دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیست ویکم، شمارهٔ۸، پاییز و زمستان ۱۳۹۳

اثر بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر صادرات بخش پتروشیمی ایران (رهیافت مارکوف سوئیچینگ)

محمدمهدی برقی اسگویی[1]
دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز

تاریخ دریافت : ۱۳۹۲/۱/۱۴ تاریخ پذیرش : ۱۳۹۲/۷/۳۰

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر صادرات محصولات بخش پتروشیمی ایران طی دوره‌ی ۱۳۸۹-۱۳۴۹ است. برای این منظور، ابتدا شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی با استفاده از مدل EGARCH(۱و۰) تخمین زده شده است و سپس با استفاده از مدل‌های غیرخطی سوئیچینگ مارکوف، تأثیر شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر صادرات محصولات بخش پتروشیمی ایران مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج حاصل از تخمین مدل سوئیچینگ مارکوف (MS-AR) حاکی از آن است که بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی (در هر سه رژیم) و قیمت کالاهای صادراتی (در رژیم ۱)، تأثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات کالاهای پتروشیمی دارد. هم‌چنین متغیرهای تولید ناخالص داخلی جهان[2] (در رژیم‌های ۱ و ۲)، تولید ناخالص داخلی ایران (در رژیم ۱) و درجه باز بودن تجاری (در هر سه رژیم) دارای تأثیر مثبت و معنی-داری بر صادرات کالاهای پتروشیمی می‌باشند.

واژه‌های کلیدی: صادرات کالاهای پتروشیمی، بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی ، EGARCH، مدل‌های سوئیچینگ مارکوف

طبقه‌بندی JEL: C22, Q17

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Mahdi_Oskooee@yahoo.com

۲- ارزش تولید کالاها و خدمات نهایی در سطح جهان.

The Effect of Real Exchange Rate Volatility on the Export of Iran's Petrochemicals: Markov-Switching Approach

Mohammad Mahdi Barghi Oskooee
Associate Professor in Economics
Faculty of Economics, Management and Business
University of Tabriz

Received: 3. Apr. 2013 **Accepted:** 12. Oct. 2013

Abstract

The main objective of this paper is investigation of the impact of real exchange rate volatility on exports of Iran petrochemical over the period of 1970-2010. In order this goal the real exchange rate volatility index has been estimated by EGARCH (0, 1) model. Then by using nonlinear Markov switching model the impact of this index, with other variables in the exporting Iran's petrochemical sector.
The main findings of the Markov switching model (MS-AR) show that the real exchange has investigated (in three regimes) and export prices (in regime 1), have negative and significant effects on exports of petrochemicals and world's GDP in regimes 1 and 2, Iran's GDP in regime 1 and trade openness in all three regimes have positive and significant effects on exports of petrochemicals.

Keywords: Export of petrochemicals**,** Real exchange rate volatility, EGARCH, Markov- Switching

JEL Classification: C22, Q17

۱. مقدمه

پس از فروپاشی نظام ارزی برتن- وودز در سال ۱۹۷۳ و ظهور نظام ارز شناور در سطح مبادلات بین‌المللی، نرخ ارز اسمی و واقعی با بی‌ثباتی شدید مواجه بوده است. بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی به صورت ریسک مالی در قالب نوسانات غیر قابل پیش‌بینی در نرخ ارز واقعی بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر صادرات، واردات، نرخ بهره، سرمایه‌گذاری خارجی و ... تأثیرگذار است. (Chit et al, 2010؛ Tavlas et al, 2010؛ Bleany, 2008 And Stancik, 2006). از این رو به دنبال برقراری نظام ارز شناور، بررسی اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی مورد توجه طرفداران دو سیستم نرخ ارز ثابت و شناور قرار گرفته است. از سوی دیگر یکی از مسائل اساسی

در زمینه‌ی نرخ ارز واقعی، به ویژه در کشورهای در حال توسعه و کمتر توسعه یافته مسأله بی‌ثباتی و شدت نوسانات نرخ ارز واقعی و تأثیر آن بر عملکرد بخش‌های مختلف اقتصادی و متغیرهای مربوطه است (Grier et al, 2006). بی‌ثباتی نرخ ارز منجر به افزایش نااطمینانی گشته و از آن طریق باعث افزایش ریسک فعالیت‌های تجاری می‌گردد که این امر به کاهش حجم تجارت می‌انجامد (1994, Cote). برخی مطالعات صورت گرفته نیز حاکی از چنین روابطی هستند (1973, Clarck؛ 1976, Baron). از طرف دیگر کوته هم‌چنین معتقد است فرض ریسک‌گریزی دست اندرکاران تجارت الزاماً به این معنی نیست که یک افزایش در ریسک به کاهش تجارت منجر شود، بلکه رفتار آنها به توابع مطلوبیت بنگاه‌ها بستگی دارد. وی معتقد است، علت رابطه منفی بین نوسانات شدید نرخ ارز و صادرات در مطالعات کلارک و بارون، به دلیل وجود فرض ریسک‌گریزی عوامل تولید و تجارت می‌باشد. اگر عوامل اقتصادی بی‌تفاوت نسبت به ریسک یا ریسک‌پذیر باشند، نوسانات نرخ ارز بر تصمیمات بنگاه اثر منفی نخواهد داشت. گراوو (Grauwe, 1988) معتقد است که افزایش در ریسک، دو اثر درآمدی و جانشینی در پی داشته که در جهت متفاوت عمل می‌کنند. با افزایش ریسک، اثر جانشینی باعث جانشین شدن سایر فعالیت-های کم ریسک به جای فعالیت پر ریسک شده که این امر به معنای کاهش مطلوبیت انتظاری حاصل از فعالیت در تجارت می‌باشد. از سوی دیگر به موجب اثر درآمدی، بنگاه‌ها برای جبران این کاهش درآمد، فعالیت خود را افزایش خواهند داد. نتیجه نهایی دو اثر درآمدی و جانشینی نیز به شکل توابع مطلوبیت آنها بستگی خواهد داشت (2006, Rey & Serge).

در راستای کاهش وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای ناشی از صدور نفت و پایداری توسعه‌ی اقتصادی کشور، گسترش صادرات غیر نفتی و تنوع بخشیدن به درآمدهای صادراتی به صورت یک ضرورت مطرح گردیده است. در این میان بخش پتروشیمی به دلایل مختلف از جمله وابستگی بیشتر محصولات این حوزه به منابع داخلی و برخورداری از حداقل ارزبری در مقایسه با سایر بخش‌های اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. به علاوه طی سال‌های اخیر بخش پتروشیمی همواره نقش چشم‌گیری در صادرات غیر نفتی کشور داشته است به طوری‌که طی سال-های ۱۳۸۷، ۱۳۸۸، ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ میزان کل ارزش صادرات غیر نفتی کشور به ترتیب برابر با ۱۴۶۷۰، ۱۷۷۰۹، ۲۲۵۶۰ و ۳۳۸۰۰ میلیون دلار بوده، در حالی‌که ارزش صادرات بخش پتروشیمی نیز طی سال‌های مزبور به ترتیب برابر با ۶۲۷۹، ۷۷۰۴، ۹۹۰۴ و ۱۴۹۴۰ میلیون دلار بوده که حاکی

از سهم ۴۲/۸، ۴۳/۵، ۴۳/۹ و ۴۴/۲ درصدی صادرات بخش پتروشیمی از کل صادرات غیر نفتی کشور است[۱]. حال با توجه سهم عمده صادرات کالاهای پتروشیمی در سبد صادرات غیر نفتی ایران این پرسش مطرح می‌شود که نوسانات و بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی چه تأثیری می‌تواند بر صادرات کالاهای پتروشیمی ایران داشته باشد.

بیشتر مطالعات صورت گرفته، در ارتباط با بی‌ثباتی نرخ ارز و صادرات با استفاده از مدل‌های خطی به این نتیجه رسیده‌اند که بی‌ثباتی نرخ ارز دارای تأثیری منفی بر صادرات بوده است. حال آنکه نتایج حاصل از برخی از مطالعات صورت گرفته حاکی از اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر سایر متغیرها و عوامل کلان اقتصادی است. در این راستا می‌توان به مطالعات صورت گرفته توسط چاکر و همکاران (Chaker et al, 2011) و مانرا و کولگنی (Manera and Alessandro, 2009) اشاره داشت که ضمن به‌کارگیری مدل‌های غیرخطی مارکوف- سوئیچینگ، (Switching, 2009) به ترتیب حاکی از اثرات متفاوت و نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر بازده سهام و رشد اقتصادی است. از این رو در مطالعه‌ی حاضر به منظور بررسی دقیق آثار بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر صادرات کالاهای پتروشیمی ایران با استفاده از مدل‌های غیر خطی (MS-AR) که توسط کرولزیگ (Krolzig, 1997) معرفی شده، پرداخته می‌شود.

این مقاله در چهار بخش سازمان‌دهی شده است. بخش دوم، به مرور مطالعات انجام گرفته در داخل و خارج از کشور اختصاص دارد. در بخش سوم، پس از معرفی داده‌ها و روش تحقیق، نتایج تجربی ارائه می‌شود. در این بخش ابتدا با استفاده از مدل EGARCH بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی برآورد می‌شود و در ادامه با استفاده از مدل‌های سوئیچینگ مارکوف به بررسی بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر روی صادرات بخش پتروشیمی ایران پرداخته می‌شود و نهایتاً در بخش چهارم نیز نتیجه‌گیری حاصله ارائه می‌شود.

پیشینه تحقیق

تاکنون مطالعات زیادی در مورد بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات انجام شده است.

۱- گزارش اقتصادی و ترازنامه سال ۱۳۹۰، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

این مطالعات در برخی موارد، نتایج متناقض و ناسازگاری ارائه می‌دهند که جدای از تفاوت‌های سیاسی، ساختاری و نهادی مربوط به کشورهای مورد مطالعه، ناشی از تفاوت در روش‌شناسی تحقیق، قلمروی زمانی و مکانی تحقیق، نوع بررسی و ساختار وقفه‌ای به‌کار گرفته شده در الگوهای مورد استفاده‌اند. خلاصه‌ای از اهم مطالعات انجام شده در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول(۱): خلاصه مطالعات انجام شده

محقق	قلمرو مکانی	قلمرو زمانی	روش اقتصادسنجی	نتیجه
آجاراوجی و اوزتورک [1] (۲۰۰۳)	ترکیه	۲۰۰۱-۱۹۸۹	آزمون هم‌انباشتگی	بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات دارد.
چودری [2] (۲۰۰۵)	ایالات متحده	۱۹۹۸-۱۹۷۴	آزمون‌های هم‌انباشتگی	بی‌ثباتی نرخ ارز اثر منفی و معنی‌داری بر صادرات دارد.
تودانی و مونیانا [3] (۲۰۰۵)	آفریقای جنوبی	۲۰۰۴-۱۹۸۴	روش خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL)	ارتباط معنی‌داری میان نوسانات نرخ ارز و صادرات وجود ندارد.
کامرون و همکاران [4] (۲۰۰۵)	اوگاندا	۲۰۰۱-۱۹۹۴	روش خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی ARDL)	فرضیه مبنی بر تأثیر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات ماهی تأیید شد.
گریر و همکاران [5] (۲۰۰۶)	۹ کشور توسعه یافته و ۹ کشور در حال توسعه	۲۰۰۳-۱۹۷۳	مدل‌های گارچ	تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات دو کشور توسعه یافته و شش کشور در حال توسعه تأیید گردید.
سرگی ری [6] (۲۰۰۶)	کشورهای منطقه منا [7]	۲۰۰۲-۱۹۷۰	آزمون‌های هم‌انباشتگی و گارچ	صادرات در کشورهای الجزایر، مصر، تونس، مراکش و ترکیه با بی‌ثباتی نرخ ارز رابطه‌ی منفی و در رابطه با کشور مراکش رابطه‌ی مثبت دارد.

1- Acaravci and Ozturk
2- Choudhry
3- Todani and Munyama
4- Cameron et al
5- Grier et al
6- Serge and Rey
7- MENA (Middle East and North Africa)

وانگ و بارت [1] (۲۰۰۷)	تایوان	۱۹۸۹- ۱۹۹۸	آزمون‌های هم‌انباشتگی	بی‌ثباتی نرخ ارز اثر یکسانی بر تمام بخش‌ها ندارد؛ به طوری که بخش کشاورزی بیشترین تأثیرپذیری را داشته و سایر بخش‌ها اثر پذیری ناچیزی دارند.
فانگ و همکاران [2] (۲۰۰۹)	هشت کشور آسیای شرقی	۲۰۰۳- ۱۹۷۹	آزمون‌های هم‌انباشتگی و مدل گارچ	بی‌ثباتی نرخ ارز در فیلیپین و مالزی، افزایش صادرات و در سایر کشورها،کاهش صادرات را در پی داشته است.
کالدرون و کوبوتا [3] (۲۰۰۹) (۲۰۰۹)	۸۲ کشور توسعه‌یافته	۲۰۰۳- ۱۹۷۴	داده‌های تابلویی پویا	با افزایش درجه باز بودن تجارت، بی‌ثباتی نرخ ارز در این کشورها کاهش می‌یابد.
آلیو [4] (۲۰۰۹)	نیجریه	۲۰۰۷- ۱۹۸۶	آزمون‌های هم‌انباشتگی	بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی دارای تأثیری منفی در کوتاه-مدت و بلندمدت بر رشد اقتصادی بوده است.
آراتبیل و همکاران [5] (۲۰۰۹)	کشورهای منتخب اروپای مرکزی و شرقی	۲۰۰۸- ۱۹۹۵	داده‌های تابلویی [6]	بی‌ثباتی نرخ ارز بر رشد اقتصادی کشورها، تأثیر منفی و معنی‌دار دارد.
هال و همکاران [7] همکاران [7] (۲۰۱۰)	کشورهای نوظهور و در حال توسعه	۱۹۸۰:۱ -۲۰۰۶:۴	داده‌های تابلویی	تأثیر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات، در کشورهای در حال توسعه، در مقابل برای کشورهای نوظهور، خنثی بوده است.
فوگاراسی [8] (۲۰۱۰)	رومانی	۲۰۰۸- ۱۹۹۹	داده‌های تابلویی	بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات بخش کشاورزی دارد.
کاپورالی و همکاران [9] (۲۰۱۰)	۳۹ کشور در حال توسعه	۲۰۰۴- ۱۹۷۹	داده‌های تابلویی پویا	با افزایش درجه باز بودن تجارت، بی‌ثباتی نرخ ارز در این کشورها کاهش می‌یابد.
بوک و فاگرنگ [1] (۲۰۱۰)	نروژ	دهه‌ی ۱۹۹۰	مدل گارچ و علیت گرنجری	هیچ رابطه مبتنی بر علیتی میان بی‌ثباتی نرخ ارز و صادرات وجود ندارد.

1- Wang and Barret
2- Fang et al
3- Calderon & Kubota
4- Aliyu
5- Arratibel et al
6- Panel Data
7- Hall et al
8- Fogarasi
9- Caporale et al

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ام تمبو و موتلالنگ[2] (۲۰۱۱)	سوئیس	۲۰۰۵- ۱۹۹۵	مدل تصحیح خطای برداری	نرخ ارز یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین کننده‌ی صادرات است.
بریتو و همکاران[3] (۲۰۱۱)	۸۲ کشور توسعه یافته	۲۰۰۹- ۱۹۷۰	داده‌های تابلویی و گشتاور تعمیم یافته	بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی دارای تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشورهاست.
احسانی و همکاران (۱۳۸۸)	ایران	۱۳۸۳- ۱۳۳۸	روش خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL[4])	تأثیر مثبت نرخ ارز و اثر منفی بی‌ثباتی آن بر صادرات مورد تأیید قرار گرفت.
سلمانی و رضازاده (۱۳۹۰)	ایران	۱۳۸۵- ۱۳۵۰	آزمون هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطای برداری	بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر منفی و نسبتاً قوی بر صادرات غیر نفتی ایران دارد.
اصغرپور و همکاران (۱۳۹۰)	ایران	۲۰۰۷- ۱۹۷۴	آزمون هم‌انباشتگی سیکنن- لوتکپول[5]	درجه باز بودن تجاری، تاثیر مثبت و معنی داری بر صادرات محصولات کشاورزی دارد و تاثیر رابطه‌ی مبادله و بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی بر صادرات محصولات کشاورزی، منفی و معنی‌دار بوده است.

مآخذ: گردآوری محقق

نتایج مطالعات صورت گرفته نشان می‌دهد که اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات کشورهای مختلف با استفاده از روش‌های مختلف بررسی شده و نتایج مختلفی نیز حاصل گردیده است، گرچه در اکثر مطالعات مزبور تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات منفی و معنی‌دار بوده است.

۳. مبانی نظری شاخص‌های بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر اساس مدل‌های خانواده ARCH

یکی از مهم‌ترین مدل‌های سری زمانی در خصوص مدل سازی نوسانات نرخ ارز، مدل‌های خانواده ARCH می‌باشد. در این خصوص با توجه به اینکه در مدل‌های اقتصادسنجی سنتی، ثابت بودن واریانس جمله اخلال همواره به عنوان یکی از فروض اساسی کلاسیک مطرح می‌باشد، از

1- Boug and Fagereng
2- Mtembu and Motlaleng
3- Brito et al
4- Auto Regressive Distributed Lag
5- Saikkonen & Lutkepohl

این رو رابرت انگل در راستای رفع فرض محدود کننده ثابت بودن جملات اخلال، روش ARCH را پایه‌گذاری نمود. در این روش فرض بر این است که جمله تصادفی دارای میانگین صفر و به طور سریالی غیر همبسته بوده و واریانس آن با فرض وجود اطلاعات گذشته خود متغیر شکل می‌گیرد. اما از آنجا که در مدل ARCH لازم است تا تعداد زیادی از پارامتر تخمین زده شود، از این رو بارسلو (Barcelo, 1986) در سال ۱۹۸۶ حالت تعمیم یافته‌ای از مدل ARCH را به صورت ARCH (p,q) معرفی نمود که در آن معادله واریانس شرطی علاوه بر اینکه شامل q خطای گذشته از واریانس شرطی است، هم‌چنین شامل p وقفه از واریانس شرطی نیز می‌باشد.

یکی از محدودیت‌هایی که در مدل GARCH وجود دارد، این است که در آن تأثیر شوک‌های مثبت و منفی بر بی‌ثباتی، متقارن و یکسان در نظر گرفته می‌شود. این محدودیت از آنجا ناشی می‌شود که در مدل GARCH زیرا:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i u_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_i \sigma_{t-1}^2 \qquad (۱)$$

که در رابطه (۱)، σ_t^2 واریانس شرطی و u جمله اخلال می‌باشد، واریانس شرطی فقط به اندازه وقفه‌های جملات اخلال وابسته است و مستقل از علامت جملات اخلال می‌باشد. با توجه به این‌که در متغیرهای مالی، تاثیر شوک منفی و شوک مثبت (یکسان از لحاظ قدر مطلق) بر بی‌ثباتی برابر نمی‌باشند، به طوری که اثر یک شوک منفی بیش از اثر یک شوک مثبت بر بی ثباتی می‌باشد، از این رو به منظور برآورد متغیرهای بیان کننده‌ی بی‌ثباتی متغیرهای مالی بهتر است از روش‌های نامتقارن استفاده گردد که یکی از روش‌های نامتقارن، روش EGARCH[1] است (Broocks, 407; 2008). این روش اولین بار توسط (Nelson, 1991) مطرح گردید و به صورت رابطه (۲) قابل بیان می‌باشد:

$$Ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left(\frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) \qquad (۲)$$

که در آن $\omega, \alpha, \beta, \gamma$ پارامترهای قابل تخمین می‌باشند. رابطه (۲) چندین مزیت نسبت به مدل GARCH معمولی دارد. اول اینکه در مدل فوق، σ_t^2 به صورت لگاریتمی وارد شده است.

1- Exponential Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity

بنابراین، حتی اگر پارامترها منفی باشند، σ_t^2 مثبت خواهد بود. از این رو دیگر هیچ ضرورتی برای اعمال محدودیت غیر منفی بودن ضرایب وجود نخواهد داشت. دوم این‌که، در مدل فوق امکان لحاظ عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی بر بی‌ثباتی وجود دارد (Nelson, 407; 1991).

۳-۱. تصریح شاخص‌های بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی

در این مطالعه نرخ ارز واقعی[1] بر اساس رابطه (۳)، به صورت حاصل‌ضرب نرخ ارز اسمی در نسبت قیمت‌های خارجی به قیمت‌های داخلی تعریف می‌شود (Krugman & Obstfeld , 2004).

$$RE_t = E_t \frac{Pt}{P_t^*} \qquad (۳)$$

به‌طوری که در رابطه (۳)، E_t نشانگر قیمت پول داخلی بر حسب پول خارجی، P_t^* سطح عمومی قیمت‌های داخلی و P_t سطح عمومی قیمت‌های خارجی (شاخص قیمت مصرفی آمریکا) و RE نرخ ارز واقعی می‌باشد. از این رو بر اساس این تعریف، افزایش نرخ ارز واقعی نشانگر افزایش ارزش پول داخلی بوده و برعکس (افزایش ارزش پول داخلی در اینجا عبارت است از کاهش قیمت پول خارجی).

حال به منظور برآورد شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی، از مدل خود توضیحی تعمیم یافته تحت شرایط ناهمسانی واریانس نمایی (EGARCH) استفاده می‌شود. با توجه به اینکه مدل های EGARCH، مبتنی بر فرآیند خود توضیحی از مرتبه P ام و فرایند میانگین متحرک از مرتبه q ام در خصوص یک سری زمانی مانا می‌باشد از این رو قبل از برآورد مدل EGARCH به منظور تعیین مراتب مدل جهت پیش‌بینی صحیح رفتار متغیر نرخ ارز، ضروری است تا فرایند خود رگرسیونی میانگین متحرک انباشته (ARIMA[2]) برآورد شود. از آنجا که متغیر نرخ ارز حقیقی مانا از مرتبه یک می‌باشد، از این رو متغیر نرخ ارز حقیقی به صورت تفاضل مرتبه اول در مدل لحاظ می‌گردد. با استفاده از روش باکس- جنکیز[3]، بهترین مدل ARIMA برای متغیر نرخ ارز که

1- Real Exchange Rate
2- Auto Regressive Integrate Moving Average
3- Box-Jenkins methodology

به‌صورت سریالی ناهمبسته بوده و با ناهمسانی واریانس روبروست، بر اساس تابع خود همبستگی[1] و تابع خود همبستگی جزئی[2]، مدل ARIMA(۱،۱،۳) می‌باشد و نشانگر این است که رفتار آتی متغیر نرخ ارز بر اساس داده‌های مربوط به سری زمانی نرخ ارز به صورت فرایند خود رگرسیونی از مرتبه یک و میانگین متحرک از مرتبه ۳ و هم جمعی از مرتبه یک می‌باشد. حال اگر جزء اخلال مدل ARIMA (۱،۱،۳) در خصوص نرخ ارز مانا باشد در آن صورت می‌توان چنین نتیجه گرفت که مدل مذکور برازش قابل قبولی در خصوص نرخ ارز ارائه می‌دهد. نتیجه آزمون مانایی اجزا اخلال مدل ARIMA (۱،۱،۳) به صورت جدول (۲) ارائه شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون مانایی جمله اختلال

نام متغیر	آماره KPSS	
	در سطح با عرض از مبدأ	در سطح با عرض از مبدأ و روند
اجزا اخلال (e)	۰/۲۳	۰/۱۱
مقدار بحرانی مک کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	۰/۴۷۱	۰/۱۴۹

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۲)، آماره KPSS محاسبه شده از مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد کمتر است که این امر بیانگر رد فرضیه صفر مبنی بر نامانایی جزء اخلال می‌باشد. بنابراین جزء اخلال مدل ARIMA (۱،۱،۳) در خصوص نرخ ارز حقیقی در سطح مانا می‌باشد.

مرحله پایانی در تخمین شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی، تخمین معادله واریانس شرطی جمله اخلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس می‌باشد. نتایج تخمین مدل به صورت (۴) است:

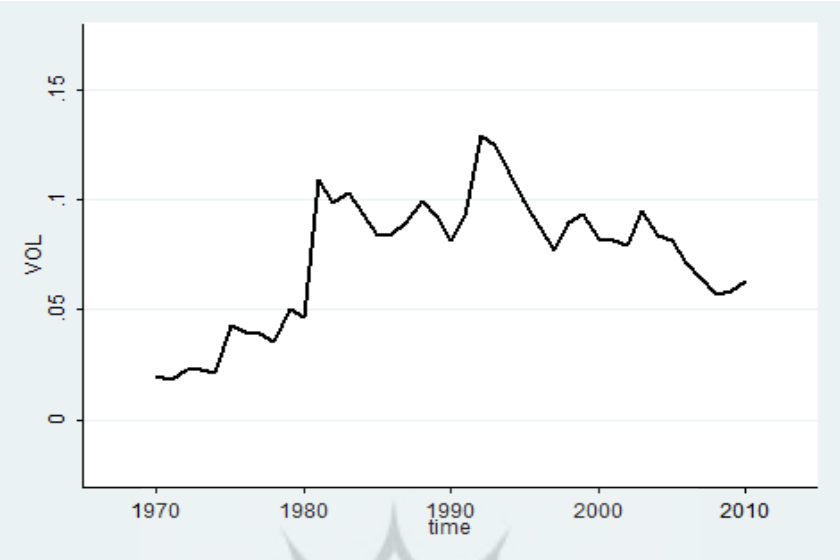
$$\ln(\sigma^2) = 1.4 + 1.92\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma^2_{t-1}}}\right) + 0.8\ln(\sigma^2_{t-1}) \qquad (۴)$$

آماره z	2.24	2.14

رابطه (۴) نشان‌گر مدل EGARCH(۱و۰) می‌باشد. با توجه به اینکه در سطح ۵ درصد، آماره z برابر با ۱/۹۶ می‌باشد، از این رو ضرایب مدل فوق بر اساس آماره آزمون z معنی دار هستند.

1- Autocorrelation Function
2- Partial Autocorrelation Function

لازم به ذکر است که شاخص بی‌ثباتی از مدل مذکور برآورد شده و شکل آن در نمودار (۱) رسم شده است. به طوری‌که در نمودار (۱)، vol بیانگر شاخص بی‌ثباتی نرخ می‌باشد.



نمودار (۱): شاخص بی ثباتی نرخ ارز واقعی طی دوره (۲۰۱۰-۱۹۹۰)

منبع : یافته های تحقیق

۳-۲. تصریح مدل تحقیق و روش تخمین آن

مطابق با مطالعات صورت گرفته در این حوزه، بر اساس الگوی چیت و همکاران (۲۰۱۰) و وانگ و باروت (۲۰۰۷)، تاثیر بی ثباتی نرخ ارز بر صادرات محصولات پتروشیمی در قالب رابطه (۵) مورد بررسی قرار می گیرد:

$$LPE = \beta_0 + \beta_1 LGDP_t + \beta_2 LGDP_t^* + \beta_3 LOP_t + \beta_4 LP_t + \beta_5 VOL_t + \varepsilon_t \quad (۵)$$

در رابطه (۵)، LPE نشان‌دهنده‌ی صادرات کالاهای پتروشیمی بوده و LGDP، *LGDP، LOP، LP و VOL به ترتیب نمایان‌گر تولید ناخالص داخلی حقیقی، تولید ناخالص داخلی حقیقی کل جهان، درجه باز بودن تجاری (سهم مجموع واردات و صادرات از تولید ناخالص داخلی)، شاخص قیمت کالاهای صادراتی و شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی هستند. همان‌طور که بیان شد،

در مطالعه حاضر، شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز با استفاده از مدل EGARCH تخمین زده شده است.

با توجه به اینکه در بیشتر موارد، فرض ثابت بودن پارامترهای مربوط به مدل‌های خطی به خصوص در شرایطی که به دلیل وقوع بحران‌ها و وقایع متعدد سیاسی و اقتصادی ثابت نیست، بنابراین روش‌های متداول اقتصادسنجی در تخمین پارامترهای مدل از توانایی کمتری برخوردار می‌باشند، در این خصوص مدل سوئیچینگ مارکوف که قابلیت برآورد پارامترهای مدل در شرایط مربوط به شکست ساختاری و نوسانات نامتقارن را دارد، مطرح می‌باشد.

۳-۳. داده‌ها

در مطالعه حاضر آمار و اطلاعات مربوط به صادرات بخش پتروشیمی، قیمت کالاهای پتروشیمی و نرخ ارز اسمی دلار- ریال از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و متغیرهای تولید ناخالص داخلی و تولید ناخالص داخلی جهان به عنوان شاخص درآمد خارجیان از لوح فشرده بانک جهانی (WDI) استخراج شده است.

۳-٤. تخمین مدل

در مطالعه حاضر در راستای تخمین رابطه (۵) از طریق مدل سوئیچینگ مارکوف، به منظور ممانعت از رگرسیون کاذب، لازم است ابتدا متغیرهای مورد استفاده در رابطه (۵) از نظر مانایی یا نامانایی مورد بررسی قرار گیرند. برای بررسی فرضیه‌ی وجود یا عدم وجود ریشه‌ی واحد در سری‌های زمانی، در حال حاضر آزمون‌های مختلفی معرفی شده‌اند که مهم‌ترین آنها آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF[1])، آزمون فیلیپس و پرون[2]، آزمون GLS-DF[3] و آزمون KPSS[4] است. با توجه به این‌که آزمون ریشه واحد KPSS نسبت به آزمون‌های دیگر هم‌چون آزمون دیکی - فولر دارای مزیت‌هایی است به طوری که در آماره آزمون دیکی فولر، فرضیه صفر حاکی از وجود ریشه واحد بوده و این آماره در رد فرضیه صفر نادرست[5] ذاتاً دارای توان

1- Augment Dickey-fuller
2- Pilips-Perron
3- GLS-Detrended Dickey-fuller
4- Kwaitkowski, Philips, Schmidt, and Shin (KPSS)
۵- رد فرضیه H0، وقتی که نادرست می‌باشد.

آزمون پایینی است. حال آنکه آزمون ریشه واحد KPSS ، جای فرضیه H_0 و H_1 در آزمون دیکی – فولر را جابه‌جا می‌کند و بدین ترتیب کشف فرضیه اشتباه در خصوص ریشه واحد را تسهیل می‌سازد، لذا در این مطالعه از آزمون ریشه واحد KPSS برای بررسی وجود یا عدم وجود ریشه واحد در متغیرها استفاده می‌کنیم. نتایج آزمون ریشه واحد در رابطه با متغیرهای مورد نظر در جدول (۳)، نشان می‌دهد که متغیرها در سطح احتمال ۵ درصد ریشه واحد دارند. از این رو فرضیه‌ی مانایی متغیرهای مورد بررسی را می‌توانیم رد کنیم. بنابراین متغیرهای مورد استفاده در مدل، انباشته از مرتبه یک بوده و مانا نمی باشند.

جدول(۳): نتایج آزمون ریشه واحد KPSS (فرضیصفر مانایی)

متغیر		با عرض از مبدأ و روند				
	سطح			تفاضل مرتبه اول		
	مقدار آماره	مقدار بحرانی	نتیجه آزمون	مقدار آماره	مقدار بحرانی	نتیجه آزمون
LPE	۰/۸۱۶	۰/۴۷۲	نا مانا	۰/۱۱۶**	۰/۴۷۳	مانا
LGDP	۱/۰۱	۰/۴۷۲	نا مانا	۰/۰۸**	۰/۴۷۳	مانا
LGDP*	۱/۱۲	۰/۴۷۲	نا مانا	۰/۳۴۵*	۰/۴۷۳	مانا
LOP	۰/۵۵	۰/۴۷۲	نا مانا	۰/۱۲**	۰/۴۷۳	مانا
LP	۱/۱۱	۰/۴۷۲	نا مانا	۰/۱۵۶**	۰/۴۷۳	مانا
VOL	۰/۴۷۸۲	۰/۴۷۲	نا مانا	۰/۰۴*	۰/۴۷۳	مانا

** و * به ترتیب معناداری در سطح احتمال ۱٪ و ۵٪ را نشان می‌دهند.

منبع: محاسبات تحقیق

مدل خود توضیحی سوئیچینگ – مارکوف (MS- AR) [1]

مدل سوئیچینگ مارکوف توسط همیلتون[2] در سال ۱۹۸۹ مطرح شد که به عنوان مدل تغییر رژیم[3] نیز شناخته می‌شود و یکی از مشهورترین مدل‌های غیر خطی می‌باشد. این مدل از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. به‌طوری‌که با تغییر

1- Markov Switching Vector Autoregressive
2- Hamilton
3- Regime

معادلات در رژیم‌ها این امکان را فراهم می‌آورد تا مدل بتواند الگوهای پویای پیچیده‌ای را توضیح دهد. ویژگی بدیع مدل سوئیچینگ مارکوف این است که مکانیسم تغییر رژیم در این مدل به یک متغیر وضعیت بستگی دارد که از ویژگی‌های زنجیره‌ی مارکوف مرتبه‌ی اول پیروی می‌کند. به عبارت دیگر، مقدار متغیر وضعیت تنها به مقدار این متغیر در دوره‌ی قبل بستگی دارد. بنابراین مدل سوئیچینگ مارکوف برای توضیح داده‌هایی که الگوهای رفتاری گوناگونی را در بازه‌های مختلف زمانی نشان می‌دهند، مناسب است. نسخه اصلی مدل مزبور که توسط همیلتون مطرح شده، در رابطه با میانگین متغیرها می‌باشد. این حالت و هم‌چنین حالت‌های دیگر مدل فوق به طور گسترده برای بررسی متغیرهای اقتصادی و مالی استفاده شده است (همیلتون، 1989).

در بیشتر مطالعات انجام گرفته با استفاده از مدل‌های خطی به طور ضمنی فرض می‌شود که پارامترهای این مدل در طول دوره‌ی بررسی ثابتند، در حالی که در بیشتر موارد این فرض صادق نیست. در دهه‌های گذشته کشورهای جهان شاهد بحران‌ها و وقایع متعددی در اقتصاد و بخش انرژی بوده‌اند که به عنوان مثال می‌توان به بحران انرژی در سال ۱۹۷۳ و ۱۹۷۸، رکود اقتصادی اوایل دهه‌ی ۱۹۸۰ میلادی، حمله‌ی عراق به کویت (که موجب افزایش قیمت نفت شد) و بحران جهانی اخیر اشاره نمود. به نحوی که تمام این تغییرات می‌تواند به عنوان یک شکست ساختاری بالقوه تلقی شده و نحوه‌ی ارتباط بین متغیرهای مدل را تحت تأثیر قرار دهد. با این وجود روش‌های متداول اقتصادسنجی فاقد توانایی لازم برای لحاظ کردن این تغییرات می‌باشند. مگر این‌که محقق اطلاعاتی در مورد زمان دقیق این تغییرات داشته و در مدل لحاظ کند. تقسیم کردن دوره‌ی زمانی مورد مطالعه به زیر دوره‌های فرعی و بررسی ارتباط میان متغیرها در هر یک از این زیر بازه‌ها، یکی از روش‌های پیشنهادی برای حل مشکل فوق می‌باشد. اما ایراد این روش آن است که محقق باید بتواند زمان دقیق تغییر در رابطه‌ی متغیرها را حدس بزند تا بر آن اساس بتواند زیر بازه‌ها را ایجاد کند. اگر چه در برخی موارد می‌توان تاریخ تقریباً دقیق این تغییرات را براساس تغییر در سیاست‌ها و ... حدس زد، ولی در بیش‌تر موارد این اطلاعات در دسترس نمی‌باشد. در مطالعات تجربی برای حل این مشکل، بیشتر زمان شکست ساختاری را بر اساس مشاهدات تخمین می‌زنند و یا آن را به صورت برون زا وارد مدل می‌کنند، اما باید توجه داشت که هیچ تضمینی وجود ندارد که زمان این شکست‌های ساختاری با تغییر در ارتباط میان متغیرها یکی باشد.

در این مطالعه برای بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات بخش پتروشیمی از مدل

سوئیچینگ مارکوف ((MS استفاده می‌شود که قابلیت لحاظ کردن تغییر در نحوه ی ارتباط بین متغیرها را با ایجاد رژیم‌های متفاوت دارا بوده و می‌تواند چگونگی روابط بین دو متغیر یا متغیرها را در رژیم‌های مختلف نشان دهد. اساس مدل مزبور مبتنی بر مدل‌های خود توضیحی (AR) می-باشد، با این تفاوت که پارامترها بستگی به زمان داشته و می‌توانند در رژیم‌های متفاوت ثابت نباشند، از این رو تغییرات در ارتباط میان متغیرها طی دوره‌ی مورد بررسی را می‌توان به راحتی و بدون هیچ پیش فرضی استخراج نمود. تغییرات در روابط میان متغیرها به وسیله فرآیند زنجیره‌ای مارکوف ایجاد می‌شود که این فرایند پایدار بوده، ولی قابل مشاهده نیست[1]. مزیت این روش در انعطاف‌پذیری آن می‌باشد، بدین صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دایمی یا چندین تغییر موقت در متغیر رژیم وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. در عین حال این مدل به صورت درون‌زا زمان دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری را تعیین می‌کند. قابلیت مدل‌های MS در تبیین رفتار متغیرهای کلان اقتصادی که بیش‌تر تغییر وضعیت (رژیم) می‌دهند، سبب استفاده‌ی روزافزون این مدل‌ها در اقتصاد شده است (فلاحی و هاشمی دیزج، ۱۳۸۹).

از سوی دیگر با توجه به این‌که در این مدل‌ها سری زمانی مورد بررسی بردار (y_t) در طی زمان توأم با تغییرات در وضعیت (رژیم) است، در این صورت فرض ثابت بودن پارامترها در مدل‌های AR موجه نبوده و از مدل‌های MS-AR می‌توان به عنوان یک جایگزین مناسب استفاده نمود. ایده اصلی مطرح شدن مدل اخیر آنست که پارامترهای آن به متغیر رژیم ((S_t) بستگی دارند. در عین حال S_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. برای این منظور همیلتون (۱۹۹۴ و ۱۹۹۳) نشان داد، در مدل‌های خود توضیحی سوئیچینگ مارکف، سری زمانی y_t به شکل نرمال با میانگین μ_i در هر رژیم و با احتمال k توزیع شده است. بنابراین مدل MS-AR در حالتی که شامل سه رژیم و p وقفه باشد به صورت MS (3)- AR (p) مطابق با رابطه (۶) تعریف می‌شود:

۱- برای متغیرهای اقتصادی، احتمال قرار گرفتن در هر کدام از رژیم‌ها برای دوره کنونی قابل تخمین است. سپس بر اساس احتمال محاسبه شده نسبت به وضعیت آینده می‌توان اعلام نظر نمود.

$$y_t = \mu (S_t) + [\sum a_i (y_{t-i} - \mu (S_{t-i})] + u_t \quad (۶)$$

$u_t|S_t \sim NID (0,\sigma^2)$, $S_t = 1,2,3$

به طوری‌که در آن، y_t سری زمانی مورد بررسی، μ میانگین متغیر مورد نظر و a_i نشانگر پارامترهای مدل می‌باشد (کرولزیگ، ۱۹۹۷).

با توجه به این‌که S_t یک متغیر تصادفی بوده و تغییرات آن منجر به تغییر ساختار معادله می‌شود از این رو بهتر است، نحوه ی تغییر متغیر وضعیت (S_t) مشخص گردد. بنابراین در مدل‌های MS فرض می‌شود که متغیر وضعیت (S_t) از زنجیره‌ی مرتبه‌ی اول مارکوف تبعیت می‌کند که در آن رژیم جاری (S_t) به رژیم دوره قبل آن (S_{t-1}) وابسته بوده و به شکل زیراست:

$$Pr (S_t = j |S_{t-1} = i, S_{t-2} = k,\ldots) = pr (S_t = j |S_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (۷)$$

که در آن p_{ij} نشان دهنده‌ی احتمال انتقال از $S_{t-1} = i$ به $S_t = j$ می‌باشد. با در نظر گرفتن این احتمالات برای m رژیم می‌توان ماتریس احتمال انتقالات (p) که یک ماتریس m×m است، به شکل زیر تعریف کرد:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2m} \\ \vdots & & & \\ p_{m1} & p_{m2} & & p_{mm} \end{bmatrix} \quad (۸)$$

$0 \leq p_{ij} \leq 1$ و $\sum_{j=1}^{m} p_{ij} = 1, i = 1,2,\ldots,m$

حال با توجه به این‌که در مدل‌های MS پارامترهای مدل AR به متغیر رژیم (S_t) بستگی دارند، در عین حال (S_t) قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را پیش‌بینی نمود. بنابراین احتمال قرارگیری در هر کدام از ۳ رژیم در دوره t با توجه به اطلاعات موجود در دوره‌ی t-1 را می‌توان توسط بردار $\acute{\varepsilon}_{t|t-1}$ نشان داد:

$$\acute{\varepsilon}_{t|t-1} = \begin{bmatrix} p(S_t = 1 |\Omega_{t-1}) \\ p(S_t = 2 |\Omega_{t-1}) \\ p((S_t = 3 |\Omega_{t-1}) \end{bmatrix} \quad (۹)$$

که عناصر مربوط به آن شامل $p (S_t=j|\Omega_{t-1})$, $j = 1,2,3$ احتمال فیلتر[1] شده‌ی t امین مشاهده

1- Filterd

(احتمال مربوط به اولین مشاهده تا نقطه مورد بررسی t) توسط رژیم j با در نظر گرفتن اطلاعات در دوره‌ی t-1 است.

برای به دست آوردن تابع حداکثر راستنمایی در مدل‌های MS لازم است η_t را به عنوان بردار N×1 (بردار (۳×۱))، که عنصر jام آن چگالی شرطی y_t ، برای سه رژیم S_t به شکل زیر تعریف نمود:

$$\eta_t = \begin{bmatrix} f(Y_t|S_t=1,\Omega_{t-1}) \\ f(Y_t|S_t=2,\Omega_{t-1}) \\ f(Y_t|S_t=3,\Omega_{t-1}) \end{bmatrix} \quad (۱۰)$$

با در نظر گرفتن نکات فوق می‌توان احتمال توزیع مشترک Y_t و S_t را به صورت زیر نشان داد:

$$f(Y_t, S_t = j \mid \Omega_{t-1}) = f(Y_t, S_t = j \mid \Omega_{t-1})\, p(S_t = j \mid Y_{t-1}),\ j = 1,2,3 \quad (۱۱)$$

از این رو با در نظرگرفتن نکات مذکور می‌توان تابع چگالی شرطی Y_t،که از جمع معادله (۱۲) به‌دست می‌آید برای سه رژیم به شکل زیر تعریف کرد:

$$f(Y_t \mid \Omega_{t-1}) = \sum_{j=1}^{3}\sum_{i=1}^{3} f(Y_t \mid S_t, \Omega_{t-1})\, p(S_t \mid \Omega_{t-1}) = \acute{\eta}_t \acute{\varepsilon}_{t|t-1} \quad (۱۲)$$

که در آن $\acute{\varepsilon}_{t|t}$ را می‌توان از معادلات (۱۴) و (۱۵) نیز به‌دست آورد (همیلتون، ۱۹۹۴):

$$\acute{\varepsilon}_{t|t} = \frac{\eta_t \odot \hat{\varepsilon}_{t|t-1}}{1(\eta_t \odot \hat{\varepsilon}_{t|t-1})} \quad (۱۳)$$

$$\acute{\varepsilon}_{t+1|t} = p\acute{\varepsilon}_{t|t} \quad (۱۴)$$

لازم به ذکر است که، p_t ماتریس احتمال انتقالات m×m از دوره‌ی t-1 به دوره‌ی t است که در معادله‌ی (۸) نشان داده شده است و Θ ضرب عنصر به عنصر را نشان می‌دهد. معادله‌ی (۱۱) احتمال $pr(S_t = j|\Omega_t;\Theta)$ را به صورت نسبت توزیع مشترک $f(y_t, S_t = j \mid \Omega_t;\Theta)$ به توزیع حاشیه‌ای $f(y_t \mid \Omega_{t-1})$ محاسبه می‌کند که توزیع حاشیه‌ای از جمع توزیع مشترک بر روی وضعیت‌های $1,2,\ldots,N$ به دست می‌آید. هم‌چنین معادله‌ی (۱۳) دلالت بر این دارد که، برای به دست آوردن احتمالات پیش‌بینی رژیم‌ها در وضعیت‌های مختلف در دوره‌ی آتی کافی است آن را در ترانهاده‌ی ماتریس احتمال انتقال، پیش ضرب کنیم.

بنابراین با فرض یک مقدار اولیه برای پارامترهای Θ و $\acute{\varepsilon}_{1|0}$ که در مدل فوق $[1 - P_1^1]$ $\acute{\varepsilon}_{1|0}$ است. می‌توان بر روی معادلات (۱۱) و (۱۲) تکرار را انجام داد تا $\acute{\varepsilon}_{t|t}$ و $\acute{\varepsilon}_{t+1|t}$ برای $t=1,2,\ldots,T$ به دست آید. در نهایت تابع راستنمایی لگاریتمی $L(\Theta)$ را می‌توان به شکل زیر

محاسبه کرد:

$$L(\Theta) = \sum_{t=1}^{T} \log f(y_t \mid X_t, Y_{t-1}; \Theta) \quad (۱۵)$$

$$f(y_t \mid X_t Y_{t-1}; \Theta) = l'(\acute{\varepsilon}_{t|t} \Theta \eta_t) \quad (۱۶)$$

بنابراین می‌توان عبارت فوق را برای مقادیر مختلف Θ ارزیابی کرد تا برآورد حداکثر راستنمایی به دست آید (همیلتون، ۱۹۹۰، ۱۹۹۳و۱۹۹۴؛کیم و نیلسون،۱۹۹۹). از این‌رو می‌توان مدل معرفی شده‌ی اولیه را به حالتی تعمیم داد که شامل m رژیم و p وقفه باشد.

جدول (٤): خلاصه حالت‌های مختلف مدل‌های MS-AR

		MSM		MSI	
		μ متغیر	μ ثابت	C متغیر	C ثابت
A_i ثابت	σ^2 ثابت	MSM[۲]-AR	AR خطی	MSI[۱]	ARخطی
	σ^2 متغیر	MSMH[۴]-AR	MSH-AR	MSIH[۳]-AR	MHA-AR
A_i متغیر	σ^2 ثابت	MSMA-AR	MSA-AR	MSIA[۵]-AR	MSA-AR
	σ^2 متغیر	MSMAH[۷]-AR	MSAH-AR	MSIAH[۶]-AR	MSAH-AR
منبع: کرولزیگ[۱]، ۱۹۹۷: ۱۴					

در کارهای تجربی می‌توان مدل را طوری تغییر داد که فقط برخی از پارامترها به رژیم بستگی داشته باشند و سایر پارامترها با تغییر رژیم عوض نشوند. در ادبیات مربوط به مدل‌های MS، برای نشان دادن میانگین از علامت μ، برای عرض از مبدأ علامت از a، پارامترهای خودهمبستگی از A، و برای واریانس از H استفاده می‌شود. با ترکیب حالت‌های فوق می‌توان مدل‌های جزئی‌تری را

1- Markov Switching Intercept Autoregressive
2- Markov Switching Mean
3- Markov Switching Intercept Heteroskedastic
4- Markov Switching Mean Heteroskedastic
5- Markov Switching Intercept Autoregressive
6- Markov Switching Intercept Autoregressive Heteroskedastic
7- Markov Switching Mean Autoregressive Heteroskedastic

به‌دست آورد که در آن، امکان وابسته بودن اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود دارد. جدول (۴) خلاصه حالت‌های مختلف مدل سوئیچینگ – مارکوف را نشان می‌دهد.

برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق

در این قسمت قبل از برآورد مدل، ابتدا برای تعیین درجه‌ی مدل MS-AR از معیارهای آکائیک (AIC) و آزمون حداکثر راستنمایی (LR[1]) استفاده می‌گردد. آماره‌ی آزمون نسبت راستنمایی به صورت رابطه (۱۷) مشخص می‌گردد:

$$LR=2\ (\ln L_{MSAR} - \ln L_{AR}) \qquad (۱۷)$$

بر اساس معیار آکائیک و معیار آزمون نسبت راستنمایی وقفه‌ی بهینه ۱ تعیین می‌گردد. برای تعیین تعداد رژیم بهینه در مدل MS و با توجه به وجود پارامترهای مزاحم[2] در فرضیه‌ی صفر، آزمون LR دارای توزیع استاندارد نخواهد بود که این امر سبب می‌شود تا نتوان از این آزمون برای تعیین رژیم بهینه استفاده کرد (کرولزیگ[3]،۱۹۹۷: ۱۴۴). آنگ و بکارت[4] (۱۹۹۸) نشان دادند که در موارد خاصی می‌توان توزیع مجانبی آماره‌ی LR بین رژیم‌ها را با استفاده از توزیع کای دو تقریب زد، به طوری که درجه‌ی آزادی این توزیع برابرتعداد پارامترهای مزاحم به علاوه تعداد محدودیت‌های خطی اعمال شده می‌باشد. علاوه بر آزمون LR، می‌توان از معیارهای اطلاعاتی HQ، SBC و AIC نیز برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد. مطالعه‌ی ساراداکیس و همکاران[5] (۲۰۰۳) در این زمینه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات مورد بررسی و تغییرات در پارامترها به اندازه‌ی کافی بزرگ است، استفاده از معیار آکائیک تعداد درست رژیم را تعیین می‌کند. با این وجود در بیش‌تر مطالعات تجربی تعداد رژیم بر اساس شناخت محقق از متغیرها تعیین می‌شود. در مطالعه‌ی حاضر با توجه به حجم نمونه (۴۰ مشاهده) از معیار اطلاعاتی AIC استفاده

1- Likelihood Ratio test

۲- برای آزمون بین دو رژیم و سه رژیم ، زمانی‌که فرضیه صفر برقراری دو رژیم می باشد به پارامترهای رژیم ۳ دسترسی نداشته که در این صورت آنها را پارامترهای مزاحم می‌نامند .

3- Krolzig

4- Ang & Bekaert

5- Saridakis et al.

شده است. در این خصوص مطالعه ساراداکیس و اسپاگنولو[1] (۲۰۰۳) نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات و پارامترها به اندازه کافی بزرگ باشند، استفاده از معیار آکائیک تعداد رژیم را به صورت دقیق‌تری مشخص می‌سازد. بر این اساس، مقدار آماره آکائیک در هر یک از حالت‌های مختلف مدل سوئیچینگ – مارکف و رژیم‌های متفاوت محاسبه شده و در جدول (۵) ارائه گردیده است. با توجه به بیشترین مقدار آماره‌ی LR ، از بین حالت‌های مختلف مدل سوئیچینگ - مارکف، مدل MSIA برای برآورد مدل انتخاب می‌گردد. از آنجایی که در مدل MSIA ،آماره AICدر مدل سه رژیمی دارای بیشترین مقدار می‌باشد از این رو مدل MSIA(۳) که حاکی از تخمین مدل بر اساس ۳ رژیم می‌باشد، به عنوان مدل تحقیق حاضر انتخاب می‌گردد.

جدول (۵): نتایج معیارAIC برای انتخاب مدل سه رژیمی

	رژیم یک	رژیم دو	رژیم سه
MSM-AR	۳/۳۸	۳/۴۷	۳/۶۵
MSMH-AR	۳/۴۵	۳/۵۴	۳/۸۹
MSMA-AR	۴/۶۹	۴/۷۱	۴/۰۴
MSMAH-AR	۳/۷۳	۳/۹۶	۳/۲۱
MSI-AR	۳/۴۲	۳/۸۶	۳/۸۹
MSIH-AR	۳/۸۸	۳/۵۵	۳/۶۳
MSIA-AR	۳/۸	۳/۷	۲/۵۲
MSIAH-AR	۳/۵	۳/۲۴	۳/۵۵

منبع: نتایج تحقیق

همان‌طوری‌که در جدول (۶)، مشاهده می‌شود، احتمال انتقال‌های تخمین زده شده نشان می‌دهد که هر سه رژیم ماندگار هستند و احتمال تغییر از یک رژیم به رژیم دیگر ضعیف می‌باشد. چنان‌چه به عنوان مثال احتمال ماندگاری رژیم ۱، ۰/۷۲۳۲ درصد است. حال آنکه احتمال انتقال رژیم یک به رژیم دو، صفر درصد و احتمال انتقال رژیم ۱ به رژیم ۳، ۰/۲۷۶۸ درصد می‌باشد. بدین ترتیب احتمال ماندگاری رژیم ۲، ۰/۷۵۵۰ درصد و احتمال ماندگاری رژیم ۳، ۰/۹۰۲۷ درصد می‌باشد.

1- Psaradakis & Spagnolo

جدول (٦): ماتریس احتمال انتقال رژیم

	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳
رژیم ۱	۰/۷۲۳۲	۰	۰/۲۷۶۸
رژیم ۲	۰/۱۰۷۳	۰/۷۵۵۰	۰/۱۳۷۷
رژیم ۳	۰	۰/۰۹۷۲۵	۰/۹۰۲۷

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۷)، نتایج تخمین پارامترهای مدل (1) ARX[1] -(3) MSIA با استفاده از روش حداکثر راستنمایی را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه آماره‌ی LR linearity test برابر با ۱۳۳/۲۶ محاسبه گردیده است و عدد *P-value* مربوط به آماره DAVIES کمتر از ۵٪ هست، از این رو غیر خطی بودن رابطه‌ی بین متغیرها تأیید می‌گردد. از سوی دیگر با توجه به نتایج تخمین مدل فوق در جدول (۹)، متغیر تولید ناخالص داخلی ((LGD فقط در رژیم ۱ دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر صادرات کالاهای پتروشیمی (LPE) داشته است. این در حالی است که متغیر تولید ناخالص داخلی جهان (*LGDP) در رژیم‌های ۱ و ۲ دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر صادرات کالاهای پتروشیمی دارد. علاوه بر این، متغیر درجه باز بودن تجارت (LOP) در هر سه رژیم تأثیر مثبت و معنی‌داری بر صادرات کالاهای پتروشیمی داشته است. در مقابل شاخص قیمت کالاهای صادراتی (LP) در رژیم ۱ دارای تأثیر منفی و معناداری بر صادرات کالاهای پتروشیمی دارد. شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی (VOL) در هر سه رژیم دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر صادرات کالاهای پتروشیمی داشته و میزان تأثیرگذاری بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر صادرات کالاهای پتروشیمی ایران در هر سه رژیم متفاوت بود و در رژیم ۱ و ۲ قوی‌تر از رژیم ۳ هستند. (لازم به ذکر است که بر اساس معیار آکائیک و معیار آزمون نسبت راستنمایی که قبلاً ذکر گردید، وقفه‌ی بهینه یک می‌باشد، لذا متغیرها در تخمین مدل با یک وقفه تأخیر گزارش شده است)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- X بیانگر این است که در مدل سویچینگ مارکف برخی متغیرها از قبیل LGD ،*LGDP ،LOP،LP و VOL برون‌زا نیز در مدل وارد شده‌اند.

جدول (۷:) نتایج تخمین مدل MSIA (3)- ARX (1)

متغیر	رژیم ۱		رژیم ۲		رژیم ۳	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
جمله ثابت	۰/۸۷**	۲/۸۲	-۰/۸۳*	-۳/۷۴	۰/۰۹	۱/۴
LPE_{t-1}	-۰/۰۶**	-۲/۵۴	۰/۱۲*	۳/۶۴	۰/۹۱*	۳/۷۶
$LGDP_{t-1}$	۰/۲۲*	۴/۲	-۰/۲۲	-۰/۳۴	۰/۵۱	۰/۹۲
$LGDP^{*}_{t-1}$	۱/۵۰**	۲/۶۳	۰/۸۴*	۵/۲۰	۰/۸۲	۰/۹۱
LOP_{t-1}	۰/۳۷*	۳/۷۷	۰/۵۷*	۳/۳۱	۰/۳۸**	۲/۱۶
LP_{t-1}	-۰/۳۵*	-۵/۸۷	-۰/۱۳	-۱/۲۷	-۰/۲۲	-۱/۰۸
VOL_{t-1}	-۰/۳۷*	-۳/۶۲	-۰/۴۵*	-۴/۷۵	-۰/۰۸**	-۲/۰۲
انحراف معیار	۰/۰۹۴۵۶۱		۰/۰۹۴۵۶۱		۰/۰۹۴۵۶۱	
AIC criterion	۲/۵۲۸۰					
log-likelihood	۱۷/۴۳۶۱					
DAVIES	۰/۰۰۰					
LR linearity test	۱۳۳/۲۶۲۳					

*، ** به ترتیب سطح معنی‌داری ۱٪ و ۵٪ است

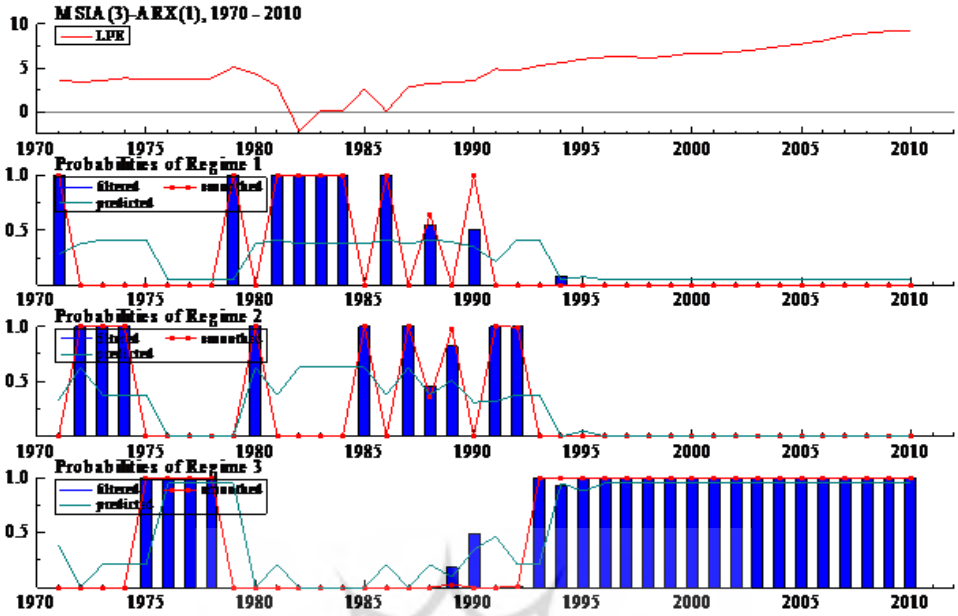
منبع: محاسبات تحقیق

نمودار (۲) نیز روند سری زمانی شاخص صادرات پتروشیمی را به همراه احتمالات هموار شده و فیلتر شده در هر دوره در رژیم‌های ۱ ، ۲ و ۳ نشان می‌دهد. بر اساس نمودار (۲)، معیار قرارگیری هر مشاهده در هرکدام از رژیم‌ها بر اساس احتمال مربوط به آن مشاهده و مقایسه آن با احتمال ۵۰ درصد تعیین می‌شود. مشاهده در رژیمی قرار می‌گیرد که احتمال مربوط به آن مشاهده در آن رژیم بزرگتر از ۵۰ درصد باشد بدین ترتیب سال وقوع مشاهدات در هر رژیم در جدول (۸) لحاظ گردیده است.

براساس احتمالات تخمین زده شده برای هر مشاهده بر اساس نمودار (۲)، می‌توان تعلق هر مشاهده به رژیم‌های ۱، ۲ و ۳ را تعیین کرد. لازم به ذکر است که احتمال‌های فیلتر شده [1]با استفاده از اولین مشاهده تا t (نقطه مورد بررسی) و احتمالات هموار شده [2]با استفاده از کل مشاهدات (اولین مشاهده ۱۹۹۰ تا آخرین مشاهده T=۲۰۱۰) محاسبه می‌شوند. بنابراین طبقه‌بندی مشاهدات

1- Smoothed Probabilities
2- Filterd Probabilities

بر اساس نحوه‌ی قرارگرفتن در رژیم‌ها در جدول (۸) لحاظ گردیده است.



نمودار(۲): رژیم‌های ۱ ، ۲ و ۳ بر اساس احتمال‌های فیلتر شده و هموار شده مدل MSIA (3)- ARX (1)

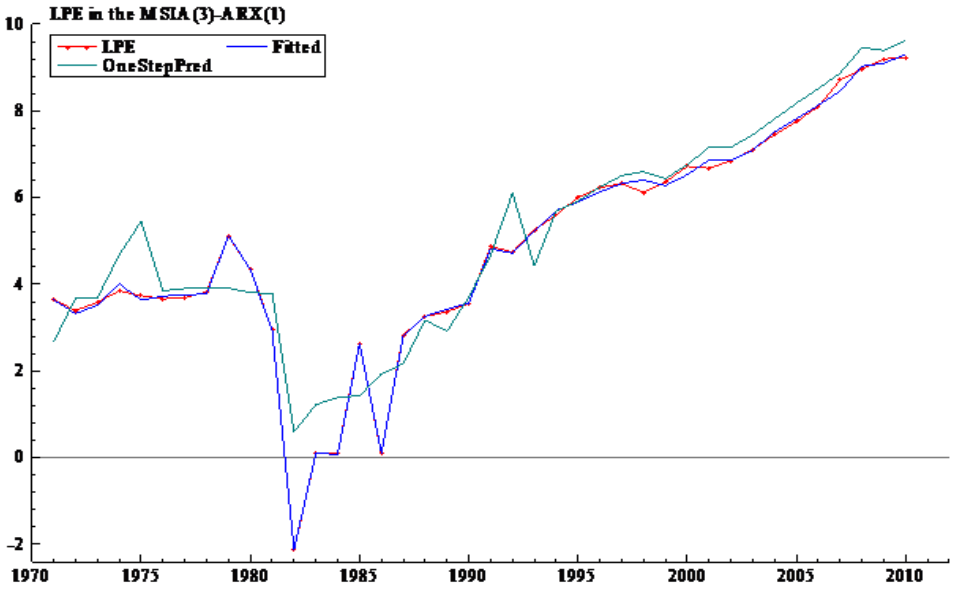
منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۸): طبقه‌بندی مشاهدات براساس رژیم‌ها

رژیم ۱	۱۹۹۰,۱۹۸۸, ۱۹۸۶,۱۹۸۴ – ۱۹۸۱, ۱۹۷۹, ۱۹۷۱
رژیم ۲	۱۹۹۱ -۱۹۹۲,۱۹۸۹,۱۹۸۷,۱۹۸۵,۱۹۸۰, ۱۹۷۲ -۱۹۷۴
رژیم ۳	۱۹۹۳ -۲۰۱۰, ۱۹۷۵ -۱۹۷۸

منبع: محاسبات تحقیق

نمودار (۳) نیز مقادیر برازش شده و پیش‌بینی صادرات پتروشیمی را در دوره‌ی مورد بررسی نشان می‌دهد. با توجه به نمودار (۳)، مدل برآورد شده، جهت تغییرات و نیز اندازه تغییرات مورد بررسی را به خوبی توضیح می‌دهد. به عبارتی منحنی مقادیر برآورد شده ، تقریباً به طور کامل روی منحنی مقادیر واقعی ، قرار گرفته است.



نمودار(۳): روند مقادیر واقعی برازش شده و احتمالات پیش‌بینی صادرات کالاهای پتروشیمی

منبع: محاسبات تحقیق

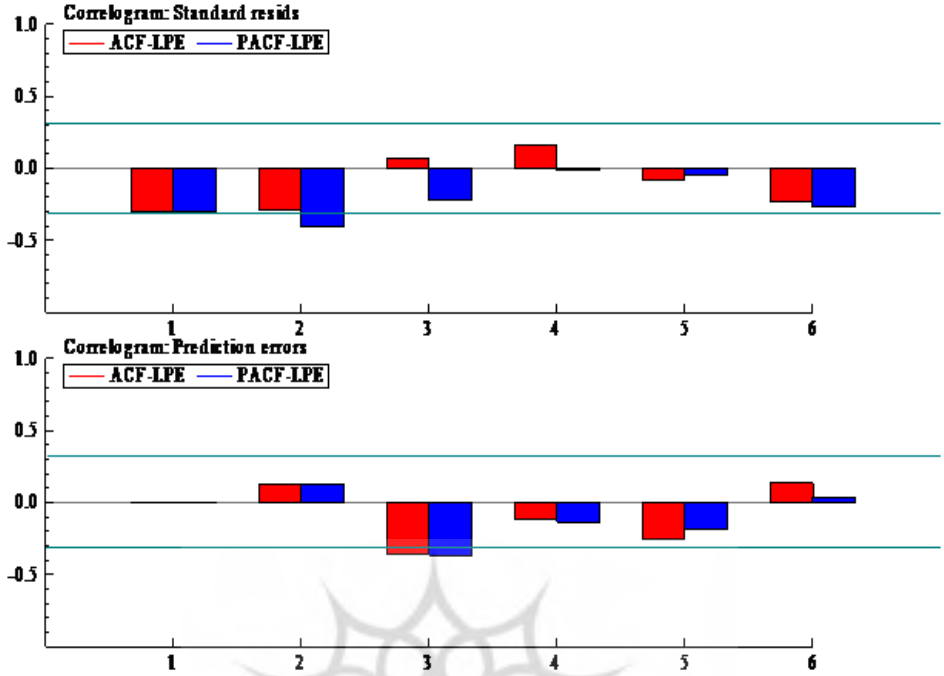
هم‌چنین آزمون‌های خود همبستگی، توسط توابع خود همبستگی (ACF[1]) و خود همبستگی جزئی (PACF[2]) مربوط به معادلات (۱۵) و (۱۶) در نمودار (۴) آورده شده‌اند. از آنجا که توابع خود همبستگی و خود همبستگی جزئی در نمودار (۴) در محدوده ی ۰/۵- تا ۰/۵ می‌باشند، لذا عدم وجود خود همبستگی در پسماندها تأیید می گردد.

٤. جمع بندی و نتیجه‌گیری

با توجه به این‌که صادرات محصولات پتروشیمی به عنوان بخش عمده‌ای از صادرات غیر نفتی کشور، به شدت تحت تاثیر نوسانات نامتعارف نرخ ارز می‌باشد، از این رو در مطالعه حاضر، تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر صادرات محصولات پتروشیمی ایران طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۷۰ مورد

1- Autocorrelation Function
2- Partial Autocorrelation Function

بررسی قرار گرفت.



نمودار (٤): توابع ACF و PACF مربوط به پسماندهای صادرات کالاهای پتروشیمی

برای این‌منظور، پس از برآورد مدل ARIMA، شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی با استفاده از مدل خود توضیحی تعمیم‌یافته (EGARCH) تحت شرایط ناهمسانی واریانس تخمین زده شد و سپس مدل مربوط به رابطه‌ی صادرات و بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی به همراه سایر متغیرها با استفاده از مدل‌های سوئیچینگ مارکوف ((MSIA (3)-AR (1)) تخمین زده شد. نتایج حاصل از مدل‌های سوئیچینگ مارکوف بین متغیرهای مدل گویای این مطلب است که شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی در هر سه رژیم دارای تأثیر منفی بر صادرات کالاهای پتروشیمی ایران داشته و در رژیم‌های ۱ و ۲ قوی‌تر از رژیم ۳ است. هم‌چنین اثر قیمت کالاهای صادراتی بر صادرات کالاهای پتروشیمی در رژیم ۱ منفی و معنی‌دار است. متغیرهای درآمد (تولید ناخالص داخلی) خارجی‌ها (رژیم‌های ۱ و ۲)، تولید ناخالص داخلی (رژیم ۱)، درجه باز بودن تجاری (هر سه رژیم) نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر صادرات کالاهای پتروشیمی داشته است. این نتایج با اکثر مطالعات داخلی و

خارجی سازگار است.

هم‌چنین براساس ادبیات موضوع و مطالعات تجربی مرور شده، بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی تأثیر منفی بر صادرات کالاهای پتروشیمی دارد. در این مطالعه نیز تأثیر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر صادرات کالاهای پتروشیمی ایران تأیید شد. این نتیجه را می‌توان چنین توجیه نمود که هم‌چنان که در بخش مبانی نظری ذکر شد، افزایش در نوسانات نرخ ارز دارای دو اثر جانشینی و درآمدی است. بنابراین به نظر می‌رسد اثر جانشینی بی‌ثباتی نرخ ارز بیشتر از اثر درآمدی آن بوده و از این-رو توانسته است فعالیت صادراتی را کاهش دهد. از طرف دیگر، درآمد خارجیان در هر سه رژیم تأثیر مثبتی را بر صادرات کالاهای پتروشیمی داشته است که این امر حاکی از آنست که با افزایش درآمد جهان خارج، تقاضا برای کالاهای پتروشیمی افزایش یافته و در نتیجه صادرات کالاهای پتروشیمی افزایش می‌یابد. افزایش تولید ناخالص داخلی کشور نیز باعث افزایش صادرات کالاهای پتروشیمی می‌شود که بیانگر تاثیر مثبت رشد اقتصادی بر صادرات می‌باشد. هم‌چنین شاخص قیمت کالاهای صادراتی تأثیر منفی بر صادرات کالاهای پتروشیمی دارد، به‌دلیل این‌که با افزایش شاخص قیمت کالاهای صادراتی، کالاهای صادراتی به طور نسبی گرانتر شده و تقاضا برای کالاهای پتروشیمی کاهش می‌یابد. درجه باز بودن تجارت نیز منجر به افزایش صادرات کالاهای پتروشیمی گردیده است که خود نشان دهنده‌ی این واقعیت است که هر چه اقتصاد کشور از لحاظ تجارت خارجی بازتر باشد، صادرکنندگان با بازار وسیع‌تری روبه‌رو می‌گردند و در این راستا صادرات آنها افزایش می‌یابد.

تاثیر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی با به وجود آوردن فضایی بی‌ثبات و نامطمئن در اقتصاد و هم‌چنین با ایجاد شرایط نامطمئن و متزلزل در زمینه‌ی سود ناشی از مبادلات بین‌المللی، سبب کاهش تجارت و هم‌چنین کم تحرکی جریان سرمایه از طریق کاهش سرمایه‌گذاری در تجارت خارجی و تقلیل ارزش سبد دارایی‌های مالی و کاهش سطح صادرات می‌شود. از این رو پیشنهاد می‌شود با توجه به تأثیر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات بخش پتروشیمی ایران، سیاست‌گذاران اقتصادی با رعایت اصول در اجرای سیاست‌های مالی و پولی، از طریق ثبات بخشیدن به سطح عمومی قیمت‌های داخلی موجبات کاهش بی‌ثباتی نرخ ارز را فراهم نمایند. هم‌چنین حرکت به سمت تک نرخی نمودن نرخ ارز بر اساس مکانیسم بازار و اعمال نظام ارزی مدیریت شناور می‌تواند نوسانات شدید نرخ ارز در بلندمدت را تعدیل و نوسانات آن به روال طبیعی خود باز

گردد. از طرفی توصیه می‌گردد تا از طریق فراهم کردن بستری امن برای فعالیت‌های صادراتی؛ ازجمله ایجاد صندوق تضمین صادرات، زیان‌های احتمالی ناشی از نوسانات شدید نرخ ارز بر صادرات جبران گردد. تاسیس بازار سلف ارزی نیز جهت پوشش نوسانات نرخ ارز به عنوان یکی از راهکارهای مدیریت ریسک نوسانات نرخ ارزی مطرح می‌گردد تا بدین وسیله، صادرکنندگان از طریق قراردادهای آتی ارز، ریسک ناشی از نوسانات نرخ ارزی را مدیریت نمایند.

References

[1] Acaravci, A., Öztürk, I. (2003). The Effects of Exchange Rate Volatility on the Turkish Export: An Empirical Investigation. Review of Social, Economic & Business Studies, No.2, PP.197-206.

[2] Ang, A. and Bekaeat, G. (1998). Ragime Switches in Intrest Rates. National Bureau of Economic Research (NBER).

[3] Aliyu, R. (2009). Impact of Oil Price Shock and Exchange Rate Volatility on Economic Growth in Nigeria: An Empirical Investigation. MPRA Paper, No.16319,pp.1-21.

[4] Arratibel, O., Furceri,D., Martin, R. And Durand, A.Z, (2009) The Effect of nominal Exchange Rate Volatity on Real Macroeconomic Performance in the CEE Countries. Document De Travel Working paper,pp. 1-27.

[5] Asgarpour, H., Mohammadpour, S.,Rezazadeh, A., Jahangiri,KH. (2010). Effect of exchange rate volatility on exports of agricultural. Agricultural Economics Research, 1, 127-132. (in Persian).

[6] Bleany, M. (2008), *Fundamentals and Exchange Rate Volatility*, School of Economics University of Nottingham.

[7] Boug., P and Fagereng, A. (2010). Exchange rate volatility and export performance: a cointegrated VAR approach, Applied Economics. Vol. 42, No. 7, pp. 851-864.

[8] Brito, M.H., Vieira, F.V., Silva, C.G. and Bottecchia, L.C. (2011). Growth and Exchange Rate Volatility: a panel Data Analysis. Federal University of Uberlandia, Brazil, pp.1-25.

[9] Brooks, C. (2008), *introductory econometrics for finance*, Cambridge University Press, Second Edition.

[10] Cameron.,S, Kihangir., D., Potts.,D. (2005).Has Exchange Rate Volatility Reduced Ugandan Fish Export Ernings**?**. Bradford Center for International Development (BCID), University of Brandford,U.K.

[11] Caporale, G.M, Hadji, T.M., and Rault, C. (2009). Sources of Real Exchange Rate Volatility and International Financial Integration: A Dynamic GMM Panel Data Approach. Economics and Finance Working Paper Series, pp.1-28

[12] Chaker, A., Walid, C., Masood, O., Fry, J. (2011). Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov-state switching

approach. Journal of Emerging Markets Review,12, 272-292.
[13] Chit, M.M., Rizov. M., and Willenbockel, D. (2010). Exchange Rate Volatility and Exports: New Empirical Evidence from the Emerging East Asian Economies".The world Economy, vol. 33, issue 2, pages 239-263.
[14] Choudhry, T. (2005). Exchange rate volatility and the United States exports: evidence from Canada and Japan. J. Japanese Int. Economies, No.19, PP.51-71.
[15] Clark, P., Tamirisa, N., Wei, S.J. (2004), *Exchange Rate Volatility and Trade Flows-SomeNew Evidence*.International Monetary Fund.
[16] Cote,A. (1994). *Exchange Rate Volatility and Trade ; a Survey.* Working Paper 94-5,Bank of Canada.
[17] Ehsani, M.A.,Khanalipour, A.,Abbasi, J. (2009). Effect of exchange rate volatility on exports in Iran. Journal of Economics Sciences, 32,13-43. (in Persian).
[18] Fang., W. Y. and M.,MiLler. S. (2009). Does exchange rate risk affect exports asymmetrically? Asian evidence. Journal of International Money and Finance, No.28, pp. 215-239.
[19] Fallahi, F., Hashemi, D.A. (2010). Energy Consumption-GDP Relationship in Iran: A Markov Switching Approach. Quarterly Energy Economics Review, Vol.7, No.26, PP.131-152. (in Persian).
[20] Fang., W and Miller., M,. (2004). Exchange rate depreciation and exports: The case of Singapore revisited. University of Connecticut and Nevada, Las vegas,Working Paper45.
[21] Fogarasi, j. (2010). The Effect of Exchange Rate Volatility upon Foreign Trade of Romanian Agricultural Products. Global Development Network Regional Research Competition, Project RRC8+39.
[22] Gallo, G. M., and Edoardo, O. (2008). Volatility Spillovers, Interdependence and Comovements: a Markov Switching Approach. Computational Statistics & Data Analysis, 52, 3011-3026.
[23] Golub, S. (1983). Oil prices and exchange rates. The Economic Journal, 93 (371), 576-593.
[24] Grawe, P.,D. (1993).The Economic of Monetary Integration. Oxford University Press.
[25] Gray, S.F. (1995), An analysis of conditional regime-switching models. Working Paper, Fuqua School of Business, Duke University.
[26] Grier,Kevin B., Smallwood, Aaron., D. (2006), Uncertainty and Export Performance: Evidence from 18 Countries, Department of Economics, University of Oklahoma.
[27] Hall, S., Hondroyiannis, G., Swamy, P, A, V, B., Tavlas, G., Ulan., M. (2010). Exchange-rate volatility and export performance: Do emerging market economies resemble industrial countries or other developing countries?. Economic Modelling, No.27, PP.1514–1521

[28] Hamilton, J.D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. Econometrica, 57 , 357-384.
[29] Hamilton, J.D. (1990). *Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime*. Journal of Econometrics, 45 , 39–70.
[30] Hamilton, J.D. (1993). Estimation, inference and forecasting of time series subject to changes in regime. Maddala, Rao, and Vinod (eds.), Handbook of Statistics, North-Holland, 11, 231-260.
[31] Hamilton, J.D. (2008), Oil and the macroeconomy, In: Durlauf, S., Blume, L. (Eds.), The New Palgrave Dictionary of Economics, 2nd Ed. Palgrave MacMilan Ltd.
[32] Hamilton,J.D. (1994*)*, Time Series Analysis, Princeton University Press.
[33] Hamilton, J.D. (2003). What is an oil shock*?*. Journal of Econometrics, 113, 363–398.
[34] Hamilton, J.D . (1996). Specification Testing in Markov-switching Time Series Models. Journal of Econometrics, 70, 127–157.
[35] Hamilton, J.D.,Susmel, R. (1994). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity and Changes in Regime. Journal of Econometrics, 64, 307–333..
[36] Kim, C.J. and Nelson, C.R. (1999). State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications. MIT Press.
[37] Kim, C.J. and Nelson, C.R. (1999), *State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*, MIT Press.
[38] Krolzig .,H. M. (1997). Markov Switching Vector Autoregressions: Modelling. Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis: Lecture Notes in Economics andMathematical Systems, Springer-Verlag.
[39] Krolzig., H. M . (1998). Econometric Modeling of Markov-switching Vector Autoregressions Using MSVAR for Ox. Discussion Paper, Department of Economics, University of Oxford.
[40] Krugman, P.R, and Obstfeld, M., (2003). *International Economics: Theory and Policy*. Addison Welsey, 6th edition.
[41] Manera, M and Cologni, A (2009). The Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output Growth: A Markov–Switching Analysis for the G-7 countries. Journal of Economic Modelling, 26, 1-29.
[42] Miller, J.I., Ratti, R.A. (2009). Crude Oil and Stock Markets: Stability, Instability, and Bubbles. Energy Economics, 31, pp.559–568.
[43] Mtembu, M.D. and Motlaleng, G.R. (2011). The Effects of Exchange Rate Volatility on Swaziland's Exports. Review of Economic Business Studies, Vol. 3, No. 2, pp. 167-185.
[44] Munyama Todani, K.R , ,T.V. (2005).Exchange Rate Volatility and Exports in South Africa. south African Reserve Bank.

[45] Narayan, P and Narayan, S. (2010). Modeling the impact of oil price on vietnam's stock prices. Appiled energy, 87, 356-361.
[46] Psaradakis, Z; Spagnolo , N. (2003) On the Determination of the Number of Regimes in Markov Switching Autoregressive Models. Journal of Time Series Analysis, 24, 237-252
[47] Smith, D. R. (2003). Markov-Switching and Stochastic Volatility Diffusion Models of Short-Term Interest Rates. Journal of business & Economic Statistics, 20, 183-197.
[48] Rey, Serge. (2006) "Effective Exchange Rate Volatility and MENA Countries' Exports to the EU. Journal of Economic Development, Vol 31,Number 2.
[49] Saikkonen, P. & H. Lutkepohl. (2001). Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. Econometric Theory, forthcoming. Discussion Paper No. 72, 1999, SFB 373, Humboldt-Universit¨at zu Berlin, http://sfb.wiwi.hu-berlin.de.
[50] Salmani, B., Rezazadeh, A. (2010). Effect of Exchange Rate Volatility on Exports in Iran. Economic policy,1, 37-52. (in Persian).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی