



اثرات رفاهی تغییرات بودجه - خنثای ترکیب مالیاتی برای ایران

محبوبه فراهتی^۱

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۰۷

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۱۲

چکیده

مالیات‌ها به عنوان یک ابزار سیاستی مؤثر برای دستیابی دولت‌ها به اهداف اقتصادی، اجتماعی و سیاسی مورد نظرشان می‌توانند از طریق اثرگذاری بر نحوه تولید و توزیع درآمد، سطح رفاه جامعه را تحت تأثیر قرار دهند. با این وجود، تأثیر انواع مختلف مالیات‌های مستقیم و غیر مستقیم الزاماً یکسان نیست و بنابراین انتخاب ساختار و ترکیب بهینه مالیاتی بر حسب اهداف مورد نظر از اهمیت بالایی برای سیاست‌گذاری مالیاتی برخوردار است. در این راستا، هدف اصلی پژوهش حاضر تجزیه و تحلیل پیامدهای رفاهی جایگزینی انواع مختلف مالیات‌ها با فرض ثابت ماندن بودجه دولت (یعنی تغییرات بودجه - خنثی در ترکیب مالیاتی) برای ایران است. برای این منظور، یک مدل تجربی چند-معادله‌ای تحت سناریوهای مختلف با استفاده از رویکرد خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) و داده‌های مربوط به دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۶۱ برآورد شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد جایگزینی بودجه - خنثای مالیات بر درآمد یا مالیات بر ثروت برای مالیات‌های غیر مستقیم منجر به افزایش رفاه اجتماعی در بلندمدت می‌شود. همچنین، جایگزینی بودجه - خنثای مالیات بر درآمد یا مالیات بر ثروت برای مالیات بر شرکت‌ها افزایش رفاه اجتماعی در بلندمدت را به دنبال دارد. این یافته‌ها حاوی دلالت‌های سیاستی مهمی در خصوص اصلاح ساختار مالیاتی کشور با هدف ارتقاء سطح رفاه جامعه هستند.

واژگای کلیدی: ترکیب مالیاتی، رفاه اجتماعی، رویکرد ARDL، ایران.

۱- مقدمه

در مالیه عمومی سه وظیفه تخصیص، ثبات اقتصادی و توزیع درآمد به عنوان نقش دولت در اقتصاد تلقی می‌شوند. تخصیص به تدارک عمومی کالاها و خدمات اجتماعی و تثبیت به وظیفه دولت به منظور دستیابی به سطح بالایی از اشتغال، ایجاد ثبات در سطح عمومی قیمت‌ها و دستیابی به نرخ مطلوب رشد اقتصادی اشاره دارد. وظیفه توزیعی دولت می‌بایست در جهت تعادل توزیع درآمد میان طبقات مختلف درآمدی در جامعه باشد؛ به گونه‌ای که فاصله طبقاتی درآمد میان گروه‌های مختلف جامعه را کاهش دهد. مالیات‌ها از مهم‌ترین منابع تامین مالی دولت جهت دستیابی به اهداف سه‌گانه محسوب می‌شوند.

اعمال مالیات چه به جهت کسب درآمد و چه به منظور ابزاری جهت سیاست‌گذاری، آثار متفاوتی بر اقتصاد، تحمیل می‌نماید. مالیات‌ها از یک سو، با توجه به اصابت مالیاتی^۱ بر شرایط توزیعی جامعه تاثیرگذار هستند و از سوی دیگر با جابه‌جایی منابع از بازاری به بازار دیگر، آثار تخصیصی را به همراه دارند (صادقی و همکاران، ۱۳۹۷: ۴۵). مالیات‌های مختلف در جابه‌جایی و انتقال منابع از بخش خصوصی به بخش عمومی، تحریف‌های^۲ متفاوتی در بازار ایجاد می‌نمایند که این تحریف‌ها موجب دور شدن از شرایط بهینه پارتو و در نتیجه کاهش رفاه اجتماعی می‌شوند. مالیات‌هایی که زیان رفاهی کمتری به اقتصاد تحمیل می‌کنند، از کارایی بیشتری برخوردارند (عبداله میلانی و همکاران، ۱۳۹۶: ۴).

فرض بر این است که وجود بازار رقابتی و کارایی پارتویی می‌تواند جنبه‌هایی از بی‌عدالتی را در اجتماع به وجود آورد و به طور کلی، مکانیزم‌های عرضه و تقاضای موجود در بازار، نمی‌توانند هنجارهای ارزش حاکم بر جامعه را که مبنای توزیع درآمد قرار دارد، تشخیص دهند. از این رو، دولت از طریق مالیات‌ها در توزیع مجدد ثروت‌های اولیه دخالت می‌ورزد تا پس از آن کارگزاران اقتصادی در بازار رقابتی آزادانه به مبادله بپردازند. این رهیافت به قضیه دوم اقتصاد رفاه معروف است (دادگر، ۱۳۹۰).

در زمینه رفاه و ارتباط آن با توزیع درآمد باید گفت که تغییرات رفاه افراد وابستگی خاصی به سطوح درآمدی آن‌ها دارد و لذا شاخص‌های ارائه شده در مورد رفاه اجتماعی عمدتاً از شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد تبعیت می‌کند. رفاه اجتماعی نه به میزان مطلق درآمد جامعه، بلکه به نحوه استفاده و توزیع آن بستگی دارد (مهینی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۶۹).

1. Tax incidence

2. Disturbance

بنابراین اگرچه رشد اقتصادی به عنوان یکی از مهم‌ترین مولفه‌های موثر در رفاه اجتماعی است ولی نمی‌تواند به تنهایی به عنوان یک معیار جامع برای رفاه جوامع در نظر گرفته شود چرا که اگر افزایش درآمد توأم با افزایش نابرابری در جامعه باشد، می‌تواند منجر به کاهش رفاه افراد جامعه گردد. بنابراین باید رشد اقتصادی و توزیع درآمد توأماً برای سنجش رفاه اجتماعی افراد در نظر گرفته شود (وفایی و همکاران، ۱۳۹۶: ۸۱-۸۰).

در اکثر کشورهای توسعه‌یافته، سیاست‌های توزیعی دولت، از طریق سیاست‌های مالیاتی صورت می‌گیرد. به گونه‌ای که دولت به منظور بهبود در توزیع درآمد، مالیات بیشتری از گروه‌های بالای درآمدی دریافت کرده و با افزایش درآمدهای مالیاتی، خدمات بیشتری را به صورت تامین اجتماعی در اختیار گروه‌های فقیر جامعه قرار می‌دهد (سالم و نادمی، ۱۳۹۶: ۴۸). عده‌ای معتقدند از آن‌جا که مالیات‌های غیر مستقیم به دلیل عدم توانایی در شناسایی درآمدهای واقعی بر بازارها وضع می‌شوند، با اهداف عدالت اقتصادی مغایرت دارند، بنابراین با وضع مالیات‌های مستقیم اهداف توزیع مناسب درآمدها دنبال می‌شود. از طرفی دریافت مالیات‌های مستقیم به دلیل مشکلات فراوان در مراحل تشخیص و وصول دشوارتر است و به دنبال آن همه ساله مقادیر زیادی فرار مالیاتی صورت می‌گیرد (راغفر و همکاران، ۱۳۹۵: ۳۴).

ماهیت اثرگذاری مالیات‌ها بر رفاه اجتماعی همواره یکی از موضوعات مهم در ادبیات اقتصاد رفاه بوده است. با توجه به این‌که انواع مالیات‌ها ممکن است اثرات متفاوتی (به لحاظ شدت و/یا علامت) بر رفاه جامعه داشته باشد، این سؤال به ذهن خطور می‌کند که جایگزین کردن اقلام مختلف مالیاتی و بنابراین تغییر در ترکیب مالیاتی چه تأثیری بر سطح رفاه دارد. دو نوع مالیات ممکن است رفاه را کاهش (افزایش) دهند، اما جایگزین کردن آن نوع مالیاتی که اثر کوچکتری (بزرگتری) بر رفاه دارد برای نوع دیگر مالیات می‌تواند وضعیت رفاهی جامعه را بهبود بخشد. حالت دیگر این است که دو نوع مالیات اثرات رفاهی متفاوتی داشته باشند و در این مورد جایگزینی آن نوع مالیاتی که رفاه را افزایش می‌دهد برای دیگری نهایتاً منجر به بهبود رفاه می‌شود. بر این اساس، پژوهش حاضر در صدد پاسخ به این مسأله اساسی است که جایگزینی انواع مختلف مالیات‌ها برای یکدیگر با فرض ثابت ماندن کل درآمد مالیاتی دولت (اصطلاحاً، تغییرات بودجه - خنثای ترکیب مالیاتی) چه پیامدهای رفاهی برای جامعه ایران دارد؟ بدین منظور، ابتدا شاخص رفاه اجتماعی جینی برای دوره‌های مختلف اندازه‌گیری می‌شود و سپس با استفاده از یک مدل تجربی پیشنهادی اثرات رفاهی بودجه - خنثای تغییر در ترکیب مالیاتی بررسی می‌شود.

بنابراین، این مطالعه نه تنها به لحاظ موضوعی بلکه به لحاظ روش‌شناسی جنبه نوآوری داشته و محتوای جدیدی به ادبیات موضوع اضافه می‌نماید.

مقاله در شش بخش تنظیم شده است. پس از بیان مقدمه، ادبیات موضوع پژوهش در بخش دوم ارائه شده است. بخش سوم به روش‌شناسی پژوهش مشتمل بر تصریح مدل تجربی و روش اقتصادسنجی اختصاص یافته است. در بخش چهارم به معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها پرداخته شده است. در بخش پنجم، نتایج تجربی گزارش و تفسیر شده‌اند. سرانجام بخش ششم مقاله به نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی اختصاص یافته است.

۲- ادبیات موضوع پژوهش

مجموعه‌ای از اصول عقلایی در ادبیات مربوط به دولت رفاه مطرح شده است که به واسطه آن‌ها مداخله مالیاتی نه تنها اثرات بازتوزیعی مهمی به دنبال دارد، بلکه کارایی کلان اقتصادی را نیز تحت تاثیر قرار می‌دهد (لیندرت^۱، ۲۰۰۴). در رژیم‌های دولت رفاه، دولت‌ها نگران توزیع عادلانه منافع حاصل از فعالیت اقتصادی هستند که دلالت بر بعد برابری طراحی سیاست دارد (ساندرز^۲، ۲۰۱۰). علاوه بر این، دولت‌ها به دنبال سازمان‌دهی فعالیت اقتصادی به منظور استفاده بهینه از منابع اقتصادی هستند که به بعد کارایی طراحی سیاست اشاره دارد (مارس^۳، ۲۰۰۳). یکی از مشکلات اصلی پیش روی سیاست‌گذاران در طراحی ابزارهای سیاستی آن است که اهداف برابری و کارایی اغلب در تضاد با یکدیگر قرار دارند. به طور مشخص، سیاست عدالت محور دولت رفاه می‌تواند برخی موانع در فعالیت عاملین اقتصادی ایجاد نماید (مارس، ۲۰۱۰؛ موئینلو گالو و میراندا لسکانو^۴، ۲۰۲۲: ۵۶۳-۵۶۴). ادبیات مالیات بهینه در تعیین ساختار بهینه مالیات با هدف حداکثر کردن رفاه اجتماعی هر دو مساله کارایی و برابری را در نظر می‌گیرد (کاکوانی و سون^۵، ۲۰۲۱: ۱۸۶).

سن^۶ (۱۹۷۴) تابع رفاه اجتماعی جینی^۷ را پیشنهاد نموده است که در آن هر دو معیار کارایی و برابری مورد توجه قرار گرفته است. به طور کلی، یک تابع رفاه اجتماعی قاعده‌ای برای تجمیع

1. Lindert (2004)

2. Saunders (2010)

3. Mares (2003)

4. Muinelo-Gallo & Miranda Lescano (2022)

5. Kakwani & Son (2021)

6. Sen (1974)

7. Gini Social Welfare Function

مطلوبیت‌های مربوط به افراد مختلف جامعه ارائه می‌دهد. با فرض این که جامعه متشکل از n فرد با توزیع درآمد $[x_1, x_2, \dots, x_n] \approx \tilde{x}$ باشد، می‌توان یک تابع رفاه اجتماعی در فضای درآمد را به صورت زیر تعریف نمود:

$$W = W(x_1, x_2, \dots, x_n), \quad (1)$$

که x_i ($i = 1, 2, \dots, n$) بیان‌گر درآمد فرد i ام است. اتکینسن^۱ (۱۹۷۰) ارتباط میان رفاه اجتماعی و نابرابری درآمد را به صورت زیر تبیین می‌کند:

$$W = \mu(1 - I), \quad (2)$$

که μ بیان‌گر متوسط درآمد جامعه و I معیار نابرابری است که به عنوان نرخ (درصد) زیان رفاهی جامعه به دلیل نابرابری درآمد تفسیر می‌شود. با فرض این که x (درآمد جامعه) یک متغیر تصادفی با تابع چگالی $f(x)$ باشد، تابع رفاه اجتماعی جینی پیشنهاد شده توسط سن (۱۹۷۴) به عنوان میانگین وزنی سطوح درآمدی تعریف می‌شود:

$$W_G = \int_0^{\infty} x v(x, \tilde{x}) f(x) dx, \quad (3)$$

که $v(x, \tilde{x})$ بیان‌گر وزن تخصیص‌یافته به سطح درآمد x با توجه به توزیع درآمدی \tilde{x} است. برای این که تابع رفاه اجتماعی از ویژگی مساوات‌گرایی^۲ برخوردار باشد، وزن $v(x, \tilde{x})$ باید تابعی یکنواخت و کاهنده از x باشد؛ به طوری که وزن‌های بزرگ‌تر به افراد فقیرتر اختصاص یابد. علاوه بر این، درک این نکته ضرورت دارد که وزن $v(x, \tilde{x})$ به عنوان تابعی از کل بردار توزیع درآمد (\tilde{x}) و نه صرفاً درآمد x تعریف می‌شود که اشاره به یک تابع رفاه اجتماعی عمومی‌تر از تابع تفکیک‌پذیر جمعی^۳ دارد. یک تابع رفاه تفکیک‌پذیر جمعی از حاصل جمع اجزای رفاهی مستقل در جامعه به دست می‌آید. در این نوع تصریح، مطلوبیت هر مصرف‌کننده فقط بستگی به میزان مصرف خودش دارد و بنابراین هیچ‌گونه اثرات خارجی ناشی از مطلوبیت دیگر مصرف‌کنندگان وجود ندارد. فرض عدم وجود اثرات جانبی ممکن است بسیار محدودکننده

1. Atkinson (1970)

2. Egalitarian

3. Additive Separable

باشد، زیرا هر فرد رفاه خود را با دیگر افراد جامعه مقایسه کرده و چنان‌چه رفاه وی کمتر از دیگران باشد احساس محرومیت نسبی می‌نماید. این مفهوم نخستین بار در سال ۱۹۶۶ توسط رانسیمن^۱ در مقاله‌ای راجع به محرومیت نسبی و عدالت اجتماعی بیان شد. برای در نظر گرفتن ایده محرومیت نسبی، سن (۱۹۷۴) رفاه اجتماعی را از طریق تابع وزنی $v(x, \tilde{x})$ به رتبه‌بندی همه افراد جامعه مرتبط ساخت. در این چارچوب، هرچه فرد در مقیاس رفاهی پایین‌تری باشد، احساس محرومیت وی نسبت به دیگر افراد جامعه بیشتر است. بنابراین، مطابق با اصل رتبه‌بندی سن، وزن اختصاصی به سطح درآمد x بستگی به درصد افراد جامعه دارد که با توجه به بردار درآمدی معین \tilde{x} دارای درآمد بیشتر از x هستند. بر اساس این فرمول، تابع وزنی $v(x, \tilde{x})$ به صورت زیر به دست می‌آید:

$$v(x, \tilde{x}) = 2[1 - F(x)], \quad (۴)$$

که $F(x)$ تابع توزیع احتمال است. نکته این‌که مجموع وزن‌ها برای کل جامعه معادل ۱ است؛ یعنی:

$$\int_0^{\infty} v(x, \tilde{x}) f(x) dx = 2 \int_0^{\infty} [1 - F(x)] f(x) dx = 1. \quad (۵)$$

با قرار دادن معادله (۴) در رابطه (۳)، تابع رفاه اجتماعی سن به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$W_G = 2 \int_0^{\infty} x [1 - F(x)] f(x) dx. \quad (۶)$$

از طرف دیگر، با توجه به کاکوانی^۲ (۱۹۸۰)، شاخص جینی که معادل یک منهای دو برابر مساحت زیر منحنی لورنز است، را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$G = \frac{2}{\mu} \int_0^{\infty} x \left[F(x) - \frac{1}{2} \right] f(x) dx, \quad (۷)$$

با ترکیب روابط (۶) و (۷)، تابع رفاه اجتماعی جینی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$W_G = \mu(1 - G) = \mu - \mu G, \quad (۸)$$

^۱. Runciman

^۲. Kakwani (1980)

که W_G بیان‌گر شاخص رفاه اجتماعی جینی است، μ بیان‌گر درآمد متوسط جامعه (تولید ناخالص داخلی سرانه) است و G بیان‌گر شاخص یا ضریب جینی به عنوان معیاری برای نابرابری توزیع درآمد در جامعه است که دلالت بر درصد زیان رفاهی جامعه به دلیل نابرابری دارد. با توجه به این تابع، اگر درآمد سرانه جامعه و ضریب جینی در دسترس باشند، می‌توان شاخص رفاه اجتماعی را محاسبه کرد. اگر هیچ‌گونه نابرابری در جامعه وجود نداشته باشد ($G = 0$)، شاخص رفاه اجتماعی مقدار μ را به خود اختصاص می‌دهد. چنان‌چه نابرابری وجود داشته باشد ($G > 0$)، مقدار مطلق زیان رفاهی جامعه معادل μG است. در نتیجه، G یک معیار نسبی نابرابری است، زیرا اگر درآمد تمامی افراد جامعه به نسبت یکسانی تغییر کند، این ضریب ثابت باقی می‌ماند. از طرف دیگر، μG یک معیار مطلق نابرابری تلقی می‌شود، زیرا به سادگی می‌توان نشان داد که اگر درآمد تمامی افراد جامعه به مقدار یکسانی کاهش یا افزایش یابد، مقدار این شاخص تغییری نمی‌کند. بنابراین، تابع رفاه اجتماعی جینی هر دو معیار نسبی و مطلق نابرابری را فراهم می‌آورد (سن، ۱۹۷۴؛ کاکوانی، ۱۹۸۰؛ کاکوانی و سون، ۲۰۱۶).

انتخاب مالیات‌های مستقیم در مقابل مالیات‌های غیر مستقیم می‌تواند اثرات متفاوتی بر کارایی و برابری داشته باشد. در مدل رشد برون‌زای سولو^۱ (۱۹۵۶) و سوان^۲ (۱۹۵۶) سیاست مالیاتی نرخ رشد اقتصادی را در مسیر رسیدن به وضعیت پایدار تغییر می‌دهد. پس از رسیدن به وضعیت پایدار، نرخ رشد اقتصادی به وسیله نرخ برون‌زای پیشرفت فنی تعیین می‌شود و سیاست مالیاتی روی نرخ رشد اقتصادی در بلندمدت تاثیر معنی‌داری ندارد (کاشین^۳، ۱۹۹۵: ۲۳۸). در مدل‌های رشد نئوکلاسیک مالیات بر درآمد می‌تواند سطوح متغیرهای حقیقی را در یک وضعیت پایدار تحت تاثیر قرار دهد اما روی نرخ رشد آن‌ها تاثیری ندارد (ماناس-آنتن^۴، ۱۹۸۷: ۲). بنابراین کشورهایی که موانعی برای انباشت سرمایه و یا پیشرفت تکنولوژیکی از طریق مالیات‌های تصاعدی و بالا ایجاد می‌نمایند، نرخ رشد GDP پایین‌تری را تجربه خواهند نمود (کفلین^۵، ۲۰۱۸: ۱۸).

در مقابل مدل‌های رشد درون‌زای نسبتاً جدید کانال‌های مختلفی را شناسایی کرده‌اند که از طریق آن‌ها، تغییرات سیاست مالیاتی نرخ انباشت سرمایه (انسانی و فیزیکی)، بده- بستان‌های کار-

1. Solow (1956)

2. Swan (1956)

3. Caashin (1995)

4. Manas-Anton (1987)

5. Kefline (2018)

فراغت و در نتیجه رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (رجوع شود به بارو^۱، ۱۹۹۰، کینگ و ربلو^۲، ۱۹۹۰ و جونز و همکاران^۳، ۱۹۹۳). چنین اثراتی ممکن است حتی طولانی‌مدت باشد؛ بدین معنا که متغیرهای کلان نه تنها در طول فرآیند تعدیل کوتاه‌مدت تحت تأثیر قرار می‌گیرند، بلکه سطح حالت-پایدار تولید و در نهایت نرخ رشد اقتصادی بلندمدت نیز می‌تواند تحت تأثیر قرار گیرد (رجوع شود به مندوزا و همکاران^۴، ۱۹۹۷).

بر اساس تئوری متعارف اقتصادی مالیات‌ها منجر به اثرات منفی روی رشد اقتصادی می‌شوند. با در نظر گرفتن یک تابع تولید ساده به وضوح مشاهده می‌شود که سیاست مالیاتی می‌تواند رشد اقتصادی را از طریق اثرگذاری روی عرضه نیروی کار، سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و بهره‌وری کل عوامل تحت تأثیر قرار دهد (استویلوا^۵، ۲۰۱۷: ۲).

مالیات بر درآمد اشخاص اثر منفی روی رشد اقتصادی دارد چون موجب کاهش درآمد قابل تصرف و پس‌انداز می‌شود. در این شرایط افراد فراغت را به کار کردن ترجیح داده (مندوزا و همکاران، ۱۹۹۷ و آرنولد و همکاران^۶، ۲۰۱۱) و ترغیب به فرار از مالیات و اجتناب از پرداخت آن می‌شوند. بنابراین اثر توأم کاهش بهره‌وری و فرار مالیاتی موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. مالیات بر درآمد شرکت‌ها نیز روی رشد اقتصادی اثر منفی دارد (لی و گوردون^۷، ۲۰۰۵ و آرنولد، ۲۰۰۸). کاهش مالیات بر درآمد شرکت‌ها موجب افزایش انگیزه شرکت‌ها برای سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و فیزیکی، تحقیق و توسعه (R&D)، افزایش سودآوری بنگاه‌ها و توانایی برای رقابت در بازارهای داخلی و خارجی می‌شود. از طرفی کمپانی‌های خارجی اغلب تمایل دارند در کشورهایی که مالیات بر شرکت پایینی دارند سرمایه‌گذاری نمایند. همه این عوامل به طور مثبت رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (مودولی و مانیک^۸، ۲۰۲۰: ۲۲۶). به اعتقاد انجن و اسکینر^۹ (۱۹۹۶) افزایش قانونی مالیات بر درآمد اشخاص و شرکت‌ها موجب می‌شود نرخ سرمایه‌گذاری یا رشد خالص موجودی سرمایه کاهش یابد. همچنین این مالیات‌ها ممکن است با کاهش در مشارکت یا مقدار ساعات کاری یا آموزش، مهارت‌ها و کسب درآمد نیروی کار

1. Barro (1990)

2. King and Rebelo (1990)

3. Jones (1993)

4. Mendoza (1997)

5. Stoilova (2017)

6. Arnold (2011)

7. Lee and Gordon (2005)

8. Muduli & Manik (2020)

9. Engen & Skinner (1996)

موجب کاهش عرضه نیروی کار شوند. سیاست مالیاتی می‌تواند با کاهش تحقیق و توسعه به عنوان یک عامل کلیدی در افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه موجب کاهش رشد اقتصادی بلندمدت شود (کفلین، ۲۰۱۸: ۱۴).

مالیات بر مصرف مانند مالیات بر فروش، عوارض گمرکی و غیره، اثر متفاوتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت روی رشد اقتصادی دارد. در کوتاه‌مدت افزایش مالیات بر فروش به طور آنی قیمت کالا و خدمات را افزایش می‌دهد که این امر انگیزه‌ای برای تولیدکنندگان برای تولید بیشتر می‌شود (منیر و سلطان^۱، ۲۰۱۸ و یوجین و آبیگیل^۲، ۲۰۱۶). در حالی که در بلندمدت افزایش مالیات موجب ایجاد اختلال در قیمت عوامل و کاهش بازدهی نسبت به مقیاس تولید می‌شود. بنابراین اثر ترکیب مالیاتی روی رشد اقتصادی مبهم است (مودولی و مانیک، ۲۰۲۰: ۲۲۶).

با توجه به آن که تمام مالیات‌ها به یک اندازه تحریف‌کننده نیستند، اصلاح ترکیب درآمدهای مالیاتی دولت در سطح معینی از کل درآمد مالیاتی، به صورت انتقال از مالیات‌هایی که اثر تحریفی بیشتر دارند به مالیات‌هایی با اثرات تحریفی کمتر می‌تواند رشد اقتصادی را بهبود دهد (اکگان^۳، ۲۰۱۷: ۱۰). برخی از مطالعات نشان می‌دهد مالیات بر درآمد اشخاص و مالیات بر درآمد شرکت‌ها بیشترین اثر منفی را روی رشد اقتصادی دارند در حالی که مالیات بر مصرف، مالیات بر دارایی و مالیات بر محیط زیست اثر منفی کمتری روی رشد اقتصادی دارند (OECD، ۲۰۰۸؛ استویلو، ۲۰۱۷: ۲).

ادبیات مالیه عمومی در خصوص مالیات‌بندی عادلانه میان دو هدف برابری عمودی و برابری افقی تمایز قائل است. برابری عمودی اشاره به مالیات‌بندی تصاعدی (یا حداقل تناسبی) دارد و از طرف دیگر طبق برابری افقی افراد با سطح درآمد یکسان بدون توجه به منبع درآمد، باید مالیات یکسانی را پرداخت نمایند. هیچ‌کدام از این دو نوع برابری لزوماً به بازتوزیع درآمد کمک نمی‌کنند اما مالیات‌بندی بر پایه این اصول حداقل تضمینی برای افزایش نیافتن نابرابری موجود خواهد بود. این دو نوع برابری مدت زمان مدیدی است که به عنوان اصول محوری مالیات‌بندی مطرح شده است (ماسگریو، ۱۹۵۹؛ سلکوپف و لیرز^۴، ۲۰۱۶: ۹۲).

1. Munir and Sulatn (2018)

2. Eugene and Abigail (2016)

3. Akgun (2017)

4. Seelkopf & Lierse (2016)

مالیات‌های مستقیم بر پایه درآمد و دارایی افراد وضع می‌شوند، از این جهت اشخاص پرداخت‌کننده این نوع مالیات نمی‌توانند آن را به دیگری منتقل نمایند. این نوع مالیات‌ها به دلیل برخورداری از ماهیت تصاعدی نقش متعادل‌کننده توزیع درآمد را به‌عهده دارند. در حالی که مالیات‌های غیر مستقیم اغلب طبیعت تنازلی داشته و به همین دلیل بار این نوع مالیات‌ها بیشتر بر دوش افراد کم درآمد است.

اولین بار ماسگریو^۱ (۱۹۵۹) مفهوم تعلق مالیاتی تفاضلی^۲ را مطرح نمود که اشاره به این موضوع دارد که چگونه جایگزینی یک نوع مالیات با نوع دیگری از مالیات‌ها، یا به عبارتی ترکیب مالیاتی^۳، بر توزیع درآمد و رفاه جامعه تأثیر خواهد داشت. اولین مدل رسمی اقتصادی در خصوص ترکیب مالیاتی به اتکینسون و استیگلیتز^۴ (۱۹۷۶) مربوط می‌شود که نشان دادند توزیع درآمد عادلانه‌تر تنها از طریق مالیات بر درآمد حاصل می‌شود و لزومی به اعمال مالیات بر مصرف نیست.

در گذشته تأکید بیشتر روی مالیات بر درآمد بوده و سهم این مالیات از کل درآمدهای مالیاتی بیشتر از مالیات مصرفی (مالیات کالا و خدمات) بوده است؛ چرا که اعتقاد بر این بوده است که مالیات بر درآمد می‌تواند اهداف توزیعی را برقرار نماید. اما امروزه توجه بیشتری بر مالیات بر مصرف شده است و سهم این مالیات از کل درآمدهای مالیاتی در حال افزایش می‌باشد و اعتقاد بر این است که وضع مالیات بر مصرف قیمت‌های نسبی در بازارهای مختلف را تغییر داده و تخصیص منابع در این بازارها را نیز دچار تغییر می‌کند (صامتی و همکاران، ۱۳۹۴: ۵۲).

بنابر آنچه بیان شد، ترکیب مالیاتی می‌تواند اثرات متفاوتی بر کارایی و برابری داشته باشد و در نتیجه رفاه اجتماعی را تحت تأثیر قرار دهد. با این وجود مطالعات کمی در زمینه اثرات رفاهی تغییر ترکیب سیاست مالیاتی انجام شده است.

اتکینسون و استرن^۵ (۱۹۸۰) با استفاده از یک سیستم مخارج خطی و به کارگیری داده‌های مخارج خانوار در ایالت بریتانیا نشان می‌دهند کاهش مالیات بر درآمد و به دنبال آن افزایش مالیات بر ارزش افزوده موجب افزایش رفاه افرادی می‌شود که دستمزدهای بالاتری دارند.

1. Musgrave (1959)

2. Differential Tax Incidence

3. Tax Mix

4. Atkinson & Stiglitz (1976)

5. Atkinson & Stern (1980)

کولی و هانسن^۱ (۱۹۹۲) بر اساس مدل رشد نئوکلاسیک و با استفاده از مدل تعادل عمومی و با فرض متوازن بودن بودجه دولت در طول زمان برای آمریکا نشان می‌دهند جایگزینی مالیات بر مصرف برای مالیات بر عایدی سرمایه هزینه رفاهی برابر $۱۰/۳۵۲\%$ و جایگزینی مالیات بر درآمد نیروی کار برای مالیات بر عایدی سرمایه هزینه رفاهی برابر $۱۱/۲۲۹\%$ از تولید ناخالص ملی را به همراه خواهد داشت.

کلمن^۲ (۲۰۰۰) با بکارگیری مدل تعادل عمومی برای ایالات متحده آمریکا نشان می‌دهد با جایگزینی مالیات ثابت بر مصرف برای مالیات بر درآمد نیروی کار و مالیات بر عایدی سرمایه رفاه افزایش می‌یابد.

گمز^۳ (۲۰۰۰) ساختار مالیاتی حداکثرکننده رفاه را با استفاده از یک مدل رشد درون‌زای دویبخشی تعیین می‌نماید. نتایج بکارگیری مدل تعادل عمومی با فرض بودجه متوازن برای دولت در هر دوره نشان می‌دهد انتقال بار مالیاتی از سرمایه فیزیکی به نیروی کار موجب افزایش رفاه ایالات متحده آمریکا می‌شود.

گمز (۲۰۰۳) با در نظر گرفتن یک مدل رشد درون‌زای سه بخشی در حالت اقتصاد بسته و استفاده از مدل تعادل عمومی رقابتی و بر اساس توازن بودجه جاری دولت برای ایالات متحده آمریکا نشان می‌دهد جایگزینی مالیات بر درآمد نیروی کار برای مالیات بر عایدی سرمایه موجب کاهش رشد و کاهش رفاه در بلندمدت می‌شود. همچنین جایگزینی مالیات بر مصرف برای مالیات بر درآمد نیروی کار موجب افزایش رفاه و افزایش رشد در بلندمدت می‌شود.

عمران و استیگلitz^۴ (۲۰۰۵) با در نظر گرفتن بخش غیر رسمی نشان می‌دهند جایگزینی درآمد خنثی مالیات بر ارزش افزوده برای تعرفه موجب کاهش رفاه در کشورهای در حال توسعه می‌شود که دلیل این امر بزرگ بودن بخش غیر رسمی در این کشورها بیان شده است.

پاپاگریجیو^۵ (۲۰۰۹) با بکارگیری مدل تعادل عمومی پویا برای یونان نشان می‌دهد کاهش نرخ مالیات بر عایدی سرمایه و به دنبال آن افزایش نرخ مالیات بر مصرف افزایش رفاه را به همراه دارد ولی با در نظر گرفتن پویایی‌های انتقالی کاهش نرخ مالیات بر عایدی سرمایه و به دنبال آن افزایش نرخ مالیات بر مصرف افزایش رفاه بیشتری را در مقایسه با حالت قبل نتیجه می‌دهد.

1. Cooley & Hansen (1992)

2. Coleman (2000)

3. Gómez (2000)

4. Emran & Stiglitz (2005)

5. Papageorgiou (2009)

آنجلوپولس و همکاران^۱ (۲۰۱۲) اثر تغییرات بودجه- خنثای ترکیب مالیاتی (شامل مالیات بر درآمد نیروی کار، مالیات بر عایدی سرمایه و مالیات بر مصرف) بر رشد بلندمدت و رفاه اجتماعی را در چارچوب یک مدل تعادل عمومی و با استفاده از داده‌های مربوط به دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۰ برای اقتصاد بریتانیا بررسی می‌نمایند. این مدل یک نسخه تصادفی از مدل معروف لوکاس (۱۹۹۰) است که در آن، انباشت سرمایه انسانی به‌عنوان موتور رشد درون‌زا تلقی می‌شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اگر هدف سیاست‌گذاری مالیاتی بهبود رشد اقتصادی باشد، لازم است مالیات بر درآمد نیروی کار را کاهش و در مقابل مالیات بر مصرف و/یا مالیات بر عایدی سرمایه را افزایش داد. از طرف دیگر، چنان‌چه افزایش رفاه اجتماعی هدف سیاست‌گذاری مالیاتی باشد، بایستی مالیات بر عایدی سرمایه را کاهش و در مقابل مالیات بر درآمد نیروی کار و/یا مالیات بر مصرف را افزایش داد.

بوزنبرگ و همکاران^۲ (۲۰۱۴) با بکارگیری مدل تعادل عمومی پویا برای یک اقتصاد باز کوچک و با استفاده از داده‌های مربوط به ۲۱ کشور طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۶ نشان می‌دهند کاهش مالیات بر سرمایه (شامل سود سهام، سود تقسیم شده و عایدی سرمایه) موجب کاهش رفاه برخی از کشورها مانند برزیل، آلمان، اندونزی، لوکزامبورگ و آفریقای جنوبی و افزایش رفاه گروه دیگری از کشورها مانند استرالیا، کانادا، سوئیس و ایالت متحده آمریکا می‌شود.

چوی و همکاران^۳ (۲۰۱۷) در قالب یک مدل تعادل عمومی دو بخشی پویای تصادفی برای اقتصاد باز کوچک نشان می‌دهند در صورتی که محدودیتی برای استقراض بین‌المللی وجود نداشته باشد و از طرفی مصرف‌کنندگان هیچ عادت مصرفی نداشته باشند، کاهش مالیات بر درآمد شرکت و به دنبال آن افزایش مالیات بر مصرف در ترکیه موجب افزایش رفاه می‌شود که این اثرات رفاهی در بخش قابل تجارت بیشتر از بخش غیر قابل تجارت است.

آتیناسی و همکاران^۴ (۲۰۱۹) با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نئوکینزین‌ها نشان می‌دهند کاهش بودجه- خنثای مالیات بر درآمد کار در کشورهای استرالیا، آلمان، بلژیک و ایتالیا موجب افزایش رفاه و تولید می‌شود به گونه‌ای که اگر کاهش مالیات بر درآمد کار با کاهش مخارج عمومی همراه باشد، افزایش رفاه بیشتری را به همراه دارد و اگر با افزایش مالیات بر مصرف همراه باشد موجب افزایش بیشتری در تولید می‌شود.

1. Angelopoulos (2012)

2. Bösenberg (2014)

3. Choi (2017)

4. Attinasi (2019)

روسز^۱ (۲۰۲۰) ترکیب مالیاتی بهینه را در چارچوب یک مدل ایستای خطی با سه متغیر مالیات بر درآمد نیروی کار، مالیات بر عایدی سرمایه و مالیات غیر مستقیم (مالیات بر مصرف) به صورت عددی ارزیابی نموده است. نتایج حاصل از به کارگیری سیستم مخارج خطی مبتنی بر برآوردهای اقتصادسنجی نشان می‌دهد که مالیات غیر مستقیم (مالیات بر مصرف) سهم غالب در ترکیب بهینه مالیات‌ها دارد به گونه‌ای که این نوع مالیات بیش از ۸۰ درصد از درآمد مالیاتی بهینه را به خود اختصاص می‌دهد.

گیلمن^۲ (۲۰۲۱) با بکارگیری مدل تعادل عمومی نشان می‌دهد در صورت وجود فرار مالیاتی، افزایش نرخ مالیات موجب افزایش کشش مالیاتی و کاهش رفاه اجتماعی می‌شود که این تغییر در رفاه به طور قابل ملاحظه‌ای بیشتر از حالتی است که فرار مالیاتی برابر صفر در نظر گرفته می‌شود. در ادامه مطالعات داخلی در خصوص تأثیر انواع مالیات‌ها بر رفاه اجتماعی مرور می‌شود.

موسوی جهرمی (۱۳۸۱) اثرات توزیعی مالیات‌های غیر مستقیم را با محاسبه هزینه نهایی رفاه ناشی از اعمال مالیات غیر مستقیم بررسی نموده است. نتایج نشان می‌دهد که اعمال مالیات بر روی گروه‌های کالایی خوراکی‌ها، مسکن، حمل و نقل و بهداشت که مصرف عمومی دارند، نسبت به سایر گروه‌های کالایی هزینه رفاهی بالاتری را نتیجه می‌دهد.

مجتهد و احمدیان (۱۳۸۶) در پژوهشی به منظور آزمون این فرضیه که مالیات بر مصرف بهترین نظام مالیاتی است از مدل ماندل-فلیمنگ^۳ استفاده نموده‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل کلان-سنجی^۴ برای سه نظام مالیاتی (مالیات بر حقوق و دستمزد، مالیات بر واردات و مالیات بر مصرف) و با توجه به شوک بدهی دولت به سیستم بانکی و با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۴۷ نشان می‌دهد که نظام مالیات بر مصرف ثبات بیشتری در متغیرهای هدف شاخص قیمت‌ها، شاخص دستمزدها، رفاه خانوار و واردات ایجاد می‌نماید.

عرب مازار و باجلان (۱۳۸۷) به منظور تعیین نرخ‌های بهینه مالیات بر کالاها و خدمات در ایران، با تصریح تابع رفاه اجتماعی برگسون-ساموئلسون^۵ و وارد نمودن پارامتر گریز از نابرابری اجتماعی در آن نشان می‌دهند که در سطح پارامتر گریز از نابرابری اجتماعی صفر که فقط جنبه کارایی مالیات‌های غیر مستقیم مد نظر است، نرخ‌های بهینه مالیات بر کالاهای مختلف تقریباً یکسان

1. Revesz (2020)

2. Gillman (2021)

3. Mundell-Fleming Model

4. Macroeconometric Model

5. Bergson-Samuelson Social Welfare Function

هستند؛ ولی در سطوح دیگر، نرخ گریز از نابرابری اجتماعی که اهداف عدالت اجتماعی مالیات‌های غیر مستقیم در نظر گرفته می‌شود، نرخ‌های بهینه غیر یکسان هستند. با افزایش این پارامتر، پراکندگی نرخ‌ها بیشتر می‌شود و هزینه نهایی رفاه اجتماعی کاهش می‌یابد.

مهربانی و نصیری اقدام (۱۳۹۲) در پژوهشی ابتدا نرخ بهینه مالیات بر درآمد را بر اساس معیار حداکثر حداقل‌های رالز با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۷ و روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی محاسبه نمودند. طبق نتایج نرخ بهینه مالیات بر درآمد در کوتاه‌مدت برابر ۳/۱ درصد و در بلندمدت برابر با ۱/۲ درصد است. بر این اساس اگر نسبت مالیات به درآمد ملی برابر ۳/۱ درصد باشد و سپس درآمد مالیاتی به صورت یک‌جا و برابر میان تمام مودیان مالیاتی توزیع مجدد شود، از سویی موجب حذف نابرابری درآمدها در کوتاه‌مدت شده و از سویی موجب حداکثر شدن رفاه اجتماعی کل جامعه می‌شود.

صامتی و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی نرخ بهینه مالیات کالاها و خدمات را برای ۱۰ گروه از کالاها و خدمات مشمول این نوع مالیات و در ۸ سطح نرخ گریز از نابرابری اجتماعی با استفاده از مدل رمزی و تابع رفاه اجتماعی ساموئلسون-برگسون محاسبه نموده‌اند. طبق نتایج با افزایش نرخ گریز از نابرابری اجتماعی نرخ‌های بهینه مالیات از یکدیگر فاصله گرفته و در گروه‌های مختلف کالایی، تغییرات متفاوتی خواهند داشت. همچنین طبق نتایج گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها و دخانیات و سپس مسکن، بهداشت و درمان، ارتباطات و حمل و نقل و سایر کالاها و خدمات نسبت به سایر گروه‌ها پس از وضع مالیات، بیشترین هزینه رفاه اجتماعی را در پی خواهند داشت.

فرحناک و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی آثار افزایش سه گروه اصلی مالیاتی شامل؛ مالیات بر محصول، مالیات بر واردات و مالیات بر درآمد خانوارها و نیز افزایش همزمان هر سه نوع مالیات مذکور (در قالب سه سناریوی منفرد و یک سناریوی مرکب) را بر منابع و مصارف عمومی، GNP و رفاه اجتماعی در قالب مدل تعادل عمومی بررسی می‌نمایند. نتایج سناریوهای منفرد نشان می‌دهد بیشترین میزان تاثیرات مربوط به افزایش ۱۰ درصدی مالیات بر محصول است که منابع و مصارف عمومی را ۰/۸۸ و ۰/۷۹ درصد افزایش و کسری بودجه و رفاه را تا ۱۴/۰۴ و ۱/۵۸ درصد کاهش می‌دهد. اما در مجموع بهترین نتایج از اجرای سناریوی مرکب با کاهش ۱۹/۷۴ درصدی کسری بودجه متأثر از افزایش ۱/۲۶ و ۱/۱۳ درصدی منابع و مصارف عمومی در کنار صرفاً کاهش ۰/۱۴ درصدی رفاه حاصل می‌شود.

ستوده نیا و همکاران (۱۳۹۹) اثر وضع مالیات سبز در قالب سناریوهای مختلف (پایه ۵٪، ۱۰٪ و ۲۰٪) بر رفاه اجتماعی ایران را با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE) بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد همراه با افزایش نرخ وضع مالیات سبز از ۰٪ به ۵٪، ۱۰٪ و ۲۰٪ اگر یک شوک بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، رفاه اجتماعی به ترتیب، کمتر از ۱٪، بیش از ۱٪ و مجدداً کمتر از ۱٪ افزایش می‌یابد. بنابراین در میان سناریوهای مورد بررسی، وضع ۱۰٪ مالیات سبز، بهترین سناریو جهت افزایش رفاه اجتماعی است.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در مطالعات انجام شده اثر انواع مختلف مالیات‌ها (مالیات‌های مستقیم، مالیات‌های غیر مستقیم و اجزاء آن‌ها) بر رفاه اجتماعی در ایران ارزیابی شده است. هدف از این پژوهش بررسی اثرات رفاهی تغییرات بودجه- خنثای ترکیب مالیاتی یا به عبارتی اثرات جایگزینی اقلام مختلف مالیاتی (با فرض ثابت ماندن کل درآمد مالیاتی دولت) بر رفاه اجتماعی در ایران است.

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- تصریح مدل تجربی

این پژوهش درصدد پاسخ به این مسأله اساسی است که جایگزینی انواع مختلف مالیات‌ها برای یکدیگر با فرض ثابت ماندن بودجه دولت (اصطلاحاً، تغییر بودجه- خنثای ترکیب مالیاتی) چه پیامدهای رفاهی برای جامعه دارد. به عبارت دیگر، یک واحد (درصد) افزایش در سهم هر نوع مالیات از کل درآمد مالیاتی و متقابلاً یک واحد (درصد) کاهش در سهم هر یک از سه نوع مالیات دیگر به صورت مجزا چگونه رفاه اجتماعی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ به جهت آن‌که ترکیب مالیاتی نمی‌تواند به صورت یک متغیر واحد مانند تورم وارد مدل شود، چهار مدل رگرسیونی (۱۰) تا (۱۳) تصریح و به صورت مجزا برآورد می‌شوند که در هر یک از آن‌ها سهم یک نوع مالیات از کل درآمدهای مالیاتی منظور نشده است. سپس، بر مبنای «فرض ثابت بودن سایر متغیرها» در تفسیر ضرایب مدل‌های رگرسیونی، تأثیر افزایش سهم هر یک از انواع مالیات‌های لحاظ شده در مدل و در مقابل کاهش یکسان سهم مالیات لحاظ نشده (یعنی تغییر در ترکیب مالیاتی) بر رفاه اجتماعی مطالعه شده است. می‌توان کل درآمد مالیاتی را در چهار گروه شامل مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات‌های غیر مستقیم در نظر گرفت؛ به طوری که مجموع سهم این اقلام مالیاتی از کل درآمد مالیاتی معادل ۱۰۰ (درصد) باشد. در این صورت، خواهیم داشت:

$$RT + ST + WT + IT = 100, \quad (۹)$$

که RT، ST، WT و IT به ترتیب سهم درصدی مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات‌های غیر مستقیم از کل درآمد مالیاتی است. سپس، با توجه به اهداف مطالعه، معادلات رگرسیونی زیر تصریح می‌شوند:

$$W_t = \alpha_0 + \alpha_2 ST_t + \alpha_3 WT_t + \alpha_4 IT + \gamma_1 Z_t + u_{1t}, \quad (۱۰)$$

$$W_t = \beta_0 + \beta_1 RT_t + \beta_3 WT_t + \beta_4 IT + \gamma_2 Z_t + u_{2t}, \quad (۱۱)$$

$$W_t = \lambda_0 + \lambda_1 RT_t + \lambda_2 ST_t + \lambda_4 IT + \gamma_3 Z_t + u_{3t}, \quad (۱۲)$$

$$W_t = \delta_0 + \delta_1 RT_t + \delta_2 ST_t + \delta_3 WT_t + \gamma_4 Z_t + u_{4t}, \quad (۱۳)$$

که W بیان‌گر رفاه اجتماعی است. در هر یک از معادلات (۱۰) تا (۱۳)، این متغیر به عنوان تابعی از سه مورد از چهار نوع مالیات مذکور و برداری از دیگر متغیرهای توضیحی (Z) در نظر گرفته شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، قید صفر بر پارامترهای α_1 (ضریب RT_t در معادله اول)، β_2 (ضریب ST_t در معادله دوم)، λ_3 (ضریب WT_t در معادله سوم)، δ_4 (ضریب IT در معادله چهارم) تحمیل شده است.

با توجه به این که مجموع سهم چهار نوع مالیات از کل درآمدهای مالیاتی برای هر دوره زمانی مقدار ثابتی بوده (معادل ۱۰۰ درصد) و این که تصریح بخش غیر مالیاتی در همه معادلات رگرسیونی یکسان است، ضرایب متغیرهای غیر مالیاتی در هر یک از معادلات ($\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ و γ_4) مقادیر برآوردی یکسانی را به خود اختصاص می‌دهد و ضریب برآوردی هر یک از متغیرهای مالیاتی حاضر در معادله نام ($i=1, \dots, 4$) برابر است با قرینه ضریب برآوردی متغیر حذفی معادله نام در معادله‌ای که آن متغیر لحاظ نشده است. نهایتاً، ضریب هر یک از متغیرهای مالیاتی حاضر در هر یک از معادلات رگرسیونی نشان می‌دهد که اگر یک واحد افزایش (کاهش) در آن متغیر و یک واحد کاهش (افزایش) در متغیر حذفی مربوطه ایجاد شود رفاه اجتماعی چه میزان تغییر می‌کند. دلیل روشن است: به طور کلی، ضریب هر متغیر توضیحی در یک مدل رگرسیونی بیان‌گر میزان تغییر در متغیر وابسته به ازای یک واحد تغییر در آن متغیر با فرض ثابت ماندن سایر متغیرهای توضیحی است. از طرف دیگر، با توجه به این که مجموع چهار متغیر مالیاتی معادل ۱۰۰ (درصد) است، یک واحد افزایش (کاهش) در یکی از سه متغیر مالیاتی حاضر در مدل

و ثابت ماندن دو متغیر مالیاتی دیگر اشاره به کاهش (افزایش) یک واحدی متغیر مالیاتی لحاظ نشده در مدل دارد. بر این اساس، وقتی که اثر جایگزینی دو نوع مالیات بررسی می‌شود، یکی از این دو نتیجه حاصل می‌شود: (۱) دو نوع مالیات اثر یکسانی بر رفاه اجتماعی خواهند داشت. در این صورت، افزایش یک نوع مالیات و کاهش هم اندازه دیگری هیچ تغییری در رفاه اجتماعی ایجاد نمی‌کند و بنابراین ضرایب این دو نوع مالیات در دو معادله رگرسیونی متقابل به لحاظ آماری معنی‌دار نخواهد شد. (۲) افزایش یک نوع مالیات و کاهش متقابل دیگری رفاه اجتماعی را کاهش خواهد داد. در این صورت، ضریب اولی در معادله مربوطه منفی و معنی‌دار و ضریب دومی در معادله مربوطه مثبت و معنی‌دار خواهد شد. در این مورد، منطقی است که قدر مطلق ضرایب دو نوع مالیات مقادیر یکسانی باشند.

جهت درک بهتر مطالب فوق، نحوه تفسیر ضرایب متغیرهای مدل رگرسیونی اول در معادله (۱۰) تشریح می‌شود. در این مدل، سهم مالیات بر درآمد از کل درآمدهای مالیاتی (RT) لحاظ نشده است. ضریب α_2 بیان‌گر این است که اگر یک واحد تغییر در ST (سهم مالیات بر شرکت‌ها از کل درآمدهای مالیاتی) صورت گیرد، چه تغییری در W (رفاه اجتماعی) ایجاد می‌شود. با توجه به مفهوم رگرسیون، چنین تفسیری مبتنی بر ثابت ماندن سایر متغیرهای مدل (یعنی IT ، WT) و بردار Z است. از طرف دیگر، با توجه به این که مجموع متغیرهای مالیاتی ST ، RT و WT برابر با مقدار ثابت ۱۰۰ است (مجموع داده‌های سری زمانی مربوط به این متغیرها در هر دوره زمانی معادل ۱۰۰ است)، یک واحد تغییر در ST و ثابت ماندن WT و IT به معنای یک واحد تغییر معکوس در متغیر مالیاتی لحاظ نشده RT است. با توجه به این توضیحات، می‌توان ضریب α_2 را به عنوان میزان اثرگذاری تغییر در ترکیب مالیاتی در جهت جایگزینی مالیات بر شرکت‌ها (که سهم آن از کل درآمدهای مالیاتی با نماد ST نشان داده می‌شود) برای مالیات بر درآمد (که سهم آن از کل درآمدهای مالیاتی با نماد RT نشان داده می‌شود) بر متغیر وابسته W (رفاه اجتماعی) تفسیر کرد. قاعدتاً، قرینه این ضریب (یعنی $-\alpha_2$) بیان‌گر میزان اثرگذاری تغییر در ترکیب مالیاتی در جهت جایگزینی مالیات بر درآمد برای مالیات بر شرکت‌ها بر رفاه اجتماعی است. ضرایب هر یک از متغیرهای مالیاتی در هر چهار مدل رگرسیونی (۱۰) تا (۱۳) به همین شیوه تفسیر می‌شوند. لازم به ذکر است با توجه به این که هر یک از متغیرهای مالیاتی بیان‌گر سهم درصدی مالیات مربوطه از کل درآمدهای مالیاتی است، یک واحد افزایش در ST و متقابلاً یک واحد کاهش در

RT دلالت بر یکسان بودن تغییرات مطلق در مالیات بر درآمد و مالیات بر شرکت‌ها دارد. این استدلال برای سایر جایگزینی‌های مالیاتی نیز صادق است.

۳-۲- روش اقتصادسنجی

انتخاب روش مناسب برای برآورد معادلات رگرسیونی (۱۰) تا (۱۳) بسیار حائز اهمیت است. در این مطالعه، رویکرد هم‌انباشتگی مبتنی بر مدل خود رگرسیونی با وقفه توزیعی^۱ (ARDL) که توسط پسران و همکاران^۲ (۱۹۹۶)، پسران و شین^۳ (۱۹۹۸) و پسران و همکاران^۴ (۲۰۰۱) معرفی شده است، جهت آزمون هم‌انباشتگی و برآورد روابط بلندمدت میان متغیرها در هر یک از معادلات مذکور به کار گرفته می‌شود. یکی از مزایای اصلی رویکرد ARDL این است که برخلاف دیگر تکنیک‌های هم‌انباشتگی از قبیل رویکرد جوهانسن^۵، نیازی به انجام پیش‌آزمون ریشه واحد^۶ ندارد (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). با این وجود، اواتارا^۷ (۲۰۰۴) استدلال می‌کند که در حضور متغیرهایی با بیش از یک ریشه واحد (یا درجه انباشتگی^۸ بزرگتر از یک)، آماره F محاسبه شده در آزمون هم‌انباشتگی باند^۹ پسران و همکاران (۲۰۰۱) معتبر نیست، چرا که در این آزمون فرض می‌شود هر یک از متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ است. بنابراین، لازم است قبل از هر چیز، وضعیت مانایی متغیرها بررسی شود. علاوه بر این، رویکرد ARDL دارای ویژگی‌های نمونه کوچک بسیار خوبی است که به مقبولیت و محبوبیت آن نزد محققان افزوده است. با توجه به این که در مطالعه حاضر دوره زمانی مربوط به داده‌ها نسبتاً کوتاه محسوب می‌شود، انتظار می‌رود به کارگیری این رویکرد در مقایسه با رویکردهای رقیب نتایج قابل اعتمادتری به دست دهد.

پس از انجام آزمون‌های ریشه واحد و حصول اطمینان از این که حداکثر درجه انباشتگی (حداکثر ریشه واحد) متغیرها بزرگتر از یک نیست، در گام بعدی، تعداد وقفه‌های بهینه متغیرها در مدل $ARDL(p, q)$ به فرم معادله زیر تعیین می‌شود:

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \theta'_j x_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (14)$$

1. Autoregressive Distributed Lag

2. Pesaran (1996)

3. Pesaran & Shin (1998)

4. Pesaran (2001)

5. Johansen

6. Unit Root

7. Ouattara (2004)

8. Integration

9. Bounds Test

که x_t یک بردار $k \times 1$ از رگرسورهای چندگانه و θ_j یک بردار $k \times 1$ از ضرایب مربوطه است. برای این منظور، می‌توان از معیارهای اطلاعاتی^۱ مانند معیار اطلاعاتی آکائیک^۲ (AIC) و معیار اطلاعاتی شوارتز^۳ (SIC) استفاده کرد. گام بعدی، به کارگیری آزمون باند جهت تشخیص وجود یا عدم وجود ارتباط هم‌انباشتگی یا بلندمدت میان متغیرها است. برای این منظور، نخست، مدل رگرسیونی (۱۴) در یک فرم تصحیح خطا به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \theta' x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \varphi_j' \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (15)$$

که $\theta = \sum_{j=0}^q \theta_j$ ، $j = 1, \dots, p-1$ برای $\gamma_j = -\sum_{i=j+1}^p \phi_i$ ، $\rho = \sum_{j=1}^p \phi_j - 1$ ، $\varphi_0 = \theta_0$ ، $\varphi_j = -\sum_{i=j+1}^q \theta_j$ برای $j = 1, \dots, q-1$ ، سپس، فرضیه صفر عدم وجود هم‌انباشتگی میان متغیرها ($\rho = 0$ و $\theta = 0$) آزمون می‌شود. چنانچه این فرضیه از نظر آماری رد شود، یک ارتباط هم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل وجود دارد. چنانچه وجود رابطه هم‌انباشتگی (بلندمدت) میان متغیرها تشخیص داده شود، می‌توان این رابطه را در فرم زیر برآورد نمود:

$$y_t = \beta_0 + \beta' x_t + u_t. \quad (16)$$

که ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیحی به صورت $\beta = -\theta/\rho$ و $\beta_0 = -\alpha/\rho$ تعریف می‌شوند. بنابراین، می‌توان پس از برآورد معادله (۱۴) یا (۱۵)، بر اساس این روابط برآوردهایی را برای ضرایب بلندمدت به دست آورد. خطای استاندارد هر یک از ضرایب برآورد شده را نیز می‌توان با استفاده از روش دلتا^۴ محاسبه کرد. لازم به ذکر است که ضریب ρ در مدل (۱۵)، سرعت تعدیل^۵ نامیده می‌شود. این ضریب بیان می‌کند که در هر دوره زمانی چه سهمی از انحراف (مثبت یا منفی) متغیر وابسته از مسیر تعادلی بلندمدت تصحیح می‌شود.

1. Information Criterion

2. Akaike Information Criterion

3. Schwarz Information Criterion

4. Delta

5. Speed of Adjustment

۴- معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها

همان‌طور که قبلاً توضیح داده شد، در هر یک از معادله‌های رگرسیونی مربوط به مدل تجربی، رفاه اجتماعی (W) به عنوان تابعی از سه مورد از متغیرهای ST ، RT و WT و IT که به ترتیب بیان‌گر سهم مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات‌های غیر مستقیم از کل درآمد مالیاتی دولت هستند و نیز برداری از دیگر متغیرهای توضیحی (Z) در نظر گرفته شده است. لازم به ذکر است که علاوه بر مالیات‌ها، عوامل متعدد دیگری نیز می‌توانند وضعیت رفاهی جامعه را تحت تاثیر قرار دهند که در عمل نمی‌توان همه آن‌ها را وارد مدل نمود. در این پژوهش، بر اساس ادبیات موجود، نرخ تورم (INF) به عنوان درصد تغییر شاخص قیمت مصرف‌کننده، نسبت هزینه‌های جاری دولت به تولید ناخالص داخلی (GCE) و درجه باز بودن اقتصاد^۱ (OPE) به عنوان مهم‌ترین متغیرهایی که می‌توانند تغییرات رفاه اجتماعی را توضیح دهند، به همه معادلات رگرسیونی افزوده شده‌اند. ضمناً، درجه باز بودن اقتصاد با استفاده از معیار رایج نسبت حجم تجارت (مجموع صادرات و واردات) به تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری می‌شود. داده‌های مربوط به متغیرهای پژوهش بازه زمانی ۱۳۹۷-۱۳۶۱^۲ را پوشش می‌دهند. رفاه اجتماعی با استفاده از تابع رفاه اجتماعی آمارتیا سن به صورت $W_G = \mu(1 - G)$ به دست آمده است که G بیان‌گر ضریب جینی است که در دامنه صفر تا یک تعریف می‌شود و μ بیان‌گر تولید ناخالص داخلی سرانه (میلیارد ریال) به قیمت ثابت ۱۳۹۰ است. بر این اساس واحد اندازه‌گیری شاخص رفاه اجتماعی جینی (W_G) با μ یکسان است. داده‌های توزیع درآمد برای سال‌های ۱۳۶۲-۱۳۶۱ تنها به صورت گروهی (با انتهای باز) در دسترس است. بنابراین، ضریب جینی مربوط به این سال‌ها از مطالعه ابونوری (۱۳۷۶) به دست آمده است. لازم به ذکر است که در این مطالعه، ضریب جینی با استفاده از یک مدل پارامتریکی پیشنهادی برآورد شده است. علاوه بر این، داده‌های ضریب جینی برای سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۶۳ از پایگاه مرکز آمار ایران تهیه شده‌اند. منبع داده‌های مربوط به هر یک از اقلام مالیاتی خلاصه تحولات اقتصادی کشور است و اطلاعات آماری سایر متغیرها از نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده است. برخی از آماره‌های توصیفی مربوط به داده‌ها در جدول (۱) گزارش شده است.

^۱. Openness

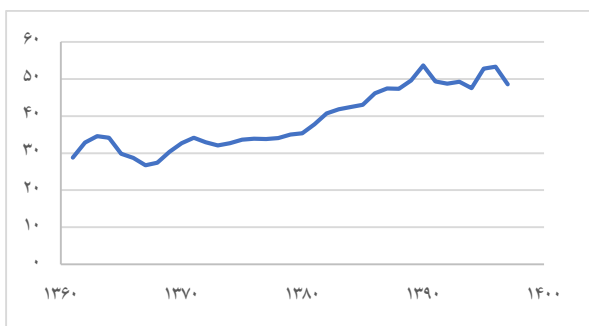
^۲. انتخاب دوره زمانی بر اساس دسترسی به داده‌های مربوط به همه متغیرها در زمان پژوهش صورت گرفته است.

جدول ۱: آماره‌های توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مدل

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
W	۳۷	۱۲/۴۷۱۶۹	۳/۱۵۸۱۵۱	۸/۰۷۶۸۹۱	۱۸/۲۱۵۳۹
RT	۳۷	۱۵/۸۰۴۱۴	۳/۳۵۲۴۸۷	۱۱/۳۰۸۰۰	۲۵/۵۵۹۹۶
ST	۳۷	۳۶/۶۴۳۳۹	۷/۷۹۴۵۵۱	۲۴/۹۵۵۲۳	۵۵/۷۶۰۰۴
WT	۳۷	۴/۴۲۱۶۲۴	۱/۴۷۵۸۵۸	۲/۴۷۴۳۳۰	۸/۲۹۱۹۴۱
IT	۳۷	۴۳/۱۳۰۸۴	۸/۷۸۸۹۸۳	۲۲/۷۵۶۷۳	۵۸/۸۱۳۵۸
OPE	۳۷	۰/۴۰۳۴۱۰	۰/۱۰۷۶۸۴	۰/۱۴۱۴۴۹	۰/۶۵۰۵۰۸
GCE	۳۷	۰/۱۲۴۶۹۵	۰/۰۲۱۷۷۸	۰/۰۹۲۳۷۰	۰/۱۸۴۸۴۶
INF	۳۷	۲۰/۱۴۵۶۷	۱۰/۷۷۴۸۶	۰/۴۲۹۲۳۹	۴۹/۸۹۶۸۶

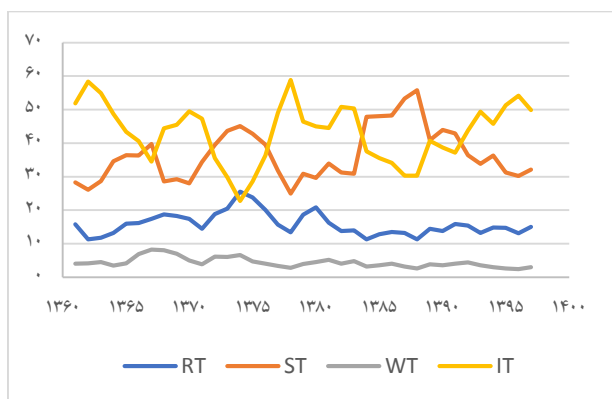
منبع: بانک مرکزی و مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران

علاوه بر این، نمودارهای مربوط به شاخص رفاه اجتماعی (W) و سهم درصدی مالیات‌های مختلف از کل درآمد مالیاتی دولت (مالیات بر درآمد (RT)، مالیات بر شرکت‌ها (ST)، مالیات بر ثروت (WT) و مالیات‌های غیر مستقیم (IT)) برای بازه زمانی ۱۳۹۷-۱۳۶۱ به ترتیب در شکل‌های (۱) و (۲) ترسیم شده‌اند. با توجه به شکل (۱)، شاخص رفاه از سال ۱۳۶۷ تا سال ۱۳۹۰ روند صعودی طی کرده است؛ به طوری که مقدار آن از ۲۶/۷۳۳ در سال ۱۳۶۷ به ۵۳/۶۲۳ در سال ۱۳۹۰ رسیده است. با این وجود، از سال ۱۳۹۰ به بعد این روند با نوساناتی همراه بوده است. همچنین، شکل (۲) نشان می‌دهد که سهم مالیات بر ثروت (WT) همواره از سهم هر یک از مالیات‌های دیگر کمتر بوده است و در کانال ۲/۴۷٪ و ۸/۲۹٪ نوسانات ملایمی داشته است. پس از آن، سهم مالیات بر درآمد (RT) در کانال ۱۱/۳۰۸٪ و ۲۵/۵۶٪ نوسان داشته است. این نوع مالیات نیز همواره از مالیات بر ثروت بیشتر اما از دو نوع مالیات دیگر کمتر بوده است. همان طور که ملاحظه می‌شود، مالیات‌های غیر مستقیم (IT) و مالیات بر شرکت‌ها (ST) نسبت به دو نوع مالیات دیگر سهم بیشتری از درآمدهای مالیاتی دولت را به خود اختصاص داده‌اند؛ به طوری که مالیات‌های غیر مستقیم در کانال ۲۲/۷۵۷٪ و ۵۸/۸۱۴٪ و مالیات بر شرکت‌ها در کانال ۲۴/۹۵۵٪ و ۵۵/۷۶٪ نوسانات خیلی بزرگتری را تجربه کرده و در دوره‌های زمانی مختلف از یکدیگر پیشی گرفته‌اند.



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۱: شاخص رفاه اجتماعی محاسبه شده



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۲: سهم درصدی مالیات‌های مختلف از کل درآمد مالیاتی دولت

۵- برآورد مدل و تفسیر نتایج

در این بخش، ابتدا وضعیت مانایی سری‌های زمانی با استفاده از آزمون فیلیپس- پرون^۱ بررسی می‌شود. نتایج آزمون در جدول (۲) گزارش شده است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، فرضیه صفر ریشه واحد برای متغیرهای مالیاتی، رفاه اجتماعی و درجه بازبودن اقتصاد نمی‌تواند در سطح اطمینان قابل قبولی رد شود. از طرفی این فرضیه برای متغیر نسبت هزینه‌های جاری دولت به تولید ناخالص داخلی در تصریح اول (با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی) در سطح معنی‌داری ۱٪ و در تصریح‌های دوم (با عرض از مبدأ و روند زمانی) و سوم (بدون عرض از مبدأ و روند زمانی) در سطوح معنی‌داری ۱٪، ۵٪ یا ۱۰٪ نمی‌تواند رد شود.

^۱. Phillips-Perron

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون برای متغیرهای مدل

تفاضل اول			سطح				
p-value	آماره آزمون	تصریح	متغیر	p-value	آماره آزمون	تصریح	متغیر
۰/۰۰۰۴	-۴/۸۳۹۵۴۵	C	ΔW	۰/۷۸۱۳	-۰/۸۵۵۷۱	C	W
۰/۰۰۲۶	-۴/۷۷۱۷۴۳	C/T		۰/۴۸۹۱	-۲/۱۷۳۸۹۵	C/T	
۰/۰۰۰۰	-۴/۸۰۸۱۷۰	No		۰/۹۶۴۰	۱/۴۹۲۶۱۵	No	
۰/۰۰۰۰	-۷/۱۱۲۶۲۸	C	ΔRT	۰/۱۵۸۷	-۲/۳۶۳۹۴۳	C	RT
۰/۰۰۰۰	-۸/۷۵۸۶۷۵	C/T		۰/۴۰۲۰	-۲/۳۴۲۰۴۲	C/T	
۰/۰۰۰۰	-۷/۲۹۹۸۰۸	No		۰/۵۶۵۰	-۰/۳۱۵۱۰۴	No	
۰/۰۰۰۰	-۵/۸۷۵۰۳۶	C	ΔST	۰/۱۲۴۷	-۲/۴۹۶۴۹۰	C	ST
۰/۰۰۰۱	-۵/۹۰۶۹۳۵	C/T		۰/۳۷۴۶	-۲/۳۹۶۴۸۹	C/T	
۰/۰۰۰۰	-۵/۹۶۰۰۳۵	No		۰/۵۶۰۲	-۰/۳۲۷۶۷۹	No	
۰/۰۰۰۰	-۶/۶۰۸۴۹۳	C	ΔWT	۰/۲۹۹۱	-۱/۹۶۷۷۰۸	C	WT
۰/۰۰۰۰	-۷/۵۹۴۶۰۸	C/T		۰/۲۴۹۱	-۲/۶۸۳۰۱۲	C/T	
۰/۰۰۰۰	-۶/۴۹۰۸۲۴	No		۰/۴۴۴۲	-۰/۶۱۴۲۹۷	No	
۰/۰۰۰۶	-۴/۶۹۵۶۷۲	C	ΔIT	۰/۱۰۹۷	-۲/۵۶۳۷۴۲	C	IT
۰/۰۰۲۰	-۴/۸۷۸۷۹۹	C/T		۰/۳۵۵۲	-۲/۴۳۷۹۰۰	C/T	
۰/۰۰۰۰	-۴/۷۸۳۵۹۷	No		۰/۵۱۶۳	-۰/۴۴۱۲۹۸	No	
۰/۰۲۱۳	-۳/۳۲۳۲۱۹	C	ΔOPE	۰/۷۱۱۴	-۱/۰۸۴۳۷۷	C	OPE
۰/۰۵۰۴	-۳/۵۴۰۸۵۷	C/T		۰/۳۴۴۱	-۲/۴۶۱۳۳۷	C/T	
۰/۰۰۱۶	-۳/۳۲۲۷۸۰	No		۰/۷۹۷۹	۰/۴۱۵۸۹۹	No	
۰/۰۰۰۰	-۶/۳۹۱۶۶۷	C	ΔGCE	۰/۰۲۰۵	-۳/۳۳۴۵۹۳	C	GCE
۰/۰۰۰۰	-۸/۳۶۲۴۹۱	C/T		۰/۱۳۹۰	-۳/۰۲۷۹۰۰	C/T	
۰/۰۰۰۰	-۶/۳۶۹۸۲۷	No		۰/۱۳۵۵	-۱/۴۴۷۹۶۷	No	
۰/۰۰۰۰	-۸/۳۰۷۲۲۰	C	ΔINF	۰/۰۰۷۹	-۳/۷۱۷۳۳۸	C	INF
۰/۰۰۰۰	-۷/۹۸۸۹۹۰	C/T		۰/۰۳۷۱	-۳/۶۷۶۳۷۹	C/T	
۰/۰۰۰۰	-۸/۴۶۵۵۵۹	No		۰/۳۰۹۴	-۰/۹۲۴۲۷۵	No	

منبع: یافته‌های پژوهش

نمادهای C، C/T و No به ترتیب نشان‌گر تصریح‌های با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی، با عرض از مبدأ و روند زمانی و بدون عرض از مبدأ و روند زمانی هستند. مقادیر احتمال آماری (p-value) بر حسب مقادیر بحرانی مک کینون محاسبه شده‌اند. فرضیه صفر بیان‌گر وجود ریشه واحد است.

این فرضیه برای متغیر نرخ تورم نیز در تصریح‌های دوم در سطح معنی‌داری ۱٪ و سوم در سطوح معنی‌داری ۱٪، ۵٪ یا ۱۰٪ نمی‌تواند رد شود. در مقابل، این فرضیه برای تفاضل مرتبه اول متغیرها در سطح اطمینان قابل قبولی رد می‌شود. بنابراین شرط لازم برای به کارگیری رویکرد هم‌انباشتگی باند مبنی بر این که حداکثر ریشه واحد برای متغیرها باید معادل یک باشد، تأمین می‌شود.

در مرحله دوم، مدل ARDL با عرض از مبدأ و روند زمانی نامقید برای هر یک از تصریح‌های مورد نظر برآورد و تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از مدل‌های ARDL با استفاده از معیار اطلاعاتی شوارتز (SIC) تعیین شده است (متغیرهایی که ضرایبشان قرینه است مقید به برابری

تعداد وقفه‌ها شده‌اند). طبق نتایج در جدول (۳) که برای همه مدل‌ها یکسان است، آزمون والد مبتنی بر آماره F استاندارد نشان می‌دهد که کل مدل به لحاظ آماری معنی‌دار است. همچنین با توجه به نتایج آزمون ARCH در جدول (۳)، فرضیه صفر همسانی واریانس نمی‌تواند در سطح معنی‌داری قابل قبولی رد شود.

لازم به ذکر است که توجه به مسئله «همبستگی سریالی یا خودهمبستگی» اجزاء خطا در برآورد مدل‌های ARDL بسیار حائز اهمیت است. آزمون دورین-واتسون^۱ (DW) یکی از رایج‌ترین آزمون‌ها برای تشخیص همبستگی سریالی محسوب می‌شود. با این وجود، این آزمون مبتنی بر فرض برون‌زایی اکید متغیرهای توضیحی است. در مورد مدل‌های ARDL، به جهت آن‌که متغیرهای توضیحی شامل وقفه یا وقفه‌های متغیر وابسته هستند، فرض برون‌زایی اکید به وضوح نقض می‌شود. بنابراین، نسخه دیگری از آزمون دورین-واتسون معرفی شده است که اجازه می‌دهد متغیرهای الزاماً برون‌زای اکید نباشند (وولدریج^۲، ۲۰۲۰). فرضیه صفر در این آزمون دو طرفه دلالت بر عدم وجود همبستگی سریالی یا خودهمبستگی اجزاء خطا در مدل اصلی دارد. آماره و مقدار احتمال آماری (p-value) مربوط به این آزمون برای مدل‌های ARDL برآورد شده به ترتیب معادل ۱/۷۵۴- و ۰/۱۰۳۰ به دست آمده‌اند. بنابراین، فرضیه صفر دال بر عدم وجود همبستگی سریالی نمی‌تواند حتی در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد رد شود. در نتیجه، نگرانی در خصوص مسئله همبستگی سریالی و عواقب آن وجود ندارد.

در مرحله بعد از رویکرد بانند به منظور تشخیص رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها استفاده می‌شود. نتایج این آزمون با توجه به آن‌که متغیر وابسته و متغیرهای غیر مالیاتی برای همه معادلات یکسان هستند و نیز با توجه به شرایطی که بر متغیرهای مالیاتی حاکم است، برای چهار مدل یکسان است. با توجه به نتایج جدول (۳)، از آن‌جا که مقدار آماره F در سطح اطمینان ۹۹ درصد بزرگتر از بانند (مقدار بحرانی) بالا است، یک ارتباط تعادلی بلندمدت میان متغیرهای پژوهش در هر یک از مدل‌ها وجود دارد.

ثبات و پایداری پارامترهای مدل ARDL در طول زمان از اهمیت بالایی برخوردار است. در این مطالعه از تکنیک حاصل جمع تجمعی^۳ (CUSUM) که توسط براون و دیگران^۴ (۱۹۷۵) پیشنهاد

^۱. Durbin-Watson

^۲. Wooldridge (2020)

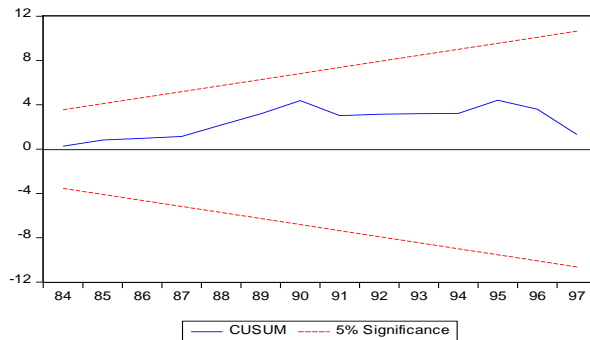
^۳. Cumulative Sum

^۴. Brown (1975)

شده است، برای ارزیابی تغییرات ساختاری مدل‌های ARDL استفاده شده است. با توجه به شکل (۳) مقدار آماره آزمون در همه دوره‌ها (نمونه‌های متوالی) در بین مقادیر بحرانی قرار گرفته است. در نتیجه فرضیه صفر دال بر ثبات ضرایب مدل نمی‌تواند در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شود (نتایج برای مدل‌های مختلف مطالعه یکسان است).

جدول ۳: نتایج برآورد ضرایب بلندمدت (بردارهای هم‌انباشتی)

آزمون‌های تشخیصی							
R ²		ARCH (p-value)		آماره F (p-value)			
۰/۹۸۷۸۲۷		۰/۴۸۷۰۷۰ (۰/۴۹۰۳)		۵۶/۸۰۳۳۳ (۰/۰۰۰۰۰۰)			
آزمون باند (تشخیص ارتباط هم‌انباشتی)							
مقادیر بحرانی				سطح معنی‌داری	آماره آزمون F		
باند بالا		باند پایین					
۲/۹۴		۱/۹۹		٪۱۰	۶/۴۸۸۶۴۴		
۳/۲۸		۲/۲۷		٪۵			
۳/۹۹		۲/۸۸		٪۱			
بردار هم‌انباشتی (ارتباط بلندمدت)							
مدل دوم				مدل اول			
سطح احتمال	انحراف معیار	ضریب	رگرسور	سطح احتمال	انحراف معیار	ضریب	رگرسور
۰/۰۲۹۸	۰/۴۵۹۸۸۱	۱/۱۱۲۰۲۹	RT _t	۰/۰۲۹۸	۰/۴۵۹۸۸۱	-۱/۱۱۲۰۲۹	ST _t
۰/۰۴۲۰	۰/۶۵۵۹۲۰	۱/۴۶۷۷۳۳	WT _t	۰/۵۶۲۹	۰/۶۰۰۱۸۰	۰/۳۵۵۷۰۳	WT _t
۰/۸۵۳۵	۰/۰۲۲۵۳۶	-۰/۰۱۳۶۴۲	IT _t	۰/۰۲۲۲	۰/۴۳۷۹۶۱	-۱/۱۲۵۶۷۲	IT _t
۰/۰۰۰۱	۰/۱۸۸۲۹۳	-۱/۰۳۰۳۹۱	INF _t	۰/۰۰۰۱	۰/۱۸۸۲۹۳	-۱/۰۳۰۳۹۱	INF _t
۰/۰۳۰۴	۴۶/۴۶۵۲۲	-۱۱۱/۸۸۳۹	GCE _t	۰/۰۳۰۴	۴۶/۴۶۵۲۲	-۱۱۱/۸۸۳۹	GCE _t
۰/۰۰۰۰	۱۲/۴۶۳۷۳	۱۰۰/۰۵۲۲	OPE _t	۰/۰۰۰۰	۱۲/۴۶۳۷۳	۱۰۰/۰۵۲۲	OPE _t
مدل چهارم				مدل سوم			
سطح احتمال	انحراف معیار	ضریب	رگرسور	سطح احتمال	انحراف معیار	ضریب	رگرسور
۰/۰۲۲۲	۰/۴۳۷۹۶۱	۱/۱۲۵۶۷۲	RT _t	۰/۵۶۲۹	۰/۶۰۰۱۸۰	-۰/۳۵۵۷۰۳	RT _t
۰/۸۵۳۵	۰/۰۲۲۵۳۶	-۰/۰۱۳۶۴۲	ST _t	۰/۰۴۲۰	۰/۶۵۵۹۲۰	-۱/۴۶۷۷۳۳	ST _t
۰/۰۳۱۸	۰/۶۲۱۳۵۷	۱/۴۸۱۳۷۵	WT _t	۰/۰۳۱۸	۰/۶۲۱۳۵۷	-۱/۴۸۱۳۷۵	IT _t
۰/۰۰۰۱	۰/۱۸۸۲۹۳	-۱/۰۳۰۳۹۱	INF _t	۰/۰۰۰۱	۰/۱۸۸۲۹۳	-۱/۰۳۰۳۹۱	INF _t
۰/۰۳۰۴	۴۶/۴۶۵۲۲	-۱۱۱/۸۸۳۹	GCE _t	۰/۰۳۰۴	۴۶/۴۶۵۲۲	-۱۱۱/۸۸۳۹	GCE _t
۰/۰۰۰۰	۱۲/۴۶۳۷۳	۱۰۰/۰۵۲۲	OPE _t	۰/۰۰۰۰	۱۲/۴۶۳۷۳	۱۰۰/۰۵۲۲	OPE _t
سرعت تعدیل							
p-value		آماره t		انحراف معیار		β̂	
۰/۰۰۰۰		-۸/۸۲۴۰۴۲		۰/۰۵۰۱۵۸		-۰/۴۴۲۵۹۵	



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۳: آزمون پایداری CUSUM

با توجه به وجود ارتباط تعادلی بلندمدت میان متغیرها، می‌توان ضرایب بلندمدت را برآورد و تفسیر نمود. نتایج در جدول (۳) نشان می‌دهد افزایش درجه باز بودن اقتصاد موجب افزایش معنی‌داری در رفاه اجتماعی می‌شود در حالی که افزایش نرخ تورم و همچنین افزایش نسبت هزینه‌های جاری به GDP رفاه اجتماعی را به صورت معنی‌داری کاهش می‌دهد.

تمرکز اصلی این مطالعه بر روی ضرایب متغیرهای مالیاتی (به عنوان سهم هر یک از انواع مالیات‌ها از کل درآمد مالیاتی) و معنی‌داری آماری آن‌ها است. در مدل اول ضریب متغیر ST (سهم مالیات بر شرکت‌ها از کل درآمدهای مالیاتی) معادل $-1/112029$ برآورد شده است و از نظر آماری معنادار است. این نشان می‌دهد که یک واحد افزایش (کاهش) در ST و در مقابل همان اندازه کاهش (افزایش) در RT منجر به کاهشی (افزایشی) معادل $1/112029$ در رفاه اجتماعی می‌شود. از طرف دیگر، به طور منطقی، ضریب متغیر RT در مدل دوم که متغیر ST در آن حضور ندارد معادل $1/112029$ (یعنی قرینه ضریب ST) برآورد شده است. بنابراین، جایگزینی بودجه-خنثی مالیات بر درآمد برای مالیات بر شرکت‌ها منجر به افزایش رفاه اجتماعی می‌شود. ضریب متغیر WT (سهم مالیات بر ثروت از کل درآمد مالیاتی) در این معادله برابر $0/355703$ برآورد شده است ولی به لحاظ آماری معنادار نیست. این نتیجه نشان می‌دهد افزایش (کاهش) در سهم مالیات بر ثروت و در مقابل همان میزان کاهش (افزایش) در سهم مالیات بر درآمد هیچ اثر معنی‌داری بر رفاه اجتماعی ندارد. به عبارت دیگر، این دو نوع مالیات نقش یکسانی در رفاه اجتماعی دارند و جایگزینی آن‌ها برای همدیگر هیچ تأثیری بر رفاه اجتماعی ندارد. از طرفی ضریب متغیر IT (سهم مالیات‌های غیر مستقیم از کل درآمدهای مالیاتی) در مدل اول معادل $-1/125672$ و ضریب متغیر RT در مدل چهارم معادل $1/125672$ برآورد شده است و به لحاظ آماری معنادار می‌باشند.

بنابراین یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات‌های غیر مستقیم و در مقابل یک واحد کاهش (افزایش) در سهم مالیات بر درآمد موجب می‌شود رفاه اجتماعی به میزان $1/125672$ کاهش (افزایش) یابد. به عبارت دیگر، جایگزینی بودجه-خنثی مالیات بر درآمد برای مالیات‌های غیر مستقیم منجر به افزایش رفاه اجتماعی می‌شود.

در مدل دوم، ضریب متغیر WT معادل $1/467733$ و ضریب متغیر ST در مدل سوم معادل $-1/467733$ برآورد شده‌اند و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند. بنابراین یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات بر ثروت از کل درآمد مالیاتی و یک واحد کاهش (افزایش) همزمان در سهم مالیات بر شرکت‌ها موجب می‌شود رفاه اجتماعی به اندازه $0/203559$ افزایش (کاهش) یابد. بنابراین، جایگزینی بودجه-خنثی مالیات بر ثروت برای مالیات بر شرکت‌ها منجر به افزایش رفاه اجتماعی می‌شود. همچنین ضریب متغیر IT معادل $-0/13642$ برآورد شده است اما به لحاظ آماری معنادار نیست. از این رو، یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات‌های غیر مستقیم و در مقابل یک واحد کاهش (افزایش) در سهم مالیات بر شرکت‌ها اثر معنی‌داری بر رفاه اجتماعی ندارد.

در مدل سوم، متغیر WT (سهم مالیات بر ثروت) حذف شده است. با توجه به نتایج حاصل از برآورد این مدل، ضریب IT معادل $-1/481375$ برآورد شده است و به لحاظ آماری معنی‌دار است. در مدل چهارم ضریب متغیر WT نیز به طور معنی‌داری معادل $1/481375$ برآورد شده است. این بیان می‌کند یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات‌های غیر مستقیم و در مقابل یک واحد کاهش (افزایش) در سهم مالیات بر ثروت موجب می‌شود رفاه اجتماعی به میزان $1/481375$ کاهش (افزایش) یابد. به عبارتی، جایگزینی بودجه-خنثی مالیات بر ثروت برای مالیات‌های غیر مستقیم منجر به افزایش رفاه اجتماعی می‌شود.

در مدل چهارم، متغیر IT حذف شده است. بنابراین، با استفاده از نتایج مربوطه به برآورد این مدل می‌توان تأثیر جایگزینی این نوع مالیات با مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها و مالیات بر ثروت را بررسی کرد. با توجه به این که ضرایب مربوطه به ترتیب در مدل‌های اول، دوم و سوم ظاهر شده‌اند، این مدل هیچ اطلاعات اضافی ارائه نمی‌دهد و می‌توان از برآورد آن صرف نظر کرد.

نتایج تغییر در ترکیب انواع مالیات‌ها بر رفاه اجتماعی در جدول (۴) ارائه شده‌اند. این جدول نشان می‌دهد جایگزینی بودجه-خنثای مالیات‌های ستون اول برای مالیات‌های ستون دوم یا به عبارت دیگر انتقال از مالیات‌های ستون دوم به مالیات‌های ستون اول موجب افزایش رفاه اجتماعی

می‌شود. به عبارت دیگر، جایگزینی بودجه-خنثای مالیات بر درآمد برای مالیات بر شرکت‌ها و مالیات‌های غیر مستقیم و جایگزینی بودجه-خنثای مالیات بر ثروت برای مالیات بر شرکت‌ها و مالیات‌های غیر مستقیم منجر به بهبود رفاه اجتماعی می‌شود.

جدول ۴: اثر تغییر در ترکیب مالیات‌ها بر رفاه اجتماعی

تغییر در رفاه اجتماعی (ΔW)	یک واحد کاهش در:	یک واحد افزایش در:
۱/۱۱۲۰۲۹	سهام مالیات بر شرکت‌ها (ST)	سهام مالیات بر درآمد (RT)
۱/۱۲۵۶۷۲	سهام مالیات‌های غیر مستقیم (IT)	سهام مالیات بر درآمد (RT)
۰	سهام مالیات بر ثروت (WT)	سهام مالیات بر درآمد (RT)
۱/۴۶۷۷۳۳	سهام مالیات بر شرکت‌ها (ST)	سهام مالیات بر ثروت (WT)
۱/۴۸۱۳۷۵	سهام مالیات‌های غیر مستقیم (IT)	سهام مالیات بر ثروت (WT)
۰	سهام مالیات‌های غیر مستقیم (IT)	سهام مالیات بر شرکت‌ها (ST)

منبع: یافته‌های پژوهش

اثر تغییر در ترکیب مالیاتی بر رفاه اجتماعی در برخی مطالعات خارجی بررسی شده است. نتایج مطالعات آنجلوپولس و همکاران (۲۰۱۲)، پاپاجرجیو (۲۰۰۹) و کلمن (۲۰۰۰) نشان می‌دهد که انتقال از مالیات بر عایدی سرمایه به مالیات بر مصرف موجب بهبود رفاه اجتماعی می‌شود. همچنین، گمز (۲۰۰۳) و کلمن (۲۰۰۰) نتیجه می‌گیرند که انتقال از مالیات بر درآمد نیروی کار به مالیات بر مصرف رفاه اجتماعی را افزایش می‌دهد. در مطالعات دیگر، آنجلوپولس و همکاران (۲۰۱۲) و گمز (۲۰۰۰) نشان می‌دهند که انتقال از مالیات بر عایدی سرمایه به مالیات بر درآمد نیروی کار موجب افزایش رفاه اجتماعی می‌شود، در حالی که نتیجه مطالعه گمز (۲۰۰۳) دلالت بر این دارد که انتقال از مالیات بر عایدی سرمایه به مالیات بر درآمد نیروی کار موجب کاهش رفاه اجتماعی می‌شود.

در این پژوهش با تفکیک مالیات‌های درآمدی به مالیات بر درآمد و مالیات بر شرکت‌ها و در نظر گرفتن مالیات‌های غیر مستقیم برابر با حاصل جمع مالیات بر مصرف و مالیات بر واردات این نتیجه حاصل شده است که انتقال از مالیات بر شرکت‌ها به مالیات بر درآمد و همچنین انتقال از مالیات‌های غیر مستقیم به مالیات بر درآمد موجب بهبود رفاه اجتماعی می‌شود. همچنین، با توجه به نتایج مطالعه حاضر، انتقال از مالیات بر شرکت‌ها و همچنین انتقال از مالیات‌های غیر مستقیم به مالیات بر ثروت نیز رفاه اجتماعی را افزایش می‌دهد.

نتایج برآورد سرعت تعدیل و آزمون معنی‌داری مربوطه به صورت مشترک برای چهار مدل در پایان جدول (۳) گزارش شده است. مقدار برآوردشده سرعت تعدیل معادل $\hat{\rho} = -0/442595$

است و در سطح معنی داری یک درصد از نظر آماری معنادار است. منفی بودن این ضریب بیانگر آن است که هر انحراف مثبت یا منفی از مسیر تعادلی بلندمدت در طول زمان تعدیل می‌شود.

۶- نتیجه‌گیری

هدف از این پژوهش بررسی اثرات رفاهی تغییرات بودجه-خنثای در ترکیب مالیاتی برای ایران طی سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۹۷ است. به عبارتی این مطالعه اثرات جایگزینی اقلام مختلف مالیاتی بر رفاه اجتماعی را با ثابت ماندن کل درآمد مالیاتی دولت بررسی می‌نماید. بدین منظور کل درآمد مالیاتی در چهار گروه شامل مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات‌های غیر مستقیم (حاصل جمع مالیات بر واردات و مالیات بر کالا و خدمات) در نظر گرفته شده است و یک مدل تجربی چندمعادله‌ای که هر یک از معادلات شامل رفاه اجتماعی به عنوان متغیر وابسته و نرخ تورم، درجه باز بودن اقتصاد و نسبت هزینه‌های جاری به GDP در کنار سهم مالیات هر یک از اقلام مالیاتی به عنوان متغیرهای توضیحی است با استفاده از رویکرد ARDL برآورد شده است. با توجه به آن که در هر یک از معادلات یکی از سهم‌های مالیاتی حذف شده است و مجموع سهم چهار نوع مالیات از کل درآمدهای مالیاتی برای هر دوره زمانی معادل ۱۰۰ درصد است، ضریب هر یک از متغیرهای مالیاتی حاضر در هر مدل نشان می‌دهد که اگر تغییری در آن متغیر ایجاد شود و در مقابل تغییر معادل و معکوسی در متغیر حذف شده صورت گیرد چه تغییری در رفاه اجتماعی حاصل می‌شود.

نتایج نشان می‌دهد جانشینی مالیات بر درآمد یا جانشینی مالیات بر ثروت برای مالیات‌های غیر مستقیم افزایش رفاه اجتماعی را در بلندمدت به همراه دارد در حالی که جانشینی مالیات بر شرکت‌ها برای مالیات‌های غیر مستقیم هیچ تأثیر معنی داری بر رفاه اجتماعی ندارد. همچنین از میان مالیات‌های مستقیم جانشینی مالیات بر درآمد یا جانشینی مالیات بر ثروت برای مالیات بر شرکت‌ها رفاه اجتماعی را در بلندمدت افزایش می‌دهد در صورتی که جانشینی مالیات بر درآمد برای مالیات بر ثروت تأثیر معنی داری بر رفاه اجتماعی ندارد. نتایج این مطالعه راهنمای مفیدی برای سیاست‌گذاران به منظور طراحی ساختار بهینه مالیاتی می‌باشد.

نتایج مربوط به سایر متغیرهای توضیحی نشان می‌دهد افزایش نرخ تورم و همچنین افزایش نسبت هزینه‌های جاری به GDP موجب کاهش معنی داری در رفاه اجتماعی می‌شود در حالی که افزایش درجه باز بودن اقتصاد منجر به بهبود رفاه اجتماعی می‌شود. افزایش تورم موجب افزایش نرخ بهره اسمی بازار می‌گردد. این امر انگیزه مردم برای نگهداری پول نقد را کاهش داده و سبب

می‌شود آنان کمتر از خدمات دارایی پولی برای تسهیل معاملات بهره‌مند گردند که نتیجه آن کاهش رفاه اجتماعی است. همچنین، انجام سرمایه‌گذاری‌های عمومی با هزینه‌های سنگین و مالکیت دولتی ناکارا منجر به کاهش فرصت‌های سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی می‌شود. بنابراین، در بلندمدت فعالیت‌های اقتصادی دولت از ناکارایی برخوردار بوده و افزایش نسبت هزینه‌های جاری به GDP موجب کاهش رشد اقتصادی می‌گردد که این امر رفاه اجتماعی را کاهش می‌دهد. افزایش حجم تجارت میان کشورها موجب تخصیصی‌تر شدن تولید کالاها و خدمات و در نتیجه افزایش کارایی در بخش‌های صادرات محور شده و با تخصیص مجدد منابع از بخش‌های با بهره‌وری کم‌تر به بخش‌های با بهره‌وری بالاتر موجب افزایش رشد اقتصادی و در نتیجه بهبود رفاه اجتماعی می‌شود. از طرفی دیگر، افزایش واردات کالاهای سرمایه‌ای از طریق انتقال فناوری به داخل کشور موجب افزایش رشد اقتصادی و به دنبال آن افزایش رفاه اجتماعی می‌شود. این در حالی است که با افزایش واردات کالاهای مصرفی و به دنبال آن کاهش تقاضا برای کالاهای داخلی، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد.

References

- Abdollah Milani, M. Parvin, S. & Seyedi, K. (2017). "Progressive Income Tax Structure and Its Effect on Income Inequality in Iranian Provinces". Economics Research **17**(66): 1-22.
- Abounoori, E. (1998). "The Effects of Macroeconomic Indicators on The Income Distribution in Iran". Journal of Economic Research **32**(2): 1-31.
- Akgun, O. Cournède, B. & Fournier, J. M. (2017). "The Effects of the Tax Mix on Inequality and Growth". OECD Economics Department Working Paper forthcoming.
- Angelopoulos, K. Malley, J. & Philippopoulos, A. (2012). "Tax Structure, Growth, and Welfare in the UK". Oxford Economic Papers **64**(2): 237-258.
- Arabmazar, A. & Bajelan, A. A. (2008). "Estimation of Optimal Commodity Tax Rates in Iran". Economics Research **8**(30): 41-19.
- Arnold, J. M. (2008). "Do Tax Structures Affect Aggregate Economic Growth?: Empirical Evidence from a Panel of OECD Countries". Working Paper No. 643.
- Arnold, J. M. Brys, B. Heady, C. Johansson, Å. Schwellnus, C. & Vartia, L. (2011). "Tax Policy for Economic Recovery and Growth". The Economic Journal **121**(550): F59-F80.
- Atkinson, A. B. & Stern, N. H. (1980). "On the Switch from Direct to Indirect Taxation". Journal of Public Economics **14**(2): 195-224.
- Atkinson, A. B. & Stiglitz, J. E. (1976). "The Design of Tax Structure: Direct Versus Indirect Taxation". Journal of Public Economics **6**: 55-75.
- Attinasi, M. G. Prammer, D. Stahler, N. Tasso, M. & Van Parys, S. (2016). "Budget-neutral Labour Tax Wedge Reductions: A Simulation-Based Analysis for Selected Euro Area Countries". Bundesbank Discussion Paper No. 26/2016.
- Barro, R. (1990). "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth". Journal of Political Economy **98**(5, Part 2): S103-S125.
- Bösenberg, S. Egger, P. & Zoller-Rydzek, B. (2014). "Capital Taxation, Investment, Growth, and Welfare". International Tax and Public Finance **25**(2): 325-376.
- Brown, R. L. Durbin, J. & Evans, J. M. (1975). "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time". Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological) **37**(2): 149-192.
- Cashin, P. (1995). "Government Spending, Taxes, and Economic Growth". Staff Papers **42**(2): 237-269.
- Choi, Y. Hirata, H. & Kim, S. H. (2017). "Tax Reform in Japan: Is It Welfare-enhancing?". Japan and the World Economy **42**: 12-22.
- Coleman II, W. J. (2000). "Welfare and Optimum Dynamic Taxation of Consumption and Income". Journal of Public Economics **76**(1): 1-39.

- Cooley, T. F. & Hansen, G. D. (1992). "Tax Distortions in a Neoclassical Monetary Economy". Journal of Economic Theory **58**(2): 290-316.
- Dadgar, Y. (2011). *Public Finance & the Economics of Government*, 6th Edition, Noore Elm Publication, Tehran.
- Emran, M. S. & Stiglitz, J. E. (2005). "On Selective Indirect Tax Reform in Developing Countries". Journal of Public Economics **89**(4):599-623.
- Engen, E. & Skinner, J. (1996). "Taxation and Economic Growth". National Tax Journal **49**(4): 617-642.
- Eugene, N. & Abigail, E. C. (2016). "Effect of Tax Policy on Economic Growth in Nigria (1994-2013)". International Journal of Business Administration **7**(1): 50-58.
- Farahnak, F. Maddah, M. & Shakeri, A. (2018). "Effects of Change in Effective Tax Rate on Public Budget, GNP and Welfare Using General Equilibrium Model". Quarterly Journal of Applied Theories of Economics **5**(2): 81-102.
- Gillman, M. (2021). "Income Tax Evasion: Tax Elasticity, Welfare, and Revenue". International Tax and Public Finance **28**(3): 533-566.
- Gómez, M. A. (2000). "Welfare-maximizing Tax Structure in a Model with Human Capital". Economics Letters **68**(1): 95-99.
- Gómez, M. A. (2003). "Effects of Flat-rate Taxes: to What Extent does the Leisure Specification Matter?". Review of Economic Dynamics **6**(2): 404-430.
- Jones, L. Manuelli, R. & Rossi, P. (1993). "Optimal Taxation in Models of Endogenous Growth". Journal of Political Economy **101**(3): 485-517.
- Kakwani, N. (1980). *Income Inequality and Poverty: Methods of Estimation and Policy Applications*, New York, Oxford University Press.
- Kakwani, N. & Son, H. H. (2016). *Social Welfare Functions and Development: Measurement and Policy Applications*, UK, Palgrave Macmillan.
- Kakwani, N. & Son, H. H. (2021). "Normative Measures of Tax Progressivity: An International Comparison". The Journal of Economic Inequality **19**(1): 185-212.
- King, R. & Rebelo, S. (1990). "Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications". Journal of Political Economy **98**(5): S126-S150.
- Lee, Y. & Gordon, R. H. (2005). "Tax Structure and Economic Growth". Journal of Public Economics **89**(5-6): 1027-1043.
- Lindert, P. H. (2004). *Growing Public: Social Spending and Economic Growth since the Eighteenth Century* (Vol. 1), Cambridge University Press, Cambridge, MA.
- Mahinizadeh, M. Yavari, K. Jalaei, A. & Jafarzadeh, B. (2019). "The Effect of Structural Change On Economic Welfare in Iran (CGE Approach)". Journal of Financial Economics **13**(48): 167-190.

- Mañas-Anton, L. (1986). "Relationship between Income Tax Ratios and Growth Rates in Developing Countries: A Cross-country Analysis". IMF Working Paper No. 86/7.
- Mares, I. (2003). *The Politics of Social Risk: Business and Welfare State Development*, Cambridge University Press.
- Mares, I. (2010). *Macroeconomic Outcomes*, In F. G. Castles, S. Leibfried, J. Lewis, H. Obinger, & C. Pierson (Eds.), *The Oxford Handbook of the Welfare State* (pp. 539–551), Oxford University Press.
- Mehrbani, V. & Nasiri Aghdam, A. (2013). "Optimal Effective Rate of Income Tax in Iran: An Application of Rawlsian Social Welfare". Social Welfare Quarterly **13**(49): 213-242.
- Mendoza, E. G. Milesi-Ferretti, G. M. & Asea, P. (1997). "On the Effectiveness of Tax Policy in Altering Long-run Growth: Harberger's Superneutrality Conjecture". Journal of Public Economics **66**(1): 99-126.
- Mojtahed, A. (2007). "The Effect of Government Tax Income On Iran's Social Welfare". Economic Research Review **7**(1): 45-71.
- Mousavi Jahromi, Y. (2002). "The Marginal Cost of Social Welfare due to Indirect Taxes (Consumption Tax in Iran in 1373)". Iraninan Journal of Trade Studies (IJTS) **6**(22): 187-209.
- Muduli, D. K. & Manik, N. (2020). "Tax Structure and Economic Growth in General Category States in India: A Panel Auto Regressive Distributed Lag Approach". Theoretical and Applied Economics **27**(2 (623), Summer): 225-240.
- Muinelo-Gallo, L. & Miranda Lescano, R. (2022). "Redistribution and Efficiency: An Empirical Analysis of the Relevant Trade-offs of Welfare State Fiscal Policies". Review of Development Economics **26**(1): 562-586.
- Munir, K. and Sultan, M. (2018). "Are Some Taxes Better for Growth in Pakistan? A Time Series Analysis". International Journal of Social Economics **45**(10): 1439-1452.
- Musgrave, R. A. (1959). *Theory of Public Finance*, New York, McGraw-Hill Book Co.
- OECD (2008). *Taxing Wages, 2006-2007*.
- Ouattara, B (2004). "The Impact of Project Aid and Programme Aid Inflows on Domestic Savings: A Case Study of Côte d'Ivoire". In Centre for the Study of African Economies Conference on Growth, Poverty Reduction and Human Development in Africa (pp. 21-22).
- Papageorgiou, D. (2009). "Macroeconomic Implications of Alternative Tax Regimes: the Case of Greece". Working Papers 97, Bank of Greece.
- Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1998). "An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis". Econometric Society Monographs **31**: 371-413.

- Pesaran, M. H. Shin, Y. & Smith R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". Journal of Applied Econometrics **16**(3): 289-326.
- Pesaran, M. H. Shin, Y. & Smith, R. J. (1996). "Testing for the Existence of a Long-run Relationship". Cambridge Working Papers in Economics No. 9622, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Raghfar, H. Mousavi, M. Afruzkelardeh, A. & Fouladi, M. (2016). "A Study of Tax Policy Effects on Consumers' Welfare through Overlapping Generation Model". Journal of Tax Research **24**(31): 31-58.
- Revesz, J. (2020). "A Model of the Optimal Tax Mix Including Capital Taxation". Atlantic Economic Journal **48**(3): 387-402.
- Runciman, W. (1966). *Relative Deprivation and Social Justice: A Study of Attitudes to Social Inequality in Twentieth-Century England*, London, Routledge and Kegan Paul Ltd.
- Sadeghi, S. K. Beheshti, M. B. Ranjpour, R. & Ebrahimi, S. (2018). "An Empirical Analysis of Effects of Direct Taxes on Income Distribution in Iran: A FAVAR Approach". Journal of Tax Research **26**(37): 41-72.
- Salem, A. & Nademi, Y. (2017). "Taxes and Distribution of Income in Iran: Approach to Threshold Regression". Journal of Tax Research **25**(34): 15-30.
- Sameti, M. Amiri, H. & Izadi, S. (2016). "The Effect of Optimal Rates of Indirect Tax on Social Welfare in Iran". The Economic Research **15**(4): 51-74.
- Saunders, P. (2010). "Inequality and Poverty". In F. G. Castles, S. Leibfried, J. Lewis, H. Obinger, & C. Pierson (Eds.), *The Oxford handbook of the Welfare State* (pp. 526-538), Oxford University Press.
- Seelkopf, L. & Lierse, H. (2016). "Taxation and Inequality: how Tax Competition Has Changed the Redistributive Capacity of Nation-States in the OECD". In *Welfare State Transformations and Inequality in OECD Countries* (pp. 89-109), Palgrave Macmillan, London.
- Sen, A. (1974). "Informational Bases of Alternative Welfare Approaches: Aggregation and Income Distribution". Journal of Public Economics **3**(4): 387-403.
- SotoodeNia, S. Ahmadi Shadmehri, M. T. Razmi, S. M. & FahimiFard, S. M. (2020). "Studying the Effect of Green Tax on Iran's Energy Consumption and Social Welfare Using Recursive Dynamic Computable General Equilibrium (RDCGE) Model". Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research **10**(40): 34-15.
- Statistical Center of Iran (2020). Income Distribution in Iran 1363-1398.
- Stoilova, D. (2017). "Tax Structure and Economic Growth: Evidence from the European Union". Contaduría y Administración **62**(3): 1041-1057.
- Vafaei, E. Mohammadzadeh, P. Fallahi, F. & Asgharpour, H. (2017). "The Convergence of Social Welfare in the Iranian Provinces Using Spatial

STAR Nonlinear Technique". Quarterly Journal of Applied Theories of Economics 4(2): 79-102.

William, K. (2018). *The Effects of Tax Structure on Economic Growth and Income Inequality in Tanzania*, Doctoral Dissertation, The University of Dodoma.

Wooldridge, J. M. (2020). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (7nd ed.), Cengage Learning.

Welfare effects of budget-neutral changes in tax mix for Iran

Mahboobeh Farahati¹

Received: 28-12-2021

Accepted: 03-03-2022

Introduction: Taxes, as an effective policy of governments to achieve their desired economic, social and political goals, can affect the welfare of the society by influencing the production and distribution of income. However, different types of taxes do not necessarily have the same effect on social welfare, as they may have different welfare effects in terms of sign and magnitude. Accordingly, the question arises as what effect the substitution of different tax items and, thus, the change in the tax mix will have on the level of welfare. In other words, how does an increase in the share of each tax in the total tax revenue and, conversely, a decrease in the share of each of the other taxes of the same magnitude affect social welfare? Generally, if two types of taxes reduce or increase the welfare of the society, substituting one that has a smaller or larger effect for the other can improve the welfare. On the other hand, if two types of taxes have opposite welfare effects, substituting one that increases welfare for the other will eventually improve the welfare. Therefore, the choice of an optimal tax mix is of great importance for tax policies. In this regard, the main purpose of this study is to analyze the welfare consequences of substituting different types of taxes (including indirect tax, income tax, wealth tax and corporate tax) with the assumption of a constant government budget (i.e., budget-neutral changes in the tax mix) for Iran.

Methodology: This study employs an empirical model consisting of four regression equations, in each of which social welfare, measured by the Gini social welfare function proposed by Sen (1974), is considered as the dependent variable. On the other hand, the percentage shares of the four main tax categories in the total tax revenue that add up to 100 percent and a number of other key factors that potentially affect social welfare (i.e., inflation rate, the ratio of government consumption expenditure to GDP, and the degree of trade openness) are used as explanatory variables. However, one of the tax shares is excluded from each equation. In other words, three of the four tax shares and a common set of other potential determinants of welfare are included on the right-hand side of each equation. Given that the

¹. Assistant Professor at Faculty of Economics, Semnan University, Semnan, Iran
Email: m.farahati@semnan.ac.ir

sum of the four tax shares is always equal to 100% and that the specification of the non-tax variables is the same in all the equations, the coefficient of each of the three tax shares included in each equation represents the effect of a one-unit increase (decrease) in that tax share and, conversely, a one-unit decrease (increase) in the tax share excluded from the equation on social welfare. The reason is obvious. Generally, each coefficient in a regression model signifies the change in the mean of the dependent variable per unit increase in the associated explanatory variable when all the other explanatory variables are held constant. On the other hand, since the sum of the four tax shares is equal to 100%, a one-unit increase (decrease) in one of the three tax shares included in each regression equation and the other two tax shares held constant mean a one-unit decrease (increase) in the tax share excluded from the equation. Finally, the regression equations are estimated separately using the autoregressive distributed lag (ARDL) approach and the data for the period of 1982-2018.

Results and Discussion: In this study, firstly, social welfare is measured using the Gini social welfare function for the period of 1982-2018. The results show that the welfare of society has generally improved over the period of 1988-2011, but, since then, it has been accompanied by some fluctuations. In the next step, the Phillips-Perron test is applied to determine the order of integration of the variables under consideration. The results of this test reveal that the maximum order of variables integration in each of the four regression equations is 1, satisfying the necessary conditions to implement the bounds procedure based on the Wald or F-statistics in testing due to the existence of a long-run relationship among variables (i.e., co-integration testing). The results show that the null hypothesis of no co-integration is rejected for each of the models. Thus, the estimated ARDL model is used to solve the long-run relationship between the variables in each model. The analysis then proceeds based on such estimated long-run relationships (coefficients). The findings indicate that a) a one-unit increase in the percentage share of the income tax in the total tax revenue and, conversely, a decrease in the percentage share of the corporate tax of the same magnitude will improve social welfare, b) a one-unit increase in the percentage share of the income tax and, conversely, a decrease in the percentage share of the indirect tax of the same magnitude will improve social welfare, c) a one-unit increase in the percentage share of the wealth tax and, conversely, a decrease in the percentage share of the corporate tax of the same magnitude will improve social welfare, and d) a one-unit increase in the percentage share of the wealth tax and, conversely, a decrease in the percentage share of the indirect tax of the same magnitude will improve social welfare. In addition, substitutions (1) to (4) have the most to the least effect on welfare, respectively. Finally, other substitutions (i.e., substituting income tax and wealth tax with each other and substituting

corporate tax and indirect tax with each other) do not have a significant impact on the welfare of the society.

Conclusion: This study examines the effects of substituting different tax items (i.e., budget-neutral changes in the tax mix) on social welfare in Iran using the corresponding data for the period of 1982-2018. The empirical results show that a budget-neutral substitution of income tax or wealth tax for indirect tax leads to an increase in social welfare in the long-run. In addition, the budget-neutral substitution of income tax or wealth tax for corporate tax can improve social welfare in the long-run. These findings have important implications for reforming the country's tax structure in order to improve the welfare of the society.

Keywords: Tax mix, Social welfare, ARDL approach, Iran.

JEL Classification: H2, I31, C1, N35.