

عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در استان‌های ایران با تأکید بر مالیات‌ها:

رویکرد اقتصادسنجی بیزی

حسین اصغریور^۱

سیما نصیب‌پرست^۲

حمید مرادی^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۶/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۱/۱۶

چکیده

اثرات مثبت توزیع عادلانه درآمد بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله بهره‌وری، رشد اقتصادی و کاهش فقر و در نتیجه بهبود رفاه اقتصادی و اجتماعی از یک‌سو و اثرات نامطلوب نابرابری درآمدی بر متغیرهای اجتماعی مانند جرم و بزهکاری سبب شده است. توزیع عادلانه درآمد به یکی از مهمترین دغدغه‌های مسئولان اقتصادی کشور تبدیل شود. بر اساس ادبیات اقتصادی، در بین مجموعه متغیرهای محتمل مؤثر بر توزیع درآمد، مؤلفه‌های مالیاتی در کنار عوامل دیگر همچون رشد اقتصادی جزو مهم‌ترین عواملی هستند که مطالعات فراوانی بر نقش توزیعی آن‌ها در جوامع مختلف تأکید کرده‌اند. در این پژوهش سعی شده است با استفاده از داده‌های پانلی استانهای کشور طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۸۴ و با بهره‌گیری از رویکرد اقتصادسنجی بیزی اثر انواع مختلف مالیات در کنار برخی عوامل دیگر بر ضریب جینی (به عنوان مهمترین شاخص توزیع درآمد) مورد کنکاش علمی قرار گیرد. نتایج حاصل از روش میانگین‌گیری مدل بیزی (BMA) نشان می‌دهد که فرضیه کوزنتز مبنی بر وجود رابطه U معکوس بین توسعه اقتصادی و توزیع درآمد در اقتصاد ایران مورد تأیید قرار می‌گیرد.

واژه‌های کلیدی: مالیات‌ها، توزیع درآمد، شاخص جینی، میانگین‌گیری مدل بیزی (BMA)، اقتصاد ایران

۱-دانشیار اقتصاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول) asgharpurh@gmail.com

۲- دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشگاه تبریز snasibparast@ut.ac.ir

۳- دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه تبریز hamid.mrd54@gmail.com

۱- مقدمه

وجود تعامل بین توزیع درآمد با متغیرهای اقتصادی از جمله بهره‌وری، رشد اقتصادی و کاهش فقر از یک سو و اثرات نامطلوب نابرابری بر متغیرهای اجتماعی مانند جرم و بزهکاری از سوی دیگر توزیع درآمد را به یکی از مهمترین دغدغه‌های سیاست‌گزاران تبدیل کرده است. در واقع، امروزه برابری درآمد یکی از مهم‌ترین پیش‌شرط‌های رفاه اجتماعی است. چرا که در یک سطح درآمد معین هرچه توزیع درآمد نابرابرتر باشد، افراد بیشتری زیر خط فقر خواهند بود (ویل، ۲۰۰۹). بنابراین توزیع درآمد و عوامل مؤثر بر آن، به خصوص در دهه‌های اخیر مورد توجه ویژه‌ای قرار گرفته است. اما به دلیل کمیابی داده‌های داخلی مربوط به توزیع درآمد، تمرکز اغلب مطالعات در این زمینه، در سطح بین‌کشوری بوده (کیمه‌ی، ۲۰۰۴) و در داخل کشورها از جمله ایران سابقه اندکی دارد. از سوی دیگر، اکثر مطالعات داخلی نیز بر اساس داده‌های سری زمانی انجام گرفته‌اند. اما به علت گستره جغرافیایی ایران و نیاز به برنامه‌ریزی توسعه به صورت منطقه‌ای، مطالعه توزیع درآمد (هزینه) و شناخت عوامل مؤثر بر توزیع درآمد استان‌ها ضروری به نظر می‌رسد (ابونوری و خوشکار، ۱۳۸۶).

حال، در این ارتباط مساله ای که وجود دارد، آنست که تنوع نظریه‌ها و فقدان یک مدل معین در حوزه عوامل مؤثر بر توزیع درآمد از یک سو و انبوهی از متغیرهای توضیحی بالقوه از سوی دیگر، امکان استفاده از یک مدل اقتصادسنجی کلاسیک را به محقق نمی‌دهد. با مروری بر مطالعات پیشین درمی‌یابیم که فقدان چارچوب مشخص برای انتخاب متغیرهای مستقل مدل به نتایج و توصیه‌های سیاستی متفاوتی منجر شده است. یک راه غلبه بر نااطمینانی انتخاب متغیرها و همچنین نااطمینانی انتخاب مدل مناسب، استفاده از روش‌های مرسوم در اقتصادسنجی بیزینی از جمله روش میانگین‌گیری مدل بیزینی است. این روش با بکارگیری قوانین احتمال به آزمون مدل‌های مختلف در مقابل هم پرداخته و از میان انبوه متغیرهای توضیحی، مهمترین متغیرهای مستقل را شناسایی می‌نماید. این مسئله در کلیه موضوعات اقتصادی از جمله توزیع وجود دارد. با توجه به اینکه سیستم مالیاتی از مهم‌ترین ابزارهای توزیع مجدد درآمد محسوب می‌شود، لذا در این ارتباط سوال مهم قابل طرح این است که مالیات‌های مختلف چه تاثیری بر توزیع درآمد دارند؟

بر این اساس، هدف این مطالعه بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد استان‌های ایران با تأکید بر مالیات‌ها در دوره ۱۳۸۷-۱۳۸۴ با استفاده از روش BMA می‌باشد. بدین منظور، ادامه مقاله به شرح زیر سازماندهی شده است: بعد از مقدمه، مروری بر ادبیات نظری و تجربی موضوع ارائه می‌گردد. در

بخش چهارم، به معرفی روش میانگین‌گیری مدل بیزی‌نی پرداخته خواهد شد. برآورد مدل و تحلیل یافته‌های تجربی در بخش پنجم، و خلاصه و نتیجه‌گیری در بخش ششم ارائه خواهد شد.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

در اینجا به بررسی نظری و تجربی متغیرهای مؤثر بر توزیع درآمد، به ویژه مالیات، پرداخته می‌شود.

۲-۱- اثر مالیات بر توزیع درآمد

مالیات یکی از مهم‌ترین ابزارهای سیاسی دولت است که در تأمین عدالت اجتماعی از طریق توزیع مجدد درآمد و ثروت و تخصیص بهینه منابع نقش دارد (جعفری و منتظر، ۱۳۸۶). مطالعات زیادی همچون آتن و کارول (۱۹۹۹)، فینبرگ و پوتربا (۱۹۹۳) و میکویچز و گری (۲۰۰۸) به بررسی اثر سیاست مالی، به خصوص مالیات بر نابرابری پرداخته‌اند. تأکید این مطالعه نیز بیشتر بر تأثیر مالیات‌ها بر نابرابری است. با توجه به نظریه‌های موجود، اثرات مالیات بر توزیع درآمد مبهم است. برخی ادعا می‌کنند که مالیات‌های بالا فوراً بر انگیزه‌های کار و انباشت سرمایه اثر می‌گذارد و اگر این اثرات برای گروه‌های درآمدی بالا به نسبت مهم‌تر باشند، ما باید انتظار داشته باشیم که با افزایش مالیات، توزیع درآمد بهبود خواهد یافت. از سوی دیگر مطالعاتی مثل اتکینسون (۲۰۰۴) بر این باورند که با افزایش مالیات، ممکن است نابرابری درآمد افزایش یابد. در ساده‌ترین حالت، اعمال مالیات تصاعدی برای ثروتمندان یک اثر جانشینی دارد که باعث کاهش تلاش و کار می‌شود و در مقابل یک اثر درآمدی دارد که در جهت عکس است. بنابر این دلیل و همچنین بسته به نوع مالیات و نیز میزان فرار مالیاتی، افزایش مالیات می‌تواند اثر مثبت و یا منفی بر توزیع درآمد داشته باشد.

به طور دقیق‌تر می‌توان گفت که نوع اثر مالیات بر توزیع درآمد به نوع سیستم مالیاتی بستگی دارد. با توجه به نقش و اهمیت مالیات‌های مستقیم بر اقتصاد، این مطالعه بر مالیات‌های مستقیم متمرکز شده است. مهم‌ترین انواع مالیات مستقیم در ایران عبارتند از: مالیات بر درآمد (شامل مالیات بر درآمد اشخاص حقیقی و مالیات بر شرکت‌ها) و مالیات بر ثروت. در صورت نبود فرار مالیاتی، مالیات بر درآمد شخصی به صورت نرخ‌های تصاعدی می‌تواند باعث بهبود توزیع درآمد گردد. مالیات بر ثروت تجمعی نیز باید موجب توزیع بهتر درآمد شود. مالیات بر شرکت‌ها مالیات مستقیمی است که در کشور ما در بین انواع مالیات‌های مستقیم عمده‌ترین رقم مالیاتی را داراست. بنابراین، اهمیت نوع تأثیر این گروه از مالیات‌ها بر توزیع درآمد در ایران بیش از سایر انواع مالیات می‌باشد (عرب مازار و دهقانی، ۱۳۸۸). از آنجا که مالیات بر شرکت‌ها یک نوع مالیات بر سود محسوب می‌شود، به

مصرف‌کنندگان و مزد بگیران منتقل نخواهد شد و توسط خود صاحبان شرکت‌ها پرداخت خواهد شد. بنابراین، می‌توان انتظار داشت که این نوع مالیات نیز منجر به بهبود توزیع درآمد شود.

۲-۲- سایر عوامل تعیین‌کننده توزیع درآمد

یکی از مهمترین تئوریهای مطرح در زمینه نابرابری درآمد، فرضیه کوزنتس (۱۹۵۵ و ۱۹۶۳) است. طبق این فرضیه، در مراحل اولیه، افزایش رشد با بهبود توزیع درآمد همراه بوده و بعد از آن بعلت اینکه افراد گسترده‌تری افزایش درآمد را لمس می‌کنند، توزیع درآمد بهبود می‌یابد. در واقع کوزنتز یک رابطه بشکل U معکوس بین GDP سرانه و نابرابری قائل است. بعد از کوزنتس، مطالعات بسیاری به بررسی رابطه نابرابری و رشد پرداخته و به نتایج متناقضی رسیده‌اند. السینا و پروتی (۱۹۹۶) و ناولز (۲۰۰۵) به یک رابطه منفی بین این دو رسیدند. فوسو (۲۰۱۰) بیان می‌کند که نابرابری بالا منافع حاصل از رشد را خنثی می‌کند. راویالون (۲۰۰۱) نیز ادعا می‌کند که کاهش فقر در کشورهای درحال توسعه‌ای که نرخ بالای رشد اقتصادی را با کاهش نابرابری‌ها ترکیب کرده‌اند، موفق‌تر بوده است.

باز بودن تجاری نیز می‌تواند بر توزیع درآمد مؤثر باشد. فرض غالب این است که بازبودن تجاری، رشد را افزایش داده می‌دهد (دلار و کرای، ۲۰۰۴) و نابرابری را کاهش می‌دهد. همچنین می‌توان گفت تجارت بین‌الملل منافع ناعادلانه‌ای که به ثروتمندان می‌رسد را کاهش می‌دهد (بیردسال، ۱۹۹۸). البته بعلت داخلی بودن مطالعه حاضر، نقش تجارت بین‌الملل موضوعیت ندارد. اما با الهام از این فرضیه انتظار می‌رود که میزان ارتباط هر استان با سایر استانها منجر به کاهش نابرابری شود.

مخارج دولت نیز می‌تواند بر توزیع درآمد تاثیرگذار باشد. فان و ژانگ (۲۰۰۴) و کالدران و سرون (۲۰۰۴) به اثر مثبت هزینه‌های زیرساختی دولت بر کاهش نابرابری اشاره می‌کنند. در مقابل، براکمن و همکاران (۲۰۰۲) نشان می‌دهند که مخارج دولت در زیرساختها، نابرابری منطقه‌ای را افزایش می‌دهد. چاترجی و تورنووسکی (۲۰۱۲) نیز بیان می‌کنند که مخارج دولت نابرابری را در کوتاه‌مدت کاهش و در بلندمدت افزایش می‌دهد. بنابراین می‌توان گفت که اثر مخارج دولت بر نابرابری درآمد به نوع مخارج، منبع تأمین مالی (مالیات، درآمد نفتی و ...) و کیفیت عملکرد دولت بستگی دارد.

وفور منابع نیز یک عامل بالقوه مؤثر بر نابرابری است. بر اساس مطالعات فیلدز (۱۹۸۹)، استیونز (۲۰۰۳) و ایسترلی (۲۰۰۵)، اتکا بر منابع طبیعی باعث افزایش نابرابری می‌شود. یکی از مهمترین

کانال‌های این تأثیرگذاری اینست که اتکای زیاد بر منابع طبیعی منجر به ایجاد رانت‌هایی که طبقات ثروتمند جامعه از آن‌ها بهره می‌برند، شده و منجر به تشدید شکاف درآمدی می‌شود (اتی، ۲۰۰۴).

اخیراً رابطه بیکاری و توزیع درآمد نیز مورد توجه ویژه‌ای قرار گرفته است. یک اثر قابل پیش‌بینی بیکاری بر نابرابری این است که بیکاری، کارگران غیرماهر با دستمزد پایین را بیش از سایر گروه‌ها تحت تأثیر قرار می‌دهد. چرا که در شرایط رکود آنها اولین گروه‌هایی هستند که اخراج می‌شوند. اما در شرایط رونق با اینکه گروه غیرماهر با دستمزد پایین دوباره وارد بازار کار می‌شوند، سودها و درآمدهای سرمایه‌ای سایر گروه‌ها نیز افزایش می‌یابد. البته از آنجایی که این افزایش از طریق اثر جبرانی منافع ناشی از افزایش امنیت اجتماعی و تغییر در ترکیب بیکاری کم‌رنگتر می‌شود، می‌توان انتظار داشت که بیکاری با شاخص‌های نابرابری رابطه مثبتی داشته باشد (ژوکلوند، ۱۹۹۱).

اثر تورم بر نابرابری درآمد نیز در مطالعات بسیاری مورد بررسی قرار گرفته است. گالی و رالف و اندر هوون (۲۰۰۱) بیان می‌کنند که ممکن است اثر تورم بر نابرابری به سطح اولیه تورم بستگی داشته باشد. یعنی در شرایط تورم بالا، کاهش تورم نابرابری را کاهش می‌دهد؛ اما در شرایطی با سطح تورم پایین، کاهش تورم می‌تواند اثر مخربی بر نابرابری داشته باشد. بنابراین در این پژوهش، بدلیل بالا بودن نرخ تورم در ایران، انتظار می‌رود که تورم اثر افزایشی بر نابرابری درآمد داشته باشد.

عوامل متعدد دیگری نیز وجود دارد که مطالعات پیشین به تأثیر آنها بر توزیع درآمد اشاره کرده‌اند. به عنوان مثال گوستافسون و جانسون (۱۹۹۹) طیف وسیعی از متغیرها از قبیل سهم اشتغال در بخش صنعت، بیکاری، تورم و متغیرهای مختلف سیاسی و جمعیتی را مورد آزمون قرار دادند. همچنین عده‌ای درباره اثر فساد بر نابرابری و فقر تحقیق نموده‌اند (گوپتا و همکاران ۲۰۰۲). به عنوان مثال لی و همکاران (۲۰۰۰) به بررسی اثر فساد بر نابرابری پرداخته‌اند. مطالعاتی همچون بیردسال (۱۹۹۸)، بارو (۲۰۰۰) و دِ گرگوریو و لی (۲۰۰۲) نیز به آموزش نیز بعنوان عامل کاهنده نابرابری اشاره کرده‌اند. برخی از مطالعات نیز ویژگی‌های جمعیتی را بررسی کرده‌اند. بعنوان مثال الدرسون و نیلسن (۱۹۹۵) به اثر مثبت شهرنشینی و رشد جمعیت بر نابرابری اشاره کرده‌اند؛ در حالیکه سه‌ن و استیفل (۲۰۰۳) به این نتیجه رسیده‌اند که نابرابری در روستاها بدتر از شهرها می‌باشد.

۳- پیشینه تجربی در زمینه رابطه مالیات و توزیع درآمد

در زیر عوامل موثر بر توزیع درآمد با تاکید بر مالیاتها باخترار مرور می‌شود.

۳-۱- مطالعات داخلی

اسداله‌زاده بالی (۱۳۸۶) با استفاده از روش OLS اثر مالیات بر ضریب جینی را در ایران برای دوره ۸۴-۱۳۵۳ ارزیابی نموده و نتیجه گرفته است که با افزایش نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی و کاهش نرخ مالیات مستقیم به مالیات غیرمستقیم، ضریب جینی بهبود می‌یابد. داوودی و براتی (۱۳۸۶) با شبیه‌سازی اثرات سیاستهای اقتصادی بر توزیع درآمد در دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۲ نشان داده‌اند که سیاست افزایش درآمدهای دولت منجر به کاهش نابرابری می‌شود. ابونوری و خوشکار (۱۳۸۶) با بکارگیری معادلات همزمان SUR به تخمین الگوی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در استان‌های ایران در دوره ۱۳۸۱-۱۳۷۹ پرداخته و فرضیه کوزنتس را رد نمودند. آنها همچنین نشان داده‌اند که کاهش نابرابری ناشی از افزایش درآمدها، در اثر کاهش سهم بیستک پنجم به نفع افزایش سهم دیگر بیستک‌ها بویژه بیستک اول بوده است. در مقابل، افزایش نابرابری ناشی از افزایش نسبت درآمدهای مالیاتی به محصول ناخالص استانی، تورم و هزینه‌های دولتی به علت کاهش سهم چهار بیستک اول به نفع افزایش سهم بیستک پنجم بوده است. سیفی‌پور و رضایی (۱۳۹۰) با استفاده از روش هم‌جمعی جوهانسون و جوسیلیوس به ارزیابی اثر سیستم مالیاتی بر نابرابری در دوره ۱۳۸۸-۱۳۵۳ پرداخته و نشان دادند که با افزایش مالیات مستقیم و سطح حداقل دستمزد، کاهش مالیات غیرمستقیم و نرخ بیکاری، توزیع درآمد بهبود می‌یابد. اصغرپور (۱۳۹۰) با استفاده از داده‌های تابلویی استانی در دوره ۱۳۸۴-۱۳۷۹ به بررسی اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر توزیع درآمد پرداخته و نشان داده است که فرضیه کوزنتس مورد تأیید قرار می‌گیرد. همچنین یافته‌های وی دلالت بر این دارد که افزایش اندازه دولت و نرخ شهرنشینی منجر به کاهش نابرابری می‌شود، ولی افزایش بیکاری اثر مثبتی بر نابرابری درآمدی دارد.

۳-۲- مطالعات خارجی

اریکبرگ و راتسو (۲۰۰۱) طی تحقیقی اثر توزیعی مالیات بر مصرف و ثروت را در یک دولت محلی نروژ بررسی کرده‌اند. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که با این که مالیات بر مصرف حجم زیادی از مالیات را شامل می‌شود، اما مالیات بر ثروت اثر متعادل‌کننده‌تری بر توزیع درآمد دارد.

داموری و پردانا (۲۰۰۳) اثر سیاست مالی بر توزیع درآمد در اندونزی را بررسی نموده و نتیجه گرفته‌اند که سیاست مالی انبساطی تأثیر معناداری بر توزیع درآمدها دارد. اما این سیاست نه به نفع خانوارهای شهری و نه به نفع خانوارهای روستایی است.

بائر و گالوئو (۲۰۰۸) با بررسی اثر مخارج دولت و مالیات بر نابرابری در برزیل، نشان داده‌اند که سیستم مالیاتی و مخارج دولت به نفع طبقات ثروتمند بوده و باعث افزایش نابرابری می‌شوند.

روین و همکاران (۲۰۰۹) با استفاده از داده‌های تابلویی ۱۶ کشور در طول قرن بیستم به بررسی نابرابری درآمد پرداخته و به این نتیجه رسیدند که اثر رشد و توسعه مالی به نفع ثروتمندان است. آنها همچنین نشان داده‌اند که مخارج دولت اثر متناقضی بر گروه‌های مختلف درآمدی دارد. این مطالعه همچنین به این نتیجه رسیده‌اند که افزایش مالیات سهم دهک درآمدی بالا را کاهش داده است.

فوگلسانگ اوسترگارد (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های تابلویی ۴۱ کشور جنوب صحرای آفریقا در دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۰، نشان داده است که عوامل مؤثر بر توزیع درآمد عبارتند از: آموزش، مخارج دولت و درجه دموکراسی. همچنین نتایج مطالعه وی فرضیه شکل U معکوس کوزنتز را رد کرده است.

۴- روش تحقیق

در سال‌های اخیر اقتصادسنجی بیزی با بسط قوانین احتمال در الگوسازی، تحولی عظیم در اقتصادسنجی بوجود آورده است. این تحولات را می‌توان در موارد ذیل خلاصه نمود:

(۱) در تخمین یک الگوی مناسب، همواره دو نوع ناطمینانی وجود دارد: ناطمینانی انتخاب متغیر، و ناطمینانی انتخاب مدل. اقتصادسنجی بیزی علاوه بر غلبه بر ناطمینانی انتخاب متغیرها، توانسته است بر ناطمینانی نوع دوم نیز غلبه کند. این مهم با استفاده از روش BMA صورت گرفته است.

(۲) عده زیادی معتقدند که اطلاعات بدست آمده از داده‌ها به تنهایی برای انجام یک تخمین مطمئن کافی نیست. به همین علت اقتصادسنجی بیزی با وارد کردن «اطلاعات پیشین» محقق، ناطمینانی ناشی از انتخاب و نحوه تأثیرگذاری متغیرها را تا حد زیادی کاهش می‌دهد. از طرف دیگر داشتن اطلاعات بیشتر در مورد متغیرها باعث تصریح بهتر مدل خواهد شد.

(۳) اقتصادسنجی بیزی برای هر پدیده که اطلاعی از آن در دست نیست (پارامترها، ضرایب متغیرها، یا خود مدل بهینه) یک توزیع در نظر گرفته و با انجام نمونه‌گیری اقدام به برآورد آن عامل می‌کند.

مزایای فوق از یک سو و امکان استفاده از برنامه‌های نرم‌افزاری پیشرفته از سوی دیگر باعث

شده است که محققان بیش از پیش به اقتصادسنجی بیزی توجه نشان دهند. (شیرجیان، ۱۳۸۸)

برای آشنایی بیشتر با روش اقتصادسنجی بیزین، با در نظر گرفتن دو پیشامد تصادفی A و B و با توجه به قوانین احتمال، می‌توان نوشت:

$$P(A, B) = P(A|B)P(B) \quad (۱)$$

که $P(A, B)$ احتمال مشترک A و B، $P(A|B)$ احتمال رخ دادن A به شرط B و $P(B)$ احتمال حاشیه‌ای B می‌باشد. بر این اساس می‌توان قانون بیز را به صورت زیر نوشت:

$$P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)} \quad (۲)$$

حال با فرض $Y =$ ماتریس داده‌ها و $\theta =$ بردار پارامترها، می‌توان معادله (۲) را بصورت زیر بازنویسی کرد:

$$P(\theta|Y) = \frac{P(Y|\theta)P(\theta)}{P(Y)} \quad (۳)$$

در این معادله می‌توان از $P(Y)$ به دلیل اینکه اطلاعاتی راجع به θ نمی‌دهد صرف نظر کرد. یعنی:

$$P(\theta|Y) \propto P(Y|\theta)P(\theta) \quad (۴)$$

در اینجا $P(Y|\theta)$ تراکم داده‌ها بر روی پارامترهاست و به فرآیند تولید داده‌ها اشاره دارد. به $P(Y|\theta)$ تابع درست‌نمایی گفته می‌شود که دارای توزیع نرمال-گاما می‌باشد. $P(\theta)$ یا «چگالی پیشین» نیز مجموعه‌ای از اطلاعات مربوط به پارامترهای مدل بدون توجه به داده‌هاست. $P(\theta|Y)$ نیز همان چیزی است که با توجه به توابع پیشین و درست‌نمایی می‌خواهیم بدست آوریم. از آنجاییکه آنچه ما راجع به θ بعد از دیدن داده‌ها کسب می‌کنیم، بر اساس $P(\theta|Y)$ است، آن را تابع پسین^۱ می‌نامند (کوپ، ۲۰۰۳: ۱-۲).

روش BMA عبارت است از میانگین‌گیری از مدل‌های خطی ممکن، زمانی که تعداد زیادی متغیر مستقل بالقوه وجود دارد. شایان ذکر است که وقتی از روش BMA استفاده می‌کنیم، انتخاب تابع پیشین بسیار مهم است. با این حال ما نیاز به تابع پیشینی داریم که به اطلاعات ورودی محقق نیاز نداشته باشد. در این مطالعه، با در نظر گرفتن نیازهای محاسباتی متوسط‌گیری مدل بیزینی، از یک تابع پیشین مزدوج طبیعی استفاده می‌شود. یکی از ویژگی‌های این تابع آن است که دارای همان توزیع تابع درست‌نمایی، یعنی توزیع نرمال-گاما می‌باشد (کوپ، ۲۰۰۳: ۱۸).

فرض کنیم k متغیر بالقوه داریم و M_r مدل Γ ام است. طبق قانون بیز تمام آنچه در رابطه با پارامترها می‌دانیم را می‌توان در تابع پسین $P(\theta|Y)$ به صورت زیر خلاصه کرد:

$$P(\theta|Y) = \sum_{r=1}^{2^k} P(M_r|Y) \cdot P(\theta|Y, M_r) \quad (5)$$

که $P(\theta|Y)$ توزیع پسین θ با فرض در دست داشتن داده‌ها، $P(\theta|Y, M_r)$ توزیع θ با فرض در دست داشتن داده‌ها و معلوم بودن مدل M_r و $P(M_r|Y)$ احتمال پسین مدل Γ با فرض در دست داشتن داده‌ها است. حال اگر از این رابطه نسبت به θ امید بگیریم خواهیم داشت:

$$E(\theta|Y) = \sum_{r=1}^{2^k} P(M_r|Y) \hat{\theta}_r \quad (6)$$

که در آن $\hat{\theta}_r = E(\theta|Y, M_r)$ تخمین OLS از θ بامتغیرهای مستقل موجود در مدل Γ است که متوسط پسین به شرط مدل Γ نامیده می‌شود. واریانس پسین θ نیز بدین صورت تعریف می‌شود:

$$\text{Var}(\theta|Y) = \sum_{r=1}^{2^k} P(M_r|Y) \text{Var}(\theta|Y, M_r) + \sum_{r=1}^{2^k} P(M_r|Y) (\hat{\theta}_r - E(\theta|Y))^2 \quad (7)$$

معادله (7) نشان می‌دهد که واریانس پسین θ دربرگیرنده واریانس‌های تخمین زده‌شده برای تک تک مدل‌ها و نیز واریانس ضرایب تخمین زده‌شده در مدل‌های مختلف است (سالای مارتین، ۲۰۰۴).

حال این نکته قابل ذکر است که با در نظر گرفتن K متغیر توضیحی بالقوه، تعداد مدل‌های ممکن 2^K خواهد بود و اگر K عدد بزرگی باشد، تعداد مدل‌های ممکن بسیار بزرگ بوده و انجام مستقیم روش BMA با محاسبه همه عبارات غیرممکن است. در اقتصادسنجی بیزی، برای برطرف کردن این مشکل معمولاً از الگوریتم نمونه‌گیری MC^3 استفاده می‌شود که در آن نمونه‌گیری بر اساس الگوریتم «متروپولیس-هاستینگز»^۱ انجام می‌گیرد. این الگوریتم زنجیره‌ای از مدل‌های $M^{(s)}$ را شبیه‌سازی می‌کند. در واقع $M^{(s)}$ مدل به دست آمده از تکرار s ام است. برای درست کردن این زنجیره به این صورت عمل می‌شود که ابتدا یک مدل ابتدایی M_0 را به عنوان مدل جاری M^* انتخاب می‌کنیم. نحوه انتخاب مدل ابتدایی به این صورت است که متغیرهایی که برای آن‌ها آماره آزمون t برای ضرایب OLS بیشتر از ۰.۵ بوده است، در درون مدل قرار می‌گیرند. سپس به صورت تصادفی یک متغیر به این مدل اضافه و یا از آن کم می‌کنیم. سپس احتمال پذیرش مدل جدید به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\alpha(M^{(s)}, M^*) = \min \left[\frac{P(y|M^{(s)})P(M^{(s)})}{P(y|M^*)P(M^*)}, 1 \right] \quad (8)$$

1 . Metropolis-hastings

حال اگر $\alpha \leq 50$ ، مدل جدید جایگزین مدل جاری می‌شود. در غیراینصورت M_0 بعنوان مدل جاری باقی می‌ماند. اینکار S بار تکرار می‌شود. در پایان زنجیره‌ای از مدل‌ها بوجود می‌آیند که در آن بیشترین مدل‌ها از نقاطی انتخاب شده‌اند که احتمال مدل پسین در آنها بیشتر است. همچنین در هر تکرار پس از تعیین مدل جاری، میانگین و واریانس تابع پسین برای هر یک از متغیرها را بدست آورده و در پایان پس از تعیین زنجیره، از آن‌ها به عنوان «میانگین مدل بیزی» متوسط‌گیری می‌کنیم. برای اطمینان از همگرایی این میانگین‌ها با مقادیر واقعی آن‌ها و حذف اثر انتخاب مدل آغازین تعداد K_0 تکرار اولیه را برای متوسط‌گیری در نظر نمی‌گیریم (کوپ، ۲۰۰۳: ۲۷۳-۲۷۲).

۵- تخمین و نتایج

این مطالعه با استفاده از روش BMA و با بکارگیری نرم‌افزار MATLAB به بررسی اثر ۳۰ متغیر بالقوه‌ی اشاره شده در جدول (۱) بر توزیع درآمد در استانهای کشور می‌پردازد. با توجه به محدودیت داده‌ها، ۲۲ استان^۱ جهت بررسی انتخاب شده و از میانگین ۴ ساله (۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷) داده‌های مربوطه استفاده می‌شود.

در این تحقیق برای سنجش نابرابری درآمدی از شاخص ضریب جینی استفاده شده است. در این تحقیق برای برآورد این شاخص به تفکیک استان از گزارش‌های بررسی بودجه خانوارهای شهری و روستائی مرکز آمار ایران استفاده شده است. از آنجایی که هدف نهایی پژوهش حاضر بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در ایران است، مشاهدات توزیع درآمد در مناطق شهری و روستائی هریک از استان‌ها با هم ترکیب شده است. برای ترکیب همانند روش ابونوری (۱۳۷۱ و ۱۳۷۶) از نسبت تعداد خانوارهای شهری و روستائی به تعداد کل خانوارها در هر استان استفاده شده است و ضرایب جینی شهری و روستائی به دست آمده با استفاده از فرمول مربوط به محاسبه شاخص جینی با استفاده از داده‌های یک نمونه تصادفی، به ترتیب در نسبت تعداد خانوارهای شهری و روستائی ضرب و مجموع آنها به عنوان ضریب جینی کل برای هر استان در نظر گرفته شده است. شایان ذکر است کلیه آمار و اطلاعات متغیرهای تحقیق از سالنامه آماری مرکز آمار ایران طی سالهای مختلف جمع‌آوری شده است.

۱- آذربایجان شرقی، اردبیل، اصفهان، بوشهر، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان رضوی، خراسان شمالی، خوزستان، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قم، کردستان، کهگیلویه و بویراحمد، گیلان، گلستان، مازندران، هرمزگان، همدان، یزد.

جدول (۱) - معرفی متغیرهای الگوی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد

متغیر وابسته		
نام متغیر	تعریف	علامت انتظاری
GINI	ضریب جینی کل	
متغیرهای توضیحی		
URB	درجه شهرنشینی (نسبت تعداد خانوارهای شهری به کل خانوارها)	نامعلوم
INF	نرخ تورم	مثبت
LAND	(لگاریتم) نسبت مساحت اراضی کشاورزی (هکتار) به کل جمعیت	مثبت
PASS	(لگاریتم) نسبت تعداد مسافران ورودی به هر استان به کل جمعیت	منفی
DENS	تراکم جمعیت (نفر در متر مربع)	مثبت
POPG	نرخ رشد جمعیت	مثبت
MINE	(لگاریتم) نسبت ارزش تولید معادن به تولید ناخالص داخلی	مثبت
CORR	(لگاریتم) نسبت تعداد پرونده‌های مختومه مربوط به اختلاس، ارتشاء و جعل به کل جمعیت (شاخص فساد مالی)	مثبت
GROWTH	(لگاریتم) رشد اقتصادی (توان دوم این متغیر نیز جهت آزمون فرضیه کوزنتز در نظر گرفته شده است)	نامعلوم
GDP	(لگاریتم) تولید ناخالص داخلی سرانه (ریال)	نامعلوم
UNEMP	نرخ بیکاری	منفی
AGRI	نسبت اشتغال در بخش کشاورزی به کل اشتغال	نامعلوم
INDUS	نسبت اشتغال در بخش صنعت به کل اشتغال	نامعلوم
SERV	نسبت اشتغال در بخش خدمات به کل اشتغال	نامعلوم
GOVPRI	(لگاریتم) نسبت تعداد کارکنان دولتی با تحصیلات ابتدایی یا راهنمایی به کل جمعیت	نامعلوم
GOVSEC	(لگاریتم) نسبت تعداد کارکنان دولتی با تحصیلات متوسطه به کل جمعیت	نامعلوم
GOVHI	(لگاریتم) نسبت تعداد کارکنان دولتی با تحصیلات دانشگاهی به کل جمعیت	منفی
BA	(لگاریتم) نسبت فارغ التحصیلان دوره کاردانی یا کارشناسی دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی (به جز دانشگاه آزاد) به کل جمعیت	منفی
PHD	(لگاریتم) نسبت فارغ التحصیلان دوره کارشناسی ارشد یا دکتری دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی (به جز دانشگاه آزاد) به کل جمعیت	منفی
PRI	(لگاریتم) نسبت فارغ التحصیلان دوره ابتدایی و راهنمایی به کل جمعیت	نامعلوم
SEC	(لگاریتم) نسبت فارغ التحصیلان دوره پیش‌دانشگاهی به کل جمعیت	نامعلوم
HI	(لگاریتم) نسبت کل فارغ التحصیلان دوره دانشگاهی به کل جمعیت	منفی

مدل متغیر	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل پنجم	مدل ششم	مدل هفتم	مدل هشتم	مدل نهم	مدل دهم
BA	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
PHD	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
PRI	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
SEC	۱	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۰	۱	۱
HI	۰	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱
TAX	۱	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۰
COTAX	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰
INTAX	۰	۱	۰	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۱
PRTAX	۱	۰	۱	۱	۰	۱	۰	۱	۰	۰
CUREXP	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
INFEXP	۰	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۱	۰	۰
GOVEXP	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول (۲) متغیرهایی که دارای کد ۱ هستند، متغیرهایی هستند که پس از ۱۱۰۰۰ بار تکرار کل یا ۱۰۰۰۰ بار تکرار مؤثر در انتخاب مدل‌ها در ستون متغیرهای مربوط به ۱۰ مدل اول قرار گرفته‌اند. همچنین احتمال وقوع هر یک از ۱۰ مدل بهینه که بر مبنای دو روش تحلیلی^۱ و عددی^۲ محاسبه می‌شوند، در جدول (۳) ارائه شده است. بر اساس این جدول، می‌توان گفت که احتمال آن که بهترین مدل ارائه شده در جدول (۲) (مدل اول) بتواند در بین ۱۰ مدل برآورد شده به خوبی تغییرات توزیع درآمد را توضیح دهد احتمالی در حدود ۱۲ الی ۲۰ درصد می‌باشد.

با توجه به نتایج گزارش شده، مجموع دفعات انتخاب شدن یا تکرارهای ۱۰ مدل بهینه در فرآیند نمونه‌گیری، تعداد ۳۱۶۵ از ۱۰۰۰۰ تکرار مؤثر بوده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که احتمال وقوع ۱۰ مدل بهینه فوق در بین ۱۰۰۰۰ مدل طراحی شده ۳۱۶۵ یا تقریباً ۳۲ درصد است.

-
- 1 . Analytical
 - 2 . Numerical

جدول (۳) - احتمال وقوع مدل‌های بهینه بلندمدت

احتمال پسین (تحلیلی)	احتمال پسین (عددی)	مدل‌ها
۰.۳۸۱۴	۰.۳۳۵۷	۱
۰.۱۴۷۴	۰.۲۷۸۰	۲
۰.۰۸۲۷	۰.۱۴۳۴	۳
۰.۰۷۳۶	۰.۰۴۴۵	۴
۰.۰۶۸۷	۰.۰۰۳۲	۵
۰.۰۵۰۰	۰.۰۰۶۴	۶
۰.۰۴۹۶	۰.۰۰۹۷	۷
۰.۰۴۹۱	۰.۰۰۶۳	۸
۰.۰۴۸۷	۰.۰۰۹۲	۹
۰.۰۴۸۷	۰.۰۱۲۳	۱۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۴) نشان دهنده میانگین وزنی ضرایب، میانگین انحراف معیار و احتمال تأثیرگذاری هر یک

از متغیرها بر توزیع درآمد استانهای کشور می‌باشد که توسط نرم‌افزار گزارش شده است.

* بر اساس نتایج، متغیرهای مربوط به شاخص فساد مالی، نسبت اشتغال در سه بخش اقتصادی (کشاورزی، صنعت و خدمات) به کل اشتغال، نسبت فارغ التحصیلان دوره کاردانی یا کارشناسی دانشگاه‌ها به کل جمعیت و نسبت فارغ التحصیلان دوره کارشناسی ارشد یا دکتری دانشگاه‌ها به کل جمعیت تأثیری بر توزیع درآمد نداشته و از این رو از جدول نتایج نهایی حذف شده‌اند.

با دقت در نتایج، مشاهده می‌شود که هر سه متغیر آموزش در توضیح نابرابری درآمد اهمیت قابل توجهی دارند. اما این متغیرها دارای علامت‌های یکسانی نیستند. به طوری که دو متغیر نسبت فارغ-التحصیلان دوره‌های ابتدایی و راهنمایی و دانش‌آموختگان دانشگاهی رابطه مثبتی با شاخص جینی دارد؛ در حالی که شاخص نسبت دانش‌آموختگان دوره پیش‌دانشگاهی به جمعیت یک رابطه عکس با توزیع درآمد دارد.

همچنین نتایج نشان می‌دهد که کارکنان دولتی با سواد پایین و بالا باعث بهبود نابرابری جمعیت و کارکنان با سواد متوسط باعث بدتر شدن وضعیت نابرابری شده‌اند. تناقض‌های موجود در نحوه تأثیر آموزش بر نابرابری را می‌توان به عدم کارایی نظام آموزشی نسبت داد.

جدول (۴) - میانگین وزنی ضرایب بلند مدت متغیرهای الگو

احتمال متغیرها	میانگین انحراف معیار ضرایب پسین	میانگین وزنی ضرایب پسین	متغیر*
۰.۹۰۱۰	۰.۲۹۷۱	۰.۳۳۹۷	(لگاریتم) نسبت فارغ‌التحصیلان دوره ابتدایی و راهنمایی به کل جمعیت
۰.۷۸۳۲	۱.۴۳۱۲	۱.۵۵۸۵	(لگاریتم) نسبت تعداد کارکنان دولتی با تحصیلات متوسطه به کل جمعیت
۰.۷۵۲۲	۰.۲۸۶۶	۰.۲۸۱۵	(لگاریتم) نسبت کل فارغ‌التحصیلان دوره دانشگاهی به کل جمعیت
۰.۷۳۲۸	۰.۵۵۹۵	-۰.۴۹۳۹	(لگاریتم) نسبت تعداد کارکنان دولتی با تحصیلات دانشگاهی به کل جمعیت
۰.۶۸۰۴	۰.۰۱۶۲	۰.۰۱۴۷	(لگاریتم) نسبت ارزش تولید معادن به تولید ناخالص داخلی
۰.۶۷۳۲	۰.۳۶۲۰	-۰.۲۷۹۴	(لگاریتم) نسبت فارغ‌التحصیلان دوره پیش‌دانشگاهی به کل جمعیت
۰.۶۵۸۱	۰.۰۰۹۳	۰.۰۰۵۹	تورم
۰.۵۸۳۰	۰.۲۹۰۳	۰.۲۹۲۶	(لگاریتم) سهم مالیات بر درآمد از کل مالیات
۰.۵۳۲۹	۰.۲۶۱۱	-۰.۲۸۳۲	(لگاریتم) نسبت تعداد مسافران ورودی به هر استان به کل جمعیت
۰.۵۰۸۰	۰.۱۴۱۹	-۰.۰۴۴۴	(لگاریتم) سهم مالیات بر شرکت‌ها از کل مالیات
۰.۵۰۰۲	۰.۷۳۳۰	-۰.۵۶۶۰	(لگاریتم) نسبت تعداد کارکنان دولتی با تحصیلات ابتدایی یا راهنمایی به کل جمعیت
۰.۴۸۶۹	۰.۲۵۹۸	۰.۰۴۶۶	درجه شهرنشینی (نسبت تعداد خانوارهای شهری به کل خانوارها)
۰.۴۷۱۰	۰.۰۱۰۶	-۰.۰۰۲۰	(لگاریتم) سهم مالیات بر ثروت از کل مالیات
۰.۴۷۹۲	۰.۰۰۰۶	-۰.۰۰۰۲	مربع رشد اقتصادی
۰.۴۶۲۹	۰.۰۳۰۰	۰.۰۰۲۴	(لگاریتم) رشد اقتصادی
۰.۴۳۰۴	۰.۰۰۵۹	۰.۰۰۲۴	نرخ بیکاری
۰.۴۱۱۷	۰.۰۱۶۲	-۰.۰۰۶۴	رشد جمعیت
۰.۳۹۹۷	۰.۱۴۸۱	۰.۰۶۵۹	(لگاریتم) تولید ناخالص داخلی سرانه
۰.۳۵۷۴	۰.۱۸۱۰	-۰.۰۶۱۶	(لگاریتم) نرخ مالیات کل (نسبت مالیات کل به تولید ناخالص داخلی)
۰.۳۲۹۶	۰.۳۷۱۲	۰.۰۱۳۵	(لگاریتم) سهم مخارج عمرانی از کل مخارج دولت
۰.۳۲۵۳	۰.۰۲۶۸	۰.۰۰۵۰	(لگاریتم) نسبت مساحت اراضی کشاورزی (هکتار) به کل جمعیت
۰.۱۷۳۲	۰.۱۳۲۲	-۰.۱۰۶۳	(لگاریتم) مخارج کل دولت (به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی)
۰.۱۲۰۴	۰.۰۰۰۲	۰.۰۰۰۰	تراکم جمعیت
۰.۰۹۵۷	۰.۱۰۰۶	۰.۰۰۹۸	(لگاریتم) سهم مخارج جاری از کل مخارج دولت

منبع: یافته‌های تحقیق

از بین متغیرهای جمعیتی، درجه شهرنشینی بیشترین اهمیت را داشته است. بر اساس نتایج بدست آمده، اثر این متغیر بر نابرابری مثبت است. احتمال تأثیر تراکم جمعیت نیز ۳۱ درصد بوده است، اما میانگین وزنی ضریب این متغیر نزدیک صفر است و این امر حاکی از میزان تأثیر بسیار جزئی این متغیر بر ضریب جینی است. در مقابل، میزان رشد جمعیت با احتمال تأثیر و نیز میانگین ضرایب بالاتری نسبت به تراکم جمعیت اثر معکوسی بر ضریب جینی داشته است. در واقع، می‌توان گفت که در استان‌های با رشد جمعیت بالا اما بزرگ، که دارای تراکم جمعیت کمتری هستند، نابرابری درآمدی کمتر بوده است.

در رابطه با رشد اقتصادی، با توجه به منفی بودن ضریب مربع رشد، می‌توان فرضیه کوزنتس را تأیید نمود. بنابراین می‌توان چنین استدلال کرد که استان‌هایی که در مراحل اولیه رشد هستند، هر کدام رشد بالاتری دارند از نابرابری بالاتری نیز رنج می‌برند. اما بالاتر بودن رشد در هر یک از استان‌هایی که در مراحل بالاتری از رشد قرار دارند، پایین بودن نابرابری را به دنبال داشته است.

متغیرهای مساحت اراضی کشاورزی و ارزش تولیدات معادن (شاخص‌های وفور منابع) به ترتیب با احتمال تأثیر ۶۸ و ۲۳ درصد رابطه مثبت بین نابرابری و وفور منابع را تأیید می‌نماید.

متغیرهای تورم و بیکاری نیز دارای اهمیت نسبتاً زیادی در توضیح نابرابری بوده‌اند. همچنین، طبق انتظار، نسبت تعداد مسافران با میزان نابرابری استان‌ها رابطه منفی داشته است. این بدان معنی است که استان‌هایی که دارای مسافران بیشتری هستند، شاهد نابرابری پایین‌تری می‌باشند.

در رابطه با اثر انواع مالیات مستقیم (مالیات کل، مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها و مالیات بر ثروت) بر توزیع درآمد، نتایج تحقیق دلالت بر این دارد که مالیات بر درآمد با احتمال تأثیر نسبتاً بالا، رابطه مثبت با نابرابری داشته است. یعنی مالیات بر درآمد بالا مبین نابرابری بالا بوده است. بنابراین می‌توان گفت که این نوع مالیات در نقش توزیعی خود کارایی نداشته است. دلیل این عدم کارایی را می‌توان در عدم اطلاع از درآمدهای واقعی افراد، سیستم مالیاتی نامناسب و بالا بودن فرار مالیاتی صاحبان حرف و مشاغل آزاد مانند کسبه، پزشکان و غیره که بالاترین سهم مالیات بر درآمد را دارند، جستجو کرد. اما مشاهده می‌شود که مالیات بر ثروت و مالیات بر شرکت‌ها اثر کاهشی و نسبتاً با اهمیتی بر توزیع درآمد داشته‌اند. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که مالیات بر شرکت‌ها و مالیات بر ثروت جزو مالیات‌های مستقیمی بوده‌اند که نقش توزیعی مناسب و قابل توجهی داشته است.

۶- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاسی

توزیع عادلانه درآمد یکی از مهم‌ترین پیش‌شرط‌های رفاه اجتماعی است. به عبارت دیگر، توزیع درآمد مناسب علاوه بر جنبه اخلاقی آن، بعلا دلالتهایی که بر کاهش فقر و بهبود وضعیت زندگی دارد، در طول چند دهه اخیر مورد توجه بیشتری قرار گرفته است. از سوی دیگر پیش‌نیاز اقدامات مؤثر در راستای بهبود توزیع درآمد، آگاهی از عوامل تعیین‌کننده آن است تا بتوان با اتخاذ سیاست‌های منطقی و علمی، عملکرد مؤثری در جهت کاهش نابرابری در جامعه داشت. بنابراین مطالعه حاضر به بررسی عوامل مؤثر بر یکی از مهم‌ترین شاخص‌های نابرابری (ضریب جینی) پرداخته است.

در بین متغیرهای محتمل مؤثر، مالیات‌ها جزو عوامل مهمی هستند که مطالعات نظری فراوانی بر نقش توزیعی آن‌ها در کشورهای مختلف تأکید کرده‌اند. بنابراین مطالعه حاضر با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی بیزینی و بکارگیری روش میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA) به بررسی اثرات این انواع مالیات‌ها در کنار سایر عوامل بالقوه بر وضعیت سلامت استان‌های ایران در دوره ۴ ساله ۱۳۸۴-۱۳۸۷ پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که فرضیه U معکوس کوزنتز در رابطه با ارتباط بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد تأیید می‌شود. همچنین متغیرهای تورم، بیکاری، درجه شهرنشینی و شاخص‌های وفور منابع طبیعی نیز باعث افزایش نابرابری در استان‌ها می‌شوند. در مقابل، نسبت مسافران ورودی به کل جمعیت رشد جمعیت اثر کاهنده‌ای بر توزیع درآمد داشته‌اند.

نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که شاخص‌های آموزش و میزان سواد کارکنان دولتی اثر متناقضی بر توزیع درآمد داشته‌اند. علت این امر را می‌توان به عدم کارایی نظام آموزشی کشور نسبت داد. یافته‌های تحقیق همچنین حاکی از آن است که برخلاف انتظار، مالیات بر درآمد اثر فزاینده‌ای بر شاخص نابرابری جینی داشته است. این بدان معنی است که این نوع مالیات، از کارایی کافی جهت بهبود توزیع درآمد در کشور برخوردار نیست. دلیل این عدم کارایی ممکن است نبود اطلاعات از درآمدهای واقعی افراد، نامناسب بودن سیستم مالیاتی و بالا بودن فرار مالیاتی صاحبان حرف و مشاغل آزاد باشد که بالاترین سهم مالیات بر درآمد متعلق به آن‌هاست. در مقابل، مالیات بر ثروت و مالیات بر شرکت‌ها که بالاترین سهم را در درآمد مالیاتی دولت‌ها نیز دارد، طبق انتظار اثر کاهشی و نسبتاً با اهمیتی بر توزیع درآمد داشته است. در واقع مالیات بر ثروت و مالیات بر شرکت‌ها، مالیات‌های مستقیمی هستند که کارا بوده و نقش توزیعی مناسب و قابل توجهی داشته‌اند.

فهرست منابع

- ۱- ابونوری، اسماعیل (۱۳۷۱)، معرفی یک الگوی جدید توزیع درآمد، برنامه و توسعه، شماره ۱.
- ۲- ابونوری، اسماعیل (۱۳۷۶)، اثر شاخصهای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران، تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۱.
- ۳- ابونوری، اسماعیل؛ خوشکار، آرش (۱۳۸۶)، اثر شاخصهای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه بین استانی، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۷، ۹۵-۶۵.
- ۴- اسدالهزاده بالی، میررستم (۱۳۸۶)، اثربخشی مالیات بر نابرابری توزیع درآمد در ایران، مجموعه مقالات اولین همایش سیاستهای مالی و مالیاتی ایران، سازمان امور مالیاتی کشور، دفتر مطالعات و تحقیقات مالیاتی، تهران.
- ۶- اصغریور، حسین (۱۳۹۰)، تاثیر عوامل اقتصادی بر توزیع درآمد در استانهای ایران، گزارش نهایی طرح تحقیقی، دانشگاه تبریز.
- ۷- جعفری، نیلوفر؛ منتظر، غلامعلی (۱۳۸۶)، استفاده از روش دلفی فازی برای تعیین سیاستهای مالیاتی کشور، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال هشتم، شماره ۱.
- ۸- داوودی، پرویز؛ براتی، محمدعلی (۱۳۸۶)، بررسی آثار سیاستهای اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۳.
- ۱۰- سیفی پور، رؤیا؛ رضایی، محمدقاسم (۱۳۹۰)، بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تأکید بر مالیاتها، پژوهشنامه مالیات، شماره دهم (مسلسل ۵۸).
- ۱۱- شیریحیان، محمد (۱۳۸۸)، تأثیر هزینههای بهداشتی و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد.
- ۱۲- عرب مازار، علی اکبر؛ دهقانی، علی (۱۳۸۸)، برآورد کارایی مالیات بر درآمد مشاغل و اشخاص حقوقی در استانهای کشور، فصلنامه تخصصی مالیات، (مسلسل ۵۵).
14. Alderson, A. S., Nielsen, F. (1995). Income Inequality, Development, and Dualism: Results from an Unbalanced Cross-national Panel, *American Sociological Review*, Vol. 60, 674-701.
15. Alesina, A., Perotti, R. (1996). Income Distribution, Political Instability, and Investment, *European Economic Review*, Vol. 40, 1203-1228.
16. Atkinson, A. B. (2004). Income Tax and Top Incomes over the 20th Century, *Revista de Economía Pública*, Vol. 168, 123-141.

17. Auten, G., Carroll, R. (1999). The Effects of Income Taxes on Household Income, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, No. 4, 681-93.
18. Baer, W., Galvao, A. F. (2008). Tax Burden, Government Expenditures and Income Distribution in Brazil, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 48, Issue 2, 345-358.
19. Barro, R.J. (2000). Inequality and Growth in Panel of Countries, *Journal of Economic Growth*, Vol. 5, 5-32.
20. Birdsall, N. (1998). Life Is Unfair: Inequality in The World, *Foreign Policy*, Vol. 112, 76-83.
21. Björklund, A. (1991). Unemployment and Income Distribution: Time Series Evidence from Sweden, *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 93, No. 3, 457-465.
22. Brakman, S., Garretsen, H. van Marrewijk, C. (2002). Locational Competition and Agglomeration: The Role of Government Spending. CESifo Working Paper 775.
23. Calderon, C., Serven, L. (2004). The Effects of Infrastructure Development on Growth and Income Distribution, *World Bank Policy Research*, Paper no. 3400.
24. Damuri, Y. R., Perdana, A. (2003). The Impact of Fiscal Policy on Income Distribution and Poverty: A Commutable General Equilibrium Approach for Indonesia, Center for Strategic and International Studies, Jakarta, Indonesia in its series CSLS Economics working paper series, no. 68.
25. De Gregorio, J., Lee, J. W. (2002). Education and Income Inequality: New Evidence from Cross-Country Data, *Review of Income and Wealth*, Vol. 48, 395-416.
26. Dollar, D., Kraay, A. (2004). Trade, Growth, and Poverty, *The Economic Journal*, Vol. 114, F22-F49.
27. Easterly, W. (2005). Handbook of Economic Growth, National Policies and Economic Growth, in Philippe Aghion and Steven Durlauf (eds.), Elsevier
28. Erik Borge, L., Rattso, J. (2001). Income Distribution and Tax Structure: Microeconomic Test of the Meltzer–Richard Hypothesis, CES Working paper, No. 543.
29. Fan, S., Zhang, X. (2004). Infrastructure and Regional Economic Development in Rural China, *China Economic Review*, Vol. 15, 203-214.
30. Feenberg, D., Poterba, J. (1993). Income Inequality and the Incomes of Very High Income Tax Payers: Evidence from Tax Returns, *Tax Policy and the Economy*, Vol. 7, 145-177.

- 31.Fields, G.S. (1989). Change and Poverty and Inequality in The Developing Countries, World Bank Research Observer, Vol. 4/2, 167-185.
- 32.Fosu, A.K. (2010). Growth, Inequality, and Poverty Reduction in Developing Countries, Recent Global Evidence. 1-58.
- 33.Fuglsang Ostergaard, S. (2013). Determinants of Income Inequality: A Sub Saharan Perspective, MA thesis in International Economic Consulting, Department of Economics and Business School of Business and Social Sciences Aarhus University.
- 34.Galli, R., van der Hoeven, R. (2001). Is Inflation Bad for Income Inequality: The Importance of the Initial Rate of Inflation, Employment Paper 2001/29, International Labour Office.
- 35.Gupta, S., Davoodi, H., Alonso-Terme, R. (2002). Does Corruption Affect Income Inequality and Poverty? Economics of Governance, Vol. 3, 23-45.
- 36.Gustaffson, B., Johansson, M. (1999). In Search of Smoking Guns, American Sociological Review, Vol. 64, 585-605.
- 37.Hoeting, J. A., Madigan, D., Raftery, A. E., Volinsky, C.T. (1999). Bayesian Model Averaging: A Tutorial. Statistical Science, Vol. 14, No. 4, 382-417.
- 38.Kimhi, A. (2004). Growth, Inequality and Labor Markets in LDCs: A Survey. CESifo Working Paper No. 1281.
- 39.Knowles, S. (2005). Income Inequality and Economic Growth: The Empirical Relationship Reconsidered in The Light of Comparable Data, J. Development Studies, Vol. 41, Issue 1, 135-159.
- 40.Koop, G. (2003). Bayesian Econometrics, John Wiley & Sons Ltd, England.
- 41.Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality, American Economic Review, Vol. 45, No. 1, 1-28.
- 42.Kuznets, S. (1963). Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations, Economic Development and Cultural Change, University of Chicago Press, Chicago.
- 43.Li,H., Xu,L.C., Zou,H. (2000). Corruption, Income Distribution, and Growth, Economics & Politics, Vol. 12, No 2, 155-182.
- 44.Ravallion, M. (1995). Growth and Poverty: Evidence for Developing Countries in the 1980s, Economics Letters, Vol. 48, 411-417.
- 45.Ravaillon, M. (2001). Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages, World Development, Vol.29, No.11, 1803-1815.

46. Roin, J., Vlachos, J., Waldenström, D. (2009). The Long-run Determinants of Inequality: What can we Learn from Top Income Data?, *Journal of Public Economics*, Vol. 93, 974-988.
47. Sahn D. E. Stifle, D. C. (2003). Urban –Rural Inequality in Living Standards in Africa, *Journal of Africa Economics*, 12, 564-597.
48. Sala-i-Martin, X., Doppelhofer, G., Ronald, I. M. (2004). Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach, *The American Economic Review*, Vol. 94, No. 4, 813-835.
49. Stevens, P. (2003). Resource Impact: Curse or Blessing? A Literature Survey, University of Dundee, Centre for Energy, Petroleum, and Mineral Law and Policy.
50. Weil, D.N. (2009). *Economic Growth*. 2nd ed. Pearson and Addison Wesley. 5-6 and 370-387.