

## بررسی تأثیر درآمد مالیاتی دولت بر بورس اوراق بهادار در ایران

رؤیا آل عمران<sup>۱</sup>

سیدعلی آل عمران<sup>۲</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۷/۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۹/۴

### چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر درآمد مالیاتی دولت بر بورس اوراق بهادار در ایران در فاصله‌ی فصل سوم سال ۱۳۷۸ تا فصل دوم سال ۱۳۸۷ است. برای تحلیل موضوع از الگوی اقتصادسنجی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی<sup>۳</sup> استفاده شده است. بر اساس نتایج به دست آمده از این روش، اثرگذاری تمام ضرایب متغیرها بر اساس میانی نظری مورد انتظار بوده و تمام ضرایب متغیرها به جز ضریب نرخ سود بانکی از نظر آماری معنی‌دار است. بر این اساس در بلندمدت، افزایش یک درصد در شاخص قیمت تولیدکننده و پرداخت‌های عمرانی دولت، به ترتیب باعث افزایش ۴/۲۸ و ۱/۹۹ درصد در شاخص کل قیمت سهام می‌شود. همچنین افزایش یک درصد در نرخ بهره و درآمد مالیاتی دولت، به ترتیب باعث کاهش به ۱/۰۷ و ۴/۲۳ درصد در شاخص کل قیمت سهام می‌شود. در ضمن ضریب جمله‌ی تصحیح خطا، نشان می‌دهد که در هر دوره (هر فصل) حدود ۰/۱۳ از عدم تعادل کوتاه‌مدت، برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

واژگان کلیدی: مالیات، درآمد مالیاتی، پرداخت‌های عمرانی دولت، بورس اوراق بهادار، خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی  
طبقه بندی JEL: H29, H27, H59, G19

۱. استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز، گروه اقتصاد، تبریز، ایران (نویسنده مسئول) Email: Aleemran@iaut.ac.ir

۲. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز، باشگاه پژوهشگران جوان و نخبگان، تبریز، ایران

Email: s.a\_aleemran@hotmail.com

3. Auto-Regressive Distributed Lag

## ۱. مقدمه

شاید بتوان ادعا کرد که هم‌زمان با تشکیل اولین جوامع بشری مالیات نیز پای به عرصه‌ی ظهور گذاشته است. یک اقتصاد اجتماعی برای انجام وظایف خود، به ابزارهایی متوسل می‌شود که از آن تحت عنوان "نهاد" یاد می‌کنیم؛ یکی از این نهادها، دولت است. در تفکر لیبرالی، جامعه از نظر اصولی به عنوان کنش و واکنش بین افراد مستقل قابل درک است. در نظریه‌ی سیاسی لیبرالی «دولت به عنوان قراردادی بین افراد تعریف می‌شود که منافع آن‌ها در برخی زمینه‌ها با تصمیم‌گیری و اجرای جمعی افزایش می‌یابد. نهاد دولت برای اعمال حاکمیت جمعی نیازمند درآمد است؛ که عمده‌ترین آن، درآمدهای مالیاتی می‌باشد. از سوی دیگر با گسترده‌شدن وظایف دولت نسبت به گذشته، مسائل و مشکلات دولت به‌خصوص در زمینه‌ی اقتصاد بیشتر می‌شود؛ اهدافی از قبیل رشد اقتصادی، اشتغال، توزیع عادلانه‌ی درآمد و ثروت، کاهش تورم و ثبات قیمت‌ها و ایجاد امنیت اقتصادی، از مهم‌ترین اهداف دولت‌ها است. درآمدهای دولت اغلب به دو گروه درآمدهای مالیاتی و غیر مالیاتی تقسیم می‌شود. نقش درآمدهای مالیاتی در بسیاری از کشورها در مقایسه با سایر منابع درآمدی بیشتر حائز اهمیت است و در مقایسه با سایر منابع از ایجاد آثار نامطلوب اقتصادی به میزان قابل توجهی می‌کاهد و هم‌چنین این منبع درآمدی به دلیل قابلیت کنترل، بر سایر منابع ناشی از اقتصاد داخلی ترجیح دارد (بورمقیم و همکاران، ۱۳۸۴).

بازار سرمایه در اقتصاد هر کشور از جایگاه ویژه‌ای برخوردار بوده و از این رو است که رویکرد برنامه‌های پنج‌ساله در قبال توسعه و رونق این بازار و سهولت دسترسی به آن، بسیار با اهمیت می‌باشد. تجهیز بازار سرمایه و تأمین مالی مورد نیاز اجرای پروژه‌های جدید و توسعه‌ی پروژه‌های موجود در بازار سرمایه از بخش‌های مهم پیشبرد برنامه‌های توسعه‌ی اقتصادی است. این بازار در جهان سرمایه‌داری به‌عنوان یکی از پیشرفته‌ترین ابزار تکاملی سرمایه به‌شمار می‌رود؛ زیرا جایگاه تبدیل دارایی‌های واقعی به ثروت کاغذی است. در این بازار در قبال دارایی واقعی (پول، وجه نقد، آورده‌ی غیرنقدی، اموال) که سهام‌داران جهت خرید سهام ارائه می‌دهند، ورقه‌ای کاغذی به آنان داده می‌شود که نمایان‌گر ثروت آن‌ها است. بازار بورس جایگاه سرمایه و ظرفیت‌های سرمایه‌گذاری و تولیدی کشور بوده و حجم عملیات، میزان عرضه‌ی سهام و مجموع سود و بازده سهام می‌توانند نمایان‌گر وضعیت

اقتصادی کشور باشد (شجری، ۱۳۸۸). بورس اوراق بهادار یکی از کانال‌هایی است که وظیفه جمع‌آوری سرمایه‌های کوچک در راستای به‌کارگیری اهداف اقتصادی کلان را بر عهده دارد. به عبارت دیگر، نقش اصلی و عمده‌ی بازار اوراق بهادار تجهیز پس‌اندازهای جامعه به منظور تخصیص بهینه آن‌ها است. همچنین، بورس اوراق بهادار با تبدیل منابع مالی کوتاه‌مدت به مصارف بلندمدت مشوق پس‌اندازکننده‌های مختلف برای سرمایه‌گذاری در امور تولیدی می‌باشد. علاوه بر موارد ذکر شده، تخصیص بهینه‌ی منابع کمیاب سرمایه از دیگر نقش‌های اساسی بورس اوراق بهادار است (فلاحی، ۱۳۸۵). علاوه بر این، آینده‌ی ایران نیز وابسته به سرمایه‌گذاری بوده و عدم سرمایه‌گذاری مرزهای امنیت ملی را به مخاطره می‌اندازد. بخش مالی و سرمایه‌گذاری، پشتیبان بخش‌های واقعی اقتصاد هستند و بازار سرمایه و به‌طور جزئی‌تر بازار سهام محل تلاقی عرضه و تقاضای سرمایه است. ایران باید در مسیر رشد این بازار حرکت کند، به نحوی که بازار سرمایه بتواند نیازهای متقاضیان سرمایه و سرمایه‌گذاری را با سررسیدها و مبالغ مختلف فراهم آورد و امکان ورود و خروج آزادانه‌ی نقدینگی، مدیریت ریسک و ... را با هزینه‌ی متعارف و در کمترین حد ممکن مهیا سازد. اگر به دنبال رشد بازار سرمایه باشیم، رشد بورس یکی از مهم‌ترین مسیرهای آن است (محرابیان، ۱۳۸۱).

در این راستا با توجه به اهمیت درآمدهای مالیاتی دولت در تأمین مالی بودجه‌ی کشور و همچنین اهمیت بورس اوراق بهادار به عنوان مرجع رسمی و مطمئن برای به‌کار انداختن پس‌اندازهای راکد، پژوهش حاضر به دنبال پاسخ به این سؤال است که تأثیر درآمد مالیاتی دولت بر بورس اوراق بهادار تهران چگونه است؛ که بدین منظور از متغیرهای نرخ سود بانکی، شاخص قیمت تولیدکننده، درآمد مالیاتی دولت و پرداخت‌های عمرانی دولت به عنوان متغیرهای توضیحی و شاخص کل قیمت سهام به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است.

روش اقتصادسنجی استفاده شده در پژوهش، روش ARDL بوده و آمار و اطلاعات متغیر-های مورد نیاز در مدل به صورت سری زمانی فصلی (۳:۱۳۷۸-۲:۱۳۸۷) از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است.

بر اساس سازماندهی مباحث پژوهش، در قسمت دوم ادبیات موضوع و پیشینه‌ی پژوهش مرور شده و در قسمت سوم فرضیه‌های پژوهش مطرح و در قسمت چهارم روند متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است. در قسمت پنجم به معرفی مدل پژوهش و روش تخمین پرداخته و قسمت ششم به یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج اختصاص یافته است و نتیجه‌گیری مباحث نیز قسمت پایانی پژوهش را تشکیل می‌دهد.

## ۲. ادبیات موضوع و پیشینه‌ی پژوهش

### ۲-۱. بورس اوراق بهادار

بورس اوراق بهادار به معنی یک بازار متشکل و رسمی سرمایه است که در آن خرید و فروش سهام شرکت‌ها یا اوراق قرضه‌ی دولتی یا مؤسسات معتبر خصوصی، تحت ضوابط و قوانین و مقررات خاصی انجام می‌شود. مشخصه‌ی بورس اوراق بهادار، حمایت قانون از صاحبان پس‌اندازها و سرمایه‌های راکد و الزامات قانونی برای متقاضیان سرمایه است. بورس اوراق بهادار، از سویی مرکز جمع‌آوری پس‌اندازها و نقدینگی بخش خصوصی به منظور تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت است و از سوی دیگر، مرجع رسمی و مطمئنی است که دارندگان پس‌اندازهای راکد می‌توانند محل نسبتاً مناسب و ایمن سرمایه‌گذاری را جستجو و وجوه مازاد خود را برای سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها به کار انداخته و یا با خرید اوراق قرضه‌ی دولت‌ها و شرکت‌های معتبر از سود معین و تضمین‌شده برخوردار شوند (آل‌عمران، ۱۳۹۰).

### ۲-۲. انواع مالیات‌ها

انواع مالیات‌ها از نظر ترتیب پرداخت به دو دسته‌ی زیر تقسیم می‌شوند:

الف) مالیات‌های مستقیم ب) مالیات‌های غیر مستقیم.

مالیات‌های مستقیم؛ مالیات‌هایی هستند که پرداخت‌کنندگان آن مشخص است، نام و مشخصات و منبع مالیاتی آن‌ها و سایر اطلاعات مربوط به هریک در پرونده‌های مالیاتی و فهرست مؤدیان درج گردیده است. این مالیات‌ها به‌طور مستقیم توسط مأموران مالیاتی مطالبه می‌شوند و معمولاً به صورت فوری و در مواعده‌های کوتاه پرداخت می‌شوند. مالیات-

های غیر مستقیم؛ مالیات‌هایی هستند که پرداخت‌کنندگان آن برای سازمان امور مالیاتی ناشناخته می‌باشد؛ به صورت غیر فوری پرداخت می‌شوند و بین مرحله‌های تشخیص و قطعی شدن از یک طرف و وصول و اجرا از طرف دیگر فاصله‌ی زمانی وجود دارد. در حال حاضر، مالیات‌های مستقیم در ایران بر اساس قانون مالیات‌های مستقیم و بنابر آخرین اصلاحات ۱۳۸۰/۱۱/۲۷ به لحاظ منبع شامل مالیات بر دارایی و مالیات بر درآمد می‌باشند. مالیات بر دارایی (ثروت) شامل مالیات بر ارث، مالیات حق تمیر و مالیات نقل و انتقال حق واگذاری (سرفق‌لی) و مالیات بر درآمد شامل مالیات بر درآمد املاک (مستغلات)، مالیات بر درآمد کشاورزی، مالیات بر درآمد حقوق، مالیات بر درآمد مشاغل، مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی (شرکت‌ها) و مالیات بر درآمد اتفاقی می‌باشد. درآمدهای به‌دست‌آمده از فعالیت‌های کشاورزی از پرداخت مالیات معاف هستند، هم‌چنین مالیاتی به عنوان مالیات بر جمع درآمد ناشی از منابع مختلف وصول نمی‌شود و مالیات بر شرکت‌ها در میان انواع مالیات‌های مستقیم، مهم‌ترین رقم مالیاتی است. مالیات‌های غیر مستقیم در ایران بر قانون واحدی مبتنی نیست، بلکه به موجب قوانین متعدد و تبصره‌های قوانین بودجه‌ی کل کشور برقرار می‌گردند؛ قانون تجمیع عوارض یا قانون مالیات بر ارزش افزوده. مالیات‌های غیر مستقیم بر قیمت کالاها و خدمات اضافه شده و به مصرف‌کننده تحمیل می‌گردند مثل مالیات بر واردات و مالیات بر مصرف و فروش. مالیات بر واردات مشتمل بر حقوق گمرکی، سود بازرگانی، حق ثبت سفارش کالا، درصدی از ارزش خودروهای وارداتی می‌باشد. مالیات بر مصرف و فروش شامل مالیات بر فروش فراورده‌های نفتی، تولید الکل طبی و صنعتی، فروش سیگار، نوشابه، خودرو، درصدی از ارزش خودروهای داخلی، مالیات بر نقل و انتقال خودرو، فروش خاویار، نوار ضبط صوت و تصویر، حق اشتراک تلفن‌های خودکار و خدمات مخابراتی بین‌المللی است. از سال ۱۳۸۲ مالیات بر مصرف جایگزین مالیات تجمیع عوارض شد (صفا یزدی، ۱۳۸۹).

گزیده‌ای از پیشینه‌ی تحقیقات انجام‌یافته در خصوص موضوع پژوهش عبارت است از: چو و وانگ<sup>۱</sup> (2012) در پژوهشی با عنوان " مالیات بر نقل و انتقال و کیفیت شاخص‌های بازار آتی سهام تایوان " با استفاده از سه معادله‌ی ساختاری به این نتیجه رسیده‌اند که

---

1. Chou & Wang

مالیات نقل و انتقال تأثیر منفی بر حجم معاملات (تجارت) و حاشیه‌ی خرید و فروش دارد؛ طوری که با کاهش مالیات نقل و انتقال حجم تجارت افزایش می‌یابد.

لندوای<sup>۱</sup> و همکاران (2012) در مطالعه‌ای با عنوان " اثرات اقتصاد کلان مالیات بر انتقال سهام در یک مدل تعادل عمومی " نشان داده‌اند که با افزایش مالیات بر انتقال سهام (ETT) تقاضا برای سهام کاهش یافته و این بر روی تصمیمات سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها تأثیرگذار خواهد بود. آن‌ها هم‌چنین نتیجه گرفته‌اند که مالیات انتقال، نوسانات بازارهای مالی را کاهش می‌دهد ولی تأثیر آن روی نوسانات واقعی محدود می‌باشد.

هیر و سوسموت<sup>۲</sup> (2010) در پژوهشی با عنوان " اثرات تورم بر توزیع ثروت: آیا ارتباطی بین بازار سهام و درآمدهای مالیاتی وجود دارد؟ " با استفاده از یک مدل تعادل عمومی OLG برای اقتصاد آمریکا به این نتیجه دست یافته‌اند که تورم بالا باعث افزایش نرخ بهره-های اسمی شده و بار مالیاتی بیشتری خواهد داشت؛ به این صورت که افزایش نرخ تورم باعث کاهش نرخ مشارکت بازار سهام می‌شود طوری که پس‌اندازها کاهش می‌یابد و توزیع ثروت نابرابرتر می‌شود.

خاتری و راثو<sup>۳</sup> (2003) در مطالعه‌ای رابطه بین درآمد مالیاتی و آزادسازی تجاری را برای چهار گروه از کشورهای با درآمد سرانه‌ی کم، درآمد سرانه‌ی متوسط به پایین، درآمد سرانه‌ی متوسط به بالا و درآمد بالا در فاصله‌ی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۰ مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که در کشورهای در حال توسعه (کشورهای با درآمد سرانه‌ی کم و کشورهای با درآمد سرانه‌ی متوسط به پایین) هنگام آزادسازی تجاری، درآمد مالیات بر تجارت کاهش یافته است.

در ارتباط با موضوع پژوهش حاضر؛ در حیطه‌ی جستجوی محقق، در داخل کشور تحقیقاتی انجام نگرفته ولی می‌توان به چند مورد از موضوعاتی که ارتباط نزدیکی با عنوان پژوهش دارند اشاره نمود:

بیگدلی (۱۳۸۳) در پژوهشی با عنوان " مالیات بر نقل و انتقال سهام در بازار اوراق بهادار تهران " به بررسی آثار مالیات بر نقل و انتقال سهام در بازارهای مالی با بهره‌گیری از

- 
1. Lendvai
  2. Heer & Sussmuth
  3. Khattry & Rao

تجربه‌ی عملی برخی از کشورها در این زمینه و آثار آن در ایران پرداخته است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که در اکثر موارد، مالیات بر معاملات و موارد مشابه آن مانند نظارت‌های سرمایه‌ای می‌تواند تأثیری منفی بر روی افشای قیمت، نوسان و قابلیت نقدشوندگی داشته و باعث کاهش کارآیی بازار شود.

مجتهد و احمدیان (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای با عنوان " اثر درآمدهای مالیاتی دولت بر رفاه اجتماعی ایران " به آزمون فرضیه‌ی «مالیات بر مصرف بهترین نظام مالیاتی بر ایران است» پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که نظام مالیات بر مصرف ثبات بیشتری در متغیرهای هدف شاخص قیمت‌ها، شاخص دستمزدها، رفاه خانوار و واردات، ایجاد می‌نماید.

امین‌رشتی و رضایی (۱۳۸۸) در پژوهشی با عنوان " پیش‌بینی درآمدهای مالیاتی مستقیم برای دوره برنامه ۵ ساله پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران " به این نتیجه دست یافته‌اند که اولاً روند درآمدهای مالیاتی مستقیم در طول برنامه‌ی پنجم توسعه افزایش یافته است و ثانیاً روند کلی منبع مالیاتی شرکت‌ها تا سال ۱۳۸۴ از مسیر بلندمدت خود منحرف نشده و مالیات‌های وصولی کمتر از مقدار پیش‌بینی- شده بوده است؛ اما از سال ۱۳۸۴ به بعد، به علت اضافه‌شدن عملکرد نفت، مقادیر واقعی از مقادیر پیش‌بینی‌شده بیشتر شده است. در مورد منبع مالیاتی مالیات بر درآمد، مقادیر واقعی کمتر از مقدار پیش‌بینی‌شده است. از طرفی، در منبع مالیاتی مالیات بر ثروت، مالیات‌های وصولی بیشتر از مقدار پیش‌بینی‌شده بوده است.

زائر و شفیع (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای با عنوان " بررسی تأثیر بحران مالی جهانی بر درآمدهای مالیاتی کشور " به بررسی آثار بحران مالی جهانی بر برخی متغیرهای کلان اقتصاد ایران پرداخته‌اند. در پژوهش مذکور، روند تغییرات تولید ناخالص داخلی، درآمدهای نفتی، مخارج دولت، تجارت خارجی و بازار سرمایه با استفاده از روش خودتوضیح برداری و تکنیک تجزیه‌ی واریانس، مورد تحلیل قرار گرفته و در نهایت، آثار بحران بر درآمدهای مالیاتی کشور به تفکیک نوع مالیات وصول شده ارائه گردیده است. بررسی نتایج نشان می‌دهد که با توجه به روند نزولی شاخص‌های مذکور طی سال‌های ۱۳۸۷، آثار بحران در سال ۱۳۸۸ با شدت بیشتری در اقتصاد ایران نمایان خواهد گردید.

### ۳. فرضیه‌های پژوهش

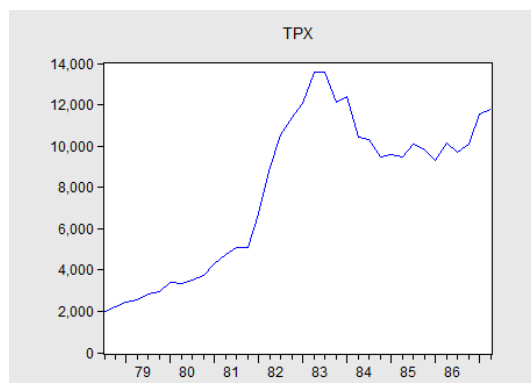
فرضیه‌های پژوهش حاضر عبارت است از:

۱. نرخ بهره (نرخ سود بانکی (پنج ساله)) بر بورس اوراق بهادار تأثیر دارد.
۲. شاخص قیمت تولیدکننده بر بورس اوراق بهادار تأثیر دارد.
۳. درآمد مالیاتی دولت بر بورس اوراق بهادار تأثیر دارد.
۴. پرداخت‌های عمرانی دولت بر بورس اوراق بهادار تأثیر دارد.

### ۴. بررسی روند متغیرها

#### ۴-۱. روند متغیر شاخص کل قیمت سهام (TPX)

شاخص کل قیمت سهام از ابتدای دوره‌ی مورد بررسی تا سال ۱۳۸۲ روند ملایم افزایشی را داشته ولی از سال ۱۳۸۲ به بعد تا اوایل سال ۱۳۸۴ به شدت به سیر صعودی خود ادامه داده و از سال ۱۳۸۴ به بعد به صورت ملایم کاهش یافته و دوباره در سال ۱۳۸۵ اندکی افزایش و سپس با نوسانات ملایم به سیر صعودی خود ادامه داده است.

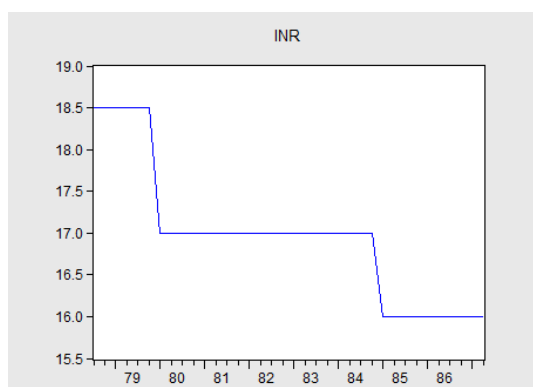


#### ۴-۲. روند متغیر نرخ سود بانکی (INR)

نرخ سود بانکی از سال ۱۳۷۸ تا فصل سوم سال ۱۳۷۹ نرخ ثابتی (۱۸/۵٪) داشته؛ از فصل سوم سال ۱۳۷۹ تا سال ۱۳۸۰ به ۱۷٪ کاهش یافته و در فاصله‌ی سال‌های ۱۳۸۰ تا فصل

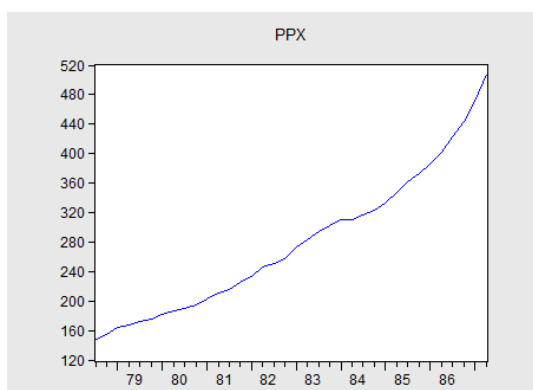


سوم سال ۱۳۸۴ در همین نرخ ثابت بوده و مجدداً از فصل سوم سال ۱۳۸۴ به بعد تا نرخ ۱۶٪ کاهش یافته و به روند ثابت خود ادامه داده است.



#### ۳-۴. روند متغیر شاخص قیمت تولیدکننده (PPX)

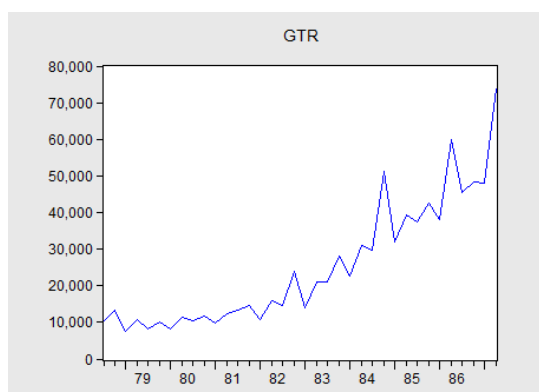
با توجه به نمودار، متغیر شاخص قیمت تولیدکننده در طول دوره‌ی مورد بررسی از یک سیر صعودی برخوردار است.



#### ۴-۴. روند متغیر درآمد مالیاتی دولت (GTR)

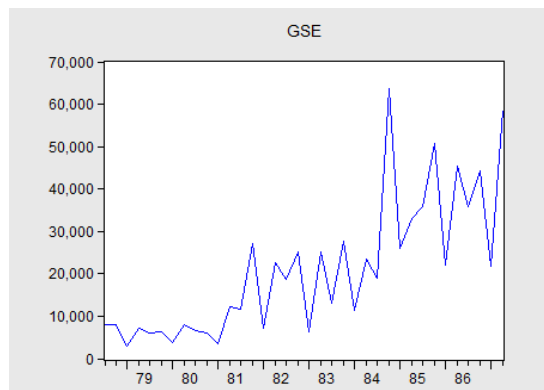
درآمد مالیاتی دولت از سال ۱۳۷۸ تا سال ۱۳۸۲، تقریباً روند ثابتی داشته ولی از سال ۱۳۸۲ به بعد با حالت نوسانی به مسیر افزایشی خود ادامه داده؛ طوری که بیشترین

درآمدهای مالیاتی دولت مربوط به فصل سوم سال ۱۳۸۴ و فصل اول سال ۱۳۸۶ و فصل دوم سال ۱۳۸۷ بوده است.



#### ۴-۵. روند متغیر پرداخت‌های عمرانی دولت (GSE)

پرداخت‌های عمرانی دولت تا سال ۱۳۸۱ تقریباً از یک روند ثابتی برخوردار بوده ولی از سال ۱۳۸۱ به بعد به شدت افزایش یافته؛ طوری که در فصل چهارم سال ۱۳۸۱ بیشترین مقدار را داشته و سپس شروع به کاهش کرده و مجدداً از سال ۱۳۸۲ روند افزایشی آن شروع شده و تا فصل سوم سال ۱۳۸۴ هم‌چنان با نوسانات افزایشی و کاهش‌های همراه بوده و نهایتاً در فصل چهارم سال ۱۳۸۴ بیشترین مقدار خود را در طول دوره‌ی مورد بررسی تجربه کرده و سپس با یک کاهش در نیمه‌ی اول سال ۱۳۸۵ به روند نوسانی افزایشی و کاهش‌های خود تا پایان دوره ادامه داده و در پایان دوره‌ی مورد بررسی تقریباً به همان افزایش بی‌نظیر سال ۱۳۸۴ نزدیک شده است.



### ۵. مدل پژوهشی و روش تخمین

مدل مورد بررسی در این پژوهش بر اساس مطالعه لینق<sup>۱</sup> (2006) بوده و مطابق رابطه‌ی ۱ می‌باشد.

$$\text{LTPX} = \beta_1 + \beta_2 \text{LINR} + \beta_3 \text{LPPX} + \beta_4 \text{LGTR} + \beta_5 \text{LGSE} + U \quad (۱)$$

که در آن:

TPX: شاخص کل قیمت سهام، INR: نرخ بهره (نرخ سود بانکی (پنج‌ساله)، PPX: شاخص قیمت تولیدکننده (سال پایه: ۱۳۷۶)، GTR: درآمد مالیاتی دولت، GSE: پرداخت‌های عمرانی دولت، U: جملات پسماند مدل، L: علامت لگاریتم می‌باشد

آمار و اطلاعات متغیرهای مورد نیاز در مدل به صورت سری زمانی فصلی (۳:۱۳۷۸-۲:۱۳۸۷) از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی استخراج شده است.

به منظور تخمین مدل و همچنین بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی الگو از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده<sup>۲</sup> با کمک‌گیری از نرم‌افزار مایکروفیت<sup>۳</sup> استفاده شده است.

در این روش برای تخمین رابطه‌ی بلندمدت، می‌توان از روش دو مرحله‌ای استفاده کرد: در مرحله‌ی نخست وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی، آزمون می‌شود. برای این منظور مدل پویای خود توضیح با وقفه‌های گسترده تخمین زده می‌شود. در این مدل اگر

---

1. Ling  
2. Auto-Regressive Distributed Lag  
3. Microfit

مجموع ضرایب برآوردشده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد. الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد. از این‌رو برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرض‌های آماری مطابق روابط ۲ و ۳ انجام گیرد. همچنین کمیت آماره‌ی مورد نیاز برای انجام آزمون همگرایی مطابق فرمول ۴ محاسبه می‌شود.

$$\text{رابطه‌ی (۴)} \quad t = \frac{\sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^m Se(\hat{\beta}_i)} \quad \text{رابطه‌ی (۳)} \quad H_1 = \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 < 0 \quad \text{رابطه‌ی (۲)} \quad H_0 = \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 \geq 0$$

با مقایسه‌ی کمیت آماره‌ی  $t$  محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر<sup>۱</sup> (۱۹۹۲) در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگو پی‌برد. در این مطالعه برای آزمون رابطه بلندمدت از آزمون آماره‌ی  $t$  ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر استفاده شده است.

در مرحله‌ی دوم، تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آن‌ها صورت می‌گیرد. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح‌دهنده را می‌توان به کمک یکی از ضوابط آکایک<sup>۲</sup>، شوارتز-بیزین<sup>۳</sup>، حنان کوئین<sup>۴</sup> و یا ضریب تعیین تعدیل شده<sup>۵</sup> تعیین کرد (نوفرستی، ۱۳۷۸).

## ۶. یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج

### ۶-۱. بررسی پایایی متغیرها

جدول ۱ آزمون پایایی متغیرها را بر اساس آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد. در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیرهای به‌کاررفته در مدل، آماره‌ی دیکی-فولر تعمیم یافته از مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد کوچک‌تر بوده بنابراین فرضیه‌ی  $H_0$  مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد مورد تأیید قرار گرفته و تمامی متغیرهای مدل ناپایا در سطح می‌باشد. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهای به‌کاررفته در مدل،

1. Banerjee, Dolado & Master
2. Akaike Information Criterion
3. Schwarz Bayesian Criterion
4. Hannan-Quinn Criterion
5. Adjusted-coefficient of determination
6. Augmented Dickey-Fuller Test

آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم یافته از مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد بزرگ‌تر بوده بنابراین فرضیه‌ی  $H_0$  مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد شده و متغیرهای مدل پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول ( $I_1$ ) می‌باشد.

جدول ۱- بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر تعمیم یافته

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه‌ی اول	
LTPX	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۱/۸۱	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۴/۱۰
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۵	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۴
LINR	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۲/۳۸	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۶/۰۱
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۴	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۵
LPPX	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم یافته	۱/۶۳	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۳/۴۲
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۵	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۵
LGTR	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۳/۳۳	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۷/۰۴
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۵	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۵
LGSE	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۳/۳۷	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۹/۰۳
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۷	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۵

یافته های پژوهشگر

## ۲-۶. تخمین الگوی کوتاه‌مدت پویا و بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت

نخستین گام در روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده، تخمین الگوی کوتاه‌مدت و بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت است. نتایج تخمین الگوی کوتاه‌مدت در جدول ۲ آورده شده است. مقدار حداکثر وقفه در این الگو، مقدار ۳ انتخاب شده است و انتخاب مدل بهینه بر اساس معیار شوارتز بیزین صورت گرفته است. ملاحظه می‌شود در کوتاه‌مدت، شاخص کل قیمت سهام در دوره‌ی گذشته اثری مثبت و معنی‌دار بر روی شاخص کل قیمت سهام در دوره‌ی جاری داشته و نرخ سود بانکی اثری سیکلی بر روی شاخص کل قیمت سهام در دوره‌ی جاری دارد. به‌طوری‌که این اثر در دوره‌ی جاری بی‌معنی بوده ولی در دوره‌ی گذشته و قبل از آن معنی‌دار بوده است. شاخص قیمت تولیدکننده در دوره‌ی جاری اثر مثبت و معنی‌دار بر روی شاخص کل قیمت سهام در دوره‌ی جاری گذاشته و در دوره‌ی گذشته اثری منفی و معنی‌دار بر روی شاخص کل قیمت سهام در دوره‌ی جاری گذاشته است. این متغیر در وقفه‌های دو و سه نیز به ترتیب اثری منفی و مثبت بر روی شاخص کل قیمت سهام در دوره‌ی جاری داشته است که اثر آن در وقفه‌ی دو، بی‌معنی بوده ولی در وقفه‌ی سه، تا حدودی معنی‌دار بوده است. درآمد مالیاتی دولت در دوره‌ی جاری و گذشته اثری منفی بر روی شاخص کل قیمت سهام در دوره‌ی جاری داشته است. به‌طوری‌که اثر آن در دوره‌ی جاری بی‌معنی بوده ولی در دوره‌ی گذشته معنی‌دار بوده است. پرداخت‌های عمرانی دولت نیز همواره اثری مثبت در دوره‌ی جاری و گذشته و وقفه‌های دو و سه بر روی شاخص کل قیمت سهام در دوره‌ی جاری گذاشته که اثر آن در دوره‌ی گذشته و وقفه‌ی سه معنی‌دار بوده است. در ضمن بر اساس آزمون‌های تشخیص که در جدول ۳ ارائه شده، در رابطه‌ی کوتاه‌مدت، خودهمبستگی‌های سریالی و ناهمسانی واریانس وجود ندارد و فرم تبعی مناسب بوده و توزیع نرمال است. همچنین بر اساس نمودارهای ۱ و ۲ ملاحظه می‌شود که منحنی‌های مربوط به آزمون‌های CUSUM و CUSUMQ داخل فواصل اطمینان ۹۵ درصد قرار داشته و بنابراین وجود ثبات ساختاری بر اساس آزمون‌های مذکور قابل قبول می‌باشد.

جدول ۲- نتایج حاصل از برآورد مدل پویای کوتاه مدت (۱،۲،۳،۱،۳) ARDL

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	prob
LTPX(-1)	۰/۸۶۱۳۰	۰/۰۳۲۰۵۳	۲۶/۸۷۱۱۲	۰/۰۰۰
LINR	-۰/۶۰۸	۰/۶۶۰	-۰/۹۲	۰/۳۶۹
LINR(-1)	۱/۸۲۷	۰/۷۷۳	۲/۳۶	۰/۰۳۰
LINR(-2)	-۱/۳۶۸	۰/۶۰۰	-۲/۲۸	۰/۰۳۵
LPPX	۳/۰۳۲	۰/۹۴۲	۳/۲۱	۰/۰۰۵
LPPX(-1)	-۴/۰۶۶	۱/۶۶۶	-۲/۴۳	۰/۰۲۵
LPPX(-2)	-۰/۰۱۱	۱/۷۳۹	-۰/۰۰۶	۰/۹۹۵
LPPX(-3)	۱/۶۴۰	۱/۰۴۰	۱/۵۷	۰/۱۳۲
LGTR	-۰/۰۹۴	۰/۱۰۵	-۰/۸۹	۰/۳۸۱
LGTR(-1)	-۰/۴۹۲	۰/۱۰۳	-۴/۷۶	۰/۰۰۰
LGSE	۰/۰۳۵۹	۰/۰۳۴	۱/۰۳	۰/۳۱۴
LGSE(-1)	۰/۱۲۵	۰/۰۳۶	۳/۴۶	۰/۰۰۳
LGSE(-2)	۰/۰۰۹	۰/۰۲۵	۰/۳۸	۰/۷۰۷
LGSE(-3)	۰/۱۰۴	۰/۰۲۵	۴/۱۵	۰/۰۰۱
C	۱/۵۶۵	۱/۸۰۲	۰/۸۶	۰/۳۹۷

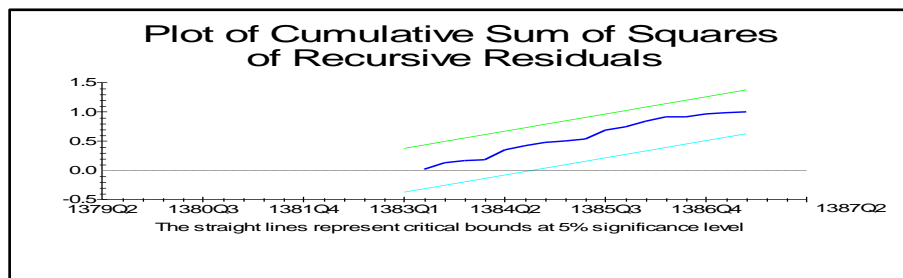
متغیر وابسته: LTPX

جدول ۳- نتایج آزمون‌های تشخیص

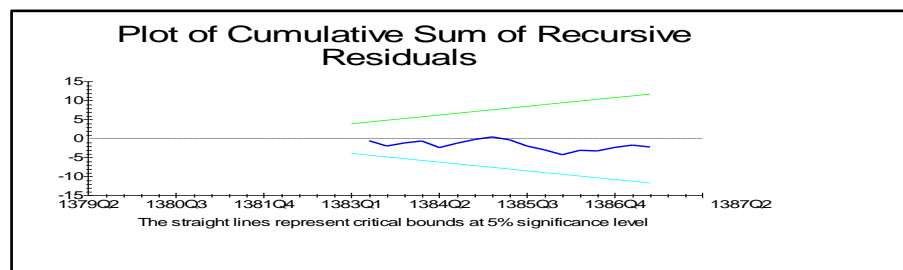
فرضیه‌ی صفر	LM(CHSQ)	سطح احتمال
عدم وجود خودهمبستگی سریالی	۸/۱۰	۰/۰۶
وجود فرم تبعی مناسب	۱/۴۴	۰/۲۳
وجود توزیع نرمال	۱/۰۱	۰/۶۰
همسانی واریانس	۰/۰۰۱	۰/۹۷

یافته‌های پژوهشگر

نمودار ۱- منحنی حاصل جمع انباشته‌ی پسماندها



نمودار ۲- منحنی حاصل جمع انباشته‌ی مربعات پسماندها



برای بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت در این مطالعه، از روش آزمون دولادو و مستر (۱۹۹۲) استفاده می‌شود. در این آزمون شرط آن که رابطه‌ی پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب متغیر وابسته‌ی با وقفه، کمتر از یک باشد. به عبارت دیگر فرضیه‌ی صفر بیانگر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت است. برای انجام این آزمون باید بر اساس آماره‌ی  $t$  معرفی شده توسط دولادو و مستر در رابطه‌ی ۴ عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر کسر و بر مجموع انحراف معیارهای ضرایب مذکور تقسیم شود. با استفاده از این رابطه، آماره  $t$  محاسبه شده معادل  $-۴/۳۲$  بوده که قدرمطلق آن از قدرمطلق کمیت بحرانی ارائه شده توسط دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵ درصد بزرگ‌تر است. بنابراین فرضیه‌ی  $H_0$  مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت رد شده و وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل مورد تأیید قرار می‌گیرد.



## ۳-۶. تخمین الگوی بلندمدت

پس از تأیید وجود رابطه‌ی بلندمدت توسط آزمون دولادو و مستر، می‌توان رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل را استخراج کرد. جدول ۵. رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود که اثرگذاری تمام ضرایب متغیرها بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و تمام ضرایب متغیرها به‌جز ضریب نرخ سود بانکی از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد. به‌طوری‌که در بلندمدت، افزایش یک درصد در شاخص قیمت تولیدکننده و پرداخت‌های عمرانی دولت، به ترتیب باعث افزایش ۴/۲۸ و ۱/۹۹ درصد در شاخص کل قیمت سهام می‌شود. همچنین افزایش یک درصد در نرخ بهره و درآمد مالیاتی دولت، به ترتیب باعث کاهش به ترتیب ۱/۰۷ و ۴/۲۳ درصد در شاخص کل قیمت سهام می‌شود. لازم به ذکر است نظر بر اینکه مدل به صورت لگاریتمی تخمین زده شده است، ضرایب بیانگر کشش نیز می‌باشد.

جدول ۵- نتایج حاصل از برآورد رابطه بلند مدت مدل (۱،۲،۳،۱،۳) ARDL

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	prob
LINR	-۱/۰۷	۳/۸۱۰	-۰/۲۸	۰/۷۸۱
LPPX	۴/۲۸	۱/۶۹۷	۲/۵۲	۰/۰۲۱
LGTR	-۴/۲۳	۱/۰۳۲	-۴/۱۰	۰/۰۰۱
LGSE	۱/۹۹	۰/۵۶۲	۳/۵۴	۰/۰۰۲
C	۱۱/۲۸	۱۴/۴۳۸	۰/۷۸۱	۰/۴۴۵

یافته‌های پژوهشگر

## ۴-۶. تخمین الگوی تصحیح خطا

وجود همگرایی بین متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. نتایج مربوط به متغیر  $ECM(-1)$  در برآورد الگوی تصحیح خطا در جدول ۶. نشان داده شده است. ملاحظه می‌شود ضریب جمله‌ی تصحیح خطا  $ECM(-1)$  که نشان‌دهنده‌ی سرعت تعدیل مدل به سمت تعادل است، معنی‌دار و بین اعداد صفر و منفی

یک بوده و برابر رقم  $0/13$  - به دست آمده است. این عدد بیانگر این مطلب است که در هر دوره (هر فصل) حدود  $0/13$  از عدم تعادل کوتاه مدت، برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می شود.

جدول ۶- نتایج مربوط به متغیر  $ECM(-1)$  در برآورد الگوی تصحیح خطا

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	prob
$ECM(-1)$	$-0/1387$	$0/042$	$-3/29$	$0/003$

یافته های پژوهشگر

## ۷. نتایج پژوهش

نتایج پژوهش حاضر عبارت است از:

۱. نرخ بهره (نرخ سود بانکی (پنج ساله)) بر بورس اوراق بهادار تأثیر ندارد.
  ۲. شاخص قیمت تولیدکننده بر بورس اوراق بهادار تأثیر دارد.
  ۳. درآمد مالیاتی دولت بر بورس اوراق بهادار تأثیر دارد.
  ۴. پرداخت های عمرانی دولت بر بورس اوراق بهادار تأثیر دارد.
- بر اساس نتایج به دست آمده، اثرگذاری تمام ضرایب متغیرها بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و تمام ضرایب متغیرها به جز ضریب نرخ سود بانکی از نظر آماری معنی دار می باشد. بر این اساس نتایج نشان می دهد که در بلندمدت، به ترتیب افزایش یک درصد در شاخص قیمت تولیدکننده و پرداخت های عمرانی دولت، باعث افزایش  $4/28$  و  $1/99$  درصد در شاخص کل قیمت سهام شده است. چون با افزایش پرداخت های عمرانی دولت که بخشی از هزینه های دولتی است؛ منحنی IS به سمت راست منتقل شده و نرخ بهره افزایش می یابد که به دنبال آن با افزایش پس انداز؛ تقاضا برای دارایی های مالی از جمله سهام افزایش می یابد و این باعث افزایش قیمت سهام و عایدی بالقوه ی سرمایه می شود که نتیجه ی آن افزایش بازدهی سهام و افزایش شاخص کل قیمت سهام خواهد شد. هم چنین افزایش شاخص قیمت کالاهای تولیدکننده به معنای گران شدن کالاهای تولیدی تولیدکننده است که آن هم به نوبه ی خود باعث افزایش سود تولیدکننده و افزایش سود اختصاصی به هر

سهم خواهد شد؛ در نتیجه بازدهی سهام و شاخص کل قیمت سهام افزایش خواهند یافت. افزایش یک درصد در نرخ بهره باعث کاهش ۱/۰۷ درصد در شاخص کل قیمت سهام شده که به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. افزایش یک درصد در درآمد مالیاتی دولت نیز، باعث کاهش ۴/۲۳ درصد در شاخص کل قیمت سهام می‌شود. به عبارتی با افزایش مالیات‌ها از طرفی درآمد قابل تصرف افراد کاهش یافته و با کاهش مصرف، تقاضای کل کاهش می‌یابد؛ بنابراین میزان تولید هم کاهش خواهد یافت و این کاهش تولید برای شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران نیز صادق خواهد بود. از طرفی، با افزایش مالیات‌ها، منحنی IS به سمت چپ منتقل می‌شود و نرخ بهره کاهش می‌یابد که نتیجه‌ی آن کاهش پس‌انداز و در نتیجه؛ کاهش تقاضا برای دارایی‌های مالی نظیر سهام خواهد بود که با کاهش تقاضا برای سهام، قیمت سهام کاهش و عایدی بالقوه‌ی آن؛ یا به عبارتی بازدهی سهام کاهش می‌یابد. هم‌چنین نتایج بر اساس ضریب جمله‌ی تصحیح خطا، حاکی از آن است که در هر دوره (هر فصل) حدود ۰/۱۳ از عدم تعادل کوتاه‌مدت، برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. یعنی تقریباً بعد از ۸ فصل یا به عبارتی ۲ سال، عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت بلندمدت تعدیل می‌شود.

## منابع

- ۱- آل عمران، سیدعلی (۱۳۹۰) " بررسی تأثیر بی‌ثباتی سیاست پولی بر روی بازدهی کل بورس در ایران "، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز.
- ۲- امین‌رشتی، نارسیس؛ رضایی، محمدقاسم (۱۳۸۸) " پیش‌بینی درآمدهای مالیاتی مستقیم (برای دوره برنامه ۵ ساله پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران) "، فصلنامه‌ی تخصصی مالیات، شماره‌ی ششم، صص ۶۷-۹۲.
- ۳- بیگدلی ایمان‌اله (۱۳۸۳). آثار مالیات بر نقل و انتقال سهام در بازار اوراق بهادار تهران. پژوهشنامه‌ی اقتصادی، شماره‌ی دوم، صص ۱۲۷-۱۷۳.
- ۴- پورمقیم، جواد؛ نعمت‌پور، معصومه؛ موسوی، میرحسین (۱۳۸۴) " بررسی عوامل موثر بر سطح وصول درآمدهای مالیاتی در سیستم مالیاتی ایران "، پژوهشنامه‌ی اقتصادی، شماره‌ی دوم، صص ۱۶۱-۱۸۷.
- ۵- زائر، آیت؛ شفیعی، سعیده (۱۳۸۸) " بررسی تأثیر بحران مالی جهانی بر درآمدهای مالیاتی کشور "، فصلنامه‌ی تخصصی مالیات، شماره‌ی چهارم، صص ۱۳۳-۱۷۰.
- ۶- شجری، پرستو (۱۳۸۸) " برنامه پنجم توسعه: بازار سرمایه، بخش نفت، مالیات‌ها، کشاورزی و مسکن "، تازه‌های اقتصاد، شماره‌ی صدویست‌وششم، صص ۱۵-۲۵.
- ۷- صفار یزدی، حسن (۱۳۸۹) " بررسی تحلیل ارتباط میان تغییرات اقلام صورت‌های مالی و تغییرات مالیات در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران "، پژوهشنامه-ی مالیات، شماره‌ی نهم، صص ۱۶۵-۱۹۸.
- ۸- فلاحتی، منیژه (۱۳۸۵) " آسیب شناسی بازار بورس ایران "، بررسی‌های بازرگانی، شماره‌ی بیستم، صص ۲۴-۲۹.
- ۹- مجتهد، احمد؛ احمدیان، اعظم (۱۳۸۶) " اثر درآمدهای مالیاتی دولت بر رفاه اجتماعی ایران "، ویژه‌نامه‌ی اقتصادی، شماره‌ی اول، صص ۴۵-۷۱.
- ۱۰- محرابیان، آزاده (۱۳۸۳) " حساسیت بازار سهام نسبت به نوسانات مالی و پولی "، پژوهشنامه‌ی اقتصادی، شماره‌ی اول، صص ۱۶۹-۱۸۶.
- ۱۱- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸) «ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی». چاپ دوم، تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا.

- 12- Chou, Robin K & George H. K. Wang (2012) " Transaction Tax and Market Quality of The Taiwan Stock Index Futures ", The Journal of Futures Markets, Vol. 26, No. 12, PP: 1195-1216.
- 13- Heer, Burkhard & Sussmuth, Bernd (2010) " Effects of Inflation on Wealth Distribution: Do Stock Market Participation Fees and Capital Income Taxation Matter? ", Journal of Economic Dynamics & Control, Vol. 31, Issue 1, PP: 277-303.
- 14- Khattry, B & J. M. Rao (2003) " Fiscal Faux Pas?: An Analysis of the Revenue Implication of Trade Liberalization ", World Development, 70(8): 1431-1444.
- 15- Lendvai, Julia & Raciborski, Rafal & Vogel, Lukas (2012) " Macroeconomic Effects of an Equity Transaction Tax in a General-Equilibrium Model ", Journal of Economic Dynamics & Control, available at: [www.elsevier.com](http://www.elsevier.com).