

تأثیر فعالیتهای بخش مالی بر درآمد مالیاتی مستقیم

نیلوفر ناطقیان^{۱*}، دکتر فاطمه زندی^۲

تاریخ پذیرش: ۹۵/۳/۸

تاریخ دریافت: ۹۴/۱۲/۱

چکیده

مالیات‌ها به دلیل اثرهای تخصیصی و توزیعی، همواره به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل سیاست‌گذاری‌های دولت مورد توجه قرار گرفته‌اند. اصولاً کارآمدترین و اقتصادی‌ترین راه تأمین هزینه‌های دولت، مالیات است. درحقیقت، مالیات‌ها از مهم‌ترین ابزارهای ایجاد تغییر در درآمد ملی به شمار می‌روند. این منبع درآمدی، به دلیل قابلیت کنترل، بر سایر منابع ناشی از اقتصاد داخلی ارجحیت دارد. به علاوه، نقش و اهمیت نظام مالی در فرایند توسعه اقتصادی کشورها به صورتی است که می‌توان تفاوت اقتصادهای توسعه یافته و توسعه نیافته را در درجه کارآمدی و کارایی نظام مالی آنها جست‌وجو کرد. بنابراین، شناخت آثار بخش مالی بر درآمد مالیاتی، اهمیت ویژه‌ای دارد. در این پژوهش، منظور از بخش مالی، بازار پول و بازار سرمایه است، که از مهم‌ترین اجزای سیستم مالی اقتصاد ایران محسوب می‌شوند. بخش مالی به کمک سه شاخص عملکرد مربوط به نظام بانکی و یک شاخص عملکرد مربوط به فعالیتهای بازار سرمایه، مورد تحلیل قرار می‌گیرد. باتوجه به مطالب ذکرشده، در این مقاله، رابطه بین فعالیتهای بانکی و غیربانکی در بخش مالی کشور ایران و درآمد مالیاتی مستقیم، طی دوره زمانی ۱۳۷۹:۱-۱۳۹۳:۳ بررسی شده است. تخمین مدل از طریق الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) انجام گرفته است. نتایج برآورد مدل، حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، مالیات مستقیم، نسبت به تسهیلات اعطایی بانک‌های تجاری، دارای کشش بیشتری در مقایسه با سایر متغیرهای پژوهش بوده است. به علاوه، ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر دوره، ۳۶ درصد از عدم تعادل در مالیات مستقیم، تعدیل و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک شده است.

کلیدواژه‌ها: بخش مالی، درآمد مالیاتی مستقیم، تسهیلات اعطایی، بازار سرمایه، مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)، ایران.

JEL Code: C51, G10, H2, O40

۱. مقدمه

نهاد دولت برای اعمال حاکمیت جمعی، نیازمند درآمد است که بهترین و مهم‌ترین روش کسب درآمد برای دولت‌ها، مالیات است. هر اندازه که سهم مالیات در تأمین هزینه‌های جاری دولت افزایش یابد، به همان اندازه، بودجه دولت، سلامت، ثبات و پایداری بیشتری خواهد داشت و از ایجاد آثار نامطلوب اقتصادی کاسته خواهد شد. به علاوه، دولت‌ها در نیل به اهدافی از قبیل رشد اقتصادی، اشتغال، توزیع عادلانه درآمد و ثروت، کاهش تورم، ثبات قیمت‌ها و ایجاد امنیت اقتصادی، موفق‌تر عمل خواهند کرد. از سوی دیگر، لازمه رشد و توسعه فعالیت‌های اقتصادی، وجود منابع مالی کافی است. بنابراین، توسعه و اصلاح ساختار بخش مالی، از اهداف و اولویت‌های کشورها است.

بخش مالی هر کشور، به عنوان شاه‌رگ تأمین‌کننده منابع مالی و فعالیت‌های حقیقی اقتصادی است که به دو بازار پول و سرمایه تقسیم می‌شود. بازار پول از طریق نظام بانکی اداره می‌شود و بازار سرمایه، در قالب بازار سهام مورد توجه است. ژرفا و گستردگی بازار مالی در کشورهای توسعه‌یافته، تأثیر مثبت و انکارناپذیری بر رشد بخش واقعی اقتصاد آنها دارد. بنگاه‌های اقتصادی به منظور انجام فعالیت‌های خود، نیازمند منابع مالی با هزینه توجیه‌پذیر هستند تا با کمک آن بتوانند محصولات و خدماتی را که قابلیت رقابت در بازارهای داخلی و خارجی داشته باشد، تولید و به بازار عرضه کنند. به عبارتی، بدون تجهیز بنگاه‌های اقتصادی به منابع مالی کافی، نمی‌توان انتظار داشت که تولید ملی، توان کافی برای توسعه فعالیت‌های خود داشته باشد. هرچه بازارهای مالی (بازار پول و سرمایه)، توسعه‌یافته‌تر و به صورت کارآمدتر عمل کنند، بنگاه‌های اقتصادی نیز از فرصت‌های بیشتری برای تأمین مالی طرح‌های خود بهره‌مند می‌شوند و به این ترتیب، فرایند

رشد اقتصادی تسهیل خواهد شد.

باتوجه به مطالعات انجام‌شده در کشورهای در حال توسعه، مانند مالزی، مالیات جمع‌آوری‌شده از سوی دولت مالزی، تحت‌تأثیر عملکرد بازار سهام در این کشور و عملکرد کمک سهام به تغییرات بیشتر درآمد سازمان مالیاتی این کشور کمک می‌کند. به علاوه، جمع‌آوری مالیات بر عملکرد بازار سهام مالزی تأثیر می‌گذارد (طاها: ۲۰۱۳). می‌توان با ترویج افزایش فعالیت‌های بازار سهام، جمع‌آوری مالیات را بهبود بخشید (طاها و دیگران، ۲۰۱۲). بنابراین، بازار سهام نقش تعیین‌کننده‌ای در تعیین رشد اقتصادی ایفا می‌کند و توسعه بازار سهام برای پرورش توسعه اقتصادی ضروری است (بهادر و دیگران، ۲۰۰۶). علی‌رغم اهمیت درآمدهای مالیاتی به عنوان منبع بالقوه درآمدی دولت، متأسفانه این نوع درآمدها جایگاه واقعی خود را در ساختار اقتصادی کشور ما دارا نیستند. بدیهی است، برای بالابردن درآمدهای مالیاتی، باید بدانیم چه متغیرهایی و از چه طریقی درآمد مالیاتی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند. در این راستا، درک ارتباط بین فعالیت‌های بخش مالی بر درآمد مالیاتی مستقیم برای کشور در حال توسعه‌ای نظیر ایران، به منظور دستیابی به توسعه پایدار حایز اهمیت است. در این مقاله، ابتدا با مروری بر پیشینه پژوهش، چارچوب نظری، تبیین و سپس متغیرها، معرفی و بررسی می‌شوند و در ادامه، برآورد مدل و تخمین ضرایب انجام می‌گیرد و در انتها، نتیجه‌گیری و پیشنهادهایی ارائه می‌شود.

۲. پیشینه پژوهش

علی‌رغم تعامل بین بخش مالی و درآمد مالیاتی، مرور مطالعات انجام‌شده داخلی، خلای مطالعاتی در این زمینه را نمایان می‌کند:

1. Taha, R.

2. Bahadur, G. C.

جدول ۱. مطالعات داخلی

محققان	سال	عنوان پژوهش	روش و بازه زمانی پژوهش	نتایج حاصل
پژویان	۱۳۷۱	بررسی اقتصادی مالیات بر شرکت‌ها	روش‌های رگرسیون و آنالیز واریانس یک‌طرفه	پس از آنکه در زمینه تثبیت، مدل مالیاتی، مدلی درخصوص سیستم مالیاتی ارائه داده است، نتایج برآورد مدل فوق، با استفاده از اطلاعات موجود و در قالب سه روش تک‌معادله، سیستم چهارمعادله و سیستم هفت‌معادله ارائه شده است.
ختابی	۱۳۷۸	گسترش بازارهای مالی و رشد اقتصادی ایران	روش 2SLS	نرخ رشد اقتصادی رابطه مثبت و معناداری با حجم اعتبارات بانکی‌های داخلی و تجاری به اعتبارات داخلی بانک‌های تجاری و بانک مرکزی و نیز با مطالبات از سیستم بانکی از بخش غیرمالی خصوصی به اعتبارات داخلی و رابطه منفی با نسبت نقدینگی به GDP و مطالبات سیستم بانکی از بخش غیرمالی خصوصی به GDP دارد.
امامی‌مبیدی و سامتی	۱۳۸۲	تأثیرات پایه‌های مالیاتی بر بازار سرمایه	روش حداقل مربعات معمولی	افزایش مالیات بر ثروت و مالیات بر درآمد حجم معاملات را افزایش می‌دهد. افزایش مالیات بر شرکت و مالیات بر واردات، حجم معاملات را کاهش می‌دهد.
بیگدلی	۱۳۸۳	آثار مالیات بر نقل و انتقال سهام در بازار اوراق بهادار تهران	روش توصیفی و تحلیلی	مالیات بر معاملات و موارد مشابه آن، مانند نظارت‌های سرمایه‌ای می‌تواند تأثیر منفی بر روی افزایش قیمت، نوسان و قابلیت نقدشوندگی داشته باشد و باعث کاهش کارایی بازار شود.
خالوزاده و دیگران	۱۳۸۷	مدل‌سازی غیرخطی و پیش‌بینی درآمدهای مالیاتی کشور	آزمون‌نمایی لیاپخوف و استفاده از ساختار شبکه عصبی مصنوعی	نتایج حاصل از مدل، حاکی از یک روند بلندمدت ثابت درآمدهای مالیاتی است که دقت بسیار بالای پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای مدل را تأیید می‌کند.
حسن‌زاده و احمدیان	۱۳۸۸	اثر توسعه بازار بورس بر رشد اقتصادی	روش داده‌های تابلویی	ارتباط مثبتی بین رشد اقتصادی و شاخص‌های توسعه بازار بورس وجود دارد. ولی به علت عدم توسعه‌یافتگی بورس تهران، اثر آن بر رشد اقتصادی، کمتر از اثر اعتبارات اعطایی ازسوی سیستم بانکی به بخش خصوصی است.
امام‌وردی و دیگران	۱۳۹۰	بررسی تطبیقی اثرگسترش بازارهای مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه، با روش داده‌های تلفیقی	روش داده‌های تلفیقی، تکنیک GMM	رابطه مثبتی بین توسعه بخش مالی و رشد اقتصادی در دو گروه از کشورهای با درآمد بالا و متوسط به بالا و درآمد پایین و متوسط به پایین وجود دارد و این اثر در مورد کشورهای با درآمد بالا و متوسط به بالا قوی‌تر است.
دولمی و دیگران	۱۳۹۱	مالیات و تأثیر آن بر بازار سرمایه	روش توصیفی تحلیلی بر مبنای مطالعات کتابخانه‌ای	میزان درصد مالیات بر بازار سرمایه می‌تواند نحوه سرمایه‌گذاری را تغییر دهد.
آل‌عمران و آل‌عمران	۱۳۹۲	بررسی تأثیر درآمد مالیاتی دولت بر بورس اوراق بهادار در ایران	روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی فصل سوم ۱۳۷۸ - فصل دوم ۱۳۸۷	نرخ بهره (نرخ سود بانکی (پنج ساله)) بر بورس اوراق بهادار تأثیر ندارد. شاخص قیمت تولیدکننده، درآمد مالیاتی دولت و پرداخت‌های عمرانی دولت بر بورس اوراق بهادار اثرگذار است.
همایونی‌فر و دیگران	۱۳۹۴	بررسی نحوه اثرگذاری بخش مالی بر مالیات بر درآمد در ایران	روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی	در کوتاه‌مدت، هر دو بخش مالی به‌طور قابل‌توجهی بر مالیات بر درآمد اثرگذار بوده‌اند.

جدول ۲. مطالعات خارجی

محققان	سال	عنوان پژوهش	روش و بازه زمانی پژوهش	نتایج حاصل
چودری ^۱	۱۹۹۰	درآمد مالی و تأمین مالی تورمی	روش داده‌های تلفیقی ۱۹۷۷-۱۹۸۷	وجود وقفه‌های مالیاتی در ۲۸ کشور در حال توسعه، از جمله ایران را مورد مطالعه قرار داده است. کشش قیمتی درآمدهای مالیاتی برای ایران ۱/۴۳ و وقفه جمع‌آوری مالیات رادرحدود ۴ ماه تخمین زده است.
چودری	۱۹۹۱	درآمد و تأمین مالی تورمی	روش داده‌های تلفیقی ۱۹۷۷-۱۹۸۸	وقفه درآمد مالیاتی برای ایران را حدود ۷/۵ ماه تخمین زده است. در کشورهای در حال توسعه، به دلیل وقفه‌های طولانی در وصول مالیات و وجود کسری مزمن بودجه، افزایش تورم در بلندمدت، به کاهش درآمدهای واقعی دولت منجر می‌شود.
دمیرگوک - کونت ^۲ و هویزینگا ^۳	۲۰۰۱	وضع مالیات بر بانکداری داخلی و خارجی	روش داده‌های تابلویی ۱۹۸۸-۱۹۹۵	رابطه بین مالیات و فعالیت‌های بانکی برای بانک‌های داخلی، مثبت و برای بانک‌های خارجی، منفی است. بنابراین، وضعیت مالکیت این بانک‌ها در تعیین ماهیت رابطه مهم است.
چانگ - تای ^۴ و پارکر ^۵	۲۰۰۲	مالیات و رشد مالی در کشورهای در حال توسعه (شواهدی از رونق سرمایه‌گذاری در شیلی)	روش داده‌های تابلویی اولاخر دهه ۱۹۷۰	در کشورهای در حال توسعه‌ای که بازارهای مالی چندان پیشرفته‌ای ندارند، افزایش مالیات بر سود و درآمد شرکت‌ها، باعث انحراف بیشتر فعالیت شرکت‌ها و نهادهای سرمایه‌گذاری از مسیر رشد اقتصادی می‌شود. ارتقای رشد و توسعه اقتصادی در شیلی، علاوه بر کاهش مالیات بر شرکت‌ها، مدیون آزادسازی رژیم تجاری، توسعه بازارهای مالی و اصلاح خصوصی‌سازی بیمه‌ها و سازمان بازنشستگی است.
هونجا ^۶	۲۰۰۵	تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی مراکش	روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی ۱۹۸۶-۲۰۰۴	به طور متوسط، به ازای هر ۱ درصد رشد اعتبارات بانکی، GDP درصد رشد به میزان ۰/۰۷۰۱ درصد رشد داشته است.
طاها و دیگران	۲۰۱۲	بررسی اثرگذاری فعالیت‌های بخش مالی بر درآمد مالیاتی کشور مالزی	روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی، داده‌های ماهانه ۲۰۰۸-۱۹۹۷	افزایش در فعالیت بازار سهام، به احتمال زیاد، به بهبود جمع‌آوری درآمد مالیاتی مستقیم منجر می‌شود. به طور کلی، آنها نشان دادند که تأثیر سیستم مالی بر درآمد مالیات‌های مستقیم برای کشور مالزی، در کوتاهمدت عمیق‌تر از درازمدت است.
طاها و دیگران	۲۰۱۳	بازار سهام و درآمد مالیاتی	روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی ۱۹۸۰-۲۰۰۸	مالیات جمع‌آوری شده از سوی دولت تحت تأثیر عملکرد بازار سهام در مالزی است. عملکرد بازار سهام به تغییرات بیشتر درآمد سازمان مالیاتی این کشور کمک می‌کند و جمع‌آوری مالیات بر عملکرد بازار سهام مالزی تأثیرگذار است.

←

1. Choudry, Nurun
2. Demirguc-Kunt, A.
3. Huizinga, H.

4. Chang-Tai, Hsieh
5. Parker, Jonathan A.
6. Ho Ngai WA, Ho



دکتور ^۱ و چرچینا ^۲	۲۰۱۵	توسعه مالی، بخش حقیقی رشد اقتصادی	روش داده‌های تابلویی	اثر توسعه مالی به رشد اقتصادی، بستگی به رشد اعتبارات خصوصی نسبت به رشد تولید حقیقی دارد و اگر اعتبارات خصوصی، رشدی سریع نامتناسب با رشد تولید حقیقی داشته باشد، اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی منفی است.
			۱۹۷۰-۲۰۱۰	

۳. چارچوب نظری و روش پژوهش

چارچوب نظری

بازارهای مالی را می‌توان باتوجه به عوامل مختلف تقسیم‌بندی کرد؛ ازجمله این طبقه‌بندی‌ها، می‌توان طبقه‌بندی برحسب نوع حقوق (با درآمد ثابت و با درآمد متغیر)، برحسب سررسید (کوتاه‌مدت یا بازار پول، بلندمدت یا بازار سرمایه)، برحسب نحوه انتشار (بازار اولیه، بازار ثانویه)، برحسب ساختار سازمانی (بازارهای سازمان‌یافته، بازارهای خارج از بورس)، برحسب گستره مؤسسات (بازار پول، بازار سرمایه، بازار اطمینان) و ... را نام برد. (حاتمی‌زاده و دیگران، ۱۳۷۹)

طبقه‌بندی برحسب گستره مؤسسات مالی، متداول‌ترین طبقه‌بندی است که برای شناخت وظایف و کارکرد بازار مالی از آن استفاده می‌شود و نیز در این مقاله از آن استفاده شده است:

الف - بازار پول

مشارکت‌کنندگان در بازار پول، افراد یا واحدهای دارای مازاد نقدینگی هستند که منابع مالی خود را با سررسیدهایی کوتاه‌مدت در اختیار می‌گذارند. مهم‌ترین وظیفه بازار پول، ایجاد تسهیلات برای واحدهای اقتصادی به‌منظور ارضای نقدینگی در کوتاه‌مدت و نیز تأمین سرمایه در گردش است. در بازار پول، نقدینگی ابزارهای مالی بالاست و سرعت انجام مبادلات بسیار زیاد است. شناخته‌شده‌ترین نهاد بازار پول، بانک‌ها هستند. در بازار پول، اوراق بهادار کوتاه‌مدت نیز وجود دارد (همان).

ب - بازار سرمایه

بازار سرمایه، بازاری برای تأمین مالی وجوه در درازمدت، و شامل اوراق بهادار با عواید متغیر است و معمولاً سررسید آنها بیش از یکسال است. بارزترین نهاد بازار سرمایه در اقتصاد ایران، بازار بورس اوراق بهادار است. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و وزارت امور اقتصادی و دارایی، نقش سیاست‌گذار و ناظر را دارند (همان).

ادبیات موجود درخصوص رابطه میان نظام مالی و سیاست‌های مالی و مالیاتی وسیع هستند و گاهاً اشارات

در نتیجه، موجب افزایش درآمدهای مالیاتی و ظرفیت مالیاتی و در نهایت، افزایش مالیات بر درآمد فراهم می‌شود (همایونی‌فر و همکاران، ۱۳۹۴).

د- روش الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)

به‌طور کلی، الگوی پویا، الگویی است که در آن، وقفه‌های متغیرها، همانند رابطه ۱ وارد شوند.

$$Y_t = \alpha X_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + U_t \quad (۱)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده شود که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه ۱ در نظر بگیرد.

$$\phi(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k b_i(L, q_i)X_{it} + c_{wt} + U_t \quad (۲)$$

در روابط بالا Y_t متغیر وابسته و X_{it} متغیرهای مستقل هستند. جمله L عملگر وقفه زمانی مرتبه اول است؛ به‌طوری که $LY = Y_{t-1}$ و برداری $S \times 1$ است که نمایانگر متغیرهای از پیش تعیین‌شده در مدل، شامل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و سایر متغیرهای برون‌زا است. P ، تعداد وقفه‌های به‌کاررفته برای متغیر وابسته و q ، تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل (X_{it}) است.

الگوی فوق، الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نام دارد، که در آن داریم:

$$\phi(L, P) = 1 - \phi_{1L} - \phi_{2L^2} - \dots - \phi_{pL^p} \quad (۳)$$

$$b_i(L, q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + \dots + b_{iq_i}L^{q_i} \quad i=1, 2, \dots, k \quad (۴)$$

معادله ۲ با استفاده از نرم‌افزار microfit برآورد می‌شود. این نرم‌افزار، معادله مزبور را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، برای تمام مقادیر $i = 1, 2, \dots, k$ و $q_i = 0, 1, 2, \dots, m$ و $p = 0, 1, 2, \dots, m$ یعنی تعداد $(m+1)^{k+1}$ رگرسیون مختلف

متفاوتی دارند. مبانی نظری در این زمینه، به دو دسته تقسیم می‌شوند: دسته اول قایل به اثرگذاری منفی بین این دو بخش از اقتصادند و دسته دوم، رابطه مذکور را مثبت توصیف می‌کنند (طاها، ۲۰۱۳). برخی از نظریات دسته اول بر رابطه بین بازار سهام (بخش غیربانکی سیستم مالی) و سیاست‌های مالیاتی متمرکز شده‌اند. برای مثال، دارات (۱۹۸۸، ۱۹۹۰) بیان می‌کند، رابطه‌ای قوی و در عین حال، معکوس بین بازار سهام و مالیات وجود دارد. وی وجود وقفه‌ها در اجرا و پیاده‌سازی سیاست‌های مالیاتی را علت این رابطه معرفی می‌کند. دسته دوم، عمدتاً بر این موضوع تأکید دارند که دخالت‌های دولت در نظام مالی از طریق سیاست‌های مطلوب مالیاتی، ممکن است، مانعی در برابر شوک‌های وارد بر بودجه باشد. بنابراین، ماهیت رابطه بین سیستم مالی و مالیات، می‌تواند مثبت باشد (پهن^۲، ۱۹۹۰).

بازارهای مالی، یکی از اساسی‌ترین بازارهای هر کشور است. شرایط این بازارها به‌شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد تأثیرگذار است و به‌شدت از سایر بخش‌ها اثر می‌پذیرند. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بورس اوراق بهادار است. بورس اوراق بهادار، یک بازار متشکل و رسمی خرید و فروش سهام شرکت‌ها، تحت ضوابط و قوانین خاص است. یکی از وظایف این بازار، کمک به عادلانه کردن قیمت اوراق بهادار و سرعت‌بخشیدن به معاملات است (داورزاده، ۱۳۸۶). بورس، اثرگذاری مثبتی بر مالیات بر درآمد خواهد داشت (نه لزوماً در کوتاه‌مدت)؛ چراکه بورس از طریق جذب و به‌کارانداختن سرمایه‌های راکد، حجم سرمایه‌گذاری در جامعه را بالا می‌برد. بورس بین عرضه‌کنندگان و تقاضاکنندگان سرمایه ارتباط برقرار می‌کند و معاملات بازار سرمایه را تنظیم می‌کند. به‌علاوه، با قیمت‌گذاری سهام و اوراق بهادار، تاحدودی از نوسان شدید قیمت‌ها جلوگیری می‌کند. بورس مردم را به پس‌انداز تشویق و از این طریق، باعث به‌کارگیری پس‌انداز مردم در فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. بورس، سرمایه لازم برای اجرای پروژه‌های دولتی و خصوصی را فراهم می‌آورد و

راه وجود دارد:

در روش اول، پس از تخمین مدل پویای ARDL، فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0: \sum_{i=1}^p \phi_i - 1 \geq 0 \quad (۶)$$

$$H_1: \sum_{i=1}^p \phi_i - 1 < 0$$

فرضیه صفر، بیانگر عدم وجود هم‌جمعی یا رابطه بلندمدت است. برای انجام آزمون مورد نظر که از سوی بنرجی و همکاران^۴ (۱۹۹۳)، ارائه شده است، باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته، کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود که آماره آزمون از نوع آماره t حاصل می‌شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \phi_{i-1}}{\sum_{i=1}^p \delta \phi_i} \quad (۷)$$

اگر قدر مطلق آماره t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستردر سطح اطمینان ۹۵٪ بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی، رد و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود و در غیر این صورت، متغیرها هم انباشته نیستند. در صورت انباشتگی متغیرها، می‌توان از الگوی تصحیح خطا، پویایی کوتاه‌مدت و تمایل حرکت آن به سمت تعادل را بررسی کرد. پسران وشین^۵ (۱۹۹۶) در مطالعات خود نشان دادند، از روی ضریب ECM، به تنهایی می‌توانیم درباره وجود رابطه بلندمدت، بین متغیرهای مدل تصمیم‌گیری کنیم؛ به این صورت که اگر ضریب $ecm(-1)$ در مدل برآوردی، بین صفر و یک قرار گیرد و از لحاظ آماری، معنادار باشد، آنگاه رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل برقرار است. روش دوم که از سوی پسران وشین ارائه شده است، وجود رابطه بلندمدت، بین متغیرهای تحت بررسی از طریق محاسبه آماره F برای آزمون معنی‌داری سطوح باوقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا بررسی می‌شود.

تخمین می‌زند. در مرحله بعد، با استفاده از یکی از معیارهای آکایک، شوارتز-بیزین، حنان - کوپین یا ضریب تعیین تعدیل شده، به انتخاب وقفه‌های بهینه مدل پرداخته می‌شود. تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از ضوابط آکایک (AIC)، شوارتز - بیزین (SBC)^۶، حنان - کوپین (HQC)^۷ و یا ضریب تعیین تعدیل شده^۸ تعیین کرد. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتز-بیزین استفاده می‌شود، تا درجه آزادی زیادی از بین نرود. این معیار، در تعیین وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و در نتیجه، تخمین دارای درجه آزادی بیشتری خواهد بود (پسران وشین^۵، ۱۹۹۶). برای تشخیص همگرایی بلندمدت، مقدار آماره t را می‌توان با کمیت‌های بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مسترد^۹ (۱۹۹۲) مقایسه کرد (نوفرستی، ۱۳۷۸؛ پهلوانی و همکاران، ۱۳۸۶).

برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل، از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از این رابطه به دست می‌آیند:

$$\theta_i = \frac{\beta_i(L, q_i)}{1 - \theta(L, P)} = \frac{\beta_{i0} + \beta_{i1}t_1 + \dots + \beta_{iq}t_q}{1 - \theta_1 - \theta_2 - \dots - \theta_p} \quad i=1, 2, \dots, k \quad (۵)$$

از رابطه ۲، مقدار آماره t مربوط به ضریب محاسبه شده بلندمدت نیز قابل محاسبه است. ایندرا^{۱۰} (۱۹۹۳) نشان می‌دهد که آماره‌های t از این نوع، دارای توزیع نرمال حدی معمول هستند و آزمون t براساس کمیت‌های بحرانی معمول، دارای توان خوبی است. بنابراین، به کمک θ_i می‌توان آزمون‌های معتبری را در مورد وجود رابطه بلندمدت انجام داد. در روش ARDL، برای تخمین رابطه بلندمدت، می‌توان از روش دوم مرحله‌ای به شکل زیر استفاده کرد. در مرحله اول، وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌شود (پسران و دیگران، ۲۰۰۱). در این مرحله، برای بررسی اینکه رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نیست، دو

1. Akaike Criter

2. Schwarz Criter

3. Hannan-Quinn Criter

4. R-Bar Squared

5. Pesaran & Shin.

6. Banerjee, Dolado and Master

7. Inder

8. Banerjee, et al

در این روش، ابتدا آزمون پایایی انجام می‌شود و در صورتی که متغیر $I(2)$ باشد، به مقدار آماره F محاسباتی نمی‌توان اعتماد کرد.

۴. معرفی و بررسی روند متغیرهای پژوهش

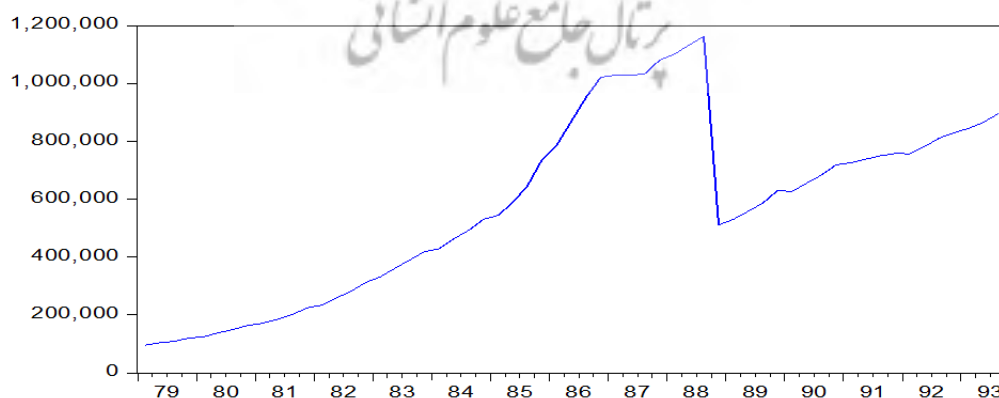
در این بخش، پس از معرفی متغیرها به شرح جدول ۳، روند متغیرهای پژوهش در طول دوره زمانی بررسی شده است. همچنین داده‌های پژوهش از بانک اطلاعات، سری‌های زمانی بانک مرکزی و سازمان بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است.

جدول ۳. معرفی متغیرهای توضیحی پژوهش

نماد	تعریف متغیر	واحد اندازه‌گیری
CB	تسهیلات اعطایی بانک‌های تجاری به بخش غیردولتی، بانک‌های تجاری، شامل بانک‌های ملی، صادرات، تجارت، ملت، سپه، رفاه کارگران، پست‌بانک است که اعطای این تسهیلات، در قالب عقود، شامل قرض الحسنه، سرمایه‌گذاری مستقیم، مضاربه، سلف، مشارکت مدنی، جعاله، فروش اقساطی، اجاره به شرط تملیک، مسکن مشارکت حقوقی، خرید دین، اموال معاملات، مطالبات سررسید گذشته و معوق و سایر عقود است.	میلیارد ریال
IB	تسهیلات اعطایی بانک‌های تخصصی به بخش غیردولتی، بانک‌های تخصصی، شامل بانک‌های مسکن، کشاورزی، صنعت و معدن، توسعه صادرات، قرض الحسنه، مهر و توسعه تعاون است که اعطای این تسهیلات در قالب عقود اسلامی است.	میلیارد ریال
PB	تسهیلات اعطایی بانک‌های غیردولتی و مؤسسات مالی غیربانکی، شامل بانک‌های خصوصی کارآفرین، سامان اقتصاد، اقتصادنوین، پارسین، پاسارگاد، سرمایه، سینا، تات، دی، انصار و مؤسسه اعتباری غیربانکی توسعه است که اعطای این تسهیلات در قالب عقود اسلامی است.	میلیارد ریال
TP	شاخص قیمت و بازده نقدی برآیند حرکت‌های قیمتی و بازده نقدی سهام در بورس اوراق بهادار تهران که می‌تواند بازده کلی سرمایه‌گذاری بر روی اوراق سهام را در طی یک دوره معین نشان دهد. به عبارت دیگر، نشان‌دهنده تغییرات بازده نقدی سهام است. روش محاسبه این شاخص، همانند شاخص قیمت سهام است؛ با این تفاوت که ارزش پایه آن، به نسبت ارزش سود نقدی تخصیص یافته به هر سهم، تعدیل می‌شود.	بدون واحد

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

در اینجا، روند متغیرهای توضیحی پژوهش در دوره زمانی (پاییز ۱۳۹۳ - بهار ۱۳۷۹) بررسی می‌شود:

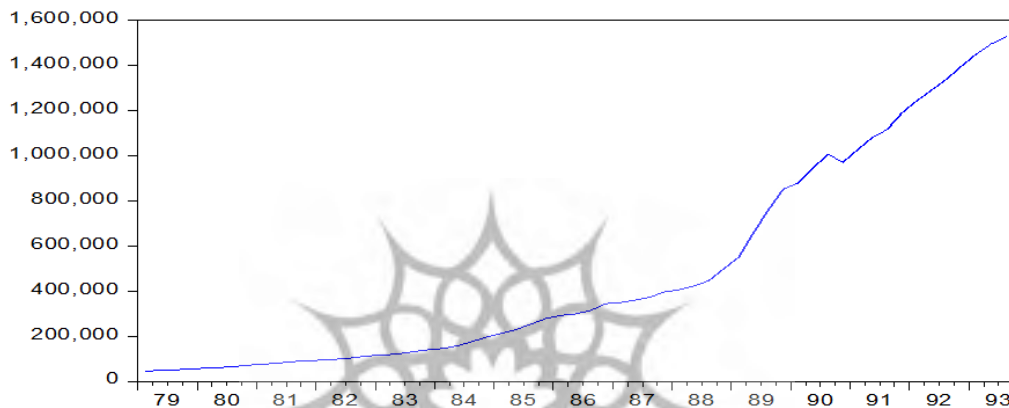


نمودار ۱. نمایش نموداری متغیر تسهیلات اعطایی بانک‌های تجاری به بخش غیردولتی (مقیاس میلیارد ریال)

منبع: نتایج محقق براساس داده‌های جمع‌آوری شده از گزارش‌های فصلی بانک مرکزی

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، این متغیر، روندی صعودی باشیب ملایم از ابتدای دوره تا شروع سال ۸۷ طی کرده و تقریباً پس از یک دوره ثابت در این سال، که معلولان تأکید بانک مرکزی بر رعایت توازن منابع و مصارف بانک‌ها است، از نیمه دوم سال ۸۸، روند کاهشی نسبتاً شدیدی را آغاز کرده است که به علت خروج بانک‌های صادرات، ملت، تجارت و رفاه از ردیف بانک‌های تجاری دولتی و شمول آنها در ردیف بانک‌های غیردولتی است.

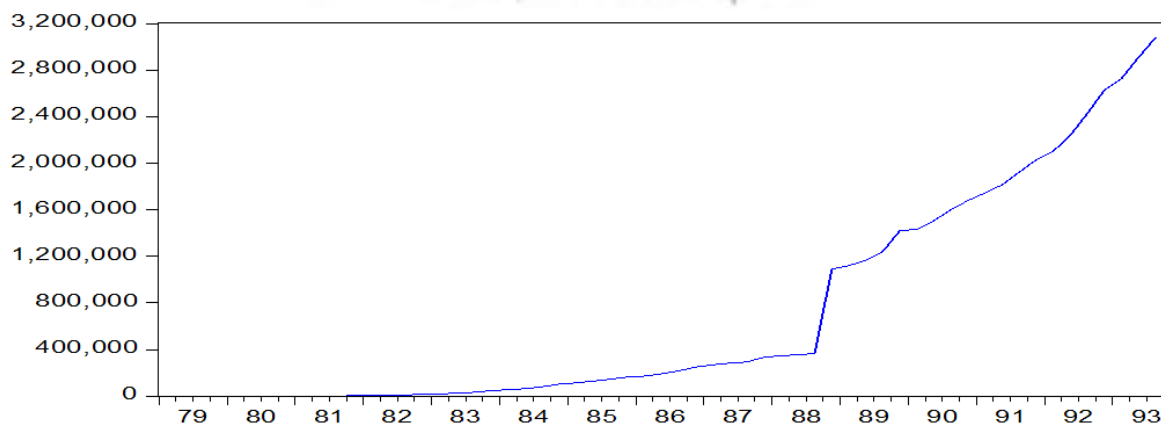
کاهش شتاب رشد اعطای تسهیلات درمقایسه با چند سال گذشته، در راستای حفظ سلامت مالی نظام بانکی کشور و نیز مهار رشد نقدینگی در میزان مورد اشاره در برنامه چهارم (۱۸ درصد) و در راستای کنترل تورم انجام گرفته است. دراینباره، بانک مرکزی، همواره به بانک‌ها توصیه کرده است، متناسب با منابع سپرده‌ای خود، اقدام به اعطای تسهیلات کند و حتی‌الامکان از منابع بانک مرکزی استفاده نکند (بانک مرکزی، مهرماه ۸۹).



نمودار ۲. نمایش نموداری متغیر تسهیلات اعطایی بانک‌های تخصصی به بخش غیردولتی (مقیاس میلیارد ریال)
منبع: نتایج محقق براساس داده‌های جمع‌آوری شده از گزارش‌های فصلی بانک مرکزی

بانک توسعه‌ای، علاوه بر وظایف اعتباری بانکی، عهده‌دار وظایف توسعه‌ای نیز هست؛ که اصلی‌ترین وظیفه آنها، تجهیز منابع مالی نسبتاً ارزان در میان‌مدت و بلندمدت برای اجرای طرح‌های اقتصادی است. بانک‌های توسعه‌ای یا تخصصی، عامل انتقال‌دهنده سیاست‌های اقتصادی دولت به

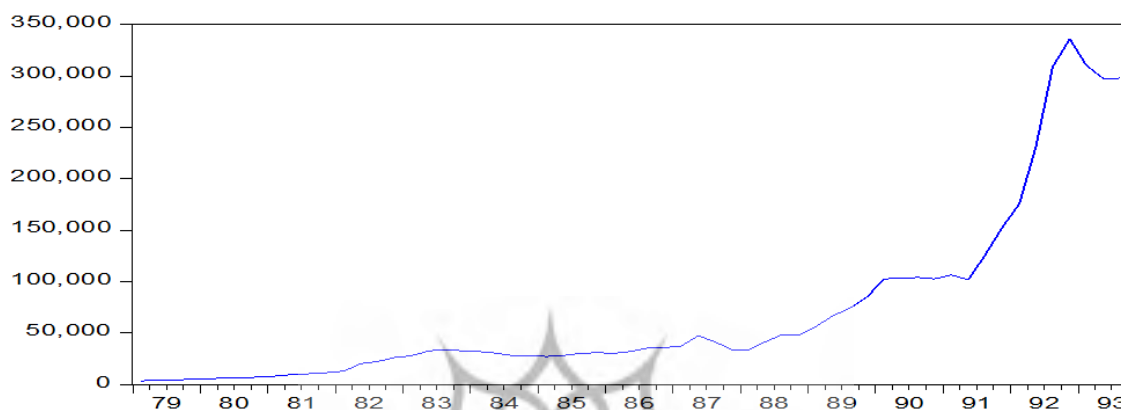
بخش‌های مربوط است و با برنامه‌ریزی‌های صحیح، منابع مالی جمع‌آوری شده را در بخش‌های مختلف اقتصادی، توزیع می‌کنند. از آنجا که تلاش برای نیل به توسعه اقتصادی، همواره مد نظر بوده است، تسهیلات اعطایی از سوی بانک‌های تخصصی در طول دوره پژوهش، همواره روند افزایش داشته است.



نمودار ۳. تسهیلات اعطایی بانک‌های غیردولتی و مؤسسات مالی غیربانکی به بخش غیردولتی (مقیاس میلیارد ریال)
منبع: نتایج محقق براساس داده‌های جمع‌آوری شده از گزارش‌های فصلی بانک مرکزی

در اسفندماه ۱۳۸۸، افزایش متغیر مزبور، عمدتاً به دلیل خروج بانک‌های صادرات، ملت، تجارت و رفاه از ردیف بانک‌های تجاری دولتی و شمول آنها در ردیف بانک‌های غیردولتی است. از سال ۱۳۸۹ تا انتهای دوره، مقدار این متغیر، همواره رو به افزایش بوده است.

باتوجه به نمودار ۳، مقدار رشد تسهیلات اعطایی بانک‌های غیردولتی و مؤسسات مالی غیربانکی به بخش خصوصی در سال‌های ابتدایی دوره پژوهش، بسیار ناچیز است. از سال ۱۳۸۴، این رشد شدت بیشتری گرفته است.



نمودار ۴. متغیر شاخص قیمت و بازده نقدی
منبع: نتایج محقق براساس داده‌های جمع‌آوری شده از گزارش‌های بورس اوراق بهادار تهران

۵. معرفی و برآورد مدل و تخمین ضرایب

در این پژوهش، برای نشان دادن تأثیر فعالیت‌های بخش مالی بر درآمد مالیاتی مستقیم در ایران، از مدل مورد استفاده در مقاله طاه‌ها و دیگران که در سال ۲۰۱۲، تأثیر فعالیت‌های بخش مالی بر درآمد مالیاتی کشور مالزی را بررسی کرده‌اند، استفاده شده است. به‌علاوه، رگرسیون زیر با استفاده از روش خود توضیحی، با وقفه‌های گسترده ARDL تخمین زده می‌شود.

$$LDT_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i LDT_{t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_{2j} LTP_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{3j} LPB_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{4j} LCB_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{5j} LIB_{t-j} + U_t \quad (A)$$

که در این مدل:

LDT : لگاریتم درآمد مالیاتی مستقیم کشور، U_t جملهٔ اختلال، α_0 : عرض از مبدأ (سایر عوامل) است. داده‌های پژوهش، به‌صورت سری زمانی و در فاصلهٔ زمانی بهار ۱۳۷۹ تا پاییز ۱۳۹۳ و به‌صورت فصلی استخراج شده‌اند.

همان‌طور که در نمودار ۴ مشاهده می‌شود، شاخص قیمت و بازده نقدی در دورهٔ زمانی مورد بررسی، با نوساناتی مواجه بوده است. بررسی تغییرات شاخص بازده نقدی سهام نیز حاکی از آن است که عواملی نظیر، بازدهی پایین سرمایه‌گذاری‌های جانشین از قبیل ارز، اتومبیل، سکه طلا و تلفن همراه و موارد مشابه، نظیر کاهش نرخ سود برخی اوراق مشارکت، موجبات سوق منابع مالی به بازار سهام را فراهم ساخت که این موارد، به‌همراه کاهش نرخ‌های سود بانکی می‌تواند موجب رشد شاخص قیمت و بازده بازار سهام را موجب شود. همچنین، علاوه بر نرخ بازدهی بالای سرمایه‌گذاری در بورس، که از عوامل اصلی افزایش گرایش پس‌اندازکنندگان به سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار بوده است، عوامل دیگری، نظیر ثبات قیمت‌ها در بازار سایر دارایی‌ها، مانند طلا، ارز، خودرو، کالاهای بادوام و رکود بازار مسکن، نقش مهمی در معرفی بورس به‌عنوان مکان مناسبی برای سرمایه‌گذاری داشته‌اند.

الف - بررسی پایایی

در ابتدای روش خودبازگشت توزیعی با وقفه گسترده^۱، برای جلوگیری از رگرسیون کاذب، از آزمون‌های ایستایی بهره گرفته می‌شود. برای آزمون ایستایی متغیرها، از آزمون ریشه واحد دیکی - فولی تعمیم‌یافته^۲ استفاده شده است. ارائه

نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته در جدول‌های ۴ و ۵ ارائه شده است. بررسی پایایی متغیرها، ابتدا با عرض از مبدأ و سپس با عرض از مبدأ و روند انجام گرفته است. براساس نتایج آزمون، همه متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری پایا^۳ شده است، به‌جز لگاریتم تسهیلات اعطایی بانک‌های غیردولتی که بدون تفاضل‌گیری پایا است.

جدول ۴. بررسی پایایی متغیرها با عرض از مبدأ

متغیر	مرتبۀ	مقدار آماره	مقدار بحرانی	وضعیت
LDT	سطح یک	-۹/۶۷	-۲/۹۱	پایا
LTP	سطح یک	-۱۰/۶۵	-۲/۹۱	پایا
LCB	سطح یک	-۶/۹۳	-۲/۹۱	پایا
LIB	سطح یک	-۳/۱۸	-۲/۹۱	پایا
LPB	سطح یک	-۶/۲	-۲/۹۱	پایا

منبع: محاسبات محققان

جدول ۵. بررسی پایایی متغیرها با عرض از مبدأ و روند

متغیر	مرتبۀ	مقدار آماره	مقدار بحرانی	وضعیت
LDT	سطح یک	-۹/۶۸	-۳/۴۹	پایا
LTP	سطح یک	-۱۰/۸۶	-۳/۴۹	پایا
LCB	سطح یک	-۷/۳۲	-۳/۴۹	پایا
LIB	سطح یک	-۳/۷۶	-۳/۴۹	پایا
LPB	سطح یک	-۳/۹۸	-۳/۴۹	پایا

منبع: محاسبات محققان

حال باتوجه به ناهمسانی مرتبه پایایی داده‌ها، استفاده از روش سنتی حداقل مربعات معمولی مقدور نیست. بنابراین، از روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده استفاده شده است. در این روش، توجه به درجه پایایی متغیرها اهمیتی

ندارد. به‌علاوه، با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها، مدل مناسب و منحصر به فردی بدون پیش‌داوری و استفاده از نظریه‌های اقتصاد انتخاب می‌شود. نتیجه تخمین مدل درآمد مالیاتی به روش ARDL در جدول ۶ ارائه شده است. باتوجه

1. Autoregressive Distributed Lag Models
2. Augmented Dicky-Fuller

3. Stationary

t، درآمد مالیات مستقیم در دوره t+1 به اندازه ۰/۰۹ درصد افزایش می‌یابد. R^2 بالایی مدل نیز نشان‌دهنده این است که ۹۶ درصد تغییرات در درآمد مالیات مستقیم از طریق متغیرهای توضیحی موجود در مدل شرح داده شده‌اند.

به این جدول، مشخص می‌شود که تمام متغیرها، در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند. ضریب وقفه اول متغیر لگاریتم درآمد مالیات مستقیم مثبت است و بیان می‌کند که به ازای یک درصد افزایش در درآمد مالیات مستقیم در دوره

جدول ۶. نتایج تخمین وقفه‌های بهینه متغیرهای مدل خودرگرسیون با وقفه گسترده $ARDL(4,0,0,0)$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	معناداری ضریب (T)	احتمال
LDT(-1)	۰/۰۹	۰/۱۲۰۵۱	۰/۷۹۲۶۷	(۰/۴۳۲)
LDT(-2)	۰/۱۷	۰/۱۲۴۰۳	۱/۳۷۵۲	(۰/۱۷۶)
LDT(-3)	۰/۱۷	۰/۱۲۲۲۱	-۱۴/۲۸۸	(۰/۰۰)
LDT(-4)	۰/۵۴	۰/۱۳۰۷۵	-۴/۱۱۹۶	(۰/۰۰)
LPB	۰/۰۸	۰/۰۳۳۹۳	۲/۳۷۴۶	(۰/۰۲۹)
LIB	۰/۰۳۷	۰/۰۱۸	۲/۰۴۶۱	(۰/۰۳۸)
LCB	۰/۲۴	۰/۱۰۵۵	۲/۲۸۲۳	(۰/۰۳۱)
LTP	۰/۱۱	۰/۰۳۵۶۱۲	-۳/۱۰۰۹	(۰/۰۰۱)
C	۰/۴	۲/۱۹۹۹	۰/۱۸۳۴۷	(۰/۸۵۵)
۱۳۹/۷۶۰۵	معناداری رگرسیون (F)	۰/۹۶۱۳۱	ضریب تعیین (R^2)	
(۰/۰۰۰)	میانگین متغیر وابسته	۰/۹۵۴۴۳	ضریب تعیین تعدیل‌شده ($\bar{R}^2$)	
۱/۹۸۳۴	دوربین واتسون	۰/۱۹۰۰۱	انحراف معیار معادله رگرسیون	

منبع: محاسبات محققان (*معناداری در سطح اطمینان ۹۵ درصد)

ب - آزمون هم‌جمعی

پس از تخمین معادله ARDL، باید از وجود هم‌جمعی بین متغیرها اطمینان حاصل کرد. چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد داشت. آماره t، برای مدل تخمین زده شده محاسبه می‌شود و مقدار t محاسباتی $(-۳/۷۳)$ از کمیت بحرانی ارائه‌شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر $(-۳/۲۸)$ در سطح اطمینان ۷۵ درصد بیشتر است. بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد و وجود آن پذیرفته می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸). پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، آن را تخمین می‌زنیم و تفسیر می‌کنیم. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت در جدول ۷

ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح ۹۵ درصد، معنادار بوده‌اند. مانند کوتاه‌مدت، لگاریتم تسهیلات اعطایی بانک‌های تجاری، بیشترین تأثیر را بر مالیات مستقیم داشته است؛ به طوری که اگر تسهیلات بانک‌های تجاری به بخش غیردولتی، یک درصد افزایش یابد، میزان درآمد مالیاتی مستقیم، ۰/۶۵ درصد افزایش می‌یابد. واضح است که با تأمین مالی بنگاه‌های اقتصادی، از طریق تسهیلات اعطایی بانک‌ها از درآمد حاصل، مالیات دریافت می‌شود و باعث بالارفتن درآمد مالیاتی دولت خواهد شد. بانک‌های تخصصی، به علت ماهیت تخصصی این بانک‌ها، وظیفه تأمین منابع مالی و فنی لازم و هدایت سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی و غیرخصوصی به سمت انجام سرمایه‌گذاری‌های تولیدی را

برعهده دارند و این سرمایه‌گذاری‌ها، بنابر سیاست‌های توسعه اقتصادی هر کشور، گسترش امکانات زیربنایی اقتصادی و توسعه بخش‌های صنعتی، کشاورزی و حتی رشد بخش تعاونی را دربر می‌گیرد. به بیانی دیگر، بانک‌های توسعه‌ای یا تخصصی، در مسیر کمک به حل مشکلات توسعه اقتصادی کشورها و رفع تنگناهای موجود، رسالت مهمی برعهده دارند. انتظار می‌رود، این بانک‌ها بیشترین سهم را به خود اختصاص دهند؛ چراکه وظایف، نقش و فعالیت‌های بانک‌های توسعه‌ای را اساساً در ارتباط با فرایند توسعه اقتصادی می‌توان تبیین کرد.

جدول ۷. نتایج تخمین ضرایب رابطه بلندمدت

متغیر	ضریب	انحراف معیار	معناداری ضرایب (T)	احتمال
LPB	۰/۲۱*	۰/۰۲۳۴۲	۹/۷۱۸۵	۰/۰۰۰
LIB	۰/۱*	۰/۰۴۸	۲/۰۷۶۲	۰/۰۳۶
LCB	۰/۶۵*	۰/۲۸۸۶۵	۲/۲۵۶۲	۰/۰۲۹
LTP	۰/۳*	۰/۰۲۶۱۷	۱۱/۴۱۱۰	۰/۰۰۰
c	۱/۰۹*	۶/۲۱۶۵	۰/۱۷۵۶۰	۰/۸۶۱

منبع: محاسبات محققان (*معناداری در سطح اطمینان ۹۵ درصد)

ج - الگوی تصحیح خطا

متناسب با هر رابطه بلندمدت، یک الگوی تصحیح خطا (ECM)^۱ وجود دارد که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. درواقع، ضرایب مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطا که بیانگر ارتباط میان متغیر درآمد مالیات مستقیم و متغیرهای توضیحی است، در جدول ۸ ارائه شده است.

جدول ۸. نتایج تخمین رابطه تصحیح خطا

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	معناداری ضرایب (T)	احتمال
dLDT1	۰/۵۳*	۰/۱۷۶۲۵	-۳/۰۳۴۰	۰/۰۰۴
dLDT2	۰/۳۶*	۰/۱۷۷۶	-۲/۰۵۰۵	۰/۰۴۶
dLDT3	۰/۵۳*	۰/۱۳۰۷۵	-۴/۱۱۹۶	۰/۰۰۰
dLPB	۰/۰۸*	۰/۰۲۳۶۲	۳/۵۶۲	۰/۰۱۱
dLIB	۰/۰۳*	۰/۰۰۹۵۵	۳/۸۵۸۳	۰/۰۰۱
dLCB	۰/۳۴*	۰/۱۱۵۵	۲/۰۸۴۷	۰/۰۴۱
dLTP	-۰/۱۱	-۰/۰۷۱۲۳۴	-۱/۵۵۰۴	۰/۱۲۸
dC	۰/۴	۲/۱۹۹۹	۰/۱۸۳۴۷	۰/۸۵۵
ecm(-1)	۰/۳۶*	۰/۱۸۹۳۶	-۱/۹۵۲۶	۰/۰۵۷

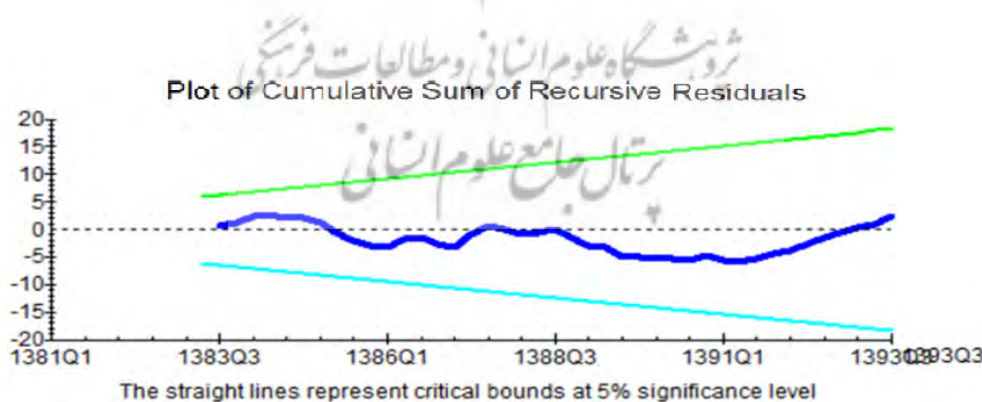
منبع: محاسبات محققان (*معناداری در سطح اطمینان ۹۵ درصد).

بلندمدت خود نزدیک شده است.

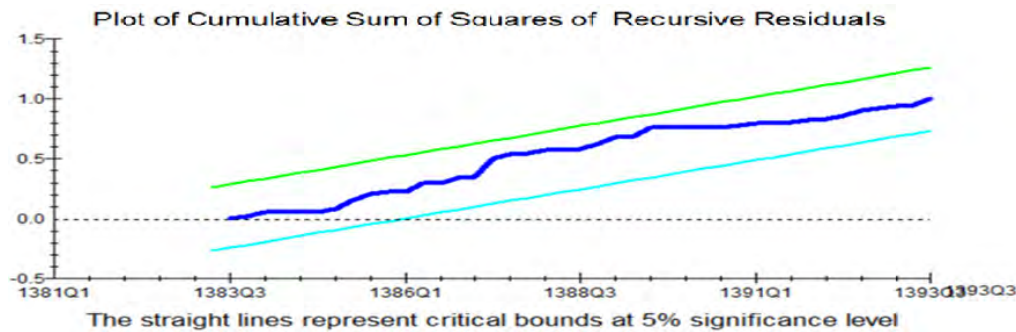
د- آزمون ثبات ساختاری مدل

برای اطمینان از ثبات ساختاری مدل، آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ انجام شده است. این آزمون که از سوی هنسن^۱ (۱۹۹۲) ارائه شده است، بیان می‌کند که پارامترهای برآوردشده یک سری زمانی، ممکن است طی زمان تغییر کنند و پارامترهای بی‌ثبات نیز ممکن است، به عدم تشخیص منجر شوند. از این رو، انجام آزمون ثبات پارامتری، ضروری به نظر می‌رسد. برای این منظور از آزمون مجموع پسماند تجمعی بازگشتی CUSUM و مجذور مجموع پسماند تجمعی بازگشتی CUSUMSQ که از سوی براون^۲ و دیگران (۱۹۷۵) ارائه شده، استفاده شده است. ویژگی مهم این آزمون، این است که می‌توان از آن حتی در شرایطی که نسبت به وقوع تغییر ساختاری اطمینانی نداریم، استفاده کنیم؛ از سوی دیگر، برای داده‌های سری زمانی نیز کاملاً مناسب است. فرضیه صفر در این آزمون، بیان می‌کند که بردار ضرایب در هر دوره یکسان است و فرضیه مقابل، عدم ثبات ضرایب را بیان می‌کند.

براساس جدول ۸، تمامی ضرایب متغیرها معنی‌دار هستند. این ضرایب در حالت لگاریتمی، کشش جزئی درآمد مالیاتی نسبت به عوامل مذکور است. براساس نتایج جدول مذکور، یک درصد افزایش در تسهیلات اعطایی بانک‌های خصوصی، بانک‌های تخصصی و بانک‌های تجاری، به ترتیب منجر به ۰/۰۸، ۰/۰۳، ۰/۲۴ درصد افزایش در مالیات مستقیم شده است. در این رابطه، کشش درآمد مالیاتی نسبت به تسهیلات اعطای بانک‌های تجاری بیشتر از سایر متغیرها بوده است. چنانچه شاخص قیمت و بازده نقدی، یک درصد افزایش یابد، میزان درآمد مالیات مستقیم ۰/۱۱ درصد کاهش می‌یابد. نقدینگی بازار سهام در کوتاه‌مدت، مانع سرمایه‌گذاری مولدی است که می‌تواند به درآمد مالیاتی مستقیم بالاتر منجر شود. با کاهش هزینه‌های معاملاتی و تأمین سرمایه، ایجاد یک سیستم تجاری کارآمد و آموزش سرمایه‌گذاران بالقوه، می‌تواند درآمد مالیاتی مستقیم را بهبود بخشد که این امر مستلزم صرف زمان است. ضریب $ECM(-1)$ در مدل، معادل $-0/36$ برآورد شده است. این ضریب که از نظر آماری به‌طور کامل معنی‌دار است، نشان می‌دهد که در هر دوره، ۳۶ درصد از عدم تعادل در درآمد مالیات مستقیم، تعدیل و به سمت روند



نمودار ۵. آزمون CUSUM مربوط به ثبات ساختاری مدل
منبع: محاسبات محققان



نمودار ۶. آزمون Q CUSUM مربوط به ثبات ساختاری مدل
منبع: محاسبات محققان

یک درصد افزایش در تسهیلات بانکهای تجاری به بخش غیردولتی در بلندمدت، میزان درآمد مالیاتی مستقیم ۰/۶۵ درصد و در کوتاهمدت ۰/۲۴ درصد افزایش داده است. یک درصد افزایش در تسهیلات بانکهای تخصصی به بخش غیردولتی در بلندمدت، میزان درآمد مالیاتی مستقیم ۰/۱ درصد و در کوتاهمدت ۰/۰۳ درصد افزایش داده است.

یک درصد افزایش در تسهیلات بانکهای خصوصی به بخش غیردولتی در بلندمدت، میزان درآمد مالیاتی مستقیم ۰/۲۱ درصد و در کوتاهمدت ۰/۰۸ درصد افزایش داده است. یک درصد افزایش در شاخص قیمت و بازدهی نقدی در بازار سهام در بلندمدت، میزان درآمد مالیاتی مستقیم ۰/۳ درصد افزایش داده است، در حالی که در کوتاهمدت ۰/۱۱ درصد کاهش داده است.

به علاوه، الگوی تصحیح خطا (ECM) برآورد شد. ضریب $ecm(-1)$ ، نشان دهنده سرعت تعدیل کوتاهمدت به سمت تعادل بلندمدت است. این ضریب از نظر آماری معنادار بوده و ۰/۳۶- برآورد شده است. بنابراین، در هر دوره، ۳۶ درصد از عدم تعادل در مالیات مستقیم، تعدیل و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک شده است.

باتوجه به یافتههای پژوهش میتوان گفت، اعطای تسهیلات بانکهای تجاری به بخش خصوصی، کارآتر و اقتصادیتر است که این یافته پژوهش، مزیت اعطای وام به بخش خصوصی را تصدیق میکند. بنابراین، برای حمایت از استفاده بهینه از منابع، توصیه میشود، سهم بیشتری از اعتبارات در اختیار این بخش قرار گیرد.

باتوجه به نمودارهای ۵ و ۶، میتوان گفت ضرایب مدل مورد بررسی در این پژوهش، با ثبات اند و فرضیه صفر که بیان میکند، بردار ضرایب در هر دوره یکسان است، تأیید شده است.

۶. نتیجه گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، تأثیر فعالیتهای بخش مالی بر درآمد مالیاتی مستقیم ایران، با استفاده از دادههای فصلی ۱۳۹۳:۳-۱۳۷۹:۱ بررسی شده است. به این منظور، از متغیر شاخص قیمت و بازده نقدی که نمایانگر بازده فعالیتهای بورس اوراق بهادار تهران است، به عنوان نماینده بازار سرمایه و از متغیرهای تسهیلات اعطایی انواع بانکها، اعم از تجاری، تخصصی و خصوصی به بخش غیردولتی که در قالب عقود اسلامی است، به عنوان نمایندگان بازار پول استفاده شده است. پس از بررسی پایایی متغیرها، مدل با روش خودبازگشت توزیعی با وقفه گسترده تخمین زده شد و پس از برآورد مدل، از طریق آزمون همجمعی، وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل، تأیید شد. به علاوه، نتایج آزمونهای ثبات ساختاری مدل، نشانگر عدم وجود هرگونه تغییر ساختاری است.

در کوتاهمدت و بلندمدت، هر دو بخش نظام مالی بر درآمد مالیاتی به طور معناداری اثرگذار بودند؛ با این توضیح که بخش بانکی نظام مالی اثرگذاری بیشتری در مقایسه با بخش غیربانکی داشت. در این میان، بیشترین اثرگذاری مربوط به تسهیلات اعطایی بانکهای تجاری به بخش غیردولتی بود. به این ترتیب که:

همچنین می‌توان دریافت، مالیات جمع‌آوری‌شده تحت‌تأثیر عملکرد بازارسهم است. به عبارت دیگر، افزایش فعالیت و بازده بازار سهم در بلند مدت، به بهبود درآمد مالیاتی مستقیم منجر می‌شود که این نتیجه پژوهش براساس مطالعات طاها و دیگران (۲۰۱۲، ۲۰۱۳) است که پیش‌تر بیان شد. با این توضیح که بورس در بلندمدت از طریق جذب و به کارانداختن سرمایه‌های راکد، حجم سرمایه‌گذاری در جامعه را بالا می‌برد. درواقع بین عرضه‌کنندگان و تقاضاکنندگان سرمایه ارتباط برقرار می‌کند، معاملات بازارسرمایه را تنظیم و مردم را به پس‌انداز تشویق می‌کند و از این طریق، باعث به‌کارگیری پس‌انداز مردم در فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. به‌علاوه، بورس، سرمایه لازم برای اجرای پروژه‌های دولتی و خصوصی را فراهم می‌آورد و در نتیجه، موجبات افزایش درآمدهای مالیاتی و ظرفیت مالیاتی فراهم می‌آید. البته در دنیای معاصر، بانک‌ها نقش قابل ملاحظه‌ای در رشد و توسعه نظام‌های اقتصادی برعهده دارند و بدون وجود یک شبکه مناسب بانکی، امکان تجهیز پس‌اندازهای کوچک و انتقال آن برای سرمایه‌گذاری وجود ندارد.

در کشورهای درحال توسعه، نظیر ایران، نقش این مؤسسات مهم‌تر خواهد بود؛ چراکه به‌علت پایین بودن میزان درآمد سرانه در این کشورها از یک طرف و میل نهایی به مصرف از طرف دیگر، میزان پس‌اندازها و منابع مالی برای تجهیز سرمایه‌ها اندک است. از این رو، بانک‌ها و مؤسسات پولی نقش مهم‌تری را برای تجهیز منابع داخلی و تخصیص مطلوب آن به سرمایه‌گذاری‌های مولد، ایفا می‌کنند. به این ترتیب، می‌توان گفت که امروزه شبکه بانکی و مؤسسات پولی، نقشی برای روان‌ترساختن حرکت نظام اقتصادی در مسیر رشد و توسعه برعهده دارند. علاوه بر موارد فوق، در باب رابطه بین تسهیلات اعطایی بانک‌ها و درآمد مالیاتی، شایان ذکر است که عموماً نیازهای مالی بنگاه‌ها از منابع داخلی تجاوز کرده است و وام‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت می‌تواند فشارهای وارده به کارآفرینان را کاهش دهد. از این رو، نقش وام‌های اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی در مالیات بر درآمد، شایان توجه است. بنا به آنچه ذکر شد، می‌توان ادعا کرد، تسهیلات

اعطایی بانک‌ها از طرق گوناگون، درآمد مالیاتی را متأثر می‌سازد. نتایج حاصل از برآورد مدل در بلندمدت و کوتاه‌مدت، ادعای فوق را اثبات می‌کند.

از آنجا که در کشورهای توسعه‌یافته با بازار پولی و مالی گسترده و منسجم، بازار سهم، عمده‌ترین متغیر اثرگذار بر سرمایه‌گذاری و منبع مهمی برای تأمین مالی است، توصیه می‌شود، اقداماتی برای گسترش بازار سهم انجام شود؛ چراکه با گسترش بازار سهم، بانک‌ها مجال انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری براساس تحلیل هزینه - فایده واقعی خواهند داشت. یکی از اقداماتی که می‌تواند به گسترش بازار سهم منجر شود، اصلاح قانون مالیات‌های مستقیم است؛ با توجه به قانون مالیات‌های مستقیم در ایران:

الف - اگر فردی نقدینگی خود را نزد بانک‌های کشور سپرده‌گذاری کند، سود این سپرده‌گذاری از مالیات معاف است؛

ب - اگر فردی برای احداث یک واحد تولیدی، سرمایه مورد نیاز آن را خود تأمین کند، از درآمد حاصل، مالیات دریافت می‌شود؛

ج - اگر فردی نقدینگی خود را در بازار مستغلات، ارز، طلا، سکه و ... سرمایه‌گذاری کند، از سود ناشی از افزایش قیمت‌ها در این بازارها، مالیات اخذ نمی‌شود؛

د - اگر فردی برای احداث یک واحد تولیدی، سرمایه مورد نیاز آن را از طریق تسهیلات بانک تأمین کند، از درآمد حاصل، پس از کسر هزینه‌های مالی، ازجمله سود تسهیلات پرداخت‌شده، مالیات دریافت می‌شود. بنابراین، برای تأمین مالی در احداث واحدهای تولیدی، انگیزه و تمایل در استفاده از تسهیلات بانکی بوده و تمایلی به استفاده از نقدینگی صاحبان سهام واحد وجود نداشته است؛ چون به این ترتیب، چنانچه نقدینگی خود را در بانک سپرده‌گذاری کند، و یا در بازارهای مستغلات، ارز، طلا سرمایه‌گذاری کند و برای احداث واحد تولیدی از بانک تسهیلات دریافت کند، سود بیشتری کسب می‌کنند و مالیات کمتری نیز خواهند پرداخت.

به همین دلیل است که تمایل به استفاده از بازار پول در ایران، بیشتر از تمایل به استفاده از بازار سرمایه است. چنانچه

دانشگاه سیستان و بلوچستان، مجله مطالعات بازرگانی و توسعه ۲۵ (۲۵)، ۸۳-۱۱۰.

بانک مرکزی، ۱۳۹۳-۱۳۷۹، خلاصه تحولات اقتصادی کشور، نشریات ادرواری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

بیگدلی، ایمان‌اله. ۱۳۸۳. «آثار مالیات برنقل و انتقال سهام در بازار اوراق بهادار تهران»، پژوهشنامه اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی، دوره ۴، شماره ۲ (پیاپی ۱۳)، ص ۱۷۳-۱۲۷.

پژویان، جمشید. ۱۳۷۱. «بررسی اقتصادی مالیات بر شرکت‌ها». کارفرما: وزارت اقتصاد و دارایی.

حاتمی‌زاده، زیور؛ جنانی، افشین؛ صادقی، سعدی. ۱۳۷۹. «آشنایی با خزانه‌داری کل کشور»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی ۸ (۱۳).

حسن‌زاده، علی و احمدیان، اعظم. ۱۳۸۸. «اثر توسعه بازار بورس بر رشد اقتصادی»، مجله پول و اقتصاد ۵۲، ۲-۳۱.

خالوزاده، حمید؛ حمیدی علمداری، سعیده؛ زایر، آیت. ۱۳۸۷. «مدل‌سازی غیرخطی و پیش‌بینی درآمدهای مالیاتی کشور»، فصلنامه پژوهشنامه مالیات، سازمان امور مالیاتی کشور ۵۶-۲۷.

ختایی، محمود. ۱۳۷۸. «گسترش بازارهای مالی و رشد اقتصادی ایران». مؤسسه تحقیقات بانکی، پژوهشکده بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

داورزاده، مهتاب. صمدی، سعید. ایزدی‌نیا، ناصر. ۱۳۸۶. «پیش‌بینی شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: رویکردی بر تحلیل تکنیکی» پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم اداری و اقتصادی.

دوامی، داوود؛ عباسی، بحجت؛ منصوری، کفسان. ۱۳۹۱. «مالیات و تأثیر آن بر بازار سرمایه»، اولین همایش ملی حسابداری و مدیریت، ۲۷ و ۲۸ اردیبهشت‌ماه ۱۳۹۱، دانشگاه آزاد اسلامی - واحد نور.

نوفروستی، محمد. ۱۳۷۸. «ریشه واحد و همجعی در اقتصادسنجی». چاپ سوم. تهران: خدمات فرهنگی رسا.

همایونی‌فر، مسعود؛ کاظمی، مهین‌دخت؛ عزیزی، مریم. ۱۳۹۴. «بررسی نحوه اثرگذاری بخش مالی بر مالیات بر درآمد در ایران»، دومین کنفرانس بین‌المللی و آنلاین اقتصاد سبز،

در آمد مشمول مالیات واحدهای تولیدی به میزان سود سرمایه ثبت‌شده و پرداخت‌شده آنها به نرخ سپرده بلندمدت بانک‌ها معاف از مالیات شود، انگیزه لازم برای افراد در به‌کاربردن نقدینگی خود در تأمین سرمایه مورد لزوم برای احداث واحدها به‌وجود می‌آید و به این ترتیب، نقدینگی جذب تولید می‌شود و رشد نقدینگی، به رشد تولید می‌انجامد. به این صورت، نه تنها وصول مالیات کاهش نخواهد یافت، بلکه به واسطه بالا رفتن نقدینگی، واحدها، توسعه و تولید درآمد و ثروت آنها افزایش می‌یابد که به افزایش درآمد مالیاتی منجر می‌شود و از طرفی، کل سرمایه‌گذاری و افزایش درآمد و ثروت ایجادشده، به انحاء مختلف، نزد بانک‌ها و عمدتاً به صورت سپرده دیداری که منابع ارزانی برای بانک‌ها هستند، نزد آنها سپرده‌گذاری می‌شوند و موجب افزایش منابع بانک‌ها و کاهش صف متقاضیان تسهیلات خواهد شد.

به‌طور کلی، باتوجه به تأثیر مثبت تسهیلات بر درآمد مالیاتی مستقیم در بلندمدت، پیشنهاد می‌شود که تسهیلات بیشتری در راستای سرمایه‌گذاری مولد اختصاص یابد، تا موجب افزایش درآمد مالیاتی و تحقق سیاست‌های عدم وابستگی به درآمدهای نفتی در کشور شود.

مرجع‌ها

آل‌عمران، رؤیا و آل‌عمران، علی. بهار ۱۳۹۲. «بررسی تأثیر درآمد مالیاتی دولت بر بورس اوراق بهادار در ایران»، فصلنامه اقتصاد مالی و توسعه، دانشگاه آزاد اسلامی - واحد تهران مرکزی ۷ (۲۳)، ۲۹-۹.

آمارها و نشریات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

آمارها و نشریات بورس اوراق بهادار تهران.

امام‌وردی، قدرت‌اله؛ فراهانی، مهدی؛ شقاقی، فاطمه. ۱۳۹۰. «بررسی تطبیقی اثر گسترش بازارهای مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه، با روش داده‌های تلفیقی»، فصلنامه اقتصاد مالی و توسعه، دانشگاه آزاد اسلامی - واحد تهران مرکزی ۵ (۱۵)، ۷۲-۴۵.

امامی‌میبدی، مریم، و سامتی، مرتضی. اردیبهشت ۱۳۸۲. «تأثیرات پایه‌های مالیاتی بر بازار سرمایه»، مقاله‌های مجله‌های علمی.

- Journal of Public Economics* 79, 429-453.
- Ductor, Lorenzo & Gerechyna, Daryna. 2015. "Financial Development, Real Sector and Economics Growth", *International Review of Economics & Finance* 37, 393-405.
- Hansen, B.E. 1992. "Tests for Parameter Instability in Regressors with I(1) Processes", *Journal of Business and Economic Statistics* 10(3), 321-335.
- Ho Ngai WA, Ho. January 2005. "Finance and Growth: The Case of Macao", *AMCM Quarterly Bulletin* 2, 42-62.
- Inder, B. 1993. "Estimating long-run relationships in economics: A comparison of different approaches" *Journal of Econometrics*, 1993, vol. 57, issue 1-3 53-68.
- Pahlavani, M., Dahmardeh, N., & Hosseini, S. M. (1386). Estimating the export and import demand functions in Iran by using autoregressive distributed lag (ARDL) cointegration approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (Quarterly Journal of Economics Review)*, 4(3), 101-120 (in persian).
- Pesaran, M. H., Y. Shi and R. Smith 1995, "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels", *Journal of econometrics*, 79-113.
- Pesaran, M.H. and Pesaran. B. (1997). "Working with Microfit4.0: Interactive Econometric Analysis". Oxford: Oxford University Press.
- Pesaran, M. H., Y. Shi and R. Smith, 2001, "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of applied econometrics*, 289-326.
- Taha, R.; Colombage, S.R.N.; Maslyuk, S.; Babilser: شرکت پژوهشی طرود شمال.
- Bahadur Surya, G.C. Neupane, Suman. Dec. 2006. "Stock Market and Economic Development: A Causality Test", *The Journal of Nepalese Business Studies*, Vol. III, No. 1.
- Banerjee, A., and et al. (1993). "Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data". Advanced Texts in Econometrics. Oxford, UK: Oxford University Press.
- Bohn, H. 1990. "Tax Smoothing with Financial Instruments", *The American Economic Review* 80, 1217-1230.
- Brown, R. L.; Durbin, J.; Evans, J. M. 1975. "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time", *J.R. Stat. Soc.* 37, 149-192.
- Chang-Tai, Hsieh and Parker, Jonathan A. 2002. *Tax and Growth in a Financially Underdeveloped Country: Evidence from the Chilean Investment Boom*. Princeton University and N.B.E.R.
- Choudhry, Nurun. 1990. "Fiscal Revenue and Inflationary Finance", *IMF Working Paper*, No. 48.
- Choudhry, Nurun. 1991. "Collection Lags, Fiscal Revenue and Inflationary Financing", *IMF Working Paper*, No. 41.
- Darrat, Ali F. 1988. "On Fiscal Policy and the Stock Market", *Journal of Money, Credit and Banking* 20, 353-363.
- Darrat, Ali F. 1990. "Stock Returns, Money, and Fiscal Deficits", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, 387-398.
- Demirguc-Kunt, A. & Huizinga, H. 2001. "The Taxation of Domestic and Foreign Banking",

Nanthakumar, L.2012.“Does Financial System Activity Affect Tax Revenue in Malaysia? Bounds Testing and Causality Approach”, *Journal of Asian Economics* 24 (2013), 147-157.

Taha, R.2013.“Stock Market and Tax Revenue Collection in Malaysia: Evidence from Cointegration and Causality Test”, *Accounting & Taxation* 5(1).

