

تغییرات درآمد-خشی در ساختار مالیاتی و رشد اقتصادی در ایران

محبوبه فراهتی

استادیار بخش اقتصاد دانشگاه سمنان، سمنان، ایران
(دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۷ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۷)

Revenue-Neutral Changes in Tax Structure and Economic Growth in Iran

Mahboobeh Farahati

Assistant Professor of Economics, Semnan University, Semnan, Iran

(Received: 28/Dec/2018

Accepted: 27/Jan/2019)

Abstract:

The main objective of this study is to examine the effect of revenue-neutral change in the tax structure on economic growth in Iran using data for the period of 1982-2016. To this end, an empirical model has been proposed to analyze the effect of substituting different tax items for each other on economic growth in such a way that the total tax revenue remains constant. The results of cointegration analysis based on the autoregressive distributed lag (ARDL) approach show that a revenue-neutral transfer of indirect taxes to income tax or wealth tax increases economic growth in the long run. However, a revenue-neutral transfer of indirect taxes to corporate taxes reduces economic growth in the long run. Also, among direct taxes, a revenue-neutral transfer of corporate taxes to income tax or wealth tax as well as a revenue-neutral transfer of income tax to wealth tax promote economic growth in the long run. Furthermore, the findings indicate that the highest and lowest increase in economic growth correspond to the substitution of wealth tax for corporate taxes and of income tax for indirect taxes, respectively. The results of this study have important policy implications for tax structure reform in Iran's economy.

Keywords: Tax Structure, Economic Growth, Autoregressive Distributed Lag Model, Iranian Economy.

JEL: H20, O40, C19.

چکیده:

هدف اصلی این مطالعه بررسی اثر تغییر درآمد-خشی در ساختار مالیاتی بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۶۱-۱۳۹۵ است. برای این منظور، یک مدل تجربی برای تجزیه و تحلیل اثر جایگزینی اقلام مختلف مالیاتی بر رشد اقتصادی با ثابت ماندن کل درآمد مالیاتی پیشنهاد شده است. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی مبتنی بر رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نشان می‌دهند که انتقال درآمد-خشی از مالیات‌های غیرمستقیم به هر یک از اقلام مالیات بر درآمد و مالیات بر ثروت موجب افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت می‌شود. با این وجود، انتقال درآمد-خشی از مالیات‌های غیرمستقیم به مالیات بر شرکت‌ها، رشد اقتصادی در بلندمدت را کاهش می‌دهد. همچنین، از میان مالیات‌های مستقیم، انتقال درآمد-خشی از مالیات بر شرکت‌ها به هر یک از اقلام مالیات بر درآمد یا مالیات بر ثروت و نیز انتقال درآمد-خشی از مالیات بر درآمد به مالیات بر ثروت منجر به بهبود رشد اقتصادی در بلندمدت می‌شوند. علاوه بر این، یافته‌ها نشان می‌دهند که بیشترین و کمترین افزایش در رشد اقتصادی به ترتیب به جایگزینی مالیات بر ثروت برای مالیات بر شرکت‌ها و جایگزینی مالیات بر درآمد برای مالیات‌های غیرمستقیم مربوط می‌شوند. نتایج این مطالعه دلالت‌های سیاستی مهمی در خصوص اصلاح ساختار مالیاتی در اقتصاد ایران دارند.

واژه‌های کلیدی: ساختار مالیاتی، رشد اقتصادی، مدل

خودرگرسیون با وقفه توزیعی، اقتصاد ایران

طبقه‌بندی JEL: H20, O40, C19.

۱- مقدمه

سیستم‌های مالیاتی عمدتاً به منظور تأمین مالی مخارج عمومی هدف‌گذاری می‌شوند. این سیستم‌ها همچنین جهت دستیابی به دیگر اهداف از قبیل عدالت و رفع نگرانی‌های اقتصادی و اجتماعی شکل می‌گیرند. مالیات‌ها باید به گونه‌ای وضع شوند که هزینه‌های تمکین پرداخت‌کنندگان مالیات و هزینه اجرایی دولت حداقل شود و مانع فرار و اجتناب از مالیات شوند. از طرفی دیگر، انواع مالیات‌ها تصمیمات خانوارها برای پس‌انداز، عرضه نیروی کار و سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی، تصمیمات شرکت‌ها برای تولید، ایجاد اشتغال، سرمایه‌گذاری و نوآوری و نیز انتخاب کانال‌های پس‌انداز و دارایی‌ها توسط سرمایه‌گذاران را تحت تأثیر قرار می‌دهند. در رابطه با این تصمیمات، نه تنها سطح مالیات‌ها بلکه نحوه طراحی و ترکیب ابزارهای مالیاتی مختلف جهت ایجاد درآمد حائز اهمیت است (جوهانسون و همکاران^۱، ۲۰۰۸: ۵).

استدلال‌های روشنی در حمایت و در مخالفت با اینکه نسبت بالاتر مالیات منجر به رشد GDP می‌شود وجود دارد. از یک طرف، مالیات‌های بالاتر انگیزه افراد را برای عرضه بیشتر نیروی کار و انگیزه بنگاه‌ها را برای تولید بیشتر تضعیف می‌نمایند و از طرف دیگر، مالیات‌های بالاتر پتانسیل دولت‌ها برای سرمایه‌گذاری در حوزه‌های مختلف از قبیل زیرساخت‌ها، آموزش یا تحقیق و توسعه را افزایش می‌دهند که همه این عوامل ظرفیت تولیدی اقتصاد را بهبود می‌بخشند (مک‌ناب^۲، ۲۰۱۸: ۱۷۵). یکی از موضوعات کلیدی برای سیاست‌گذاران مالیاتی طراحی بهینه ساختارهای مالیاتی به منظور بهبود رشد اقتصادی است (جوهانسون و همکاران، ۲۰۰۸: ۵). در مدل‌های رشد نئوکلاسیک سولو (به عنوان مثال سولو^۳، ۱۹۵۶؛ سوان^۴، ۱۹۵۶) اثر سیاست مالی روی نرخ رشد (حالت-پایدار) را نمی‌توان در بلندمدت ارزیابی نمود زیرا در این مدل‌ها با تغییر نرخ رشد فقط مسیر رشد حالت-پایدار جابه‌جا می‌شود بدون آنکه شیب مسیر تغییر نماید (مک‌ناب، ۲۰۱۸: ۱۷۵). در مقابل مدل‌های رشد درون‌زای نسبتاً جدید کانال‌های مختلفی را شناسایی کرده‌اند که از طریق آنها، تغییرات سیاست مالیاتی نرخ انباشت سرمایه (انسانی و فیزیکی)، بده-بستان‌های کار-فراغت و در نتیجه رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند (رجوع

شود به بارو^۵، ۱۹۹۰؛ کینگ و ربلو^۶، ۱۹۹۰ و جونز^۷ و همکاران، ۱۹۹۳). چنین اثراتی ممکن است حتی طولانی‌مدت باشند؛ بدین معنا که متغیرهای کلان نه تنها در طول فرایند تعدیل کوتاه‌مدت تحت تأثیر قرار می‌گیرند، بلکه سطح حالت-پایدار تولید و در نهایت نرخ رشد اقتصادی بلندمدت نیز می‌تواند تحت تأثیر قرار گیرد (رجوع شود به مندوزا و همکاران^۸، ۱۹۹۷). اگرچه شک و تردیدهایی در خصوص میزان این اثرات وجود دارد، چنین مدل‌هایی نشان می‌دهند که سیاست‌های مالیاتی می‌توانند به طور کلی اثرات بی‌قید و شرطی بر روند رشد بلندمدت داشته باشند (آکستا-ارمائیچیا و همکاران^۹، ۲۰۱۲: ۴). کینگ و ربلو (۱۹۹۰: ۳۰) با بررسی اثر افزایش غیرمنتظره نرخ مالیات بر رشد اقتصادی نشان می‌دهند که علیرغم آنکه مالیات‌ها می‌توانند بر نرخ رشد اقتصادی اثرگذار باشند، اندازه این اثر بستگی به ساختار تولید و مالیات دارد (مک‌ناب، ۲۰۱۸: ۱۷۵). به طور کلی، مالیات بر درآمد اشخاص و شرکت‌ها انحرافی‌تر از مالیات بر مصرف یا اموال در نظر گرفته می‌شوند. این موضوع در مطالعه انجام شده توسط آرنولد و همکاران^{۱۰} (۲۰۱۱: ۶۴) برای کشورهای OECD تأیید شده است. کانال اصلی اثرگذاری آن است که مالیات بر درآمد اشخاص یا شرکت‌ها، انگیزه افزایش عرضه از طریق انباشت سرمایه یا افزایش بهره‌وری را کاهش می‌دهد (اکگان^{۱۱}، ۲۰۱۷: ۱۰). در مقابل، با توجه به ثابت بودن عرضه زمین، مالیات بر زمین هیچ‌گونه اثرات تحریفی ندارد (بلاچلیگر^{۱۲}، ۲۰۱۵: ۱۴). مالیات بر مصرف حاوی برخی اثرات تحریفی است که عموماً در ادبیات تجربی ضعیف‌تر از اثرات تحریفی مالیات بر درآمد تشخیص داده شده‌اند (جوهانسون، ۲۰۱۶: ۷). البته چنانچه عرضه نیروی کار بسیار کشش‌ناپذیر باشد، نه مالیات بر مصرف و نه مالیات شناور بر درآمد نیروی کار تصمیمات مصرفی بین دوره‌ای افراد را مختل نخواهند کرد، که این امر موجب می‌شود تصمیمات انباشت سرمایه و رشد نیز تحت تأثیر قرار نگیرند. برای جزئیات بیشتر در خصوص مدل خنثایی مالیات بر مصرف به ربلو (۱۹۹۱) رجوع شود (ویدمالم^{۱۳}، ۲۰۰۱: ۲۰۱). در این مطالعه، با در نظر گرفتن سهم هر یک از اقلام

5. Barro (1990)
6. King & Rebelo (1990)
7. Jones et al. (1993)
8. Mendoza et al. (1997)
9. Acosta-Ormaechea et al. (2012)
10. Arnold et al. (2011)
11. Akgun (2017)
12. Blöchliger (2015)
13. Widmalm (2001)

1. Johansson et al. (2008)
2. McNabb (2018)
3. Solow (1956)
4. Swan (1956)

رشد اقتصادی بلندمدت ندارد. با این وجود، مدل‌های رشد درون‌زا ممکن است یک ارتباط نظری میان رشد اقتصادی و سیاست مالیاتی ارائه نمایند. در مدل‌های رشد درون‌زا امکان انباشت سرمایه مداوم فراتر از استهلاک و رشد جمعیت در حالت پایدار وجود دارد. به عنوان مثال، انباشت سرمایه بستگی به بازدهی خالص سرمایه‌گذاری دارد که تحت تأثیر سیاست مالیاتی است (مریر و ساند، ۲۰۱۲: ۱۰۸).

در این مدل‌ها هرگونه سیاست مالیاتی که انگیزه برای انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی را تضعیف نماید نرخ رشد را به صورت دائمی کاهش خواهد داد. بنابراین، انتظار می‌رود مالیات بر سرمایه و انباشت سرمایه، همانند مالیات بر درآمد شرکت و اشخاص، اثرات منفی بر رشد اقتصادی داشته باشند. با این وجود، تمام مالیات‌ها به یک اندازه تحریف‌کننده^۳ نیستند و از این جهت ترکیب مالیاتی تعیین‌کننده مهمی برای رشد به شمار می‌رود (ویدمالم^۴، ۲۰۰۱: ۲۰۱).

در مدل رشد درون‌زای مندوزا و همکاران اثرات نرخ نهایی مالیات بر مصرف، مالیات بر سرمایه فیزیکی و مالیات بر سرمایه انسانی روی رشد اقتصادی در نظر گرفته شده‌اند. این مدل پیش‌بینی می‌کند اگرچه هر سه نوع مالیات خالص نرخ بازدهی سرمایه فیزیکی پس از کسر مالیات را تحت تأثیر قرار می‌دهند، اثرگذاری مالیات بر مصرف فقط به صورت غیرمستقیم و از طریق انتخاب میان کار-فراغت شکل می‌گیرد که به نوبه خود بر نسبت سرمایه به کار مورد استفاده در فرایند تولید اثر می‌گذارد (مندوزا و همکاران، ۱۹۹۷: ۱۰۶).

مالیات بر مصرف همانند مالیات بر ارزش افزوده، منجر به افزایش هزینه کالاهای مصرفی می‌شود که این به نوبه خود دستمزد واقعی نیروی کار را کاهش داده و بنابراین عرضه نیروی کار را تحت تأثیر قرار می‌دهد (آرنولد و همکاران، ۲۰۱۱: F۷۱).

با این وجود، مالیات بر سرمایه انسانی یا فیزیکی، رشد اقتصادی را به طور مستقیم از طریق عرضه نیروی کار و نیز غیرمستقیم از طریق انتخاب کار-فراغت تحت تأثیر قرار می‌دهد (مندوزا و همکاران، ۱۹۹۷: ۱۰۵).

اگرچه اندازه این اثرات بستگی به عواملی از قبیل کشش عرضه نیروی کار دارد، مدل پیش‌بینی‌های مشخصی دارد: کانال‌های اثرگذاری مالیات بر مصرف روی رشد (که بوسیله نرخ بازدهی سرمایه فیزیکی اندازه‌گیری شده است) محدودتر از

مالیات‌های مستقیم و سهم مالیات‌های غیرمستقیم از کل درآمدهای مالیاتی دولت، اثر تغییر در ساختار مالیاتی منوط به ثابت ماندن کل درآمدهای مالیاتی دولت (یعنی، تغییر درآمد-خشی در ترکیب مالیاتی) بر رشد اقتصادی ایران بررسی می‌شود. نتایج مطالعه می‌تواند کاربردهای سیاستی مهمی جهت دستیابی به ترکیب بهینه درآمدهای مالیاتی از حیث اثرات رشدی داشته باشند. بر این اساس، این مقاله در پنج بخش تنظیم شده است؛ پس از بیان مقدمه، در بخش دوم، ادبیات موجود در زمینه مطالعات ساختار مالیات و رشد اقتصادی به اختصار بیان گردیده است. بخش سوم به تصریح مدل تجربی و جمع‌آوری، سازمان‌دهی و توصیف داده‌ها اختصاص یافته است. نتایج تجربی در بخش چهارم ارائه شده‌اند. نهایتاً، بخش پنجم به نتیجه‌گیری و پیشنهادات اختصاص یافته است.

۲- ادبیات تحقیق

مالیات‌ها با اثرگذاری بر بده بستان‌های کار-فراغت یا تصمیمات سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند (مریر و ساند^۱، ۲۰۱۲: ۱۰۸).

ترکیب مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم می‌تواند پیامدهای مهمی در خصوص کارایی نسبی سیستم‌های اقتصادی و عملکرد کلی آنها برحسب رشد اقتصادی، ثبات کلان اقتصادی و توانایی کلی برای بازتوزیع درآمد داشته باشد (مارتینز-واکوئز و ویولتا^۲، ۲۰۱۱: ۲).

هاربرگر ادعا می‌کند اگر چه در تئوری ترکیب مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم سرمایه‌گذاری و رشد را تحت تأثیر قرار می‌دهد، در عمل ترکیب مالیاتی تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر بده بستان‌های کار - فراغت یا سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد اقتصادی ندارد (هاربرگر، ۱۹۶۴: ۶۲-۶۴).

هال با بکارگیری یک مدل پس‌انداز-مصرف نشان می‌دهد که تغییرات مالیاتی فقط موجب تغییرات موقت در رشد اقتصادی می‌شوند (هال، ۱۹۶۸: ۱۴۲). وی در چارچوب یک مدل رشد نئوکلاسیک بر تغییر تکنولوژی و رشد جمعیت برون‌زا تکیه می‌نماید که احتمالاً چندان تحت تأثیر ساختار مالیاتی اقتصاد نیستند. اگر پیشرفت تکنولوژی برون‌زا به عنوان تعیین‌کننده اصلی رشد در نظر گرفته شود، انباشت سرمایه فقط استهلاک و رشد جمعیت را پوشش می‌دهد، در نتیجه سیاست مالیاتی تنها درآمد بلندمدت را تحت تأثیر قرار داده و تأثیری بر

3. Distorting

4. Widmalm (2001)

1. Marire & Sunde (2012)

2. Martinez-Vazquez & Violeta (2011)

مارسدن^۵ با تقسیم‌بندی بیست کشور در حال توسعه به دو گروه با رژیم مالیاتی بالا و رژیم مالیاتی پایین نتیجه می‌گیرد که به طور متوسط میزان رشد در گروه کشورهای با مالیات بالا برابر ۷/۳ درصد و در کشورهای با مالیات پائین فقط معادل ۱/۱ درصد است (مارسدن، ۱۹۸۳: ۲).

اسکینر^۶ اثرات مالیات را در آفریقای جنوبی طی دوره ۱۹۸۲-۱۹۶۵ ارزیابی می‌کند. با توجه به نتایج، مالیات بر درآمد شرکت و افراد اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد؛ مالیات‌های تجاری به طور غیرمستقیم منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شوند؛ و مالیات بر ارزش افزوده و فروش هیچ‌گونه اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارند (اسکینر، ۱۹۸۷: ۲۹).

کوستر و کورمندی^۷ با در نظر گرفتن درون‌زایی بالقوه نرخ متوسط مالیات نسبت به درآمد سرانه و ارتباط میان رشد اقتصادی و درآمد سرانه، با استفاده از داده‌های مربوط به ۶۳ کشور در طی دهه ۱۹۷۰ نشان می‌دهند که نرخ‌های نهایی و متوسط مالیات اثرات منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارند. همچنین، تغییر درآمد-خشی^۸ در نرخ نهایی مالیات اثرات منفی بر سطح فعالیت‌های اقتصادی دارد در حالی که اثر آن بر نرخ رشد مثبت است. نتیجه بدست آمده فرضیه‌ای را که کاهش درآمد-خشی در نرخ نهایی مالیات موجب انتقال موازی مسیر رشد به سمت بالا می‌شود را تأیید می‌نماید (کوستر و کورمندی، ۱۹۸۹: ۳۶۷).

وانگ و وایپ^۹ نشان می‌دهند که اثر ساختار مالیات مهم‌تر از اثر سطح مالیات بر رشد اقتصادی تایوان طی دوره زمانی ۱۹۸۶-۱۹۵۴ است. با توجه به نتایج این مطالعه نرخ مالیات کل تأثیر معناداری بر نرخ رشد اقتصادی این کشور ندارد. این نتیجه ناشی از اثرات متضاد مالیات بر درآمد عوامل تولید در مقابل مالیات بر مصرف است؛ به گونه‌ای که اثر منفی مالیات بر درآمد عوامل تولید به وسیله اثر مثبت مالیات بر مصرف جبران (خشی) می‌شود (وانگ و وایپ، ۱۹۹۲: ۳۱۷).

پیکارینو^{۱۰} با استفاده از داده‌های مربوط به اقتصاد آمریکا نشان می‌دهد که اصلاح ترکیب مالیاتی به صورت انتقال از مالیات بر درآمد به مالیات بر مصرف، رشد اقتصادی را از ۱/۵۳ درصد به ۲/۵۶ درصد در سال افزایش می‌دهد (پیکارینو، ۱۹۹۳: ۸۷۸-۸۷۹).

کانال‌های اثرگذاری دو گروه دیگر مالیاتی هستند (مک‌ناب، ۲۰۱۸: ۱۷۵).

به اعتقاد آرنولد و همکاران (۲۰۱۱) از آنجائی که مالیات بر مصرف، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را محدود نمی‌کند، از کمترین زیان برای رشد اقتصادی برخوردار است. این نویسندگان مالیات بر درآمد اشخاص را برای رشد مخرب‌تر از مالیات بر مصرف می‌دانند اما نه به اندازه مالیات بر درآمد شرکت‌ها که به عنوان مخرب‌ترین نوع مالیات شناخته می‌شود. به اعتقاد این نویسندگان نرخ‌های بالاتر مالیات بر درآمد اشخاص انگیزه پس‌انداز را کاهش می‌دهند، که حداقل تا اندازه‌ای منابع تأمین مالی کسب و کارهای کوچک را محدود می‌کنند و پتانسیل رشد آنها را کاهش می‌دهند (مک‌ناب و لی‌مای-بوچر^۱، ۲۰۱۴: ۷).

انتظار می‌رود که مالیات بر شرکت‌ها زیان‌بارترین نوع مالیات برای رشد اقتصادی باشد؛ چرا که این نوع مالیات فعالیت‌های بنگاه از قبیل سرمایه‌گذاری و رشد بهره‌وری که بیشترین سهم در رشد اقتصادی دارند را مختل می‌نماید. علاوه بر این، اکثر سیستم‌های مالیات بر شرکت‌ها مقررات زیادی دارند که برخی مزایای مالیاتی برای فعالیت‌های خاص قائلند و بنابراین ممکن است نوعاً منابع را از صنایعی که نقش عمده‌ای در رشد دارند منحرف سازند (آرنولد و همکاران، ۲۰۱۱: ۲۰۱۱).

بنابراین، در سطح معینی از کل درآمد مالیاتی دولت، اصلاح ترکیب درآمدهای مالیاتی دولت به صورت انتقال از مالیات‌هایی که اثر تحریفی بیشتر دارند به مالیات‌های با اثرات تحریفی کمتر می‌تواند رشد اقتصادی را بهبود دهد. به عنوان مثال، جایگزینی مالیات بر مصرف و مالیات مستمر بر دارایی برای مالیات بر درآمد اشخاص و شرکت‌ها می‌تواند اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته باشد (اگان^۲، ۲۰۱۷: ۱۰).

مطالعات مختلفی تأثیرگذاری مالیات‌ها بر رشد اقتصادی را برای کشورهای مختلف به لحاظ تجربی آزمون نموده‌اند:

کاتز و همکاران^۳ برای ۲۲ کشور سرمایه‌دار توسعه یافته نشان می‌دهند که مالیات کل، مالیات بر درآمد اشخاص، مالیات بر درآمد شرکت‌ها، مالیات بر کالاها و خدمات، مالیات بر مستغلات، مشارکت در تأمین اجتماعی^۴ و نرخ نهایی مالیات اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد (کاتز و همکاران، ۱۹۸۳: ۸۷۸-۸۷۹).

5. Marsden (1983)

6. Skinner (1987)

7. Koester & Kormendi (1989)

8. Revenue-Neutral

9. Wang & Yip (1992)

10. Pecorino (1993)

1. McNabb & LeMay-Boucher (2014)

2. Akgun (2017)

3. Katz et al. (1983)

4. Social Security Contributions

۲۶۹.

از پس‌انداز و سرمایه‌گذاری تحت تأثیر قرار می‌دهند (مانند مالیات بر درآمد، مشارکت در تأمین اجتماعی، مالیات بر حقوق و دستمزد و مالیات بر دارایی) و مالیات‌هایی که تصمیمات پس‌انداز و سرمایه‌گذاری عاملین اقتصادی و در نتیجه رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهند نشان می‌دهند که مالیات‌های انحرافی منجر به کاهش نرخ رشد اقتصادی می‌شوند.

مردس و مهرز^۹ با استفاده از داده‌های ۱۸ کشور عضو OECD طی دوره ۲۰۰۱-۱۹۷۰ (میانگین‌های ۵ سال) نشان می‌دهند که؛ (۱) اندازه دولت همبستگی منفی با رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری خصوصی دارد، (۲) رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری خصوصی و اشتغال رابطه‌ای مثبتی با میزان وابستگی به مالیات‌های غیرمستقیم در سیستم مالیاتی دارند و (۳) اثر مالیات بر درآمد شرکت‌ها و مشارکت‌های بیمه اجتماعی بر رشد اقتصادی همانند اثر مالیات بر درآمد اشخاص است (مردس و مهرز، ۲۰۰۴: ۴).

لی و گوردون^{۱۰} با استفاده از یک مدل اثرات ثابت برای ۷۰ کشور طی سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۷۰ نتیجه می‌گیرند که افزایش نرخ مالیات بر شرکت‌ها موجب کاهش نرخ رشد GDP می‌شود (لی و گوردون، ۲۰۰۵: ۲۰۲۷).

کمیسیون اروپایی^{۱۱} با استفاده از مدل اثرات ثابت طی سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۷۵ نشان می‌دهند نسبت مالیات‌های غیرمستقیم به مالیات‌های مستقیم اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورهای OECD دارد (کمیسیون اروپایی، ۲۰۰۶: ۲۱).

جوهانسون و همکاران اثر تغییر ساختار مالیاتی بر GDP سرانه کشورهای OECD را با استفاده از داده‌های مربوط به دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۰ ارزیابی نمودند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهند که مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر درآمد اشخاص، مالیات بر مصرف و مالیات مستمر بر دارایی‌های ثابت به ترتیب بیشترین تا کمترین اثرات منفی بر رشد اقتصادی دارند. با توجه به این نتایج، اصلاح مالیاتی درآمد-خنثی به صورت انتقال از مالیات بر درآمد به مالیات‌هایی از قبیل مالیات مستمر روی دارایی‌های ثابت و مالیات بر مصرف که اثر تحریفی کمتری دارند موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شوند (جوهانسون و همکاران، ۲۰۰۸: ۲).

میلر و روسک^۱ با در نظر گرفتن ۳۹ کشور توسعه یافته و در حال توسعه طی دوره زمانی ۱۹۸۴-۱۹۷۵ و با استفاده از یک مدل اثرات ثابت نشان می‌دهند که افزایش مالیات بر درآمد شرکت‌ها موجب بهبود رشد اقتصادی می‌شود در حالی که مالیات بر درآمد اشخاص، مالیات‌های تأمین اجتماعی، مالیات بر کالا و خدمات داخلی و مالیات بر تجارت بین‌الملل موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود (میلر و روسک، ۱۹۹۳: ۱۴).

طبق گزارش انگن و اسکینر^۲ کاهش نرخ متوسط مالیاتی در آمریکا به میزان ۵ درصد موجب کاهش ۰/۲۵ درصدی رشد اقتصادی سالانه می‌شود (انگن و اسکینر، ۱۹۹۶: ۳۴).

مندوزا و همکاران در چارچوب مدل‌های رشد درون‌زای مبتنی بر انباشت سرمایه انسانی، اثرات رشدی سیاست‌های مالیاتی را برای یک پنل از داده‌های مربوط به ۱۸ کشور عضو OECD برای دوره زمانی ۱۹۹۱-۱۹۶۵ بررسی می‌کنند. در این مطالعه، نویسندگان بر مالیات بر مصرف و مالیات بر درآمد عوامل تولید (سرمایه و نیروی کار) تمرکز داشته‌اند. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل تجربی داده‌های متوسط پنج ساله نشان می‌دهند که تغییر در ساختار مالیاتی اثر قابل توجهی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه ندارد (مندوزا و همکاران، ۱۹۹۷: ۱۰۲).

نتایج مطالعه کیم^۳ نشان‌دهنده یک اختلاف حدوداً ۳۰ درصدی میان رشد اقتصادی ایالات متحده آمریکا و کره جنوبی است که می‌تواند از طریق تفاوت در ساختار مالیات میان دو کشور توضیح داده شود (کیم، ۱۹۹۸: ۱۵۳).

کر و مک دونالد^۴ نشان می‌دهند که نسبت مالیات‌های غیرمستقیم به مالیات‌های مستقیم اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی مربوط به هفت کشور آسیایی دارد (کر و مک دونالد، ۱۹۹۹: ۱).

کنلر و همکاران^۵ (۱۹۹۹: ۱۷۱)، بلینی و همکاران^۶ (۲۰۰۱: ۴۳) و گمال و همکاران^۷ (۲۰۰۷: ۲۴، ۲۰۱۱: F5۱) با تقسیم‌بندی مالیات‌ها در دو دسته شامل مالیات‌هایی^۸ که تصمیمات رشد اقتصادی را از طریق بازداشتن عاملین اقتصادی

1. Miller & Russek (1993)
2. Engen & Skinner (1996)
3. Kim (1998)
4. Kerr & MacDonald (1999)
5. Kneller et al. (1999)
6. Bleaney et al. (2001)
7. Gemmel et al. (2007)
8. Distortionary Tax

9. Mercedes & Mehrez (2004)

10. Lee & Gordon (2005)

11. European Commission (2006)

جبران می‌شود اثر منفی بر نرخ رشد اقتصادی خواهد داشت (مک ناب و لی مای بوچر، ۲۰۱۴: ۳).

مک ناب ارتباط میان ساختار مالیات و رشد اقتصادی ۱۰۰ کشور را مطالعه نموده و نشان می‌دهد که انتقال درآمد-خشی از مالیات بر مصرف و دارایی به مالیات بر درآمد موجب رشد پایین‌تر GDP در بلندمدت می‌شود. با توجه به نتایج، اندازه این اثر در سطوح درآمدی مختلف متفاوت است؛ به گونه‌ای که در کشورهایی که درآمدشان بالاتر از حد متوسط است اثر منفی قوی‌تری مشاهده شده است و برای کشورهایی که پایین‌تر از طبقه متوسط درآمدی قرار دارند این اثر معنادار نیست. علاوه بر این، نتایج حاکی از آن است که مالیات بر درآمد اشخاص و مشارکت‌های اجتماعی زیان‌آورترین نوع مالیات‌ها برای نرخ رشد اقتصادی در بلندمدت هستند. از طرف دیگر، انتقال درآمد-خشی از مالیات تجاری به مالیات بر مصرف داخلی موجب افزایش نرخ رشد GDP می‌شود و افزایش درآمد-خشی در مالیات بر دارایی برای کشورهای درآمد پایین و درآمد متوسط ممکن است اثرات محدود و مخربی بر نرخ رشد GDP در بلندمدت داشته باشد (مک ناب، ۲۰۱۸: ۱۹۹).

منظور اثرات مالیات‌ها را در ایران در قالب الگوی رشد درون‌زا بررسی نموده و نشان می‌دهد نسبت مالیات‌های جاری بر تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نرخ رشد تولید سرانه واقعی غیرنفی دارد (منظور، ۱۳۷۹: ۱).

شفیعی و همکاران در مطالعه‌ای نشان می‌دهند در میان ابزارهای سیاست مالی دولت در دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۳۸، مخارج عمرانی و مالیات‌ها به ترتیب اثر مستقیم و معکوس معناداری بر رشد اقتصادی دارند در حالی که مخارج جاری دارای اثر معناداری بر رشد اقتصادی نیست (شفیعی و همکاران، ۱۳۸۵: ۱۰۶).

صامتی و همکاران اثر نرخ رشد مالیات‌ها بر نرخ رشد واقعی اقتصاد و تورم را با استفاده از سیستم معادلات همزمان طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۳۸ بررسی کردند. نتایج حاصل از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای نشان می‌دهد که نرخ رشد واقعی درآمدهای مالیاتی دولت تأثیر معنی‌داری بر رشد حقیقی اقتصاد نداشته است اما بر نرخ تورم تأثیر منفی و معنی‌داری داشته است (صامتی و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۸۹).

اکبرپور روشن و حاجی کرمی ارتباط میان تغییر ترکیب مالیاتی و رشد بلندمدت را با استفاده از داده‌های ۳۷ کشور در حال توسعه آسیایی و آفریقایی شامل ایران، طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۷۲ بررسی نمودند. نتایج حاصل از به کارگیری روش

جرج و همکاران^۱ با طبقه‌بندی ۱۱۶ کشور در سه دسته کشورهای توسعه یافته، کشورهای در حال توسعه و مجموع کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۷۲ نشان می‌دهند که نسبت مالیات‌های مستقیم به غیرمستقیم اثر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته و همچنین مجموع کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه دارد (جرج و همکاران، ۲۰۰۹: ۶۹).

آرنولد و همکاران در مطالعه‌ای برای ۲۱ کشور عضو OECD طی سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۷۱ نشان می‌دهند که یک درصد افزایش درآمد-خشی در سهم مالیات بر درآمد از کل مالیات و به صورت همزمان کاهش یک درصد مالیات بر دارایی و مصرف از کل مالیات موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. همچنین افزایش مالیات بر درآمد اشخاص در مقایسه با افزایش مالیات بر درآمد شرکت‌ها، موجب کاهش بیشتری در رشد GDP می‌شود (آرنولد و همکاران، ۲۰۱۱: ۶۲).

آکستا-ارمائیچیا و همکاران با استفاده از داده‌های مربوط به ۶۹ کشور در سراسر جهان، مشتمل بر ۲۱ کشور درآمد بالا، ۲۳ کشور درآمد متوسط و ۲۵ کشور درآمد پائین طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۷۰ نشان می‌دهند که افزایش مالیات بر درآمد در حالی که با کاهش مالیات بر مصرف و دارایی همراه باشد رشد بلندمدت را کاهش می‌دهد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهند که (۱) از میان مالیات‌های بر درآمد، مشارکت در تأمین اجتماعی و مالیات بر درآمد اشخاص در مقایسه با مالیات بر درآمد شرکت‌ها رابطه منفی قویتری با رشد دارند، (۲) انتقال از مالیات بر درآمد به مالیات بر دارایی رابطه مثبتی با رشد دارد و (۳) کاهش مالیات بر درآمد در حالی که با افزایش مالیات بر ارزش افزوده و فروش همراه باشد، رشد اقتصادی را بهبود می‌دهد. بنابراین، بر اساس نتایج این پژوهش، مالیات بر مصرف و دارایی در مقایسه با مالیات بر درآمد (به طور خاص مالیات بر درآمد اشخاص) اثرات منفی ضعیف‌تری بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه دارند (آکستا-ارمائیچیا و همکاران، ۲۰۱۲: ۱).

مک ناب و لی مای بوچر رابطه میان ساختار مالیات و رشد اقتصادی در ترکیبی از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه را طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۸۰ بررسی نمودند. طبق نتایج افزایش مالیات بر درآمد به خصوص مالیات بر درآمد اشخاص که با کاهش همزمان مالیات بر مصرف یا مالیات بر تجارت

1. Jorge et al. (2009)

گرفت. به طوری که:

$$RT + ST + WT + INDT = 100\% \quad (۱)$$

که در آن RT ، ST ، WT ، $INDT$ به ترتیب سهم مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات‌های غیرمستقیم از کل درآمد مالیاتی است. برای این منظور، چهار معادله رگرسیونی در یک فرم ماتریسی به شکل زیر مد نظر است:

$$\begin{bmatrix} g_t \\ g_t \\ g_t \\ g_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \alpha_2 & \alpha_3 & \alpha_4 \\ \beta_1 & 0 & \beta_3 & \beta_4 \\ \lambda_1 & \lambda_2 & 0 & \lambda_4 \\ \delta_1 & \delta_2 & \delta_3 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} RT_t \\ ST_t \\ WT_t \\ INDT_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix}$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود، در هر یک از معادلات رگرسیونی، قید صفر بر ضریب یکی از چهار نوع مالیات تحمیل می‌شود (یعنی، متغیر مورد نظر از معادله رگرسیونی مربوطه حذف می‌شود). در این صورت، با توجه به اینکه مجموع سهم چهار نوع مالیات از کل درآمدهای مالیاتی برای هر دوره زمانی مقدار ثابتی بوده (معادل ۱ یا ۱۰۰٪)، می‌توان اثر جایگزینی این نوع مالیات حذف شده با هر یک از سه نوع مالیات حاضر در مدل را بر رشد اقتصادی (g) بررسی کرد. همچنین، به منظور اجتناب از تورش تصریح، می‌توان بر مبنای ادبیات نظری رشد اقتصادی و نیز مطالعات تجربی انجام شده در این حوزه، برخی از متغیرهای مهم که به صورت بالقوه می‌توانند تغییرات تولید ناخالص داخلی را توضیح دهند به سمت راست معادلات اضافه کرد.

بنابراین، با افزودن یک عبارت عرض از مبدأ و سایر متغیرهای توضیحی به معادلات رگرسیونی فوق، می‌توان تصریح نهایی این معادلات را به صورت مجزا نوشت:

$$g_t = \alpha_0 + \alpha_2 ST_t + \alpha_3 WT_t + \alpha_4 INDT_t + \gamma Z_t + u_{1t} \quad (۲)$$

$$g_t = \beta_0 + \beta_1 RT_t + \beta_3 WT_t + \beta_4 INDT_t + \gamma Z_t + u_{2t} \quad (۳)$$

$$g_t = \lambda_0 + \lambda_1 RT_t + \lambda_2 ST_t + \lambda_4 INDT_t + \gamma Z_t + u_{3t} \quad (۴)$$

$$g_t = \delta_0 + \delta_1 RT_t + \delta_2 ST_t + \delta_3 WT_t + \gamma Z_t + u_{4t} \quad (۵)$$

میانگین گروهی تلفیقی نشان می‌دهد که حرکت از سمت مالیات‌های بر مصرف و دارایی به سمت مالیات‌های درآمدی بر رشد اقتصادی اثر منفی دارد. طبق نتایج انتقال از مالیات‌های درآمدی به مالیات بر دارایی، بیشتر از انتقال به مالیات‌های بر مصرف و فروش، رشد بلندمدت را افزایش می‌دهد و مالیات بر ارزش افزوده و فروش بر رشد بلندمدت اثری مثبت و معنادار دارد (اکبرپور روشن و حاجی کریمی، ۱۳۹۳: ۱۸۸).

ابونوری و زیوری مسعود تأثیر درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد در کشور ایران و همچنین در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD) طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۰ را بررسی کرده و نشان می‌دهند که افزایش درآمدهای مالیاتی رابطه مستقیم و مثبت با رشد اقتصادی در ایران و همچنین کشورهای OECD دارد (ابونوری و زیوری مسعود، ۱۳۹۳: ۸۰).

فولادی و ستایش با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌ای ایستا نشان می‌دهند از میان مالیات بر درآمد، مالیات بر تجارت خارجی و مالیات بر بخش‌های اقتصادی، مالیات بر درآمد کمترین و مالیات بر واردات بیشترین اثر منفی را روی GDP دارد (فولادی و ستایش، ۱۳۹۳: ۱۰۲).

فرامرزی و همکاران رابطه میان مالیات و رشد اقتصادی در کشورهای ایران، کشورهای منتخب OECD و OPEC را بررسی می‌نمایند. نتایج مطالعه برای ایران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۴۲ نشان می‌دهد که هیچ ارتباط بلندمدتی بین مالیات و رشد اقتصادی وجود ندارد (فرامرزی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۱۸).

۳- روش تحقیق

۳-۱- تصریح مدل

مسئله اصلی پژوهش حاضر این است که جایگزینی درآمد-خشی میان هر یک از اقلام مالیات‌های مستقیم و مالیات‌های غیرمستقیم یا به عبارت دیگر، افزایش یک واحدی سهم یک نوع مالیات و متقابلاً کاهش یک واحدی در سهم هر یک از سه نوع مالیات دیگر به صورت مجزا (با ثابت در نظر گرفتن سهم دو نوع مالیات دیگر) چه تأثیری بر رشد اقتصادی دارد. برای این منظور، می‌توان کل درآمد مالیاتی را در چهار گروه شامل مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها و مالیات بر ثروت به عنوان مالیات‌های مستقیم و مالیات‌های غیرمستقیم (حاصل جمع مالیات بر کالا و خدمات و مالیات بر واردات) در نظر

نهایتاً، ضریب هر یک از متغیرهای مالیاتی حاضر در هر یک از معادلات رگرسیونی نشان می‌دهد که اگر یک واحد افزایش در آن متغیر و یک واحد کاهش در متغیر حذفی مربوطه ایجاد شود، رشد اقتصادی چه میزان تغییر می‌کند. دلیل روشن است: از آنجائی که مجموع چهار متغیر مالیاتی معادل یک یا صد در صد است، یک واحد افزایش (کاهش) در هر متغیر مالیاتی با یک واحد کاهش (افزایش) در متغیر مالیاتی حذفی همراه است؛ چراکه بر اساس مفهوم مدل رگرسیونی هر یک از دو متغیر مالیاتی دیگر ثابت در نظر گرفته می‌شوند. به عنوان مثال، ضریب متغیر ST در معادله رگرسیونی (۱) بیان‌گر این است که اگر سهم مالیات بر شرکت‌ها از کل درآمد مالیات یک واحد افزایش یابد و سهم مالیات بر درآمد (RT) به عنوان متغیر مالیاتی حذفی در این معادله یک واحد کاهش یابد (و سهم سایر انواع مالیات‌ها از کل درآمد مالیاتی ثابت بماند)، رشد اقتصادی چگونه تغییر می‌کند. به طور کلی، وقتی که اثر جایگزینی دو نوع مالیات بررسی می‌شود، یکی از این دو نتیجه حاصل می‌شود: (۱) دو نوع مالیات اثر یکسانی بر رشد اقتصادی خواهند داشت. در این صورت، افزایش یک نوع مالیات و کاهش هم‌اندازه دیگری هیچ تغییری در رشد اقتصادی ایجاد نمی‌کند و بنابراین ضرایب این دو نوع مالیات در دو معادله رگرسیونی متقابل به لحاظ آماری معنی‌دار نخواهند شد. (۲) افزایش یک نوع مالیات و کاهش متقابل دیگری رشد اقتصادی را کاهش خواهد داد. در این صورت، ضریب اولی در معادله مربوطه منفی و معنی‌دار و ضریب دومی در معادله مربوطه مثبت و معنی‌دار خواهد شد. در این مورد، منطقی است که قدر مطلق ضرایب دو نوع مالیات مقادیر یکسانی باشند. بنابراین، چنین نتیجه‌ای می‌تواند راهنمای مناسبی برای تغییر ترکیب مالیات‌ها (جایگزین کردن مالیات‌ها) در جهت رشد اقتصادی باشد.

۳-۲- جمع‌آوری، سازمان‌دهی و توصیف داده‌ها

داده‌های مورد استفاده عبارتند از: نرخ رشد GDP ، سهم مالیات هر یک از اقلام مالیات‌های مستقیم و سهم مالیات‌های غیر مستقیم از کل درآمد مالیاتی دولت، متوسط سال‌های تحصیل، نسبت سرمایه‌گذاری به GDP و ضریب جینی طی سال‌های ۱۳۶۱-۱۳۹۵. داده‌های مربوط به هر یک از اقلام مالیاتی مورد نظر از اطلاعات موجود در خلاصه تحولات اقتصادی کشور به دست آمده است. منبع آماری مورد استفاده برای نسبت سرمایه‌گذاری به GDP نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، با توجه به اهداف مطالعه، قید صفر بر پارامترهای α_1 (ضریب RT_t در معادله اول)، β_2 (ضریب ST_t در معادله دوم)، λ_3 (ضریب WT_t در معادله سوم)، δ_4 (ضریب $INDT_t$ در معادله چهارم) تحمیل شده است. علاوه بر این، Z_t یک بردار ستونی از دیگر متغیرهای توضیح‌دهنده رشد اقتصادی است و γ یک بردار سطرری از ضرایب مربوطه است.^۱ متغیرهای مهم اقتصادی در نظر گرفته شده عبارتند از: متوسط سال‌های تحصیل (h) به عنوان معیاری از سرمایه انسانی، سهم سرمایه‌گذاری از GDP ، I به عنوان معیاری از انباشت سرمایه فیزیکی و ضریب جینی (G) به عنوان معیاری از نابرابری درآمد.

طبق نظریه‌های کلاسیک، رشد اقتصادی و نابرابری درآمد از طریق عامل پس‌انداز یا سرمایه فیزیکی با یکدیگر ارتباط برقرار می‌نمایند. به این صورت که هرچه نابرابری درآمدی افزایش یابد، ثروت بیشتری در اختیار قشر مرفه جامعه که میل نهایی به پس‌انداز بالاتری دارند قرار می‌گیرد و این موضوع سبب افزایش پس‌انداز کل و انباشت سرمایه بیشتر گردیده و در نهایت رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. برخلاف الگوی کلاسیک، در الگوی مدرن ارتباط میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی منفی ارزیابی می‌شود و سرمایه انسانی عامل این ارتباط می‌باشد به این صورت که برابری بیشتر در جامعه امکان سرمایه‌گذاری در آموزش را برای افراد بیشتری از جامعه فراهم می‌کند. در نتیجه هر چه نابرابری درآمدی کمتر باشد، سرمایه انسانی بیشتری حاصل گردیده و رشد اقتصادی بهبود می‌یابد (حیدری و حسن‌زاده، ۱۳۹۵: ۹۲-۹۳).

با توجه به اینکه مجموع سهم چهار نوع مالیات از کل درآمدهای مالیاتی برای هر دوره زمانی مقدار ثابتی بوده (معادل ۱ یا ۱۰۰٪) و اینکه تصریح بخش غیرمالیاتی در همه معادلات رگرسیونی یکسان است، ضرایب متغیرهای غیرمالیاتی در هر یک از معادلات ($\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ و γ_4) مقادیر برآوردی یکسانی را به خود اختصاص می‌دهند. همچنین، برای همین دلیل، ضریب برآوردی هر یک از متغیرهای مالیاتی حاضر در معادله i ام ($i=1, \dots, 4$) برابر است با قرینه ضریب برآوردی متغیر حذفی معادله i ام در معادله‌ای که آن متغیر حذف شده است. بنابراین، داریم:

$$\alpha_2 = -\beta_1, \quad \alpha_3 = -\lambda_1, \quad \alpha_4 = -\delta_1 \\ \beta_3 = -\lambda_2, \quad \beta_4 = -\delta_2, \quad \lambda_4 = -\delta_3$$

۱. لازم به ذکر است که هیچ‌گونه هم‌زمانی در این معادلات رگرسیونی وجود ندارد و بنابراین به صورت مجزا برآورد می‌شوند.

است. برخی از آماره‌های توصیفی مربوط به داده‌ها در جدول (۱) گزارش شده است.

۴- برآورد مدل و تفسیر نتایج

به منظور برآورد معادلات (۱) تا (۴)، ابتدا وضعیت مانایی سری‌های زمانی با استفاده از آزمون فیلیپس و پرون بررسی می‌شود. نتایج این آزمون با عرض از مبدا و روند زمانی در جدول (۲) گزارش شده است.

جمهوری اسلامی ایران است. داده‌های توزیع درآمد در فاصله سال‌های ۱۳۶۲-۱۳۶۱ تنها بصورت گروهی (با انتهای باز) در دسترس است. بنابراین، ضریب جینی این سال‌ها با استفاده از مدل پارامتریکی پیشنهادی ابونوری (۱۳۷۱) برآورد شده است. از آنجایی که داده‌های توزیع درآمد (هزینه) از سال ۱۳۶۳ بصورت ریز داده موجود است، شاخص ضریب جینی در فاصله سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۶۳ با استفاده از ریز داده‌ها برآورد شده است. اطلاعات آماری متوسط سال‌های تحصیل شاغلان نیز از دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی گردآوری شده

جدول ۱. آماره‌های توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مدل

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
g	۳۵	۳/۶۳۶۳۰۵	۶/۳۸۱۲۲۵	-۹/۷۷۲۶۰۹	۲۲/۷۵۵۲۱
RT	۳۵	۱۵/۹۰۲۶۹	۳/۴۱۵۶۳۷	۱۱/۳۰۸۰۰	۲۵/۵۵۹۹۶
ST	۳۵	۳۶/۹۵۴۴۰	۷/۹۰۱۴۱۴	۲۴/۹۵۵۲۳	۵۵/۷۶۰۰۴
WT	۳۵	۴/۵۱۸۱۸۳	۱/۴۵۷۶۷۶	۲/۶۰۰۳۲۶	۸/۲۹۱۹۴۱
INDT	۳۵	۴۲/۶۲۴۷۳	۸/۷۵۴۷۱۵	۲۲/۷۵۶۷۳	۵۸/۸۱۳۵۸
h	۳۵	۶/۹۸۳۱۴۳	۱/۷۷۰۱۰۴	۴/۰۲۰۰۰۰	۹/۹۲۰۰۰۰
I	۳۵	۰/۳۰۰۰۰۰	۰/۰۴۵۵۶۶	۰/۲۰۱۱۷۲	۰/۴۰۸۲۶۱
G	۳۵	۰/۴۲۷۵۸۹	۰/۰۴۱۳۳۴	۰/۳۵۲۲۰۰	۰/۵۴۶۶۰۰

مأخذ: بانک مرکزی و مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون برای متغیرهای مدل

تفاضل اول				سطح			
آماره PP	متغیر	آماره PP	متغیر	آماره PP	متغیر	آماره PP	متغیر
-۴/۷۳۹۲۹۴	Δ INDT	-۸/۶۱۵۱۷۵	Δ RT	-۲/۱۷۳۳۸۲	INDT	-۴/۹۴۱۷۱۵	g
-۵/۴۳۸۳۴۳	Δ h	-۵/۷۰۰۰۱۸	Δ ST	-۲/۱۳۹۸۶۲	h	-۲/۲۲۴۲۴۲	RT
-۵/۲۵۷۱۴۷	Δ I	-۷/۶۴۹۰۹۵	Δ WT	-۲/۲۸۱۹۲۶	I	-۲/۲۷۸۹۶۹	ST
				-۴/۳۰۹۳۵۶	G	-۲/۴۹۹۴۱۸	WT
مقادیر بحرانی مک کینون				مقادیر بحرانی مک کینون			
۱۰٪	۵٪	۱٪	سطح معنی‌داری	۱۰٪	۵٪	۱٪	سطح معنی‌داری
-۳/۲۰۹۶۴۲	-۳/۵۵۲۹۷۳	-۴/۲۶۲۷۳۵	مقدار آماره	-۳/۲۰۷۰۹۴	-۳/۵۴۸۴۹۰	-۴/۲۵۲۸۱۷۹	مقدار آماره

مأخذ: یافته‌های تحقیق

می‌دهد. در این رویکرد، نخست، بایستی تعداد وقفه‌های بهینه متغیرهای توضیحی در یک مدل $ARDL(p,q)$ به فرم زیر را تعیین کرد.

(۶)

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \theta'_j x_{t-j} + \varepsilon_t$$

که x_t یک بردار $k \times 1$ از رگرسورهای چندگانه و θ_j یک بردار $k \times 1$ از ضرایب وقفه‌های توزیعی است. برای این منظور، می‌توان از معیارهای اطلاعاتی استاندارد AIC و SBIC استفاده کرد. همچنین، می‌توان بنا بر تشخیص، عرض از مبدا

با مقایسه آماره آزمون فیلیپس-پرون با مقادیر بحرانی مک کینون این نتیجه حاصل می‌شود که تنها دو متغیر نرخ رشد GDP و ضریب جینی در سطح مانا می‌باشد و سایر متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

از آنجایی که متغیرها در معادلات (۱) تا (۴) ترکیبی از $I(0)$ و $I(1)$ هستند، رویکرد هم‌انباشتگی مبتنی بر مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) گزینه مناسبی برای تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی میان متغیرها در هر یک از مدل‌های رگرسیونی است. علاوه بر این، دیگر مزیت مهم رویکرد ARDL این است که برای دوره‌های زمانی کوچک نتایج قابل قبولی ارائه

انحرافی از مسیر تعادلی بلندمدت در طول زمان تصحیح می‌شود.

در این مطالعه، مدل ARDL با عرض از مبدأ و روند زمانی نامقید برای هر یک از تصریح‌های مورد نظر برآورد و تعداد وقفه‌های پهنه برای هر یک از مدل‌های ARDL با استفاده از معیار AIC تعیین شده است (متغیرهایی که ضرایبشان قرینه است مقید به برابری تعداد وقفه‌ها شده‌اند). طبق نتایج در جدول (۳) که برای همه مدل‌ها یکسان است، آزمون والد مبتنی بر آماره F استاندارد نشان می‌دهد که کل مدل به لحاظ آماری معنی‌دار است. همچنین، نتایج آزمون‌های ARCH، LM و نیز مقدار آماره دوربین واتسون^۴ (DW) فرضیه‌های صفر نشان دهنده عدم وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس است.

با توجه به اینکه متغیر وابسته و متغیرهای غیرمالیاتی برای همه معادلات یکسان هستند و نیز با توجه به شرایطی که بر متغیرهای مالیاتی حاکم است، نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی مربوط به پنج مدل مورد بررسی یکسان است. با توجه به نتایج جدول (۳)، مقدار آماره F در سطح اطمینان ۹۹ درصد بزرگ‌تر از باند (مقدار بحرانی) بالا است. بنابراین، یک ارتباط تعادلی بلندمدت میان متغیرهای پژوهش وجود دارد.

یک موضوع مهم دیگر در خصوص رویکرد ARDL، ثبات و پایداری پارامترهای مدل در طول زمان است، تکنیک‌های رایج حاصل جمع تجمعی^۵ (CUSUM) و حاصل جمع تجمعی مجذورات^۶ (CUSUMSQ) که توسط براون^۷ و دیگران (۱۹۷۵) پیشنهاد شده است، جهت بررسی پایداری مدل‌های برآورد شده استفاده شده است. نتایج این آزمون (که برای مدل‌های مختلف یکسان است) در نمودارهای (۱) و (۲) ارائه شده است.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، آماره آزمون CUSUM و CUSUMSQ برای دوره‌های مختلف در بین خطوط بحرانی قرار می‌گیرد. بنابراین فرضیه صفر پایداری مدل نمی‌تواند در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شود و پارامترهای مدل از ثبات لازم برخوردارند.

را از مدل فوق حذف کرد یا یک روند زمانی یا متغیرهای مجازی را به آن افزود. ضمناً، در این مدل فرض شده است که تعداد وقفه‌های رگرسورها (X_t) یکسان و معادل q است. با این وجود، می‌توان اجازه داد این رگرسورها بتوانند تعداد وقفه‌های متفاوتی را به خود اختصاص دهند. گام بعدی بکارگیری آزمون باند^۱ جهت تشخیص وجود یا عدم وجود ارتباط بلندمدت یا هم‌انباشتگی میان متغیرها است. برای این منظور، نخست، مدل رگرسیونی (۶) در یک فرم تصحیح خطا^۲ به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha + \rho y_{t-1} + \theta' x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} \\ &+ \sum_{j=0}^{q-1} \phi_j' \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \\ &= \rho ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} \\ &+ \sum_{j=0}^{q-1} \phi_j' \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

که $\gamma_j = -\sum_{i=j+1}^p \phi_i$ ، $\rho = \sum_{j=1}^p \phi_j - 1$ برای $j = 1, \dots, p-1$ ، $\phi_0 = \theta_0$ ، $\theta = \sum_{j=0}^q \theta_j$ ، $\phi_j = -\sum_{i=j+1}^q \theta_i$ برای $j = 1, \dots, q-1$ سسپس فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی میان متغیرها ($\rho = 0$ and $\theta = 0$) آزمون می‌شود. چنانچه این فرضیه به لحاظ آماری رد شود، ارتباط هم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل وجود دارد. برای بررسی این فرضیه آزمون والد به کار گرفته می‌شود. در این آزمون، چنانچه مقدار آماره آزمون بزرگتر از مقدار بحرانی باند بالا گزارش شده توسط پسران و دیگران (۲۰۰۱) باشد، یک ارتباط هم‌انباشتگی یا بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی وجود دارد.^۳

عبارت ECT_t همان عبارت تصحیح خطا است و ضریب آن (ρ) بیان می‌کند که در هر دوره زمانی چه سهمی از انحراف (مثبت یا منفی) از مسیر تعادلی بلندمدت تصحیح می‌شود. انتظار می‌رود که علامت این ضریب منفی باشد. در این صورت، یک هم‌گرایی به مسیر بلندمدت وجود دارد و هر

1. Bound Test
2. Error Correction

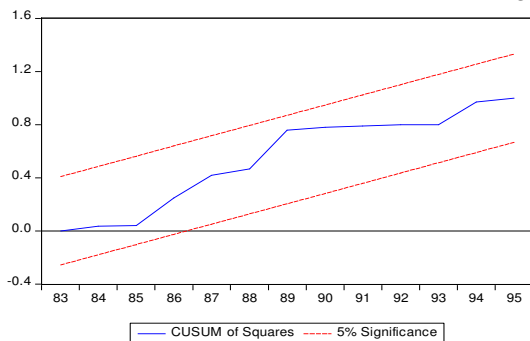
۳. پسران و دیگران (۲۰۰۱) پنج تصریح مختلف در نظر می‌گیرند. تفاوت این تصریح‌ها در حضور یا عدم حضور عرض از مبدأ و روند زمانی در معادله ARDL و بردار هم‌انباشتگی است.

4. Durbin-Watson
5. Cumulative Sum
6. Cumulative Sums of Squares
7. Brown ET AL. (1975)

جدول ۳. نتایج برآورد ضرایب بلندمدت (بردارهای هم‌انباشتگی)

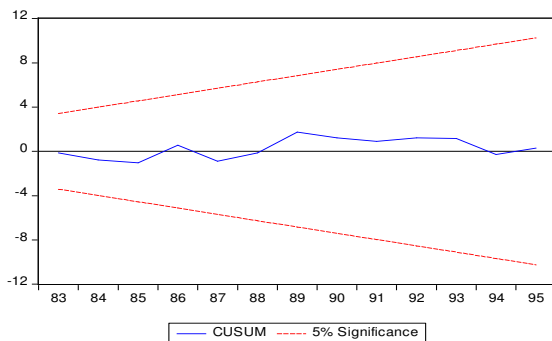
آزمون‌های تشخیصی							
DW – statistic		(p-value) ARCH		(p-value) LM Test		آماره F (p-value)	
۲/۳۴۱۶۷۵		(۰/۳۵۹۲) ۰/۸۶۷۲۳۲		(۰/۲۸۷۹) ۱/۳۹۷۳۶۸		(۰/۰۳۳۲۷۴) ۲/۷۵۵۸۵۳	
R ²							
۰/۸۰۱۱۰۵							
آزمون باند (تشخیص ارتباط هم‌انباشتگی)							
مقادیر بحرانی				سطح معنی‌داری		آماره آزمون (F)	
باند بالا		باند پائین				۵/۱۱۶۲۸۱	
۳/۶۷۱		۲/۳۸۷		٪۱۰			
۴/۳۲۴		۲/۸۶۴		٪۵			
۵/۷۹۷		۴/۰۱۶		٪۱			
بردار هم‌انباشتگی (ارتباط بلندمدت)							
مدل دوم				مدل اول			
رگرسور	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال	رگرسور	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال
ST _t	-۰/۵۲۲۸۴۸	۰/۰۹۰۴۵۴	۰/۰۰۰۱	RT _t	۰/۵۲۲۸۴۸	۰/۰۹۰۴۵۴	۰/۰۰۰۱
WT _t	۳/۹۰۶۱۵۲	۰/۵۹۹۱۶۹	۰/۰۰۰۰	WT _t	-۳/۹۰۶۱۵۲	۰/۵۹۹۱۶۹	۰/۰۰۰۰
INDT _t	-۰/۲۱۵۲۹۳	۰/۰۹۰۵۶۴	۰/۰۳۳۵	INDT _t	۰/۲۱۵۲۹۳	۰/۰۹۰۵۶۴	۰/۰۳۳۵
h _t	۷/۶۹۰۴۱۳	۱/۰۱۷۵۸۹	۰/۰۰۰۰	h _t	-۷/۶۹۰۴۱۳	۱/۰۱۷۵۸۹	۰/۰۰۰۰
I _t	۲۲/۴۴۰۷۵	۱۲/۶۳۴۵۵	۰/۰۹۹۱	I _t	-۲۲/۴۴۰۷۵	۱۲/۶۳۴۵۵	۰/۰۹۹۱
G _t	۲۸۳/۹۰۶۷	۵۶/۵۱۶۳۹	۰/۰۰۰۲	G _t	-۲۸۳/۹۰۶۷	۵۶/۵۱۶۳۹	۰/۰۰۰۲
مدل سوم				مدل چهارم			
رگرسور	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال	رگرسور	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال
RT _t	-۳/۹۰۶۱۵۲	۰/۵۹۹۱۶۹	۰/۰۰۰۰	RT _t	۳/۹۰۶۱۵۲	۰/۵۹۹۱۶۹	۰/۰۰۰۰
ST _t	-۴/۴۲۹۰۰۰	۰/۵۸۵۲۳۳	۰/۰۰۰۰	ST _t	۴/۴۲۹۰۰۰	۰/۵۸۵۲۳۳	۰/۰۰۰۰
INDT _t	-۴/۱۲۱۴۴۴	۰/۵۶۵۳۷۹	۰/۰۰۰۰	INDT _t	۴/۱۲۱۴۴۴	۰/۵۶۵۳۷۹	۰/۰۰۰۰
h _t	۷/۶۹۰۴۱۳	۱/۰۱۷۵۸۹	۰/۰۰۰۰	h _t	-۷/۶۹۰۴۱۳	۱/۰۱۷۵۸۹	۰/۰۰۰۰
I _t	۲۲/۴۴۰۷۵	۱۲/۶۳۴۵۵	۰/۰۹۹۱	I _t	-۲۲/۴۴۰۷۵	۱۲/۶۳۴۵۵	۰/۰۹۹۱
G _t	۲۸۳/۹۰۶۷	۵۶/۵۱۶۳۹	۰/۰۰۰۲	G _t	-۲۸۳/۹۰۶۷	۵۶/۵۱۶۳۹	۰/۰۰۰۲
سرعت تعدیل							
p-value		آماره t		انحراف معیار		β̂	
۰/۰۰۰۰		-۷/۲۳۴۸۸۰		۰/۲۰۹۰۳۶		-۱/۵۱۲۳۵۳	

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۲. آزمون پایداری CUSUMSQ

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۱. آزمون پایداری CUSUM

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آنجایی که آزمون‌های هم‌انباشتگی دلالت بر وجود ارتباط تعادلی بلندمدت میان متغیرها دارند، می‌توان ضرایب بلندمدت را برآورد و تفسیر نمود. نتایج نشان می‌دهند که افزایش نسبت سرمایه‌گذاری به GDP، افزایش متوسط سال‌های تحصیل و افزایش نابرابری درآمد موجب افزایش معناداری در رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین مطابق با نظریه‌های رشد، سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی روی رشد اقتصادی اثری مثبت و معنی‌دار دارند. از طرفی با افزایش نابرابری درآمدی ثروت بیشتری در اختیار قشر مرفه جامعه که میل نهایی به پس‌انداز بالاتری دارند قرار می‌گیرد و این امر موجب افزایش پس‌انداز کل و افزایش انباشت سرمایه گردیده و در نهایت منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود.

تمرکز اصلی این مطالعه بر روی ضرایب متغیرهای مالیاتی (به عنوان سهم هر یک از انواع مالیات‌ها از کل درآمد مالیاتی) و معناداری آماری آنها است. در تمام معادلات، تفسیر مربوط به ضریب هر سهم مفروض به ثابت بودن سایر سهم‌های مالیاتی موجود در معادله است. ضریب هر یک از متغیرهای مالیاتی حاضر در هر مدل نشان می‌دهند که اگر تغییری در آن متغیر ایجاد شود و در مقابل تغییر معادل و معکوسی در متغیر حذف شده صورت گیرد چه تغییری در رشد اقتصادی به وجود می‌آید. در مدل اول متغیر RT (سهم مالیات بر درآمد از کل درآمدهای مالیاتی) حذف شده است. بنابراین، ضریب هر یک از متغیرهای مالیاتی حاضر در مدل (WT، ST، و INDT) نشان می‌دهند که اگر تغییری در آن متغیر ایجاد شود و در مقابل تغییر معادل و معکوسی در RT به عنوان متغیر حذف شده صورت گیرد، چه تغییری در رشد اقتصادی به وجود می‌آید (لازم به ذکر است که با توجه به مفهوم رگرسیون، سایر سهم‌های مالیاتی ثابت در نظر گرفته می‌شوند). در این مدل ضریب متغیر ST (سهم مالیات بر شرکت‌ها از کل درآمدهای مالیاتی) معادل $0/522848$ - برآورد شده است و از نظر آماری معنادار است. این نشان می‌دهد که یک واحد افزایش (کاهش) در ST و در مقابل همان اندازه کاهش (افزایش) در RT منجر به کاهشی (افزایشی) معادل $0/522848$ در رشد اقتصادی می‌شود. از طرف دیگر، به طور منطقی، ضریب متغیر RT در مدل دوم که متغیر ST در آن حضور ندارد معادل $0/522848$ - (یعنی قرینه ضریب ST) برآورد شده است. بنابراین، جایگزینی مالیات بر شرکت‌ها برای مالیات بر درآمد منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود. نتیجه دوم این است که ضریب WT (سهم مالیات بر ثروت از کل درآمد مالیاتی) در معادله اول معادل $3/906152$ و

ضریب RT در معادله سوم معادل $3/906152$ - برآورد شده‌اند و به لحاظ آماری معنادار هستند. با توجه به این نتیجه، یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات بر ثروت از کل درآمدهای مالیاتی و در مقابل یک واحد کاهش (افزایش) در سهم مالیات بر درآمد از کل درآمدهای مالیاتی منجر به افزایش (کاهش) معادل $3/906152$ در رشد اقتصادی می‌شود. به عبارت دیگر، جایگزینی مالیات بر ثروت برای مالیات بر درآمد منجر به افزایش رشد اقتصادی در جامعه می‌شود. نتیجه سوم این است که ضریب INDT (سهم مالیات‌های غیرمستقیم از کل درآمدهای مالیاتی) در مدل اول معادل $0/215293$ - و ضریب RT در مدل چهارم معادل $0/215293$ برآورد شده است و به لحاظ آماری معنادار می‌باشند. این نتیجه بیانگر آن است که یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات‌های غیرمستقیم و در مقابل یک واحد کاهش (افزایش) در سهم مالیات بر درآمد موجب می‌شود رشد اقتصادی به میزان $0/215293$ کاهش (افزایش) یابد. به عبارت دیگر، جایگزینی مالیات‌های غیرمستقیم برای مالیات بر درآمد منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

با توجه به نتایج برآورد مدل دوم، ضریب متغیر سهم مالیات بر ثروت (WT) معادل $4/429$ برآورد شده است و به لحاظ آماری معنادار است. همان‌طور که انتظار می‌رود این ضریب قرینه ضریب ST در مدل سوم است. این نشان می‌دهد که یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات بر ثروت (WT) و یک واحد کاهش (افزایش) همزمان در سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST) موجب می‌شود رشد اقتصادی به اندازه $4/429$ افزایش (کاهش) یابد. به عبارت دیگر، جایگزینی مالیات بر ثروت برای مالیات بر شرکت‌ها منجر به بهبود رشد اقتصادی می‌شود. همان‌طور که مشاهده می‌شود، ضریب متغیر سهم مالیات‌های غیرمستقیم (INDT) در مدل دوم معادل $0/307556$ و ضریب متغیر سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST) در مدل چهارم معادل $0/307556$ - برآورد شده است و به لحاظ آماری معنادار هستند. این نشان می‌دهد که یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات‌های غیرمستقیم و در مقابل یک واحد کاهش (افزایش) همزمان در سهم مالیات بر شرکت‌ها موجب می‌شود رشد اقتصادی به میزان $0/307556$ افزایش (کاهش) یابد. به عبارت دیگر، جایگزینی مالیات‌های غیرمستقیم برای مالیات بر شرکت‌ها افزایش رشد اقتصادی را به همراه دارد. در مدل سوم، متغیر WT (سهم مالیات بر ثروت) حذف شده است. بنابراین، می‌توان اثر جایگزینی این نوع مالیات با

موارد جایگزینی مالیات‌های ستون اول برای مالیات‌های ستون دوم یا به عبارت دیگر انتقال از مالیات‌های ستون دوم به مالیات‌های ستون اول با فرض ثابت ماندن کل درآمد مالیاتی منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین، جایگزینی درآمد-خنثی مالیات بر درآمد برای مالیات بر ثروت مالیات‌های غیرمستقیم، جایگزینی درآمد-خنثی مالیات بر ثروت برای مالیات بر شرکت‌ها، مالیات‌های غیرمستقیم یا مالیات بر درآمد و نیز جایگزینی درآمد-خنثی مالیات‌های غیرمستقیم برای مالیات بر شرکت‌ها منجر به بهبود رشد اقتصادی می‌شود. به این ترتیب، انتقال از مالیات بر ثروت به هیچ‌یک از دیگر اقلام مالیاتی مورد نظر رشد اقتصادی را افزایش نمی‌دهد.

اثر تغییرات درآمد-خنثی در ساختار مالیاتی روی رشد اقتصادی در مطالعاتی توسط آرنولد و همکاران (۲۰۱۱) برای ۲۱ کشور عضو OECD، آکوستا-اورمیچیو یو (۲۰۱۲) برای ۶۹ کشور جهان، مک ناب و لی مای-یوچر (۲۰۱۴) برای ترکیبی از کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه، مک ناب (۲۰۱۸) برای ۱۰۰ کشور جهان و اکبرپور روشن و حاجی کرم (۱۳۹۳) برای ۳۷ کشور در حال توسعه آسیایی و آفریقایی با در نظر گرفتن مالیات بر مصرف، مالیات بر دارایی و مالیات‌های درآمدی و با بکارگیری روش میانگین گروهی تلفیقی بررسی شده است. نتایج حاصل از این مطالعات نشان می‌دهد که انتقال از مالیات‌های درآمدی به مالیات بر دارایی (ثروت) یا مالیات بر مصرف منجر به بهبود رشد اقتصادی می‌شود. در این پژوهش با تفکیک مالیات‌های درآمدی به مالیات بر درآمد و مالیات بر شرکت‌ها این نتیجه حاصل شده است که انتقال از هر یک از این اقلام مالیاتی به مالیات بر ثروت رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد که تأییدکننده نتایج مطالعات مذکور است. همچنین، با توجه به نتایج مطالعه حاضر، از میان مالیات‌های درآمدی، انتقال از مالیات بر شرکت‌ها به مالیات‌های غیرمستقیم (حاصل جمع مالیات بر مصرف و مالیات بر واردات) موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود در حالی که انتقال از مالیات بر درآمد به مالیات‌های غیرمستقیم رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.

پس از آزمون هم‌انباشتگی و استخراج بردارهای هم‌انباشتگی (بردارهای بلندمدت)، لازم است مکانیسم تعدیل انحرافات از مسیر تعادلی بلندمدت بررسی شود. نتایج برآورد سرعت تعدیل و آزمون معناداری مربوطه به صورت مشترک برای مدل‌های پنج‌گانه در پایان جدول (۳) گزارش شده است.

دیگر انواع مالیات‌های مورد مطالعه را بر رشد اقتصادی تجزیه و تحلیل کرد. با توجه به نتایج حاصل از برآورد این مدل، ضریب INDT معادل $-۴/۱۲۱۴۴۴$ برآورد شده است که قرینه ضریب سهم مالیات بر ثروت (WT) در مدل چهارم است و هر دو ضریب به لحاظ آماری معنادار هستند. این بیان می‌کند که یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات‌های غیرمستقیم و در مقابل یک واحد کاهش (افزایش) در سهم مالیات بر ثروت موجب می‌شود رشد اقتصادی به میزان $۴/۱۲۱۴۴۴$ کاهش (افزایش) یابد. به عبارت دیگر، جایگزینی مالیات‌های غیرمستقیم برای مالیات بر ثروت منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

نهایتاً، در مدل چهارم، متغیر INDT (سهم مالیات‌های غیرمستقیم) حذف شده است. بنابراین، با استفاده از نتایج مربوط به برآورد این مدل می‌توان تأثیر جایگزینی این نوع مالیات با مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها و مالیات بر ثروت را بررسی کرد. با توجه به اینکه ضرایب مربوطه به ترتیب در مدل‌های اول، دوم و سوم ظاهر شده‌اند، این مدل هیچ اطلاعات اضافی ارائه نمی‌دهد و می‌توان از برآورد آن صرف نظر کرد.

نتایج تغییر در ترکیب انواع مالیات‌ها بر رشد اقتصادی با ثابت ماندن کل درآمد مالیاتی در جدول (۴) ارائه شده‌اند.

جدول ۴. اثر تغییر در ترکیب مالیات‌ها بر رشد اقتصادی

تغییر در رشد اقتصادی	یک واحد کاهش در	یک واحد افزایش در
۰/۵۲۲۸۴۸	سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST)	سهم مالیات بر درآمد (RT)
۰/۲۱۵۲۹۳	سهم مالیات‌های غیرمستقیم (INDT)	سهم مالیات بر درآمد (RT)
۳/۹۰۶۱۵۲	سهم مالیات بر درآمد (RT)	سهم مالیات بر ثروت (WT)
۴/۴۲۹	سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST)	سهم مالیات بر ثروت (WT)
۴/۱۲۱۴۴۴	سهم مالیات‌های غیرمستقیم (INDT)	سهم مالیات بر ثروت (WT)
۰/۳۰۷۵۵۶	سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST)	سهم مالیات‌های غیرمستقیم (INDT)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

این جدول نشان می‌دهد که یک واحد افزایش در متغیرهای ستون اول و در مقابل یک واحد کاهش در متغیرهای ستون دوم چه تغییری در رشد اقتصادی (ستون سوم) ایجاد می‌کند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در همه

رشد اقتصادی به وجود می‌آید.

با توجه به نتایج، افزایش متوسط سال‌های تحصیل، افزایش نسبت سرمایه‌گذاری به GDP و افزایش ضریب جینی موجب افزایش معناداری در رشد اقتصادی می‌شوند. همچنین نتایج نشان می‌دهند که

- ۱- جایگزینی درآمد-خنثی مالیات‌های غیرمستقیم برای مالیات بر شرکت‌ها موجب افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت می‌شود.
- ۲- از میان مالیات‌های مستقیم، جایگزینی درآمد-خنثی مالیات بر ثروت برای مالیات بر درآمد یا برای مالیات بر شرکت‌ها منجر به افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت می‌شود.
- ۳- جایگزینی درآمد-خنثی مالیات بر درآمد برای مالیات‌های غیرمستقیم یا برای مالیات بر شرکت‌ها رشد اقتصادی در بلندمدت را افزایش می‌دهد.
- ۴- جایگزینی درآمد-خنثی مالیات بر ثروت برای مالیات‌های غیرمستقیم موجب افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت می‌شود.
- ۵- بیشترین افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت با جایگزینی درآمد-خنثی مالیات بر ثروت برای مالیات بر شرکت‌ها حاصل می‌شود.
- ۶- با انتقال درآمد-خنثی از مالیات‌های غیرمستقیم به مالیات بر درآمد کمترین افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت نتیجه می‌شود.

در مجموع، این یافته‌های تجربی نشان می‌دهند که اصلاح مالیاتی به صورت انتقال درآمد-خنثی از مالیات بر شرکت‌ها به هر یک از دیگر اقلام مالیاتی و نیز انتقال درآمد-خنثی از هر یک از اقلام مالیاتی به مالیات بر ثروت منجر به بهبود رشد اقتصادی در ایران می‌شوند. این اطلاعات می‌توانند راهنمای مفیدی برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی در جهت تعیین ساختار (ترکیب) بهینه مالیات‌ها با هدف افزایش رشد اقتصادی در ایران باشند برآورد.

مقدار برآورد شده سرعت تعدیل معادل $\hat{\rho} = -1/512353$ است و در سطح معنی‌داری یک درصد از نظر آماری معنادار است. منفی بودن این ضریب بیانگر آن است که هر انحراف مثبت یا منفی از مسیر تعادلی بلندمدت در طول زمان تعدیل می‌شود.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر بررسی تغییرات درآمد-خنثی در ساختار مالیاتی بر رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۶۱-۱۳۹۵ است. به بیان دیگر، این مطالعه اثر جایگزینی اقلام مختلف مالیاتی بر رشد اقتصادی را با ثابت ماندن کل درآمد مالیاتی تجزیه و تحلیل می‌کند. در این خصوص، هر یک از اقلام مالیات‌های مستقیم شامل مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات‌های غیرمستقیم (حاصل جمع مالیات بر واردات و مالیات بر کالا و خدمات) بررسی شده‌اند. برای این منظور، با استفاده از رویکرد *ARDL* چهار معادله رگرسیونی برآورد شده است. در هر یک از این معادلات رگرسیونی، رشد اقتصادی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. متغیرهای توضیحی نیز عبارتند از سهم هر یک از اقلام مالیاتی فوق از کل درآمدهای مالیاتی و نیز دیگر متغیرهای توضیح‌دهنده رشد اقتصادی (متوسط سال‌های تحصیل به عنوان معیاری از سرمایه انسانی، سهم سرمایه‌گذاری از GDP به عنوان معیاری از انباشت سرمایه فیزیکی و ضریب جینی به عنوان معیاری از نابرابری درآمد). با توجه به اهداف مطالعه، برای هر یک از مدل‌های رگرسیونی یکی از سهم‌های مالیاتی از مدل حذف شده است. بنابراین، ضرایب هر یک از سهم‌های مالیاتی حاضر در مدل نشان می‌دهند که اگر یک واحد تغییر در آن نوع سهم مالیاتی ایجاد شود و در مقابل یک واحد تغییر معکوس در سهم مالیات حذف شده از مدل صورت گیرد (با ثابت در نظر گرفتن سهم دو نوع مالیات دیگر) چه تغییری در

منابع

- ابونوری، عباسعلی و زیوری مسعود، سمیه (۱۳۹۳). "تأثیر درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد". *پژوهشنامه مالیات*، دوره ۲۲، شماره ۲۴، ۸۵-۶۳.
- اکبریور روشن، نرگس و حاجی کرمی، مرضیه (۱۳۹۳). "ترکیب مالیاتی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه". *اقتصاد و الگوسازی*، دوره ۵، شماره ۱ و ۲، ۱۹۲-۱۶۲.
- حیدری، حسن و حسن‌زاده، اکبر (۱۳۹۵). "رابطه نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در ایران". *رفاه اجتماعی*، دوره ۱۶، شماره ۶۳، ۱۲۵-۸۹.
- شبیعی، افسانه؛ تشکینی، احمد و برومند، زهرا (۱۳۸۵). "آزمون تأثیرگذاری سیاست مالی بر رشد اقتصادی". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۳۳، ۱۲۱-۸۱.
- صامتی، مرتضی؛ طیبی، سید کمیل و حیدری، سمیه (۱۳۸۷). "اثر رشد درآمدهای مالیاتی دولت بر تورم و رشد حقیقی"

- فولادی، معصومه و ستایش، هدیه (۱۳۹۳). "مطالعه آثار سیاست‌های مالی بر تولید، اشتغال و درآمد خانوارها در ایران: رهیافت مدل تعادل عمومی". *برنامه‌ریزی و بودجه*، دوره ۱۹، شماره ۱، ۸۵-۱۰۹.
- منظور، منصور (۱۳۷۹). "تأثیر سیاست‌های مالیه دولت بر رشد اقتصادی بلندمدت". *پایان‌نامه دکترا*، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران
- Acosta-Ormaechea, S., Sola, S. & Yoo, J. (2012). "Tax Composition and Growth: A Broad Cross-Country Perspective". *IMF Working Paper WP/12/257*, International Monetary Fund.
- Akgun, O., Cournède, B. & Fournier, J. M. (2017). "The Effects of the Tax Mix on Inequality and Growth". *OECD Economics Department Working Paper*, Forthcoming.
- Arnold, J., Brys, B., Heady, C., Johansson, A., Schweltnus, C. & Vartia, L. (2011). "Tax Policy for Economic Recovery and Growth". *The Economic Journal*, 121(550), F59-F80.
- Barro, R. (1990). "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth". *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2), S103-S125.
- Bleaney, M. F., Gemmell, N. & Kneller, R. (2001). "Testing the Endogenous Growth Model: Public Expenditure, Taxation and Growth Over the Long-Run". *Canadian Journal of Economics*, 34(1), 36-57.
- Blöchliger, H. (2015). "Reforming the tax on Immovable Property: Taking Care of the Unloved". *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1205, OECD Publishing, Paris.
- Engen, E. M. & Skinner, J. (1996). "Taxation and Economic Growth". *National Tax Journal*, 49(4), 617-642.
- European Commission (2006). "Macroeconomic Effects of a Shift from Direct to Indirect Taxation: A Simulation for 15 EU Member States". *Note Presented by the European Commission Services at the 72nd meeting of the OECD Working Party No. 2 on Tax Policy Analysis and Tax Statistics*.
- Gemmell, N., Kneller, R. & Instant, I. (2007). اقتصاد ایران در دوره زمانی (۱۳۳۸-۱۳۸۶). *پژوهشنامه مالیات*، دوره ۱۶، شماره ۲، ۱۹۳-۱۷۵.
- فرامرزی، ایوب؛ دشتبان فاروجی، ایوب؛ حکیمی‌پور، نادر؛ علیپور، صادق و جبباری، امیر (۱۳۹۴). "بررسی رابطه مالیات و رشد اقتصادی، مطالعه موردی ایران و کشورهای عضو اوپک و سازمان همکاری‌های اقتصادی (OPEC) و (OECD)". *فصلنامه علوم اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۲، ۱۲۲-۱۰۳.
- "Tax Composition and Economic Growth in OECD Countries", *Mimeo*.
- Gemmell, N., Kneller, R. & Sant, I. (2011). "The Timing and Persistence of Fiscal Policy Impacts on Growth: Evidence from OECD Countries". *The Economic Journal*, 121(550), 33-58.
- Hall, R. E. (1968). "Consumption Taxes Versus Income Taxes: Implications for Economic Growth". *Proceedings of the 61st Tax Conference*, San Fransisco, CA.
- Harberger, A. (1964). "Taxation, Resource Allocation, and Welfare". In *The Role of Direct and Indirect Taxes in the Federal Reserve System* (pp. 25-80), Princeton University Press.
- Johansson, A. (2016). "Public Finance, Economic Growth and Inequality: A Survey of the Evidence". *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1346, OECD Publishing, Paris.
- Johansson, A., Heady, C., Arnold, J., Brys, B. & Vartia, L. (2008). "Taxation and Economic Growth". *OECD Economics Department Working Papers*, No. 620.
- Jones, L., Manuelli, R. & Rossi, P. (1993). "Optimal Taxation in Models of Endogenous Growth". *Journal of Political Economy*, 101(3), 485-517.
- Jorge, M.V., Violeta, V. & Yongzheng, L. (2009). "Direct Versus Indirect Taxation: Trends, Theory and Economic Significance". *Working Paper, 09-11, Andrew Young School*.
- Katz, C. J., Mahler, V. A. & Franz, M. G. (1983). "The Impact of Taxes on Growth and Distribution in Developed Capitalist Countries: A Cross-National Study". *The American Political Science Review*, 77(4),

- 871-886.
- Kerr, I. A. & MacDonald, G. A. (1999). "Economic Growth and Taxation Mix in Selected Asian Economies". *Paper Presented to the 12th World Congress of the International Economic Association*, Buenos Aires, Argentina.
- Kim, S. J. (1998). "Growth Effects of Taxes in an Endogenous Growth Model: To What Extent Do Taxes Affect Economic Growth?". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 23(1), 125-158.
- King, R. & Rebelo, S. (1990). "Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications". *Journal of Political Economy*, 98(5), S126-S150.
- Kneller, R., Bleaney, M. F. & Gemmell, N. (1999). "Fiscal Policy and Growth: Evidence from OECD Countries". *Journal of Public Economics*, 74(2), 171-190.
- Koester, R. B. & Kormendi, R. C. (1989). "Taxation, Aggregate Activity and Economic Growth: Cross-Country Evidence on Some Supply-Side Hypotheses". *Economic Inquiry*, 27(3), 367-386.
- Lee, Y. & Gordon, R. H. (2005). "Tax Structure and Economic Growth". *Journal of Public Economics*, 89(5-6), 1027-1043.
- Marire, J. & Sunde, T. (2012). "Economic Growth and Tax Structure in Zimbabwe: 1984-2009". *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*, 5(2), 105-121.
- Marsden, K. (1983). "Links Between Taxes and Economic Growth". *World Bank Staff Working Paper No 605*, The World Bank, Washington, D.C.
- Martínez-Vázquez, J. & Vulovic, V. (2011). "Tax Structure in Latin America: its Impact on the Real Economy and Compliance". *International Studies Program, Working Paper Series #1122*.
- McNabb, K. & LeMay-Boucher, P. (2014). "Tax Structures, Economic Growth and Development". In ICTD Working Paper 22 (September), *International Centre for Tax and Development*: Brighton.
- McNabb, K. (2018). "Tax Structures and Economic Growth: New Evidence from the Government Revenue Dataset". *Journal of International Development*, 30(2), 173-205.
- Mendoza, E. G., Milesi-Ferretti, G. M. & Asea, P. (1997). "On the Effectiveness of Tax Policy in Altering Long-run Growth: Harberger's Superneutrality Conjecture". *Journal of Public Economics*, 66(1), 99-126.
- Mercedes, G. E. & Mehrez, G. (2004). "The Impact of Government Size and the Composition of Revenue and Expenditure on Growth". *Austria: selected Issues*.
- Miller, S. M. & Russek, F. S. (1993). "Fiscal Structures and Economic Growth: International Evidence". *Econ Papers*. <http://econpapers.repec.org/paper/wpawuwp/ma/9309001.htm>.
- Pecorino, P. (1993). "Tax Structure and Growth in a Model with Human Capital". *Journal of Public Economics*, 52(2), 251-271.
- Rebelo, S. (1991). "Long-run Policy Analysis and Long-Run Growth". *Journal of Political Economy*, 99, 500-521.
- Skinner, J. (1987). "Taxation and Output Growth: Evidence from African Countries". *NBER Working Paper No.2335*, 42.
- Solow, R. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth". *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Swan, T. (1956). "Economic Growth and Capital Accumulation". *Economic Record*, 32(2), 334-361.
- Wang, P. & Yip, CK. (1992). "Taxation and Economic Growth: The Case of Taiwan". *American Journal of Economics and Sociology*, 51(3), 317-331.
- Widmalm, F. (2001). "Tax Structure and Growth: Are Some Taxes Better than Others?". *Public Choice*, 107(3-4), 199-219.