

اثر آزادسازی مالی بر توسعه بازار سرمایه: کاربرد همجمعی در داده‌های

تابلویی پویا

هاتف حاضری*

ناصر سیف‌اللهی**

تاریخ پذیرش
۱۳۹۵/۱/۲۷

تاریخ دریافت
۱۳۹۴/۱۰/۱۶

چکیده

بطور کلی دستیابی به رشد بلندمدت و مداوم اقتصادی، با تخصیص بهینه منابع سرمایه‌گذاری در اقتصاد کشور امکان پذیر بوده و برای رسیدن به این هدف، وجود بازارهای مالی گسترده و پویا به ویژه بازار سرمایه ضروری است. در این مطالعه تأثیر آزادسازی مالی بر توسعه بازار سرمایه با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی پویا مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی آرلانو و بوند در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا طی دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۰ مورد تحلیل قرار گرفته است. نتایج تجربی این پژوهش اولاً گسترش کارکرد بازار سرمایه به دوره بعد و به عبارت دیگر پویایی بازار سرمایه را طی زمان تأیید می‌کند. همچنین نتایج تصدیق می‌کند که باز بودن مالی و تجاری و حضور در صحنه بین‌المللی به ارتقای ارزش بازار سرمایه کمک می‌کند، در ضمن اگر آزادسازی مالی همراه با آزادسازی تجاری نباشد، اثر مثبت آن بر توسعه بازار سرمایه ضعیف است. علاوه بر این تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر جایگزین اندازه بازار و ظرفیت جذب سرمایه‌های خارجی اثر مثبت و معناداری بر توسعه بازار سرمایه دارد.

کلید واژه‌ها: آزادسازی مالی، داده‌های تابلویی پویا، بازار سرمایه، گشتاورهای تعمیم یافته.

طبقه‌بندی JEL: F41، F62، C51، F36.

* استادیار گروه اقتصاد دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه محقق اردبیلی (نویسنده مسئول)،
Hatef_Hazeri@yahoo.com

** استادیار گروه اقتصاد دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه محقق اردبیلی،
Naser_Seifollahi@yahoo.com

۱. مقدمه

در ادبیات اقتصادی، سرمایه به عنوان رکن اصلی یک نظام اقتصادی تلقی و بر تشکیل آن به عنوان مهمترین عامل تعیین کننده رشد و توسعه اقتصادی تأکید فراوانی شده است. منبع انباشت سرمایه، سرمایه گذاری است و مکانیسم انتقال پس انداز که در بازارهای مالی صورت می گیرد پیش شرط سرمایه گذاری می باشد (موتمنی و آریانی، ۱۳۹۱: ۲). در واقع دستیابی به رشد بلندمدت و مداوم اقتصادی، با تجهیز و تخصیص بهینه منابع سرمایه گذاری در اقتصاد ملی آن کشور امکان پذیر است و برای رسیدن به این هدف، بازارهای مالی گسترده و عمیق به ویژه بازار سرمایه کارآمد ضروری است.

از طرف دیگر یکی از راههای توسعه بازار سرمایه افزایش درجه باز بودن مالی اقتصاد است که در صورت برنامه ریزی و عملکرد صحیح می توان به رشد و توسعه اقتصاد نیز نایل گشت. سیاست های آزادسازی مالی به عنوان عاملی برای توسعه بخش مالی تلقی شود چرا که هر چقدر اقتصاد کشوری در ارتباط با سایر کشورها پویاتر عمل نماید ضمن افزایش مبادلات اقتصادی، از کسب فناوری و خلاقیت سایر کشورها نیز بهره مند گردیده و با افزایش بازدهی موجبات افزایش انگیزه و عامل تحرک برای سرمایه گذاری را فراهم می نماید و زمینه توسعه بخش مالی فراهم می شود (طیعی و همکاران، ۱۳۹۰: ۲). در ایران نیز در راستای تقویت نظام مالی و ایجاد زمینه های آزادسازی مالی، در قانون برنامه سوم با محوریت ساماندهی بازار مالی و به ویژه سیستم بانکی این امر تدوین شده و بانک مرکزی با حذف سقف های اعتباری و آزاد گذاشتن بانک ها در اعطای اعتبارات خارج از سهم های اعتباری بخش ها و کاهش نرخ سپرده های قانونی، سیاست آزادسازی مالی را پی گرفته و تأسیس بانک های خصوصی و رشد مؤسسات اعتباری غیر بانکی را در دستور کار قرار داده است (طیعی و همکاران، ۱۳۸۸: ۶۴). این در حالی است که تحرک سرمایه ویژگی خاص بازارهای مالی جهان است و بسیاری از کشورها به سرمایه گذران خارجی

اجازه ورود به بازار سرمایه را صادر نموده‌اند، بنابراین برای دولتمردان و سرمایه‌گذاران مهم است که اثر آزادسازی مالی بر توسعه بازار سرمایه نیز مورد بررسی و تأکید قرار گیرد.

در مقابل بعضی از اقتصاددانان معتقدند که آزادسازی مالی به دلیل وجود نامتقارنی اطلاعات^۱ بین بازار مالی داخلی و خارجی می‌تواند بسیار پرهزینه باشد بدین صورت که افزایش درجه باز بودن مالی منجر به ایجاد نوسان و افزایش ریسک و حتی تضعیف بخش مالی گردد و نه افزایش رشد. یکی از انتقادهای مهم در این زمینه اشاره به بحران مالی آسیای شرقی و حوادث مشابه آمریکای لاتین طی دهه‌های اخیر است که در نتیجه آزادسازی مالی، جریانهای ورودی منجر به افزایش نرخ ارز و افزایش مشکلات رقابت در واردات و صادرات و تضعیف نهادهای مالی و بخش مالی گردید که طی آن بعضی دولت‌ها نظیر تایلند در نیمه ۱۹۹۰ در راستای جلوگیری از تهیج بیشتر اقتصاد ناگزیر به کاهش و قطع سرمایه‌گذاریهای پربازده گردید که در نتیجه آن همه سرمایه‌گذاریها به استثنای زمین و سفته بازی نابود و طی جریان خروجی نهادهای مالی و بخش مالی تضعیف گردید (تهرانی و اعزازی، ۱۳۸۸: ۴۲-۴۱). به عبارت دیگر بروز بحران‌های مالی پس از سیاست آزادسازی مالی و هزینه‌های بالای آن عملکرد مثبت افزایش درجه باز بودن مالی و نقش آن در توسعه مالی را به چالش کشیده است.

بنابراین در این مطالعه سعی شده است تاثیر درجه باز بودن مالی بر توسعه بازار سرمایه با تکیه بر پانل پویا و مبتنی بر روش پویای گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM-SYS)^۲ در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA)^۳ طی دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۰ مورد تحلیل قرار گیرد. این کشورها بر مبنای حداکثر اطلاعات موجود شامل امارات، بحرین، مصر، ایران، اردن، کویت، لبنان، مراکش، مالت، عمان، قطر، عربستان

^۱ Asymmetric Information.

^۲ Generalized Method of Moments.

^۳ Middle East and North Africa.

سعودی، تونس و ترکیه بوده که دارای ساختار مالی مشابه همچون متکی بر عمدتاً بازار پول و سیستم بانکی است (بانک جهانی، ۲۰۱۰). بر این اساس، بخش دوم مقاله به مبانی نظری تحقیق و مرور مطالعات انجام شده در این زمینه می‌پردازد. بخش سوم به برآورد الگوی تحقیق و بخش پایانی به نتیجه گیری و ارائه نکات پیشنهادی اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

امروزه افزایش درجه باز بودن مالی^۱ به عنوان یکی از عوامل اصلی گسترش سیستم مالی و ایجاد تحول در ساختار مالی کشورها از طریق رقابتی نمودن آن مورد توجه بسیاری قرار گرفته است. آزادسازی مالی فرایندی است که در تبیین روابط مالی بین المللی و جهانی بین کشورها نقش موثری را ایفا نموده و ارتباط تنگاتنگی با سایر فعالیت‌های اقتصادی دارد. علاوه بر این، آزادسازی مالی مفهومی است که به افزایش و گسترش ارتباطات جهانی کشورها از طریق جریان‌های مالی بین المللی و سرمایه‌ای اشاره دارد (پراساد و دیگران^۲، ۲۰۰۳: ۷-۸).

بر اساس چارچوب نظری مدل نئوکلاسیک‌ها، آزادسازی مالی و افزایش درجه باز بودن مالی منجر به جریان سرمایه از اقتصادهای با سرمایه بالا و نرخ بازدهی مورد انتظار پایین به سمت اقتصادهای با سرمایه پایین و نرخ بازدهی مورد انتظار بالا می‌شود که این جریان‌های سرمایه با تکمیل پس‌انداز داخلی در کشورهای با موجودی پایین سرمایه منجر به افزایش سرمایه‌گذاری در این کشورها می‌گردد. از طرف دیگر جریان سرمایه باعث بهبود انتقال تکنولوژی شده و با تخصیص بهینه منابع از طریق توزیع ریسک درآمدی موجبات کاهش هزینه سرمایه، افزایش بهره‌وری و رشد اقتصادی و با ایجاد ثبات در سطح کلان و بکارگیری سیاست‌های مناسب کلان اقتصادی منجر به

^۱ Financial Openness.

^۲ Prasad, and etal,

تسریع گسترش بازارهای مالی می‌گردد (فیشر^۱، ۱۹۹۸: ۳). بطور کلی بحث نظری اثر آزادسازی مالی بر توسعه بازار سرمایه بر این پایه استوار است که افزایش درجه باز بودن مالی و بنابراین افزایش سمت‌گیری خارجی اقتصاد کشور، نه تنها موجب ارتقاء سطح درآمد داخلی بلکه منجر به افزایش سطح پس‌اندازها نیز می‌شود که این امر نرخ سریع‌تر انباشت سرمایه و توسعه بیشتر بازار سرمایه را امکان‌پذیر می‌نماید. به عبارت دیگر اقتصاد باز جابجایی عوامل تولید به ویژه سرمایه را مؤثرتر می‌کند. علاوه بر این چون هدف بنگاهها حداکثرسازی سود بوده و آزادسازی مالی منجر به کاهش هزینه سرمایه می‌شود بنابراین بنگاهها تولید نهایی سرمایه را تا حد هزینه جدید کاهش یافته، تنظیم می‌کنند که این امر منجر به افزایش سرمایه‌گذاری و توسعه بازار سرمایه می‌گردد (پیتیر^۲، ۲۰۰۳: ۹۳).

بطور کلی دیدگاههای مختلفی در مورد ارتباط آزادسازی مالی و عملکرد بازار سرمایه وجود دارد. بر اساس دیدگاه نئوکلاسیکها آزادسازی مالی می‌تواند به صورت ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یا فروش سهام و اوراق قرضه به خارجیان باشد. دو جنبه در مورد اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر عملکرد بازار سهام می‌توان در نظر گرفت. یک جنبه اینست که سرمایه‌گذاری خارجی می‌تواند جانشین سرمایه‌های داخلی شود که بر اساس این دیدگاه آزادسازی مالی اثر منفی بر عملکرد بازار سهام دارد. دیدگاه دیگر این است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهایی که دارای ساختار بازار مالی مناسب هستند و از ثبات اقتصاد کلان برخوردار می‌باشند، می‌تواند مکمل سرمایه‌های داخلی باشد. به این ترتیب که سرمایه‌گذاران خارجی ممکن است بخواهند قسمتی از تأمین مالی سرمایه‌گذاری خود را از طریق سرمایه‌های خارجی انجام دهند و یا ممکن است بخواهند سرمایه‌گذاری خود را با فروش سهام در بازار سرمایه تکمیل

^۱ Fischer, Stanley.

^۲ Peter Blair Henry.

نمایند. یا اینکه سرمایه‌گذاران خارجی به واسطه خرید سهام، سرمایه‌گذاری کنند و بدین ترتیب موجبات توسعه بازار سرمایه را فراهم سازند.

در هر شکل آزادسازی مالی هدف از این سیاست در نهایت تحرک بخشیدن به پس‌انداز داخلی، جذب سرمایه خارجی و بهبود کارایی استفاده از منابع مالی بوده است. بطور کلی آزادسازی مالی می‌تواند با توسعه سیستم مالی و یا بحران‌های مالی همراه باشد. همچنانکه بعضی از اقتصاددانان مانند استیگلیتز^۲ (۲۰۰۰) معتقدند با توجه به اینکه نقص در بازارهای مالی بین‌المللی نسبت به بازارهای مالی داخلی بیشتر است، آزادسازی مالی می‌تواند بسیار پرهزینه هم باشد (برومند و دیگران، ۱۳۹۱: ۱۰). مخالفین آزادسازی مالی استدلال می‌کنند که آزادسازی سبب ایجاد کارایی بالاتر نمی‌شود، بلکه برعکس این فرایند، جرایانات پول داغ^۱ ناشی از سفته‌بازی را تشویق نموده و احتمال وقوع بحران‌های مالی و تضعیف بازارهای مالی را افزایش می‌دهد و به علاوه هیچ اثر مثبت مشخصی بر سرمایه‌گذاری، تولید و یا سایر متغیرهای حقیقی نداشته و تبعات رفاهی قابل توجهی نیز به دنبال ندارد (استیگلیتز^۲، ۲۰۰۲، ۸۵). در بیش از سه دهه اخیر بسیاری از کشورهای در حال توسعه اقدام به آزادسازی بازارهای مالی خود نموده‌اند که معمولاً به یکی از اشکال آزادسازی حساب سرمایه، آزادسازی بازار پول و آزادسازی بازار سرمایه صورت گرفته است. آزادسازی بازار سرمایه اغلب به صورت انتشار سپرده بین‌المللی، ایجاد صندوق‌های کشوری و تصویب قوانین و مقرراتی که به خارجیان اجازه خرید و فروش سهام در بازار داخلی را می‌دهد، شکل می‌گیرد. در کشورهای در حال توسعه به ویژه در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (منا)^۳ علیرغم توسعه نسبی سریع در زمینه بازار سهام هنوز به طور نسبی و در مقایسه با کشورهای توسعه یافته دارای رشد

^۱ - Hot Money: منظور نقل و انتقالات سریع و ناپایدار پول از یک سرمایه‌گذاری به سرمایه‌گذاری دیگر برای استفاده از تغییرات نرخ ارز و بازدهی کوتاه مدت سرمایه می‌باشد.

^۲ Stiglitz, Joseph.

^۳ Middle East and North Africa.

اندکی بوده و اعطای تسهیلات به طور عمده توسط بانکها صورت می‌گیرد به عبارت دیگر تمرکز آزادسازی مالی در این کشورها عمدتاً بر بازار پول و سیستم بانکی می‌باشد (بانک جهانی، ۲۰۱۰). در ایران نیز همانطوری که اشاره شد در راستای ایجاد زمینه‌های آزادسازی مالی، سیستم بانکی بیشتر مورد تأکید قرار گرفته است.

۳. مبانی تجربی

در ایران مطالعاتی که اثر درجه باز بودن مالی را بر توسعه بازار سرمایه را به صورت تک کشوری یا بین‌کشوری و یا پویا بررسی کنند وجود ندارد برخی از مطالعات خارجی و داخلی مرتبط‌تر می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

نتایج مطالعه اندرسن و والنزولا^۱ (۲۰۱۵) در مطالعه بررسی آزادسازی مالی، توسعه مالی داخلی و رتبه‌بندی اعتباری بیانگر اینست که آزادسازی مالی بطور معنی‌داری بر توسعه مالی داخلی و رتبه‌بندی اعتباری شرکتها داشته و میزان آن نیز بستگی به سطح توسعه یافتگی سیستم مالی داخلی بستگی دارد، بطوریکه منتشرکنندگان سهام در کشورهای با درجه توسعه‌یافتگی کمتر سیستم مالی در مقایسه با سایر کشورها بیشتر از مزایای آزادسازی مالی بهره‌مند می‌شوند. حاضری و سیفاللهی (۲۰۱۵) در مطالعه خود با بکارگیری مدل تعدیل جزئی برای لحاظ درون‌زایی بهره‌وری نیروی کار جهت بررسی اثر مستقیم توسعه مالی بر بهره‌وری نیروی کار را با استفاده از تکنیک پانل پویا طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۰ به این نتیجه رسیده‌اند که در گام اول اعتبارات داخلی اعطایی به بخش خصوصی به عنوان بخشی از تولید ناخالص داخلی بطور مثبت بر بهره‌وری نیروی کار تأثیر می‌گذارد. ثانیاً سطوح بالای آموزش و بهداشت منجر به سطح بالای بهره‌وری نیروی کار می‌شود. علاوه بر این افزایش آزادی تجاری از طریق انتقال تکنولوژی و دانش موجب ارتقای بهره‌وری نیروی کار می‌شود. همچنین

^۱ Andreasen and Valenzuela

نتایج انتقال عملکرد تولید ناخالص داخلی به ازای هر شاغل به دوره بعد و به عبارت دیگر پویایی‌های بهره‌وری نیروی کار را تأیید می‌کند. ابیدمی و نوساخار^۱ در بررسی اثر آزادی مالی بر توسعه بازار سرمایه کشورهای غنا، نیجریه و ساحل عاج به عنوان منتخب آفریقای غربی طی دوره زمانی ۱۹۸۸-۲۰۱۰ یافته است که سطح بالای آزادی مالی منجر به توسعه بیشتر بازار سرمایه داخلی در کشورهای مذکور می‌شود. علاوه بر این بدهیهای خارجی ارتباط معنی‌دار و مستقیمی با بازار سرمایه داخلی دارد. نتایج مطالعه بالتاجی و همکاران (۲۰۰۸)^۲ در بررسی درجه باز بودن مالی و تجاری بر توسعه مالی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه، طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۸۰ حاکی از آن است که برای هر دو گروه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه درجه باز بودن به توسعه مالی کمک می‌کند، به خصوص درجه باز بودن مالی برای کشورهایی که درآمد پایین دارند بسیار مناسب است. کمینسکی (۲۰۰۳)^۳ در مطالعه تحلیل اثر آزادسازی مالی بر نوسانات قیمت سهام طی دوره ۱۹۷۳-۲۰۰۰ کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه به این نتیجه رسیده است که بازار سهام در کوتاه مدت در کشورهای در حال توسعه بعد از آزادسازی با نوسانات بیشتری روبرو می‌شود، ولی در بلندمدت این نوسانات کاهش می‌یابد. نتایج فراز و نشیب بازار سهام در بلندمدت بعد از آزادسازی شدید نشده، ولی در کوتاه مدت ممکن است موجب چرخه‌های بزرگ‌تر شود.

در مطالعات داخلی نتایج مطالعه برومند و دیگران (۱۳۹۱) در بررسی اثرات آزادسازی‌های مالی روی بازار سهام را در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۷۳-۱۳۸۷ حاکی از آن است که آزادسازی بازارهای مالی در بلندمدت به واسطه توسعه سیستم مالی اثر مثبت روی شاخص کل قیمت بازار سهام دارد، اما در کوتاه مدت این سیاست اثر معنی داری بر شاخص کل قیمت سهام ندارد. موسوی و

^۱ Abidemi and Nosakhare.

^۲ Baltagi et al.

^۳ Graciela Laura Kaminsky.

نعمت‌پور (۱۳۹۰) در بررسی اثرات تعمیق بازارهای مالی بر رفتار بازار بورس اوراق و بهادار را در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های فصلی دوره (۱۳۸۷:۰۴ - ۱۳۷۳:۰۱) به این نتیجه رسیده‌اند که توسعه بازارهای مالی در بلندمدت اثر مثبت روی شاخص کل قیمت بازار بورس اوراق بهادار دارد اما در کوتاه مدت این سیاست اثر معنی داری بر شاخص کل قیمت این بازار ندارد. احمدیان و تقوی (۱۳۹۰) در بررسی اثر آزادسازی بازار مالی بر نقدینگی بازار سرمایه طی دوره ۱۹۹۰-۲۰۰۸ برای برخی کشورهای منطقه منا، نتایج بررسی حاکی از وجود رابطه مثبت بین آزادسازی بازار مالی و نقدینگی بازار سرمایه بوده که البته این اثر در کشورهای مورد بررسی بسیار اندک می‌باشد. یافته‌های مطالعه طیبی و دیگران (۱۳۹۰) تحت عنوان فرضیه تأثیر گسترش تجارت و آزادسازی مالی بر توسعه مالی در ایران و شرکای تجاری آن را طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۶ حاکی از آنست که اثر باز بودن تجاری بر توسعه مالی معنادار است. در مورد اثر درجه باز بودن مالی نشان داده شد که هرچه سهم اعتبارات بخش خصوصی و بانکداری در تولید ناخالص داخلی بالاتر رود، توسعه مالی را به طور معنی داری ارتقاء می‌بخشد.

نکته‌ای که در خصوص مطالعات قبلی می‌توان اشاره کرد اینست که در بسیاری از مطالعات بازار سرمایه بطور مستقیم مورد تحلیل کمی قرار نگرفته و پویایی‌های توسعه بازار سرمایه و به عبارت دیگر تعدیل موجودی سرمایه و ارزش بازاری مورد کنکاش واقع نشده است و فقط به بررسی بازار مالی به صورت کلی اکتفا گردیده است، آشکار است که بازار مالی شامل بازار پول، بازار سرمایه (اوراق بهادار و کالا) و بازار بدهی بوده و کارکردشان حداقل با توجه به ابزارهای مالی و یا در زمان سررسیدشان هریک متفاوت نیز است و به عبارت دیگر توسعه بازار مالی لزوماً تأکید بر توسعه بازار سرمایه نمی‌تواند باشد چرا که بازار سرمایه تبلور بخش واقعی اقتصاد است حال آنکه بازار پول بیشتر نمود بخش اسمی اقتصاد را دارد. نکته دیگر اینکه اثر متقابل آزادی مالی و آزادی

تجاری که هر دو از مؤلفه‌های اصلی آزادسازی اقتصادی است در برخی مطالعات نیز لحاظ نشده است. یک ضعف مهم دیگر در این مطالعات تجربی نادیده گرفتن شواهد تئوریکی در مورد اثرات اندازه اقتصاد و بازار است که تاثیر مهمی در توسعه بخش مالی و به ویژه بازار سرمایه دارد. در واقع تولیدناخالص داخلی هر اقتصادی که به عنوان پروکسی برای متغیر مقیاس (اندازه بازار) به منظور شاخص ظرفیت جذب سرمایه‌های خارجی و درآمد سرانه و هم‌جانشینی نیز برای سطح کلی هزینه‌های عوامل تولید (با فرض مدل کاب داگلاس) هر کشور در نظر گرفته می‌شود، در این مطالعات نادیده گرفته شده است. اما بطور کلی یافته‌های مطالعات مختلف نشان داده که آزادسازی مالی و افزایش درجه باز بودن مالی منجر به تنوع سبد سهام سهامداران و تقسیم ریسک بین بازارهای داخلی و خارجی و در نتیجه کاهش هزینه سرمایه و افزایش سرمایه‌گذاری خواهد شد.

۴. تصریح مدل

گزینش متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه بر اساس یافته‌های تجربی مطالعات قبلی، مباحث نظری و همچنین مطالعه بالتاجی (۲۰۰۸) صورت گرفته است. در واقع آشکار است مدل توسعه بازار سرمایه در راستای ارزش بازار با استفاده از رایج‌ترین مکانیسم تعدیل سطح سرمایه یعنی مکانیسم تعدیل جزئی^۱ قابل تبیین باشد. به این ترتیب در سطح یک کشور می‌توان نوشت:

$$MV_t^* = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن MV_t^* : ارزش بلندمدت و انتظاری بازار سرمایه و x_{1t} شاخص آزادی مالی و با توجه مبانی نظری و تجربی x_{2t} بردار متغیرهای کنترلی اقتصاد نظیر تولیدناخالص داخلی و آزادی تجاری می‌باشد. طبق مکانیسم تعدیل جزئی داریم:

^۱ Partial Adjustment Mechanism.

$$MV_t - MV_{t-1} = \mu(MV_t^* - MV_{t-1}) \quad (2)$$

در رابطه فوق MV_t ارزش واقعی بازار سرمایه در انتهای دوره t و MV_{t-1} ارزش واقعی بازار سرمایه در انتهای دوره $t-1$ است. به عبارت دیگر چنین استدلال می‌شود که ارزش واقعی بازار سرمایه به تدریج به سمت سطح مطلوب و بهینه خود تعدیل می‌شود. در واقع μ به عنوان ضریب تعدیل $0 \leq \mu \leq 1$ بوده که در هر دوره درصد یا ضریبی جزئی از تغییر لازم در ارزش بازار سرمایه صورت می‌گیرد و نه تمام آن. سمت چپ معادله (۲) نشان می‌دهد که توسعه بازار سرمایه تابعی (ضریبی) از تفاوت ارزش مطلوب بازار سرمایه و ارزش دوره قبل است. بنابراین ارزش بازار سرمایه در هر دوره می‌تواند به عنوان پروکسی توسعه بازار سرمایه نیز بکار گیرد. علت استفاده از شاخص مذکور دسترس بودن و همگن شدن شاخص توسعه بازار برای کشورهای مورد بررسی و همچنین به علت همگن بودن (به صورت ارزشی و نه شاخص) با متغیرهای مستقل و مهمتر اینکه نمای ارزشی و کلی از وضعیت اقتصادی مثلاً حجم خصوصی‌سازی می‌باشد. با جایگذاری رابطه (۱) در رابطه (۲) داریم:

$$MV_t - MV_{t-1} = \mu\beta_0 + \mu\beta_1 x_{1t} + \mu\beta_2 x_{2t} - \mu MV_{t-1} + \mu \varepsilon_t \quad (3)$$

رابطه بالا را می‌توان در سطح یک کشور به صورت زیر نوشت:

$$MV_t = \delta_0 + \delta_1 x_{1t} + \delta_2 x_{2t} + (1 - \mu) MV_{t-1} + U_t \quad (4)$$

در نهایت با توجه به تصریح بالا و با اقتباس از مدل بالتاجی (۲۰۰۸) مدل اقتصادسنجی مورد آزمون در این مطالعه را می‌توان در قالب مدل پانل پویا (DPD)^۱ در سطح بین‌کشوری و درون‌کشوری به صورت زیر نوشت:

$$\ln MV_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln Fopen_{it} + \lambda_2 \ln GDP_{it} + \lambda_3 \ln TO_{it} + \lambda_4 (\ln Fopen_{it} \times \ln TO_{it}) + \lambda_5 \ln MV_{it-1} + U_{it} \quad (5)$$

فرم کلی مدل بالا به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده است که تفسیر نتایج

^۱ Dynamic Panel Data.

حاصل را به صورت کشش امکان پذیر می نماید. در معادله تصریحی مذکور MV_{it} متغیر ارزش بازار سرمایه که به عنوان پروکسی توسعه بازار سرمایه کشور i ام در زمان t استفاده می گردد. مجموع خالص جریان ورودی سرمایه گذاری مستقیم خارجی (FDI)^۱ و سرمایه گذاری سبد دارایی خارجی (FPI)^۲ به عنوان معیار آزادسازی مالی ($Fopen_t$) در نظر گرفته می شود که هر ساله توسط بنیاد هریتیج^۳ اندازه گیری می شود. مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی برای نشان دادن شاخص درجه آزادی تجاری (TO) استفاده شده و GDP برای نشان دادن اثرات اندازه اقتصاد و بازار بر توسعه بازار سرمایه و همچنین پروکسی شاخص ظرفیت جذب سرمایه های خارجی در سال های آتی به عنوان متغیر توضیحی وارد شده است. علت این امر با توجه به اینکه FDI افقی بطور گسترده از تقاضای داخلی یا همان اندازه بازار ناشی می شود، در حالیکه در FDI عمودی سرمایه های خارجی به کشورهایی که دارای عوامل تولید با بهره وری بالا و ارزان و موانع تجاری اندک باشند، سرازیر می شوند (مارکلا و دیگران^۴، ۲۰۰۶). بنابراین شاخص GDP به عنوان پروکسی اندازه بازار و فروش بالقوه در جذب سرمایه گذاری خارجی (بخشی از آزادی مالی) می تواند در نظر گرفته شده است.

ضریب λ_4 نیز بیانگر کشش اثر ترکیبی یا اثر متقابل آزادی تجاری و آزادی مالی بر ارزش بازار سرمایه است چرا که توسعه بازار سرمایه به دلیل آزادی تجاری می تواند تحت تاثیر میزان درجه آزادسازی مالی قرار گیرد و بنابراین انتظار بر این است که اثرات مثبت باشد و U_{it} نیز جمله خطا بوده که در واقع برابر μ_{it} است و شامل اثرات مربوط به کشورها، اثرات زمانی و جمله اخلاص است. داده های مربوط به جامعه مورد مطالعه یعنی منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA)^۵ از بانک اطلاعاتی UNCTAD،

^۱ Foreign Direct Investment.

^۲ Foreign Portfolio Investment.

^۳ Heritage Foundation.(www.Heritage.org)

^۴ Marcella and etal.

^۵ Middle East and North Africa.

WDI و IFS جمع‌آوری شده است.

۵. یافته‌ها و تجزیه و تحلیل نتایج:

مدل تصریحی (۵) با توجه به وجود متغیر توضیحی با وقفه یک مدل پویا و دینامیک است و با ظاهر شدن وقفه متغیر وابسته (MV_{it-1}) به عنوان متغیر توضیحی، امکان پارامتربندی مجدد مدل به روش داده‌های پانل پویا و برآورد کشش‌های کوتاه مدت و حذف تورش از وقفه متغیر وابسته به وجود می‌آید (بالتاجی، ۲۰۰۷).

در مدل‌های پانل پویا به علت ظاهر شدن وقفه متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی برآوردگرهای OLS ناسازگار و اریب بوده و باید روش‌های برآورد حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) اندرسون و هشیائو^۱ یا گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)^۲ آرانو و بوند (۱۹۹۱)^۳ بکار گرفت. برآورد 2SLS ممکن است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب بدست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشد. بنابراین روش GMM توسط آرانو و بوند برای حل این مشکل پیشنهاد شده است (آرانو و بوند، ۱۹۹۱). این تخمین زن از طریق کاهش تورش نمونه، پایداری تخمین را افزایش می‌دهد. در واقع به علت همبستگی وقفه متغیر وابسته با جمله اخلاص ($U_{it} = \mu \varepsilon_{it}$) از وقفه متغیر وابسته و وقفه سایر متغیرها به عنوان ابزار برای وقفه متغیر وابسته با توجه به شرایط گشتاورهای تعمیم یافته GMM زیر استفاده می‌شود.

$$\begin{aligned} E[\ln MV_{it}(U_{it} - U_{i,t-1})] &= 0 \text{ For } s \geq 2; \quad t = 3, \dots, T \\ E[X_{i,t-s}(U_{it} - U_{i,t-1})] &= 0 \text{ For } s \geq 2; \quad t = 3, \dots, T \end{aligned} \quad (۶)$$

که در آن X نشانگر هر یک از متغیرهای توضیحی مدل می‌باشد. سازگاری تخمین

^۱ Anderson and Hsiao.

^۲ Generalized Method of Moments.

^۳ Arrelano and Bonad.

زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و اعتبار ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله آزمون سارگان^۱ مورد بررسی قرار گیرد. عدم رد فرضیه صفر آزمون مذکور شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند. تخمین زننده GMM سازگار است اگر همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد.

۵-۱. آزمون مانایی:

قبل از برآورد مدل، برای جلوگیری از کاذب بودن رگرسیون برآوردی ابتدا آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی یا نامانایی متغیرهای مدل انجام می‌شود. برای این کار، آزمون‌های متعددی در نرم افزار Eviews⁷ تعبیه شده است. در این مطالعه بررسی مانایی بر اساس یکی از آزمون‌های مطرح شده در خصوص داده‌های پانل یعنی آزمون لوین-لین و چاو^۲ (LLC) صورت گرفته است. خلاصه نتایج حاصل از آزمون مانایی لگاریتم متغیرها با در نظر گرفتن وضعیت عرض از مبدأ و روند در جدول (۱) مشاهده می‌شود.

جدول (۱): نتایج حاصل از آزمون ایستایی متغیرها

نتیجه	تفاضل مرتبه اول	سطح متغیر	متغیر
I(1)	* (۰/۰۰) ۴۰/۱۴ -	(۰/۱۶) ۲۰/۲۳ -	LOG(MV)
I(0)	-	* (۰/۰۰) ۱۶/۵۳ -	LOG(FO)
I(0)	-	* (۰/۰۰) ۱۸/۴۷۳ -	LOG(TO)
I(0)	-	** (۰/۰۷) ۴/۱۳ -	LOG(GDP)

علامت **, بیانگر معنی داری آماره در سطح اطمینان به ترتیب ۹۰ درصد و ۹۹ درصد می‌باشد.

منبع: یافته‌های پژوهش

^۱ Sargan Test Statistics.

^۲ Levin, Lin and Chu.

از بین متغیرهای مذکور که به صورت سطح مانا نمی‌باشد فقط متغیر ارزش بازار است. متغیر مذکور به صورت تفاضل مرتبه اول مانا می‌باشد. بنابراین به طور جمع‌بندی می‌توان گفت در سطح اطمینان بالای ۹۰ درصد تمامی متغیرهای تحقیق به صورت سطح یا تفاضل مرتبه اول مانا می‌باشند. به عبارت دیگر در نتیجه پایداری داده‌های مورد استفاده در تحقیق قبل از برآورد مدل‌های تحقیق مورد تأیید واقع می‌شوند.

علاوه بر ایستا بودن متغیرهای مدل، به کمک تجزیه و تحلیل‌های همجمعی می‌توان پایداری ترکیب خطی بلندمدت متغیرها و رابطه بلندمدت را آزمون نمود. ترین نکته در تجزیه و تحلیل‌های همجمعی آن است که با وجود غیرایستا بودن اغلب متغیرهای مدل داشتن یک روند تصادفی افزایشی یا کاهشی در بلندمدت ممکن است که یک ترکیب خطی از این متغیرها همواره ایستا و بدون روند باشد. آزمون‌های همجمعی پانلی قدرت و اعتبار بیشتری در مقایسه با آزمون‌های همجمعی مقطعی مجزا داشته و حتی در شرایطی که دوره زمانی کوتاه و اندازه نمونه کوچک باشد قابلیت استفاده را دارند (بالتاجی^۱، ۲۰۰۵). در این مطالعه، برای اطمینان از همجمع بودن متغیرها، از آزمون همجمعی پانل دیتای پدرونی^۲ (۱۹۹۹ و ۱۹۹۷) استفاده می‌شود. آزمون‌های پیشنهاد شده توسط وی طوری هستند که ناهمگنی‌های موجود بین کشورها را در نظر می‌گیرند. فرضیه صفر در این آزمون بیان می‌کند که در هر مقطع (کشور)، متغیرهای آن همجمع نیستند. فرضیه مقابل فرضیه صفر نیز اشاره به این دارد که برای هر کشور، یک بردار همجمعی وجود دارد. یکی از خصوصیات خوب این آزمون این است که لزومی ندارد این بردارها برای تمام مقاطع یکسان باشند. زیرا بردارهای همجمعی اکیداً همگن نیستند. پدرونی هفت آماره همجمعی پانل را ارائه کرده است که چهار نوع از این آماره‌ها مبتنی بر رویکرد درون گروهی^۳ (درون کشوری) و سه نوع دیگر نیز مبتنی بر

^۱ Baltagi

^۲ Pedroni Panel Co-integration Test

^۳ Within-Dimension

رویکرد بین گروهی^۱ یا همان بین کشوری است که در انتهای مقاله پیوست شده است. نتایج آزمون همجعی در وضعیت عرض از مبدأ و روند در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون همجعی پدرونی

آماره‌های درون گروهی	Statistic	آماره‌های بین گروهی	Statistic
Panel v- Statistic	-۱/۸۰(۰/۹۶۴)	-	-
Panel rho- Statistic	۳/۱۲(۰/۹۹)	Group rho- Statistic	۵/۶۳(۰/۰۰)*
Panel PP- Statistic	-۶/۹۴(۰/۰۰)*	Group PP- Statistic	-۱۰/۰۹(۰/۰۰)*
Panel ADF- Statistic	-۵/۲۵(۰/۰۰)*	Group ADF- Statistic	-۶/۲۷(۰/۰۰)*

علامت ** بیانگر معنی داری آماره در سطح اطمینان به ترتیب ۹۵ درصد و ۹۹ درصد می‌باشد.

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول نشان می‌دهد براساس آماره درون کشوری فقط بر اساس دو آماره PP و ADF هم‌جمعی متغیرها در سطح بالای ۹۹ درصد اطمینان رد نمی‌شود این در حالی است که بر اساس هر سه آماره بین گروهی (بین کشوری) در سطح اطمینان ۹۹ درصد، فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم هم‌جمعی متغیرها رد شده و به عبارت دیگر متغیرها در سطح بین کشوری در بلندمدت هم‌جمع بوده و رابطه بلندمدت بین آنها وجود دارد. به عبارت دیگر نتایج حاکی از آن است که هر چند ممکن است خود این متغیرها دارای روندی تصادفی بوده باشند، اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند به گونه‌ای که تفاضل بین آنها با ثبات است. نتایج برآورد مدل تصریحی (۵) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM-SYS) سیستمی آرلانو و بوند در جدول (۳) ارائه شده است.

^۱ Between-Dimension

جدول (۳): نتایج برآورد مدل به روش GMM سیستمی آرانو و بوند

متغیر وابسته: لگاریتم ارزش بازار سرمایه				
P-Value	انحراف معیار	آماره t	ضرایب	متغیرهای توضیحی (لگاریتمی)
۰/۰۲۱**	۰/۳۷۷	۲/۳۱	۰/۸۷۳	آزادی مالی
۰/۱۰۷	۱/۷۵	۱/۶۳	۲/۸۲	آزادی تجاری
۰/۰۰۰*	۰/۴۸۶	۴/۶۲	۲/۲۵	تولید ناخالص داخلی
۰/۰۲۴**	۰/۰۱۶	۲/۲۵	۰/۰۳۸	اثر متقابل آزادی تجاری و مالی
۰/۰۰۰*	۰/۳۳	۵/۶۸	۱/۸۹	ارزش بازار سرمایه وقفه یک‌ساله
J- Statistics		۲/۸۷		
Sargan Test P-Val		۰/۹۸۴		
Instrument Rank		۱۴		
Wald Test Statistics		۲/۳۰ (۰/۰۵۸)***		

علامت***،**،* بیانگر معنی‌داری ضرایب در سطح اطمینان به ترتیب ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد می‌باشد.

منبع: یافته‌های پژوهش

همان گونه که در جدول بالا مشاهده می‌شود تمام ضرایب از علامت‌های سازگار با مبانی نظری برخوردارند و به لحاظ آماری نیز معنادار هستند. بر اساس نتایج آزمون والد (۲/۳۰) فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معناداری یک درصد رد می‌شود و اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود. همچنین آماره سارگان (۰/۹۸) فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی متغیرهای ابزاری استفاده شده با پسماندها را رد نمی‌کند و بنابراین اعتبار متغیرهای ابزاری و سازگاری برآوردگر گشتاور تعمیم یافته تأیید می‌شود.

طبق نتایج جدول مجموع خالص جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری سبد دارایی خارجی به عنوان معیار آزادی مالی اثر مثبت و معناداری (در

سطح اطمینان ۹۵ درصد) بر گسترش بازار سرمایه داشته بطوریکه افزایش یک درصد درجه آزادی مالی با فرض ثابت بودن سایر شرایط منجر به افزایش حدود ۰/۸۷ درصد ارزش بازار سرمایه می‌گردد. به عبارت دیگر کشش بازار سرمایه نسبت به آزادسازی مالی کمتر از یک می‌باشد. مهمترین علت را می‌توان در این اشاره کرد که در کشورهای در حال توسعه به ویژه در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا، تمرکز آزادسازی مالی در این کشورها عمدتاً بر بازار پول و سیستم بانکی بوده و آزادسازی مالی از کانال بازار سرمایه مثلاً انتشار گواهی سپرده بین‌المللی و یا زیر ساخت‌های مقرراتی و احتیاطی لازم برای انتشار اوراق بهادار به خارجیان و یا ارتقای کارایی بازار سرمایه مورد توجه چندانی قرار نگرفته است که البته تمرکز بیشتر بر بازار پول و سیستم بانکی در کشورهای مذکور در گزارش بانک جهانی (۲۰۱۰) نیز اشاره شده است. همچنین علت مثبت بودن اثر شاخص مالی بر توسعه بازار سرمایه می‌تواند در بالا بودن ظرفیت بالقوه کشورهای مورد بررسی در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری سبب دارایی خارجی و افزایش تحرک سرمایه و افزایش سرمایه‌گذاری باشد. از اینرو هرچقدر آزادی مالی بیشتر باشد تحرک سرمایه نیز بیشتر بوده و امکان بهره‌گیری از سرمایه‌های بین‌المللی نیز بیشتر بوده و می‌تواند منجر به توسعه بازار سرمایه نیز شود.

نتیجه دیگر اینکه عکس‌العمل ارزش بازار سرمایه نسبت به ارزش دوره قبل (۱/۸۹) معنی‌دار و مثبت بوده که این امر نشان از گسترش کارکرد بازار سرمایه به دوره بعد در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا می‌باشد و به عبارت دیگر پویایی بازار سرمایه را طی زمان نشان می‌دهد. سایر یافته‌ها نشان می‌دهد که آزادی تجاری بر ارتقای ارزش بازار سرمایه اثر مثبت داشته بطوریکه کشش ارزش بازار سرمایه کشورهای عضو منا نسبت به آزادی تجاری با فرض ثبات سایر شرایط در حدود ۲/۸۲ درصد است و این تاثیرگذاری مؤلفه آزادی تجاری بیشتر از آزادی مالی است منتهی این اثر در سطح اطمینان ۹۰ درصد نیز معنی‌دار نیست. به عبارت دیگر نتایج تجربی مطالعه حاضر تصدیق می‌کند که

باز بودن مالی و تجاری و حضور در صحنه بین المللی به بهتر شدن بازار سرمایه و ارتقای ارزش بازار سرمایه کشورها کمک می‌کند.

در کشورهای مورد بررسی بیشترین کشش و حساسیت بازار سرمایه نسبت به تولید ناخالص داخلی به عنوان پروکسی اندازه بازار و ظرفیت جذب سرمایه‌های خارجی می‌باشد، بطوریکه با افزایش یک درصد تولید ناخالص داخلی با فرض ثبات سایر شرایط ارزش بازار سرمایه در حدود ۲/۲۵ درصد افزایش می‌یابد که بیشترین تأثیر را در بین متغیرهای مستقل بر ارزش بازار سرمایه دارد. بنابراین هرچقدر اقتصاد توسعه یافته‌تر باشد توسعه مالی آن نیز بیشتر است. اثرگذاری بیشتر شاخص توسعه اقتصادی می‌تواند به این علت باشد که تولید ناخالص داخلی تبلوری از بخش واقعی و اسمی اقتصاد بوده در حالیکه آزادسازی مالی عمدتاً فقط در بخش مالی به ویژه در سرمایه‌گذاری خارجی و سبد دارایی‌های مالی می‌تواند تبلور یابد.

همان گونه که اشاره شد توسعه بازار سرمایه ناشی از آزادی تجاری می‌تواند تحت تأثیر میزان درجه آزادسازی مالی قرار می‌گیرد طبق نتایج جدول نیز کشش ارزش بازار سرمایه نسبت به اثر ترکیبی و متقابل آزادی تجاری و آزادی مالی بطور مثبت کم کشش (۰/۰۳ درصد) است، اثر متقابل مذکور در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد. اثر مثبت شاخص مذکور بیانگر اینست فرضیه استیگلیتز مبنی بر اثر همزمان آزادسازی مالی و تجاری بر توسعه مالی (بازار سرمایه) تایید می‌شود و به عبارت دیگر اگر آزادسازی مالی همراه با آزادسازی تجاری نباشد اثر مثبت آن بر توسعه بازار سرمایه اندک می‌باشد.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

آشکار است که دستیابی به رشد بلندمدت و مداوم اقتصادی، با تجهیز و تخصیص بهینه منابع سرمایه‌گذاری در اقتصاد ملی آن کشور امکان پذیر بوده و برای رسیدن به این

هدف، بازارهای مالی گسترده و عمیق به ویژه بازار سرمایه کارآمد ضروری است. از طرف دیگر با توجه به اینکه یکی از راههای توسعه بازار سرمایه افزایش درجه آزادی مالی کشور است که در صورت برنامه‌ریزی و عملکرد صحیح می‌توان به رشد و توسعه اقتصاد نیز نایل گشت. چرا که هر چقدر اقتصاد کشوری در ارتباط با سایر کشورها پویاتر عمل نماید ضمن افزایش مبادلات اقتصادی، از کسب فناوری و خلاقیت سایر کشورها بهره‌مند گردیده و با افزایش بازدهی موجبات افزایش انگیزه و عامل تحرک برای سرمایه‌گذاری را فراهم می‌نماید و زمینه توسعه بخش مالی نیز فراهم می‌شود. لذا در این مطالعه سعی شده است تاثیر درجه باز بودن مالی بر توسعه بازار سرمایه با تکیه بر مدل پانل پویا و مبتنی بر روش پویای گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM-SYS) آرلانو و بوند در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا به علت ساختار اقتصادی و مالی مشابه مورد تحلیل قرار گیرد.

نتایج تجربی این پژوهش اولاً نشان از گسترش کارکرد بازار سرمایه به دوره بعد در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا بوده و به عبارت دیگر پویایی بازار سرمایه را طی زمان تأیید می‌کند. همچنین آزادی مالی اثر مثبت و معناداری در ارتقای ارزش بازار سرمایه هرچند به صورت کم‌کشش داشته است. علاوه بر این برآوردها نشان داد که تولید ناخالص داخلی به عنوان پروکسی اندازه بازار و ظرفیت جذب سرمایه‌های خارجی اثر مثبت و معنی‌داری بر توسعه بازار سرمایه دارد. به عبارتی دیگر هرچقدر اقتصاد توسعه یافته‌تر باشد توسعه مالی آن نیز بیشتر است و همچنین با توجه به اینکه تولید ناخالص داخلی تبلوری از بخش واقعی و اسمی اقتصاد بوده، تاثیرش بر توسعه بازار سرمایه از آزادسازی مالی که در بخش مالی به ویژه در سرمایه‌گذاری خارجی و سبب دارایی‌های مالی می‌تواند تبلور یابد، بیشتر است. نتیجه دیگر اینکه آزادی تجاری بر ارتقای ارزش بازار سرمایه اثر مثبت داشته ولی معنی‌دار نیست. نتایج دیگر با توجه به ضریب اثر متقابل آزادی تجاری و آزادی مالی نشان داد که توسعه بازار سرمایه ناشی از

آزادی تجاری می‌تواند تحت تاثیر میزان درجه آزادسازی مالی قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر اگر آزادسازی مالی همراه با آزادسازی تجاری نباشد اثر مثبت آن بر توسعه بازار سرمایه اندک می‌باشد.

بنابراین با توجه به نتایج تحلیل و برآورد مدل می‌توان توصیه نمود که با بالا بردن درجه آزادسازی مالی و حضور در صحنه بین‌المللی و همچنین با تمرکز بیشتر آزادسازی مالی از بازار پول و سیستم بانکی به سمت بازار سرمایه و اجرای سیاست آزادسازی مالی در حوزه بازار سرمایه مثلاً انتشار گواهی سپرده بین‌المللی و ایجاد زیر ساخت‌های مقرراتی و احتیاطی لازم برای انتشار اوراق بهادار به خارجیان و یا ارتقای کارایی بازار سرمایه و بطور کلی رفع موانع جریان‌های مالی و سرمایه‌گذاری به توسعه بیشتر بازار سرمایه کمک نمود. همچنین می‌توان توصیه نمود در کنار جذب سرمایه‌گذاری خارجی و سبد دارایی‌های مالی با رفع موانع تجاری و بهره‌گیری از منافع تجارت بین‌الملل و شناسایی پتانسیل‌های گسترش ظرفیت جذب سرمایه در راستای ارتقای ارزش بازار سرمایه و توسعه بازار کمک نمود. علاوه‌براین با توجه به اثر متقابل آزادی مالی و تجاری می‌توان توصیه نمود که در کشورهایی که هنوز آزادسازی تجاری صورت نگرفته است بهتر است آزادسازی مالی با احتیاط صورت پذیرد تا هرچه بهتر بتوانند از منافع آزادسازی مالی بهره‌مند گردند و آزادسازی مالی به منظور ارتقای بازار سرمایه باید متناسب با ساختار تجاری صورت گیرد.

منابع:

- Abidemi C. and Nosakhare .I, (2013), Financial Openness and Capital Market Development: Empirical Review of Selected West African Countries, Journal of Economics and Sustainable Development, Vol.4, No.16.
- Ahmadiyan, A., Taghavi, M, (2012). The Effect of Financial Market Liberalization on Capital Market Liquidity, Financial Knowledge of Securities Analysis, 4(11), 188-201. (In Persian).

-
- Andreasen, E, Valenzuela, P, (2015). Financial Openness, Domestic Financial Development and Credit Ratings, Finance Research Letters, In Press, Corrected Proof, Available online 26 October 2015.
 - Arellano, M, & Bond.S, (1991), "Some tests of specification for panel data: Monte Carol evidence and application to employment equation", Review of Economic Studies, 58(2).
 - Badi H. Baltagi & Peter Egger & Michael Pafermayr, (2007). "A Monte Carlo Study for Pure and Pretest Estimators of a Panel Data Model with Spatially Auto correlated Disturbances," Center for Policy Research Working Papers 98, Center for Policy Research, Maxwell School, Syracuse University.
 - Baltagi, B. H. (2005), Econometric Analysis of Panel Data, John Wiley & Sons Inc, (Eds), New York, USA.
 - Baltagi, B., Demetriades, P., Law, S. H, (2008), "Financial Development and Openness: Evidence from panel data", Journal of Development Economics.
 - Broumand, SH, Mousavi, M, & Shahabi, A, (2013). The Effects of Financial Liberalization on the Stock Market in Iran, Rahbord Journal, 21(66), 7-26. (In Persian).
 - Fischer, Stanley, (1998), "Capital-Account Liberalization and the Role of the IMF, Should the IMF Pursue Capital-Account Convertibility?" Princeton: Princeton University, Essays in International Finance No. 207, 1-10.
 - Graciela Laura Kaminsky, (2003)" Short-Run Pain, Long-Run Gain: The Effects of Financial Liberalization" George Washington University Washington, DC.
 - Hazeri, N. H. and Seifollahi.A. N. (2015), The Effect of Financial Development on Labor Productivity: Evidence from the Middle East and North Africa, ndian Journal of Fundamental and Applied Life Sciences, Vol.5, pp, 2329-2337.
 - Joseph E. Stiglitz, (2002), Globalization and Its Discontents, W.W. Norton & Company.
 - Levine, A. Lin, C. F. & C. S. Chu (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", Journal of

- Econometrics, No. 108, PP. 1-24.
- Marcella. A, David, E. B and Canning. D, (2006), "The Effect of Population Health on Foreign Direct Investment Inflows to Low- and Middle-Income Countries", Harvard School of Public Health, Boston, MA, USA.
 - Motameni, M. Aryani, F.(2014)., The Effect of Financial Development on the Impact of FDI on Economic Growth in the Middle East and North Africa,. Financial Knowledge of Securities Analysis, 6(18), 1-16. (In Persian).
 - Mousavi, M. H., Nematpour, M. (2012). The Effect of Financial Markets on the Behavior of Securities Exchange Market in Iran. Journal of Economic Modeling, 5(16),. 21-39. (In Persian).
 - Pedroni, P. (1997) Panel co-integration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests, with an application to the PPP hypothesis: new Results. Indiana University, Working Paper in Economics.
 - Pedroni, P. (1999). "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61, 653–70.
 - Peter Blair Henry, (2000). "Stock Market Liberalization, Economic Reform, and Emerging Market Equity Prices," Journal of Finance, American Finance Association, vol. 55(2), pages 529-564, 04.
 - Prasad, Eswar and Kenneth Rogoff, Shang-Jin Wei and M. Ayhan Kose. (2003). Effect of Financial Globalization on Developing Countries, some Empirical Evidence. International Monetary Fund.
 - Tayyebi, S. K, Hajikarami, M. & Sariri, Homa. (2012). Analysis of the Commercial and Financial Openness on the Development of Iran's Financial and Commercial Partners (2009-1996). Raheandisheh Economic Research, 1(4).32-48. (In Persian).
 - Tayyebi, S. K, Sameti, M. Abbaslou. Y. & Ashraghisamani, F, (2010). Effects of Liberalization and Financial Development on Economic Growth. Quantitative Economics, 6(3), 55-78. (In Persian).
 - Tehrani, R, Azazi, M. A, (2010). The Impact of Capital Market Liberalization on Economic Growth in Developing Countries, Journal of Financial Research, 11(28), 35-48. (In Persian).

- World Bank, (2010)," Public Financial Management Reform in the Middle East and North Africa: An Overview of Regional Experience".

ضمائم:

- آماره‌های همجمعی درون گروهی و بین گروهی پدرونی

پدرونی (۱۹۹۹) در ارتباط با همجمعی بیان می‌کند که با فرض وجود N مقطع (کشور) که هر کدام از آنها M رگرسور و T مشاهده دارند، می‌توان مدل بلندمدت را بصورت زیر نوشت:

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_i t + \beta_{1i} X_{1,it} + \beta_{2i} X_{2,it} + \dots + \beta_{mi} X_{m,it} + \varepsilon_{it}$$

$$t = 1, \dots, T \quad i = 1, \dots, N \quad (7)$$

معادله بالایی نشان می‌دهد که کلیه ضرایب و به تبع آن بردارهای همجمعی در بین مقاطع تغییر می‌کند و از این رو، مدل ناهمگنی^۱ بین مقاطع را در نظر می‌گیرد. آماره‌های پدرونی به صورت زیر می‌باشد.

آماره v پانل:

$$Z_{v \ N, T} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \quad (8)$$

آماره ρ پانل:

$$Z_{\rho \ N, T-1} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \times \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{\varepsilon}_{i,t-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (9)$$

آماره ناپارامتریک pp پانل:

$$Z_{pp \ N, T} = \left(\hat{\sigma}_{N, T}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \times \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{\varepsilon}_{i,t-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (10)$$

آماره پارامتریک ADF پانل:

$$Z_{ADF \ N, T} = \left(\hat{S}_{N, T}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^* \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t}^* \quad (11)$$

^۱ Heterogeneity

آماره rh گروهی:

$$\tilde{Z}_{rho \ N, T-1} = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \times \sum_{t=1}^T \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right) \quad (12)$$

آماره ناپارامتریک pp گروهی:

$$\tilde{Z}_{pp \ N, T} = \sum_{i=1}^N \left(\hat{\sigma}^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \times \sum_{t=1}^T \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right) \quad (13)$$

آماره پارامتریک ADF گروهی:

$$\tilde{Z}_{ADF \ N, T} = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{S}_i^{*2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \times \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^* \quad (14)$$

که در آن؛

$$(15)$$

$$\hat{\lambda}_i = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i + 1} \right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\mu}_{i,t} \hat{\mu}_{i,t-s} \quad , \quad \hat{s}_i^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{i,t}^2 \quad , \quad \hat{\sigma}_i^2 = \hat{s}_i^2 + 2 \hat{\lambda}_i \quad ,$$

$$\hat{\sigma}_{N,T}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11}^{-2} \hat{\sigma}_i^2 \quad , \quad \hat{s}_i^{*2} = \frac{1}{t} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{i,t}^{*2} \quad , \quad \hat{s}_{N,T}^{*2} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i^{*2} \quad ,$$

$$\hat{L}_{11}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\eta}_{i,t}^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i + 1} \right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\eta}_{i,t} \hat{\eta}_{i,t-s}$$

می‌باشد. جملات اخلاخل $\hat{\mu}_{i,t}^*$ ، $\hat{\mu}_{i,t}$ و $\hat{\eta}_{i,t}$ نیز به ترتیب از طریق رگرسیونهای زیر بدست

می‌آید.

$$\hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{\mu}_{i,t} \quad , \quad \hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \hat{\gamma}_{i,k} \Delta \hat{e}_{i,t-k} + \hat{\mu}_{i,t}^* \quad , \quad (16)$$

M