

بررسی تاثیر توسعه بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصاد در کشورهای جنوب شرقی آسیا

نوع مقاله: پژوهشی

مرجان حبیب الهی^۱

رضا معبودی^۲

محمد خرسند^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۶/۱۹

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۴/۳

چکیده

هدف این مقاله بررسی تاثیر توسعه بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصاد در کشورهای جنوب شرقی آسیا با استفاده از داده های دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۰ است. برای این منظور از یک الگوی رشد درون زای عرضه محور و به دلیل رابطه غیرخطی بین متغیرهای پژوهش از مدل *PSTR* استفاده شده است. در این مطالعه برای شاخص سازی بازارهای مالی از سه شاخص عمق مالی، دسترسی و کارایی و برای شاخص رشد اقتصادی از تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد تغییرات شاخص های توسعه بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی نشان می دهد که واکنش شاخص ها به شوک های مالیاتی، تقاضای کل و بازارهای کالایی به لحاظ جهت و شدت رابطه در کشورهای جنوب شرق آسیا مثبت و معنادار است. همچنین نتایج آزمون فرضیه نشان داد رابطه معنی داری بین شاخص های بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی برقرار است. به طوریکه با افزایش این شاخص ها در شرایط ثبات اقتصادی، رشد اقتصادی افزایش یافته و باعث افزایش امنیت، درآمد و کاهش فساد در هر کشور به ویژه در کشورهای مورد مطالعه می شود.

کلمات کلیدی: بازارهای مالی، درآمدهای مالیاتی، رشد اقتصادی، کشورهای جنوب شرق آسیا، مدل P

طبقه بندی JEL: D53, F43, H26, O57

^۱ دانشجوی دکتری گروه علوم اقتصادی، واحد الیگودرز، دانشگاه آزاد اسلامی الیگودرز، ایران
marjanhabibolahi@yahoo.com

^۲ استادیار و عضو هیات علمی گروه اقتصاد، دانشگاه ایت الله بروجردی، بروجرد، ایران (نویسنده مسئول)
maaboudi@abru.ac.ir

^۳ استادیار و عضو هیات علمی گروه ریاضی، واحد الیگودرز، دانشگاه آزاد اسلامی، الیگودرز، ایران
mo.khorsand@mail.um.ac.ir

مقدمه

رشد اقتصادی از مهمترین مسائلی است که دولت‌ها با آن روبرو هستند. به طور کلی، رشد اقتصادی موجب افزایش تقاضا برای محصولات و خدمات مالی می‌شود که آن هم به نوبه خود موجب گسترش بخش بانکی و بازارهای سرمایه برای مطابقت با تقاضای تحریک شده می‌شود. بنابراین، رشد اقتصادی به عنوان کنترل کننده توسعه مالی در نظر گرفته می‌شود و شناخت عواملی که بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارند، برای اقتصاددانان و سیاست‌گذاران از اهمیت بسزایی برخوردار می‌باشد. (۱۵).

مطالعات مختلفی اثر توسعه بازارهای مالی بر نرخ رشد اقتصادی را بررسی کرده‌اند، از جمله معروفترین این تحقیقات، بررسی‌هایی است که لوین انجام داده است. وی نشان می‌دهد که وجود کانال‌هایی از شاخص‌های توسعه مالی بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارند (۲). و اثر این کانال‌ها بر رفتارهای پس‌انداز و سرمایه‌گذاری نمود پیدا می‌کند (۱۸).

در هر نظام اقتصادی، مالیات نیز یکی از مهم‌ترین ارکان آن نظام محسوب می‌شود. گسترش و تنوع فعالیت‌های اقتصادی از یک سو و نقش رو به افزایش دولت‌ها از سوی دیگر، در جهت ایجاد و گسترش خدمات عمومی، تأمین اجتماعی و گسترش تعهدهای دولت در عرصه‌های اقتصادی و اجتماعی و تلاش در جهت تحقق رشد اقتصادی و توزیع عادلانه درآمد، پرداخت و دریافت مالیات را به مسأله مهم و تأثیرگذار تبدیل کرده است (۶). مالیات‌ها، به علت اثری که بر بازده سرمایه‌گذاری‌های فیزیکی و انسانی دارند، می‌توانند بر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و در نهایت بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارند (۱۷). در خلال قرن حاضر، در اغلب کشورهای توسعه‌یافته سطح مالیات‌ها به طور چشمگیری افزایش یافته است (مالیات‌ها از حدود ۵ تا ۱۰ درصد تولید ناخالص داخلی در آغاز قرن گذشته به ۲۰ تا ۳۰ درصد تولید ناخالص داخلی در زمان حاضر، افزایش یافته‌اند) چنین افزایش معنی‌داری در مالیات‌ها سبب طرح پرسش‌هایی در مورد اثر مالیات بر رشد اقتصادی شده است. (۱).

سؤال اصلی مقاله بررسی رابطه علی بین بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی در کشورهای جنوب شرقی آسیا طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۹ می‌باشد مروری بر ادبیات موضوع در بخش دوم مقاله نشان داده است که افراد زیادی در زمینه رابطه بین شاخص‌های توسعه مالی، نرخ مالیات و رشد اقتصادی تحقیق کرده‌اند، اما الگوی $PSTR-MS_VAR-Panel-Svar$ در کشورهای جنوب شرقی آسیا موضوع جدیدی است که در این تحقیق از آن استفاده شده است. بدین منظور این مقاله از بخش‌های زیر تشکیل شده است:

بخش دوم به بررسی مبانی نظری و بخش سوم به الگوی تحقیق می‌پردازد. بخش چهارم مقاله شامل تخمین الگوی و نتایج حاصل از آن است و بخش پنجم نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادها را بیان می‌کند.

مبانی نظری

ارتباط میان رشد اقتصادی و توسعه بازارهای مالی طی دهه‌های اخیر مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان و سیاستگذاران بوده و دیدگاه‌های متفاوتی میان اقتصاددانان در رابطه با بازارهای مالی و رشد اقتصادی و نقشی که بازار مالی می‌تواند ایفا کند وجود دارد. به عنوان مثال، لوین^۱ (۱۹۹۷) اعتقاد دارد واسطه‌های مالی باعث افزایش کارایی اقتصادی از طریق تخصیص بهینه منابع به سرمایه می‌شوند که نهایتاً منجر به رشد اقتصادی می‌گردد. برخی مانند رابینسون^۲ (۱۹۵۲) نشان می‌دهند که رشد اقتصادی برای خدمات مالی تقاضا ایجاد می‌کند و در حقیقت توسعه مالی پاسخی است که بازارهای مالی به این افزایش تقاضا می‌دهند. نتایج برخی از تحقیقات نیز حاکی از بی‌اهمیت بودن نقش نهادهای مالی در رشد اقتصادی می‌باشند (۷). در این گروه می‌توان به مقاله مهم لوکاس اشاره کرد. لوکاس معتقد است که نقش بازارهای مالی در رشد اقتصادی تاکنون بسیار غلو آمیز ذکر شده است. از نظر او بازارهای مالی در بهترین وضعیت خود نیز جایگاه کوچکی در رشد اقتصادی دارند. (۱۳).

همواره شناخت جهت علیت میان توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی به علت تأثیر آن در اتخاذ سیاست‌های متفاوت توسعه اقتصادی نه تنها برای اقتصاددانان و پژوهشگران؛ بلکه برای سیاست‌گذاران نیز از اهمیت فراوان برخوردار بوده است. پاتریک^۳ (۱۹۶۶)، معتقد است که مطابق دیدگاه طرف عرضه، در مراحل اولیه رشد اقتصادی، بخش مالی از طریق گسترش بازارهای مالی و ایجاد مؤسسه‌های مالی و عرضه دارایی‌های مالی، نقش مهمی در رشد اقتصادی ایفا می‌کند، اما با افزایش رشد اقتصادی و در سطوح بالاتر، گسترش بخش مالی، تحت تأثیر رشد اقتصادی قرار می‌گیرد این با دیدگاه طرف تقاضا مطابقت دارد (۲۰).

در مطالعه شاه‌همرادی و همکاران (۱۳۹۹) تأثیر توسعه مالی بر تولید ناخالص داخلی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه در طی دوره زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۶ و در چارچوب حسابداری رشد با استفاده از روش داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار گرفته و از نسبت ارزش بازار

۱ levine

۲ robinson

۳ patrick

سهام به اعتبارات اعطایی بانکها به بخش خصوصی به عنوان شاخص توسعه بازار مالی استفاده شده است (۳). نتوگ و کومار ۱ نیز که با استفاده از داده های ۱۴ ایالت هند انجام شده است، نشان می-دهد که مالیات بر درآمد و مالیات بر خدمات کالا دارای اثرات منفی است در حالی که مالیات بر دارایی و دارایی سرمایه بر رشد اقتصادی دولت تأثیر مثبت قابل توجهی دارد. در این مطالعه برای رشد سریعتر ایالت های هند پیشنهاد شده که سیاستگذاران باید تمرکز بیشتری بر مالیات بر دارایی و کاهش مالیات بر درآمد داشته باشند (۱۷).

اغلب مطالعاتی که در زمینه اثر مالیات بر رشد اقتصادی انجام شده است حاکی از آن دارد که اثر مالیات بر رشد اقتصادی منفی است. تئوری های اقتصادی چگونگی این رابطه منفی بین مالیات و رشد اقتصادی را بیان می کند. بر اساس تئوری اقتصادی، مالیات ها، هزینه فعالیت هایی که مشمول مالیات می شوند را افزایش و بازده و سود آن ها را کاهش می دهند (۱۵). به همین منظور افراد و بنگاه های کوچک به فعالیت هایی رو می آورند که بتوانند بار مالیاتی را حداقل کنند. یعنی آن ها فعالیت هایی که مشمول نرخ پایین تری از مالیات می شوند را جانشین فعالیت هایی که نرخ بالای مالیاتی دارند، می کنند. به همین منظور افراد و بنگاه ها به فعالیت تولیدی کمتری رو آورده و منجر به نرخ های پایین تری از رشد اقتصادی می شوند (۱۱). تأثیر مالیات ها بر رشد اقتصادی و جهت علیت آن را نمی توان از قبل به صراحت مشخص کرد، زیرا بستگی دارد که سایر عوامل مانند سرمایه انسانی که در کنار سرمایه فیزیکی به کار گرفته می شود، چگونه شامل مالیات شوند (۱۹، ۱ و ۴).

به طور کلی ساختار مالیات ها می تواند اثرات مهمی بر رشد داشته باشد. به عنوان مثال، در یک سطح معین مالیات، انتقال از مالیات بر درآمد به مالیات بر مصرف انگیزه پس انداز را افزایش داده و انباشت سرمایه را تشویق می کند. تأثیر ساختار نظام مالیاتی بر انباشت منابع، ساختار نظام مالیاتی می تواند اثرهای دیگری هم بر رشد اقتصادی داشته باشد و برای مثال، تأکید بیش از حد بر مالیات های گمرکی می تواند تهدیدی برای امکان جذب فناوری های جدید باشد، زیرا صنایع داخلی را از مواجهه با بازارهای جهانی و رقابت بازمی دارد. بنابراین تأثیر مالیات بر رشد منفی خواهد بود. از دیگر سو، هر گاه اعمال سیاست های مالی دولت منجر به بروز نا اطمینانی در ساختار مالیاتی و یا مخارج دولتی شود، بازدهی نهایی سرمایه گذاری های بخش خصوصی با نوسان مواجه شده و در نتیجه با افزایش نا اطمینانی بخش خصوصی نسبت به بازدهی آتی سرمایه گذاری ها و در نتیجه نوسان پذیری بازدهی نهایی بخش خصوصی، بخش عمده ای از سرمایه گذاری های این بخش کاهش یافته و رشد اقتصادی نیز کاهش خواهد یافت (۶).

نوع هزینه کرد منابع حاصل از اخذ مالیات نیز نقشی مهم در تأثیرگذاری مالیات بر رشد اقتصادی ایفا می‌نماید. چنانچه خدمات دولتی به صورت مجانی و کالای عمومی در تابع مطلوبیت خانوارها وارد شود می‌تواند به عنوان جانشین کالاهای خصوصی عمل کرده و بستر فعالیت بخش خصوصی را محدود نماید و نتیجه آن در اشتغال و رشد اقتصادی منفی باشد. در مقابل خدمات دولتی به عنوان نهاده در فرایند تولید خصوصی، می‌تواند نقش مهمی در افزایش رشد اقتصادی ایفا نماید. در عین حال روند دائمی مخارج دولت عامل مهمی است که می‌تواند تأثیرات مالیات (با در نظر گرفتن انواع مالیات و روش‌های اخذ آن) را بر رشد اقتصادی ترسیم نماید. تأثیر مالیات بر ثبات و پایداری عرضه نیروی کار، اثرهای کوتاه مدت و بلندمدت بر سرمایه، در کنار نا اطمینانی‌ها از نوع سیاست مالی نقش مالیات بر رشد اقتصادی را ترسیم می‌کند (۱۴). چنین ساز و کاری به خوبی در ساختار الگوهای رشد درون‌زا و دیدگاه‌های نئو کلاسیک مشهود است. بنابراین، رابطه توسعه بازارهای مالی، درآمدهای مالیاتی و رشد اقتصادی، هم مورد توجه محققان و هم تصمیم‌گیران سیاسی است، زیرا عملکرد اقتصادی کشورهای در حال توسعه تحت تأثیر عملکرد بازارهای مالی، موسسات مالی و مالیات قرار می‌گیرد. این امر خصوصاً در کشورهای در حال توسعه که در آنها بازارهای مالی به عنوان کانال اصلی در فرآیندهای انتقال سیاست پولی عمل می‌کند از اهمیت حیاتی برخوردار است. با این همه، براساس بررسی‌های انجام شده درباره این که آیا توسعه بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی موجب تعدیل اثرات نامطلوب تغییرات ساختار اقتصادی بر عملکرد سیستم اقتصادی می‌شود یا نه، تاکنون مطالعه جامعی انجام نشده است. لذا پرداختن به این موضوع بخش اصلی این مطالعه را تشکیل می‌دهد تا نقش توسعه بازارهای مالی و درآمدهای مالیات در رشد اقتصادی مورد بررسی و کنکاش قرار گیرد. بدین منظور اینکه چه ارتباطی بین درآمدهای مالیاتی و توسعه بازارهای مالی با رشد اقتصادی کشورهای جنوب شرقی آسیا وجود دارد، سؤال اصلی این مطالعه قرار گرفته است.

روش‌شناسی تحقیق

این پژوهش از نوع تحقیقات کاربردی است. در این پژوهش تأثیر توسعه بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی در کشورهای جنوب شرق آسیا بررسی می‌شود و بنابراین نتایج آن می‌تواند در سیاست‌های اقتصاد کلان مورد استفاده قرار گیرد. روش‌شناسی پژوهش حاضر از نوع پس‌رویدادی می‌باشد، بدین معنی که انجام پژوهش براساس اطلاعات گذشته انجام می‌شود.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش حاضر را کشورهای جنوب شرق آسیا برای دوره زمانی ۱۹۸۰ الی ۲۰۱۹ تشکیل دادند. کشورهای منتخب بر اساس یکسان بودن نوع مالیات دریافتی انتخاب شدند و عبارتند از: اندونزی، تایلند، فیلیپین، مالزی، سنگاپور و ویتنام.

روش‌ها و ابزار جمع‌آوری اطلاعات

داده‌های مورد نیاز پژوهش شامل پانل (ترکیبی از داده‌های سری زمانی و مقطعی) در خصوص توسعه بازارهای مالی، درآمدهای مالیاتی و رشد اقتصادی برای دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۹ می‌باشد که با مراجعه به گزارش‌های اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی (سالهای مختلف) و بانک جهانی و بانک اسکوپ جمع‌آوری گردیده است.

روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

تحلیل و آزمون فرضیه‌های پژوهش به منظور بررسی ارتباط بین متغیرهای مستقل با متغیرهای وابسته بر اساس آزمون panel-SVAR، مارکوف سوئچینگ و PSTR انجام شده و برای تجزیه داده‌ها و استخراج نتایج پژوهش از نرم‌افزارهای Excel و Eviews استفاده شده است.

متغیرهای تحقیق

متغیرهای این مطالعه شامل بازارهای مالی، درآمدهای مالیاتی و رشد اقتصادی است. توضیحات مربوط به متغیرها و شاخص‌های مربوط به هر کدام در جدول شماره ۱ ارائه شده است.

جدول شماره ۱. شاخص‌ها و متغیرهای تحقیق

ردیف	شاخص	نوع متغیر	متغیر	نحوه اندازه‌گیری
۱	بازارهای مالی	مستقل	عمق مالی (Financial depth)	نسبت سرمایه‌گذاری بورس به تولید ناخالص داخلی
				نسبت سهام معامله شده به تولید ناخالص داخلی
				نسبت اوراق بدهی بین‌المللی دولت به تولید ناخالص داخلی
				نسبت اوراق بدهی شرکتهای مالی به

تولید ناخالص داخلی				
نسبت اوراق بدهی شرکتهای غیر مالی به تولید ناخالص داخلی				
صادرکنندگان اوراق بدهی (شرکتهای داخلی، خارجی و مالی و غیر مالی)	دسترسی (access)			
درصد بازار سهام خارج ۱۰ مورد از شرکتهای برتر				
نسبت گردش مالی بازار سهام	کارایی (efficiency)			
تولید ناخالص داخلی	gGDP	وابسته	رشد اقتصادی	۲
میزان درآمد مالیاتی مستقیم	Revenue Tax	مستقل	درآمدهای مالیاتی	۳

پرسش‌های پژوهش

چه ارتباطی بین توسعه بازارهای مالی با رشد اقتصادی کشورهای جنوب شرق آسیا وجود دارد؟
 چه ارتباطی بین درآمدهای مالیاتی و رشد اقتصادی کشورهای جنوب شرق آسیا وجود دارد؟

یافته‌های پژوهش

در این مطالعه به منظور تبیین ارتباط بین متغیرهای توسعه بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی با رشد اقتصادی در بین کشورهای جنوب شرق آسیا برای سالهای ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۹ با توجه به دیدگاه مکاتب کلاسیک ها و نئوکلاسیک ها، تأثیر متغیرها بر رشد اقتصادی در کشورها مورد مطالعه و ارزیابی قرار گرفته است. بر این اساس، مدل تحقیق به صورت زیر می باشد:

$$Y_{it} = \mu_i + y_{it} = (revtax_{it}, depfinancel_{it}, efficiencc\ financel_{it}, access_{it} \tau_n q_{it}^n (\alpha_0 \sum finance\ dept_{it} + \beta_0 \sum access_{it} + \theta_0 \sum Efficiency_{it} + \gamma_0 \sum finance\ dept_{it} + \mu_0 \sum access_{it} + \rho_0 \sum Efficiency_{it} + \theta_0 Revenue\ tax_{it}) + u_{it}$$

متغیرهای مورد استفاده در مدل پژوهش به صورت زیر می باشند:

y_{it} : میزان تولید کشور i در زمان t ،

$revtax_{it}$: درآمد مالیاتی کشور i در زمان t ،

$depfinancel_{it}$: عمق مالی کشور i در زمان t برای بازارهای مالی

$effienc\ financel_{it}$: کارایی مالی کشور i در زمان t برای بازارهای مالی.

$access_{it}$: دسترسی کشور i در زمان t برای بازارهای مالی.

آزمون مانایی متغیرها

برای بررسی ویژگی ایستایی متغیرهای آزمون ریشه واحد داده های تابلویی ایم، پسران و شین (۲۰۰۳) و لوین و چو (۲۰۰۲)، مورد استفاده قرار گرفته است. آزمون ایستایی LLC مبتنی بر یک فرایند مشترک، ضریب خود همبستگی برای تمامی واحدهای مقطعی را مشترک قلمداد می نماید. لذا ایم، پسران و شین (۲۰۰۳)، با بیان وجود مشکل تورش ناهمگنی در آزمون LLC به ارائه یک آزمون ریشه واحد با فرایند انفرادی روی آوردند و برای هر یک از واحدهای مقطعی یک ضریب همبستگی انفرادی در فرایند آزمون در کشورهای جنوب شرق آسیا لحاظ نمودند. نتایج حاصل از آزمون ایستایی LLC و IPS در جدول ۲ نشان داده شده است. نتایج حاصل از آزمون ایستایی لوین، لین و چو و آزمون ایستایی ایم پسران و شین حاکی از آن است که متغیرهای تحقیق در سطح ایستا می باشند.

جدول شماره ۲. نتایج آزمون ریشه واحد با لحاظ عرض از مبدأ

آزمون ریشه واحد IPS		آزمون ریشه واحد LLC		متغیر
سطح احتمال	مقدار آماره	سطح احتمال	مقدار آماره	
/۰۰۰۰	۸,۲۰۴۸۸	/۰۰۰۰	-۱۸,۹۰۴۶	عمق مالی بازارهای مالی
/۰۰۰۰	-۷,۸۸۰۸۴	/۰۰۰۰	-۱۱,۹۳۰۲	دسترسی بازارهای مالی
/۰۰۰۰	-۴,۶۸۱۵۲	/۰۰۰۰	-۷,۷۵۴۲۱	کارایی بازارهای مالی
/۰۰۰۱	-/۲۴۹۳۵	/۰۰۰۱	-۳,۸۳۶۱۳	سرمایه گذاری خارجی
/۰۰۰۰	۱۷,۷۵۲۳	/۰۰۰۰	-۲۵,۰۱۲۵	درآمدهای مالیاتی
/۰۰۰۰	۴,۱۸۳۸۳	/۰۰۰۰	-۹,۴۴۴۸	رشد اقتصادی
/۰۰۰۰	۲۶۳,۷۲۰	/۰۰۰۰	-۳۴۲,۵۱۴	نیروی کار

مأخذ: محاسبات محقق

بنابراین استفاده از این متغیرها در مدل باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی شود و می توان از مدل رگرسیون تحقیق حاضر جهت آزمون فرضیات استفاده نمود.

آزمون وابستگی مقطعی

نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد وابستگی مقطعی در جدول شماره ۳، نشان می‌دهد که بر اساس CD پسران، وجود وابستگی مقطعی تأیید می‌شود؛ بنابراین به دلیل وجود وابستگی مقطعی، برای تحلیل‌های مانایی این متغیرها، بایستی نتایج آزمون‌های نسل دوم مورد استفاده قرار گیرد و امکان انجام آزمون هم‌انباشتگی پدرونی ۱ را دارا می‌باشند.

جدول شماره ۳. آزمون ریشه واحد CD وابستگی مقطعی

P_value	CD پسران	نام متغیر
.۰۰۰۰	-۱۶,۵۰۲۸	عمق مالی بازارهای مالی
.۰۰۰۰	-۹,۶۶۷۱۵	دسترسی بازارهای مالی
.۰۰۰۰	-۱۲,۹۶۲۳	کارایی بازارهای مالی
.۰۰۰۱۱	-۲,۲۹۰۸۵	سرمایه گذاری خارجی
.۰۰۰۰	-۱۰,۵۶۱۷	درآمدهای مالیاتی
.۰۰۰۰	-۶,۷۵۶۴۳	رشد اقتصادی
.۰۰۰۰	-۹,۵۳۶۶۶	نیروی کار

منبع: یافته‌های تحقیق

آزمون هم‌انباشتگی پنلی

نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی پانلی در جدول ۴، نشان می‌دهد، اکثر مقادیر سطح خطای گزارش شده برای آماره‌های پدرونی کمتر از ۵ درصد یا ۰,۰۵ می‌باشند و فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلند مدت رد می‌شود. بنابراین می‌توان بیان کرد که رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد و از روش داده‌های پنلی PSTR، MS-VAR و Panel-SVAR برای برازش مدل‌های تحقیق استفاده نمود.

۱ Pedroni Panel cointegration test

جدول شماره ۴. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پنلی

p-value	با روند		آماره
	Statistic		
-	-۰/۹۳۷۶		آماره-۷ پنلی
۰,۰۰۰	۳,۰۴۳۸		آماره- ρ پنلی
۰,۰۰۳	۵,۸۷۶۰		آماره-PP پنلی
۰,۰۰۰۱	۴,۱۲۰۹		آماره-ADF پنلی
۰,۰۰۰	۳,۹۷۶۸		آماره ρ گروهی
۰,۰۰۰	۷,۰۸۷۷		آماره PP گروهی
۰,۰۰۰	۴,۰۷۶۰		آماره ADF گروهی

منبع: یافته های تحقیق

نتایج آزمون F و آزمون هاسمن

بعد از اینکه مانایی متغیرها به‌منظور اطمینان از کاذب نبودن رگرسیون مورد بررسی قرار گرفت حال روش تخمین مدل‌ها را مشخص می‌نماییم. با توجه به ماهیت تحقیق، داده‌های این تحقیق از نوع ترکیبی هستند قبل از تخمین مدل‌ها لازم است روش تخمین مدل مناسب (تلفیقی یا پانل با اثرات ثابت یا تصادفی)، تعیین شود. از آزمون F لیمر برای تعیین مدل تلفیقی در مقابل مدل پانل و از آزمون هاسمن نیز برای تعیین نوع مدل پانل (مدل اثرات ثابت در مقابل مدل اثرات تصادفی)، استفاده شده است. نتایج آزمون F لیمر و هاسمن در جدول ۵ نشان داده شده است.

طبق نتایج آزمون F لیمر، احتمال آماره آزمون F لیمر برای مدل‌های تحقیق در کشورهای جنوب شرق آسیا مورد بررسی کوچک‌تر از ۵٪ است، بنابراین فرض H_0 (مدل تلفیقی) تأیید نمی‌شود به‌بیان دیگر، اثرات فردی و یا گروهی وجود دارد و باید از روش داده‌های پانل برای برآورد مدل‌های رگرسیونی تحقیق استفاده شود. با توجه به نتایج این جدول، آماره χ^2 دو آزمون هاسمن برای مدل نیز بزرگ‌تر از آماره جدول است و احتمال آماره (P-Value) آزمون هاسمن برای مدل کمتر از ۵٪ است و در ناحیه بحرانی قرار دارد، بنابراین فرض H_0 (مبنی بر مناسب بودن مدل اثرات تصادفی) تأیید نمی‌شود و فرض H_1 (مدل اثرات ثابت) در سطح ۹۵٪ پذیرفته می‌شود.

جدول شماره ۵. آزمون F لیمر و هاسمن در کشورهای جنوب شرق آسیا

آزمون F لیمر				
نتیجه آزمون	P-Value	آماره	مدل های رگرسیونی	
مدل پانل	رد فرض صفر	۰/۰۰۰۰	۲۴۱۴,۵۱۶	آماره F
مدل پانل با اثرات ثابت	رد فرض صفر	۰/۰۰۰۰	۱۵,۶۰۸	آماره خی دو

منبع: یافته های تحقیق

قبل از برآورد مدل، آزمون های تشخیص نیز انجام شده است که همه آنها نشان دهنده عدم وجود هم خطی، عدم وجود واریانس ناهمسانی و عدم وجود خطای تصریح مدل است. همچنین برای تشخیص پنل یا پولینگ بودن داده ها نیز از آزمون F لیمر بهره گرفته شده است که بر این اساس پانل داده ها مورد تایید می باشد. نتایج حاصل در جدول شماره ۶ ارائه شده است.

جدول شماره ۶. آزمون های تشخیص در کشورهای جنوب شرق آسیا

احتمال	آماره	آزمون تشخیص
۰/۰۴۵۳	۱۱۶,۳۴	آزمون بروش پاگان
۰/۰۳۴۵	۷,۵۲۲	میانگین همخطی
۰/۰۱۰۱	۲,۵۷	آزمون رمزی

مأخذ: محاسبات محقق

نتایج تخمین مدل PSTR

آزمون خطی بودن و نبود رابطه غیر خطی باقیمانده ها

در این بخش، در مرحله اول فرضیه صفر خطی بودن مدل در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با در نظر گرفتن شاخص های توسعه مالی به عنوان متغیر انتقال آزمون شده است. نتایج گزارش شده در جداول شماره ۷ ارائه شده و نشان میدهد که تمامی آماره های ضریب لاگرانژ والد، ضریب لاگرانژ فیشر و نسبت درست نمایی برای یک و دو حد آستانه ای (M=2) و (M=1) از یک الگوی غیر خطی پیروی می کنند.

جدول شماره ۷. آزمون وجود رابطه غیرخطی برای کشورهای جنوب شرق آسیا

H0:r=0 H1:r=1	M=1			M=2		
	Lmw	LMf	LR	Lmw	LMf	LR
	161.667 (./000)	51.359 (./000)	185/975 (./000)	176.305 (./000)	28.687 (./000)	205.778 (./000)

M بیانگر تعداد مکان های آستانه ای و I بیانگر تعداد توابع انتقال می باشد. همچنین مقادیر احتمال مربوط به هر آماره داخل پرانتز گزارش شده است.

مأخذ: محاسبات محقق

پس از حصول اطمینان درباره وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه، در ادامه باید رابطه غیرخطی باقیمانده را به منظور تعیین تعداد توابع انتقال مورد بررسی قرار داد. برای این منظور براساس مطالعه گونزالز و همکاران^۱ (۲۰۰۵)، و کولیتاز و هارولیت^۲ (۲۰۰۶)، فرضیه صفر وجود الگوی PSTR با یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با حداقل دو تابع انتقال مورد آزمون قرار گرفته که نتایج آن در جدول ۸ ارائه شده و نشان می دهد که لحاظ کردن یک تابع انتقال برای تعیین رابطه غیرخطی میان متغیرهای مدل کفایت می کند.

جدول شماره ۸. آزمون وجود رابطه غیرخطی برای کشورهای جنوب شرق آسیا

H0:r=1 H1:r=2	M=1			M=2		
	Lmw	LMf	LR	Lmw	LMf	LR
	1.603 (./901)	.3 (./913)	1.605 (./901)	2.712 (./735)	3.285 (./156)	2.512 (./698)

تعیین تعداد مکان های آستانه ای

پس از انجام مرحله آزمون خطی بودن انتخاب یک تابع انتقال، اکنون باید حالت بهینه میان تابع انتقال با یک یا دو حد آستانه ای انتخاب گردد. در پژوهش حاضر دو مدل PSTR با یک و دو حد آستانه ای تخمین زده شده و برای هر کدام از آنها مقایر مجموع مجذور باقیمانده ها، معیار شوارتز و آکائیک به عنوان معیارهای تعیین کننده تعداد مکان های آستانه ای لازم برای تصریح بهترین مدل محاسبه گردیده است. ملاک تعیین تعداد حد آستانه ای بدین صورت است که برای هر کدام از حد

^۱ Gonzalez et al, 2005.

^۲ Colletaz et al, 2006

آستانه‌ای ($M=1$) و ($M=2$) حد آستانه‌ای که معیار مجموع مجذور باقیمانده های کمتری داشته باشد، به عنوان آستانه انتخاب می گردد. در صورتی که این معیار برای هر دو حد آستانه ای هم یکسان باشد، آنگاه معیار انتخاب حد آستانه بهینه حداقل معیار آکائیک می باشد. نتایج حاصل از جدول شماره ۹، حاکی از آن است که بر اساس معیارهای عنوان شده، مدل PSTR با یک حد آستانه ای، مدل بهینه‌ای برای کشورهای جنوب شرق آسیا می باشد.

جدول شماره ۹. تعیین تعداد وقفه بهینه در یک تابع انتقال

مجموع مجذور باقیمانده ها	معیار آکائیک	معیار شوارتز	مجموع مجذور باقیمانده ها	معیار آکائیک	معیار شوارتز
۲۰,۹۱۸۸	-۳,۰۶۰۸	-۲,۹۹۸۷	۲۰,۹۱۸۸	-۳,۰۶۷۱	-۳,۰۱۳۹

مأخذ: محاسبات محقق

پس از انتخاب مدل PSTR با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای که بیانگر یک مدل دو رژیم می است، در ادامه به برآورد مدل برای کشورهای جنوب شرق آسیا پرداخته می شود. نتایج حاصل از تخمین مدل PSTR دو رژیم در جدول شماره ۱۰ ارائه شده است. پارامتر شیب که بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است، برای کشورهای جنوب شرق آسیا ۳۴۲٪ برآورد شده است. همچنین حد آستانه ای شاخص بازارهای مالی برای کشورهای جنوب شرق آسیا نیز برابر با ۱۱,۲۵۴ می باشد. به عبارت دیگر، برای کشورهای جنوب شرق آسیا زمانی که مقدار شاخص توسعه بازارهای مالی، درآمدهای مالیات و سرمایه گذاری خارجی بر رشد اقتصادی برابر با ۱۱,۲۵۴ هست، با سرعتی معادل ۳۴۲٪ تغییر رژیم اتفاق می افتد. لذا در صورتی که مقدار شاخص بازارهای مالی، درآمدهای مالیات و سرمایه گذاری خارجی بر رشد اقتصادی از ۱۱,۲۵۴ تجاوز کند، رفتار متغیرهای مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن آن از حد آستانه ای فوق در رژیم اول قرار خواهد گرفت.

جدول شماره ۱۰. نتایج برآورد مدل PSTR برای کشورهای جنوب شرق آسیا

نتایج برآورد مدل PSTR برای کشورهای جنوب شرق آسیا			
متغیر	قسمت خطی مدل	متغیر	قسمت غیر خطی مدل
Financial depth0	./061 (2.832)	Financial depth1	./082 (-3.662)
Access0	./008 (3.732)	Access1	./004 (-7.344)

Efficiency0	2.321 (-2.721)	Efficiency1	./612 (3.211)
Revenue tax0	1.12 (-4.411)	Revenue tax1	./512 (-1.731)
Fdi0	./002 (7.616)	Fdi1	./006 (8.431)
مکان وقوع تغییر رژیم $C=11.254$ ضریب تعدیل (سرعت تعدیل) $\hat{y}=.342$			

مأخذ: محاسبات محقق

برآورد مدل MS-VAR

به منظور برآورد مدل MS-VAR ابتدا به تعیین وقفه بهینه پرداخته میشود. وقفه بهینه مدل با معیارهای گوناگون تعیین می شود. در این پژوهش از معیار شوارتز که برای نمونه‌های بزرگ مناسب است، استفاده شده و در نهایت وقفه بهینه مدل با حضور شاخص های بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی برای کشورهای جنوب شرق آسیا ۱۲، ۳ و ۳ می باشد.

جدول شماره ۱۱. نتایج تخمین مدل MS-VAR در کشورهای جنوب شرق آسیا

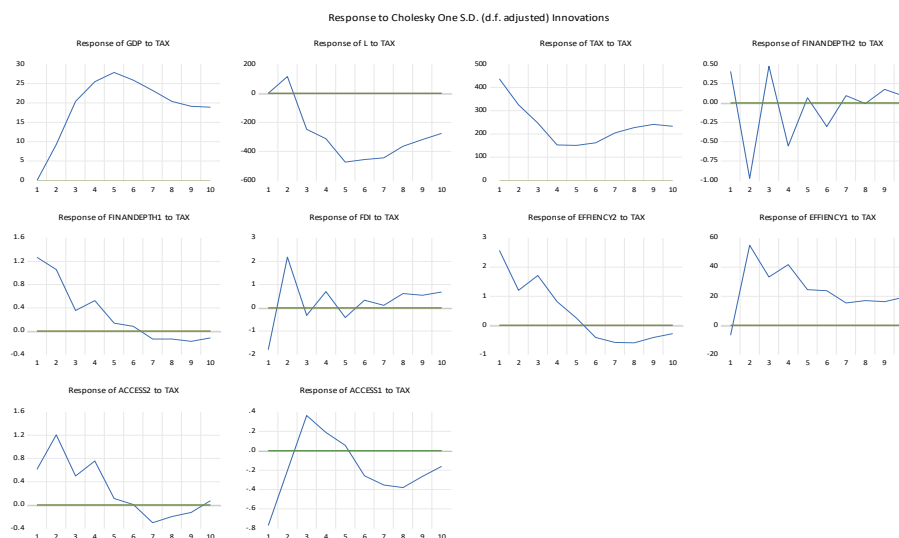
		مقدار	اماره t	ارزش
رژیم ۱	C1	-۴۰,۰۴۶	-4.670	./۰۰۰
	FI_{t-1}	./۷۱۷	۵,۳۵۰	./۰۰۰
	FI_{t-2}	-./۱۲۲	-./۷۰۹	./۴۸۳
	FI_{t-3}	./۳۳۲	-۲,۰۹۰	./۰۴۴
	FI_{t-4}	./۲۴۳	-./۴۹۲	./۶۲۶
	Fm_{t-1}	./۵۸۵	۱,۷۷۰	./۰۸۵
	Fm_{t-2}	./۶۶۶	۱,۵۵۰	./۱۳۰
	Fm_{t-3}	./۰۵۵	-./۱۲۲	./۹۰۴
	Fm_{t-4}	./۷۴۸	۲,۴۶۰	./۰۱۹
	tax_{t-1}	۳,۶۵۴	./۳۲۰	۱,۲۰۱
	tax_{t-2}	-./۲۳۰	./۳۳۳	۱,۳۴۰
	tax_{t-3}	-./۵۶۴۰	./۰۲۲	-./۱۳۲
	tax_{t-4}	-۱,۳۴۰	./۴۳۹	۲,۵۴۰

		مقدار	اماره t	ارزش
	fdi_{t-1}	0.273	0.324	0.424
	fdi_{t-2}	-0.035	0.108	0.145
	fdi_{t-3}	0.052	-0.141	-0.047
	fdi_{t-4}	-0.057	-0.146	-0.064
	C2	-14.523	-۴,۵۲۰	/۰۰۰۰
	FI_{t-1}	/۳۰۲	۳,۴۶۰	/۰۰۱
	FI_{t-2}	/۱۱۵	۱,۲۱۰	/۲۳۲
	FI_{t-3}	-/۲۲۱	-۲,۳۸۰	/۰۲۲
	FI_{t-4}	-/۱۰۸	-۱,۶۷۰	/۱۰۴
	Fm_{t-1}	/۲۲۳	۱,۷۰۰	/۰۹۷
	Fm_{t-2}	-/۰۲۷	-/۱۵۷	/۸۷۶
	Fm_{t-3}	/۱۸۲	/۹۱۸	/۳۶۵
	Fm_{t-4}	-/۲۱۲	۱,۴۹۰	/۱۴۴
	tax_{t-1}	/۲۳۸	۱,۹۰۱	/۰۴۸
	tax_{t-2}	-/۰۳۲۱	-/۷۵۴	/۶۵۴
	tax_{t-3}	/۱۷۳	/۸۱۰	/۴۳۲
	tax_{t-4}	-/۳۹۸	۱,۰۴۳	/۱۱۱
	fdi_{t-1}	0.147	-1.828623	-0.554926
	fdi_{t-2}	0.0273	0.007997	0.066251
	fdi_{t-3}	0.075	-0.018585	0.067051
	fdi_{t-4}	0.148	0.142676	0.140479
ماتریس احتمالات انتقال				
P11= /91			P12= /09	
P21= /08			P22= /92	
ازمون های مربوط به جملات خطا				

ارزش	اماره t	مقدار
۵,۰۴ (./۲۸)		آزمون نرمال بودن
۴۹,۹۵ (./۴۰)		آزمون عدم وجود خودهمبستگی
۰,۵۴ (./۷۱)	۷۱	آزمون همسانی واریانس

منبع: یافته‌های تحقیق - آزمون خودهمبستگی برای ۸ وقفه انجام شده است. آزمون ناهمسانی واریانس نیز با یک وقفه انجام شده است.

همانطور که در جدول شماره ۱۱، مشاهده می‌شود، متغیرهای شاخص توسعه بازارهای مالی در رژیم یک در معادله شاخص توسعه بازارهای مالی، دارای وقفه‌های معنی‌دار است. وقفه اول این متغیر در سطح ۱۰ درصد و وقفه چهارم این متغیر در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند. در رژیم ۲ نیز فقط وقفه اول این متغیر در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است. البته باید توجه داشت که انحراف معیار ضرایب مدل VAR همواره بزرگتر از مقدار واقعی برآورد می‌شود و از این رو نمی‌توان در خصوص معنی‌داری ضرایب به درستی اظهار نظر نمود. اما با این وجود، هم در رژیم یک و هم در رژیم دو، شاخص توسعه بازارهای مالی دارای تاثیر معنی‌دار بر متغیر رشد اقتصادی است.



شکل ۱. پاسخ رشد اقتصادی به شوک‌های وارده شده به درآمدهای مالیاتی (به اندازه یک انحراف معیار) در رژیم‌های یک و دو

همانطور که نتایج نمودار (۱)، نشان می‌دهد، در هر دو رژیم، رشد اقتصادی به شوک وارد شده به متغیر درآمدهای مالیاتی به لحاظ آماری پاسخ معنی‌دار داده‌اند. در رژیم یک، پس از شوک مثبت وارد شده به متغیر مالیات، رشد اقتصادی، پاسخ مثبت به آن داده و این پاسخ تا دوره پنجم معنی‌دار بوده است. پس از دوره پنجم، اثر شوک از بین رفته و به سمت صفر میل کرده است. گرچه پس از دوره هشتم، متغیر رشد اقتصادی، پاسخ منفی به شوک نشان داده است، اما به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است؛ به عبارت دیگر، نمی‌توان گفت که پاسخ این متغیر مخالف صفر بوده است. بنابراین می‌توان عنوان نمود که در رژیم یک متغیر مالیات صرفاً تا دوره پنجم بر متغیر رشد اقتصادی اثرگذار بوده است و بعد از آن هیچ اثری بر این متغیر نداشته است. جهت اثرگذاری مالیات نیز در جهت مثبت بوده است. به عبارت دیگر، یک شوک مالیاتی در دوران رکود باعث افزایش سطح رشد می‌شود. در رژیم دوم نیز، پاسخ رشد اقتصادی به شوک درآمدهای مالیاتی در دوره‌های ابتدایی (تا دوره پنجم)، مثبت بوده است. البته صرفاً در دوره سوم و چهارم این اثر معنی‌دار بوده است. به عبارت دیگر، یک شوک مالیات، زمانی که بازار در رونق است، پس از سه دوره بر سطح ارزش‌ها در بازار تولید اثر معنی‌دار خواهد داشت. این اثر به سرعت پس از گذشت یک دوره (پس از دوره چهارم) به صفر میل خواهد کرد. نکته جالب توجه در خصوص رژیم دوم این است که طی دوره‌های هفتم تا نهم، شوک مالیات دارای اثر معنی‌دار منفی بر سطح رشد اقتصادی در دو گروه مورد مطالعه است.

آزمون علیت گرنجر

علیت گرنجری اصطلاحی از یک مفهوم خاص از علیت در تحلیل سری‌های زمانی است. متغیر X علت گرنجری Y است اگر Y به کمک وقفه‌های (سوابق)، هر دو متغیر X و Y نسبت به زمانی که تنها از وقفه‌های Y استفاده می‌شود، بهتر پیش‌بینی شود. جدول (۱۲)، نتایج آزمون علیت گرنجری VAR را نشان می‌دهد. چنانچه مشاهده می‌شود متغیرهای مدل یعنی بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی فرضیه صفر آزمون مبنی بر این که تکانه‌ها علت گرنجری یک طرفه‌ی متغیر وابسته (رشد اقتصادی) نیستند را رد می‌کنند.

جدول شماره ۱۲. نتایج آزمون علیت گرنجری

شاخص توسعه بازارهای مالی	درآمدهای مالیاتی	
۱۲۰٫۸	۵٫۳	شوک عرضه
۲۶۴٫۵	۵۰٫۷	شوک تقاضای کل
۱۵۴٫۵	۷٫۰۴	شوک تقاضا بازارهای مالی

۲,۶	۴۸,۴	شوکل شاخص موسسات مالی
.۷۷	۵۷,۵	شوکل مالیات
۶۳,۹	۶۱۷,۲	سایر شوکل‌های بازاری

منبع: یافته‌های تحقیق

تحلیل تجزیه واریانس ناشی از Panel-SVAR

برای کمی کردن سهم شوکهای نفتی، پولی و ارزی در شاخص توسعه بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی از روش خطای پیش بینی تجزیه واریانس استفاده می‌شود. با تجزیه واریانس خطای پیش-بینی، میتوان سهم هر متغیر را بر روی تغییرات متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه‌گیری نمود. جدول (۱۳)، نتایج خطای پیش‌بینی تجزیه واریانس در شاخص های توسعه بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی در دوره‌های پیش‌بینی یک‌ماهه (کوتاه مدت) و ۲۴ ماهه (بلندمدت) و یا سهم توضیح دهنده شوک‌های مختلف از پویاییهای شاخص های توسعه بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی در کشورهای جنوب شرق آسیا را گزارش می‌کند.

جدول شماره ۱۳. سهم توضیح دهنده شوکهای مختلف از تغییرات شاخص های توسعه

بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی

افق ۲۴ ماهه		افق یک ماهه		شوکل‌های مختلف
درآمدهای مالیاتی	شاخص توسعه بازارهای مالی	درآمدهای مالیاتی	شاخص توسعه بازارهای مالی	
۱	۹	.۲	۱	شوکل عرضه
۴	۳	۰	۱,۵	شوکل تقاضای کل
۱۲	۲۴	۱	۱۰	شوکل تقاضا بازارهای مالی
۲	۳	.۲	۲,۵	شوکل شاخص موسسات مالی
۲	۱	.۳	۱	شوکل مالیات
۷۹	۶۰	۹۸,۳	۸۴	سایر شوکل‌های بازاری
۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	مجموع

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به طور کلی شوکل بازارهای کلایی و تقاضای بازارهای مالی به ترتیب بیشترین قدرت توضیح - دهنده پویاییهای رشد اقتصادی را دارند؛ با این تفاوت که نقش شوکل بازارهای مالی طی زمان در

حال کاهش و توان توضیحی شوک تقاضای بازارهای مالی طی زمان رو به افزایش است. به تعبیری مقادیر با وقفه رشد اقتصادی، بهترین توضیح -دهنده تغییرات خود است. توان توضیحی شوک عرضه و تقاضای کل برای همه متغیرها طی زمان رو به افزایش است؛ به طوری شوک عرضه در افق دو ساله، سهم مهمی از تغییرات رشد اقتصادی به ویژه شاخص توسعه بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی را توضیح می‌دهد. همچنین سهم شوکهای مالیات و سایر شوک‌ها در تغییرات شاخص‌های توسعه بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی در کشورهای جنوب شرقی آسیا بیشتر است. این امر تا حدود زیادی به دلیل توسعه یافتگی بازارهای مالی و بورس و افزایش دسترسی فعالان این بازارها به داده‌ها و تحلیل‌های مالی در این کشورها است.

نتایج حاکی از اثر مثبت و معنادار شاخص‌های توسعه بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی در کشورهای جنوب شرق آسیا است. همچنین نتایج نشان می‌دهد بازارهای مالی در کشورهای جنوب شرق آسیا نه تنها اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشور نداشته‌اند در عین حال بازار پول اثر منفی نیز بر رشد اقتصادی داشته است و درآمدهای مالیاتی نیز اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورهای جنوب شرق آسیا داشته است.

نتیجه‌گیری

این مطالعه به بررسی تاثیر توسعه بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصاد در کشورهای جنوب شرقی آسیا پرداخته است. بدین منظور، با هدف درک بهتر پویایی‌های رشد اقتصادی، نخست پاسخ تغییرات رشد اقتصادی به شوک‌های عرضه و تقاضای کل برآورد گردید و نتیجه شد که عامل اصل تغییرات رشد اقتصادی، شوک تقاضای بازارهای مالی است. به طوری که تحلیل تجزیه واریانس، بیش از ۹۸ درصد رشد اقتصادی را به این شوک نسبت می‌دهد. نتایج حاصل از برآورد تغییرات شاخص‌های توسعه بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی نشان داد که تکان‌های تولید علاوه بر اثر مستقیم، به طور غیر مستقیم و از طریق شوک‌های تقاضای کل، مالیاتی و سایر شوک‌های بازار، شاخص‌های بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

نتایج حاصل از مدل تحقیق نشان از رابطه معنی‌داری بین شاخص‌های بازارهای مالی، درآمدهای مالیاتی، نیروی کار و سرمایه گذاری نیز در رشد اقتصادی مؤثر است که با افزایش شاخص‌های مذکور رشد اقتصادی در شرایط ثبات اقتصادی افزایش یافته و باعث افزایش امنیت، درآمد و کاهش فساد در هر کشور به ویژه در کشورهای مورد مطالعه می‌شود. بنابراین، در بررسی توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب رابطه مثبت پذیرفته می‌شود که این

یافته هم سو با نتیجه مطالعه شاهمرادی و همکاران (۱۳۹۹) است. همچنین رابطه منفی و معنی‌دار نرخ مالیات با رشد اقتصادی نیز نتیجه‌ای هم سو با نتیجه مطالعه نئوگ و کومار (۲۰۲۰) است. همچنین واکنش شاخص‌ها به شوک‌های مالیاتی، تقاضا کل و بازارهای کالایی به لحاظ جهت و شدت رابطه در کشورهای جنوب شرق آسیا به شکل معناداری مثبت است. بنابراین، سعی می‌توان نتیجه گرفت که شاخص‌های توسعه بازارهای مالی و درآمدهای مالیاتی در کوتاه مدت یک شاخص اساسی برای رشد اقتصادی محسوب می‌شود و با نرخ مالیاتی یا شوک مالیاتی رابطه معکوس دارد. به علاوه می‌توان این گونه تفسیر کرد که با افزایش تقاضای جهانی و رشد اقتصادی به تدریج تورم افزایش یافته و بانک‌های مرکزی سیاست‌های انقباضی را پیش گرفته و از جمله نرخ مالیات را افزایش می‌دهند که خود موجب کاهش سرمایه‌گذاری، تقاضا کل و در نتیجه کاهش تولید و جانشین اصلی آن می‌شود.

از مجموع مطالب ارائه شده می‌توان استنتاج نمود سکه علیرغم آنکه مطالعات تجربی ذکر شده نشان می‌دهند که توسعه بازارهای مالی و سیاست‌های مالیاتی دولت‌ها بر رشد اقتصادی مؤثر هستند و بسیاری از کشورهای تا بار مالیاتی را بر دوش بخش مولد بالا نبرند (مانند مالیات بر شرکتها، مالیات بر سود سرمایه و سود یا نقل و انتقال سهام) اما علت عدم ارتباط غیر معنادار آن را شاید بتوان با توجه به آمار و اطلاعاتی به بانک جهان گروه مشکلات موجود در ساختار اقتصاد کشورها، کیفیت نهادهای اقتصادی و مرتبط با آن دانست.

منابع

۱. امیری حسین و راحله حیدری. زمستان ۱۳۹۸. اثرات پویای نهادهای مالی بر رشد اقتصادی با تاکید بر بازار بیمه، شواهدی از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. دوره ۱۹. شماره ۷۵. صص ۱۴۷-۱۰۹.
۲. سحابی بهرام، محمد حسنی و امیر میرزایی، پاییز و زمستان ۱۳۹۰. بررسی تاثیر توسعه مالی بر سرمایه انسانی در ایران، آینده پژوهی مدیریت (پژوهش‌های مدیریت). ویژه‌نامه‌های شماره ۹۲ و ۹۳.
۳. شاهمرادی مسعود، عطاءالله محمدی ملقرنی و معیری، فرزاد. زمستان ۱۳۹۹. توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه در چارچوب حسابداری رشد، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۵۲، سال سیزدهم.
۴. صامتی مجید، وحید محمدی، هاجر مظفری شمسی و فریدون اسعدی. زمستان ۱۳۹۸. بررسی رابطه پویای ساختار مالیاتی و رشد اقتصادی در ایران با تأکید بر ناطمینانی. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران. دوره ۸. شماره ۳۲.
۵. علیزاده محمد و معصومه مطلبی. ۱۳۹۵. بررسی تاثیر مالیات بر ارزش افزوده بر اندازه دولت در اقتصاد ایران (با استفاده از آزمون کرانه‌ها). مدلسازی اقتصادسنجی. دوره ۲، شماره ۱ (پیاپی ۴)، صص ۱۵۶-۱۳۵.
۶. فرامرزی ایوب، مجید دشتیان فاروجی، نادر حکیمی پور، صادق علیپور و امیر جباری. ۱۳۹۴. بررسی رابطه مالیات و رشد اقتصادی، مطالعه موردی ایران و کشورهای عضو اوپک و سازمان همکاری‌های اقتصادی (OPEC) و (OECD). اقتصاد مالی. ۹(۳۲)، ۱۰۳-۱۲۲.
۷. فلیحی نعمت و ریحانه بخارایی. ۱۳۹۶. بررسی اثر عمق مالی بر رشد اقتصادی در ایران. فصلنامه اقتصاد مالی بر رشد اقتصادی. دوره ۱۱، شماره ۳۸، شماره پیاپی ۳۸، بهار ۹۶، صص ۶۳-۸۰.
8. Cloyne, James, Postel-Vinay, Natacha, Dimsdale, Nicholas. May 2018. Taxes and Growth: New Narrative Evidence from Interwar Britain. NBER Working Paper No. 24659.

9. Colletaz, G. and C. Hurlin. Threshold Effects of the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach. Working Paper, LEO, University of Orleans.
10. Gonzalez, A. and T. Terasvirta, and D. Van Dijk. 2006. Panel Smooth Transition Regression Models”, SEE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, No. 604. 2005.
11. Levine, R., 1997. Financial development and economic growth: Views and agenda. *Journal of Economic Literature*, 35, 688-726.
12. Lee, J., & Xu, J. (2019). “Tax uncertainty and business activity”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 103, 158-184. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2018.09.013>
13. Lucas, Robert. On the mechanics of economic development. 1988. *Journal of Monetary Economics*, 1988, vol. 22, issue 1, 3-42.
14. Makian Seyed Nezameddin, Mojtaba Rostami and Aboltaleb Kazemi. 2019. Investigating the Impact of Tax Revenues (Tax Expenditures) on Iran's Economic Growth. *Tax Journal*. Volume 27. Number 41 (89) ; Page(s) 51 To 72.
15. Matei, Iuliana. 2020. Is financial development good for economic growth? Empirical insights from emerging European countries, *Quantitative Finance and Economics*, Volume 4, Issue 4: 653-678.
16. Nazila Alinaghi & W. Robert Reed. 2021. Taxes and Economic Growth in OECD Countries: A Meta-analysis. *Public Finance Review* 49(10), 3-40.
17. Neog, Yadawananda, Kumar Gaur, Achal. 2020. Tax structure and economic growth: a study of selected Indian states, *Journal of Economic Structures* volume 9, Article number: 38.
18. Nguyen, Anh D. M., Luisanna Onnis, and Raffaele Rossi. 2021. The Macroeconomic Effects of Income and Consumption Tax Changes." *American Economic Journal: Economic Policy*, 13 (2): 439-66.
19. Owen Zidar. 2019. Tax Cuts for whom? Heterogenous Effects of Income Tax Changes on Growth and Employment,” *Journal of Political Economy* 127(3), 1437-72.
20. Patrick, H.T. 1966. Financial development and economic growth in underdeveloped countries. *Economic Development and Cultural Change*, v (34): 174-189.
21. Robinson, J. 1952. *The rate of interest and other essays*, London: Macmillan.