

## سیاست مالی دولت و رفاه اجتماعی در ایران با تأکید بر شاخص آمارتیا سن (رهیافت آزمون ARDL کرانه‌ها)

میثم رافعی<sup>۱</sup>، \*محمد صیادی<sup>۲</sup>

۱. استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی، گروه امور عمومی، تهران، ایران

۲. استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی، گروه اقتصاد انرژی و منابع، تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۶/۷/۱۸ پذیرش: ۱۳۹۷/۲/۹)

### Investigating the Relation between Government Fiscal Policy and Social Welfare with Emphasis on Amartya Sen Index (Bound ARDL Testing Approach)

Meysam Rafeei<sup>1</sup>, \*Mohamad Sayadi<sup>2</sup>

1. Assistant Professor, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran

2. Assistant Professor, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran

(Received: 10/Oct/2017 Accepted: 29/April/2018)

#### Abstract:

The main objective of this study was to investigate the short-term and long-term relationship between state fiscal policy (changes in capital and current expenditure) and social welfare. To this purpose, variables such as GDP, the Gini coefficient, the current and capital expenditures of government and social welfare which have been achieved by converting the homogeneous Amartya Sen, are considered for the period 1971-2014. The result of Bound ARDL testing approach (has been extended by Pesaran and colleagues 2001), shows that although there is a direct relation between capital and current expenditure and social welfare in short-term, the social welfare has inverse relation with current expenditures and economic growth. The result also indicates a direct relation between social welfare and capital expenditure in long-term. These findings are consistent with the stylized facts of fiscal policy in Iran, including government capital expenditure budget failure to meet development goals and bring prosperity due to the fluctuations of the construction budget, delay in construction projects, incorrect selection of projects. Other results revealed that social welfare variable responses to short-term fluctuations in capital and current expenditure and economic growth and to distortion from long term equilibrium trends in the previous period of social welfare.

**Keywords:** Welfare, Fiscal policy, Amartya Sen Index, Bound ARDL.

**JEL:** H11, D31, D39.

#### چکیده:

تأمین رفاه اجتماعی جوامع ارتباط تنگاتنگی با نوع و نحوه کاربست سیاست‌های مالی دولت‌ها دارد. در همین راستا هدف اصلی این تحقیق بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت سیاست‌های مالی دولت (تغییر در مخارج جاری و عمرانی) و رفاه اجتماعی است. برای این منظور، متغیرهای تحقیق شامل تولید ناخالص داخلی، ضریب جینی، مخارج جاری و عمرانی دولت و رفاه اجتماعی از طریق تبدیل همگن آمارتیا سن حاصل شده و کلیه متغیرها به قیمت‌های ثابت و برای دوره زمانی سالیانه ۱۳۹۳-۱۳۵۰ در مدل وارد شده است. نتایج به‌کارگیری آزمون ARDL کرانه‌ها که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) تعمیم یافته است، نشان می‌دهد بهترین مدل انتخابی،  $ARDL(4,4,0,4)$  بوده که تحلیل ضرایب بیانگر آن است که، به طور نسبی در کوتاه‌مدت مخارج جاری دولت با رفاه اقتصادی رابطه معکوس و مخارج عمرانی و رشد اقتصادی با رفاه اقتصادی رابطه مستقیم دارند، اما در بلندمدت متغیر مخارج جاری با رفاه اجتماعی رابطه مستقیم و متغیر مخارج عمرانی دولت با رفاه اجتماعی رابطه معکوس دارد. این یافته با حقایق آشکار شده سیاست‌های مالی دولت در ایران از جمله ناکارآمدی بودجه عمرانی دولت در تأمین اهداف توسعه‌ای و ایجاد رفاه به دلیل نوسانی بودن بودجه عمرانی، طولانی شدن پروژه‌های عمرانی، انتخاب ناصحیح پروژه‌ها و ناکارایی سرمایه‌گذاری دولتی سازگار است. سایر یافته‌ها مؤید این مطلب است که متغیر رفاه اجتماعی هم به نوسانات کوتاه‌مدتی که متغیرهای مخارج جاری و عمرانی دولت و رشد اقتصادی تجربه می‌کنند و هم به انحرافات از روند تعادلی بلندمدت در دوره گذشته رفاه اجتماعی واکنش نشان می‌دهد. یافته دیگر آنکه بررسی سرعت تعديلات در مدل نشان می‌دهد در هر سال ۲۳ درصد از عدم تعادل در رفاه اجتماعی در دوره بعد تعدیل می‌شود و حاکی از آن است که تعدیل به سمت تعادل نسبتاً به کندی صورت می‌گیرد.

**واژه‌های کلیدی:** رفاه، سیاست مالی، آمارتیا سن، آزمون کرانه.

**طبقه‌بندی JEL:** H11, D31, D39.

\* نویسنده مسئول: محمد صیادی

E-mail: m.sayadi@khu.ac.ir

\*Corresponding Author: Mohamad Sayadi

## ۱- مقدمه

تأمین رفاه اجتماعی یکی از دغدغه‌های اصلی سیاست‌گذاران در جوامع مختلف است که این مهم در اسناد بالادستی نظام و جهت‌گیری‌های کلان و راهبردی ایران نیز همواره مورد تأکید بوده است. بی‌شک اغلب سیاست‌هایی که در اقتصاد اتخاذ می‌گردد، باعث بهبود شرایط اقتصادی و در نهایت رفاه اجتماعی است (مهردی، ۱۳۹۵: ۲۱). سیاست‌های مالی از جمله سیاست‌های رایجی است که توسط دولت‌ها با مقاصد مختلف در اقتصاد ایران به کار گرفته می‌شود که در این بین، ارزیابی اثرات این نوع سیاست‌ها بر رفاه اجتماعی جامعه می‌تواند از اهمیت خاصی برخوردار باشد (ابراهیمی و همکاران، ۱۳۹۵: ۷۱). بخش مهمی از فعالیت دولت در اقتصاد از طریق بودجه جاری و عمرانی دولت صورت می‌گیرد که آثار متفاوتی بر روی رفاه اجتماعی می‌تواند به همراه داشته باشد. بررسی آثار سیاست‌های مالی دولت بر روی رفاه اجتماعی به ویژه در کشورهای در حال توسعه‌ای که بخش عمده درآمدهای دولت از محل صدور منابع طبیعی (به طور ویژه نفت) تأمین می‌شود از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در همین راستا، جهت آشنایی بیشتر با کیفیت و نحوه ترکیب بودجه جاری و عمرانی دولت، می‌توان برخی از حقایق آشکار شده<sup>۱</sup> در خصوص سیاست‌های مالی دولت را در بخش بعدی مورد بررسی قرار داد.<sup>۲</sup>

مفاهیم مختلفی از رفاه اجتماعی ارائه شده است که نخستین مفهوم تابع رفاه اجتماعی از ترجیحات توزیعی<sup>۳</sup> برنامه‌ریز مرکزی اقتباس شده است. چنین تفسیری از تابع رفاه اجتماعی بیانگر برداشت برنامه‌ریز مرکزی از مطلوبیت هر مصرف‌کننده با استفاده از سطوح مصرف است. در این رویکرد، تابع رفاه اجتماعی با توجه به اهداف جامعه تعیین می‌گردد. این رویکرد، تفسیر سازگاری از تابع رفاه اجتماعی ارائه می‌نماید، اما با این حال، مشکلاتی در این رویکرد وجود دارد. می‌توان نشان داد که در برخی موارد عدم سازگاری بین ترجیحات مصرف‌کنندگان و ترجیحات برنامه‌ریز مرکزی وجود دارد. در این شرایط به منظور ارزیابی مطلوبیت بایستی بتوان ارزش اجتماعی افزایش در مطلوبیت یک فرد در قبال کاهش مطلوبیت فرد دیگر را مشخص نماییم. این شرایط زمانی امکان‌پذیر است که مطلوبیت بین مصرف‌کنندگان قابل مقایسه باشند.

رویکرد دوم در خصوص تابع رفاه اجتماعی از یک مفهوم اخلاقی اقتباس شده است. طی این رویکرد، تابع رفاه اجتماعی با توجه به اهداف جامعه تعیین می‌شود. در این رویکرد، دو دیدگاه غالب وجود دارد. یکی دیدگاه مطلوبیت‌گرایان<sup>۴</sup> است که دستیابی به بیشترین کالا برای جامعه را به عنوان تابع هدف در نظر می‌گیرد. در این رویکرد تنها مجموع کل مطلوبیت‌ها محاسبه می‌شود و مهم نیست که مطلوبیت چگونه بین مصرف‌کنندگان در جامعه توزیع شده است. دیدگاه دوم مبتنی بر دیدگاه رالزی<sup>۵</sup> است که طی آن زمانی سطح رفاه اجتماعی حداکثر می‌شود که سطح رفاه فقیرترین فرد در جامعه افزایش یابد. در این دیدگاه توزیع مطلوبیت بین افراد جامعه بسیار اهمیت دارد.

سومین رویکرد، استخراج کاردینالی تابع رفاه اجتماعی به وسیله ترجیحات مصرف‌کنندگان انفرادی است که بر این فرض استوار است که یک تناظر یک به یک بین ترجیحات انفرادی و اجتماعی وجود دارد. در این نگرش ساختار تابع رفاه اجتماعی با استفاده از ترجیحات انفرادی با توجه به مجموعه‌ای از اصول موضوعه به دست می‌آید. به عنوان مثال، اگر از قاعده اکثریت آرا برای تصمیم‌گیری ترجیحات انفرادی به ترجیحات اجتماعی استفاده نماییم، اقلیت بایستی ترجیحات اکثریت را بپذیرند. نتایج ناشی از طراحی یک تابع رفاه اجتماعی با توجه به ترجیحات مصرف‌کنندگان مسئله بسیار مهمی در ادبیات رفاه است (شهیکی تاش و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۶۷).

هدف اصلی این تحقیق بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت سیاست‌های مالی دولت (تغییر در مخارج جاری و عمرانی) و رفاه اجتماعی است. از جمله نوآوری این تحقیق استفاده از تبدیل آمارتیا سن در تعیین تابع رفاه است که به دلیل برخورداری این روش از مبانی نظری قوی و معرفی آکسیوم‌های رفاه، می‌توان به برآورد حاصله از رفاه جامعه با دقت بیشتری تکیه کرد. بر این اساس، چارچوب مقاله حاضر بدین صورت است که پس از مقدمه، برخی از حقایق آشکار شده در خصوص سیاست‌های مالی دولت مورد بررسی قرار خواهد گرفت، سپس در بخش سوم مقاله مروری بر مهم‌ترین مطالعات موجود در ادبیات موضوع صورت می‌گیرد و در بخش چهارم، روش‌شناسی تحقیق ارائه می‌گردد. تجزیه و تحلیل نتایج تحقیق و جمع‌بندی و نتیجه‌گیری نیز موضوع بخش‌های پنجم و ششم مقاله خواهد بود.

## 1. Stylized Facts

۲. این مسئله در بخش بعدی تحقیق مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

## 3. Distributive Preference

4. Utilitarian

5. Rawlsian Philosophy

شرط توأم مصرف و تولید کارآمد نیز تحقق یافته است (دادگر، ۱۳۹۲: ۴۲). با وجودی که شرایط سه‌گانه کارآیی، بحث رفاه و کارآیی را در جامعه به نحوی پوشش می‌دهد، اما می‌توان با کاربرد توابع رفاه اجتماعی، به سوی شرط چهارمی حرکت کرد که به نحوی توزیع رفاه را نیز نشان می‌دهد. در واقع اگر یک منحنی فرضی تابع رفاه اجتماعی را به صورت رابطه (۱) در نظر بگیریم، می‌توان شیب آن را به صورت  $\frac{W_{UB}}{W_{UA}}$  نشان داد. بدیهی است این نسبت معادل رابطه زیر خواهد بود:

$$\frac{dU_B}{dU_A} = \frac{\partial W / \partial U_A}{\partial W / \partial U_B} \quad (۲)$$

از آنجا که در نقطه "بهینه بهینه‌ها"، یعنی نقطه خوشبختی و رفاه، شیب منحنی امکانات مطلوبیت با شیب منحنی تابع رفاه اجتماعی برابر است، در این صورت با توجه به اینکه شیب

منحنی امکانات تولید به صورت  $\frac{U_X^B}{U_X^A}$  است، خواهیم داشت:

$$\frac{\partial U_B / \partial X}{\partial U_A / \partial X} = - \frac{\partial U_B / \partial Y}{\partial U_A / \partial Y} \quad (۳)$$

تفسیر رابطه فوق بدین صورت است که چنانچه شیب منحنی امکانات مطلوبیت، با شیب منحنی رفاه اجتماعی برابر باشد، به وضعیت بهینه بهینه‌ها رسیده‌ایم. در برخی متون اقتصادی، رابطه فوق را تحت عنوان رابطه عدالت اقتصادی بیان می‌کنند (لیارد و والترز<sup>۲</sup>، ۱۹۸۷: ۱۴۵). به بیان دیگر، در واقع اعتقاد آنها بر این است که برای تحقق عدالت اقتصادی، علاوه بر روابط سه‌گانه کارآیی، شرط چهارمی نیز وجود دارد که ضمن حفظ کارآیی، نوعی عدالت اجتماعی را نیز تضمین می‌کند. البته بایستی در نظر داشت که با توجه به ارزشی بودن عدالت، دیدگاه‌ها و عقاید مختلف می‌توانند معیارهای متفاوتی برای آن ارائه دهند (دادگر، ۱۳۹۲: ۴۳).

امروزه رفاه اجتماعی مفهومی است که نه تنها هدف توسعه، بلکه زمینه‌ساز آن نیز می‌باشد. بر این اساس و با توجه به اینکه کشورهای مختلف سطوح توسعه متفاوتی دارند، سه رژیم رفاهی "تأمین غیررسمی"<sup>۳</sup>، "عدم تأمین"<sup>۴</sup> و "دولت رفاه"<sup>۵</sup> قابل شناسایی است. در کشورهای توسعه‌یافته بسیاری از نیازهای مربوط به امنیت و تأمین که در برگیرنده مستمری‌ها، کمک‌های اجتماعی، خدمات اجتماعی و مقررات‌گذاری بازار کار است، توسط دولت رفاه فراهم می‌شود.

## ۲- مبانی نظری تحقیق مبتنی بر حقایق آشکار شده

رفاه اجتماعی از جمله مفاهیم پرچالش در بین صاحب‌نظران است که مباحث شکل گرفته پیرامون آن به طور عمده از دو طیف فکری نشأت می‌گیرد. بنا به نظر عده‌ای کار دولت صرفاً ایجاد نظم، امنیت و وضع قوانین و مقررات جهت تضمین کارکرد نظام بازار است که از آن به عنوان "دولت نگهبان" یاد می‌شود و دست نامرئی بازار، خود بهترین قاضی توزیع ثروت بین مردم است. بنا بر نظر طیف دوم، دولت نه تنها وظیفه برقراری نظم و امنیت را بر عهده دارد، بلکه باید راه را برای سعادت و بهزیستی افراد هموار ساخته و با مداخله در جریان بازار به حذف کارکردهای نامطلوب بازار اقدام کند. دولت‌ها به طور عمده با توجه به وابستگی خود به هر یک از این مکاتب به تدوین سیاست‌های متناسب پرداخته‌اند. هر چند نمی‌توان هیچ یک از این دو دیدگاه را کاملاً پذیرفت (دادگر و همکاران، ۱۳۸۹: ۹۲).

از لحاظ نظری، می‌توان بی‌نهایت نقاط کارآمد را نشان داد که توزیع‌های مختلف مطلوبیت، رفاه و عدالت برای افراد را نشان می‌دهند، اما اینکه چه نقطه‌ای از میان آنها انتخاب شود، نیازمند تدوین یک تابع اخلاقی است که به تابع رفاه اجتماعی معروف است. تابع رفاه اجتماعی برای یک جامعه مفروض با دو خانوار را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$W = W(U_A, U_B)$$

تبیین تابع فوق، به مسائل هنجاری، اخلاقی و عقیدتی افراد هر جامعه بستگی خواهد داشت. بایستی خاطر نشان کرد که چون مطلوبیت افراد، تابعی از میزان مصرف کالاها فرض شده است، تابع رفاه اجتماعی برای جوامع و افراد مختلف، با توجه به اخلاق و عقاید مختلف، تفاوت خواهد داشت. به همین علت عده‌ای بر این عقیده‌اند که بحث تابع رفاه اجتماعی، بحثی غیرعلمی است (فرگوسن<sup>۱</sup>، ۱۹۷۲: ۲۳). البته پذیرش یا عدم پذیرش این ادعا نیازمند بحث مستقلی است. به طور کلی از لحاظ نظری، کلیه نقاط روی منحنی امکانات مطلوبیت، ویژگی تخصیص کارآمد پارتویی را دارند. در این قالب، سه شرط معروف کارایی محقق شده‌اند. یعنی الگوی مربوطه به آن، از نظر مصرفی، کارآمد پارتویی است و کالاهای تولید شده، در شرایط تخصیص بهینه منابع سرمایه و کار به دست آمده‌اند و

2. Layard & Walters (1987)  
3. Informal Security Regime  
4. Insecurity Regime  
5. Welfare State Regime

1. Ferguson (1972)

توابع رفاه اجتماعی معیارهای مختلفی توسط داسگوپتا و همکاران<sup>۳</sup> (۱۹۷۰: ۱۸۴)، ششینسکی<sup>۴</sup> (۱۹۷۳: ۹۹)، سن<sup>۵</sup> (۱۹۷۴: ۳۹۶)، ییتزهاکی<sup>۶</sup> (۱۹۷۹: ۳۲۳)، شوروکز<sup>۷</sup> (۱۹۸۳: ۱۲)، کاکوانی<sup>۸</sup> (۱۹۸۴: ۲۷۰)، داگوم<sup>۹</sup> (۱۹۹۰: ۹۷ و ۱۹۹۳: ۲۳)، ماخاپدهی<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۱: ۳۳۷، ۲۰۰۳: ۴۳) و سایرین مطرح شده است، اما تابع رفاه آمارتیا سن به دلیل مبانی نظری قوی و معرفی آکسیوم‌های رفاه اهمیت بسیار بیشتری در ادبیات موضوع یافته است.

آمارتیا سن تابع رفاه اجتماعی را به صورت تابعی از مطلوبیت‌های افراد تعریف می‌کند که ناشی از موقعیت‌های اجتماعی اشخاص است:

(۴)

$$S(x) = S[u_1(x_1), u_2(x_2), \dots, u_n(x_n)]$$

که تابع  $S$  متقارن و  $u$  اکیداً مقعر است. اگر تابع مطلوبیت تمام افراد یکسان باشد تابع رفاه اجتماعی برابر است با مجموع مطلوبیت افراد در جامعه که به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

(۵)

$$W(x) = \int S(x) f(x) dx$$

با محاسبات جبری می‌توان تابع رفاه اجتماعی را به فرم زیر بازنویسی کرد:

(۶)

$$W = W(S, \theta) \quad \{\forall x_i \in S | \theta = \theta(x_1, x_2, \dots, x_n)\}$$

$$\frac{\partial W}{\partial S} > 0; \quad \frac{\partial W}{\partial \theta} < 0$$

سن بیان می‌کند که  $\theta$  می‌تواند بیانگر توزیع درآمد بین افراد جامعه باشد تحت چند آکسیوم چنین تابعی می‌تواند شاخصی برای اندازه‌گیری رفاه اجتماعی باشد چرا که متضمن شرط پارتو است. به عبارت دیگر سن برای اولین بار موفق شد توزیع درآمد و شرط پارتو را در کنار یکدیگر لحاظ کند. بر مبنای این رویکرد، سیاست‌گذاران اجتماعی می‌بایست با الگوهای سیاستی خود ترکیب بهینه  $S$  و  $\theta$  را به گونه‌ای تعیین کنند که تابع رفاه اجتماعی حداکثر شود. برای مثال اگر فرض کنیم در جامعه سه نفر با درآمدهای ۰ و ۱ و ۱۰ دلار زندگی می‌کنند و به دلیل سیاست دولت، درآمد فرد اول و دوم بدون تغییر باقی بماند و درآمد فرد سوم به ۱۰۰ دلار افزایش یابد، اگر چه بر اساس

اما در کشورهای توسعه نیافته، به طور معمول به دلیل عدم توانایی دولت و بازار در تأمین معاش مردم، بسیاری از آنان به روابط غیررسمی متکی هستند. در این کشورها که دولت‌ها دچار بحران مشروعیت هستند، نیروی کار ناکارآمد و بازارهای مالی ضعیف هستند که این شرایط ظرفیت دولت را جهت جبران نتایج منفی بازار کاهش می‌دهد (وود و گوگ، ۲۰۰۶: ۱۷۰۸).

در کشورهای مرتبط با رژیم تأمین غیررسمی، نظام حقوقی رسمی وجود دارد و حتی در برخی کشورها مانند هند، اصول لیبرال مردم‌سالاری به خوبی اعمال می‌شود، اما عدم توسعه متوازن سرمایه‌داری و وجود مناطق روستایی وسیع و فقر سرسام‌آور در مناطق شهری باعث ایجاد نتایج رفاهی ضعیف و شیوع عدم تأمین می‌شود. از مهم‌ترین ویژگی‌های رژیم عدم تأمین، وجود ترتیباتی نهادی است که ناامنی فاحشی را ایجاد کرده و از ظهور سازوکارهای کاهش آن جلوگیری می‌کند. این رژیم‌ها در مناطقی از جهان به وجود می‌آیند که عوامل خارجی قدرتمند در فعل و انفعال با عوامل داخلی ضعیف، تعارض و عدم ثبات سیاسی ایجاد می‌کنند. مردم در این جوامع طرفدار ارائه کالاهای عمومی بوده، اما سرمایه‌گذاری جمعی در این زمینه را بر نمی‌تابند و این موضوع به طور گسترده به عدم پرداخت مالیات می‌انجامد. این امر متأسفانه واقعیتی نهادی در اکثر کشورهای فقیر جهان از جمله آفریقای زیر صحر، افغانستان، کرانه باختری و نوار غزه است (وود و گوگ، ۲۰۰۶: ۱۷۱۱).

دولت رفاه نوعی سازمان رفاهی است که دولت‌ها نقش محوری در هدایت آن دارند (دادگر، ۱۳۹۲: ۴۷۳). این اصطلاح به نظامی اشاره دارد که در آن دولت، به وسیله تأمین خدمات و انتقال درآمد به حمایت از بهزیستی و رفاه شهروندان می‌پردازد تا به نیازهای اساسی و حقوق اجتماعی آنها پاسخ دهد (خورانا<sup>۲</sup>، ۲۰۰۱: ۲۵). در رژیم دولت رفاه، دولت نسبتاً مستقلی وجود دارد، این دولت منظم عمل می‌کند و دورنمای نهادی آن آمیزه‌ای رفاهی متشکل از بازار، دولت و خانواده است.

با توجه به تأثیر غیرقابل انکار سیاست‌های مالی دولت بر رفاه اجتماعی جوامع، بررسی تأثیر این سیاست‌ها بر رفاه اجتماعی در کشور با استفاده از شاخص آمارتیا سن در این تحقیق مدنظر است. لازم به ذکر است که در ادبیات مربوط به

3. Dasgupta et al. (1970)

4. Sheshinski (1972)

5. Sen (1974)

6. Yitzhaki (1979)

7. Shorrocks (1983)

8. Kakwani (1984)

9. Dagum (1990, 1993)

10. Mukhopadhyaya (2001, 2003)

1. Wood &amp; Gouhg (2006)

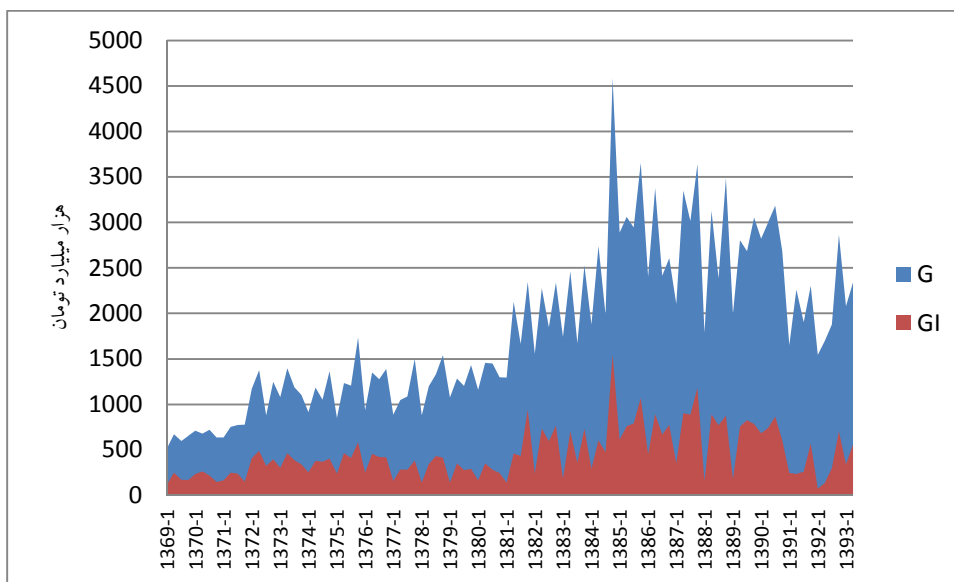
2. Khurana (2001)

که در این رابطه  $(1 - G) \frac{\partial \mu}{\partial t}$  جزء کارایی پارتو و  $\mu \frac{\partial G}{\partial t}$  جزء توزیع درآمدی است.

با عنایت به مبنای نظری ارائه شده، در ادامه به بررسی برخی از حقایقی که با بررسی نحوه عملکرد مالی دولت آشکار می‌شود، پرداخته می‌شود. این بررسی می‌تواند در تحلیل پیامدهای رفاهی سیاست‌های دولت در ادامه مفید واقع شود. بر همین اساس، نحوه عملکرد مالی دولت از منظر ترکیب هزینه‌های بودجه‌ای، عمرانی، میزان تحقق بودجه و نیز برخی از علل شکل‌گیری این وضعیت و چالش‌های مترتب بر آن مورد بررسی قرار می‌گیرد.

معیار پارتو رفاه اجتماعی افزایش یافته است (چرا که وضعیت فرد اول و دوم ثابت و وضعیت فرد سوم بهتر شد) اما از آنجایی که این سیاست، توزیع درآمد در جامعه را بدتر کرد می‌توان ادعا کرد رفاه اجتماعی کاهش یافته است. در نهایت امر سن با تلفیق مباحث مربوط به درآمد و توزیع درآمد فرم تابعی  $W = \mu(1 - G)$  را برای تابع رفاه اجتماعی معرفی می‌کند چرا که این تابع می‌تواند همزمان شرط پارتو و توزیع درآمد را در زمان نمایش دهد. برای توضیح جمله اخیر کافی است از این تابع در زمان مشتق بگیریم:

$$\frac{\partial W}{\partial t} = (1 - G) \frac{\partial \mu}{\partial t} - \mu \frac{\partial G}{\partial t} \quad (7)$$



نمودار ۱. روند هزینه‌های عمرانی و هزینه‌های کل دولت (به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰)

مأخذ: سری زمانی بانک مرکزی ج.ا.ا.

بودجه عمرانی اختصاص یافته است<sup>۱</sup>. لذا بخش عمده‌ای از بودجه دولت همه ساله صرف هزینه‌های جاری دولت به منظور پوشش هزینه‌های ناکارآمدی بدنه دولت می‌شود.<sup>۲</sup>

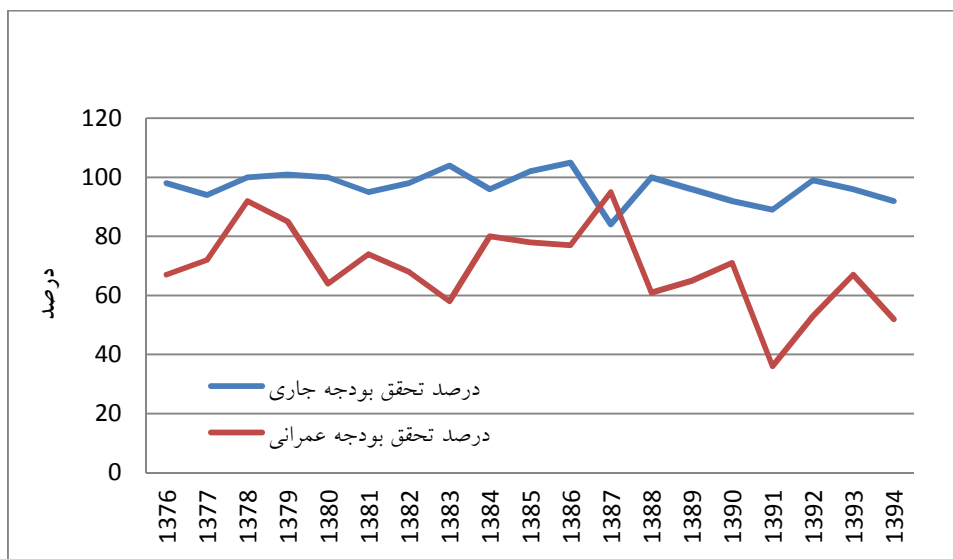
عدم تحقق کامل بودجه عمرانی و جاری دولت یکی دیگر از حقایق آشکار شده است که مشکلات اساسی در تحقق اهداف مورد نظر ایجاد می‌کند. در این بین، عدم تحقق کامل بودجه در بخش بودجه عمرانی در مقایسه با بودجه جاری کاملاً

به‌رغم وجود اصل ۲۹ و دیگر اصول مرتبط با رفاه اجتماعی در قانون اساسی ایران و تصویب قانون ساختار نظام جامع رفاه و تأمین اجتماعی که از نظر تئوریک راه را برای ایجاد دولت رفاه در ایران هموار می‌سازد، اما عوامل مختلفی مانع شناسایی دولت در ایران به عنوان دولت رفاه می‌شود (دادگر و همکاران، ۱۳۸۹: ۹۴). یکی از اصلی‌ترین کانال‌های سرمایه‌گذاری دولت در ایجاد ظرفیت‌های جدید تولیدی و خدماتی در کشور، طرح‌های تملک‌دارایی‌های سرمایه‌ای یا همان بودجه عمرانی دولت است. بررسی روند داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۹۱:۱-۱۳۹۳:۱ هزینه‌های عمرانی (واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای) و هزینه‌های جاری دولت نشان می‌دهد که به طور متوسط حدود ۲۵ درصد از کل بودجه دولت به

۱. حداقل و حداکثر نسبت بودجه عمرانی به بودجه کل، به ترتیب ۵ درصد و ۴۰ درصد و میانگین آن برابر با ۲۵ درصد بوده است.  
۲. در بودجه جاری سال ۱۳۹۵ که عمده آن به پوشش حقوق و دستمزد کارکنان اختصاص دارد، ۴۰/۴ درصد سهم جبران خدمت کارکنان، ۱۲/۳ درصد استفاده از کالا، ۳۳/۴ درصد به رفاه اجتماعی و ۳ درصد هم به سایر هزینه‌ها اختصاص دارد.

به نظر می‌رسد، علت این مسئله آن است که درآمدهای نفتی به عنوان منبع اصلی درآمد بودجه‌ای دولت، درآمد پرنوسانی است که با توجه به چسبندگی و الزام‌آور بودن بخش عمده‌ای از بودجه جاری دولت (به ویژه پرداخت حقوق و دستمزد در بخش دولتی)، رفتار مالی دولت در ایران به نحوی است که در مواجهه با کاهش درآمدهای نفتی، حجم مخارج عمرانی دولت کاهش می‌یابد.

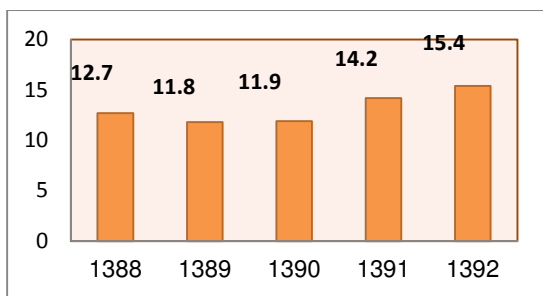
محسوس است. بر اساس نمودار (۲)، طی سال‌های مورد بررسی به جز سال ۱۳۸۷، در سایر سال‌های مورد بررسی، درصد تحقق بودجه عمرانی همواره از درصد تحقق بودجه جاری دولت پایین‌تر بوده است. همچنین طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۶ به طور میانگین حدود ۶۹ درصد از اعتبارات عمرانی محقق شده است. این در حالی است که درصد تحقق اعتبارات هزینه‌ای به‌طور متوسط ۹۷ درصد بوده است.



نمودار ۲. روند درصد تحقق بودجه‌های عمرانی و جاری دولت

مأخذ: آمارهای مالی دولت (قوانین بودجه دولت)

اقتصادی و اجتماعی بر بودجه و رفاه اقتصادی کشور تحمیل شده است.



نمودار ۳. میانگین وزنی مدت اجرای پروژه‌ها در کشور

مأخذ: گزارش‌های نظارتی پروژه‌های عمرانی ملی در سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۲

این مسئله در اغلب کشورهای صاحب منابع طبیعی فراوان (از جمله نفت) نیز رواج دارد. بررسی‌ها نشان می‌دهد، سرمایه‌گذاری عمومی در کشورهای صاحب منابع طبیعی اغلب با ناکارایی‌هایی از قبیل عدم نظارت کافی بر اولویت‌بندی پروژه‌های سرمایه‌گذاری، انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری بر

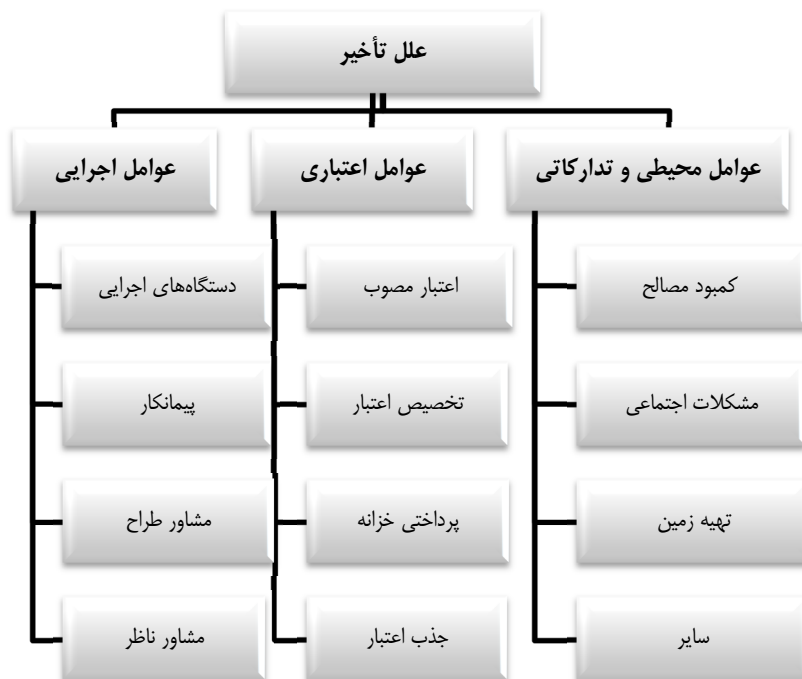
همچنین نسبت عملکرد عمرانی به هزینه‌ای روند نزولی طی دوره ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۴ داشته و از ۴۵ درصد در سال ۱۳۷۶ به ۱۶ درصد در سال ۱۳۹۴ رسیده، بنابراین در سال ۱۳۹۴ به ازای هر ۱۰ واحد اعتبار هزینه‌ای، ۱/۶ واحد اعتبار تملک دارایی‌های سرمایه‌ای پرداخت شده است.

از سوی دیگر، یکی از مشکلات اساسی اجرای طرح‌های عمرانی دولت، طولانی شدن پروژه‌ها است که این مسئله باعث افزایش هزینه تمام شده پروژه‌ها و از بین رفتن توجیه اقتصادی پروژه‌ها می‌شود. میانگین وزنی مدت اجرای پروژه‌های عمرانی ملی در نمودار شماره (۳)، به تصویر کشیده است. با توجه به این نمودار، میانگین وزنی مدت اجرای پروژه‌هایی که سال ۱۳۸۸ خاتمه یافته‌اند، ۱۲/۷ سال و پروژه‌هایی که سال ۱۳۹۲ خاتمه یافته‌اند، ۱۵/۴ سال است که نشان از افزایش دوره احداث طرح‌های عمرانی و دیر به بهره‌برداری رسیدن آنها دارد. بنابراین حجم گسترده‌ای از طرح‌های عمرانی ملی به لحاظ میزان پیشرفت فیزیکی و دستیابی به برنامه زمانی مشخص شده در وضعیت مطلوبی نیستند و از این‌گذر، زیان‌های متعدد

ایجاد تأخیر حدود ۱۲/۷ درصد از کل پروژه‌های درگیر با مشکل تأخیر است (نمودار ۴). لذا وابستگی بودجه عمرانی دولت به درآمدهای نفتی و انتقال نوسان درآمدهای نفتی به این بخش از بودجه دولت موجب می‌شود تا در دوره‌های افزایش درآمدهای نفتی پروژه‌های عمرانی متعددی کلید خورده که در دوره‌های کاهش درآمدهای نفتی، تأمین مالی این پروژه‌ها با مشکل مواجه می‌شود. این شیوه و کارکرد بودجه عمرانی دولت که به انباشت طرح‌های عمرانی نیمه‌تمام منتهی شده است، باعث شده است تا اثربخشی بودجه عمرانی دولت در ایجاد زیرساخت‌های اساسی توسعه و تأمین رفاه جامعه به حداقل ممکن برسد.

اساس ملاک‌ها و گرایش‌های سیاسی، تأخیر در انجام پروژه‌های سرمایه‌گذاری مواجه هست که به عنوان مانعی در جهت برنامه‌های توسعه‌ای کشور در جهت ارتقاء زیرساخت‌های مورد نیاز عمل می‌کند (صیادی و بهرامی، ۱۳۹۴: ۸۷).

بررسی‌ها نشان می‌دهد، عمده‌ترین عامل عدم پیشرفت طرح‌های عمرانی ملی مطابق با زمان‌بندی مصوب را می‌توان ناشی از عوامل اعتباری دانست به طوری که در سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ سهم متوسط عوامل اعتباری در تأخیر پروژه‌های عمرانی ملی نسبت به برنامه زمانی به لحاظ تعداد پروژه‌های درگیر با این مشکل حدود ۶۹/۳ درصد، سهم عوامل محیطی در ایجاد تأخیر ۱۸/۰۲ درصد و سهم عوامل اجرایی در



نمودار ۴. علل تأخیر در طرح‌ها و پروژه‌های عمرانی دولت

مأخذ: گزارش نظارتی پروژه‌های عمرانی ملی در سال‌های ۱۳۹۲، معاونت نظارت راهبردی

به نام «فیل سفید»<sup>۱</sup> مصطلح است با این مفهوم که گران به دست می‌آیند اما بی‌فایده هستند. لذا علاوه بر پایین بودن نرخ سرمایه‌گذاری، تخصیص نامناسب و بهره‌وری پایین سرمایه‌گذاری‌های انجام شده که منتج به ساخت فیل‌های سفید (یا پروژه‌های سرمایه‌گذاری با بازده اجتماعی منفی) می‌شوند نیز از اهمیت خاصی در این کشورها برخوردار هستند.

بررسی‌ها حکایت از آن دارد که سرمایه‌گذاری‌های بسیار زیادی در کشورهای در حال توسعه به خصوص کشورهای صادرکننده نفت صورت گرفته است که به رشد اقتصادی قابل قبولی منتهی نشده است، این در حالی است که معمولاً چنین تصور می‌شود که علت اصلی توسعه نیافتگی این کشورها، کمبود سرمایه‌گذاری‌ها است. چنین باوری باعث قرار گرفتن در دام سرمایه‌گذاری در پروژه‌هایی می‌شود که در ادبیات اقتصادی

### ۳- مروری بر ادبیات موضوع

بررسی ادبیات موضوع نشان می‌دهد که علی‌رغم اینکه مطالعات خارجی قابل توجهی در خصوص تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر رفاه اجتماعی یافت می‌شود، اما مطالعات داخلی چندانی در این خصوص صورت نگرفته است. در این بخش، برخی از مهم‌ترین این مطالعات را به صورت زیر می‌توان مورد بررسی قرار داد.

اشنایدر و وینکلر<sup>۱</sup> به دنبال بررسی تغییرات رفاه، چندین عامل را برای توضیح تغییرات رفاه به کار بردند. در بین متغیرهایی که برای تبیین رفاه استفاده شده، مشاهده شد که تغییرات سیکلی متغیرهای کلان مانند رشد اقتصادی، سطح بیکاری و تورم تأثیر معنی‌داری بر رفاه داشته است. همچنین سایر نتایج نشان می‌دهد که سایر متغیرهای سیاستی مانند مخارج دولت بر کالاهای خدمات و به خصوص برنامه‌های مرتبط با پرداخت‌های انتقالی بر کاهش فقر، افزایش رفاه، افزایش ضریب سلامت و طول زندگی افراد تأثیر داشته است (اشنایدر و وینکلر، ۲۰۱۰: ۱۳۱).

زوهیر و ایمن<sup>۲</sup> در مطالعه‌ای با عنوان «رفاه، توزیع درآمد و رشد اقتصادی» به بررسی اثر متغیرهای کلان بر رشد اقتصادی پرداختند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که رشد اقتصادی به عنوان یکی از روش‌های کارا برای افزایش رفاه بوده است (زوهیر و ایمن، ۲۰۱۲: ۱۴۶).

اوسلاتی<sup>۳</sup> در مطالعه‌ای با عنوان «رشد و اثرات رفاهی اصلاح مالیات زیست‌محیطی و سیاست مخارج عمومی دولت» با استفاده از یک مدل رشد دو بخشی درون‌زا با لحاظ رابطه متقابل بین سلامت، آموزش و محیط زیست، به بررسی اثرات رفاهی اصلاح مالیات زیست‌محیطی و اجرای سیاست مخارج عمومی دولت بر روی رفاه و رشد پرداخته است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد، اصلاح مالیات بر درآمد همراه با تغییر در ساختار مخارج عمومی دولت می‌تواند رشد بلندمدت و رفاه را بهبود ببخشد، هر چند که هزینه رفاهی قابل توجهی را ایجاد می‌کند (اوسلاتی، ۲۰۱۵: ۵۰۲).

دادگر و همکاران در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر سیاست‌های مالی و تکنانه‌های قیمت بنزین بر توزیع درآمد و رفاه در ایران» با استفاده از الگوی خودتوضیحی برداری و بر اساس داده‌های سری زمانی دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۳ نشان می‌دهد که سیاست مالی

انبساطی دولت در میان مدت و بلندمدت باعث افزایش نابرابری اقتصادی می‌شود؛ این در حالی است که افزایش قیمت بنزین (با فرض فراهم بودن سایر شرایط)، در میان مدت و بلندمدت عامل کاهش دهنده نابرابری است (دادگر و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۳۵).

شهیکی‌تاش و همکاران در مطالعه‌ای با عنوان «سنجش کاردینالی رفاه و ارزیابی اثر متغیرهای کلان بر تغییرات رفاه در ایران بر مبنای رگرسیون فازی» به بررسی سطح رفاه کاردینالی و عوامل تأثیرگذار بر تغییرات رفاهی ایران پرداخته‌اند. برای ارزیابی سطح رفاه از شاخص آمارتیاسن در حالت پارتویی و غیرپارتویی استفاده شده و برای ارزیابی تأثیر متغیرهای کلان بر تغییرات رفاهی از مدل رگرسیون فازی حداقل مربعات (FLSR) استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شاخص رفاه در سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۱، حدود ۴/۸ درصد و در سال‌های ۱۳۷۶-۱۳۷۰، حدود ۳/۱ درصد و در سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۷۱، حدود ۲/۷ درصد افزایش داشته است و بیشترین سطح بهبود رفاه اجتماعی در ایران سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۶، بوده است. همچنین نتایج برآورد رگرسیون فازی نشان می‌دهد که بیکاری، تورم و ضریب جینی رابطه معکوسی با رفاه کاردینالی هم در حالت پارتویی و هم غیرپارتویی داشته‌اند. نتایج این بررسی مؤید آن است که ارتباط بین رشد اقتصادی و سطح رفاه در ایران مثبت بوده است (شهیکی‌تاش و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۷۹).

مهربانی و نصیری‌ا قدم در مطالعه‌ای با عنوان «نرخ مؤثر بهینه مالیات بر درآمد در اقتصاد ایران: کاربردی از رفاه اجتماعی رالزی» با به کار بردن روش حداکثر حداقل‌ها به عنوان معیار رفاه اجتماعی متناسب به رالز، به دنبال یافتن نرخ مؤثر بهینه مالیات بر درآمد در اقتصاد ایران می‌باشند. یافته‌های این مطالعه که با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۷ و روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) و به دنبال آن بهینه‌یابی به دست آمده است، نشان می‌دهد که در ایران، نرخ مؤثر بهینه مالیات بر درآمد در کوتاه‌مدت برابر با ۳/۱ درصد و در بلندمدت برابر با ۱/۲ درصد است. نویسندگان نتیجه می‌گیرند که اگر نرخ مؤثر مالیات بر درآمد برابر با نرخ‌های ذکر شده باشد و سپس، درآمد مالیاتی حاصل شده به صورت یکجا و برابر میان تمام مؤدیان مالیاتی توزیع مجدد شود، باعث حداکثر شدن رفاه اجتماعی رالزی خواهد شد (مهربانی و نصیری‌ا قدم، ۱۳۹۲: ۲۱۰).

با عنایت به بررسی مطالعات فوق به نظر می‌رسد، خلاء

1. Schneider & Winkler (2010)
2. Zouhair & Imen (2012)
3. Oueslati (2015)



به مانند بسیاری از یادداشتهای پیروی تابع رفاه اجتماعی آمارتیاسن، در این مقاله، برای محاسبه یک سری زمانی از رفاه اجتماعی در دوره زمانی مورد مطالعه، به جای  $\mu$  از تولید ناخالص داخلی سرانه و به جای  $I$  از شاخص ضریب جینی استفاده و معادله (۸) را به شکل زیر بازنویسی می‌کنیم:

(۹)

$$W_t = \frac{GDP_t}{L_t} (1 - Gini_t)$$

که در این رابطه، متغیرهای  $W_t$ ،  $GDP_t$ ،  $L_t$  و  $Gini_t$  به ترتیب رفاه اجتماعی، تولید ناخالص داخلی، سطح اشتغال و ضریب جینی در زمان  $t$  می‌باشند. قصد داریم تحت این تبدیل همگن مقادیر سری زمانی رفاه اجتماعی را استخراج کرده و به عنوان متغیر وابسته در مدل ARDL در نظر بگیریم.

همان‌طور که پیشتر اشاره کردیم قسمت دوم روش‌شناسی به توضیح روش آزمون کران ARDL پسران و همکاران اختصاص دارد و ما از این‌جا به بعد جهت سهولت آن را با PSS نمایش می‌دهیم. این روش از آن جهت مورد علاقه پژوهشگران است که قابل استفاده برای مدل‌هایی می‌باشد که متشکل از سری‌های  $I(1)$  یا  $I(0)$  هستند و نگرانی از رگرسیون‌های کاذب پیش‌روی محقق قرار دارد. به عبارت دیگر، در روش ARDL صرف نظر از مرتبه جمعی سری‌های زمانی موجود در مدل قابل استفاده می‌باشد.

با بهره‌گیری از نماد معرفی شده توسط PSS، یک بردار سری‌های زمانی  $K$  بعدی  $Z_t = (Y_t, X_t)'$  را در نظر بگیرید که در آن  $Y_t$  یک اسکالر و  $X_t$  یک بردار  $1 \times (K - 1)$  است. فرض می‌شود که  $Z_t$  از یک مدل اتورگرسیو برداری با مرتبه  $P$ ،  $(VAR(P))$  تبعیت می‌کند که در این صورت به شکل زیر قابل بازنویسی است:

$$Z_t = \mu + \gamma t + B_1 Z_{t-1} + \dots + B_p Z_{t-p} + u_t$$

در این رابطه،  $\mu$  یک بردار  $1 \times K$  از عرض از مبدأها،  $\gamma$  برداری از ضرایب روند زمانی،  $B_i$  ها ماتریس‌های  $K \times K$  از ضرایب و  $u_t$  بردار  $1 \times K$  اختلالات با  $E(u_t) = 0$  و  $E(u_t u_t') = \Sigma_t$  می‌باشد. همچنین فرض می‌شود که هر عنصر  $Z_t \sim I(0)$  یا  $Z_t \sim I(1)$  هستند. در مطالعه اخیر اگر رفاه اجتماعی را با  $W_t$  و مخارج جاری، مخارج عمرانی دولت و رشد اقتصادی را به ترتیب با  $G_{C,t}$  و  $G_{I,t}$  و  $Y_{g,t}$  نمایش دهیم آنگاه می‌توان عنوان داشت که  $W_t \equiv Y_t$  و  $X_t \equiv (G_{C,t}, G_{I,t}, Y_{g,t})'$  در واقع با یک مدل چند متغیره سروکار داریم.

انجام مطالعه‌ای در خصوص تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت سیاست‌های مالی دولت بر رفاه اجتماعی ایران با تعریف مبتنی بر رویکرد آمارتیاسن از رفاه اجتماعی احساس می‌شود.

#### ۴- روش‌شناسی تحقیق

در این قسمت به صورت مختصر روش‌شناسی اتخاذ شده در این مقاله را مورد بحث قرار می‌دهیم که شامل دو قسمت است؛ در قسمت اول به رهیافت سن (۱۹۷۳) پیرامون نحوه محاسبه رفاه اجتماعی اشاره خواهیم داشت و در قسمت دوم جهت بررسی سؤال تحقیق که همان ارتباط میان سیاست‌های مالی دولت و اثرات رفاهی آن بر جامعه می‌باشد، سراغ رهیافت آزمون کران ARDL پسران و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۱) خواهیم رفت که با کمک آن می‌توان وجود رابطه بلندمدت در سطح را مورد سنجش قرار داد.

همواره مباحث مربوط به نحوه محاسبه رفاه اجتماعی در جوامع از پیچیدگی‌های خاصی برخوردار بوده، به نحوی که صاحب‌نظران این حوزه از علم اقتصاد درباره تابع رفاه اجتماعی نقطه‌نظرات متفاوت و بعضاً متضادی داشته‌اند. در تحقیق اخیر برای محاسبه متغیری که بتواند تداعی‌گر رفاه اقتصادی باشد از مطالعات آمارتیاسن کمک می‌گیریم. ایده اصلی در رهیافت وی این است که از نابرابری درآمد در یک اقتصاد به رفاه اجتماعی در جامعه دست می‌یابد.

سن (۱۹۷۳: ۲۵۰) عنوان می‌دارد که هر تبدیل منفی از مقادیر نابرابری می‌تواند مقیاسی از رفاه اجتماعی را نمایش دهد. اما جهت ساختن سنجش‌های رفاهی بین درآمدهای متفاوت، می‌بایست یک تبدیل خاص را فرض کنیم که مقیاس نابرابری  $I$  را به متوسط درآمدهای متفاوت  $\mu$  مرتبط می‌سازد. یک انتخاب بدیهی برای نیل به این هدف، هنگامی که شاخص  $I$  مقادیر بین صفر و یک را اتخاذ می‌کند، تعامل<sup>۲</sup> میان  $\mu$  و  $(1 - I)$  در شکل ضربی است. به عبارت دیگر تابع رفاه همگن اجتماعی را می‌توان به شکل زیر تعریف کرد:

(۸)

$$W = \mu(1 - I)$$

این تبدیل کاملاً طبیعی است و از تابع رفاه اجتماعی یک تفسیر شهودی دارد و اینکه متوسط درآمدهای متفاوت ( $\mu$ ) به‌وسیله مقدار نابرابری  $(1 - I)$  به سمت پایین اصلاح شده است و قابلیت نمایش رفاه اجتماعی را دارد.

1. Pesaran et al. (2001)

2. Interaction

این فرض که به ترتیب تمام متغیرها  $I(0)$  و تمام آنها  $I(1)$  می‌باشند، کران‌های بالا و پایین مقادیر بحرانی آماره‌های آزمون برای فرضیه‌ها توسط PSS شبیه‌سازی و در جدولی قرار داده شدند. تحت فرضیه صفر  $H_0^A$ ، اگر آماره F محاسباتی خارج مقدار بحرانی کران بالای در سطح معنی‌داری معینی قرار بگیرد، آنگاه فرضیه صفر رد شده است (و رابطه بلندمدت وجود دارد). به عبارت دیگر چنانچه آماره F محاسباتی، زیر مقدار بحرانی کران بیفتد، فرضیه صفر رد نشده است (و رابطه بلندمدت وجود ندارد). با این حال اگر آماره در داخل کران‌ها قرار بگیرد، نمی‌توان تصمیم قطعی در مورد رابطه بلندمدت میان متغیرها داشت.

مدل تصحیح خطای شرطی برای ارتباط چند متغیره در مقاله حاضر به شکل زیر قابل بازنویسی است:

$$\Delta W_t = \beta_0 + \beta_1 W_{t-1} + \beta_2 G_{c,t-1} + \beta_3 G_{i,t-1} + \beta_4 Y_{g,t-1} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta W_{t-i} + \sum_{j=0}^q \delta_j \Delta G_{c,t-j} + \sum_{k=0}^r \varphi_k \Delta G_{i,t-k} + \sum_{l=0}^s \phi_j \Delta Y_{g,t-l} + \varepsilon_t$$

معادله مدل تصحیح خطای شرطی (CECM) فوق می‌تواند به یک مدل ARDL از مرتبه‌های (p,q,r,s) ارجاع داده شود. مدل بلندمدت به فرم زیر است:

$$W_t = \psi_0 + \psi_1 G_{c,t} + \psi_2 G_{i,t} + \psi_3 Y_{g,t} + \xi_t \quad (13)$$

که با توجه به بحث اخیر در این معادله روابط زیر را داریم:

$$\psi_0 = -\frac{\beta_0}{\beta_1}; \quad \psi_1 = -\frac{\beta_2}{\beta_1}; \quad \psi_2 = -\frac{\beta_3}{\beta_1}; \quad \psi_3 = -\frac{\beta_4}{\beta_1}$$

پس از تخمین مدل، مقادیر فوق محاسبه شدند که در قسمت‌های بعدی آنها را بیان می‌کنیم.

## ۵- تحلیل نتایج تجربی تحقیق

پس از تبیین روش‌شناسی مورد استفاده، در این بخش به تجزیه و تحلیل نتایج تجربی تحقیق پرداخته می‌شود.

### ۵-۱- آمار و داده‌های تحقیق

در این مطالعه از داده‌های سالیانه برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۰ جهت بررسی ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت سیاست‌های

تحت فروض مشخص در PSS، مدل تصحیح خطای شرطی (CECM) معادله (۹) به صورت زیر است:

$$\Delta Y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy} Y_{t-1} + \pi_{yx,x} X_{t-1} + \sum_{i=0}^{p-1} \psi' \Delta Z_{t-i} + \omega' \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

و ارتباط شرطی میان  $Y_t$  و  $X_t$  در سطح به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_t = \theta_0 + \theta_1 t + \theta X_t + v_t \quad (11)$$

که در این معادله  $v_t$  فرآیند خطای مانا است و برای ضرایب داریم:

$$\theta_0 = -\frac{c_0}{\pi_{yy}}; \quad \theta_1 = -\frac{c_1}{\pi_{yy}}; \quad \theta = -\frac{\pi_{yx,x}}{\pi_{yy}}$$

هم‌راستا با بحث PSS، اگر  $Y_t \sim I(0)$  باشد، آنگاه معادله (۱۰) می‌تواند به صورت ارتباط بلندمدت شرطی میان  $Y_t$  و  $X_t$  در سطح تفسیر شود و بردار  $\theta$  شامل ضرایب بلندمدت شرطی می‌شود. اگر  $Y_t \sim I(1)$  باشد، آنگاه معادله (۱۰) ارتباط همجمعی را نمایش می‌دهد. علاوه بر این، PSS عنوان می‌کند، چنانچه نماد  $(\pi_{yy}, \pi_{yx,x})$  را تعریف کنیم، در این صورت اگر  $\pi_{yx,x} \neq 0$  و  $\pi_{yy} = 0'$  باشد آنگاه  $Y_t \sim I(0)$  بوده  $\Delta Y_t$  تنها به سطح وقفه خودشان بستگی دارند. به عبارت دیگر اگر  $\pi_{yx,x} \neq 0'$  و  $\pi_{yy} = 0$  باشد آنگاه  $Y_t \sim I(1)$  بوده و  $(Y_t, X_t)$  همجمع هستند و بردار همجمعی آنها  $(1, \pi_{yx,x})$  می‌باشد. در نهایت، چنانچه  $\pi_{yx,x} = 0'$  و  $\pi_{yy} = 0$  باشد آنگاه  $Y_t \sim I(1)$  بوده هیچ‌گونه ارتباط بلندمدتی در سطح میان  $Y_t$  و  $X_t$  وجود ندارد.

معادله (۹) یا همان مدل تصحیح خطای شرطی، که از مدل  $VAR(P)$  در معادله (۸) استخراج شده است، همچنین ممکن است به صورت یک مدل ARDL از مرتبه P تفسیر شود. بدین منظور جهت آزمون عدم یک ارتباط میان  $Y_t$  و  $X_t$  در مدل تصحیح خطای غیرشرطی (۳)، دو آزمون فرضیه A و B را تدارک می‌بینیم:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0^A: \pi_{yy} = 0, \pi_{yx,x} = 0' \\ H_1^A: \pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx,x} \neq 0' \end{array} \right\} \left\{ \begin{array}{l} H_0^B: \pi_{yy} = 0 \\ H_1^B: \pi_{yy} \neq 0, \end{array} \right.$$

اگر  $H_0^A$  رد نشود، رابطه بلندمدت در سطح وجود ندارد و رویه آزمون متوقف می‌شود. اگر فرضیه صفر رد شود، آنگاه برای فرضیه صفر  $H_0^B$  آزمون می‌شود و چنانچه  $H_0^B$  نیز رد شود، آنگاه رابطه بلندمدت در سطح میان  $Y_t$  و  $X_t$  وجود دارد. تحت

جدول ۱. آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)

| متغیرها   | سطح         |         | تفاضل مرتبه اول |         | مرتبه جمعی |
|-----------|-------------|---------|-----------------|---------|------------|
|           | آماره آزمون | P-Value | آماره آزمون     | P-Value |            |
| $W_t$     | -۱/۲۳۷۸     | ۰/۸۸۹۶  | -۴/۳۶۱۹         | ۰/۰۰۶۴  | I(1)       |
| $G_{C,t}$ | -۲/۶۸۱۹     | ۰/۲۴۸۷  | -۶/۲۱۲۹         | ۰/۰۰۰۰  | I(1)       |
| $G_{i,t}$ | -۲/۳۹۹۶     | ۰/۳۷۵۰  | -۶/۲۲۴۴         | ۰/۰۰۰۰  | I(1)       |
| $Y_{g,t}$ | -۳/۷۳۰۲     | ۰/۰۲۹۳  | -               | -       | I(0)       |

مأخذ: محاسبات تحقیق

### ۵-۳- بررسی اریب همزمانی با آزمون علیت گرنجر

از دیگر مسائلی که قبل از تخمین‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل‌های ARDL به آن باید توجه کرد، توجه به مسئله اریب همزمانی بین متغیرها است. تنها در صورتی می‌توانیم مدل ARDL را به فرم یک تک معادله تخمین برنیم که متغیر رفاه اجتماعی فقط معلول متغیرهای مخارج جاری، مخارج عمومی و رشد اقتصادی و نه علت آنها باشد. در غیر اینصورت، گویی با یک سیستم از معادلات سروکار داریم و بدون توجه به این نکته، مدل ARDL را تخمین زده‌ایم که از عواقب آن تخمین‌های تورش‌دار و ناسازگار می‌باشند. برای بررسی این مطلب، از آزمون علیت گرنجر<sup>۷</sup> استفاده می‌کنیم. نتایج این آزمون در جدول (۲) بیان شده است. همان‌طور که از این جدول استنباط می‌شود، متغیر رفاه اجتماعی علت متغیرهای دیگر مدل نیست (معلول آنها است).

جدول ۲. نتایج آزمون علیت گرنجر

| نتیجه آزمون  | P-Value | آماره F | فرضیه صفر            |
|--------------|---------|---------|----------------------|
| رد فرضیه صفر | ۰/۴۸۸۴  | ۰/۸۷۷۹  | W علت گرنجری Gc نیست |
| رد فرضیه صفر | ۰/۳۶۰۴  | ۱/۱۳۰۲  | W علت گرنجری Gi نیست |
| رد فرضیه صفر | ۰/۲۱۴۳  | ۱/۵۴۲۷  | W علت گرنجری Yg نیست |

مأخذ: محاسبات تحقیق

### ۵-۴- تخمین کوتاه‌مدت پارامترهای مدل

در رسیدن به ضرایب بدون تورش در بلندمدت، ابتدا می‌بایست پویایی‌های مدل را افزایش دهیم که تخمین ضرایب مدل پویا

مالی دولت و رفاه اجتماعی استفاده می‌کنیم.<sup>۱</sup> آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای تولید ناخالص داخلی، ضریب جینی، مخارج جاری و عمرانی دولت از سایت بانک مرکزی و داده‌های مربوط به متغیر اشتغال از سایت سازمان برنامه و بودجه گردآوری شده است.

در قسمت مدل‌سازی، فرم تابعی زیر را در نظر می‌گیریم:  
(۱۴)

$$W_t = f(G_{C,t}, G_{i,t}, Y_{g,t})$$

که در این معادله، متغیرهای  $W_t$ ،  $G_{C,t}$ ،  $G_{i,t}$  و  $Y_{g,t}$  به ترتیب معرف رفاه اجتماعی، مخارج جاری، مخارج عمرانی دولت و رشد اقتصادی می‌باشند. همان‌طور که در قسمت روش‌شناسی بیان شد، سری زمانی متغیر رفاه اجتماعی تحت تبدیل همگن  $\frac{GDP_t}{L_t} (1 - Gini_t)$  استخراج می‌شود. برای محاسبه سری زمانی متغیر رشد اقتصادی از رابطه  $\ln\left(\frac{GDP_t}{GDP_{t-1}}\right) \times 100$  استفاده می‌کنیم و متغیر رشد اقتصادی در این مدل نقش متغیر کنترل<sup>۲</sup> را خواهد داشت. شایان ذکر است که کلیه متغیرهای  $G_{C,t}$ ،  $G_{i,t}$  و  $GDP_t$  به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ هستند.

### ۵-۲- نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)

اگرچه در مدل‌های ARDL، برخلاف رهیافت انگل-گرنجر<sup>۳</sup> (۱۹۸۷: ۲۵۹)، نیازی به پیش‌آزمون نامانایی سری‌های زمانی نبوده و شرط لازم برای بررسی رابطه بلندمدت، وجود مرتبه جمعی یکسان میان متغیرها است، لکن اگر مرتبه جمعی متغیرها در مدل‌های ARDL دو یا بالاتر باشد ( $I(2)$ ) نتایج غیرقابل اعتماد می‌شود (اوتارا<sup>۴</sup>، ۲۰۰۴: ۱۱۱۲). برای این منظور ابتدا آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (۱۹۸۱: ۱۰۶۷)<sup>۵</sup> را جهت بررسی ریشه واحد و تعیین مرتبه جمعی متغیرها انجام دادیم. نتایج این آزمون در جدول (۱) آمده است.

۱. لازم به توضیح است که اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی تا سال ۱۳۹۱ موجود است که آمارهای مربوط به سال‌های اخیر از خلاصه‌نامه‌ها و خلاصه تحولات اقتصادی بانک مرکزی به روزسانی شده است.

2. Control Variable

3. Engle & Granger (1987)

4. Ouattara (2004)

5. Augmented Dickey-Fuller (ADF)

6. Simultaneity Bias

7. Granger Causality

جدول (۳) نشان می‌دهد که به جز ضرایب وقفه‌های دوم و سوم متغیر رفاه اجتماعی (W)، تقریباً بقیه ضرایب با پنج درصد خطای نوع اول، معنادار هستند. همچنین ضرایب تعیین تخمین گویای خوبی برآزش بوده و آماره F معناداری کل خطا رگرسیون را به اثبات می‌رساند. نکته حائز اهمیت این تخمین آن است که به طور نسبی در کوتاه‌مدت مخارج جاری دولت با رفاه اقتصادی رابطه معکوس و مخارج عمرانی و رشد اقتصادی با رفاه اقتصادی رابطه مستقیم دارند. در ادامه جهت اطمینان از عدم وجود واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی میان پسماندهای مدل، به ترتیب آزمون‌های واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیون (ARCH<sup>۱</sup>) و بروش-گادفری<sup>۲</sup> را انجام و نتایج این آزمون‌ها در جدول (۴) ذکر شده است. عدم وجود واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی میان پسماندها در این جدول به تأیید رسیده است. چنانچه در مدل مشکل خودهمبستگی سریالی وجود داشته باشد بدان مفهوم است که وقفه مدل به درستی تعیین نشده است.

**جدول ۴.** آزمون عدم وجود خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی در

پسماندها

| آزمون   | وقفه | آماره F | P-Value |
|---|------|---------|---------|
| بروش-گادفری (آزمون LM)                        | ۵    | ۱/۲۴۲۱  | ۰/۳۲۵۱  |
| واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیون (آزمون ARCH) | ۵    | ۱/۲۷۲۱  | ۰/۳۰۲۶  |

مأخذ: محاسبات تحقیق

**۵-۵- آزمون ARDL کرانه‌ها برای بررسی رابطه**

**بلندمدت در مدل**

در ادبیات مربوط به این قسمت معمولاً روش بنرجی، دولادو و مستر<sup>۳</sup> (۱۹۹۲) و روش پسران و همکاران (۲۰۰۱) جهت بررسی رابطه بلندمدت در مدل وجود دارد که روش اخیر معروف به آزمون کرانه‌ها می‌باشد و همان‌طور که در قسمت‌های قبل اشاره شده، در این مطالعه قصد داریم با این روش صحت و سقم وجود رابطه بلندمدت در سطح میان متغیرها را مورد آزمون قرار دهیم. نتایج آزمون کرانه‌ها در جدول شماره (۵) آمده است.

تصویری از ارتباطات کوتاه‌مدت میان متغیرها را ارائه می‌دهد. برای تعیین بهترین مدل پویا که بتواند ما را به این هدف برساند، از معیارهای اطلاعات آکاتیک (AIC)، شوارتز-بیترین (SBC)، حنان-کوئین (HQC) و ضریب تعیین تعدیل شده ( $\bar{R}^2$ ) کمک می‌گیریم. روش کار به این صورت است که با در نظر گرفتن وقفه‌های مختلف برای متغیرهای مستقل و متغیر وابسته، کلیه مدل‌های حاصل از انواع این ترکیبات را با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده و تحت چهار معیار اطلاعات، در مورد بهترین مدل قضاوت می‌کنیم. در این مطالعه، بهترین مدل انتخابی،  $ARDL(4,4,0,4)$  محاسبه و مقادیر حاصل از تخمین ضرایب این مدل در جدول (۳) ارائه شد.

**جدول ۳.** تخمین مدل  $ARDL(4,4,0,4)$

| متغیرها              | ضرایب   | خطای استاندارد ضرایب | t آماره | P-Value |
|----------------------|---------|----------------------|---------|---------|
| W(-1)                | ۰/۵۷۵   | ۰/۱۷۱۹               | ۳/۳۴۴۰  | ۰/۰۰۲۷  |
| W(-2)                | -۰/۱۷۵۰ | -۰/۱۹۶۶              | -۰/۸۹۰۳ | ۰/۳۸۲۱  |
| W(-3)                | ۰/۲۳۶۱  | ۰/۲۰۵۶               | ۱/۱۴۸۴  | ۰/۲۶۲۱  |
| W(-4)                | ۰/۶۰۲۳  | ۰/۲۰۰۴               | ۳/۰۰۴۴  | ۰/۰۰۶۱  |
| LN(Gc)               | -۰/۰۰۱۸ | -۰/۰۰۰۹              | -۲/۰۳۰۹ | ۰/۰۵۲۵  |
| LN (Gc(-1))          | -۰/۰۰۱۶ | -۰/۰۰۰۶              | -۲/۴۰۱۸ | ۰/۰۲۴۴  |
| LN (Gc(-2))          | ۰/۰۰۲۰  | ۰/۰۰۰۶               | ۳/۱۸۱۰  | ۰/۰۰۴   |
| LN (Gc(-3))          | -۰/۰۰۱۵ | -۰/۰۰۰۷              | -۱/۸۹۸۵ | ۰/۰۶۹۷  |
| LN (Gc(-4))          | ۰/۰۰۲۰  | ۰/۰۰۰۵               | ۳/۴۷۰۵  | ۰/۰۰۲   |
| LN (Gi)              | ۰/۰۰۱۰  | -۰/۰۰۰۳              | ۲/۸۰۳۴  | ۰/۰۰۹۹  |
| Yg                   | ۰/۰۰۰۰۸ | ۰/۰۰۰۰۱              | ۷/۱۴۰۰  | ۰/۰۰۰۰  |
| Yg(-1)               | ۰/۰۰۰۰۶ | ۰/۰۰۰۰۲              | ۳/۱۴۲۲  | ۰/۰۰۴۴  |
| Yg(-2)               | ۰/۰۰۰۰۷ | ۰/۰۰۰۰۲              | ۳/۰۲۰۴  | ۰/۰۰۵۹  |
| Yg(-3)               | ۰/۰۰۰۰۴ | ۰/۰۰۰۰۲              | ۱/۹۹۸۶  | ۰/۰۵۷۱  |
| Yg(-4)               | ۰/۰۰۰۰۳ | ۰/۰۰۰۰۱              | ۲/۸۳۵۷  | ۰/۰۰۹۱  |
| ثابت عرض از مبدأ C   | -۰/۰۰۳۴ | -۰/۰۰۱۰              | -۳/۲۳۹۴ | ۰/۰۰۳۵  |
| $R^2 = ۰/۹۸۷۷$       |         | F آماره = ۱۲۸/۵۸     |         |         |
| $\bar{R}^2 = ۰/۹۸۰۰$ |         | P-Value = ۰/۰۰۰۰     |         |         |

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity
2. Breusch Godfrey
3. Banerjee, Dolado & Mestre (1992)

نسبی در کوتاه‌مدت مخارج جاری دولت با رفاه اقتصادی رابطه معکوس و مخارج عمرانی و رشد اقتصادی با رفاه اقتصادی رابطه مستقیم دارند، اما در بلندمدت متغیر مخارج جاری با رفاه اجتماعی رابطه مستقیم و متغیرهای مخارج عمرانی دولت و رشد اقتصادی با رفاه اجتماعی رابطه معکوس دارند. نظر به اینکه می‌توان ضرایب تخمین زده شده شکل بلندمدت را به شکل کشش تفسیر نمود، می‌توان عنوان داشت که اگر دولت مخارج جاری خود را یک درصد افزایش دهد، در بلندمدت، رفاه اجتماعی ۰/۳ درصد افزایش می‌یابد در حالی‌که با افزایش مخارج عمرانی به میزان یک درصد، در بلندمدت، رفاه اجتماعی ۰/۴ درصد کاهش می‌یابد. در یک شکل ساده، نتایج جدول (۶) را می‌توانیم به شکل رابطه زیر بنویسیم که به واقع همان معادله (۶) در بخش روش‌شناسی خواهد بود:

$$W_t = 0.014587 + 0.003631G_{c,t} - 0.00442G_{i,t} - 0.0013Y_{g,t} + \xi_t$$

معمولاً به جمله خطای رگرسیون مدل ایستای بلندمدت ( $\xi_t$ )، جمله تصحیح خطا (ECT) یا معادله همجمعی<sup>۱</sup> می‌گویند. به عبارت دیگر معادله جمله تصحیح خطا به فرم زیر است:

$$ECT_t = W_t - (0.014587 + 0.003631G_{c,t} - 0.00442G_{i,t} - 0.0013Y_{g,t})$$

لذا بردار همجمعی میان متغیرها  $[1 \quad -0.003631 \quad 0.00442 \quad 0.0013]$  است و از آنجایی که قصد داریم در قسمت بعد، نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را در قالب مدل تصحیح خطا (ECM) به مقادیر تعادلی بلندمدت متغیرها ارتباط دهیم، متغیر  $ECT_t$  می‌تواند تصویرگر رفتار بلندمدت متغیرها باشد. نمودار شماره (۵) رفتار جمله تصحیح خطا را در دوره مورد مطالعه نشان می‌دهد. همان‌طور که از این نمودار مشخص می‌شود، عدم تعادل‌های شدیدی طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۶۸ در رفاه اجتماعی صورت گرفته است که همسو با شرایط اقتصادی آن سال‌ها، دور از انتظار نیست. با این حال نوعی همگرایی به یک تعادل بلندمدت را این سری زمانی نمایش می‌دهد که اتفاقاً ضریب منفی ECT در مدل تصحیح خطای قسمت بعد مؤید همین مطلب است.

جدول ۵. آزمون ARDL کرانه‌ها

| نتیجه آزمون         | آماره F | کران I(1) | کران I(0) | سطح معنی‌داری |
|---------------------|---------|-----------|-----------|---------------|
| تأیید رابطه بلندمدت | ۷/۴۵۸۸  | ۳/۷۷      | ۲/۷۲      | ۱۰٪           |
| تأیید رابطه بلندمدت | ۷/۴۵۸۸  | ۴/۳۵      | ۳/۲۳      | ۵٪            |
| تأیید رابطه بلندمدت | ۷/۴۵۸۸  | ۴/۸۹      | ۳/۶۹      | ۵٪            |
| تأیید رابطه بلندمدت | ۷/۴۵۸۸  | ۵/۶۱      | ۴/۲۹      | ۱٪            |

مأخذ: محاسبات تحقیق

با مشاهده جدول فوق و نظر به اینکه آماره F محاسباتی در تمام سطوح معنی‌داری بیرون دو کران I(0) و I(1) قرار گرفته است (آماره F محاسباتی در تمام سطوح معنی‌داری بزرگ‌تر از دو کران می‌باشد) وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل رد نشد و ادعا می‌کنیم یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل وجود دارد.

#### ۵-۶- تخمین بلندمدت پارامترهای مدل

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، در این بخش می‌توان به تخمین رابطه بلندمدت مدل پرداخت. نتایج حاصل از تخمین ضرایب بلندمدت در جدول (۶) ارائه شده است:

جدول ۶. تخمین بلندمدت مدل

| متغیرها              | ضرایب   | خطای استاندارد ضرایب | آماره t | P-Value |
|----------------------|---------|----------------------|---------|---------|
| LN(Gc)               | ۰/۰۰۳۶  | ۰/۰۰۱۳               | ۲/۷۹۴۲  | ۰/۰۱۰۱  |
| LN(Gi)               | -۰/۰۰۴۴ | ۰/۰۰۱۸               | -۲/۳۴۵۷ | ۰/۰۲۷۶  |
| Yg                   | -۰/۰۰۱۳ | ۰/۰۰۰۳               | -۳/۵۹۶۹ | ۰/۰۰۱۴  |
| (ثابت عرض از مبدأ) C | ۰/۰۱۴۵  | ۰/۰۰۷۴               | ۱/۹۴۸۴  | ۰/۰۶۳۱  |

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود، کلیه ضرایب در سطح پنج درصد معنادار هستند. اما نکته قابل توجه در این تخمین آن است که متغیر مخارج جاری دولت اکنون با رفاه اجتماعی رابطه مستقیم و متغیرهای مخارج عمرانی دولت و رشد اقتصادی با رفاه اجتماعی رابطه معکوس دارند. به عبارت دیگر، تحت روش‌شناسی این پژوهش در ایران، اگرچه به طور

1. Error Correction Term  
2. Cointegrating Equation

نوسانات متغیر رفاه اجتماعی در پاسخ به انحرافات شکل گرفته در تعادل بلندمدت دوره قبل رفاه اجتماعی است. به عبارت دیگر با تخمین مدل تصحیح خطا دو منشأ نوسانات در متغیر رفاه اجتماعی شناسایی می‌شود.<sup>۱</sup> از آنجایی که تمام ضرایب این مدل تقریباً در سطح پنج درصد معنادار هستند، می‌توان بیان داشت که متغیر رفاه اجتماعی هم به نوسانات کوتاه‌مدتی که متغیرهای مخارج جاری-عمرانی دولت و رشد اقتصادی تجربه می‌کنند و هم به انحرافات از روند تعادلی بلندمدت در دوره گذشته رفاه اجتماعی واکنش نشان می‌دهد که اولی وضعیت نوسانات تعادلی این متغیر را در کوتاه‌مدت و دومی وضعیت نوسانات تعادلی همان واکنش نوسانات در متغیر رفاه اجتماعی به انحرافات تعادلی بلندمدت این متغیر را نمایش می‌دهد. منفی و معنادار بودن این ضریب عنوان می‌کند چنانچه انحرافات تعادلی بلندمدت، مثبت ( $ECT > 0$ ) باشد، رفاه اجتماعی در دوره بعد کاهش ( $\Delta W < 0$ ) و چنانچه انحرافات تعادلی بلندمدت منفی ( $ECT < 0$ ) باشد، رفاه اجتماعی در دوره بعد افزایش ( $\Delta W > 0$ ) می‌یابد و با این تعدیلات، همگرایی متغیر رفاه اجتماعی به یک تعادل بلندمدت تضمین می‌شود. این نتیجه منطبق با شکل (۱) نیز می‌باشد.

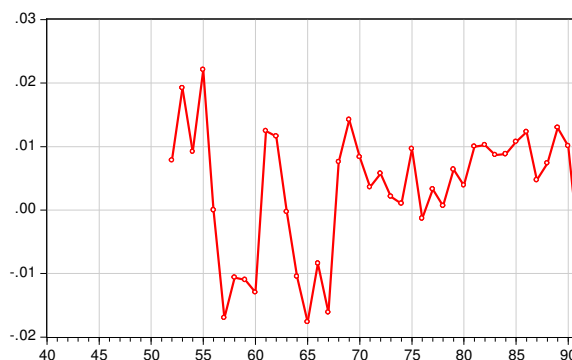
از طرف دیگر بزرگی و شدت ضریب ECT، سرعت تعدیلات را نشان می‌دهد که منطبق با جدول (۷) عدد  $0/۲۳$  می‌باشد و نشان می‌دهد در هر سال ۲۳ درصد از عدم تعادل در رفاه اجتماعی در دوره بعد تعدیل می‌شود. لذا تعدیل به سمت تعادل نسبتاً به کندی صورت می‌گیرد.

### ۵-۸- آزمون ثبات ساختاری

اساس استنباط، پیش‌بینی و استفاده از نتایج مدل‌های رگرسیونی بر این فرض استوار است که ضرایب، سازگار و ثبات ساختاری در مدل برقرار است. تنها با این شرایط می‌توان از نتایج چنین مدل‌هایی بهره برد و برای این منظور آزمون‌های مجموع تجمعی خطاها (CUSUM) مجموع مجذور تجمعی خطاهای بازگشتی (CUSUMQ) و همچنین تخمین‌های بازگشتی<sup>۲</sup> از ضرایب را جهت بررسی ثبات ساختاری و ثبات ضرایب مدل اجرا کردیم. فرضیه صفر در این آزمون‌ها وجود

۱. نوسان در متغیر رفاه اجتماعی طی یک دوره کوتاه‌مدت می‌تواند در پاسخ به دو عامل باشد: الف) نوسان متغیرهای مدل در کوتاه‌مدت. ب) انحراف در مقادیر رفاه اجتماعی از سطح تعادلی بلندمدت آن.

2. Recursive Estimation



نمودار ۵. رفتار جمله تصحیح خطا (ECT)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

### ۵-۷- تخمین مدل تصحیح خطا

چنانچه متغیر وابسته را در مدل تصحیح خطا با  $D(W)$  نشان دهیم که همان  $\Delta W_t = W_t - W_{t-1}$  می‌باشد، نتایج تخمین مدل تصحیح خطا به شرح جدول (۷) می‌باشد:

جدول ۷. تخمین مدل تصحیح خطا (ECM) برای مدل ARDL (4,4,0,4)

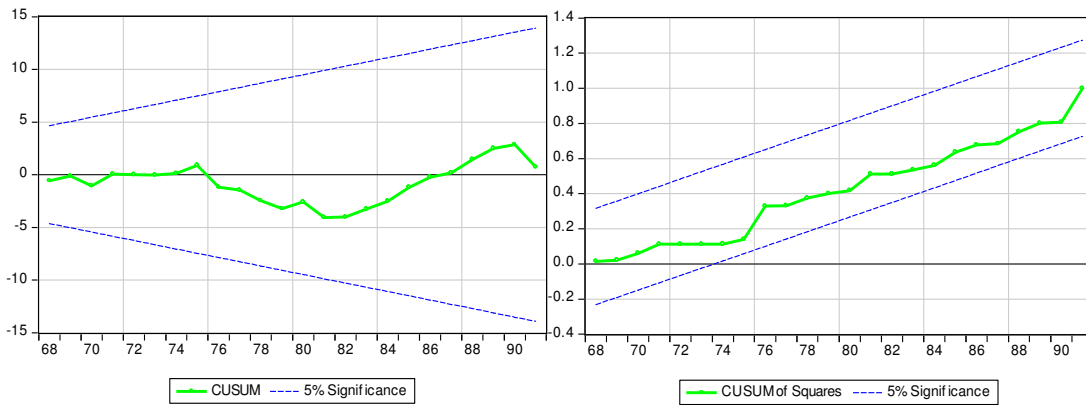
| متغیرها      | ضرایب    | خطای استاندارد ضرایب | آماره t | P-Value |
|--------------|----------|----------------------|---------|---------|
| D(W(-1))     | -۰/۶۶۳۴  | -۰/۲۱۸۳              | -۳/۰۳۸۹ | ۰/۰۰۵۷  |
| D(W(-2))     | -۰/۸۳۸۵  | -۰/۲۴۰۴              | -۳/۴۷۶۸ | ۰/۰۰۱۹  |
| D(W(-3))     | -۰/۶۰۲۳  | -۰/۲۰۰۴              | -۳/۰۰۴۵ | ۰/۰۰۶۱  |
| DLN(Gc)      | -۰/۰۰۱۸  | -۰/۰۰۰۹              | -۲/۰۳۰۹ | ۰/۰۵۳۵  |
| DLN (Gc(-1)) | -۰/۰۰۲۰  | -۰/۰۰۰۶              | -۳/۱۸۱۰ | ۰/۰۰۰۴  |
| DLN (Gc(-2)) | ۰/۰۰۱۴   | -۰/۰۰۰۷              | ۱/۸۹۸۵  | ۰/۰۶۹۷  |
| DLN (Gc(-3)) | ۰/۰۰۲۰   | -۰/۰۰۰۵              | -۳/۴۷۰۵ | ۰/۰۰۰۲  |
| DLN (Gi)     | ۰/۰۰۱۰   | -۰/۰۰۰۳              | ۲/۸۰۳۴  | ۰/۰۰۹۹  |
| D(Yg)        | ۰/۰۰۰۰۸  | ۰/۰۰۰۰۱              | ۷/۱۴۰۰  | ۰/۰۰۰۰  |
| D(Yg(-1))    | -۰/۰۰۰۰۷ | ۰/۰۰۰۰۲              | -۳/۰۲۰۴ | ۰/۰۰۵۹  |
| D(Yg (-2))   | -۰/۰۰۰۰۵ | ۰/۰۰۰۰۲              | -۱/۹۹۸۶ | ۰/۰۵۷۱  |
| D(Yg )(-3))  | -۰/۰۰۰۰۳ | ۰/۰۰۰۰۲              | -۲/۸۳۵۷ | ۰/۰۰۹۱  |
| ECT(-1)      | -۰/۲۳۸۴  | -۰/۰۸۱۹              | ۲/۹۰۹۰  | ۰/۰۰۷۷  |

مأخذ: محاسبات تحقیق

با کمک تخمین مدل تصحیح خطا می‌توانیم این مسئله را بررسی کنیم که چه میزان از نوسانات متغیر رفاه اجتماعی ( $\Delta W$ ) مرتبط با نوسانات شکل گرفته در متغیرهای مخارج جاری/عمرانی دولت و رشد اقتصادی بوده و چه میزان از

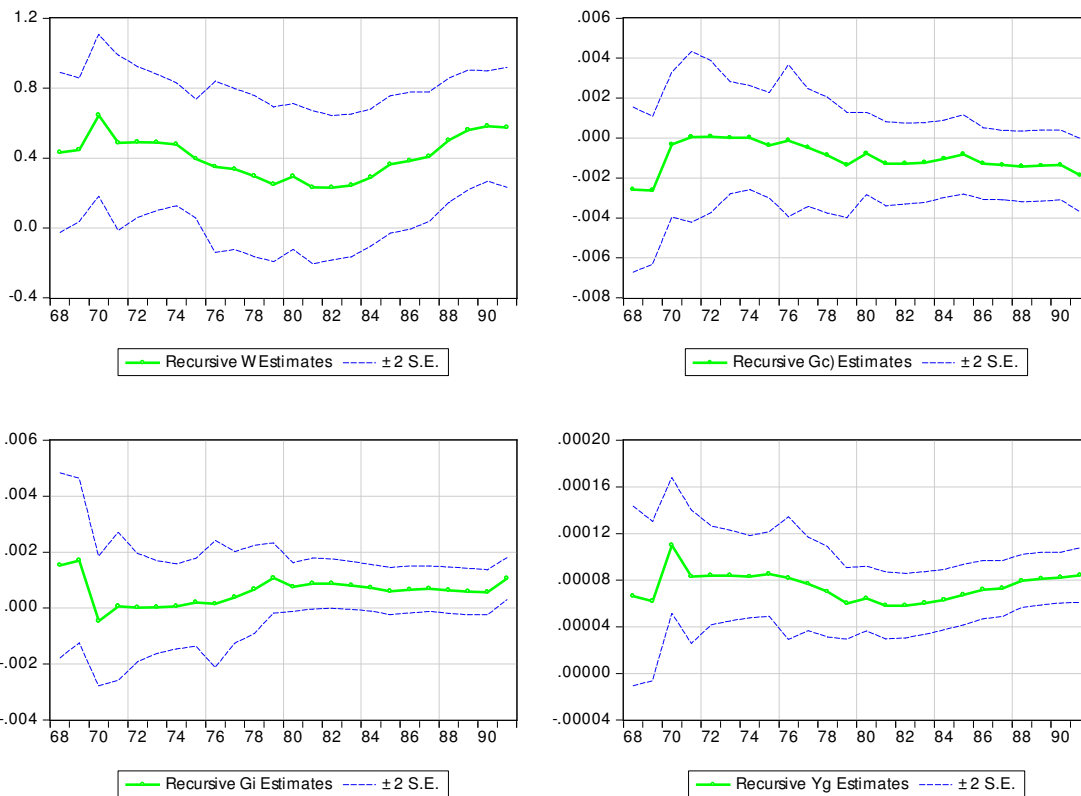
ساختاری در مدل تأیید می‌شود. همچنین نمودار (۷) که خروجی آزمون‌های بازگشتی بر روی ضرایب است، مؤید ثبات ضرایب مدل می‌باشد.

ثبات است و اگر نتیجه آزمون در سطح معنی‌داری پنج درصد خارج بازه اطمینان قرار نگیرد، فرضیه صفر رد نمی‌شود. نمودارهای (۶) نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSUMQ را نشان می‌دهند و همان‌طور که مشاهده می‌شود ثبات



نمودار ۶. آزمون‌های ثبات ساختاری

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۷. آزمون ثبات ضرایب

مأخذ: یافته‌های تحقیق

راستا، هدف اصلی تحقیق حاضر بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت سیاست‌های مالی دولت (تغییر در مخارج جاری و عمرانی) و رفاه اجتماعی است که در این مطالعه از داده‌های سالیانه برای دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۹۳ جهت بررسی ارتباط

### ۶- بحث و نتیجه‌گیری

همان‌طور که اشاره شد، تأمین رفاه اجتماعی یکی از اهداف مورد نظر در اسناد بالادستی نظام است که ارتباط تنگاتنگی با نوع و نحوه کاربست سیاست‌های مالی دولت‌ها دارد. در همین

سرمایه‌گذاری در پروژه‌هایی می‌شود که در ادبیات اقتصادی به نام «فیل سفید» معروف است. لذا علاوه بر پایین بودن نرخ سرمایه‌گذاری، تخصیص نامناسب و بهره‌وری پایین سرمایه‌گذاری‌های انجام شده که منتج به ساخت پروژه‌های سرمایه‌گذاری با بازده اجتماعی منفی می‌شوند نیز از اهمیت خاصی در این کشورها برخوردار هستند.

همچنین، سرمایه‌گذاری عمومی در کشورهای صاحب منابع طبیعی اغلب با ناکارایی‌هایی از قبیل عدم نظارت کافی بر اولویت‌بندی پروژه‌های سرمایه‌گذاری، انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری بر اساس ملاک‌ها و گرایش‌های سیاسی، تأخیر در انجام پروژه‌های سرمایه‌گذاری مواجه هست که به عنوان مانعی در جهت برنامه‌های توسعه‌ای کشور در جهت ارتقاء زیرساخت‌های مورد نیاز عمل می‌کند. این عامل در بلندمدت با انباشته شدن پروژه‌های عمرانی به عنوان یک عامل کاهنده رفاه اجتماعی عمل می‌کند.

از سوی دیگر، تحت روش‌شناسی این پژوهش، اگرچه به طور نسبی در کوتاه‌مدت مخارج جاری دولت با رفاه اقتصادی رابطه معکوس و مخارج عمرانی و رشد اقتصادی با رفاه اقتصادی رابطه معکوس دارند، اما در بلندمدت متغیر مخارج جاری با رفاه اجتماعی رابطه مستقیم و متغیرهای مخارج عمرانی دولت و رشد اقتصادی با رفاه اجتماعی رابطه معکوس دارند. نظر به اینکه می‌توان ضرایب تخمین زده شده شکل بلندمدت را به شکل کشش تفسیر نمود، می‌توان عنوان داشت که اگر دولت مخارج جاری خود را یک درصد افزایش دهد، در بلندمدت، رفاه اجتماعی ۰/۳ درصد افزایش می‌یابد در حالی که با افزایش مخارج عمرانی به میزان یک درصد، در بلندمدت، رفاه اجتماعی ۰/۴ درصد کاهش می‌یابد.

همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، عدم تحقق کامل بودجه عمرانی و جاری دولت یکی دیگر از حقایق آشکار شده است که مشکلات اساسی در تحقق اهداف مورد نظر ایجاد می‌کند. در این بین، عدم تحقق کامل بودجه در بخش بودجه عمرانی در مقایسه با بودجه جاری کاملاً محسوس است. به نظر می‌رسد، علت این مسئله آن است که درآمدهای نفتی به عنوان منبع اصلی درآمد بودجه‌ای دولت، درآمد پرنوسانی است که با توجه به چسبندگی و الزام‌آور بودن بخش عمده‌ای از بودجه جاری دولت (به ویژه پرداخت حقوق و دستمزد در بخش دولتی)، رفتار مالی دولت در ایران به نحوی است که در مواجهه با کاهش درآمدهای نفتی، حجم مخارج عمرانی دولت کاهش می‌یابد. این مسئله منجر به انباشت طرح‌های عمرانی نیمه‌تمام شده و

کوتاه‌مدت و بلندمدت سیاست‌های مالی دولت و رفاه اجتماعی استفاده شد. بررسی نتایج تحقیق نشان داد به طور کلی، در کوتاه‌مدت مخارج جاری دولت با رفاه اقتصادی رابطه معکوس و مخارج عمرانی و رشد اقتصادی با رفاه اقتصادی رابطه مستقیم دارند. در بلندمدت متغیر مخارج جاری با رفاه اجتماعی رابطه مستقیم و متغیرهای مخارج عمرانی دولت و رشد اقتصادی با رفاه اجتماعی رابطه معکوس دارند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که متغیر رفاه اجتماعی هم به نوسانات کوتاه‌مدتی که متغیرهای مخارج جاری-عمرانی دولت و رشد اقتصادی تجربه می‌کنند و هم به انحرافات از روند تعادلی بلندمدت در دوره گذشته رفاه اجتماعی واکنش نشان می‌دهد که اولی وضعیت نوسانات تعادلی این متغیر را در کوتاه‌مدت و دومی وضعیت نوسانات تعادلی متغیر را در بلندمدت ترسیم می‌کند. همچنین بررسی بزرگی و شدت ضریب ECT، که سرعت تعدیلات را بیان می‌کند، نشان می‌دهد در هر سال ۲۳ درصد از عدم تعادل در رفاه اجتماعی در دوره بعد تعدیل می‌شود، لذا تعدیل به سمت تعادل نسبتاً به کندی صورت می‌گیرد.

برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از آزمون ARDL کرانه‌ای استفاده شده است. نظر به اینکه آماره  $F$  محاسباتی در تمام سطوح معنی‌داری بیرون دو کران  $I(0)$  و  $I(1)$  قرار گرفته است، یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل به تأیید رسید. به عبارت دیگر، تحت روش‌شناسی این پژوهش، نشان دادیم که در بلندمدت متغیر مخارج جاری با رفاه اجتماعی رابطه مستقیم و متغیرهای مخارج عمرانی دولت و رشد اقتصادی با رفاه اجتماعی رابطه معکوس دارند. بدیهی است که ترکیب نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت پژوهش حاضر می‌تواند دستورات سیاست‌گذاری مهمی را برای دست‌اندرکاران این حوزه از جامعه داشته باشد. به‌ویژه اینکه این نتایج با حقایق آشکار شده سیاست مالی دولت در ایران نیز سازگار است.

یکی از حقایق آشکار شده سیاست مالی دولت که اثر منفی بر رفاه اجتماعی به ویژه در بلندمدت دارد، طولانی شدن پروژه‌های عمرانی دولت است که این مسئله باعث افزایش هزینه تمام شده پروژه‌ها و از بین رفتن توجیه اقتصادی پروژه‌ها می‌شود. بنابراین حجم گسترده‌ای از طرح‌های عمرانی ملی به لحاظ میزان پیشرفت فیزیکی و دستیابی به برنامه زمانی مشخص شده در وضعیت مطلوبی نیستند و از این‌گذر، زیان‌های متعدد اقتصادی و اجتماعی بر بودجه و رفاه اقتصادی کشور تحمیل شده است. چنین باوری باعث قرار گرفتن در دام



با عنایت به نتایج حاصل از این تحقیق و با توجه به حقایق آشکار شده وضعیت سیاست مالی در اقتصاد ایران، به نظر می‌رسد، بازنگری و اصلاح در ترکیب بودجه جاری و عمرانی دولت و کاهش وابستگی بودجه دولت به درآمدهای پرنوسان نفتی، برنامه‌ریزی در راستای ارتقای بازده پروژه‌های عمرانی و کاهش سال‌های مورد نیاز برای اتمام پروژه عمرانی در کنار توجه کافی به کوچک‌سازی دولت در راستای کاهش سهم بودجه جاری دولت ضروری است.

موجب می‌شود تا اثربخشی بودجه عمرانی دولت در ایجاد زیرساخت‌های اساسی توسعه و تأمین رفاه جامعه به حداقل ممکن برسد. در واقع همان‌طور که در بخش حقایق آشکار شده در مبنای نظری تحقیق مورد بررسی قرار گرفت، افزایش میانگین وزنی مدت اجرای پروژه‌های عمرانی کشور به رقم بالای ۱۵/۴ سال نشان می‌دهد که حجم گسترده‌ای از طرح‌های عمرانی ملی به لحاظ میزان پیشرفت فیزیکی و دستیابی به برنامه زمانی مشخص شده در وضعیت مطلوبی نیستند و از این گذر، زیان‌های متعدد اقتصادی و اجتماعی بر بودجه و رفاه اقتصادی کشور تحمیل شده است.

## منابع

- ابراهیمی، بهنام؛ واعظ برزانی، محمد؛ دلالی اصفهانی، رحیم و فخار، مجید (۱۳۹۵). "مطالعه تجربی تأثیر توسعه کیفی نظام مالی بر رشد اقتصادی (مورد ایران)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۲، ۷۱-۸۴.
- دادگر، یداله (۱۳۹۲). "اقتصاد بخش عمومی". قم، انتشارات دانشگاه مفید، چاپ سوم.
- دادگر، یداله؛ شفیعی سردشت، جعفر و تازیکی‌نژاد، علی (۱۳۸۹). "مقایسه اجمالی خصوصیات رژیم‌های رفاهی". *فصلنامه علمی - پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال دهم، شماره ۳۶، ۹۱-۱۲۰.
- دادگر، یداله؛ نظری، روح‌اله و مهربانی، فاطمه (۱۳۸۷). "تأثیر سیاست‌های مالی و تکانه‌های قیمت بنزین بر توزیع درآمد و رفاه در ایران". *فصلنامه رفاه اجتماعی*، دوره ۷، شماره ۲۷، ۱۵۰-۱۲۹.
- شهپیکی‌تاش، محمدنبی؛ مولایی، صابر و شیوایی، الهام (۱۳۹۲). "سنجش کاردینالی رفاه و ارزیابی اثر متغیرهای کلان بر تغییرات رفاه در ایران بر مبنای رگرسیون فازی". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۱، شماره ۶۸، ۱۶۵-۱۸۲.
- Dagum, C. (1993). "The Social Welfare Bases of Gini and Other Inequality Measures". *Statistica*, 53, 3-30.
- Dasgupta, P., Sen, A. K. & Starett, D. (1970). "Notes on the Measurement of Inequality". *Journal of Economic Theory*, 6, 180-187.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for
- صیادی، محمد و بهرامی، جاوید (۱۳۹۴). "ارزیابی اثرات سیاست‌های سرمایه‌گذاری درآمد نفتی بر متغیرهای عملکرد اقتصادی در ایران، رهیافت DSGE". *فصلنامه اقتصاد انرژی ایران*، سال چهارم، شماره ۱۶، ۱۳۵-۸۵.
- محمدی، تیمور (۱۳۹۰). "خطاهای متداول در کاربرد مدل‌های سری زمانی: کاربرد نادرست مدل ARDL (مدل خودرگرسیون و توزیع با وقفه)". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۴۷، ۱۸۳-۱۶۳.
- معاونت نظارت راهبردی، دفتر نظارت بودجه (۱۳۹۲). "گزارش‌های نظارتی پروژه‌های عمرانی ملی: نظارت بر عملکرد، سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۸".
- مهدوی، روح‌الله (۱۳۹۵). "اثرات توزیع مجدد درآمد حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بر تقاضا و رفاه خانوارها با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۲، ۳۶-۲۱.
- مهربانی، وحید و نصیری‌اقدام، علی (۱۳۹۲). "نرخ مؤثر بهینه مالیات بر درآمد در اقتصاد ایران: کاربردی از رفاه اجتماعی رالزی". *فصلنامه رفاه اجتماعی*، دوره ۱۳، شماره ۴۹، ۱۸۷-۲۱۲.
- Banerjee, A., Dolado, J. J. & Mestre, R. (1992). "On Some Simple Test for Cointegration: Test Cost of Simplicity". *Bank of Spain Working Paper*, No, 9302.
- Dagum, C. (1990). "Relationship between Income Inequality Measures and Social Welfare Functions". *Journal of Econometrics*, 43, 91-102.

- Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). "Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing". *Econometrica*, 55, 251-276.
- Ferguson, C. E. (1972). "Macroeconomic Theory". *The Irwin Series*.
- Kakwani, N. C. (1984). "Welfare Ranking in Income Distribution, in Inequality, Measurement and Policy". *Advances in Econometrics*, JAI Press, Greenwich, Conn3, 253-282.
- Khurana, J. (2001). "Social Welfare Entitlement and the Role of Law: Guaranteeing Equality in Denmark and Canada". *Journal of Law and Social Policy*, 16, 23-62.
- Layard, P. & Walters, A. (1987). "Microeconomic Theory". NY, *McGraw-Hill*.
- Mukhopadhyaya, P. (2001). "Distribution of Income and Expansion of Education in Some East Asian Countries". *Journal of Interdisciplinary Economics*, 12, 327-357.
- Mukhopadhyaya, P. (2003). "Trends in Income Disparity and Equality Enhancing Education Policies in the Development Stages in Singapore". *International Journal of Educational Development*, 23(1), 37-56.
- Ouattara, B. (2004). "Foreign Aid and Fiscal Policy in Senegal, Mimeo". *University of Manchester, Manchester, UK*. 18, 1105-1122.
- Oueslati, W. (2015). "Growth and Welfare Effects of Environmental Tax Reform and Public Spending Policy". *Economic Modelling*, Elsevier, 45, 487-507.
- Pesaran, H. M., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Schneider, M. T. & Winkler, R. (2010). "Growth and Welfare under Endogenous Lifetime". *CER-ETH Economics Working Paper Series*, 110-137.
- Sen, A. K. (1973). "On Economic Equality". Oxford, UK, *Clarendon Press*, 1, 1-276.
- Sen, A. K. (1974). "Information Bases of Alternative Welfare Approaches". *Journal of Public Economics*, 3, 387-403.
- Sheshinski, E. (1972). "Relation between Social Welfare and the Gini Index of Inequality". *Journal of Economic Theory*, 4, 98-100.
- Shorrocks, A. F. (1983). "Ranking Income Distributions", *Economica*, 50, 3-17.
- Wood, G. & Gough, I. (2006). "A Comparative Welfare Regime Approach to Global Social Policy". *World Development*, 34, 1696-1712.
- Yitzhaki, S. (1979). "Relative Deprivation and the Gini Coefficient". *Quarterly Journal of Economics*, 93, 321-24.
- Zouhair, A. & Imen, M. (2012). "Economic Growth and Income Inequality: Empirical Evidence from North African Countries". *Asian Economic and Financial Review*, 2(1), 142-154.