

اثرات لافری نرخ کسور^۱: مطالعه موردی سازمان تأمین اجتماعی ایران

نرگس اکبرپور روشن^۲

میلاد شهرازی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۴/۵

تاریخ ارسال: ۱۳۹۶/۵/۵

چکیده

منحنی لافر ارتباط سهمی بین درآمدهای مالیاتی و نرخ مالیات را نشان می‌دهد و آن نرخ مالیاتی که حد اکثر درآمد مالیاتی را برای دولت به همراه دارد، تعیین می‌کند. هدف از مقاله حاضر، آزمون این موضوع است که آیا چنین رابطه‌ای بین درآمدهای حاصل از کسورات و نرخ کسور در سازمان تأمین اجتماعی وجود دارد یا خیر و در صورت وجود این رابطه، چه نرخ کسوری حد اکثر درآمد حاصل از کسورات را برای این سازمان ایجاد خواهد کرد؟ برای این منظور، از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی^۴ (ARDL) استفاده شده است. نتایج برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۸ نشان می‌دهد که اثر نرخ مؤثر کسور بر درآمد کسورات سازمان تأمین اجتماعی به صورت U معکوس است، بنابراین، وجود اثرات لافری این نرخ بر درآمد کسورات سازمان تأیید می‌شود. به علاوه، زمانی که نرخ مؤثر کسور برابر با ۲۰/۳۴ درصد است، درآمد حاصل از کسورات سازمان به حد اکثر می‌رسد.

واژگان کلیدی: نرخ کسور، درآمد حاصل از کسورات، سازمان تأمین اجتماعی، منحنی لافر.

طبقه‌بندی JEL: H2, G22, H55

۱- با توجه به اینکه سازمان تأمین اجتماعی یک سازمان بیمه‌گر اجتماعی است، از واژه «کسور» به جای «حق بیمه» استفاده شده است.

۲- دکترای اقتصاد، مدیر گروه بیمه‌های اجتماعی و محاسبات، مؤسسه عالی پژوهش تأمین اجتماعی، پست الکترونیکی: akbarpur.n@ssar.ir

۳- دکترای اقتصاد، مدرس مؤسسه آموزش عالی حکیم جرجانی گرگان (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: milad.shahrazi@gmail.com

4- Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

۱- مقدمه

رفاه اجتماعی، به عنوان یک عمل سازمان یافته، به مجموعه‌ای از فعالیت‌ها اطلاق می‌شود که به توانمند کردن افراد، خانواده‌ها، گروه‌ها و اجتماعات برای مواجهه با مشکلات و مسایل اجتماعی ناشی از تغییر شرایط اختصاص می‌یابند (سازمان ملل، ۱۹۶۷). در واقع، رفاه اجتماعی به تمام فعالیت‌های سازمان یافته نهادهای دولتی یا داوطلبانه اشاره دارد که به دنبال رفع، کاهش یا ارایه راه حل برای مسایل شناخته شده اجتماعی هستند یا خوشی و بهزیستی افاد، گروه‌ها یا جوامع را افزایش می‌دهند (دانشنامه کار اجتماعی، ۱۹۷۱).

یکی از مفاهیمی که در بسیاری از موارد در کنار رفاه اجتماعی مورد اشاره قرار می‌گیرد، تأمین اجتماعی است. تأمین اجتماعی تعاریف بسیاری دارد، اما در مقاوله‌نامه شماره ۱۰۲ سازمان بین‌المللی کار به این صورت تعریف شده است: «تأمین اجتماعی به منزله حمایتی است که جامعه در قبال پریشانی‌های اجتماعی و اقتصادی پدیدآمده به واسطه قطع یا کاهش شدید درآمد افراد بر اثر بیکاری، بیماری، بارداری، از کارافتادگی، سالمندی، فوت و همچین افزایش هزینه‌های درمان و نگهداری خانوار (عائله‌مندی) به اعضای خود ارایه می‌دهد». به این ترتیب، می‌توان تأمین اجتماعی را شامل دو بعد اصلی دانست: «تأمین درآمد» و «دسترسی به مراقبت درمانی» (سازمان بین‌المللی کار، ۲۰۱۴).

به موجبِ اصل بیست و نهم قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران، تأمین اجتماعی محدود به اموری مانند بازنشستگی، سالمندی، از کارافتادگی، بی‌سرپرستی، در راه‌ماندگی، بیکاری، حوادث و سوانح، بهداشت و درمان است که به دو صورت مشارکتی (اغلب در قالب ساختارهای بیمه‌ای) و غیرمشارکتی (غیربیمه‌ای) ارایه می‌شود. همچنین بر مبنای ماده ۲ قانون ساختار نظام جامع رفاه و تأمین اجتماعی، نظام جامع تأمین اجتماعی کشور شامل سه حوزه بیمه‌ای، حمایتی و توانبخشی و امدادی است.

سازمان تأمین اجتماعی یکی از مهم‌ترین نهادها در حوزه بیمه‌ای کشور است که به واسطه پوشش تقریباً ۱۳/۷۸ میلیون بیمه‌شده اصلی و ۳/۲۴ میلیون مستمری بگیر، در مجموع، حدود ۴۱/۴ میلیون نفر (با احتساب افراد تبعی) را در سال ۱۳۹۵ تحت حمایت خود قرار داده است

(سالنامه آماری سازمان تأمین اجتماعی، ۱۳۹۵) و سهمی بالغ بر ۷۶ درصد از کل جمعیت بیمه‌شده و مستمری بگیر اصلی کل کشور را در اختیار دارد (مؤسسه عالی پژوهش تأمین اجتماعی، ۱۳۹۵). بررسی آماری منابع و مصارف سازمان تأمین اجتماعی حاکی از آن است که با فرض وصول درآمدهای تعهدی، این سازمان در حال حاضر کسری منابع ندارد. با این حال، بررسی روند نسبت مصارف به درآمد نقدي سازمان نشان می‌دهد که این نسبت - که در سال ۱۳۸۳ کمتر از یک بوده است - با یک روند افزایشی طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ از رقم یک فراتر رفته که به معنای مواجهه سازمان با کسری نقدي است. این نسبت در سال ۱۳۹۱ به دلیل رشد ۴۰/۷ درصدی درآمدهای نقدي (ناشی از وصول بخشی از مطالبات دولت به صورت نقدي)، به طور موقتی، به عددی کمتر از یک تنزل یافت، اما دوباره در سال ۱۳۹۲ به آهنگ قبلی بازگشت و این روند تاکنون تداوم یافته است.

از آنجا که درآمد حاصل از کسورات مهم‌ترین منبع درآمد سازمان تأمین اجتماعی است^۱، جست‌وجوی راه‌هایی برای افزایش آن می‌تواند در شرایط کنونی که سازمان دارای کسری نقدينگی است، یاریگر باشد. یکی از گزینه‌هایی که در وله اول به ذهن می‌رسد، افزایش نرخ کسور به منظور افزایش درآمد حاصل از کسورات است، اما نظر به اینکه نرخ کنونی کسورات تأمین اجتماعی بدون احتساب سهم دولت ۲۷ درصد بیمه‌شده و ۲۰ درصد کارفرما است، به نظر نمی‌رسد امکان چندانی برای این کار وجود داشته باشد. با این حال، براساس نظریات اقتصادی می‌توان شرایطی را در نظر گرفت که از مسیری معکوس درآمد حاصل از کسورات افزایش یابد. به طور مشخص، در این چهارچوب بحث می‌شود که تغییر نرخ کسورات دو اثر را در پی دارد که در خلاف جهت یکدیگرند و بنابراین، برآیند آنها معین نیست. براساس این، چه بسا کاهش نرخ کسورات از طریق بهبود فضای کسب و کار و افزایش اشتغال به پایه کسورات بزرگ‌تری برای اخذ درآمد منجر شود و از این‌رو، درآمدهای سازمان را با افزایش مواجه کند. این اثرات را می‌توان در قالب نظریه لافر مورد بررسی قرار داد که موضوع این مقاله است. به بیانی دقیق، در این مطالعه بررسی

۱- با احتساب منابع تعهدی، حدود ۹۴ درصد درآمد سازمان را درآمد حاصل از کسورات تشکیل می‌دهد.

می شود که آیا بین نرخ کسوز و درآمد ناشی از کسوزات رابطه لافری وجود دارد؟ یعنی رابطه بین این دو متغیر به شکل U معکوس است؟ در صورتی که پاسخ به این پرسش مثبت باشد، در چهارچوب مدل چه نرخی حداکثر درآمد کسوزات را برای سازمان به همراه دارد؟ بنابراین، نتایج این مطالعه می تواند نرخ بهینه کسوزات را که به حداکثر درآمد برای سازمان تأمین اجتماعی منجر می شود، تعیین کند.

مقاله حاضر در پنج بخش ساماندهی شده است؛ پس از مقدمه، در بخش دوم؛ ادبیات نظری و تجربی موضوع مرور می شود. در بخش سوم، روش مطالعه و در بخش چهارم، یافته های پژوهش تشریح می شود و در نهایت، بخش پنجم به جمع بندی و ارایه پیشنهادها اختصاص دارد.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

۱-۱- مبانی نظری

منحنی لافر^۱ ارتباط بین نرخ مالیات و درآمد مالیاتی را نشان می دهد. این منحنی که - منسوب به آرتور لافر^۲، اقتصاددان آمریکایی است - برای نخستین بار در وانیسکی^۳ (۱۹۷۸)، معرفی شد. البته، سابقه بررسی این موضوع بسیار زیاد و مربوط به سال های بسیار دور است، به طوری که بیانی از مفهوم منحنی لافر را می توان در کتاب «مقدمه» ابن خلدون که در قرن چهاردهم به نگارش درآمده است، مشاهده کرد (لافر، ۲۰۰۴). ایده اصلی پشتونه منحنی لافر این است که تغییر نرخ مالیات دو نوع اثر بر درآمدهای مالیاتی دارد: اثر محاسباتی^۴ و اثر اقتصادی. اثر محاسباتی به این معناست که وقتی نرخ مالیات کاهش می یابد، درآمد مالیاتی به نسبت کاهش نرخ مالیات با کاهش مواجه می شود. برای افزایش نرخ مالیات عکس این حالت وجود دارد. اثر اقتصادی کاهش نرخ مالیات مربوط به تأثیر مثبتی است که کاهش نرخ مالیات از طریق افزایش انگیزه فعالیت بر کار، تولید، اشتغال و ازاین رو، پایه مالیاتی دارد،

1- Laffer Curve

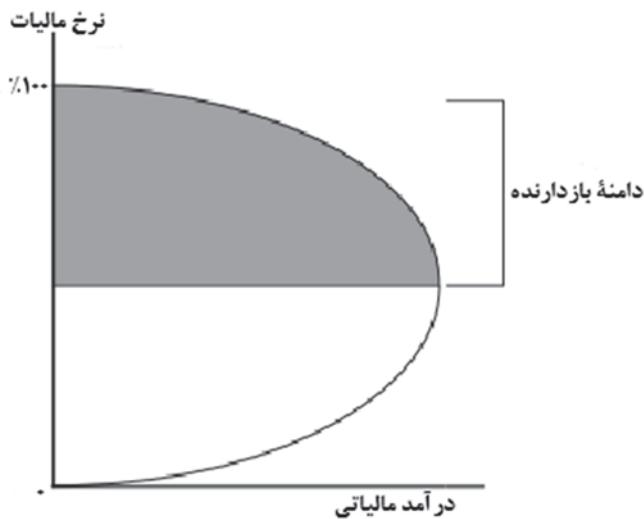
2- Arthur Laffer

3- Wanniski

4- Arithmetic Effect

اما افزایش نرخ مالیات از طریق پرهزینه‌تر کردن مشارکت در فعالیت‌های رسمی تأثیر اقتصادی متضادی دارد. اثر محاسباتی همیشه در جهت مخالف اثر اقتصادی کار می‌کند و ازین‌رو، برآیند این دو اثر مشخص نیست (همان منبع). در نمودار شماره ۱، منحنی لافر به نمایش گذاشته شده است. وقتی نرخ مالیات صفر است، دولت مالیات جمع‌آوری نمی‌کند و بنابراین، درآمد مالیاتی صفر است. به همین شکل، وقتی نرخ مالیات ۱۰۰ درصد است، هیچ‌کس حاضر نیست در بخش رسمی فعالیت کند، زیرا درآمد قابل تصرف در این حالت صفر خواهد بود و در نتیجه، باز هم درآمد مالیاتی دولت صفر است. نرخ‌های مالیات بین این دو حد مقادیری از درآمد مالیاتی را برای دولت به همراه دارند. در ابتدا، با افزایش نرخ مالیات، درآمد مالیاتی افزایش می‌یابد، در یک نرخ به سطح حداکثر می‌رسد و پس از آن، با افزایش نرخ مالیات درآمد مالیاتی دولت رو به کاهش می‌گذارد. بدین ترتیب، برای دستیابی به هر سطحی از درآمد مالیاتی دو گزینه وجود دارد: نرخ مالیات بالا برپایه مالیاتی کوچک و نرخ مالیات کم برپایه مالیاتی بزرگ.

اگر نرخ مالیات کنونی بسیار زیاد و در دامنه بازدارنده قرار داشته باشد، کاهش نرخ مالیات به افزایش درآمد مالیاتی منجر می‌شود، زیرا اثر اقتصادی کاهش نرخ مالیات در این حالت از اثر محاسباتی بیشتر است. از آنجا که درآمد مالیاتی در بودجه دولت منعکس می‌شود، علاوه بر دو اثر پیش‌گفته، یک اثر مخارج هم بر درآمدها وجود خواهد داشت، از آنجا که کاهش نرخ مالیات سبب افزایش انگیزه برای تولید و استغال می‌شود، کاهش مخارج مساعدتی دولت محتمل است و ازین‌رو، کاهش نرخ مالیات به توازن بودجه دولت کمک خواهد کرد (لافر، ۲۰۰۴).



نمودار ۱- منحنی لافر

از آنجا که نرخ کسورات بر حقوق و دستمزد افراد وضع می‌شود، در ماهیت نوعی مالیات به شمار می‌آید که اثراتی کما کان مشابه با نرخ مالیات بر حقوق و دستمزد برجای می‌گذارد. به همین دلیل، می‌توان تحلیل پیش‌گفته را به نرخ کسورات تأمین اجتماعی نیز تعمیم داد. در این چهارچوب، تغییر نرخ کسورات بر درآمدهای ناشی از کسورات دو اثر متضاد محاسباتی و اقتصادی را برجای می‌گذارد. اگر نرخ کسورات به طور نامتناسبی زیاد باشد، اثر اقتصادی باعث می‌شود هزینه‌های استخدام نیروی کار برای کارفرمایان بهشت افزایش یابد و همین موضوع، به عنوان یک مانع کسب و کار، انگیزه را برای تولید کاهش می‌دهد. به این ترتیب، نرخ‌های غیرمنطقی و بالای کسورات تأثیر نامطلوبی بر اشتغال و رشد تولید خواهند داشت که ممکن است درآمد حاصل از کسورات را هم تحت تأثیر منفی قرار دهد.

برای درک بهتر مفهوم منحنی لافر در مورد کسورات تأمین اجتماعی، می‌توان به رابطه درآمد حاصل از کسورات رجوع کرد. درآمد حاصل از کسورات از حاصل ضرب نرخ کسور در پایه کسورات به دست می‌آید. بنابراین، درصد تغییرات درآمدهای حاصل از کسورات معادل مجموع درصد تغییرات نرخ کسور و پایه کسورات است. هنگامی که نرخ کسورات افزایش

می‌باید، در وهله اول، درآمد سازمان، متأثر از این تغییر، افزایش می‌باید (اثر محاسباتی). تغییر نرخ کسورات، در وهله بعدی، واکنش رفتاری خانوارها و بنگاهها را در پی دارد. گیرتز^۱ (۲۰۰۸)، روش‌های مختلفی را که افراد نسبت به تغییر نرخ مالیات واکنش نشان می‌دهند، بیان کرده که قابل تعیین به نرخ کسورات هم است. به عقیده وی، افراد به طور عمده به چهار شکل در مقابل افزایش نرخ مالیات واکنش نشان می‌دهند که عبارت‌اند از:

- ۱- تغییر تصمیم‌گیری بهینه افراد و بنگاه‌ها (برای مثال، تغییر ساعت اختصاص یافته به مصرف و فراغت و از این‌رو، تغییر عرضه نیروی کار و همچنین تغییر رفتار بنگاه برای استخدام نیروی کار).
 - ۲- تغییر زمان‌بندی دریافت درآمد (برای مثال، دریافت درآمد قبل از افزایش برنامه‌ریزی شده نرخ مالیات).
 - ۳- فرار مالیاتی^۲ (استفاده از روش‌های غیرقانونی برای نپرداختن یا فعالیت در بخش غیررسمی).
 - ۴- اجتناب مالیاتی^۳ (استفاده از مفرهای قانونی برای کاهش مالیات پرداختی).
- واکنش‌های رفتاری عوامل اقتصادی سبب می‌شوند که پایه مالیاتی تحت تأثیر قرار گیرد؛ برای مثال، افزایش نرخ مالیات بر دستمزد درآمد قابل تصرف را کاهش می‌دهد و مصرف را به طور نسبی گران‌تر می‌سازد و از این‌رو، با تغییر نرخ نهایی جانشینی بین مصرف و فراغت در زمان حال، فراغت افزایش و مصرف کاهش می‌باید که این، به معنای کاهش ساعت کار و پایه مالیات بر دستمزد است. چنین تحلیلی با استفاده از تئوری‌های اقتصاد خرد برای دیگر انواع مالیات (از جمله نرخ کسورات تأمین اجتماعی) هم متصور است (کازمن، ۱۴۰۵^۴).

1- Giertz

2- Tax Evasion

3- Tax Avoidance

4- Kazman

۵- افزایش نرخ مالیات بر عایدی سرمایه درآمد قابل تصرف ناشی از سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد و بدین ترتیب، مصرف در زمان حال منطقی‌تر از مصرف در زمان آینده خواهد شد. افزایش مصرف در زمان حال به معنای کاهش پس‌انداز و از این‌رو، کاهش پایه مالیات بر عایدی سرمایه است.

واکنش‌های رفتاری نسبت به تغییر نرخ کسورات به نظام بیمه‌ای و سیاست‌های اجرایی دولت، دوره مورد توجه، سهولت پیوستن به فعالیت‌های غیررسمی، نرخ کسورات کنونی، حکمرانی قانون و تمایلات عوامل تولید بستگی دارد (لافر، ۲۰۰۴). بسته به شدت واکنش‌های عوامل اقتصادی نسبت به افزایش نرخ کسورات، درآمد حاصل از کسورات افزایش یا کاهش خواهد یافت. هرگاه درصد افزایش نرخ کسورات از درصد کاهش پایه کسورات بیشتر باشد، افزایش نرخ کسور باعث افزایش درآمد سازمان می‌شود (قبل از نقطه اوج در منحنی لافر) و هرگاه درصد کاهش پایه کسورات بیشتر از درصد افزایش نرخ کسور باشد، افزایش نرخ کسور به کاهش درآمد سازمان منجر می‌شود (دامنه بازدارنده). این نکته درخور تأمل است که براساس نتایج برخی مطالعات، افراد با درآمد بالاتر واکنش‌های قوی‌تری نسبت به تغییرات نرخ‌های مالیات دارند (فلدشتیان^۱ ۱۹۹۵) و سائز^۲ (۲۰۰۴). این مطالعات ممکن است دلالت بر این موضوع داشته باشند که در هنگام بررسی واکنش‌های رفتاری نسبت به تغییر نرخ کسورات هم باید بر این افراد تمرکز شود.

۲-۲- شواهد تجربی

مطالعات نسبتاً زیادی در جهان برای بررسی اثرات لافری انواع نرخ‌های مالیات انجام شده که نتایج متفاوت و گاه متضادی را در پی داشته است. فلدشتیان (۱۹۹۵)، با استفاده از داده‌های گروههای مؤدیان طی دوره ۱۹۸۵-۱۹۸۸ کشش درآمد قابل تصرف نسبت به نرخ مالیات را بین ۱/۰۴ و ۳/۰۵ برآورد کرد که کشش بالاتر مربوط به مؤدیان دهک بالای درآمدی است. نتایج این مطالعه نشان داد که ایالات متحده آمریکا طی دوره مورد بررسی در دامنه بازدارنده منحنی لافر قرار داشته است. با این حال، گولسی^۳ (۱۹۹۹)، با استفاده از داده‌های گروههای مؤدیان طی دوره‌های ۱۹۲۶-۱۹۲۲، ۱۹۳۸-۱۹۳۱، ۱۹۵۲-۱۹۴۸ و ۱۹۶۲-۱۹۶۶ کشش درآمد قابل تصرف نسبت به نرخ مالیات را بین صفر تا ۷/۰ برآورد کرد. از آنجا که کشش برآورده در این مطالعه کمتر از یک بوده است، نتایج این مطالعه وجود

1- Feldstein

2- Saez

3- Goolsbee

اثرات لافری را طی دوره مورد بررسی تأیید نمی‌کند. مطالعه سائز (۲۰۰۴)، هم نتایجی مشابه با مطالعه گولسی (۱۹۹۹)، به همراه داشته است. همچنین کازمن (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای به بررسی تئوری منحنی لافر در ایالات متحده آمریکا طی دوره ۱۹۵۸–۲۰۰۹ پرداخت. نتایج این مطالعه هم شواهدی در تأیید تئوری لافر در آمریکا به دست نداد؛ به استناد نتایج، افزایش یک درصدی نرخ مالیات، درآمد مالیاتی را بیش از یک درصد افزایش می‌دهد و بنابراین، افزایش نرخ مالیات سبب افزایش درآمد مالیاتی می‌شود.

منطق لافر را می‌توان در مورد بسیاری از موضوع‌های دیگر به کار برد؛ برای نمونه، بینای^۱ (۲۰۱۵)، با استفاده از منطق منحنی لافر به تحلیل اثر نرخ کسورات بر درآمد حاصل از کسورات در سازمان تأمین اجتماعی ترکیه پرداخته است. محقق برای این منظور، از داده‌های ماهانه طی اکتبر ۲۰۰۸ تا دسامبر ۲۰۱۲ استفاده کرد. نتایج این مطالعه نشان داد که بین درآمد حاصل از کسورات و نرخ کسورات ارتباط سهمی لافری وجود دارد. در این تحقیق، نرخ کسور حداکثر کننده درآمد کسورات سازمان تأمین اجتماعی ترکیه $\frac{36}{9}$ درصد برآورد شد. در حیطه جست‌وجوی صورت گرفته توسط نویسنده‌گان، مطالعه دیگری با این رویکرد یافت نشده است که به ارزیابی اثرات لافری نرخ کسور در یک سازمان بیمه‌گر اجتماعی بپردازد. با وجود این، در کشورهایی که کسورات همراه با مالیات‌ها توسط دولت گردآوری می‌شوند، می‌توان مطالعاتی را یافت که این اثرات را در قالب درآمدهای دولت مورد بررسی قرار داده‌اند. از آن جمله می‌توان به مطالعه پادورین^۲ (۲۰۱۵)، اشاره کرد. این محقق با بررسی اثرات لافری انواع مختلف مالیات‌ها در رومانی طی دوره ۱۹۹۰–۲۰۱۲ به این نتیجه رسید که تنها ردیفی از درآمدهای بودجه‌ای دولت که منحنی لافر در آن تأیید می‌شود درآمدهای حاصل از نرخ کسورات تأمین اجتماعی است و برای سایر اقلام مانند کل درآمدهای مالیاتی، مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم (کل و به تفکیک) وجود چنین رابطه‌ای تأیید نمی‌شود.

در ایران هم مطالعات زیادی برای بررسی تئوری لافر انجام شده است. برخی از مطالعات

1- Binay

2- Padurean

اثرات لافری انواع نرخ‌های مالیات را بررسی کردند (برای مثال، روستایی (۱۳۸۳)، هژبرکیانی و همکاران (۱۳۸۸)، کاید (۱۳۹۲) و صداقت کالمرزی و موسوی (۲۰۱۴)) و برخی تئوری لافر را در خصوص موضوع‌های مشابه و مرتبط (مانند مالیات تورمی و ظرفیت مالی) به بحث گذاشته‌اند (برای مثال، موسوی محسنی و نوروزی (۱۳۹۰) و عباسیان و فشی (۱۳۹۴)).

روستایی (۱۳۸۳)، به بررسی و آزمون منحنی لافر در نظام مالیاتی ایران پرداخت و این بررسی را برای مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها و مالیات بر مصرف انجام داد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که مالیات بر درآمد و مالیات بر شرکت‌ها از منحنی لافر تعیت می‌کنند، اما مالیات بر مصرف از این نظریه پیروی نمی‌کند. هژبرکیانی و همکاران (۱۳۸۸)، نرخ بهینه مالیات بر درآمد اشخاص حقیقی و حقوقی را با استفاده از مدل دایموند (۱۹۹۸)، برآورد کردند. این محققان، بهمنظور در نظر گرفتن عادلانه بودن توزیع درآمد، داده‌های آماری را برحسب دهک‌های درآمدی طبقه‌بندی و ضریب جینی را به عنوان شاخصی از پراکندگی توزیع درآمد محاسبه و مدلی که بیشترین کاهش ضریب جینی را در پی داشت انتخاب کردند و در نهایت، با به کارگیری مدل منتخب و در نظر گرفتن سطوح مختلف از کشش عرضه نیروی کار (اشخاص حقیقی) و کشش عرضه خدمت (اشخاص حقوقی) نرخ‌های بهینه را محاسبه کردند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که در نظام مالیاتی ایران، به کارگیری نرخ‌های جدید، علاوه بر اینکه توزیع درآمد را بهبود می‌بخشد، درآمد مالیاتی دولت را بیش از ۱/۵ برابر افزایش می‌دهد. همچنین نرخ‌های بهدست آمده براساس شکل تعمیم‌یافته‌ای از منحنی لافر قابل توجیه و تفسیر هستند. کاید (۱۳۹۲)، از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به بررسی منحنی لافر در نظام مالیاتی ایران پرداخت. وی، برای این منظور، سه مدل را برای درآمدهای مالیاتی ایران در بازه زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۰ برآورد کرد. نتایج این مطالعه بیان کننده آن است که افزایش نرخ مالیات تأثیر مثبتی بر کل درآمدهای مالیاتی و درآمدهای مالیاتی مستقیم دارد، اما در مورد درآمدهای مالیاتی غیرمستقیم این رابطه مشاهده نمی‌شود. صداقت کالمرزی و موسوی (۲۰۱۴)، با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای به برآورد منحنی لافر در اقتصاد ایران پرداختند. نتایج برآورد در این مطالعه نشان داد تا زمانی که نرخ مالیات

کم است (نرخ مالیات کمتر از ۰/۰۸۴۸)، نرخ مالیات و درآمدهای مالیاتی ارتباط مثبت و معناداری با یکدیگر دارند، اما زمانی که نرخ مالیات زیاد است (نرخ مالیات بیشتر از ۰/۰۸۴۸)، ارتباط بین نرخ مالیات و درآمدهای مالیاتی به طور معناداری منفی می‌شود.

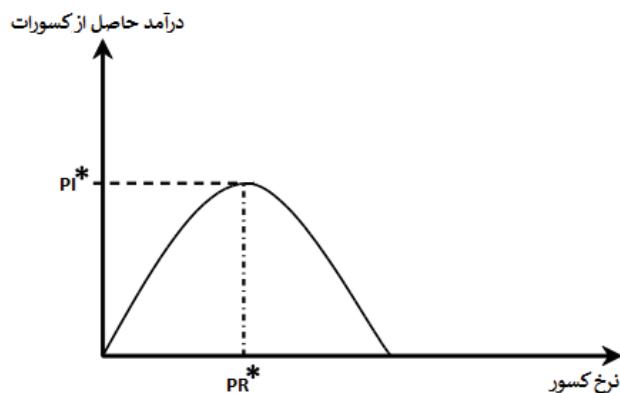
موسوی محسنی و نوروزی (۱۳۹۰)، سطوح لافر مربوط به مالیات تورمی یکنواخت را در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۴۰ برآورد کردند. نتایج این تحقیق نشان داد که تغییرات مالیات تورمی نسبت به تورم در ایران مثبت است، یعنی ایران در ناحیه اول منحنی لافر عمل می‌کند. عباسیان و فشی (۱۳۹۴)، در بررسی رهیافتی برای رهایی از بودجه نفتی و متکی نبودن به درآمدهای حاصل از منابع طبیعی، با مدل‌سازی منحنی لافر ظرفیت مالی را معرفی و برآورد کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که ظرفیت مالی بهینه با توجه به نسبت‌های مالی کشور بیش از مقدار موجود است و با وجود چنین منبع وسیع درآمدی نباید تنها به درآمدهای نفتی بسته کرد. در حیطه دانش نویسنده‌گان، تاکنون مطالعه‌ای با موضوع بررسی اثرات لافری نرخ کسورات سازمان تأمین اجتماعی در کشور انجام نشده است. با این حال، می‌توان مطالعات محدودی را یافت که به بررسی عوامل مؤثر بر درآمد سازمان پرداخته‌اند؛ برای مثال، عبدالی (۱۳۸۴)، به کارگیری مدل تعديل جزیی، به بررسی آثار متغیرهای اقتصادی، جمعیتی و بیمه‌ای بر درآمدهای هدف‌گذاری شده سازمان تأمین اجتماعی طی دوره ۱۳۸۰-۱۳۴۰ پرداخت. براساس یافته‌های این پژوهش، عوامل مختلف سازمانی و نهادی، بوروکراسی، هزینه‌های تغییر و پافشاری بر عادات رسیدن به درآمد مطلوب را با کندی و تأخیر مواجه می‌سازند. کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهند عواملی مانند سطح حداقل دستمزدها، نرخ‌های کسورات و تعداد بیمه‌شدگان اثر قابل توجهی در سرعت حصول به درآمد مطلوب دارند.

۳- روش پژوهش

۳-۱- الگوی برآورده

هدف از این مطالعه، بررسی اثرات لافری نرخ کسور در سازمان تأمین اجتماعی است. به بیانی دقیق، این مطالعه در پی بررسی این موضوع است که آیا افزایش نرخ کسور اثراتی لافری مانند

نمودار شماره ۲، بر درآمدهای حاصل از کسورات سازمان دارد؟ همان‌گونه که در نمودار شماره ۲، مشاهده می‌شود، در منحنی لافر مورد بررسی این مطالعه، درآمد حاصل از کسورات (PI) جایگزین درآمد مالیاتی و نرخ کسورات (PR) جایگزین نرخ مالیات می‌شود.



نمودار ۲- منحنی لافر برای نرخ کسور تأمین اجتماعی

با الهام از بینای (۲۰۱۵)، الگوی پژوهش حاضر برای بررسی چگونگی ارتباط بین متغیرهای نرخ کسور و درآمد حاصل از کسورات طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۸ به شکل زیر است:

$$LPI_t = \beta_1 PR_t + \beta_2 PR_t^2 + \varepsilon_t \quad (1)$$

به طوری که LPI_t لگاریتم درآمد حاصل از کسورات، PR_t نرخ کسور و PR_t^2 مجدول نرخ کسور در دوره زمانی t است. نرخ کسور در این مطالعه به صورت نسبت درآمد حاصل از کسورات به مجموع حقوق بیمه شدگان اصلی (به عنوان پایه کسورات) در سازمان تأمین اجتماعی محاسبه شده است. بنابراین، نرخ مورد استفاده در این رابطه در واقع، نرخ مؤثر کسور تأمین اجتماعی است که در عمل به طور متوسط از بیمه شدگان دریافت می‌شود. اگر در رابطه (۱)، $\beta_1 > 0$ و $\beta_2 < 0$ باشد، آنگاه بین نرخ مؤثر کسور و درآمد حاصل از کسورات رابطه U معکوس از نوع منحنی لافر وجود دارد.

۲-۳- روش برآورده

در این مطالعه، برای بررسی چگونگی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی از روش مبتنی بر الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. در حالت کلی، یک الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\varphi(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k b_i(L, q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \quad (2)$$

به طوری که:

$$\varphi(L, P) = 1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \dots - \varphi_p L^p \quad (3)$$

$$b_i(L, q_i) = b_i + b_{i1}L + \dots + b_{iq}L^q \quad ; \quad i=1, 2, \dots, k \quad (4)$$

در رابطه‌های بالا، L عملگر وقفه، w برداری از متغیرهای ثابت مانند عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی یا روند زمانی، k تعداد متغیرهای توضیحی به کار رفته در مدل، p تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیر وابسته مدل و q_i تعداد وقفه بهینه مربوط به هریک از متغیرهای توضیحی است. مزیت اصلی روش ARDL این است که الگوی مورد بحث می‌تواند به طور همزمان شامل متغیرهای (0) و (1) باشد و دیگر نیازی به انباشته از یک درجه بودن همه متغیرها نیست. بعلاوه، این الگو پویایی‌های کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل به بلندمدت را نیز دربر دارد و به برآورده ضرایب الگو با دقت بیشتری منجر می‌شود. تعداد وقفه‌های بهینه در الگوی ARDL را می‌توان براساس ساختار داده‌ها به کمک یکی از معیارهای آکاییک (AIC)^۱، شوارتز-بیزین (SBC)^۲، حنان-کوین (HQC)^۳ یا \bar{R}^2 ^۴ مشخص کرد.

پس از برآورده مدل پویای کوتاه‌مدت، برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، از آزمون کرانه‌ها^۵، ارایه شده توسط پسران و همکاران^۶ (۲۰۰۱)، استفاده می‌شود.

1- Akaike Information Criterion (AIC)

2- Shwartz Bayesian Criterion (SBC)

3- Hannan-Quninn Criterion (HQC)

4- Bounds Test

5- Pesaran et al.

زمانی که تعداد وقفه‌های مدل معین شده باشد، بررسی رابطه هم جمعی به وسیله روش حداقل مربعات معمولی ممکن می‌شود. مهم‌ترین مزیت آزمون کرانه‌ها نسبت به روش‌های پیشین مانند انگل-گرنجر و یوهانسن این است که در این آزمون بدون توجه به انباشتگی متغیرها از یک درجه (صفر یا یک) به تبیین روابط بلندمدت پرداخته می‌شود.

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، از مدل پویای کوتاه‌مدت برای محاسبه ضرایب بلندمدت استفاده می‌شود. براساس این، ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای توضیحی X از رابطه زیر به دست می‌آیند:

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{b}_i(L, q_i)}{\hat{1 - \phi}(L, p)} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i1} + \dots + \hat{b}_{iq}}{\hat{1 - \phi_1} - \dots - \hat{\phi_p}} \quad (5)$$

آخرین مرحله در روش‌شناسی مدل ARDL تصريح و برآورد الگوی تصحیح خطای ECM^۱ است. این الگو، در واقع، نوعی از مدل‌های تعديل جزیی است که در آن، با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه هم جمعی، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت تعديل برای دستیابی به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه گیری می‌شوند. معادله ۶ فرم ساده‌ای از یک الگوی تصحیح خطای نشان می‌دهد:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

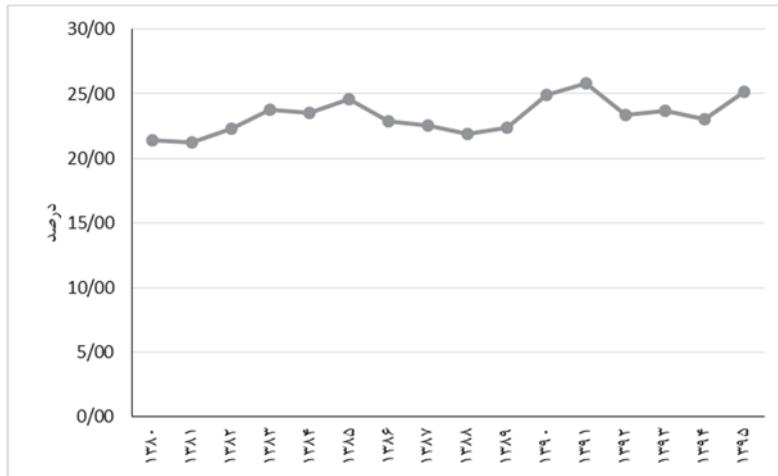
که در آن، \hat{u}_{t-1} خطای برآورده شده در دوره $t-1$ است. در صورتی که ضریب این متغیر با علامت منفی ظاهر شود، نشان‌دهنده سرعت تصحیح خطای میل به تعادل بلندمدت است. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعديل و متغیر به رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود. هرچه این ضریب به -1 نزدیک‌تر باشد، سرعت تعديل بیشتر و دستیابی به تعادل بلندمدت سریع‌تر خواهد بود.

۳-۳- داده‌ها

برای برآورد الگوی تحقیق از داده‌های سازمان تأمین اجتماعی طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۵۸ استفاده شده است. همان‌گونه که بیان شد، متغیرهای این تحقیق درآمد سازمان تأمین

1- Error Correction Model (ECM)

اجتماعی از محل کسورات و نرخ کسور بوده‌اند. برای درآمد حاصل از کسورات از داده‌های حق بیمه‌های وصولی نقدی سازمان و نه درآمد حق بیمه سازمان، در سالنامه‌های آماری سازمان تأمین اجتماعی استفاده شده است، زیرا درآمد حق بیمه سازمان شامل درآمدهای تعهدی هم است که به صورت نقدی وصول نشده‌اند. دولت در مورد بخشی از بیمه‌شدگان نقش کارفرما را ایفا می‌کند، اما سهم کارفرمایی در مورد آنها در عمل دریافت نمی‌شود. این موضوع به همراه معافیت‌ها، بخسودگی‌ها و سازوکارهای گردآوری کسورات منجر به این می‌شود که نرخ مؤثر کسور از نرخ قانونی کسور کمتر باشد. برای لحاظ این موضوع، در این پژوهش از نرخ مؤثر کسور که به نوعی می‌توان آن را بار واقعی کسور هم نامید، استفاده شده است. برای محاسبه این نرخ درآمد وصولی سازمان از محل کسورات به مجموع حقوق بیمه‌شدگان این سازمان تقسیم شده است. خاطرنشان می‌شود که بهمنظور دستیابی به سری سالانه مجموع حقوق بیمه‌شدگان سازمان متوسط دستمزد بیمه‌شدگان در تعداد بیمه‌شدگان فعال ضرب شده است. نمودار شماره ۳، روند تغییرات این نرخ را نشان می‌دهد. براساس این نمودار، نرخ مؤثر کسورات در دوره ۱۳۸۰-۱۳۹۵ همواره از نرخ قانونی کمتر و به طور متوسط حدود ۲۳/۲۷ درصد بوده است.



نمودار ۳- روند تغییرات نرخ مؤثر کسورات تأمین اجتماعی طی دوره ۱۳۸۰-۱۳۹۵

۴- یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه در بررسی‌های اقتصاد کلان به طور معمول سری‌های زمانی ناپایا هستند و این موضوع امکان بروز رگرسیون کاذب را در مطالعات تجربی فراهم می‌آورد، ابتدا پایابی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون^۱ مورد بررسی قرار گرفته است. خلاصه نتایج این آزمون برای متغیرهای الگوی پژوهش در جدول شماره ۱، ارایه شده است. نتایج حاکی از آن است که متغیر نرخ کسور (PR) در سطح و متغیرهای لگاریتم درآمد حاصل از کسورات (LPI) و مجدور نرخ کسور (PR²) در تفاضل مرتبه اول پایا هستند. با توجه به ناپایا شدن برخی متغیرها در سطح و پایا شدن آنها پس از یک مرتبه تفاضل گیری، برای آزمون تجربی، با استفاده از نسخه ۵ نرم‌افزار مایکروفیت^۲، الگوی ARDL برآورد می‌شود.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون برای متغیرهای الگو

نام متغیر	در سطح		در تفاضل مرتبه اول		وضعیت پایابی
	t آزمون	Prob.	t آزمون	Prob.	
LPI	-۰/۴۹۸	۰/۸۸۰	-۶/۲۹۰	۰/۰۰۰	I(1)
PR	-۳/۷۹۴	۰/۰۰۶	-	-	I(0)
PR ²	-۲/۹۱۱	۰/۰۵۴	-۶/۳۱۱	۰/۰۰۰	I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

پیش از برآورد الگوی تحقیق، از طریق مدل خودرگرسیون برداری^۳ و استفاده از معیار اطلاعات شوارتز^۴ حداکثر طول وقهه انتخاب شده است. نظر به مقادیر آماره شوارتز ارایه شده در جدول شماره ۲، کمترین مقدار این آماره مربوط به وقهه اول است. بنابراین، تعداد وقهه بهینه برابر یک خواهد بود.

1- Phillips-Perron Unit Root Test

2- Microfit 5

3- Vector Autoregressive Model

4- Schwarz Information Criterion (SIC)

جدول ۲- مقادیر آماره شوارتز برای تعیین حداکثر وقفه

طول وقفه	معیار شوارتز
۰	۱۷/۳۹۳
۱	۱۰/۳۵۰*
۲	۱۰/۵۲۷
۳	۱۱/۰۱۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

پس از تعیین حداکثر وقفه، الگوی پویای کوتاه‌مدت تحقیق برآورده شده است. براساس این، نرم‌افزار مایکروفیت با توجه به رابطه $(m+1)^{k+1} = (1+1)^{2+1}$ که در آن، m طول حداکثر وقفه و k تعداد متغیرهای مستقل است، رگرسیون را برآورد می‌کند. برای انتخاب حالت بهینه، با توجه به سالانه بودن داده‌ها، ضابطه شوارتز- بیزین (SBC) ملاک عمل قرار گرفته است، زیرا این ضابطه در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند. براساس این، بهترین الگوی انتخاب شده توسط نرم‌افزار مایکروفیت به صورت فرآیند ARDL(1,1,1) بوده که نتایج آن در جدول شماره ۳، آمده است.

جدول ۳- نتایج حاصل از برآورد الگوی کوتاه‌مدت ARDL(1,1,1)

نام متغیر	ضریب	آماره t محاسباتی	احتمال غیرمعنادار بودن ضرایب
LPI(-1)	۰/۹۸۶۰	۱۴۴/۶۵۹	۰/۰۰۰
PR	۰/۰۵۴۳	۹/۱۹۶	۰/۰۰۰
PR(-1)	-۰/۰۳۲۴	-۴/۶۴۹	۰/۰۰۰
PR ²	-۰/۰۰۱۰	-۸/۱۵۸	۰/۰۰۰
PR ² (-1)	۰/۰۰۰۴	۳/۱۰۷	۰/۰۰۴
R ²		۰/۹۹۹۲۵	
F-Stat		۱۰۶۱۴/۵ (۰/۰۰۰)	
DW		۱/۴۷۸۱	

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

چنانکه مشاهده می‌شود، تمام متغیرها در الگوی کوتاه‌مدت در سطح اطمینان ۱ درصد اثر معناداری بر متغیر وابسته درآمد حاصل از کسورات داشته‌اند. به علاوه، ضریب تعیین تقریباً برابر ۰/۹۹۹ بوده که حاکی از توضیح‌دهی مناسب تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل الگو است. مقدار آماره و احتمال آزمون F نیز بیان کننده معنادار بودن الگو است. همچنین مقدار آماره دوربین-واتسون نشان می‌دهد که خودهمبستگی در الگو قابل چشم‌پوشی است.

پیش از بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو، لازم است برای اطمینان از وجود این رابطه آزمون هم‌جمعی بین متغیرها صورت گیرد. برای این موضوع، در پژوهش حاضر از آزمون کرانه‌ها استفاده شده است. براساس این، اگر آماره محاسباتی F بزرگ‌تر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه انباشتگی متغیرها، فرضیه صفر آزمون کرانه‌ها مبنی بر نبود ارتباط بلندمدت را رد کرد. بر عکس، اگر آماره آزمون کمتر از مقدار بحرانی کرانه پایین باشد، فرضیه صفر مبنی بر نبود هم‌جمعی رانمی‌توان رد کرد. در نهایت، اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد، نتیجه آزمون نامشخص خواهد بود. نتایج حاصل در جدول شماره ۴، ارایه شده است. چنانکه مشاهده می‌شود، آماره F محاسباتی در هر دو سطح معناداری ۵ و ۱۰ درصد بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی کرانه بالاست. بنابراین، می‌توان گفت، در سطح معناداری ۵ درصد، آزمون کرانه‌ها وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو را رد نمی‌کند.

جدول ۴- نتایج آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو

مقدار آماره F محاسباتی	مقادیر بحرانی در فاصله اطمینان ۹۰٪ / ۹۵٪			
	کرانه بالا	کرانه پایین	کرانه بالا	کرانه پایین
۱۱۳/۷۵۱۷	۴/۱۳۵۵	۲/۸۹۰۶	۳/۳۳۴۹	۲/۲۶۳۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

حال که وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو تأیید شد، می‌توان رابطه بلندمدت را در الگو مورد بررسی قرار داد. نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت الگوی ARDL در جدول شماره ۵، آمده است.

جدول ۵- نتایج حاصل از برآورد رابطه تعادلی بلندمدت

نام متغیر	ضریب	آماره t محاسباتی	احتمال غیرمعنادار بودن ضرایب
PR	۱/۵۵۶۰	۳/۴۷۷۰	۰/۰۰۱
PR ²	-۰/۰۳۸۲۵۷	-۳/۲۱۸۱	۰/۰۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

براساس نتایج رابطه بلندمدت برآورده شده، درآمد حاصل از کسورات با افزایش نرخ مؤثر کسور و کاهش مجدد آن افزایش می‌یابد. این ضرایب نشان می‌دهند که اثر نرخ مؤثر کسور بر درآمد کسورات به صورت U معکوس است، یعنی در مراحل ابتدایی، افزایش نرخ کسور موجب افزایش درآمد حاصل از کسورات می‌شود، اما پس از رسیدن به یک مقدار آستانه، افزایش‌های بعدی نرخ کسور، درآمد حاصل از کسورات را کاهش می‌دهد. بنابراین، وجود اثرات لافری در ارتباط بین نرخ کسور و درآمد کسورات تأیید می‌شود. با توجه به مشتق ضمنی مرتبه اول و دوم الگوی پژوهش نسبت به نرخ کسور، زمانی که نرخ مؤثر کسور تقریباً برابر با ۲۰/۳۴ درصد است، درآمد حاصل از کسورات به حداقل می‌رسد، اما پس از آن، اثر منفی نرخ کسور بر درآمد کسورات نمایان و این درآمد دچار کاهش می‌شود.

از سویی، وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطای (ECM) را فراهم می‌کند. در واقع، الگوی تصحیح خطای نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. در نرم‌افزار مایکروفت این امکان وجود دارد که پس از برآورد الگوی ARDL و استخراج مدل تعادلی بلندمدت، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارایه و برآورد شود. در این راستا، نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای در جدول شماره ۶، نشان داده شده است. همان‌طور که از این جدول استنباط می‌شود، ضریب جمله تصحیح خطای در الگو برابر با -۰/۱۴۰۳۸ و در فاصله اطمینان ۹۵ درصد معنادار است که نشان می‌دهد، در هر سال حدود ۱۴ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای دستیابی به تعادل بلندمدت تبدیل می‌شود.

جدول ۶- نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطای

نام متغیر	ضریب	آماره t محاسباتی	احتمال غیرمعنادار بودن ضرایب
dPR	۰/۰۵۴۳	۹/۱۹۶	۰/۰۰۰
dPR ²	-۰/۰۰۱۰	-۸/۱۵۸	۰/۰۰۰
ecm(-1)	-۰/۱۴۰۳۸	-۲/۰۶۰	۰/۰۴۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف از این مطالعه، آزمون این موضوع بود که آیا رابطه لافری بین درآمدهای حاصل از کسورات و نرخ کسور در سازمان تأمین اجتماعی وجود دارد یا خیر؟ برای این منظور از الگوی خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شد. نتایج با استفاده از داده‌های دوره ۱۳۹۵-۱۳۵۸ حاکی از آن است که اثر نرخ مؤثر کسور بر درآمد کسورات به صورت U معکوس است، یعنی در مراحل ابتدایی افزایش نرخ مؤثر کسور درآمد حاصل از کسورات نیز افزایش می‌یابد، اما پس از رسیدن به یک مقدار آستانه، افزایش‌های بعدی نرخ کسور درآمد حاصل از کسورات را کاهش می‌دهد. بنابراین، وجود اثرات لافری در ارتباط بین نرخ مؤثر کسور و درآمد کسورات تأیید می‌شود.

براساس محاسبات با استفاده از الگوی برآورده، نرخ حداکثر کننده درآمد حاصل از کسورات سازمان برابر با ۲۰/۳۴ درصد است. با توجه به این نتایج و نظر به نرخ کسور کنونی در سازمان تأمین اجتماعی، افزایش نرخ کسور به درآمدهای بالاتری برای سازمان منجر نمی‌شود، زیرا درآمدهای حاصل از کسورات سازمان در دامنه بازدارنده منحنی لافر قرار دارد. به دیگر سخن، افزایش نرخ کسور، علاوه بر اثر مستقیمی که بر درآمدهای سازمان دارد، اثراتی هم بر متغیرهای کلان اقتصادی دارد که متعاقباً پایه کسورات و ازاین‌رو، درآمدهای سازمان را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نرخ کسور کنونی سازمان در سطحی قرار دارد که افزایش آن به اثرات اقتصادی قوی‌تری نسبت به اثر محاسباتی آن منجر می‌شود. به عبارتی دقیق، هنگامی که نرخ مؤثر کسورات در سطح بالایی تعیین می‌شود، هزینه استخدام نیروی کار در بخش رسمی افزایش می‌یابد و ازاین‌رو، استخدام و تولید در بخش رسمی با کاهش مواجه می‌شود (افزایش بخش غیررسمی اقتصاد) که این موضوع حامل خبرهای خوبی برای یک سازمان بیمه‌گر اجتماعی مبتنی بر مشارکت اجتماعی نیست.

منابع

- روستایی، زهرا (۱۳۸۳)، بررسی و آزمون منحنی لافر در سیستم مالیاتی ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س).
- سازمان تأمین اجتماعی، دفتر آمار و محاسبات اقتصادی و اجتماعی (مرداد ۱۳۹۶)، سالنامه آماری سازمان تأمین اجتماعی ۱۳۹۵.
- صداقت کالمرزی، هانیه و میرحسین موسوی (۲۰۱۴)، «برآورده از منحنی لافر در ایران: یک رویکرد غیر خطی»، مطالعات اقتصادی، سال سوم، شماره ۱، صص ۵۹-۴۳.
- عباسیان، عزت‌اله و فرزانه فشی (۱۳۹۴)، «ظرفیت مالیاتی برای درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران»، مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، سال پانزدهم، شماره ۳، صص ۱۹۹-۱۸۳.
- عبدلی، قهرمان (۱۳۸۴)، «اقتصاد تأمین اجتماعی در ایران؛ مطالعه موردی منابع بیمه‌ای»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال بیست و پنجم، شماره ۴، صص ۸۲-۶۵.
- قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران، مصوب ۱۳۵۸.
- قانون ساختار نظام جامع رفاه و تأمین اجتماعی، مصوب ۱۳۸۳.
- کاید، مریم (۱۳۹۲)، «بررسی منحنی لافر در سیستم مالیاتی ایران»، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.
- مؤسسه عالی پژوهش تأمین اجتماعی (۱۳۹۵)، مروری بر وضعیت حال و آینده نظام تأمین اجتماعی در ایران (گزارش گروه بیمه‌های اجتماعی، شماره ۵).
- موسوی محسنی، رضا و هایده نوروزی (۱۳۹۰)، «برآورد تجربی مالیات تورمی و سطوح منحنی لافر: مطالعه موردی اقتصاد ایران»، پژوهشنامه اقتصادی، سال یازدهم، شماره ۳، صص ۶۴-۳۹.
- هژبر کیانی، کامبیز، فردین محمدی و الهام غلامی (۱۳۸۸)، «محاسبه نرخ‌های بهینه مالیات بر درآمد مشاغل و شرکت‌ها»، فصلنامه پژوهشنامه مالیات، سال هفدهم، شماره ۶، صص ۴۰-۷.

Binay, M. (2015). The Laffer Effect at Turkish Social Security

- Administration's Premium Revenue. *Procedia economics and finance*, 26(2), 592 – 597.
- Feldstein, M. (1995). The effect of marginal tax rates on taxable income: a panel study of the 1986 Tax Reform Act. *Journal of Political Economy*, 103(3), 551-572.
- Giertz, S. (2008). How does the elasticity of taxable income affect economic efficiency and tax revenues and what implications does this have for tax policy moving forward. *Tax Policy Lessons from the 2000s*.
- Goolsbee, A., Hall, R. E., & Katz, L. F. (1999). Evidence on the high-income Laffer curve from six decades of tax reform. *Brookings Papers on Economic Activity*, 30(2), 1-64.
- ILO. (2014), *World Social Protection Report 2014-15; Building economic recovery, inclusive development and social justice*. International Labour Office.
- Kazman, S. B. (2014). Exploring the Laffer curve: behavioral responses to taxation. Retrieved from: <http://scholarworks.uvm.edu/hcoltheses>
- Laffer, A. (2004). The Laffer curve: Past, present, and future. *The Heritage Foundation*, 1765 (1): 1-18.
- National Association of Social Workers (1971). *Encyclopedia of Social Work*. Vol. II. p.1446.
- Pădurean, E. (2015). Analysis of taxation in Romania using Laffer curve, 1990-2012. *Social economic debates*, 4(1), 56-62.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Saez, E. (2004). Reported incomes and marginal tax rates, 1960-2000: evidence and policy implications. *Tax policy and the economy*, 18(1), 117-174.
- Wanniski, J. (1978). Taxes, revenues, and the 'Laffer curve'. *The Public Interest*, 4, 1-14.