فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال چهارم/ شماره ۱/ بهار ۱۳۹۶/ صفحات ۱۷۲-۱۴۹

بررسی تأثیر فعالیت‌های بانکی و بورس بر درآمدهای مالیاتی در ایران[1]

احمد اسدزاده*

دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز، assadzadeh@tabrizu.ac.ir

یاسمن فومن اجیرلو

دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه تبریز، yasaman.fouman@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۳/۰۹ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۶/۰۱

چکیده

هرچند درآمد حاصل از فروش نفت خام بخش عمده‌ای از درآمدهای دولت را به خود اختصاص داده‌است، مالیات نیز بخشی از مخارج را تأمین می‌کند و میزان این سهم از درآمد به عنوان یکی از موضوعات اقتصادی قابل بحث است. مطابق ادبیات موجود سیستم مالی کشورها از جمله عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی محسوب می‌شود، از این رو شناخت چگونگی روابط تجربی بین بخش مالی و درآمدهای مالیاتی حائز اهمیت بوده و می‌تواند مسئولین اقتصادی را در سیاست‌گذاری و تحقق اهداف رشد اقتصادی همراه با کاهش مصرف نفت یاری نماید. هدف این مطالعه بررسی اثر فعالیت‌های بانکی و بورس بر درآمدهای مالیاتی در ایران است. در این راستا با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده و بهره‌گیری از مدل مطالعه روشیزا تاها و همکاران، فعالیت‌های بانکی و بورس بر درآمدهای مالیاتی در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۹ به صورت داده‌های فصلی برآورد شده است. نتایج به دست آمده از تخمین مدل، حاکی از تأثیرات متفاوت فعالیت‌های بانکی و بورس بر در آمدهای مالیاتی است. به طوری‌که بخش‌هایی از فعالیت‌های بانکی و بورس که به طور مستقیم در مالیات‌دهی مشارکت می‌کنند بر درآمدهای مالیاتی اثر مثبت و معنی‌داری دارند.

واژه‌های کلیدی: فعالیت‌های بانکی، بورس، درآمدهای مالیاتی، ARDL.

طبقه‌بندی JEL: H24، O16، O40.

---

[1] این مقاله مستخرج از پایان نامه کارشناسی ارشد خانم یاسمن فومن اجیرلو در دانشگاه تبریز است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

در بین انواع درآمدهای دولت، مالیات مقبول‌ترین و مناسب‌ترین نوع آن از نظر اقتصادی است. تأمین مخارج جاری دولت از محل درآمدهای مالیاتی از اهدافی است که همواره مورد توجه برنامه‌ریزان و دولت‌مردان بوده است، در کشور ما طی دهه‌های گذشته افزایش درآمدهای نفتی در کنار عدم توجه کافی به انضباط مالی در بودجه دولت سبب شده است که درآمدهای مالیاتی جایگاه مناسبی در بودجه نیابد. درآمدهای نفتی جزء سرمایه‌های کشور است و به نسل‌های حال و آینده تعلق دارد، در صورت استفاده مصرفی و رعایت نکردن عدالت بین نسلی، این سرمایه ملّی عملاً از بین خواهد رفت. در همین راستا و به منظور شناسایی عوامل تأثیرگذار بر جمع‌آوری مالیات‌ها و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی مناسب، مطالعات تجربی زیادی در کشورهای مختلف صورت گرفته است. در این میان، یکی از مباحث مهم، موضوع چگونگی تأثیر بخش مالی اقتصاد با توجه به رشد روزافزون آن، بر درآمدهای مالیاتی است. بخش مالی دارای دو بخش بازار پول و سرمایه بوده و هر یک از این دو بازار در رشد اقتصادی ایفای نقش می‌کنند. بخش مالی، می‌تواند از کانال سرمایه‌گذاری و تأمین منابع لازم برای رشد و پیشرفت تکنولوژی، زمینه را برای رشد و شکوفایی اقتصاد فراهم نماید.

آنچه سرمایه‌گذاری را به عنوان یک متغیر اصلی برای تولید و رشد اقتصادی مطرح کرده است، تنها نیاز ابتدایی به سرمایه برای شروع و ادامه فعالیت نیست، بلکه نقشی است که بهره‌وری سرمایه ایفا می‌کند. به دنبال افزایش بهره‌وری عامل سرمایه، درآمد واقعی نیز افزایش می‌یابد. افزایش درآمد واقعی، از کانال افزایش تقاضای کل در طرف تقاضای اقتصاد و افزایش پس‌انداز در طرف عرضه اقتصاد به دست می‌آید که هر دو این‌ها افزایش مجدد سرمایه‌گذاری در اقتصاد را در پی خواهد داشت. در چنین شرایطی نقش بازارهای مالی در رشد و توسعه اقتصادی کشور نمایان می‌شود.

با توجه به نقش و اهمیت بخش مالی در جمع‌آوری درآمدهای مالیاتی و در پی آن رشداقتصادی، بررسی عملکرد آن‌ها در اقتصاد ایران می‌تواند، مسئولین اقتصادی را از چگونگی اثرات سیستم مالی آگاه نموده و آن‌ها را در حل مشکلات و تأمین منابع برای سرمایه‌گذاری و تخصیص بهینه منابع، کمک نماید. در سند چشم‌انداز سیاست‌های خاصی برای بازارهای مالی در نظر گرفته شده است تا توانایی این نهادها در نهایت در خدمت رشد اقتصادی قرارگیرد. شناختن جهت علیّت بین نظام مالی و درآمدهای مالیاتی می‌تواند

کارکردهای سیاست‌گذاری متفاوتی داشته باشد. در این ارتباط سؤال مهم این است که فعالیت‌های بانکی و بورس چه تأثیری بر درآمدهای مالیاتی در کشور ایران دارد؟

هدف اصلی این تحقیق، بررسی تأثیر فعالیت‌های بانکی و بورس بر درآمدهای مالیاتی کشور ایران است. در این تحقیق آمار و اطلاعات برای دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۹ به صورت فصلی برای کشور ایران جمع‌آوری شده و در روشی تحلیلی برای تخمین و برآورد اثرات فعالیت‌های بانک و بورس بر مالیات مستقیم از الگوی روشیزا تاها و همکاران[1] (۲۰۱۳)، استفاده شده است. ضمن اینکه از روش اقتصاد سنجی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[2] ARDL برای برآورد مدل استفاده می‌شود، تا رابطه بین فعالیت‌های بانکی و بورس بر درآمدهای مالیاتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی شود. نرم‌افزارهای مورد استفاده ایویوز[3] نسخه ۷ و مایکروفیت[4] نسخه۴ است.

مقاله حاضر به این صورت سازماندهی شده است که بعد از مقدمه، مروری بر ادبیات نظری و تجربی موضوع ارائه می‌گردد. در بخش چهارم مدل تحقیق و پایگاه داده‌های تحقیق معرفی می‌شود، سپس در بخش پنجم به تخمین مدل پرداخته و یافته‌های تحقیق تحلیل می‌گردد و در نهایت جمع بندی و نتیجه مباحث ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری

در مباحث متعارف علم اقتصاد، هر کشور را به دو بخش واقعی و مالی تقسیم می‌کنند. بخش واقعی اقتصاد از یک سو، بیانگر جریان کالاها و خدمات از تولیدکنندگان به مصرف کنندگان و از سوی دیگر، جریان نیروی انسانی از جانب مصرف‌کنندگان (عرضه‌کنندگان)، به سمت تولیدکنندگان است. بخش مالی اقتصاد نیز شامل جریان وجوه، اعتبارات و سرمایه از ناحیه دارندگان و عرضه‌کنندگان (پس‌انداز کنندگان)، مؤسسات اعتباری مالی و صاحبان سرمایه به سوی تقاضاکنندگان وجوه و اعتبارات، یعنی سرمایه‌گذاران و تولید کنندگان کالاها، خدمات یا دولت است (عیسوی[5]، ۱۳۸۹).

انجام مبادلات در بخش دارایی‌های مالی، بازارهای مالی[6] را شکل می‌دهد. بازار پول و بازار سرمایه دو گونه مهم از بازارهای مالی است. بازار پول، بازاری است که برای وام‌دهی و وام

[1] Roshaiza Taha et al.
[2] Auto Regressive Distributed Lag Method
[3] Eveiws
[4] Microfit
[5] Issawi (2010)
[6] Financial Market

گیری منابع کوتاه‌مدت و معامله قابل انتقال به وجود آمده است. بازار سرمایه بازاری است که در آن نیازهای واحدهای تولیدی و تجاری و مقامات دولتی را در مورد وام‌های بلند مدت و میان‌مدت تأمین می‌شود. بنابراین وظیفه اصلی بازارهای مالی در اقتصاد متعارف، تخصیص بهینه منابع مالی با حداقل هزینه‌های معاملاتی و اطلاعاتی در جهت گسترش فعالیت‌ها در بخش واقعی اقتصاد و در نتیجه کمک به رشد اقتصادی است.

درباره تاثیرگذاری بخش مالی بر جمع‌آوری درآمدهای مالیاتی، این پرسش همواره مطرح می‌شود که چرا درآمدهای مالیاتی به عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی در کشورهای در حال توسعه به طور قابل توجهی پایین‌تر از اقتصادهای توسعه یافته است؟

دیدگاه طرف تقاضا تفاوت در سلیقه و تقاضا را موجب این امر می‌داند، در کشورهای در حال توسعه، نیاز و یا تمایل برای کالاهای عمومی ممکن است کمتر از کشورهای توسعه-یافته باشد. در حمایت از دیدگاه طرف تقاضا، تانزی و زی[1] (۲۰۰۰) استدلال می‌کنند:

«برای توسعه اقتصادی نیازی به افزایش درآمد مالیاتی جهت تأمین مالی افزایش در هزینه‌های عمومی نیست زیرا توام با افزایش توانمندی کشور این نیاز برآورده می‌شود».

در دیدگاه سمت عرضه، پایین بودن نسبت مالیات به تولید ناخالص‌داخلی در کشورهای در حال توسعه به ناکارآمدی نظام مالیاتی در جمع‌آوری درآمدهای مالیاتی نسبت داده می‌شود. به طور خاص، وجود یک بخش غیررسمی و یا «اقتصاد سایه» می‌تواند تلاش درجمع‌آوری مالیات را خنثی کند. ادبیات گسترده این نظریه را می‌توان در نوشته‌های پیگوت و والی[2] (۲۰۰۱) ، استیگلیتز[3] (۲۰۰۲)، و عمران و استیگلیتز[4] (۲۰۰۵) یافت.

گوردون و لی[5] (۲۰۰۹) معتقدند افزایش انگیزه برای استفاده از واسطه‌های مالی اثر مثبت روی جمع‌آوری مالیات دارد. این به نوبه خود باعث رشد بخش رسمی و افزایش پتانسیل دولت برای افزایش درآمد مالیاتی می‌شود. در کشورهای در حال توسعه، هر دو سمت تقاضا و عرضه (سلیقه‌ها و فن‌آوری) ممکن است از طریق انقباض بخش غیررسمی اقتصاد و گسترش فعالیت‌های اقتصادی مشمول مالیات، موجب بالا بردن مالیات نسبت به تولید

[1] Tanzi and Zee
[2] Piggott and Whalley
[3] Stiglitz
[4] Emran and Stiglitz
[5] Gordon and Li

ناخالص داخلی شود. با افزایش اعتماد به بانک‌ها در طول مسیر توسعه اقتصادی، جمع-آوری مالیات آسان‌تر می‌شود و نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی بالا می‌رود. این نشان می‌دهد که اندازه هم بخش بانکی و هم بخش عمومی، توسعه اقتصادی را افزایش می‌دهد، و یک بخش بانکی بزرگ‌تر برای بخش دولتی بزرگ‌تر لازم است. از طرف دیگر، به دلیل عملیات در بازار سهام که شامل معاملات شرکت‌هایی بسیار بزرگ می‌شود، در اغلب کشورها بخش قابل ملاحظه‌ای از مالیات‌های جمع‌آوری شده در بازار سهام صورت می‌گیرد. بنابراین، افزایش ارزش کل بازار سهام معامله شده نسبت به تولید ناخالص‌داخلی می‌تواند موجب افزایش درآمد مالیاتی دولت‌ها گردد.

۳- پیشینه پژوهش

در این قسمت خلاصه‌ای از مطالعات تجربی صورت گرفته بیان می‌شود. علی‌رغم اهمیت بازارهای مالی در ایجاد درآمدهای مالیاتی، مطالعات اندکی در این زمینه انجام گرفته است. مطالعات موجود نیز عمدتا بر رابطه توسعه نظام مالی بر رشد اقتصادی متمرکز هستند. بر اساس جستجوی نویسندگان این مقاله، تنها سه مطالعه درباره تأثیر بازارهای مالی بر درآمدهای مالیاتی وجود دارد.

۳-۱- مطالعات خارجی

آرستیس و همکاران[1] (۲۰۰۱)، با استفاده از روش خود رگرسیون برداری (VAR) به بررسی رابطه بین توسعه بازار سهام، بانک‌ها و رشد اقتصادی در پنج کشور توسعه‌یافته (ایالات‌متحده آمریکا، انگلستان، فرانسه، آلمان، و ژاپن) طی سال‌های ۱۹۹۸- ۱۹۶۹ پرداختند. نتایج حاصل از تخمین نشان‌دهنده وجود علیّت دوطرفه بین توسعه سیستم بانکی و رشد اقتصادی در آلمان، عدم وجود رابطه بلندمدت در ایالات‌متحده آمریکا، وجود علیّت دو طرفه بین هر دو سیستم بانکی، بازار سهام، و رشد اقتصادی در ژاپن و علیّت یک طرفه از سیستم بانکی به رشد اقتصادی در بریتانیا بود. همچنین شواهد مطالعه در فرانسه حاکی از آن بود که در بلندمدت هر دو بازار سهام و سیستم بانکی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارند اما سهم سیستم بانکی بسیار بیشتر است.

کارکوویچ و لوین[2] (۲۰۰۲)، در مطالعه خود رابطه بین بازار سهام، بانک و رشد اقتصادی را در ۵۴ کشور در دوره ۱۹۹۸-۱۹۷۵ با استفاده از رگرسیون مقطعی مورد مطالعه

[1] Arestis et al.
[2] Karkovic & Levine

قراردادند. نتایج این مطالعه نشان‌داد که بازار سهام و بانک‌ها بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌داری دارند.

جورج و همکاران[1] (۲۰۰۴)، ارتباط بین توسعه سیستم بانکی، بازار سهام و عملکرد اقتصادی در یونان را در طی دوره زمانی ۱۹۹۹-۱۹۸۹ با به‌کارگیری روش اقتصادسنجی VAR مورد مطالعه قرار داده اند. طبق نتایج آن‌ها، ارتباط معنی‌داری بین امور مالی و رشد اقتصادی در بلندمدت وجود دارد. همچنین آن‌ها با به‌کارگیری مدل تصحیح خطا به این نتیجه رسیده‌اند که هر دو منابع مالی، بانک و بازار سهام در بلندمدت می‌تواند رشد اقتصادی را ترویج دهد اگر چه اثرات آن‌ها کوچک است. علاوه بر این، سهم مالی بازار سهام در رشد اقتصادی در مقایسه با بانک، به طور قابل‌ملاحظه‌ای کوچک‌تر است.

ایوانا پترسکو[2] (۲۰۰۷)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «کیفیت بخش مالی و مالیات بر درآمد: شواهد پنل»، با نگاه به یک راه‌حل جدید برای مشکلات عمده‌ای در جمع‌آوری مالیات بر درآمد مجموعه راه‌هایی برای بهبود بخش مالی منجر به درآمدمالیاتی بیشتر پیشنهاد می‌کند. به منظور آزمون رابطه بین کیفیت بخش مالی و انواع مختلف درآمدهای مالیاتی از داده‌های پانل از ۷۲ کشور به مدت ۱۴سال استفاده می‌کند. ساخت یک شاخص مالی شامل معیارهایی از پنج نقطه از سیستم مالی را نشان می‌دهد که افزایش در کیفیت واسطه‌های مالی موجب افزایش کل درآمد، و در نتیجه مالیات بر درآمد می‌شود و مالیات بر درآمد به عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی مطرح می‌شود.

لوینتل و همکاران[3] (۲۰۰۸)، در مطالعه‌ای با بهره‌گیری از روش پانل پویا به بررسی تأثیر ساختار مالی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی ۱۴ کشور طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۸ پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیدند که توسعه مالی و ساختار مالی بر رشد اقتصادی تأثیر معنی‌داری دارد. ایشان همچنین با استفاده از داده‌های سری زمانی به بررسی این مطالعه پرداختند. نتایج تحقیق نشان‌دهنده تأثیر مثبت ساختار مالی بر رشد اقتصادی است.

عرفان، سلیمان و ادنان[4] (۲۰۰۹)، با استفاده از روش هم انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس به بررسی تأثیر ساختار مالی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشور پاکستان طی سال‌های

---

[1] George et al.
[2] Ioana M. Petrescu
[3] Luintel et al.
[4] Irfan, Sulaiman & Adnan

۲۰۰۸- ۱۹۷۵ می‌پردازند. نتایج حاصل از تخمین نشان می‌دهد که در بلندمدت ارتباط مثبت و معنی‌داری بین ساختار مالی و رشد اقتصادی وجود دارد.

کوری[1] (۲۰۱۰)، با مدل (MRW[2]) اثر بازار سهام را روی سطح رشد فعالیت‌های اقتصادی برای ۳۵ کشور در حال توسعه بررسی کرده و به این نتیجه رسیده است که با افزایش اندازه، نقدینگی و فعالیت‌های بازار سهام، رشد اقتصادی نیز افزایش خواهد یافت.

پترسکو[3] (۲۰۱۱)، در مطالعه خود به منظور آزمون رابطه کیفیت بخش مالی و انواع مختلف درآمدهای مالیاتی از داده‌های پانلی مربوط به ۷۲ کشور به مدت ۱۴ سال استفاده کرده و مالیات بر درآمد را به عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته است. وی در تحلیل خود از یک شاخص مالی شامل معیارهای پنج‌گانه از سیستم مالی استفاده نمود. نتیجه مطالعه این بود که افزایش در کیفیت واسطه‌های مالی موجب افزایش کل درآمد، و در نتیجه مالیات بردرآمد می‌شود.

یوژانوا و همکاران[4] (۲۰۱۲)، با بهره‌گیری از روش حداقل مربعات معمولی[5] (OLS) به مطالعه تأثیر ساختار مالی بر رشد اقتصادی نیجریه برای یک دوره ۱۷ ساله (۲۰۰۸-۱۹۹۲) می‌پردازند. نتایج مطالعه آن‌ها حاکی از آن است که ضرایب پایه بانک و ضرایب مالی– حقوقی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی نیجریه دارند، درحالی‌که ضرایب رگرسیونی پایه– بازار سهام و خدمات مالی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارند.

بویان ایلیوسکی[6] (۲۰۱۲)، در پایان‌نامه‌ای تحت عنوان «مالیات بردرآمد و توسعه مالی: نظریه و شواهد» که شامل سه مقاله مرتبط است، سازوکارهای متفاوت برای اجرای مالیات و جمع‌آوری آن را بررسی می‌کند. هدف این است که به لحاظ نظری و تجربی، آنچه که توانایی دولت را برای افزایش درآمدهای مالیاتی بالا می‌برد، را بررسی کند. فصل اول تأثیر بخش بانکی بر درآمدهای‌مالیاتی است. با اثبات و نظریه‌پردازی رابطه بین بانک و درآمدهای مالیاتی، در نهایت با آزمایش تجربی آن، با استفاده از داده‌های پانل در ۱۱۶ کشور در دوره ۲۰۰۸- ۱۹۹۰ شواهد تجربی سازگار با این ایده است که بانک‌ها به عنوان بخش مالیات دهنده در خدمت توسعه اقتصادی است و فعالیت‌های بانکی برای جمع‌آوری

---

[1] Cooray
[2] Mankiw–Romer–Weil
[3] Petrescu
[4] Ujunwa et al.
[5] Ordinary least square
[6] Bojan Ilievski

مالیات مهم است. فصل دوم، بررسی مکانیزمی برای اجرای مالیات و به طور خاص، تأثیر بازارهای سهام در سطح درآمدمالیاتی است .شواهد با استفاده از داده‌های پانل ۹۶ کشور در دوره ۲۰۰۸- ۱۹۹۰ مبنی بر این است که توانایی سهام بازار در تأثیر دولت برای افزایش درآمدمالیاتی مثبت است و نقش متفاوتی را در مجموعه درآمدهای مالیاتی بازی می‌کند. فصل سوم و نهایی فصل اثر آزادسازی مالی بر درآمدمالیاتی که باز بودن حساب سرمایه اثرات مثبت بر سطح درآمدهای مالیاتی دارد. تأثیر آزادسازی مالی در غلبه بر کشورهایی است که عمق بخش بانکداری بیشتر است.

روشیزا تاها و همکاران[1] (۲۰۱۳)، به بررسی شواهد تجربی جدیدی در رابطه بین درآمد مستقیم مالیاتی و فعالیت‌های بانکی و غیربانکی در سیستم مالی مالزی، با استفاده از داده‌های ماهانه برای دوره ۲۰۰۸- ۱۹۹۷ و با استفاده از وقفه‌های توزیعی خود بازگشت (ARDL) و روش آزمون مرزهای هم انباشتگی پرداختند. نتایج آن‌ها نشان‌دهنده یک رابطه تعادلی بلندمدت بین سیستم‌های مالی و مالیات بردرآمد در مالزی است. پس از بررسی رابطه پویای کوتاه‌مدت بین درآمد مالیاتی و سیستم مالی با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری[2] (VECM) نتایج نشان داد که تأثیر سیستم مالی بر درآمد مالیات‌های مستقیم در کوتاه‌مدت عمیق‌تر از درازمدت است.

۳-۲- مطالعات داخلی

نظیفی[3] (۱۳۸۳)، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به بررسی تأثیرات توسعه مالی بر رشد اقتصادی ایران طی دوره زمانی ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۱ می‌پردازد. وی اظهار می‌دارد که عمده توجه سیاست‌گذاران برای توسعه مالی معطوف به سیستم بانکی شده است و در نهایت رابطه منفی بین عمق مالی و رشد اقتصادی به دست می‌آورد.

فخر حسینی و همکاران[4] (۱۳۸۶)، در مطالعه‌ای اثر توسعه بازار بورس بر رشد اقتصادی در ایران را مورد مطالعه قرار می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که متغیر اندازه بازار سهام علّیت گرنجری نرخ رشد اقتصادی نمی‌باشد و متغیر نسبت نقدینگی با نرخ رشد اقتصادی رابطه علّی دارد که این علیّت از طرف نسبت نقدینگی به رشد اقتصادی است.

---

[1] Roshaiza Taha et al.
[2] Vector Error Correction Model
[3] Nazifi (2004)
[4] Fakhr Hosseini et al (2007)

حسینی و همکاران[1] (۱۳۹۰)، رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۶۷ را مورد تحقیق قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از رابطه منفی توسعه مالی با رشد اقتصادی است. همچنین رابطه کوتاه‌مدت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی با استفاده از آزمون علیّت گرنجر بلوکی انجام شده است که نتایج حاصله نشان می‌دهد که اعتبارات تأمین شده توسط بخش بانکی و رشد اقتصادی علّت یکدیگر نمی‌باشند. همچنین وجود رابطه علیّت دو سویه میان رشد اقتصادی و اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی و تعریف گسترده پول تأیید گردیده است.

بر اساس جستجوهای انجام‌شده در پایگاه‌های علمی کشور، هر چند در رابطه با توسعه مالی، سیستم مالی، سیاست مالی بر رشد اقتصادی مطالعات متعددی انجام شده است لیکن در رابطه با تأثیر فعالیت‌های بانکی و بورس بر درآمدهای مالیاتی در ایران مطالعه‌ای انجام نشده است. از این جهت انجام این مطالعه ضروری است.

۴- روش پژوهش و معرفی مدل‌ها

این بخش به معرفی مدل تحقیق و روش برآورد آن اختصاص دارد. بدین صورت که ابتدا مدل، نمونه آماری و منابع آماری داده‌های جمع‌آوری شده و شرح متغیرهای تحقیق بیان شده است. سپس روش تخمین (ARDL) و مزایای آن به اختصار توضیح داده شده است.

در این مطالعه برای بررسی تأثیر فعالیت‌های بانکی و بورس بر درآمدهای مالیاتی کشور ایران از مدل روشیزا تاها و همکاران (۲۰۱۳) و به صورت رابطه (۱) استفاده می‌شود:

$$\ln DT_t = f(\ln FB_t + \ln FD_t + \ln CV_t + \ln SI_t) \quad (۱)$$

برای بررسی حساسیت نتایج، دو الگوی تأثیر فعالیت‌های بانک و بورس بر درآمدهای مالیاتی بر اساس مطالعه روشیزا تاها و همکاران (۲۰۱۳) و بویان ایلیوسکی (۲۰۱۲) تخمین زده شده است.

$$\ln DT_t = f(\ln FB_t + \ln FD_t + \ln DD_t) \quad (۲)$$

$$\ln DT_t = f(\ln CV_t + \ln SI_t + \ln VT_t) \quad (۳)$$

که در آن شرح متغیرهای الگو و منبع داده‌های آماری آن‌ها به شرح ذیل است:

Ln DT: لگاریتم طبیعی مالیات مستقیم بر تولید ناخالص‌داخلی به قیمت پایه، بر حسب میلیارد ریال و به قیمت ثابت ۱۳۷۶ (اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی).

[1] Hosseini et al. (2012)

Ln FB: لگاریتم طبیعی تسهیلات اعطایی تبصره‌ای جاری بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی به بخش‌های غیردولتی (بر حسب میلیارد ریال) از مجموع تسهیلات اعطایی تبصره‌ای جاری بانک‌های تخصصی و تجاری و مؤسسات اعتباری غیر بانکی به بخش‌های غیردولتی (اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی).

Ln FD: لگاریتم طبیعی شاخص عمق مالی که با تقسیم نقدینگی بر GDP جاری (تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه، بر حسب میلیارد ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶) به دست می‌آید (اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی).

Ln CV: لگاریتم طبیعی ارزش جاری کل بازار سهام، بر حسب میلیارد ریال (شاخص‌های عمده اقتصادی بانک مرکزی).

Ln SI: لگاریتم طبیعی شاخص قیمت سهام (شاخص‌های عمده اقتصادی بانک مرکزی).

Ln VT: لگاریتم طبیعی ارزش جاری مبادلات بر حسب میلیارد ریال (سازمان بورس اوراق بهادار مدیریت پژوهش توسعه و مطالعات اسلامی).

Ln DD: لگاریتم طبیعی سپرده‌های جاری دیداری (شاخص‌های عمده اقتصادی بانک مرکزی).

دوره زمانی این پژوهش ۱۳۹۲-۱۳۷۹ به صورت داده‌های فصلی است و نمونه آماری این مطالعه، کشور ایران است. در مطالعه حاضر بعد از بررسی آزمون ایستایی با توجه به حجم نمونه کوچک و به منظور برآوردهای نسبتاً بدون تورش از ضرایب بلندمدت از روش هم انباشتگیARDL (روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده) استفاده می‌شود. بنرجی و همکاران[1] (۱۹۹۳) و ایندر[2] (۱۹۹۳) با استفاده از روش شبیه سازی مونت کارلو نشان داده‌اند که در نمونه‌های کوچک تورش برآورد ممکن است بسیار قابل توجه باشد. روش ARDL به دلیل در نظر گرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود میان متغیرها، برآورد بدون تورشی از ضرایب بلندمدت بدست داده و در نمونه‌های کوچک نتایج قابل اعتمادتری ارائه می‌دهد. همچنین مزیت این روش نسبت به سایر روش‌ها این است که نیازی به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرهای موجود در مدل نیست و تنها کافی است که متغیرهای الگو انباشته از درجه ۲ و بالاتر نباشند. از مزیت‌های روش ARDL این است

[1] Banerjee et al.
[2] Inder

که علاوه بر برآورد روابط بلندمدت امکان برآورد روابط پویا و کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت را فراهم می‌سازد (نوفرستی[۱]، ۱۳۸۹؛ تشکینی[۲]، ۱۳۸۴).

تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیح دهنده را می‌توان به کمک یکی از ضابطه های آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (SBC) و یا حنان کوئین (HQC) مشخص کرد. در این پژوهش تعداد وقفه‌های بهینه با استفاده از معیار شوارتز بیزین (SBC) مشخص شده است (نوفرستی، ۱۳۸۹: ۹۶-۹۱).

برای آزمون وجود رابطه بلندمدت از روش بنرجی، دولادو و مستر[۳] (۱۹۹۲) استفاده شده است. در این روش اگر مجموع ضرایب متغیر وابسته وقفه‌دار کوچک‌تر از یک باشد رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها به سمت تعادل بلندمدت حرکت خواهد کرد. بنابراین فرضیه آزمون به صورت زیر خواهد بود:

$$H_0: \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 \geq 0 \qquad H_1: \sum_{i=1}^{p} a_i - 1 < 0$$

اگر فرضیه صفر رد شود می‌توان وجود رابطه بلندمدت را پذیرفت. آماره آزمون این فرضیه به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} se_{\alpha_i}}$$

که Se_{α_i} ها بیانگر انحراف معیار مربوط به ضریب α_i ها می‌باشد. کمیت بحرانی این آماره آزمون توسط بنرجی، دولادو مستر (۱۹۹۲) محاسبه شده است. در صورتی که آماره آزمون t محاسبه شده بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو مستر باشد، می‌توان فرضیه عدم وجود رابطه بلندمدت را رد نمود (نوفرستی، ۱۳۸۹: ۹۹-۹۱). وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از مدل‌های تصحیح خطا[۴] (ECM) است. این مدل‌ها در مطالعات تجربی از شهرت بالایی برخوردار هستند. عمده‌ترین دلیل شهرت مدل‌های تصحیح خطا آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهند (نوفرستی، ۱۳۸۹: ۱۰۰).

ضریب تصحیح خطا که با علامت منفی ظاهر می‌شود، نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود.

---

[1] Noferesti (2010)
[2] Tashkini (2005)
[3] Banerjee, Dolado and Mestre
[4] Error Correction Model

۵- برآورد مدل‌های پژوهش

۵-۱- آزمون پایایی متغیرها

دراین قسمت به بررسی پایایی متغیرها با روش دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و آزمون فیلیپس- پرون (P-P) پرداخته می‌شود، جهت تخمین مدل به روش ARDL باید متغیرها دارای درجه انباشتگی بیشتر از یک نباشند، جدول (۱) نتایج هر دو آزمون را ارائه می‌کند.

جدول(۴): آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته(ADF) و فیلیپس-پرون(pp) برای متغیرهای پژوهش

آزمون	ADF (باعرض از مبدأ)			PP (باعرض از مبدأ)		
متغیر	سطح	تفاضل	نتیجه	سطح	تفاضل	نتیجه
Ln DT	-۰/۶۹۲۲	-۸/۴۳۸۳*	I(۱)	-۰/۵۴۵۹	-۱۹/۲۶۳۹*	I(۱)
Ln FB	-۰/۱۸۱۷	-۵/۰۳۴۰*	I(۱)	-۵/۰۶۱۸*	-	I(۰)
Ln FD	۱/۵۰۰۷	-۲/۹۱۹۹*	I(۱)	۱/۵۰۷۱	-۱۱/۸۵۸۶*	I(۱)
Ln CV	-۰/۴۸۳۸	-۸/۳۰۳۰*	I(۱)	-۰/۸۷۶۷	-۳۰/۹۲۰۸*	I(۱)
Ln SI	-۱/۷۰۶۸	-۶/۰۷۲۱*	I(۱)	-۲/۸۹۵۸	-۲۴/۵۶۵۶*	I(۱)
Ln VT	-۳/۸۹۰۸**	-	I(۰)	-۳/۸۷۸۲**	-	I(۰)
Ln DD	-۲/۲۰۴۳	-۹/۵۸۶۴	I(۱)	-۲/۰۹۹۱	-۱۰/۶۸۵۸	I(۱)

*و ** بیانگر رد فرضیه صفر مبنی بر نامانایی به ترتیب در سطح ۱٪ و ۵٪ می‌باشند.

منبع: یافته‌های تحقیق، نرم افزار Eviews۷

۵-۲- آزمون هم انباشتگی بنرجی،دولادو و مستر (۱۹۹۲)

باتوجه به معیار شوارتز بیزین و تخمین مدل، تعداد وقفه بهینه متغیر وابسته یک وقفه است،کمیت آماره t مربوط به مدل (۱) به صورت زیر است:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} Se_{\alpha_i}} = \frac{۰/۲۴۹۸۲-۱}{۰/۱۳۳۸۸} = -۵/۶۰$$

باتوجه به اینکه کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولاد و مستر (۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۹۹٪ برابر ۴/۲۹- می‌باشد در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و از این رو مدل (۱) دارای رابطه بلندمدت است.

۵-۳- بررسی فروض کلاسیک

نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیص در جدول (۲) ارائه شده است. با توجه به جدول (۲) از آن‌جایی که احتمال کلیه آماره‌های محاسباتی از ۵٪ بیشتر می‌باشند، بنابراین می‌توان از برقراری فروض کلاسیک درمدل (۱) اطمینان حاصل کرد.

جدول (۲): نتایج آماره‌های تشخیص مدل، ARDL(۱,۰,۱,۰,۱)

	آماره LM		آماره F	
فروض کلاسیک	آماره	احتمال	آماره	احتمال
آزمون خودهمبستگی سریالی	۸/۱۹	۰/۰۹	۳/۶۱	۰/۱۱
آزمون رمزی برای شناسائی شکل تبعی مدل	۱/۰۱	۰/۳۱	۰/۲۹	۰/۶۱
آزمون توزیع نرمال جملات اخلال	۲/۴۷	۰/۲۹	–	–
آزمون همسانی واریانس	۰/۷۴	۰/۴۱	۰/۶۸	۰/۴۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق، نرم افزارMicrofit4

۵-۴- رابطه بلندمدت

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت و برقراری فروض کلاسیک، نتایج تخمین مدل بلندمدت مدل (۱) به روش ARDL، با یک وقفه به عنوان وقفه بهینه براساس معیار شوارتز بیزین ARDL(۱,۰,۱,۰,۱)، در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول(۳): نتایج حاصل از برآورد مدل، ARDL(۱,۰,۱,۰,۱)

(متغیر وابسته Ln DT)		ARDL(۱,۰۱,۰,۱)	
متغیر	ضریب	انحراف معیار	احتمال
Ln FB	۰/۸۳۱۲	۰/۵۳۹۹	۰/۰۳۳
Ln FD	۰/۳۸۴۵	۰/۴۴۲۲	۰/۰۴۲
Ln CV	۰/۹۹۰۲	۰/۵۶۶۸	۰/۰۳۹
Ln SI	۰/۱۲۱۴	۰/۳۹۸۲	۰/۰۴۷
A	-۳/۱۵۷۵	۱/۷۰۱۵	۰/۰۳۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق، نرم افزارMicrofit4

طبق جدول (۳)، مقدار و علامت ضریب نشان می‌دهد یک درصد افزایش در ضریب موردنظر در صورتی که سایر متغیرها ثابت باشند، درآمد مالیاتی را به چه میزان افزایش یا کاهش می‌دهد. درصد احتمال متغیر مورد نظر نیز زمانی که کم‌تر از ۰/۰۵ باشد معنی-دار است. پس تمامی متغیرهای جدول (۳) از لحاظ آماری معنی‌دار است. همان گونه که در جدول (۳) نشان داده شده است، علامت ضرایب با تئوری‌های اقتصادی سازگار است، به گونه‌ای که در مبانی نظری و مطالعات تجربی اثر مثبت فعالیت‌های بانکی و بازار بورس بر درآمدهای مالیاتی بیان شده است.

طبق ادبیات جمع‌آوری شده در دیدگاه سمت عرضه، پایین بودن نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی در کشورهای در حال توسعه به ناکارآمدی نظام مالیاتی در جمع‌آوری

درآمدهای مالیاتی نسبت داده می‌شود. نتایج به دست آمده نیز حاکی از تأثیر اندک درآمدهای مالیاتی از طریق بانک و بازار بورس است.

بازار سهام و بانک بر روی رشد اقتصادی اثر مثبت دارد و افزایش درآمدهای مالیاتی به عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی موجب رشد اقتصادی خواهد شد. گوردون و لی[1] (۲۰۰۹) معتقدند افزایش انگیزه برای استفاده از واسطه‌های مالی اثر مثبت روی جمع-آوری مالیات دارد. این به نوبه خود باعث رشد بخش رسمی و افزایش پتانسیل دولت برای افزایش درآمد مالیاتی می شود. این نشان می‌دهد که اندازه هر دو بخش بانکی و بخش عمومی، توسعه اقتصادی را افزایش می‌دهد.

۵-۵- الگوی تصحیح خطا (ECM)

آخرین قسمت از تخمین مدل به روش ARDL، ارائه مدل تصحیح خطاست که نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است. جمله تصحیح خطا سرعت تعدیل نسبت به تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. از لحاظ نظری ضریب ECM باید منفی باشد و از نظر آماری هم باید معنی دار باشد. باتوجه به جدول (۴) ضریب تصحیح خطا برابر ۰/۴۸- می‌باشد و از لحاظ آماری معنی‌دار است. بر اساس این ضریب هر سال حدود ۴۸ درصد از عدم تعادل درآمدهای مالیاتی برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. با توجه به نتایج جدول (۴)، ضریب متغیرها دارای علامت مثبت و از نظر آماری معنی‌دار است، که مطابق با تئوری اقتصادی است. به عبارتی افزایش متغیرهای تحقیق تأثیری مثبت بر درآمدهای مالیاتی دارد. در مطالعه روشیزا تاها و همکاران (۲۰۱۳) نیز که نتایج نشان‌دهنده یک رابطه تعادلی بلندمدت بین سیستم‌های مالی و مالیات بر درآمد در مالزی است، پس از بررسی رابطه پویای کوتاه‌مدت بین درآمد مالیاتی و سیستم مالی با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) نتایج نشان داد که تأثیر سیستم مالی بر درآمد مالیات‌های مستقیم در کوتاه‌مدت عمیق‌تر از درازمدت است.

ضرایب کوتاه‌مدت همه متغیرهای توضیحی نسبت به ضرایب بلندمدت آن‌ها از رقم کمتری برخوردار است، در نتیجه می‌توان گفت که اثر متغیرهای بانکی و بورس بر درآمدهای مالیاتی به مرور زمان افزایش یافته است و فعالیت های بانکی و بورس در بلندمدت اثرگذاری بیشتری بر درآمدهای مالیاتی دارند.

---

[1] Gordon and Li

به طور کلی بحث نظری آثار توسعه مالی بر رشد اقتصادی بر این پایه استوار است که چنانچه سیستم مالی بتواند به وظایف اصلی خود در مورد کاهش هزینه‌های اطلاع رسانی، تسهیل مبادلات و بررسی دقیق‌تر هزینه‌ها عمل نماید، منجر به رشد اقتصادی خواهد شد. به عبارتی دیگر چگونگی تاثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی به نقش واسطه‌های مالی در ارزیابی و برآورد توان بنگاه‌های اقتصادی که اقدام به نوآوری می‌کنند؛ بستگی دارد، که انجام این مهم از طریق جذب و تجهیز پس‌اندازها، تخصیص بهینه منابع، مدیریت ریسک و توزیع مناسب آن، کسب اطلاعات درباره فرصت‌های سرمایه‌گذاری، نظارت بر سرمایه-گذاری‌ها، انتشار اطلاعات و تحلیل صحیح آن‌ها وکاهش هزینه‌های داد و ستد، تعیین درست قیمت وجوه، سرمایه و نیز آسان نمودن داد و ستدها امکان پذیر است (دادگر و نظری[1]، ۱۳۸۸). همچنین $\overline{R}^2$ نشان می‌دهد پس از به حساب آوردن درجه آزادی، متغیرهای توضیحی کماکان ۴۱ درصد تغییر در درآمد مالیاتی را توضیح می‌دهند.

جدول(۴): نتایج حاصل از برآورد مدل ECM مدل، ARDL(۱,۰,۱,۰,۱)

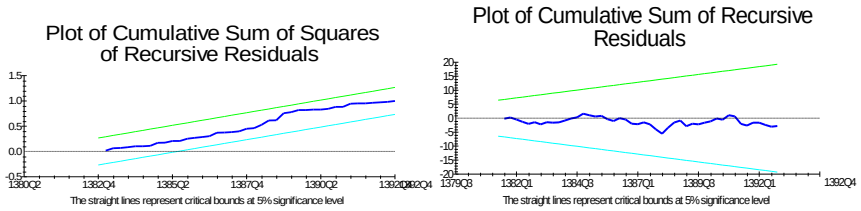
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
dLnFB	۰/۵۵۱۰	۰/۱۴۵۸	۳/۷۷۹۱	۰/۰۳۸
dLnFD	۰/۲۷۱۷	۰/۲۱۴۳	۱/۲۶۶۴	۰/۰۳۳
dLnCV	۰/۹۲۴۷	۰/۴۱۶۳	۲/۲۲۱۲	۰/۰۲۰
dLnSI	۰/۱۴۵۸	۰/۱۲۱۳	۱/۲۰۱۹	۰/۰۲۳
dA	-۳/۳۱۲۱	۰/۶۸۳۴	-۴/۸۴۶۵	۰/۰۱۱
ECM(-1)	-۰/۴۸۱۶	۰/۳۵۴۴	-۱/۳۵۸۹	۰/۰۰۰
$F(۵,۴۹) = ۷/۳۸۶۹(۰/۰۰۰)$			$\overline{R}^2 = ۰/۴۱$	

منبع: یافته‌های تحقیق نرم افزارMicrofit4

۵-۶- آزمون پایداری ضرایب مدل

آماره‌های پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی برای آزمون ثبات ساختاری در نمودارهای (۱) و (۲) ارائه شده است. چون هر دو نمودار در داخل فاصله اطمینان قرار دارند و از کرانه‌های تعیین شده در سطح معنی‌داری ۵ درصد عبور نکرده‌اند، پس فرضیه صفر مبنی بر پایداری ضرایب را نمی‌توان رد کرد. بنابراین، ضرایب برآورد شده در دوره مورد نظر دارای ثبات ساختاری بوده است.

[1] Dadgar et al. (2009)



نمودار (۱): آزمون پسماند تجمعی و آزمون پسماند مجذور، مدل(۱)

منبع: یافته‌های تحقیق، نرم افزارMicrofit4

۶- تحلیل حساسیت نتایج

این احتمال وجود دارد که نتایج برآورد مدل به تغییر متغیر وابسته، نمونه آماری، دوره زمانی و یا متغیرهای مورد استفاده حساسیت داشته باشد و با تغییر هر یک از این موارد، نتایج حاصل نیز تغییر کنند. لذا در این بخش، در دو مرحله حساسیت نتایج به تأثیر فعالیت‌های و بورس بر درآمدهای مالیاتی بر اساس مطالعه روشیزا تاها و همکاران (۲۰۱۳) و بویان ایلیوسکی (۲۰۱۲)، مورد بررسی قرارگرفته شده است. در این قسمت نیز همانند قبل، آزمون‌های لازم، قبل از برآورد مدل نهایی صورت گرفته و نتایج بر مبنای آن‌ها ارائه شده است.

۶-۱- نتایج حاصل از برآورد مدل (۲)

$$\ln DT_t = f(\ln FB_t + \ln\ FD_t + \ln DD_t) \qquad \text{مدل (۲)}$$

همانند بررسی وجود رابطه بلندمدت در مدل قبل، وجود رابطه بلندمدت با استفاده از این روش و تخمین مدل پویا بررسی می‌شود. در این مدل نیز باتوجه به معیار شوارتز بیزین، تعداد وقفه بهینه متغیر وابسته برابر یک می‌باشد، باتوجه به خروجی نرم‌افزار Microfit4 کمیت آماره t آزمون مذکور ۴/۳۱- است. با توجه به اینکه کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۹۵٪ برابر ۴/۰۵- می‌باشد، در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و از این رو مدل (۲) دارای رابطه بلندمدت است.

جدول (۵): نتایج آماره‌های تشخیص مدل، ARDL(۱,۰,۳,۰)

	آماره LM		آماره F	
فروض کلاسیک	آماره	احتمال	آماره	احتمال
آزمون خودهمبستگی سریالی	۰/۳۱	۰/۸۶	۱/۵۸	۰/۸۱
آزمون رمزی برای شناسائی شکل تبعی مدل	۱/۴۲	۰/۲۳	۱/۶۶	۰/۱۹
آزمون توزیع نرمال جملات اخلال	۲/۹۶	۰/۲۲	-	-
آزمون همسانی واریانس	۰/۱۸	۰/۸۹	۰/۱۷	۰/۸۹

منبع: یافته‌های تحقیق نرم افزارMicrofit4

با توجه به جدول (۵) از آن‌جایی که احتمال کلیه آماره‌های محاسباتی از ۵٪ بیشتر می‌باشند بنابراین می‌توان از برقراری فروض کلاسیک درمدل (۲) اطمینان حاصل کرد. پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت و برقراری فروض کلاسیک، نتایج بلندمدت، مدل ECM و پایداری ضرایب مدل (۲) ارائه می‌شود.

جدول(۶): نتایج حاصل از برآورد مدل، ARDL(۱,۰,۳,۰)

(متغیر وابسته Ln DT)		ARDL(۱,۰,۳,۰)	
متغیر	ضریب	انحراف معیار	احتمال
Ln FB	۱/۰۴۲۸	۰/۵۸۷۷	۰/۰۰۷
Ln FD	۰/۳۵۱۴	۰/۳۲۰۵	۰/۰۲۰
Ln DD	۰/۶۰۰۲	۰/۶۶۴۸	۰/۳۸۲
A	-۳/۴۰۰۲	۱/۵۵۹۸	۰/۰۳۵

منبع: یافته‌های تحقیق نرم افزارMicrofit4

جدول(۷): نتایج حاصل از برآورد مدل ECM مدل، ARDL(۱,۰,۳,۰)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهt	احتمال
dLnFB	۰/۷۳۱۷	۰/۳۸۲۰	۱/۹۱۵۴	۰/۰۵۲
DLnFD	۱/۲۰۰۴	۰/۳۲۳۴	۳/۸۳۴۳	۰/۰۰۹
DLnFD1	۰/۴۴۷۷	۰/۲۱۲۹	۲/۱۰۳۲	۰/۰۴۱
DLnFD2	۰/۸۸۰۲	۰/۳۰۹۴	۲/۸۴۴۸	۰/۰۰۰
dLnDD	۰/۳۶۷۴	۰/۴۳۱۹	۰/۸۵۰۵	۰/۳۹۹
dA	-۱/۷۹۲۵	۰/۸۶۳۱	-۲/۰۸۶۸	۰/۰۴۳
ECM(-1)	-۰/۵۲۷۱	۰/۱۲۲۲	-۴/۳۱۳۵	۰/۰۰۰
F(۷,۴۶) = ۱۳/۶۰۰۷(۰/۰۰۰)			$\bar{R}^2$ = ۰/۵۸	

منبع: یافته‌های تحقیق نرم افزارMicrofit4

طبق جدول (۶)، مقدار و علامت ضریب نشان می‌دهد یک درصد افزایش در ضریب مورد نظر در صورتی که سایر متغیرها ثابت باشند، درآمد مالیاتی را به چه میزان افزایش یا

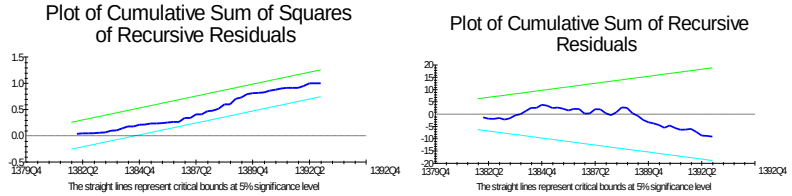
کاهش می‌دهد. درصد احتمال متغیر مورد نظر نیز زمانی که کم‌تر از ۰/۰۵ باشد معنی‌دار است. در جدول (۶) متغیرها دارای علامت مثبت و به جز متغیر سپرده‌های دیداری بقیه از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. همان گونه که در جدول (۶) نشان داده شده است، علامت ضرایب با تئوری‌های اقتصادی سازگار است، به گونه‌ای که در مبانی نظری و مطالعات تجربی اثر مثبت فعالیت‌های بانکی بر درآمدهای مالیاتی بیان شده‌است. نتایج به دست آمده در جدول (۶) با نتایج به دست آمده در جدول (۳) همخوانی دارد. معنی‌دار نبودن متغیر سپرده‌های دیداری می‌تواند ناشی از این باشدکه، در سیستم بانکداری ایران بخش اعظمی از فعالیت‌های بانکی از جمله سپرده‌ها، سود سپرده‌ها، اوراق مشارکت، طلا و سکوکی که نزد بانک‌ها نگهداری می‌شوند معاف از مالیات هستند.

با توجه به جدول (۷) ضریب تصحیح خطا برابر ۰/۵۲- می‌باشد و از لحاظ آماری معنی‌دار است که هر سال حدود ۵۲ درصد از عدم تعادل درآمدهای مالیاتی برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

با توجه به نتایج جدول (۷)، ضریب متغیرها دارای علامت مثبت و از نظر آماری به جز متغیر سپرده‌های دیداری معنی‌دار هستند، که مطابق با تئوری اقتصادی است. به عبارتی افزایش متغیرهای تحقیق تأثیری مثبت بر درآمدهای مالیاتی دارد. متغیر شاخص عمق مالی بیانگر نسبت حجم پول بر اساس تعریف وسیع آن یعنی نقدینگی به تولید ناخالص داخلی است. این شاخص بیانگر اندازه واسطه‌های مالی رسمی به فعالیت‌های اقتصادی در یک سیستم بانکداری است؛ با سه وقفه بهینه می‌شود.

همانند مدل (۱) ضرایب کوتاه‌مدت همه متغیرهای توضیحی نسبت به ضرایب بلندمدت آن‌ها از رقم کمتری برخوردار است، در نتیجه می‌توان گفت که اثر متغیرهای بانکی بر درآمدهای مالیاتی به مرور زمان افزایش یافته است و فعالیت‌های بانکی و بورس در بلندمدت اثرگذاری بیشتری بر درآمدهای مالیاتی دارند.

آماره‌های پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی برای آزمون ثبات ساختاری در نمودار (۳) ارائه شده است. ضرایب برآورد شده در دوره مورد نظر دارای ثبات ساختاری بوده است.



نمودار (۲): آزمون پسماند تجمعی و آزمون پسماند مجذور، مدل(۲)

منبع: یافته‌های تحقیق، نرم افزارMicrofit4

۶-۲- نتایج حاصل از برآورد مدل (۳)

مدل (۳) $\ln DT_t = f(\ln CV_t + \ln SI_t + \ln VT_t)$

همانند بررسی وجود رابطه بلندمدت در مدل قبل، وجود رابطه بلندمدت با استفاده از این روش و تخمین مدل پویا بررسی می‌شود. در این مدل نیز باتوجه به معیار شوارتز بیزین، تعداد وقفه بهینه متغیر وابسته برابر یک می‌باشد، با توجه به خروجی نرم‌افزار Microfit4 کمیت آماره t آزمون مذکور ۳/۵۸- است. با توجه به اینکه کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۷۵٪ برابر ۲/۶۳- می‌باشد، در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و از این رو مدل (۳) دارای رابطه بلندمدت است.

جدول (۸): نتایج آماره‌های تشخیص مدل، ARDL(۱،۰،۰،۰)

	آماره LM		آماره F	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
فروض کلاسیک				
آزمون خودهمبستگی سریالی	۱۰/۹	۰/۱۲	۸/۴۱۸۵	۰/۰۷
آزمون رمزی برای شناسائی شکل تبعی مدل	۰/۳۴۷۴	۰/۵۱	۰/۳۶۳۹	۹۰/۵
آزمون توزیع نرمال جملات اخلال	۵/۷۹	۰/۵۵	-	-
آزمون همسانی واریانس	۰/۵۲۶۲	۰/۴۶	۰/۵۱۱۴	۰/۴۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق، نرم افزارMicrofit4

با توجه به جدول (۸) از آن‌جایی که احتمال کلیه آماره‌های محاسباتی از ۵٪ بیشتر می‌باشند، بنابراین می‌توان از برقراری فروض کلاسیک در مدل (۳) اطمینان حاصل کرد. پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت و برقراری فروض کلاسیک، نتایج بلندمدت ، مدل ECM و پایداری ضرایب مدل (۳) ارائه می‌شود.

جدول(۹): نتایج حاصل از برآورد مدل، ARDL(۱,۰,۰,۰)

(متغیر وابسته Ln DT)		ARDL(۱,۰,۰,۰)	
متغیر	ضریب	انحراف معیار	احتمال
Ln CV	۰/۶۳۶۰	۰/۲۲۴۵	۰/۰۰۷
Ln SI	۰/۲۷۵۴	۰/۲۰۱۰۳	۰/۰۴۶
Ln VT	۰/۳۶۱۳	۰/۲۱۲۲۰	۰/۰۰۲
A	-۸/۸۳۰۰	۱/۳۷۳۸	۰/۰۰۵

منبع: یافته‌های تحقیق، نرم افزارMicrofit4

جدول(۱۰): نتایج حاصل از برآورد مدل ECM مدل، ARDL(۱,۰,۰,۰)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهt	احتمال
dLnCV	۰/۱۹۶۵	۰/۰۷۶۷	۲/۵۶۰۲	۰/۰۴۱
DLnSI	۰/۱۱۶۰	۰/۰۵۲۸	۲/۱۹۶۰	۰/۰۳۳
DLnVT	۰/۱۹۰۷	۰/۰۶۵۱	۲/۹۲۹۳	۰/۰۲۲
dA	-۲/۷۹۸۹	۰/۸۴۳۲	-۳/۲۳۶۴	۰/۰۰۲
ECM(-1)	-۰/۳۰۹۰	۰/۸۶۰۸	-۳/۵۹۰۰	۰/۰۰۱
$\overline{R}^2 = ۰/۴۸$		F(۴,۴۹) = ۹/۳۹۳۶(۰/۰۰۰)		

منبع: یافته‌های تحقیق نرم افزارMicrofit4

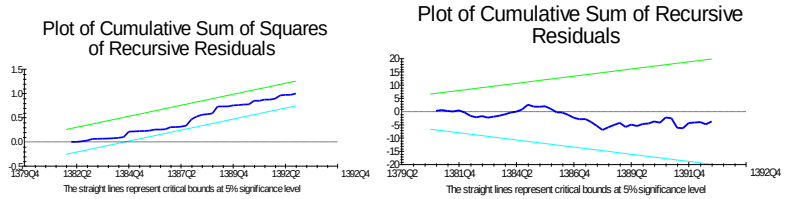
طبق جدول (۸)، مقدار و علامت ضریب نشان می‌دهد یک درصد افزایش در ضریب مورد نظر در صورتی که سایر متغیرها ثابت باشند، درآمد مالیاتی را به چه میزان افزایش یا کاهش می‌دهد. درصد احتمال متغیر مورد نظر نیز زمانی که کم‌تر از ۰/۰۵ باشد معنی‌دار است. در جدول (۸) متغیرها دارای علامت مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. همان گونه که در جدول (۸) نشان داده شده است، علامت ضرایب با تئوری‌های اقتصادی سازگار است، به گونه‌ای که در مبانی نظری و مطالعات تجربی اثر مثبت فعالیت‌های بورس بر درآمدهای مالیاتی بیان شده است. نتایج به دست آمده در جدول (۸) با نتایج به دست آمده در جدول (۳) همخوانی دارد. تأثیر اندک شاخص کل قیمت سهام نسبت به سایر متغیرها می‌تواند ناشی از وجود شرکت‌های متعددی باشد که به دلایل مختلف از معافیت های مالیاتی برخوردارند، ضمن اینکه به دلیل عدم شفافیت در معاملات و انجام حسابرسی های صوری، عمده شرکت‌های فعال در بورس روش‌های مختلفی را برای کاهش مالیات به کار می‌گیرند. علاوه بر این، در ایران قیمت سهام بیشتر از متغیرهای واقعی متأثر از

شوک‌های خارجی، عامل روانی، تصمیم‌گیری‌های آنی دولت و نقدینگی سرگردان، دچار نوسان است و بیانگر عملکرد بخش‌های واقعی صنعت نیست.

باتوجه به جدول (۹) ضریب تصحیح خطا برابر ۰/۳۰- است و از لحاظ آماری معنی‌دار است که هر سال حدود ۳۰ درصد از عدم تعادل درآمدهای مالیاتی برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

با توجه به نتایج جدول (۹)، ضریب متغیرها دارای علامت مثبت و از نظر آماری معنی‌دار هستند، که مطابق با تئوری اقتصادی است. به عبارتی افزایش متغیرهای تحقیق تأثیری مثبت بر درآمدهای مالیاتی دارد.

همانند مدل (۱) ضرایب کوتاه‌مدت همه متغیرهای توضیحی نسبت به ضرایب بلندمدت آن‌ها از رقم کمتری برخوردار است، درنتیجه می‌توان گفت که اثر متغیرهای بانکی بر درآمدهای مالیاتی به مرور زمان افزایش یافته است و فعالیت های بانکی و بورس در بلندمدت اثرگذاری بیشتری بر درآمدهای مالیاتی دارند. آماره‌های پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی برای آزمون ثبات ساختاری در نمودار (۴) ارائه شده است. ضرایب برآورد شده در دوره مورد نظر دارای ثبات ساختاری بوده است.



نمودار (۳): آزمون پسماند تجمعی و آزمون پسماند مجذور، مدل(۳)

منبع: یافته‌های تحقیق نرم افزارMicrofit4

طبق یافته‌های تحقیق ضریب متغیرهای انتخابی از بازار بورس و بانک در عین حال که اثری مثبت بر درآمدهای مالیاتی دارند، میزان اثر گذاری آن‌ها زیاد چشمگیر نیست.

۷- نتیجه گیری و توصیه های سیاستی

در پژوهش حاضر با هدف بررسی تأثیر فعالیت‌های بانکی و بورس بر درآمدهای مالیاتی در کشور ایران طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۷۹ با استفاده از داده‌های فصلی، و با بهره‌گیری از مدل به کار رفته در مطالعه روشیزا تاها و همکاران (۲۰۱۳) پرداخته شده است. در این پژوهش با استفاده از روش ARDL به برآورد و استخراج رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل پرداخته شد. با استفاده از نتایج به دست آمده و ادبیات موضوع، یافته‌های تحقیق

مورد بررسی و تحلیل قرار گرفته است. همان طور که در بخش ادبیات موضوع اشاره شد، از لحاظ تئوریک انتظار بر این است که توسعه فعالیت‌های بانکی و بورس، درآمدهای مالیاتی چنانچه سیستم مالی بتواند به وظایف اصلی خود در مورد کاهش هزینه های اطلاع رسانی، تسهیل مبادلات و بررسی دقیق‌تر هزینه‌ها عمل نماید منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی به عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی خواهد شد.

از آن‌جایی که مدل به صورت لگاریتمی تصریح شده است، ضرایب بدست آمده کشش بلندمدت درآمد مالیاتی را نسبت به هریک از عوامل اثرگذار برآن نشان می‌دهند. نتایج آزمون‌ها و برآوردها نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت بین متغیر لگاریتم مالیات مستقیم بر تولید ناخالص داخلی به عنوان نماینده درآمدهای مالیاتی و لگاریتم متغیرها و شاخص-های بانکی و بورس وجود دارد. براساس نتایج، طی دوره زمانی مورد مطالعه، ضریب عددی لگاریتم متغیرهای بانکی و بورس دارای علامت مثبت است و از نظر آماری معنی‌دار است. طبق یافته‌ها، ضریب متغیرهای انتخابی از بازار بورس و بانک در عین حال که اثری مثبت بر درآمدهای مالیاتی دارند ولی در عین حال میزان اثر گذاری آن‌ها زیاد چشمگیر نیست. در سیستم بانکداری ایران بخش اعظمی از فعالیت‌های بانکی مانند سپرده‌ها، سود سپرده-ها، اوراق مشارکت، طلا و سکوکی که نزد بانک‌ها نگهداری می‌شوند معاف از مالیات است. اندازه کوچک ضریب متغیرهای بورس حاکی از آن است که بورس ایران نسبتاً نوپا است و برای تأثیر گسترده‌تر آن بر درآمدهای مالیاتی لازم است از طریق ایجاد ثبات و شفافیت در بازار، به سیاست‌های جذب سرمایه در بورس و پیوند دادن آن به بورس‌های بین المللی همت گماشت. ضمن اینکه بخش قابل ملاحظه‌ای از شرکت‌های عرضه شده در بورس، به دلایل مختلف از معافیت‌های مالیاتی برخوردارند و شرکت‌های مشمول مالیات نیز شگردهای حسابداری را برای کاهش مالیات به کار می‌گیرند. بنا به دلایل فوق تأثیر ناچیز و در عین حال مثبت متغیر شاخص قیمت سهام بر درآمدهای مالیاتی قابل درک است.

بنابر نتایج حاصل از تخمین مدل، فعالیت‌های بانکی و بورس بر درآمدهای مالیاتی اثر معنی‌داری دارند اما بسته به نوع فعالیتی که در بخش‌های متفاوت بانک و بورس انجام می‌شود و سیاست مالیاتی اثرگذار بر آن‌ها می‌تواند دارای تأثیر اندک یا زیاد باشد.

بر اساس یافته‌های تحقیق، موارد ذیل به عنوان پیشنهادهای سیاست‌گذاری ارائه می‌شود:

- سیاست‌های مناسب جذب، تقویت و تشویق سرمایه‌گذاری در بخش مالی
- اتخاذ پایه مالیاتی و سیاست مالیاتی مناسب در کشور

فهرست منابع

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نماگرهای مختلف و سایت بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی.

۲. تشکینی، احمد (۱۳۸۴). *اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit* (چاپ اول). تهران: مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران.

۳. سازمان بورس اوراق بهادار، مدیریت پژوهش توسعه و مطالعات اسلامی.

۴. حسینی، سیدمهدی، شرفی، یکتا، و صیامی عراقی، ابراهیم (۱۳۹۰). بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران با معرفی متغیرهای جدید. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۹(۶۰)، ۳۴-۱۹.

۵. دادگر، یدالله، و نظری، روح الله (۱۳۸۸). ارزیابی شاخص های مالی در ایران. *اولین کنفرانس بین المللی توسعه نظام تامین مالی در ایران.*

۶. عیسوی، محمود (۱۳۸۹). ساخت مالی متوازن ساختی مناسب برای نظام مالی کشور. *معرفت اقتصادی*، ۱(۱) ، ۸۲-۴۹.

۷. فخر حسینی، سید فخرالدین، و شهابی، علی (۱۳۸۶). بررسی اثر توسعه بازار بورس بر رشد اقتصادی در ایران. *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی «علوم اقتصادی»*، ۷(۲۴)، ۹۶-۸۱.

۸. نظیفی، فاطمه (۱۳۸۳). توسعه مالی ورشد اقتصادی درایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۴(۳)، ۱۳۰-۹۷.

۹. نوفرستی، محمد (۱۳۸۹). *ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی* (چاپ سوم). تهران: انتشارات مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

1. Arestis, P., Demetriades, P., & Luintel, K. (2001). Financial development and economic growth: The role of stock markets. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(1), 16–41.
2. Bojan, Ilievski. (2012). Tax revenue and financial development: Theory and evidence. *Graduate School Southern Illinois University Carbondale*, April, No 6.
3. *Central Bank of the Islamic Republic of Iran, National statistics* (In Persian).
4. Cooray, Arusha. (2010). Do stock markets lead to economic growth. *Journal of Policy Modeling*, 32, 448-460.
5. Dadgar, Y., & Nazari, R. (2009). Assessment of financial indicators in Iran. *The First International Conference on Development Financing System in Iran* (In Persian).
6. Emran, M., Shahe, & Stiglitz, A., Joseph. (2005). On selective indirect tax reform in developing and countries. *Journal of Public Economics*, 89, 599-623.

7. Fakhr Hosseini, S. F., & Shahab, A. (2007). The effect of stock market development on economic growth in Iran. *Journal of Economic Science*, 7(24), 81-96 (In Persian).
8. Gordon, Roger, & Li, Wei. (2009). Tax structures in developing countries: Many puzzles and a possible explanation. *Journal of Public Economics*, 93, 855-866.
9. Hossini S M, Ashrafi Y, & Siami Araghi E. (2012). The review of relationship between financial development and economic growth with introducing new variables. *Journal of Economic Research and Policies*, 19(60), 19-34 (In Persian).
10. Ioana, M., Petrescu. (2007). Financial Sector quality and tax revenue: Panel evidence. *University of Maryland*.
11. Irfan, L., Sulaiman, D. & Adnan, H. (2009). Effects of financial structure and financial development on economic growth: A case study of Pakistan. *European Journal of Social Sciences*, 11(3). 419-427.
12. Issawi, M. (2010). Balanced financial structure suitable for the country's financial system. *Marefat e Eghtesadi*, 1(1), 49-82 (In Persian).
13. Levine, R., & Carkovic, M. (2002). Finance and growth, New evidence and policy analyses for Chile. *Central Bank of Chile*, 157. 343-376.
14. Luintel, Kul, B., Khan, M., Arestis, P. & Theodoridis, K. (2008). Financial structure and economic growth, *Journal of Development Economics*, 86(1), 181-200.
15. Nazifi, F. (2004). Financial development and economic growth in Iran, *Economic Journal*, 4(3), 97-130 (In Persian).
16. Noferesti, M. (2010). *Unit root and cointegration in econometrics* (Third Edition). Tehran: *Press Rasa Institute of Cultural Services* (In Persian).
17. Petrescu, I., M. (2011). Financial Sector guality and tax revenue: Panel evidence. *Statistical Study, Baltimore, Maryland: University of Maryland*.
18. Piggott, John, & Whalley, John. (2001). VAT base broadening, self supply, and the informal sector. *American Economic Review*, 91(4), 1084-1094.
19. Roshaiza, Taha., Sisiram, R.N., Colombage, Svetlana, M., & Loganathan, N. (2013). Does financial system activity affect tax revenue in Malaysia? Bounds testing and causality approach. *Journal of Asian Economics*, 24, 147–157.
20. Stiglitz, Joseph. (2002), New perspectives on public finance: recent achievements and future challenges. *Journal of Public Economics*, 86: 341-360.
21. *Stock Exchange of Development Research and Islamic Studies* (In Persian).
22. Tanzi., Vito, & Zee., Howell. (2000). Tax policy for emerging markets: Developing countries. *National Tax Journal*, 53, 299-322.
23. Tashkini, A. (2005). *Applied econometrics with microfit* (First Edition). Tehran, Dibagaran Art Institute of Tehran (In Persian).
24. Ujunwa, A., Salami, O.P., Nwakoby, I., & Halidu, U.A. (2012). Financial structure and economic growth in Nigeria: Theory and evidence. *International Journal of Economics and Finance*. 4(4), 227.