فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال بیست‌وسوم/ شماره ۷۵/ تابستان ۱۳۹۷/ صفحات ۱۰۲-۸۱

اثرات لافری نرخ کسور[1]: مطالعه موردی سازمان تأمین اجتماعی ایران

نرگس اکبرپور روشن[2]

میلاد شهرازی[3]

تاریخ ارسال: ۱۳۹۶/۵/۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۴/۵

چکیده

منحنی لافر ارتباط سهمی بین درآمدهای مالیاتی و نرخ مالیات را نشان می‌دهد و آن نرخ مالیاتی که حداکثر 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 حداکثر درآمد حاصل از کسورات را برای این سازمان ایجاد خواهد کرد؟ برای این منظور، از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[4] 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. به‌علاوه، زمانی که نرخ مؤثر کسور برابر با ۲۰/۳۴ درصد است، درآمد حاصل از کسورات سازمان به حداکثر 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» به‌جای «حق بیمه» استفاده شده است.

۲- دکترای اقتصاد، مدیرگروه 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، به‌عنوان یک عمل سازمان‌یافته، به مجموعه‌ای از فعالیت‌ها اطلاق می‌شود که به توانمندکردن 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 سازمان‌یافته نهادهای دولتی یا داوطلبانه اشاره دارد که به دنبال رفع، کاهش یا ارایه راه‌حل برای مسایل شناخته شده اجتماعی هستند یا خوشی و بهزیستی افراد، 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 به‌منزله حمایتی است که جامعه در قبال پریشانی‌های اجتماعی و اقتصادی پدیدآمده به‌واسطه قطع یا کاهش شدید درآمد افراد بر اثرِ بیکاری، بیماری، بارداری، ازکارافتادگی، سالمندی، فوت و همچنین افزایش هزینه‌های درمان و نگهداری خانوار (عائله‌مندی) به اعضای خود ارایه می‌دهد». به‌این‌ترتیب، می‌توان تأمین اجتماعی را شامل دو بعد اصلی دانست: «تأمین درآمد» و «دسترسی به مراقبت درمانی» (سازمان بین‌المللی کار، ۲۰۱۴).

به موجبِ اصل بیست‌ونهم قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران، تأمین اجتماعی محدود به اموری مانند بازنشستگی، سالمندی، ازکارافتادگی، بی‌سرپرستی، درراه‌ماندگی، بیکاری، حوادث و سوانح، بهداشت و درمان است که به دو صورت مشارکتی (اغلب در قالب ساختارهای بیمه‌ای) و غیرمشارکتی (غیربیمه‌ای) ارایه می‌شود. همچنین برمبنای 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 به‌واسطه پوشش تقریباً ۱۳/۷۸ میلیون بیمه‌شده اصلی و ۳/۲۴ میلیون مستمری‌بگیر، 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 مستمری‌بگیر 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 نقدی سازمان نشان می‌دهد که این نسبت -که در سال ۱۳۸۳ کمتر از یک بوده است- با یک روند افزایشی طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ از رقم یک فراتر رفته که به معنای مواجهه سازمان با کسری نقدی است. این نسبت در سال ۱۳۹۱ به دلیل رشد ۴۰/۷ درصدی درآمدهای نقدی (ناشی از وصول بخشی از مطالبات دولت به صورت نقدی)، به‌طور 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[1]، جست‌وجوی راه‌هایی برای افزایش آن می‌تواند در شرایط کنونی که سازمان دارای کسری نقدینگی است، یاریگر باشد. یکی از گزینه‌هایی که در وهله اول به ذهن می‌رسد، افزایش نرخ کسور به‌منظورِ افزایش درآمد حاصل از کسورات است، اما نظر به اینکه نرخ کنونی کسورات تأمین اجتماعی بدون احتساب سهم دولت ۲۷ درصد (۷ 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. به‌طور 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، چه‌بسا کاهش نرخ کسورات ازطریقِ بهبود فضای کسب‌وکار و افزایش اشتغال به پایه کسورات بزرگ‌تری برای اخذ درآمد منجر شود و ازاین‌رو، 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.

می‌شود که آیا بین نرخ کسور و درآمد ناشی از کسورات 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 کسورات را برای سازمان به همراه دارد؟ بنابراین، نتایج این مطالعه می‌تواند نرخ بهینه کسورات را که به حداکثر درآمد برای سازمان تأمین اجتماعی منجر می‌شود، تعیین کند.

مقاله حاضر در پنج بخش ساماندهی شده است؛ پس از مقدمه، در بخش دوم؛ ادبیات نظری و تجربی موضوع مرور می‌شود. در بخش سوم، روش مطالعه و در بخش چهارم، یافته‌های پژوهش تشریح می‌شود و در نهایت، بخش پنجم به جمع‌بندی و ارایه پیشنهادها اختصاص دارد.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

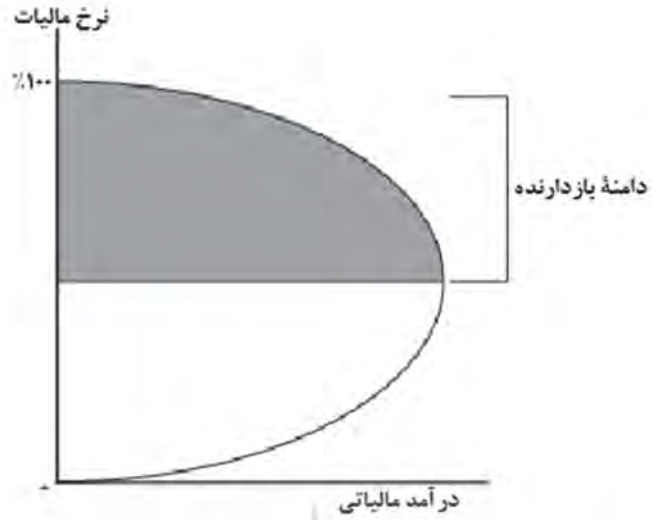
منحنی لافر[1] ارتباط بین نرخ مالیات و درآمد مالیاتی را نشان می‌دهد. این منحنی که - منسوب به آرتور لافر[2]، اقتصاددان آمریکایی است - برای نخستین بار در وانیسکی[3] (۱۹۷۸)، معرفی شد. البته، سابقه بررسی این موضوع بسیار زیاد و مربوط به سال‌های بسیار دور است، به‌طوری‌که بیانی از مفهوم منحنی لافر را می‌توان در کتاب «مقدمه» ابن‌خلدون که در قرن چهاردهم به نگارش درآمده است، مشاهده کرد (لافر، ۲۰۰۴). ایده اصلی پشتوانه منحنی لافر این است که تغییر نرخ مالیات دو نوع اثر بر درآمدهای مالیاتی دارد: اثر محاسباتی[4] و اثر اقتصادی. اثر محاسباتی به این معناست که وقتی نرخ مالیات کاهش می‌یابد، درآمد مالیاتی به نسبت کاهش نرخ مالیات با کاهش مواجه می‌شود. برای افزایش نرخ مالیات عکس این حالت وجود دارد. اثر اقتصادی کاهش نرخ مالیات مربوط به تأثیر مثبتی است که کاهش نرخ مالیات ازطریقِ افزایش انگیزه فعالیت بر کار، تولید، اشتغال و ازاین‌رو، پایه مالیاتی دارد،

1- Laffer Curve
2- Arthur Laffer
3- Wanniski
4- Arithmetic Effect

اما افزایش نرخ مالیات ازطریقِ پرهزینه‌تر کردن مشارکت در فعالیت‌های رسمی تأثیر اقتصادی متضادی دارد. اثر محاسباتی همیشه در جهت مخالف اثر اقتصادی کار می‌کند و ازاین‌رو، 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. بدین‌ترتیب، 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 اشتغال می‌شود، کاهش مخارج مساعدتی دولت محتمل است و ازاین‌رو، کاهش نرخ مالیات به توازن بودجه دولت کمک خواهد کرد (لافر، ۲۰۰۴).

پرتال جامع علوم انسانی



نمودار ۱- منحنی لافر

ازآنجا که نرخ کسورات بر حقوق و دستمزد افراد وضع می‌شود، در ماهیت نوعی مالیات به شمار می‌آید که اثراتی کماکان 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 به‌طور نامتناسبی زیاد باشد، اثر اقتصادی باعث می‌شود هزینه‌های استخدام نیروی کار برای کارفرمایان به‌شدت افزایش یابد و همین موضوع، به‌عنوان یک مانع کسب‌وکار، انگیزه را برای تولید کاهش می‌دهد. به‌این‌ترتیب، 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 حاصل‌ضرب نرخ کسور در پایه کسورات به‌دست می‌آید. بنابراین، درصد تغییرات درآمدهای حاصل از کسورات معادل مجموع درصد تغییرات نرخ کسور و پایه کسورات است. هنگامی که نرخ کسورات افزایش

می‌یابد، در وهله اول، درآمد سازمان، متأثر از این تغییر، افزایش می‌یابد (اثر محاسباتی). تغییر نرخ کسورات، در وهله بعدی، واکنش رفتاری خانوارها و بنگاه‌ها را در پی دارد. گیرتز[1] (۲۰۰۸)، روش‌های مختلفی را که افراد نسبت به تغییر نرخ مالیات واکنش نشان می‌دهند، بیان کرده که قابل تعمیم به نرخ کسورات هم است. به عقیده وی، افراد به‌طور 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 ساعات اختصاص‌یافته به مصرف و فراغت و ازاین‌رو، 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[2] (استفاده از روش‌های غیرقانونی برای نپرداختن یا فعالیت در بخش غیررسمی).

۴- اجتناب مالیاتی[3] (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 به‌طور نسبی گران‌تر می‌سازد و ازاین‌رو، با تغییر نرخ نهایی جانشینی بین مصرف و فراغت در زمان حال، فراغت افزایش و مصرف کاهش می‌یابد که این، به معنای کاهش ساعات 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[4]، ۲۰۱۴)[5].

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 بدین‌ترتیب، مصرف در زمان حال منطقی‌تر از مصرف در زمان آینده خواهد شد. افزایش مصرف در زمان حال به معنای کاهش پس‌انداز و ازاین‌رو، 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[1] (۱۹۹۵) و سائز[2] (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 ۱۹۸۸-۱۹۸۵ 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، گولسبی[3] (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 ۰/۷ برآورد کرد. از آنجا که کشش برآوردی 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 گولسبی (۱۹۹۹)، به همراه داشته است. همچنین کازمن (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای به بررسی تئوری منحنی لافر در ایالات متحده آمریکا طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۵۸ پرداخت. نتایج این مطالعه هم شواهدی در تأیید تئوری لافر در آمریکا به‌دست 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 به‌کار برد؛ برای نمونه، بینای[1] (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 حداکثرکننده درآمد کسورات سازمان تأمین اجتماعی ترکیه ۳۶/۹ درصد برآورد شد. در حیطه جست‌وجوی صورت‌گرفته توسط نویسندگان، 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 پادوریئن[2] (۲۰۱۵)، اشاره کرد. این محقق با بررسی اثرات لافری انواع مختلف مالیات‌ها در رومانی طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۰ 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 کرده‌اند (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 تبعیت 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، به‌منظورِ در نظر گرفتن عادلانه بودن توزیع درآمد، داده‌های آماری را برحسبِ دهک‌های درآمدی طبقه‌بندی و ضریب جینی را به‌عنوانِ شاخصی از پراکندگی توزیع درآمد محاسبه و مدلی که بیشترین کاهش ضریب جینی را در پی داشت انتخاب کردند و در نهایت، با به‌کارگیری 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، به‌کارگیری نرخ‌های جدید، علاوه بر اینکه توزیع درآمد را بهبود می‌بخشد، درآمد مالیاتی دولت را بیش از ۱/۵ برابر افزایش می‌دهد. همچنین نرخ‌های به‌دست‌آمده 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 ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۱ برآورد کرد. نتایج این مطالعه بیان‌کننده 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 به‌طورِ 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 بسنده کرد.

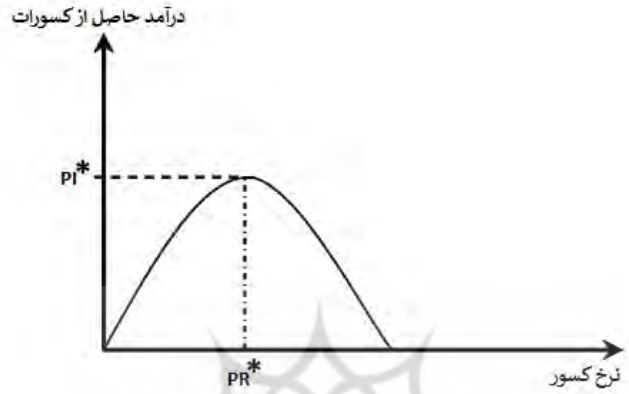
در حیطه دانش نویسندگان، تاکنون مطالعه‌ای با موضوع بررسی اثرات لافری نرخ کسورات سازمان تأمین اجتماعی در کشور انجام نشده است. با این حال، می‌توان مطالعات محدودی را یافت که به بررسی عوامل مؤثر بر درآمد سازمان پرداخته‌اند؛ برای مثال، عبدلی (۱۳۸۴)، با به‌کارگیری مدل تعدیل جزیی، به بررسی آثار متغیرهای اقتصادی، 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 برآوردی

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 بررسیِ 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:

$$LPI_t = \beta_1 PR_t + \beta_2 PR_t^2 + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

به‌طوری که LPI_t لگاریتم درآمد حاصل از کسورات، PR_t نرخ کسور و PR_t^2 مجذور نرخ کسور در دوره زمانی t است. نرخ کسور در این مطالعه به صورتِ نسبت درآمد حاصل از کسورات به مجموع حقوق بیمه‌شدگان اصلی (به‌عنوان 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 به‌طور متوسط از بیمه‌شدگان 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.

۳-۲- روش برآورد

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

$$\varphi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \qquad (۲)$$

به‌طوری که:

$$\varphi(L,P) = 1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \ldots - \varphi_p L^p \qquad (۳)$$

$$b_i(L,q_i) = b_i + b_{i1}L + \ldots + b_{iq}L^q \quad ; \quad i = 1,2,\ldots,k \qquad (۴)$$

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 به‌طور هم‌زمان شامل متغیرهای $I(0)$ و $I(1)$ باشد و دیگر نیازی به انباشته از یک درجه بودن همه متغیرها نیست. به‌علاوه، این الگو پویایی‌های کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل به بلندمدت را نیز دربر دارد و به برآورد 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)[1]، شوارتز- بیزین (SBC)[2]، حنان- کویین (HQC)[3] یا $\bar{R}^2$ مشخص کرد.

پس از برآورد مدل پویای کوتاه‌مدت، برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، از آزمون کرانه‌ها[4]، ارایه شده توسط پسران و همکاران[5] (۲۰۰۱)، استفاده می‌شود.

1- Akaike Information Criterion (AIC)
2- Shwarts Bayesian Criterion (SBC)
3- Hannan-Quninn Criterion (HQC)
4- Bounds Test
5- Pesaran et al.

زمانی‌که تعداد وقفه‌های مدل معین شده باشد، بررسی رابطه هم‌جمعی به‌وسیله 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 به‌دست می‌آیند:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(L, q_i)}{1 - \hat{\varphi}(L, p)} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i1} + \cdots + \hat{b}_{iq}}{1 - \hat{\varphi}_1 - \cdots - \hat{\varphi}_p} \qquad (۵)$$

آخرین مرحله در روش‌شناسی مدل ARDL تصریح و برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM)[1] است. این الگو، در واقع، نوعی از مدل‌های تعدیل جزیی است که در آن، با واردکردن پسماند پایا از یک رابطه هم‌جمعی، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل برای دستیابی به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند. معادله ۶ فرم ساده‌ای از یک الگوی تصحیح خطا را نشان می‌دهد:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

که در آن، $\hat{u}_{t-1}$ خطای برآوردشده در دوره t-1 است. در صورتی که ضریب این متغیر با علامت منفی ظاهر شود، نشان‌دهنده سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت است. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل و متغیر به رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود. هرچه این ضریب به ۱- نزدیک‌تر باشد، سرعت تعدیل 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، بخشودگی‌ها 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 ۱۳۹۵-۱۳۸۰ همواره از نرخ قانونی کمتر و به‌طور متوسط حدود ۲۳/۲۷ درصد بوده است.

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

۴- یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه در بررسی‌های اقتصاد کلان به‌طور معمول سری‌های زمانی ناپایا هستند و این موضوع امکان بروز رگرسیون کاذب را در مطالعات تجربی فراهم می‌آورد، ابتدا پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون[1] 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 مجذور نرخ کسور (PR^2) در تفاضل مرتبه اول پایا هستند. با توجه به ناپایا شدن برخی متغیرها در سطح و پایا شدن آنها پس از یک مرتبه تفاضل‌گیری، برای آزمون تجربی، با استفاده از نسخه ۵ نرم‌افزار مایکروفیت[2]، الگوی ARDL برآورد می‌شود.

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

نام متغیر	در سطح		در تفاضل مرتبه اول		وضعیت پایایی
	آزمون t	Prob.	آزمون t	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، ازطریق مدل خودرگرسیون برداری[3] و استفاده از معیار اطلاعات شوارتز[4] حداکثر طول وقفه انتخاب شده است. نظر به مقادیر آماره شوارتز ارایه شده در جدول شماره ۲، کمترین مقدار این آماره مربوط به وقفه اول است. بنابراین، تعداد وقفه 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

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

پس از تعیین حداکثر وقفه، الگوی پویای کوتاه‌مدت تحقیق برآورد 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، ۸ 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 صورتِ 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. به‌علاوه، 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 بیان‌کننده 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 مبنی‌بر نبود ارتباط بلندمدت را رد کرد. برعکس، اگر آماره آزمون کمتر از مقدار بحرانی کرانه پایین باشد، فرضیه صفر مبنی‌بر نبود هم‌جمعی را نمی‌توان 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

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

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	۳/۴۷۳۰	۰/۰۰۱
PR^2	-۰/۰۳۸۲۵۷	-۳/۲۱۸۱	۰/۰۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

براساس نتایج رابطه بلندمدت برآوردشده، درآمد حاصل از کسورات با افزایش نرخ مؤثر کسور و کاهش مجذور آن افزایش می‌یابد. این ضرایب نشان می‌دهند که اثر نرخ مؤثر کسور بر درآمد کسورات به صورتِ 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، زمانی‌که نرخ مؤثر کسور تقریباً برابر با ۲۰/۳۴ درصد است، درآمد حاصل از کسورات به حداکثر 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 خطا (ECM) را فراهم می‌کند. در واقع، الگوی تصحیح خطا نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. در نرم‌افزار مایکروفیت 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 خطا در جدول شماره ۶، نشان داده شده است. همان‌طور که از این جدول استنباط می‌شود، ضریب جمله تصحیح خطا 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 تعدیل می‌شود.

جدول ۶- نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا

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 صورتِ 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 برآوردی، نرخ حداکثرکننده 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 مبتنی‌بر مشارکت اجتماعی نیست.

منابع

روستایی، زهرا (۱۳۸۳)، *بررسی و آزمون منحنی لافر در سیستم مالیاتی ایران*، پایان‌نامه 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)، «برآوردی از منحنی لافر در ایران: یک رویکرد غیرخطی»، *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 بیست‌وپنجم، 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»، پایان‌نامه 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.

هژبرکیانی، 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.