فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۶ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۵۹)/ تابستان ۱۴۰۱
صفحه ۲۰۱ تا ۲۱۹
(مقاله علمی)
10.30495/fed.2022.1931412.2553

بررسی تأثیر غیرخطی شاخص سهام بر توسعه بخش صنعت در کشورهای اسلامی رهیافت رگرسیون انتقال ملایم تابلویی(PSTR)

محمد باقری[۱]
احمد نقی‌لو[۲] ✉
محمد دالمن پور[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۱/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۳/۲۸

چکیده

هدف اصلی این پژوهشتأثیر غیرخطی شاخص سهام بر توسعه بخش صنعت در کشورهای اسلامی می‌باشد،این مطالعه از حیث هدف کاربردی و از نظر جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات توصیفی از نوع علی می‌باشد.روش‌شناسی از نوع پس رویدادی است. در این تحقیق تلاش شد؛ تا با تبیین تئوریک و طراحی یک مدل بررسی تأثیر غیرخطی شاخص سهام بر توسعه بخش صنعت در کشورهای اسلامی با تأکید بر شاخص‌های مختلف توسعه مالی: رهیافت رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR) بررسی شد.قلمرو مکانی تحقیقکشورهای عضوکنفرانس اسلامی(آلبانی، الجزیره، آذربایجان، افغانستان، ایران، اندونزی، بنگلادش،پاکستان، تاجیکستان، ترکیه، تونس، چاد، سنگال،سیرالئون، سودان، صحرای آفریقای جنوبی، عراق، عمان، گامبیا، قطر، مالزی، مالی، مراکش، مصرونیجریه) وقلمرو زمانی تحقیق در بازه ۲۰۰۵ الی ۲۰۱۹ می‌باشد.با استفاده ازنرم افزار متلب از طریق رهیافت رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR) به تجزیه و تحلیل داده‌ها پرداخته شد نتایج تجزیه و تحلیل ها بیانگر این است رابطه غیر خطی بین شاخص سهام بر توسعه بخش صنعت در کشورهای اسلامی وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: شاخص سهام ، توسعه بخش صنعت ، رهیافت رگرسیون انتقال ملایم تابلویی، در کشورهای اسلامی.

طبقه بندی JEL: O5, O47, L16, G15

۱- گروه اقتصاد، واحد زنجان دانشگاه آزاد اسلامی، زنجان، ایران Mo.bagheri1354@gmail.com .
۲- گروه اقتصاد، واحد زنجان دانشگاه آزاد اسلامی ، زنجان، ایران. (نویسنده مسئول).my_talk@hotmail.com
۳- گروه اقتصاد، واحد زنجان دانشگاه آزاد اسلامی ، زنجان، ایران. m.dalmanpor@ gmail.com.

۱- مقدمه

امروزه، کشورها با نظام‌های سیاسی متفاوت، ضرورت تقویت بازار بورس را از اهداف اصلی خود به‌شمار می‌آورند؛ زیرا بورس اوراق بهادار، علاوه بر تجهیز و هدایت منابع، به‌عنوانیک‌نهاد مالی نقش تعیین کننده‌ای در تأمین منابع مالی بنگاه‌های اقتصادی دارد. از طرفی در اکثر کشورها، بیشترین مقدار سرمایه از طریق بازارهای بورس مبادله می‌شود. به‌علاوه بازار بورس یک ابزار سرمایه‌گذاری در دسترس، هم برای سرمایه‌گذاران کلان و هم برای عموم مردم است. هرچند سیستم بانکی در بسیاری از کشورها، یکی از مهم‌ترین منابع برای سرمایه گذاری‌های کلان ا ست، اما نمی‌تواندبه‌تنهایی منابع لازم جهت ر شد و تو سعه اقتصادی ک شور را فراهم آورد. .در صورتی‌که بازار بورس اوراق بهادار، پذیرای سرمایه‌گذاران مختلف، با انگیزه‌ها و درجه‌هایریسک‌پذیری متفاوت ا ست و اگر این بازارها طوری عمل کنند که منابع به‌طور بهینه تخصیص یابد، بازار کارا می‌شود(نمازی ،۱۳۸۲).

بی شتر محققین معتقدند که بازارهای مالی از روندی غیرخطی پیروی می‌کنند(تومائیدیس[1]،۲۰۰۷). بنابراین ممکن ا ست از طریق پیش‌بینی‌های خطی، نتایج منا سبی برای برر سی م سیر آینده متغیرهای مالی، حا صل ن شود. از مهم‌ترینمدل‌های غیرخطی که در سال‌های اخیر در بازارهای مالی ب سیار مورد ا ستفاده قرار گرفته و به نتایج مطلوبی نیز دست یافته است، طی چند دهه گذشته تعمیق یا توسعه مالی از شروط لازم رشد و تو سعه اقت صادی ک شورها در نظر گرفته شده ا ست، به‌طوری که ک شورهایی که در این بخش دارای عمق کمتری هستند، به‌ناچار منابع مالی در آن‌هابه صورت مطلوب بین نیازها تخصیص داده نخواهد شد و زمانی که به ابزارهای تأمین مالی منا سبد ست نمییابند، منابع کافی جمع آوری نمی شود (اخباری، ۱۳۸۵). در واقع، در خصوص تعمیق مالی دو دیدگاه مطرح است: دیدگاه اول به عنوان دیدگاه طرف تقاضا مشهور است حامیان این دیدگاه رابینسون[2] (۱۹۵۲) و فریدمن و شوارتز[3] (۱۹۶۳) معتقدند که ر شد اقتصادی ا ست که منجر به تعمیق مالی می شود. اما دیدگاه دوم، یعنی دیدگاه طرف عرضه، معتقد است که توسعه مالییکی از عوامل مهم و تعیین کننده رشد اقتصادی است. گلداسمیت[4](۱۹۶۹)، مکینون[5] (۱۹۷۳) به نقل از شهبازی و سعید پور، ۱۳۹۲) جزو اولین ک سانی ه ستند که با ا شاره به عملکرد وا سطه های مالی از طریق افزایش پس انداز و، در نتیجه، ر شد سرمایه گذاری معتقدند که توسعه مالی منجر به افزایش رشد اقتصادی خواهد شد.درخصوص رابطه غیر خطی توسعه مالی و رشد اقتصادی مطالعات وسیعی صورت گرفته است که در دو دسته جای می گیرند. دسته اول از مطالعات اذعان می دارند که توسعه مالی عامل ایجاد رابطه غیر خطی است که اقتصاددانانی همچون بر تیلیمی و وارو دا کیسه[6] (۱۹۹۶)، اگین و همکاران[7](۲۰۰۵) و دیدا و فاتو[8] (۲۰۰۸) در این گروه جای می گیرند. دسته دوم از مطالعات شاخص های تو سعه اقت صادی مانند سطح در آمد، نرخ توروم و ... را عامل ایجاد رابطه غیر

[1]Thomaidis
[2]Robinson
[3]Friedman and Schwartz
[4]Goldsmith
[5]McKinnon
[6]Barthelmy and varoudakis
[7]Aghion et. al
[8]. Deidda and Fattouh

خطی می دانند. از جمله دیدا و فاتو (۲۰۰۲)، گایتان و رانشر[1](۲۰۰۴)، جوید[2](۲۰۱۰) جزء اقتصاددانانی هستند که در مطالعات تجربی خود به نتیجه مذکور دست یافته اند. طی سال‌های اخیر علیرغم تلاش‌های به عمل آمده جهت تسهیل امر سرمایه‌گذاری در بخش صنعت مشکلات و تنگناهایی وجود داشته است که مانع رسیدن به اهداف موردنظر برای رشد و توسعه صنعتی کشور بوده است. مشکلاتی مانند اقتصادی نبودن سرمایه‌گذاری‌های صنعتی، عدم شناخت درست از پتانسیل‌های صادراتی، عدم استفاده کامل از ظرفیت‌های تولیدی، عملکرد ضعیف بازار سرمایه برای جذب منابع مالی خارجی، عدم‌حمایت صحیح بانک‌ها از سرمایه‌گذاران و ... نشان می‌دهد که ضعف بازارهای مالی نیز می‌تواند سرمایه‌گذاری صنعتی را به‌طور قابل توجهی تحت تاثیر قرار دهد. از اینرو در این مقاله به درصد بررسی تأثیر غیرخطی شاخص سهام بر توسعه بخش صنعت در کشورهای اسلامی رهیافت رگرسیون انتقال ملایم تابلویی است. تا نتایج آن بتواند در پیشبرد رشد ارزش‌افزوده بخش صنعت و در نهایت رشد اقتصادی مؤثر باشد. درصد پاسخ به این سوال است، آیا بین شاخص سهام و توسعه بخش صنعت در کشورهای اسلامی رابطه بصورت غیر خطی وجود دارد؟ برای نیل به پاسخ‌گویی به سوال در ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است:در بخش دوم مرور ادبیات، دربخش سوم روش‌شناسی و در بخش چهارم برآورد مدل و تحلیل یافته‌ها و بخش پنجم نتیجه‌گیری می‌باشد.

۲- پیشینه تحقیق

دیالو[3] (۲۰۱۸) بابیان اینکه در زمان بحران‌های مالی بی‌ثباتی‌های مالی افزایش می‌یابد با استفاده از روش تجزیه‌وتحلیل پوششی داده(DEA)به بررسی تأثیربهره‌وری سیستم بانکی بر ارزش‌افزوده بخش صنعت در ۳۸ کشور پرداخت. نتایج این پژوهش نشان داد که افزایش بازده و بهره‌وریبانک‌هامحدودیت‌های اعتباری را کاهش داده و نرخ رشد صنایع وابسته به تسهیلات بانکی را در طی بحران‌های مالی افزایش می‌دهد.

دیو[4](۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی تأثیر سوخت، مقدار ورودی، نیروی کار و تولید (خروجی بخش صنعت) بر ارزش‌افزوده بخش صنعت جاوا مرکزی طی سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۵ پرداخت. نتایج مدل‌های رگرسیون چندگانه خطی نشان داد که مقدار ورودی و نیروی کار ارزش‌افزوده بخش صنعت را تحت تأثیر قرار می‌دهد ولی سوخت و تولید تأثیری بر ارزش‌افزوده بخش صنعت ندارد.

هی و همکاران[5](۲۰۱۶)، به بررسی نقش شاخص‌های توسعه مالی بر بخش صنعتی در ۳۰ شرکت چینی طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۸ پرداختند. نتایج مطالعات نشان داد که صنایع به‌شدت وابسته نیازمند دسترسی به تأمین مالی خارجی هستند و بخش‌های استاندارد مالی مانند بانکداری و بازار سرمایه نقش نسبتاً جزئی در تأمین مالی صنایع دارند. به نظر می‌رسدکانال‌هایتأمین مالی جایگزین و سرمایه گذاری مستقیم عوامل تعیین کننده

[1]Gaytan and Ranciere
[2]Jude
[3] Diallo
[4] Dev
[5] He et.al

مهم بر رشد صنعتی هستند. علاوه بر این، به نظر می‌رسد محیط‌های خوب مؤثر باعث تقویت اثرات مثبت بخش های مالی بر روی بخش های صنعتی می‌شوند. رشد سریع بخش خصوصی چین به دلیل در اختیار داشتن کانال های تأمین مالی جایگزین و سرمایه گذاری مستقیم خارجی است. با اینکه بخش‌های استاندارد اقتصادی مانند بازارهای اعتباری و سرمایه از گسترش سریع برخوردار شده اند، سیاستهای سرکوب گرانه مالی چین و مداخله دولت اطمینان حاصل می کنند که این بخش های مالی به هنگام تعیین تخصص صنعتی در حاشیه باقی می مانند.

سون و یتکینر[1](۲۰۱۶) در تحقیقی به بررسی تأثیر شاخص توسعه بازار سهام بر تولید سرانه واقعی ۴۵ کشور با درآمد بالا و ۷۷ کشور با درآمد متوسط طی دوره ۱۹۹۱-۲۰۱۱ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد: الف) در کشورهای با درآمد متوسط، با افزایش یک واحد در شاخص توسعه بازار سهام، لگاریتم تولید سرانه واقعی به‌اندازه ۰/۰۴۷ واحد افزایش می‌یابد. ب) در کشورهای با درآمد بالا، با افزایش یک واحد در شاخص توسعه بازار سهام، لگاریتم تولید سرانه واقعی به‌اندازه ۰/۰۶۴ واحد افزایش می‌یابد. ج) در کشورهای با درآمد متوسط و با درآمد بالا، با افزایش یک واحد در نسبت گردش معاملات سهام، لگاریتم تولید سرانه واقعی به‌اندازه ۰/۰۴۲ واحد افزایش می‌یابد. در این مطالعه شاخص توسعه بازار سهام از ترکیب سه شاخص: ۱)نسبت ارزش بازاری شرکت‌ها به2GDP)نسبت ارزش معاملات سهام به GDP و ۳) نسبت گردش معاملات به دست آمد.

پاگانو و پیکا[2](۲۰۱۱)به چگونگی تأثیر توسعه مالی بر اشتغال، سطح دستمزد و نیز باز توزیع اشتغال در صنایع مختلف پرداخته است. در بخش نظری این مطالعه، نحوه اثرگذاری توسعه مالی بر موارد یادشده مدل سازی شده است. از داده های مقطعی کشورها (شامل داده های سطوح صنایع) از سال ۱۹۷۰ الی ۲۰۰۳ در این تحقیق استفاده شده است. یکی از مهمترین نتایج بدست آمده، این است که توسعه مالی سبب افزایش اشتغال و دستمزدها میشود و اثر آن در سطوح بالای توسعه مالی دستمزد تعادلی، کمتر خواهد بود. همچنین گفته شده است که تأثیر توسعه مالی روی اشتغال بیشتر خواهد بود، هنگامیکه کشش دستمزد عرضه نیروی کار بیشتر است. همچنین با توفیق توسعه مالی، پاسخ اشتغال در اقتصادهای با سطح دستمزد پایین تر، بیشتر و با بهبود بیشتر توسعه مالی، کمتر خواهد بود.

رویوجا و والو[3](۲۰۰۴) به بررسی اثر توسعه مالی بر منابع رشد اقتصادی در ۷۴ کشور صنعتی و در حال توسعه برای سالهای ۱۹۹۵-۱۹۶۱ میپردازند. در این پژوهش کشورهای مورد بررسی را به سه گروه کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پایین تقسیم بندی میکند و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه را تابعی از نرخ رشد موجودی سرمایه فیزیکی سرانه، نرخ رشد بهره وری (نرخ رشد پسماند تابع تولید پس از احتساب رشد نیروی کار و سرمایه) و نسبت اعتبارات خصوصی به تولید ناخالص داخلی، نسبت دارایی بانکهای تجاری به دارایی بانک مرکزی و نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی در نظر می گیرند. نتایج این پژوهش نشان

[1] Seven and Yetkiner
[2] Pagano & Pica
[3] Rioja & valev

می‌دهد که اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای صنعتی از طریق رشد بهره وری و در کشورهای کمترتوسعه یافته از طریق رشد انباشت سرمایه صورت میگیرد.

حکمتی و همکاران(۱۳۹۷) نقش عوامل موثر بر ارزش‌افزوده بخش صنعت را با تأکید بر اثر تسهیلات اعطایی طی سال‌های ۱۳۵۸ الی ۱۳۹۵ و با روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی بررسی میکند. نتایج حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار تکانه‌های مثبت تسهیلات اعطایی بانک صنعت و معدن به بخش صنعت، تولیدناخالص داخلی و هدفمندی یارانه‌ها بر ارزش‌افزوده بخش صنعت می‌باشد. در مقابل تکانه‌های منفی تسهیلات اعطایی بانک صنعت و معدن به بخش صنعت، نرخ ارز حقیقی و کل انرژی مصرفی در بخش صنعت تأثیر منفی بر ارزش‌افزوده بخش صنعت دارد.

اژدری و همکاران (۱۳۹۶) عوامل مؤثر بر ارزش‌افزوده بخش صنعت ایران را مورد بررسی قرار دادند.به این منظور از الگوی همجمعی یوهانسن جوسلیوس بهره گرفته شده است. دامنه داده‌های مورد استفاده سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۳ است. براساستایجبرآوردمدل،افزایشیکدرصدیدرسرمایه‌گذاریباضریب ۰/۲۷، درآمدهای نفتی با ضریب ۰/۱۴، نرخ ارزحقیقی باضریب ۰/۱۳ و کالاهای سرمایه‌ای وارداتی به‌عنوان منبع واردات فناوری با ضریب حدود ۰/۱۲ بر ارزش افزوده بخش صنعت تأثیرگذارند. روند رشد بالقوه بخش صنعت و معدن که نشانگر ظرفیت‌های این بخش است، از سال‌های ابتدایی میانی دهه ۱۳۸۰ رو به کاهش بوده است. کاهش سرمایه‌گذاری در بخش صنعت و معدن، کاهش درآمدهای نفتی، ترکیبی از سیاست‌های نامناسب ارزی، تحریم‌های اقتصادی و کاهش دسترسی به ماشین‌آلات و تجهیزات به‌روز از طریق بازارهای بین‌المللی سبب شد تا در نهایت توان بالقوه و رشد صنعتی در ایران کاهش یابد.

۳- روش تحقیق

روش تحقیق حاضر بر اساس اهداف تحقیق از نوع کاربردی می‌باشد تحقیقات کاربردی تحقیقاتی هستند که نظریه‌ها و فنونی که در تحقیقات پایه تدوین می شوند را برای حل مسائل واقعی به کار می‌گیرد. این تحقیق درصددبررسی تأثیر غیرخطی شاخص سهام بر توسعه بخش صنعت در کشورهای اسلامی رهیافت رگرسیون انتقال ملایم تابلویی(PSTR)می‌باشد به عبارتیمطالعه از حیث هدف کاربردی و از نظر جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات توصیفی از نوع علی می‌باشد.روش شناسی از نوع پس رویدادی است. در این تحقیق تلاش می‌شود؛ تا با تبیین تئوریک و طراحی یک مدل و با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی به بررسی تأثیر غیرخطی شاخص توسعه مالی بر توسعه بخش صنعت در کشورهای اسلامی با تأکید بر شاخص‌های مختلف توسعه مالی: رهیافت رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR) پرداخته می شود به‌گونه‌ای که تأثیر تجربی این ارتباط مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌گیرد.

مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای تابلوییPTR نمونه اولیه از طیف مدل‌های رگرسیونی مبتنی‌بر داده‌های تابلویی هستند که به‌وسیله هنسن[1](۱۹۹۹) ارایه شدند. در این مدل‌ها ضرایب رگرسیونی می‌توانند در طول

[1] Hansen

زمان و برای واحدهای مقطعی تغییر یابند و م شاهدات تابلویی در این مدلها با توجه به متغیر آ ستانه‌ای که کمتر یا بیشتر از مقدار آستانه‌ای تعیین شده باشند به چند گروه یا رژیم همگن تقسیم می‌شوند. البته در این مدل‌ها مشاهدات بسیار نزدیک به مقدار آستانه‌ای وجود دارند که به لحاظ اختلافات ناچیز در دو گروه متفاوت قرار گرفته‌اند و ازاین‌رو، نحوه تأثیرگذاری آن‌ها با یک جهش شدید مواجه است (چیو و همکاران[1]،۲۰۱۱). برای فایق آمدن بر این م شکل، فوک و همکاران[2](۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران[3](۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین[4](۲۰۰۶) مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی(PSTR)را ارایه کردند.

مدل رگر سیون انتقال ملایم تابلویی، مدل اثرات ثابت با رگر سیون برونزا ا ست.این مدل را می‌توان به دو طریق تفسیر کرد. اول، می‌توان به‌عنوان یک مدل تابلوییخطی ناهمگن با ضرایبی که متفاوت از مقاطع در طول زمان ا ست، در نظر گرفت.ناهمگنی در ضرایب رگر سیون را با فرض اینکه این ضرایب توابعی پیو سته از متغیر قابلمشاهده از طریق تابع محدود شده از این متغیر می‌باشد که درواقع، تابع انتقال نامیده می‌شود و معمولاً بین دو محدوده از نظام‌های افراطی نو سان دارد. ضرایب این رگر سیون برای هر یک از مقاطع در طول زمان تغییر می‌کند. تف سیر دوم مدل رگر سیون انتقال ملایم تابلویی به‌طور ساده، می‌تولند به‌عنوان یک مدل همگن غیرخطی در نظر گرفته شود. درنهایت، می‌توان گفت که تک معادله مدل انتقال ملایم دارند باSTRمفهوم م شترکی دارند (گونزالز و همکاران[5]،۲۰۰۵) یک مدل رگر سیون انتقال ملایم تابلویی با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال را به‌صورت زیر تصریح می‌نمایند:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{it} g(q_{it}, \Upsilon, c) + u_{it} \quad (۳\text{-}۱)$$

i= 1,2,…N t=1,2,…T

در فرمول بالا، i نشان‌دهنده مقطع، t نشان‌دهنده زمان، y_{it} متغیر وابسته و به‌صورت اسکالر، x_{it} برداری k بعدی از متغیرهای برونزا، μ_i ن شان‌دهنده اثرات ثابت مقاطع و u_{it}نیز جزء خطا ا ست. تابع انتقال$g(q_{it},\gamma,c)$نیز یک تابع پیو سته وکران‌دار بین صفر و یک بوده که تو سط مقدار متغیر آ ستانه‌ای تعیین می شود که به صورت لجستیکی زیر است:

$$g(q_{it},\gamma,c) = \left[\frac{1}{1+\exp\left(-\gamma\prod_{j=1}^{m} q_{it}-c_j\right)}\right], \gamma > 0, c_1 \le c_2 \le c_3 \le \cdots \le c_m \quad (۳\text{-}۲)$$

همچنین برای تابع انتقال داریم:

$$g(q_{it},\gamma,c) = \begin{cases} 1 & if \quad q_{it} \ge c \\ 0 & otherwis \end{cases} \quad (۳\text{-}۳)$$

[1] Chiou et al
[2] Fok et al
[3] González et al
[4] Colletaz and Hurlin
[5] Gonzalez et al

در این تابع، γ پارامتر شیب تابع انتقال و بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم بهرژیم دیگر است و q_{it} متغیر انتقال یا آستانه‌ای می‌باشد که بر اساس مطالعه‌هکولیتاز و هاورلین، می‌تواند از بین متغیرهای توضیحی، وقفه متغیر وابسته، یا هر متغیر دیگر خارج از مدل که از حیث مبانی تئوریکی در ارتباط با مدل مورد مطالعه بوده و عامل ایجاد رابطه غیرخطی باشد، انتخاب گردد. همینطور $c = (c_1, \dots, c_2)$ یک بردار از پارامترهای حد آستانه‌ای یا مکان‌های وقوع تغییررژیم (پارامترهای وضعیت) است. اگر $j = 1$ دراین صورت، مدل را رگرسیونانتقال یکنواخت نمایی و اگر $j = 2$ باشد، مدل را رگرسیون انتقال یکنواختلجستیک می‌نامند.

در این تحقیق به پیروی از مقاله نیر-ریچرت[1] با استفاده از مدل رشد درون‌زا به بررسی رابطه شاخص توسعه مالی و توسعه بخش صنعت پرداخته شده است.علت این امر که تأثیر شاخص توسعه مالی در توسعه بخش صنعت در یک مدل رشد درون‌زا بررسی می‌گردد، آن است که آزمون علّیت معکوس بین شاخص توسعه مالی و توسعه بخش صنعت انجام نگیرد؛ چراکه انتظار می‌رود توسعه بخش صنعت ، سطوح شاخص‌های نهادی (شاخص توسعه مالی)را متأثر نماید؛ به‌طوریکه این امر، حتی به یک مسئله تجربی میان محافل اقتصادی نیز تبدیلشده است.

روش ساختن مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی شامل مشخصات، تخمین و سطح‌های تحول می‌باشد. مشخصات شامل آزمون همگنی و همچنین متغیر انتقال می‌باشد. اگر آزمون همگنی رد شود، آنگاه از روش حداقل مربعات غیرخطی برایتخمین پارامترهای استفاده می شود. در این مرحله از آزمون، فرض H_0 نشان‌دهنده ثبات پارامترها، عدم ناهمگنی و عدم خودهمبستگی در جملات خطا باشد و درنهایت، یکی از رژیم‌های مدل با دادهای تابلویی باید انتخاب شود

جامعه آماری مورد مطالعه‌این پژوهش شامل کشورهای عضو کنفرانس اسلامی می‌باشد. چون انجام هر تحقیق عملی مستلزم صرف زمان و هزینه است، به این دلیل که امکان بررسی کامل جمعیت (جامعه) به‌صورت سرشماری وجود ندارد، لذا پژوهش‌گران با توجه به چنین واقعیتی در صددبرمی‌آیند که از طریق نمونه‌گیری، اطلاعات احتمالی را با استفاده از تحلیل داده‌های به‌دست‌آمده پیرامون نمونه به دست آورند و درنهایت از طریق تعمیم، این اطلاعات را به جامعه اصلی منتسب نمایند. بنابر این حجم نمونه بصورت غیر تصادفی و بر اساس دسترس بودن اطلاعات کشورهای اسلامی انتخاب شده‌اند عبارت‌اند از؛آلبانی، الجزیره، آذربایجان، افغانستان، ایران، اندونزی، بنگلادش،پاکستان، تاجیکستان، ترکیه، تونس، چاد، سنگال،سیرالئون، سودان، صحرای آفریقای جنوبی، عراق، عمان، گامبیا، قطر، مالزی، مالی، مراکش، موریتانی‌جریه است.برای جمع‌آوری آمار و اطلاعات کمی مورد نیاز نیز، از جداول آماری و بانک‌های اطلاعاتی جهانی از سایت بانک جهانی و صندوق بین المللی پول استفاده شده است.

[1]Nair-Reichert

الگوی مورد استفاده در تحقیق حاضر بر اساس مبانی نظری و مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در خصوص موضوع مورد بررسی و با الهام از مطالعه ریوجا و والوو (۲۰۰۳) و گریگوریو و گوتی[1](۱۹۹۳) به شرح ذیل تعریف می‌شود:

$LVlind_{i,t}=F(FDI_{i,t}, INF_{i,t}, GGDP_{i,t}, Labind_{i,t})$(۳-۴)

در حالت کلی از مدل رگرسیون انتقالملایم تابلویی در معادله (۵-۳) تصریح می‌گردد:

$$LVlind = \mu_i + \alpha_1 FDI_{it} + \alpha_2 INF_{it} + \alpha_3 GGDP_{it} + \alpha_4 \text{Labind}_{it} + \sum_{j=1}^{r}(\beta_1 FDI_{it} + \beta_2 INF_{it} + \beta_3 GGDP_{it} + \beta_4 \text{Labind}_{it})$$(۳-۵)

$LVlind_{i,t}$: لگاریتم ارزش‌افزوده بخش صنعت در کشور i و در سال t.

$FDI_{i,t}$:در این پژوهش برای اندازه‌گیری توسعه‌مالی از نسبت شاخص قیمت سهام به تولید ناخالص داخلی در کشورهای عضو کنفرانس استفاده شده است.

$$FDI2_{i,t} = \frac{\text{شاخص قیمت سهام}}{\text{تولید ناخالص داخلی}}$$

$INF_{i,t}$:نرخ تورم کشور i در سال t؛

$$INF_{i,t} = \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}}$$

CPI_t: شاخص قیمت در دوره t

CPI_{t-1}: شاخص قیمت در دوره t -۱

$GGDP_{i,t}$:رشد اقتصادی کشور i در سال t؛

$$GGDP_{i,t} = \frac{GDP_t - GDP_{t-1}}{GDP_{t-1}}$$

$Labind_{i,t}$:تعداد شاغلان در بخش صنعت کشور i در سال t.

بازه زمانی داده‌ها طی دوره زمانی ۲۰۰۵ الی ۲۰۱۹ می‌باشد وداده‌ها بر اساس سال پایه۲۰۰۵ گردآوری شده است.

۴- تجزیه و تحلیل

در این مطالعه برای جمع‌آوری آمار و اطلاعات کمی مورد نیاز نیز، از جداول آماری و بانک‌های اطلاعاتی جهانی و صندوق بین المللی پول استفاده شده است. و برای تجزیه‌وتحلیل از طریق نرم‌افزارEviews۱۰ و مطلب(Matlab)انجام گرفت به شرح ذیل می‌باشد:

[1] De Gregorio &E.Guidotti

۴-۱- آزمون ایستایی متغیرهای تحقیق

در این پژوهش ایستایی متغیرها با استفاده از مجموع آزمون(لوین، لین و چو[1]، ایم، پسران وشین[2]، دیکی فولر[3] و فیشر[4]) مورد بررسی قرار گرفت که به شرح جدول(۴-۲) می‌باشد.

$$\begin{cases} H_0 & \text{اگر } Prob \leq 0.05 \quad \text{(مانا)ایستا} \\ H_1 & \text{اگر } Prob \geq 0.05 \quad \text{(مانا نا)نایستا} \end{cases} \quad (۱-۴)$$

جدول(۱-۴): بررسی مانایی(ایستایی)متغیرهای تحقیق

نام متغیر	نوع آزمون	آماره t	سطح معنی داری	نتایج
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	لوین، لین و چو	-۵/۴۰۹	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
	ایم، پسران وشین	-۴/۵۶۷	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
	دیکی فولر	۱۰۵/۷۷۲	۰/۰۰۰۱	مانا در سطح صفر
	فیشر	۲۲۴/۰۲۷	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
نرخ تورم	لوین، لین و چو	-۱۲/۲۱۰	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
	ایم، پسران وشین	-۵/۷۸۱	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
	دیکی فولر	۱۱۹/۰۷۶	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
	فیشر	۱۳۱/۴۷۷	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
درصد شاغلان در بخش صنعت	لوین، لین و چو	-۵/۲۷۸	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
	ایم، پسران وشین	-۲/۷۱۳	۰/۰۰۳۳	مانا در سطح صفر
	دیکی فولر	۸۳/۵۷۷	۰/۰۰۶۰	مانا در سطح صفر
	فیشر	۱۱۷/۵۰۷	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
لگاریتم ارزش افزده در بخش صنعت	لوین، لین و چو	-۲/۴۱۱	۰/۰۰۷۹	مانا در سطح صفر
	ایم، پسران وشین	-۲/۱۲۴	۰/۰۱۶۸	مانا در سطح صفر
	دیکی فولر	۷۹/۸۰۶	۰/۰۱۲۸	مانا در سطح صفر
	فیشر	۱۱۷/۴۵۸	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
نسبت اعتبارات به تولید ناخالص داخلی	لوین، لین و چو	۱/۱e+۰۸	۱/۰۰۰	نامانا در سطح صفر
	ایم، پسران وشین	-۴/۳۷۹۴	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
	دیکی فولر	۱۱۸/۶۱۸	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر
	فیشر	۲۱۰/۱۱۵	۰/۰۰۰	مانا در سطح صفر

منبع: یافته‌های پژوهشگر

[1] Levin, Lin and Chu
[2] Im, Pesaran and Shin
[3] Dickey Fuller
[4] Fisher

جدول(۴-۱) نشان می‌دهد، با استفاده از مجموع آزمون(لوین، لین و چو، ایم، پسران و شین، دیکی فولر و فیشر) ایستایی یا مانایی متغیره‌های تحقیق بررسی شد. جدول(۴-۲) سطح خطا (Prob)برای متغیرهای پژوهش؛ لگاریتم تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، درصد شاغلان در بخش صنعت، لگاریتم ارزش افزده در بخش صنعت، نسبت اعتبارات به تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد کمتر از ۰.۰۵ می باشد، بنابراین فرض صفر H_1 این آزمون مبنی بر وجود ناایستایی متغیرهای تحقیق رد می‌شود و پسفرض H_0 آزمون ایستا بودن متغیرها در سطح صفر مورد قبول واقع می‌شود.نتیجه گرفته می‌شود متغیرهای پژوهش لگاریتم تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، درصد شاغلان در بخش صنعت، لگاریتم ارزش افزده در بخش صنعت، نسبت اعتبارات به تولید ناخالص داخلی،نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی در سطح I_0 ایستا می‌باشند.

۴-۲- برآورد مدل

۴-۲-۱-آزمون هم‌خطی و غیر خطی

در بخش روش‌شناسی، ابتدا فرضیه صفر خطی بودن در مقابلفرضیه وجود الگویPSTRبا در نظر گرفتننسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی بهعنوان متغیر انتقال آزمون شده ونتایج آن در جدول (۴-۲)آمده است.

جدول(۴-۲) آزمون وجود رابطه غیرخطی

حالت وجود یک حد آستانه‌ای(m=۲)			حالت وجود یک حد آستانه‌ای(m=۱)		
LR	LM_F	LM_W	LR	LM_F	LM_W
۲۱۸/۴۳۲	۳۳/۰۶۳	۱۶۸/۸۳۱	۱۵۷/۱۵۶	۴۴/۳۲۷	۱۳۰/۲۵۴
Pvalue			Pvalue		
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
H_0 r = 0 H_1 r = 1			H_0 r = 0 H_1 r = 1		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس نتایج جدول(۴-۲)، تمامی آماره های ضریب لاگرانژ والد(LM_W)، ضریب لاگرانژ فیشر(LM_F) و نسبت درست نمایی(LR) برایبک و دو حدآستانه‌ای برای m=۲,m=۱ نشان می‌دهند که رابطه بین متغیرهای مورد مطالعه از یک مدل غیرخطی تبعیت می‌کند.به عبارتی، تمامی آماره‌های ضرایب، برایm=۲,m=۱ یک و دو حد آستانه‌ای، وجود الگوی رگرسیون انتقال ملایم تابلویی را در سطح معناداری(α)۵ درصد تأیید می‌کنند. همچنین مقدار عددی این آماره‌ها، حاکی از رد فرضیه رابطه غیرخطی باقیمانده‌ها است که بر کافی بودن یک تابع انتقال برای تعیین رابطه غیرخطی متغیرها (r=1)دلالت دارند.

پس از نتیجه‌گیری و اطمینان از وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد مطالعه، یعنی وجود حداقل یک تابع انتقال، در ادامه باید وجود رابطه غیرخطی باقیمانده را به‌منظور تعیین تعداد توابع انتقال بررسی کرد . برای این منظور به پیروی از همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین (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 (۲-۴) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنیبر کفایت لحاظ نمودن یک تابع انتقال در هر دو حالت وجود یک و دو حد آستانه‌ای رد شده است در مقابل فرض الگوی PSTR با حداقل دو تابع انتقال مورد قبول است. از اینرو با لحاظ نمودن دو تابع انتقال، هیچ نوع رابطه غیرخطی باقیماندهای وجود نخواهد داشت.بنابراین صرف لحاظ کردن یک تابع انتقال قادر به تصریح رفتار غیرخطی بین توسعه مالی و رشد ارزش بخش ارزش افزوده صنعت است.

جدول(۳-۴): آزمون وجود رابطه غیرخطی باقیمانده

حالت وجود یک حد آستانه‌ای(m=۲)			حالت وجود یک حد آستانه‌ای(m=۱)		
LR	LM_F	LM_W	LR	LM_F	LM_W
۸۷/۳۰۳	۱۰/۸۸۵	۷۸/۵۳۴	۶۶/۷۳۷	۱۶/۳۹۱	۶۱/۵۲۸
Pvalue			Pvalue		
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
H_0 r = 1 H_1 r = 2			H_0 r = 1 H_1 r = 2		

منبع: یافته های پژوهشگر

۴-۲-۲- انتخاب تعداد مکان‌های آستانه‌ای

بعد از تأیید وجود رابطه غیرخطی میان متغیرها و لحاظ توابع انتقال جهت تصریح رفتار غیرخطی، در ادامه، باید حالت بهینه میان تابع انتقال با یک و دو حد آستانه‌ای انتخاب گردد. برای این منظور، مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی متناظر با هر یک از این حالتها برآورد خواهد شد و طبق پیشنهاد مطالعه کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) و جوید (۲۰۱۰) دو مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی با یک و دو حد آستانه‌ای تخمین زده و برای هرکدام، معیار تعیینکننده تعداد مکان‌های آستانه‌ای لازم یعنی مجموع و معیار آکائیکمجذور باقیمانده‌ها، معیار شوارتز محاسبه می شود. در جدول(۳-۴) نتایج تخمین‌های فوق برای هر یک از گروه‌های درآمدی تشریح شده است.

جدول(۳-۴): تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای در یک تابع انتقال

	مجموع مجذورباقیمانده‌ها	معیار شوارتز	معیار آکائیک
m= 1	۲/۸۵۹	-۴/۷۷۸	-۴/۸۷۷
m= 2	۲/۸۴۱	-۴/۷۶۶	-۴/۸۷۵

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در جدول (۳-۴) معیارهای عنوانشده برای هر دو مدلPSTRارائه شده که بیـان کننـده نتـایج متفاوتی است. از آنجا که معیار شوارتز نسبت به سایر معیارها مدل صرفه‌جویی را ارائه می‌دهد، از این‌رو با استفاده از این معیار، یک مدلPSTR با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای برای بررسی رفتار غیرخطی بین متغیرهای مورد مطالعه انتخاب می شود. علیرغم وجود اختلاف ناچیز، با تکیهبر این معیار، یک مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای (m=۲ و r=1) انتخاب می‌شود. پس مدل تحقیق از نوع نمایی(نماییL2STR وقتی m= ۲ و r=1) خواهد بود.

۴-۲-۳- تخمین پارامترهای مدل

پس از انتخاب مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی بـا یـک تـابع انتقـال و یـک حـد آستانه‌ای که بیانگر یک مدل دو رژیمی است، در ادامه مدل فوق برای هر گروه درآمدی برآورد شده است. پارامترهای حاصل از تخمین مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی دو رژیمی توسط نرم‌افزارMATLABتخمین و نتایج آن در جدول (۴-۴) لحاظ شده است. بر اساس دو معادله تعریف شده بهعنوان رژیم اول و دوم آورده شده است؛ بهطوریکه ستون اول، نشانگر رژیم اول می‌باشد که نتایج معادله خطی را نشان می‌دهد و ستون دوم، نشانگر معادله غیر خطی می‌باشد که نتایج معادله غیرخطی را نشان می‌دهد.اعداد داخل پرانتز، بیانگر مقادیر احتمال مربوط به هر آماره است. همچنین برای هر گروه درآمدی، سرعت انتقال (شیب انتقال) و مکان وقوع تغییر رژیم گزارش شده است.

جدول (۴-۴):نتایج تخمین مدلPSTR

قسمت غیرخطی مدل				قسمت خطی مدل			
متغیرهای تحقیق	ضریب	انحراف معیار	آمارهt	متغیرهای تحقیق	ضریب	انحراف معیار	آمارهt
نسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی	۰/۵۹۸۹	۰/۱۱۴	۵/۳۷۵۷	نسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی	۰/۱۶۶۰	۰/۰۸۰۵	۲/۰۶۱۴
رشد تولید ناخالص داخلی	-۰/۱۵۱۱	۰/۰۱۶۴	-۹/۲۳۴۶	رشد تولید ناخالص داخلی	۰/۹۹۲۳	۰/۰۴۲۶	۲۳/۳۱۶۲
نرخ تورم	-۰/۰۱۰۸	۰/۰۰۲۴	-۴/۴۶۷۲	نرخ تورم	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۰۹	۲/۳۹۹۱
میزاندرصد شاغلان در بخش صنعت	۰/۰۴۴۰	۰/۰۰۴۸	۹/۲۲۲۵	میزاندرصد شاغلان در بخش صنعت	-۰/۰۱۴۲	۰/۰۰۵۸	-۲/۴۳۸۸
پارامتر شیب(ضریب تعدیل(سرعت تعدیل)): r=۲۳۰/۶۰۲۱				مکان وقوع تغییر رژیم: c1= ۰/۹۰۹۷ c2 =-۰/۱۸۸۴			

منبع: یافته‌های پژوهشگر

ازآنجاکه ضرایب متغیرها با توجه به مقدار متغیر انتقال و پارامتر شیب تغییر می‌یابند و برای کشورهای مختلف و در طول زمان یکسان نمی‌باشند، نمی‌توان مقدار عددی ضرایب ارائه‌شده در جدول(۴-۴) را مستقیماً تفسیر نمود و بهتر است، علامت‌ها مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گیرد (شهبازی و سعید پور،۱۳۹۴). به عبارت دیگر، همانند مدل‌های پروبیت یا لوجیت، مقدار پارامترهای تخمین زده شده مستقیماً به عنوان کشش، قابل تفسیر نیستند؛ اما علامت آنها می‌تواند تفسیر شود. در ادامه، به بررسی نتایج گزارش شده جدول(۴-۴) می‌پردازیم.

جدول(۵-۴) نتایج تخمینی مدل را نشان می‌دهد که بر اساس آن پارامتر شیب که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد معادل سرعت تعدیل ملایم ۲۳۰/۶۰۲۱می‌باشد. مکان وقوع تغییر رژیم در دونقطه۰/۹۰۹۷ و ۰/۱۸۸۴- برآورد شده است. لذا در صورتیکه نسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی از ۰/۹۰۹۷ و ۰/۱۸۸۴- تجاوز کند، رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن از حد آستانه‌ای فوق در رژیم اول قرار خواهد گرفت.

به‌منظورارائه درک روشنتری از نتایج حاصل‌شده، دو رژیم حدی موجود بررسی می‌شوند.رژیم حدی اول متناظر با حالتی است که پارامتر شیب بهسمت بی‌نهایت میل کند و مقدار متغیر انتقال (نسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی) کمتر از حد آستانه‌ای باشد که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و به‌صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$LVlind = \mu_i + 0/0021INF_{it} + 0/9923GGDP_{it} - 0/0142\text{Labind}_{it} + 0/1660\text{FDI}_{\text{it}}$$

جدول(۵-۴): مدل رگرسیون در رژیم دوم

مدل رژیم دوم			
متغیرهای تحقیق	ضریب	انحراف معیار	آماره t
نسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی	۰/۷۶۴۹	۰/۱۹۴۵	۳/۹۳۲
رشد تولید ناخالص داخلی	۰/۸۴۱۲	۰/۰۵۸۸	۱۴/۳۰۶
نرخ تورم	-۰/۰۰۸۷	۰/۰۰۳۳	-۲/۶۳۶
میزاندرصد شاغلان در بخش صنعت	۰/۰۲۹۸	۰/۰۱۰۶	۲/۸۱۱
پارامتر شیب(ضریب تعدیل(سرعت تعدیل)): r= ۲۳۰/۶۰۲۱			

منبع: یافته های پژوهشگر

رژیم حدی دوم نیز متناظر با حالتی است که پارامتر شیب بهسمت بینهایت میل کند، اما مقدار متغیر انتقال (نسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی) بزرگتر از حد آستانه‌ای باشد که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و بهصورت زیر تصریح می‌گردد:

$$LVlind = \mu_i - 0/0087INF_{it} + 0/8412GGDP_{it} + 0/0298\text{Labind}_{it} + 0/7649\text{FDI}_{\text{it}}$$

همانطور که مشاهده می‌شود، نسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی در هر رژیم دو تأثیر مثبتی بر روی رشد ارزش افزوده بخش صنعت داشته است. در رژیم یک افزایش یک درصد نسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی باعث افزایش ۰/۱۶۶۰ رشد ارزش افزوده بخش صنعت خواهد شد در رژیم دو دوم یک واحد افزایش نسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی باعث افزایش ۰/۷۶۴ خواهد بود. البته با گذار از حد آستانه ای و ورود به رژیم دوم، شدت اثرگذاری افزایش می‌یابد؛به وضوح این نتیجه بیانگر یک رابطه نامتقارن بین نسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی و رشد ارزش افزوده بخش صنعت در سطوح مختلف نسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی است. پس نتیجه گرفته می شود در رژیم دوم میزان افزایش نسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی بر روی رشد ارزش افزوده بخش صنعت تأثیر گذاری بیشتری دارد.

رشد تولید ناخالص داخلی در هر دو رژیم بر روی رشد ارزش افزوده بخش صنعت تأثیر مثبت و معنی‌داری است.

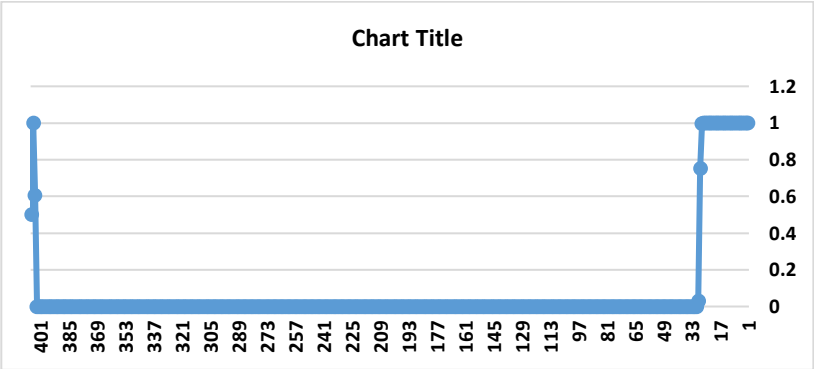
در رژیم یک، افزایش یک درصد رشد تولید ناخالص داخلی باعث افزایش ۰/۹۹۲ رشد ارزش افزوده بخش صنعت خواهد شد . در رژیم دوم افزایش یک درصد رشد تولید ناخالص داخلی باعث افزایش ۰۰/۸۴۱ رشد ارزش افزوده بخش صنعت خواهد شد. نتیجه گرفته می شود در رژیم اول میزان افزایش رشد تولید ناخالص داخلی بر روی رشدارزش افزوده بخش صنعت تأثیر گذاری بیشتری دارد.

نرخ تورم در هر دو رژیم بر روی رشد ارزش افزوده بخش صنعت تأثیر متفاوتی دارد. در رژیم اول نرخ تورم بر روی رشد ارزش افزوده بخش صنعت تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. یک درصد افزایش نرخ تورم در رژیم اول باعث افزایش ۰/۰۰۲۱ رشد ارزش افزوده بخش صنعت خواهد شد.

در رژیم دوم نرخ تورم بر روی رشد ارزش افزوده بخش صنعت تأثیر منفی دارد و معنی‌دار است. یک درصد افزایش نرخ تورم در رژیم دوم باعث کاهش ۰/۰۰۸۷ رشد ارزش افزوده بخش صنعت خواهد شد.

میزان درصد شاغلان در بخش صنعت در هر دو رژیم بر روی رشد ارزش افزوده بخش صنعت تأثیر متفاوتی دارد. در رژیم اول میزان درصد شاغلان در بخش صنعت بر روی رشد ارزش افزوده بخش صنعت تأثیرمنفی و معنی‌داری دارد. یک درصد افزایش میزان درصد شاغلان در بخش صنعت باعث افزایش ۰/۰۲۹۸ رشد ارزش افزوده بخش صنعت خواهد شد.

در رژیم دوم نرخ میزان درصد شاغلان در بخش صنعت بر روی رشد ارزش افزوده بخش صنعت تأثیر مثبت دارد ولی معنی‌دار است. یک درصد افزایش میزان درصد شاغلان در بخش صنعت باعث افزایش ۰/۰۱۴۲ رشد ارزش افزوده بخش صنعت خواهد شد.



نمودار(۱-۴): نمودار نمایی مربوط به تغییر رژیم

منبع: یافته های پژوهشگر

۵- نتایج و پیشنهادات

نسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالصبر رشد بخش صنعت در رژیم‌های مختلف تأثیر متفاوت می‌گذارد بنابر پیشنهاد می‌شود یک سیاست پولی ثابت اتخاذ نشود برای هررژیم سیاست‌های متفاوتی اخذ گردد.دولت‌ها می‌تواند با ایجاد راهکارهای متنا سب اقتصادی ثباتی در جهت سرمایه‌گذاری هرچه امنتر و محیطی منا سبتر جهت سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران ایجاد کند و با ارائه آموز شهای تئوریک و برگزاری کلا سهای نظریمنا سب راه‌های افزایش درآمد و سودبیشتر را دراختیار سرمایه‌گذاران قراردهد تا ازیک سو موجب بهبود نگرش سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در بورس شود و از سوی دیگر عاملی باشد جهت معرفی تالار بورس بهعنوان مکانی جهت کسب درآمد و حتی نشان دادن بهعنوان شغلی که در تنوع بخشی فعالیت‌های اقتصادی خانوارها می‌تولند نقش بسزایی دا شته با شد و از سوی دیگر می‌توان بورس را عاملی جهت به حرکت درآوردن چرخ‌هایصنعت دانست.

با گسترش حجم بازارسرمایه درکشورهای اسلامی، از طریق ایجاد زمینه های مشارکت هرچه بیشتر مردم به وسیله گسترش فیزیکی و الکترونیکی بازار سهام، ضروری است به تعریف و طراحی ابزارهای متنوع سرمایه گذاری در بازار بورس اوراق بهادار وتسریع در امرخصوصی سازی بیش ازپیش توجه شود.

راه لندازی بورس بین المللی باید مد نظرقرارگیرد. البته باید دقت نمود که کشورها چه مقدار در جذب سرمایه گذاری خارجی موفق بوده است. از دلایل عدم موفقیت سرمایه گذاری خارجی در بورس میتوان به مقررات موجود در این زمینه اشاره کرد. یکی از مقررات موجود، عدم فروش یک سهم خریداری شده توسط سرمایه گذار خارجی تاسه سال است. اطلاع رسانی شفاف به سرمایه گذاران خارجی میتواند به جذب آنها در بورس کمک نماید. لذا ضروری است ضمن تسهیل مقررات جهت حضور سرمایه گذاران خارجی، اقدامات لازم جهت اطلاع رسانی نیز صورت پذیرد. دلتووایت و سینویسین (۲۰۱۶) نشان داد که همبستگی پایدار بین نسبت ارزش بازار سهام به تولید ناخالص داخلی کشورها، مثبت و معنی‌دار است. ضریب این همبستگی برای

کشورهای اروپایی در حدود ۸۴ در صد بود.در مطالعات داخلی نیز می‌توان به تحقیقات کربا سی و نوبخت (۱۳۸۸) اشاره کرد. در مقاله ایشان رابطه علّی بین شاخص توسعه بازار سهام و تولید سرانه واقعی برای ۱۵ کشور طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۰ بررسی شد. نتایج این مطالعه حاکی از رابطه قوی بین بازار سهام و رشد اقتصادی است. درواقع افزایش شاخص توسعه بازار سهام تأثیر مثبتی برافزایش رشد اقتصادی کشورها دارد، حال اینکه این اثر برای برخی کشورها برجسته و برای برخی ملموس استپژوهش‌های اخیر همچنین تمرکز صنعت را از هر دو منظر معاملات بین‌المللی و اقتصاد کلان بررسی می‌کند (مونگی، ۲۰۱۷؛ هد و اسپنسر، ۲۰۱۷؛ هاتمن و همکاران، ۲۰۱۶). اقتصاد کلاسیک بیان می‌دارد که افزایش تمرکز باید به افزایش قیمت‌ها، کاهش تولید و کاهش رفاه مصرف‌کننده منجر شود (گانا پاتی، ۲۰۱۷). مطالعه گرالون و همکاران (۲۰۱۷) نشان می‌دهد که رابطه بین تغییر در سطوح تمرکز صنعت و تغییر در حاشیه سود و ثروت سهامداران در طول دو دهه اخیر، مثبت بوده است. شرکت‌ها در صنایع با بیشترین تمرکز صنعت، حاشیه سود بیشتر و بازده سهام غیرعادی بیشتری را تجربه می‌کنند. این نتایج، قدرت بازار محصول را به‌عنوان عاملی که ایجاد کننده ارزش است، پیشنهاد می‌دهند.

فهرست منابع

۱) اخباری، محمد (۱۳۸۵)" .(مروری بروضعیت ژرفای (عمق) مالی ایران". روند. : ۱۹۸ -۱

۲) اژدری، علی ا صغر؛ حیدری، ح سن؛ عبداللهی، محمدر ضا (۱۳۹۶)، برر سی عوامل مؤثر بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن در ایران با ا ستفاده از روش همجمعی یوهان سن، ف صلنامه مجلس و راهبرد، مقاله ۵، دوره ۲٤، شماره ۸۹، صص: ۱۰۵-۱۳۲.

۳) امام وردی،ق. و صفرزاده بیجار بنه، س.(۱۳۹۴).آزمون آ شوبی و غیرخطی بودن شاخص قیمت سهام در بورس تهران، فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۹ (۳۳): ۵۵-۷۴.

۴) حیاتی،ی. سهیلی، ک. عرفانی، ع. (۱۳۹۸).نقش پویایی های نرخ تورم در سیا ست پولی ایرانیک مدل،*DSGE*، فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۳(۴۹): ۲۱۳-۲۳۶

۵) ختائی، محمود(۱۳۷۸)، گ سترش بازارهای مالی و ر شد اقت صادی، مو س سه تحقیقات پولی و بانکی، بانک مرکزی.

۶) ختایی نژاد، محمود؛ خاوری نژاد، ابوالف ضل (۱۳۷۷)، گ سترش بازارهای مالی و ر شد اقت صادی، مقاله‌های همایش‌های ایران. مجموعه مقالات ه شتمین کنفرانس سیا ستهای پولی و ارزی تحت عنوان پس انداز و سرمایه گذاری، بازار پول و سرمایه و جایگاه نظام بانکی . بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران .پژوهشکده پولی و بانکی.

۷) حکمتی، صمد؛ جهانگیری، خلیل؛ حسینی، سید علی(۱۳۹۷)، بررسی اثر تسهیلات اعطایی بانک صنعت و معدن بر ارزش افزوده بخش صنعت با ا ستفاده از مدل غیر خطی، مجموعه مقالات همایش تولید ملی و اشتغال پایدار، چالش ها و راهکارها.

۸) سام دلیری، یونس(۱۳۸۱)، بازارهای مالی و نقش آن در توسعه صنعت کشور، بانک و اقتصاد، شماره ۲۸، صص: ۴۴-۴۷.

۹) سلاطین، پروانه؛ مرادی، الهام(۱۳۹۱)، برر سی عوامل مؤثر اقت صادی بر ترکیب ا شتغال در بخش صنعت ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه.

۱۰) سلاطین، پروانه؛ سمانه، محمدی(۱۳۹۴)، تأثیر ارزش افزوده بخش صنعت بر توزیع درآمد در اقت صاد ایران، توسعه راهبرد، شماره ۴۸، صص: ۹۸-۷۷.

۱۱) صالح آبادی، علی(۱۳۸۹)، برر سی رابطه درجه تو سعه یافتگی و ساختار نظام مالی با ر شد اقت صادی، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۱۱، سال سوم، صص: ۸۹-۶۱.

۱۲) صم صامی، ح سین؛ امیرجان، ر ضا (۱۳۹۰)، برر سی اثر ت سهیلات بانکی بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن، فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی، سال نوزدهم، شماره ۵۹، صص: ۱۵۰-۱۲۹.

۱۳) شهبازی، کیومرث؛ سعیدپور، لسیان (۱۳۹۲) ".تأثیر آستانهای توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای دی هشت". فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهشهای رشد وتوسعهاقتصادی. سال ۳ .شماره ۱۲ .: ۲۱ -۳۸.

۱۴) مکیان، س.؛ توکلیان، ح. و نجفی فراشاه، س.(۱۳۹۸). بررسی اثر شوک مالیاتهای مستقیم بر تولید ناخالص داخلی و تورم در ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای ت صادفی ف صلنامه اقت صاد مالی، سال سیزدهم (۴۹): ۹-۱۱

15) Al-Yusif, Y.K (2002). Financial Development and Economic Growth: Another look at the evidence from developing countries, Review of Financial Economics, vol. 11(2), pp.131-150.
16) Andres, J., I. Hernando and J.D Lopez-Salido(2004). The role of Financial System in the growth-inflation link: the OECD experience," European Journal of Political Economy, Elsevier, vol. 20(4), pp. 941-961.
17) Ansari, M.I, (2002). The Impact of Financial Development, Money, and Public Spending on Malaysia National Income: An Econometric Study, Journal of Asian Economics, Vol. 13, pp. 72-93.
18) Asari, A. (2008), "Financial Development and Economic Growth, Comparative Studies between OPEC and non-OPEC Developing Countries, Using GMM Method", Economic Research Journal, Vol.82, pp.141-161.
19) Beck, T., R. Levine and N. Loayza(2000). Finance and Sources of growth, Journal of Financial Economics, Vol. 58 , PP: 261-300.
20) Benhabib. J and M.M. Spiegle(2000), The Role of Financial Development in Growth and Investment, Journal of Economic Growth, Volume 5(4), pp. 341–360.
21) Demirgüç- Kunt, A. and V. Maksimovic (1998), "Law, Finance, and Firm Growth", Journal of Finance, Vol. 53, pp.2107-2137.
22) Deidda, Luca and Fattouh, Bassam (2008). "Banks, financial markets and growth". Journal of Financial Intermediation 17. No. 1. Pp. 6-36.
23) Jude, Eggoh C. (2010). "Financial development and growth: a panel smooths regression approach". Journal of Economic Development 35. No. 1. Pp. 1-15.
24) Michalak, Tobias and Uhde, André (2009). "Credit risk securitization and bank soundness: Evidence from the micro-level for Europe". Quarterly Review of Economics and Finance 52. No. 3. Pp. 1-42.

Financial Economics
Vol. (16) Issue (59) September 2022
Abstract

10.30495/fed.2022.1931412.2553

Investigating the non-linear effect of the stock index on the development of the industrial sector in Islamic countries, using the simple panel transfer regression (PSTR) approach.

Mohammad Bagheri[1]
Ahmad Naghilu[2]
Mohammad Dalmanpour[3]

Received: 14/ April/2022 Accepted: 18/ June/2022

Abstract

The main purpose of this research is the non-linear effect of the stock index on the development of the industrial sector in Islamic countries. This study is of a causal nature in terms of practical purpose and in terms of data collection and descriptive information. The methodology is post-event. In this research, an attempt was made; By explaining the theory and designing a model to investigate the non-linear effect of the stock index on the development of the industrial sector in Islamic countries, with an emphasis on various indicators of financial development: the soft panel transfer regression (PSTR) approach was investigated. The geographical area of research of Islamic Conference member countries (Albania, Algeria, Azerbaijan, Afghanistan, Iran, Indonesia, Bangladesh, Pakistan, Tajikistan, Turkey, Tunisia, Chad, Senegal, Sierra Leone, Sudan, South African Sahara, Iraq, Oman, Gambia, Qatar, Malaysia) , Mali, Morocco, Egypt and Nigeria) and the time domain of the research is between 2005 and 2019. Using MATLAB software, the data was analyzed through the soft panel transition regression (PSTR) approach, and the results of the analyzes show that There is a non-linear relationship between the stock index and the development of the industrial sector in Islamic countries.
Keywords: stock index, industry sector development, soft panel transition regression approach, in Islamic countries
JEL classification: O5, O47, L16, G15

1 Department of Economics, Islamic Azad University, Zanjan, Iran. Mo.bagheri1354@gmail.com
2 Department of Economics, Islamic Azad University, Zanjan, Iran. (author and responsible).my_talk@hotmail.com
3 Department of Economics, Islamic Azad University, Zanjan, Iran. .m.dalmanpor@gmail.com