فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۶ / شمارهٔ ۱ (پیاپی ۵۸)/ بهار ۱۴۰۱
صفحه ۲۸۱ تا ۳۰۸
(مقاله علمی)

بررسی رابطه آزادی اقتصادی و رفاه اجتماعی در ایران بر اساس شاخص آمارتیاسن از رفاه اجتماعی

محمد جواد مهدی‌زاده راینی [۱]
حمید محمدی [۲]
ماشالله سالارپور [۳]
سامان ضیایی [۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۱۴

چکیده

یکی از اهداف کلان اقتصادی کشورها، ایجاد شرایط لازم جهت ارتقای رفاه اجتماعی است. ازجمله عوامل مؤثر بر رفاه آزادی اقتصادی است. به این صورت که آزادی اقتصاد از طریق به‌کارگیری مجموعه‌ای از راه‌کارها به دنبال دست‌یابی به برخی اهداف است که از طریق این اهداف سطح رفاه افزایش یابد. این پژوهش با هدف بررسی رابطه آزادی اقتصادی و رفاه اجتماعی در ایران با استفاده از مدل خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) انجام گرفته است. پژوهش حاضر براساس داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۸۰ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که در اثر افزایش آزادی اقتصادی به میزان یک درصد، شاخص رفاه اجتماعی به میزان ۰/۱۰۵ درصد افزایش می‌یابد. و افزایش درآمد سرانه، شاخص رفاه اجتماعی را به میزان ۰/۱۴۲ درصد افزایش می‌دهد. اثر افزایش نرخ بیکاری به میزان یک درصد، شاخص رفاه اجتماعی به میزان ۰/۱۲۲- درصد کاهش می‌دهد. اثر افزایش میزان تحصیلات دانشگاهی به میزان یک درصد، افزایش ۰/۲۸۳ شاخص رفاه اجتماعی را به دنبال داشت. همچنین با افزایش جمعیت بالای ۶۵ سال شاخص رفاه اجتماعی به میزان ۰/۶۷۳- درصد کاهش می‌یابد. اثر افزایش اندازه دولت نیز شاخص رفاه اجتماعی را به میزان ۰/۴۲۷- کاهش می‌دهد. در نهایت اثر افزایش درآمدهای مالیاتی به میزان یک درصد، شاخص رفاه اجتماعی به میزان ۰/۳۶۱ درصد افزایش می‌یابد. با توجه به نتایج می‌توان گفت آزادی اقتصادی می‌تواند با از بین بردن محدودیت‌ها و محدودیت‌های مربوط به پیگیری‌های اقتصادی، شاخص رفاه اجتماعی و برابری را افزایش دهد.

واژه‌های کلیدی: آزادی اقتصادی، رفاه اجتماعی، الگوی ARDL، آمارتیاسن، ایران.
طبقه بندی JEL: I38, C22, C01

۱- گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل، ایران. Javadmehdizadeh55@gmail.com
۲- گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل، زابل، ایران. (نویسنده مسئول) hamidmohammadi1378@gmail.com
۳- گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل، زابل، ایران. hosssalarpour@gmail.com
۴- گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل، زابل، ایران. samanziaee@gmail.com

۱- مقدمه

مطالعات در مورد رابطه آزادی اقتصادی و دموکراسی با نابرابری درآمدی اغلب دوره‌های جداگانه‌ای را طی می‌کنند. در ادبیات آزادسازی، از لحاظ تئوریکی اغلب استدلال می‌شود که آزادی اقتصادی بیشتر با نابرابری بیشتر همراه است. با این وجود، یافته‌های تجربی در مورد تأثیر توزیع اقتصادی آزادی اقتصادی مبهم است (بنت و نیکولاف[1]، ۲۰۱۶). به همین ترتیب، در مطالعات دموکراسی، دانشمندان اقتصاد سیاسی غالباً از تأثیر مثبت دموکراسی بر توزیع درآمد حمایت می‌کنند، اما شواهد تجربی هنوز هم بی‌نتیجه هستند (آسمگولو و همکاران[2]، ۲۰۱۵). عدم قطعیت اقتصادی همچنان به مصیبت منافع ملی ما می‌رود، بحث و جدال پرشور در مورد سیر صحیح اقداماتی که باید برای پیشگویی از آنچه فاجعه اقتصادی قریب الوقوع است، انجام شود. از یک طرف، مخالفان سرسخت خواستار مداخله سختگیرانه دولت برای درست کردن اقتصاد هستند. آن‌ها ادعا می‌کنند که فقط از طریق جهت محوری می‌توان به سمت جامعه‌ای عادلانه‌تر و عادلانه‌تر پیش رفت. در سوی دیگر، صدای اعتراض برای آزادی اقتصادی بیشتر شنیده می‌شود. این استدلال معتقد است که آزادی اقتصادی توانایی را برای ارتقاء رشد اقتصادی و رونق فراهم می آورد. اختلافات بر میزان صحیح حاکمیت اقتصادی است که برای ارتقاء نتایج بهینه اقتصادی باید حاکم باشد. نحوه سنجش آزادی اقتصادی برای هرگونه مطالعه تجربی در مورد آزادی-های اجتماعی و اقتصادی ضروری است. خوشبختانه، استانداردهای مفید آزادی اقتصادی توسط مؤسسه فریزر، یک سازمان تحقیقاتی و آموزشی مستقل غیر انتفاعی با حکم اعلام شده "برای سنجش، مطالعه و ارتباط برقرار کردن تأثیر بازارهای رقابتی و مداخلات دولت بر رفاه افراد ایجاد شده است (وبستر[3]، ۲۰۱۳). چکاریولی[4] (۲۰۱۸) معتقد است امروزه، جهان از اهمیت آزادی اقتصادی برای دستیابی به توسعه پایدار اقتصادی آگاه است. در یک جامعه آزاد، مردم آزاد هستند که تصمیم بگیرند به دانشکده بروند یا ترک تحصیل کنند، سخت کار کنند یا استراحت بیشتری داشته باشند، برای بازنشستگی صرفه‌جویی کنند یا هر سکه‌ای را که ساخته‌اند صرف کنند. این گزینه‌ها مردم را به جایی هدایت می‌کند که در توزیع درآمد نقش دارند. بازار آزاد فرصتی برابر به همه می‌دهد تا در تلاش خود موفق شوند. سرمایه ، نیروی کار، مهارت‌های کارآفرینی و غیره به دنبال بالاترین بازده ممکن از اشتغال در بیشترین ارزش استفاده خود فقط در چارچوب بازار آزاد هستند. لیبرال‌ها بیشتر استدلال می‌کنند که بهترین راه رسیدن به سعادت، مسیر آزادی است، به این معنی که به افراد اجازه می‌دهند برای خودشان تصمیم بگیرند که چگونه می‌توانند به اهداف خود برسند. در عمل، هر کشوری روش منحصر به فرد خود را به سمت توسعه دارد که شامل عوامل مختلف فرهنگی، تاریخی یا اجتماعی است، اما ویژگی‌های اساسی دیگری نیز وجود دارد که برای همه آن‌ها مشترک است. به ملت‌هایی که دارای درجه آزادی اقتصادی بالاتری هستند نگاهی بیندازید، می‌فهمید که آن‌ها تمایل دارند تا بیشتر از دانش و توانایی همه افراد جامعه سرمایه‌گذاری کنند. آزادی اقتصادی رشد اقتصادی پویا را ایجاد می‌کند و با تخصیص کارآمد منابع، نوآوری را ارتقا می‌بخشد.

[1] Bennett & Nikolaev
[2] Acemoglu & et al.
[3] Webster
[4] Chkareuli

با کاهش تحریف در قیمت‌های نسبی و اجازه فعالیت‌هایی که با مزیت نسبی همراه باشد، رشد اقتصادی سریع‌تری ایجاد می‌کند. بهاگاتی و پاناگاریا[1] (۲۰۰۳) ادعا کردند که رشد اقتصادی پایدار بدون رشد سریع تجارت حاصل نمی‌شود، که این امر نیاز به کاهش موانع تجاری دارد. این ادعا مبتنی بر نتیجه جایگزین انحراف تجارت است که می‌تواند موجب سوء تفکیک منابع و اثرات منفی بر اقتصاد شود. بهاگاتی و پاناگاریا (۲۰۰۳) همچنین اظهار داشتند که در چهار دهه گذشته هیچ کشور نمونه‌ای از رشد سریع اقتصادی که دارای موانع بالا و غیر نزولی در تجارت است، وجود ندارد. بنابراین، باز بودن در تجارت بین‌الملل در یک مدل رگرسیون قرار گرفته است تا تأثیر مداخله دولت در تجارت بین‌المللی بر رشد اقتصادی را تعیین کند. این نتایج شواهد تجربی ارائه می‌دهد که فرضیه‌های فریدمن[2] صحیح است و به درک ما از روابط بین آزادی سیاسی، آزادی اقتصادی و رشد اقتصادی کمک می‌کند. نتایج همچنین نشان می‌دهد که کشورهایی که میزان بازشدگی بالاتری نسبت به تجارت بین الملل دارند، دارای سطح بالاتری از رشد اقتصادی هستند (بهاگاتی و پاناگاریا، ۲۰۰۳). آزادی اقتصادی مفهومی چند وجهی است که می‌تواند با توزیع درآمد در مراحل مختلف آزادی اقتصادی روابط متفاوتی داشته باشد. کوزنتس[3] (۱۹۵۵) فرض کرد که با رشد اقتصادی، نابرابری در توزیع درآمد در ابتدا با تغییر ساختاری افزایش می‌یابد و سپس در طولانی مدت، فراتر از یک نقطه خاص، کاهش می‌یابد. این گزاره که به عنوان فرضیه U معکوس شناخته می‌شود، ارتباطی بین آزادی اقتصادی و توزیع درآمد دارد. در مراحل اولیه آزادی اقتصادی، نابرابری درآمد به دلیل تخصیص بازار به نفع گروه های با درآمد بالا می‌تواند افزایش یابد، اما در مراحل بعدی آزادی اقتصادی، با افزایش درآمد و سطح زندگی به طور کلی بهبود می‌یابد، نابرابری درآمد می‌تواند سقوط کند. اگر درآمد گروه‌های کم درآمد با سرعتی بیشتر از سایر گروه‌های درآمدی رشد کند، آزادی اقتصادی بیشتر منجر به برابری بیشتر در توزیع درآمد خواهد شد (آپرگیس[4]، ۲۰۱۵).

سوالی که در این مقاله سعی شده است به آن پاسخ داده شود این است که آیا آزادی اقتصادی منجر به افزایش رفاه اجتماعی می‌شود؟ برای پاسخ به سوال تحقیق چارچوب مقاله به این صورت است که پس از مقدمه، مبانی نظری و در بخش سوم تصریح مدل و پس از آن برآورد مدل و در بخش پنجم بحث و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری

آزادی اقتصادی به معنای نزدیکی اقتصاد بازار و کاهش مداخله دولت در فعالیت‌های تولید، توزیع و مصرف است که ریشه آن به آغاز علم اقتصاد مدرن باز می‌گردد. نظریه‌های اقتصادی رایج در سال‌های اخیر، تعامل آزادانه افراد و بنگاه‌های اقتصادی را به عنوان بهترین راه تامین کارایی اقتصادی بر می‌شمارند. در این شرایط، با وجود آنکه برخی از صاحب‌نظران، آزادی اقتصادی را به حبابی تشبیه می‌کنند، امروزه اغلب اقتصاددانان به یک توافق

[1] Bhagwati & Panagariya
[2] Friedman
[3] Kuznets
[4] Apergis

جهانی در این موضوع رسیده‌اند که کامیابی اقتصادی در یک کشور (و همچنین در سطح جهان) منوط به تجارت آزاد، دسترسی به پول قوی، جریان بین‌المللی کالا، سرمایه و نیروی کار، تعیین قیمت‌ها در بازار آزاد و حمایت از حقوق مالکیت است که می‌توان همه این موارد را در چارچوب وسیعی تحت عنوان آزادی اقتصادی در نظر گرفت. اما باید توجه داشت که همانطور که مبانی تئوریک و مطالعات تجربی در این زمینه نشان می‌دهند، آزادی اقتصادی در ارتباط مستقیم با شاخص‌های اقتصادی و غیراقتصادی زیادی از قبیل توسعه اقتصادی، توسعه انسانی، رشد اقتصادی بخش‌های اقتصادی، فقر و توزیع درآمد، آزادی‌های سیاسی و مدنی قرار داشته و به طور جدی بر آن‌ها اثر می‌گذارد. در این میان آنچه باید در نظر داشت آن است که رشد اقتصادی همواره از مهم‌ترین شاخص‌های توسعه و پیشرفت اقتصادی در کشورهای مختلف بوده است و به همین علت، یکی از اصلی‌ترین و مهم‌ترین اهداف سیاستی مورد نظر سیاست‌گذاران و اقتصاددانان است (امیری و همکاران، ۱۳۹۷). بنیاد هریتیج آزادی اقتصادی را معیاری می‌داند که بر طبق آن افراد آزادند به تولید، توزیع و مصرف کالاها و خدمات بپردازند. به عقیده طراحان شاخص آزادی اقتصادی بنیاد هریتیج از آنجایی که آزادی اقتصادی به عنوان نبود الزام، فشار یا محدودیت در انتخاب عمل است و اقتصاد مرتبط با تولید، توزیع و مصرف کالاها و خدمات است از این رو می‌توان آزادی اقتصادی را به عنوان نبود تحمیل یا محدودیت بر تولید، توزیع و مصرف کالاها و خدمات تعبیر کرد (جوهانسون و همکاران، ۱۹۹۹). آزادسازی اقتصادی بخشی از سیاست‌های تعدیل ساختاری است که شامل مجموعه‌ای از اقدامات، به منظور کاهش مداخله دولت در بازارهای مالی، کالاها و خدمات، کار و بخش خارجی و در نهایت واگذاری آن به مکانیزم بازار است. اهم این اقدامات عبارتند از:

۱) آزادسازی تجارت خارجی و تعدیل انواع تعرفه‌های تجاری و محدودیت‌های مقداری؛
۲) کاهش کنترل قیمتی و واگذاری تعیین قیمت به نیروهای عرضه و تقاضای بازار؛
۳) آزادسازی نرخ سود پرداختی به سپرده‌های بانکی؛
۴) کاهش مداخلات دولت در بازارهای مالی؛
۵) گرایش به نظام ارزی شناور.

سیاست‌های آزادسازی اقتصاد به دنبال دست‌یابی به برخی اهداف می‌باشند که از اهم این اهداف می‌توان نیل به اشتغال کامل عوامل تولید، افزایش رشد اقتصادی، حصول به ثبات قیمت‌ها، موازنه تراز پرداخت‌ها، ارتقای رفاه اجتماعی اشاره نمود. نکته قابل توجه این است که آزادسازی با رهاسازی اقتصادی متفاوت است و هر جا سخن از آزادی اقتصادی است، منظور رهاسازی اقتصاد نیست، بلکه بایستی با فرآیند تعریف‌شده‌ای به سمت آزادسازی اقتصاد حرکت کرد. بنابراین با جمع‌بندی مفاهیم ارائه شده در خصوص آزادسازی اقتصادی، به نظر می‌رسد جوهره اصلی سیاست‌های آزادسازی اقتصادی حرکت به سوی اقتصاد بازار و رهایی از اقتصاد دولتی و متمرکز است. (مرزی علمداری و همکاران، ۱۳۹۶). در نتیجه‌ی آزادسازی تجاری، بنگاه‌ها مجبورند ساختار خود را تجدید کنند و بهره‌وری را افزایش دهند که سود آن‌ها را افزایش می‌دهد، به علاوه آزادسازی به کاهش هزینه‌های نهاده‌های وارداتی منجر می‌شود بنابراین مجددا سودآوری بنگاه افزایش می‌یابد. آزادسازی تجاری، وقتی بنگاه‌های داخلی را در معرض رقابت قرار می‌دهد، باعث نظم‌دهی آن‌ها شده و کارایی تمام بنگاه‌ها را افزایش می‌دهد و به

این ترتیب با افزایش بهره‌وری، صادرات آن‌ها نیز افزایش می‌یابد. تجارت باعث می‌شود که کشورهای در حال توسعه به کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای که برای جریان توسعه حیاتی و اساسی هستند، دسترسی پیدا کنند. اگر رشد ناشی از تجارت عرضه‌کننده محصولات جدید باشد، پس تجارت بوسیله فراهم کردن دسترسی به ستاده‌ها و نهاده‌های جدید، نقش مهمی را در رشد کشورها بازی می‌کند (امیری و همکاران، ۱۳۹۷).

از سویی تامین 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 تاکید بوده است. بی‌شک اغلب سیاست‌هایی که موجب رشد اقتصادی می‌گردد، در نهایت رفاه اجتماعی را افزایش می دهد (مهدوی، ۱۳۹۵). مفاهیم مختلفی از رفاه اجتماعی ارائه شده است که نخستین مفهوم تابع رفاه اجتماعی از ترجیحات توزیعی[1] برنامه‌ریز مرکزی اقتباس شده است. چنین تفسیری از تابع رفاه اجتماعی بیانگر برداشت برنامه‌ریز مرکزی از مطلوبیت هر مصرف کننده 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 مطلوب‌گرایان 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 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 تصمیم 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).

یکی دیگر از متغیرهای تاثیرگذار بر رفاه درآمد سرانه است. امروزه چه در سطح جهانی، چه در مقیاس بین کشورها و چه در سطح بین منطقه‌ای به درآمد توجه ویژه‌ای می‌شود. این موضوع در سال‌های اخیر جایگاه مهمی را در بحث‌های توسعه اقتصادی به خود اختصاص داده است. به همین علت توزیع متعادل درآمد به عنوان یکی از

[1] Distributive Preference

هدف‌های مهم دولت‌ها در سیاستگذاری‌های کلان اقتصادی می‌باشد. این مقوله می‌تواند بر روی متغیرهای اقتصادی و اجتماعی تأثیر بگذارد. همچنین، می‌تواند بر رشد اقتصادی از جهات گوناگونی تأثیر بگذارد. مسئله درآمد ابعاد گوناگونی دارد، اما آنچه به‌طور مستقیم مربوط به رفاه اجتماعی می‌شود، درآمد افراد و یا درآمد فردی است که در بسیاری از کشورها به عنوان یکی از مهم‌ترین مسائل سیاست عمومی مطرح می‌شود (پرهیزکاری و همکاران، ۱۳۹۳).

متغیر تاثیرگذار دیگر بر رفاه، نرخ بیکاری است. رفاه اجتماعی و متغیرهای کلان اقتصادی متقابلاً روی هم تاثیر دارند و دو روی یک سکه‌اند و رابطه‌شان غیرقابل تردید است. رفاه اجتماعی با نرخ بیکاری رابطه معکوس دارد، یعنی هر چقدر نرخ بیکاری در جامعه بالاتر باشد رفاه اجتماعی حداقلی، یعنی دسترسی افراد به نیازهای اساسی مانند غذا، پوشاک، مسکن و آموزش و بهداشت، بدتر است، چون فرد درآمدهای ناشی از کار کردن و شغل ندارد، که خودش ابزار مهمی برای دسترسی به فرصت‌ها برای رفع نیازهای اساسی است. هم نرخ بیکاری در رفاه اجتماعی به معنی حداکثری‌اش، هم کار نقش تعیین‌کننده در تحرک اجتماعی افراد دارد و این را تحقیقات زیادی نشان داده‌اند (مهینی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۸).

تحصیلات دانشگاهی و سطح سواد متغیر تاثیرگذار دیگر بر رفاه است. افزایش سطح سواد امکان اشتغال را برای فرد افزایش داده و با توجه به تفاوت دستمزد افراد ماهر و غیرماهر، موجب افزایش درآمد می‌گردد. تحصیلات و آموزش نه تنها سبب ارتقای رشد و کارایی است، بلکه نابرابری و آثار زمینه‌های نامساعد را کاهش می‌دهد. لذا بر اساس نظریه‌های اقتصاد خرد، از آنجا که نیروی کار دستمزدی متناسب با بهره‌وری نهایی خود دریافت می‌کند و آموزش نیز مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده کارایی و بهره‌وری کار است، هر چه سطح آموزش فرد بالاتر باشد، درآمد نسبی او نیز بیشتر خواهد بود. به این ترتیب، قشر فقیر و محروم جامعه با کسب آموزش بیشتر، می‌توانند از بند فقر رهایی یابند و در نتیجه میزان رفاه نیز افزایش یابد (فرهمند و همکاران، ۱۳۹۲).

۳- پیشینه تحقیق

برگرن[1] (۱۹۹۹) در مطالعه خود به این نتیجه رسید که افزایش آزادی اقتصادی منجر به کاهش مالیات، کاهش مقررات و رشد اقتصادی بالاتر می‌شود. اسکالی[2] (۲۰۰۲) نقش آزادی اقتصادی در توزیع درآمد برای یک نمونه تلفیقی از ۲۶ کشور جهان مورد بررسی قرار داد. نتایج مطالعه وی نشان داد که آزادی اقتصادی با وجود یک تجارت حاشیه‌ای بین رشد و نابرابری درآمد منجر به برابری بیشتر می‌شود. کارتر[3] (۲۰۰۶) در مطالعه خود به این نتیجه رسید که سطوح بالاتر آزادی اقتصادی می‌تواند برابری درآمد را با گسترش چشم‌انداز درآمدزایی افزایش دهد، و با کاهش فرصت‌های توزیع مجدد درآمد، برابری را کاهش می‌دهد. کلارک و لاوسون[4] (۲۰۰۸) نقش سیاست مالیاتی در توزیع درآمد را بررسی کرد و دریافت که نابرابری درآمدی با افزایش مالیات کاهش

[1] Berggren
[2] Scully
[3] Carter
[4] Clark & Lawson

می‌یابد. بنت و ودر[1] (۲۰۱۳) رابطه پویا بین آزادی اقتصادی و نابرابری درآمدی را در ایالات متحده بررسی کردند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که افزایش آزادی اقتصادی با نابرابری کمتر درآمد همراه است. با این حال، آن‌ها همچنین شواهد حمایتی مبنی بر اینکه رابطه به سطح اولیه آزادی اقتصادی بستگی دارد، ارائه می‌دهند که دلالت بر این دارد که ممکن است یک رابطه U شکل معکوس با نقطه عطف مشخص شود. آشبی و سوبل[2] (۲۰۰۸) ارتباط بین آزادی اقتصادی و توزیع درآمد را در ایالات متحده آمریکا با استفاده از شاخص آزادی اقتصادی آمریکای شمالی (EFNA)، که توسط کارابجوویچ و مک‌ماهون[3] (۲۰۰۵) معرفی شده است، بررسی کرد. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که افزایش آزادی اقتصادی نابرابری کمتر را به دنبال دارد. آپرگیس و همکاران[4] (۲۰۱۳) رابطه بین نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی را در ایالات متحده بررسی کردند. یافته‌های آن‌ها علیت دو طرفه بین آزادی اقتصادی و نابرابری درآمد را در کوتاه مدت و درازمدت اثبات می‌کند. مولر[5] (۲۰۰۲) در مطالعه خود به این نتیجه رسید که نابرابری توزیع درآمد با سطح تحصیلات افراد جامعه رابطه عکس دارد. نتایج حاکی از آن بود که هر چه سطح تحصیلات افراد جامعه‌ای افزایش یابد، به دلیل افزایش توانایی در کسب درآمد، نابرابری توزیع درآمد کاهش می‌یابد. ژنگ[6] (۲۰۱۱) نیز به بررسی تجربی اثر سالمندی جمعیت بر توزیع درآمد در مناطق روستایی کشور چین، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، در سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۶ پرداخت. نتایج نشان داد که سیاست تک فرزندی از سوی دولت چین سبب بروز سالمندی جمعیت و کاهش جمعیت جوان در سال‌های آتی می‌شود، بنابراین کاهش نیروی کار جوان و گسترش صنعت موجب نیاز بالاتر رفتن سن بازنشستگی شده است و نابرابری توزیع درآمد را بین مناطق شهری و روستایی افزایش می‌دهد. کفایی و درستکار (۱۳۸۶) در مطالعه خود تحت عنوان تاثیر آموزش رسمی بر توزیع درآمد ایران به این نتیجه رسید که افزایش سطح سواد باعث بهبود توزیع درآمد می‌گردد ولی تشدید پراکندگی سواد، توزیع درآمد را بدتر می‌کند، بنابراین سطح (متوسط) بالاتر سواد و اختلاف یا پراکندگی (انحراف معیار) کمتر آن (هر دو) توزیع درآمد جامعه را بهبود می‌بخشد. اله‌رضایی و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه خود تحت عنوان تاثیر اندازه دولت بر توزیع درآمد در ایران به این نتیجه رسیدند که افزایش اندازه دولت، نرخ تورم و رشد اقتصادی باعث بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود. دل‌انگیزان و همکاران (۱۳۹۶) مطالعه‌ای با عنوان تأثیر کیفیت حکمرانی، نرخ شهرنشینی و آزادی اقتصادی بر نابرابری درآمدی انجام دادند. نتایج حاکی از آن بود که در کشورهای با درآمد بالا متغیرهای کیفیت حکمرانی، شاخص آزادی اقتصادی، تولید ناخالص داخلی و نرخ شهرنشینی تأثیر منفی و معناداری بر نابرابری درآمدی دارند و نرخ تورم رابطه مثبت و معناداری با نابرابری درآمدی در این گروه کشورها دارد. در کشورهای با درآمد پایین متغیرهای کیفیت حکمرانی، شاخص آزادی اقتصادی و تولید ناخالص داخلی رابطه منفی با نابرابری درآمدی دارند. همچنین نرخ تورم و نرخ شهرنشینی رابطه مثبت و معناداری با نابرابری درآمدی دارد. ابونوری و همکاران (۱۳۹۶)

[1] Bennett & Vedder
[2] Ashby & Sobel
[3] Karabegovic & McMahon
[4] Apergis & et al
[5] Muller
[6] Zhong

در مطالعه خود تحت عنوان ارتباط میان بیکاری، توزیع درآمد و تقاضای مؤثر در ایران: رهیافت SVAR پساکینزی به این نتیجه رسید که افزایش انباشت سرمایه و افزایش استفاده از ظرفیت‌های موجود (متغیرهای بازار کالا) می‌تواند باعث کاهش معنادار در بیکاری گردد؛ یعنی طبق نظریه پساکینزین‌ها، بیکاری در ایران تقاضا محور است. در مقابل بازتوزیع درآمد به نفع سود (تغییر مزد واقعی در بازار کار) می‌تواند به طور مستقیم (طبق دیدگاه اقتصاددانان نئوکلاسیک)، به علت جانشینی بین کار و سرمایه یا به صورت نامستقیم، از مسیر افزایش انباشت سرمایه و یا افزایش استفاده از ظرفیت‌های موجود، موجب کاهش بیکاری گردد. کریمی و دورباش (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم بر توزیع درآمد با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته پرداختند. برآورد نتایج نشان داد که مالیات‌های مستقیم با ضریب جینی رابطه مثبت دارد؛ بدین معنی که وضعیت توزیع درآمد بدتر می‌شود و رابطه مالیات‌های غیرمستقیم با ضریب جینی منفی است، یعنی وضعیت توزیع درآمد بهتر است؛ که این نتیجه بر لزوم توجه به مالیات های غیرمستقیم تأکید دارد. از سوی دیگر تولید ناخالص داخلی دارای اثری منفی و معنادار بر نابرابری درآمد است. همچنین اثر شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی با توزیع درآمد، اثر مثبت و معناداری است. مهینی‌زاده و همکاران (۱۳۹۸) مطالعه‌ای با عنوان تأثیر تغییرات ساختاری بر رفاه اقتصادی در ایران، رهیافت مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر انجام دادند. نتایج تمام سناریوها حاکی از تأثیر منفی تغییرات ساختاری در قالب متغیر اشتغال بر سطح رفاه اقتصادی بود. هاشمی (۱۳۹۶) پژوهشی تحت عنوان مطالعه تطبیقی تاثیر آزادی اقتصادی بر کسری بودجه در ایران انجام داد. نتایج نشان داد که رابطه معنی‌دار و معکوس بین درجه آزادی اقتصادی و کسری بودجه، برای کشورهای ناآزاد و آزاد اقتصادی می باشد. همچنین میانگین نسبت کسری بودجه در کشورهای ازاد کمتر از کشورهای ناازاد اقتصادی می‌باشد.

کریمی و همکاران (۱۳۹۳) مطالعه‌ای با عنوان ارزیابی هزینه رفاهی ناشی از اثرات افزایش نرخ ارز و قیمت حامل‌های انرژی بر هزینه‌های رفاهی مصرف‌کننده در ایران انجام دادند. نتایج نشان داد که افزایش در نرخ ارز و به تبع آن قیمت بنزین وارداتی براساس سناریوی اول قیمتی منجر به کاهش ۰/۰۶ درصدی رفاه مصرف‌کنندگان در جامعه می‌شود و برای جبران درآمد افراد جامعه در راستای نیل به سطح رفاه اولیه در سناریوی بایستی سالانه مبلغ ۵۹ هزار ریال به هر خانوار پرداخت شود.

با عنایت به بررسی مطالعات فوق به نظر می‌رسد، خلاء انجام مطالعه‌ای در خصوص بررسی رابطه آزادی اقتصادی و رفاه اجتماعی بر اساس شاخص آمارتیاسن در ایران از رفاه اجتماعی احساس می‌شود. از جمله نوآوری این تحقیق استفاده از تبدیل آمارتیاسن در تعیین رفاه است که به دلیل برخورداری این روش از مبانی نظری قوی و معرفی مفاهیم اصلی(آکسیوم) رفاه، می‌توان به برآورد حاصله از رفاه جامعه با دقت بیشتری تکیه کرد.

۴- تصریح مدل

در این قسمت به صورت مختصر روش‌شناسی اتخاذ شده در این مقاله مورد بحث قرار می‌گیرد که شامل دو قسمت است؛ در قسمت اول به رهیافت سن (۱۹۷۳) پیرامون نحوه محاسبه رفاه اجتماعی اشاره خواهد شد و در قسمت دوم جهت بررسی سوال تحقیق که همان ارتباط میان قیمت نفت و رفاه اجتماعی می‌باشد، از رهیافت

ARDL استفاده شد. 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 نقطه نظرات متفاوت و بعضا متضادی داشته‌اند. در تحقیق حاضر برای محاسبه متغیری که بتواند تداعی‌گر رفاه اقتصادی باشد از مطالعات آمارتیاسن کمک گرفته شده است. ایده اصلی در رهیافت وی این است که از نابرابری درآمد در یک اقتصاد به رفاه اجتماعی در جامعه دست می‌یابد.

توابع رفاه اجتماعی با معیارهای مختلفی توسط داسگوپتا و همکاران[۱] (۱۹۷۰)، ششینسکی[۲] (۱۹۷۲)، سن[۳] (۱۹۷۴)، یتژهاکی[۴] (۱۹۷۹)، شوروکز[۵] (۱۹۸۳)، کاکوانی[۶] (۱۹۸۴)، داگوم[۷] (۱۹۹۰)، ماخاپدهی[۸] (۲۰۰۱) و سایرین مطرح شده است، اما تابع رفاه آمارتیاسن به دلیل مبانی نظری قوی و معرفی آکسیوم‌های رفاه اهمیت بسیار بیشتری در ادبیات موضوع یافته است. آمارتیاسن تابع رفاه اجتماعی را به صورت تابعی از مطلوبیت‌های افراد تعریف می‌کند که ناشی از موقعیت‌های اجتماعی اشخاص است:

$$S(x) = S\left[u_1(x_1), u_2(x_2), ..., u_n(x_n)\right] \qquad (۱)$$

که تابع S متقارن و u اکیدا 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:

$$W(x) = \int S(x) f(x) dx \qquad (۲)$$

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

$$W = W(S, \theta)\{\forall x_i \in S | \theta = \theta(x_1, x_2, ..., x_n)\}$$
$$\frac{\partial W}{\partial S} \succ 0; \frac{\partial W}{\partial \theta} \prec 0 \qquad (۳)$$

سن بیان می‌کند که θ می‌تواند بیانگر توزیع درآمد بین افراد جامعه باشد. تحت چند آکسیومی(موضوعی)، چنین تابعی می‌تواند شاخصی برای اندازه‌گیری رفاه اجتماعی باشد چرا که متضمن شرط پارتو است. به عبارت دیگر سن برای اولین با 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 θ را به گونه‌ای تعیین کنند که

[1] Dasgupta & et al.
[2] Sheshinski
[3] Sen
[4] Yitzhaki
[5] Shorrocks
[6] Kakwani
[7] Dagum
[8] Mukhopadhaya

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 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 نسبت بهزمان مشتق بگیریم:

(۴)

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

که در این رابطه $(1-G)\frac{\partial G}{\partial t}$ جزء کارایی پارتو و $\mu\frac{\partial G}{\partial t}$ جزء توزیع درآمدی است.
سن (۱۹۷۳) 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 μ مرتبط می‌سازد. یک انتخاب بدیهی برای نیل به این هدف، هنگامی که شاخص I مقادیر بین صفر و یک را اتخاذ می‌کند، تعامل میان μ و (۱-I) در شکل ضربی است. به عبارت دیگر تابع رفاه همگن اجتماعی را می‌توان به شکل زیر تعریف کرد:

$$W=\mu\,(1-I) \qquad (۵)$$

این تبدیل کاملا طبیعی است و از تابع رفاه اجتماعی یک تفسیر شهودی دارد و اینکه متوسط درآمدهای متفاوت (μ) به وسیله مقدار نابرابری (۱-I) به سمت پایین اصلاح شده است و قابلیت نمایش رفاه اجتماعی را دارد.
به مانند بسیاری از یادداشت‌ها با پیروی از تابع رفاه اجتماعی آمارتیاسن، در این مقاله برای محاسبه رفاه اجتماعی در دوره زمانی مورد مطالعه، به جای μ از تولید ناخالص داخلی سرانه و به جای I از شاخص ضریب جینی استفاده و معادله را به شکل زیر بازنویسی می‌کنیم:

(۶)

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

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 مواد و روش‌ها به توضیح روش ARDL اختصاص دارد. بکارگیری تکنیک‌های سنجی، مبتنی بر فرض ساکن پذیری متغیرهای سری زمانی است. بر اساس این فرض میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان ثابت و مستقل از زمان بوده و کوواریانس بین هر دو متغیر از سری زمانی نیز تابعی از زمان نمی‌باشد. اکثر بررسی‌های انجام گرفته موید این مطلب است که در بسیاری از موارد متغیرهای سری‌های زمانی وابسته به زمان بوده و غیر ساکن می‌باشند، لذا آماره‌ها t و f حاصله گمراه کننده بوده و در حالت کلی نتایج بدست آمده از رگرسیون نادرست و غیر قابل اطمینان می‌باشند. در چنین شرایطی بایستی از روش جدید هم جمعی به منظور آزمون وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها و تخمین پارامتر های مربوطه استفاده نمود. یک راه متداول و ساده برای تبدیل یک سری غیر ساکن به ساکن به دست آوردن تفاضل اول ارقام سری غیر ساکن می‌باشد. معمولا تفاضل‌گیری اول، یک یا چند بار، یک سری غیر ساکن را به ساکن تبدیل می‌نماید. به یک سری غیر ساکن که با d بار تفاضل‌گیری اول به یک سری ساکن تبدیل شود هم جمع از درجه d گفته می شود و به I(d) نمایش داده می شود. دو آزمون دیکی فولر (DF) و دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) از رایج ترین آزمون های تعیین درجه همگرایی سری های غیر ساکن می باشند. برای آزمون ساکن پذیری سری های مورد مطالعه ازآماره، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است (نوفرستی، ۱۳۸۹).

برای تخمین رابطه‌های قسمت ساختار الگو، از روش الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده یا ARDL استفاده می‌شود. این روش یکی از الگوهای پویای متناسب با رابطه ایستای بلند مدت است که برآوردهای به نسبت بدون تورش از ضرایب بلند مدت به دست می‌دهد. برخلاف سایر تکنیک‌های رایج در روش تحلیل هم انباشتگی، همانند روش انگل گرنجر، در این مدل از ابتدا نیازی به آگاهی از درجه انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه نیست. ضمن این که روش ARDL قادر به برآورد هم زمان ضرایب بلند مدت و کوتاه مدت و تعیین جهت علیت بین متغیرهای الگوست. یک الگوی ARDL $(P,q_1, q_2, \ldots, q_k)$ در شکل ساده به صورت زیر نشان داده می شود.

(۷)

$$\alpha(L,P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{K} I_i(L,q_i)X_{it} + \delta W_t + \mu_t$$

که در آن α_0 مقدار ثابت، Y_t متغیر وابسته و L عملگر وقفه است. W_t برداری از متغیرهای قطعی (غیر تصادفی)، نظیر عرض از مبدا، متغیر روند، متغیر مجازی و یا متغیر های برون زا با وقفه های ثابت است. P تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته و q_i تعداد وقفه های به کار رفته برای متغیرهای مستقل یا X_{it} است. همچنین در الگوی بالا:

(۸)

$$\alpha(L,P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \ldots - -\alpha_p L^p$$
$$\beta_i(L,q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \ldots - -\beta_{iq} L^q i = 1,2,\ldots,k$$

تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از ضوابط آکائیک، شوارتزبیزین و حنان کوئین تعیین کرد.

در بلند مدت $Y_t = Y_{t-1} = ... = Y_{t-p}$ و $X_{it} = X_{it\bullet 1} = ... = X_{it-q}$ است، که Y_{t-p} بیانگر وقفه Pام از متغیر Y است و X_{it-q} بیانگر وقفه qام از متغیر X، iام است. بدین ترتیب معادله بلند مدت برای الگوی ARDL به صورت زیر بیان می‌شود:

(۹)

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{K} \theta_i X_i + \gamma W_t + V_t$$

که در این رابطه :

(۱۰)

$$\alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1,P)}$$

$$\gamma = \frac{\delta}{\alpha(1,P)}$$

$$\theta_i = \frac{\beta_i(1,q)}{\alpha(1,P)} = \frac{\sum_{j=1}^{q} \beta_{ij}}{\alpha(1,p)}$$

$$V_t = \frac{\mu_t}{\alpha(1,P)}$$

نرم افزار *Eviews* مدل فوق را بر اساس *OLS* و به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می‌کند. حداکثر تعداد وقفه‌ها (m) توسط محقق تعیین شده و k بیانگر متغیرهای توضیحی در مدل می‌باشد که بر اساس یکی از ضوابط آکائیک یا شوارتزبیزین یکی از رگرسیون های فوق انتخاب می‌شود. چنانچه مجموعه ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیرهای وابسته کوچک‌تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلند مدت گرایش خواهد یافت. بنابراین برای آزمون هم جمعی لازم است آزمون فرضیه زیر صورت گیرد.

(۱۱)

$$H_0 : \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 \prec 0$$

آماره مورد نظر برای آزمون فرضیه فوق (به عنوان آماره t) به صورت زیر است:

(۱۲)

$$t = \frac{(\sum_{i=1}^{p} \alpha_i) - 1}{\sum_{i=1}^{p} s_i \alpha_i}$$

که مقدار آماره فوق با کمیت بحرانی ارایه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر مقایسه شده و اگر مقدار آماره فوق از کمیت بحرانی بیشتر باشد فرضیه H_0 رد شده و در نتیجه این قضیه به اثبات می‌رسد که الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلند مدت گرایش خواهد یافت (رهبر و رباطی، ۱۳۸۹). در صورتی که در مرحله اول روش *ARDL*، وجود رابطه بلند مدت تایید شود. در مرحله دوم، دو گام دیگر برای تخمین الگوی *ARDL* طی می‌شود. در اولین گام تعداد وقفه‌های الگوی *ARDL*، براساس یکی از معیارهای آکائیک، شوارتزبیزین و حنان کوئین تعیین می‌شود و در گام دوم، الگوی انتخاب شده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود.

وقتی دو متغیر همجمع هستند یک رابطه تعادل بلند مدت بین آن‌ها وجود دارد. البته در کوتاه مدت ممکن است عدم تعادل‌هایی وجود داشته باشد. در این صورت می توان جمله خطای رابطه زیر را به عنوان خطای تعادل تلقی کرد.

(۱۳)

$$y_t = BX_t + U_t$$
$$U_t = y_t - BX_t$$

اکنون می توان این خطا را برای پیوند دادن رفتار کوتاه مدت y_t با مقدار تعادلی بلند مدت آن مورد استفاده قرار داد. برای این منظور می‌توان الگویی به صورت زیر تنظیم کرد.

(۱۴)

$$\Delta y_t = \alpha_0 \alpha\alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 U_{t-1} + e_t$$

$$e_t \sim N(0,\sigma^2)$$

الگوی فوق به الگوی تصحیح خطا (*ECM*) معروف است. که در آن تغییرات در y_t به خطای تعادل دوره قبل ارتباط داده شده است. روش کار بدین صورت است که پارامترهای الگوی بلند مدت از طریق *ARDL* برآورد می‌شود، سپس جمله تصحیح خطا که همان خطای رگرسیون الگوی ایستای بلند مدت است با یک وقفه به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در الگوی *ECM* مورد استفاده قرار می‌گیرد. ضریب *ECM* سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می‌دهد و انتظار می‌رود از نظر علامتی منفی باشد (رهبر و رباطی، ۱۳۸۹).

بنابراین به منظور بررسی بررسی اثرات آزادی اقتصادی بر شاخص رفاه اجتماعی در ایران مبتنی بر رویکرد آمارتیاسن از رابطه زیر استفاده می‌شود. لازم به ذکر است که متغیرهای مستقل به کار رفته در مدل بر اساس مدل آپرگیس (۲۰۱۵) می‌باشد.

(۱۵)

$$\ln CEN_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln EFI_t + \alpha_2 \ln CAPY_t + \alpha_3 \ln U_t + \alpha_4 \ln COL_t + \alpha_5 \ln POP65_t + \alpha_6 \ln SIZE + \alpha_7 \ln TAX\varepsilon_t$$

متغیرهای به کار رفته در این تحقیق عبارتند از :

ln:در ابتدای هر متغیر نشان دهنده لگاریتم‌گیری از آن متغیر است.

$\ln CEN$: لگاریتم شاخص رفاه اجتماعی (یا رفاه خانوار) سن؛

Ln EFI: لگاریتم شاخص آزادی اقتصادی؛ این متغیر از میانگین وزنی شاخص‌های زیر به دست آمده است: آزادی کسب و کار (*BF*)، آزادی تجاری (*TF*)، آزادی مالیاتی (*FF*)، آزادی دولت (*Gs*)، آزادی پولی (*MF*)، آزادی سرمایه‌گذاری (*IF*)، آزادی مالی (*FMF*)، آزادی حقوق مالکیت (*Pr*)، آزادی جلوگیری از فساد (*FFC*) و آزادی نیروی کار (*LF*).

Ln CAPY: لگاریتم درآمد سرانه (نشان‌دهنده سطح توسعه کشور است که از نسبت تولید ناخالص داخلی به جمعیت به دست آمده است) (کارتر[1]، ۲۰۰۶)؛

Ln U: لگاریتم نرخ بیکاری؛

Ln COL: لگاریتم میزان تحصیلات دانشگاهی جهت سنجش سواد (کارتر، ۲۰۰۶)؛

Ln POP65: لگاریتم میزان جمعیت بالای ۶۵ سال که نشان دهنده میزان مخارج رفاهی است (کارتر، ۲۰۰۶)؛

Ln SIZE: اندازه دولت (سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی) (دیویس[2]، ۲۰۰۹)؛

Ln TAX: درآمدهای مالیاتی دولت.

۵- نتایج برآورد مدل

۵-۱- آزمون ساکن پذیری متغیرها(ریشه واحد)

جداول ۴،۳،۲،۱ نتایج حاصل از آزمون ساکن پذیری متغیرها را با استفاده از روش دیکی-فولر تعمیم یافته را نشان می‌دهند. نتایج آزمون بر روی متغیرهای مدل در سطح و در حالت با عرض از مبدأ و روند، در جدول ۱ و ۲ آمده است. از میان کلیه متغیرهای مدل، متغیرهای آزادی اقتصادی، میزان جمعیت بالای ۶۵ سال و اندازه دولت در سطح ساکن می‌باشند.

همان‌طور که در جدول‌های۴،۳،۲،۱ مشاهده می‌شود قدر مطلق آماره دیکی-فولر تعمیم یافته محاسبه شده برای متغیرهای آزادی اقتصادی، میزان جمعیت بالای ۶۵ سال و اندازه دولت در سطح و روند، از قدرمطلق مقادیر بحرانی جدول بزرگ‌تر است و برای متغیرهای درآمد سرانه،نرخ بیکاری، تحصیلات دانشگاهی و درآمدهای مالیاتی این آماره بعد از یک بار تفاضل‌گیری بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی می‌شود؛ در نتیجه ساکن بودن متغیرها به اثبات می‌رسد و متغیر رفاه اجتماعی با دو بار تفاضل گیری ساکن می‌شود.

[1] Carter
[2] Davies

جدول ۱- نتایج آزمون ساکن پذیری متغیرها در سطح و با عرض از مبدأ (متغیرها به صورت لگاریتمی می‌باشند)

نام متغیر	آماره آزمون	نتیجه آزمون
رفاه اجتماعی	-۱/۷۷	غیرساکن
آزادی اقتصادی	-۴/۶۶	ساکن
درآمد سرانه	-۱/۳۹	غیرساکن
نرخ بیکاری	-۰/۵۹	غیرساکن
تحصیلات دانشگاهی	۳/۱۲	غیرساکن
میزان جمعیت بالای ۶۵ سال	-۳/۹۱	ساکن
اندازه دولت	-۳/۵۶	ساکن
درآمدهای مالیاتی	-۱/۲۹	غیر ساکن
مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد -۳/۵۷		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۲- نتایج آزمون ساکن پذیری متغیرها در سطح و با عرض از مبدأ و روند

نام متغیر	آماره آزمون	نتیجه آزمون
رفاه اجتماعی	-۲/۲۲	غیرساکن
آزادی اقتصادی	۴/۴۱	ساکن
درآمد سرانه	-۲/۱۸	غیرساکن
نرخ بیکاری	-۰/۸۸	غیرساکن
تحصیلات دانشگاهی	۰/۲۵	غیرساکن
میزان جمعیت بالای ۶۵ سال	-۳/۱۱	ساکن
اندازه دولت	-۳/۴۹	ساکن
درآمدهای مالیاتی	-۰/۶۹	غیرساکن
مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد -۲/۹۷		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۳ نشان می‌دهد متغیرهایی که در سطح ساکن نبوده‌اند، با تفاضل‌گیری مرتبه اول از این متغیرها ساکن شده‌اند.

جدول ۳- نتایج آزمون ساکن پذیری متغیرها در تفاضل مرتبه اول و با عرض از مبدأ

نام متغیر	آماره آزمون	نتیجه آزمون
رفاه اجتماعی	-۱/۵۰	غیرساکن
درآمد سرانه	-۴/۷۰	ساکن
نرخ بیکاری	-۳/۴۴	ساکن
تحصیلات دانشگاهی	-۴/۹۰	ساکن
درآمدهای مالیاتی	-۳/۳۸	ساکن
مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد -۲/۹۷		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۴- نتایج آزمون ساکن پذیری متغیرها در تفاضل مرتبه دوم و با عرض از مبدأ

نام متغیر	آماره آزمون	نتیجه آزمون
رفاه اجتماعی	-۴/۶۱	ساکن
مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد ۳/۵۸-		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵-۲- آزمون شکست ساختاری

به دلیل وجود شوک در اقتصاد ایران ممکن است متغیرها ساکن نباشند بنابراین در سال‌هایی که شکست ساختاری رخ داده، می‌تواند در عرض از مبدأ تابع روند، شیب تابع روند یا هم عرض از مبدأ و هم شیب تابع روند تغییر ایجاد نماید. برای انجام آزمون شکست ساختاری از آزمون پرون[1] استفاده شده است. وضعیت متغیرها این امکان را فراهم می‌کند که بتوان به تغییر در هر یک از حالات ممکنه پی برد در صورتی که قدرمطلق $t_{\hat{p}}$ محاسباتی از $t_{\hat{p}}$ جدول بیشتر باشد آنگاه شکست ساختاری، علت ساکن نبودن متغیر مورد بررسی می‌باشد. نتایج حاصل از انجام آزمون شکست ساختاری که موجب تغییر در عرض از مبدأ تابع روند می‌شود در جدول ۵، آمده است.

جدول ۵- نتایج آزمون شکست ساختاری در حالت تغییر در عرض از مبدأ تابع روند

متغیرها	λ	محاسباتی $t_{\hat{p}}$	جدول $t_{\hat{p}}$	نتیجه
رفاه اجتماعی	۰/۲	-۱/۶۱	-۳/۷۸	غیر ساکن
درآمد سرانه	۰/۱	-۲/۱۰	-۳/۶۸	غیر ساکن
نرخ بیکاری	۰/۱	-۱/۷۷	-۳/۷۸	غیر ساکن
تحصیلات دانشگاهی	۰/۱	-۱/۱۹	-۳/۶۸	غیر ساکن
درآمدهای مالیاتی	۰/۲	-۳/۱۲	-۳/۷۸	غیر ساکن

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون شکست ساختاری در حالت عرض از مبدأ تابع روند می‌توان بیان کرد که شکست ساختاری علت ساکن نبودن متغیرها نمی‌باشد بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان رد کرد. سپس آزمون شکست ساختاری با تغییر در شیب و عرض از مبدأ تابع روند انجام می‌شود که نتایج آن در جدول ۶، آمده است.

[1] -Perron

جدول ۶- نتایج آزمون شکست ساختاری در حالت تغییر در عرض از مبدأ و شیب تابع روند

متغیرها	λ	محاسباتی $t_{\hat{p}}$	جدول $t_{\hat{p}}$	نتیجه
رفاه اجتماعی	۰/۲	-۲/۱۱	-۳/۹۹	غیر ساکن
درآمد سرانه	۰/۱	-۲/۶۰	-۳/۹۹	غیر ساکن
نرخ بیکاری	۰/۱	-۱/۴۴	-۳/۷۵	غیر ساکن
تحصیلات دانشگاهی	۰/۱	-۱/۳۸	-۳/۹۹	غیر ساکن
درآمدهای مالیاتی	۰/۲	-۳/۰۵	-۳/۷۵	غیر ساکن

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به کوچک‌تر بودن قدرمطلق $t_{\hat{p}}$ محاسباتی از $t_{\hat{p}}$ جدول می‌توان بیان کرد که شکست ساختاری، علت ساکن نبودن متغیرها نبوده است و تمامی متغیرها غیر ساکن در سطح می‌باشند.

برای بررسی وجود رابطه بلندمدت مدل از آزمون کرانه‌های پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) مبتنی بر رویکرد UECM استفاده می‌شود. معادله تصحیح خطای غیر مقید متغیرها به صورت رابطه زیر است:

(۱۶)

$$dCEN_t = \alpha + \beta_t + \sum_{i=1}^{2} dCEN_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dEFI_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dCAPY_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dU_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dCOL_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dPOP_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dSIZE_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dTAX_{t-i} + \varphi_1 CEN_{t-1} + \phi_2 EFI_{t-1} + \varphi_3 CAPY_{t-1} + \varphi_4 U_{t-1} + \varphi_5 COL_{t-1} + \varphi_6 POP_{t-1} + \varphi_7 SIZE_{t-1} + \varphi_8 TAX_{t-1}$$

که در آن d عملگر تفاضل و p طول وقفه بهینه است.

براساس معیار شوارتز- بیزین و برای حالتی که عرض از مبدأ مقید و بدون روند باشد، طول وقفه بهینه با توجه به جدول ۷، دو است.

جدول ۷- تعیین وقفه بهینه

وقفه	۱	۲	۳
آماره شوارتز – بیزین	۲۴/۸۱۲	۵۵/۷۶۰*	۲۴/۹۱۰

(* نشان دهنده وقفه بهینه است)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با استناد به جدول بالا، طول وقفه بهینه دو است. معادله بالا با استفاده از نرم افزار ماکروفیت[1] و روش OLS برآورد شده است.

پس از برآورد رگرسیون برای حصول اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، قید (۳) اعمال می‌شود.

(۱۷)

$$H_0 : \varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = \varphi_4 = \varphi_5 = \varphi_6 = \varphi_7 = \varphi_8$$

آماره آزمون به دست آمده از اعمال قید فوق بر مدل ۴/۲۹ است. بدون توجه به اینکه متغیرهای مذکور I(0) یا I(1) هستند، آماره مذکور دارای توزیع نرمال نیست. از این رو، با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) مقایسه می‌شود. همان‌طور که در جدول ۸ مشاهد می‌شود، در شرایطی که تعداد رگرسورها برابر با ۸ و مدل دارای عرض از مبدأ باشد، حد بالا و پایین مقادیر بحرانی در سطح ۹۵ درصد در بازه ۴/۹۰- ۲/۸۸ قرار می‌گیرد.

جدول ۸- نتایج آزمون F برای وجود رابطه بلندمدت

آماره *F*	در سطح ۹۵ درصد		در سطح ۹۰ درصد	
۴/۹۵	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
	۴/۹۰	۲/۸۸	۴/۷۶	۲/۴۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به اینکه قدرمطلق آماره آزمون بیشتر از مقادیر بحرانی ارائه شده در جدول بالا است، فرضیه عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو رد می‌شود. پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، مدل پویای *ARDL* با وقفه‌هایی که توسط شوارتز- بیزین به وسیله سیستم تعیین می‌شود، تخمین زده شد. مدل *ARDL(2,0,1,0,0,0,0,2)* به عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب شده است. خلاصه نتایج این مدل در جدول ۹ ارائه شده است.

همان‌طوری که مشاهده می‌شود متغیر وابسته با ۲ بار وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده‌است. اگر ضرایب بدست آمده از برآورد در مدل جایگزین شود، مدل کوتاه‌مدت برآورد شده بصورت زیر درمی‌آید: ضریب CEN_{t-1} از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت است. این نشان دهنده این موضوع است که افزایش در شاخص رفاه اجتماعی سال قبل باعث افزایش شاخص رفاه اجتماعی سال بعد می‌شود. ضریب CEN_{t-2} نیز از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که ۱ درصد افزایش شاخص رفاه اجتماعی دو سال قبل شاخص رفاه اجتماعی باعث افزایش شاخص رفاه اجتماعی می‌شود، ضریب $EFI_{,}$ از لحاظ آماری معنادار بوده و دارای جهت مثبت می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که افزایش

[1] Microfit

در آزادی اقتصادی باعث افزایش شاخص رفاه اجتماعی می‌شود. ضریب $CAPY_t$ از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که یک درصد افزایش در درآمد سرانه، سبب افزایش شاخص رفاه اجتماعی می‌شود. ضریب $CAPY_{t-1}$ از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت است. این نشان‌دهنده این موضوع است که یک درصد افزایش در درآمد سرانه یک سال قبل، سبب افزایش شاخص رفاه اجتماعی سال بعد می‌شود. ضریب U_t از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت منفی می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که یک درصد افزایش در نرخ بیکاری، سبب کاهش شاخص رفاه اجتماعی می‌شود. ضریب COL_t از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که افزایش در تحصیلات دانشگاهی، سبب افزایش شاخص رفاه اجتماعی می‌شود. ضریب POP_t از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت منفی می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که یک درصد افزایش در جمعیت بالای ۶۵ سال (افزایش در میزان مخارج رفاهی دولت)، سبب کاهش رفاه اجتماعی می‌شود. ضریب $SIZE_t$ از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت منفی می‌باشد. این نشان دهنده این موضوع است که افزایش در اندازه دولت (سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی) باعث کاهش شاخص رفاه اجتماعی می‌شود. ضریب TAX_t، TAX_{t-1} و TAX_{t-2} از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که یک درصد افزایش در درآمدهای مالیاتی، سبب افزایش شاخص رفاه اجتماعی در سه دوره متوالی می‌شود.

جدول ۹- مدل کوتاه‌مدت *ARDL(2,0,1,0,0,0,0,2)*

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
C	۱/۱۲۰	۰/۰۲۳۹	*۴۶/۸۶۱
$CEN._{-1}$	۰/۳۱۲	۰/۱۱۰	**۲/۸۳
$CEN._{-2}$	۰/۰۷۷	۰/۰۱۲	*۶/۴۱
$EFI._{-}$	۰/۳۵۱	۰/۰۸۰	*۴/۳۸۷
$CAPY._{-}$	۰/۰۸۶	۰/۰۴۱	**۲/۰۹
$CAPY._{-1}$	۰/۰۵۵	۰/۰۱۰	**۵/۵۰۰
$U._{-}$	-۰/۶۷۸	۰/۱۹۱	*-۳/۵۴۹
$COL._{-}$	۰/۲۱۱	۰/۰۷۰	*۳/۰۱۴
$POP._{-}$	-۰/۴۴۵	۰/۰۸۸	*-۵/۰۵۶
$SIZE._{-}$	-۰/۱۲۰	۰/۰۴۵	**-۲/۶۶
TAX_t	۰/۰۸۹	۰/۰۲۵	**۳/۵۶
TAX_{t-1}	۰/۱۲۲	۰/۰۳۰	*۴/۰۶۶
TAX_{t-2}	۰/۳۶۹	۰/۰۷۷	*۴/۷۹۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

حال بلافاصله بعد از تخمین معادله پویا باید قبل از بحث درباره رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو، آزمون وجود همجمعی در بین متغیرهای موجود انجام شود. چون قدر مطلق آماره به دست آمده (۴/۸۷) از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۴/۱۵) بزرگ‌تر است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود و الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد یافت. نتایج حاصل از تخمین بلندمدت مدل در جدول ۱۰ ارائه شده است.

با توجه به یافته‌های جدول ۱۰، می‌توان گفت که در بلندمدت، متغیرهای آزادی اقتصادی، درآمد سرانه، نرخ بیکاری، میزان تحصیلات دانشگاهی، جمعیت افراد بالای ۶۵ سال، اندازه دولت و درآمدهای مالیاتی دارای تاثیر معنی‌داری بر شاخص رفاه اجتماعی در ایران دارند. نتایج تخمین رابطه بلند مدت در جدول ۹، نشان داده شده است. بنابراین نتایج حاصل از تخمین الگوی بلندمدت به شرح زیر است.

جدول ۱۰- مدل بلندمدت *ARDL(2,0,1,0,0,0,0,2)*

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
C	۰/۳۲۱	۰/۰۹۶	۳/۳۴۳	۰/۰۰۸
EFI	۰/۲۱۱	۰/۰۴۴	۴/۷۹۵	۰/۰۰۴
CAPY	۰/۲۱۵	۰/۰۷۲	۲/۹۸۶	۰/۰۱۲۱
U	-۰/۲۲۲	۰/۰۵۰	-۴/۴۴۰	۰/۰۱۱۰
COL	۰/۳۰۸	۰/۰۷۹	۳/۸۹۸	۰/۰۰۰۴
POP	-۰/۵۹۰	۰/۱۸۸	-۳/۱۳۸	۰/۰۰۰۵
SIZE	-۰/۵۳۱	۰/۲۱۱	-۲/۵۱۶	۰/۰۰۳۱
TAX	۰/۴۰۹	۰/۱۸۵	۲/۲۱۰	۰/۰۰۲۴

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در اثر افزایش آزادی اقتصادی به میزان یک درصد، شاخص رفاه اجتماعی بر اساس الگوی آمارتیاسن در ایران به میزان ۰/۲۱۱ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعات برگزن (۱۹۹۹)، اسکالی (۲۰۰۲)، کارتر (۲۰۰۶)، کلارک و لاوسون (۲۰۰۸)، بنت و ودر (۲۰۱۳)، آشبی و سوبل (۲۰۰۸)، کارابجوویچ و مک‌ماهون (۲۰۰۵) و آپرگیس و همکاران (۲۰۱۳) همسو می‌باشد. در تبیین این نتیجه می‌توان گفت آزادی اقتصادی می‌تواند تأثیرات متضادی بر برابری درآمد داشته باشد. از یک سو، این امر می‌تواند با از بین بردن محدودیت‌ها و محدودیت‌های مربوط به پیگیری‌های اقتصادی، برابری را افزایش دهد. به همه افراد فرصت داده می‌شود تا استعدادهای بازار خود را در تلاش برای دستیابی به موفقیت اقتصادی به کار گیرند. از سوی دیگر، کاهش آزادی اقتصادی امکان پیگیری برنامه‌های اجتماعی را که تمایل به نفع افراد محروم اقتصادی دارند، فراهم می‌کند.

بنابراین، احتمالاً با برنامه‌های متمرکز که آزادی اقتصادی را محدود می‌کنند، برابری ایجاد می‌شود (وبستر[1]، ۲۰۱۳). این یافته برای سیاست‌گزاران بسیار مهم است که در مورد استراتژی‌های آزادسازی خود تصمیم بگیرند که ممکن است لزوم اصلاح سیاست بازار آزاد را در یک فضای دموکراتیک قرار دهند. به طور کلی انتظار می‌رود که اصلاحات اقتصادی مبتنی بر بازار باعث ایجاد محیطی مناسب برای تجارت و سرمایه گذاری گسترده، افزایش مبادلات تجاری در داخل و خارج از مرزها شود. سرانجام انتظار می‌رود که این محیط‌های مطلوب منجر به رشد اقتصادی بالاتر برای کشور و به طور خاص پایه و درآمد مالیاتی دولت بیشتر شود. در اثر افزایش درآمد سرانه، شاخص رفاه اجتماعی به میزان ۰/۲۱۵ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعه برخورداری و همکاران (۱۳۹۷) مطابقت دارد. می‌توان گفت عمده هدف اقتصادهای در حال توسعه، گذر از وضع موجود و رسیدن به جایگاه توسعه یافتگی است که ایران نیز از این قاعده مستثنا نخواهد بود. از شاخص‌های توسعه یافتگی، نیل به رشد اقتصادی بالا و مستمر و کسب درآمد سرانه بالا (نسبت تولید ناخالص داخلی به جمعیت) خواهد بود. در اثر افزایش نرخ بیکاری به میزان یک درصد، شاخص رفاه اجتماعی به میزان ۰/۲۲۲- درصد کاهش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعه ابونوری و همکاران (۱۳۹۶) همسو است. در تبیین این نتیجه باید به این نکته مهم اشاره کرد که در بسیاری از از سال‌ها هر چند نرخ بیکاری در ایران کاهش یافته اما نرخ مشارکت اقتصادی نیز دچار کاهش شده است. به عبارت دیگر یکی از دلایل کاهش نرخ بیکاری، کاهش نسبت جمعیت فعال به کل جمعیت بوده است که این پدیده به دلایلی چون ناامیدی نیروی کار از یافتن شغل و خروج آن‌ها از جست و جو در بازار کار باز می‌گردد. همچنین از دلایل کاهش نرخ مشارکت اقتصادی می‌توان به گسترش تحصیلات تکمیلی در دهه ۸۰ اشاره کرد که بخشی از جمعیت فعال به دلیل پیدا نکردن شغل در بازار کار راهی مقاطع تحصیلی بالاتر شده‌اند و با توجه به اینکه دانشجویان جزء جمعیت غیرفعال محسوب می‌شوند نرخ مشارکت اقتصادی کاهش یافته است. کاهش نرخ مشارکت اقتصادی به معنای کاهش تعداد افرادی است که می‌توانند در تولید کالاها و خدمات مشارکت داشته باشند و این پدیده حتی به تشدید بارتکفل نیز کمک می‌کند. به عبارت دقیق‌تر اگرچه کاهش نرخ بیکاری می‌تواند به بهبود توزیع درآمد کمک کند اما کاهش همزمان نرخ مشارکت اقتصادی اثر معکوس بر بهبود توزیع درآمد داشته است که با شرایط بازار کار ایران امری دور از انتظار نیست. در اثر افزایش میزان تحصیلات دانشگاهی به میزان یک درصد، شاخص رفاه اجتماعی به میزان ۰/۳۰۸ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعه کفایی و درستکار (۱۳۸۶) همسو است. با توجه به این نتیجه می‌توان گفت تحصیلات دانشگاهی دارای فواید مختلفی است که می‌توان آن‌ها را به فواید فردی و اجتماعی تقسیم کرد. از جنبه فردی، توانایی حاصله از تحصیلات دانشگاهی سبب می‌شود تا فرد از درآمد بالاتری برخوردار گردد؛ اما علاوه بر آن تحصیل موجب می‌گردد تا فرد منافع روانی و مزایای اجتماعی متنوعی نیز بدست آورد. به عنوان مثال فرد تحصیل کرده از پایگاه اجتماعی بالاتری در جامعه برخوردار بوده، به احتمال کمتر دچار اعتیاد و ارتکاب جرائم می‌شود و معمولا عمر طولانی‌تری دارد. از منظر اجتماعی ارتقای سطح تحصیلات موجب می‌گردد تا تولید کل اقتصاد (در نتیجه کارایی نیروی کار) افزایش یابد. همچنین هزینه‌های جنبی مانند هزینه‌های دستگاه قضایی،

[1] Webster

نیروی انتظامی و ... نیز با افزایش سطح سواد جامعه کاهش می‌یابد. همچنین شولتز[1] که از برجسته‌ترین اقتصاددانان معاصر و معروف به پدر نظریه سرمایه انسانی است، سرمایه اجتماعی را جزئی از مفهوم عمومی سرمایه تلقی می‌کند و آن را در کنار سرمایه مادی و مکمل آن بر می‌شمرد. وی که بر اهمیت توجه به سرمایه انسانی در تحلیل‌های اقتصادی تاکید فراوان دارد؛ معتقد است بدون چنین نظریه‌ای، توضیح نرخ رفاه اجتماعی و نیز چگونگی توزیع درآمد ناقص و نارساست. شولتز نیروی کار را به عنوان یک عامل همگن و متجانس تولید قلمداد نمی‌کند؛ بلکه معتقد است نیروی کار بر اساس آموزشی که دریافت می‌دارد، از کیفیت و مهارت و تخصص متفاوتی برخوردار می‌شود که او را نسبت به فرد دیگر متمایز می‌نماید. لذا می‌توان نیروی کار را به صورت یک عامل همگن و متجانس قلمداد نمود زیرا کیفیت نیروی کار نسبت به آموزشی که در مراحل مختلف زندگی دریافت نموده، بسیار متفاوت است. با توجه به تاثیرگذاری تحصیلات دانشگاهی بر شاخص رفاه اجتماعی می‌توان نتیجه گرفت که آموزش بیشتر و برابرتر موجب بهبود شاخص رفاه اجتماعی می‌گردد و بر این اساس می‌توان به دولت پیشنهاد کرد که سیاست‌های خود را در امر آموزش به گونه‌ای شکل دهد تا باعث تشویق آموزش عالی شود. بدین منظور دولت باید تسهیلات بیشتری را برای تحصیل در این مقاطع فراهم کند. در اثر افزایش جمعیت بالای ۶۵ سال شاخص رفاه اجتماعی به میزان ۰/۵۹۰- درصد کاهش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعه ژنگ (۲۰۱۱) همسو است. در تبیین این نتیجه می‌توان گفت کاهش جمعیت سنین زیر ۱۵ سال ، افزایش جمعیت در سن کار و افزایش سرعت سالخوردگی، برخی از ویژگی‌های جمعیتی ایران در چند دهه گذشته بوده و در متون جمعیت شناختی از آن با عنوان گذار جمعیتی یاد می‌شود. این تغییرات حکایت از تغییرات اساسی در ساختار جمعیتی ایران (یا هر کشور دیگری) دارد و می‌تواند اثرات تعیین‌کننده‌ای بر متغیرهای کلان اقتصادی و بویژه رفاه اجتماعی داشته باشد. این نتایج تجربی از ادعای فریدمن در سال ۱۹۶۲ در سرمایه‌داری و آزادی پشتیبانی می‌کند که آزادی اقتصادی پیش شرط پیشرفت سعادت یک ملت است. در اثر افزایش اندازه دولت شاخص رفاه اجتماعی به میزان ۰/۵۳۱- کاهش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعه اله‌رضایی و همکاران (۱۳۹۲) مطابقت دارد. در تبیین این نتیجه باید گفت که اقتصاد ایران از اوایل دهه ۱۳۵۰ با افزایش درآمدهای نفتی روبه‌رو گردید که منجر به حضور پررنگ دولت در اقتصاد به منظور دستیابی به رشد رو به تزاید و توسعه پایدار شد، ولی بعدها موضوع تعدیل اقتصادی، کوچک‌سازی دولت و خصوصی‌سازی شرکت‌های دولتی در راس برنامه-های دولت قرار گرفت. از طرفی بهبود رفاه اجتماعی در کشور می‌تواند به ثبات اقتصادی و سیاسی کمک کند و از اهداف سیاست‌گزاران اقتصادی است. نامتعادل بودن رفاه اجتماعی اگرچه ممکن است در کوتاه‌مدت نمودی عینی در مسائل روزمره کشور نداشته باشد ولی در بلندمدت می‌تواند موجب فقر گسترده و تنش‌های سیاسی گردد و تغییر در توزیع درآمد ممکن است توسط دولت به طور غیرمستقیم و در بلندمدت از طریق اقداماتی نظیر اصلاح در نظام مالکیت ارضی، به کار بستن سیاست اشتغال یا سیاست قیمت‌ها به وجود آید یا ممکن است از طریق هزینه‌های دولتی و مالیات‌بندی صورت گیرد و از طرفی افزایش مالیات‌ها و استقراض دولت برای تامین مالی هزینه‌هایش موجب کاهش منابع مالی و نیز کاهش انگیزه بخش خصوصی برای سرمایه‌گذاری و بزرگ شدن

[1] Shultz

بیش از اندازه دولت می‌شود. با توجه به ابلاغ سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی، تعیین حدود و میزان دخالت دولت در اقتصاد، شفاف‌سازی سیاست‌های دولت برای بخش خصوصی، اتخاذ سیاست‌های ضدانحصاری و ایجاد فضای حمایتی برای حضور بخش خصوصی، جایگزینی انضباط مالی به انبساط یا انقباض مالی و سرمایه-گذاری خارجی را می‌توان از جمله راهکارهای لازم در جها رسیدن به اندازه مطلوب دولت در ایران دانست. در اثر افزایش درآمدهای مالیاتی به میزان یک درصد، شاخص رفاه اجتماعی به میزان ۰/۴۰۹ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعات روین و همکاران[1] (۲۰۰۹)، کوان کامینادا و همکاران[2] (۲۰۱۲)، آدام و همکاران[3] (۲۰۱۲)، رابیو اسلام[4] و همکاران (۲۰۱۷)، کریمی و دورباش (۱۳۹۷) همسو است. در تبیین این نتیجه می‌تون گفت اگر دولت اقشار مختلف جمعیتی با درآمدهای مختلف را به خوبی شناسایی و این سیاست را به طرز صحیح اعمال کند، می‌تواند در کاهش نابرابری درآمدی و در نتیجه کاهش فقر و افزایش رفاه اجتماعی تاثیرگذار باشد.

۵-۳- برآورد رابطه کوتاه مدت بین متغیرها با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری (*ECM*):

در صورت، وجود رابطه هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرها می‌توان از الگوی تصحیح خطای برداری یا *ECM* استفاده کرد، که رابطه کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت آن ها ارتباط می دهد. آنچه در مدل تصحیح خطا، بیش از همه حائز اهمیت است، ضریب جمله تصحیح خطاست. که نشان دهنده سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل به سمت تعادل در بلندمدت است.

جدول ۱۱- نتایج ضریب تصحیح خطای مدل

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره T
ECM(-1)	-۰/۳۲۰	۰/۰۷۷	-۴/۱۵۵

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌طور که در جدول ۱۱، ملاحظه می‌شود، این ضریب معنی‌دار و دارای علامت منفی است، چون ضریب *ECM*، بین صفر و منفی یک و معنی‌دار است، وجود رابطه‌ی هم‌جمعی (بلندمدت) بین متغیرها از این روش تأیید می‌شود. همچنین با توجه به اینکه ضریب جمله تصحیح خطا برابر (۰/۳۲۰-) برآورد شده است، می‌توان نتیجه گرفت که در هر دوره حدود یک سوم از عدم تعادل ایجاد شده در متغیر وابسته، از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در یک دوره در دوره بعد تعدیل شده و از بین می‌رود و پس از چهار دوره دوباره به تعادل برخواهد گشت.

[1] Roine et al.
[2] Koen Caminada et al.
[3] Adam & et al
[4] Rabiul Islam et al

۶- بحث و نتیجه‌گیری

هدف از انجام این پژوهش بررسی رابطه آزادی اقتصادی و شاخص رفاه اجتماعی در ایران با استفاده از مدل خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) بود. به طور کلی در زمینه آزادی اقتصادی آدام اسمیت بیان می‌کند پیشرفت یا عدم پیشرفت کشورها به دلیل حدود آزادی در قوانین طبیعی متبلور می‌شود. از این جهت دخالت‌های دولت در امور اقتصادی تنها سبب دور شدن از وضعیت طبیعی و کارایی می‌گردد. وی معتقد است چرخش آزاد نیروی کار و سیال بودن آن سبب تکامل می‌گردد. همچنین وی آزادی را محرک قدرتمندی برای تغییر و ابتکار تولید می‌داند و انحصار را سبب اضمحلال مدیریت کارآمد ذکر می‌کند. در اقتصاد آزاد قوانین محدودکننده مالکیت در حداقل خود قرار دارند. شفافیت و توانایی پیش‌بینی صحیح در بستر آزادی اقتصادی نمود می‌یابد در چنین شرایطی آزادی اقتصادی سبب افزایش بازدهی‌های عوامل تولید طبق استعدادهای جامعه و استفاده مؤثر از منابع تولید می‌شود. همچنین فریدمن آزادی اقتصادی را زمینه‌ساز آزادی‌های سیاسی می‌داند و این دو آزادی را به هم وابسته می‌داند و بازار رقابتی را هدف آزادی اقتصادی ذکر می‌کند. او دولت را منشأ رانت می‌داند به‌طوریکه حتی نظارت دولت هم نمی‌تواند در نهایت مانع رانت گردد. چراکه همین نظارت‌های پیاپی عملاً مسیر آزادی را منحرف، اندازه دولت را بزرگ و آن را از کارآمدی خارج می‌کند. یکی از اثرات آزادی اقتصادی، کوچک شدن حجم دولت است. ازآنجایی که تولیدات دولتی در بسیاری از موارد غیرکارا عمل می‌کند با ورود بخش خصوصی و کاهش هزینه‌ها و همچنین ارتقاء کیفیت کالا و خدمات بخش خصوصی نسبت به بخش دولتی، حجم دولت در قسمت‌های غیرضروری کاهش می‌یابد.کوچک شدن دولت هزینه‌های توزیعی و تخصیصی عظیمی که دولت متحمل می‌شود را کاهش می‌دهد و کاهش هزینه‌های دولت سبب کاهش کسری بودجه و کاهش تورم می‌گردد. آزادی اقتصادی و کاهش قدرت دخالت دولت در اقتصاد سبب بالا رفتن ثبات اقتصادی می‌گردد، زیرا وجود دولت به‌عنوان یک رقیب برای بخش خصوصی این ریسک را ایجاد می‌کند که ناتوانی دولت در رقابت با بخش خصوصی سبب گردد دولت دست به تضعیف یا حذف بخش خصوصی بزند و اموال آن را مصادره کند. بی‌ثباتی اقتصادی با بالا بردن ریسک سرمایه‌گذاری، عرضه سرمایه را کاهش داده و سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی را محدود می‌کند و سبب فرار سرمایه از کشور می‌شود. و در نتیجه کاهش رفاه اجتماعی را به دنبال خواهد داشت. یکی از معضلات کشورهای با درآمد پایین دخالت گسترده دولت در فعالیت‌های اقتصادی می‌باشد که این امر باعث می‌شود دولت نتواند نقش باز توزیعی درآمد را به خوبی ایفا کند یا به عبارت بهتر دولت خود باعث افزایش نابرابری و کاهش رفاه اجتماعی می‌شود. لذا افزایش آزادی اقتصادی موجب کوچک و چابک شدن دولت در کشورهای با درآمد پایین می‌شود.

تشکر و قدردانی

بدین‌وسیله نویسندگان مقاله از حوزه معاونت پژوهش و فناوری دانشگاه زابل براساس پژوهانه UR.AC.IR.GR-6707 قدردانی می‌نمایند.

فهرست منابع

۱) ابونوری، اسمعیل، سوری، علی و فراهتی، محبوبه (۱۳۹۶). ارتباط میان بیکاری، توزیع درآمد و تقاضای مؤثر در ایران: رهیافت SVAR پساکینزی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۷ (۴)، صص ۲۰-۱.

۲) امیری، حسین، نوروزی عموقین، فریبا و پیرداده بیرانوند، محبوبه (۱۳۹۷). بررسی آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی با رویکرد اقتصادی مقاومتی (مطالعه موردی: کشورهای منطقه). مجله اقتصادی، ۵ و ۶، صص ۳۰-۵.

۳) برخورداری، سجاد، عبدی، مائده و سلگی، صدیقه (۱۳۹۷). رابطه رشد درآمد سرانه، اعتبارات دریافتی خانوار و نابرابری درآمدی، مورد مطالعه: استان‌های ایران. فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۱۸ (۶۹)، صص ۱۳۲-۱۰۷.

۴) پرهیزکاری، ابوذر، مظفری، محمدمهدی و پرهیزکاری، رویا (۱۳۹۳). بررسی وضعیت توزیع درآمد و تاثیر آن بر رفاه اجتماعی خانوارهای روستایی (مطالعه موردی منطقه الموت). فصلنامه راهبردهای توسعه روستایی، ۱ (۴)، صص ۱۰۸-۹۱.

۵) حیدری، حسن و اصغری، رعنا (۱۳۹۳). تاثیرات تغییرات باروری و میزان جمعیت بر رفاه اقتصادی با تاکید بر سرمایه انسانی. فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، (۱۸)، ۲۰۶-۲۳۹.

۶) دل‌انگیزان، سهراب، پشته‌کشی، سهراب و نظری، سهیلا (۱۳۹۶). تأثیر کیفیت حکمرانی، نرخ شهرنشینی و آزادی اقتصادی بر نابرابری درآمدی. اولین همایش بین‌المللی برنامه‌ریزی اقتصادی، توسعه پایدار و متوازن منطقه‌ای رویکردها و کاربردها، دانشگاه کردستان.

۷) شهیکی تاش، 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، ۲۱ (۶۸)، صص ۱۸۲-۱۶۵.

۸) فرهمند، شکوفه، طیبی، سیدکمیل و کریمی، محسن (۱۳۹۲). اثر تولید و رشد بخشی بر فقر و رفاه اجتماعی در استان‌های ایران (۱۳۷۹-۸۶). فصلنامه جامعه‌شناسی کاربردی، ۲۴ (۲)، صص ۱۴۲-۱۲۷.

۹) کریمی، محمدشریف و دورباش، معصومه (۱۳۹۷). بررسی تأثیر مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم بر توزیع درآمد با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۶ (۲۲)، صص ۶۸-۴۷.

۱۰) کریمی، محمدشریف، امام‌وردی، قدرت‌اله و کریمی، مجتبی (۱۳۹۳). ارزیابی هزینه رفاهی ناشی از اثرات افزایش نرخ ارز و قیمت حامل‌های انرژی بر هزینه‌های رفاهی مصرف‌کننده در ایران. فصلنامه اقتصاد مالی، ۸ (۲۶)، صص ۱۵۷-۱۳۳.

۱۱) کفایی، سید محمد علی و درستکار، عزت‌اله (۱۳۸۶). تاثیر آموزش رسمی بر توزیع درآمد ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۹ (۳۰)، صص ۷۶-۵۳.

۱۲) مجتهد، احمد و احمدیان، اعظم (۱۳۸۶). اثر درآمدهای مالیاتی دولت بر رفاه اجتماعی ایران. پژهشنامه اقتصادی، ۷ (۱)، صص ۷۱-۴۵.

۱۳) مرزی علمداری، جبرییل، حسن پور، رمضان و میابی، فرشید (۱۳۹۶). بررسی عوامل موثر بر جذب سرمایه گذاری خارجی FDI در مناطق آزاد ایران (مطالعه موردی منطقه آزاد تجاری صنعتی ارس)، دومین همایش بین‌المللی انسجام مدیریت و اقتصاد در توسعه، تهران، دانشگاه اسوه، دانشگاه تهران.

۱۴) معلمی، مژگان، قاسمی، محمدرضا و کریم‌زاده، هدایت (۱۳۹۳). اندازه بهینه دولت از منظر دستیابی به حداکثر رفاه اقتصادی در ایران. دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق)، ۲۱ (۷)، ۱۲۸-۱۵۵.

۱۵) مهدوی، روح الله (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 رشد و توسعه اقتصادی، ۶ (۲۲)، صص ۳۶-۲۱.

۱۶) مهینی‌زاده، منصور، یاوری، کاظم، جلایی، سیدعبدالمجید و جعفرزاده، بهروز (۱۳۹۸). تاثیر تغییرات ساختاری بر رفاه اقتصادی در ایران، رهیافت مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر. فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۳ (۴۸)، صص ۱۸۹-۱۶۷.

۱۷) اله رضایی، اسعداله، حسین‌زاده، جواد، فرامرزی، ایوب و یزدان‌خواه، منصوره (۱۳۹۲). تاثیر اندازه دولت بر توزیع درآمد در ایران. فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، ۱ (۴)، صص ۳۶-۲۱.

۱۸) هاشمی، فرزاد (۱۳۹۶). مطالعه تطبیقی تاثیر آزادی اقتصادی بر کسری بودجه در ایران. فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۱ (۴۱)، صص ۱۷۶-۱۵۵.

19) Acemoglu, Daron, Suresh Naidu, Pascual Restrepo, &&James A. Robinson. (2015). Democracy, redistribution, and inequality. In Handbook of Income Distribution. Edited by Anthony B. Atkinson and François Bourguignon. Amsterdam: Elsevier Ltd., vol. 2, pp. 1885–966.

20) Adam, A., P. Kammas and A. Lapatinas (2014). Income Inequality and the Tax Structure: Evidence from Developed and Developing Countries, Journal of Comparative Economics, Article in Press.

21) Apergis, N., Dincer, O. & Payne, J. (2013). Economic Freedom and Income Inequality Revisited: Evidence from a Panel Error Correction Model. Contemporary Economic Policy, 32, pp. 67-75. doi: 10.1111/j.1465-7287.2012.00343.x

22) Ashby, N. & Sobel, R. (2008). Income Inequality and Economic Freedom in the U.S. States. Public Choice, 134, pp. 329-346. doi: 10.1007/s11127-007- 9230-5.

23) Bennett, D. L. & Vedder, R. K. (2013). A Dynamic Analysis of Economic Freedom and Income Inequality in the 50 U.S. States: Empirical Evidence of a Parabolic Relationship. Journal of Regional Analysis & Policy, 43, pp. 42-55.

24) Bennett, Daniel L., and Richard J. Cebula. (2016). Misperceptions about capitalism, government and inequality. In Economic Behavior, Economic Freedom, and Entrepreneurship. Edited by Richard J. Cebula, Joshua C. Hall, Franklin G. Mixon and James E. Payne. Northampton: Edward Elgar, pp. 1–20.

25) Berggren, N. (1999). Economic Freedom and Equality: Friends or Foes? Public Choice, 100, pp. 203-223. doi: 10.1023/A:1018343912743.

26) Bhagwati, J., and A. Panagariya. (2003). "Bilateral Trade Agreements Are A Sham." The Financial Times. July 14.

27) Carter, J. (2006). An Empirical Note on Economic Freedom and Income Inequality. Public Choice, 130, pp. 163-177. doi: 10.1007/s11127-006-9078-0

28) Carter, J. (2006). An Empirical Note on Economic Freedom and Income Inequality. Public Choice, 130, pp. 163-177. doi: 10.1007/s11127-006-9078-0

29) Chkareuli, Vakhtang, (2018). Economic Freedom – The cause of Equality or Inequality?

30) Clark, J. R. & Lawson, R. A. (2008). The Impact of Economic Growth, Tax Policy and Economic Freedom on Income Inequality. The Journal of Private Enterprise, 24, pp. 23-31.
31) Davies, A. (2009), Human development and the optimal size of government, Journal of Socioeconomics, (38), 326-330.
32) Friedman, Milton. (1962). Capitalism and Freedom. Chicago: University of Chicago Press.
33) Johnson, Bryan T. & Holmes, Kim R. (1999). Index of Economic Freedom. Translated by Amin, Mohammad Ebrahim. Barnameh and Budjeh Quarterly Magazine. No 48.
34) Karabegovic, A. & McMahon, F. (2005). Economic Freedom of North America. Vancouver: The Fraser Institute
35) Koen Caminada, Kees Goudswaard and Chen Wang (2012) Disentangling Income Inequality and the Redistributive Effect of Taxes and Transfers in 20 LIS Countries Over Time, Working Paper Series No. 581.
36) Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. The American Economic Review, 45, pp. 1-28.
37) Muller, A. (2002). ―Education, income inequality and mortality: A multiple regression analysis‖. British medical Journal, 324(7328), 23-25.
38) Rabiul Islam, Md., B.Madsen, J. & Doucouliagos, H (2017). Does Inequality Constrain the Power to Tax? Evidence from the OECD. European Journal of Political Economy.
39) Roine, J., Vlachos, J., Waldenström, D. (2009). The long-run determinants of inequality: What can we learn from top income data, Journal of Public Economic Rosen, H. S. (2005). Public Finance, 7th ed., New York, McGraw-Hill Irwin.
40) Scully, G. (2002). Economic Freedom, Government Policy, and the Trade-Of between Equity and Economic Growth. Public Choice, 113, pp. 77-96. doi: 10.1023/A:1020308831424.
41) Shultz, Th. W. (1971). Investment in Hunan capital, The Free Press, New York.
42) Webster, A. (2013). The Relationship Between Economic Freedom And Income Equality In The United States. International Business & Economics Research Journal, Volume 12 (5): 469-476.
43) Webster, A. (2013). The Relationship Between Economic Freedom And Income Equality In The United States. International Business & Economics Research Journal, Volume 12 (5): 469- 476.
44) Zhong, H. (2011). The impact of population on income inequality in developing countries: Evidence from rural China‖. Journal of China Economic Review, 22(1), 98-107

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Financial Economics
Vol. (16) Issue (58) April 2022

Abstract

Investigating the relationship between economic freedom and social welfare in Iran, based on Amartya Sen of social welfare

Javad Mehdizadeh Rayeni[1]
Hamid Mohammadi[2]
Mashalah Salarpour[3]
Saman ziaee[4]

Received: 01/ January /2021 Accepted: 05/ March /2021

Abstract

One of the macroeconomic goals of countries is to create the necessary conditions to promote social welfare. One of the factors affecting the welfare of economic freedom. In this way, the freedom of the economy through the use of a set of solutions seeks to achieve some goals that increase the level of welfare through these goals. The aim of this study was to investigate the relationship between economic freedom and social welfare in Iran using the ARDL model. This study was based on seasonal data during 2002-2019. The results showed that by increasing economic freedom by one percent, the social welfare index increased by 0.105 percent. and increasing per capita income increases the social welfare index by 0.142 percent. The effect of an increase in the unemployment rate by one percent reduces the social welfare index by -0.122 percent. The effect of a 1% increase in college education was followed by an increase in the social welfare index of 0.283. Also, as the population over 65 years of age, the social welfare index declines by -0.673 percent. The effect of increasing government size also reduces the social welfare index by -0.427 percent. Finally, the effect of increasing tax revenues by one percent, social welfare index by 0.361 percent. According to the results, it can be said that economic freedom can increase social welfare and equity by removing the constraints and limitations of economic pursuits.

Keywords: Economic Freedom, Social Welfare, ARDL Model, Amartiassen, Iran
JEL Classification: I38, C22, C01

[1]. PhD Student, Department of Agricultural Economic, University of Zabol, Iran.
Javadmehdizadeh55@gmail.com
[2]. Assistant Professor, Department of Agricultural Economic, University of Zabol, Iran.
hamidmohammadi1378@gmail.com
[3]. Assistant Professor, Department of Agricultural Economic, University of Zabol, Iran.
hosssalarpour@gmail.com
[4]. Associate Professor, Department of Agricultural Economic, University of Zabol, Iran
samanziaee@gmail.com