فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال ششم، شماره هجدهم
تابستان ۱۳۹۲

تاثیر توسعه‌مالی در اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا

مانی موتمنی[۱]
فائزه آریانی[۲]

تاریخ دریافت: ۹۱/۹/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۲/۲۵

چکیده

این پژوهش برآن است تا نشان دهد توسعه‌مالی در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا پیش‌شرط مهم برای اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشداقتصادی می‌باشد. به این منظور اثر بازارهای مالی در تاثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در این منطقه برای ۱۵ کشور (اردن، الجزایر، امارات متحده عربی، ایران، بحرین، تونس، عمان، مراکش، مصر، یمن، ترکیه، لیبی، قطر، مالت و عربستان سعودی) در فاصله سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۰ به‌وسیله مدل‌های داده‌های تابلویی پویا و برآوردگر گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) ارزیابی شده‌است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی از کانال توسعه‌ی بازارهای مالی مثبت و معنادار می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: توسعه‌مالی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، گشتاور تعمیم یافته (GMM)، داده‌های تابلویی پویا.

۱- عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد و علوم اداری دانشگاه مازندران motamenima@gmail.com
۲- کارشناس ارشد علوم اقتصادی (مسئول مکاتبات) f.ariani@me.com

۱- مقدمه

در ادبیات اقتصادی، سرمایه به منزله رکن اصلی یک نظام اقتصادی تلقی و بر تشکیل آن به عنوان مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده‌ی رشد و توسعه اقتصادی تأکید فراوانی شده است. منبع انباشت سرمایه، سرمایه‌گذاری است و مکانیسم انتقال پس‌انداز که در بازارهای مالی صورت می‌گیرد، پیش‌شرط سرمایه-گذاری است. این مهم در کشورهای در حال‌توسعه نظیر کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا از درجه اهمیت بالاتری برخوردار می‌باشد. زیرا از یک سو، منابع مالی به مقدار کافی در دسترس نیست و از سوی دیگر، انتقال پس‌انداز به بخش‌های تولیدی و صنعتی، به دلیل فقدان بازارهای مالی کارآمد با سهولت انجام نمی‌پذیرد.

یکی از منابعی که می‌تواند کمبود انباشت سرمایه را جبران نماید، استفاده از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌دلیل مزیت‌هایی مانند انتقال تکنولوژی و ارتباط با بازارهای بین‌المللی می‌باشد. اما اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای مختلف، نتایج متفاوتی به همراه داشته است. برای مثال هرمس ولنسینک[1](۲۰۰۳) این دیدگاه را که افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رشد اقتصادی را بهبود می‌دهد، رد نمودند. همچنین، آنها به این نتیجه رسیدند که کشورهای کم‌تر توسعه یافته برای آنکه بتوانند اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بر رشد اقتصادی بهبود دهند، ابتدا باید سیستم مالی داخلی شان را اصلاح نمایند.

هم‌چنین طبق بلوم‌استرون و پیرسون[2](۱۹۸۳)، افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی منجر به رشد اقتصادی در کشور میزبان می‌گردد. اما این اثر بستگی به قدرت جذب کشور میزبان دارد که تابع میزان سرمایه انسانی موجود در آن کشور است. امّا در مطالعه آتیکن و هریسون[3](۱۹۹۹)، خلاف این امر نتیجه‌گیری شده‌است. آنها با مقایسه کانال‌های انتقال تکنولوژی ناشی از سرمایه‌گذاری مستقیم‌خارجی به کشور میزبان مشخص می‌کنند که در بیشتر موارد بنگاه‌های داخلی به منظور تقویت تکنولوژی مورد استفاده خود و به‌کارگیری تکنولوژی جدید و دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر به سرمایه‌گذاری در آموزش تمایل می‌یابند. نتیجه این مطالعه نشان داده که وجود وضعیت رقابتی و توسعه‌یافته بازارهای مالی در فرایند اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی می‌تواند نقش معناداری داشته باشد.

لذا علی‌رغم اینکه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وابسته به سرمایه‌ای است که از خارج وارد می‌گردد؛ اما پیامد خارجی این موضوع برای اقتصاد داخلی به میزان توسعه‌یافتگی بازارهای مالی بستگی دارد. سیستم‌های مالی که از کارایی بیشتری برخوردار هستند، موانع تامین مالی خارجی را کاهش داده و با تسهیل شرایط دسترسی واحدهای تولیدی و صنعتی به سرمایه‌های خارجی، زمینه گسترش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی بیشتر را فراهم می‌سازند.[4] بنابراین نظام‌های مالی کانال واسط میان پس‌اندازکنندگان و سرمایه‌گذاران به شمار می‌آیند و به همین دلیل نیز میان کارایی نظام مالی و عملکرد بخش واقعی اقتصاد رابطه مستقیمی وجود دارد. هر چند تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای درحال توسعه، بیان‌گر نقش کارآفرینی در رونق اقتصادی است، اما نکته مهم در این مسیر نقش بازارهای مالی می‌باشد. اصولاً وجود بازارهای مالی توسعه یافته راه را برای استفاده بهتر از سرمایه‌گذاری خارجی و جذب آنها هموار می‌سازد. توسعه

بازارهای مالی جدای از اینکه عامل تسهیل کننده در سرمایه‌گذاری خارجی مستقیم است، می‌تواند نشانه ثبات اقتصادی نیز محسوب گردد.

با توجه به اهمیت موضوع و ضرورت توجه به این مسأله در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا، که همواره از ناکارآمدی بازارهای مالی آسیب دیده‌اند، دراین مطالعه اثر توسعه مالی در تاثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا با استفاده از داده‌های تابلویی ۱۵ کشور، در سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۰ با بکارگیری روش داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار گرفته است. جهت بررسی، این مقاله در پنج بخش تدوین شده است. بخش دوم به مروری بر ادبیات تحقیق اختصاص یافته است. در بخش سوم به داده‌ها و الگوی مورد مطالعه اشاره می‌شود. الگوی تحقیق با استفاده از داده‌های تابلویی در بخش چهارم برآورد گشته‌است. بخش پنجم به نتیجه‌گیری و پیشنهادات اختصاص و در نهایت، مقاله با کتابنامه پایان یافته‌است.

۲- مروری بر ادبیات موضوع پژوهش

در مبانی تئوری‌های اقتصادی، سرمایه‌گذاری به عنوان یک عامل مهم و بنیادی نقش تعیین کننده در رشد اقتصادی دارد. تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای در حال توسعه، بیانگر نقش‌آفرینی این شکل از سرمایه‌گذاری در رونق اقتصادی آنان دارد. نکته مهم در این مسیر، نقش بازارهای مالی است. یعنی وجود بازارهای مالی توسعه یافته، راه را برای استفاده بهتر از سرمایه‌گذاری‌های خارجی و جذب آنان هموار می‌سازد.

اما پرسش مطرح این است که آیا سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در تمام کشورهایی‌که وارد می‌شود، تأثیری مثبت و مشابه دارد؟ مطالعات مختلفی درباره تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم‌خارجی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی صورت گرفته است که نتایجی مختلف داشته است. براین اساس در این بخش از مطالعه مبانی نظری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی، توسعه مالی و رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی و رشد اقتصادی بررسی و سپس مروری بر برخی از مطالعات تجربی در خصوص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه‌مالی و رشد اقتصادی انجام گرفته است.

۲-۱- مبانی نظری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی

ارتباط میان FDI و تولید ناخالص ملّی نخستین بار در مدل‌های رشد نئوکلاسیکی[۵] مطرح شد. در مدل‌های رشد نئوکلاسیکی، پیشرفت فناوری و نیروی‌کار برون‌زا در نظر گرفته می‌شوند و بنابراین عقیده بر این است که FDI می‌تواند تنها در کوتاه‌مدت و از طریق افزایش سرمایه فیزیکی منجر به رشد اقتصادی کشور میزبان گردد اما در بلند مدت تأثیر به سزایی بر آن ندارد؛ زیرا به عقیده نئوکلاسیک‌ها رشد بلندمدت تنها از طریق رشد نیروی‌کار و رشد فناوری رخ می‌دهد (سولو[۶]، ۱۹۵۶). با این وجود، از دهه ۱۹۸۰ به بعد، تئوری‌های رشد درون‌زا مطرح می‌گردند که در آنها فناوری به عنوان یک عامل درون‌زا تلقی می‌شود. در مدل‌های رشد درون‌زا فرض بر آن است که FDI

نسبت به سرمایه‌گذاری داخلی از کارایی بیشتری برخوردار است. در این مدل‌ها، تأکید بر کانال‌های دیگری از قبیل R&D، سرمایه انسانی، نرخ ارز، عوامل بیرونی یا اثرات سریز[۷] است که FDI از این طریق باعث رشد اقتصادی بلندمدت می‌شود (گراس من و هلپ من[۸] ، ۱۹۹۱)؛ لوکاس[۹](۱۹۸۸)؛ بارو و سل ای مارتین[۱۰] (۱۹۹۵) و لانگنی و رزین[۱۱] (۲۰۰۱)).

تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سطح تولید را با استفاده از تابع لئونتیف (تابع با ضرایب ثابت) می‌توان نشان داد[۱۲]:

$$Y = \text{Min}\left[\frac{L}{\alpha}, \frac{K}{\beta}\right] \qquad (۱-۲)$$

که در آن؛Y میزان تولید، L نیروی‌کار، K سرمایه، α ضریب نیروی‌کار و β ضریب سرمایه می‌باشد.

فرض کنید کشور میزبان یک کشور بسته و پر جمعیت باشد که با استفاده از سرمایه داخلی K_d و نیروی کار داخلی L_d به حداکثر تولید خود Y_d رسیده باشد، به‌طوری که در این کشور سرمایه‌ای مازاد بر K_d وجود ندارد ولی عامل نیروی‌کار زیاد باشد. حال اگر این کشور بسته و پرجمعیت، باز باشد و سرمایه‌های خارجی به آن راه یابد، سرمایه‌ی موجوئ می‌تواند به میزان K_f، افزایش یابد.

با توجه به تابع لئونتیف، نیروی‌کار مورد استفاده روی خط $K = \frac{\beta}{\alpha}L$ قرار دارد و بنابراین با ورود سرمایه‌خارجی به میزان K_f، افزایش نیروی کار به میزان $\alpha/\beta.K_f$ خواهد بود. میزان تولید با ورود سرمایه‌ی خارجی با توجه با نیروی کار $L_d + \alpha/\beta.K_f$ و سرمایه $K_d + K_f$ به صورت رابطه (۲-۲) خواهد بود:

$$Y = \text{Min}\left[\frac{L_d + {}^{\alpha}/_{\beta.K_f}}{\alpha}, \frac{K_d + K_f}{\beta}\right] \qquad (۲-۲)$$
$$= \text{Min}\left[\frac{L_d}{\alpha} + \frac{K_f}{\beta}, \frac{K_d}{\beta} + \frac{K_f}{\beta}\right]$$

بنابراین تولید جدید برابر است با $Y = Y_d + \frac{K_f}{\beta}$ و بدین ترتیب میزان تولید و اشتغال این کشور با ورود سرمایه خارجی افزایش می‌یابد.

آنچه از مرور این مبانی بر می‌آید نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی را توسط فراهم نمودن سرمایه‌ی خارجی رونق می‌بخشد و از طریق رشد اقتصادی، منافع سرمایه‌گذار خارجی گسترش می‌یابد. علاوه بر این FDI معمولاً به همراه تکنولوژی پیشرفته، سازماندهی و مدیریت برتر وارد کشور می‌شود. بنابراین FDI به‌عنوان موتور رشد در کشورهای کمتر توسعه‌یافته شناخته شده‌است.

۲-۲- مبانی نظری توسعه‌مالی و رشد اقتصادی

مروری بر ادبیات اقتصادی نشان می‌دهد که، نظرات متفاوتی در رابطه با اثر بخش‌مالی بر رشد اقتصادی وجود دارد. مطالعه گلداسمیت[۱۳](۱۹۶۹)، پیرامون رابطه توسعه‌مالی و رشد اقتصادی، این سوال اساسی را مطرح نمود که اگر رابطه‌ای بین توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود دارد؛ جهت علّیت این رابطه به چه شکلی است؟ آیا توسعه‌مالی علّت رشد اقتصادی است و یا آن‌که رشد اقتصادی علّت توسعه مالی است؟ به‌طور کلی چهار دیدگاه درباره رابطه رشد اقتصادی و توسعه‌مالی وجود دارد.

دیدگاه اوّل به سمت عرضه[۱۴] تمایل دارد. فرضیه رشد به راهبری عرضه بیان می‌دارد که، علیّت از سمت توسعه مالی به رشد اقتصادی وجود دارد. به عبارت دیگر ایجاد و گسترش موسسه‌ها و بازارهای

مالی باعث تخصیص بهینه منابع مالی، تجهیز پس‌اندازها و تسهیلات مبادله شده و با افزایش انباشت سرمایه و افزایش بهره‌وری، منجر به رشد اقتصادی می‌گردد. مهم‌ترین مطالعاتی که مبانی نظری این تئوری را تشکیل می‌دهد بهمکینون[15] (۱۹۷۳) شاو[16] (۱۹۷۳) تعلق دارد. هیکس[17] (۱۹۶۹)، با مرور تحولات تاریخی انگلستان، عامل اصلی شکل‌گیری انقلاب صنعتی را توسعه‌مالی می‌داند.

این نظریه که متمایل به سمت عرضه است نشان‌دهنده اثر گذاری توسعه‌مالی بر رشد اقتصادی می‌باشد. مطالعات گلب[18] (۱۹۸۹)، رابینی و سالایی مارتین[19] (۱۹۹۲)، کینگ و لوین[20] (۱۹۹۳)، گیدوتی[21] (۱۹۹۵)، لوین و زورس(۱۹۹۶) و روسو و واچل[22] (۲۰۰۰)، ارتباط مثبت و معنی‌دار جانشین‌های تأمین مالی در معادلات رشد واقعی اقتصادی را آشکار ساخته و از دیدگاه عرضه در کشورهای درحال توسعه و توسعه یافته حمایت نموده‌اند.

دیدگاه دوم یعنی دیدگاه تقاضا محور[23]، توسط رابینسون[24](۱۹۵۲) مطرح گردید. بر اساس این دیدگاه، تغییر در بازارهای مالی واکنشی انفعالی به رشد اقتصادی است. بنابراین رشد بخش واقعی، افزایش و تقاضای جدید را برای خدمات مالی در پی‌خواهد داشت. براین اساس، توسعه و پیشرفت بازارهای مالی ناشی از افزایش تقاضا برای خدمات این بازارهاست که از رشد واقعی اقتصاد نشأت گرفته‌است. فریدمن و شوارتز[25] (۱۹۶۳)، آیرلند[26](۱۹۹۴)، پاتریک[27] (۱۹۹۶)، دمتریادس و حسین[28](۱۹۹۶)، شواهدی برای این دیدگاه ارائه نموده‌اند.

طبق دیدگاه سوم رابطه‌ای میان توسعه‌مالی و رشد اقتصادی وجود ندارد. از نظر **لوکاس**[29] (۱۹۸۸)، مباحث مختلفی که پیرامون توسعه مالی مطرح می‌شود جار و جنجالی بیش نیست و نمی‌بایست تا این حد به توسعه‌مالی اهمیت داد.

میر و سیرز[30](۱۹۸۴) واسترن[31] (۱۹۸۹) نیز براین باورند که بازارها در بهترین وضعیت فقط نقش کوچکی در فرآیند رشد اقتصادی ایفاء می‌کنند. رم[32] (۱۹۹۹) و داوسون[33] (۲۰۰۳) به شواهدی در تأیید این دیدگاه دست یافته‌اند.

با به‌کارگیری الگوهای رشد درون‌زا و امکان سنجش رابطه علّی متغیرها، دیدگاه سوم و جدیدی به وجود آمد که ترکیب دیدگاه عرضه و تقاضا می‌باشد. در این دیدگاه رابطه توسعه مالی و رشداقتصادی دو طرفه است. به نظر می‌رسد این نوع نگرش مربوط به دوره بلندمدت باشد.[34]

پاگانو[35](۱۹۹۳)، با بکارگیری مدل ساده رشد درون‌زا[36] که معروف به مدل AK[37]می‌باشد به بررسی اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی پرداخته است.

در این مدل مقدار تولید با حجم سرمایه رابطه‌ی خطی دارد:

$$Y_t = AK_t \qquad (۳-۲)$$

در معادله (۲-۱-۳) فرض می‌گردد رشد جمعیت وجود ندارد، هم‌چنین تنها یک کالا جهت مصرف و سرمایه‌گذاری تولید می‌شود. با فرض نرخ استهلاک δ، سرمایه‌گذاری ناخالص برابر است با:

$$I_t = K_{t+1} + (1-\delta)K_t \qquad (۴-۲)$$

تعادل در بازار سرمایه، با فرض وجود دولت ایجاب می‌کند که پس‌انداز خالص S_t برابر با I_t

باشد. نرخ رشد اقتصادی در زمان t+1 از معادله (۲-۱-۳) به‌صورت زیر استخراج می‌شود:

$$g_{t+1} = \left(\frac{Y_{t+1}}{Y_t} - 1\right) = \frac{K_{t+1}}{K_t} - 1 \qquad (۲-۵)$$

با جایگزینی معادله (۲-۱-۴) در معادله (۲-۱-۵) و حذف اندیس زمان، خواهیم داشت:

$$g = A\left(\frac{I}{Y}\right) - \delta = A\theta s - \delta \qquad (۲-۶)$$

در این معادله θ سهمی از هر دلار پس‌انداز است که در اختیار سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد و باقی‌مانده آن به‌عنوان پاداش نهادهای مالی جهت ارائه خدمات در نظر گرفته می‌شود. این رابطه نشان‌دهنده این‌است که توسعه‌ی‌مالی از طریق نرخ پس‌انداز S و هم‌چنین بهره‌وری کل عوامل تولید A رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

۲-۳- مبانی نظری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه‌مالی و رشد اقتصادی

سرمایه‌گذاری‌مستقیم‌خارجی‌می‌تواندبر رشد اقتصادی تأثیرگذار باشد، البته این تأثیر به وضعیت توسعه‌ی بازار مالی کشور میزبان بستگی دارد. این رابطه را می‌توان به عنوان تأثیر ترکیبی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و توسعه‌ی بازار مالی بر کارایی سرمایه‌گذاری یا بهره‌وری کل عوامل تولید در نظر گرفت. سیستم مالی توسعه یافته منجر به تخصیص کارای منابع و بهبود قدرت جذب یک کشور در رابطه با جریان‌های ورودی FDI می‌گردد.

بدین ترتیب در صورتی‌که سیستم مالی داخلی توسعه یافته باشد، حداقل تا حدودی مشخص خواهد شد که بنگاه داخلی تا چه میزان می‌تواند سرمایه مورد نیازش را از بانک‌ها یا بازار بورس تأمین نماید.

مطالعات بسیار زیادی مربوط به تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی با رویکرد بازارهای مالی وجود دارد. اما در کنار این مطالعات که به نقش نظام بانکی بر رشد اقتصادی توجه داشته‌اند، مطالعاتی وجود دارند که در رابطه با ارتباط بین بازار سهام و رشد بلندمدت نیز انجام شده‌است. **لوین**[۳۸](۱۹۹۱) در مطالعه‌ی خود مدلی را استخراج می‌نماید که نشان میدهد قدرت بالای نقد شوندگی بازار سهام موجب کاهش ترس از سرمایه‌گذاری در پروژه‌های بلند مدت می‌شود، زیرا سرمایه‌گذاران قادرند سهمی را که در پروژه دارند در هر زمانی قبل از تکمیل شدن آن بفروشند. بنابراین افزایش قدرت نقدشوندگی سبب تسهیل سرمایه‌گذاری در بلند مدت و افزایش بازده پروژه‌ها می‌شود که می‌توان گفت نتیجه‌ی آن افزایش رشد اقتصادی است.

اگرچه مشاهدات تجربی در مورد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی مبهم است؛ ولی در رابطه با تقابل بین بازارهای مالی و رشد به تنهایی مطالعات زیادی انجام شده و نتایج مثبتی از قبیل اینکه بازارهای مالی توسعه یافته رشد اقتصادی را بهبود می‌بخشد، در بر داشته است. (**کینگ و لوین**[۳۹]).

با استفاده از تابع تولید کاب- داگلاس می‌توان رابطه (۲-۷) راتوضیح داده‌اند:

$$Y = A(FS.FI)L^{\alpha}K^{\beta} \qquad (۲-۷)$$

که درآن؛Y تولید کل، A بهره وری کل عوامل تولید (TFP)، FS موجودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یا موجودی سرمایه خارجی،FI متغیر توسعه‌ی بازار مالی، L نیروی کارو K موجودی

سـرمایه است. اکنون، با گرفتن لگاریتم و سپس، دیفرانسیل گیری از مدل (۲-۱-۷)خواهیم داشت:

$$\hat{Y} = \acute{A}(FS.dFI + FI.dFS)/A + \alpha\acute{L} + \beta\acute{K} \quad (۲-۸)$$

که درآن؛^ نشان دهنده‌ی‌نرخ رشد، 'Aنشان دهنده مشتقAنسـبت بـه عبـارت 'FS,(TFP) می‌باشد. با توجه به اینکه $dFS = FDI$ بوده و $\lambda = \acute{A}Y/A$ تولید نهایی بهره‌وری کل عوامل تولید نسبت به تغییرات FS.FIاست؛ لذا، می‌توان معادله‌ی (۲-۱-۸) را به‌صورت زیر نوشت:

$$\hat{Y} = \lambda_{\cdot} FS.dFI/Y + \lambda_{\cdot} FI.FDI/Y + \alpha\hat{L} + \beta\hat{K} \quad (۲-۹)$$

بنابراین، توسعه بازار مالی می‌تواند در برقراری ارتباط بین تولیدکننده‌ی داخلی و تولید کننده‌ی خارجی و فعال کردن نیروی‌کار برای کارآفرین شدن مؤثر باشد. در واقع، توسعه‌ی بازار مالی موجب می‌شود تا از مزیت‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر کارایی سرمایه‌گذاری داخلی تأثیرگذار است و این تأثیر به وضعیت توسعه‌ی بازار مالی کشور میزبان بستگی دارد.

۲-۴- مروری بر مطالعات تجربی

آلفرو و همکاران[۴۰](۲۰۰۴)،در مطالعه‌ای تحت عنوان"سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی: نقش بازارهای مالی داخلی" با استفاده از داده‌های ۷۱ کشور در حال توسعه در دوره زمانی ۱۹۷۵ تا ۱۹۹۵ و روش داده‌های تلفیقی، رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم‌خارجی و رشد اقتصادی را از کانال توسعه بازارهای‌مالی ،آزمون و برآورد نموده‌اند. آلفرو و همکاران با استفاده از این مدل به این نتیجه رسیده‌اند که سطوح پایین توسعه بازارمالی می‌تواند اثر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم‌خارجی بر رشداقتصادی را محدود و یا حتی منفی نماید.

لج یونگ وال[۴۱](۲۰۰۷)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «توسعه‌مالی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در چین» با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[۴۲] در ۲۸ استان کشور چین در فاصله سال‌های ۱۹۸۶ تا ۲۰۰۳ بررسی نموده‌است. نتایج این مطالعه نشان می دهد که ترکیب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با شاخص‌های دسته اول و دوم اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد و ترکیب آن با شاخص‌های دسته سوم اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. همچنین ضریب سرمایه گذاری مستقیم خارجی از ضریب اثر ترکیبی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و شاخص‌های اندازه‌گیری مداخله دولت و عمق مالی بیشتر است وضریب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از ضریب اثر ترکیبی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با شاخص‌های درجه آزادی بازار کمتر است. شاخص‌های اندازه‌گیری مداخله دولت و عمق مالی به تنهایی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارند، در حالی که درجه آزادی بازار به تنهایی اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارند. همچنین نشان می‌دهد توسعه بخش مالی این کشور، واکنش مثبت رشد اقتصادی به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را افزایش می‌دهد.

احمد و مالک[۴۳](۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "توسعه بخش‌مالی و رشد اقتصادی: تحلیلی تجربی از کشورهای در حال توسعه" از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به بررسی این موضوع پرداخته‌اند. آنها با استفاده از داده‌های تابلویی ۳۵ کشور درحال توسعه در فاصله سال‌های ۱۹۷۰ تا

۲۰۰۳ و با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته به بررسی این رابطه پرداخته‌اند.

نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که، حتی اگر توسعه بخش‌مالی منجر به سرمایه‌گذاری‌هایی در سطح بالا نشود، باعث تخصیص بهینه‌تر سرمایه داخلی و در نتیجه بهبود رشداقتصادی خواهد شد.

جلائی و صباغ پورفرد(۱۳۸۸)، در مطالعه‌ای تحت عنوان"بررسی اثر سرمایه‌گذاری‌مستقیم‌خارجی بر رشداقتصادی ایران از مسیر بازارهای‌مالی" به بحث پیرامون رابطه سرمایه‌گذاری‌مستقیم‌خارجی، توسعه‌بازارهای‌مالی و رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌است. سری زمانی مورد مطالعه سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۵۳ را در بر می‌گیرد. این مطالعه با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شده‌است.

مهدوی و دیگران (۱۳۸۹)، در مقاله‌ای تحت عنوان" تأثیر توسعه بازارمالی در تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای میزبان با استفاده از روش داده‌های تابلویی" به بررسی این موضوع با استفاده از داده‌های تلفیقی ۵۷ کشور در دوره‌ی زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۵ و روش داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد در کشورهای کمتر توسعه یافته از لحاظ بازار مالی، با مقایسه شاخص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و اثر ترکیبی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و شاخص های بازار مالی، ضریب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کمتر از ضریب اثر ترکیبی است؛ ولی معنی‌دار بودن این تاثیر بستگی به این دارد که بازار مالی در حد کافی توسعه یافته باشد.

مهدوی، رحمان و روحا... مهدوی (۱۳۹۰)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم‌خارجی و توسعه بازارهای مالی بر رشد اقتصادی ایران" به بحث پیرامون رابطه سرمایه‌گذاری‌مستقیم‌خارجی، توسعه‌بازارهای‌مالی و رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌است. سری زمانی مورد مطالعه سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۴۶ را در بر می‌گیرد. این مطالعه با استفاده از روش ARDL برآورد شده‌است. نتایج برآورد مطالعه آنها نشان می‌دهد که، در ایران ضریب سرمایه‌گذاری مستقیم‌خارجی و شاخص بازارمالی به تنهایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر معنادار بر تولید ناخالص داخلی ندارند ولی شاخص اثر ترکیبی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بازار مالی (البته زمانی که شاخص بازارمالی نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به کل بخش‌ها باشد) در بلندمدت و کوتاه‌مدت دارای تأثیر مثبت و معنادار بر تولید ناخالص داخلی است. در واقع، نتایج نشان می‌دهد که شاخص بازارمالی (نسبت اعتبارات اعطایی به کل بخش‌ها) در رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم‌خارجی و تولید ناخالص داخلی مؤثر است.

۳- معرفی داده‌ها و الگوی پژوهش

۳-۱- داده‌ها

در این مطالعه به منظور بررسی اثر توسعه مالی در تاثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی از داده‌های تابلویی ۱۵ کشور منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (اردن، الجزایر، امارات متحده عربی، ایران، بحرین، تونس، عمان، مراکش، مصر، یمن، ترکیه، لیبی، قطر، مالت و عربستان سعودی) در فاصله سالهای ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۰ بر مبنای حداکثر اطلاعات موجود استفاده شده‌است.[۴۴] متغیرهای بکاررفته در این مطالعه شامل تولید

ناخالص داخلی، متغیر جانشین توسعه و عمق مالی یعنی شاخص عمق مالی شامل؛ کارایی مالی و شاخص ساختاری توسعه مالی[۴۵]، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تورم و درجه باز بودن اقتصاد (مجموع صادرات و واردات نسبت به GDP) بوده‌است.

معیار مستقیمی برای اندازه‌گیری درجه توسعه نظام بانکی یا بازار اوراق بهادار وجود ندارد.لذا از معیارهای جانشین برای اندازه‌گیری حجم نظام بانکی و فعالیت بازار اوراق بهادار برای اندازه‌گیری درجه توسعه‌یافتگی مالی استفاده می‌شود. در مطالعه کمیجانی و نادعلی (۱۳۸۶) به هفت شاخص بانکی معرف توسعه‌مالی و تعمیق مالی اشاره شده‌است. این شاخص‌ها عبارتند از: نرخ سود واقعی بانکی، شاخص ابزاری توسعه‌مالی، شاخص ژرفای مالی، شاخص بنیانی مالی، شاخص ساختاری مالی، شاخص اندازه واسطه‌گرهای مالی و شاخص کارایی مالی که در این مطالعه از آن استفاده شده است (برابر با نسبت بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به تولید ناخالص داخلی(GDP) می‌باشد).

در نمودار (۳-۱) متوسط شاخص عمق مالی شامل؛ کارایی مالی و شاخص ساختاری توسعه‌مالی، در فاصله سال‌های ۲۰۰۱ تا۲۰۱۰، برای کشورهای منتخب منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا استخراج شده است. در اغلب کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا، نرخ بهره به‌طور آزادانه تعیین می‌شود؛ سیاست‌های پولی غیر مستقیم بکار می‌روند و اوراق بهادار دولتی هم وجود دارد. ولی محدودیت یا عدم وجود بازار ثانویه برای اوراق بهادار دولتی، سبب تضعیف کاربرد وسیع آن توسط بانک مرکزی در عملیات بازار باز شده‌است. به علاوه، برخی از کشورهای منطقه نیز از یک چارچوب طراحی و اجرای سیاست پولی پیروی نمی‌نمایند.

هرچه اعتبارات دریافتی بخش خصوصی نسبت به تولید ناخالص داخلی از روند فزاینده‌ای برخوردار باشد، نشان دهنده نقش فعال بخش خصوصی بوده و به طور کلی می‌توان قضاوت نمود که کارایی بخش بانکی در توسعه مالی موفقیت آمیز بوده است. همانطور که در نمودار (۳-۱) ملاحظه می‌گردد، شاخص کارایی سیستم مالی ایران به همراه کشورهای لیبی، الجزایر، قطر، ترکیه و یمن دارای پایین‌ترین سطح در این منطقه است.

مقایسه شاخص ساختاری توسعه‌مالی منتخب کشور منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا نشان می‌دهد که، ایران به همراه کشورهای تونس، عمان و امارات متحده عربی، دارای بالاترین سطح شاخص ساختاری مالی در این منطقه است. درآمدهای نفتی ویژگی مشترک کشورهای منتخب خاورمیانه و شمال آفریقا است و به همین علّت مقایسه وضعیت مالی ایران و این کشورها به خوبی بازگو کننده سطح مدیریت بازارهای مالی اقتصاد ایران می‌باشد.

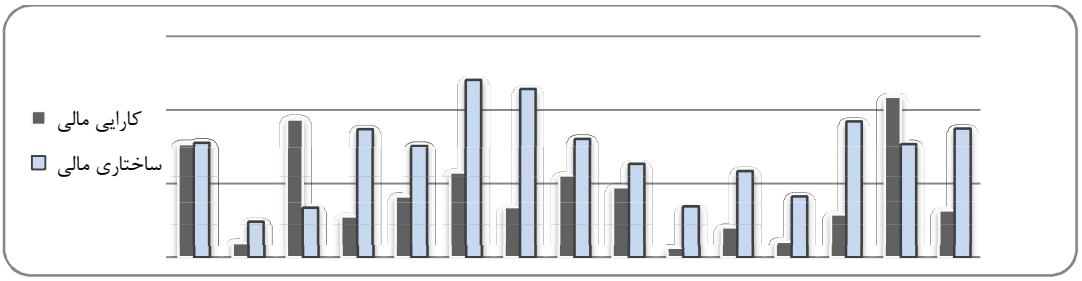
۳-۲- الگوی پژوهش

جهت برآورد الگوی داده‌های تابلویی پویا از روش گشتاورهای تعمیم یافته(GMM)که توسط آرلانو و باند[۴۶] گسترش یافته، استفاده شده‌است. در ا لگوی داده‌های تابلویی پویا، وقفه متغیر وابسته با جمله اخلال همبستگی دارد و بدین جهت از وقفه متغیر وابسته و وقفه سایر متغیرها به عنوان ابزار برای وقفه متغیر وابسته مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم یافته GMM استفاده می‌شود. به‌منظور ارزیابی اثر توسعه مالی از طریق تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری

مستقیم خارجی، بر رشد اقتصادی از الگوی (۳-۱) استفاده شده‌است.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 FD_{it} + \beta_3 FDI_{it} + \beta_4 (FDI_{it} * FD_{it}) + \beta_5 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱-۳)$$

نمودار ۳-۱ متوسط شاخص‌های توسعه‌مالی به‌کار رفته در مطالعه طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۰



منبع: داده‌های بانک جهانی (۲۰۱۲)

که در آن؛ Y_{it}: رشد اقتصادی کشور iام در زمان t، Y_{it-1}: وقفه متغیر وابسته، FD_{it}: شاخص توسعه‌مالی کشور iام در زمان t، FDI_{it}: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور iام در زمان t، $FDI_{it} * FD_{it}$: شاخص نشان‌دهنده تأثیر متقابل بازار مالی کشور iام در زمان t و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور iام در زمان t (از ضرب دو متغیر مربوط به شاخص توسعه‌مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تقسیم بر رشد اقتصادی بدست می‌آید). X_{it}:متغیرهای کنترل شامل تورم،درجه بازبودن اقتصاد(مجموع صادرات و واردات نسبت به GDP) و ε_{it}: جزء اخلال کشور iام در زمان t.

۴- برآورد الگو

این قسمت به برآورد الگوی اختصاص یافته‌است. بدین منظور ابتدا مانایی لگاریتم تمامی متغیرهای به‌کار رفته در مدل آزمون قرار شده است.[۴۷] برای این منظور از سه روش از مهم‌ترین آزمون‌های ریشه واحد با داده‌های تابلویی استفاده شده‌است. برای تشریح این آزمون‌ها، الگوی AR(۱) بین بخشی (۴-۱) در نظر گرفته می‌شود:

که در آن Y_{it} متغیر مورد بررسی (متغیرهای کنترل و وابسته)، $i = 1,2,\dots,N$ معرف کشورها، $t = 1,2,\dots,T_i$ تعداد مشاهدات سری زمانی در هرکشور، X_{it} عرض از مبدأ و روند، δ_i ضریب خودهمبستگی و ε_i جمله اخلال بوده که فرض می‌شود در بین کشورهای مختلف مستقل از هم هستند. اگر $|\rho_i| < 1$ باشد در این صورت متغیر مورد نظر مانا و چنانچه $|\rho_i| = 1$ باشد، Y_i دارای ریشه واحد و نامانا تلقی می‌شود.

به منظور این آزمون، دو پیش فرض در مورد ρ_i وجود دارد، اول این‌که فرض می‌کنیم عوامل مشترکی بین کشورهای مختلف وجود دارند به‌طوری‌که ρ_i برای همه کشورها یکسان است ($\rho_i = \rho$ به ازای هر i یا برای تمام کشورها). آزمون LLC[۴۸]، برتونگ[۴۹] و هدری[۵۰] براساس این فرض پایه‌گذاری شده‌اند.

از سویی دیگر، فرض دوم این‌است که ρ_i بین کشورها یکسان در نظر گرفته نشود. آزمونIPS[۵۱]و

آزمون فیشر[۵۲] نیز براساس این فرض استوارند. به‌علاوه در آزمون هدری، فرضیه صفر، عدم وجود ریشه واحد است درحالی‌که در سایر آزمون‌ها فرضیه صفر وجود یک ریشه واحد می‌باشد.خلاصه نتایج آزمون مانایی متغیرها در جدول (۱) ارائه شده‌است.

جدول ۱. نتایج آزمون‌های ریشه واحد متغیر وابسته و متغیرهای کنترل به‌کار رفته در مطالعه

متغیر	روش آزمون	آماره آزمون (P-value)	نتیجه آزمون
تولید ناخالص داخلی	Hadri Z-stat	۳.۰۴ (۰.۰۰۱)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.
	Im, pesaran and Shin W-stat	-۲.۲۸ (۰.۰۱۱)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.
	Levin, Lin and Chu t	-۳.۶۸ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.
تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص داخلی	Hadri Z-stat	۳.۳۰ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.
	Im, pesaran and Shin W-stat	-۴.۹۸ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.
	Levin, Lin and Chu t	-۱۳.۱۹ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	Hadri Z-stat	۲.۶ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.
	Im, pesaran and Shin W-stat	-۱.۶۸ (۰.۰۴)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.
	Levin, Lin and Chu t	-۵.۵۷ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.
تفاضل مرتبه اول سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	Hadri Z-stat	۲.۳۲ (۰.۰۱)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.
	Im, pesaran and Shin W-stat	-۲.۰۹ (۰.۰۱۸)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.
	Levin, Lin and Chu t	-۳.۲۴ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.
شاخص کارایی مالی	Hadri Z-stat	۵.۶۵ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.
	Im, pesaran and Shin W-stat	-۱.۳۷ (۰.۰۸)	فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می‌شود.
	Levin, Lin and Chu t	۴.۱۰ (۱.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می‌شود.
تفاضل مرتبه اول شاخص کارایی مالی	Hadri Z-stat	۵.۰۷ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود
	Im, pesaran and Shin W-stat	-۱.۵۷ (۰.۰۵)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود
	Levin, Lin and Chu t	-۷.۵۴ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود
شاخص ساختاری مالی	Hadri Z-stat	۵.۸۵ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود
	Im, pesaran and Shin W-stat	-۰.۴۰ (۰.۳۴)	فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می‌شود.
	Levin, Lin and Chu t	۲.۱۲ (۹۸.۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می‌شود.
تفاضل مرتبه اول شاخص ساختاری مالی	Hadri Z-stat	۴.۲۱ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود
	Im, pesaran and Shin W-stat	-۲.۳۰ (۰.۰۱)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود
	Levin, Lin and Chu t	-۳.۱۰ (۰.۰۰۱)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود
تورم	Hadri Z-stat	۴.۷۴ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود
	Im, pesaran and Shin W-stat	-۲.۷ (۰.۰۰۳)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود
	Levin, Lin and Chu t	-۷.۶۴ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود
تفاضل مرتبه اول تورم	Hadri Z-stat	۵.۹۸ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود
	Im, pesaran and Shin W-stat	-۱.۷۳ (۰.۰۴)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود
	Levin, Lin and Chu t	-۱.۸۷ (۰.۰۳)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود
درجه باز بودن اقتصاد	Hadri Z-stat	۲.۸۸ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.
	Im, pesaran and Shin W-stat	-۰.۰۵ (۰.۴۷)	فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می‌شود.
	Levin, Lin and Chu t	-۳.۶۸ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.

متغیر	روش آزمون	آماره آزمون (P-value)	نتیجه آزمون
تفاضل مرتبه اول درجه باز بودن اقتصاد	Hadri Z-stat	۶.۰۶ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.
	Im, pesaran and Shin W-stat	-۲.۳۷ (۰.۰۰۸)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.
	Levin, Lin and Chu t	-۱۱.۷۸ (۰.۰۰۰)	فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.

منبع: محاسبات تحقیق

از آنجایی که ممکن است در بلندمدت ترکیب خطی متغیرها، مانا(و بدون روند تصادفی) باشد، به کمک تجزیه و تحلیل‌های هم انباشتگی می‌توان رابطه بلندمدت را آزمون و برآورد نمود. آزمون هم انباشتگی به هنگام استفاده از داده‌های تابلویی به روش پیشنهادی پدرونی[۵۳](۱۹۹۵) انجام می‌شود. نتایج این آزمون(با فرضیه صفر مبنی بر عدم هم انباشتگی برای این آزمون) در جدول (۲) آمده‌است.

این نتایج نشان می‌دهند که یک ارتباط قوی بلندمدت تولید ناخالص داخلی، متغیر جانشین توسعه و عمق مالی یعنی شاخص عمق مالی شامل؛ کارایی مالی و شاخص ساختاری توسعه‌مالی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تورم و درجه باز بودن اقتصاد(مجموع صادرات و واردات نسبت به GDP) وجود دارد.

با اطمینان از مانایی متغیرهای به‌کار رفته در مدل در برآورد الگو، ابتدا برای تعیین وجود (یا عدم وجود) عرض از مبدأ جداگانه برای هریک از کشورها، از آماره F استفاده شده‌است. با توجه به این‌که میزان آماره محاسبه شده برای الگو از آماره جدول بزرگتر بوده، لذا فرضیه صفر مبنی بر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی با سطح اطمینان بالای ۹۹ درصد را نمی‌توان رد نمود.

براساس نتایج بدست آمده برای برآورد هر دو الگو با حضور شاخص کارایی مالی و شاخص ساختاری مالی در جدول (۳)، تمام ضرایب از علامت‌های سازگار با تئوری برخوردارند و از لحاظ آماری نیز در سطح بالایی معنی‌دار هستند. نتایج برآورد نشان می‌دهد که، یک درصد افزایش به ترتیب در شاخص کارایی مالیو شاخص ساختاری مالی رشد اقتصادی را به میزان ۰.۲ و ۰.۱۵درصد افزایش می‌دهد. همچنین یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی به ترتیب با حضور شاخص کارایی مالی و شاخص ساختاری مالی به‌طور متوسط به اندازه ۰.۰۳و ۰.۰۱ درصد افزایش می‌یابد.

جدول ۲. نتایج آزمون هم انباشتگی پدرونی

روش آزمون	بدون عرض از مبدأ	
	آماره آزمون	(P-value)
Panel v-Statistic	۰.۰۰۳۲.۷۴۳	
Panel rho-Statistic	۳.۹۰۲	۱.۰۰۰
Panel PP-Statistic	-۰.۰۰۳۲.۶۱۳	
Panel ADF-Statistic	-۰.۰۶۱.۵۵۲	
Group rho-Statistic	۴.۹۳۴	۱.۰۰۰
Group PP-Statistic	-۰.۰۰۰۴.۶۹۱	
Group ADF-Statistic	-۰.۰۱۶۲.۱۲۷	

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی تحقیق

متغیر وابسته لگاریتم تولید ناخالص داخلی						
متغیرهای توضیحی	مدل اول			مدل دوم		
	ضرایب	آماره t	احتمال	ضرایب	آماره t	احتمال
عرض از مبدا	۵.۲۱	۲.۲۱	۰.۰۳	-۲۰.۵۲	-۱.۹۱	۰.۰۵۷
شاخص کارایی مالی	-	-	-	۰.۲۰	۲.۰۳	۰.۰۴۵
شاخص ساختاری توسعه مالی	۰.۱۵	۶.۹۲	۰.۰۰۰	-	-	-
نرخ تورم	-۰.۴۷	-۵.۴۵	۰.۰۰۰	-۰.۳۵	-۲.۲۱	۰.۰۲۹
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۰.۰۱	۶.۹۲	۰.۰۰۰	۰.۰۳	۳.۷۲	۰.۰۰۰
باز بودن تجارت	۰.۰۶	۲.۲۵	۰.۰۰۰	۰.۳۵	۲.۴۲	۰.۰۱۷
اثر متقابل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و شاخص توسعه مالی	۰.۰۰۱	۵.۱۹	۰.۰۰۰	۰.۰۰۴	۳.۹۷	۰.۰۰۲
وقفه متغیر وابسته	۰.۶۲	۵.۸۳	۰.۰۰۰	۰.۲۲	۲.۷۳	۰.۰۰۷
آزمون سارگان*	۰.۹۹			۰.۹۹		

منبع: محاسبات تحقیق

* فرضیه صفر بیان می‌دارد که ابزارهای مورد استفاده با باقیمانده‌ها ارتباطی ندارند. سازگاری برآوردگر گشتاور تعمیم‌یافته بستگی

به معتبر بودن ابزارهای بکار رفته دارد. برای آزمون این موضوع، آمارهسارگان (Sargan) از فرمول $\chi^{(\rho-k)}$ محاسبهشده‌است.

که در آن k تعداد ضرایب برآورد شده وρ مرتبه متغیرهای ابزاری بکار رفته در الگو می‌باشد. نتیجه آزمون سارگان نشان می‌دهد که فرضیه صفر با احتمال ۹۹ درصد رد می‌شود.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

دستیابی به رشد اقتصادی پایدار و توسعه، از اهداف اساسی کشورها می‌باشد. در ادبیات اقتصادی، سرمایه به منزله رکن اصلی یک نظام اقتصادی تلقی و بر تشکیل آن به عنوان مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده-ی رشد و توسعه اقتصادی، تأکید فراوانیشده‌است. از آنجا که منبع انباشت سرمایه، سرمایه‌گذاری می‌باشد بنابراین برای انجام سرمایه‌گذاری، نیاز به میزان مشخصی از پس‌انداز در سیستم مالی است. این مهمبه ویژه در کشورهای در حال‌توسعه نظیر ایران از درجه اهمیت بالاتری برخوردار می‌باشد.بنابر ضرورت موضوع در این مقاله، با استفاده از الگوهای داده‌های پویا مشخص گردید که توسعه‌مالی به ویژه بازار سهام در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا پیش‌شرط مهم برای تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشداقتصادی می‌باشد. بدین منظور تاثیر بازارهای مالی در تاثیر گذاری سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در ۱۵ کشور (اردن، الجزایر، امارات متحده عربی، ایران، بحرین، تونس، عمان، مراکش، مصر، یمن، ترکیه، کویت، لیبی، قطر، مالت و عربستان سعودی) در فاصله سالهای ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۰ مورد ارزیابی قرار گرفته‌است. کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا به‌دلیل ویژگی‌های مشترک نظیر وجود درآمدهای نفتی در اکثر کشورها و بازارهای مالی تقریباً مشابه انتخاب شده‌است.نتایج برآورد نشان می‌دهد که، یک درصد افزایش به ترتیب در شاخص

کارایی مالی و شاخص ساختاری مالی رشد اقتصادی را به میزان ۰.۲ و ۰.۱۵درصد افزایش می‌دهد. همچنین یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی به ترتیب با حضور شاخص کارایی مالی و شاخص ساختاری مالی به طور متوسط به اندازه ۰.۰۳ و ۰.۰۱ درصد افزایش می‌یابد. تورم نیز از عوامل بازدارنده در دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر در این حوزه بوده است. لذا با توجه به نتایج بدست آمده جهت بالا رفتن رشد اقتصادی استفاده از ظرفیت بازار اوراق بهادار برای تجهیز منابع، تنوع ابزارهای مالی و گسترش خصوصی‌سازی در عرصه مالی را می‌توان توصیه نمود.

فهرست منابع

۱) داوودی، پرویز و شاهمرادی، اکبر، (۱۳۸۳)، "بازشناسی عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اقتصاد ایران و ۴۶ کشور جهان در چارچوب یک الگوی تلفیقی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره۲۰، صفحات ۸۱-۱۱۳.

۲) جلایی، سید عبدالمجید، مینا صباغ‌پور،(۱۳۸۸)، "بررسی اثر سرمایه‌گذرای مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی ایران از مسیر بازارهای مالی"، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۹، صفحات ۱۷۱-۱۸۸.

۳) مهدوی، رحمان و روح ا... مهدوی،(۱۳۹۰)، "تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم‌خارجی و توسعه‌بازارمالی بر رشداقتصادی ایران"، فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، شماره ۱۴، صفحات ۱۲۹-۱۴۷.

۴) مهدوی، روحا...، جهانگرد، اسفندیار و محمود ختایی،(۱۳۸۹)،"تأثیر بازارهای مالی در تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشداقتصادی کشورهای میزبان با استفاده از روش داده‌های تابلویی"، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، شماره ۲، صفحات ۲۱-۴۰.

5) Ahmed, E., and Malik, A. (2009) "Financial Sector Development and Economic Growth: An Empirical Analysis of Developing Countries", Journal of Economic Cooperation and Development, No. 30, pp. 17-40.

6) Alfro, L., Chanda, A., Kalemli-ozcan, S. (2004), "FDI and economic growth: The role of local financial markets", Journal of international Economics, No. 64, pp. 89-112.

7) Arellano, M., and Bond, S. R. (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," Review of Economic Studies, 58, 277–297.

8) Atiken, B.J.,Harrison, A.E. (1999)"Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment , Evidence from Venezuela", American Economic Review, Vol.89, NO 3, PP.605-618.

9) Blomstron, M., and Persson, H. (1983), " Foreign Investment and Spillover Efficiency in Under Developed Economy: Evidence from the Mexician Manufacturing industry ", World Development, Vol .11, pp. 493-501.

10) Hermes, N., and R, Lensink, (2003), "Foreign Direct Investment, Financial Development and Economic Growth", Journal of Development Studies, Vol.140, pp.142-163.

11) Im KS, Pesaran MH, Shin Y. (2003), "Testing for Unit Roots inHeterogeneous Panels", Journal of Econometrics, 115:53-74.

12) Levine, R. and et.al.(2000), "Financial Intermediation and Growth Causality and Causes", Journal of Monetary Economics, No. 46(1), pp.31-77.

13) Ljungwall, C (2007)"Financial Sector Development,FDI and EconomicGrowth in China", Journal of international Business Review, No.17, pp.452-465.
14) World Bank Group (2012), World Development Indicator.

یادداشت‌ها

[1] N .Hermes, & R, Lensink
[2] B.J. Atiken, , A.E Harrison
[3] M. Blomstron, and H. Persson
[٤] رحمان مهدوی و روح ا... مهدوی (۱۳۹۰)
[5] Neoclassical Growth Model
[6] Solow, R. M, (1995)
[7] Spillover Effects
[8] Grossman, G. M. and E. Helpman, (1991)
[9] Lucas, R. E. J, (1988)
[10] Barro, R. J. and X. Sala Martin, (1995)
[11] Loungani, P. and A. Razin, (2001)
[١٢] طرح تحقیاتی در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در جمهوری اسلامی ایران؛ رفتار، موانع، راهکارها، مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، صص ٤١-٤٣
[13] Goldsmith
[14] Supply Following
[15] McKinnon
[16] Shaw
[17] Hicks
[18] Gelb
[19] Roubini and Salaimartin
[20] King and Levine
[21] Guidotti
[22] Rousseau and Wachtel
[23] Demand Following
[24] Robinson
[25] Freidman and Schwartz
[26] Irland
[27] Patrick
[28] Demetriades and Hussein
[29] Lucas
[30] Meir and Seers
[31] Stern
[32] Ram
[33] Dawson
[34] Greenwood and Smith, 1997
[35] Pagano
[٣٦] در مدل‌های درون‌زا، با فرض بازدهی غیر نزولی، سیاست‌های اقتصادی و اجتماعی از طریق تأثیرگذاری بر انباشت سرمایه انسانی و فیزیکی و همچنین کارایی عوامل تولیدبر رشد بلندمدت اقتصادی مؤثر می‌باشند.(Ghura and et, 2002)
[٣٧] در مدل رومر (۱۹۸۹) K نشانگر انباشت سرمایه فیزیکی است. امّا در مدل لوکاس (۱۹۸۸) نشان‌دهنده سرمایه فیزیکی و انسانی است که با فن‌آوری یکسان تولید می‌گردد می‌باشد.
[38] Levine. R,(1991)
[39] King, R., Levine, R, (1993)
[40] L.Alfro, A. Chanda, S. Kalemli-ozcan, (2004)
[41] C. Ljungwall, (2007)
[42] Generalized Moment Method (GMM)
[43] E. Ahmad and A. Malik, (2009)
[٤٤] کلیه متغیرها از داده‌های بانک جهانی ۲۰۱۲ جمع‌آوری شده است.
[٤٥] برابر با نسبت بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به تولید ناخالص داخلی می‌باشد.
[46] ArellanoandBond, 1991
[٤٧] در این مطالعه تعداد سالهای مورد بررسی ۱۰ سال و تعداد کشورهای مورد مطالعه ۱۵ بوده استوبکار بستن روش گشتاور تعمیم یافته به صورت مقطعی امکان به وجود آمدن ارتباط بین مجموعه‌ای منحصر به فرد وجود دارد(Bai and NG, 2010; Hong and Mcnown,2010). لذا در این مقاله، سه نوع آزمون ریشه واحد مختلف برای بررسی مانایی متغیرها مورد استفاده قرار گرفته است، فرض اساسی آزمون LLC (لوین، لین و همکاران) وجود یك فرآیند ریشه واحد در بین مقاطع است، در حالی که آزمون IPS (ایم، پسران و همکاران) این امکان را فراهم می‌سازد که ناهمگونی در بین اثرات فردی وجود داشته باشد به همین دلیل به آزمون IPS آزمون ریشه واحد ناهمگن گویند.
[48] Levin, Lin and Chu , 2002
[49] Breitung, 2002
[50] Hadri, 2003
[51] Im, Pesaran and Shin, 2003
[52] Fisher, 1999
[53] Pedroni, 1995