فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و دوم، پاییز ۱۳۹۷ (۱۱۰-۹۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 32, September 2018 (95-110)

تأثیر نوسان قیمت نفت بر رفتار سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران: کاربرد الگوی مارکوف سوئیچینگ

محبوبه جعفری
استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز، شیراز، ایران

(دریافت: ۱۳۹٦/۷/۱۳ پذیرش: ۱۳۹٦/۱۲/۲۱)

The Effect of Oil Price Volatility on Investment Behavior in Iran: An Application of Markov-Switching Model

Mahboubeh Jafari
Assistant Professor of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran
(Received: 5/Oct/2017 **Accepted:** 12/March/2018**)**

چکیده:
سرمایه‌گذاری نه تنها یکی از عوامل مهم رشد اقتصادی محسوب می‌شود بلکه یکی از دلایل اصلی نوسانات اقتصادی نیز به شمار می‌آید. هدف این مقاله بررسی اثرات غیرخطی نوسان قیمت نفت اوپک بر تصمیمات سرمایه‌گذاری در طول دوره ۱۳۹۴:۳- ۱۳۶۲:۴ برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور غنی از منابع نفتی می‌باشد. برای دست‌یابی به این هدف از مدل مارکوف سوئیچینگ استفاده شده و نوسان قیمت نفت با استفاده از مدل گارچ نمایی (EGARCH) برآورد شده است. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش تابع احتمال ثابت (FTP) حاکی از آن است که تأثیر نوسان قیمت نفت بر رفتار سرمایه‌گذاری قابل تفکیک به دو رژیم می‌باشد. به گونه‌ای که در هر دو رژیم، عدم اطمینان ناشی از تغییرات قیمت نفت به کاهش سرمایه‌گذاری منتهی شده اما تأثیرات آن در دو رژیم یکسان نمی‌باشد. بنابراین نااطمینانی ناشی از قیمت نفت دارای اثرات نامتقارن بر تصمیمات سرمایه‌گذاری است. همچنین، نتایج حاصل از برآورد مدل حاکی از آن است که بهبود کیفیت نهادی به افزایش سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران منتهی شده است. در عین حال تحریم‌های اعمال شده از سوی دولت امریکا علیه اقتصاد ایران تأثیری منفی بر سرمایه‌گذاری داشته است. همچنین نتایج نشان داده که بحران مالی ۲۰۰۸ تصمیمات سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار نداده است. این نتایج می‌تواند اطلاعات مهمی را برای دولت و بنگاه‌های اقتصادی که قصد سیاست‌گذاری و تصمیم‌گیری سرمایه‌ای دارند، فراهم کند.

واژه‌های کلیدی: سرمایه‌گذاری، نوسان قیمت نفت، تحریم، ایران، مارکوف سوئیچینگ.
طبقه‌بندی JEL: D25، C34، D81.

Abstract:
Using Markov Switching model, this paper studies the nonlinear effect of oil price volatility on investment in Iran as an oil-rich country for the period 1984:1-2015:4. More specifically, it examines whether the oil price volatility has asymmetric effect on investment. To approach this goal, volatility of OPEC oil price is estimated by Exponential GARCH (EGARCH) model.The results of Markov-switching model with FTP approach indicate that the effects of oil shocks on investment behavior are separable into two regimes. In other words, the impacts of oil shocks on investment in Iran economy over the booms and recessions are asymmetric. Moreover, our finding shows sanctions imposed by the US against Iran affect investment behavior negatively. We also find that 2008 financial crisis doesn't affect investment decision. Furthermore, we find out that an improvement in the institutional quality enhances the investment demand. Our findings might have important policy implications for government in Iran. It also provide essential information for companies.

Keywords: Investment, Oil Price Volatility, Iran, Sanction, Markov-Switching.
JEL: D25, C34, D81.

*Corresponding Author: Mahboubeh Jafari E-mail: mh.jafari@shirazu.ac.ir

۱- مقدمه

سرمایه‌گذاری یکی از اجزای کلیدی تقاضای کل می‌باشد که به تشکیل حجم سرمایه منتهی می‌شود. مطابق با تئوری‌های اقتصاد کلان، سرمایه‌گذاری یکی از عوامل مهم در جهت افزایش رشد و توسعه اقتصادی می‌باشد. بنابراین بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری در هر اقتصادی از اهمیت خاصی برخوردار است. مطابق تئوری‌های مرسوم سرمایه‌گذاری در شرایط وجود اطلاعات کامل و بدون هیچ‌گونه عدم اطمینانی، حداکثر کردن سود بنگاه به تعیین مقدار سرمایه‌گذاری بهینه منتهی می‌شود. اما در عمل به دلیل وجود منابع متفاوت ریسک و عدم وجود اطلاعات کامل، میزان سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها کمتر یا بیشتر از سطح بهینه تعیین می‌گردد. سرمایه‌گذاران با عدم اطمینان ناشی از منابع متفاوتی شامل نوسان قیمت محصول، نوسان هزینه‌های مرتبط با قیمت عوامل تولید، عدم اطمینان ناشی از نرخ ارز و ریسک ناشی از تغییرات قوانین مواجه هستند (پیندک[1]، ۱۹۹۱: ۱۱۱۰). عدم اطمینان نه تنها ارزش سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد بلکه ارزش بنگاه را نیز متأثر می‌سازد (میلر[2]، ۱۹۹۸: ۴۹۷). بنابراین نااطمینانی ناشی از منابع متفاوت، تصمیم فعالان اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

با توجه به اینکه نفت نقش مهمی در اقتصاد کشورهای غنی از منابع نفتی و صادرکننده نفت دارد، عدم اطمینان ناشی از تغییرات قیمت آن یکی از منابع مهم ریسک و نااطمینانی است که بنگاه‌ها در کشورهای غنی از منابع نفتی با آن مواجه می‌باشند (اثنی عشری و همکاران، ۱۳۹۵: ۸۵ و ابوالحسنی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۰۹). از یک طرف نفت داده ضروری برای صنایعی است که محصولات پتروشیمی حاصل از نفت خام را مصرف می‌کنند. بنابراین تغییرات قیمت آن هزینه‌های این بنگاه را متأثر می‌سازد (هنریکو و سادوراسکی[3]، ۲۰۱۱: ۸۰). از طرف دیگر، نفت محصولی حیاتی برای بنگاه‌های تولیدکننده نفت می‌باشد و افزایش قیمت نفت برای این بنگاه‌ها به افزایش سود منتهی می‌گردد. بنابراین لازم است که بنگاه‌ها در زمان تصمیم‌گیری، تعادلی بین افزایش سود و ریسک موجود ایجاد کنند. مطالعات تجربی که در این حوزه انجام شده بعد از اولین شوک قیمت نفت یعنی سال ۱۹۷۳ تکامل یافته‌اند. تا اواسط دهه ۱۹۸۰ اقتصاد جهانی عموماً افزایش قیمت نفت را تجربه کرده است و مطالعات انجام شده در این حوزه با به‌کارگیری الگوهای متقارن، ارتباط بین قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این الگوها اثرات کاهش و افزایش قیمت نفت به صورت متقارن و یکسان فرض می‌شود. اما در سال ۱۹۸۶ شکست قیمت نفت در ایجاد رونق اقتصادی به دلیل سقوط آن موجب شد که رابطه نامتقارن بین تغییرات قیمت نفت و فعالیت‌های اقتصادی مورد توجه قرار گیرد. زیرا که افزایش قیمت نفت تأثیر منفی بر عملکرد اقتصادی داشته اما اثرات کاهش آن همواره مثبت نبوده است. بنابراین الگوهای متقارن نتوانست تغییرات متغیرهای اقتصادی را به درستی پیش‌بینی کند. با توجه به عدم تقارن اثرگذاری قیمت نفت بر پویایی متغیرهای کلان اقتصادی اهمیت مدل‌های خطی از اواسط دهه ۱۹۸۰ کاهش یافته است. اهمیت موضوع انتقال رژیم در توضیح ویژگی‌های سیکلی متغیرهای اقتصاد کلان در ابتدا توسط همیلتون مطرح گردید. وی مدل‌های مارکوف سوئیچینگ[4] را به عنوان جایگزینی از روش‌های خطی پیشنهاد داد. بر اساس مباحث مطرح شده در این حوزه، تغییر چشم‌انداز رشد بنگاه‌ها، انباشت سرمایه و تصمیمات سرمایه‌گذاری با انتقال رژیم تحت تأثیر قرار می‌گیرد. رژیم‌های رکود و رونق اقتصادی اثرات قابل توجهی بر سودآوری یا خطر سرمایه‌گذاری و در نتیجه تمایل بنگاه‌ها برای سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی دارد. علی‌رغم این اثرات بالقوه، مطالعات اندکی در رابطه با انتقال رژیم و سرمایه‌گذاری تاکنون انجام شده است.

در این مطالعه تلاش بر این است که با در نظر گرفتن فرض غیرخطی برای بررسی اثر نوسان قیمت نفت بر رفتار سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران در ادبیات مربوط به آن سهیم باشیم. غیرخطی بودن در این مقاله به شکل رژیم‌های متفاوت با پارامترهای ثابت در درون یک رژیم اما پارامترهای متفاوت در بین رژیم‌های متفاوت در نظر گرفته شده است. برای دست‌یابی به این هدف، مدل مارکوف سوئیچینگ به کار گرفته شده است. در این رویکرد با علّیت متغیر در بین رژیم‌ها به جای مدل‌های خطی با پارامترهای ثابت و بدون تغییرات ساختاری مواجه هستیم. یکی دیگر از مزیت‌های این مدل این است که احتمال انتقال رژیم برآورد می‌گردد. اما در مدل‌های خطی روابط برای هر رژیم به صورت مجزا برآورد می‌شود. بنابراین زمانی که شکست ساختاری در نمونه مورد بررسی وجود داشته

1. Pindyck (1991)
2. Miller (1998)
3. Henriques & Sadorsky (2011)
4. Markov Switching

باشد، برآورد با مدل‌های خطی کارا نمی‌باشد. به عبارت دیگر، مشاهدات بیشتری در رویکرد مارکوف سوئیچینگ برای برآورد به کار گرفته می‌شود. به گونه‌ای که برای برآورد پارامترها در یک رژیم از پویایی سیستم در دیگر رژیم‌ها استفاده می‌کند[1]. بر اساس اطلاعات نویسنده این مقاله، تاکنون هیچ مطالعه تجربی به بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تصمیمات سرمایه‌گذاری با به‌کارگیری مدل مارکوف سوئیچینگ نپرداخته است. هدف این مقاله پر کردن این خلأ در ادبیات مربوط به رفتار سرمایه‌گذاری می‌باشد. به علاوه، در این مطالعه چگونگی اثرگذاری تحریم‌های وضع شده از سوی دولت امریکا بر تصمیمات سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته که مطالعه‌ای در این زمینه نیز تاکنون یافت نشده است. در کنار این عوامل به نقش کیفیت نهادی به عنوان یکی از عوامل بنیادی مؤثر بر تصمیمات سرمایه‌گذاری نیز پرداخته شده که مطالعه‌ای در این رابطه برای اقتصاد ایران نیز صورت نگرفته است.

بعد از این مقدمه در قسمت دوم مروری بر ادبیات مرتبط با این موضوع خواهیم داشت. در قسمت سوم، الگوی مورد بررسی ارائه خواهد شد. در بخش چهارم یک مدل اقتصادسنجی برای اقتصاد ایران برآورد شده و نتایج حاصل از آن مورد مطالعه قرار می‌گیرد. آخرین قسمت به جمع‌بندی اختصاص می‌یابد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- سرمایه‌گذاری و عدم اطمینان

مطالعات تجربی در رابطه با نحوه اثرگذاری عدم اطمینان بر سرمایه‌گذاری ترکیبی از مطالعات متفاوت است و نتایج مرتبط با آنها مبهم می‌باشد. تعدادی مطالعات نشان داده‌اند که عدم اطمینان تأثیری منفی بر سرمایه‌گذاری دارد. برای مثال، دیکسیت و پینداک[2] (۱۹۹۴) با استفاده از تئوری اختیار واقعی نشان داده‌اند که وقتی سرمایه‌گذاری برگشت‌ناپذیر باشد افزایش در عدم اطمینان به افزایش در ارزش گزینه انتظار برای سرمایه‌گذاری منتهی می‌گردد. در نتیجه بنگاه‌ها ممکن است که تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را به تعویق اندازند. در این دسته مدل‌ها، بنگاه‌ها در صورتی سرمایه‌گذاری خود را افزایش می‌دهند که خالص ارزش فعلی سرمایه‌گذاری بزرگ‌تر از ارزش گزینه انتظار باشد. اوگاوا و سوزوکی[3] با استفاده از نمونه‌ای شامل بنگاه‌های ژاپنی نشان داده‌اند که عدم اطمینان هم در سطح کل و هم در سطح صنعت تأثیری منفی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری بنگاه دارد (اوگاوا و سوزوکی، ۲۰۰۰: ۱۷۰). بالان[4] با لحاظ کردن نوسان ناشی از بازدهی سهام نشان دادند که عدم اطمینان به صورت منفی تصمیمات سرمایه‌گذاری بنگاه را تحت تأثیر قرار می‌دهد (بالان، ۲۰۰۵: ۲۵۵). همچنین نتایج مطالعاتی مانند کمپا[5]، هازینگا[6] و گیسو و پاریگی[7] حاکی از منفی بودن تأثیر عدم اطمینان ناشی از منابع متفاوت بر تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌باشد (کمپا، ۱۹۹۳: ۶۱۴؛ هازینگا، ۱۹۹۳: ۵۴۵-۵۴۴؛ گیسو و پاریگی، ۱۹۹۹: ۱۸۵).

از سویی دیگر، تعدادی مطالعات تئوریکی مانند هارتمن[8] و آبل[9] رابطه مثبت بین عدم اطمینان و سرمایه‌گذاری را نشان داده‌اند. آنها مدلی را طراحی کرده‌اند و با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، رقابت کامل و خنثی بودن ریسک، سود مورد انتظار را تابعی محدب از قیمت‌های آتی در نظر گرفته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که افزایش عدم اطمینان قیمت‌های آتی به سود مورد انتظار آتی بالاتری منتهی می‌گردد. در نتیجه تعداد پروژه‌های سرمایه‌گذاری با خالص ارزش حال مثبت افزایش می‌یابد (هارتمن، ۱۹۷۲: ۲۶۵؛ آبل، ۱۹۸۳: ۲۳۲-۲۳۱). کابالرو[10] (۱۹۹۹) نشان داده که نتایج حاصل از مدل هارتمن (۱۹۷۲) و آبل (۱۹۸۳) وابسته به فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و رقابت کامل می‌باشد. وی بیان می‌کند که در نظر گرفتن فروض رقابت ناقص و بازدهی کاهشی نسبت به مقیاس موجب ایجاد تابع سود غیرمحدب شده و در نتیجه تعیین رابطه بین عدم اطمینان و سرمایه‌گذاری

---

۱. یکی از روش‌های جایگزین برای مدل‌های مارکوف سویچینگ، الگوی انتقال ملایم یا الگوهای آستانه‌ای با تابع انتقال لاجستیک یا نمایی می‌باشد. الگوی چرخشی مارکوف نسبت به الگوهای آستانه‌ای یا انتقال ملایم مزیت‌هایی دارد. اول اینکه الگوی چرخشی مارکوف به اطلاعات مقدماتی کمتری نسبت به دو الگوی دیگر نیاز دارد. به علاوه، تابع انتقال در الگوی چرخشی مارکوف با استفاده از داده‌ها قابل برآورد است. اما دو الگوی دیگر نیازمند انتخاب متغیر انتقال می‌باشد. دوم اینکه، تغییر رژیم در الگوی مارکوف به طور درون‌زا تعیین می‌شود (دی شامپز، ۲۰۰۸: ۴۳۵).

2. Dixit & Pindyck (1994)
3. Ogawa & Suzuki (2000)
4. Bulan (2005)
5. Campa (1993)
6. Huzinga (1993)
7. Guiso & Parigi (1999)
8. Hartman (1972)
9. Abel (1983)
10. Caballero (1999)

مشکل خواهد بود. همچنین نتایج حاصل از مطالعه شانان[1] حاکی از مثبت بودن تأثیر عدم اطمینان بازار سهام بر تصمیمات سرمایه‌گذاری بر گروهی از بنگاه‌های امریکایی است (شانان، ۲۰۰۵: ۲۵۳).

شوالیر-رونانت و همکاران[2] تعدادی از مطالعات در این زمینه را مورد بازنگری مجدد قرار داده‌اند و پیشنهاد داده‌اند که عوامل مهم بر تصمیمات سرمایه‌گذاری بنگاه شامل مزیت رقابتی ایستا، اطلاعات کامل در مقابل اطلاعات ناقص، پیرو بودن یا رهبر بودن، اندازه افزایش ظرفیت، استفاده از ظرفیت و بازدهی به مقیاس، تعداد رقبا، وقفه‌های زمانی مربوط به اجرا می‌باشد. این عوامل سود بالقوه ناشی از یک انتخاب و هزینه‌های فرصت آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد (شوالیر-رونانت و همکاران، ۲۰۱۱: ۶۳۹).

دسته‌ای دیگر از مطالعات مانند کولاتیلاکا و پروتی[3] رویکردی رشد محور نسبت به سرمایه‌گذاری استراتژیک با حذف دو فرض استاندارد اکثر مدل‌های اختیار واقعی شامل رقابتی بودن کامل بازار و داشتن قدرت انحصاری بنگاه‌ها در مورد فرصت‌های سرمایه‌گذاری را توسعه داده‌اند. آنها نشان داده‌اند که افزایش در عدم اطمینان در ابتدا به افزایش ارزش گزینه انتظار برای سرمایه‌گذاری منتهی می‌شود. اما بعد از یک سطح مشخص با افزایش ارزش اثرات استراتژیک پیشگیرانه نسبت به ارزش گزینه انتظار برای سرمایه‌گذاری، عدم اطمینان آتی بالاتر به افزایش سرمایه‌گذاری منتهی می‌گردد. در نتیجه تأثیر عدم اطمینان بر ارزش رشد استراتژیک احتمالا U شکل خواهد بود (کولاتیلاکا و پروتی، ۱۹۹۸: ۱۰۲۱). همچنین سارکر[4]، فولتا و آبرین[5] و هنریکوز و سادوراسکی[6] نشان داده‌اند که رابطه‌ای U شکل بین عدم اطمینان و سرمایه‌گذاری وجود دارد (سارکر، ۲۰۰۰: ۲۱۹؛ فولتا و آبرین، ۲۰۰۴: ۱۲۱؛ هنریکوز و سادوراسکی، ۲۰۱۱: ۸۶).

در مدل‌های تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری تحت شرایط عدم اطمینان که در بالا شرح داده شد فرض بر این است که سود عملیاتی بنگاه مقید به شوک‌هایی است که مطابق با یک فرآیند براونی هندسی تکامل می‌یابند. در این مدل‌ها به طور ضمنی فرض می‌شود که چشم‌انداز رشد بنگاه‌ها در طول زمان تغییر نمی‌کند. گائو و همکاران[7] مدلی بر اساس مدل پینداک (۱۹۸۸) و آبل و ابرلی[8] (۱۹۹۹) توسعه داده‌اند و سیاست سرمایه‌گذاری حداکثرسازی ارزش را در شرایطی که نرخ رشد و نوسان ارزش نهایی تولید سرمایه مقید به انتقال رژیم‌های گسسته می‌باشند را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تجزیه و تحلیل مدل آنها حاکی از آن است که در مقایسه با مدل‌های استاندارد سرمایه‌گذاری، قاعده تصمیم‌گیری بهینه به وسیله تنها یک سطح آستانه برای ارزش نهایی تولید سرمایه حاصل نمی‌شود. بلکه سیاست سرمایه‌گذاری بهینه از طریق سطح آستانه‌های متفاوت برای هر رژیم مشخص می‌شود. به علاوه، به دلیل احتمال انتقال رژیم، سطح آستانه حداکثرسازی ارزش در هر رژیم، احتمال سرمایه‌گذاری در رژیم بعدی را برای بنگاه نشان می‌دهد. لازم به توضیح است که این سیاست در هر رژیم مشروط به بهینه بودن سیاست سرمایه‌گذاری در دیگر رژیم‌های بهینه می‌باشد (گائو و همکاران، ۲۰۰۵: ۴۸-۴۰).

۲-۲- سرمایه‌گذاری در شرایط عدم اطمینان ناشی از قیمت نفت

از دهه ۱۹۸۰ تعدادی از محققان بر رابطه بین سرمایه‌گذاری و عدم اطمینان ناشی از قیمت نفت متمرکز شدند. یوری[9] با استفاده از یک مدل نسبتاً ساده رابطه بین قیمت انرژی و سرمایه‌گذاری را در سطح صنعت مورد بررسی قرار داد و نشان داد که تغییرات قیمت انرژی عامل تعیین کننده مهمی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری در صنایع انرژی محور و در سطح کل می‌باشد (یوری، ۱۹۸۰: ۱۷۹).

برنانکه[10] در مقاله خود به عنوان یکی از مطالعات اصلی در زمینه اثرگذاری عدم اطمینان بر تصمیمات سرمایه‌گذاری نشان داد که بنگاه‌ها در رویارویی با نوسان قیمت آتی نفت، سرمایه‌گذاری خود را به تعویق می‌اندازند. افزایش ریسک ناشی از قیمت نفت، ارزش گزینه انتظار برای سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. در عین حال به تعویق انداختن تصمیم سرمایه‌گذاری برای کسب اطلاعات جدید در رابطه با قیمت نفت موجب می‌شود که بنگاه‌ها هر گونه بازدهی ناشی از آن را از دست دهند. از طرف دیگر، انتظار برای کسب اطلاعات بیشتر شانس تصمیم‌گیری بهتر را افزایش می‌دهد. بنابراین با

1. Shaanan (2005)
2. Chevalier-Roignant et al. (2011)
3. Kulatilaka & Perotti (1998)
4. Sarkar (2000)
5. Folta & O'Brien (2004)
6. Henriques & Sadorsky (2011)
7. Guo et al. (2005)
8. Abel & Eberly (1999)
9. Uri (1980)
10. Bernanke (1983)

افـزایش نوسـان قیمـت نفـت، ارزش گزینـه انتظـار بـرای سرمایه‌گذاری افزایش و انگیزه بـرای سـرمایه‌گـذاری کـاهش می‌یابد (برنانکه، ۱۹۸۳: ۸۵).

پینداک نیز بیان می‌کند که نوسان قیمـت نفـت مـی‌توانـد تصمیمات سرمایه‌گذاری و در نتیجـه تولیـد نهـایی سـرمایه را تحت تأثیر قرار دهـد. مطالعـات اخیـر تأکیـد دارنـد کـه وقتـی بنگاه‌ها کنترل انحصاری بر فرصت‌های سرمایه‌گـذاری نداشـته باشـند و بـازار محصـول نیـز کـاملاً رقـابتی نباشـد بنگـاه‌هـا سرمایه‌گذاری را تا جایی به تعویق می‌اندازند که عدم اطمینـان به طور کامل برطرف گردد. از طرف دیگر، عدم سرمایه‌گـذاری فرصت‌های به دست آوردن سهم بازار یا رشد بنگاه را به تـأخیر می‌اندازد. که این دو اثر به شکل‌گیـری رابطـه U شـکل بـین سرمایه‌گذاری و عدم اطمینان منتهی می‌شود (پینـداک، ۱۹۹۱: ۱۱۴۴-۱۱۳۹).

هارن و رایت[1] نشان داده‌اند که نوسان قیمت نفت نمی‌تواند تصمیمات سرمایه‌گذاری در بخـش نفـت و گـاز را بـه صـورت معناداری تحت تأثیر قرار دهد (هارن و رایت، ۱۹۹۴: ۳۶۳).

نتایج مطالعه گائو و کلیزن[2] با استفاده از داده‌هـای اقتصـاد امریکا در طول دوره ۲۰۰۴-۱۹۸۴ حاکی از آن است که نوسان قیمت نفت اثری معنادار و معکـوس بـر شـاخص‌هـای کلیـدی اقتصاد کـلان امریکـا شـامل سـرمایه‌گـذاری ثابـت، مصـرف، اشتغال، رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکـاری دارد (گـائو و کلیزن، ۲۰۰۵: ۶۸۲). همچنـین فـن و زو[3] نشـان داده‌انـد کـه تصمیمات سرمایه‌گذاری تحت تأثیر نوسـانات نـرخ ارز، محـیط سرمایه‌گذاری و قیمت نفت بوده است (فن و زو، ۲۰۱۰: ۶۲۷). رفیق و همکاران[4] با به‌کـارگیری تکنیـک خودتوضـیح بـرداری (VAR) در طـول دوره ۲۰۰۶:۴-۱۹۹۳:۱ نشـان داده‌انـد کـه نوسان قیمت نفـت شـاخص‌هـای اقتصـاد کـلان تایلنـد را در کوتاه‌مدت تحت تأثیر قرار داده است. همچنین نتایج حاصـل از توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس حاکی از آن اسـت کـه بخشی از نوسان در سرمایه‌گذاری و بیکاری ناشی از نوسان‌هـا قیمت نفت می‌باشد (رفیق و همکاران، ۲۰۰۹: ۱۲۹).

موهن و مساند[5] با استفاده از داده‌های ترکیبـی بنگـاه‌هـای فعـال نشـان داده‌انـد کـه عـدم اطمینـان اقتصـاد کـلان، سرمایه‌گذاری در بخش نفت و گاز را با تأخیر تحت تـأثیر قـرار می‌دهد در حالی که عدم اطمینان خاص صنعت تأثیری مهـم و قابل توجه دارد (موهن و مساند، ۲۰۰۹: ۲۴۶).

الدر و سـلتیز[6] بـه بررسـی تـأثیر نوسـان قیمـت نفـت بـر سرمایه‌گذاری، محصول و مصرف کالاهای بادوام با اسـتفاده از داده‌های اقتصاد امریکا پرداخته‌اند. آنها نشان داده‌اند کـه عـدم اطمینان ناشی از حوزه نفت به کاهش سرمایه‌گذاری در اقتصاد امریکا منتهی شده است (الدر و سلتیز، ۲۰۱۰: ۱۱۵۵).

نارایان و شارما[7] با بررسی داده‌های مربـوط بـه ۵۶۰ بنگـاه موجود در بورس اوراق بهادار نیویـورک در دوره زمـانی ۲۰۰۸-۲۰۰۰ نشان داده‌اند که عدم اطمینان ناشی از قیمـت نفـت بـه افزایش بازدهی این شرکت‌هـا منتهـی شـده اسـت (نارایـان و شارما، ۲۰۱۱: ۳۲۵۳).

یون و راتی[8] به بررسی تأثیر عدم اطمینان قیمت انرژی بـر سرمایه‌گذاری در سطح بنگاهی پرداخته‌اند. برای دست‌یابی بـه این هدف واریانس شرطی قیمت انرژی بـا بـه‌کـارگیری مـدل GARCH حاصل شده است. سپس با استفاده از مدل تصحیح خطا تعدیلات حجم سرمایه برای نمونه‌ای از بنگاه‌های صنعتی در امریکا برآورد شده است. یافته‌های ایـن مقالـه حـاکی از آن است که بـا افـزایش عـدم اطمینـان ناشـی از قیمـت انـرژی، سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها کاهش می‌یابد و این اثر برای بنگاه‌هایی با رشد بالاتر بزرگ‌تر می‌باشد (یون و راتی، ۲۰۱۱: ۷۶).

تأثیر نوسانات دائم و موقت قیمت نفت بر سرمایه‌گـذاری و محصول واقعی با به‌کـارگیری مـدل VAR توسـط ابـراهیم و احمد[9] در اقتصاد مالزی مورد توجـه قـرار گرفتـه اسـت. بـرای دست‌یابی به ایـن هـدف، مـدل CGARCH بـرای تفکیـک نوسانات دائمی و موقتی به کار گرفته شده است. نتایج حاصـل از این مطالعه حاکی از اثرات معکوس هـر دو نـوع نوسـان بـر سرمایه‌گذاری و تولید واقعی در اقتصاد مالزی می‌باشد کـه ایـن نتایج با یافته کشورهای توسعه‌یافته از جملـه امریکـا در تضـاد می‌باشد (ابراهیم و احمد، ۲۰۱۴: ۵۵۹).

زو و سینگ[10] بـا بـه‌کـارگیری مـدل اختیـار واقعـی نحـوه اثرگذاری نوسـان قیمـت نفـت بـر تصـمیمات سـرمایه‌گـذاری استراتژیک بنگاه‌های نفتی را در سه منطقه امریکـای شـمالی، آسیا و اروپا مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که راطه بین نوسان قیمت نفت و سرمایه‌گـذاری ایـن

1. Hurn & Wright (1994)
2. Guo & Kliesen (2005)
3. Fan & Zhu (2010)
4. Rafiq et al. (2009)
5. Mohn & Misund (2009)
6. Elder & Serletis (2010)
7. Narayan & Sharma (2011)
8. Yoon & Ratti (2011)
9. Ibrahim & Ahmed (2014)
10. Zhu & Singh (2016)

نوع بنگاه‌ها در دو منطقه امریکای شمالی و آسیا U شکل می‌باشد در حالی که در اروپا رابطه خطی مثبت بین این دو متغیر مشاهده شده است (زو و سینگ، ۲۰۱۶: ۱۷).

ونگ و همکاران[1] به بررسی تأثیر نوسان قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری شرکتی در اقتصاد چین پرداخته‌اند. به علاوه آنها این موضوع را نیز مورد توجه قرار داده‌اند که آیا مالکیت، این رابطه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که تأثیر نوسان قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها منفی است و این رابطه در بنگاه‌هایی با مالکیت دولتی قوی‌تر از بنگاه‌هایی با مالکیت خصوصی است (ونگ و همکاران، ۲۰۱۷: ۳۳۸).

۲-۳- مطالعات داخلی

داروغه و محمدی با استفاده از الگوی Q توبین به بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز و قیمت در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. آنها نشان داده‌اند که نااطمینانی نرخ ارز به افزایش سرمایه‌گذاری در دو سطح بخشی و بنگاه شده اما عدم اطمینان تأثیری مثبت بر سرمایه‌گذاری در سطح بنگاه و تأثیر منفی در سطح بخشی دارد (داروغه و محمدی، ۱۳۸۴: ۶۸-۶۷).

گسکری و اقبالی در مطالعه‌ای به بررسی نحوه اثرگذاری شوک‌های نفتی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. آنها نشان داده‌اند که شوک نفتی به صورت افزایش درآمد نفتی به افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی و شوک نفتی به صورت کاهش درآمد نفتی به کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی در اقتصاد ایران منتهی شده است (گسکری و اقبالی، ۱۳۸۴: ۷۴-۷۳).

کازرونی و دولتی در مطالعه‌ای با به‌کارگیری الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به بررسی تأثیر عدم اطمینان ناشی از نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. آنها نشان داده‌اند که نااطمینانی نرخ ارز به کاهش سرمایه‌گذاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت در طول دوره (۱۳۸۰-۱۳۴۱) منتهی شده است (کازرونی و دولتی، ۱۳۸۶: ۳۰۳-۳۰۲).

یوسفی و عزیزنژاد در مطالعه‌ای با استفاده از روش خودتوضیح برداری به بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری دولتی، نرخ تورم و حقوق مالکیت به صورت مثبت سرمایه‌گذاری خصوصی را تحت تأثیر قرار داده‌اند. اما رانت و فساد به عبارت دیگر فضای غیرامن اقتصادی تأثیری منفی بر سرمایه‌گذاری خصوصی داشته است (یوسفی و عزیزنژاد، ۱۳۸۸: ۹۷).

صمدی و همکاران با استفاده از الگوی خود توضیح برداری (VAR) به بررسی تأثیر نوسان‌های دائمی و موقت قیمت نفت اوپک بر متغیرهای کلان اقتصادی در اقتصاد ایران در طول دوره (۱۳۸۶:۴-۱۳۶۹:۱) پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنها حاکی از آن است که هر دو نوع نوسان دائمی و موقت قیمت نفت موجب کاهش تولید در طول دوره مورد مطالعه شده است (صمدی و همکاران، ۱۳۹۲: ۷۵).

حری و رحیمی در مطالعه‌ای با به‌کارگیری داده‌های مربوط به صد شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۰ بر اساس تئوری اختیار واقعی به بررسی واکنش سرمایه‌گذاری به نوسان قیمت نفت پرداخته‌اند. در این مطالعه، مدل خودرگرسیونی تعمیم‌یافته برای برآورد نوسانات قیمت نفت به‌کار گرفته شده است. سپس با استفاده از روش GMM نشان داده‌اند که رابطه‌ای U شکل معکوس بین عدم اطمینان ناشی از قیمت نفت و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در اقتصاد ایران در دوره مورد بررسی وجود دارد (حری و رحیمی، ۱۳۹۳: ۱۰۵).

جلالی‌فر و بابایی در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری در بخش بالادستی صنعت نفت درکشورهای عضو اوپک پرداخته‌اند. آنها از مدل BVAR با تابع توزیع پیشین مینه سوتا-لیترمن برای این منظور استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داده که واکنش سرمایه‌گذاری بالادستی در صنعت نفت به نوسان قیمت نفت در کشورهای عمده عضو اوپک شامل ایران، عربستان و عراق منفی بوده است (جلالی‌فر و بابایی، ۱۳۹۵: ۱۹۵).

۳- تصریح مدل[2]

این عقیده که انتقال در محیط بنگاه می‌تواند سیاست سرمایه‌گذاری بنگاه را تحت تأثیر قرار دهد با ادبیات مربوط به تصمیمات سرمایه‌گذاری تحت شرایط عدم اطمینان می‌تواند مرتبط باشد. در این ادبیات، فرصت‌های سرمایه‌گذاری به عنوان انتخابی از دارایی‌های واقعی تجزیه و تحلیل و سیاست

1. Wang et al. (2017)

۲. مدل شرح داده شده در این بخش، مدل مطرح شده توسط گائو و همکاران (۲۰۰۵) می‌باشد.

سرمایه‌گذاری بهینه از طریق حداکثرسازی ارزش گزینه‌ها برای سرمایه‌گذاری حاصل می‌شود. از آنجا که ارزش گزینه‌ها به درجه ریسکی بودن دارایی‌ها وابسته است، نوسان یک عامل تعیین‌کننده سیاست سرمایه‌گذاری بهینه می‌باشد. به علاوه، در مدل‌های مرتبط با تصمیمات سرمایه‌گذاری با این فرض که نوسان در طول سیکل‌های تجاری تغییر نمی‌کند سیاست سرمایه‌گذاری حداکثرسازی ارزش را انجام می‌دهند.

در این بخش برای بررسی تأثیر عدم اطمینان بر تصمیمات سرمایه‌گذاری با فرض انتقال رژیم، بر مدل گائو و همکاران (۲۰۰۵) متمرکز می‌شویم. در این مدل فرض بر این است که عوامل، ریسک خنثی می‌باشند و جریان نقدینگی با نرخ ثابت ρ تنزیل می‌گردد. بنگاه با افق بی‌نهایت محصول را با حجم سرمایه و دیگر عوامل متغیر تولید می‌کند. برای سادگی، فرض شده که کالای تولید شده قابل انبار کردن نمی‌باشند به طوری که تولید، مساوی تقاضا است. به علاوه، حجم سرمایه بنگاه با نرخ استهلاک $\delta \geq 0$ مستهلک می‌شود و سود عملیاتی بنگاه به صورت یک تابع همگن خطی به صورت زیر مشخص می‌شود:

(۱)

$$\pi(x_t, k_t) = \frac{1}{1-\alpha} x_t^{\alpha} k_t^{1-\alpha}. \quad \alpha \in (0,1)$$

که k_t, x_t به ترتیب شوک تقاضا و حجم سرمایه را نشان می‌دهد. در زمان t بنگاه می‌تواند با خرید سرمایه در قیمت p ظرفیت خود را افزایش دهد. فرض بر این است که سرمایه همگن و به طور کامل قابل تقسیم می‌باشد و بنگاه در بازار برای کالاهای سرمایه‌ای گیرنده قیمت است. بهینگی تصمیم برای سرمایه‌گذاری به سود نهایی ناشی از افزایش حجم سرمایه، ابعاد محیطی بنگاه مانند عدم اطمینان عوامل متفاوت و قیمت سرمایه وابسته می‌باشد. همچنین فرض بر این است که سرمایه برگشت‌ناپذیر است. گائو و همکاران (۲۰۰۵) در مقابل سایر مطالعات در این حوزه فرض کرده‌اند که پویایی $(x_t)_{t\geq 0}$ می‌تواند بین دو وضعیت متفاوت انتقال یابد و از فرآیند زیر تبعیت می‌کند:

(۲)

$$dx_t = \mu_{\varepsilon(t)} x_t dt + \sigma_{\varepsilon(t)} \varepsilon dW_t. \quad x_t > 0$$

که $(W_t)_{t\geq 0}$ فرآیند استاندارد براونی است و $(\varepsilon_t)_{t\geq 0}$ یک فرآیند مارکوف می‌باشد که مستقل از $(W_t)_{t\geq 0}$ است. زوج $(\mu_{\varepsilon(t)}, \sigma_{\varepsilon(t)})$ وقتی که فرآیند $(\varepsilon_t)_{t\geq 0}$ در وضعیت‌های متفاوتی است دارای ارزش‌های یکسان نمی‌باشد. برای هر وضعیت i یک پارامتر شناخته شده عرض از مبدأ μ_i و پارامتر نوسان مشخص $\sigma_i > 0$ وجود دارد. فرض بر این است که فرآیند $(\varepsilon_t)_{t\geq 0}$ قابل مشاهده می‌باشد و احتمال انتقال آن از توزیع پواسن تبعیت می‌کند. به گونه‌ای که $(\varepsilon_t)_{t\geq 0}$ یک زنجیره مارکوف دو وضعیتی است که بین دو وضعیت ۰ و ۱ تغییر می‌یابد. همچنین فرض بر این است که احتمال انتقال بین وضعیت‌های متفاوت از قاعده نمایی زیر تبعیت می‌کند:

(۳)

$$P(t_i > t) = e^{-\lambda_i t}, \ \ i = 1,2$$

که λ_i , t_i به ترتیب سرعت و زمان ترک وضعیت i می‌باشد. ماتریس انتقال بین زمان t , $t + \Delta t$ عبارت است از:

$$\begin{bmatrix} 1-\lambda_1\Delta t & \lambda_1\Delta t \\ \lambda_2\Delta t & 1-\lambda_2\Delta t \end{bmatrix}$$

بر این اساس در طول فواصل زمانی بسیار کم، Δt، با احتمال $\lambda_1\Delta t$ پارامترها از (μ_1, σ_1) به (μ_2, σ_2) و با احتمال $\lambda_2\Delta t$ از (μ_2, σ_2) به (μ_1, σ_1) انتقال می‌یابد. مجموعه فروض شرح داده شده در این مدل بیان کننده این عقیده است که ممکن است پارامترهای عرض از مبدأ و نوسان انتقال تقاضا در طول زمان در زمان‌های تصادفی تغییر کنند. بنابراین انتقال رژیم‌های تصادفی در پارامترهای متغیر وضعیت از تفاوت بارز این مدل با مدل‌های سنتی سرمایه‌گذاری می‌باشد.

هدف بنگاه، تعیین سیاست سرمایه‌گذاری است که برای دست‌یابی به این هدف، ارزش جاری مورد انتظار خالص سود هزینه‌های سرمایه‌گذاری را حداکثر می‌کند. تابع ارزش بنگاه در هر رژیم i می‌تواند به صورت زیر نشان داده شود:

(۴)

$$V(x_t, k_t, i) \equiv \max_{\{dG_{t+u}\geq 0\}} E\{\int_0^{+\infty} e^{-\rho\mu}[\pi(x_{t+u}, k_{t+u})du - pdG_{t+u}] \Big| \mathcal{F}_t^{(x,\varepsilon)}\},$$

که $E(. \Big| \mathcal{F}_t^{(x,\varepsilon)})$ نشان‌دهنده عملگر مورد انتظار با احتمال P مشروط به اطلاعات موجود در زمان t می‌باشد. به علاوه، $(G_t)_{t\geq 0}$ فرآیند غیرمنفی و پیوسته از راست می‌باشد که سرمایه ناخالص انباشته در زمان t را نشان می‌دهد. گائو و همکاران (۲۰۰۵) با حل مسئله سرمایه‌گذاری پویا (۴) در مقاله خود نشان داده‌اند که دامنه سرمایه‌گذاری شامل سه منطقه عمل[1]، رکود[2] و انتقال[1] می‌باشد. در منطقه رکود هیچ‌گونه

1. Action Region
2. Inaction Region

سرمایه‌گذاری انجام نمی‌شود. اما سرمایه‌گذاری در منطقه انتقال و در زمان شروع فعالیت اگر وضعیت سیستم در منطقه عمل باشد، یکنواخت[2] خواهد بود. به علاوه، اگر چه که سرمایه‌گذاری در این منطقه همیشه بهینه می‌باشد اما بهینگی سرمایه‌گذاری در منطقه انتقال وابسته به رژیم می‌باشد به این معنا که انتقال رژیم، تغییراتی در ارزش جاری جریان نقد آتی که انگیزه‌های بنگاه برای سرمایه‌گذاری در رژیم بعدی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، ایجاد می‌کند.

٤- معرفی الگو و روش تحقیق

در این مطالعه برای بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر رفتار سرمایه‌گذاری در شرایطی که پویایی متغیر تصمیم‌گیری مشروط به انتقال رژیم در شرایط تصادفی است، تابع زیر برآورد شده است:

(۵)

$$LIY_t = \alpha_0(S_t) + \alpha_1(s)\, VPOIL_t + \alpha_2 R_t + \alpha_3 Q + \alpha_4 LRER_t + \alpha_5 DSANC + \alpha_6 D2008 + v_t,$$

که در آن IY_t بیانگر نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی، $VPOIL_t$ نوسان قیمت نفت اوپک، R_t نرخ بهره حقیقی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۴، $LRER_t$ لگاریتم نرخ ارز حقیقی و Q_t شاخص کیفیت نهادی می‌باشد. به علاوه، $D2008$ متغیر دامی مربوط به بحران مالی ۲۰۰۸، L نشان‌دهنده عملگر لگاریتم طبیعی و $DSANC$ به متغیر دامی مربوط به تحریم‌های وضع شده علیه ایران که از سوی دولت امریکا یا تحت فشار آن بر جامعه بین‌المللی از طریق شورای امنیت سازمان ملل اعمال شده اشاره دارد. S_t متغیر وضعیت می‌باشد که بین دو وضعیت ۰ و ۱ تغییر می‌کند. ضریب α_1 که مربوط به نوسان قیمت نفت می‌باشد، در هر رژیم محاسبه می‌شود. اما سایر ضرایب یعنی ضرایب نرخ بهره، نرخ ارز حقیقی و متغیرهای مجازی و کیفیت نهادی بدون چرخش برآورد می‌شوند. زیرا بر اساس تئوری‌های اقتصادی انتظار بر این است که نرخ بهره همواره تأثیری منفی و کیفیت نهادی همواره تأثیری مثبت بر سرمایه‌گذاری داشته باشند. همچنین انتظار بر این است که اگر کاهش سرمایه‌گذاری به دلیل گران‌تر شدن کالاهای سرمایه‌ای وارداتی در نتیجه افزایش نرخ ارز حقیقی بر اثرات افزایشی آن در نتیجه افزایش صادارت و افزایش تقاضا غالب باشد، سرمایه‌گذاری را به صورت معکوسی تحت تأثیر قرار دهد.

در این مطالعه برای اندازه‌گیری شاخص کیفیت نهادی همانند نک و کیفر[3]، مارو[4] و هال و جونز[5] از شش مؤلفه شاخص ریسک سیاسی راهنمای ریسک بین‌المللی کشورها شامل حاکمیت نظم و قانون، فساد، کیفیت دیوانسالاری، شرایط اجتماعی–سیاسی، ثبات دولت و پروفایل سرمایه‌گذاری استفاده شده است (نک و کیفر، ۱۹۹۵: ۲۱۲–۲۱۰؛ مارو، ۱۹۹۵: ۶۸۵–۶۸۴ و هال و جونز، ۱۹۹۹: ۹۷). یکی از مزایای این شاخص نسبت به دیگر شاخص‌های نهادی این است که دوره زمانی طولانی‌تری را پوشش می‌دهد. به گونه‌ای که این داده‌ها به صورت ماهیانه از سال ۱۹۸۴ موجود می‌باشند. برای یکسان کردن وزن آنها، این شاخص‌ها بین صفر تا ده نرمال گردیده سپس متوسط آنها به عنوان شاخصی برای کیفیت نهادی در نظر گرفته شده است. بزرگ‌تر بودن این شاخص مرکب نشان‌دهنده کیفیت بالاتر نهادی می‌باشد. لازم به توضیح می‌باشد که برای برآورد الگو، داده‌های مورد استفاده از داده‌های سری زمانی بانک مرکزی، شاخص‌های توسعه بانک جهانی (WDI)، شاخص راهنمای ریسک بین‌المللی کشورها[6] (ICRG) تهیه شده توسط گروه خدمات ریسک سیاسی (PRS) و سازمان کشورهای صادرکننده نفت خام (OPEC) گردآوری شده است. سپس داده‌ها به صورت فصلی تعدیل شده‌اند.

در ابتدا با به‌کارگیری روش گارچ نمایی (EGARCH) نوسان قیمت نفت اوپک در طول دوره ۱۳۹۴:۳– ۱۳۶۲:۴ برآورد شده است. در مرحله دوم با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ نحوه اثرگذاری نوسان قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. این مدل در ابتدا توسط گلدفلد و کوانت[7] (۱۹۷۳) معرفی شد. همیلتون (۱۹۸۹) در مقاله اصلی خود، رگرسیون مارکوف سوئیچینگ را برای یک فرآیند AR تعمیم داده و یک فیلتر غیرخطی برای برآورد آن به دست آورده است.رگرسیون زیر برای یک مدل با شکست ساختاری

1. Transient Region
2. lumpy

3. Knack & Keefer (1995)
4. Mauro (1995)
5. Hall & Johnes (1999)
6. International Country Risk Guide (ICRG)
7. Goldfeld & Quandt (1973)

در پارامترها فرض شده است[1]:

(۶)

$$y_t = \mu_{s_t} + x_t\alpha + z_t\beta_{s_t} + \varepsilon_t\,, \quad t = 1, \dots, T$$
$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{s_t}^2)$$
$$\beta_{s_t} = \beta_0(1 - s_t) + \beta_1 s_t$$
$$\sigma_{s_t}^2 = \sigma_0^2(1 - s_t) + \sigma_1^2 s_t\,,\ s_t = 0\ or\ 1,$$

که z_t, x_t, μ_s, y_t به ترتیب نشان دهنده متغیر وابسته، عرض از مبدأ وابسته به رژیم، بردار متغیرهای برون‌زا با ضرایب بدون چرخش[2]، بردار متغیرهای برون‌زا با ضرایبی که با تغییر رژیم تغییر می‌کنند[3]، می‌باشند. در رژیم یک پارامترها با β_1, σ_1^2 نشان داده می‌شوند و β_0, σ_0^2 بیانگر پارامترها در رژیم صفر است.

اگر زمان شکست ساختاری یا انتقال رژیم از قبل مشخص باشد، s_t یک متغیر مجازی خواهد بود. به گونه‌ای که در رژیم یک مساوی یک و در رژیم صفر مساوی صفر خواهد بود. در این شرایط تابع لگاریتم درست نمایی به صورت زیر خواهد بود:

(۷)

$$\ln L = \sum_{t=1}^{T} \ln(f(y_t|s_t))$$

که:

$$f(y_t|s_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{s_t}^2}} \exp\left(-\frac{\{y_t - x_t\beta_{s_t}\}^2}{2\sigma_{s_t}^2}\right),$$

اما اگر s_t قابل مشاهده نباشد به صورت درون‌زا و با استفاده از داده‌ها برآورد می‌گردد. بنابراین توزیع مشترک y_t و s_t به صورت زیر خواهد بود:

(۸)

$$f(y_t, s_t|\psi_{t-1}) = f(y_t|s_t, \psi_{t-1}) f(s_t|\psi_{t-1})$$

که چگالی نهایی y_t برابر است با:

(۹)

$$\begin{aligned} f(y_t|\psi_{t-1}) &= \sum_{s_t=0}^{1} f(y_t, s_t|\psi_{t-1}) \\ &= \sum_{s_t=0}^{1} f(y_t|s_t, \psi_{t-1}) f(s_t|\psi_{t-1}) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_0^2}} \exp\left(-\frac{\{y_t - x_t\beta_0\}^2}{2\sigma_0^2}\right) \\ &\times Pr[s_t = 0|\psi_{t-1}] \\ &+ \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp\left(-\frac{\{y_t - x_t\beta_1\}^2}{2\sigma_1^2}\right) \\ &\times \Pr[s_t = 1|\psi_{t-1}]\,, \end{aligned}$$

در معادله (۹)، ψ_{t-1} نشان‌دهنده اطلاعات موجود تا زمان $t-1$ می‌باشد و $Pr[s_t = i|\psi_{t-1}]$ احتمال اتفاق افتادن وضعیت صفر یا یک را نشان می‌دهد. در این شرایط تابع لگاریتم درست نمایی عبارت است از:

(۱۰)

$$\ln L = \sum_{t=1}^{T} \ln\Big(\sum_{s_t=0}^{1} f(y_t|s_t, \psi_{t-1}) \times Pr[s_t|\psi_{t-1}]\Big)\,,$$

بنابراین تابع لگاریتم درست‌نمایی میانگین وزنی تابع چگالی در دو رژیم می‌باشد. تکامل متغیر s_t ممکن است وابسته به گذشته آن باشد. به گونه‌ای که فرایند s_t به عنوان یک فرآیند مرتبه r ام مارکوف –سوئیچینگ نام گذاری شود. در این بخش برای سادگی یک فرایند مارکوف مرتبه اول برای s_t در شرایط دو رژیمی در نظر گرفته می‌شود. در این حالت، احتمال انتقال برابر خواهد بود با:

(۱۱)

$$Pr[s_t = 1 \,|\, s_{t-1} = 1] = P = \frac{\exp(P_0)}{1 + \exp(P_0)}\,,$$

(۱۲)

$$Pr[s_t = 0 \,|\, s_{t-1} = 0] = q = \frac{\exp(q_0)}{1 + \exp(q_0)}\,,$$

یکی از نکات مهم در رابطه با معادله (۹) شرایط وزن‌دهی می‌باشد. در این راستا برای محاسبه وزن در ابتدا فرض بر این است که در شروع دوره، احتمالات به صورت زیر محاسبه می‌شود:

(۱۳)

$$\begin{aligned} \Pr[s_t = j \,|\, \psi_{t-1}] &= \sum_{i=0}^{1} \Pr[s_t = j, s_{t-1} = i \,|\, \psi_{t-1}] \\ &= \sum_{i=0}^{1} \Pr[s_t = j, s_{t-1} = i]\Pr[s_{t-1} = i|\psi_{t-1}], \end{aligned}$$

در پایان هر دوره احتمالات با استفاده از فیلتر تکراری زیر به روز می‌شود:

(۱۴)

$$\Pr[s_t = j|\psi_t] = \Pr[s_t = j \,|\, \psi_{t-1}, y_t] = \frac{f(s_t=j, y_t|\psi_{t-1})}{f(y_t|\psi_{t-1})} = \frac{f(y_t|s_t=j, \psi_{t-1})\Pr[s_t=j|\psi_{t-1}]}{\sum_{j=0}^{1} f(y_t|s_t=j, \psi_{t-1})\Pr[s_t=j|\psi_{t-1}]}$$

1. Kim & Nelson (1999)
2. State Invariant Coefficient
3. State Dependent Coefficient

که:

$$\psi_t = \{\psi_{t-1}, y_t\}.$$

این الگو با استفاده از یک مسیر بهینه‌یابی غیرخطی بازگشتی برآورد می‌شود. چنانچه احتمال چرخش رژیم مستقل از زمان یا هر متغیر دیگری که وضعیت اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد باشد به آن تابع احتمال ثابت می‌گویند. در این صورت طول مدت مورد انتظار یک رژیم در یک نقطه مشخص از زمان ثابت است.

۵- نتایج برآورد الگو

همان گونه که در بخش قبلی توضیح داده شد، برای برآورد تأثیر نوسان قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری در ابتدا نوسان قیمت نفت با استفاده از مدل نامتقارن EGARCH کمّی سازی شده است. برای دست‌یابی به این هدف در ابتدا با استفاده از داده‌های فصلی قیمت سبد نفتی اوپک طی دوره زمانی ۱۳۹۴:۳– ۱۳۶۲:۴ لازم است که معادله میانگین شرطی برآورد گردد. بر اساس نمودار همبستگی نگار[1] سری قیمت نفت و همچنین معیار اطلاعات آکائیک و شوارتز بیزین[2] مدل زیر به عنوان مدل مناسب انتخاب گردید:

(۱۵)

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_{t-1} + \alpha_2 P_{t-2} + \alpha_3 P_{t-3} + \varepsilon_t$$

بر اساس نتایج حاصل از برآورد معادله (۱۵) ضریب چولگی و ضریب کشیدگی باقیمانده‌ها به ترتیب برابر با ۰/۹۵– و ۱۵/۸۵ می‌باشند. کشیدگی بزرگ‌تر از سه می‌تواند دلیلی بر وجود خودهمبستگی در مجذور باقیمانده‌ها (اثرات آرچ) باشد. در عین حال برای اطمینان بیشتر، آزمون اثرات آرچ نیز انجام شده که نتایج آن در جدول (۱) ارائه شده است. نتایج حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات آرچ تأیید نمی‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون اثرات آرچ

	آماره	سطح معناداری
F-statistic	۳/۷۵	۰/۰۲۶
Obs*R-squared	۷/۲۶	۰/۰۲۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

بنابراین برای شاخص عدم اطمینان قیمت نفت، فرآیند گارچ نمایی (EGARCH) به صورت زیر به کار گرفته شده است:

(۱۶)

$$EGARCH(1,1): \log(\sigma_t^2) = \beta_0 + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) + \theta \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} + \varphi \left|\frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}}\right| + v_t,$$

نتایج حاصل از مدل EGARCH در جدول (۲) گزارش شده است. بر اساس نتایج مندرج در این جدول، مثبت بودن پارامتر θ به این معناست که تأثیر شوک‌های مثبت قیمت نفت در بازار جهانی نوسان بیشتری را به دنبال دارد در حالی که شوک‌های منفی باعث کاهش نوسانات قیمتی می‌شود. همان‌طور که ملاحظه می‌شود تأثیر شوک‌های مثبت و منفی بر نوسانات قیمت یکسان نمی‌باشد. بنابراین شوک‌های قیمتی نفت تأثیری نامتقارن بر شکل‌گیری نوسانات قیمتی نفت دارند. در نهایت مجدداً آزمون اثرات آرچ بعد از برآورد مدل EGARCH انجام شد که نتایج آن نشان‌دهنده عدم وجود اثرات آرچ در باقی مانده‌های مدل است.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل EGARCH

معادله میانگین شرطی				
پارامتر	α_0	α_1		α_2
ضریب	۱/۰۴	–۰/۳		۰/۱۶
سطح معنی‌داری	۰	۰/۰۲		۰/۰۸
معادله واریانس شرطی				
پارامتر	β_0	β_1	θ	φ
ضریب	۰/۰۸	۰/۱۶	۰/۲۱	۰/۹۳
سطح معنی‌داری	۰/۳۲	۰/۰۴	۰/۰۰۴	۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مرحله دوم، قبل از برآورد مدل لازم است که ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. از آنجایی که در آزمون دیکی فولر امکان بروز شکست ساختاری در نظر گرفته نشده، بنابراین در این مطالعه آزمون ریشه واحد ضریب لاگرانژ[3] که توسط لی و استرازیچیچ[4] (۲۰۰۳) ارائه شده، به کار گرفته شده است. زیرا که پرون[5] (۱۹۸۹) نشان داد، امکان رد فرضیه ریشه واحد با بروز شکست ساختاری در شرایطی که متغیر در واقع ایستا می‌باشد، کاهش می‌یابد (استرازیچیچ و همکاران، ۲۰۰۴: ۱۳۳). ویژگی متمایزکننده این آزمون نسبت به آزمون ایستایی فیلپس–پرون این است که امکان وقوع شکست به صورت درون‌زا مورد آزمون قرار می‌گیرد. به‌علاوه، به‌طور کلی توان آزمون ضریب لاگرانژ در تعیین ایستایی متغیر به نسبت آزمون دیکی‌فولر و آزمون فیلیپس–پرون بهبود یافته که این به دلیل استفاده از یک فرآیند روندزدایی داده‌ها می‌باشد. همچنین در این آزمون برخلاف آزمون زیوت و اندریوز[6] امکان بروز شکست

1. Correlogram
2. Akaike Information Criterion (AIC) & Schwarz Baysesian Criterion (SBC)

3. Lagrange Multiplier (LM)
4. Lee & Strazicich (2003)
5. Perron (1989)
۶. به دنبال پرون (۱۹۸۹)، زیوت و اندریوز (Andrews & Zivot) فرض درون‌زا بودن شکست را در آزمون ایستایی خود در نظر گرفتند. فرض صفر

ساختاری در فرض صفر و فرض جایگزین وجود دارد. بنابراین توزیع متغیر تحت تأثیر پارامتر شکست قرار نمی‌گیرد.

نتایج آزمون ضریب لاگرانژ با دو شکست ساختاری در جدول (۳) آمده است. بر اساس نتایج مندرج در این جدول برای تمام متغیرها به جز لگاریتم نسبت تشکیل سرمایه ناخالص داخلی به تولید ناخالص داخلی و لگاریتم نرخ ارز حقیقی وجود دو شکست ساختاری تأیید می‌شود. به تبعیت از لی و استرازیچیچ (۲۰۰۳) آزمون ضریب لاگرانژ با حداقل یک شکست برای این دو متغیر انجام شده که نتایج آن در جدول شماره (۴) گزارش شده است.

جدول ۳. آزمون ریشه واحد LM با حداقل دو شکست

متغیرها	آماره ایستایی	نقاط شکست	مقدار بحرانی در سطح[1] ۵٪
VPOIL	-۴/۲۸	۱۳۸۵:۴، ۱۳۷۴:۱	-۵/۶۵
Q	-۳/۴	۱۳۷۶:۱، ۱۳۶۷:۲	-۵/۵۹
R	-۶/۵۴	۱۳۸۹:۴، ۱۳۷۷:۱	-۵/۶۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴. آزمون ریشه واحد LM با حداقل یک شکست

متغیرها	آماره ایستایی	نقاط شکست	مقدار بحرانی در سطح ۵٪
LRRER	-۴/۵۰	۱۳۸۸:۲	-۴/۵۱
LIY	-۵/۹۸	۱۳۷۲:۲	-۴/۴۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به علاوه، نتایج آزمون ضریب لاگرانژ بیانگر این است که فرضیه صفر عدم ایستایی در مورد متغیرهای شاخص کیفیت نهادی، نوسان قیمت نفت و لگاریتم نرخ ارز حقیقی تأیید شده است. بنابراین لازم است که به آزمون هم جمعی جهت آزمودن وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها بپردازیم. البته توجه به این نکته ضروری است که به دلیل وجود شکست ساختاری در متغیرها لازم است که بررسی رابطه بلندمدت متغیرها با این احتمال مورد توجه قرار گیرد. برای دست‌یابی به این هدف، آزمون سیکونن و لوتکپل[2] به کار گرفته شده است. نتایج این آزمون در جدول شماره (۵) گزارش شده است. بر اساس نتایج این آزمون وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرها با یک رابطه هم جمعی تأیید می‌گردد.

هر چند که نتایج آزمون هم‌جمعی نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها با احتمال شکست ساختاری می‌باشد، با این وجود قبل از برآورد مدل در ابتدا معیارهای مشخص نمایی دو مدل خطی و غیرخطی برای اطمینان از وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها مقایسه می‌شود. سپس تعداد رژیم‌ها با مقایسه دو مدل غیرخطی با داشتن دو رژیم و مدل غیرخطی با داشتن سه رژیم مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل در جدول (۶) آورده شده است (هانسن[3]، ۱۹۹۲ :۷ ؛ کاویکیلی[4]، ۲۰۱۵: ۳۱۵).

جدول ۵. نتایج آزمون هم جمعی با لحاظ شکست ساختاری

بردار هم‌جمعی	آماره آزمون	p-value
۰	۶۷/۲۱	۰/۰۱
۱	۳۹/۴۶	۰/۰۵
۲	۱۸/۹۵	۰/۲
۳	۵/۰۴	۰/۵۶
۴	۲/۱۲	۰/۱۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۶. معیارهای مشخص نمایی برای انتخاب مدل

نوع مدل	AIC	SBC	HIC	Log likelihood
مدل خطی	۲/۶۲	۲/۷۸	۲/۶۸	-۱۱۵/۶۷
مدل مارکوف سوئیچینگ با دو رژیم	۰/۹۱	۱/۱۸	۱/۰۲	-۴۴/۶۱
مدل مارکوف سوئیچینگ با سه رژیم	۱	۱/۴۱	۱/۱۷	-۴۴/۶۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با مقایسه نتایج مندرج در جدول (۶) مشخص است که مدل مارکوف سوئیچینگ با دو رژیم دارای کمترین معیار

در این آزمون نمایانگر ریشه واحد بدون بروز شکست ساختاری و فرض جایگزین، نشان دهنده ایستایی با وجود شکست ساختاری می‌باشد. از معایب این آزمون این است که در واقع متغیر هم با شکست مواجه بوده و هم در سطح ایستا نیست. این اخلال در نتیجه آزمون از آنجا ناشی می‌شود که گاه بروز شکست موجب افزایش اندازه آماره آزمون و رد فرض صفر (ریشه واحد) شده در حالی که متغیر در واقع ایستا نیست (استرازیچیچ و همکاران، ۲۰۰۴: ۱۳۳).

۱. مقادیر بحرانی در نقاط شکست متفاوت از مقاله استرازچیچ و همکاران (۲۰۰۴) به دست آمده است.

2. Saikkonen & LÜtkepohl
3. Hansen (1992)
4. Cavicchioli (2015)

آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (SBC) و حنان کوئین (HIC) و بزرگ‌ترین میزان لگاریتم درست‌نمایی است. بنابراین بر اساس نتایج آزمون‌های اولیه برای بررسی تأثیر نوسان قیمت نفت بر رفتار سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران از الگوی مارکوف سوئیچینگ با دو رژیم استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد معادله (۵) در جدول (۷) گزارش شده است.

جدول ۷. نتایج برآورد معادله (۵) با استفاده از تکنیک مارکوف سوئیچینگ

متغیرها	ضرایب	سطح معناداری
رژیم ۰		
c	۱۰/۴۳	۰
VPOIL	−۱/۰۵	۰
رژیم ۱		
c	۱۳/۵۴	۰
VPOIL	−۰/۶۱	۰
متغیرهای بدون چرخش رژیم با ضرایب ثابت		
R	−۰/۰۱	۰
Q	۰/۰۷	۰/۰۱
DSANC	−۰/۴	۰/۰۱
LRER	۰/۲۹	۰/۲۲
D2008	۰/۱۵	۰/۵
LOG(SIGMA)	−۱/۱۵	۰

مأخذ: محاسبات محقق

همان‌گونه که مشاهده می‌شود چگونگی اثرگذاری نوسان قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری قابل تفکیک به دو رژیم در طول دوره زمانی مورد مطالعه می‌باشد. با توجه به آنکه عرض از مبدأ در رژیم صفر کوچک‌تر از عرض از مبدأ در رژیم یک است، لذا می‌توان گفت که نسبت سرمایه‌گذاری به تولید در رژیم یک بیشتر از رژیم صفر می‌باشد. بنابراین رژیم صفر را دوران رکود و رژیم یک را دوران رونق لحاظ می‌کنیم. بر اساس اطلاعات مندرج در جدول (۷) نوسان در دو رژیم به کاهش سرمایه‌گذاری منتهی شده است. اما میزان اثرگذاری آن در دو رژیم دارای اثرات یکسانی نبوده که نشان‌دهنده عدم تقارن می‌باشد. به گونه‌ای که در رژیم صفر تأثیر این نوع عدم اطمینان بر سرمایه‌گذاری بزرگ‌تر می‌باشد. عدم اطمینان ناشی از تغییرات قیمت نفت در یک کشور غنی از منابع انرژی که بخش عمده‌ای از درآمدهای خود را از طریق فروش این منابع خدادادی تأمین می‌کند موجب نااطمینانی فعالان اقتصادی نسبت به تحولات آینده خواهد شد. در نتیجه آنها نمی‌توانند چشم‌انداز روشن و شفافی از آینده داشته باشند. بنابراین سرمایه‌گذار خصوصی اگر متوجه شود سود انتظاری فعالیتش دارای نااطمینانی بالایی است، در دوره فعلی سرمایه‌گذاری خود را کاهش می‌دهد. این مسئله موجب می‌شود که سرمایه‌ها در بخش‌های تولیدی به سمت خرید دارایی‌های حقیقی حرکت کند.

در رابطه با سایر متغیرهای اثرگذار بر تصمیمات سرمایه‌گذاری، نرخ بهره مطابق انتظار و مطابق نظریه نهایی کینز به صورت معکوسی رفتار سرمایه‌گذاری در طول دوره مورد مطالعه را متأثر ساخته است. مطابق مباحث اقتصاد نهادگرایی شاخص کیفیت نهادی تأثیری مثبت و معنادار بر سرمایه‌گذاری خصوصی داشته است. مطابق با نورث (۲۰۰۰)، هال و جونز (۱۹۹۹)، رودریک و همکاران[1] (۲۰۰۴) و اسنودان و وان[2] (۲۰۰۵)، هر چه کیفیت نهادی بهبود یابد بستر لازم جهت شکل‌گیری سرمایه فیزیکی فراهم می‌شود که این مسئله خود به افزایش رشد اقتصادی منتهی می‌گردد. اما نرخ ارز حقیقی تأثیری بر تصمیمات سرمایه‌گذاری نداشته است. در واقع کاهش قدرت پول داخلی دارای دو اثر می‌باشد. از یک طرف افزایش نرخ ارز واقعی با گران‌تر شدن کالاهای سرمایه‌ای وارداتی به افزایش هزینه‌های سرمایه‌گذاری خصوصی منتهی شده است. از طرف دیگر، افزایش نرخ ارز واقعی به افزایش صادرات و افزایش تقاضا منتهی می‌گردد که به نوبه خود از طریق افزایش درآمد به افزایش سرمایه‌گذاری منتهی می‌گردد. نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از آن است که این دو اثر یکدیگر را خنثی کرده‌اند.

$DSANC$ متغیر دامی مربوط به تحریم‌های وضع شده از سوی دولت امریکا بر علیه ایران می‌باشد. این تحریم‌ها را در سه دسته کلی می‌توان تقسیم‌بندی کرد. دسته اول تحریم‌های شورای امنیت سازمان ملل می‌باشد که منشأ همه آنها موضوع هسته‌ای است. این قطعنامه‌ها شامل قطعنامه ۱۷۳۷ شورای امنیت در دسامبر ۲۰۰۶، قطعنامه ۱۷۴۷ و ۱۸۰۳ این شورا به ترتیب در مارس ۲۰۰۷ و مارس ۲۰۰۸ و همچنین قطعنامه ۱۹۲۹، ۱۹۸۴ و ۲۰۴۹ همان شورا به ترتیب در ژوئن ۲۰۱۰، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ می‌باشد. دسته دوم تحریم‌های اتخاذ شده از سوی اتحادیه اروپا است که خود به دو دسته تحریم‌های هسته‌ای و حقوق بشری تقسیم می‌گردد. تحریم‌های هسته‌ای به دنبال وضع قطعنامه‌های شورای امنیت وضع شدند که در تاریخ‌های ۲۷ فوریه ۲۰۰۷، ۲۳ آوریل ۲۰۰۷، ۷ آگوست ۲۰۰۸،

1. Rodrik et al. (2004)
2. Snowdon & Vane (2005)

۲۶ ژولای ۲۰۱۰، ۲۳ ژانویه ۲۰۱۲ و ۲۳ مارس ۲۰۱۲ تصویب شدند. تحریم‌های یک جانبه از سوی دولت‌های متفاوت مانند امریکا و تحریم‌های کنگره امریکا در دسته سوم قرار می‌گیرند. این دسته محوریت مالی، هسته‌ای، تجاری، سرمایه‌گذاری و تحریم‌های دارایی دارند. ممنوعیت سرمایه‌گذاری شرکت‌های نفتی امریکایی از سرمایه‌گذاری در طرح‌های نفت و گاز ایران در سال ۱۹۹۵، توقیف شدن دارایی‌های افراد مرتبط با برنامه هسته‌ای در ژوئن ۲۰۰۶، تحریم علیه شرکت‌هایی که با ایران تجارت داشتند در ژوئن ۲۰۰۷، لایحه جامع تحریم‌ها در ژوئن ۲۰۱۰ از جمله این موارد می‌باشد. همچنین در نوامبر ۲۰۱۱ امریکا و انگلیس نیز همانند امریکا فعالیت بانک مرکزی را تحریم کردند. کانادا در می ۲۰۱۳ واردات و صادرات را از ایران ممنوع کرد. در این مطالعه برای بررسی تأثیر تحریم بر اقتصاد ایران از متغیر مجازی استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد بیانگر تأثیر منفی آن بر تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌باشد. به عبارت دیگر تحریم‌ها توانسته اقتصاد ایران را به صورت منفی تحت تأثیر قرار دهد.

در این مطالعه ضریب مربوط به متغیر دامی بحران مالی ۲۰۰۸ نیز بر سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته است. بر اساس نتایج این مطالعه نسبت سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی به تولید تحت تأثیر بحران مالی جهانی سال ۲۰۰۸ قرار نگرفته است. مصون ماندن اقتصاد ایران از این بحران ممکن است به دلیل عدم ادغام آن در اقتصاد جهانی و نداشتن رابطه‌ای تنگاتنگ با اقتصاد امریکا و همچنین تحریم‌های اقتصادی غرب علیه ایران باشد.

٦-بحث و نتیجه‌گیری

نحوه اثرگذاری عدم اطمینان ناشی از نوسان قیمت نفت بر تصمیمات بنگاه‌های اقتصادی و دولت‌ها در رابطه با سرمایه‌گذاری یکی از مباحث مهم اقتصاد کلان در کشورهای غنی از منابع نفتی می‌باشد. زیرا که سرمایه‌گذاری یکی از اجزای کلیدی تقاضای کل می‌باشد که مطابق با مدل‌های رشد اقتصادی به شکوفایی اقتصاد منتهی می‌شود. مطالعاتی که تاکنون در این حوزه انجام شده بر رابطه خطی بین عدم اطمینان ناشی از منابع متفاوت و رفتار سرمایه‌گذاری متمرکز شده‌اند. در صورتی که بسیاری از فرآیندهایی که در معرض نااطمینانی و تغییرات در رفتار پویای خود هستند را نمی‌توان با استفاده از الگوهای خطی توصیف کرد. بنابراین در این مطالعه با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ تأثیر نوسان قیمت نفت بر رفتار سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از برآورد این مدل حاکی از آن است که تأثیر عدم اطمینان ناشی از تغییرات قیمت نفت بر تصمیمات سرمایه‌گذاری نامتقارن می‌باشد. به گونه‌ای که در هر دو رژیم رکود و رونق اقتصادی ریسک ناشی از تغییرات قیمت نفت به صورت معکوسی رفتار سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار داده اما میزان تأثیر آن یکسان نمی‌باشد. همچنین این مطالعه چگونگی اثرگذاری کیفیت نهادی بر سرمایه‌گذاری را نیز مورد مطالعه قرار داده است. نتایج حاصل از برآورد گویای آن است که بهبود کیفیت نهادی موجب افزایش سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران شده است. نکته دیگر اینکه تحریم‌های اعمال شده بر اقتصاد ایران به کاهش سرمایه‌گذاری منتهی شده است. اما در عین حال، بحران مالی ۲۰۰۸ امریکا، سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار نداده است.

نتایج این مطالعه می‌تواند کاربرد مهمی برای سیاست‌گذاران اقتصادی و همچنین سرمایه‌گذارانی که قصد سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران را دارند داشته باشد. با توجه به نتایج حاصل از نحوه اثرگذاری قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری به عنوان یکی از متغیرهای مهم کلان اقتصادی پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی و برنامه‌ریزان اجتماعی کشور توجه بیشتری به آثار منفی نوسان قیمت نفت بر اقتصاد کشور داشته باشند و در تصمیمات خود این مسئله را مدنظر داشته باشند که مثبت یا منفی بودن تأثیر آن بر عملکرد اقتصادی را کارایی سیاست‌های اتخاذ شده در قبال آن تعیین می‌کند. به علاوه، با توجه به نقش مهم نهاد در توضیح عملکرد اقتصادی لازم است که برنامه‌ریزی دقیق برای اصلاح و بهبود کیفیت نهادی صورت گیرد. در این راستا لازم است اقدامات لازم در جهت رفع موانعی مانند کیفیت نامطلوب قوانین، کارآمد نبودن روش‌های حراست قانونی از مالکیت خصوصی، وجود راه‌هایی برای سلب مالکیت اشخاص توسط دولت، فساد در دستگاه اداری، ناتوانی دولت در تدوین و اجرای صحیح سیاست‌های منطقی و صحیح انجام شود.

منابع

ابوالحسنی، اصغر؛ ابراهیمی، ایلناز؛ پورکاظمی، محمدحسین و بهرامی‌نیا، ابراهیم (۱۳۹۵). "اثر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۵، ۱۲۸-۱۰۹.

اثنی عشری، ابوالقاسم؛ ندری، کامران؛ ابوالحسنی، اصغر؛ مهرگان، نادر و بابایی سمیرمی، محمدرضا (۱۳۹۵). "تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تورم، رشد و پول، مطالعه موردی ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۲، ۱۰۲-۸۵.

جلالی‌فر، بهناز و بابایی، نیلوفر (۱۳۹۵). "بررسی اثر نوسانات قیمت نفت خام بر سرمایه‌گذاری کشورهای عضو اوپک در بخش بالادستی صنعت نفت". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال دوازدهم، شماره ۵۰، ۲۲۷-۱۹۵.

حری، حمیدرضا و رحیمی، الهام (۱۳۹۳). "تأثیر نوسان‌های قیمت نفت بر تابع سرمایه‌گذاری Q توبین رویکردی از تئوری اختیار واقعی". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیست و دوم، شماره ۷۲، ۱۲۶-۱۰۵.

داروغه، جمشید و محمدی، تیمور (۱۳۸۴). "سرمایه‌گذاری در شرایط نااطمینانی (مطالعه موردی ایران)". *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۱۸، ۸۰-۴۹.

صمدی، علی‌حسین؛ هادیان، ابراهیم و جعفری، محبوبه (۱۳۹۲). "بررسی تأثیر نوسان‌های دائمی و موقت قیمت نفت اوپک بر سرمایه‌گذاری، تولید و نرخ بیکاری در اقتصاد ایران". *فصلنامه اقتصاد انرژی ایران*، سال دوم، شماره ۷، ۱۰۱-۷۵.

کازرونی، علیرضا و دولتی، مهناز (۱۳۸۶). "اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (مطالعه موردی ایران)". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۴۵، ۳۰۶-۲۰۸.

گسکری، ریحانه و اقبالی، علیرضا (۱۳۸۴). "اثر شوک نفتی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران". *فصلنامه سیاست‌ها و پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۳۶، ۷۵-۶۱.

یوسفی، محمدقلی و عزیزنژاد، صمد (۱۳۸۸). "بررسی عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران با روش خود توضیح‌برداری". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال نهم، شماره ۸۸، ۱۰۰-۷۹.

Abel, A. B. (1983). "Optimal Investment Under Uncertainty". *The American Economic Review*, 73, 228–233.

Abel, J. & Eberly, J. C. (1999). "The Effects of Irreversibility and Uncertainty on Capital Accumulation". *Journal of Monetary Economics*, 44, 339–377.

Bernanke, B. S. (1983). "Irreversibility, Uncertainty and Cyclical Investment". *Quarterly Journal of Economics,* 98, 85–106.

Bulan, L. T. (2005). "Real Options, Irreversible Investment and Firm Uncertainty, New Evidence from U.S. Firms". *Review of Financial Economics*, 14, 255–279.

Caballero, R. J. (1999). "Aggregate Investment". In: Taylor, J. B. and Woodford, M. (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, 1B, North-Holland, Amsterdam.

Campa, J. (1993). "Entry by Foreign Firms in the United States under Exchange Rate Uncertainty". *The Review of Economics and Statistics*, 75, 614–622.

Cavicchioli, M. (2015). "Likelihood Ratio Test and Information Criteria for Markov Switching VAR Models: An Application to the Italian Macroeconomy". *Italian Economic Journal*, 1, 315–332.

Chevalier-Roignant, B., Flath, C. M., Huchzermeier, A. & Trigeorgis, L. (2011). "Strategic Investment under Uncertainty: A Synthesis". *European Journal of Operational Research*, 215, 639–650.

Deschamps, P. H. J. (2008). "Comparing Smooth Transition and Markov Switching Autoregressive Models of US Unemployment". *Journal of Applied Econometrics*, 23, 435-462.

Dixit, A. & Pindyck, R. (1994). "Investment under Uncertainty". *Princeton University Press*, Princeton.

Elder, J. & Serletis, A. (2010). "Oil Price Uncertainty". *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 1137–1159.

Fan, Y. & Zhu, L. (2010). "A Real Options Based Model and its Application to China's Overseas Oil". *Energy Economics*, 32, 627–637.

Folta, T. B. & O'brien, J. P. (2004). "Entry in the Presence of Dueling Options". *Strategic Management Journal*, 25, 121–138.

Goldfeld, S. M. & Quandt, R. E. (1973). "A Markov Model for Switching Regressions". *Journal of Econometrics,* 1, 3-16.

Guiso, L. & Parigi, G. (1999). "Investment and Demand Uncertainty". *Quarterly Journal of Economics,* 114, 185–227.

Guo, H. & Kliesen, K. L. (2005). "Oil Price Volatility and US Macroeconomic Activity". *Federal Reserve Bank of St. Louis*, 57, 669–683.

Guo, X., Miao, J. & Morellec, E. (2005). "Irreversible Investment with Regime Shifts". *Journal of Economic Theory,* 122, 37-59.

Hall, R. & Johnes, C. (1999). "Why do Some Countries Produce so Much more Output than Others". *Quarterly Journal of Economics*, 114, 83–116.

Hamilton, J. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle". *Econometrica,* 57, 357–384.

Hansen, B. E. (1992). "The Likelihood Ratio Test under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP Model". *Journal of Applied Econometrics*, 7, S61-S82.

Hartman, R. (1972). "The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment". *Journal of Economic Theory,* 5, 258–266.

Henriques, I. & Sadorsky, P. (2011). "The Effect of Oil Price Volatility on Strategic Investment". *Energy Economics*, 33, 79–87.

Hurn, A. S. & Wright, R. E. (1994). "Geology or Economics? Testing Models of Irreversible Investment using North Sea Oil Data". *The Economic Journal*, 104, 363–371.

Huzinga, J. (1993). "Inflation Uncertainty, Relative Price Uncertainty, and Investment in US Manufacturing". *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, 521–549.

Ibrahim, M. H. & Ahmed, H. J. A. (2014). "Permanent and Transitory oil Volatility and Aggregate Investment in Malaysia". *Energy Policy*, 67, 552–563.

Kim, Ch. J. & Nelson, Ch. R. (1999). "State Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Application". *The MIT Press*, Massachusetts.

Knack, S. & Keefer, P. (1995). "Institutions and Economic Performance: Cross-Country Tests using Alternative Institutional Measures". *Economics and Politics*, 7, 207-227.

Kulatilaka, N. & Perotti, E. C. (1998). "Strategic Growth Options". *Management Science*, 44, 1021–1031.

Lee, J. & Strazicich, M. C. (2003). "Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks". *The Review of Economics and Statistics*, 85, 1082–1089.

Mauro, P. (1995). "Corruption and Growth". *The Quarterly Journal of Economics*, 110, 681-712.

Middleton, M. J. & Midgley, C. (1997). "Avoiding the Demonstration of Lack of Ability: An under Explored Aspect of Goal Theory". *Journal of Educational Psychology*, 89(4), 710-718.

Miller, K. D. (1998). "Economic Exposure and Integrated Risk Management". *Strategic Management Journal,* 19, 497–514.

Mohn, K. & Misund, B. (2009). "Investment and Uncertainty in the International Oil and Gas Industry". *Economics*, 31, 240–248.

Narayan, P. K. & Sharma, S. S. (2011). "New Evidence on Oil Price and Firm Returns". *Journal of Banking and Finance*, 35, 3253–3262.

North, D. C. (2000). "The New Institutional Economics and Third World Development". Edited by John Harriss, Janet Hunter and Colin M. Lewis, *International Ltd.*

Ogawa, K. & Suzuki, K. (2000). "Uncertainty and Investment: Some Evidence from The Panel

Data of Japanese Manufacturing Firms". *Japanese Economic Review*, 51, 170–192.

Perron, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Econometrica*, 57, 1361–1401.

Pindyck, R. S. (1988). "Irreversible Investment, Capacity Choice, and the Value of the Firm". *American Economic Review*, 78, 969–985.

Pindyck, R. S. (1991). "Irreversibility, Uncertainty and Investment". *Journal of Economic Literature*, 29, 1110–1148.

Rafiq, S., Salim, R. & Bloch, H. (2009). "Impact of Crude Oil Price Volatility on Economic Activities: An Emprical Investigation in the Thai Economy". *Resource Policy*, 34, 121-132.

Rodrik, D., Subramanian, A. & Trebbi, F. (2004). "Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development". *Journal of Economic Growth*, 9, 131–165.

Saikkonen, P. & Lütkepohl, H. (2000). "Testing for the Cointegrating Rank of a VAR Process with Structural Shifts". *Journal of Business & Economic Statistics*, 18, 451-464.

Sarkar, S. (2000). "On the Investment–Uncertainty Relationship in a Real Options Model". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 24, 219–225.

Shaanan, J. (2005). "Investment, Irreversibility, and Options: An Empirical Framework". *Review of Financial Economics,* 14, 241–254.

Snowdon, B. & Vane, H. (2005). "Modern Macroeconomics: Its Origins, Development and Current State". *Cheltenham: Edward Elgar*.

Strazicich, M. C., Lee, J. & Day, E. (2004). "Are Incomes Converging Among OECD Countries? Time Series Evidence with Two Structural Breaks". *Journal of Macroeconomics*, 24, 131–145.

Uri, N. D. (1980). "Energy as a Determinant of Investment Behavior". *Energy Economics*, 2, 179–183.

Wang, Y., Xiang, E., Cheung, A. W. K., Ruan, W. & Hu. W. (2017). "International Oil Price Uncertainty and Corporate Investment: Evidence from China's Emerging and Transition Economy". *Energy Economics*, 61, 330-339.

Yoon, K. H. & Ratti, R. A. (2011). "Energy Price Uncertainty, Energy Intensity and Firm Investment". *Energy Economics*, 33, 67-78.

Zhu, Q. & Singh, G. (2016). "The Impacts of Oil Price Volatility on Strategic Investment of Oil Companies in North American, Asia, and Europe". *Pesquisa Operacional*, 36, 1-21.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی