واکاوی عامل‌های موثر بر تابع سرمایه‌گذاری با تأکید بر ماتریس مجاورت در کشورهای اسلامی[1]

علی باقرزاده
استادیاراقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوی
Bagherzadeheco@Gmail.com
حسن ملاقاسمی
کارشناسی ارشد اقتصاد اسلامی دانشگاه آزاد واحد خوی
h.molagasemi@gmail.com

چکیده

این مقاله، تلاش می‌کند تا عامل‌های موثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی درکشورهای اسلامی را با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی فضایی مورد آزمون قرار دهد. برای این منظور از آمار و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کشورهای منتخب اسلامی، درقالب داده های تابلویی در فاصله سال های۲۰۰۱تا۲۰۱۴ استفاده گردیده است. معادله سرمایه‌گذاری با استفاده از روش اثرات ثابت وتصادفی و ره یافت گشتاورهای تعمیم‌یافته در دو حالت اقتصادسنجی معمولی و فضایی تخمین‌زده است. نتایج مدل تخمین زده نشان از وجود همبستگی فضایی بین کشورهای مسلمان بوده و از این رو، استفاده از این نوع تخمین قابلیت اتکای لازم را دارا می‌باشد. از طرف دیگر، متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ رشدجمعیت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، درجه باز بودن اقتصاد کلان و مجاورت کشورها بر روی سرمایه‌گذاری اثر مثبت و سرمایه‌گذاری باوقفه و نرخ بهره، اثر منفی بر روی آن دارد. در هر حال بر طبق یافته‌های تجربی پژوهش انتظار بر این است که فقره مجاورت در کشورها به عنوان رکن سازنده سرمایه‌گذاری مورد توجه جدی صاحبان قدرت و تصمیم‌گیران اقتصادی قرار گیرد.

واژگان کلیدی: اقتصاد سنجی‌فضایی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، کشورهای اسلامی، داده های تابلویی، روش پانلی ایستا وپویا
طبقه بندی JEL: F_{11}, F_{13}, R_{12}

[1]- این مقاله از پایان نامه کارشناسی ارشد آقای حسن ملاقاسمی در دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوی استخراج شده است

مقدمه و بررسی منابع

در حال حاضر با گسترش ارتباطات جهانی و کاهش فاصله‌ها و به عبارت دیگر جهانی شدن اقتصاد، تحرک پذیری منابع بیش از هر زمان دیگری شده است. از میان این منابع، علاقه به جذب و انتقال سرمایه بیش از هر نهاده دیگری مورد توجه و استقبال دولتمردان و اهالی کسب و کار می‌باشد. به همین خاطر است که این موضوع توجه بسیاری از سیاست‌گذاران و دانشمندان اقتصاد را به خود جلب نموده است. در نتیجه حجم قابل توجه‌ای از مطالعات به این موضوع پرداخته و به شناسایی عوامل مؤثر بر جریان سرمایه‌گذاری توجه کرده‌اند. در بین این مطالعات، یافته‌های اقتصادی با کمّی سازی روابط موجود، نقش قابل توجه‌ای در توجیه و توضیح تحولات دنیای سرمایه داشته‌اند، این که کدام متغیر بر جذب سرمایه تأثیر مثبت و کدام تأثیر منفی یا اثری ندارد به اندازه‌ای با اهمیت می‌باشد که پایه اصلی برنامه‌های توسعه و جذب سرمایه را تشکیل می‌دهند.

در حال حاضر سرمایه عامل محدود کننده تولید بوده و در شرایط فعلی اقتصاد جهانی، کمبود آن باعث بیکاری سایر عوامل تولد از قبیل نیروی کار می‌باشد، در نتیجه بررسی و شناسایی عوامل مؤثر بر جذب آن از نکات کلیدی در مطالعات اقتصادی می‌باشد. امروزه با افزایش ارتباط میان کشورها و ایجاد ابزارهای مالی جدید، شرایط نقل و انتقال سریع سرمایه در سطح کره زمین بیش از هر زمان دیگری فراهم شده است. بیش‌تر مطالعات تأثیر مثبت و معنی‌دار حجم سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی را نشان داده‌اند، بنابراین تلاش بر جذب سرمایه‌ای که در هر زمان مقدار آن محدود می‌باشد، رقابتی هرچند پنهان را میان کشورهای جهان ایجاد کرده است.

در حال حاضر و بر اساس مطالعات انجام یافته، تعدادی از اقتصاددانان معتقدند که جریان سرمایه‌گذاری بخشی از تجارت بین‌الملل بوده و از این دیدگاه باید به آن در چارچوب تئوری دانینگ[۲] توجه کرد. تئوری که سرمایه‌گذاری را تابعی از شرایط مکانی در نظر می‌گیرد. همچنین بر اساس مطالعات انجام یافته، سرمایه‌گذاری قابلیت ایجاد اشتغال، صادرات و تولید بیش‌تر را داشته و با انتقال فناوری می‌تواند به رشد اقتصادی بیش‌تر یاری رساند. همچنین جریان سرمایه، امکان دسترسی به مدیریت، نیروی کار ماهر، شبکه‌های بین‌المللی تولید و خلق نام‌های تجاری را نیز فراهم می‌آورد. به همین علت است که در مطالعات از سرمایه‌گذاری به عنوان موتور رشد اقتصادی نام برده می‌شود (بهرامی و پهلوانی، ۱۳۹۳: ۱۲)

با توجه به شرایط اقتصادی موجود و ضرورت خروج از رکود و توسعه رونق اقتصادی لازم است به عوامل مؤثر بر تابع سرمایه‌گذاری توجه بیش‌تری گردد.

لذا، دراین تحقیق درنظر داریم، بااستفاده ازمدل پیشنهادی ارائه شده به بررسی عوامل موثر برسرمایه گذاری ومشارکت بخش خصوصی پرداخته وبه سوال پاسخ دهیم ازبین عوامل موثر بر تابع سرمایه‌گذاری در کشورهای مسلمان، کدامیک تاثیر بیشتری دارد؟برای همین منظور طی دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۱ با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی به بررسی عوامل تأثیرگذار بر تابع سرمایه‌گذاری در کشورهای مسلمان می پردازیم. برهمین اساس ادامه مقاله، به صورت زیر سازماندهی شده است:دربخش دوم مقاله، به مبانی نظری تحقیق پرداخته شده، ودربخش سوم پیشینه تحقیق ودر بخش چهارم، مدل مورد استفاده، آورده شده است. بخش پنجم به معرفی داده، ویژگی‌های آن ونتایج تجربی حاصل از برآورد الگو وتفسیر آن اختصاص یافته است. دربخش پایانی مقاله نیز نتیجه‌گیری آورده شده است.

مبانی نظری و چارچوب نظری پژوهش

درموردسرمایه گذاری، نظریه های مختلفی وجود دارد که هریک به طریقی کوشیده‌اند تا عوامل تعیین کننده سرمایه گذاری وتشکیل سرمایه را معرفی نمایند. در واقع هر نظریه سرمایه‌گذاری تلاش می‌کند تا جواب مشخصی به

۲. Dunnig

این دو موضوع بدهد؛ ۱- مقدار مطلوب موجودی سرمایه چگونه تعیین می شود، عوامل موثر برآن کدامند و مقدار آن چقدر است؟۲- بنگاه چه سرعت تعدیلی را در رسیدن به موجودی مطلوب سرمایه اتخاذ می کند وچه عواملی این سرعت تعدیل را تعیین می‌کنند؟ نظریه های سرمایه گذاری مطرح شده مانند؛ نظریه شتاب، مدل نئوکلاسیک ونظریه qتوبین،... بیشتر برای کشورهای پیشرفته طراحی شده اند که نمی توان آنها را برای کشورهای در حال توسعه به کار برد.

پژوهشهای متعددی که در زمینه نظریه‌ها و الگوهای سرمایه گذاری از سوی پژوهشگران و متخصصان اقتصادی صورت گرفته است، به طور عمده مربوط به اقتصادهای پیشرفته ای است که اتکاء آنها با اقتصاد بازار، از ویژگی‌های بارز آنهاست. این در حالی است که اقتصاد کشورهای در حال توسعه واسلامی دارای ویژگی‌هایی است که آن را از اقتصادهای پیشرفته متمایز می کند. کشورهای در حال توسعه، عمدتاً دارای مشکلات ساختاری اقتصادی بوده که این امر کاربرد نظریه های کلاسیک اقتصادی را در این کشورها با مشکل روبرو می‌کند(بلجر وخان، ۱۹۸۴: ۱۸)[3].

پیشینه تحقیق

براساس تئوری‌های اقتصادی، سیاست های تجاری دریک کشور می‌تواند با توجه به فضا تغییر نماید؛ به این صورت که کشورهایی که درمجاورت و همسایگی هم قرار دارند، عموماً سیاستهای تجاری خود را با توجه به سیاست های تجاری طرف دیگر تنظیم می‌نمایند.[4]

از طرف دیگر، مجاورت کشورها باعث می‌شود که هزینه‌های تجاری کاهش یافته واین می تواند بر روی جریان‌های تجاری اثر گذار باشد.[5]

مطالعات زیادی درمورد اثرات فضایی تجارت دردنیا صورت نگرفته است، اما از اولین مطالعات دراین زمینه می‌توان به مطالعه هانسون[6] در مکزیک اشاره کرد، که بیان می‌دارد بنگاههایی که در نزدیکی مرزهای ایالات متحده بودند، تجارت مناسبتری نسبت به سایر بنگاهها در مکزیک داشته اند.

ازطرف دیگر، مطالعات گوناگونی درمورد عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی در داخل وخارج صورت گرفته است. لذا به مطالعاتی که به سرمایه گذاری و اقتصادسنجی فضایی توجه نموده اند، پرداخته می شود.

بارو[7](۱۹۹۰)، به مطالعه اثر هزینه های دولت برسرمایه‌گذاری خصوصی می پردازد. او مخارج دولت را به دو بخش مخارج مصرفی ومخارج عمرانی تقسیم می کند. براساس یافته های وی، هزینه های مصرفی دولت اثر منفی وهزینه های عمرانی دولت اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد.

آلبالات[8] وهمکارانش(۲۰۱۰)، درمقاله ای تحت عنوان«عوامل تعیین کننده انتخاب نوع قرارداد ومشارکت بخش خصوصی در پروژه های زیرساختی آمریکا»، بعد از تشریح انواع قرارداد های مشارکتی ومزایا ومعایب آنها، بااستفاده از داده های سالهای ۲۰۰۸-۱۹۸۵وباتکیه بر اقتصادسنجی مدلهای گسسته، الگوی لاجیت وپروبیت، به این نتیجه رسیدند که مشارکت های بزرگ بخش خصوصی درپروژه های مستقل عملیاتی، رخ می دهند. همچنین دولتها بافشار بدهی زیاد، رغبت بیشتری به جذب سرمایه گذاری خصوصی دارند وبار مالیات زیاد و درآمدهای دولت، ازطریق مالیات، ازجذب مشارکت خصوصی می کاهد.

موریسی وادومکردمونکل[9](۲۰۱۲)، دربررسی حکومت، سرمایه‌گذاری خصوصی وسرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای ۴۶کشور در حال توسعه درنقاط مختلف دنیا در دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۶رابطه بین FDIوسرمایه گذاری داخلی

[3] .Blejer&Khan(1984).
[4] . (Martincus, 2011; Gallup et al., 1999 & Wei, 2002).
[5] . (Crozet & Koenig, 2004).
[6] . (Hanson, 1998).
[7] . Barro
[8] . Albalate et al. (2010).
[9] . Udomkerdmongkol and Morrissey, (2012).

واثر عناصر حکومت را بررسی کردند. نتایج نشان دهنده آن بود که سرمایه‌گذاری کل(خصوصی وFDI) درکشورهایی با حکومت خوب بزرگتر است وFDIجایگزین سرمایه‌گذاری داخلی می‌شود وشدت اثر جایگزینی به حکومت مربوط می شود. فساد وبی ثباتی سیاسی بیشترین اثر را بر سرمایه‌گذاری دارند و ثبات سیاسی مهم ترین جنبه دولت در شرایط ارتباط بین FDI وسرمایه‌گذاری داخلی خصوصی بوده است.

بیسادا[10](۲۰۱۳)، درمقاله ای با عنوان «سرمایه‌گذاری درکشورهای ضعیف: بخش خصوصی به عنوان منابع طبیعی وناسازگاری درآفریقا»دریک مطالعه گسترده که شامل کشورهای قاره آفریقا می‌باشد. نتیجه می‌گیرد سرمایه‌گذاری خصوصی به شدت تحت تاثیر ریسک سلب مالکیت، درجه آزادی شهروندی وبوروکراسی قرار داشته است. همچنین خاطر نشان می‌کند که خطر بروز جنگ‌های داخلی، چگونگی دیوانسالاری وبی اعتنایی به قرارداده توسط دولت، نقش اساسی درعملکرد سرمایه‌گذاری ورشد اقتصادی دارند.

هاتف و کرباسی (۱۳۷۰)، با بررسی تأثیر شاخص حکومتی و سرمایه‌گذاری خارجی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در کشورهای آسیایی نشان دادند که در ۳۷ کشور مورد مطالعه رابطه مکملی بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری خصوصی در کشورهای کم‌درآمد و رابطه جایگزینی در گروه کشورهای با درآمد بالا در طول سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۰ وجود دارد. همچنین سرمایه‌گذاری عمومی و رشد تولید داخلی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه-گذاری خصوصی داشت.

اکبری وهمکاران(۱۳۸۳)، بارهیافت اقتصاد سنجی‌فضایی در روش هدانیک، به بررسی عوامل موثر برقیمت مسکن درشهر مشهد پرداخته وبه این نتیجه رسیدند که وجود یا عدم وجود وابستگی فضایی درمدل هدانیک با توجه به نوع واحد مسکونی و وسعت زیر بازارهای مشخص شده برای آن متفاوت می باشد. همچنین مدل اقتصاد سنجی فضایی در مقایسه با مدل اقتصادسنجی مرسوم از قابلیت تشخیص بالاتری برخوردار است.

بهبودی وهمکاران(۱۳۹۱)، درمطالعه ای به بررسی همگرایی بهره وری انرژی درمنتخبی از کشورهای عضو OECD بارویکرد اقتصاد سنجی فضایی در۲۲کشور طی دوره۲۰۰۸-۱۹۹۳پرداخته‌اند. یافته‌ها حاکی‌از وجود همگرایی بهره‌وری انرژی دراین کشورها می‌باشد؛ به طوری که سالانه۰/۰۷۵درصد ازشکاف میان وضعیت جاری وسطح پایدار بلند مدت ازبین می رود. همچنین نتایج حاصل از تخمین، تائید کننده فرضیه وجود وابستگی فضایی در مدل می‌باشد ونیز مجاورت اثر مثبتی بر رشد بهره وری انرژی این کشورها داشته است.

پژویان وخسروی(۱۳۹۱)، تاثیر تورم بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی درایران طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۵۳را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری بخش دولتی، تورم، مالیات برشرکتها ونرخ بهره، رابطه منفی با سرمایه‌گذاری بخش خصوصی داشته، اما تسهیلات، سیاستهای تعدیل وصندوق ذخیره ارزی، تاثیر مثبت بر سرمایه‌گذاری خصوصی داشته‌اند.

بهرامی و پهلوانی (۱۳۹۳)، با بررسی تأثیر پدیده جهانی شدن بر جذب سرمایه‌گذاری در کشورهای منتخب MENA و با ره یافت اقتصادسنجی فضایی به این نتیجه رسیدند که بین جهانی شدن، سرمایه‌گذاری رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد، همچنین شاخص بازار و سرمایه انسانی تأثیر مثبت و معنی داری بر جذب سرمایه‌گذاری داشته و در طرف مقابل تأثیر جمعیت بر این متغیر کلیدی اقتصاد منفی بوده است.

روش شناسی پژوهش

در بررسی پدیده‌های اقتصادی معمولاً از روش‌های پارامتری یا ناپارامتری استفاده می‌شود. رهیافت‌های پارامتری با توجه به اینکه امکان آزمون فرضیه و پیش‌بینی را فراهم می‌سازند نسبت به الگوهای ناپارامتری ترجیح داده می‌شوند. در این پژوهش از روش پارامتری اقتصادسنجی فضایی در بررسی عوامل مؤثر بر تابع سرمایه‌گذاری کشورهای

[10] . Besada, (2013).

مسلمان استفاده خواهد شد. ویژگی اصلی این روش که توسط آنسلین[11] در سال ۱۹۸۱ به جامعه‌ی اقتصادی معرفی گردید، عبارت از لحاظ نمودن واقعیت‌های اقتصاد فضای در تحلیل‌های کمّی می‌باشد. آنسلین در اثر خود به نام "اقتصادسنجی فضایی، روش‌ها و مدل‌ها" به نامناسب بودن استفاده از اقتصادسنجی متعارف در مطالعات منطقه‌ای تأکید می‌کند و در توضیح بیش‌تر مفاهیم وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی را به ادبیات موضوع اضافه می‌کند. به اعتقاد ایشان وابستگی فضایی هنگامی اتفاق می‌افتد که مشاهده‌ای در موقعیت مکانی i به دیگر مشاهدات بستگی دارد. این پدیده را می‌توان به صورت رابطه زیر، بیان نمود (بهبودی و همکاران، ۱۳۹۱: ۴۷).

$$y_i = f(y_j) \quad i = 1,2,\dots,n \quad j = 1,2,\dots,n \quad i \neq j \qquad (۱)$$

از طرف دیگر ناهمسانی فضایی به مساله انحراف در روابط مشاهدات در مکان‌های مختلف جغرافیایی اشاره می‌کند. به عبارت دیگر در این حالت فرض می‌شود که یک رابطه خطی میان مشاهدات برقرار است. این فرض در رابطه زیر، به شکل ریاضی بیان شده است:

$$Y_i = X_i\beta_i + \varepsilon_i \qquad (۲)$$

که در آن i، مشاهدات بوده و از یک تا n می‌باشد. X_i نیز بردار $(1\times K)$ از متغیرهای توضیحی و β_i بردار پارامترهای الگو هستند. همچنین Y_i متغیر وابسته در زمان یا مکان i بوده و ε_i بیانگر جمله اخلال می‌باشد. در نتیجه ملاحظه می‌شود که مشاهدات دارای میانگین و واریانس ثابتی نخواهند بود.

برای رفع اینگونه از ارتباطات فضایی می‌توان از روش‌های مختلفی استفاده نمود که یکی از آنها استفاده از روش حداکثر راستنمایی می‌باشد که توسط آنسلین (۱۹۸۸) به صورت رابطه زیر، معرفی شده است:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon$$
$$\varepsilon \cong N(0,\delta^2 I_n) \qquad (۳)$$

که در آن $Y_{(n\times 1)}$ بردار متغیرهای وابسته، $X_{(n\times K)}$ بردار متغیرهای توضیحی و W ماتریس ورنی فضایی می‌باشد که معمولاً ماتریس مجاورت از مرتبه اول است. در رابطه بالا، ρ ضریب متغیر وابسته فضایی (WY) می‌باشد. همچنین در این رابطه β تأثیر متغیرهای توضیحی بر انحراف در متغیر وابسته است. در ادبیات موضوع به الگویی که در رابطه بالا، معرفی شده اصطلاحاً مدل مختلط رگرسیون – خود رگرسیون فضایی[12] (SAR) گفته می‌شود. در مطالعات میدانی رابطه بالا، را می‌توان به شیوه‌های مختلفی بیان نمود. اگر معادله بالا را برای مدل تحقیق حاضر بخواهیم تخمین زنیم، معادله به صورت زیر در نظر گرفته خواهد شد:

$$litm_{it} = \rho.W.litm_{it} + \beta.X_{it} + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

با این حال در این پژوهش مطالعات متعددی در حوزه سرمایه‌گذاری و عناصر سازنده آن در جهان و ایران صورت پذیرفته است. لیکن آنچه که برای این پژوهش جنبه نوآوری ایجاد می کند ورود به مبحث سرمایه‌گذاری از ناحیه مدل‌های اقتصادسنجی و رویکرد ماتریس مجاورت می‌باشد.

مطالعات تجربی پژوهش

درمطالعه حاضربه پیروی از مطالعات موریسی و ادومکردمونکل[13] وبر اساس مبانی نظری ومطالعات انجام گرفته(دفتر مطالعات اقتصادی، ۱۳۸۷)، برای بررسی رابطه بین متغیرهای تحقیق، تابع سرمایه‌گذاری به طور ضمنی به صورت زیر نگارش می‌شود:

[11]. Anselin
[12]. Spatial Autoregressive
[13] .Udomkerdmongkol and Morrissey, (2012).

(۵)

$$ITM = f(CPI, POPG, GDP, OPENS, FDI)$$

وبرای تصریح آن از اقتصادسنجی فضایی استفاده می شود پس لازم است که درمورد آن بحث شود:

اقتصادسنجی فضایی درسال ۱۹۸۸ توسط پروفسور انسلین[۱۴]، برای نخستین بار تصویر جامعی از واقعیت‌های اقتصاد سنجی فضایی را درکتاب خود تحت عنوان"اقتصادسنجی فضایی، روشها ومدلها" ارائه نمود. دراین کتاب، مدعی بود که تکنیک مطرح شده، دارای قابلیت وکاربرد بهتری نسبت به اقتصادسنجی مرسوم درمطالعات منطقه ای ومکانی بوده وقادراست زمانی که محقق باداده ها ومشاهدات مکانی ومنطقه ای مانند مطالعات بازرگانی، تجاری، جمعیت شناسی و... روبروست، جایگزین مدلها وروشهای اقتصادسنجی مرسوم شود.

دراین مطالعه از اقتصادسنجی فضایی برای تخمین مدل مورد نظر استفاده خواهد شد. اقتصادسنجی فضایی، کاربرد تکنیک اقتصادسنجی دراستفاده از داده های نمونه ای است که دارای جزء مکانی هستند ودرواقع، اقتصاد سنجی فضایی، زیر شاخه ای ازاقتصادسنجی است که رابطه متقابل فضایی(وابستگی فضایی [۱۵]یا خودهمبستگی فضایی) وساختار فضایی(ناهمسانی فضایی[۱۶]) را درمدلهای رگرسیونی با داده های مقطعی یا ترکیبی – سری زمانی بررسی می کند.

زمانی که داده های نمونه ای دارای دارای جزء مکانی هستند، به کارگیری شیوه های اقتصاد سنجی عمومی چندان کار ساز نیست، چرا که دراین حالت، دومساله «وابستگی فضایی»و«ناهمسانی فضایی»رخ خواهد داد.وابستگی فضایی پدیده ای است که در داده های نمونه ای دارای عنصر مکانی روی میدهد، به طوری که وقتی مشاهدات مربوط به یک محل مانندiوجودداشته باشد، این مشاهده به مشاهده های دیگردرمکان $\mathbf{j}$وابسته است. ولی ناهمسانی فضایی، اصطلاحی است که به انحراف بین مشاهدات درسطح مکانهای جغرافیایی فضا اشاره دارد وبه عبارت دیگر، باحرکت دربین مشاهده ها، توزیع داده های نمونه ای نشانگر میانگین و واریانس ثابتی نخواهند بود.

اقتصادسنجی عمومی وابستگی فضایی وناهمسانی را نادیده در نظر می‌گیرد، زیرا بادر نظر گرفتن آنها، فروض گوس – مارکوف نقض خواهد شد ودر نتیجه، باید از رهیافت اقتصاد سنجی فضایی استفاده گردد. برای اینکه کشورهای اسلامی را دراین مطالعه به هم در مورد مشارکت و سرمایه گذاری بخش خصوصی را به هم مرتبط سازیم، باید ازیک متغیری استفاده نماییم که این متغیر در همه این کشورها در سرمایه‌گذاری موثر است، در نتیجه از نرخ ارز استفاده خواهیم کرد که دراین حالت مدل تحقیق، به صورت زیر ارائه خواهد شد:

$$LITM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1.LCPI_{it} + \alpha_2.POPGROWH_{it} + \alpha_3.LGDP_{it} + \alpha_4.LOPENS_{it} + \alpha_5.LFDI_{it} + \alpha_6.LITMSAR_{it} + \varepsilon_{it}$$

(۶)

چون در این مطالعه ، از داده های تابلویی استفاده خواهد شد، برای لحاظ کردن اقتصاد سنجی فضایی به مدل تحقیق، از متغیر تا خیر فضایی استفاده می شود، که یک ماتریس مربعی $n \times n$ بوده و $\mathbf{n}$تعداد کشورهای منتخب می باشد.

و متغیر تاخیر فضایی به صورت $ITMSAR_{it} = W.ITM_{it}$ بدست می آید.

که در آن W ماتریس وزنی فضایی است که معمولاً ماتریس مجاورت مرتبه اول است، وبرای تعیین آن میتوان از روش مجاورت وهمبستگی استفاده نمود. دراین روش، باتعیین اینکه کدام کشور باهم همسایه هستند ماتریس مجاورت تشکیل می شود که رقم یک برای همسایه بودن ورقم صفر برای غیر همسایه بودن در نظر گرفته می شود. درادامه ماتریس باید استاندارد شود که به ماتریس مجاورت مرتبه اول استاندارد شده[۱۷] مشهور است. با استاندارد شدن

[14] . Anselin
[15] . Spatial Dependence
[16] . Spatial Heterogeneity
[17] . Standardized first order

ماتریس وضرب آن به متغیر وابسته متغیر جدیدی بدست می آید که نشانگر فضایی بودن مدل بوده وبه متغیر تاخیر فضایی معروف است.

دراین تابع ضرایب رگرسیون مسقیماً برآوردی از کشش هامی باشند.

که دراین تابع:

$LITM_{it}$: لگاریتم سرمایه‌گذاری کشورهای اسلامی درحکم متغیر وابسته می‌باشد، که از مجموع چهارقسمت مشارکت بخش خصوصی در پروژه های سرمایه گذاری: انرژی، مخابرات، حمل ونقل، آب وفاضلاب تشکیل شده و داده ها از لوح فشرده بانک جهانی سال ۲۰۱۴جمع آوری شده است.

$LCPI_{it}$: لگاریتم شاخص بهای کالاها وخدمات مصرفی درکشورها بوده، از آنجا که برای نرخ بهره معیارهای متفاوتی درنظر گرفته میشود و برای برخی از کشورهای منتخب داده های این متغیر موجود نیست، لذا به جای نرخ بهره از نرخ تورم به خاطر روند یکسان آنها استفاده می شود(پسران، ۲۰۸۸: ۶۷).

$POPGROWH_{it}$: نرخ رشد کشورهای منتخب اسلامی برای سالهای مختلف.

$LGDP_{it}$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی کشورهای منتخب اسلامی برای سالهای مختلف.

$LOPENS_{it}$: لگاریتم درجه باز بودن اقتصاد که از نسبت مجموع صادرات و واردات بر تولید ناخالص داخلی بدست می آید.

$LFDI_{it}$: لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای منتخب اسلامی برای سالهای مختلف.

$LITMSAR_{it}$: لگاریتم متغیر تاخیر فضایی سرمایه‌گذاری است.

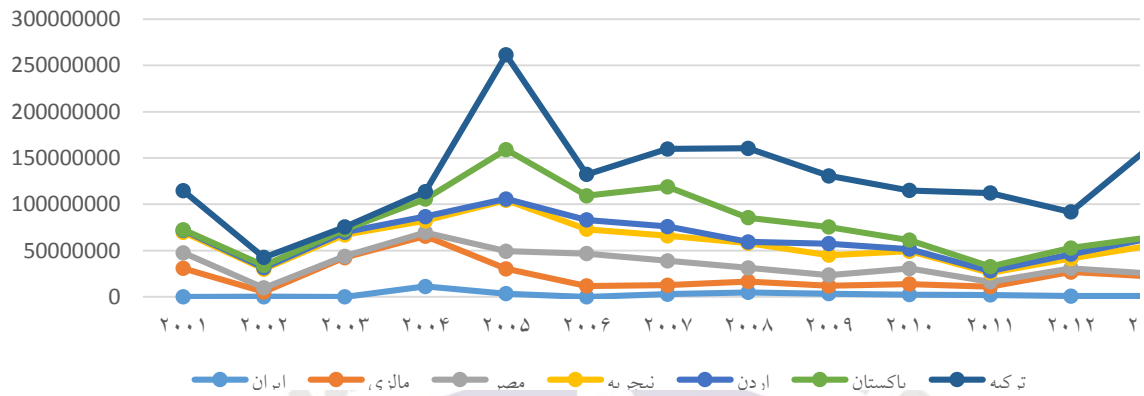
از نرم افزارهای آماری واقتصادسنجی Eviews9و Stata14 برای تخمین مدل های یادشده استفاده شده است.

دراین قسمت نتایج در دو قسمت آمار توصیفی و استنباطی، بررسی می‌گردد:

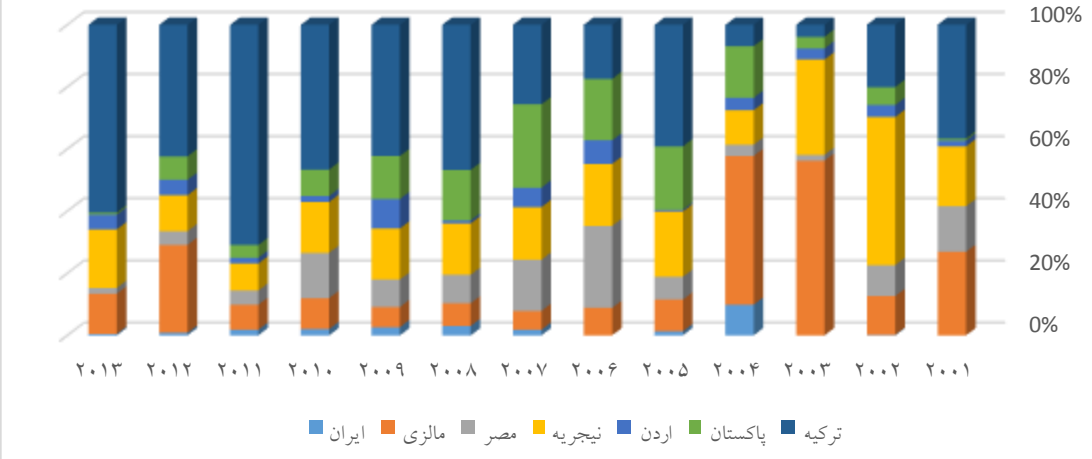
آمار توصیفی

دراین مطالعه ازبین کشورهای اسلامی، ۲۰کشور که داده های سرمایه‌گذاری دارند کشورهای: ایران-مالزی- نیجریه- پاکستان- بحرین-عربستان سعودی- امارات- اردن- اندونزی- ترکیه- قطر-آذربایجان- ازبکستان-کویت- بنگلادش- قزاقستان- عمان-مصر-لبنان انتخاب کردیم. ولی برخی از این کشورها به دلیل عدم وجود اطلاعات ومنابع کافی از مطالعه حذف شدند، برای همین منظورکشورهای: ایران- مالزی- نیجریه- پاکستان- اردن-مصر-ترکیه به عنوان نمونه برای مطالعه انتخاب شدند. داده‌های مربوط به متغیرهای مورد استفاده در الگو بر اساس حداکثر اطلاعات موجود از سایت بانک جهانی استخراج شده‌اند. برای تجزیه و تحلیل بهتر، نمودارها وجداول مربوط به متغیرسرمایه‌گذاری بخش خصوصی برای کشورهای اسلامی ومقایسه آن باکل، برای سال‌های ۲۰۰۱-۲۰۱۴ آورده شده است:

نمودار(۱): نمودار پلی گون مربوط به سرمایه گذاری کشورهای منتخب اسلامی



نمودار(۲): نمودار میله ای مربوط به سرمایه گذاری کشورهای منتخب اسلامی



منبع: محاسبات محقق با استفاده از نرم‌افزار Excel

جدول(۱): میزان سرمایه گذاری خصوصی به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی کشورهای منتخب

کشور	۲۰۰۲	۲۰۰۵	۲۰۰۸	۲۰۱۰	۲۰۱۱	۲۰۱۲	۲۰۱۳	متوسط
ایران	۰/۰۰۰۰۴	۰/۰۰۱۵۹	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۰۸۴	۰/۰۰۰۷۱۵	۰/۰۰۰۲۸	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۹۶
مالزی	۰/۰۰۴۴	۰/۰۱۸۶	۰/۰۰۶۹۵	۰/۰۰۶۳۸	۰/۰۰۴۷	۰/۰۱۳۱	۰/۰۱۲	۰/۰۱۳
ترکیه	۰/۰۰۰۷۱	۰/۰۲۱۲	۰/۰۱۳۸	۰/۰۰۹۴۹	۰/۰۱۲۹	۰/۰۰۶۱۹	۰/۰۱۲	۰/۰۰۹
مصر	۰/۰۰۵۲۷	۰/۰۲۱۳	۰/۰۱۳۴	۰/۰۱۳۹	۰/۰۰۴۱۷	۰/۰۰۳۲	۰/۰۰۲۳۹	۰/۰۱۱
نیجریه	۰/۰۲۷۵	۰/۰۴۹	۰/۰۱۹۲	۰/۰۱۱۸	۰/۰۰۵۸۴	۰/۰۰۶۱	۰/۰۱۲	۰/۰۱۸۹
پاکستان	۰/۰۰۲۶۹	۰/۰۴۸۷	۰/۰۲۱۰	۰/۰۰۷۴۹	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۴۹۹	۰/۰۰۰۷۶	۰/۰۱۳۱
اردن	۰/۰۱۶۱	۰/۰۱۱۲	۰/۰۰۹۵۷	۰/۰۱۳۲	۰/۰۱۲۱	۰/۰۲۴	۰/۰۴۲	۰/۰۳۲

منبع: یافته های محقق از روی داده های بانک جهانی

همانطوری که در نمودارها مشاهده می‌شود بیشترین مقدار سرمایه‌گذاری مربوط به کشور ترکیه بوده وکمترین میزان مربوط به کشور ایران می باشد. ولی براساس جدول (۱) نسبت به تولید ناخالص داخلی، بیشترین درصد مربوط به کشور اردن ۳/۲درصدتولید ناخالص داخلی وکمترین درصد مربوط به کشور ایران ۰/۰۹درصد تولید ناخالص داخلی می‌باشد.

نتایج آزمون مانایی

قبل از برآورد الگو، باید مانایی متغیرهای مورد استفاده در الگو بررسی شود. به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های لوین لین چو، آزمون ایم- پسران و شین، آزمون فیشرADF و فیشر فیلیپس پرون استفاده می‌شود. مدلا و وو (۱۹۹۹) نشان دادند که آزمون‌های IPS و فیشر شامل این فرض محدودکننده آزمون LLC که بنابر فرض رقیب، ρ_i ها یکسان هستند، نمی‌باشند. هر دو آزمون IPS و فیشر اطلاعات به دست آمده از آزمون‌های ریشه واحد جداگانه را ترکیب می‌کنند. با این حال، امتیازی که آزمون فیشر نسبت به آزمون IPS دارد، عدم نیاز داشتن به پانل متوازن است. همچنین آزمون فیشر می‌تواند طول وقفه مختلفی را در رگرسیون‌های ADF جداگانه استفاده کند و برای هر آزمون ریشه واحد دیگر نیز به کار رود. مدلا و وو دریافتند که آزمون فیشر، گزینه برتری برای آزمون کردن فرض صفر مانایی و هم چنین، برای آزمون هم انباشتگی در داده‌های تابلویی می‌باشد (جلیلی، ۱۳۸۹: ۵۷).

با توجه با مطالب گفته شده در مورد آزمون های مانایی، آزمون فیشر نسبت به سایر آزمون‌ها، دارای اعتبار بیشتری است و در این پژوهش نیز با توجه به نتایج آزمون از آن استفاده می‌شود.

نتایج حاصل از مانایی متغیرها نشان می‌دهند که براساس آزمون فیشر، تمام متغیرها دارای ریشه واحد بوده و در سطح مانا نیستند، برای این منظور مانایی متغیرها در تفاضل مرتبه اول تکرار می‌شود که نتایج در جدول (۲) ارایه می‌شوند:

جدول(۲). نتایج آزمون‌های مانایی برای متغیرهای الگو درسطح و تفاضل مرتبه اول

آزمون / متغیر	لوین لین چو	ایم، پسران و شین	ADF	PP

	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول
lcpi	۰/۷۵۱۲	۰	۰/۹۹۹	۰	۰/۲۵۴۶	۰	۰/۴۴۱۵	۰
lfdi	۰/۲۱۲۰	۰	۰/۲۶۷۲	۰	۰/۳۷۶۸	۰	۰/۲۴۲۰	۰
lgdp	۰	-	۰/۱۵۶۴	-	۰/۱۸۸۰	-	۰/۰۰۳۷	-
litm	۰/۰۱۲۳	۰	۰/۰۹۳۱	۰	۰/۰۷۶	۰	۰/۰۵۱۸	۰
litmsar	۰/۲۷۵۹	۰	۰/۷۱۴۲	۰/۰۰۰۷	۰/۱۹۹۱	۰/۰۰۰۳	۰/۲۰۳۸	۰
lopens	۰/۱۰۲۳	۰	۰/۵۸۷۳	۰/۰۰۲۶	۰/۲۶۸۸	۰/۰۰۶۸	۰/۱۳۳۱	۰/۰۰۹۳
popgrowh	۰/۰۸۶۹	۰	۰/۲۲۳۲	۰/۰۰۰۴	۰/۱۳۵۲	۰/۰۰۰۹	۰/۱۸۰۶	۰/۰۰۰۴

منبع:محاسبات محقق با استفاده از نرم‌افزار Eviews 9

از آنجا که متغیرهای الگو طبق آزمون‌های مانایی جواب یکسانی در مورد مانایی متغیرها گزارش نمی‌دهند، برای پرهیز از وجود رگرسیون کاذب در تخمین‌ها، باید هم‌انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور جهت بررسی هم انباشتگی و وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو از آزمون هم انباشتگی کائو استفاده می‌شود.

نتایج آزمون هم انباشتگی

در پژوهش حاضر به منظور اجتناب از رگرسیون کاذب و آگاهی از وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو از آزمون های هم انباشتگی باقی‌مانده‌های کائو و باقی‌مانده‌های پدرونی که بر پایه انگل- گرنجر است، استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمونها، عدم وجود هم انباشتگی می‌باشد.

نتایج در جداول (۳) و(۴) نشان داده شده است:

جدول(۳). نتایج آزمون هم انباشتگی باقی‌مانده‌های کائو

Null hypothesis: No cointrgration		
statistics		
	Statistic	Prob.
ADF	-۲/۱۲۱٤	۰/۰۱٦۹

جدول(۴). نتایج آزمون هم انباشتگی باقی‌مانده‌های پدرونی

Null hypothesis: No cointrgration: (within-dimension)				
statistics			Weighted	
	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	-۲/۹۰.	۰/۹۸۱۷	-۳/٤۱	۰/۹۹۹
Panel rho-Statistic	۲/٤۷	۰/۹۹۳٤	۲/۲.	۰/۹۷
Panel PP-Statistic	-٦/۲۲.	۰/۰۰۰	-۲۷/٦۱	۰/۰۰۰

Panel ADF-Statistic	-۰/۸٤	۰/۱۹۸	-۱/۸	۰/۰۳۸
Null hypothesis: No cointrgration: (between-dimension)				

	Statistic	Prob.
Group rho-Statistic	۳/٤۱	۰/۹۹۹
Group PP-Statistic	-۱۳/٤٦	۰/۰۰۰
Group ADF-Statistic	-۰/۵۸	۰/۲۸

منبع: محاسبات محقق با استفاده از نرم‌افزار Eviews 9

با توجه به نتایج جدول (۳)، براساس مقداراحتمال آماره آزمون، وجود هم انباشتگی بین متغیرهای الگو را رد نمی‌کنند و فرضیه مقابل مبنی بر وجود هم انباشتگی تأیید می‌شود. بنابراین وجود رابطه تعادلی بلندمدت و عدم وجود رگرسیون کاذب بین متغیرهای الگو اثبات می‌شود.

و با توجه به نتایج جدول (۴)، ۳ آماره از ۷ آماره آزمون، وجود هم انباشتگی بین متغیرهای الگو را رد نمی‌کنند و فرضیه مقابل مبنی بر وجود هم انباشتگی تأیید می‌شود. بنابراین وجود رابطه تعادلی بلندمدت و عدم وجود رگرسیون کاذب بین متغیرهای الگو اثبات می‌شود.

نتایج برآورد الگو

پس از انجام آزمون های ریشه واحد، لازم است که آزمون های تشخیصی مربوطه برای تعیین نوع مدل تخمینی انجام شود. به منظور حصول اطمینان از معنی دار بودن کشورهای اسلامی عضو نمونه، از آزمون معنی دار بودن گروه استفاده می‌شود. بدین منظور از آماره F[18] لیمر استفاده می شود. اگر آماره F محاسبه شده بزرگتر از F جدول باشد فرضیه H_0 مبنی بر برابری عرض از مبدا حذف می‌شود و بایستی عرض از مبداءهای مختلفی را در برآورد لحاظ نمود. درنتیجه می توان از روش پانل جهت برآورد استفاده کرد. حال برای پاسخ به اینکه آیا تفاوت در عرض از مبداء واحدهای مقطعی به طور ثابت عمل می‌کند یا اینکه عملکردهای تصادفی می‌توانند این اختلاف بین واحدها را به طور واضح تری بیان کنند، از آزمون هاسمن[19] استفاده می‌شود. در آزمون هاسمن، فرضیه H_0 مبنی بر سازگاری تخمین های اثر تصادفی در مقابل فرضیه H_1 مبنی بر ناسازگاری تخمین های اثر تصادفی مورد آزمون قرار می‌گیرد. اگر فرضیه H_0 رد شود، بایستی جهت برآورد از تخمین به روش اثرات ثابت استفاده شود. در غیر این صورت تخمین به روش اثرات تصادفی صورت می‌گیرد. در جداول زیر نتایج آزمونهای تشخیصی F لیمر و هاسمن برای انتخاب نوع مدل مربوطه آورده شده است:

جدول (۵): نتایج انتخاب الگو جهت تخمین مدل

نوع آزمون	آماره آزمون	رگرسیون معمولی		رگرسیون فضایی	
		مقدار آماره	Prob	مقدار آماره	Prob
لیمر F	F	۱۲/۴۹	۰/۰۰۰	۱۵/۸۸	۰/۰۰۰
آزمون هاسمن	H	۳۳/۶۹	۰/۰۰۰	۶۴/۰۱	۰/۰۰۰

منبع: یافته های محقق

[18]. F_ Limer test
[19]. Hausman Test

بر اساس آزمون F، با احتمال ۹۵٪ نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن اثرات انفرادی[20]، برای کشورهای مورد بررسی را، پذیرفت. بنابراین، نتایج روش حداقل مربعات معمولی، اریب دار می‌باشد و باید روشی را اتخاذ کرد تا اثرات انفرادی ناشی از ناهمگنی متغیرها، لحاظ شود. پس می توان گفت که روش های اثرات ثابت و تصادفی که قدرت توضیح دهندگی بالایی دارند و اثرات انفرادی را در نظر می‌گیرند، نتایج قابل اطمینان تری را ارائه می‌دهند و نسبت به روش‌های دیگر کاراتر و مناسب تر هستند. اما برای انتخاب مدل مناسب از بین دو مدل اثرات ثابت و تصادفی، لازم است آزمون هاسمن انجام پذیرد. نتیجه آزمون هاسمن، مدل اثرات ثابت را در هر دو مدل مورد تائید قرار می‌دهد. که نتایج این مدل درجداول زیر ارائه شده است:

جدول(۶): نتایج حاصل از تخمین الگوی اثرات ثابت بدون درنظرگرفتن متغیر فضایی

Litm : متغیر وابسته				
متغیر	ضریب	خطای معیار	tآماره	احتمال
lcpi	-۰/۷۹	۰/۳۲۲	-۲/۴۵	۰/۰۱۸
lfdi	-۰/۰۱۸	۰/۲۰۲	-۰/۰۹	۰/۹۲۶
lgdp	۲/۷۵	۰/۸۲۶	۳/۳۳	۰/۰۰۲
lopens	۲/۸۱	۰/۸۸۹	۳/۱۷	۰/۰۰۳
popgrowth	-۱/۴۳۹	۱/۱۴۶	-۱/۲۶	۰/۲۱۵
c	-۴۶/۱۶۲	۸۷/۲۰	-۲/۲۱	۰/۰۳۱
PROBF=۰/۰۰۰			F=۷/۹۲	

منبع: محاسبات محقق با استفاده از نرم‌افزار Stata 12

جدول(۷): نتایج حاصل از تخمین الگوی اثرات ثابت با درنظرگرفتن متغیر فضایی

Litm : متغیر وابسته				
متغیر	ضریب	خطای معیار	tآماره	احتمال
litmsar	۰/۴۲۹	۰/۱۰۸	۳/۹۵	۰/۰۰۰
lcpi	-۰/۲۹۳۹	۰/۳۱۲	-۰/۹۴	۰/۳۵۱
lfdi	-۰/۱۵۷	۰/۱۸۲	-۰/۸۶	۰/۳۹۳
lgdp	۱/۳۸	۰/۸۰۹	۱/۷۱	۰/۰۹۳
lopens	۲/۴۱۰	۰/۷۹۴	۳/۰۳	۰/۰۰۴
popgrowth	-۲/۱۴۲	۱/۰۳	-۲/۰۸	۰/۰۴۳
c	-۱۹/۴۳	۱۹/۶۷	-۰/۹۹	۰/۳۲۸
PROBF=۰/۰۰۰			F=۰/۶۴۶۹	

منبع: محاسبات محقق با استفاده از نرم‌افزار Stata 12

ازآنجا که متغیرهای شاخص تجارت جهانی و اندازه دولت از نظر آماری معنی دار نبوده‌اند، لذا ازهر دو مدل خارج شده‌اند. همانطور که در جداول بالا مشاهده می‌شود برخی از متغیرهای تحقیق، از نظر آماری در سطح ۹۵درصد معنی دار نبوده و علامت برخی از آنها موافق انتظار نیست. لذا جهت اطمینان، باید از آزمون‌های تشخیصی، جهت آزمون مشکلات مربوط به مدل های پانلی استفاده شود لازم به ذکر است که مدل تحقیق در دو حالت اقتصادسنجی معمولی وفضایی تخمین زده شده تا نتایج با هم مقایسه گردند.

آزمون ولدریج[21]جهت بررسی خودهمبستگی درمدلها

[20] . Individual Effects
[21] . Richard Wooldridge, 1988

یکی از آزمون هایی که برای تشخیص خودهمبستگی سریالی در داده های پانل مورد استفاده قرار می‌گیرد، آزمون ولدریج می‌باشد. که فرض H_0 این آزمون عدم وجود خود همبستگی در داده های پانل و فرض H_1 این آزمون وجود خود همبستگی در داده های پانلی می‌باشد. در صورتی که P-value محاسباتی بالای۵درصد باشد، عدم وجود خود همبستگی تائید و در صورتی که زیر۵درصد باشد، وجود خود همبستگی تائید می‌شود و باید با استفاده از روشهای به رفع آن بپردازیم. نتایج این آزمون در جدول زیر ارائه شده است.

جدول (۸) : نتایج آزمون تشخیص خودهمبستگی سریالی

نوع آزمون	مقدار آماره آزمون	Prob
نتایج آزمون ولدریج برای مدل معمولی	۱/۳۶۲	۰/۳۰۸۱
نتایج آزمون ولدریج برای مدل فضایی	۰/۶۵۳	۰/۴۶۴۴

منبع: یافته های محقق

بر اساس نتایج آزمون ولدریج، با احتمال ۹۹٪ می توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در داده های پانل را درهر دو مدل مورد پذیرش قرار داد.

آزمون ناهمسانی مدل تخمینی:

برای آزمون ناهمسانی واریانس بین جملات اختلال دومدل مقید ونامقید تخمین زده می‌شود درمدل مقید فرض همسانی واریانس یا فرض توزیع یکسان ومستقل جملات اختلال درنظر گرفته می‌شود درحالیکه درمدل نامقید فرض بریکسان نبودن واریانس جملات اختلال بین واحدهای مقطعی می‌باشد. درمرحله بعد بااستفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته، هردومدل تخمین زده می‌شوند وسپس براساس آماره آزمون نسبت راستنمایی[22]پرداخته می‌شود. چنانچه مقدار احتمال آماره LR کوچکتر از ۵درصد باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم ناهمسانی واریانس رد می شود(محمدزاده وهمکاران، ۱۳۸۹: ۵۷).

جدول (۹) آماره LR ومقدار احتمال های آن رانشان می‌دهد.

جدول (۹) : نتایج آزمون تشخیص ناهمسانی واریانس

نوع آزمون	مقدار آماره آزمون	Prob
نتایج آزمون LR برای مدل معمولی	۱۹/۹۱	۰/۰۰۰۵
نتایج آزمون LR برای مدل فضایی	۲۶/۸۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته های محقق

بر اساس نتایج آزمون نسبت راستنمایی، با احتمال ۹۹٪ نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس در داده های پانل را مورد پذیرش قرار داد و فرض H_1 مبنی بر وجودناهمسانی واریانس در داده های پانل مورد تائید قرار می‌گیرد. در این شرایط تخمین داده های پانلی با استفاده از مدل اثرات ثابت و تصادفی در حالت وجود ناهمسانی واریانس، در نرم افزار استاتا[23]بااستفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته[24] صورت می‌پذیرد که نتایج این دو مدل در جدول زیر نشان داده شده است:

نتایج برآورد مدل

[22] .Likelihood Ratio
[23] . Stata
[24] . Fgls

جهت به دست آوردن متغیر تاخیر فضایی می‌باید ابتدا ماتریس مجاورت را بدست آورده وسپس آن را به ماتریس مجاورت مرتبه اول استاندارد شده تبدیل نمود ودرنهایت، متغیر تاخیر فضایی را بدست آورد. ماتریس مجاورت برای کشورهای اسلامی منتخب با روش مجاورت خطی به صورت زیر ارائه شده است:

ماتریس مجاورت کشورهای منتخب اسلامی

$$7 \times 7 = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

حال باتوجه به ماتریس فوق، بعد از استاندارد شدن، درمتغیر وابسته ضرب شده ومتغیر فضایی به دست آورده می‌شود. نتایج تخمین مدل تحقیق پس از رفع ناهمسانی واریانس بر اساس روشFGLS وGMM به صورت جدول زیر ارائه شده است:

جدول(۱۰) : نتایج تخمین تابع سرمایه گذاری برای کشورهای منتخب اسلامی

متغیر	رگرسیون معمولی			رگرسیون فضایی			رگرسیون پویا		
	ضریب	انحراف معیار	مقدار احتمال	ضریب	انحراف معیار	مقدار احتمال	ضریب	انحراف معیار	مقدار احتمال
عرض ازمبدا	-۴۵/۰۸	۹/۹۸	۰/۰۰۰	-۶۵/۵۸	۹/۶۲	۰/۰۰۰	-۱۱/۲۲	۹/۸۳	۰/۲۵۴
نرخ تورم	-۰/۹۰	۰/۲۱۱	۰/۰۰۰	-۰/۷۸۳۸	۰/۱۵۵	۰/۰۰۰	-۱/۴۲	۰/۳۰	۰/۰۰
سرمایه گذاری خارجی	۰/۶۳۸۸	۰/۱۴۹	۰/۰۰۰	۰/۵۷۷۵	۰/۱۳۲	۰/۰۰۰	۰/۰۶۷	۰/۱۹۹	۰/۷۳
نرخ رشد اقتصادی	۲/۳۳۱	۰/۳۴۹	۰/۰۰۰	۲/۸۳۹۰	۰/۳۳۶۹	۰/۰۰۰	۱/۳۱	۰/۳۰۹	۰/۰۰۰
درجه باز بودن اقتصاد	۱/۴۵۷۴	۰/۴۸۶	۰/۰۰۰۳	۱/۶۶	۰/۴۳۶۶	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۹	۰/۶۱۸	۰/۹۸
نرخ رشد جمعیت	۳/۵۹۱	۰/۸۴۷	۰/۰۰۰	۵/۱۴۷	۰/۸۱۳۸	۰/۰۰۰	۲/۰۶	۰/۷۶	۰/۰۰۷
متغیر تاخیر فضایی	-	-	-	۰/۲۸۵	۰/۰۶۳	۰/۰۰۰	۰/۰۵۹	۰/۰۶۶	۰/۳۷
متغیر باوقفه وابسته	-	-	-	-	-	-	-۰/۲۶	۰/۱۱۲	۰/۰۲۱
	$R^2 = 0.5409$, PROBF = 0.000			$R^2 = 0.6469$, PROBF = 0.000					

منبع: محاسبات محقق با استفاده از نرم‌افزار Stata 12

همانطور که درجدول بالا مشاهده می‌شود ضرایب تمامی متغیرها در هر دو مدل(فضایی و معمولی)، از نظر آماری معنی‌دار هستند. در اقتصاد سنجی فضایی که تخمین زده شده است، متغیر فضایی مثبت ومعنی‌دار است؛ به این معنا که مجاورت کشورها با یکدیگر، اثرمثبتی بر روی سرمایه‌گذاری ومشارکت بخش خصوصی در کشورهای منتخب اسلامی، داشته است. در نتیجه، باید با توجه به روش اقتصادسنجی فضایی تخمین صورت گیرد. این بدین معناست که سرمایه‌گذاری ومشارکت بخش خصوصی درکشورهای منتخب اسلامی، از سرمایه‌گذاری کشورهای همجوار تاثیر پذیرفته است و عدم لحاظ کردن این موضوع در مدل تحقیق، می تواند نتایج تورش داری را به همراه داشته باشد. برای پی بردن به وابستگی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به دوره قبل از مدل پویا استفاده کردیم. که درمدل پویا، براساس آزمون سارگان چون احتمال برابر۰/۱۴۳ بوده واز ۵درصد بزرگتر است. پس فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی بین متغیرهای ابزاری و پسماندها رد نشده و میتوان به اعتبار ضرایب تخمینی اطمینان کرد. ضریب متغیر با وقفه، در مدل پویا منفی ومعنی‌دار است، شاید بدین معنی باشد که به دلیل عدم تامین مالی در دوره بعدی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش می‌یابد.

نتیجه گیری و پیشنهادات سیاستی

براساس یافته‌های مطالعه، ضریب نرخ بهره برابر۰/۷۸۳-بوده منفی ومعنی‌دار است وبا مطالعات گرین و ویلانو(۱۹۹۱)، هادیان و وهام(۱۳۸۹)، پژویان وخسروی(۱۳۹۱) مطابقت داشته، وحاکی از آن است که یک درصد افزایش در نرخ بهره یک کشور، میزان مشارکت بخش خصوصی آن کشور را به میزان ۰/۷۸درصد کاهش می‌دهد و میزان مشارکت بخش خصوصی، نسبت به نرخ بهره بی کشش است.

ضریب تولید ناخالص داخلی برابر۲/۸۳بوده ومعنی‌دار و مثبت است با نتایج تحقیقات گرین و ویلانو (۱۹۹۱) ، هاتف و کرباسی(۱۳۹۲)، مطابقت داشته و حاکی از آن است که یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی، میزان مشارکت بخش خصوصی را به میزان ۲/۸۳درصد افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر، با افزایش تقاضای داخلی برای کالاها وخدمات و گسترش بازارها، سرمایه‌گذاران داخلی انگیزه بالاتری برای سرمایه‌گذاری در این کشورها، پیدا کرده اند.

ضریب متغیر تاخیر فضایی برابر۰/۲۸بوده ومعنی‌دار ومثبت است وبا مطالعات نجفی علمدارلو وهمکاران (۱۳۹۲)، اکبری و فرهمند(۱۳۸۳)، بهبودی وهمکاران(۱۳۹۱) مطابقت دارد. به عبارت دیگر، مجاورت کشور های منتخب اثر مثبتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی گذاشته است واین می‌تواند به دلیل ارتباط تجاری بین این کشورها باشد.

ضریب درجه باز بودن اقتصاد کلان برابر۱/۶۶معنی‌دار ومثبت است وبا نتایج فلیحی وجعفرزاده(۱۳۹۱) مطابقت دارد. به ازای یک درصد افزایش در درجه باز بودن اقتصاد میزان مشارکت بخش خصوصی به میزان۱/۶۶ درصد افزایش می‌یابد ونشان دهنده این است میزان مشارکت بخش خصوصی در کشورهای اسلامی نسبت به درجه باز بودن اقتصاد پرکشش است. بنابراین نتیجه می‌گیریم که هرچه یک اقتصاد بازتر باشد(با کشورهای دیگر تجارت بیشتری داشته باشد)میزان مشارکت بخش خصوصی بیشتر خواهد شد جرا که از کارایی ناشی از تولید تخصصی بهره مند می‌شوند، به بیانی دیگر، هرچه یک اقتصاد بازتر شود حجم جریان تجاری(سرمایه) آن افزایش می‌یابد؛ وهرچه محدویت به ویژه در زمینه سیاست های تجاری کاسته شود جریان تجاری افزایش می‌یابد .

ضریب نرخ رشد جمعیت برابر ۵/۱۱ بوده معنی‌دار ومثبت است وبا مطالعات بهرامی وپهلوانی(۱۳۹۳)، مطابقت ندارد وحاکی از آن است که یک درصد افزایش در نرخ رشد جمعیت، میزان مشارکت بخش خصوصی در کشورهای اسلامی را به میزان ۵/۱۱ درصد افزایش می‌دهد.

ضریب سرمایه‌گذاری خارجی برابر۰/۵۷۷مثبت ومعنی‌دار است، وبیانگر رابطه مکملی بین مشارکت و سرمایه‌گذاری داخلی است وبا مطالعات کرباسی و هاتف(۱۳۹۲) مطابقت دارد. سرمایه‌گذاری خارجی درکشورهای در حال توسعه بیشتر بر ساخت زیر بناها وسرمایه‌گذاری‌های پایه متمرکز است. واین امر باعث افزایش بازدهی سرمایه‌گذاری خصوصی و در نتیجه موجب تشویق آن است، وفرضیه سوم هم با احتمال ۹۵ درصد قبول می‌گردد.

ضریب سرمایه‌گذاری با وقفه منفی ومعنی‌دار است، وبه ازای یک درصد افزایش در دوره سرمایه‌گذاری دوره جاری، سرمایه‌گذاری دوره بعدی به میزان ۰/۲۶درصد کاهش می‌یابد. شاید علت کاهش سرمایه‌گذاری در دوره آتی، به دلیل عدم تامین مالی پروژه های سرمایه‌گذاری و رکود در کشورهای منتخب اسلامی نهفته باشد.

هدف اصلی این مطالعه، بررسی تاثیر عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری ومشارکت بخش خصوصی درکشورهای منتخب اسلامی بر اساس اقتصاد سنجی فضایی می باشد، که برای دستیابی به هدف مذکور برمبنای ادبیات تئوریکی موجود وبا به کارگیری روشهای اقتصاد سنجی فضایی، معادله سرمایه‌گذاری پایه‌ریزی و برآورد شد. برای بدست آوردن متغیر تاخیر فضایی از ماتریس مجاورت مرتبه اول استاندارد شده استفاده شد که به روش خطی برآورد شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل دلالت براین دارد که متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، درجه باز بودن اقتصاد کلان، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نرخ رشد جمعیت ومتغیر تاخیر فضایی تاثیر مثبت ومعنی‌دار و متغیر نرخ بهره تاثیر منفی ومعنی‌داری بر سرمایه‌گذاری ومشارکت بخش خصوصی در کشورهای منتخب اسلامی داشته است.

پیشنهادات

۱- از آنجا که متغیر نرخ بهره رابطه منفی بر مشارکت بخش خصوصی دارد وموجب کاهش حضور بخش خصوصی در پرژوه‌های سرمایه‌گذاری می‌گردد، درنتیجه پیشنهاد می‌شود بانک‌های مرکزی این کشورها نرخ تسهیلات بانکی را برای شرکت‌های سرمایه‌گذاری کاهش دهند.

۲- چون سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سرمایه‌گذاری داخلی تاثیر مثبت دارد، لذا پیشنهاد می‌شود که برای ورود سرمایه‌گذاران خارجی، بادیگر کشورهای جهان رابطه حسنه داشته واز طریق ایجاد امنیت، ارائه سیاست تشویقی از قبیل کاهش مالیات و تعرفه گمرگی، به این امر مهم نائل آییم.

۳-دراین مطالعه به تاثیر متغیرهایی همچون نرخ بهره، تولید داخلی، درجه باز بودن اقتصاد، نرخ رشد جمعیت، سرمایه‌گذاری خارجی، بر سرمایه گذاری داخلی پرداخته شد. ولی متغیر نرخ ارز از متغیرهایی است که احتمالاً تاثیر زیادی بر سرمایه‌گذاری دارد ولی دراین مطالعه به دلیل محدویت اطلاعات این متغیر از مطالعه خارج شد. ودیگر اینکه با توجه به نتایج این مطالعه، مجاورت کشورها تاثیر مثبتی بر سرمایه‌گذاری داشته است. لذا پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی با ملحوظ قرار دادن متغیر نرخ ارز در تخمین مدلهای تجاری بین کشوری یک حوزه، از رهیافت فضایی استفاده شود. تا نتایج گزارش شده، به واقعیت نزدیکتر باشد.

منابع وماخذ

الف- فارسی

- اقبالی، علیرضا، حلافی، حمیدرضا، گسگری، ریحانه، (۱۳۸۳)، بررسی میان مخارج دولت وسرمایه گذاری بخش خصوصی، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال چهارم، شماره۱۲.
- بهبودی، داود، فلاحی، فیروز و شیبائی اکبر، (۱۳۹۱)، بررسی همگرایی بهره‌وری در منتخبی از کشورهای عضو OECD با رویکرد اقتصادسنجی فضایی، *فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، ۱(۳)، ۸۰-۵۷.
- بهرامی، جواد، پهلوانی، مهدی، (۱۳۹۳)، تأثیر جهانی شدن بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای منتخب MENA با استفاده از روش GMM، *مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، ۲۱(۱۸)، ۲۰۵-۲۲۷.
- پژویان، جمشید، خسری، تانیا، (۱۳۹۱)، تاثیرتورم برسرمایه‌گذاری بخش خصوصی، *فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری*، سال اول، شماره۴، ۱۷-۱.
- ترکان، اکبر، شهبازی، میثم، (۱۳۸۹)، بررسی چگونگی جذب مشارکت بخش خصوصی در توسعه زیر ساخت های حمل ونقل جاده ای، *فصلنامه راهبرد*، شماره ۱۹.
- دفتر مطالعات اقتصادی، (۱۳۸۷)، بررسی روند سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ورشد اقتصادی در ایران، *مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی*، کدموضوعی ۲۲۰، شماره مسلسل ۹۴۷۴.
- شاه‌آبادی ا، و نیلفروشان س، (۱۳۹۱)، رابطه جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با نوآوری ایران در مقایسه با کشورهای سند چشم‌انداز، *فصلنامه تخصصی پارک‌ها و مراکز رشد*. ۸(۳۰)، ۴۲-۳۳.
- طبیبیان، محمد ، (۱۳۷۰)، اقتصاد کلان، اصول نظری وکاربرد آن، تهران، سازمان برنامه وبودجه.
- کازرونی، علیرضا، دولتی، مهناز، (۱۳۸۶)، اثر نا اطمینانی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی(مطالعه موردی ایران)، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۴۵، ۳۰۶-۲۸۳.
- کشاورزیان‌پیوستی، اکبر، (۱۳۸۱)، برآورد تابع سرمایه‌گذاری خصوصی دربخش صنعت ایران، به روش هم انباشتگی، *فصلنامه برنامه ریزی و بودجه*، شماره۵، ۷۹-۵۵.
- گسکری، ریحانه، اقبالی، علیرضا، (۱۳۸۴)، اثرشوک نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران، *فصلنامه سیاست‌ها وپژوهش‌های اقتصادی*، شماره۳۶، ۷۵-۶۱.
- هادیان، ابراهیم، وهام، رضا، (۱۳۸۹)، تورم وتاثیر آن بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران، *فصلنامه اقتصاد مقداری(بررسی های اقتصادی سابق)*، دوره۷، شماره۴،۷۹-۵۵.

– هاتف، خسرو. و کرباسی، علی، (۱۳۹۲)، اثر شاخص‌های حکومتی و سرمایه‌گذاری خارجی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در کشورهای آسیایی، *مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، ۲۰ (۵)، ۴۷-۲۲.

ب- لاتین

– Anselin, Luc. 1988. Spatial Econometrics, Methods and Models, Kluer Academic, Boston.
– Bivand, R. 2010. Comparing Estimation Methods for Spatial Econometrics Techniques Using R, Discussion papers, Norwegian School of Economics and Business Administration (NHH), Department of Economics.
– Ahmad, Imtiaz and Qayyum, Abdul (2008), Effect of Government Spending and Macro-Economic Uncertainly on Private Investment in Services Sector: Evidence from Pakistan, *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, MPRA Working Paper, ISSN 1450-2275 11
– Albalate, Daniel., Bel, Germa., Geddes, R.Richard. (2010). *The determinents of*
– *contractual choice for private involvement in infrastructur projects in the united*
– *states*..
– Barro, Robert. (1991). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*, No.98, Feb, PP.103-125.
– Besada, Hany. (2013). *Doing business in fragile states: The private sector, natural resources and conflict in Africa*, London: James Currency Publishers.
– Blejer & Khan (1984), Government Policy and Private Investment in Developing Countries, *IMF Staff Papers*, Vol 31
– Davoodi, P., Shahmoradi, A. (2229). Recognition Factors Attracting Foreign Direct Investment in Iran and 02 Countries, Iranian Journal of Economic Research, 2(22), PP. 83-331. (In Persian).
– Fotros , M.H., Emami, M. (2232). Check Factors Affecting Foreign Direct Investment, with an Emphasis on Patent, Economic Journal-BiMonthly Journal of Economic, 7, PP. 39-19. (In Persian).
– Green-Jeshua, Villanueva-Delano. (1991). Private Investment in Developing Countries, *IMF staff papers*, P: 33-58.
– Gujarati-Damodar, N. (2222). Basic Econometrics, 0th ed. New York: University of New York Press.
– Hammami, Mona., Ruhashyankiko, Jean- François., Yehoue, Etienne. B. (2006).
– *Determinants of public-private partnerships in infrastructure*. Washington, D.C: International monetary fund.
– Kao, Ch., Min-Hsien, C. (2222). On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data, Advances in Econometrics 39, PP. 373-222
– Leitão, N.C., Faustino, H.C. 2010. Determinants of Foreign Direct Investment in Portugal, Journal of Applied Business and Economics, 33(1), PP. 33-22.
– Lutfi Erdan, Randall G.Holcomb (2005), The effects of Public Investment on Private Investment in Developing Economics, *Public Finance Review*, Vol. 33, N.o 5, 575-602
– Mozayani, A.H., Moradhasel, N. 2008. Recognition of factors affecting FDI flow's, Economic Research Institute, 7, PP. 39-19.
– Naudé, W.A., Krugell, W.F. 2008. Investigating Geography and Institutions as Determinants of Foreign Direct Investment in Africa Using Panel Data, Applied Economics, 13, PP. 3221-3211.
– Pedroni, P. (3339). Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, with an Application to the PPP Hypothesis, Indiana University Working Papers in Economics, PP. 39-231.
– Quazi, R. 2008. Economic Freedom and Foreign Direct Investment in East Asia, Journal of the Asia Pacific Economy, 32(1), PP. 123-100.
– Ramirez, Miguel D. (2000). The impact of public investment on private investment spending in Latin America: 1980–95. *Atlantic Economic Journal*, 28 (2), 210-225.
– Servin, L.(2003) "Real Exchange Rate Uncertainty and Private Investment in LDCs", *Review of Economics and Statistics* vol 85(1).
– Wijeweera, A., Villano, R., Dollery B. 2010. Economic Growth and FDI Inflows: A Stochastic Frontier Analysis, The Journal of Developing Areas,

– 01(2), PP. 301-398.
– World Bank. (2014). World Development Indicators 2014. Available from:
– http://data.worldbank.org/indicator