتری اقتصاد، دانشگاه تهران**

تاریخ دریافت: ۸۷/۷/۲۷ تاریخ پذیرش: ۸۸/۱۰/۱۵

## چکیده

در این مقاله تلاش شده است تا یک مدل ادوار تجاری واقعی۲ (RBC) براساس رهیافت حداکثر راستنمایی و روش فیلتر کالمن، برای اقتصاد ایران برآورد شود. در این راستا، به علت ویژگی خاص کشورهای در حال توسعه نظیر ایران، از بین مدل‌های متنوع و موجود در این چارچوب، مدل مورد استفاده توسط آیرلند۳ (۲۰۰۴) انتخاب شده است. با استفاده از داده‌های فصلی (۱۳۸۴-۱۳۶۷) و داده‌های سالانه، مقادیر اولیه برای به‌کارگیری رهیافت فیلتر کالمن جهت برآورد حداکثر راستنمایی، پارامترهای مدل تهیه و معرفی شدند. برآورد متغیر غیرقابل مشاهده‌ی انحرافات تکنولوژی از وضعیت متوازن آن حاکی از کاهش قابل ملاحظه‌ی انحراف معیار آن در طول دوره‌ی نیمه‌ی دوم دهه‌ی ۱۳۷۰ تا سال ۱۳۸۴ می‌باشد. بنابراین، یکی از مهم‌ترین نتایج به‌دست آمده از بررسی داده‌ها، حاکی از آن است که ثبات اقتصادی در دوره‌ی مذکور بهبود یافته است. هم‌چنین بر اساس نتایج، شوک‌های تکنولوژیکی در اقتصاد ایران نسبتاً پایدارند و اثرات شوک‌های وارده بر اقتصاد این مدت زمان زیادی اقتصاد این کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهند، که این امر به نوبه‌ی خود می‌تواند حاوی پیام بسیار مهمی برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی در شناخت و استفاده از شوک‌های مثبت تکنولوژیکی و کنترل شوک‌های منفی باشد.

طبقه‌بندی JEL: E32، E37، D58
کلید واژه: ادوار تجاری واقعی، فیلتر کالمن، بوت استرپ، شوک تکنولوژیکی

---

1- Kalman Filtering

*- استخراج شده از فصل چهارم پایان نامهٔ دکتری حسین کاوند

2- Real Business Cycle
3- Ireland (2004)

**مقدمه**

مدل‌های ادوار تجاری واقعی بر اساس مدل رمزی- کَس- کوپمنس[1]، پایه‌ریزی و بسط یافته‌اند، بنابراین در مدل‌های RBC، یک خانوار نمونه مطلوبیتش را که تابعی از مصرف و فراغت می‌باشد، مشروط به قید بودجه‌ی خود، حداکثر می‌کند. هم‌چنین تولیدکننده نیز به‌دنبال حداکثر کردن سود خود می‌باشد. به علاوه، چون بررسی سیکل‌های متغیرهای کلان اقتصادی و نحوه‌ی ارتباط و همبستگی آن‌ها با یکدیگر، مشخصه‌ی اصلی مدل‌های ادوار تجاری است، لذا تصریح معادلات مربوط به شوک‌های وارده بر اقتصاد نیز بخشی از فرایند مدل‌سازی را به خود اختصاص می‌دهد. به عنوان مثال، در صورتی که یک شوک مثبت بهره‌وری بر اقتصاد وارد شود، ممکن است خانوارها به‌دلیل افزایش نسبی هزینه‌ی فراغت، به افزایش ساعات کار تمایل نشان داده و این امر به نوبه‌ی خود اثر شوک مثبت بهره‌وری را به درون ارکان اقتصاد، سرایت می دهد و منجر به فعل و انفعالاتی در نحوه‌ی حرکت سایر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری می‌شود. به‌طور خلاصه، پارامترهای سیستم معادلات حاصل از شرایط مرتبه‌ی اول حداکثرسازی مطلوبیت و سود، به‌همراه رابطه‌ی مربوط به تکنولوژی، برآورد و یا کالیبره شده و سپس عمل شبیه‌سازی انجام می‌گیرد. در نهایت با مقایسه‌ی نتایج حاصل، با آمارهای واقعی، تحلیل‌ها انجام می‌گیرند.

یکی از سئوالاتی که در راستای این تحقیق مطرح است، اطلاع از کارایی و قابلیت استفاده از مدل‌های ادوار تجاری واقعی برای کشور در حال توسعه‌ای نظیر ایران می‌باشد. مطالعات انجام گرفته در حوزه‌ی اداوار تجاری (به‌طور عمده برای اقتصادهای صنعتی و توسعه‌یافته)، سابقه‌ای بیش از چندین دهه داشته است، امروزه نیز با توامند شدن نسل جدید کامپیوترها و افزایش قابلیت کاربرد روش‌های آماری توسط نرم افزارهای نوین، و با وجود رشد و نمو رهیافت‌های رقیب، این رهیافت هم‌چنان در حال تکمیل نواقص و بسط حوزه‌های تحقیق خود می‌باشد۲. گرات و دیگران (۲۰۰۶)، در کتاب خود، نحوه‌ی رشد و توسعه‌ی مدل‌های ادوار تجاری و مقایسه‌ی آن‌ها با سایر مدل های کلان‌سنجی را مورد بررسی قرار داده‌اند. بر این اساس لازم به یادآوری است که آزمون توانمندی مدل‌های ادوار تجاری واقعی برای کشورهای در حال توسعه نیز در سال‌های اخیر روند صعودی به خود گرفته است. به عنوان مثال می‌توان به مطالعه‌ی

1- Ramsey-Kass-Koopmans.
2- Garratt and et al (2006).

کوز[1] (۲۰۰۲) اشاره نمود. او در مقاله‌ی خود بـه بررسـی میـزان اثرگـذاری شـوک‌هـای قیمت‌های جهانی بر روی نوسانات سیکل‌های تجاری در کشورهای درحال توسعه‌ای که صادرکننده‌ی نفت نیستند، پرداخته است. هم‌چنین بَلدینی[2] (۲۰۰۵)، در مقاله‌ی خـود به بررسی و مقایسه‌ی رفتار سیاست مالی در دوران سیکل‌های تجاری در ونزوئلا و چنـد کشور در حال توسعه[3] پرداخته است. هم‌چنین مطالعه‌ی آگویـار و گوپینـاس[4] (۲۰۰۷)، یکی از مهم‌ترین و مؤثرترین مطالعات اخیر در زمینه ی مدل‌سازی رهیافت ادوار تجـاری واقعی در کشورهای در حال توسعه می‌باشد. آن‌ها در مطالعه‌ی خود نشـان داده‌انـد کـه برای برخی از کشورهای در حال توسعه، ماهیت روند و سیکل متغیرهای کلان اقتصادی بسیار متفاوت از کشورهای توسعه یافته می‌باشند. به عبارت دیگر در مقایسه‌ای که بـین کشور مکزیک و کشور کانادا انجام داده‌اند، به این نتیجه رسیدند که روند تصـادفی[5] (نـه معین[6]) نقش به‌سزایی در شبیه‌سازی هم‌حرکتی‌ها و نوسانات بخش سـیکلی متغیرهـای کلان کشور مکزیک بازی می‌کند. مطالعه در ادبیات مـدل‌هـای ادوار تجـاری در اقتصـاد ایران، نوپاست و محققان به تازگی به سوی این بخش از اقتصاد کلان جهت‌گیری نموده اند. در این راستا می‌توان به مطالعه‌ی دانش‌جعفـری (۱۳۸۰)، اربـابی (۱۳۸۶) و غفـاری (۱۳۸۷)، اشاره کرد. البته با اطمینان می‌توان بیان کرد که ایـن مـدل‌هـا تـاکنون بـرای اقتصاد ایران به صورت جدی معرفی و تصریح نشده‌اند. اولین سئوالی که ممکن است در این‌جا مطرح شود این است که آیا برای اقتصاد ایران رهیافـت RBC را مـی‌تـوان مـورد استفاده قرار داد؟ برای پاسخ به این سـئوال، شـاهمرادی و کاونـد[7] (۲۰۰۸)، در مطالعـه اخیرشان به بررسی رابطه‌ی بین هم‌حرکتی و نوسانات بخش سـیکلی متغیرهـای کـلان اقتصاد ایران پرداخته‌اند. مطالعه‌ی آن‌ها نشان می‌دهد که مقدار منفی ضریب هم‌بستگی (در وقفه‌ی صفر) بین بخش سیکلی سطح عمـومی قیمـت‌هـا و تولیـد ناخـالص واقعـی، بیانگر مهم بودن شوک‌های طرف عرضه بر روی نوسانات متغیرهای کلان اقتصـاد ایـران بوده و این امر نیز مؤید کاربردی بودن مدل‌های RBC برای اقتصاد ایران است. بنـابراین به نظر می‌رسد که برآورد یک مدل ساده، نـه‌تنهـا توانمنـدی مـدل‌هـای RBC را بـرای

1- Kose (2002).
2- Baldini(2005).
۳- شامل کشورهایی چون: کشورهای آسیای جنوب شرقی، پاکسـتان، هنـد، برزیـل، مـاروکو، شـیلی، اردن، آرژانتـین، اروگوئه، آفریقای جنوبی، ترکیه، کلمبیا، مکزیک، مصر و پاناما.
4- Aguiar and Gopinath (2007).
5- Stochastic.
6- Determinestic.
7- Shahmoradi & Kavand (2008).

شبیه‌سازی نوسانات و هم‌حرکتی متغیرهای کلان اقتصاد ایران مورد آزمون قرار می‌دهد، بلکه زمینه‌ای فراهم می‌کند که بتوان در مطالعات بعدی با افزودن و تعدیل آن بر اساس سایر ویژگی‌های خاص اقتصاد ایران، قدرت توضیح دهندگی آن را برای اقتصاد ایران افزایش داد. شایان ذکر است که مدل آیرلند[1] (۲۰۰۴)، در این مقاله مورد استفاده قرار گرفته و از نرم افزار MATLAB برای برآورد مدل استفاده شده است.

## ۱- رشد اقتصادی و ادوار تجاری

هم‌زمان با توسعه‌ی اقتصاد کینزی، عده‌ای به تحلیل و توصیف مسئله‌ی قوانین حرکت بلندمدت اقتصاد (رشد اقتصادی) توجه کردند. این نحله که سولو، هارود و دومار پیشگامان آن به‌شمار می‌آیند، به‌دنبال تئوریزه کردن حقایق آشکار شده‌ی رشد اقتصادی بودند که توسط کالدور[2] (۱۹۵۷) مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته بود. در این راستا، مدل نئوکلاسیکی انباشت سرمایه، نه‌تنها مقدار زیادی از حقایق آشکار شده درباره‌ی رشد بلندمدت اقتصادی را توضیح می‌دهد، بلکه با خصوصیات اقتصادهای در حال رشد در دنیای واقعی نیز سازگار است. به‌طور خلاصه، مدل‌های رشد نئوکلاسیکی که بر اساس این حقایق آشکار شده بسط یافته‌اند، به‌دنبال نشان دادن رشد اقتصادی متوازن، یا همان مسیرهای وضعیت متوازن هستند و تلاش می‌کنند تا نشان‌دهند اگر اقتصاد مدل‌سازی شده در ابتدا در یک وضعیت متوازن نباشد، تمایل به هم‌گرایی به سمت یکی از این وضعیت‌های متوازن[3] دارد یا خیر.

برای مدت‌ها مطالعه‌ی رفتار کوتاه‌مدت اقتصادی یا همان نوسانات اقتصادی، مستقل و جدای از مطالعه‌ی رشد بلندمدت انجام می‌گرفت. دیدگاه عمومی این بود که نظریه‌ی توصیف کننده ی رشد بلندمدت باید کاملاً متفاوت از نظریه‌ای باشد که به توصیف نوسانات کوتاه‌مدت در تولید می‌پردازد.

به چند مطالعه‌ی بسیار مهم در چارچوب نظریه‌ی رشد می‌توان اشاره کرد که توانستند پایه‌های نظری لازم برای تلفیق نظریه‌ی رشد و ادوار تجاری در قالب یک چارچوب واحد را فراهم کنند. در این راستا می‌توان به مطالعه‌ی بروک و میرمن[4] (۱۹۷۲)، اشاره کرد. این مطالعه به بررسی رشد بهینه در اقتصادی که تحت تأثیر

1 -Ireland (2004).
2- Nicholas Kaldor (1957).
3 -Steady State.
4- Brock and Mirman (1972).

شوک‌های تصادفی بهره‌وری قرار دارد، می‌پردازد. مطالعات دیگری کـه بسـیار تأثیرگـذار بوده‌اند، مطالعاتی هستند که تصمیم‌گیری بین کـار و فراغـت را در مـدل نئوکلاسـیک وارد می‌کنند. مطالعه‌ی استاکی، لوکاس و پرسکات[1] (۱۹۸۹)، اطلاعات جامعی در مـورد این تحولات ارائه می‌دهد. به‌طور خلاصه، پیشرفت‌های رخ داده در روش‌های محاسباتی، در کنار ادغام نظریه‌ی رشد و ادوار تجاری، این امکان را فراهم می‌آورند تا بتوان در قالب یـک اقتصـاد غیرواقعـی (یـا مجـازی)، خصوصـیاتی از اقتصـاد دنیـای واقعـی را کـه بـر سیکل‌های تجاری تأثیرگذارند را مورد ارزیابی قرار داد. یکی از ویژگـی‌هـای اصـلی ایـن مدل‌ها این است که بازخورها و نتایج اقتصادی همگی محصول تعادل حاصل از عملکـرد عاملان اقتصادی‌اند که عاقلانه رفتار می‌کنند[2].

## ۲- ساختار مدل پیشنهادی

با بررسی مدل‌های (ادوار تجاری)، به‌نظر می‌رسد مدل‌هایی که نرخ رشد تولیـد نیـز در آن‌ها تصریح شده باشد، با ویژگی اقتصادهای در حال توسعه‌ای نظیر ایران، سازگاری بیش‌تری دارند. دلایل بسیار زیادی برای وجود نرخ‌های رشد مختلـف در کشـورهای در حال توسعه در دهه‌های اخیر وجود دارد، که بررسـی آن‌هـا در چـارچوب ایـن تحقیـق نمی‌گنجد. اما، تنها پذیرش این حقیقت که امروزه اقتصاد برخی از این کشورها در حـال نزدیک شدن به اقتصاد کشورهای صنعتی است، می‌تواند اهمیت نرخ رشـد اقتصـادی را در طراحی مدل‌های مربوط به کشورهای در حال توسعه نمایان کند. برای ایـن منظـور، مدلی که در این تحقیق مورد استفاده قرار می‌گیرد، مدل ادوار تجـاری آیرلنـد (۲۰۰۴) است که در زیر به طور مفصل مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. به‌نظـر مـی‌رسـد کـه تمرکز بر این مدل می‌تواند زمینه‌ی آشنایی با پیچیدگی‌های مربوط به تعیـین و بـرآورد پارامترهای ساختاری مدل برای اقتصاد ایران را فراهم کند.

### ۲-۱- مدل آیرلند (۲۰۰۴)

مدل آیرلند، بـه‌دنبـال بررسـی قـدرت مـدل‌هـای DSGE، بـرای توضـیح نوسـانات متغیرهای کلان اقتصادی است. آیرلند برای این موضوع، مـدل هنسـن (۱۹۸۵) را (کـه نیروی کار در آن به صورت تفکیک ناپذیر در نظر گرفته شده است) با کمی تعدیل مورد

1- Stokey, Lucas, Prescott (1989).
2- Cooley (1995).

استفاده قرار داده است. او درپی این موضوع بوده است که آیا برآورد مدل‌های DSGE بر خلاف کالیبراسیون آن‌ها به نتایجی هم‌سو با حالت کالیبراسیون پارامترها، منجر خواهد شد یا خیر. در این راستا از آن‌جایی‌که در مدل‌های DSGE یک سری متغیرهای غیرقابل مشاهده وجود دارد، لذا در برآورد آن‌ها نیاز به استفاده از رهیافت فیلتر کالمن خواهد بود، به عبارت دیگر در مدل‌های DSGE، شرایط اولیه‌ی (معادلات) حاصل از حداکثر سازی مطلوبیت افراد (و سود بنگاه‌ها در مدل‌های نیوکینزی DSGE)، بایستی به نحوی بسیار دقیق به صورت مدل‌های فضا-حالت[1] تصریح شود[2]. به عبارت دیگر پس از استخراج معادلات تصادفی حاصل از شرایط مرتبه‌ی اول حداکثر سازی و تصریح معادلات در شکل فضا-حالت، زمینه‌ی برآورد مدل با استفاده از رهیافت فیلتر کالمن فراهم خواهد شد[3]. معمولاً برای رسیدن به شکل فضا-حالت، تلاش می‌شود تا از رهیافت بلانچارد- کاهن[4](۱۹۸۰) و یا از رهیافت کلین[5] (۲۰۰۰)، بر حسب کارایی آن‌ها استفاده شود.

به‌علاوه از آن‌جایی که برآوردهای مربوط به پارامترهای مدل باید با حقایق آشکار شده تطابق داشته باشند، لذا برآوردهای نزدیک به واقعیت پارامترهای مدل، خود می‌توانند نشانی از قدرت توضیح دهندگی مدل به حساب آیند.

در زیر ابتدا معادلات مدل و نتایج مربوط به معادلات استخراج شده از رفتار حداکثرسازی مطلوبیت خانوار نمونه ارائه می‌شود.

### ۲-۲- تصریح مدل

در مدل هنسن (۱۹۸۵)، ادوار تجاری واقعی، یک خانوار نمونه، ترجیحاتش را برای هردوره‌ی زمانی t=۰,۱,۲,...، بر روی مصرف $C_t$ و ساعاتی که برای حضور در بازار کار اختصاص می‌دهد $H_t$، توسط تابع مطلوبیت انتظاری زیر تصریح می‌کند:

$$E\sum_{t=.}^{\infty}\beta^t[ln(C_t)-\gamma H_t] \qquad (۱)$$

---

1- State Space.

۲- برای آگاهی بیش‌تر در مورد رهیافت فیلتر کالمن و مدل‌های فضا- حالت، به مقاله‌های کاوند- باقری (۱۳۸۶) و عباسی‌نژاد- کاوند (۱۳۸۶)، فصل ۱۳ کتاب سری زمانی همیلتون و یا کتاب هاروی مراجعه شود.

۳- علاقمندان می‌توانند برای اطلاع بیش‌تر در مورد مبانی نظری الگوهای RBC، به فصول دوم و چهارم پایان نامهٔ دکتری حسین کاوند مراجعه کنند.

4- Blanchard & Kahn (1980).

5- Klein (2000).

که در آن عامل تنزیل ۱>β>۰ بوده و ۰>γ می‌باشد. هم‌چنین در تابع فوق فرض بر این است که اقتصاد از تعداد بسیار زیادی خانوارهای مشابه تشکیل شده و خانوار نمونه یک عامل تولیدی است. چنین فرضی در مدل‌های ادوار تجاری واقعی عمومیت دارد. به عبارت دیگر، فرض می‌شود که خانوار نمونه مقدار $Y_t$ را با ترکیب میزان سرمایه‌ی $K_t$ و نیروی کار $H_t$ و بر اساس یک تابع تولید با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، به صورت زیر تولید می‌کند:

$$Y_t=A_tK_t^{\theta}(\eta^tH_t)^{1-\theta} \qquad (۲)$$

در تابع فوق $\eta>1$ نشان‌دهنده‌ی نرخ رشد بلندمدت اقتصاد است که باید به‌صورت نیروی کار تعمیم یافته در مدل گنجانده شود[1]. فرض می‌شود که ۱>θ>۰ باشد. هم‌چنین فرض می‌شود که شوک تکنولوژیکی $A_t$ از فرایند خود رگرسیونی مرتبه‌ی اول زیر تبعیت کند:

$$\ln\left(A_{t+1}\right)=\left(1-\rho\right)\ln(A)+\rho\ln(A_t)+\varepsilon_t \qquad (۳)$$

که درآن $A>0$ و $1>\rho>-1$ و می‌باشد. جمله‌ی خطای $\varepsilon_{t+1}$ به طور سریالی مستقل از هم بوده و به صورت نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار $\sigma$ توزیع شده است.

در طول هر کدام از دوره‌های t=۰,۱,۲,...، خانوار نمونه‌ی مورد بررسی، تولید را بین مصرف آن دوره و سرمایه‌گذاری در آن دوره تقسیم می‌کند به‌طوری‌که قید منابع زیر تأمین شود:

$$Y_t = C_t + I_t \qquad (۴)$$

از طریق سرمایه‌گذاری $I_t$ واحد از کل تولیدِ انجام گرفته در دوره‌ی $t$، مصرف کننده امکان افزایش در موجودی سرمایه‌ی دوره‌ی بعد ($K_{t+1}$) را بر اساس تابع زیر فراهم می‌کند:

$$K_{t+1} = \left(1-\delta\right)K_t + I_t \qquad (۵)$$

که درآن نرخ استهلاک δ شرط ۱>δ>۰ را تأمین می‌کند.

1- Barro and Sala-i- Martin (1995), Ch 2.

در تمامی این‌گونه از مدل‌ها، تخصیص‌های تعادلی برای اقتصاد می‌تواند توسط حل مسئله‌ی حداکثر سازی مصرف کننده‌ی نمونه به صورت زیر انجام شود:

دنباله‌ای از $\{Y_t, C_t, I_t, H_t, K_{t+1}\}$ به صورتی انتخاب می‌شود که تابع مطلوبیت (۱) مشروط به قیود (۲) و (۵) برای تمامی زمان‌های t=۰,۱,۲,...، حداکثر شود. از حل مدل فوق، شرط مرتبه‌ی اول برای نیروی کار و برای مصرف (معادله‌ی اویلر)، به صورت زیر استخراج می‌شود:

$$\gamma C_t = (1-\theta) Y_t \qquad (۶)$$

$$\frac{1}{C_t} = \beta E_t \left\{ \left( \frac{1}{C_{t+1}} \right) \left[ \theta \left( \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}} \right) + 1 - \delta \right] \right\} \qquad (۷)$$

از آن‌جایی‌که حل مسئله‌ی فوق به یک سری معادلات تفاضلی تصادفی[1] منجر می‌شود و با توجه به این‌که در بیش‌تر موارد، شکل ساده‌ای از این معادلات به‌دست نمی‌آید، لذا نیاز به استفاده از راهِ حل‌های تقریبی و روش‌های عددی خواهد بود.

با توجه به این‌که در مدل فوق نرخ رشد بلندمدت $\eta$ نیز گنجانده شده است، لذا بر اساس نظریه‌ی رشد، همه‌ی متغیرها از نرخ رشد متوازن $\eta$ در بلندمدت برخوردارند و از این نظر نامانا به حساب می‌آیند. زمانی متغیرها مانا هستند و از نرخ رشد متوازن نیز برخوردارند که نرخ رشد همه‌ی متغیرها برابر با صفر باشد. برای رهایی از روند بلندمدت موجود در متغیرهای مدل و مانا کردن آن‌ها، معمولاً به صورت زیر عمل می‌شود که تمامی متغیرها به جز متغیر نیروی کار (که یک متغیر ماناست) در زمان $t$ بر نرخ رشد $\eta^t$ تقسیم می‌شود. براین اساس نرخ رشد یا روند زمانی این متغیرها از آن‌ها جدا می‌شود و به اصطلاح روند زدایی یا مانا خواهند شد (تنها ایراد وارده بر مانا کردن متغیرها از طریق روش روند زدایی این است که ممکن است در صورت وجود هم انباشتگی بین متغیرهای مدل، این موضوع نادیده گرفته شود.) در این راستا معمولاً متغیرهای روند زدایی شده به عنوان متغیرهای جدید مدل در نظر گرفته می‌شود و تمامی تحلیل‌ها بر روی متغیرهای روند زدایی شده انجام می‌گیرند. به عنوان مثال در مدل حاضر متغیرهای جدید یا متغیرهای روند زدایی شده به صورت زیر تعریف می شوند:

$$y_t = \frac{Y_t}{\eta^t}, c_t = \frac{C_t}{\eta^t}, i_t = \frac{I_t}{\eta^t}, k_t = \frac{K_t}{\eta^t}, h_t = H_t, a_t = A_t$$

1- Stochastic Difference Equations.

هم‌چنین، شرایط متوازن بدین معنی است که در غیبت هرگونه شوک تکنولوژیکی (یا به عبارت دیگر $\varepsilon_t = ۰$ برای همه‌ی زمان‌های t=۰,۱,۲,...)، اقتصاد به سمت یک وضعیت متوازن میل خواهد کرد، که در آن، هر یک از متغیرهای روندزدایی شده‌ی فوق ثابت خواهند ماند. به عبارت دیگر در چنین شرایطی می‌توان نوشت:

$$y_t = y, c_t = c, i_t = i, h_t = h, k_t = k, a_t = a \quad \text{برای} \quad t = ۰,۱,۲,...$$

هم‌چنین شرایط مرتبه‌ی اول می‌توانند به‌صورت لگاریتمی حول وضعیت متوازن خطی شوند (انحراف لگاریتمی از وضعیت متوازن)[1]. به عبارت دیگر معادلات (۲) تا (۷) روند زدایی و خطی شده حول وضعیت متوازن را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\hat{y}_t = \hat{a}_t + \theta\hat{k}_t + (۱-\theta)\hat{h}_t \quad (۲')$$

$$\hat{a}_t = \rho\hat{a}_{t-1} + \epsilon_t \quad (۳')$$

$$\left(\frac{\eta}{\beta} - ۱ + \delta\right)\hat{y}_t = \left[\left(\frac{\eta}{\beta} - ۱ + \delta\right) - \theta\left(\eta - ۱ + \delta\right)\right]\hat{c}_t + \theta\left(\eta - ۱ + \delta\right)\hat{\imath}_t \quad (۴')$$

$$\eta\hat{k}_{t+۱} = (۱-\delta)\hat{k}_t + \left(\eta - ۱ + \delta\right)\hat{\imath}_t \quad (۵')$$

$$\hat{c}_t + \hat{h}_t = \hat{y}_t \quad (۶')$$

$$۰ = \left(\frac{\eta}{\beta}\right)\hat{c}_t - \left(\frac{\eta}{\beta}\right)E_t\hat{c}_{t+۱} + \left(\frac{\eta}{\beta} + ۱ - \delta\right)E_t\hat{y}_{t+۱} - \left(\frac{\eta}{\beta} + ۱ - \delta\right)\hat{k}_{t+۱} \quad (۷')$$

سپس می‌توان رهیافت بلانچارد- کاهن (۱۹۸۰) را بر این سیستم خطی شده اعمال کرد تا فرم تصریح شده‌ی زیر برای تمام زمان‌های t=۰,۱,۲,... حاصل شود:

$$s_{t+۱} = As_t + B\varepsilon_{t+۱} \quad (۸)$$

$$f_t = Cs_t \quad (۹)$$

که در آن بردارهای $s_t$ و $f_t$ ها شامل انحرافات هریک از متغیرهای روند زدایی شده از وضعیت متوازن‌شان هستند. در دستگاه معادلات فوق بردارهای $s_t$ و $f_t$ عبارتند از:

$$s_t = [\hat{k}_t \quad \hat{a}_t]' \quad \text{یا} \quad s_t = \left[ln\left(\frac{k_t}{k}\right) \quad ln\left(\frac{a_t}{a}\right)\right]'$$

$$s_t = [\hat{y}_t \quad \hat{c}_t\hat{\imath}_t \quad \hat{h}_t]' \quad \text{یا} \quad s_t = \left[ln\left(\frac{y_t}{y}\right) \quad ln\left(\frac{c_t}{c}\right)ln\left(\frac{i_t}{i}\right) \quad ln\left(\frac{h_t}{h}\right)\right]'$$

که در آن متغیرهای $\hat{x}_t$ نشان دهنده‌ی انحراف نسبی متغیر $x_t$ از مقدار وضعیت متوازن آن هستند.

1- Log Deviations from the Steady State

در معادلات (۸) و (۹)، عناصر ماتریس‌های $A$، $B$ و $C$ به هشت پارامتر ساختاری مدل ادوار تجاری واقعی معرفی شده، یعنی $\beta, \gamma, \theta, \eta, \delta, A, \rho, \sigma$ وابسته‌اند.

### ۲-۳- مدل‌های ببرید[1]

در حالت کلی می‌توان با استفاده از آمار مربوط به تولید کل، مصرف، سرمایه‌گذاری و ساعات کار و هم‌چنین سیستم معرفی شده توسط معادلات (۸) و (۹)، تمامی پارامترهای ساختاری مدل ادوار تجاری واقعی را برآورد کرد. اما چرا کیدلند و پرسکات[2] (۱۹۸۲) که از پیشگامان رهیافت ادوار تجاری واقعی هستند، تلاش نکردند تا مدل‌شان را از طریق رهیافت‌های متداول اقتصادسنجی برآورد کنند؟ پاسخ به این سئوال بسیار ساده است، از آن‌جایی‌که مدل‌های ادوار تجاری بسیار واقع گرایانه و مبتنی بر واقعیات مشاهده شده در اقتصاد هستند و هم‌چنین ساده بودن این مدل‌ها به این معنا که تنها بر روی یک شوک (شوک تکنولوژیکی) تأکید می‌کنند، سبب شده است که پس از خطی کردن معادلات تصادفی حول وضعیت متوازن، در نهایت به ایجاد یک دستگاه متشکل از ترکیب خطی غیرتصادفی[3] از متغیرهای درون‌زا منجر شوند. که این امر امکان برآورد ضرایب دستگاه را با مشکل مواجه خواهد کرد، این امر را به‌راحتی می‌توان با مراجعه به دستگاه معادلات (۹) نشان داد. این دستگاه متشکل از ترکیب خطی متغیرهای درون‌زای مدل می‌باشد که هیچ‌گونه عنصر تصادفی در آن وجود ندارد و لذا دستگاه معادلات مذکور غیرتصادفی بوده و ضرایب آن از طریق رهیافت حداکثر راستنمایی قابل برآورد نیستند. کار جالب و هنرمندانه‌ی آیرلند (۲۰۰۴)، معرفی جملات اخلال (نظیر خطای در اندازه‌گیری) و افزودن آن‌ها به روابط خطی انحرافات از وضعیت باثبات در دستگاه (۹) باشد. به عبارت دیگر در چنین شرایطی دستگاه معادلات (۹) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$f_t = Cs_t + u_t \qquad (۱۰)$$

$$u_{t+1} = Du_t + \xi_{t+1} \qquad (۱۱)$$

یعنی می‌توان گفت آیرلند فرض کرده است که جملات خطای اندازه‌گیری $u_t$، از ویژگی هم‌بستگی سریالی برخوردار بوده و از یک فرآیند خود همبستگی AR(1) با

1- Hybrid.
2- Kydland and Prescott (1982).
3- Deterministic.

ماتریس ضرایب D و جملات خطای ناهمبسته‌ی ($\xi_{t+1}$) که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و ماتریس واریانس-کوواریانس $E\xi_{t+1}\xi'_{t+1}$ هستند، تبعیت می‌کنند. هم‌چنین این جملات خطا با جمله‌ی خطای مربوط به شوک تکنولوژی ($\varepsilon_{t+1}$) همبستگی سریالی ندارند.

محققان دیگری نظیر آلتوگ[1] (۱۹۸۹)، مک گراتان[2] (۱۹۹۴)، هال[3] (۱۹۹۶)، مک گراتان و دیگران[4] (۱۹۹۷) نیز برای رهایی از مشکل برآورد مذکور و با تبعیت از سارجنت[5] (۱۹۸۹)، این جملات خطا را به دستگاه خطی (۹) افزوده‌اند ولی تفاوت آن‌ها با آیرلند این است که آن‌ها در برآورد مدل‌شان فرض کرده‌اند که ماتریس‌های D و V هر دو، قطری هستند و لذا خطاهای اندازه‌گیری متغیرهای درون‌زای مدل با یکدیگر همبستگی ندارند، در حالی‌که در مدل آیرلند فرض می‌شود که این دو ماتریس قطری نیستند. در چنین حالتی پسماندهای مدل نه‌تنها می‌توانند بیانگر خطای اندازه‌گیری داده‌ها باشند، بلکه به طور ضمنی بیانگر تمامی هم‌حرکتی‌های هم‌زمان متغیرهای درون‌زای مدل هستند که در مدل $RBC$ نادیده گرفته می‌شوند.

## ۳- سازگارسازی داده‌های موجود با مدل

در این مقاله برای این‌که بتوان پایه‌های لازم برای تصریح مقادیر پارامترهای ساختاری مدل را فراهم کرد، تلاش شده است که با استفاده از مباحث نظری و نتایج تحقیقی محققان قبلی در ایران، مسئله‌ی یافتن مقدار اولیه برای پارامترهای مدل را تا آن‌جایی‌که امکان دارد حل نمود. به عبارت دیگر به‌نظر می‌رسد که چون قبلاً مطالعه‌ی آکادمیک در این حیطه انجام نگرفته است، لذا نمی‌توان با اطمینان نسبت به کالیبراسیون تمامی پارامترهای مدل اظهار نظر کرد، لذا این امر نگارندگان را به سمت روش‌های برآورد مدل‌های ادوار تجاری سوق داد. برای این منظور، تمرکز بر روی داده‌های فصلی ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۴ بانک مرکزی خواهد بود و اگر دسترسی به داده‌های فصلی برخی از متغیرها امکان‌پذیر نباشد، آن‌گاه از داده‌های سالانه برای تکمیل هدف استفاده می‌شود. شایان ذکر است که اگر برآورد برخی از پارامترهای مدل همراه با سایر

1-Altug (1989).
2-McGrattan (1994).
3-Hall (1996).
4-McGratten and et al (1997).
5-Sargent (1989).

پارامترها غیرمعقول باشد و مقدار آن‌ها حساسیت مدل را به شدت تحت تأثیر قرار دهد، آن‌گاه به‌ناچار پس از شناسایی آن پارامترها، مقدار آن‌ها بر اساس ساختار اقتصاد ایران کالیبره شده و الباقی پارامترها به روش حداکثر راستنمایی برآورد خواهد شد[1]. در ادامه، مفهوم بهره‌وری و پارامترهای مرتبط با آن معرفی خواهد شد و سپس نرخ استهلاک و سایر پارامترهای ساختاری الگو مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

### ۳-۱- مفهوم بهره‌وری کل

نقش بهره‌وری در مدل‌های ادوار تجاری واقعی از این جهت اهمیت دارد که بخش بزرگی از شوک‌های وارد بر اقتصاد توسط تغییرات این بخش، از طریق نحوه‌ی تأثیرگذاری آن بر تولید کل توجیه می‌شود. از آن‌جایی‌که در مدل‌های ادوار تجاری نیاز به آگاهی از ضرایب فرایند AR(1) (مربوط به بخش سیکلی بهره‌وری کل)، می‌باشد، لذا برای تصریح این ضرایب، ضمن معرفی بهره‌وری کل، ضرایب مربوط برای اقتصاد ایران، مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. شایان ذکر است که در ادبیات ادوار تجاری واقعی، معادله‌ی AR(۱) مذکور (معادله‌ی'(۳))، یکی از معادلات وضعیت[2]، یا یک متغیر وضعیت برون‌زای مدل را تشکیل می‌دهد.

اگر فرض شود که تابع تولید $Y_t = F(K_t , H_t)$ (با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس) تنها بر اساس نهاده‌های نیروی کار و سرمایه بنا شده است، در چنین حالتی می‌توان با دیفرانسیل‌گیری از دو طرف معادله‌ی فوق نوشت:

$$dY_t = \frac{\partial F}{\partial K} dK_t + \frac{\partial F}{\partial H} dH_t$$

این رابطه را می‌توان با کمی تغییر به دو صورت زیر بازنویسی کرد:

اولا: می‌توان رابطه‌ی فوق را بر حسب کشش تولید نسبت به سرمایه و نیروی کار به صورت $g_y = \varepsilon_{y,k} g_k + \varepsilon_{y,h} g_h$ نوشت، که در آن $\varepsilon_i$ و $g_i$، به ترتیب بیانگر کشش و نرخ رشد متغیرها هستند.

ثانیا: حال فرض شود که بازار رقابت کامل وجود دارد. چون تابع تولید از نوع بازدهی ثابت نسبت به مقیاس می‌باشد و نیز سود در این بازار صفر است، لذا بر اساس رابطه‌ی

1- Ireland (2004).
2- State Equation.

اویلر و شرایط حداکثر سازی سود می‌توان نوشت:

$$\frac{dY_t}{Y_t} = \left(\frac{rK_t}{Y_t}\right)\frac{dK_t}{K_t} + \left(\frac{wH_t}{Y_t}\right)\frac{dH_t}{H_t} \rightarrow g_y = S_K g_K + S_h g_h$$

که در آن $S_i$ بیانگر سهم نهاده‌های تولید از تولید است.

حال اگر فرض شود که علاوه بر نیروی کار و سرمایه، بهره‌وری کل یا تکنولوژی نیز بر تابع تولید با مشخصات فوق تأثیرگذار باشد، می‌توان نوشت: $Y_t = A_t F(K_t, H_t)$. در این حالت با انجام مراحل مشابه داریم:

$$g_y = \varepsilon_{y,k}\, g_k + \varepsilon_{y,h}\, g_h + g_a \; ; \; g_y = S_k g_k + S_h\, g_h + g_a$$

که در آن $g_a$ بیانگر نرخ رشد بهره‌وری کل می‌باشد.

معمولاً در مباحث اندازه‌گیری بهره‌وری کل به مقاله‌ی سولو (۱۹۵۷) اشاره می‌شود. سولو، نشان می‌دهد که می‌توان با برآورد نرخ‌های رشد تولید و موجودی سرمایه و نیروی کار در طول زمان و نیز با ثابت منظور کردن سهم سرمایه و نیروی کار در اقتصاد، مقدار $g_a$ (باقیمانده سولو[1]) را به صورت زیر برآورد کرد:

$$g_a = g_a - S_k\, g_k - S_h\, g_h$$

حال فرض شود که از دو طرف تابع تولید کاب- داگلاس $Y_t = A_t K_t^{\alpha} H_t^{1-\alpha}$ لگاریتم گرفته شود، آن‌گاه:

$$ln(Y_t) = ln(A_t) + \alpha\, ln(K_t) + \left(1 - \alpha\right) ln(H_t) \qquad (۱۲)$$

که در آن $\alpha$ بیانگر سهم سرمایه از تولید و هم‌چنین کشش تولید نسبت به سرمایه است. اگر از دو طرف رابطه‌ی فوق دیفرانسیل گرفته شود، همان رابطه‌ی مربوط به ارتباط بین نرخ‌های رشد و سهم‌ها به‌دست می‌آید. حال می‌توان با داشتن $\alpha$ لگاریتم بهره‌وری را به صورت زیر استخراج کرد:

$$ln(A_t) = ln(Y_t) - \alpha\, ln(K_t) - \left(1 - \alpha\right) ln(H_t) \qquad (۱۳)$$

برای اطمینان از فرایند استخراج این متغیر و با توجه به محدودیت‌های موجود در دسترسی به داده‌های مورد نیاز، دو روش ارائه می‌شود:

**الف)** فرض شود که تابع تولید از نوع کاب-داگلاس ارائه شده در بالا باشد وهیچ اطلاعی از سهم سرمایه و نیروی کار در اقتصاد ایران وجود نداشته باشد. در چنین حالتی بهترین روش برای دستیابی به پسماند سولو، برآورد معادله‌ی (۱۲) است. یکی از

1-Solow Residual

مشکلات برآورد این معادله، دسترسی به آمار و ارقام مربوط به نیروی کار، متوسط ساعات کار(که از حاصل‌ضرب آن‌ها نیروی کار به‌دست می‌آید) و موجودی سرمایه است. به علت این‌که تا سال‌های اخیر آماری برای متوسط ساعات کار در ایران تهیه شده است، لذا فرض می‌شود که تعداد ساعات کار نیروی کار در طول زمان ثابت بوده و یا جزئی از پسماند سولو را به خود اختصاص می‌دهد. با این پیش فرض، از آمار سالانه‌ی تعداد شاغلان بیش از ده سال، استفاده می‌شود. هم‌چنین برای موجودی سرمایه نیز از آمار استخراج شده توسط امینی (۱۳۸۴) در فاصله‌ی زمانی ۱۳۸۳-۱۳۳۸، استفاده می‌شود. پسماند حاصل از این رگرسیون بیانگر لگاریتم بهره‌وری کل می‌باشد. نتیجه‌ی رگرسیون عبارت است از:

$$\ln(Y_t) = \underset{(0/0)}{0/55}\ln(K_t) + \underset{(0/0)}{0/}\ln(L_t)$$

که در آن مقادیر داخل پرانتز بیانگر سطح بحرانی[1] هستند. هم‌چنین آزمون والد مربوط به مجموع ضرایب برابر با یک، رد می‌شود. با این وجود با تمرکز بر ضریب موجودی سرمایه، به‌نظر می‌رسد که حدود ۵۵ درصد از کل درآمد، سهم سرمایه می باشد که این مقدار در ادبیات ادوار تجاری بیش از حد به‌نظر می‌رسد. بر اساس معادله‌ی فوق، مقدار لگاریتم بهره‌وری کل، به عنوان پسماند معادله‌ی فوق استخراج می‌شود. شایان ذکر است که بر اساس آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم یافته، نمی‌توان وجود ریشه‌ی واحد در این متغیر را نادیده گرفت، که در ادبیات بهره‌وری امری معمول به‌نظر می‌رسد.

ب) روش دوم برای استخراج پسماند سولو، استفاده از روشی است که او به‌کار برده است. برای این منظور و با توجه به پیشنهاد دی جانگ[2] (۲۰۰۷)، از رابطه‌ی (۱۳) استفاده می‌شود. بر اساس مطالعه‌ی شاهمرادی (۱۳۸۸)، مقدار $\alpha$ برای اقتصاد ایران ۰.۴۱۲ برآورد شده است. با استفاده از داده‌های سالانه‌ی مربوط به نیروی کار و موجودی سرمایه، مقدار لگاریتم بهره‌وری بر اساس اطلاعات موجود و رابطه‌ی (۲) برآورد می‌شود. مقادیر بهره‌وری در شکل (۱) نمایش داده شده است.

مقدار بهره‌وری کل محاسبه شده نیز دارایریشه‌ی واحد است. نتایج به‌دست آمده حاکی از کاهش واریانس مربوط به این متغیر از اواسط دهه‌ی ۷۰ به بعد می‌باشد، که به

1-P-Value.
2-DeJang (2007).

نحوی بازگو کننده‌ی بهبود ثبات اقتصادی در این دوره است دراین راستا می‌توان به نتایج مشابه در مطالعه‌ی عباسی‌نژاد و کاوند (۱۳۸۶) نیز اشاره کرد. آن‌ها با استفاده از همین فرضیه (وجود ریشه‌ی واحد در بهره‌وری کل)، تلاش کرده‌اند تا بهره‌وری را برای دوره‌ی ۱۳۸۴-۱۳۶۷ و با استفاده از داده‌های فصلی و رهیافت فیلتر کالمن محاسبه کنند. بنابراین می‌توان با فرض این‌که لگاریتم بهره‌وری از فرایند AR(1) تبعیت می‌کند، رابطه‌ی زیر را برای این متغیر برآورد کرد. هدف از برآورد این فرایند، تنها آگاهی از مقدار عرض از مبدا می‌باشد (آگاهی از مقدار تقریبی $A$ برای برآورد مدل $RBC$ مورد نیاز است.)

$$\ln(A_t) = (1-\rho_a)\ln(A) + \rho_a \ln(A_{t-1}) + \varepsilon_t \Rightarrow$$

$$\ln(A_t) = \underset{(0/37)}{0/0077}\ln(A) + \underset{(0/0)}{0/93}\ln(A_{t-1}) - \underset{(0/03)}{0/13}dum_{57} \;;\; R^2 = 0/86$$

از آن‌جایی‌که برای یک متغیر که دارای ریشه‌ی واحد است، نمی‌توان رگرسیون انجام داد، لذا متغیر مجازی از این جهت به کار گرفته شده است که در صورتی‌که وجود شکست ساختاری علت اصلی وجود ریشه‌ی واحد در بهره‌وری کل بوده است، با منظور کردن این متغیر مجازی (سال ۱۳۵۷)، مشکل نظری مدل فوق تا حدی حل شود. نتایج حاکی از معنی‌دار بودن ضریب متغیر مجازی و منفی بودن آن می‌باشد. هم‌چنین بر اساس رابطه‌ی فوق، اگرچه عرض از مبدا از لحاظ آماری معنی‌دار نیست، اما می‌توان از آن به عنوان برآوردی برای مقدار اولیه مورد نیاز در رهیافت حداکثر راستنمایی استفاده کرد. بر اساس برآورد به‌دست آمده، مقدار تقریبی و اولیه‌ی بهره‌وری در وضعیت متوازن برابر با $A = 1/116$ خواهد شد.

همان‌طورکه در بالا نیز به آن اشاره شد، وجود ریشه‌ی واحد یکی از مشکلات برآورد فرایند تصادفی بهره‌وری است. از آن‌جایی‌که در مدل‌های RBC تأکید بر روی درصد انحرافات متغیر بهره‌وری از مقدار وضعیت متوازن است، لذا با استفاده از رهیافت هدریک-پرسکات[1]، ابتدا بخش سیکلی این متغیر استخراج می‌شود. آزمون دیکی فولر تعمیم یافته بیانگر عدم وجود ریشه‌ی واحد در بخش سیکلی بهره‌وری کل می‌باشد، بنابراین می‌توان با نوشتن مدل AR(1) برای بخش سیکلی متغیر، بهروه‌وری کل ضریب فرایند AR(1) را به صورت ذیل برآورد کرد:

1-Hodrick R and Prescott E., (1997).

$$\hat{a}_t = \rho_a \hat{a}_{t-1} + \varepsilon_t \quad \Rightarrow \hat{a}_t = \underset{(0/0)}{0/027}\hat{a}_{t-1} \quad ; \quad R^2 = 0/52$$

که در آن $\hat{a}_t$، بیانگر انحرافات لگاریتمی بهره‌وری بوده و مقدار درون پرانتز نیز بیانگر سطح بحرانی هستند. هم‌چنین مقدار انحراف معیار پسماند رگرسیون فوق $\sigma_a = 0/045$ می‌باشد، که این مقدار همراه با مقدار $\rho_a = 0/72$ می‌تواند در مقداردهی اولیه‌ی پارامترهای مدل در هنگام تخمین مدل $RBC$ بسیار راهنما باشد.

### ۳-۲- محاسبه‌ی نرخ استهلاک برای اقتصاد ایران

نرخ استهلاک یکی از کلیدی‌ترین پارامترهای مدل‌های ادوار تجاری واقعی و در حالت کلی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی است. اگرچه در اقتصاد ایران محققان زیادی بسته به نیاز خود این نرخ را محاسبه کرده‌اند، اما هیچ مرجع دولتی به صورت رسمی از آن یاد نمی‌کند. بنابراین در این بخش تلاش می‌شود تا براساس روش سنتی و متداول و هم‌چنین بر اساس روش نظری ارائه شده توسط کولی (۱۹۹۵)، معیار قابل اعتمادی از نرخ استهلاک برآورد شود. شایان ذکر است که امینی (۱۳۸۴) در مقاله‌ی خود برآوردهایی از موجودی سرمایه را برای اقتصاد ایران در جدولی ارائه کرده است، که روش محاسبه‌ی استهلاک در این تحقیق بر پایه‌ی اطلاعات مقاله‌ی این محقق می‌باشد. با استفاده از آمار مربوط به برآورد موجودی سرمایه توسط امینی (۱۳۸۴)، نرخ استهلاک برای هر سال بر اساس معادله‌ی زیر محاسبه شد:

$$K_{t+1} = (1-\delta)K_t + I_t \quad \Rightarrow \quad \delta_t = 1 - \left(\frac{K_{t+1} - I_t}{K_t}\right)$$

لذا، محاسبات انجام شده برای داده‌های سالانه‌ی ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۴ نشان داد که متوسط نرخ استهلاک بر اساس این داده‌ها در حدود ۴/۲۶ درصد (در صورتی‌که $I_t$ فقط بیانگر آمار مربوط به تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص کل به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ باشد) و ۵/۸ درصد (در صورتی‌که $I_t$ بیانگر آمار مربوط به مجموع تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص کل و تغییر در موجودی انبار به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ باشد). در هر دو صورت مشاهده می‌شود که این مقدار برای نرخ استهلاک، از مقدار ۱۰ درصد سالانه (۲/۵ درصد فصلی) در ادبیات سیکل‌های تجاری، کم‌تر به‌نظر می‌رسد. اما چرا در ادبیات ادوار تجاری نرخ استهلاک سالانه را معمولاً ۱۰ درصد در نظر می‌گیرند. آیا این فرض برای اقتصاد ایران نیز قابل قبول می‌باشد؟ آیا می‌توان این عدد را برای اقتصاد

ایران توجیه کرد؟ از آن‌جایی‌که ادبیات، ادوار تجاری مبتنی بر رفتار حداکثر سازی عوامل اقتصادی می‌باشد، لذا بررسی بیش‌تر نرخ استهلاک نیز نیازمند سازگاری با این رهیافت است و به‌نظر می‌رسد که برآورد نرخ استهلاک با نگاهی دقیق‌تر و تمرکز بیش‌تر بر روی مدل‌های بهینه‌یابی، خالی از فایده نباشد.

برای بررسی بیش‌تر و اطمینان از مقدار نرخ استهلاک، به روش کولی و پرسکات (۱۹۹۵) اشاره می‌شود. بر اساس این روش، اگر فرض شود که اقتصاد از نرخ رشد جمعیت $n$ و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی (نرخ رشد تولید سرانه‌ی واقعی) $\eta$، به عنوان معیاری از رشد بهره‌وری برخوردار باشد، توابع مطلوبیت و تولید را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$\max\ E_{\circ}\left\{\sum_{t=\circ}^{\infty}\beta^{t}\, n^{t} u(c_t,(1-h_t))\right\}\hat{a}_t \quad ;\ u=\log c_t-\gamma h_t$$
$$\text{s.t.}\ \ c_t+i_t=e^{z_t}\, k_t^{\theta}\,(\eta^{t} h_t)^{1-\theta} \quad ;\ y_t=e^{z_t}\, k_t^{\theta}\,(\eta^{t} h_t)^{1-\theta}$$
$$\eta n k_{t+1}=(1-\delta)k_t+i_t \quad ;\ z_{t+1}=\rho z_t+\varepsilon_t$$

که در آن، همه‌ی متغیرها سرانه‌ی واقعی بوده و $h_t$ نیز بیانگر ساعات کار است. هم‌چنین مقادیر $\eta, n > 1$ هستند. بر اساس معادله‌ی سرمایه‌ی فوق می‌توان مقدار $\delta$ را در وضعیت متوازن به صورت $\delta = \frac{i}{k} + 1 - \eta n$ محاسبه کرد.

از آن‌جایی‌که داده‌های سالانه‌ی جمعیت در سایت بانک مرکزی، تنها از سال ۱۳۴۶ به بعد موجود است، لذا محدوده‌ی زمانی در این قسمت، دوره‌ی ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۳ می‌باشد. برای به‌دست آوردن نرخ‌های رشد جمعیت و تولید سرانه‌ی واقعی می‌توان از رهیافت روند زدایی استفاده کرد (آیرلند (۲۰۰۰)).

برای این منظور نتایج رگرسیون لگاریتم طبیعی این دو متغیر بر روی عرض از مبدا و روند زمانی به صورت زیر ارائه شده است:

$$\ln pop=۱۰/۱۹+۰/۲۶۹t \quad ;\ R^{۲}=۰/۹۷ \ \Rightarrow$$
$$\ln n=۰/۰۲۶۹ \ \Rightarrow n=\exp(۰/۰۲۶۹)=۱/۰۲۷$$
$$\ln y=۱۱/۷۳+۰/۰۲۷۹t \quad ,\ R^{۲}=۰/۷۹ \ \Rightarrow$$
$$\ln \eta=۰/۰۲۶۹ \ \Rightarrow \eta=\exp(۰/۰۲۶۹)=۱/۰۲۸$$

هم‌چنین در این دوره‌ی زمانی متوسط نسبت سرمایه‌گذاری واقعی (بدون احتساب موجودی انبار) به تولید واقعی برابر است با : $\frac{i}{k} = ۰/۱۰۸$.

با توجه به اطلاعات فوق، نرخ استهلاک سالانه در وضعیت متوازن، برابر با ۰.۰۵۱۶ خواهد شد، که مقدار فصلی آن برابر با ۰/۰۱۲۶ می‌شود. درصورتی‌که از مجموع سرمایه‌گذاری واقعی و موجودی انبار استفاده شود، نسبت سرمایه‌گذاری به تولید برابر با ۰/۱۲۳ و مقدار نرخ استهلاک سالانه و فصلی نیز به ترتیب برابر با ۰/۰۶۷۱ و ۰/۰۱۶۷ خواهد شد. هم‌چنین بر اساس رابطه‌ی اویلر (شرط مرتبه‌ی اول حداکثرسازی مسئله فوق برای متغیر مصرف سرانه) می‌توان نوشت:

$$\frac{\eta}{c_t}=\frac{\beta}{c_{t+1}}\,E\left\{\theta\frac{y_{t+1}}{k_{t+1}}+1-\delta\right\}$$

در وضعیت متوازن، رابطه‌ی فوق به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\frac{\eta}{\beta}+\delta-1=\theta\frac{y}{k}\;\Rightarrow\;\beta=\frac{\eta}{\theta\frac{y}{k}-\delta+1}$$

با توجه به این‌که متوسط نسبت تولید به سرمایه در دوره‌ی مورد بررسی برابر با ۰/۴ و سهم سرمایه از تولید ($\theta$) نیز برابر با ۰/۴۱۲ می‌باشد، لذا مقدار $\beta$ برای نرخ‌های استهلاک سالانه‌ی فوق برابر است با:

$$\delta=0/0516\;\Rightarrow\;\beta=0/9234\;;\;\delta=0/0671\;\Rightarrow\;\beta=0/9365$$

بر اساس مقادیر سالانه‌ی فوق، می‌توان مقادیر فصلی را با این فرض که برابر با ریشه‌ی چهارم مقادیر سالانه هستند به صورت زیر محاسبه کرد:

$$\beta=\sqrt[4]{0/0234}=0/98\;;\;\beta\sqrt[4]{0/9365}=0/984$$

حال نرخ رشد جمعیت صفر در نظر گرفته شود (این فرض در مطالعات تجربی مدل های ادوار تجاری عمومیت دارد، چرا که این مدل‌ها بیش‌تر برای متغیرهای سرانه شده طراحی می‌شوند و لذا با تقسیم هر متغیر بر جمعیت، نرخ رشد جمعیت از آن‌ها به‌دست خواهد آمد)، مقدار نرخ‌های استهلاک و تنزیل سالانه بر اساس دو معیار اندازه‌گیری مقدار سرمایه‌گذاری برابر است:

$$\delta=0/08\;\Rightarrow\;\beta=0/9467\;;\;\delta=0/095\;\Rightarrow\;\beta=0/9609$$

در چنین حالتی نرخ استهلاک سالانه بسیار نزدیک به ۱۰ درصد خواهد بود. فرض نرخ استهلاک ۱۰ درصد در مطالعات تجربی ادوار تجاری واقعی مرسوم می‌باشد.

محاسبات فوق نشان می‌دهد که چنین فرضی برای اقتصاد ایران نیز نباید دور از انتظار باشد. بر اساس نتایج فوق مقدار نرخ استهلاک فصلی نیز برابر با ۰/۰۲ و ۰/۰۲۴ خواهد شد، بنابراین مقدار نرخ‌های تنزیل فصلی نیز به شرح زیر خواهد بود:

$$\beta = \sqrt[4]{0/09467} = 0/987 \;\; ; \;\; \beta \sqrt[4]{0/9609} = 0/99$$

### ۳-۳- معرفی پارامترهای مدل RBC

در معرفی پارامترهای مدل توجه به یک سری نکات ضروری است. به عبارت دیگر مقادیر اولیه‌ی مربوط به پارامترهای مدل باید به‌گونه‌ای تعیین شوند که نه‌تنها در معادلات مرتبه‌ی اول مربوط به حداکثر سازی رفتار عوامل اقتصادی صدق کنند، بلکه با مقادیر مربوط به متغیرهای مدل در شرایط وضعیت متوازن نیز سازگار باشند.

به علت عدم دسترسی به اطلاعات مربوط به ساعات کار در اقتصاد ایران، تلاش می شود که مدل با جای‌گذاری و یا حل کردن متغیر ساعات کار در سیستم، برآورد شود. در چنین شرایطی، این متغیر به طور ضمنی در مدل منظور خواهد شد و لذا تنها بر روی سایر متغیرهای درون‌زای مدل تمرکز می‌شود. این روش در حل مدل‌های ادوار تجاری معمول می‌باشد. به عبارت دیگر پس از حداکثر سازی و استخراج معادلات تعادلی، می‌توان از طریق جای‌گذاری متغیرهای درون‌زای مدل، یک سیستم با چند متغیر درون‌زا را به سیستمی دو و یا حتی تک معادله‌ای تبدیل کرد[1]. بنابراین، در این حالت فقط متغیر ساعات کار در مدل حل شده است[2].

### ۳-۴- محاسبه‌ی مقادیر اولیه برای پارامترهای مدل

برآورد مدل به روش حداکثر راستنمایی، نیازمند کاربرد رهیافت فیلتر کالمن می‌باشد. برای این امر ابتدا باید مقادیر اولیه‌ی پارامترهای مدل تعیین شوند. شایان ذکر است که تعیین مقادیر اولیه برای پارامترهای مدل باید با دقت زیادی انجام بگیرد. به عبارت دیگر تمامی مقادیر نظری متغیرهای درون‌زا در وضعیت متوازن که براساس مقادیر اولیه تعیین می‌شوند، باید با مقادیر تجربی آن‌ها در وضعیف تعادل تقریبا برابر باشند.

---

1- Uhlig (1997).

۲- مراحل حل متغیر نیروی کار در مدل و استخراج معادلات وضعیت- حالت نهایی در صورت درخواست از نگارندگان، ارائه می‌شود. برای اطلاع بیش‌تر مراجعه شود به پایان نامهٔ دکتری حسین کاوند (۱۳۸۸).

از آن‌جایی‌که در اقتصاد ایران داده‌های فصلی مربوط به موجودی سرمایه در دسترس نیستند، لذا اطمینان از مقدار دقیق برخی از پارامترهای مدل به عنوان بهترین مقدار اولیه، غیر ممکن است. در این راستا بهتر است که از هر دو سری مقادیر پارامترهای محاسبه شده در قسمت قبل (حالت نرخ رشد جمعیت صفر و حالت نرخ رشد مخالف صفر)، استفاده شده و قضاوت در مورد این‌که کدام مقادیر اولیه بهتر می توانند داده‌های فصلی اقتصاد ایران را توصیف کنند را به نتایج برآورد مدل واگذار کرد. بنابراین، نحوه‌ی انتخاب مقادیر اولیه‌ی مناسب، در زیر توضیح داده می‌شود.

***الف) حالتی‌که نرخ رشد جمعیت صفر در نظر گرفته شود***

به علت دسترسی به داده‌های فصلی تولید سرانه، مقدار $\eta$ هم برای داده‌های فصلی و هم برای داده‌های سالانه محاسبه و تلاش می‌شود تا در اطراف مقدار میانگین آن‌ها (۱/۰۱۵) تعیین شود. در بین پارامترهای فوق تنها پارامترهای $A,\gamma$ را می‌توان به‌گونه ای آزادانه انتخاب کرد تا سازگاری بین مقدار مشاهده شده‌ی متغیرهای مدل در وضعیت متوازن. با مقادیر نظری آن‌ها برقرار شود. اما در مورد پارامتر $A$ نیز تا حدی از رگرسیون‌هایی که در بخش محاسبه و برآورد بهره‌وری کل عوامل، ارائه شدند، آگاهی وجود دارد. در آن بخش مشخص شد که مقدار آن بسیار به عدد یک نزدیک است. نتایج اطلاعات فوق تعیین مقدار پارامتر $\gamma$ را به‌گونه‌ای که منجر به سازگاری بین متغیرهای مشاهده شده و تئوری شود، آسان‌تر می‌کند. به طور خلاصه، پارامترهای محاسبه شده (مقادیر اولیه) به شرح زیرند:

$$\delta=۰/۰۲۴\ ,\ \beta=۰/۹۹\ ;\ \eta=۱/۰۱۰۷\ ,\ \theta=۰/۴۱۲\ ,\ \gamma=۰/۰۰۲۴\ ,$$
$$A=۰/۹۶۵,\ \rho=۰/۷۲\ ,\ \sigma=۰/۴۵$$

مقدار $A,\gamma$ به گونه‌ای تعیین شده‌اند که تولید سرانه‌ی واقعی درحالت متوازن ($y=۱۳۷۰.۲$)، با مقدار تولید سرانه‌ی واقعی روند زدایی شده ($y=۱۳۷۱.۱$) تقریباً برابر شوند. لازم به‌ذکر است که میانگین نسبت سرمایه‌گذاری (شامل موجودی انبار) به تولید در داده‌ها برابر با ۰/۳۶ است، درحالی‌که این نسبت در مدل فوق ۰/۳۲ می‌باشد. هم‌چنین بر اساس پارامترهای فوق مصرف سرانه روند زدایی شده ($c=۹۳۴/۷$) بسیار نزدیک به مقدار محاسبه شده بر اساس پارامترهای فوق ($c=۹۳۴/۰۲$) است.

**برآورد مدل**

با توجه به مقادیر اولیه‌ی فوق، مدل با استفاده از رهیافت فیلتر کالمن و حداکثر راستنمایی برآورد می‌شود. شایان ذکر است که مقادیر اولیه‌ی مربوط به عناصر

ماتریس $D_{۲\times۲}$ و واریانس‌ها و کوواریانس جملات خطای مربوط به خطاهای اندازه‌گیری نیز در دو مرحله مشخص شده‌اند. ابتدا فرض می‌شود که ماتریس $D_{۲\times۲}$ یک ماتریس قطری است، به‌طوری‌که عناصر روی قطر اصلی آن‌ها کوچک‌تر از یک هستند و هم‌چنین فرض می‌شود که ماتریس واریانس کوواریانس جملات خطا نیز قطری‌اند. سپس مدل با این فروض و مقادیر اولیه‌ی سایر پارامترها، برآورد می‌شود. حال مقادیر برآورد شده برای ماتریس $D_{۲\times۲}$ و ماتریس واریانس-کوواریانس جملات خطا، بیانگر مقادیر اولیه‌ی آن‌ها برای برآورد دوباره‌ی مدل به همراه مقادیر اولیه‌ی سایر پارامترهای مدل خواهند بود.

برآورد آزادانه‌ی مقدار همه‌ی پارامترهای مدل عملاً منجر به برآوردهای غیرمنطقی برای برخی از پارامترها می‌شود. به عنوان مثال زمانی‌که همه‌ی پارامترهای مدل در لیست پارامترهایی که باید برآورد شوند، قرار می‌گیرند، برآوردهای غیر منطقی برای نرخ استهلاک فصلی (بیش از ۰/۱۵) به دست می‌آید. آیرلند (۲۰۰۴) نیز با چنین مشکلی مواجه بوده است. برای برطرف کردن این مشکل و با توجه به بررسی‌های انجام گرفته در قسمت‌های قبل، مقدار پارامتر $\beta$=۰/۹۹ ثابت در نظر گرفته شده و دوباره مدل برآورد می‌شود. نتایج برآورد آن‌ها در سطر سوم جدول (۱) آورده شده است. مقدار تابع حداکثر راستنمایی برای این برآورد برابر با ۲۸۵. ۰۰۲ می‌باشد. بر اساس این نتایج، مشاهده می‌شود که حتی با ثابت فرض کردن $\beta$=۰/۹۹، دوباره مقدار نرخ استهلاک فصلی ۰/۱۶ برآورد شده است و مقدار انحراف معیار آن نیز بسیار بالاست. لذا همانند آیرلند، با ثابت فرض کردن این متغیر($\delta$=۰/۲۴) در کنار مقدار ثابت $\beta$=۰/۹۹، مدل فوق دوباره برآورد می‌شود. نتایج برآورد در سطر چهارم جدول (۱) آورده شده است. بر اساس این برآورد مقدار تابع حداکثر راستنمایی برابر با ۲۰۱. ۱۹۵ می‌باشد. برآوردهای به دست آمده نشان می‌دهند که مقدار $\eta$=۱ است. در حقیقت، داده‌های واقعی تولید سرانه‌ی فصلی حاکی از مقدار ۱/۰۰۳۵، برای پارامتر $\eta$ هستند. این مقدار، از رگرسیون لگاریتم تولید واقعی سرانه‌ی فصلی بر روی عرض از مبدا و زمان به‌دست آمده است:

$$LY=۷/۲۲۳+۰/۰۰۳۵t \quad \Rightarrow \quad \eta=\exp(۰/۰۰۳۵)=۱/۰۰۳۵$$

با این وجود برآوردهای به‌دست آمده برای مقدار ضریب تکنولوژی برابر با $\rho$=۰/۷۲ و مقدار انحراف معیار این متغیر برابر با $\sigma$=۰/۰۵ منطقی به نظر می‌رسد. هم‌چنین برآورد مربوط به سهم سرمایه ($\theta$=۰/۴۱۴) نیز کاملاً منطقی است. حال که تا حدی از نتایج مربوط به برازش مدل اطمینان حاصل شده است، به‌نظر می‌رسد که برآورد مدل

فوق برحسب مقدار پارامترها برای زمانی‌که نرخ رشد جمعیت مخالف صفر است، نه‌تنها خالی از فایده نیست، بلکه می‌توان نتایج آن را با برآوردهای کنونی مقایسه کرد.

***ب) حالتی‌که نرخ رشد جمعیت مخالف صفر نسیت***

در این حالت نیز همانند حالت الف، مقادیر پارامترهای مدل بر حسب اطلاعات در دسترس به‌گونه‌ای تعیین شدند که مقادیر متغیرها در وضعیت متوازن بسیار نزدیک به مقادیر متناظر آن‌ها برحسب داده‌های موجود هستند. بنابراین به طور خلاصه مقادیر پارامترهای مدل به صورت زیر مشخص می‌شوند:

$$\delta=۰/۰۱۷,\beta=۰/۹۸۵,\eta=۱/۰۱۰۶,\theta=۰/۴۱۹,\gamma=۰/۰۲۱۱,\ A=۰/۹,$$
$$\rho=۰/۷۲,\sigma=۰/۰۴۵$$

که در آن نرخ‌های استهلاک و تنزیل و سهم سرمایه در اطراف مقادیر محاسبه شده برای حالتی که نرخ رشد جمعیت مخالف صفر است، تعیین شده‌اند. با توجه به حجم مقاله و نظر داوران و هم‌چنین شباهت مراحل برآورد مدل با قسمت (الف)، تنها به نتیجه‌ی مقایسه‌ی این بخش با بخش (الف) بسنده می‌شود.[۱]

نتایج حاکی از آن است که تمرکز بر روی مقادیر اولیه‌ی حالت (الف)، به مراتب (در زمانی‌که $\delta,\beta$ مقادیر ثابتی در نظر گرفته می‌شوند) مقدار حداکثر راستنمایی بالاتری را ارائه می‌دهد. لذا از آن‌جایی‌که در مدل طراحی شده نیز نرخ رشد جمعیت صفر در نظر گرفته شده است، به‌نظر می‌رسد که پارامترهای حالت (الف) باید بهتر بتوانند با مدل هماهنگ شوند.

### ***۳-۵- تحلیل حساسیت و برآورد بهترین مدل***

از آن‌جایی‌که هیچ‌گونه کار تجربی در این زمینه برای داده‌های فصلی انجام نگرفته است، لذا به‌نظر می‌رسد که بهتر است با تغییر مقادیر اولیه در اطراف مقادیر اولیه‌ی حالت (الف)، به‌گونه‌ای که هنوز مقدار متغیرها در وضعیت با ثبات با مقادیر مشاهده شده‌ی آن‌ها تقریبا برابر باشد، نه‌تنها حساسیت مدل را مورد ارزیابی قرار داد، بلکه بهترین برآورد از پارامترها را به دست آورد. شایان ذکر است که در تمامی برآوردها، مقدار $\beta$ , $\delta$ پس از تعیین، ثابت در نظر گرفته خواهند شد. معیار انتخاب را می‌توان مقدار حداکثر راستنمایی و سازگاری پارامترهای برآورد شده با حقایق آشکار شده در نظر گرفت. جداول ۲ و ۳ و ۴ برای مقادیر اولیه‌ی مختلف پارامترها، مقادیر برآورد شده

---

۱- به فصل چهارم پایان نامهٔ دکتری حسین کاوند مراجعه شود.

همراه با انحراف معیار و مقدار حداکثر راستنمایی را ارائه می‌کنند. در جدول ۴ فرض شده است که مقدار سهم سرمایه $\theta$=۰/۴۱۲ زیاد است و مقدار اولیه‌ی $\theta$=۰/۳۶ جایگزین آن شده است، که به تبع آن مقادیر اولیه‌ی $A, \gamma$ نیز تغییر کرده است. نتایج نشان می‌دهد که یک نوع هم‌گرایی در برآورد پارامترهای مدل در هر سه جدول اخیر ایجاد شده است. تنها نکته‌ی قابل توجه این که درجدول ۴ مقدار برآورد $\theta$=۰/۵۲ به‌دست آمده است، که بر اساس مطالعات انجام گرفته این مقدار بسیار بالاتر از حد مورد انتظار است. با توجه به این که مقدار حداکثر راستنمایی در جدول ۴ کم‌تر از دو جدول ۲ و ۳ می‌باشد، لذا مقدار برآورد $\theta$=۰/۴۶۷ در هر دو جدول ۲ و۳ بر مقدار $\theta$=۰/۵۲ ترجیح داده می‌شود. بنابراین به‌نظر می‌رسد که مقادیر برآورد شده در جدول ۲ را بتوان به عنوان مقادیر برآورد شده‌ی پارامترهای ساختاری اقتصاد ایران معرفی کرد. بر اساس این جدول نرخ رشد متوازن برابر با ۱/۰۰۳۸ به‌دست آمده است، که بسیار به مقدار ۱/۰۰۳۵ نزدیک می‌باشد. هم‌چنین مقدار ضریب تکنولوژی و انحراف معیار آن به ترتیب برابر با $\rho$=۰/۸۹۳ و $\sigma$=۰/۰۱۲۲ برآورد شده‌اند، که با توجه به مطالعه‌ی انجام گرفته برای داده‌های فصلی (عباسی نژاد و کاوند (۱۳۸۶))، این برآوردها نیز دور از انتظار نیستند. محاسبه‌ی ریشه‌ی مشخصه‌های ماتریس برآورد شده‌ی $D_{2\times2}$ نیز بیانگر مقادیر ۰/۸۹ و ۰/۱۷۷ است، که کوچک‌تر از یک بودن آن‌ها نیز مانا بودن فرایندهای خودرگرسیونی مرتبه‌ی اول خطاهای اندازه‌گیری را نشان می‌دهد. واریانس جمله‌ی خطای تولید و مصرف نیز به ترتیب برابر با ۰/۰۲۴۳ و ۰/۳۰۸ و کوواریانس آن‌ها نیز ۰/۰۰۰۱ می‌باشد.

اگرچه به‌نظر می‌رسد که مقدار حداکثر راستنمایی به‌دست آمده (۵۶۹۳. ۲۸۳) همان مقدار حداکثر سراسری است، اما از آن‌جایی‌که مقدار انحراف معیارها بر اساس مشتقات محاسباتی به‌دست آمده است، به‌نظر می‌رسد که تفاوت بین مفهوم حد نظری با مفهوم حد محاسباتی، یکی از عواملی خواهد بود که حتی اگر حداکثر سراسری نیز حاصل شده باشد، خطای محاسبات مشتقات اول و دوم خود می‌تواند نا اطمینانی نسبت به مقادیر انحراف معیارهای محاسبه شده، ایجاد کند. بنابراین برای برطرف کردن مشکل انحراف معیارها، بر اساس پیشنهاد آیرلند و اسچاح[1] (۲۰۰۷)، می‌توان از رهیافت بوت استرپ[2] استفاده کرد. برای این امر عملیات برآورد مدل، پانصد بار تکرار شده و پس

1- Ireland & Schuh (2007).
2 -Bootstrap.

پس از برآورد پانصد مقدار برای هر کدام از پارامترها، انحراف معیار آن‌ها به عنوان انحراف معیار بوت استرپ در جدول (۲) گزارش شده است.

با توجه به نتایج به‌دست آمده از برآوردهای گزارش شده در جدول (۲)، می‌توان قدرت توضیح دهندگی مدل را براساس روش‌های متدول در ادبیات ادوار تجاری واقعی بررسی کرد. بر این اساس می‌توان ضریب خودهمبستگی بخش سیکلی (یا همان انحرافات از وضعیت یکنواخت) هر کدام از متغیرهای سرانه‌ی واقعی در وقفه‌ی صفر را با مقادیر متناظر آن‌ها که از مدل ادوار تجاری شبیه‌سازی می‌شوند، مقایسه کرد. هم‌چنین در این راستا مقایسه‌ی انحراف معیار بخش سیکلی متغیرهای سرانه‌ی واقعی و مقادیر متناظر شبیه‌سازی شده‌ی آن‌ها از مدل ادوار تجاری نیز متداول است. برای این منظور برای تطابق بین مباحث نظری و مدل برآورد شده در قسمت قبل، ابتدا از رهیافت روندزدایی برای محاسبه‌ی بخش سیکلی متغیرهای تولید سرانه‌ی واقعی و مصرف سرانه‌ی واقعی استفاده شده است. سپس ضریب خودهمبستگی مرتبه‌ی اول این متغیرها به همراه مقادیر انحراف معیار آن‌ها محاسبه می‌شود. جدول (۵)، این دو مقدار را با مقادیر متناظر به‌دست آمده از شبیه‌سازی مدل، مقایسه می‌کند. بر اساس این جدول مشاهده می‌شود که مدل به خوبی مقادیر فوق را برای تولید سرانه‌ی واقعی شبیه‌سازی کرده است، به‌طوری‌که ضریب خودهمبستگی داده‌های واقعی ۰/۷۵ بسیار نزدیک به مقدار ۰/۸ و انحراف معیار آن ۰/۰۵۷ می‌باشد، درحالی‌که مقدار برآورد شده بسیار نزدیک به آن و برابر با ۰/۰۶ است. نتایج در مورد مصرف سرانه‌ی واقعی نیز قابل قبول هستند. به عبارت دیگر به‌نظر می‌رسد که حل متغیر نیروی کار در مدل سبب شده است که مقدار ضریب خودهمبستگی متغیر مصرف سرانه، کمی بالاتر از مقدار واقعی آن برآورد شود و نیز پایین بودن انحراف معیار متغیر نیروی کار در اقتصاد ایران نیز تا حدی مقدار انحراف معیار مصرف سرانه را کاهش داده است. با این حال، مدل فوق به خوبی توانسته است واقعیات مشاهده شده در اقتصاد ایران را شبیه‌سازی نماید.

شایان ذکر است که یکی از ویژگی‌های رهیافت فیلتر کالمن، امکان برآورد مقادیر غیر قابل مشاهده است. همان‌طورکه قبلا نیز اشاره شد، متغیر تکنولوژی یک متغیر غیر قابل مشاهده می‌باشد، لذا پس از برآورد مدل و گزارش نتایج آن بر اساس جدول شماره‌ی (۲)، می‌توان با استفاده از این برآوردها و رهیافت فیلتر کالمن، مقادیر غیرقابل مشاهده‌ی انحرافات متغیر تکنولوژی از وضعیت پایدار را استخراج کرد. این مقادیر، متناظر با مقدار $\hat{\alpha}_t$ در معادله‌ی شماره‌ی '(۲) در بخش معادلات خطی شده حول وضعیت متوازن هستند.

همانند بخش مربوط به استخراج متغیر پسماند سولو، به وضوح مشخص است که برخلاف دوران هشت ساله‌ی پس از جنگ، از اواسط دهه‌ی ۱۳۷۰، واریانس انحرافات از وضعیت متوازن نسبتاً کاهش یافته و در سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۴ نیز حداقل انحرافات تجربه شده است. این نتایج گواه بهبود مدیریت شوک‌ها در این دوران بوده است. با توجه به پایدار بودن اثرات شوک‌های وارده بر اقتصاد ایران (به دلیل مقدار برآورد شده‌ی $\rho=۰/۸۹$ ضریب خودهم‌بستگی تکنولوژی) و تأثیرپذیر بودن شوک‌های تکنولوژی از شوک‌های درآمد نفتی، امید است که مسئولان و مدیران اقتصادی تلاش کنند تا همانند دوران سال‌های فوق، اثرات این شوک‌ها را کنترل و مدیریت کنند. شکل (۳) نیز نحوه‌ی واکنش تکنولوژی، سرمایه، تولید و مصرف به یک شوک تکنولوژیکی را نشان می‌دهد. بر اساس این شکل، تکنولوژی و در نتیجه تولید هر دو، تا مدت‌ها تحت تأثیر اثرات مثبت شوک قرار گرفته و اثرات آن تا مدت‌ها اقتصاد را متأثر می کند و در طول زمان به تدریج حذف خواهد شد. اما سرمایه و مصرف ابتدا روندی صعودی داشته، ولی به علت بازدهی نزولی انباشت سرمایه، این متغیر روند نزولی به خود گرفته است و پس از چندین دوره‌ی اثر مثبت شوک تکنولوژی، به کلی از اقتصاد خارج خواهد شد و اقتصاد دوباره به وضعیت متوازن خود باز می‌گردد.

## ۴- نتیجه‌گیری

در این مقاله مدل آیرلند (۲۰۰۴)، به علت این که به‌روشنی نرخ رشد تولید را در برمی‌گیرد، به عنوان مدل ادوار تجاری واقعی که قابلیت هماهنگ شدن با اقتصاد در حال توسعه‌ی ایران را داشته باشد، معرفی شد. پس از معرفی مدل و استخراج دستگاه معادلات خطی (انحراف از وضعیت متوازن)، دستگاه مذکور با به‌کارگیری رهیافت بلانچارد-کاهن (برای رهایی از متغیرهای تصادفی و امید ریاضی)، به صورت ساختار مدل‌های وضعیت-حالت تصریح شد. سپس به علت وجود متغیرهای غیر قابل مشاهده، از رهیافت فیلتر کالمن برای برآورد پارامترهای مدل به روش حداکثر راستنمایی استفاده شد. از آن‌جایی که برای استفاده از رهیافت فیلتر کالمن نیاز به معرفی مقادیر اولیه برای پارامترهای مدل می‌باشد، لذا با استفاده از داده‌های فصلی (۱۳۸۴-۱۳۶۷) و سالانه‌ی اقتصاد ایران و نیز با استفاده از مطالعات محققان قبلی، برخی از پارامترهای مدل برای اقتصاد ایران، محاسبه و به عنوان مقادیر اولیه در برآورد مدل مورد استفاده قرار گرفتند. یکی از مهم‌ترین نتایج این بررسی‌ها کاهش بی‌ثباتی اقتصادی از نیمه‌ی

دوم دهه‌ی ۱۳۷۰ تا سال ۱۳۸۴ و نیز اهمیت شوک‌های تکنولوژیکی در تحت تأثیر قرار دادن اقتصاد ایران است. به عبارت دیگر نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های تکنولوژی در اقتصاد ایران نسبتاً پایدار بوده و اثرات شوک‌های وارده بر اقتصاد ایران مدت زمان زیادی اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار می‌دهند، که این امر به نوبه‌ی خود حاوی پیام بسیار مهمی برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی در استفاده از شوک‌های مثبت و کنترل شوک‌های منفی است. این امر می‌تواند بیانگر این باشد که کنترل شوک‌های نفتی دارای اثر مستقیم بر کنترل شوک‌های تکنولوژیکی و بهبود ثبات اقتصادی است.

ملاک انتخاب بهترین مدل، مقدار حداکثر تابع راستنمایی بوده است. نتایج حاکی از آن است که مدل برآورد شده می‌تواند برآوردهای معقولی از پارامترهای مربوط به فرایند خودرگرسیونی مرتبه‌ی اول تکنولوژی، پارامتر نرخ رشد فصلی تولید سرانه‌ی واقعی و سایر پارامترها ارائه دهد. برای استخراج انحراف معیار پارامترهای برآورد شده، از رهیافت بوت استرپ استفاده شده است. هم‌چنین همان‌گونه که در رهیافت RBC متداول است، ضرایب خودهمبستگی وقفه‌ی اول و انحراف معیار شبیه‌سازی شده برای تولید سرانه‌ی واقعی و مصرف سرانه‌ی واقعی قابل دفاع بوده و هماهنگ با مقادیر واقعی آن‌ها در اقتصاد ایران هستند.

## فهرست منابع


۱- اربابی فرزین، (۱۳۸۵) « رابطه‌ی ادوار تجاری ایران با شوک‌های خارجی»، پایان‌نامه‌ی دوره‌ی دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی.

۲- امینی علیرضا، نشاط حاجی محمد، (۱۳۸۴) « برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۳۸۱-۱۳۳۸» مجله‌ی برنامه و بودجه شماره‌ی ۹۰، صفحه‌ی ۸۶-۵۳.

۳- دانش‌جعفری داود، (۱۳۸۰) « تعیین عوامل دوران‌های اقتصادی با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری» پایان نامه‌ی دوره‌ی دکتری، دانشگاه علامه طباطبایی.

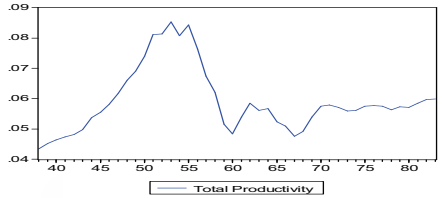
۴- شاهمرادی اصغر، (۱۳۸۸) "بررسی اثرات تغییر قیمت‌های انرژی بر روی سطح قیمت، تولید و رفاه در اقتصاد ایران". وزارت اقتصاد و دارایی، پروژه‌ی در حال انجام.

۵- عباسی نژاد حسین، کاوند حسین، (۱۳۸۶) «محاسبه‌ی معیاری برای بهره‌وری در ایران با استفاده از رهیافت کالمن فیلتر» فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران- ش۳۱.
۶- غفاری فرهاد، (۱۳۸۷) «بررسی ادوار تجاری در ایران از منظریک الگوی عرضه و تقاضای کل» پایان نامه دوره‌ی دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی.
۷- کاوند حسین، باقری فریده، (۱۳۸۶) «محاسبه شکاف تولید ناخالص داخلی با استفاده از یک مدل فضا – حالت»، مجله‌ی دانش و توسعه ش۲۱.
۸- کاوند حسین، (۱۳۸۸)، « تبیین آثار درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی در قالب یک الگوی ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران »، پایان نامه‌ی دوره‌ی دکتری، دانشگاه تهران.

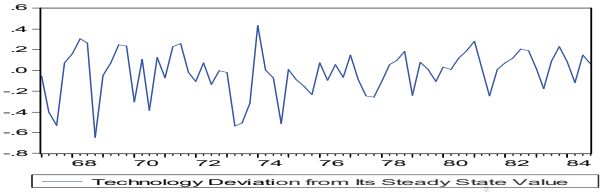
9- Aguiar M, Gopinath G. , (2007), "Emerging Market Business Cycles: The Cycle Is the Trend", *Journal of Political Economy, Vol. 115, pp. 69-102.*
10- Altug S. , (1989); ”Time-to-Build and Aggregate Fluctuations: Some New Evidence”, International Economic Review, 30, November, 889-920.
11- Baldini, A. (2005). “Fiscal Policy and Business Cycles in an Oil Producing Economy: The Caseof Venezuela. ” International Monetary Fund, IMF working papers, Washington D. C.
12- Barro R, Sala-I-Martin X. , (1995), " Economic Growth", New York: McGraw-Hill.
13- Blanchard, Oliver and Charles M. Kahn (1980)," The Solution of Linear Difference Models Under Rational Expectations" Econometrica, 1305-1311.
14- Cass D. , (1965); “Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation,” Review of Economic Studies, 32, 233–240.
15- Cooley, T. F. , (1995); “Frontiers of Business Cycle Research”, Princeton: Princeton University Press.
16- Garratt A, Lee K, Pesaran H, Shin Y. , (2006)"Global and National Macroeconometric Modelling: A Long-Run Structural Approach", Oxford ; New York : Oxford University Press.
17- Hall G. , (1996),”Overtime, Effort, and the Propagation of Business Cycle Shocks”, Journal of Monetary Economics, 139-160.
18- Hamilton J. (1994), “Time Series Analysis”, Princeton Press.
19- Harvey, A. , 2001,"Forcasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter," Cambridge University press.
20- Hodrick R, Prescott E. , 1997. post-war U. S business cycles; An Empirical Investigation. Journal of money, Credit and Banking 1997; 79 (1); 1-6.

21- Ireland P. , (2000); "Interest Rates, Inflation, and Federal Reserve Policy Since 1980"; Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 32, No. 3, Part , pp. 417-434
22- Ireland, (2004)," A Method for Taking Models to the Data", *Journal of Economic Dynamics and Control,* March, 1205-1226.
23- Ireland P, Schuh S. , (2007) " Productivity and U. S. Macroeconomic Performance: Interpreting the Past and Predicting the Future with a Two-Sector Real Business Cycle Model", NBER, October, w13532.
24- Klein, Paul. , (2000) "Using the Generalized Schur Form to Solve a Multivariate Linear Rational Expectations Model. " Journal of Economic Dynamics and Control, 24: 1405-1423
25- Koopmans, Tjalling C. , (1965) "On the Concept of Optimal Economic Growth," in (Study Week on the) Econometric Approach to Development Planning, chap. 4, pp. 225–87. North-Holland Publishing Co. , Amsterdam.
26- Kose, A. (2002). "Explaining Business Cycles in Small Open Economies: How Much Do World Prices Matter?" Journal of International Economics 56: 299-327.
27- Kydland, F. and E. Prescott (1982), "Time to Build and Aggregate Fluctuations", Econometrica, 50, 1345-70.
28- McGrattan E. , (1994), "The Macroeconomic Effects of Distortionary Taxation", Journal of Monetary Economics, 33, 573-601.
29- McGratten E, Rogerson R, Wright R. , 1997, "n Equilibrium Model of the Business Cycle with Household Production and Fiscal Policy" International Economic Review, 38, 267-290.
30- Ramsey F. , (1928)"A Mathematical Theory of Saving," Economic Journal, 38(152), 543–559.
31- Sargent T. , (1989) "Two Models of Measurements and the Investment Accelerator", Journal of Political Economy 97, 251-287.
32- Shahmoradi A, Kavand H. , (2008) "Business Cycle Features in the Iranian Economy"; Working Paper.
33- Uhlig, Harald (1997): "A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models
34- Easily," unpublished manuscript, CentER, University of Tilburg. Available at:
35- http://cwis. kub. nl/~few5/center/STAFF/uhlig/toolkit. dir/toolkit. htm (Including Matlab Codes).

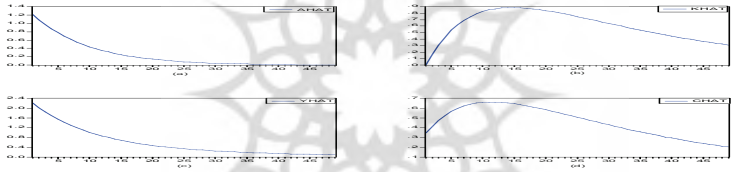
## شکل‌ها و جداول




شکل ۱- مقدار لگاریتم بهره‌وری




شکل۲- انحرافات تکنولوژیکی از وضعیت متوازن آن



شکل ۳- واکنش متغیرهای مدل به شوک تکنولوژی

جدول ۱- نتایج برآورد مدل زمانی‌که نرخ رشد جمعیت صفر در نظر گرفته شود

| پارامترهای مدل | $\gamma$ | $\theta$ | $\eta$ | A | $\rho$ | $\sigma$ | $D_{yy}$ | $D_{yc}$ | $D_{cy}$ | $D_{cc}$ | $V_{yy}$ | $V_{cc}$ | $V_{ye}$ | $\delta$ | حداکثر راستنمایی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| مقادیر اولیه | ۰.۰۰۲۴ | ۰.۴۱۲۰ | ۱.۰۱۰۶ | ۰.۹۶۵۰ | ۰.۷۲۰۰ | ۰.۰۴۵۰ | ۰.۵۰۱۳ | -۰.۰۰۱۱ | ۰.۰۰۲۸ | ۰.۵۰۳۲ | ۰.۰۵۳۸ | ۰.۰۰۹۷ | ۰.۰۰۰۴ | ۰.۰۲۴۰ | |
| $\beta = ۰.۹۹$ | ۰.۰۰۱۰ | ۰.۳۵۳۸ | ۱.۰۰۳۸ | ۰.۹۶۲۵ | ۰.۹۱۲۰ | ۰.۰۱۱۴ | ۰.۳۶۰۰ | -۰.۱۸۲۱ | -۰.۴۴۳۸ | ۰.۶۴۱۴ | ۰.۰۲۸۶ | ۰.۰۲۸۳ | ۰.۰۰۰۰ | ۰.۱۶۰۸ | ۲۸۵.۰۰۲۰ |
| مقدار برآورد | | | | | | | | | | | | | | | |
| $\beta = ۰.۹۹$ و $\delta = ۰.۰۲۴$ | ۰.۰۰۳۴ | ۰.۴۱۴۱ | ۱.۰۰۰۰ | ۰.۹۶۵۴ | ۰.۷۲۱۱ | ۰.۰۵۱۴ | ۰.۵۰۳۱ | -۰.۰۰۳ | ۰.۰۰۱۴ | ۰.۵۰۲۸ | ۰.۰۵۹۳ | ۰.۰۵۵۰ | ۰.۰۰۳۲ | - | ۲۰۱.۱۹۵۰ |
| مقدار برآورد | | | | | | | | | | | | | | | |

**جدول ۲- بهترین مدل برآورد شده**

| پارامترهای مدل | $\gamma$ | $\theta$ | $\eta$ | A | $\rho$ | $\sigma$ | $D_{yy}$ | $D_{yc}$ | $D_{cy}$ | $D_{cc}$ | $V_{yy}$ | $V_{cc}$ | $V_{yc}$ | حداکثر راستنمایی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| مقادیر اولیه | ۰.۰۰۴۱ | ۰.۴۲۰۰ | ۱.۰۰۰۹ | ۱.۱۰۰۰ | ۰.۷۲۰۰ | ۰.۰۴۵۰ | ۰.۵۰۱۳ | -۰.۰۰۱۱ | ۰.۰۰۲۸ | ۰.۵۰۳۲ | ۰.۰۵۳۸ | ۰.۰۰۹۷ | ۰.۰۰۰۴ | |
| مقدار برآورد | ۰.۰۰۶۰ | ۰.۴۶۷۷ | ۱.۰۰۳۸ | ۱.۱۰۰۸ | ۰.۸۹۳۳ | ۰.۰۱۲۲ | ۰.۲۰۲۳ | -۰.۰۳۴۵ | -۰.۵۰۴۰ | ۰.۸۶۴۸ | ۰.۰۲۴۳ | ۰.۰۳۰۸ | ۰.۰۰۰۱ | ۲۸۳.۵۶۹۳ |
| $\beta = ۰.۹۹$ و $\delta = ۰.۰۲۴$ | ۰.۰۰۴۰ | ۰.۲۳۳۲ | ۰.۵۰۲۳ | ۰.۵۴۷۴ | ۰.۳۷۵۱ | ۰.۰۰۷۸ | ۰.۳۴۲۷ | ۰.۱۰۶۶ | ۱.۵۹۴۵ | ۰.۴۵۸۶ | ۰.۰۰۹۸ | ۰.۰۱۵۴ | ۰.۰۰۰۱ | |
| مقدار برآورد | | | | | | | | | | | | | | |

**جدول ۳- برآورد مدل برای حالت (الف)**

| پارامترهای مدل | $\gamma$ | $\theta$ | $\eta$ | A | $\rho$ | $\sigma$ | $D_{yy}$ | $D_{yc}$ | $D_{cy}$ | $D_{cc}$ | $V_{yy}$ | $V_{cc}$ | $V_{yc}$ | حداکثر راستنمایی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| مقادیر اولیه | ۰.۰۰۴۱ | ۰.۴۳۰۰ | ۱.۰۰۳۰ | ۱.۰۶۵۰ | ۰.۷۲۰۰ | ۰.۰۴۵۰ | ۰.۵۰۱۳ | -۰.۰۰۱۱ | ۰.۰۰۲۸ | ۰.۵۰۳۲ | ۰.۰۵۳۸ | ۰.۰۰۹۷ | ۰.۰۰۰۴ | |
| $\beta = ۰.۹۹$ و $\delta = ۰.۰۲۴$ | ۰.۰۰۵۷ | ۰.۴۶۷۷ | ۱.۰۰۳۸ | ۱.۰۶۵۵ | ۰.۸۹۳۳ | ۰.۰۱۲۲ | ۰.۲۰۲۳ | -۰.۰۳۴۵ | -۰.۵۰۴۰ | ۰.۸۶۴۸ | ۰.۰۲۴۳ | ۰.۰۳۰۸ | ۰.۰۰۰۱ | ۲۸۳.۵۶۹۳ |
| مقدار برآورد | | | | | | | | | | | | | | |

**جدول ۴- برآورد مدل برای حالت (الف)**

| پارامترهای مدل | $\gamma$ | $\theta$ | $\eta$ | A | $\rho$ | $\sigma$ | $D_{yy}$ | $D_{yc}$ | $D_{cy}$ | $D_{cc}$ | $V_{yy}$ | $V_{cc}$ | $V_{yc}$ | حداکثر راستنمایی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| مقادیر اولیه | ۰.۰۰۱۳ | ۰.۳۶۰۰ | ۱.۰۳۶۰ | ۰.۹۰۰۰ | ۰.۷۲۰۰ | ۰.۰۴۵۰ | ۰.۵۰۱۳ | -۰.۰۰۱۱ | ۰.۰۰۲۸ | ۰.۵۰۳۲ | ۰.۰۵۳۸ | ۰.۰۰۹۷ | ۰.۰۰۰۴ | |
| $\beta = ۰.۹۹$ و $\delta = ۰.۰۲۴$ | ۰.۰۰۵۹ | ۰.۵۱۶۹ | ۱.۰۰۳۹ | ۰.۸۹۹۶ | ۰.۸۸۴۲ | ۰.۰۱۲۸ | ۰.۱۳۴۸ | ۰.۰۸۸۳ | -۰.۳۷۶۹ | ۰.۹۳۹۵ | ۰.۰۲۴۱ | ۰.۰۳۲۱ | ۰.۰۰۰۲ | ۲۸۳.۳۰۶ |
| مقدار برآورد | | | | | | | | | | | | | | |

**جدول ۵- مقایسه ضرایب خودهمبستگی و انحراف معیار بخش سیکلی داده‌های واقعی و شبیه‌سازی شده**

| | ضریب خودهمبستگی در وقفه‌ی یک | | انحراف معیار | |
|---|---|---|---|---|
| | داده‌های واقعی | مقادیر شبیه‌سازی شده | داده‌های واقعی | مقادیر شبیه‌سازی شده |
| تولید سرانه واقعی | ۰.۷۵ | ۰.۸ | ۰.۰۵۷ | ۰.۰۶۱ |
| مصرف سرانه واقعی | ۰.۸۳ | ۰.۹۶ | ۰.۰۶۴ | ۰.۰۴۷ |