

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال نهم/ شماره ۴/ زمستان ۱۴۰۱/ صفحات ۱۹۲-۱۶۱

نقش دولت در مبادله نابرابری درآمد-رشد اقتصادی: رویکرد

خودرگرسیون برداری بیزین

حمید لعل خضری

استادیار اقتصاد دانشگاه بزرگمهر قائنات، H.lalkhezri@buqaen.ac.ir

زهرا شیرزور علی آبادی

استادیار اقتصاد دانشگاه بیرجند، shirzour@birjand.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۸/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۱/۲۳

چکیده

هدف این مقاله بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی از طریق سیاست‌های مالی است. برای این منظور، الگوی خودرگرسیون برداری بیزین برای داده‌های سالانه دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۶۳ برآورد می‌گردد. نابرابری درآمد با شاخص اتکینسون اندازه‌گیری شده و از مخارج جاری و عمرانی دولت و مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم برای متغیرهای سیاست مالی استفاده شده است. نتایج بدست آمده از تحلیل تابع ضربه -واکنش شاخص اتکینسون و رشد اقتصادی به متغیرهای سیاست مالی حاکی از آن است که رشد اقتصادی به یک شوک مثبت مالیات مستقیم، مالیات غیرمستقیم و مخارج عمرانی با نرخ ملایمی تا پایان دو دوره اول مثبت و صعودی است و پس از آن در اندازه ثابت قرار می‌گیرد.

همچنین تحلیل واکنش شاخص اتکینسون به شوک مثبت مخارج جاری و مخارج عمرانی دولت تا پایان دو دوره اول مثبت و پس از آن این اثر منفی و کاهنده می‌شود. در سوی دیگر تکانه مالیات مستقیم بر توزیع درآمدی تا پایان سه دوره اول بی‌تأثیر است و پس از آن نسبت به آن واکنش منفی نشان می‌دهد و در نهایت واکنش شاخص اتکینسون به تکانه مالیات غیر مستقیم شدیداً افزایشی بوده و بعد از پایان دو دوره از اثر آن کاسته شده است. با توجه به نتایج حاصل از برآورد الگو، دولت می‌تواند با افزایش مخارج عمرانی مولد و کاهش مخارج جاری غیرمولد و غیرضروری و بهبود نظام مالیات‌ستانی به هدف بهبود توزیع درآمد و همچنین افزایش رشد اقتصادی، دست پیدا کند.

واژه‌های کلیدی: خودرگرسیون برداری بیزین، رشد اقتصادی، سیاست مالی، نابرابری درآمد.

طبقه‌بندی JEL: E6، H3، C5.

۱- مقدمه

در طی دهه‌های گذشته در کشورهای در حال توسعه کاهش نابرابری درآمدی به عنوان یکی از چالش برانگیزترین موضوعات سیاست‌گذاری عمومی تبدیل شده است. در این میان، دولت‌ها با اعمال سیاست‌های خود در کاهش نابرابری درآمدی و اثراتی که بر رشد اقتصادی می‌گذارد نقش مهمی را ایفا می‌کنند. در این زمینه انتخاب سیاست‌های توزیعی جهت دستیابی به یک مسیر اقتصاد پایدار که از نرخ رشد اقتصادی بالایی برخوردار باشد و همچنین توزیع درآمدی برابری داشته باشد از اهمیت به‌سزایی برخوردار شده است. سیاست‌هایی که دولت اتخاذ می‌کند اثرات اقتصادی و اجتماعی گسترده‌ای بر گروه‌های مختلف درآمدی دارد و اجرای سیاست‌های بخش عمومی تأثیر به‌سزایی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمدی دارد. از این جهت است که مدل‌های رشد و نابرابری درآمد، توزیع درآمد با رشد اقتصادی را از طریق سیاست مالی مرتبط می‌دانند. مالیات‌ها از جمله مهم‌ترین منابع درآمدی دولت‌ها برای تحقق اهداف اقتصادی‌شان به شمار می‌آیند. بنابراین، شیوه‌های مناسب اخذ مالیات‌ها به لحاظ درآمدی و اثرات توزیع درآمدی از اهمیت بسزایی برخوردارند. سیاست‌های مالیاتی که دولت برای رسیدن به اهداف مدنظر خود به کار می‌گیرد، به طور یقین در کاهش نابرابری و توزیع درآمد مؤثر است. به عبارت دیگر، دولت‌ها می‌توانند به نحوی سیاست توزیع درآمدها را تنظیم نمایند که باعث افزایش درآمد فقرا و تعدیل درآمد ثروتمندان شود، یعنی فاصله طبقاتی درآمد بین گروه‌های مختلف جامعه کاهش یابد.

در سمت مقابل، با توجه به نقش و اهمیت مخارج دولت و ارتباط آنها با فقر و نابرابری در جوامع، مطالعات فراوانی انجام شده و نظریات متفاوتی نیز در این زمینه ارائه شده است. مخارج جاری دولت، مخارجی است که به طور کلی در زمان حال منفعت ایجاد می‌کند. این نوع مخارج دارای منافع مستقیمی در آینده نیست و می‌توان آن را مخارج مصرفی دولت تلقی کرد. مخارج سرمایه‌ای یا سرمایه‌گذاری دولت، در حقیقت مخارجی است که در آینده کسب درآمد می‌کند. به عبارتی دیگر، لازم است دولت برای انجام وظایف و مسئولیت‌های اقتصادی، هزینه‌های گوناگونی را برای سرمایه‌گذاری متحمل شود به نحوی که در آینده به درآمد مستقیم و غیرمستقیم بیانجامد.

سیاست‌های مالی در قالب ابزاری برای توزیع مجدد و رشد اقتصادی، عموماً به عنوان یکی از سازوکارهای اصلی دستیابی به اهداف تأمین کارایی و برابری در نظر گرفته می-

شود (موینلو و روکا^۱، ۲۰۱۳). در این راستا، انتخاب استراتژی سیاست مالی توزیعی، برای هدف دستیابی به مسیر رشد پایدار از اهمیت اساسی برخوردار است و به عنوان یکی از اصلی‌ترین ابزارهای مؤثر با نابرابری درآمد مورد توجه است (یبویا^۲، ۲۰۲۱). در ادبیات تجربی اخیر، سیاست‌ها با هدف افزایش نرخ رشد اقتصادی، منجر به توزیع نابرابری بیشتری، می‌گردد (گارسیات و تیورنوسکی^۳، ۲۰۰۷). چرا که با سیاست‌های افزایش مالیات بر درآمد، انگیزه فعالیت‌های اقتصادی کاهش یافته و رشد اقتصادی کاهش می‌یابد درحالی که برای کاهش نابرابری درآمد این سیاست‌ها مؤثر واقع می‌گردد (مارتینز و همکاران^۴، ۲۰۱۵). از این رو سیاست‌های افزایش رشد اقتصادی ممکن است اثرات متناقضی بر توزیع درآمد، قبل و پس از مالیات داشته باشند. به نظر می‌رسد یک مبادله بین رشد و نابرابری درآمد شکل می‌گیرد. لذا رسیدن به ترکیبی از سیاست‌های مالی که بتوانند نابرابری درآمد را بدون ایجاد اختلال در رشد فعلی کشور، کاهش دهند بسیار مهم است.

نیاز برای توزیع عادلانه‌تر مجدد منابع از این حقیقت نشأت می‌گیرد که افراد فقیر بیشتری نسبت به دهه‌های گذشته در جهان زندگی می‌کنند. با نمایان‌تر شدن نابرابری درآمد، شهروندانی که از روند رشد اقتصادی محروم هستند به دلیل کم شدن فرصت‌های شغلی و بیکاری، احساس عقب ماندگی می‌کنند (آریمو و آبیودان^۵، ۲۰۲۰). به دلیل نگرانی گسترده در مورد تأثیرات نامطلوب نابرابری درآمد، علاقه قابل توجهی به این موضوع شکل گرفته است. چرا که دولت‌ها با اقدامات خود می‌توانند نابرابری را کاهش دهند. سیاست‌های زیادی وجود دارد که دولت بواسطه آنها می‌تواند بر نابرابری درآمد تأثیر گذارد، از جمله سیاست‌های مالی، سیاست تجاری، حداقل دستمزد، کنترل نرخ بهره، اصلاحات ارضی، قوانین ضد انحصار را می‌توان نام برد. با این وجود، انتخاب درباره سطح و ترکیب مخارج دولت یکی از راه‌های مهم کاهش نابرابری درآمدی است که به طور وسیعی در ادبیات تحقیق قابل مشاهده است (نورو و همکاران^۶، ۲۰۲۱). به

¹ Muinelo & Roca

² Yeboua

³ García & Turnovsky

⁴ Martínez et al.

⁵ Aremo & Abiodun

⁶ Nuru et al.

عنوان مثال، اغلب استدلال می‌شود که مخارج دولت در امور اجتماعی، منجر به کاهش نابرابری درآمدی می‌شود، اگرچه اندازه این اثر می‌تواند با توجه به میزان هدف‌گذاری مخارج اجتماعی بر گروه‌های کم درآمد، به میزان قابل توجهی متفاوت باشد. اگر عمده مخارج انتقالی با هدف‌گذاری طبقه متوسط انجام شود، به دلایل اقتصاد سیاسی، ممکن است تأثیر بر نابرابری درآمد بسیار ناچیز باشد (میلانوویچ^۱، ۱۹۹۴). همچنین استدلال شده است که هزینه‌های دولت برای بهداشت و آموزش و پرورش با هدف توزیع برابری از سرمایه انسانی، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. با این حال، اندازه این اثر مجدداً بستگی به این دارد که این مخارج تا چه اندازه هدفمند هستند. شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد بسیاری از مزایای هزینه‌های بهداشتی و آموزشی که دولت در کشورهای در حال توسعه انجام می‌دهد توسط گروه‌های با درآمد متوسط در مناطق شهری جذب می‌شود (تانزی^۲، ۱۹۷۴؛ آلسینا^۳، ۱۹۹۸ و داودی و همکاران^۴، ۲۰۰۳).

علاوه بر این، هم هزینه‌ها و هم تأمین هزینه‌ها می‌تواند بر نابرابری درآمد تأثیر بگذارد و این دو می‌توانند یکدیگر را تقویت و یا باهم مقابله کنند. اغلب استدلال می‌شود که تأثیر توزیع مجدد مالیات (در کشورهای در حال توسعه) به دلیل اتکای بیش‌تر به مالیات‌های غیرمستقیم و یا فرار گسترده از مالیات‌های مستقیم، محدود بوده است.^۵

مسئله مهم دیگر، علیت معکوس است. استدلال شده است که کشورهایی که میزان نابرابری درآمد بیش‌تری دارند تمایل به اقدامات توزیع مجدد بیش‌تری دارند (ملترز و ریچارد^۶، ۱۹۸۱؛ آلسینا و رودریک^۷، ۱۹۹۴ و پیرسون و تابیلینی^۸، ۱۹۹۴). ایده اصلی این استدلال به این صورت است که هنگامی که توزیع درآمد نابرابر است، دولت‌ها با فشارهای سیاسی برای اقدام‌هایی در جهت توزیع مجدد درآمد مواجه می‌گردند. برای مثال در یک جامعه دموکراتیک، سهم بیش‌تری از مردم، از مالیات بر درآمد و پرداخت-

¹ Milanovic

² Tanzi

³ Alesina

⁴ Davoodi et al.

^۵ به عنوان مثال رجوع کنید به:

تانزی (۱۹۷۴)، برد و زولت (۲۰۰۵)، چویی و همکاران (۲۰۱۱)، ماهون (۲۰۱۲) و کلاوس و همکاران (۲۰۱۲)

⁶ Meltzer & Richard

⁷ Alesina & Rodrik

⁸ Persson & Tabellini

های انتقالی سود خواهند برد و اکثریت طرفدار توزیع مجدد هستند (یونس و همکاران، ۲۰۲۱).

بر اساس گزارش بانک مرکزی در ایران، با دو رخداد تشدید تحریم‌ها و جهش ارزی و تورمی در اواخر دهه ۹۰، وضعیت شاخص‌های توزیعی در ایران در دهه ۹۰ همواره روند صعودی داشته و به نوعی نشان‌دهنده افزایش نابرابری درآمد است. بیشترین وضعیت نابرابری درآمدی نیز در سال ۹۷ رخ داده است (نشریه عدالت اجتماعی مرکز آمار، ۱۳۹۰). عموماً تأثیر سیاست مالی بر رشد اقتصادی و نابرابری بصورت مجزا مورد بحث قرار گرفته است. سهم عمده این مطالعه این است که همزمان این ارتباط را مورد توجه قرار دهد. گنجاندن معیار نابرابری در معادلات رشد امکان تجزیه و تحلیل مشترک، اثرات اقتصادی کلان و توزیعی سیاست‌های مالی را فراهم می‌کند. برای این منظور از شاخص اتکینسون^۱ استفاده شده است که تمام مشخصات مطلوب شاخص‌های توزیع درآمد را دارد ولی کاستی‌های شاخص پرکاربرد ضریب جینی را ندارد. در این مطالعه از شاخص اتکینسون برای نشان دادن توزیع درآمدی و همچنین رویکرد خودرگرسیون برداری بیزین^۲ (BVAR) استفاده شده است و این تمایزی نسبت به مطالعات پیشین است.

برای این منظور در این تحقیق بعد از بیان مقدمه، در بخش دوم ادبیات موضوع و در بخش سوم به الگو و روش‌شناسی پژوهش پرداخته می‌شود. در بخش چهارم برآورد الگو و تحلیل نتایج ارائه و در در بخش پایانی به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص داده شده است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- شاخص اتکینسون

یکی از شاخص‌های سنجش نابرابری درآمد جامعه، ضریب جینی است. ضریب جینی عددی است بین صفر و یک؛ که در آن صفر به معنی توزیع کاملاً برابر درآمد یا ثروت و یک به معنای نابرابری مطلق در توزیع درآمد یا ثروت است. از آنجاکه بیش‌تر یا کم‌تر شدن ضریب جینی نمی‌تواند وضعیت توزیع درآمد را در جامعه نشان دهد، محققین

¹ Atkinson

² Bayesian Vector Auto Regression Model

روش‌های مختلف دیگری برای سنجش نابرابری درآمد جامعه را به کار می‌گیرند که شاخص اتکینسون یکی از آن روش‌ها است.

اتکینسون یکی دیگر از معیارهای نابرابری را ارائه داده است، که در آن پارامتر وزنی ε (میزان اجتناب از نابرابری) است و هر چه میزان اجتناب از نابرابری بیش‌تر باشد، میزان نابرابری محاسبه شده برای توزیع معین درآمد بیش‌تر است. به عبارتی ε میزانی است که جامعه به نابرابری اهمیت می‌دهد.

معیارهای نابرابری اتکینسون به روش زیر محاسبه می‌شود^۱:

$$A_{\varepsilon} = 1 - \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{1/(1-\varepsilon)} \quad \varepsilon \neq 1 \quad (1)$$

$$A_{\varepsilon} = 1 - \frac{\prod_{i=1}^N y_i^{(1/N)}}{\bar{y}} \quad \varepsilon = 1 \quad (2)$$

که در آن N تعداد خانوارها، y_i درآمد خانوار i ام، \bar{y} میانگین درآمد کل خانوارها و ε پارامتر اجتناب از نابرابری است ($0 < \varepsilon < \infty$). در نتیجه هرچه مقدار ε بیش‌تر باشد جامعه نسبت به نابرابری نگرانی بیش‌تری دارد. اگر $A_{\varepsilon} = 0$ باشد برابری کامل و هنگامی که $A_{\varepsilon} = 1$ باشد نابرابری کامل است. دامنه تغییرات این معیار همانند ضریب جینی بین صفر و یک است.

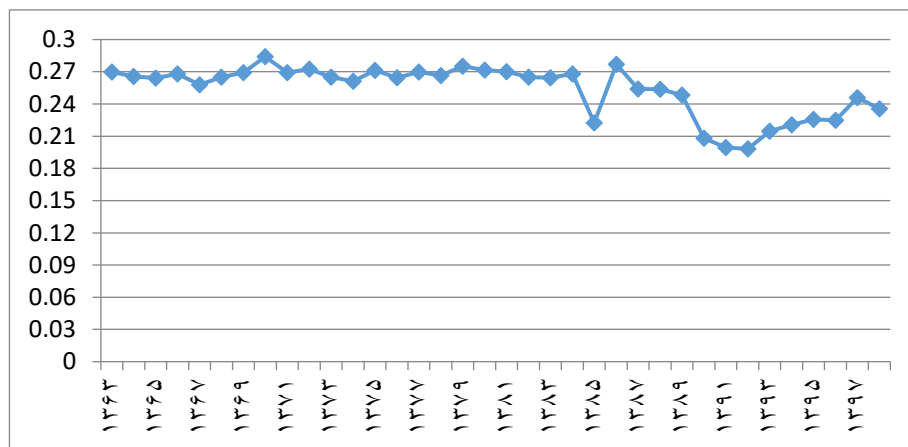
۲-۲- روند شاخص اتکینسون در ایران ۱۳۹۸-۱۳۶۳

شاخص اتکینسون بر مفهوم میزان اجتناب از نابرابری استوار است. اتکینسون به رابطه بین کارایی و نابرابری توجه می‌کند و معتقد است شاخص نابرابری باید به نحوی طراحی شود که به کمک آن بتوان تشخیص داد که جامعه برای کاهش نابرابری به یک میزان معین حاضر است چه مقدار از درآمد و تولید جاری، چشم‌پوشی نماید. با استفاده از پایگاه داده‌های مرکز آمار ایران، روند زمانی شاخص اتکینسون در نمودار ۱ نشان داده شده است. در ابتدای این بازه زمانی یعنی تا پایان سال ۱۳۶۷، توزیع درآمد تغییر محسوسی نداشته است که می‌توان دلیل آن را در شرایط خاص کشور که مصادف با آخرین سال‌های دفاع مقدس و همچنین اختصاص کالاهای یارانه‌ای به تمامی اقشار

^۱ گزارش بانک جهانی (۲۰۰۵) با عنوان مقدمه‌ای بر آنالیز فقر

جامعه باشد، بیان نمود. مقدار این شاخص از ۰/۲۶۹۹ در سال ۱۳۶۳ به مقدار ۰/۲۵۸۰ در سال ۱۳۶۷ کاهش پیدا کرده است.

بعد از پایان جنگ تحمیلی شاهد افزایش نابرابری هستیم که می‌تواند ناشی از اقدام به بازسازی کشور و همچنین سرمایه‌گذاری‌های گسترده در زیرساخت‌های کشور باشد. که باعث ایجاد درآمد برای اقشار و گروه‌های مختلف درآمدی جامعه گردید. که مقدار شاخص اتکینسون در سال ۱۳۷۵ به ۰/۲۷۱۳ می‌رسد. در ادامه و تا پایان سال ۱۳۸۳ شاخص اتکینسون تغییرات چندانی نداشته و از یک روند تقریباً ثابت برخوردار است.



نمودار (۱): روند شاخص اتکینسون در ایران ۱۳۶۳-۱۳۹۸

منبع: مرکز آمار ایران

با اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها، تغییر محسوسی در شاخص اتکینسون و نیز بهبود در وضعیت نابرابری مشاهده می‌شود. به طوری که از ۰/۲۶۵۸ در سال ۱۳۸۴ به کمترین مقدار خود یعنی ۰/۱۹۸۲ در سال ۱۳۹۲ کاهش یافته است. از سال ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ شاخص اتکینسون روندی صعودی دارد و توزیع درآمدی بدتر می‌شود. اما در سال ۱۳۹۸ نسبت به سال ۱۳۹۷ شاهد بهبود توزیع درآمد هستیم. از دلایل عمده این بهبود می‌توان به کمک‌های نقدی و کالایی سازمان‌ها و نهادهای دولتی به دهک‌های پایین درآمدی جامعه اشاره کرد.

۲-۳- سیاست مالی و توزیع درآمد

در مقابل ادبیات نظری فراوان مربوط به سیاست‌های مالی و رشد اقتصادی، ادبیات در مورد تأثیرات این سیاست‌ها بر نابرابری درآمد تا همین اواخر زیاد نبوده است. بر اساس مبانی تجربی با توجه به مطالعات کستلو و دومونه^۱ (۲۰۰۲) و لاندبرگند و اسکوایر^۲، (۲۰۰۳) عملکرد نابرابری درآمد به دو مجموعه متغیر غیرمالی و مالی بستگی دارد. کنترل‌های معادله نابرابری باید معیاری از آزادی‌های مدنی و معیاری از نابرابری آموزشی را به عنوان نماینده نابرابری درآمد در نظر بگیرند. این معیار ابتدا با توجه به توانایی سیاسی آن‌ها در محافظت از ثروت، امکان کنترل سیاسی ثروتمندترین اقشار جامعه و تأثیر آن‌ها بر توزیع درآمد را فراهم می‌کند. از سوی دیگر، درج یک متغیر نابرابری آموزشی این امکان را می‌دهد تا اهمیت توزیع سرمایه انسانی را در توضیح تفاوت در نابرابری درآمد بسنجیم. سرانجام، بردار متغیرهای مالی (متغیری به عنوان عنصر جبران‌کننده در محدودیت بودجه دولت) است.

از طرفی، سیاست‌های دولت علاوه بر تأمین مستقیم امکانات اساسی، موانع رشد را از بین می‌برد، اشتغال ایجاد می‌کند و فضای مناسب سرمایه‌گذاری می‌تواند بر نابرابری غلبه کند (هور^۳، ۲۰۱۴). بعلاوه، بر اساس نظرات دیگر می‌توان گفت: نابرابری درآمدی زیاد نشان‌دهنده عدم توزیع مجدد سیاست‌های مالی است (لوپز^۴، ۲۰۱۱). هاسین^۵ (۲۰۱۴) معتقد است، یکی از دلایل عدم تأثیر رشد بر نابرابری، عدم تمرکز دولت بر توسعه رشد فراگیر است.

اگرچه برخی از نظرات بیان‌کننده این است که مداخله دولت جهت توزیع درآمدی برابر می‌تواند رشد اقتصادی را با مشکل روبرو کند (اوکان^۶، ۱۹۷۵). در همین حال، به گفته اوستری و همکاران^۷ (۲۰۱۴) برنامه‌های توزیع مجدد درآمد از طریق سرمایه‌گذاری عمومی در زیرساخت‌ها، بهداشت، آموزش، امنیت اجتماعی بر رشد اقتصادی و برابری مؤثر خواهد بود.

¹ Castelló & Doménech

² Lundbergand & Squire

³ Hur

⁴ Lupez

⁵ Hassine

⁶ Okun

⁷ Ostry et al.

۲-۴- سیاست مالی و رشد اقتصادی

در رابطه با تأثیر سیاست مالی بر فعالیت اقتصادی دو رویکرد کلی مورد تأکید قرار می‌گیرد. در مکتب نئوکلاسیک، چندین مدل بر تأثیرات کوتاه‌مدت ابزارهای مختلف سیاست مالی تأکید دارند. درحالی که رشد پایدار توسط فاکتورهای برون‌زایی نظیر پویایی جمعیت و پیش‌رفت فناوری هدایت می‌شود. بنابراین، تفاوت در سیاست‌های مالیاتی و هزینه‌ای می‌تواند عامل تعیین‌کننده مهمی در میزان تولید باشد. اما بعید به نظر می‌رسد که تأثیر دائمی قابل ملاحظه‌ای بر نرخ رشد اقتصادی داشته باشد (موینلو و روکا، ۲۰۱۱).

در مدل‌های رشد درون‌زا، سرمایه‌گذاری در سرمایه‌های انسانی و فیزیکی بر نرخ رشد پایدار اقتصادی تأثیر می‌گذارد و در نتیجه، زمینه‌های بیش‌تری برای مالیات و هزینه‌های دولت برای نقش‌آفرینی در روند رشد وجود دارد. این تمایل وجود دارد که اثرات رشد موقتی سیاست مالی در مدل نئوکلاسیک، به اثرات دائمی تبدیل شود. از این رو نشان می‌دهد که سیاست‌های مالی می‌تواند بر میزان تولید و همچنین نرخ رشد بلندمدت آن تأثیرگذار باشد (نلر^۱، ۱۹۹۹).

رویکرد کینزی و مدل‌های رشد درون‌زا از نظر جمع‌آوری و هزینه مالیات متفاوت است. درحالی که کینز پیشنهاد می‌کند دولت از طریق جذب بیش از حد تقاضا، رشد اقتصادی را تشویق کند. مدل رشد بارو، رشد اقتصادی را از طریق جمع‌آوری سرمایه تشویق می‌کند. از منظر مدل رشد درون‌زا، سرمایه نه تنها فیزیکی بلکه غیرفیزیکی است. سرمایه‌گذاری در منابع انسانی می‌تواند بر رشد تأثیر بگذارد (موینلو و روکا، ۲۰۱۲). مالیات در مدل رشد درون‌زای بارو می‌تواند رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد به شرطی که از آن برای تأمین مالی فعالیت‌های تولیدی استفاده شود و در غیر این صورت منجر به ازدحام جمعیت در هنگام استفاده برای هزینه‌های غیر تولیدی می‌شود. در مواضع مخالف، کینز استدلال می‌کند که مالیات با کاهش قدرت خرید، رشد را کاهش می‌دهد (بانیا و همکاران، ۲۰۰۷).

^۱ Kneller

لیو و مارتینز^۱ (۲۰۱۵) با استفاده از یک مدل ساختاری و یک مجموعه داده گسترده برای ۱۵۰ کشور توسعه یافته و در حال توسعه که دوره ۱۹۷۰-۲۰۰۹ میلادی را پوشش می‌دهد به بررسی معاملات بالقوه بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد در طراحی ساختار مالیات پرداخته‌اند. با بکارگیری سیستم معادلات 3SLS به شواهد واضحی از معامله بین رشد و نابرابری برای مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم دست یافتند.

ندوبوسی^۲ (۲۰۱۷) ضمن مطالعه رابطه بین سیاست مالی و رشد اقتصادی در نیجریه، در تجزیه و تحلیل خود از مکانیسم تصحیح خطا روی داده‌های جمع‌آوری شده از سال ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۵ میلادی استفاده کرد. این مطالعه نشان داد که نرخ رشد اقتصادی به طور قابل توجهی تحت تأثیر سیاست‌های مالی قرار دارد.

اوغونداجو و اوناکویا^۳ (۲۰۱۷) ارتباط بین مالیات و رشد برخی از اقتصادهای آفریقا را بر اساس داده‌های جمع‌آوری شده از ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۳ میلادی بررسی کردند. آن‌ها دریافتند که درآمد مالیاتی رشد اقتصادی در آفریقا را افزایش می‌دهد و مالیات شرکت-ها از لحاظ رشد اقتصادی مطلوب است.

کیمارو و همکاران^۴ (۲۰۱۷) تأثیر هزینه‌های عمومی را بر کارایی رشد اقتصادی در ۲۵ کشور جنوب صحرای آفریقا (SSA^۵) کم درآمد از ۲۰۰۲ - ۲۰۱۵ میلادی بررسی کردند. نتیجه روش GMM نشان داد که هزینه‌های دولت روند توسعه کم درآمد را تسریع می‌کند. کشورهای SSA در حالی که تعامل هزینه‌های دولت با کارایی دولت هیچ دلیلی بر کارایی دولت برای افزایش هزینه‌های دولت در رشد اقتصادی نشان نمی‌دهد.

موراکیونیو و همکاران^۶ (۲۰۱۸) دریافتند که هزینه‌های مکرر و بدهی داخلی رشد اقتصادی را عقب می‌اندازد در حالی که هزینه‌های سرمایه و بدهی خارجی وقتی نقش

¹ Liu & Martinez

² Ndubuisi

³ Ogundajo & Onakoya

⁴ Kimaro et al.

⁵ Sub-Saharan African

⁶ Morakinyo et al.

سیاست‌های مالی را در رشد اقتصاد بین دوره ۱۹۸۱-۲۰۱۴ میلادی ارزیابی می‌کنند، رشد اقتصادی را تحریک می‌کنند.

خوسینی و همکاران^۱ (۲۰۱۸) تأثیر باز بودن تجارت و سیاست مالی اندونزی را بر نابرابری درآمد و رشد اقتصادی بررسی کردند. روش مدل تصحیح خطا برای تجزیه و تحلیل اثر طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۵ میلادی استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که باز بودن تجارت می‌تواند نابرابری را بهبود بخشد اما در عین حال مانع رشد می‌شود. تأثیر سیاست مالی در کاهش نابرابری فقط با جمع‌آوری مالیات ایجاد می‌شود اما مؤقتی است. در همین حال، ثابت شد که هزینه‌های دولت در زیرساخت‌ها و بهداشت رشد را تشویق می‌کند. از طرف دیگر، هزینه‌های بخش آموزش و پرورش و جمع‌آوری مالیات در واقع می‌تواند مانع رشد شود.

پاول و گوس^۲ (۲۰۱۹) مطالعه‌ای را با هدف تعیین وجود رابطه همزمان بین تجارت کل ۱۳ اقتصاد در حال ظهور بازار به عنوان یک گروه، رشد، نابرابری درآمد و سیاست مالی برای دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۰ میلادی انجام داده‌اند. یک مدل پانل همزمان تخمین زده شده است. رابطه U شکل معکوس بین رشد اقتصادی، نابرابری درآمد و تجارت کل در معادله رشد اقتصادی، نابرابری درآمد، رشد اقتصادی و درآمد سرانه در معادله نابرابری درآمد و تجارت کل مشهود است. بنابراین، وجود یک رابطه غیرخطی دو طرفه بین رشد اقتصادی، نابرابری درآمد و تجارت کل مشخص شده است. جدا از این روابط غیرخطی، تأثیر مثبت و قابل توجه، تشکیل ناخالص سرمایه، تورم، رشد جمعیت، سرمایه انسانی، سیاست مالی، سیاست پولی و اعتبار داخلی به بخش خصوصی بر رشد اقتصادی؛ تشکیل ناخالص سرمایه و تورم در کل تجارت؛ تجارت کل، رشد جمعیت افراد ۶۵ ساله و بالاتر، سیستم سیاسی در سیاست‌های مالی مشاهده شده است. همچنین، تأثیر منفی و معنی‌دار، سیاست مالی بر نابرابری درآمد و نابرابری درآمد بر سیاست مالی آشکار شده است.

آریمو و ابیدان^۳ (۲۰۲۰) علیت را در میان سیاست‌های مالی، رشد اقتصادی و نابرابری درآمد در حدود ۲۶ کشور منتخب آفریقایی با هدف شناسایی جهت علیت در میان این

¹ Khusaini

² Pal & Ghose

³ Aremo & Abiodun

متغیرها بررسی می‌کند. این رویکرد راه‌حلهایی برای نابرابری درآمد و مشکلات رشد اقتصادی در کشورهای جنوب صحرای آفریقا ارائه می‌دهد. برای دستیابی به این هدف، کشورهای جنوب صحرای آفریقا به سه کشور با درآمد کم، کشورهای با درآمد متوسط و با درآمد متوسط به بالا تقسیم شدند. برای بررسی علیت از روش علی گرنجری چند متغیره استفاده شد. یافته‌ها نشان می‌دهد که در کشورهای کم درآمد و کشورهای با درآمد متوسط پایین، هیچ علیتی قابل طرح در بین سه متغیر احتمالاً نشان دهنده عدم وجود سیاست‌گذاری مؤثر وجود ندارد. با این حال، یک علیت یک جهته از رشد اقتصادی تا نابرابری درآمد در کشورهای با درآمد متوسط بالا پیدا شد.

گوناسینگ و همکاران^۱ (۲۰۲۰) تأثیرمتغیرهای سیاست مالی بر رشد اقتصادی و نابرابری درآمد با داده‌های یک گروه متعادل از ۱۹ کشور عضو OECD با درآمد بالا برای ۲۰۱۵-۱۹۹۵ برآورد می‌کنند. یک سیستم معادلات همزمان تخمین زده شده است که رشد اقتصادی و نابرابری درآمد را به مؤلفه‌های مختلف سیاست مالی مرتبط می‌کند. صرف نظر از روش مالی، افزایش هزینه‌های توزیعی مجدد، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد اما رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. تأثیر کلی خالص هزینه‌های غیر توزیعی، دریافت مالیات مستقیم و دریافت مالیات غیرمستقیم افزایش نابرابری درآمد است. این نتایج افزایش هزینه‌های توزیع مجدد را که از طریق مالیات مستقیم تأمین می‌شود، به عنوان وسیله‌ای برای کاهش نابرابری درآمد نشان می‌دهد.

فلاحتی و همکاران^۲ (۱۳۸۸) با استفاده از داده‌های سری زمانی طی سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۸۴، مدلی را با روش معادلات هم زمان برآورد کرده‌اند و اثر سیاست‌های مالی (مالیات و یارانه‌ها) بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشانگر آن است که سیاست‌های مالی در کشور (افزایش مالیات و یارانه) باعث بهبود درآمد و کاهش رشد اقتصادی شده است. از طرفی افزایش درآمدهای نفتی و تولید داخلی، سبب برابری توزیع درآمد و بهبود رشد اقتصادی شده و نرخ رشد جمعیت نقش منفی در رشد اقتصادی داشته است.

^۱ Gunasinghe

^۲ Falahati et al.

رهبر و سرگلزایی^۱ (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به بررسی اثر سیاست‌های مالی بر روی فقر در طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۳ در ایران پرداخته‌اند. با استفاده از روش خود رگرسیونی با وقفه-های توزیعی (ARDL)، تأثیر سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی و هم چنین توزیع درآمد بررسی شده است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که مخارج مصرفی دولت و درآمدهای مالیاتی سبب بدتر شدن شاخص فقر و مخارج عمرانی و هم چنین مخارج اجتماعی دولت سبب بهتر شدن شاخص فقر شده است.

صادقی و همکاران^۲ (۱۳۹۶) به بررسی تاثیر سیاست‌های مالی دولت بر توزیع درآمد می‌پردازند. برای این منظور از روش خودرگرسیون برداری عامل افزوده (FAVAR) و داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۶۹ برای ۹۹ متغیر کلان استفاده شده است. توابع واکنش آنی برآوردی مدل نشان می‌دهد یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار در مخارج جاری دولت ضریب جینی را افزایش داده و موجب بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود؛ در حالی که شوک مخارج عمرانی دولت، شوک مالیات‌های مستقیم و شوک مالیات‌های غیرمستقیم با کاهش ضریب جینی باعث بهبود توزیع درآمد می‌گردند.

بررسی پیشینه تحقیق نشان از این دارد که عمدتاً در مطالعات پیشین، بررسی سیاست مالی بر رشد اقتصادی یا بصورت مجزا بر نابرابری مد نظر قرار گرفته است، درحالی که در نظر گرفتن معیار نابرابری در معادلات رشد، بررسی همزمان اثرات کلان و توزیعی سیاست‌های مالی را امکان‌پذیر می‌کند. همچنین مطالعات بسیاری توزیع درآمد در ایران را با استفاده از شاخص ضریب جینی بررسی کرده‌اند. ضریب جینی یکی از متداولترین شاخص‌های ارزیابی توزیع درآمد است که به تغییرات میانی درآمد حساس تر است. اما شاخص اتکینسون برگرفته از تابع رفاه اجتماعی است و به واسطه امکان انتخاب پارامتر تابع این قابلیت را دارد که نابرابری را در سطوح مختلف درآمدی جامعه اندازه‌گیری نماید. بنابراین یک از وجوه متمایز این مقاله بررسی ارتباط میان توزیع درآمد و رشد اقتصادی با استفاده از شاخص اتکینسون می‌باشد.

¹ Rabar & Sargolzaei

² Sadeghi et al.

۳- معرفی الگو و روش تحقیق

۳-۱- بیزین ور

هنگامیکه رفتار یک یا چند متغیر سری زمانی مورد بررسی قرار می‌گیرد لازم است به ارتباط این متغیرها در قالب یک الگوی سیستم معادلات همزمان توجه شود. در چنین الگویی برخی متغیرها درونزا و تعدادی نیز برونزا هستند. قبل از برآورد چنین الگویی لازم است اطمینان حاصل شود که معادلات این سیستم قابلیت شناسایی دارند. رویه معمول این است که فرض شود تعدادی از متغیرهای برونزا تنها در برخی معادلات الگو وارد می‌شوند. بنابراین قبل از برآورد الگوی سیستم معادلات همزمان باید متغیرهای الگو را به دو دسته برونزا و درونزا طبقه‌بندی کرد، سپس قیدهایی را برای ضرایب متغیرهای الگو اعمال کرد تا به شناسایی الگو دست یافت (گجراتی^۱، ۱۳۷۷). این امر به شدت از سوی سیمز^۲ (۱۹۸۰) مورد انتقاد قرار گرفت. به عقیده وی اگر واقعاً بین مجموعه‌ای از متغیرهای الگو، همزمانی وجود داشته باشد، باید همه متغیرها را به یک چشم‌نگریست و قضاوت قبلی در مورد درونزا یا برونزا بودن متغیرها صحیح نیست؛ در همین راستا الگوی بیزین ور را ارائه کرد (اندرس^۳، ۱۳۸۹). این مدل در واقع نوعی ارتباط خطی بین متغیر وابسته و وقفه‌هایی از کل متغیرهای حاضر در سیستم معادلات همزمان است که تعداد وقفه‌ها توسط محقق تعیین می‌شود.

در آمار بیزی با اشاره به یک مجموعه اطلاعات که خارج از نمونه در مورد یک پارامتر وجود دارد اشاره به این نکته دارد که مجموعه اطلاعات برآمده از نمونه در قالب تابع درستنمایی و مجموعه اطلاعاتی که از قبل در مورد پارامتر وجود دارد در قالب توزیع پیشین نمایش داده شود. حال بر اساس مفهوم قاعده مشهور بیز در آمار، توزیع پسین متناسب با حاصلضرب توزیع پیشین پارامتر در تابع درستنمایی به دست آمده از نمونه آماری خواهد بود. تحلیل بیزی در مقایسه با تحلیل کلاسیک (غیر بیزی) دارای چندین مزیت می‌باشد. یکی از مزیت‌های تحلیل بیزی این است که در یک تحلیل بیزی امکان دخالت دادن اطلاعات غیر نمونه‌ای وجود دارد. مزیت دیگر این است که استنباط آماری راجع به درایه‌های ماتریس ضرایب و درایه‌های ماتریس واریانس-کوواریانس

¹ Gujarati

² Sims

³ Enders

پسماندها با دیدگاه بیزی به سهولت امکان‌پذیر است ولی با دیدگاه غیربیزی این کار می‌تواند بسیار دشوار و در مواردی ناممکن باشد. مزیت دیگر یک تحلیل بیزی در مواردی است که طول سری زمانی کم باشد در این صورت نمی‌توان پارامترهای مدل را به روش کلاسیک برآورد نمود، در این صورت روش بیزی می‌تواند به عنوان یک روش جایگزین تلقی شود (خردمندنی و طیبی^۱، ۱۳۸۶).

مدل پیشنهادی خودرگرسیون برداری توسط سیمز^۲ (۱۹۷۲، ۱۹۸۰)، به عنوان جایگزینی برای مدل‌های معادله همزمان، ابزاری است که به‌طور گسترده در مدل‌سازی اقتصاد کلان استفاده می‌شود. در مدل VAR، همانطور که در مورد مدل معادلات همزمان (ساختاری) وجود دارد، همه متغیرها به عنوان درون‌زا وارد مدل می‌شوند بدون اینکه به عنوان برون‌زا یا درون‌زا متمایز شوند.

اما یکی از اصلی‌ترین نقاط ضعف این مدل‌ها این است که نمی‌توان تعداد زیادی از متغیرها را در آن به کار گرفت، زیرا افزایش تعداد متغیرها در این الگو به سرعت از درجه آزادی آن می‌کاهد. کمی متغیرها در الگوی VAR پژوهشگر را به سمت گزینش از بین متغیرهای مختلف سوق می‌دهد که پیامد آن، استفاده ناکارآمد از اطلاعات موجود در آمارهای اقتصادی خواهد بود. ضمن اینکه استفاده گزینشی از محدود متغیرها ارزیابی جامع و کاملی از اثر شوک‌ها بر اقتصاد بدست نمی‌دهد (پیش‌بهار و همکاران^۳، ۱۳۹۲).

برای رفع مشکل پارامتر بیش از حد، جهت انجام پیش‌بینی‌های درست، از روش BVAR می‌توان استفاده کرد. استفاده از مدل BVAR موجب کاهش تعداد ضرایب مدل می‌شود. در مدل‌های بیزین، به جای حذف ضرایب برای هر ضریب یک توزیع احتمال در نظر گرفته می‌شود. برای مثال پژوهشگر برای ضریب b توزیع احتمالی با میانگین صفر و واریانس σ^2 در نظر می‌گیرد به گونه‌ای که هر چه مقدار این واریانس کمتر باشد نشان‌دهنده آن است که پژوهشگر نسبت به صفر بودن ضریب b اطمینان بیشتری دارد (صاحب‌هنر و همکاران^۴، ۱۳۹۲).

¹ Kheradmandnia & Tayebi (2007)

^۲ رجوع کنید به سیمز (۱۹۸۰)

³ Pishbahar et al. (2013)

⁴ Sahebbonar et al. (2013)

مدل‌های بیزین دارای سه جز اساسی شامل تابع چگالی پیشین، تابع درست‌نمایی و تابع چگالی پسین است. بسته به اینکه از چه نوع تابع پیشینی در مدل استفاده شود می‌توان به نتایج مختلفی دست یافت. در مدل خودرگرسیون برداری بیزین چندین تابع پیشین وجود دارد که معروف‌ترین آنها، تابع پیشین مینسوتا یا لیترمن^۱ است که توسط دان، لیترمن و سیمز معرفی شده است.

مدل VAR معمولی را می‌توان به صورت زیر گسترش داد:

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + D_{zt} + \varepsilon_t \quad (3)$$

که در آن بردار Y_t $n \times 1$ متغیرهای درون‌زا است. D به ترتیب ماتریس‌های $n \times n$ و $n \times d$ است، Z_t بردار $d \times 1$ متغیرهای برون‌زا است در حالیکه ε_t بردار $n \times 1$ خطای مستقل، یکسان و دارای توزیع نرمال با ماتریس واریانس-کواریانس Σ است.

$$\varepsilon_t' \sim iid(0, \Sigma) \quad \beta_t (t = 1, \dots, p) \quad (4)$$

از نظریه‌های جانبی نیز می‌توان برای استنتاج B و Σ استفاده کرد. اما این در عمل برخی از مشکلات را به وجود می‌آورد زیرا یک مدل VAR معمولی در تحقیقات اقتصاد کلان شامل تعداد زیادی پارامتر است و اندازه نمونه اغلب در مقایسه با اندازه مدل VAR به اندازه کافی بزرگ نیست. در این رابطه، گزینه‌ای برای نظریه‌های جانبی، رویکرد بیزی است که اطلاعات نمونه و توزیع قبلی را با هم ترکیب می‌کند (کاراگاز و کیسکین^۲، ۲۰۱۶).

رویکرد بیزی برای تخمین VAR در ابتدا توسط لیترمن^۳ (۱۹۸۰) ارائه شد. راه‌حلی که وی طرفداری کرد این است که بتوان از برآورد بیش از حد مشخص، بدون نیاز به اعمال محدودیت دقیق صفر بر ضرایب استفاده کرد. یکی دیگر از مزایای روش برآورد بیزی داشتن عملکرد تخمین بهتر از روشهای جایگزین در نمونه‌های کوچک است (سیکارلی و ریپوچی^۴، ۲۰۰۳). از مزیت‌های دیگر تحلیل بیزی این است که امکان دخالت دادن اطلاعات غیرنمونه‌ای وجود دارد. از طرفی استنباط آماری راجع به درایه‌های ماتریس ضرایب و درایه‌های ماتریس واریانس-کواریانس پسماندها با دیدگاه بیزی به سهولت امکان‌پذیر است (پیش بهار و همکاران، ۱۳۹۳)

¹ Litterman/Minnesota Density Function

² Karagöz & Keskin

³ Litterman

⁴ Cicarelli & Rebucci

به منظور معرفی روش تخمین بیزی معادله (۳) را می‌توان کوتاه تر به شرح زیر نوشت:

$$y_t = X_t \beta + \varepsilon_t \quad (5)$$

که در آن $X_t = (I_n \otimes W_{t-1})$ ماتریس $n \times nk$ ، $W_{t-1} = (Y'_{t-1} \dots Y'_{t-p} \cdot Z'_t)'$ ماتریس $k \times 1$ ، $\beta = \text{vec}(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p, D)$ ماتریس $nk \times 1$ است.

پارامترهای مجهول مدل B و Σ است. تکنیک‌های برآورد بیزین شامل ترکیب تابع درست‌نمایی مدل VAR با اطلاعات پیشین با توجه به تابع توزیع پارامترها است. برآورد پارامترها با ترکیب عملکرد احتمال پارامترهای زیر (که چگالی احتمال داده‌ها به پارامترهای مدل بستگی دارد) کاملاً ساده است.

$$L(y|\beta, \Sigma) \propto |\Sigma|^{-\frac{T}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_t (y_t - X_t \beta)' \Sigma^{-1} (y_t - X_t \beta) \right\} \quad (6)$$

، از طریق قانون بیز، Σ ، B ، p و توزیع مشترک پارامترهای مشروط به داده‌ها پارامترها توزیع خلفی مشترک به شرح زیر بدست می‌آید.

$$p(\beta, \Sigma | y) = \frac{p(\beta, \Sigma) L(y|\beta, \Sigma)}{p(y)} \propto p(\beta, \Sigma) L(y|\beta, \Sigma) \quad (7)$$

\propto به معنای «متناسب» است.^۱

انتخاب توزیع مناسب مهمترین مرحله در مدل‌سازی بیزی است. لیترمن (۱۹۸۶) با توسل به سه قاعده آماری داده‌های سری زمانی اقتصاد کلان، موارد قبلی خود را مشخص می‌کند: (۱) رفتار روندی معمول در بیشتر سری‌های زمانی اقتصاد کلان، (۲) این واقعیت که مقادیر جدیدتر یک سری معمولاً حاوی اطلاعات بیشتری در مورد ارزش فعلی این مجموعه نسبت به مقادیر گذشته است و (۳) این واقعیت است که مقادیر گذشته یک متغیر معین حاوی اطلاعات بیشتری در مورد وضعیت فعلی آن از مقادیر گذشته متغیرهای دیگر است (کاراگاز و کیسکین، ۲۰۱۶).

۳-۲- الگوی تحقیق و داده‌ها

در این مطالعه، ما از داده‌های سالانه برای دوره ۱۳۹۸-۱۳۶۳ استفاده می‌کنیم. در مورد متغیرهای این مطالعه، نابرابری درآمد با شاخص اتکینسون اندازه‌گیری شده و داده‌های لازم آن از گزارش مرکز آمار استخراج شده است. متغیر دیگر، تولید ناخالص داخلی واقعی به عنوان نماینده رشد اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در مورد

^۱ رجوع کنید به سیکارللی و ریبوچی (۲۰۰۳)

متغیرهای سیاست مالی، ما هزینه‌های جاری دولت و سرمایه‌گذاری عمومی در سمت هزینه و مالیات مستقیم و مالیات غیرمستقیم در طرف مالیات داریم. هزینه‌های جاری دولت عمدتاً شامل دستمزد و حقوق، هزینه کالاها و خدمات و یارانه‌ها و نقل و انتقالات است. مالیات مستقیم شامل مالیات بر درآمد و سود است. مالیات غیرمستقیم شامل مالیات بر کالاها و خدمات (مالیات بر ارزش افزوده) است. داده‌های خام تمام متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه از پایگاه داده‌های بانک مرکزی استخراج گردیده است. برای دستیابی به هدف این مطالعه، با بهره‌گیری از مطالعه تجربی ایبووا^۱ (۲۰۲۱)، معادله رگرسیونی خطی به صورت زیر معرفی می‌گردد:

$$ATK_t = C + \alpha_1 GDP_t + \alpha_2 CE_t + \alpha_3 INV_t + \alpha_4 DTAX_t + \alpha_5 ITAX_t + \varepsilon_t \quad (۸)$$

که در آن شاخص اتکینسون (ATK) تابعی از رشد تولید ناخالص داخلی (RGDP)، مخارج جاری دولت (CE) مخارج عمرانی دولت (INV)، مالیات مستقیم (DTAX) و مالیات غیرمستقیم (ITAX) تعریف می‌شود.

۴- برآورد الگو و تحلیل نتایج

۴-۱- آزمون مانایی

قبل از برآورد الگو و به منظور جلوگیری از بروز رگرسیون‌های کاذب، از آزمون مانایی متغیرها استفاده شده است. در صورت وجود نامانایی در متغیرها، نتایج به دست آمده از روش‌های اقتصادسنجی می‌تواند به برآورد رگرسیون کاذب و تفسیرهای نادرست منجر شود. در این راستا، جهت بررسی مانایی متغیرها، آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF^۲) به کار گرفته شده و نتایج آن در جدول ۱ ارائه شده است. نتایج بدست آمده از بررسی پایایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح ناپایا بوده و با یکبار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد ADF

متغیر	آماره آزمون در سطح	آماره آزمون در تفاضل مرتبه اول
ATK	-۲/۰۷۸۶ (۰/۲۵۴۰)	-۸/۵۰۵۳ (۰/۰۰۰۰)
CE	-۰/۴۴۷۹	-۵/۰۸۶۸

^۱ Yeboua
^۲ Augmented Dickey-Fuller Test

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال نهم/ شماره ۴/ زمستان ۱۴۰۱			۱۷۹
	(۰/۵۱۱۵)	(۰/۰۰۱۶)	
INV	۰/۱۴۲۹	-۴/۱۰۹۱	
	(۰/۷۲۰۷)	(۰/۰۱۵۴)	
ITAX	-۳/۰۹۵۳	-۴/۲۳۴۵	
	(۰/۱۲۳۵)	(۰/۰۱۰۵)	
DTAX	-۰/۴۶۱۲	-۴/۵۱۱۳	
	(۰/۹۸۰۸)	(۰/۰۰۵۳)	
GDP	-۰/۶۲۴۴	-۶/۵۴۱۹	
	(۰/۹۷۱۰)	(۰/۰۰۰۱)	

ملاحظات: اعداد داخل پرانتز ارزش احتمال است.

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲- تعیین وقفه بهینه

پس از اطمینان از مانا بودن متغیرها و قبل از برآورد الگو، با توجه به اینکه الگوهای خودرگرسیون برداری شامل متغیرهای با وقفه می‌شود، لازم است طول وقفه بهینه برای آنها مشخص شود. برای این منظور، معیارهای اطلاعاتی مختلفی مانند شوارتز، آکاییک و حنان-کویین وجود دارد که در این مطالعه از معیار شوارتز برای تعیین تعداد وقفه بهینه استفاده شده است.

جدول (۲): تعداد وقفه بهینه الگوی BVAR

معیار شوارتز	طول وقفه
-۶/۷۲۰۸	۱
-۵/۲۰۴۶	۲
-۴/۹۰۶۸	۳
-۹/۰۹۶۷*	۴

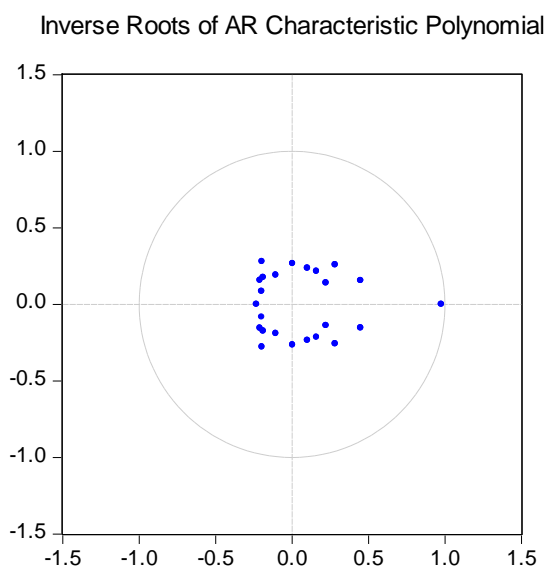
منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۲، وقفه بهینه برای الگو، وقفه ۴ است. چون کمترین مقدار برای معیار شوارتز در وقفه چهار است.

۴-۳- آزمون ریشه واحد دایره

با توجه به نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته مشخص شد که تمامی متغیرهای مطالعه حاضر، در سطح نامانا هستند و همچنین وقفه بهینه ۴ براساس معیار شوارتز انتخاب

گردید. بنابراین در این قسمت برای اطمینان از مجازی نبودن رگرسیون اقدام به آزمون ریشه واحد کل مدل رگرسیونی نیز شد. در صورت عدم ثبات الگوی خودرگرسیون برداری بیزین نتایج بدست آمده قابل اطمینان نیستند، به منظور بررسی پایداری الگو تخمین زده شده از نمودار AR استفاده می‌کنیم. این نمودار معکوس ریشه‌های مشخصه یک فرایند AR را نشان می‌دهد.



نمودار (۲): آزمون ریشه واحد دایره

منبع: یافته‌های تحقیق

اگر قدرمطلق تمام این ریشه‌ها کم‌تر از یک باشند و به عبارت دیگر داخل دایره واحد قرار گیرند الگو خودرگرسیون برداری بیزین تخمین زده شده پایدار است. نمودار AR مدل در نمودار شماره ۲ نشان می‌دهد که معکوس همه ریشه‌های مشخصه داخل دایره واحد قرار می‌گیرند و شرط پایداری الگو خودرگرسیون برداری بیزین را تأمین می‌کند.

۴-۴- برآورد الگو BVAR

بعد از بررسی آزمون‌های ریشه واحد و تعیین وقفه، در این قسمت به نتایج تخمین الگو بر اساس روش بیزین و پرداخته می‌شود.

رویکرد بیزین از طریق توابع پیشین می‌تواند باورهای اولیه محققان را در مورد پارامترهای مدل در مدل‌سازی دخیل کند. در واقع، محققان از اطلاعات اولیه خود در

مورد الگوی داده‌های اقتصاد کلان و انواع مدل‌های ساختاری، توابع پیشین مناسب را برای مدل VAR انتخاب می‌کنند و از این رو مدل را مقید می‌سازند. همانطور که بیان شد، در مدل خودرگرسیون برداری بیزین چندین تابع پیشین وجود دارد که معروف‌ترین آنها، تابع پیشین مینسوتا یا لیترمن است که در این مقاله از این تابع بهره گرفته شده است. نتایج به دست آمده از برآورد این الگو در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول (۳): نتایج حاصل از برآورد الگو BVAR

ضریب	متغیر	ضریب	متغیر	ضریب	متغیر
-۰/۰۰۷۲	DTAX(-1)	۰/۰۱۶۲	LCE(-1)	۰/۱۳۲۳	LATK(-1)
-۰/۰۰۱۹	DTAX(-2)	۰/۰۰۴۳	LCE(-2)	۰/۰۲۷۷	LATK(-2)
-۰/۰۰۵۵	DTAX(-3)	-۰/۰۰۲۲	LCE(-3)	۰/۰۰۴۲	LATK(-3)
-۰/۰۰۴۸	DTAX(-4)	-۰/۰۰۴۸	LCE(-4)	-۰/۰۰۰۹	LATK(-4)
۰/۰۱۳۸	ITAX(-1)	۰/۰۱۷۷	INV(-1)	-۰/۰۳۳۶	LGDP(-1)
۰/۰۰۲۴	ITAX(-2)	۰/۰۰۲۴	INV(-2)	-۰/۰۰۶۱	LGDP(-2)
-۰/۰۰۰۳	ITAX(-3)	-۰/۰۰۱۴	INV(-3)	-۰/۰۰۶۳	LGDP(-3)
-۰/۰۰۰۲	ITAX(-4)	-۰/۰۰۱۳	INV(-4)	-۰/۰۰۶۸	LGDP(-4)
				-۰/۹۲۸۳	C

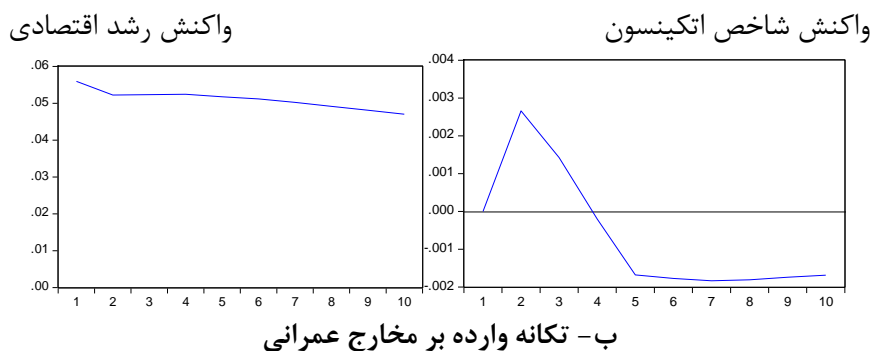
منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۵- توابع عکس‌العمل آنی الگو^۱

معمولاً مشکل می‌توان ضرایب برآورد شده الگو خودرگرسیون برداری بیزین را تفسیر کرد به ویژه وقتی که ضرایب با وقفه یک متغیر، تغییر علامت می‌دهند به همین دلیل است که تابع عکس‌العمل را برآورد می‌کنند تا به کمک آن رفتار متغیرها را در طول زمان در اثر یک انحراف معیار تغییر در جمله اختلال معادلات مورد بررسی قرار دهند. یک تابع عکس‌العمل آنی، در واقع اثرات یک انحراف معیار شوک وارده به متغیرهای درونزا در الگو را بیان می‌کند. بنابراین تجزیه و تحلیل واکنش به ضربه و یا عکس‌العمل آنی به عنوان ابزاری در راستای بررسی تأثیرات متقابل میان متغیرهای الگو بکار می‌روند. سیمز (۱۹۸۰) به منظور تحلیل مناسب‌تر و جامع‌تر اثر شوک‌های سیاستی پیش-بینی نشده بر متغیرهای کلان، استفاده از توابع عکس‌العمل تحریک و تجزیه واریانس را پیشنهاد نمود.

در این مطالعه، عکس‌العمل شاخص اتکینسون و همچنین رشد اقتصادی نسبت به یک تکانه یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در هر یک از متغیرهای درونزای الگو شامل مخارج جاری دولت، مخارج عمرانی دولت، مالیات‌های مستقیم و مالیات‌های غیرمستقیم در نمودار ۳ نشان داده شده است.

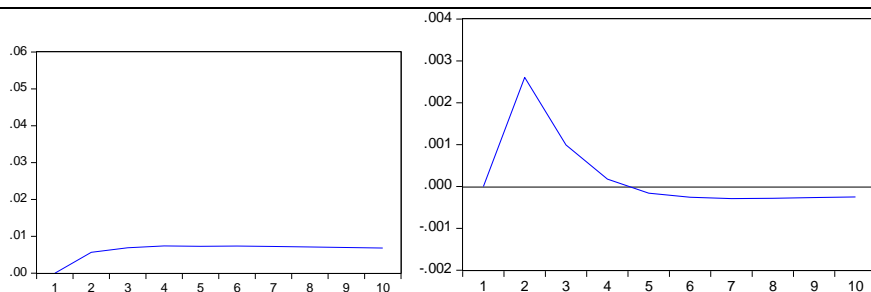
الف- تکانه وارده بر مخارج جاری دولت



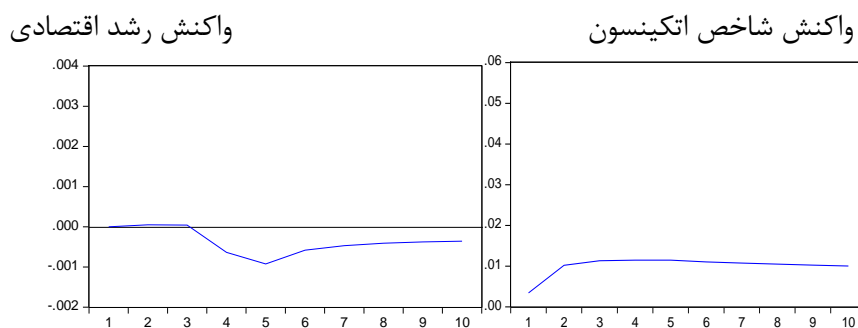
ب- تکانه وارده بر مخارج عمرانی



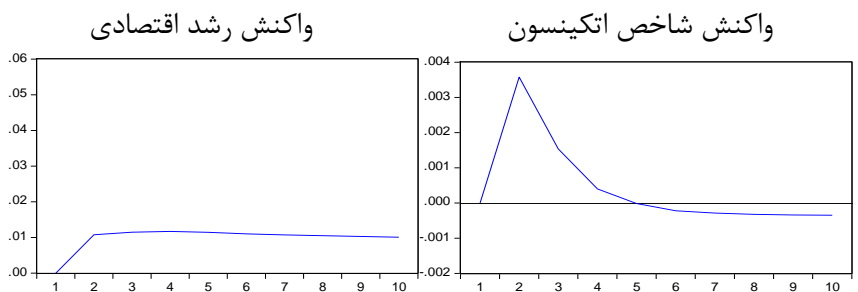
¹ Impulse-Response



ج- تکانه وارد بر مالیات مستقیم



د- تکانه وارد بر مالیات غیرمستقیم



نمودار (۲): توابع ضربه-واکنش حاصل از برآورد الگو BVAR

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲ واکنش شاخص اتکینسون و رشد اقتصادی را در قبال تکانه وارد شده از سوی متغیر دیگر که از برآورد الگو BVAR حاصل شده‌اند را برای دوره ۱۰ ساله را نشان می‌دهد. تحلیل واکنش رشد اقتصادی به یک تکانه در مخارج جاری دولت تا دو سال اول کاهشی و بعد از آن روند کاهشی با شیب تقریباً ثابتی را حفظ می‌نماید. که نشانگر آن است که افزایش مخارج جاری دولتی که شامل دستمزد و حقوق، هزینه کالاها و خدمات و یارانه‌ها و نقل و انتقالات می‌شود تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین

واکنش شاخص اتکینسون به تکانه مخارج جاری دولت تا پایان دو دوره اول مثبت و بعد از آن واکنش منفی به آن دارد. به عبارت بعد از افزایش مخارج جاری دولت در ابتدا توزیع نابرابری درآمد بدتر می‌شود و سپس با گذشت چندین دوره زمانی، شاهد روند کاهشی در شاخص اتکینسون هستیم.

تحلیل واکنش آنی رشد اقتصادی به یک تکانه مخارج عمرانی دولت مثبت است و بعد از دو دوره روند تقریباً ثابتی را حفظ می‌کند. به عبارت دیگر، پس از گذشت ۲ سال تأثیر مثبت و فزاینده مخارج عمرانی دولت بر رشد اقتصادی نمود پیدا می‌کند که نشانگر اثر بلندمدت سرمایه‌گذاری بر تولید کشور است. همچنین، تحلیل واکنش آنی شاخص اتکینسون بیانگر آن است که وارد شدن یک تکانه به متغیر مخارج عمرانی دولت نیز تا پایان دوره دوم اثر مثبت داشته اما پس از آن این اثر منفی و کاهنده می‌شود. یعنی، شوک مثبت مخارج عمرانی دولت بعد از ۲ دوره اثر مستقیم خود بر توزیع درآمدی را نشان خواهد داد. به علاوه، اثر تکانه مخارج عمرانی دولت بر شاخص اتکینسون تا دوره دوم مثبت و صعودی و پس از آن نزولی بوده است. در واقع، یک شوک مثبت مخارج عمرانی در کوتاه‌مدت منجر به بدتر شدن نابرابری درآمدی می‌شود اما بعد از دو دوره این اثر کاهشی و منفی می‌شود و منجر به بهبود توزیع درآمد می‌شود.

اثر تکانه مالیات مستقیم بر رشد اقتصادی با نرخ ملایمی تا پایان دو دوره اول مثبت و صعودی است و پس از آن در اندازه ثابت و مشخصی قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر، واکنش رشد اقتصادی به مالیات مستقیم مثبت است. از طرف دیگر، تکانه مالیات مستقیم بر توزیع نابرابری درآمدی تا پایان سه دوره اول بی‌تأثیر است و پس از آن نسبت به آن واکنش منفی نشان می‌دهد. به عبارت بهتر پس از سه دوره افزایش مالیات مستقیم باعث بهبود در توزیع درآمد می‌شود.

در نهایت اثر تکانه مالیات غیرمستقیم بر رشد اقتصادی همانند مالیات مستقیم با نرخ ملایمی تا پایان دو دوره اول مثبت و صعودی است. این بدان معنی است که افزایش مالیات‌ها می‌تواند عامل افزایش رشد اقتصادی در کشور باشند. در سوی دیگر واکنش شاخص اتکینسون به تکانه مالیات غیرمستقیم شدیداً افزایشی بوده به طوری که بیش-ترین واکنش را در میان موارد فوق داشته است. بعد از پایان دو دوره از اثر آن کاسته شده و با شیب منفی به آن واکنش نشان می‌دهد. به بیانی دیگر، در ابتدا با افزایش مالیات غیرمستقیم توزیع نابرابری درآمدی تا دو دوره بدتر می‌شود این بدان علت است

که نرخ‌های مالیاتی بالا از طریق کاهش انگیزه برای تولید و سرمایه‌گذاری باعث تضعیف بخش خصوصی برای رسیدن به اهداف اقتصادی خود می‌شود؛ و بعد از آن با تقویت نظام مالیات‌ستانی و حمایت از اقشار آسیب‌پذیر توزیع درآمدی بهبود پیدا می‌کند.

۴-۶- تجزیه واریانس

تجزیه واریانس در جدول ۴ نشان می‌دهد که در دوره اول واریانس این متغیر تماماً توسط خود متغیر توضیح داده می‌شود. اما به مرور زمان از اهمیت آن کاسته شده و بر اهمیت سایر متغیرها افزوده می‌شود. ستون مربوط شاخص اتکینسون نشان می‌دهد که گرچه در دوره اول ۱۰۰ درصد تغییرات توزیع درآمدی و در دوره دوم ۹۹/۳۹ درصد تغییرات، ناشی از خود متغیر بوده است ولی در دوره سوم تغییرات این شاخص، ۹۹/۲۸ درصد مربوط به خود متغیر، ۰/۱۸۵۹ درصد مربوط به تکانه مخارج جاری دولت، ۰/۰۰۰۰۸ درصد مربوط به تکانه مالیات مستقیم، ۰/۱۵۸۷ درصد مربوط به تکانه مخارج عمرانی دولت، ۰/۳۰۹۴ درصد مربوط به مالیات غیرمستقیم و در نهایت ۰/۰۶۰۵ درصد مربوط به رشد اقتصادی است. همانطور که مشاهده می‌شود در بین متغیرهای توضیحی الگو، مخارج جاری و مالیات غیرمستقیم بیش‌ترین درصد توضیح‌دهندگی تغییرات شاخص اتکینسون را طی دوره مورد بررسی به خود اختصاص داده‌اند.

جدول (۴): نتایج تجزیه واریانس برای شاخص اتکینسون حاصل از برآورد الگو

BVAR

دوره	LATK	LCE	LDTAX	LINV	LITAX	LGDP
۱	۱۰۰/۰۰۰	۰۰۰/۰۰۰	۰۰۰/۰۰۰	۰۰۰/۰۰۰	۰۰۰/۰۰۰	۰۰۰/۰۰۰
۲	۹۹/۳۹۴۷	۰/۱۴۵۲	۰/۰۰۰۰۴	۰/۱۳۹۵	۰/۲۶۲۸	۰/۰۵۷۵
۳	۹۹/۲۸۵۳	۰/۱۸۵۹	۰/۰۰۰۰۸	۰/۱۵۸۷	۰/۳۰۹۴	۰/۰۶۰۵
۴	۹۹/۲۶۹۲	۰/۱۸۶۶	۰/۰۰۰۸۳	۰/۱۵۹۲	۰/۳۱۲۴	۰/۰۶۳۹
۵	۹۹/۱۷۱۱	۰/۲۴۴۱	۰/۰۲۵۸	۰/۱۵۹۶	۰/۳۱۲۱	۰/۰۸۷۱
۶	۹۹/۰۶۳۲	۰/۳۰۷۸	۰/۰۳۲۷	۰/۱۶۰۸	۰/۳۱۲۸	۰/۱۲۲۴
۷	۹۸/۹۴۵۱	۰/۳۷۶۱	۰/۰۳۷۲	۰/۱۶۲۳	۰/۳۱۴۱	۰/۱۶۵
۸	۹۸/۸۲۶۹	۰/۴۴۲۳	۰/۰۴۰۶	۰/۱۶۳۷	۰/۳۱۵۸	۰/۲۱۰۴

منبع: یافته‌های تحقیق

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به اهمیت سیاست‌های مالی به عنوان یکی از ابزارهای توزیع مجدد و به عنوان ابزاری برای ارتقا رشد اقتصادی، معمولاً یکی از مکانیسم‌های کلیدی برای دستیابی به اهداف از نظر کارآمدی و برابری به حساب می‌آیند. در این راستا، پژوهش حاضر با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR)، به بررسی تأثیر رابطه بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی از طریق سیاست‌های مالی، در ایران برای بازه زمانی ۱۳۶۳-۱۳۹۸ پرداخته است.

در این مطالعه، از شاخص اتکینسون برای توضیح توزیع درآمدی استفاده شده است. همچنین از متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی، هزینه‌های جاری دولت و سرمایه-گذاری عمومی، مالیات مستقیم و مالیات غیرمستقیم به عنوان متغیرهای سیاست مالی در سمت هزینه و مالیات استفاده شده است. ابتدا با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته مشخص شد که تمامی متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند. سپس با استفاده از معیار اطلاعاتی شوارتز-بیزین وقفه بهینه ۴ تعیین شده است.

تحلیل واکنش آنی رشد اقتصادی به یک اثر تکانه مالیات مستقیم و مالیات غیرمستقیم با نرخ ملایمی تا پایان دو دوره اول مثبت و صعودی است و پس از آن در اندازه ثابت و مشخصی قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر، واکنش رشد اقتصادی به مالیات مستقیم و غیرمستقیم مثبت است. این بدان معنی است که افزایش مالیات‌ها می‌تواند عامل افزایش رشد اقتصادی در کشور باشند.

همچنین اثر تکانه مخارج عمرانی دولت بر رشد اقتصادی نیز همانند تکانه مالیات‌ها، مثبت است و بعد از دو دوره روند تقریباً ثابتی را حفظ می‌کند. به عبارت دیگر، پس از گذشت ۲ سال تأثیر مثبت و فزاینده مخارج عمرانی دولت بر رشد اقتصادی نمود پیدا می‌کند.

اما تحلیل واکنش رشد اقتصادی به یک تکانه در مخارج جاری دولت تا دو دوره اول کاهشی و بعد از آن روند کاهشی با شیب تقریباً ثابتی را حفظ می‌نماید. که نشانگر آن است که افزایش مخارج جاری دولتی که غیرمولد نیز می‌باشند تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

تحلیل واکنش شاخص اتکینسون به تکانه مخارج جاری و مخارج عمرانی دولت تا پایان دو دوره اول مثبت و پس از آن این اثر منفی و کاهنده می‌شود. به عبارتی بعد از افزایش مخارج جاری و عمرانی دولت در ابتدا توزیع نابرابری درآمد بدتر می‌شود و

سپس با گذشت چندین دوره زمانی، شاهد روند کاهشی در شاخص اتکینسون و بهبود توزیع درآمد هستیم. افزایش مخارج عمرانی باعث ایجاد فرصت‌های تولیدی و اشتغال می‌شود که در نهایت با افزایش سطح درآمد افراد و دسترسی به امکانات بهداشتی و آموزشی باعث افزایش برابری درآمدی می‌شود. در سوی دیگر واکنش شاخص اتکینسون به تکانه مالیات غیرمستقیم شدیداً افزایشی بوده به طوری که بیش‌ترین واکنش را در میان موارد فوق داشته است. بعد از پایان دو دوره از اثر آن کاسته شده و با شیب منفی به آن واکنش نشان می‌دهد. و به این معنی است که در ابتدا با افزایش مالیات غیرمستقیم توزیع نابرابری درآمدی تا دو دوره بدتر می‌شود و سپس بعد از آن با تقویت نظام مالیات‌ستانی و حمایت از اقشار آسیب‌پذیر توزیع درآمدی بهبود پیدا می‌کند. از طرف دیگر، تکانه مالیات مستقیم بر توزیع نابرابری درآمدی تا پایان سه دوره اول بی-تأثیر است و پس از آن نسبت به آن واکنش منفی نشان می‌دهد. به عبارت بهتر پس از سه دوره افزایش مالیات مستقیم باعث بهبود در توزیع درآمد می‌شود.

مالیات به عنوان ابزار سیاست مالی که در اختیار دولت‌ها می‌باشد نقش مؤثر و بسزایی در پیشبرد اهداف دولتها بازی می‌کند. نقش نظام مالیاتی کشورها در رسیدن به اهداف اجتماعی و اقتصادی بسیار پر رنگ است. یکی از مهمترین اهداف نظام مالیاتی بهبود توزیع درآمد است.

لازم است با گسترش فرهنگ مالیات در سطح جامعه و تأکید بر اهمیت آن در بهبود توزیع درآمد، ایجاد عدالت اجتماعی و از بین بردن فاصله‌های طبقاتی، این اطمینان به مردم داده شود که قوانین مالیاتی برای همه اقشار جامعه در نظر گرفته می‌شود و هیچگونه تبعیضی در این میان وجود ندارد؛ آنگاه خوداظهاری مالیاتی افزایش و درآمدهای مالیاتی کشور نیز با سرعت بیشتر جمع‌آوری و به سمت تولید، رشد اقتصادی و در نهایت بهبود توزیع درآمد منجر می‌شود. پس بنابراین لازم است تمهیدات لازم جهت ایجاد یک نظام مالیاتی مناسب و کارآمد برای بهبود توزیع درآمد صورت پذیرد.

همچنین دولت می‌تواند با تأکید بر مخارج عمرانی که منجر به افزایش ظرفیت‌های تولیدی و سرمایه‌گذاری می‌شود و از بین بردن هزینه‌های جاری غیرضروری بسترهای ساختاری مناسب جهت افزایش تولید و اشتغال و زیرساخت‌های بهداشتی و آموزشی، توزیع درآمد در کشور را بهبود بخشد.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

۱. اندرس (۱۳۸۹). *اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی*. ترجمه مهدی صادقی‌شاهدانی و سعید شوال‌پور. انتشارات دانشگاه امام صادق (ع).
 ۲. پیش بهار، دشتی، قادر و فردوسی، رویا (۱۳۹۳). بررسی اثر تغییرات پایه پولی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی: رویکرد الگوی خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR). *فصلنامه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۲۸(۳)، ۲۸۲-۲۹۱.
 ۳. پیش بهار اسماعیل، قهرمان‌زاده محمد و جعفری ثانی، مریم (۱۳۹۲). تأثیر شوک‌های نقدینگی بر قیمت مواد غذایی در ایران: کاربرد رهیافت مدل خودرگرسیون برداری عامل افزوده (FAVAR). *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۲۷(۴)، ۳۱۹-۳۲۷.
 ۴. خردمندنیا منوچهر و طیبی، سید کمال (۱۳۸۶). *تحلیل بیزی مدل تورگرسیون برداری*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان.
 ۵. رهبر، فرهاد و سرگلزایی، مصطفی (۱۳۹۰). بررسی آثار سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی و فقر طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۳، *تحقیقات اقتصادی*، ۴۶(۹۶)، ۸۹-۱۱۰.
 ۶. صادقی، کمال، بهشتی، محمدباقر، رنج‌پور، رضا و ابراهیمی، سعید (۱۳۹۶). سیاست‌های مالی و توزیع درآمد در ایران: رهیافت FAVAR، *فصلنامه علمی-پژوهشی مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۱(۳۹)، ۷۵-۹۸.
 ۷. صاحب‌هنر، حامد، چشمی، علی و فلاحی، محمدعلی (۱۳۹۲). بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۳(۱۱)، ۴۱-۵۶.
 ۸. فلاحتی، علی، الماسی، مجتبی و آقایی، فاطمه (۱۳۹۹). تأثیر سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۸۴. *جستارهای اقتصادی*، ۱۱(۶)، ۱۰۹-۱۳۱.
 ۹. مرکز آمار ایران (۱۳۹۰). *نشریه عدالت اجتماعی*.
 ۱۰. مرکز آمار ایران (۱۳۹۹). *توزیع درآمد در ایران ۹۸-۱۳۶۳*. شکوفه قصوری، ۲۳-۱.
- 1- Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive politics and economic growth. *The quarterly journal of economics*, 109(2), 465-490.
- 2- Alesina, A. (1998). *The political economy of macroeconomic stabilizations and income inequality: myths and reality* (pp. 299-326). Cambridge, Mass: MIT Press.

- 3- Aremo, A. G., & Abiodun, S. T. (2020). Causal nexus among fiscal policy, economic growth and income inequality in Sub-Saharan African Countries (1995-2016). *African Journal of Economic Review*, 8(1), 1-25.
- 4- Asawanuchit, S. S., Davoodi, M. H. R., & Tiongson, M. E. (2003). *How useful are benefit incidence analyses of public education and health spending*. International Monetary Fund.
- 5- Bania, N., Gray, J. A., & Stone, J. A. (2007). Growth, taxes, and government expenditures: growth hills for US states. *National Tax Journal*, 60(2), 193-204.
- 6- Babatunde, O. A., Ibukun, A. O., & Oyeyemi, O. G. (2017). Taxation revenue and economic growth in Africa. *Journal of accounting and taxation*, 9(2), 11-22.
- 7- Bird, R. M., & Zolt, E. M. (2004). Redistribution via taxation: The limited role of the personal income tax in developing countries. *UCLA L. Rev.*, 52, 1627.
- 8- Castelló, A., & Doménech, R. (2002). Human capital inequality and economic growth: some new evidence. *The economic journal*, 112(478), C187-C200.
- 9- Chu, K. Y., Davoodi, H. R., & Gupta, S. (2000). *Income distribution and tax and government spending policies in developing countries*. International Monetary Fund, Fiscal Affairs Department.
- 10- Ciccarelli, M. M., & Rebucci, M. A. (2003). Bayesian VARs: A survey of the recent literature with an application to the European Monetary System.
- 11- Enddrs, W. (2004). *Applied econometric time series 2nd ed* (In Persian).
- 12- Falahati, A., Almasi, M., & Aghaei, F. (2009). Impact of Fiscal Policy to Income Distribution and Economic Growth 1973-2003. *Jostarhaye Eghtesadiye Iran*, 6(11), 109-131 (In Persian).
- 13- García-Peñalosa, C., & Turnovsky, S. J. (2007). Growth, income inequality, and fiscal policy: What are the relevant trade-offs?. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(2-3), 369-394.
- 14- Gunasinghe, C., Selvanathan, E. A., Naranpanawa, A., & Forster, J. (2021). Rising Income Inequality in OECD Countries: Does Fiscal Policy Sacrifice Economic Growth in Achieving Equity?. *The European Journal of Development Research*, 33, 1840-1876.
- 15- Hassine, N. B. (2015). Economic inequality in the Arab region. *World Development*, 66, 532-556.
- 16- Hur, S. (2014). *Govt. spending and inclusive growth in developing Asia*. ADB working paper series 415: 4-39.
- 17- Introduction to poverty analysis. (2005). Washington, D.C.: World Bank Group.

<http://documents.worldbank.org/curated/en/775871468331250546/Introduction-to-poverty-analysis>

- 18- Karagöz, K., & Keskin, R. (2016). Impact of fiscal policy on the macroeconomic aggregates in Turkey: Evidence from BVAR Model. *Procedia economics and finance*, 38, 408-420.
- 19- Kheradmandnia, M., & Tayebi, S. K. (2007). Bayesian Autoregressive Model, Master's thesis. Faculty of Science, University of Isfahan (In Persian).
- 20- Kimaro, E. L., Keong, C. C., & Sea, L. L. (2017). Government expenditure, efficiency and economic growth: a panel analysis of Sub Saharan African low income countries. *African Journal of Economic Review*, 5(2), 34-54.
- 21- Kneller, R., Bleaney, M. F., & Gemmill, N. (1999). Fiscal policy and growth: evidence from OECD countries. *Journal of public economics*, 74(2), 171-190.
- 22- Khusaini, M., Wahyudi, T. S., & Utama, Z. S. (2018). Does trade openness and fiscal policy affect inequality and economic growth? A study in Indonesia. *Regional Science Inquiry*, 10(2), 215-226.
- 23- Lopez, J. H. (2010). Pro-growth, pro-poor: Is there a trade-off? The World Bank. *Policy Research Working Paper*, 3378.
- 24- Lundberg, M., & Squire, L. (2003). The simultaneous evolution of growth and inequality. *The economic journal*, 113(487), 326-344.
- 25- Li, H., & Zou, H. F. (1998). Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence. *Review of development economics*, 2(3), 318-334.
- 26- Liu, Y., & Martinez-Vazquez, J. (2015). Growth-inequality tradeoff in the design of tax structure: Evidence from a large panel of countries. *Pacific Economic Review*, 20(2), 323-345.
- 27- Nuru, N. Y., & Zeratsion, M. G. (2022). The effects of government spending shocks on income distribution in South Africa. *Journal of Economic and Administrative Sciences*, 38(4), 692-703.
- 28- Mahon, J. (2012). Tax incidence and tax reforms in Latin America. *Woodrow Wilson Center Update on the Americas*.
- 29- Martinez-Vazquez, J., & Vulovic, V. (2012). Government Fiscal Policies and Redistribution in Asian Countries.
- 30- Martinez-Vazquez, J., Moreno-Dodson, B., & Vulovic, V. (2012). The impact of tax and expenditure policies on income distribution: Evidence from a large panel of countries. *Andrew Young School of Policy Studies Research Paper Series*, (12-30).
- 31- Meltzer, A. H., & Richard, S. F. (1981). A rational theory of the size of government. *Journal of political Economy*, 89(5), 914-927.
- 32- Milanovic, B. (1994). The Gini-Type Functions: An Alternative Derivation. *Bulletin of Economic Research*, 46(1), 81-90.

- 33- Morakinyo, F. O., David, J. O., & Alao, J. A. (2018). Impact of fiscal policy instrument on economic growth in Nigeria. *International Journal of Economics and Financial Management*, 3(1), 14-29.
- 34- Muinelo-Gallo, L., & Roca-Sagalés, O. (2013). Joint determinants of fiscal policy, income inequality and economic growth. *Economic Modelling*, 30, 814-824.
- 35- Muinelo-Gallo, L., & Roca-Sagalés, O. (2011). Economic growth, inequality and fiscal policies: a survey of the macroeconomics literature. *Theories and Effects of Economic Growth*, 99-119.
- 36- Muinelo-Gallo, L., & Roca-Sagalés, O. (2011). Economic growth and inequality: the role of fiscal policies. *Australian Economic Papers*, 50(2-3), 74-97.
- 37- Ndubuisi, P. Dynamic Relationship Between Fiscal Policy and Economic Growth in Nigeria (Long and Short Run Analysis).
- 38- Okun, A. M. (2015). *Equality and efficiency: The big tradeoff*. Brookings Institution Press.
- 39- Ostry, J. D., Berg, A., & Tsangarides, C. G. (2014). Redistribution, Inequality, and Growth, IMF Staff Discussion Note. *International Monetary Fund*.
- 40- Pal, D., Chakraborty, C., & Ghose, A. (2019). Joint estimation of fiscal policy, income inequality, trade and economic growth: Evidence from emerging market economy. In *The Gains and Pains of Financial Integration and Trade Liberalization*. Emerald Publishing Limited.
- 41- Persson, T., & Tabellini, G. (1994). Is Inequality Harmful for Growth. *American Economic Review*, 84(3), 600-621.
- 42- Pishbahar, E., Dashti, G., & Ferdosi, R. (2014). The Effect of Macroeconomic Variables on Value-Added Agriculture: Approach of Vector Autoregressive Bayesian Model (BVAR). *Journal Of Agricultural Economics and Development*, 28(3), 282-291 (In Persian).
- 43- Pishbahar, E., Ghahremanzadeh, M., & Jafari Sani, M. (2014). The Effect of Monetary Policy on Food Price Index: An Application of Factor Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *Journal Of Agricultural Economics and Development*, 27(4), 319-327 (In Persian).
- 44- Rahbar, F., & sargolzai, M. (2012). Effects of Fiscal Policy on Economy Growth and Poverty During the Period 1386-1363 in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghihat- E- Eghtesadi)*, 46(3), 89-110 (In Persian).
- 45- Sadeghi, S. K., Beheshti, M. B., Ranjpour, R., & Ebrahimi, S. (2017). Fiscal Policies and Income Distribution in Iran: FAVAR Approach. *Economical Modeling*, 11(39), 75-98 (In Persian).

- 46- Sahebbonar, H., Cheshomi, A., & Falahi, M. A. (2013). The Effects of Monetary Shocks on Iran Economic Sectors. *Economic Growth and Development Research*, 3(11), 56-41 (In Persian).
- 47- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1-48.
- 48- Tanzi, V. (1974). Redistributing income through the budget in Latin America. *PSL Quarterly Review*, 26(108).
- 49- Yeboua, K. (2021). Fiscal policy and growth-inequality tradeoffs: Bayesian evidence from Cote d'Ivoire. *Theoretical & Applied Economics*, 28(1).