

درآمدهای مالیاتی از دست‌رفته (مخارج مالیاتی) و رشد اقتصادی ایران

سید نظام الدین مکیان^۱

مجتبی رستمی^۲

ابوطالب کاظمی^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۷/۴، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۶/۲۶

چکیده

مالیات‌ها از سویی یکی از منابع مهم درآمد و از سوی دیگر از مهم‌ترین ابزارهای مالی دولت محسوب شده که می‌تواند نقش تعیین‌کننده‌ای در رشد و توسعه اقتصادی ایفا کند. به دلیل اینکه بخشی از درآمدهای مالیاتی قابل وصول نبوده و به عبارتی درآمد مالیاتی از دست‌رفته (مخارج مالیاتی) تلقی می‌شود، شناسایی مقادیر مالیاتی از دست‌رفته به‌عنوان گامی در راستای تحقق کامل درآمدهای مالیاتی کشور است. از آنجا که درآمد مالیاتی از دست‌رفته یا به عبارتی مقادیر مخارج مالیاتی فاقد داده‌های رسمی می‌باشد؛ لذا، هدف اول این مطالعه بدست آوردن توزیع آماری این مقادیر می‌باشد که به محقق کمک خواهد کرد تا محتمل‌ترین عملکرد و رفتار مخارج مالیاتی را در دوره مورد بررسی خود بدست آورد. هدف دوم بررسی تأثیر درآمدهای از دست‌رفته (مخارج مالیاتی) بر کمبود منابع مالی رشد اقتصادی ایران برای مقطع زمانی ۹۱-۱۳۸۸ (به عنوان یک نمونه از مقادیر اولیه برای شبیه‌سازی توزیع داده‌ها) با استفاده از روش ضرایب تصادفی بیزین می‌باشد. یافته‌های این مطالعه علاوه بر نشان دادن توزیع احتمال مورد نظر دلالت بر این دارد که طی دوره مورد بررسی میانگین مخارج مالیاتی هر سال متفاوت بوده اما، این تفاوت تصادفی است؛ بدین معنی که میانگین‌های مخارج مالیاتی در دوره‌های زمانی مختلف تفاوت معنی‌داری با هم ندارند. همین‌طور تأثیر مخارج مالیاتی بر رشد درآمد سرانه منفی و اندک بوده است. همچنین، تأثیر مخارج مالیاتی هر سال بر رشد اقتصادی در سال‌های مختلف متفاوت بوده و شدیدترین تأثیر منفی در سال ۱۳۸۹ بوده است.

واژه‌های کلیدی: مخارج مالیاتی، رشد اقتصادی، آنالیز واریانس بیزی

۱. دانشیار دانشگاه یزد، دانشگاه یزد، nmakiyan@yazd.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری، دانشگاه یزد، (نویسنده مسئول)، mojtabarostami1364@yahoo.com

۳. دانشجوی دکتری، دانشگاه یزد، am.kazemi1988@yahoo.com

۱- مقدمه

یکی از مهم‌ترین مشکلات اقتصادی بخش عمومی کشورمان موضوع تأمین مالی مخارج دولت و مخصوصاً سهم پایین مالیات‌ها است. از طرف دیگر رشد اقتصادی پایین و وابسته به نفت و وجود نابرابری در توزیع درآمد در جامعه نشانه ضعف عملکرد نظام اقتصادی و عدم کارایی برنامه‌های عدالت اجتماعی است. مالیات‌ها به‌عنوان سیاست‌های باز توزیع درآمد می‌توانند نقش مهمی در بهبود توزیع درآمد در جامعه داشته باشند. بنابراین، اجرای هرگونه سیاست مالیاتی می‌تواند آثار متفاوتی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد بر جای گذارد (ابونوری و زیوری، ۱۳۹۳). از طرفی در بین انواع درآمدهای دولت، مالیات قابل‌قبول‌ترین و مناسب‌ترین نوع آن از نظر اقتصادی است و به‌عنوان ابزاری کارآمد در جهت اهداف کلان اقتصادی مانند تثبیت اقتصادی، ایجاد اشتغال، بهبود رفاه اجتماعی و رشد اقتصادی به‌شمار می‌آید (رجبی و همکاران، ۱۳۹۰).

مقایسه این منبع با سایر منابع نشان می‌دهد که هر چه سهم مالیات‌ها در تأمین مخارج دولت بیشتر باشد، از ایجاد آثار نامطلوب اقتصادی به میزان چشمگیری جلوگیری می‌شود. از این‌رو وجود یک نظام مالیاتی کارآمد برای رسیدن به رشد اقتصادی از ضروریات است. در کنار درآمدهای مالیاتی مفهومی به نام «مخارج مالیاتی» وجود دارد که درواقع می‌توان آن را به‌عنوان بخشی از درآمد ازدست‌رفته مالیاتی در نظر گرفت. مصادیق مخارج مالیاتی در قوانین مختلف متفاوت بوده و طیفی از معافیت‌های مالیاتی، تخفیف‌ها، امتیازهای مالیاتی در خصوص نرخ‌های مالیاتی و به تعویق انداختن بدهی مالیاتی را شامل می‌شود (موسوی جهرمی و همکاران، ۱۳۹۳). اسچک (۲۰۰۷) معتقد است که مخارج مالیاتی برای دولت، به معنی درآمد ازدست‌رفته بوده و ارتباطی با هزینه‌های وصول مالیات ندارد. بانک جهانی (۲۰۰۳) نیز در گزارش خود مخارج مالیاتی را به‌عنوان امتیازات و تخفیف‌های مالیاتی که منجر به کاهش درآمد کل دولت می‌شود، معرفی کرده بود. از مطالب فوق می‌توان استنباط نمود که بخشی از درآمدهای مالیاتی دولت به دلیل وجود امتیازات و یا تخفیف‌های قانونی قابل وصول نیست.

بررسی تأثیر میزان درآمد ازدست‌رفته مالیاتی دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی ازجمله رشد اقتصادی می‌تواند در شناسایی اهمیت تأثیر این متغیر و سیاست‌گذاری‌های مناسب جهت اصلاح سیستم مالیاتی و حتی وصول این درآمدهای ازدست‌رفته کمک‌کننده باشد. بدین منظور در مطالعه حاضر سعی شده است با استفاده از اطلاعات موجود ابتدا به بررسی موشکافانه درآمدهای مالیاتی ازدست‌رفته (مخارج مالیاتی) پرداخته شود و نهایتاً با به‌کارگیری روش شبیه‌سازی زنجیره‌های مارکف مونت کارلویی^۱ توزیع مولد داده‌های مخارج مالیاتی شبیه‌سازی و با استفاده از روش ضرایب تصادفی بیزین اثرگذاری آن بر رشد اقتصادی مورد تحلیل قرار گیرد.

۲- ادبیات موضوع

رشد اقتصادی یکی از اهداف مهم کلان اقتصادی هر کشور است و تأثیر انکارناپذیری در بهبود سطح رفاه افراد جامعه دارد. از این رو تعیین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی و این که نرخ رشد چگونه از طریق سیاست‌های مختلف تحت تأثیر قرار می‌گیرد، همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. مالیات‌ها به دلیل اثری که بر بازده سرمایه‌گذاری‌های فیزیکی و انسانی دارند، می‌توانند بر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و در نهایت بر نرخ رشد تأثیرگذار باشند.

در بررسی اثر مالیات بر رشد اقتصادی در مدل‌های رشد درون‌زا، یکی از نخستین کارهای انجام‌شده توسط لوکاس (۱۹۹۰) صورت گرفته است او با فرض یک اقتصاد بسته و با استفاده از یک تابع تولید با کشش جانشینی ثابت، نشان می‌دهد که تغییر سیاست‌های مالیاتی تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی ندارد. کینگ و ربلو (۱۹۹۵)، با بسط مدل لوکاس و تغییر فرض اقتصاد بسته به اقتصاد باز نتیجه می‌گیرند که با افزایش مالیات بر سرمایه و درآمد حاصل از نیروی کار، نرخ رشد اقتصادی به‌طور معنی‌داری کاهش می‌یابد. جونز، منولی و راسی (۱۹۹۳)، با ترکیب اصول هر دو مدل قبلی نتیجه می‌گیرند که افزایش مالیات‌ها اثر اختلالی بزرگ‌تری نسبت به مطالعه لوکاس دارند، لذا کاهش مالیات‌ها در افزایش رشد اقتصادی مؤثر خواهد بود (مانی و همکاران، ۱۳۹۰). اثرگذاری مالیات‌ها بر رشد اقتصادی از طریق سه کانال؛ اثر بر تصمیمات تخصیصی بنگاه‌ها، اثر بر انباشت عوامل تولید؛ و تأثیرات مالیات بر سرمایه‌گذاری در فعالیتهای تحقیق و توسعه (R&D) انجام می‌گیرد (شفیعی و همکاران، ۱۳۸۵).

اثر بر تصمیمات تخصیصی بنگاه‌ها؛ در نتیجه به‌کارگیری ابزار مالیاتی از سوی دولت، بسیاری از بنگاه‌ها در تصمیمات تخصیصی خود ناچار به تجدیدنظر خواهند بود و بدین ترتیب با بروز این انحراف در تصمیمات تخصیصی بنگاه‌ها، حتماً زیان خالصی در رفاه اجتماعی ایجاد می‌شود. برای مثال اگر تابع تولید کل اقتصاد به فرم کابداگلاس باشد، آنگاه با برقراری مالیات بر درآمد افراد، درآمد خالص از مالیات برابر با:

$$Y = (1-t) A_t K_t^a L_t^{1-a}$$

و تحت این شرایط بازدهی نهایی سرمایه برابر است با:

$$r_t = (1-t) a A_t \left(\frac{K_t}{L_t} \right)^{a-1}$$

خواهد بود. بدین ترتیب کاملاً مشخص خواهد بود که مالیات بر درآمد، بازدهی نهایی سرمایه را کاهش می‌دهد و انگیزه انباشت سرمایه در میان افراد و در نتیجه رشد را متأثر می‌سازد.

اثر بر انباشت عوامل تولید؛ افزایش در مالیات، منجر به کاهش بازدهی پس‌انداز می‌شود و بدین ترتیب انگیزه انباشت سرمایه فیزیکی (K) کاهش می‌یابد. اما تأثیر نهایی این موضوع بر رشد بستگی بدان دارد که سرمایه انسانی (H) تا چه حد تحت تأثیر این مسئله قرار گیرد. این موضوع را می‌توان در دو حالت مورد بررسی قرارداد:

حالت اول: اگر تولید سرمایه انسانی تنها مستلزم وجود سرمایه انسانی باشد:

تحت این شرایط، کاهش در میزان سرمایه فیزیکی به‌طور کامل از طریق افزایش در میزان سرمایه انسانی قابل جبران است و در نهایت اقتصاد به وضعیت پیش از افزایش مالیات دست خواهد یافت. بدین ترتیب تأثیر این افزایش در مالیات بر رشد اقتصادی صفر خواهد بود.

حالت دوم؛ تولید سرمایه انسانی مستلزم وجود سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی به‌طور توأمان باشد:

در این شرایط با کاهش سطح سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی قادر نخواهد بود به‌طور کامل، کاهش آن را جبران کند و بدین ترتیب رشد اقتصادی بنابر کاهش سطح سرمایه فیزیکی، کاهش خواهد یافت. البته اینکه سرمایه انسانی تا چه حد بتواند کاهش صورت گرفته در سرمایه فیزیکی را جبران کند، بستگی به شکل فناوری دارد (تانزی، ۱۹۸۶).

تأثیرات مالیات بر سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های R&D: این مورد بیشتر از طریق معافیت‌های مالیاتی (یا به عبارتی مخارج مالیاتی) بروز می‌کند. در حقیقت در بسیاری موارد معافیت‌های مالیاتی در بخش‌های مولد می‌تواند محرک افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش‌ها باشد. به‌طور مثال می‌توان به معافیت‌های مالیاتی در فعالیت‌های R&D اشاره نمود. در این ارتباط اگر معافیت صورت گرفته منجر به ایجاد انگیزه بیشتر در سرمایه‌گذاری در این بخش شود، آنگاه در بلندمدت می‌تواند بر رشد اقتصادی اثر مثبت گذارد. در مقابل اگر معافیت‌های در نظر گرفته‌شده، صرف اهداف رانت جویانه شود، منجر به بروز انحراف در تخصیص صحیح منابع در اقتصاد می‌شود و بدین ترتیب این‌چنین مخارج مالیاتی آثار منفی بر رشد بر جای خواهد گذاشت (شفیعی و همکاران، ۱۳۸۵).

بررسی گزارش‌های مخارج مالیاتی کشورهای مختلف حاکی از آن است که به‌طور کلی مخارج مالیاتی به دودسته کلی یعنی آن‌هایی که منجر به کاهش پایه مالیات (یا درآمد مشمول مالیات بر شرکت یا اشخاص) می‌شوند و آن‌هایی که بدهی مالیاتی را کاهش می‌دهند، تقسیم می‌شود. برای مثال پاداش و کسورات در نظر گرفته‌شده برای مالیات بر درآمد اشخاص، درآمد مشمول مالیات را به‌عنوان پایه مالیاتی کاهش می‌دهد، در حالی که اعتبارات مالیاتی منجر به کاهش بدهی مالیاتی (مالیات قابل پرداخت) می‌شود (موسوی جهرمی و همکاران، ۱۳۹۳).

نکته حائز اهمیت این است که در بعضی مواقع تصمیم‌گیری در خصوص این که گروه یا زیرگروهی از انواع

مشخصی از مخارج مالیاتی در کدام یک از دو گروه مذکور (درآمدهای قابل وصول و غیر قابل وصول) طبقه بندی شوند، دشوار است و گاهی اوقات نیز یک نوع مخارج مالیاتی در هر دو گروه مذکور قرار می گیرند (برتیک، ۲۰۰۶). صرف نظر از این موضوع و تنوع نظام های مالیاتی، مخارج مالیاتی از دیدگاه قانونی و در عمل می تواند به صورت فرار مالیاتی یکی از اشکال امتیازات مالیاتی نظیر ارفاق مالیاتی، کسورات مالیاتی، مشوق مالیاتی، معافیت مالیاتی، اعتبارات مالیاتی، تخفیف نرخ مالیاتی و تعویق مالیاتی و ... وجود داشته باشد که منجر به کاهش در میزان درآمد مالیاتی قابل وصول می شود. رابطه بسیار نزدیکی بین مفهوم امتیازات مالیاتی و مخارج مالیاتی وجود دارد، لیکن تلقی هر امتیاز مالیاتی به عنوان مخارج مالیاتی درست نیست، زیرا اولاً، مخارج مالیاتی مفهومی جامع تر از امتیازات مالیاتی دارد و ثانیاً، این که کدام یک از امتیازات مالیاتی باید به عنوان مخارج مالیاتی در نظر گرفته شود، به تعریف سیستم مالیات مبنا وابسته است. از این رو، مصادیق مخارج مالیاتی در کشورهای مختلف با توجه به سیستم مبنای منتخب آن ها، متفاوت می باشد.

روش های اندازه گیری مخارج مالیاتی

روش درآمد صرف نظر شده: براساس این روش مالیات قابل پرداخت در صورت حذف امتیازات مالیاتی، با فرض عدم تغییر رفتار اقتصادی مؤدیان مالیاتی، محاسبه می شود. به عبارت دیگر، روش درآمد از دست رفته مبتنی بر اندازه گیری درآمد از دست رفته است و تفاوت بین دو موقعیت وجود و عدم وجود امتیازات مالیاتی را به شرط ثابت بودن رفتار مؤدیان مالیاتی نشان می دهد.

روش درآمد به دست آمده: این روش مبتنی بر برآورد مبالغی است که می تواند در بودجه، با فرض حذف مخارج مالیاتی خاصی از سیستم مالیاتی و تغییر رفتار مؤدیان مالیاتی ناشی از حذف این مخارج، منظور شود. به عبارت دیگر روش درآمد به دست آمده مبتنی بر برآورد درآمد مورد انتظار هنگام حذف امتیازات مالیاتی و تغییر رفتار مؤدیان مالیاتی است.

روش مخارج معادل: این روش شامل اندازه گیری هزینه های نقدی مورد نیاز برای تأمین مالی یک هدف مشخص خارج از سیستم مالیاتی (برای مثال هزینه افزایش کمک اجتماعی یا یارانه برای خرید تکنولوژی جدید) است. به عبارت دیگر، در این روش مخارج مالیاتی برابر تفاوت اثر درآمدی مؤدیان مالیاتی قبل و بعد از حذف امتیازات مالیاتی است. شایان ذکر است که از بین سه روش مذکور روش درآمد از دست رفته روشی است که به دلیل سادگی در عمل بیشتر مورد استفاده قرار می گیرد (اونر، ۲۰۱۱).

علاوه بر سه روش پذیرفته شده فوق الذکر، روش دیگری تحت عنوان ارزش فعلی نیز وجود دارد. در این روش مخارج مالیاتی از مجرای به تعویق انداختن مالیات، به صورت محاسبه ارزش فعلی درآمد مالیاتی به تعویق افتاده برآورد می شود (پداک، ۲۰۰۵ به نقل از سازمان توسعه و همکاری های اقتصادی).

اثر فرار مالیاتی بر رشد اقتصادی

فرار مالیاتی اثر سویی بر اقتصاد می‌گذارد که می‌توان به تأثیر آن بر رشد اقتصادی، توزیع درآمد، پس‌انداز بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری بخش دولتی و ... اشاره کرد. فرار مالیاتی درآمد دولت را کاهش می‌دهد. در نتیجه، دولت در تخصیص سرمایه‌گذاری‌های لازم، با کمبود مواجه خواهد شد. فرار مالیاتی، باعث نارسایی در توزیع عادلانه درآمد و انباشت ثروت برای گروه‌های خاص شده و در نتیجه منجر به افزایش نابرابری اجتماعی می‌شود. به طور کلی می‌توان گفت که فرار مالیاتی موجب کاهش درآمدهای مالیاتی دولت و اختلال در بودجه بندی شده و مانعی برای دستیابی به اهداف دولت است. این مسئله، مدیریت برنامه‌های اجتماعی، اقتصادی و ... کشور را با مشکل تأمین مالی مواجه کرده و در نهایت کاهش رفاه عمومی را در پی خواهد داشت. فرار مالیاتی می‌تواند رقابت عوامل اقتصادی را به نفع آن‌هایی که مالیات نپرداخته‌اند، تغییر داده و از این بابت شکاف بین گروه‌های مختلف درآمدی را بیشتر کرده و وضعیت توزیع درآمد را بدتر کند.

رشد اقتصادی، اشتغال، توزیع عادلانه درآمد، ایجاد امنیت اقتصادی و تخصیص بهینه منابع، از جمله مهم‌ترین وظایف دولت در حوزه اقتصادی است. سیاست‌های مالی ابزاری برای رسیدن به اهداف اقتصادی دولت است و تأثیرات مهم در توزیع مناسب درآمد، مهار تورم، تسریع در رشد اقتصادی و جهت دادن به سرمایه‌گذاری‌ها دارد. پرواضح است هر دولتی برای اجرای سیاست‌های مالی خود به بودجه و درآمد نیاز دارد که یکی از راه‌های کسب آن مالیات است. مالیات اصلی‌ترین منبع درآمد غیرنفتی دولت ایران محسوب می‌شود. فرار مالیاتی، نوعی تخلف از قانون است، اما اجتناب از مالیات، یک نوع سوء استفاده رسمی از قوانین مالیاتی است. وقتی مؤدی مالیاتی از ارائه گزارش درست در مورد درآمدهای حاصل از کار یا سرمایه خود که مشمول پرداخت مالیات می‌شود، امتناع می‌کند، نوعی عمل غیرقانونی انجام می‌دهد. مالیات، یکی از ابزارهای مهم مالی است و به عنوان اهرم اطمینان اقتصادی کارکردهای مطلوبی برای جامعه به همراه دارد. فرار مالیاتی، آشکارا دولت را برای رسیدن به اقتصادی شکوفا و توسعه یافته با مشکل مواجه می‌کند و اثرات نامطلوب جبران ناپذیری به جا می‌گذارد صمدی و تابنده، (۱۳۹۲).

اثر معافیت‌های مالیاتی بر رشد اقتصادی

معافیت‌های مالیاتی یکی از اشکال مرسوم مشوق‌های مالیاتی در بین کشورهای در حال توسعه است. این نوع مشوق‌ها می‌توانند انگیزه‌های سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی را تحریک نمایند، زیرا هزینه‌های اجرای این گونه طرح‌ها کاهش یافته‌است و از این طریق منجر به افزایش رشد اقتصادی شوند. گرچه این نوع مشوق‌ها به لحاظ اجرایی ساده‌اند و پیچیدگی خاصی ندارند، اما دارای نقص‌های زیادی هستند (زی، ۲۰۰۲). نخست این که معافیت‌های مالیاتی با معافیت سود فارغ از میزان آن، سرمایه‌گذاری را که انتظار سود بالا دارد و بدون پیشنهاد این مشوق‌ها نیز وارد صنعت می‌شود، منتفع می‌کند. دوم آنکه، مشوق‌های مالیاتی انگیزه قوی اجتناب از پرداخت

مالیات را ایجاد می‌کند، به این صورت که مؤسسه‌های تجاری مشمول مالیات با مؤسسه‌های تجاری معاف از مالیات رابطه اقتصادی ایجاد می‌کنند تا از این طریق سود خود را به وسیله انتقال تسعیری از مالیات مصون دارند؛ برای مثال، پرداخت بیشتر در قبال یک کالا و دریافت بازپرداخت در قبال آن. سوم این که مدت معافیت از مالیات به واسطه تمدید مدت معافیت در معرض سوءاستفاده قرار دارد؛ به این صورت که بنگاه‌ها با تجدید طراحی سرمایه‌گذاری موجود، سرمایه‌گذاری (به طور مثال، توقف یک پروژه و شروع دوباره همان پروژه تحت نامی دیگر (متفاوت) و با مالکیت قبلی) ایجاد می‌کنند (رضایی و دیگران، ۱۳۹۲). معافیت مالیاتی می‌تواند به عنوان یکی از موارد مخارج مالیاتی مطرح شود.

۳- پیشینه تحقیق

سعیدی کیا و موسوی (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به بررسی اثر درآمدهای مالیاتی بر رشد و توسعه اقتصادی ایران طی دوره ۲۰۰۶-۱۹۷۱ با استفاده از روش VAR پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که بین درآمد مالیاتی جاری با ساختار پرداخت‌ها و شاخص عمومی (قیمتی مصرف‌کننده برای کالا و خدمات) اثر مثبت معنی‌داری وجود دارد. همچنین بین درآمد مالیاتی با شاخص نیروی انسانی (نرخ باسوادی) و نرخ رشد اقتصادی ارتباط معنی‌داری وجود ندارد.

ویلیام و اندرو (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی اثر تغییرات درآمد مالیاتی بر رشد اقتصادی آمریکا پرداخته‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که ساختار اقتصاد و مؤسسات مالی در صورت تغییر در نرخ مالیات برای دستیابی به رشد اقتصادی دچار اختلال می‌شوند. کاهش مالیات، انگیزه‌های فردی برای کار کردن، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد، اما مؤسسات دولتی از افزایش در هزینه‌های ناشی از کاهش مالیات متأثر شده و همچنین افزایش کسری بودجه دولت مرکزی را به دنبال خواهد داشت. در این حالت اثر خالص آن بر رشد اقتصادی نامعین خواهد بود، اما نتایج حاصل از برآورد مدل محققین نشان می‌دهد که تأثیر بر رشد کوچک و منفی است. یوهانسون و همکاران (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای به بررسی اثر مالیات بر رشد اقتصادی کشورهای عضو OECD پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن بود که مالیات بر شرکت‌ها برای رشد مضر بوده و پیشنهاد آن‌ها استفاده از مالیات بر درآمد و مصرف بود. از این‌رو برای دستیابی به درآمد و پایه مالیاتی مناسب، بهتر است بر دارایی‌ها و مصرف، مالیات اعمال شود.

ابونوری و زیوری (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد (ایران و کشورهای منتخب OECD) با استفاده از روش OLS و GMM پرداختند. نتایج نشان داد که افزایش درآمدهای مالیاتی رابطه مستقیم و مثبتی با رشد اقتصادی دارد و با افزایش درآمدهای مالیاتی ضریب جینی افزایش یافته و در نتیجه نابرابری درآمد بیشتر می‌شود.

موسوی جهرمی و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به محاسبه مخارج مالیاتی سیستم ارزش افزوده ایران برای

دوره زمانی ۹۱-۱۳۸۸ پرداختند. در این مطالعه ضمن شناسایی موارد مربوط به مخارج مالیاتی مشخص شد که سهم مخارج مالیاتی از کل درآمد مالیات بر ارزش افزوده روند کاهشی داشته و به طور متوسط ۶۶ درصد بوده است.

رجبی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به تحلیل اثر نرخ‌های مالیاتی بر رشد اقتصادی ایران برای دوره زمانی ۸۶-۱۳۵۲ با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) پرداختند. نتایج حاکی از وجود رابطه مستقیم مخارج دولت با رشد اقتصادی و اثر معکوس نرخ مالیات بر رشد اقتصادی است.

تاری و ستاری (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر مخارج دولت و مالیات‌ها بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک با استفاده از روش پانل دیتا پرداختند. نتایج نشان داد که مخارج دولت اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. اما تأثیر مالیات بر رشد اقتصادی معنی‌دار نیست.

با توجه به پیشینه ارائه شده، این مطالعه به بررسی اثر مخارج مالیاتی بر رشد اقتصادی ایران به روش ضرایب تصادفی بیزی که نوآوری مطالعه حاضر می‌باشد، می‌پردازد.

۴- روش‌شناسی پژوهش

با توجه به استفاده از رویکرد بیزی در برآورد توزیع مولد داده‌های مخارج مالیاتی و همچنین مدل ضرایب تصادفی بیزین برای بررسی اثر مخارج مالیاتی بر رشد اقتصادی، لازم است توضیحاتی در مورد این رویکرد و استنباط آماری بر مبنای آن ارائه شود.

۴-۱- چارچوب عمومی استنباط آماری بیزین

چارچوب عمومی استنباط آماری بیزی به طور کلی به صورت زیر است:

باورهای پیشین^۱ درباره فرضیه‌های مختلف بیان و سپس این باورهای پیشین در پرتو داده‌های گردآوری شده در قالب باورهای پسین^۲ اصلاح می‌شود. فرآیند کلی در ادامه تشریح شده است:

با فرض آنکه برآورد مقادیر نامعلوم k پارامتر $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$ ، موردنظر باشد، که برخی باورهای پیشین درباره مقادیر این پارامترها وجود دارد که در چارچوب تابع چگالی احتمال $p(\theta)$ بیان می‌شوند.

به منظور برآورد این مقادیر نامعلوم، در گام اول داده‌های $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ که توزیع احتمال آن‌ها به مقادیر نامعلوم پارامترهای θ بستگی دارد، گردآوری می‌شود، که توزیع احتمال مشترک داده‌ها به صورت $p(X|\theta)$ است.

در گام بعد باید روشی جهت بیان باورها درباره بردار پارامترهای θ با احتساب باورهای پیشین و داده‌ها طراحی

۱. باور پیشین به اطلاعاتی گفته می‌شود که قبل از مشاهده داده‌ها از خلال نظریه‌ها و تئوری‌ها یا نظرات افراد کارشناس موضوع راجع به پارامترهای مدل بدست می‌آید.

۲. باورهای پسین، باورهای پیشین را (که در قالب مبانی تئوریک یا نظریات افراد کارشناس در مدل ارائه می‌شود) تأیید یا اصلاح می‌نماید.

شود. ابزار اصلی انجام این کار قضیه بیز^۱ برای متغیرهای تصادفی است. با استفاده از این قضیه، خواهیم داشت:

$$p(\theta|X) \propto p(\theta)p(X|\theta)$$

زمانی که $p(X|\theta)$ تابعی از θ است، می‌توان آن را تابع راستنمایی نامید و با نماد $l(\theta|X)$ نشان داد. بنابراین رابطه به دست آمده از قضیه بیز را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$\text{Posterior} \propto \text{Prior} \times \text{Likelihood}$$

این رابطه بیان می‌کند که برای انجام یک استنباط بیزی درباره پارامترهای نامعلوم θ پس از آنکه تابع راستنمایی مناسب مسئله معرفی شد (که این موضوع نیازمند گردآوری داده‌های مناسب به همراه توزیع نمونه‌گیری مناسب با این داده‌هاست (درک درست از ماهیت داده‌ها در انتخاب توزیع نمونه‌گیری بسیار بااهمیت است.))، آنگاه باید تابع توزیع پیشین برای تمام پارامترها مشخص شود تا با استفاده از این تابع یا توابع، تابع راست نمایی موزون بدست آید که این تابع راست نمایی موزون همان توزیع پسین پارامتر θ است. باید توجه داشت که در رابطه بالا θ می‌تواند تابعی از متغیرهای دیگر باشد.

۲-۴- روش‌های تقریبی یافتن توزیع پسین پارامترها

به منظور یافتن توزیع پارامترها از دو روش استفاده می‌شود که در ادامه به معرفی آن‌ها پرداخته شده است.

۴-۲-۱- روش شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیره‌های مارکوف (MCMC)

با این روش (MCMC) می‌توان از شبیه‌سازی‌های وابسته برای توزیع پسین استفاده کرد. تقریباً تمامی انواع توزیع‌های پسین را با استفاده از این روش تقریب می‌زنند. مهم‌ترین نکته در مورد این روش آن است که در صورت ارگودیک^۲ بودن، توزیع ایستا به دست خواهد داد، بدین معنی که به‌طور اساسی، با ادامه تکرارها دچار جهش، تغییر و تکامل نمی‌شود. همچنین توزیع ایستا تحت تأثیر مقادیر اولیه قرار نمی‌گیرد. (مکیان و رستمی، ۱۳۹۷)

۴-۲-۲- نمونه‌گیری گیبس^۴

در این پژوهش از روش نمونه‌برداری گیبس به عنوان یکی از روش‌های MCMC استفاده شده است. روش

1. Bayes' Theorem

2. Markov Chain Monte Carlo

3. Ergodic

فرض ارگودیکی بدین معنی است که گشتاورهای نمونه‌ای که براساس یک سری زمانی با تعداد محدودی مشاهده محاسبه شده‌اند زمانی که $T \rightarrow \infty$ میل می‌کند، متناظر با گشتاورهای جامعه خواهند بود. این مفهوم تنها زمانی معنی دار است که امیدها $E[X_i]$ و واریانس‌های $Var[X_i] = \sigma_i^2$ برای تمامی زمان‌ها مقادیر ثابتی باشند (اقتصادسنجی پیشرفته، مکیان و رستمی، ص ۱۸، نشر نور علم، ۱۳۹۷).

4. Gibbs Sampling

نمونه‌برداری گیبس بر مفهومی که توزیع تمام شرطی^۱ نام دارد، تکیه می‌کند. در توزیع تمام شرطی تمام پارامترها به‌جز پارامتری که بر آن تمرکز داریم را ثابت نگه می‌داریم. با فرض آنکه بردار پارامترها به‌صورت $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$ و $\theta_k^{(i)}$ امین مقدار شبیه‌سازی‌شده پارامتر θ_k باشد، برای شبیه‌سازی با استفاده از نمونه‌گیری گیبس به‌صورت زیر عمل خواهیم کرد:

$$\begin{aligned}\theta_1^{(i)} &\sim p(\theta_1 | y, \theta_2^{(i-1)}, \dots, \theta_k^{(i-1)}) \\ \theta_2^{(i)} &\sim p(\theta_2 | y, \theta_1^{(i)}, \theta_3^{(i-1)}, \dots, \theta_k^{(i-1)}) \\ &\vdots \\ \theta_k^{(i)} &\sim p(\theta_k | y, \theta_1^{(i)}, \theta_3^{(i-1)}, \dots, \theta_{k-1}^{(i)}) \\ \theta_1^{(i+1)} &\sim p(\theta_1 | y, \theta_2^{(i)}, \dots, \theta_k^{(i)}) \\ &\vdots\end{aligned}$$

و با ادامه دادن این کار، حجم مطلوب بدست می‌آید (گرینبرگ، ۲۰۰۸). در این تحقیق از این رویکرد برای محاسبات بیزی توزیع پسین پارامترها در مدل استفاده شده است.

۵- تجزیه و تحلیل مدل

در ادامه به تشریح کاربرد روش بیزی برای استخراج توزیع مولد داده‌های مخارج مالیاتی و بررسی تأثیر مخارج مالیاتی بر روی رشد اقتصادی در ایران پرداخته شده است.

۵-۱- استخراج توزیع مولد داده‌های مخارج مالیاتی در ایران

از آنجاکه آمار رسمی در مورد مخارج مالیاتی وجود ندارد، در این مطالعه داده‌های جریان مخارج مالیاتی در ایران برای دوره ۹۱-۱۳۸۸ برگرفته از محاسبات انجام شده در مطالعه موسوی جهرمی و همکاران (۱۳۹۳) به‌منظور استخراج توزیع احتمال مولد داده‌های آن براساس رویکرد بیزی مورد استفاده قرار گرفته است.^۲ برای این هدف فرض می‌شود که داده‌های تحقق یافته مخارج مالیاتی در هر سال تصادفی بوده و تحت تأثیر عوامل بیشمار اقتصادی و غیر اقتصادی است. در این شرایط فرض نرمال بودن توزیع جریان مخارج مالیاتی با میانگین نامعلوم μ_t که t نشان دهنده سال و واریانس مشترک و همسان σ^{-1} منطقی است.^۳ روابط زیر برای تبیین

1. Full Conditional Distribution

۲. به دلیل آنکه آمار دیگری در زمینه تخمین مخارج مالیاتی وجود ندارد، از نتایج تحقیق موسوی و جهرمی (۱۳۹۳) به عنوان داده اولیه برای شبیه‌سازی توزیع مولد محتمل ترین تخمین مخارج مالیاتی دوره زمانی (۹۱-۱۳۸۸) این مطالعه استفاده کرده‌ایم و از آنجاکه نتایج این تحقیق تنها تا سال ۱۳۹۱ در دسترس است، حوزه زمانی این تحقیق نیز تا این دوره زمانی را شامل می‌شود.

۳. در رویکرد بیزی معکوس واریانس (σ) را ضریب دقت می‌نامند و در توزیع مورد استفاده قرار می‌دهند. هدف از این استفاده نشان دادن درجه اعتماد محققین به باورهایشان راجع به پارامترها در توزیع پیشین است.

توزیع احتمال مقادیر مخارج مالیاتی مورد انتظار در سال های منتخب است که هدف این مطالعه می باشد. متغیر $\exp tax_t$ در روابط زیرمخارج مالیاتی را نشان می دهد. توزیع احتمال این مقادیر به محقق کمک خواهد کرد تا عملکرد و رفتار این متغیر را در دوره مورد بررسی خود بدست آورد.

$$\exp tax_t \sim Normal(\mu_t, \tau) \rightarrow Likelihood$$

$$\begin{cases} \mu_t \sim Normal(0, 001) \\ \tau \sim Gamma(0.001, 0.001) \end{cases} \rightarrow Prior \quad (1)$$

در رابطه (۱) فرض شده است که تابع راستنمایی مخارج مالیاتی، نرمال با میانگین μ_t و واریانس τ^{-1} است فرض می شود که این میانگین توزیع در سال های مورد مطالعه متفاوت باشد. به دلیل اینکه محققین اطلاعات پیشین مطمئنی راجع به اطلاعات مخارج مالیاتی در اقتصاد ایران در اختیار نداشته اند، در این رابطه فرض شده است که تابع چگالی پیشین پارامتر میانگین، دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ۱۰۰ است^۱ (تابع نرمال ناآگاهی بخش پیشین^۲). علاوه بر این، فرض شده است که پارامتر دقت تابع راست نمایی دارای توزیع گاما با پارامترهای ۰/۰۰۱ و ۰/۰۰۱ است. نتایج ارائه شده در جدول ۱ نشان دهنده میانگین و انحراف معیار پسین مخارج مالیاتی در سال های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۱ است که براساس رابطه (۱) با استفاده از تولید ۱۰۰۰۰ زنجیره مارکوفی شبیه سازی شده با الگوریتم نمونه گیری گیبس بدست آمده اند.

جدول (۱) - خروجی پسین معادله (۱)

پارامتر	میانگین پسین	انحراف معیار پسین	فاصله اعتبار ۹۵٪ ^۱
μ_{1388}	۱۴/۹۳	۳/۳۲۳	(۲۱/۴۷ و ۸/۴۳)
μ_{1389}	۱۱/۰۲	۳/۳۵۳	(۱۷/۶۳ و ۴/۳۶)
μ_{1390}	۸/۲۶	۳/۳۲۱	(۱۴/۹۲ و ۱۷/۵۳)
μ_{1391}	۶	۳/۳	(۱۲/۷۲ و ۰/۶۲۴)
σ	۸/۷۳	۱/۳۲۳	(۱۱/۸ و ۶/۶۱۳)

۱. در رویکرد بیزی از آنجا که پارامترها به صورت متغیرهای تصادفی بررسی می شوند، نه مقادیر ثابت و نامعلوم، چنان که در رویکرد کلاسیک یا فراوانی نسبی تلقی می شوند به جای فاصله اطمینان از مفهوم فاصله اعتباری (Credible Interval) استفاده می شود.

بنابراین، چنانچه بپذیریم که میزان مخارج در سال های مختلف متغیرهایی تصادفی مستقل از هم (فرض

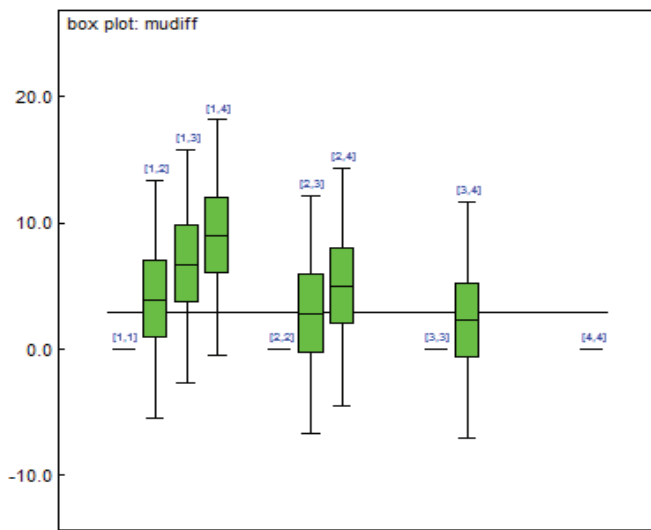
۱. توزیع های ناآگاهی بخش زمانی مورد استفاده قرار می گیرند که محقق اطلاعات اولیه مناسبی در زمینه پارامتر مورد توجه در اختیار نداشته باشد. در زمانی که توزیع پیشین این پارامتر مورد توجه نرمال است فرم ناآگاهی بخش دارای میانگین صفر و واریانس حداقل برابر با ۱۰۰ است. در این مطالعه با توجه به رابطه (۱) واریانس را برابر با سطح حداقل یعنی ۱۰۰ انتخاب کرده ایم که در تحقیقات تجربی امری مرسوم است.

استقلال توزیع‌های مولد مشخص شده بر اساس روابط فوق در اینجا یک فرض ساده کننده است که محدودیت حجم کم نمونه بر مدل تحمیل کرده است) و دارای توزیع نرمال است، آنگاه میانگین‌های پسین به صورتی که در جدول (۱) نشان داده شده است، خواهد بود. بنابراین، براساس نتایج جدول (۱) به ازای هر میانگین پسین یک توزیع مولد برای داده‌های مخارج مالیاتی هر سال وجود دارد. این موضوع تحلیل و بررسی مورد نظر را پیچیده می‌کند. به منظور کاهش پیچیدگی‌های ناشی از وجود توزیع‌های مولد چندگانه برای هر سال، یکسان بودن توزیع مولد داده‌های مخارج مالیاتی در سال‌های مختلف با استفاده از تحلیل واریانس یک طرفه را بررسی می‌کنیم (برابری میانگین‌های پسین مخارج مالیاتی در سال‌های مختلف را بررسی می‌کنیم). از آنجاکه فرض شده است واریانس توزیع مولد داده‌ها در سال‌های مختلف همسان است، این آزمون متناظر با آزمون یکسانی توزیع مولد داده‌های مخارج مالیاتی در سال‌های مختلف است. این موضوع معادل بررسی انتقال توزیع مولد داده‌ها در طول زمان است. لذا فرضیه صفر و فرضیه مقابل این آزمون را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

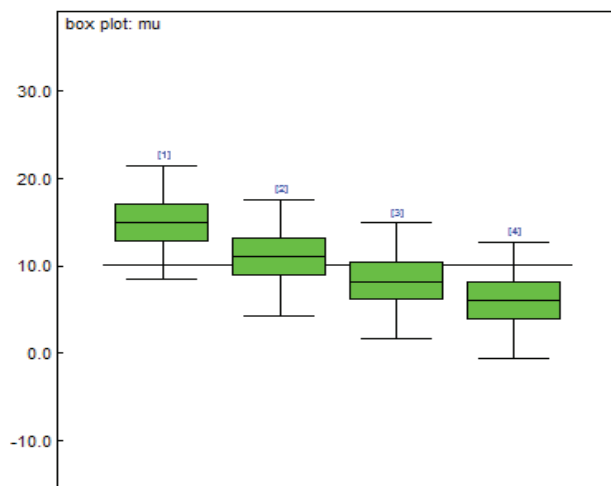
$$\begin{aligned} H_0 : f_j(x) &= f_i(x) \quad i \neq j \\ H_1 : f_j(x) &= f_i(x - c) \quad i \neq j \end{aligned} \quad (1^*)$$

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۱) میانگین توزیع داده‌های مخارج مالیاتی در طول زمان کاهشی بوده است. لذا، به نظر می‌رسد که توزیع مخارج مالیاتی در طول زمان به سمت چپ منتقل شده است. بدین خاطر در رابطه (۱*) c به صورت یک عدد منفی انتخاب می‌شود تا این انتقال توزیع به سمت چپ در طول زمان بررسی شود. بررسی نمودار جعبه‌ای چگالی پسین اختلاف میانگین‌ها (نمودار ۱) نشان‌دهنده آن است که تفاوت میانگین‌های پسین مخارج مالیاتی (mudiff) در سال‌های مختلف نسبت به یکدیگر معنی‌دار نیست. به عبارتی دیگر، نمودارهای جعبه‌ای خط یکسان را قطع کرده‌اند، یعنی در نقطه‌ای از لحاظ آماری تفاوت آن‌ها برابر با صفر است. این به معنی آن است که برای مثال کاهش مخارج مالیاتی در سال ۱۳۹۱ نسبت به سال ۱۳۸۸ (به میزان ۸/۹۳۲) معنی‌دار نیست (به جدول ۱ مراجعه کنید). با این حال میانگین‌های پسین مخارج مالیاتی هر سال از هم متفاوت‌اند (نمودار ۲). بنابراین، با وجود تفاوت در میانگین پسین در هر سال، این میزان تفاوت به اندازه‌ای که در نمودار (۱) نشان داده شده است، تصادفی است. لذا، توزیع احتمال مولد داده‌های مخارج مالیاتی، در سال‌های منتخب یکسان می‌باشد.

نمودار (۱) - نمودار جعبه‌ای اختلاف میانگین‌های پسین مخارج مالیاتی



نمودار (۲) - نمودار جعبه‌ای میانگین پسین مخارج مالیاتی^۱



در رابطه (۱) معادله با استفاده از فرض همسانی واریانس‌های فرآیند مولد داده‌های مخارج مالیاتی در سال‌های

۱. نمودار ۱ و ۲ به ترتیب تفاضل میانگین‌های پسین (mudiff) و سطح مطلق میانگین مخارج مالیاتی (mu) را براساس رابطه (۱) نشان می‌دهند.

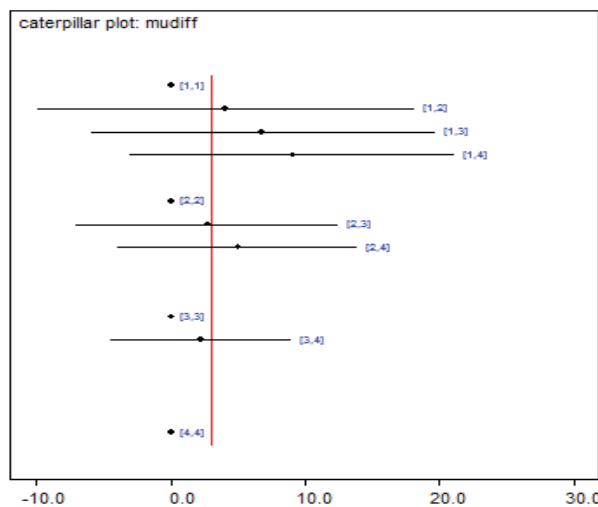
مختلف به منظور استخراج توزیع مولد داده‌های مخارج مالیاتی تنظیم شده است. نتیجه آزمون تحلیل واریانس به منظور بررسی یکسانی توزیع مولد داده‌ها به این فرض حساس است. رابطه (۲) با فرض ناهمسانی واریانس فرآیند مولد داده‌های مخارج مالیاتی تنظیم شده است تا براساس رابطه (۲)، آنالیز واریانس با فرض واریانس ناهمسانی مخارج مالیاتی برای سال‌های مختلف مدل‌سازی شود. همچنان که نمودار (۳) نشان می‌دهد، این الگو نیز بیانگر تصادفی بودن میزان تغییرات سالانه مخارج مالیاتی است:

$$\exp tax_{it} \sim Normal(\mu_t, \tau_t) \rightarrow Likelihood$$

$$\begin{cases} \mu_t \sim Normal(0, 001) \\ \tau_t \sim Gamma(0.001, 0.001) \end{cases} \rightarrow Prior \quad (2)$$

تفاوت این معادله با معادله شماره یک در آن است که در اینجا فرض همسانی واریانس داده‌های مخارج مالیاتی با مفروض گرفتن پارامتر دقت تابع راستنمایی به عنوان تابعی از زمان رعایت نمی‌شود. در نمودار (۳) تفاضل میانگین‌های پسین (mudiff) سالانه نسبت به هم نشان داده شده است. براساس یافته‌های ارائه شده در این نمودار این تفاوت‌ها همانند حالت قبل تصادفی است؛ زیرا همانند مورد قبل خط همسانی میانگین‌ها را قطع کرده‌اند، به این معنی که قطع کردن خط عمودی نمودار شماره سه دلالت بر این دارد که تفاوت معنی‌داری میان میانگین‌ها وجود ندارد (یعنی تفاوت میانگین‌ها برابر با صفر شده است).

نمودار (۳) - فاصله اعتبار تفاوت در اختلاف میانگین‌های پسین مخارج مالیاتی (فرض ناهمسانی واریانس‌های سالانه)



مقایسه میانگین‌های μ_t در هر دو حالت (جدوال (۱) و (۲)) نشان دهنده تقریب نزدیک آن‌هاست. بنابراین، با درجه بالایی از اطمینان می‌توان گفت که هرچند میانگین مخارج مالیاتی در طول زمان به‌طور معنی‌داری روند کاهشی را طی کرده است (چهار سطر آخر جدول (۲)).

جدول (۲) - وضعیت توزیع پسین مدل (۲)

پارامتر	میانگین	انحراف استاندارد	فاصله اعتبار ۹۵٪
$\mu_{1388} - \mu_{1389}$	۴/۰۳۲	۷/۰۵۲	(-۹/۸۷/۱۸/۱۴)
$\mu_{1388} - \mu_{1390}$	۶/۷۷۹	۶/۴۰۱	(-۵/۸۷/۱۹/۷۳)
$\mu_{1388} - \mu_{1391}$	۹/۰۵۸	۶/۱۴۳	(-۳/۰۱/۲۱/۱)
$\mu_{1389} - \mu_{1390}$	۲/۷۴۸	۴/۸۱۹	(-۷/۱۲۶/۱۲/۴۲)
$\mu_{1389} - \mu_{1391}$	۵/۰۲۶	۴/۴۵۸	(-۴/۴۶۱/۱۳/۹۱)
$\mu_{1390} - \mu_{1391}$	۲/۲۷۹	۳/۳۸۲	(-۴/۸۷/۹/۰۱)
μ_{1388}	۱۵/۰۴	۵/۸۲	(۳/۵۲۴/۲۶/۷)
μ_{1389}	۱۱/۰۱	۳/۹۵	(۲/۸۷/۱۹/۰۴)
μ_{1390}	۸/۲۵۸	۲/۷۳۲	(۲/۷۲۵/۱۳/۶)
μ_{1391}	۵/۹۷۹	۲/۰۰۴	(۱/۹۲۴/۹/۹۲۶)

منبع: یافته‌های تحقیق

اما کاهش سالانه مخارج مالیاتی در دوره زمانی ۸۸-۱۳۹۱ به‌میزانی که در داده‌ها مشخص است، براساس مدل‌سازی آنالیز واریانس بیزین مزدوج نرمال^۱، تصادفی است (تمامی فاصله اعتبارهای اختلاف میانگین‌ها در طول زمان از صفر می‌گذرند). تصادفی بودن به این معنی است که توزیع مخارج مالیاتی طی زمان تفاوتی نکرده است.

۱. مدل بیزین مزدوج به مدلی گفته می‌شود که تابع توزیع پسین پارامترهای هم‌خانواده توزیع پیشین پارامترها باشد. این مدل‌ها پیچیدگی‌های محاسباتی گشتاورهای توزیع پسین پارامترها را کاهش می‌دهند. در این مطالعه، استفاده از توزیع نرمال برای پارامتر میانگین و توزیع گاما برای پارامترهای ضریب دقت، سبب خواهد شد تا توزیع پسین میانگین‌ها نیز از نوع نرمال باشد. به همین دلیل مدل از نوع آنالیز واریانس بیزین مزدوج نرمال خواهد بود.

۵-۲- تأثیر مخارج مالیاتی در بخش‌های مختلف بر رشد تولید ناخالص ملی با روش ضرایب تصادفی

بیزین

فرض منطقی آن است که بپذیریم افزایش و کاهش مخارج مالیاتی از یک سال به سال دیگر به روشی مستقل صورت نمی‌گیرد، بلکه با داشتن مقادیر هر سال می‌توان تا حدودی مقادیر سال‌های بعد را پیش‌بینی کرد. در بخش پیشین شواهدی مبنی بر وجود شباهت‌های توزیع مولد داده‌های مخارج مالیاتی در سال‌های مختلف بود که فرض بالا را تأیید می‌کند. در این بخش بر مبنای توزیع بدست آمده مخارج مالیاتی در بخش پیشین تأثیر مخارج مالیاتی در هر سال بر رشد اقتصادی در یک مدل ضرایب تصادفی مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای این منظور ۴ بار از توزیع مخارج مالیاتی به میزان ۱۰۰۰۰ داده در هر بار نمونه‌گیری شده و میانگین این نمونه‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. علت استفاده از این میانگین‌ها بجای داده‌های مطالعه جهرمی و همکاران (۱۳۹۳) این است که در این حالت ضریب دقت توزیع داده‌ها افزایش یافته است، زیرا علاوه بر داده‌ها از اطلاعات اضافی درباره حوزه تغییرات این داده‌ها با استفاده از آنالیز واریانس تصادفی بیزین مزدوج استفاده می‌شود. در اصطلاح آماری به این موضوع انقباض واریانس^۱ گفته می‌شود. در مدل ضرایب تصادفی فرض می‌شود که میانگین تابع راست نمایی مخارج مالیاتی، تابعی خطی از متغیر رشد است. در این صورت، با فرض توابع چگالی پیشین و تابع چگالی فوق پیشین زیر، خواهیم داشت:

$$grow_{it} \sim N(\mu_{ij}, \tau_{exp.tax}) \rightarrow Likelihood$$

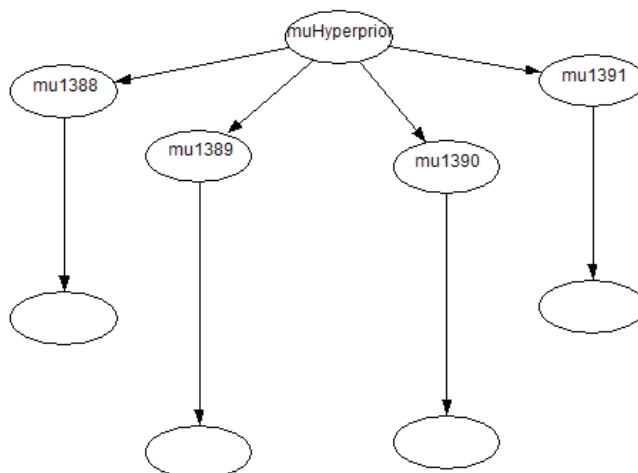
$$\mu_{it} = \alpha_t + \beta_t \exp tax_{it}$$

$$\begin{cases} \alpha_t \sim N(\mu_\alpha, \tau_\alpha) \\ \beta_t \sim N(\mu_\beta, \tau_\beta) \\ \tau_{exp.tax} \sim \text{gamma}(\text{üüüüüü} \quad) \end{cases} \rightarrow \text{Prior}$$

$$\begin{cases} \mu_\alpha \sim N(0, 10E-3) \\ \mu_\beta \sim N(0, 10E-3) \\ \sigma_\alpha \sim U(0, upper_\alpha) \\ \sigma_\beta \sim U(0, upper_\beta) \end{cases} \rightarrow \text{hypperprior}$$

در تابع راستنمایی تصریح شده در رابطه (۳) روابط میان متغیرهای وابسته و توضیحی در قالب تابع توزیع احتمال مناسب با نوع داده‌ها تصریح می‌شود. از آنجاکه داده‌های متغیر وابسته رشد سرانه پیوسته است، لذا، تابع توزیع به صورت توزیع نرمال معرفی شده است. توابع چگالی پیشین، باورهای محقق را راجع به اندازه ضرایب و پارامترهای تعریف شده در قسمت تابع راستنمایی نشان می‌دهد. تابع چگالی فوق پیشین، ارتباط و وابستگی شرطی ضرایب و پارامترهای تصریح شده در تابع راستنمایی را با استفاده از توزیع‌های احتمالی خاص تصریح می‌کند. این مفهوم (چگالی فوق پیشین) پارامترهای β_t را از طریق μ_β و τ_β به یکدیگر مرتبط می‌کند و از این طریق ضریب دقت تخمین‌های مربوط به پارامترهای β_t را افزایش می‌دهد. جان توکی (۱۹۹۸) این خاصیت را توان قرض گرفته شده^۱ می‌نامد. به جهت نااطمینانی از اثر مخارج مالیاتی بر رشد سرانه، واریانس مدل در قسمت فوق پیشین برابر با ۱۰۰۰ در نظر گرفته شده است (این فرض در ادبیات اقتصادسنجی بیزین مرسوم است). همچنین فرض شده است که ضرایب تابع راستنمایی تصادفی بوده و توسط توزیع نرمالی با میانگین صفر و ضریب دقت یک هزارم تولید شده است. علاوه بر این در این مدل فرض شده است که ضرایب دقت تابع چگالی پیشین نیز تصادفی بوده و تابع چگالی فوق پیشین گامای معکوس با مقادیر پارامتری برابر با یک هزارم تولید شده‌اند.

نمودار (۴) - شبکه بیزین تولیدکننده داده‌های موسوی جهرمی و همکاران (۱۳۹۳)



معادلات (۳) مدل‌سازی شبکه بیزین رسم شده در شکل ۴ است. بر اساس این شکل میانگین‌های پسین سال‌های مختلف مخارج مالیاتی، همگی مقادیری تصادفی از توزیع بزرگ‌تر با میانگین فوق پیشین μ هستند. استفاده از این روش به دلیل آنکه در این مطالعه از توزیع احتمال مولد برآوردهای موسوی جهرمی و همکاران

(۱۳۹۳) به جای داده‌های واقعی استفاده شده، مناسب می‌نماید. در اینجا برای هر سال ۱۰۰۰۰ داده تصادفی برگرفته از توزیع مولد آن‌ها در ۴ حلقه و به ازای آنکه مقدار اولیه شبیه‌سازی در هر سال داده برآورد شده مطالعه چهارمی و همکاران باشد، تولید شده و سپس میانگین هر حلقه از این اعداد به عنوان تخمینی از مخارج مالیاتی در نظر گرفته شده است. این روش سبب کاهش اریبی ناشی از حذف متغیرهای مرتبط به همراه کاهش خطای ناشی از داده‌های برآورد شده به جای داده‌های واقعی می‌شود. قابل توجه است که در شکل فوق دوایر سفید نشان دهنده برآوردهای کارشناسان در ۳ سطح برای سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۱ می‌باشد.

از آنجاکه در تحلیل بیزی، پارامترها برخلاف رویکرد کلاسیک مقادیری تصادفی و نامعلوم هستند، باید توزیع آن‌ها را یا با استفاده از روش‌های تحلیلی و یا با استفاده از روش‌های شبیه‌سازی برآورد کرد. سپس بر اساس گشتاورهای مرتبه اول مانند میانگین یا میانه رفتار پارامتر که مقداری تصادفی است، توضیح داد. بدین منظور، پس از تصریح مدل با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو زنجیره‌های مارکوفی (MCMC) با ۱۰۰۰۰ تکرار توزیع پسین پارامترهای رابطه (۳) تصادفی مدل برآورد می‌شود. نتایج تخمین رابطه (۳) در جدول (۳) ارائه شده است.

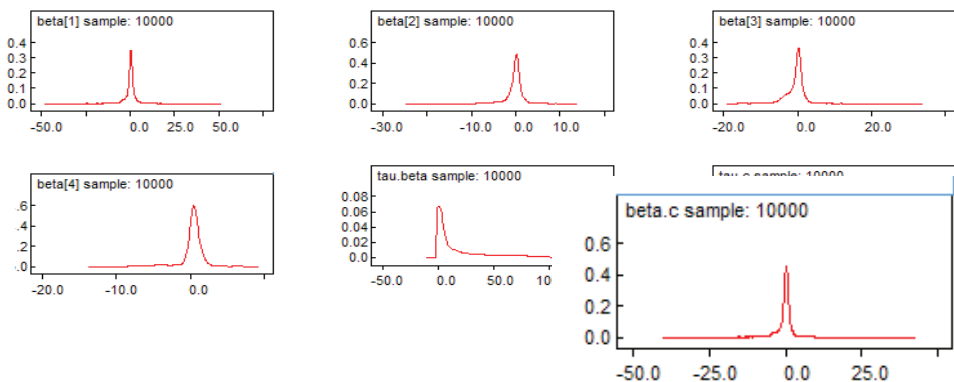
جدول (۳) - نتایج تخمین مدل ضرایب تصادفی رشد سرانه

پارامتر	میانگین پسین	انحراف معیار	فاصله اعتبار ۹۵٪
β_{1388}	۰/۱۵۱۳	۲/۷۸	(-۵/۵۶۳/۴/۸۳)
β_{1389}	-۰/۱۵۵۸	۰/۸۹۶	(-۴/۴۰۵ و -۱/۲۱۷)
β_{1390}	-۰/۵۴۹۳	۲/۲۴۲	(-۵/۶۲۴ و ۱/۹۴۲)
β_{1391}	۰/۳۷۹۹	۱/۳۴	(-۳/۹۷۶ و ۲/۵۲)
μ_{β}	-۰/۰۴۶۴۸	۰/۹۰۲	(-۴/۷۳۵ و -۱۴/۳۶)
σ_{β}	۱۴/۳۸	۲۳	(۰/۰۲۱۱۳ و ۸۴/۲۸)
$\tau_{exp, tax}$	۱/۴۴	۳/۵۸	(۰/۰۰۲۷۳۸ و ۱۱/۲۴)

جدول فوق نشان‌دهنده تأثیر منفی میانگین مخارج مالیاتی، μ_{β} ، بر رشد تولید ناخالص ملی سرانه است ($\mu_{\beta} = -0.04$)، سطر پنجم جدول (۳). با این وجود، این تأثیر قابل توجه نیست، یعنی با افزایش یک درصد در مخارج مالیاتی تنها ۰/۰۴ درصد رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. این موضوع می‌تواند به این علت رخ داده باشد که مخارج مالیاتی به نسبت بیشتری شامل جزء فرار مالیاتی است و یا توزیع معافیت‌های مالیاتی به گونه‌ایی که رشد اقتصادی را تحریک کند، نبوده است. به عبارت دیگر، باعث تحریک سرمایه‌گذاری خارجی و یا داخلی

نشده‌است. مخارج مالیاتی همچنین تأثیر هر سال بر رشد اقتصادی در سال‌های مختلف متفاوت بوده و بیشترین تأثیر را بر رشد در سال ۱۳۸۹ داشته است (ضریب β_{1389} از آنجاکه فاصله اعتبار این ضریب شامل صفر نمی‌باشد، اما باقی ضرایب شامل صفر هستند. به عبارت دیگر، حرکت مقدار عددی فاصله اعتبار در سطح ۹۵٪ طبق جدول شماره ۳ از منفی به مثبت می‌باشد، یعنی از نقطه صفر می‌گذرد، لذا معنی‌دار نمی‌باشد. فقط اثر ضریب سال ۱۳۸۹ معنی‌دار تلقی می‌شود و باقی ضرایب اثرگذاری برابر با صفر دارند). در نمودار ۴ نیز توزیع پسین ضرایب یا پارامترهای جدول ۳ نشان داده شده است.

نمودار (۵) - توزیع پسین ضرایب بتا در مدل ضرایب تصادفی



۵- خلاصه و نتیجه‌گیری

با اینکه درآمدهای نفتی بخش مهمی از بودجه کشور را در جهت تأمین مالی برنامه‌های توسعه برای اجرای طرح‌های زیربنایی تشکیل داده است، ولی فشارهای سیاسی، تحولات منطقه و تحریم‌های شدید نفتی باعث کاهش قیمت نفت طی سال‌های اخیر شده است. لذا این مهم بر برنامه‌ریزی‌های اقتصاد متکی به نفت ما صدمه وارد کرده است. بنابراین لازم است علی‌رغم دریافت دلارهای نفتی، نگران قیمت و تحولات بازار نفت نیز باشیم. وجود این نوسانات در درآمدهای نفتی، کشور را ملزم به دستیابی منبع درآمدی دیگری کرده است که به دوراز تکانه‌های خارجی بوده و بیشتر از طریق منابع داخلی تأمین می‌شود. یکی از مهم‌ترین این منابع مالی، مالیات‌ها هستند. از طرفی بنابر دلایلی، دولت قادر به وصول تمام درآمدهای مالیاتی نیست. بخشی از درآمدهای مالیاتی به علت وجود معافیت‌ها، امتیازات و سیاست‌های تشویقی قابل وصول نبوده و به عبارتی به‌عنوان درآمد مالیاتی از دست‌رفته یا مخارج مالیاتی شناخته می‌شوند. بخش دیگری از مالیات‌ها به دلیل فرار مالیاتی جزء مخارج مالیاتی منظور می‌گردد. در مطالعه انجام شده با استناد به مطالعه موسوی جهرمی و همکاران (۱۳۹۳) که مخارج مالیاتی ایران برای دوره زمانی ۹۱-۱۳۸۸ را بر اساس ارزش افزوده محاسبه کرده‌اند، با روش شبیه‌سازی بیزی توزیع مولد این داده‌ها براساس فرض توزیع نرمال در دو حالت وجود همسانی واریانس و ناهمسانی واریانس توزیع

داده‌ها در طول زمان بدست آورده شد. به منظور بررسی انتقال توزیع در طول زمان از روش آنالیز واریانس بیزی یک طرفه استفاده شد و نهایتاً اثر درآمدهای مالیاتی از دست‌رفته بر رشد اقتصادی با استفاده از روش ضرایب تصادفی مورد تحلیل قرار گرفت. نتایج این مطالعه نشان داد که در دوره مورد بررسی تغییرات مخارج مالیاتی روند کاهشی داشته و در هر سال میانگین پسین این تغییر تصادفی بوده است. همچنین تأثیر مخارج هر سال بر رشد در سال‌های مختلف متفاوت بوده، اما میانگین اثر مخارج مالیاتی بر رشد اقتصادی ناچیز بوده (۰/۰۴۶- درصد) و بیشترین اثرگذاری بر کاهش رشد اقتصادی مربوط به سال ۱۳۸۹ بوده است. بر این اساس پیشنهاد می‌گردد که با محاسبه میزان مخارج مالیاتی به عنوان مالیات از دست رفته (چه قانونی و از لحاظ وجود امتیازات مالیاتی چه غیرقانونی از طریق فرار مالیاتی) و اطلاع رسانی آن به مردم که کاهش درآمدهای مالیاتی چه اثراتی می‌تواند بر وضعیت زندگی مردم داشته باشد، شفافیت و ترویج فرهنگ پرداخت مالیات را ترویج نماییم.

فهرست منابع

۱. ابونوری، عباسعلی، زیوری مسعود، سمیه (۱۳۹۳). تأثیر درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد (ایران و کشورهای منتخب OECD). پژوهشنامه مالیات، شماره ۲۴ (مسلسل ۷۲)، ۶۳-۸۵.
۲. تار، فتح اله و ستاری، رسول (۱۳۸۴). تأثیر مخارج دولت و مالیات‌ها بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۱۶، ۱۵۳-۱۸۲.
۳. رجبی، مصطفی، ابن ابراهیم خواجهی، مریم السادات، میر محمدصادقی، جواد (۱۳۹۰). تحلیل اثر نرخ‌های مالیاتی بر رشد اقتصادی ایران، کنفرانس بین‌المللی جهاد اقتصادی، دانشگاه باهنر کرمان.
۴. رضایی، محمد قاسم، سبزو، محبوبه، رضایی پور، محمد (۱۳۹۲). آزمون اثرات مشوق‌های مالیاتی (شواهدی در ایجاد رقابت مالیاتی، جذب سرمایه‌گذاری و افزایش رشد اقتصادی)، پژوهشنامه اقتصادی، سال سیزدهم، شماره ۵۱، ۱۶۳-۱۸۷.
۵. شفیعی، افسانه، برومند، شهرروز، تشکینی، احمد (۱۳۸۵). آزمون تأثیرگذاری سیاست مالی بر رشد اقتصادی، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۲۳، ۸۱-۱۱۲.
۶. صمدی، علی حسین، تابنده، رضیه (۱۳۹۲). فرار مالیاتی در ایران (بررسی علل و آثار و برآورد میزان آن)، پژوهشنامه مالیات، شماره ۱۹، مسلسل ۶۷، ۷۷-۱۰۶.
۷. مانی، کامران، پژویان، جمشید، محمدی، تیمور (۱۳۹۰). بررسی تأثیر مالیات‌ها بر رابطه بازارهای مالی و رشد اقتصادی، پژوهشنامه اقتصادی، سال یازدهم، شماره سوم، ۱۳-۳۷.
۸. مکیان، سید نظام الدین، رستمی، مجتبی (۱۳۹۷). اثر نامتجانس متغیر توضیحی بر وابسته رویکرد سلسله مراتبی پانل بیزین-پواسن (مورد: بیکاری بر جرم)، مجله علمی-پژوهشی پژوهش‌های اقتصادی ایران، دانشگاه علامه طباطبائی.
۹. مکیان، سید نظام الدین، رستمی، مجتبی (۱۳۹۷). اقتصاد سنجی پیشرفته، تهران، نشر نور علم.
۱۰. موسوی جهرمی، یگانه، عبدی، محمدرضا، غلامی، الهام (۱۳۹۳). محاسبه مخارج مالیاتی سیستم مالیات بر ارزش افزوده ایران، پژوهشنامه مالیات، شماره ۲۵، مسلسل ۷۳، ۴۵-۶۹.
11. Bratić, Vjekoslav (2006). Tax Expenditures: A Theoretical Review, Financial Theory and Practice, Vol. 30, No.2, PP:113-127.
12. George E.P. Box, George C. Tiao, (1973). Bayesian Inference in Statistical Analysis, John Wiley & Sons.
13. Greenberg, Edward, (2008). Introduction to Bayesian Econometrics, Cambridge University Press.

14. Johansson. A, Heady. C, Arnold. J, Brys. B, Vartia. L (2008). Tax and Economic Growth, Organization de Coopération ET de Développement Économiques ECO/WKP (2008), 28.
15. Oner, Engin (2011). Tax Expenditure and the Situation in Turkey, International Journal of Business and Social Science, Vol 2, No. 23.
16. Saeedi kia, A. Mousavi, Z (2015). The Evaluation of the Impact of Income tax on Economic Growth and Development in the Islamic Republic of Iran During 1971-2006, WALIA Journal, 31(S4): 40-43.
17. Schick, Allen (2007). Off-Budget Expenditure: An Economic and Political Framework, OECD Journal on Budgeting, Vol. 7, No. 3, OECD, Paris.
18. Tanzi (1986). Fiscal Policy Effects on Long Run Growth. Journal of A.E.R., No.47, Vol.1.
19. William G. Gale, Andrew A. Samwick. (2014). Effects of Income Tax Changes on Economic Growth, Economic Studies at Brookings, September.
20. Zee, H. H., J. G., Stotsky, and E. Ley (2002). Tax Incentives for Business Investment: A Primer for Policy Makers in Developing Countries, World Development , Vol. 30(9).