

SID



ابزارهای
پژوهش



سرویس ترجمه
تخصصی



کارگاه های
آموزشی



بلاگ
مرکز اطلاعات علمی



سامانه ویراستاری
STES



فیلم های
آموزشی

کارگاه های آموزشی مرکز اطلاعات علمی



آموزش مهارت های کاربردی در تدوین و چاپ مقالات ISI

آموزش مهارت های کاربردی
در تدوین و چاپ مقالات ISI



روش تحقیق کمی

روش تحقیق کمی



آموزش نرم افزار Word برای پژوهشگران

آموزش نرم افزار Word
برای پژوهشگران

ارتباط سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در کشورها: با تأکید بر این ارتباط در ایران با رهیافت مارکوف سوئیچینگ

*فرهاد قلمباز^۱، علی سوری^۲، قهرمان عبدلی^۳، محسن ابراهیمی^۴

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصاد-اقتصاد مالی، پردیس بین‌الملل کیش، دانشگاه تهران، ایران

۲. دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران

۳. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران

۴. دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۶/۱۲/۲۲ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۲/۰۴)

Relationship between Foreign Direct Investment and Economic Growth across Countries: Emphasis on this Relationship in Iran by Markov Switching Approach

*Farhad Ghalambaz¹, Ali Souri², Ghahraman Abdoli³, Mohsen Ebrahimi⁴

1. Ph.D. Student in Financial Economics, International Campus-Kish Island, University of Tehran, Tehran, Iran

2. Associate Professor at Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran

3. Professor at Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran

4. Associate Professor at Faculty of Economics, University of Kharazmi, Tehran, Iran

(Received: 13/March/2018 Accepted: 24/April/2018)

Abstract:

Investigation of factors that affect economic growth has been always attractive. Foreign direct investment is one of the variables that have potential effects on growth. This study carried out to investigate the impact of foreign direct investment on economic growth. We consider the role of natural resources using panel threshold regression model for 1996 to 2015 period and also emphasis on relationship between foreign direct investment and economic growth in Iran by Markov Switching Approach for 1976-2015. Panel threshold regression model formed based on Hansen's (1999) suggested model then that estimated by Wang's (2015) proposed method for fixed effect models. Results of threshold regression model showed that natural resources, domestic capital formation, population growth rate and governance indicator has statistically significant effect on economic growth. Threshold level for natural resources is 28.58 percentages. Foreign direct investment variable has different effect on economic growth in regimes. In first regime foreign direct investment increase economic growth but in second regime, that natural resources is more than threshold level, it decrease growth rate. Results of tow regimes Auto-Regressive Markov Switching model for Iran showed that foreign direct investment in recession regime is insignificant but this variable in boom regime has statistically significant effect and this relationship is negative.

Keywords: Economic Growth, Foreign Direct Investment, Markov Switching Model, Panel Data, Threshold Regression.

JEL: C49, F23, O47.

چکیده:

از گذشته بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی همواره مورد توجه بوده است. یکی از متغیرهای اقتصادی که اثرات بالقوه بر رشد دارد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. این مطالعه با هدف بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی با در نظر گرفتن نقش منابع طبیعی و با استفاده از مدل رگرسیونی حد آستانه پانل در بین کشورهای مختلف در دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ و همچنین تأکید بر رابطه رشد و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران با رهیافت مارکوف سوئیچینگ در دوره ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۵ انجام شده است. مدل رگرسیونی آستانه پانل بر اساس روش ارائه شده توسط هانسن (۱۹۹۹) انتخاب شد و تخمین آن با روش پیشنهادی وانگ (۲۰۱۵) و به صورت اثرات ثابت انجام شد. نتایج تخمین مدل حد آستانه نشان داد که منابع طبیعی، تشکیل سرمایه داخلی، نرخ رشد جمعیت و شاخص حکمرانی تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی دارند. حد آستانه برآورد شده برای متغیر منابع طبیعی برابر ۲۸/۵۸٪ از صادرات کل کالاها می‌باشد. متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثرات متفاوتی در رژیم‌های مختلف بر روی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه دارد. در رژیم اول رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد ولی در رژیم دوم یعنی در شرایطی که منابع طبیعی بیشتر از حد آستانه است نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه را کاهش می‌دهد. نتایج مدل خودرگرسیون مارکوف سوئیچینگ دو رژیمه برای ایران نشان داد که متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در رژیم رکودی معنی‌دار نبوده و برعکس اثر این متغیر در رژیم توأم با رونق اقتصادی معنادار بوده است که این رابطه منفی می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: داده‌های پانل، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی، رگرسیون حد آستانه، مدل مارکوف سوئیچینگ.

طبقه‌بندی JEL: C49, F23, O47.

* نویسنده مسئول: فرهاد قلمباز

E-mail: fghalambaz@gmail.com

*Corresponding Author: Farhad Ghalambaz

۱- مقدمه

در دهه‌های گذشته بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی همواره مورد توجه محققین بوده است. یکی از متغیرهای اقتصادی که اثرات بالقوه بر رشد دارد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است (دلیری، ۱۳۹۶: ۸۱ و دودانگی ۱۳۹۵: ۱۳۱). سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند از طریق گسترش فناوری، توسعه سرمایه انسانی، ارتقاء صادرات، ایجاد اشتغال و رشد بهره‌وری، رشد اقتصادی را افزایش دهد. مطالعات اولیه در تلاش برای توضیح جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یا همان FDI^۱ بر متغیرهای خاص صنعت و بنگاه تمرکز داشتند. ولی در حال حاضر، توجه به جنبه فضایی FDI و اثرات ناشی از گسترش فعالیت‌های چند ملیتی به سمت بازارهای خارجی تغییر یافته است. بدون شک متغیرهای مکانی از عوامل مهم اثرگذار بر FDI می‌باشند، با این حال اثر آنها در حال کاهش بوده است (انیسان^۲، ۲۰۱۷: ۲۳). یکی از عوامل محلی که در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نقش دارد وفور منابع طبیعی در کشور میزبان می‌باشد. کمیت و همچنین کیفیت منابع طبیعی نقش بسزایی در جذب سرمایه کشورهای دیگر دارد.

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای صادرکننده منابع طبیعی گرایش به تمرکز در صنایع استخراجی دارد. دلیل سرمایه‌گذاری در صنایع استخراجی عمدتاً دسترسی به منابع طبیعی در کشورهای میزبان می‌باشد و منابع طبیعی از نظر استراتژیکی، سیاسی و اقتصادی برای کشورهای میزبان دارای اهمیت هستند (آسیدو و لین^۳، ۲۰۱۱: ۱۰۴). با توجه به اهمیت منابع طبیعی در جذب سرمایه‌های خارجی، این مطالعه تلاش می‌کند تا اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی را با در نظر گرفتن نقش منابع طبیعی بررسی کند. لذا، اهداف مطالعه حاضر در دو بخش دنبال خواهد شد، در قسمت اول با استفاده از مدل رگرسیونی حد آستانه پانل^۴ اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورها با در نظر گرفتن نقش اندازه منابع طبیعی برای ۸۳ کشور برای یک دوره ۲۰ ساله مورد بررسی قرار می‌گیرد. در قسمت دوم تغییر ارتباط بین رشد اقتصادی و FDI در یک دوره ۴۰ ساله برای ایران بررسی می‌شود. ارتباط بین رشد اقتصادی و FDI در ایران و تغییر

رابطه این دو متغیر با استفاده از مدل رگرسیونی مارکوف سوئیچینگ^۵ و اطلاعات سری زمانی ۲۰۱۵-۱۹۷۶ مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

۲- مبانی نظری

چندین نظریه برای ارائه پایه منطقی در مورد عوامل مؤثر بر FDI در دهه ۱۹۳۰ پیشنهاد شده است. آنها شامل نظریات بین‌المللی شدن، رقابت انحصاری و ساختار بازار می‌باشند. اما با تشخیص نامناسب بودن هر کدام از نظریه‌های سنتی موجود در تبیین FDI، دانیسنگ^۶ (۱۹۸۸: ۱۱؛ ۱۹۸۱: ۳۰) یک الگوی ترکیبی ارائه کرد. الگوی ترکیبی، نظریه‌های موجود در مورد فعالیت‌های چند ملیتی MNEs^۷ را به الگویی که به چارچوب مالکیت، موقعیت و جهانی شدن (OLI) معروف شده تبدیل کرده است. چارچوب OLI^۸ بیان می‌کند، چیزی که عوامل مؤثر بر تصمیم یک کشور برای سرمایه‌گذاری در خارج را تعیین می‌کند شامل سه مجموعه مزیت است، مالکیت O، موقعیت L و بین‌المللی شدن I. مزایای مالکیت شامل دارائی‌های فناوریانه، مدیریتی و بازاریابی است که امکان رقابت بنگاه با سایر رقبا در بازارهای خارجی را فراهم می‌سازد. مزایای موقعیت شامل منابع ملموس و ناملموسی است که محیط کسب و کار کشور انتخاب شده را جذاب می‌سازد. مزایای بین‌المللی شدن مربوط به خودتولیدی در مقابل تولید از طریق توافقنامه مشترک همانند مجوزگیری یا سرمایه‌گذاری مشترک است. موارد مذکور نتیجه نواقص در بازارهای خارجی است. این نواقص شامل کاهش نااطمینانی و هزینه‌های معامله در جهت ایجاد اطلاعات کارا و همچنین کاهش نواقص ایجاد شده توسط دولت مانند تعرفه‌ها، کنترل نرخ ارز خارجی و یارانه‌ها است (انیسان، ۲۰۱۷: ۲۶). از منابع ملموسی که می‌تواند برای کشورهای خارجی جذاب باشد منابع طبیعی کشور میزبان می‌باشد.

انتظار بر این است که اندازه بزرگ بخش منابع طبیعی برای جذب FDI به ضرر بخش غیرمنابع باشد که این امر منجر به از بین رفتن رشد بالقوه ناشی از FDI می‌شود. بنابراین ورود جریان FDI به بخش منابع طبیعی این بخش را بزرگ‌تر کرده و به طور بالقوه نرخ رشد کشور را کند می‌کند

5. Markov Switching Regression Model
6. Dunning (1981, 1988)
7. Global Multinational Enterprises
8. Ownership, Location, Internationalization

1. Foreign Direct Investment
2. Enisan (2017)
3. Aseidu & Lien (2011)
4. Panel Threshold Regression Model

- اقتصادی اثر می‌گذارد (سیمونسکو^۹، ۲۰۱۶: ۱۸۹):
- انتقال مستقیم از طریق سرمایه‌گذاری‌های اولیه
- انتقال غیرمستقیم از طریق مشارکت در مالکیت
- انتقال دور دوم از طریق سرریز فناوری

اثر FDI بر رشد اقتصادی در مدل‌های سنتی و مدل‌های رشد حقیقی متفاوت است. در مدل‌های نئوکلاسیک، FDI فقط سطح تولید را متأثر می‌سازد و اثری بر رشد اقتصادی بلندمدت ندارد. افزایش برون‌زای FDI، مقدار سرمایه و GDP سرانه را به طور موقت افزایش می‌دهد زیرا قانون بازدهی نزولی رشد در بلندمدت را محدود می‌کند. رشد نیروی کار و پیشرفت فناوری به عنوان عوامل برون‌زا، اثرات FDI بر رشد اقتصادی در بلندمدت را تعیین می‌کنند. با این حال عوامل مؤثر بر پیشرفت فناوری در مدل‌های نئوکلاسیک وجود ندارد. از طرفی مدل‌های رشد جدید بیان می‌کنند که FDI از طریق سرمایه انسانی، تحقیقات و توسعه بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد و سرریزهای فناوری از طریق FDI رشد اقتصادی بلندمدت را تضمین می‌کند (همان: ۱۸۹).

اگر چه در بررسی سری‌های زمانی اقتصادی مدل‌های خطی در کاربردهای متعدد کاملاً موفق بودند ولی این مدل‌ها در نمایش دادن الگوهای پویای غیرخطی مانند عدم تقارن، وابستگی دامنه و دسته‌بندی نوسان ناتوان بودند (کوان^{۱۰}، ۲۰۰۲: ۱). مدل‌های تغییر رژیمی مدل‌های سری زمانی هستند که مقادیر متفاوتی در تعداد مشخصی رژیم به پارامترها اختصاص می‌دهند. یک فرایند تصادفی فرض می‌کند که تغییر رژیم به عنوان بخشی از مدل است که به پیش‌بینی‌های انجام شده بر پایه این مدل اجازه می‌دهد تا احتمال تغییرات رژیم بعدی را شامل گردد. در موقعیت‌های خاص رژیم در حال رخداد در هر نقطه از زمان قابل مشاهده است. به طور کلی رژیم مشاهده نشده است و محقق باید در مورد اینکه کدام رژیم در گذشته اتفاق افتاده است نتیجه‌گیری کند. کاربرد اولیه این مدل‌ها در ادبیات اقتصادسنجی برای توصیف تغییرات در رفتار پویای سری زمانی‌های مالی و اقتصاد کلان بوده است (پیگر^{۱۱}، ۲۰۰۷: ۴).

مدل‌های تغییر رژیمی به دو گروه مدل‌های «آستانه‌ای» و مدل‌های «مارکوف سوئیچینگ» تقسیم می‌شوند. اختلاف اولیه بین این دو رهیافت در چگونگی مدل‌سازی تکامل فرایند

(حیات و کاهلیک^۱، ۲۰۱۷: ۲). همچنین طبق نظر ساکس و وارنر^۲ (۲۰۰۱: ۸۲۷) به نقل از حیات و کاهلیک (۲۰۱۷: ۲) کشورهای غنی از نظر منابع طبیعی، رشد اقتصادی کندتری در مقایسه با کشورهای با منابع کمیاب دارند. مطالعات بسیاری پیرامون تأثیر منابع طبیعی بر رشد و توسعه کشورها صورت گرفته است که هر کدام به نحوی اثرگذاری منابع در رشد اقتصادی را نتیجه گرفته‌اند. آخرین بحث در این مورد مربوط به اصطلاح «تفرین منابع»^۳ است که توسط آتی^۴ (۱۹۹۳: ۱) مطرح شده است. وی بیان می‌کند که صادرات منابع طبیعی اثرات منفی فراتر از مسائل ارزی و پولی ناشی از بیماری هلندی^۵ دارد و منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود. اثر متضاد افزایش سرمایه‌گذاری و به دنبال آن افزایش صادرات منابع بر رشد در میان کشورها در این مطالعه بررسی شده است. در چگونگی ارتباط بین FDI و رشد اقتصادی بحث‌های زیادی وجود دارد. با این حال این رابطه می‌تواند به سه گروه تقسیم شود. گروه اول مطالعاتی که اثر مثبت FDI بر رشد اقتصادی را تأیید می‌کنند. گروه دوم مطالعاتی که بیانگر رابطه منفی بین FDI و رشد اقتصادی هستند. گروه سوم تحقیقاتی هستند که هیچ رابطه مشخصی بین FDI و رشد اقتصادی پیدا نکرده‌اند. مطالعات گروه سوم بیان می‌کنند که این رابطه وابسته به ظرفیت جذب کشورهای میزبان، شرایط سیاسی، سرمایه انسانی، توسعه و محیط سرمایه‌گذاری می‌باشد که در طی دوره‌های مختلف تغییر می‌کند (نگوینا و کیم تو^۶، ۲۰۱۶: ۳۳). رشد اقتصادی وابسته به رشد پایدار در ظرفیت تولید است که شامل پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌باشد. سطوح کم سرمایه‌گذاری و پس‌انداز دلالت بر رشد اقتصادی پائین دارد. نیاز به FDI به عنوان منبعی برای رشد اقتصادی در سال‌های گذشته افزایش یافته است. چندین عامل رابطه بین FDI و رشد اقتصادی را تعیین می‌کنند. بر اساس نظر انوار و نگوین^۷ (۲۰۱۰: ۵۶۵) این عوامل عبارتند از: یادگیری توأم با عمل، صادرات، سرمایه انسانی، ثبات اقتصاد کلان، سرمایه‌گذاری عمومی و سطح توسعه مالی. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی طبق نظر نئوهوس^۸ (۲۰۰۶: ۴۴-۴۳) از سه مسیر کلی بر رشد

- Hayat & Cahlik (2017)
- Sachs & Warner (2001)
- Resource Curse
- Auty (1993)
- Dutch Disease
- Nguyen & Kim To (2016)
- Anwar & Nguyen (2010)
- Neuhaus (2006)

9. Simionescu (2016)

10. Kuan (2002)

11. Piger (2007)

کشورهای اوپک و چند کشور منتخب، صادرات منابع انرژی را به عنوان شاخصی برای منابع طبیعی در نظر گرفتند. در این مطالعه هشت کشور عضو اوپک^۱ و ۱۳ کشور دیگر در دوره ۲۰۰۳-۱۹۶۹ بررسی شدند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش درآمد حاصل از صادرات انرژی، تولید ناخالص داخلی کشورهای مورد بررسی کاهش می‌یابد و به عبارت دیگر منابع طبیعی اثر منفی بر رشد اقتصادی این کشورها دارند (سامتی و همکاران، ۱۳۸۶: ۷۰).

جلائی و صباغ‌پور فرد در مطالعه خود به بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی ایران از مسیر بازارهای مالی پرداختند. آنها در این مطالعه ابتدا به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته و سپس برای تعیین ثبات این نقش از متغیرهای کنترلی استفاده کردند. نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد ایران مؤثر می‌باشد و مدل رشد اقتصادی ایران متناسب با الگوهای عمومی رشد می‌باشد. با ورود متغیرهای کنترلی تأثیر سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد اقتصادی بی‌معنی و مبهم است که با ورود شاخص‌های مالی در مدل رشد اقتصادی مشخص شد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی تأثیر معنادار و با ثباتی داشته است (جلائی و صباغ‌پور فرد، ۱۳۸۷: ۱۷۲-۱۷۱).

ابراهیمی و سالاریان در مطالعه خود پدیده نفرین منابع طبیعی در کشورهای صادرکننده نفت را در دوره ۲۰۰۴-۱۹۹۰ بررسی کردند. نتایج آنها نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی به عنوان شاخصی از فراوانی منابع به تنهایی برای رشد اقتصادی مضر نیست و اثر مثبتی بر رشد دارد. اما با ورود سایر متغیرها در مدل به دلیل اثرگذاری درآمدهای نفتی بر این متغیرها سپس اثرگذاری غیرمستقیم بر رشد اقتصادی، اثر کل درآمدهای نفتی بر رشد منفی است (ابراهیمی و سالاریان، ۱۳۸۸: ۷۷).

فرزین و همکاران در مقاله‌ای اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی را به صورت سیستمی همراه با اثر متقابل متغیرها در یک مجموعه بررسی کردند. آنها در این مطالعه داده‌های دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۷ را به کار بردند. نتایج بدست آمده مؤید اثر مثبت و معنادار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی می‌باشد ولی اثرگذاری این متغیر بر رشد اقتصادی پایین می‌باشد (فرزین و همکاران، ۱۳۹۱: ۲۹).

رژیمی است. مدل‌های آستانه‌ای که توسط تانگ (۱۹۸۳: ۶۳-۶۲) معرفی شدند فرض می‌کنند که تغییر رژیم به وسیله مقدار متغیرهای مشاهده شده در ارتباط با یک آستانه مشاهده نشده ایجاد شده است. مدل‌های مارکوف سوئیچینگ که توسط گلدفلد و کوانت^۱ (۱۹۷۳: ۷)، کوسلت و لی^۲ (۱۹۸۵: ۸۰) و همیلتون^۳ (۱۹۸۹: ۳۶۰) وارد اقتصادسنجی شدند، فرض می‌کنند که تغییرات رژیم بر اساس زنجیره مارکوف صورت می‌گیرد. مدل‌های تغییر رژیمی به طور گسترده به ابزاری محبوب در کارهای تجربی برای مدل‌سازی تبدیل شده‌اند (همان: ۵-۶). اقتصاد اغلب رفتاری متفاوت در دوره‌هایی مانند رونق و رکود دارد. مدل‌های مارکوف سوئیچینگ روشی مناسب برای توصیف این پدیده‌ها هستند. تغییر در نحوه ارتباط متغیرها از ویژگی‌های این مدل می‌باشد.

۳- پیشینه تحقیق

مطالعات متعددی در ارتباط با رشد اقتصادی و متغیرهای اثرگذار بر آن انجام شده است. با توجه به تأکید مقاله حاضر بر بررسی ارتباط رشد و FDI و همچنین در نظر گرفتن نقش منابع طبیعی در این رابطه، در ادامه به چند مورد از مطالعاتی که با هدف بررسی اثرگذاری FDI و منابع طبیعی بر رشد اقتصادی انجام شده اشاره می‌شود.

یاوری و سلمانی در مطالعه‌ای رشد اقتصادی در کشورهای دارای منابع طبیعی را در دوره ۱۹۹۹-۱۹۶۰ بررسی کردند. آنها نتیجه گرفتند که سرمایه‌گذاری فیزیکی، سرمایه انسانی، باز بودن تجاری و بهبود رابطه مبادله اثر مثبت و تورم و فراوانی منابع طبیعی اثر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی دارد (یاوری و سلمانی، ۱۳۸۴: ۱۹-۱۸).

حسینی و مولایی در تحقیقی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر روی رشد اقتصادی در ایران را با استفاده از سه الگوی اقتصادسنجی برای دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۱ بررسی نمودند. نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران بر روی رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارد و پایداری شرایط اقتصادی مانند کاهش نرخ تورم، نرخ مالیات و هزینه‌های دولت به تداوم رشد اقتصادی ناشی از ورود سرمایه خارجی در بلندمدت منجر خواهد شد (حسینی و مولایی، ۱۳۸۵: ۵۷).

سامتی و همکاران در بررسی اثر منابع طبیعی بر اقتصاد

1. Goldfeld & Quandt (1973)
2. Cosslett & Lee (1985)
3. Hamilton (1989)

4. OPEC

محلی که ممکن است بر ارتباط بین جریان سرمایه خارجی و عملکرد اقتصادی اثرگذار باشند پرداختند. آنها در این مطالعه رگرسیون مقطعی و پانل پویا را برای کشورهای امریکای لاتین و آسیا در دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۶ تخمین زدند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد در کشورهایی با تجارب اقتصادی متفاوت، FDI اثر متفاوتی دارد. در کشورهایی با درآمد پائین زمانی که شرایط محلی کنترل شده است، FDI اثر مستقلی بر عملکرد اقتصادی دارد. در مقابل منافع حاصل از جریان FDI برای کشورهایی با درآمد بالا وابسته به مدل و به در نظر گرفتن محیط نهادی و اقتصاد کلان می‌باشد (الگوآسیل و همکاران، ۲۰۱۱: ۴۹۴).

موسی احمد^۴ در مطالعه خود اثرات سرریز جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر روی رشد اقتصادی مالزی را مورد بررسی قرار داده است. این مطالعه که برای دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۹ انجام شده متغیرهای سرمایه انسانی، نیروی کار، ظرفیت جذب و سرمایه فیزیکی را به عنوان متغیر کنترلی وارد مدل کرده است. نتایج نشان می‌دهد که جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نقش مهمی در دستیابی به رشد اقتصادی از طریق نهاده مشتق شده ایفا می‌کند (موسی احمد، ۲۰۱۲: ۱۴۹۸).

سیمونسکو ارتباط بین رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در طول بحران اقتصادی در اتحادیه اروپا را بررسی کرده است. وی در این مطالعه با استفاده از داده‌های پانل و مدل خودرگرسیون برداری پانل و مدل‌های اثرات ثابت بیزین، ارتباط مثبت و دو طرفه بین رشد اقتصادی و FDI از زمان شروع بحران (۲۰۰۸) را شناسایی نمود. وی همچنین نتیجه گرفت که این ارتباط تمایل به کاهش اختلاف بین کشورها در جذب سرمایه‌گذاری خارجی دارد (سیمونسکو، ۲۰۱۶: ۱۸۷).

نگوینا و کیم‌تو اثر آستانه‌ای در ارتباط بین رشد اقتصادی و FDI در کشورهای آسیایی را بررسی کردند. آنها با استفاده از اطلاعات دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۲ در هشت کشور عضو آ. سه. آن^۵ مدل آستانه‌ای پانل اثرات ثابت را برآورد کردند. نتایج حاکی از آن است که ارتباط بین رشد اقتصادی و FDI غیرخطی می‌باشد. همچنین دو سطح آستانه‌ای ۴/۷۳٪ و ۴/۹۱٪ برای FDI وجود دارد. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به طرق مختلفی بر رشد اثر می‌گذارد که بستگی به سطح FDI دارد (نگوینا و کیم‌تو، ۲۰۱۶: ۴۲).

عبادی و نیکونسبتی در بررسی خود به مطالعه رشد اقتصادی کشورهای دارای منابع طبیعی در سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۷۰ پرداختند. نتایج آنها نشان داد که نظریه نورث و همکارانش^۱ در ارتباط با کشورهای دارای منابع طبیعی صادق بوده و در بین این کشورها، کشورهای دارای نظم دموکراتیک دچار «نفرین منابع» نشده و توانسته‌اند از منابع خود در دستیابی به رشد اقتصادی استفاده کنند. آنها عنوان می‌کنند که یک یا چند نهاد در رشد کشورهای دارای منابع نقش ندارد بلکه نحوه ایجاد نظم در جامعه است که کلیت ساختار نهادی جامعه را متأثر می‌سازد. بنابراین کشورهایی که مسئله نظم در جامعه را حل کرده‌اند دارای نهادهای بهتری هستند و استفاده از منابع طبیعی و رشد اقتصادی پایدار را تضمین می‌کنند (عبادی و نیکونسبتی، ۱۳۹۱: ۱۴۲-۱۴۱).

شاه‌آبادی و صادقی در مقاله‌ای به بررسی اثر وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی دو کشور ایران و نروژ در دوره ۲۰۰۸-۱۹۷۰ پرداختند. نتیجه مطالعه آنها نشان داد که منابع طبیعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت مانعی برای رشد اقتصادی این دو کشور نیست (شاه‌آبادی و صادقی، ۱۳۹۲: ۴۰).

استادی و همکاران در مطالعه‌ای به نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در رشد اقتصادی ایران و بررسی رابطه متقابل آنها در دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۷ پرداختند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش رشد اثر مثبت بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی دارد و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی ایران دارد که رابطه مثبت بین این دو متغیر نشان‌دهنده وجود رابطه متقابل بین آنها است. در معادله رشد نیز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، موجودی سرمایه، نیروی کار و حجم تجارت اثر مثبت بر رشد اقتصادی ایران دارند (استادی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۴۷).

ازمن-ساینی و همکاران^۲ در مطالعه‌ای با کاربرد مدل رگرسیون آستانه نقش واسط توسعه بازار مالی در اثرگذاری FDI بر رشد را با استفاده از اطلاعات دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۵ برای ۹۱ کشور بررسی کردند. آنها در این مطالعه دریافتند که اثر مثبت FDI بر رشد اقتصادی فقط زمانی که توسعه بازار مالی فراتر از حد آستانه است وجود دارد (ازمن-ساینی و همکاران، ۲۰۱۰: ۲۱۳).

الگوآسیل و همکاران^۳ در مطالعه‌ای به بررسی شرایط

1. North et al.
2. Azman-Saini et al. (2010)
3. Alguacil et al. (2011)

4. Musa Ahmed (2012)
5. ASEAN

است. معادله ساختاری به شکل زیر است:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (1)$$

که $I(\cdot)$ تابع شاخص است. یک روش جایگزین برای نوشتن رابطه (۱) به صورت زیر است:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_1' x_{it} + e_{it}, & q_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + \beta_2' x_{it} + e_{it}, & q_{it} > \gamma. \end{cases} \quad (2)$$

روش خلاصه دیگر برای نمایش رابطه (۱):

$$x_{it}(\gamma) = \begin{cases} x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) \\ x_{it} I(q_{it} > \gamma) \end{cases} \quad (3)$$

و $\beta = (\beta_1' \quad \beta_2')$ بنابراین رابطه (۱) برابر است با:

$$y_{it} = \mu_i + \beta' x_{it}(\gamma) + e_{it} \quad (4)$$

مشاهدات بر اساس اینکه متغیر آستانه‌ای q_{it} کوچک‌تر یا بزرگ‌تر از حد آستانه γ باشد به دو «رژیم» تقسیم می‌شود. رژیم‌های مختلف بر اساس اختلاف بین شیب‌های β_1 و β_2 رگرسیون متمایز می‌شوند. شناسایی β_1 و β_2 مستلزم این است که اجزای x_{it} زمان-ثابت نباشند. همچنین فرض می‌شود که متغیر آستانه q_{it} نیز زمان-ثابت نیست. فرض می‌شود جزء خطا e_{it} مستقل بوده و به طور یکسانی با میانگین صفر و واریانس σ^2 توزیع شده است (هانسن، ۱۹۹۹: ۳۴۷).

در مطالعه حاضر نرخ رشد سالانه GDP سرانه واقعی به عنوان شاخص رشد اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته است. برای متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از نسبت جریان خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) به GDP و برای متغیر منابع طبیعی و نشان دادن شدت فراوانی منابع نیز از نسبت صادرات منابع طبیعی به صادرات کل کالاها استفاده شده است. به استناد حیات و کاهلیک برای صادرات منابع طبیعی نیز مجموع صادرات اوره، فلزات و سوخت را به کار بردیم. شاخص مشابهی در اکثر مطالعات که به بررسی نقش منابع طبیعی پرداخته‌اند استفاده شده است (حیات و کاهلیک، ۲۰۱۷: ۸).

مانند آسیدو سهم سوخت از صادرات کل کالاها و رانت ناشی از نفت به عنوان سهمی از GDP را برای نشان دادن اهمیت منابع طبیعی برای کشور میزبان در نظر گرفته است

حیات و کاهلیک در مطالعه‌ای اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی را در بین ۷۰ کشور مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان داد در صورتی که منابع طبیعی کشوری کمتر از حد آستانه باشد FDI اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشور میزبان دارد. با این حال، جریان FDI اثر معناداری بر رشد اقتصادی کشورهایی با منابع بیشتر ندارد. آنها در بخش دیگری از مطالعه با استفاده از مدل تغییر رژیمی مارکوف و اطلاعات مربوط به کشور پاکستان دریافتند که اقتصاد این کشور دارای دو رژیم بوده و در رژیم اول FDI هیچ تأثیری بر رشد اقتصادی نداشته در حالی که در رژیم دوم اثری قوی بر رشد اقتصادی پاکستان دارد. نتایج جدول احتمالات انتقال همچنین نشان می‌دهد که ارتباط FDI و رشد در پاکستان با احتمال ۹۱/۵ درصد تمایل شدیدی به باقی ماندن در رژیم اول دارد یعنی رژیمی که FDI بر رشد تأثیر ندارد (حیات و کاهلیک، ۲۰۱۷: ۱۵-۱۴).

۴- مدل تحقیق و روش برآورد

در این مطالعه برای بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر نرخ رشد اقتصادی با در نظر گرفتن نقش منابع طبیعی از مدل رگرسیونی حد آستانه استفاده می‌کنیم. زیرا با کاربرد این مدل می‌توان مقدار آستانه‌ای برای متغیر منابع طبیعی را تعیین کرد و همزمان اثرگذاری FDI بر رشد را در رژیم‌های مختلف با سطوح منابع مورد تحلیل قرار داد.

مدل آستانه، شکست ساختاری یا ویژگی جهشی در رابطه بین متغیرها را توصیف می‌کند. مدل آستانه پانل که توسط هانسن (۱۹۹۹: ۳۴۷) ارائه شده است در عین حال که تصریح ساده‌ای دارد پیامدهای روشنی برای سیاست اقتصادی دارد. اگر چه کاربرد مدل‌های آستانه‌ای در تحلیل سری زمانی مرسوم هستند ولی کاربرد آنها با استفاده از داده‌های پانل محدود بوده است (وانگ^۱، ۲۰۱۵: ۱۲۱). هانسن در مقاله خود روش‌های مناسب اقتصادسنجی برای رگرسیون آستانه با داده‌های پانل همراه با تخمین حداقل مربعات را معرفی می‌کند. در زیر به معرفی این روش می‌پردازیم (هانسن، ۱۹۹۹: ۳۴۷):

اطلاعات مشاهده شده از پانل متوازن به صورت $(y_{it}, q_{it}, x_{it} : 1 \leq i \leq n, 1 \leq t \leq T)$ است. اندیس i مقاطع و اندیس t زمان را مشخص می‌کند. y_{it} متغیر وابسته، q_{it} متغیر آستانه و x_{it} بردار k از متغیرهای توضیحی

1. Wang (2015)

(آسیدو، ۲۰۱۳: ۵).

سرمایه ناخالص داخلی (GCF)، تولید ناخالص داخلی با قیمت ثابت ۲۰۱۰ (GDPco)، نرخ تورم (In)، نرخ رشد جمعیت (Pop)، حجم تجارت (Tr)، نیروی انسانی (La) شاخص حکمرانی (WGI) می‌باشد. همچنین FDI_{it} جریان خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشور و NR نسبت صادرات منابع طبیعی به صادرات کل کالاها است که به عنوان متغیر آستانه‌ای و متغیر تقسیم کننده نمونه عمل می‌کند. متغیر آستانه‌ای NR، از طریق ضرایب η_1 و η_2 معادله را به دو رژیم تقسیم می‌کند. چنین تصریحی از مدل ما را قادر می‌سازد تا میزان اثر جریان FDI بر رشد اقتصادی را در دو زیرمجموعه متفاوت بسته به اینکه بخش منابع طبیعی بزرگ‌تر یا کوچک‌تر از سطح آستانه γ است، تعیین کنیم. لازم به ذکر است که معنی‌داری پارامتر آستانه γ با استفاده از آزمون F با فرض صفر $H_0 = \eta_1 = \eta_2$ مورد آزمون قرار می‌گیرد.

همان‌گونه که قبلاً بیان شد در بخش دیگری از مطالعه به بررسی تغییر ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌ایم. بدین منظور از مدل مارکوف سوئیچینگ استفاده شده است که در ادامه به تشریح این رهیافت می‌پردازیم.

مدل مارکوف سوئیچینگ به یک مدل جایگزین برای مدل‌های خطی همانند خودرگرسیون AR، میانگین متحرک MA یا مدل خودرگرسیون میانگین متحرک $ARIMA^1$ تبدیل شده است زیرا امکان تغییر پارامترها در فرایند تصادفی را فراهم می‌سازد. مدل مارکوف سوئیچینگ قابلیت بررسی ویژگی‌های غیرخطی همانند عدم تقارن، وابستگی، وزن و نوسان را دارد (انیسان، ۲۰۱۷: ۲۹-۲۸ و بیلگیلی و همکاران^۲، ۲۰۱۲: ۱۱۶۳). در مدل‌های مارکوف سوئیچینگ تغییرات نوسانی از سطح پایین (انقباض) به سطح بالا (انبساط) از طریق فرایندهای تصادفی که در یک فرایند احتمالاتی همانند رابطه زیر رخ داده حاصل می‌گردد (بیلگیلی و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۱۶۳):

$$P\left(y_t / Y_{t-1}, X_{t,s_t} = \begin{cases} f\{y_t / Y_{t-1}, X_t; \theta_1\} & s_t=1 \\ f\{y_t / Y_{t-1}, X_t; \theta_m\} & s_t=M \end{cases}\right) \quad (۶)$$

که وابسته y_t بیانگر گذشته $Y_{t-i} = \{y_{t-j}\}_{j=0}^{\infty}$ به متغیر رژیم غیرقابل مشاهده است، $s_t \in \{1, 2, \dots, M\}$

آسیدو و لین سهم سوخت و مواد معدنی در صادرات کل کالاها را به عنوان شاخصی برای منابع طبیعی به کار برده‌اند. شایان ذکر است این دو محقق سه دلیل را برای استفاده از این معیار عنوان کرده‌اند: اول، این معیار شاخصی از نوع FDI انجام شده در کشور میزبان ارائه می‌کند. به طور مثال در کشورهای صادرکننده نفت احتمالاً FDI در بخش نفت متمرکز شده است. دوم، این معیار اهمیت منابع طبیعی برای کشور میزبان را نشان می‌دهد. سوم، این معیار در مطالعات متعددی به کار برده شده و همچنین اطلاعات آن به سهولت قابل دسترس است (آسیدو و لین، ۲۰۱۱: ۱۰۴). معیار مشابهی در مطالعه آسیدو (۲۰۰۵: ۶) به کار برده شده است.

نسبت صادرات منابع طبیعی (نفت) به GDP به عنوان معیاری برای وفور منابع طبیعی کشورهای مورد بررسی نیز در مطالعه یآوری و همکاران (۱۳۹۰: ۳۴) استفاده شده است. سایر متغیرهای توضیحی وارد شده در مدل نیز نسبت تشکیل سرمایه ناخالص داخلی به GDP به عنوان سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی، نرخ رشد جمعیت، نیروی انسانی، تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۲۰۱۰ (حیات و کاهلیک، ۲۰۱۷: ۹-۸)، نرخ تورم به عنوان معیاری برای ثبات اقتصاد کلان (آسیدو، ۲۰۱۳: ۷؛ آسیدو، ۲۰۰۵: ۴) و نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP برای متغیر حجم تجارت و معیاری برای باز بودن اقتصاد (آسیدو، ۲۰۱۳: ۷) را شامل می‌شوند. از آنجایی که کیفیت نهادی و سازمانی هر کشوری در جذب سرمایه‌گذاری و به دنبال آن در رشد اقتصادی آن کشور نقش غیرقابل انکاری دارد لذا برای متغیر کیفیت نهادی از شاخص‌های حکمرانی جهانی همانند حیات و کاهلیک (۲۰۱۷: ۹) که توسط بانک جهانی ارائه می‌شود استفاده شد. این شاخص میانگینی از شش شاخص کیفیت نهادی شامل «برقراری قانون»، «کیفیت قوانین»، «کارایی حکومت»، «ثبات سیاسی و فقدان خشونت»، «صدا و پاسخگویی» و «کنترل فساد» می‌باشد. پس از تبیین متغیرها حال می‌توان این متغیرها را در قالب مدل رگرسیون آستانه هانسن (۱۹۹۹: ۳۴۷) نشان داد:

$$GDPpg_{it} = \beta x_{it} + \begin{cases} \eta_1 FDI_{it} + e_{it}, & NR \leq \gamma \\ \eta_2 FDI_{it} + e_{it}, & NR > \gamma \end{cases} \quad (۵)$$

در رابطه بالا $GDPpg_{it}$ نرخ رشد سرانه سالانه تولید ناخالص داخلی و x_{it} بردار متغیرهای توضیحی است که شامل تشکیل

1. Auto-Regressive Integrated Moving Average
2. Bilgili et al. (2012)

از حیات و کاهلیک (۲۰۱۷: ۸) می‌باشد، استفاده شده است.

$$Y_t = \mu_s + \gamma X_t + \beta_s FDI_t + \varepsilon_{s,t} \quad (9)$$

که Y_t نرخ رشد GDP سرانه، μ_s عرض از مبدأ وابسته به رژیم و X_t بردار متغیرهای کنترلی با ضرایب ثابت در رژیم است. این متغیرها شامل تشکیل سرمایه ناخالص، حجم تجارت و منابع طبیعی می‌باشند.

جدول ۱. حالت‌های مختلف مدل مارکوف سوئیچینگ

		MSM		SI	
		میانگین متغیر	میانگین ثابت	عرض از مبدأ متغیر	عرض از مبدأ ثابت
AR ثابت	σ^2 ثابت	MSM-AR	AR	MSI	AR
	σ^2 متغیر	MSMH-AR	MSH-AR	MSIH-AR	MSH-AR
AR متغیر	σ^2 ثابت	MSMA-AR	MSA-AR	MSIA-AR	MSA-AR
	σ^2 متغیر	MSMAH-AR	MSAH-AR	MSIAH-AR	MSAH-AR

مأخذ: (کروزیگ، ۱۹۹۷: ۶)

آمار و اطلاعات مربوط به تمامی متغیرهای حاضر در مطالعه از سایت بانک جهانی استخراج گردید. ملاک و معیار انتخاب کشورها نیز در دسترس بودن اطلاعات بود که بر این اساس ۸۳ کشور برای دوره ۲۰ ساله، ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ انتخاب گردید. با توجه به اینکه تعداد متغیرهای مورد بررسی ۱۰ متغیر می‌باشد، تعداد کل مشاهدات برابر با ۱۶۶۰۰ می‌باشد. اطلاعات مربوط به ایران در بخش دوم مطالعه نیز که مربوط به دوره ۲۰۱۵-۱۹۷۶ می‌باشد از سایت بانک جهانی و بانک مرکزی گردآوری شده است. جهت بررسی اولیه داده‌ها و تخمین مدل‌ها از نرم‌افزارهای Microsoft Office Excel 2007 و Stata 14 استفاده شد.

۵- داده‌ها و نتایج تجربی

جدول (۲) خلاصه آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مورد مطالعه را نشان می‌دهد. بر این اساس کمترین مقدار مربوط به متغیر منابع طبیعی تقریباً صفر می‌باشد و بیشترین مقدار مربوط به همین متغیر عدد ۹۵/۶۸ درصد است که نشان می‌دهد در بین ۸۳ کشور و دوره ۲۰ ساله، بیشترین صادرات منابع طبیعی ۹۵/۶۸ درصد از کل صادرات را تشکیل داده است. از کل صادرات کشورهای مورد مطالعه، به طور متوسط ۱۴/۵۷ درصد

احتمال بودن در یک رژیم خاص از داده‌ها را نشان می‌دهد، همچنین X_t و θ_m در حالی که $m = \{1, 2, 3, \dots, M\}$ به ترتیب اشاره به متغیرهای برون‌زا و بردار پارامترها دارند. انتقال بین رژیم‌ها توسط فرایند مرتبه اول مارکوف صورت می‌گیرد که به صورت رابطه زیر است (همیلتون، ۱۹۸۹: ۳۶۰؛ بیلگیلی و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۱۶۳):

$$\begin{aligned} Prob \{s_t = 1 | s_{t-1} = 1\} &= p \\ Prob \{s_t = 0 | s_{t-1} = 1\} &= 1 - p \\ Prob \{s_t = 0 | s_{t-1} = 0\} &= q \\ Prob \{s_t = 1 | s_{t-1} = 0\} &= 1 - q \end{aligned} \quad (7)$$

که s_t برابر صفر یا یک رژیم غیرقابل مشاهده در رابطه را نشان می‌دهد (همیلتون، ۱۹۸۹: ۳۶۰). احتمال انتقال در محدوده $0 \leq p_{ij} \leq 1$ قرار دارد و مجموع احتمالات انتقال برابر یک است. در صورتی که Δy_t و μ به ترتیب بیانگر نرخ رشد y_t و میانگین نرخ رشد y_t باشند. بنابراین شکل کلی مدل مارکوف سوئیچینگ به صورت رابطه زیر خواهد بود (بیلگیلی و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۱۶۳):

$$\begin{aligned} \Delta y_t - \mu(s_t) &= A_1 (\Delta y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots \\ &+ A_p (\Delta y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + u_t \end{aligned} \quad (8)$$

که u_t به طور نرمال و مستقل توزیع شده است. رژیم‌های سطح پایین ($s_t = 0$) و سطح بالا ($s_t = 1$) وابسته به توزیع‌های شرطی متفاوت Δy_t و μ مربوط به رژیم‌ها هستند.

می‌توان مدل مارکوف سوئیچینگ در رابطه (۸) را به مدل چند متغیره بسط داد. در مطالعه ما نیز کاربرد این مدل از این نظر که امکان بررسی اثر متفاوت FDI در دوره‌های مختلف بر رشد اقتصادی را فراهم می‌سازد جذاب می‌باشد. مدل مارکوف سوئیچینگ با توجه به اینکه کدام جزء تابع رژیم باشد به انواع مختلف طبقه‌بندی شده است. در مطالعات اقتصادی چهار حالت بیشتر مورد توجه است که شامل مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در میانگین (MSM)، عرض از مبدأ (MSI)، ناهمسانی واریانس (MSH) و پارامترهای خودرگرسیون (MSA) می‌باشند. با ترکیب این چهار حالت و ثابت یا متغیر بودن آنها در رژیم‌ها می‌توان حالت‌های مختلفی برای آنها در نظر گرفت که در جدول (۱) نشان داده شده است.

برای بررسی وجود رژیم‌های مختلف در طی زمان در رشد اقتصادی ایران و تغییرات در رابطه رشد و FDI در طول این رژیم‌ها از مدل مارکوف سوئیچینگ به صورت زیر که برگرفته

1. Krolzig (1998)

را صادرات منابع طبیعی این کشورها در دوره مذکور تشکیل می‌دهد. سایر اعداد محاسبه شده برای سایر متغیرها به نحو مشابه قابل تفسیر است.

جدول ۲. آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مورد بررسی

نام متغیر	نماد متغیر	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار
صادرات منابع طبیعی به صادرات کل کالاها	NR	۰/۰۰۰۴	۹۵/۶۸	۱۴/۵۷	۱۵/۳۰
جریان خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به GDP	FDI	-۱۶/۰۷	۸۷/۴۴	۳/۸۹	۵/۵
تشکیل سرمایه داخلی ناخالص به GDP	GCF	۰/۲۹	۵۵/۳۶	۲۳/۴	۶/۹۶
تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت)	GDP _{co}	۲۰۹/۸۶	۹۱۵۹۴/۱۷	۱۵۷۴۲/۱۶	۱۹۶۸۲/۱۳
نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه	GDP _{pg}	-۳۴/۸۹	۵۰/۱۲	۲/۲۵	۳/۹۹
نرخ تورم	In	-۲۷/۲	۹۵۸/۶۴	۷/۷۶	۲۶/۳۱
نرخ رشد جمعیت	Pop	-۳/۸۲	۱۶/۳۳	۱/۵۴	۱/۵۷
تجارت (مجموع صادرات و واردات) به GDP	Tr	۰/۰۲	۴۴۱/۶	۷۸/۹۸	۴۶/۸۴
نیروی انسانی	La	۷۳۲۲۲	۸۰۰۳۵۸۰۷۵	۳۱۴۳۷۳۲۳	۹۶۷۰۱۵۲۵
شاخص حکمرانی	WGI	-۱/۸۹	۱/۹	۰/۱۱	۰/۸۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به غیر از تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت ۲۰۱۰) و نیروی انسانی در سطوح معناداری ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد ایستا می‌باشند. نتایج آزمون ایستایی پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول از این دو متغیر نشان داد که تفاضل مرتبه اول این دو متغیر نیز ایستا نمی‌باشد ولی تفاضل مرتبه دوم این دو متغیر ایستا می‌باشد که به دلیل بی‌معنی بودن حضور تفاضل مرتبه دوم متغیر در مدل از ورود متغیرهای تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت) و نیروی انسانی در مدل رگرسیونی اجتناب شد.

نتایج آزمون خودهمبستگی حاکی از آن است که فرض صفر آزمون را نمی‌توان رد کرد، بنابراین خودهمبستگی مرتبه اول بین متغیرها وجود ندارد. برای آزمون خودهمبستگی از آزمون وولدریج^۲ استفاده شد که نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است. دراکر^۳ (۲۰۰۳: ۱۷۶) با شبیه‌سازی نشان می‌دهد که این آزمون ویژگی‌های قوی و مقدار خوبی در نمونه‌هایی با اندازه معقول دارد.

جدول ۴. نتایج آزمون وولدریج برای بررسی خودهمبستگی در رگرسیون

آماره F	ارزش احتمال
۱/۳۶۵	۰/۲۴
فرض صفر: خودهمبستگی مرتبه اول وجود ندارد.	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه نرم‌افزار استاتا متغیرهای دارای هم‌خطی را به طور خودکار از مدل حذف نموده و در نتایج تخمین مدل

قبل از تخمین مدل رگرسیونی باید ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به اینکه ماهیت داده‌های مطالعه حاضر از نوع داده‌های تلفیقی یا پانل می‌باشد لذا از آزمون‌های ایستایی مربوط به این داده‌ها استفاده می‌شود. جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد لوین-لین-چو^۱ برای متغیرهای مورد نظر را نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد Levin-Lin-Chu

نام متغیر	نماد متغیر	ارزش احتمال	آماره
منابع طبیعی	NR	۰/۰۰۰۸	-۳/۱۴۷۱***
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	FDI	۰/۰۰۰۰	-۸/۲۸۵۴***
تشکیل سرمایه داخلی ناخالص داخلی	GCF	۰/۰۰۰۰	-۷/۹۱۹۳***
تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت)	GDP _{co}	۰/۹۸۵۲	۲/۱۷۵۸
تولید ناخالص داخلی سرانه	GDP _{pg}	۰/۰۰۰۰	-۱۱/۳۳۹۷***
نرخ تورم	In	۰/۰۰۰۰	-۲/۲***
نرخ رشد جمعیت	Pop	۰/۰۰۰۰	-۱۲/۷۱۶۴***
تجارت	Tr	۰/۰۰۰۶	-۳/۲۳۰۲***
نیروی انسانی	La	۱/۰۰	۴/۲۲۹۵
شاخص حکمرانی	WGI	۰/۰۰۰۲	-۳/۴۹۷۳***

***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که نتایج این آزمون نشان می‌دهد همه متغیرها

2. Wooldridge
3. Drukker (2003)

1. Levin-Lin-Chu

فرض صفر (مدل تک- آستانه) و فرض مخالف (مدل دو- آستانه) و به همین ترتیب می‌باشند (وانگ، ۲۰۱۵: ۱۳۱). با توجه به نتایج حاصل از آزمون مشخص گردید که مدل تک- آستانه مدل مناسبی بر اساس داده‌های مطالعه می‌باشد. لذا مدل رگرسیون حد آستانه تکی با اثرات ثابت تخمین زده شد. در این مدل متغیر منابع طبیعی (نسبت صادرات منابع طبیعی به صادرات کل کالاها) متغیر دارای حد آستانه می‌باشد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با توجه به رژیم‌های مختلف منابع طبیعی ممکن است اثرات متفاوتی بر رشد اقتصادی داشته باشد. نتایج تخمین مدل در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون اثر آستانه‌ای

حد آستانه	آماره F	ارزش احتمال
تکی	۱۸/۰۸	۰/۰۳**
دوتائی	۱/۶	۰/۹۸
سه تائی	۵	۰/۴۹

*** و ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

آنرا گزارش می‌نماید، لذا نگرانی از بابت وجود هم‌خطی بین متغیرها وجود ندارد. در تخمین مدل رگرسیون حد آستانه باید تعداد آستانه متناسب با داده‌ها مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به اینکه در حال حاضر امکان تخمین مدل‌های آستانه‌ای با داده‌های ترکیبی در بسته‌های نرم‌افزاری اقتصادسنجی وجود ندارد، مطالعه حاضر دستورات نرم‌افزاری پیشنهاد شده (Modual) در مقاله وانگ (۲۰۱۵: ۱۲۵) را به کار برده است. بدین ترتیب که پس از نصب دستورات نوشته شده توسط این محقق در نرم‌افزار استاتا می‌توان مدل آستانه‌ای پانل با اثرات ثابت را تخمین زد. لازم به ذکر است که دستورات مذکور بر اساس مبانی نظری مقاله هانسن (۱۹۹۹: ۳۴۷) نوشته شده است. در این روش می‌توان چندین حد آستانه برای مدل در نظر گرفت و بر اساس نتایج آزمون اثر آستانه‌ای حد آستانه مناسب را تعیین نمود. در مطالعه حاضر آزمون اثر آستانه‌ای تا سه آستانه انجام شده است. نتایج این آزمون در جدول (۵) خلاصه شده است.

در جدول اثر آستانه‌ای، برای آستانه تکی فرض صفر (مدل خطی) و فرض مخالف (مدل تک- آستانه)، برای آستانه دوتائی

جدول ۶. نتایج تخمین مدل رگرسیون حد آستانه پانل با اثرات ثابت

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره Z	ارزش احتمال
NR	۰/۰۷۴	۰/۰۲۲	۳/۳۹***	۰/۰۰۱
GCF	۰/۱۷۶	۰/۰۲۳	۷/۳۷***	۰/۰۰۰
In	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۱۱	۰/۹۰۹
Pop	-۰/۷۳۳	۰/۱۱۶	-۶/۳***	۰/۰۰۰
Tr	۰/۰۱۱	۰/۰۰۷	۱/۶	۰/۱۰۹
WGI	۱/۵۷	۰/۷۲۷	۲/۱۷**	۰/۰۳
FDI				
$NR \leq \gamma$	۰/۰۶۱	۰/۰۲۲	۲/۶۶***	۰/۰۰۸
$NR > \gamma$	-۰/۱۶	۰/۰۵	-۳/۱۶***	۰/۰۰۲
مقدار حد آستانه تخمین زده شده	۲۸/۵۸		تعداد مقاطع	۷۹
آماره F برای عدم وجود حد آستانه	۱۸/۰۸		تعداد مشاهدات	۱۵۸۰
ارزش احتمال Bootstrap	۰/۰۳**		ارزش احتمال آماره F	۰/۰۰۰۰
آماره F برای معناداری کلی رگرسیون	۱۵/۴***			

*** و ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بودن سایر متغیرها، نرخ رشد GDP ۰/۰۷ درصد افزایش خواهد یافت. افزایش یک درصدی در تشکیل سرمایه ناخالص داخلی با ثبات سایر متغیرها منجر به افزایش ۰/۱۷ درصد در GDP خواهد شد. از طرفی به دلیل علامت منفی ضریب برآورد شده برای نرخ رشد جمعیت با افزایش یک درصدی این

بر اساس نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیونی حد آستانه پانل متغیرهای منابع طبیعی، تشکیل سرمایه داخلی و نرخ رشد جمعیت در سه سطح معنی‌داری ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی دارند. با یک درصد افزایش در صادرات منابع طبیعی نسبت به صادرات کل کالاها و با ثابت

رشد GDP می‌شود. معنی‌داری کلی رگرسیون نیز در سه سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد بر اساس آماره F مورد تأیید قرار می‌گیرد.

حال به ارائه نتایج مدل مارکوف سوئیچینگ می‌پردازیم مدلی که برای بررسی تغییر رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در ایران از آن استفاده کردیم. برای بررسی این ارتباط چندین متغیر در نظر گرفته شد و وارد مدل گردید که به دلیل نامناسب بودن مدل‌های مورد نظر متغیرهای مشکل‌ساز از مدل حذف گردید. در نهایت متغیر نرخ رشد سالانه GDP سرانه به عنوان متغیر وابسته و متغیر جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان متغیری که در رژیم‌های مختلف تغییر می‌کند و همچنین متغیرهای میزان تولید نفت خام به عنوان شاخصی از منابع طبیعی، تشکیل سرمایه داخلی ناخالص و حجم تجارت به عنوان متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شدند. برای استفاده از سری‌های زمانی ابتدا باید ایستائی آنها را بررسی کرد. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای مذکور که در جدول (۷) ارائه شده است نشان می‌دهد همه متغیرها به غیر از سرمایه‌گذاری خارجی و حجم تجارت در سطح ایستا می‌باشند، این دو متغیر نیز با تقاضای گیری مرتبه اول ایستا شدند.

شکل (۱) سری زمانی نرخ رشد سالانه GDP سرانه و جریان ورودی FDI در ایران در طی یک دوره ۴۰ ساله از سال ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۵ را نشان می‌دهد. نکته پر اهمیت این است که در سال‌های میانی مورد بررسی با سرمایه‌گذاری منفی، رشد اقتصادی کشور در بیشتر سال‌ها مثبت بوده و در سال‌های پایانی نیز با افزایش سرمایه‌گذاری خارجی نرخ رشد رو به کاهش بوده است.

متغیر و با ثبات سایر متغیرها، GDP به میزان ۰/۷۳ درصد کاهش خواهد یافت. دو متغیر نرخ تورم و حجم تجارت در هیچ یک از سطوح معناداری بر رشد اقتصادی تأثیرگذار نمی‌باشد. متغیر شاخص حکمرانی که میانگینی از شش شاخص پیش گفته می‌باشد و کیفیت نهادی و سازمانی هر کشوری را نشان می‌دهد، در سطوح ۱۰ درصد و ۵ درصد دارای اثر معناداری بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی می‌باشد. بدین ترتیب که با یک واحد بهبودی در این شاخص و ثابت بودن سایر متغیرها نرخ رشد GDP، ۱/۵۷ درصد افزایش خواهد یافت. این امر بدین معنی است که با اجرای صحیح قانون و اصلاح قوانین نادرست و ایجاد امنیت در جامعه می‌توان امنیت اقتصادی و به دنبال آن رشد اقتصادی مناسب را به ارمغان آورد.

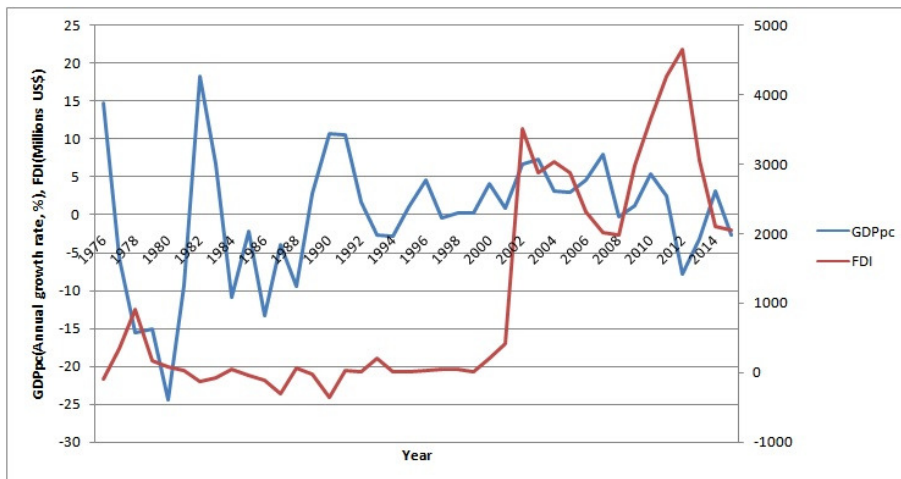
نتایج نشان می‌دهد که حد آستانه برآورد شده برای متغیر منابع طبیعی برابر ۲۸/۵۸ درصد می‌باشد که متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بالاتر و پایین‌تر از این حد آستانه اثرات متفاوتی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین لازم به ذکر است که معناداری متغیر FDI در هر سه سطح مورد تأیید می‌باشد. باید توجه داشت که متغیر FDI به دلیل متفاوت بودن علامت ضرایب برآورد شده، اثرات متفاوتی در رژیم‌های مختلف بر روی نرخ رشد GDP دارد. در رژیم اول و در شرایطی که منابع طبیعی کمتر از حد آستانه می‌باشد، با ثبات سایر متغیرها یک درصد افزایش در جریان خالص ورودی FDI نسبت به GDP، موجب افزایش ۰/۰۶ درصد در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی خواهد شد. ولی در رژیم دوم یعنی در شرایطی که منابع طبیعی بیشتر از حد آستانه است، همان یک درصد افزایش در جریان خالص ورودی FDI نسبت به GDP با وجود ثبات سایر متغیرها موجب کاهش ۰/۱۶ درصدی در نرخ

جدول ۷. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته در بررسی ایستایی متغیرها

نام متغیر	نماد متغیر	ارزش احتمال	آماره
نرخ رشد سالانه GDP سرانه (درصدی)	GDP	۰/۰۰۰۸	-۴/۱۵۵***
جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (میلیون دلار)	FDI	۰/۵۵۸۹	-۱/۴۴۸
تفاضل مرتبه اول FDI	dFDI	۰/۰۰۰۰	-۵/۸۰۷***
میزان تولید نفت خام شاخصی از منابع طبیعی (میلیون بشکه در سال)	NR	۰/۰۲۳۲	-۳/۱۴۸**
تشکیل سرمایه ناخالص داخلی (درصدی از GDP)	GCF	۰/۰۰۵۴	-۳/۶۲۰***
حجم تجارت (مجموع واردات و صادرات به صورت درصدی از GDP)	TR	۰/۱۲۲۰	-۲/۴۷۴
تفاضل مرتبه اول TR	dTR	۰/۰۰۰۵	-۴/۲۸۱***

***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق



شکل ۱. سری زمانی نرخ رشد سالانه GDP سرانه و جریان ورودی FDI در ایران در دوره ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

که دارای توزیع کای دو می‌باشد. اگر مقدار آماره برآورد شده از مقادیر بحرانی جدول در سطوح اطمینان مورد نظر بیشتر باشد در این حالت فرض صفر آزمون مبنی بر خطی بودن مدل را نمی‌توان قبول کرد، بنابراین باید از مدل غیرخطی استفاده گردد. نتایج این آزمون در جدول (۸) حاکی از آن است که آماره محاسباتی برابر ۲۲/۲ بوده و بنابراین مدل خطی را با سطح اطمینان حتی ۹۹ درصد نیز نمی‌توان پذیرفت. بنابراین استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ برای برآورد مدل بهتر خواهد بود. لازم به ذکر است بر اساس معیارهای آکائیک و شوارتز ارائه شده در جدول نیز می‌توان نتیجه گرفت که مدل غیرخطی بهتر است.

جدول ۸. نتایج آزمون LR برای انتخاب مدل

مدل	AIC	SBIC
خطی	۲۵۱/۳۹	۲۶۲/۸۵
غیرخطی	۲۳۹/۱۹*	۲۵۸/۸۴*

آماره χ^2 برای آزمون LR	مقدار بحرانی جدول برای سطح خطای
۲۲/۲۰	۱ درصد
	۵ درصد
	۱۰ درصد
	۱۵/۰۸
	۱۱/۰۷
	۹/۲۳

*: کمترین مقدار آماره

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مدل‌های پویای مارکوف برای داده‌هایی با فرکانس یا فراوانی بالا مانند داده‌های روزانه، هفتگی و ماهانه مناسب هستند زیرا تعدیل سریع بعد از تغییر رژیم را ممکن می‌کند. همچنین مدل‌های خودرگرسیون مارکوف سوئیچینگ برای داده‌هایی با فراوانی پایین مانند داده‌های فصلی و سالانه و ... مناسب می‌باشند چون امکان تعدیل تدریجی بعد از تغییر رژیم را فراهم

برای استفاده از مدل‌های رگرسیونی باید مدل مناسب بر اساس الگوی داده‌ها انتخاب شود. در صورتی که رابطه دو متغیر خطی باشد از مدل‌های خطی و در غیر این صورت از مدل‌های غیرخطی استفاده می‌شود. با توجه به اینکه مدل مارکوف سوئیچینگ برای الگوهای غیرخطی مناسب است بنابراین برای اطمینان از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها از نمودار پراکنش و آزمون LR استفاده می‌نمائیم. با توجه به اینکه هدف ما بررسی ارتباط نرخ رشد سالانه GDP سرانه و جریان ورودی FDI می‌باشد لذا شکل (۲) پراکندگی این دو متغیر در مقابل هم را نشان می‌دهد که بیانگر ارتباط غیرخطی این دو متغیر می‌باشد.



شکل ۲. پراکندگی نرخ رشد سالانه GDP سرانه در مقابل جریان ورودی FDI

مأخذ: یافته‌های تحقیق

حال به آزمون LR می‌پردازیم. آماره این آزمون از مقادیر حداکثر راستنمائی دو مدل رقیب؛ مدل اول با یک رژیم (مدل خطی) و مدل دوم با دو رژیم (مدل غیرخطی) محاسبه می‌شود

اساس بیشترین مقدار برای تابع راستنمائی و کمترین مقدار برای آماره آکائیک مشخص می‌شود. همان‌طور که مشخص است بر اساس هر دو معیار مدل MSIH(2)-AR(1) یا مدل مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیون با دو رژیم و یک وقفه که عرض از مبدأ و واریانس تابع رژیم می‌باشند مدل بهینه است.

جدول ۱۰. انتخاب مدل بهینه مارکوف سوئیچینگ

مدل	Log likelihood	AIC
MSIH(2)-AR(1)	-۱۰۷/۵۹*	۶/۲۹*
MSIA(2)-AR(1)	-۱۱۴/۳۳	۶/۶۴
MSH(2)-AR(1)	-۱۱۹/۳۶	۶/۸۰
MSA(2)-AR(1)	-۱۲۲/۵۰	۶/۸۶
MSAH(2)-AR(1)	-۱۱۷/۹۴	۶/۷۸
MSH(2)-AR(1)	-۱۱۴/۱۸	۶/۵۸
MSAH(2)-AR(1)	-۱۱۱/۶۷	۶/۵۰

*: مناسب‌ترین مقدار آماره

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج مدل بهینه مارکوف سوئیچینگ در جدول (۱۱) ارائه شده است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد هر سه متغیر توضیحی به همراه وقفه متغیر وابسته حتی در سطح ۱٪ معنادار می‌باشند. این بدین معنی است که متغیرهای حجم تجارت، منابع طبیعی و تشکیل سرمایه داخلی با توجه به ضرایب برآورد شده بر رشد اقتصادی ایران اثر مثبتی دارند. واریانس برآورد شده برای رژیم یک برابر ۱/۸ و برای رژیم دو، برابر ۱۰/۰۸ می‌باشد که حاکی از اختلاف چشمگیر دو رژیم است. عرض از مبدأ در هر دو رژیم در سطح ۱ درصد معنی‌دار می‌باشد. متغیر FDI در رژیم یک یعنی رژیم رکودی معنی‌دار نبوده و بدین معنی است که در دوران رکود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر معناداری بر رشد اقتصادی ایران ندارد. برعکس اثر این متغیر در رژیم دوم یعنی رژیم توأم با رونق اقتصادی معنادار بوده است. با توجه به ضریب برآورد شده برای FDI در رژیم دو می‌توان گفت که با یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۱ درصد کاهش خواهد یافت. اختلاف قابل توجه در دو رژیم بیانگر وجود اثر رژیمی قوی است که ثابت می‌کند تغییرات معناداری در ارتباط FDI و رشد اقتصادی در طی زمان در رژیم‌های مختلف وجود دارد.

می‌کند (سانچز^۱، ۲۰۱۵: ۱۸ و ۳۹). بنابراین به دلیل سالانه بودن سری زمانی مورد بررسی، در این مطالعه از مدل خودرگرسیونی مارکوف سوئیچینگ استفاده می‌کنیم. برای استفاده از این مدل باید تعداد وقفه مناسب برای متغیر وابسته را تعیین نمود. برای این کار در برخی مطالعات از روش آزمون و خطا یعنی تخمین چندین مدل و مقایسه مقادیر آکائیک مربوط به مدل‌ها، وقفه مناسب را تعیین می‌کنند که این کار دارای هزینه محاسباتی و زمانی است. در این مطالعه برای تعیین وقفه بهینه از آماره‌های مناسب برای انتخاب وقفه استفاده شده است. جدول (۹) نتایج به دست آمده برای این آزمون را نشان می‌دهد. همان‌گونه که از نتایج مشخص است وقفه بهینه برابر یک می‌باشد زیرا بر اساس معیار نسبت راستنمائی (LR) بیشترین مقدار و بر اساس معیارهای خطای پیش‌بینی نهایی (FPE)، اطلاعات آکائیک (AIC)، اطلاعات شوارتز بیزین (SBIC) و اطلاعات حنان و کوئین (HQIC) کمترین مقدار آماره انتخاب می‌شود. ارزش احتمال آماره LR نیز انتخاب یک وقفه در سطح ۵٪ را تأیید می‌نماید. لازم به ذکر است که FPE یک معیار اطلاعاتی نیست بلکه برای حداقل کردن خطای پیش‌بینی می‌توان از مقدار کمتر آن استفاده کرد.

جدول ۹. نتایج آزمون وقفه بهینه

تعداد وقفه	p	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
۰	-	-	۶۰/۹۴	۶/۹۴	۶/۹۶	۶/۹۹
۱	۰/۰۱	۶/۶۷*	۵۳/۵۳*	۶/۸۱*	۶/۸۴*	۶/۹۰*
۲	۰/۱۷	۱/۸۴	۵۳/۷۷	۶/۸۲	۶/۸۶	۶/۹۵
۳	۰/۹۴	۰/۰۰۴	۵۶/۸۷	۶/۸۷	۶/۹۳	۷/۰۵
۴	۰/۱۴	۲/۱۶	۵۶/۶۵	۶/۸۷	۶/۹۴	۷/۰۹

*: معناداری آماره در تعیین وقفه بهینه

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مرحله بعد باید تعداد رژیم‌ها را تعیین نمود. تعیین رژیم مناسب می‌تواند بر اساس معیار آکائیک مدل‌ها یا بر اساس تئوری صورت گیرد. به دلیل آنکه در بررسی سیکل‌های تجاری و اقتصادی عموماً دو حالت رکود و رونق در رشد اقتصادی کشورها در نظر گرفته می‌شود لذا در این مطالعه نیز دو حالت یا دو رژیم برای متغیر رشد اقتصادی ایران در نظر می‌گیریم. همان‌طور که در قسمت روش تحقیق بیان شد حالت‌های مختلفی برای مدل مارکوف سوئیچینگ وجود دارد. جدول (۱۰) معیارهای آکائیک و راستنمائی برای انتخاب مدل بهینه از بین مدل‌های تخمین زده شده را نشان می‌دهد. مدل مناسب بر

1. Sánchez (2015)

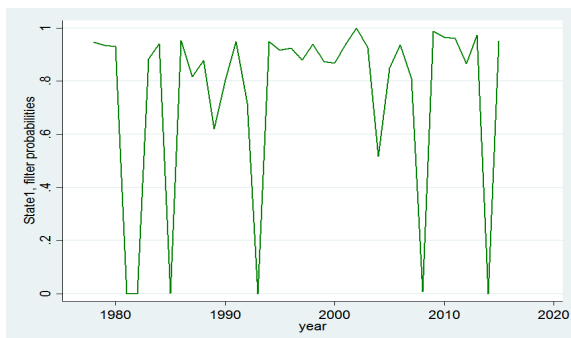
جدول ۱۱. نتایج تخمین مدل خودرگرسیون مارکوف سوئیچینگ MSIH(2)-AR(1)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره Z	ارزش احتمال
dTR	۰/۶۰۷	۰/۰۷۷	۷/۸۸***	۰/۰۰۰
NR	۰/۰۳۰	۰/۰۰۲	۱۲/۷۴***	۰/۰۰۰
GCF	۰/۲۲۷	۰/۰۸۳	۲/۷۳***	۰/۰۰۶
AR(1)	۰/۵۶۵	۰/۰۳۸	۱۴/۵۶***	۰/۰۰۰
σ_1	۱/۸۰	۰/۳۲۳۶		
σ_2	۱۰/۰۸۷	۲/۶۸۹۸		
dFDI (رژیم اول)	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۶	-۰/۳۷	۰/۷۱۳
عرض از مبدأ	-۴۵/۵۵	۵/۰۰۲	-۹/۱۱***	۰/۰۰۰
dFDI (رژیم دوم)	-۰/۰۱۴	۰/۰۰۳	-۴/۰۷***	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	-۴۷/۱۹	۵/۹۰۹	-۷/۹۹***	۰/۰۰۰
Log likelihood		AIC	HQIC	SBIC
		۶/۲۹	۶/۴۷	۶/۸۱
		-۱۰۷/۵۹		

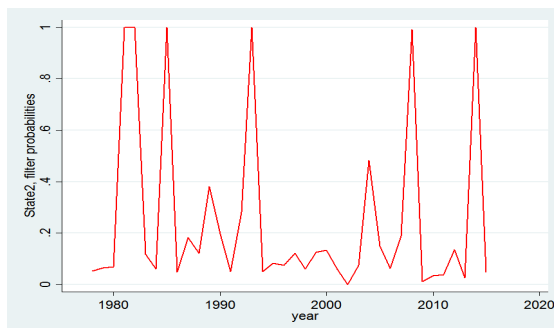
***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در رژیم یک و شکل (۴) احتمال قرار گرفتن هر سال در رژیم دو را نمایش می‌دهد.



شکل ۳. احتمالات قرار گرفتن در رژیم اول
مأخذ: یافته‌های تحقیق



شکل ۴. احتمالات قرار گرفتن در رژیم دوم
مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۱۲) احتمالات انتقال بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که احتمال باقی‌ماندن در رژیم یک برابر ۰/۷۲۶ می‌باشد یعنی اگر در زمان فعلی در رژیم یک باشیم احتمال اینکه در دوره بعدی نیز در این رژیم بمانیم برابر ۷۲/۶ درصد است و اگر الان در رژیم یک باشیم احتمال انتقال به رژیم دو در دوره آتی برابر ۲۷/۳ درصد است. به همین ترتیب احتمال انتقال از دوره دو به دوره یک برابر ۸۰ درصد می‌باشد که حالت پایدارتر نسبت به بقیه موارد است. در صورتی که اقتصاد در زمان فعلی در رژیم دو باشد احتمال اینکه در دوره بعدی نیز در همین رژیم بماند برابر ۱۹/۹ درصد است. نتایج این جدول همچنین نشان می‌دهد که متوسط طول دوره در رژیم یک برابر ۳/۶۵ سال و رژیم دو برابر ۱/۲۴ سال می‌باشد. یعنی اگر اقتصاد ایران در رژیم دو یا همان دوره رونق باشد به طور متوسط ۱/۲۴ سال در این حالت باقی خواهد ماند و با احتمال ۸۰٪ در دوره آتی وارد رژیم رکودی خواهد شد که به طور متوسط ۳/۶۵ سال را در این رژیم سپری خواهد کرد.

جدول ۱۲. جدول احتمالات انتقال بین رژیم‌ها و طول دوره‌ها

طول دوره	رژیم دو	رژیم یک
۳/۶۵	۰/۲۷۳	۰/۷۲۶
۱/۲۴	۰/۱۹۹	۰/۸۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

شکل‌های (۳) و (۴) به ترتیب احتمال قرار گرفتن در هر رژیم را نشان می‌دهند. یعنی شکل (۳) احتمال قرار گرفتن هر سال

۶- بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه به منظور بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی با در نظر گرفتن نقش منابع طبیعی و با استفاده از مدل رگرسیونی حد آستانه پانل برای ۸۳ کشور منتخب از بانک جهانی برای دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ و تأکید بر رابطه رشد و FDI در ایران با رهیافت مارکوف سوئیچینگ در دوره ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۵ انجام شد. پس از انتخاب متغیرها بر اساس مطالعات مشابه، آمار توصیفی مربوط به آنها ارائه شد. مدل تحقیق بر اساس روش پیشنهاد شده توسط هانسن (۱۹۹۹: ۳۴۷) برای رگرسیون آستانه پانل انتخاب و تخمین آن با روش پیشنهادی وانگ (۲۰۱۵: ۱۲۵) و به صورت اثرات ثابت با استفاده از نرم‌افزار Stata انجام شد. پس از معنادار شدن وجود حد آستانه در مدل، مدل رگرسیون حد آستانه تکی برآورد گردید. نتایج تخمین مدل حد آستانه نشان داد که متغیرهای منابع طبیعی، تشکیل سرمایه داخلی، نرخ رشد جمعیت و شاخص حکمرانی تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی دارند. اثر متغیرهای صادرات منابع طبیعی، تشکیل سرمایه داخلی و شاخص حکمرانی داخلی و شاخص حکمرانی بر رشد مثبت و نرخ رشد جمعیت منفی است. متغیرهای نرخ تورم و حجم تجارت بر رشد اقتصادی تأثیر گذار نمی‌باشد. حد آستانه برآورد شده برای متغیر منابع طبیعی برابر ۲۸/۵۸ درصد می‌باشد که متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بالاتر و پایین‌تر از این حد آستانه اثرات متفاوتی بر رشد اقتصادی دارد. متغیر FDI به دلیل متفاوت بودن علامت ضرایب برآورد شده، اثرات متفاوتی در رژیم‌های مختلف بر روی نرخ رشد GDP دارد. در رژیم اول و در شرایطی که منابع طبیعی کمتر از حد آستانه باشد، جریان خالص ورودی FDI نرخ رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد ولی در رژیم دوم یعنی در شرایطی که منابع طبیعی بیشتر از حد آستانه است، جریان FDI موجب کاهش ۰/۱۶ درصدی در نرخ رشد GDP خواهد شد. آسیدو (۲۰۰۵: ۸) بیان می‌کند که افزایش FDI لزوماً به معنی افزایش رشد اقتصادی نیست و ارتباط بین رشد اقتصادی و FDI مشخص نیست. اما یافته ما مشابه نتایج حیات و کاهلیک (۲۰۱۷: ۱۰) می‌باشد که FDI در رژیم‌های مختلف اثر متفاوتی بر رشد دارد. در آن مطالعه نیز با افزایش FDI در سطحی فراتر از حد آستانه منابع طبیعی، میزان رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. یافته‌های ما همچنین مطابق با مطالعه یاوری و همکاران (۱۳۹۰: ۴۴) می‌باشد که وفور منابع طبیعی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک دارد. بر این اساس مسئله «نفرین

منابع» مطرح شده توسط آتی (۱۹۹۳: ۱) که بیان می‌کند صادرات منابع طبیعی منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود مورد تأیید قرار می‌گیرد.

در بررسی تغییر رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در ایران، متغیر نرخ رشد سالانه GDP سرانه به عنوان متغیر وابسته و متغیر جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان متغیری که در رژیم‌های مختلف تغییر می‌کند و همچنین متغیرهای میزان تولید نفت خام به عنوان شاخصی از منابع طبیعی، تشکیل سرمایه داخلی و حجم تجارت به عنوان متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شدند. نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که همه متغیرها به غیر از سرمایه‌گذاری خارجی و حجم تجارت در سطح ایستا می‌باشند، این دو متغیر نیز با تفاضل‌گیری مرتبه اول ایستا شدند. نتایج آزمون LR و نمودار پراکنندگی نشان داد که استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ برای برآورد مدل بهتر خواهد بود. نتایج آزمون تعیین وقفه نشان داد که وقفه بهینه برابر یک می‌باشد. همچنین در این مطالعه دو رژیم برای رشد اقتصادی ایران در نظر گرفته شد. مدل مناسب بر اساس تابع راستنمائی و آماره آکائیک مدل MSIH(2)-AR(1) تعیین شد.

نتایج این مدل نشان داد که متغیرهای حجم تجارت، منابع طبیعی و تشکیل سرمایه داخلی بر رشد اقتصادی ایران اثر مثبت دارند. متغیر FDI در رژیم یک یعنی رژیم رکودی معنی‌دار نبوده و برعکس اثر این متغیر در رژیم دوم یعنی رژیم توأم با رونق اقتصادی معنادار بوده است. این یافته ما همانند مقاله حیات و کاهلیک (۲۰۱۷: ۱۲) می‌باشد که FDI در رژیم اول اثر معناداری بر رشد اقتصادی پاکستان ندارد. اختلاف قابل توجه در دو رژیم بیانگر وجود اثر رژیمی قوی است که ثابت می‌کند تغییرات معناداری در ارتباط FDI و رشد اقتصادی در طی زمان در رژیم‌های مختلف وجود دارد. بر اساس جدول احتمالات انتقال، احتمال انتقال از دوره دو به دوره یک برابر ۸۰ درصد می‌باشد که حالت پایدارتر نسبت به بقیه موارد است. متوسط طول دوره در رژیم یک برابر ۳/۶۵ سال و رژیم دو برابر ۱/۲۴ سال می‌باشد. بنابراین اگر اقتصاد ایران در رژیم دو یا همان دوره رونق باشد به طور متوسط ۱/۲۴ سال در این حالت باقی خواهد ماند و با احتمال ۸۰ درصد در دوره آتی وارد رژیم رکودی خواهد شد که به طور متوسط ۳/۶۵ سال را در این رژیم باقی می‌ماند. با توجه به یافته‌های حاصل از مطالعه حاضر پیشنهادهایی برای سیاست‌گذاری اقتصادی ارائه می‌شود.

می‌گردد سرمایه‌گذاری‌های جذب شده در تولیداتی صورت پذیرد که علاوه بر ایجاد ارزش افزوده و اشتغال با تولید پایدار موجبات رشد پایدار را فراهم سازد.

به دلیل عدم معناداری FDI در دوران رکود و تأثیر منفی در دوران رونق بر رشد اقتصادی ایران و همچنین معناداری و تأثیر مثبت تشکیل سرمایه داخلی بر رشد، پیشنهاد می‌گردد مسئولین اقتصادی کشور توجه و تمرکز خود از FDI را معطوف به توان داخلی نموده و با افزایش سرمایه‌گذاری در داخل موجبات رشد و توسعه کشور را فراهم سازند.

با توجه به تحریک رشد توسط FDI در کشورهای دارای منابع طبیعی کمتر پیشنهاد می‌گردد این کشورها در برنامه‌های جذب سرمایه‌گذاری خارجی به منابع کمیاب خود بیشتر توجه نمایند. زیرا ممکن است این کشورها منابع با ارزش خود را فدای رشد کوتاه‌مدت نمایند.

در کشورهای دارای منابع طبیعی بیشتر به دلیل تأثیر منفی FDI بر رشد احتمالاً سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در این کشورها در بخش تولید و فروش مواد خام طبیعی صورت گرفته و نتوانسته رشد پایدار ایجاد کند. بنابراین پیشنهاد

منابع

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۶، شماره ۲۳، ۱۴۷-۱۳۱.

سامتی، مرتضی؛ احمدزاده، عزیز و شهنازی، روح‌اله (۱۳۸۶). "اثر منابع طبیعی بر اقتصاد کشورهای اوپک و چند کشور منتخب". *دوفصلنامه علمی-پژوهشی جستارهای اقتصادی*، سال ۴، شماره ۷، ۷۴-۵۵.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و صادقی، حامد (۱۳۹۲). "مقایسه اثر وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی ایران و نروژ". *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال ۷، شماره ۲، ۴۳-۲۱.

عبادی، جعفر و نیکونسبتی، علی (۱۳۹۱). "منابع طبیعی، نهادها، رشد اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه*، سال ۱۷، شماره ۴، ۱۲۷-۱۴۴.

فرزین، محمدرضا؛ اشرفی، یکتا و فهیمی‌فر، فاطمه (۱۳۹۱). "بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی: تلفیق روش‌های سیستم دینامیک و اقتصادسنجی". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۲۰، شماره ۶۱، ۶۲-۲۹.

یاوری، کاظم و سلمانی، بهزاد (۱۳۸۴). "رشد اقتصادی در کشورهای دارای منابع طبیعی: مورد کشورهای صادرکننده نفت". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۷، ۳۴-۱.

یاوری، کاظم؛ رضاقلی‌زاده، مهدیه و آقایی، مجید (۱۳۹۰). "بررسی رشد اقتصادی در کشورهای وابسته به منابع طبیعی (با تأکید بر منابع نفتی)". *فصلنامه علمی پژوهشی مدل‌سازی اقتصادی*، سال ۵، شماره ۳، ۴۶-۲۵.

ابراهیمی، محسن و سالاریان، محمد (۱۳۸۸). "بررسی پدیده نفرین منابع طبیعی در کشورهای صادرکننده نفت و تأثیر حضور در اوپک بر رشد اقتصادی کشورهای عضو آن". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۶، شماره ۱، ۱۰۰-۷۷.

استادی، حسین؛ رفعت، بتول و رئیسی، عباسعلی (۱۳۹۲). "نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) در رشد اقتصادی ایران (۱۳۸۷-۱۳۵۷) و بررسی رابطه متقابل آنها". *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، شماره ۹، ۱۷۲-۱۴۷.

جلائی، عبدالمجید و صباغ‌پور فرد، مینا (۱۳۸۷). "بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی ایران از مسیر بازارهای مالی". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۳، ۱۷۱-۱۸۸.

حسینی، سید صفدر و مولایی، مرتضی (۱۳۸۵). "تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در ایران". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲، ۸۰-۵۷.

دلیری، حسن (۱۳۹۶). "بررسی اثر متقابل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی (مطالعه تطبیقی ایران و ۱۳۶ کشور دنیا)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۸۱-۹۶.

دودانگی، محمد (۱۳۹۵). "عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی*

Modeling, 33, 481-496.

Anwar, S. & Nguyen, L. P. (2010). "Absorptive Capacity, Foreign Direct Investment-Linked Spillovers and

Alguacil, M., Cuadros, A. & Orts, V. (2011). "Inward FDI and Growth: The Role of Macroeconomic and Institutional Environment". *Journal of Policy*

- Economic Growth in Vietnam". *Asian Business & Management*, 9(4), 553-570.
- Aseidu, E. & Lien, D. (2011). "Democracy, Foreign Direct Investment and Natural Resources". *Journal of International Economics*, 84(1), 99-111.
- Aseidu, E. (2005). "Foreign Direct Investment in Africa: The Role of Natural Resources, Market Size, Government Policy, Institutions and Political Instability". *World Institute for Development Economic Research*, Working Paper No. 2005/24. 1-15.
- Aseidu, E. (2013). "Foreign Direct Investment, Natural Resources and Institutions". *International Growth Centre, Working Paper*.
- Auty, R. M. (1993). "Sustaining Development in Mineral Economies". The Resource Curse Thesis, London *Routledge*.
- Azman-Saini, W. N. W., Law, S. H. & Ahmad, A. H. (2010). "FDI and Economic Growth: New Evidence on the Role of Financial Markets". *Economics Letters*. 107, 211-213.
- Bilgili, F., Tülüce, N. S. H. & Doğan, I. (2012). "The Determinants of FDI in Turkey: a Markov Regime-Switching Approach". *Economic Modeling*, 29, 1161-1169.
- Cosslett, S. R. & Lee, L. (1985). "Serial Correlation in Latent Discrete Variable Models". *Journal of Econometrics*, 27, 79-97.
- Drukker, D. M. (2003). "Testing for Serial Correlation in Linear Panel-Data Models". *The Stata Journal*, 2, 168-177.
- Dunning, J. H. (1981). "Explaining The International Direct Investment Position of Countries: Towards A Dynamic or Developmental Approach". *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)*, Springer, 117(1), 30-64.
- Dunning, J. H. (1988). "The Eclectic Paradigm of International Production: A Restatement and Some Possible Extension". *Journal of international Business Studies*, 19(1), 1-31.
- Enisan, A. A. (2017). "Determinants of Foreign Direct Investment in Nigeria: A Markov Regime-Switching Approach". *Review of Innovation and Competitiveness*, 3(1), 21-48.
- Goldfeld, S. M. & Quandt, R. E. (1973). "A Markov Model for Switching Regressions". *Journal of Econometrics*, 1, 3-16.
- Hamilton, J. D. (1989). "A new Approach to the Economic Analysis of Non-Stationary Time Series and the Business Cycle". *Econometrica*, 57(2), 357-384.
- Hansen, B. E. (1999). "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference". *Journal of Econometrics*, 93, 345-368.
- Hayat, A. & Cahlik, T. (2017). "FDI and Economic Growth: A Changing Relationship across Country and Overtime". *MPRA Paper 78240*, University Library of Munich, Germany.
- Krolzig, H. M. (1997). "Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox". *MSVAR Package*, 1-26.
- Kuan, C. (2002). "Lecture on the Markov Switching Model". Institute of Economics, *Academia Sinica*, Taipei, Taiwan.
- Levin, A., Lin, C. F. & Chu, C. (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties". *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Musa Ahmed, E. (2012). "Are the FDI Inflow Spillover Effects on Malaysia's Economic Growth Input Driven?". *Economic Modelling*, 29, 1498-1504.
- Neuhaus, M. (2006). "The Impact of FDI on Economic Growth: an Analysis for the Transition Countries of Central and Eastern Europe". Berlin, *Springer Science & Business Media*.
- Nguyen, T. Q. & Kim To, N. (2016). "Threshold Effect in the Relationship Between Foreign Direct Investment and

- Economic Growth: Evidence from ASEAN Countries”. *Asia Pacific Conference on Advanced business and social studies*, 3(1), 32-45.
- Piger, J. (2007). “Econometrics: Models of Regime Changes”. Prepared for: *Springer Encyclopedia of Complexity and System Science*.
- Sachs, J. D. & Warner, A. M. (2001). “Natural Resources and Economic Development: The Curse of Natural Resources”. *European Economic Review*, 45, 827-838.
- Sánchez, G. (2015). “Introduction to Markov-Switching Regression Models Using the Mswitch Command”. *Stata corp*. Madrid, Spain.
- Simionescu, M. (2016). “The Relation between Economic Growth and Foreign Direct Investment During the Economic Crisis in the European Union”. Faculty of Economics, *Journal of Economics and Business*, 34(1), 187-213.
- Tong, H. (1983). “Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis. Lecture Notes in Statistics”. New York, USA, *Springer-Verlag*, No. 21.
- Wang, Q. (2015). “Fixed-Effect Panel Threshold Model using Stata”. *The Stata Journal*, 15(1), 121-134.
- Wooldridge, J. M. (2002). “Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data”. Cambridge, MA: *MIT Press*.

SID



ابزارهای
پژوهش



سرویس ترجمه
تخصصی



کارگاه های
آموزشی



بلاگ
مرکز اطلاعات علمی



سامانه ویراستاری
STES



فیلم های
آموزشی

کارگاه های آموزشی مرکز اطلاعات علمی



تازه های آموزش
آموزش مهارت های کاربردی در تدوین و چاپ مقالات ISI

آموزش مهارت های کاربردی
در تدوین و چاپ مقالات ISI



تازه های آموزش
روش تحقیق کمی

روش تحقیق کمی



تازه های آموزش
آموزش نرم افزار Word برای پژوهشگران

آموزش نرم افزار Word
برای پژوهشگران