Archive of SID

فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی/ سال شانزدهم / شماره ۶۵/ تابستان ۱۳۹۹/ صفحات ۷۹-۳۵

بررسی پایداری بازارهای گاز منطقه‌ای آسیا، اروپا و آمریکا نسبت به شوک‌های قیمت ارز و قیمت نفت خام

وحید محمودی
استاد دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، vmahmodi@ut.ac.ir

منصور مومنی
استاد دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، mmomeni@ut.ac.ir

سیده کبری قاسمی نژاد[۱]
دانشجوی دکتری مدیریت قراردادهای بین‌المللی نفت و گاز، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، ms.ghaseminejad@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۱۸

چکیده

در این مطالعه روابط بلندمدت و پویای بین قیمت‌های تک محموله نفت و گاز و نرخ ارز با به‌کارگیری مدل خود رگرسیون برداری سوئیچینگ مارکوف در سه بازار منطقه‌ای گاز در امریکا، اروپا و آسیا مدل‌سازی و شناسایی شده است. رفتار قیمت‌ها با در نظر گرفتن شرط انتقال از رژیم پیشین و اثرات تأخیری و بازگشتی قیمت‌ها، با استفاده از برآورد بیزین مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. با اعمال شوک نرخ ارز در دوره‌های نمونه‌ای که حاوی رخدادهای تاریخی بحرانی است و منجر به شکست ساختار قیمت‌ها و سوئیچ رژیم می‌گردد، شکل‌گیری قیمت در هر بازار منطقه‌ای و مکانیزم انتقال قیمت‌ها مورد مطالعه قرار گرفته است. براساس یافته‌ها با وجودی که در دوره‌های اخیر تلاطم و واریانس نرخ ارز نسبت به گذشته بیشتر شده، اما تأثیر شوک‌های نرخ ارز بر روی قیمت‌های تک محموله بازارهای منطقه‌ای گاز و قیمت نفت کمتر شده و پاسخ‌های قیمتی از حساسیت کمتری در مقایسه با گذشته برخوردار است. در خاتمه با توجه به ماهیت قیمت‌گذاری در هر بازار، پایداری نسبی هر بازار نسبت به شوک‌های نرخ ارز مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

طبقه‌بندی JEL: E23, C22, C32, C53

کلیدواژه‌ها: قیمت تک محموله[۲]، مدل مارکوف سویچینگ خودرگرسیون برداری[۳]، شوک‌های ساختاری، احتمال انتقال رژیم[۴]، بازارهای منطقه‌ای گاز

---

۱. نویسنده مسئول

2. Spot price
3. Markov Switching Vector Autoregressive
4. Regime Transition probabilities

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

در میان منابع انرژی، بخش گاز طبیعی دارای فرایند صنعتی و حقوقی پیچیده و به هم پیوسته‌ای می‌باشد. گاز طبیعی با توجه به مزیت‌های نسبی، به‌سرعت سهم عمده‌ای از مصارف انرژی جهان را، به خود اختصاص داده و با قیمت سایر انرژی‌ها علی‌الخصوص نفت و ذغال سنگ رقابت می‌کند. با افزایش اهمیت واردات گاز طبیعی برای کشورهای توسعه یافته و سایر مصرف‌کنندگان، امنیت عرضه گاز طبیعی با توجه به عدم تنوع منابع عرضه و ریسک جغرافیایی به چالش بزرگی تبدیل شده است. ذی‌نفعان مرتبط با امنیت انرژی شامل سه گروه عرضه‌کنندگان، تقاضاکنندگان و بخش صنعت گاز می‌باشند. در این میان طرف عرضه به دنبال دستیابی به قیمت منطقی، سودآوری فعالیت‌ها، سودآوری شرایط مبادله و قرارداد، مشارکت در هزینه فرصت و ظرفیت بهینه تولید می‌باشد. در طرف تقاضا نیز قیمت‌های پرداختی، در دسترس بودن، تنوع عرضه و انواع قراردادها مطرح است. در بخش صنعت، شرکت‌های بین‌المللی به‌دنبال برآوردن انتظارات افزایش نرخ بازگشت سرمایه و کاهش ریسک سرمایه‌گذاری می‌باشند.

از طرف دیگر به دلیل تفاوت ماهوی زیاد انجام معاملات خط لوله و LNG، مدل و ساختار قیمت‌گذاری در هر یک از این دو بخش متفاوت می‌باشد. به‌طور کلی اهمیت انحصاری دسترسی به خطوط لوله بیشتر است و در مورد LNG نیز، به جهت پراکندگی جغرافیایی و عدم انسجام منابع عرضه، نقطه عرضه مرکزی واحدی (هاب مرکزی) شکل نگرفته است، از این‌رو ارائه قیمت واحد تنظیم شده در یک بازار بین‌المللی، برای LNG میسر نیست و این امر منجر به عدم شکل‌گیری بازار بین‌المللی گاز شده است. گذشته از مسائل ذکر شده، آب و هوا و مخازن ذخیره‌سازی نقش زیادی در نوسانات قیمت گاز به‌صورت منفی یا مثبت با آربیتراژ در فصل‌های سرد سال را دارد و این عوامل تحولات جدیدی در قیمت‌گذاری گاز طبیعی را ایجاد کرده است. لذا به دلیل فقدان بازار بین‌المللی گاز و ضرورت در نظر گرفتن همزمان قیمت‌گذاری برمبنای عرضه و تقاضا، قراردادهای بلندمدت و قیمت‌گذاری برمبنای شاخص نفت در این مطالعه، داده‌های ماهانه سه بازار منطقه‌ای گاز مشتمل بر بازار منطقه امریکا (لوئیزانا در هنری هاب)، بازار منطقه

www.SID.ir

Archive of SID

اروپا (آلمان با قراردادهای بلندمدت و ورودی گاز روسیه) و بازار منطقه آسیا (ژاپن با قیمت‌گذاری شاخص نفت) مدنظر قرار گرفته است.

گاز طبیعی از ویژگی‌های منحصر به فردی در تجارت بین‌الملل، حمل و نقل، تکنولوژی، جغرافیای سیاسی، امنیت عرضه، مسائل منطقه‌ای و حقوقی برخوردار است و ریسک‌های منحصر به فردی دارد که آن را از ساختارها و چارچوب‌های سایر منابع انرژی جدا می‌کند. رهیافت‌های مقرراتی و سیاست‌های اتخاذ شده در رابطه با مصرف گاز، نخست مصرف و سپس عرضه آن را تحت تأثیر قرار داده و متعاقباً قیمت در بازارها را تغییر می‌دهد. قیمت‌گذاری در بسیاری از کشورها یک مسئله سیاسی مهم می‌باشد. علائم قیمتی، اطلاعاتی را منتقل نموده و علامت‌هایی را برای انتخاب نشان می‌دهند. اختلال در طرف عرضه در برخی موارد بسیار پیچیده بوده و فقط یک تلاش راهبردی ذی نفعان برای افزایش قیمت‌ها نیست، بلکه پیامد عوامل دیگری مانند تنش‌های داخلی و بحران‌های مالی، سیاسی، اقتصادی و اجتماعی می‌باشد که تأثیر گذاشته بر قیمت و برخلاف انتظار، منجر به تلاطم بازار و ایجاد شوک قیمتی می‌شوند.

به دلیل روابط بلندمدت قیمت نفت و گاز و تعیین قیمت‌ها براساس دلار، در عین حال تأثیر تغییرات قیمت نفت و نرخ ارز ناشی از بحران‌های مالی و اقتصادی، بر روی قیمت گاز طبیعی نیز حائز اهمیت بوده و جای بحث و بررسی دارد و اثرات نوسان هریک بر قیمت‌های بازارهای منطقه‌ای گاز و قیمت قراردادهای آتی گاز، دارای علائم و اطلاعات تغییر روند ارزشمندی است و در شرایط بحرانی و تنش‌ها و پیامدهای سیاسی، مالی و اقتصادی، این علائم حاوی اطلاعات مفیدی جهت اتخاذ تصمیم به هنگام و درست، برای همه ذی نفعان قیمت‌ها و بازارهای آتی می‌باشد.

لذا در این تحقیق با رویکردی نوین نوسانات و رفتار شاخص قیمت تک محموله گاز، در سه بازار منطقه‌ای (آمریکا، آسیا، اروپا) در شرایط شکست ساختاری بررسی شده و اثرات تغییرات قیمت منبع رقابتی دیگری همچون نفت با در نظر گرفتن تغییر نرخ ارز بر قیمت‌های تک محموله نفت و گاز مورد مطالعه قرار گرفته است. سپس با اعمال شوک نرخ ارز بر قیمت تک محموله گاز، در دوره‌های نمونه حاوی شکست ساختاری و تغییر رژیم، در دو رژیم، با نوسانات بالا (بحران ناشی از عوامل مالی, سیاسی، اجتماعی, زیست‌محیطی و اقتصادی و ...) و رژیم با نوسانات کم، پاسخ‌های قیمتی هریک از بازارهای منطقه‌ای گاز به شوک نرخ ارز و میزان پایداری هریک مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته

www.SID.ir

Archive of SID

است. درواقع این پژوهش به دنبال شناسایی و دستیابی به مدلی معتبر جهت مطالعه شکست‌های ساختاری بازار انرژی، واکنش و حرکت مشترک قیمت‌ها، انتشار و انتقال اطلاعات به‌منظور پیش‌بینی رفتارهای قیمتی خصوصاً در شرایط بحران می‌باشد. این مقاله مشتمل بر شش بخش می‌باشد که در ادامه و در بخش دوم، مبانی نظری پژوهش و در بخش سوم پیشینه پژوهش بیان شده است. در بخش چهارم نیز روش تحقیق و داده‌ها و در بخش پنجم نتایج تخمین مدل‌ها و یافته‌های تجربی پژوهش ارائه شده است. در نهایت در بخش ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌گردد.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

از آنجایی که در نظر است روابط پویای قیمت‌های تک محموله نفت و گاز و نرخ ارز و شوک‌های قیمت مورد مطالعه قرار گیرد، با توجه به مفاهیم قیمت‌گذاری و شوک و همچنین ارتباط بین متغیرها، به اختصار به مرور مبانی نظری و پیشینه تحقیق‌های مرتبط می‌پردازیم.

قیمت کالاها و خدمات اصولاً از طریق عرضه و تقاضای آن کالا تعیین می‌گردند. اقتصاددانان مکتب کلاسیک، هزینه‌های تولید را تعیین کننده قیمت یک کالا می‌دانستند. اقتصاددانان نئوکلاسیک و مارژینالیست‌ها مطلوبیت نهایی را مؤثر بر ارزش کالا و تقاضا را نیز اثرگذار بر قیمت کالا می‌دانستند. بر اساس نظر مارشال (۱۸۹۸)[1] هر دو سوی عرضه و تقاضا، در تعیین قیمت نقش دارند، اما اثر قالب و تعیین کننده عرضه و تقاضا طی دوره زمانی آنی[2]، کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت است. در دوره لحظه‌ای و آنی به دلیل عدم امکان تغییر عرضه، تقاضا قیمت را تعیین می‌کند، در کوتاه‌مدت هم عرضه و هم تقاضا در تعیین قیمت اهمیت داشته و در بلندمدت، هزینه‌های تولید و یا عرضه نقش کلیدی در تعیین قیمت بازار دارند (تفضلی (۱۳۹۴). شوک قیمت نیز بر اختلاف غیرمنتظره، بین قیمت پیش‌بینی شده و قیمت‌های واقعی بازار دلالت دارد.

مطابق نظر چن و همکاران[3] (۲۰۰۸) مسیر علیت نرخ ارز به قیمت کالاها (قیمت نفت و گاز) را می‌توان براساس رویکرد قیمت‌گذاری یک دارایی براساس نرخ ارز در نظر گرفت. تعیین قیمت‌های نفت و گاز براساس دلار، نقطه شروع مبانی نظری برای توصیف علیت نرخ ارز (دلار) به قیمت‌های نفت و گاز می‌باشد. افزایش بها در قیمت نفت به

1. Marshall
2. Temporary
3. Chen et al.

www.SID.ir

Archive of SID

سبب افزایش ارزش دلار آمریکا می‌تواند پاسخ‌های مثبت عرضه را به دنبال داشته باشد، با وجود اینکه این افزایش عرضه ناشی از فعالیت حفاری و یا افزایش ظرفیت تولید باشد[1]. شرکت‌ها و یا کشورهای صادرکننده نفت نیز ممکن است تصمیم به تعدیل قیمت نفت یا عرضه، به‌عنوان پاسخی به تغییر نرخ ارز، متناسب با استراتژی قیمت‌شان داشته باشند[2]. یافته‌های دو دهه اخیر به‌وضوح نشان داده است که رابطه بین قیمت واقعی نفت و تأثیر واقعی نرخ ارز در گروه‌های صادرکنندگان و واردکنندگان نفت متفاوت است. سرمایه‌گذاری بیش از حد در بالادست، به علت عدم تمایل تولیدکنندگان به تعویق تولید اضافی، می‌تواند قیمت نفت را کاهش دهد. حتی اعضای اوپک درخواهند یافت که حفظ نقش اوپک به‌عنوان متعادل‌کننده بازار در شرایط عرضه بیش از حد به بازار، به علت عدم قطعیت مرتبط با پاسخگویی تقاضای نفت و عرضه غیراوپک با قیمت بالاتر، چالشی بزرگ و سخت است و آنان به همان اندازه که تمایل به بازگشت سرمایه و سودشان دارند، با ریسک و هزینه از دست دادن سهم بازار خواهند بود[3].

در مطالعه آزمون علیت بین قیمت نفت و نرخ حقیقی ارز در ایران (ابراهیم هادیان و زهور نژاد حرافی ۱۳۹۴). به‌تفصیل ارتباط بین دو متغیر در دو جهت مورد بررسی قرار گرفته است، در جهت نخست تأثیرات قیمت نفت از دو کانال رابطه مبادله و اجزای پایه پولی بر نرخ ارز بیان شده و در جهت دوم، تغییرات نرخ ارز، عامل مؤثر بر تغییرات قیمت نفت از کانال تغییر در عرضه و تقاضای نفت برشمرده شده است. در رابطه مبادله، کالاهایی که در تجارت بین‌الملل مبادله می‌شوند، چنانچه جانشین کاملی نداشته باشند، فرض برابری قدرت خرید در مورد آنها نقض و قیمت نسبی کالاهای تجاری دو کشور تغییر خواهد کرد. از آنجایی که نفت یک کالای بدون جانشین در بازارهای جهانی است، افزایش قیمت حقیقی نفت موجب بهبود در رابطه مبادله کشورهای صادر کننده نفت شده و در نتیجه کاهش نرخ حقیقی ارز و افزایش ارزش حقیقی پول این کشورها را درپی‌دارد[4]. از سوی دیگر درآمدهای نفتی بر خالص دارایی خارجی بانک مرکزی و خالص بدهی دولت به بانک مرکزی مؤثر بوده، لذا درآمدهای نفتی از طریق تأثیر بر اجزای پایه پولی بر عرضه پول تأثیر گذاشته و در نتیجه نرخ ارز را در کشورهای صادرکننده نفت تحت تأثیر قرار می‌دهد. نرخ دلار نیز بر قیمت نفت از طریق تغییر در

1. Coudert et al.
2. Yousefi&Wirjanto
3. Fattouh&sen
4. Cashin

www.SID.ir

Archive of SID

عرضه و تقاضای نفت اثر می‌گذارد. در مبادلات مختلف خریدهای نفتی به دلار پرداخت می‌شود، بنابر این کاهش یا افزایش ارزش دلار، ارزش نسبت قیمت نفت به پول داخلی را برای کشورهایی که دارای نرخ ارز شناور هستند، کاهش می‌دهد.

از نظراکرم و همکاران (۲۰۰۸)[1]، وجود رابطه منفی بین ارزش دلار و قیمت دلاری کالاهایی همچون نفت و گاز، از قانون تک قیمتی کالاهای قابل مبادله پیروی می‌کند و کاهش نرخ ارز منتهی به نفت ارزان‌تر و افزایش نرخ ارز منتهی به نفت گران‌تر می‌شود، لذا هرگونه کاهش ارزش پول ملی منجر به کاهش تقاضا و افزایش ارزش پول ملی، موجب افزایش تقاضا برای نفت می‌شود. از سوی دیگر، هرگونه کاهش یا افزایش در تقاضای بین‌الملل نفت می‌تواند قیمت آن را نیز تحت تأثیر قرار دهد.

کاهش ارزش پول خارجی در کشورهای تولیدکننده و به‌تبع آن کاهش درآمدهای نفتی، می‌تواند موجب کاهش بودجه برای فعالیت‌های حفاری و تضعیف بخش عرضه با فرض ثابت بودن سایر شرایط شود (کشاورزیان و همکاران ۱۳۸۹).

بوتزرو همکاران (۲۰۱۶)[2]، سه مسیر انتقال قیمت‌های نفت به نرخ ارز مشتمل بر ضوابط و شرایط مسیر مبادله[3]، مسیر اثر دارایی و ثروت و مسیر تخصیص مجدد سبد دارایی را مورد ملاحظه قراردادند. آنها شوک‌های متغیر قیمت‌های واقعی نفت را در مدل ساختاری VAR تعریف کرده و دریافتند ارزش ارز صادرکنندگان نفت نسبت به واردکنندگان نفت افزایش می‌یابد، بنابراین کشورهایی با مازاد نفت بیشتر، به‌منظور پیش‌گیری از فشارهای افزایش بها، در بازار ارز خارجی دخالت می‌نمایند.

در ادامه به‌منظور بررسی ارتباط نفت و گاز شایان ذکر است این دو منبع، جزء منابع پایان‌پذیر بوده و می‌دانیم که نرخ یا رانت کمیابی نیز در قیمت منابع تجدید ناپذیر حائز اهمیت است. یکی از مهم‌ترین مدل‌های توصیف رفتار منابع تجدید ناپذیر قانون هاتلینگ (۱۹۳۱)[4] می‌باشد. اساس مدل مبتنی بر این نظریه است که تولیدکنندگان یک کالا (مانند نفت و گاز) تمایل بیشتری به فروش کالای خود تا زمانی که مزایای فروش بیشتر از مزایای نگهداری آن است، دارند. به عبارت دیگر در بازار کارآمد، هزینه استخراج و ارزش فعلی کالا از یک طرف و هزینه ذخیره‌سازی و ارزش آینده کالا که با نرخ بهره مرتبط است از سوی دیگر، بر میزان تمایل فروش و عرضه کالا

1. Akram et al
2. Buetzer et al
3. Amano & Van Norden, 1998a, b
4. Hotelling

www.SID.ir

Archive of SID

مؤثر است. این قانون، ظهور فناوری‌های جدید را که ممکن است سبب کاهش هزینه‌های ذخیره‌سازی گردد را در نظر نمی‌گیرد.

لذا پیندایک[1] (۱۹۸۷) مدل هاتلینگ را با توجه به افزایش ذخایر به‌وسیله اکتشاف، به‌صورت اختصاصی برای نفت و گاز بهینه‌سازی کرده است.

درجه جانشینی بالای گاز طبیعی و نفت خام در بلندمدت، بر عرضه و تقاضای هریک تأثیرگذار بوده و در تولید نیز این دو می‌توانند مکمل یکدیگر باشند. به‌طوری‌که به هنگام رخداد اولین شوک نفتی در سال ۱۹۷۳، از آنجایی که گاز جایگزینی برای نفت بود، عرضه‌کنندگان LNG نیز قصد داشتند از افزایش قیمت نفت بهره‌مند شوند. در این راستا ژاپنی‌ها با وابسته شدن قیمت LNG به قیمت نفت خام موافقت کردند (مهدی اخوان، ۱۳۸۹). فرمول اولیه قیمت و ارتباط آن با نفت خام تا سال ۱۹۸۷ باقی ماند، تا اینکه پس از تصمیم اوپک مبنی بر توقف استفاده از سقف رسمی قیمت[2] و کمک به تعدیل عرضه و تقاضا در بازار جهانی، قیمت نفت سقوط کرد (فشارکی، ۲۰۰۴، ص ۵۴). به‌تبع کاهش قیمت نفت خام، قیمت LNG نیز کاهش یافت و درآمد عرضه‌کنندگان آن‌که بر مبنای قراردادهای پیشین ملزم به رعایت قیمت بودند کاهش یافت. این رویداد باعث شد تا فرمول قیمت از پایه نفت به قیمت‌گذاری "s شکل"[3] تغییر کند. قیمت گاز طبیعی تا اوایل دهه ۱۹۸۰ تحت تأثیر قوانین فدراسیون تنظیم مقررات انرژی امریکا[4]

---

1. Pindyck
2. Official Government Selling Prices (OGSP)
3. S Curve

فرمول قیمت‌گذاری LNG برپایه نفت به صورت $P\ LNG = \alpha \times P\ Crude\ Oil + \beta$ برای قیمت قراردادهای تحویل در بندر است. در بیشتر قراردادهای اندونزی قیمت نفت خام اندونزی ملاک قیمت‌گذاری است و تقریباً در تمام قراردادهای دیگر ، قیمت نفت خام ترخیصی از گمرک ژاپن که به آن "مخلوط نفت خام ژاپن " نیز گفته می‌شود (Japan Custom Cleared or Japanese Crude Coktail) ، شاخص قیمت‌گذاری است (جنسن، ۲۰۰۴، ص ۹۵).

بیشتر برای محموله هایی که در آسیا به فروش می‌رسند از این فرمول استفاده می‌شود و معمولاً α برابر ۱۴/۸۵ و β حدود ۹۰ تا ۷۰ است، در گذشته شیب خط برای تمام قراردادهای آسیایی ثابت می‌ماند و مذاکرات قرارداد برای تعیین مقدار ثابت بتا انجام می‌شد (فشارکی، ۲۰۰۴، ص ۵۵). در اواخر سال ۱۹۹۴، پیمانکار پروژه نورث وست شلف (Australian Northwest Shelf) روش قیمت‌گذاری" S شکل "جدیدی برای قرارداد با ژاپن طراحی کرد، در این روش زمانی که قیمت بیش از مقدار خاصی کاهش یابد منافع فروشنده تأمین می‌شود و در مقابل زمانی که قیمت از سقف تعیین شده فراتر رود منافع خریدار رعایت می‌شود. این روش قیمت گذاری برای مصرف‌کننده ریسک افزایش قیمت نفت خام و بالا رفتن قیمت LNG را کاهش می‌دهد.

4. Federal Energy Regulatory Commission (FERC)

www.SID.ir

Archive of SID

که محدودیت‌هایی را در استفاده از این سوخت به‌عنوان سوخت جایگزین اعمال می‌نمود، بود؛ اما تحت قوانین فعلی که تنها شرکت‌های توزیع محلی[1] مخاطب آن هستند، قیمت آن با تبعیت از قانون عرضه و تقاضا در یک بازار رقابتی تعیین می‌شود[2]. مقررات جدید قیمت‌گذاری در بازار گاز، بازاری رقابتی ایجاد کرده که در آن تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان می‌توانند کالا را با قیمت منصفانه ارائه و دریافت کنند. این آزادی همچنین مبنای خوبی برای بازار مشتقات بوده که از اوایل دهه ۱۹۹۰ منجر به شروع به کار بازارهای مالی گاز، با آزاد شدن بازار از قید قوانین محدودکننده شد و شبکه ملی آمریکا برای حمل و نقل گاز طبیعی گسترش یافت. این تحولات، زیرساختی قابل اتکا برای تجارت گاز طبیعی و در دسترس بودن در سراسر کشور را فراهم نمود. بازارهای مالی جدید برای کالاهای انرژی به سرمایه‌گذاران و معامله گران کمک کرد تا ریسک کمتری را تجربه کنند. فعالیت بورس اوراق بهادار نیویورک نیز برای تأمین قراردادهای آتی گاز طبیعی هنری هاب، در لوئیزانا به‌عنوان محل تحویل مبادله، آغاز شد.

در بررسی مطالعات پیشین مطابق با پژوهش‌های شی و واریام[3] (۲۰۱۷)، شاخص نفت به‌صورت برون‌زا، قیمت گاز را تحت تأثیر قرار داده و اقتصادهای گاز شرق آسیا را از اقتصادهای بازار استاندارد آمریکا و اروپا جدا می‌کند. بر اساس یافته‌های آنان[4] (۲۰۱۶)، باوجود مقررات تجاری مانند شروط مقصد و محدودیت فرصت‌های آربیتراژ آتی در بازارهای گاز طبیعی، قیمت‌ها داخل این سه بازار قابل مقایسه نیست. آسچه و همکاران[5] (۲۰۱۳)، نیز طی مطالعه‌ای دریافتند که قیمت قراردادهای گاز قاره اروپا به‌وسیله قیمت‌های نفت به‌خوبی تحریک شده‌اند و یک بازار جدید تک محموله در اروپا نیز از فرایندی مشابه از تعیین قیمت بازار گاز انگلیس تبعیت می‌کند، درحالی‌که همه قیمت‌های تک محموله توسط قیمت‌های نفت در بلندمدت تعیین می‌شوند. نیک و توئنس[6] (۲۰۱۴)، عوامل پیش برنده و پشتیبان قیمت گاز را درآلمان بررسی و دریافتند که دما، ذخیره و کاهش اندک عرضه می‌تواند در کوتاه‌مدت بر روی قیمت‌های گاز

1. Local Distribution Companies (LDCs)
2. Agbon & Araque
3. Shi &Variam
4. Shi &Variam
5. Asche et al
6. Nick &Thoenes

www.SID.ir

Archive of SID

طبیعی تأثیرگذار باشد. جی و همکاران[1] (۲۰۱۴) مکانیزم قیمت‌گذاری محلی را در بازارهای شمال آمریکا و اروپا و بازارهای آسیا بررسی نمودند، آنها دریافتند که اقتصاد جهانی عامل پیش برنده اصلی در تعیین قیمت گاز در آسیا و اروپا است. مطالعات دیگری اطلاعات اتحادیه اروپا و لیتوانی را برای تجزیه و تحلیل ساختار قیمت‌گذاری گاز به کار بردند و نتیجه گرفتند که قیمت‌های سایر انواع انرژی و سوخت (شاخص‌های خارجی) و قیمت‌های خرید، ذخیره، انتقال، تولید و عوامل هزینه زیرساخت‌ها (شاخص‌های داخلی) می‌توانند بر قیمت‌های گاز تأثیر بگذارند[2]. جنگ و همکاران[3] (۲۰۱۶a) پویایی قیمت نفت را در آمریکا، ژاپن و اروپا بررسی و دریافتند که قیمت‌های نفت برای تعیین‌کنندگی در ژاپن و اروپا تسلط دارد و عرضه و تقاضا به‌عنوان عامل کلیدی محرک قیمت در امریکا هستند. جنگ و همکاران (۲۰۱۶b)[4] نقش گاز شیل را روی حرکت رژیم و رابطه بین قیمت‌های نفت و قیمت‌های گاز در بازار آمریکا و اروپا مطالعه کردند، آنها نتیجه گرفتند که انقلاب گاز شیل اثر قابل توجه‌ای روی قیمت هنری هاب دارد؛ اما این اثر روی قیمت‌های مرکزی از نقطه تعادل ملی انگلیس (NBP) محدود است. عامل قابل توجه دیگری که به‌ویژه بعد از سال ۲۰۰۸ مؤثر بر قیمت گاز طبیعی است، بازارهای مالی است. چنگ و اکسیون[5] (۲۰۱۴)، مطالعاتی را روی اثر مالی گرایی در بازارهای کامل شامل بازار انرژی بررسی و نتیجه گرفتند که مالی گرایی بر بازارهای کالا و تقسیم ریسک و کشف اطلاعات تأثیرگذار می‌باشد. ژانگ[6] (۲۰۱۷)، نشان داد که قیمت‌های نفت در زمان وقوع بحران‌های مالی جهانی، به بازارهای مالی بیشتر وابسته می‌شود. بخشی از مطالعات، بر یکپارچگی بازار به‌ویژه در آسیا، اروپا و آمریکا متمرکز می‌باشد. به‌عنوان مثال طی مطالعاتی[7] بررسی شد که آیا بازارهای گاز در اروپا و آمریکای شمالی و ژاپن در سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۴ یکپارچگی را تجربه کرده‌اند؟ آنها دریافتند که بازار گاز طبیعی در اروپا و آمریکای شمالی به‌شدت یکپارچه‌اند و قیمت‌های گاز طبیعی در بازارهای اروپا و ژاپن نیز یکپارچه هستند اما این

1. Ji et al, 2014
2. Giziene&Zalgirvte, 2015
3. Geng et al, 2016a
4. Geng et al, 2016b, 2016c
5. Cheng &Xiong, 2014
6. Zhang ,2017
7. Siliverstovs et al., 2005

www.SID.ir

Archive of SID

یکپارچگی در رابطه با بازارهای گاز انتقالی آتلانتیک تا انتهای دوره نمونه اتفاق نمی‌افتد. لی و همکاران[1] (۲۰۱۴)، دریافتند که قیمت شمال آمریکا به‌وضوح مجزا از قیمت دیگر بازارها است، آنها ادعا کردند که یکپارچگی قیمت‌های آسیا و اروپا اساساً ناشی از شاخص نفت است. اگرچه تعرفه آسیایی در بازارهای نفت شفاف بوده است، اما هیچ اجتماعی روی محرک‌های تعرفه آسیایی در قیمت‌های گاز طبیعی به دست نیامده است. مطالعات پیشین روی عوامل تأثیرگذار بر قیمت‌های گاز، بیشتر روی بازارهای شرق آسیا (توصیف شده به‌وسیله ژاپن) و دو بازار اصلی دیگر (آمریکا و اروپا) آسیا متمرکز شده است.

منتقدان شاخص نفت ادعا دارند که شاخص نفت مبانی بازار را در بازار گاز طبیعی نادیده می‌گیرد و اختصاص طولانی‌تر آن مناسب نیست[2]. در قرن بیست و یکم نیز نفت و گاز به مدت طولانی قابلیت تعویض و جایگزینی در بازار مصرف نهایی ندارند و برای مدت طولانی‌تر وابستگی قیمت شاخص گاز به نفت مقدور نمی‌باشد[3]. خصوصاً از زمان انقلاب گاز شیل و حادثه نیروگاه هسته‌ای هیروشیما در سال ۲۰۱۱ در ژاپن، ارتباط بین قیمت‌های نفت و گاز تحت تأثیر قابل توجهی قرار گرفته است[4]. در مطالعات بسیاری مشاهده شده که قیمت‌های گاز مرتبط با قیمت نفت بوده، اما اخیراً جدا شده است و آزادتر و فرارتر شده‌اند[5]. از این‌رو مقالاتی، در پاسخ به سؤال تعادل بلندمدت بین قیمت‌های نفت خام و قیمت‌های گاز طبیعی پدیدار شد. هارتلی و همکاران[6] (۲۰۰۸)، انحراف کوتاه‌مدت در تعادل بلندمدت بین قیمت‌های نفت و قیمت‌های گاز را شناسایی و دریافتند که عوامل فصلی همانند موجودی (ذخیره)، آب و هوا و شوک‌های عرضه دلایل اصلی برای انحرافات و قطع ارتباط در کوتاه‌مدت هستند. اردوس[7] (۲۰۱۲)، ارتباط قیمت‌های گاز طبیعی با قیمت‌های نفت خام در ایالت متحده آمریکا و انگلستان را بررسی و قطع ارتباط و جدا شدن قیمت‌ها را برای حدود سال ۲۰۰۹ شناسایی کرد. در یافته‌های او قیمت گاز طبیعی در آمریکا و انگلیس به‌صورت جدا از یکدیگر پدیدار

1. Li et al
2. Stern
3. IEA
4. Geng et al., 2016a; 2016b; 2016c; Ji et al
5. Geng et al., 2016b; Serletis & Shahmoradi
6. Hartly et al
7. Erdos

www.SID.ir

Archive of SID

شدند. رامبرگ و پارسونس[1] (۲۰۱۲)، نتیجه گرفتند که رابطه خود همبستگی بین قیمت‌های گاز طبیعی و نفت خام در طول زمان پایدار نیست و همچنین با حد فاصله اطمینان بزرگی نشان داده شد که دو قیمت به‌صورت هفتگی به هم وابسته‌اند. آنها نشان دادند که ارتباط در طول زمان می‌تواند به‌طور چشمگیری تغییر و منتقل شود. لین و لی[2] (۲۰۱۵)، سرریز مؤثر بین بازارهای گاز طبیعی و نفت خام در آمریکا، اروپا و ژاپن را با به‌کارگیری اولین ارزش میانگین و دومین گشتاور، تصدیق کردند. آنها دریافتند که قیمت‌های نفت خام و گاز طبیعی در اروپا و ژاپن همبسته، اما در آمریکا جدا هستند. همچنین نشان دادند که مسیر سرریز قیمت از نفت خام به گاز طبیعی است، نه برعکس. چندین مطالعه نشان داد که شکست ساختاری در رابطه بین قیمت‌های نفت و گاز متأثر از توسعه گاز شیل است[3] و حادثه هسته‌ای فوکوشیما نیز منجر به افزایش واردات LNG به ژاپن و افزایش سرمایه‌گذاری در پروژه‌های LNG در سراسر دنیا شده است[4]. همچنین ویلار و جوتز[5] (۲۰۰۶)، دریافتند که یک خود همبستگی بین قیمت گاز طبیعی هنری هاب و قیمت‌های نفت خام وست تگزاس اینترمدیت (WTI) وجود دارد. به‌منظور جابه‌جایی شاخص نفت، آژانس بین‌المللی انرژی (۲۰۱۳ و ۲۰۱۴)[6] و تعدادی از محققان[7] برای ایجاد مراکز تجارت آسیا به‌منظور تولید قیمت‌های تطبیقی و رقابتی برای بازتاب اصول و مبانی بازار خاص منطقه شرق آسیا به‌عنوان جایگزینی برای شاخص نفت فراخوان و پیشنهاد دادند. استرن و شی و واریام[8] (۲۰۱۶)، مصرف‌کنندگان را به تشریک مساعی جهت کمک برای گذار به سمت قیمت مرکزی نمودند. تعرفه آسیایی بیشتر به‌عنوان پایه‌ای برای گذار ذکر شده که موضوع بحث برانگیزی است. بسیاری از خریداران گاز و مجامع علمی اعتقاد دارند که شاخص نفت موجب تعرفه آسیایی شده و پیشنهاد توسعه قیمت‌ها بر پایه مقایسه محلی از طریق مراکز تجارت برای جایگزینی شاخص نفت و تعدیل تعرفه آسیایی شده‌اند[9].

1. Ramberg& Parsons
2. Lin & li
3. Caporin & Fontini, 2017; Gen et al.,2016b; Wakamatsu & Aruga
4. Havashi & Hughes, 2914a, 2013b
5. Villar & Joutz
6. IEA
7. Shi &Variam, 2016, 2017; Shi et a.,2016; Stern, 2014, 2016; TONG ET AL.,2014
8. Shi &Variam; Stern
9. Iea; Tong et al

www.SID.ir

Archive of SID

حامیان کاربرد شاخص نفت برای قیمت‌گذاری گاز، اگرچه ادعا کرده‌اند که تعرفه آسیایی به علت مبانی بازار متفاوت ایجاد می‌شود[1]؛ اما تجارب گذشته نشان داده است که مبانی بازار ممکن است در میان سه بازار متفاوت، متغیر و در نوسان باشند. در حالی‌که آمریکا انقلاب شیل و اروپا کاهش تقاضا برای گاز را تجربه می‌کند، در کشورهای شرق آسیا (همانند چین و ژاپن) نیاز به گاز طبیعی افزایش یافته است. تقاضای بیشتر ژاپن به‌علت حادثه هسته‌ای فوکوشیما در ۲۰۱۱ و نیاز بیشتر چین به گازطبیعی به علت رشد قوی اقتصادی آن و افزایش فشارها در جهت حرکت به سمت منابع دوستدار محیط‌زیست از انرژی می‌باشد[2]. رویه‌های زیرساختی و قراردادی، فرصت‌های آربیتراژ را در نواحی مختلف محدود می‌کند و بنابراین موجب کاهش واگرایی قیمت در میان بازارها می‌شود.

در این میان شوک‌های انرژی نیز یکی از عوامل تأثیرگذار اساسی در رشد اقتصادی می‌باشد. از آنجا که رشد اقتصادی بلندمدت و توسعه یافته به‌شدت وابسته به آسیب‌پذیری و تاب‌آوری در مقابل شوک‌ها است[3]، از زمان جنگ جهانی و به‌ویژه از سال ۱۹۷۰ که قیمت نفت افزایش یافت، اقتصاددانان به دنبال شناسایی اثرات آن بر روی اقتصاد بوده‌اند[4]. همیلتون[5] (۱۹۸۳)، رابطه آماری قابل توجه‌ای را بین افزایش قیمت نفت و رکود اقتصادی طی سال‌های ۱۹۴۸ و ۱۹۸۱ برآورد کرد و همچنین کیلیان[6] (۲۰۰۹)، نشان داد که افزایش قیمت نفت (محرک تقاضا یا عرضه) اثراتی حیاتی روی بهره و تورم دارد. باوجود پیشرفت اساسی در فهم اثرات اقتصاد کلان از شوک‌های نفتی، شایان ذکر است مهم‌ترین یافته‌ها با محدودیت شواهد جمع‌آوری شده چند وجهی همراه بوده و مطالعات برپایه اطلاعات کوتاه‌مدت ملی انجام شده است. در عین حال عده‌ای از محققان به شناخت میزان آسیب‌پذیری (اثر فوری) و تاب‌آوری (اثر پس رفت) اقتصاد انحصاری نسبت به شوک‌های قیمت انرژی علاقه‌مند می‌باشند و معتقدند به هنگام توسعه اقتصادی- همانند تغییر جهت از اقتصاد کشاورزی به صنعتی و یا گذار به

1. Blank, 2007; Neumann & Von Hirschhausen, 2015
2. IEA
3. Balassa, 1986; Romer & Romer, 2004; Martin, 2012
4. Hamilton, Kilian
5. Hamilton
6. Kilian

www.SID.ir

Archive of SID

اقتصادی دانش بنیان - ظرفیت جذب شوک‌ها بیشتر می‌شود. این امر ممکن است به علت کاهش سهم انرژی در تولید، انعطاف بیشتر در بازارهای کار یا اتخاذ سیاست‌های پولی بهتر باشد[1]. داوان و جسک[2] (۲۰۰۶)، دریافتند که از سال ۱۹۸۶ توسعه اقتصادها نسبت به شوک‌های نفت آسیب‌پذیری کمتری دارد. استرن و کاندر (۲۰۱۲) و نیز آیرس و وار[3] (۲۰۰۵)، مدل‌های نظری را به‌منظور برآورد سهم خدمات انرژی در رشد بلندمدت اقتصادی، بنا نهادند. فوکوئت[4] (۲۰۱۴)، مدل تصحیح خطای برداری[5] را برای جستجوی جستجوی توسعه درآمد بلندمدت و انعطاف‌پذیری قیمت به کاربرد، در حالی که محققان دیگری[6] مدل‌های تصادفی را به‌منظور آشکار نمودن روندهایی در تحول بلندمدت قیمت‌های انرژی به کار بردند؛ اما اکثر این مدل‌ها برای اندازه‌گیری اثر درون‌زای رابطه متغیرهای تحلیلی و تصادفی همانند قیمت‌های انرژی و رشد GDP مناسب نیستند. اخیراً مدل‌های VAR برای تجزیه و تحلیل اطلاعات تصادفی بلندمدت به کار می‌روند[7]. از مزایای مدل‌های VAR این است که استفاده‌کننده تنها بایستی مفروضات را برای شناسایی شوک‌ها در متغیرهایی از مدل تعیین کند که می‌تواند متضاد یا منکر علیت درازمدت روابط باشد.

در این مطالعه نیز، ابتدا ما با تمرکز بر شناسایی روابط بلندمدت بین قیمت‌های تک‌محموله نفت و گاز با در نظر گرفتن تغییرات نرخ ارز، همبستگی و علیت متغیرهای درون‌زا نسبت به یکدیگر را توسط مدل خود رگرسیون برداری سوئیچینگ مارکوف بررسی نمودیم. پس از آن مکانیزم انتقال قیمت بین قیمت‌های تک محموله نفت و گاز و نرخ ارز در شرایط تغییر و سوئیچ بین دو رژیم مورد مطالعه قرار گرفت، همچنین اعمال شوک نرخ ارز و بررسی مستقیم تأثیر تغییرات نرخ ارز بر روی قیمت تک محموله گاز در سه بازار منطقه‌ای گاز همزمان با تغییرات قیمت نفت وجه تمایز و نوآوری این پژوهش نسبت به مطالعات پیشین می‌باشد، چرا که در مطالعات پیشین عمدتاً اثرات شوک قیمت نفت بر روی قیمت گاز در یک منطقه مورد مطالعه قرار گرفته است که

1. Blanchard & Gali
2. Dhawan & Jeske
3. Stern & Kander, Ayres &war
4. Fouquet
5. Vector Error Correction Model
6. Pindyck; Cashin & Mcdermott
7. Rathke & Sarferaz; Stuermer

www.SID.ir

Archive of SID

به‌واسطه تأثیرپذیری قیمت نفت از نرخ ارز، به‌صورت غیرمستقیم مطالعات قیمت گاز شامل تغییرات نرخ ارز نیز باشد. درصورتی‌که در این مطالعه به‌صورت همزمان متغیرهای قیمتی تک محموله سه بازار منطقه‌ای گاز علاوه بر متغیر نرخ ارز و قیمت تک محموله نفت خام در مدل وارد شده و در برآورد مدل نیز پنج متغیر تأثیرگذار است. وجه تمایز دیگر آن بررسی رفتار قیمت‌ها با در نظر گرفتن شرط انتقال از رژیم پیشین می‌باشد، در واقع اثرات تأخیری و بازگشتی به هنگام تغییر رژیم با استفاده از برآورد بیزین مدنظر قرار گرفته و مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. ازآنجایی شرایط اقتصادی دینامیک بوده و حالت‌های رکود و رونق را تجربه می‌کنند، لذا رفتار متغیرها ناشی از هر یک از شوک‌ها را به هنگام سوئیچ بین دو وضعیت و همزمان با تغییر رژیم با استفاده از برآورد بیزین بررسی گردید. با توجه به اینکه متغیرهای انتخاب شده همبسته‌اند، تغییر قیمت‌ها در شرایط اقتصادی و در سراسر دوره پویا و ضرایب مدل در هر رژیم متغیر با زمان می‌باشد، بنابراین به‌طور مؤثر دامنه و اثر نوسانات قیمت در دوره‌های مختلف اقتصادی را بررسی شده و به‌منظور ارائه تصویر واقعی‌تر، از مجموعه داده‌هایی با دوره بلندمدت، گسترده و طولانی برای تشکیل سری‌های زمانی غیرخطی استفاده شده که دربرگیرنده دوره‌های نمونه پویایی اقتصادی بزرگی است، بنابراین سری‌ها ما را قادر به ارائه نتایج واقعی‌تر و روزآمد می‌کند.

۳- روش پژوهش و داده‌ها

یکی از مشهورترین مدل‌های سری زمانی غیرخطی، مدل سویچینگ مارکوف می‌باشد که توسط همیلتون در سال ۱۹۸۹ مطرح شد. این مدل از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. علت استفاده از واژه تغییر رژیم در مدل آنست که یک متغیر سیاستی، ممکن است در دوره‌ای از زمان معین، دارای یک رفتار و فرآیند باشد و در دوره‌ای دیگر رفتار دیگری از خودش نشان دهد. لذا چنانچه در بررسی فرآیند متغیر مورد نظر، این موضوع نادیده گرفته شود، نتایج تورش‌داری به‌دست خواهد آمد.

در روش مارکوف، وقایع به m وضعیت تقسیم می‌شود که s_t ، واقعه t ام ($t=1,2,...,m$) می باشد. هر وضعیت می تواند بیانگر یک تغییر رژیم باشد. همچنین s_t می‌تواند واقعه‌ای باشد که در زمان t رخ داده و منجر به تغییر متغیر مورد نظر (مثلاً Y_t)

www.SID.ir

Archive of SID

در زمان t شده است. به عبارت دیگر فرض می‌شود که Y_t همراه با متغیر غیرقابل مشاهدهٔ s_t تغییر جهت می دهد. s_t نیز متغیری است که اعداد ۱، ۲ و ... را اختیار می‌کند، بنابراین می‌توان نوشت:

$$P(Yt \mid Y1,Y2,\dots Yt\text{-}1)=P(Yt \mid Yt\text{-}1) \qquad (۱)$$

معادله فوق بیان می‌کند که توزیع احتمال Y در زمان t، تنها وابسته به وضعیتش در زمان t-1 دارد، لذا در فرآیندهای مارکوف، وابستگی مسیر برای متغیرها قابل تصور نمی‌باشد، نقطه قوت این مدل در انعطاف‌پذیری آن است که امکان در نظر گرفتن تغییرات واریانس بین فرآیندها را همراه با تغییر در میانگین فراهم می‌سازد.

تابع چگالی احتمال شرطی y_t نسبت به s_t با فرض توزیع نرمال را می‌توان به‌صورت زیر نوشت: برای $s_t = 1,2$

$$f(y_t \mid s_t)=\frac{1}{\sigma_{s_t}\sqrt{2\pi}}\exp\left(\frac{-(y_t-\mu_{s_t})^2}{2\sigma_{s_t}^2}\right) \qquad (۲)$$

در تابع چگالی احتمال بالا، متغیر غیرقابل مشاهده st به‌صورت اندیس پایین در میانگین و واریانس متغیر قابل مشاهده yt ظاهر شده است و این بدان معنا است که برای سری زمانی y_t دو میانگین (μ_1 و μ_2) و دو واریانس (σ_1^2 و σ_2^2) وجود خواهد داشت. با وجود این که متغیر s_t یک متغیر تصادفی با توزیع خاص خودش است، ولی چون ناشناخته بوده و صرفاً بر اساس مشاهدات سری زمانی y_t قابل تفسیر است، از تابع چگالی بالا نمی‌توان برای تشکیل تابع درستنمایی به‌منظور استنباط آماری استفاده کرد. ساده‌ترین روش برای حل این مشکل این است ابتدا احتمال شرطی جزء غیرقابل مشاهده s_t، یعنی ($S_t \mid S_{t-1}$) را ساخته و آن را در تابع چگالی شرطی ($Y_t \mid S_t, S_{t-1}$) ضرب شود تا تابع چگالی احتمال مشترک به دست آید و سپس بر روی s_t جمع زده شود. بنابراین می‌توان نوشت:

$$f(y_t \mid s_{t-1}) = \sum_{s_t=1}^{j} f(y_t \mid s_t, s_{t-1}).P(s_t|s_{t-1}) \qquad (۳)$$

st از یک زنجیره مارکوف مرتبه اول پیروی کرده و ماتریس انتقال آن به شکل زیر باشد:

$$P = \begin{bmatrix} P((s_t = 1|s_{t-1} = 1)) & P((s_t = 2|s_{t-1} = 1)) \\ P((s_t = 1|s_{t-1} = 2)) & P((s_t = 2|s_{t-1} = 2)) \end{bmatrix} \qquad (۴)$$

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن pij (i,j=1,2) نشان‌دهنده‌ی احتمال انتقال از st-1=i به st=j می‌باشد. عناصر قطر اصلی در این ماتریس بیانگر عدم تغییر وضعیت بوده و سایر عناصر تغییر وضعیت را نشان می‌دهند. در حالت کلی p_{ii} احتمال تغییر وضعیت از i به j را نشان می‌دهد.

با فرض اینکه ε_t یک بردار ستونی تصادفی است که عنصر j‌ام آن برابر با ۱ برای $s_t = j$ و در غیر این صورت برابر با صفر می‌باشد. در دو وضعیتی، ε_t عبارت است از:

$$\varepsilon_t = \begin{cases} \begin{bmatrix}1\\0\end{bmatrix} s_t = 1 \\ \begin{bmatrix}0\\1\end{bmatrix} s_t = 2 \end{cases} \quad \varepsilon_t = \begin{cases} \begin{bmatrix}1\\0\end{bmatrix} & s_t = 1 \\ \begin{bmatrix}0\\1\end{bmatrix} & s_t = 2 \end{cases} \qquad (۵)$$

در حالت کلی، ماتریس انتقال p و بردار ε_t برای حالتی که m وضعیت وجود داشته باشد، عبارتند از:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} & \cdots & P_{m1} \\ P_{12} & P_{22} & & P_{m2} \\ & & \ddots & \vdots \\ P_{1m} & P_{2m} & \cdots & P_{mm} \end{bmatrix} , \varepsilon_t = \begin{cases} \begin{bmatrix}1\\0\\\vdots\\0\end{bmatrix} & s_t = 1 \\ \vdots & \\ \begin{bmatrix}0\\0\\\vdots\\1\end{bmatrix} & s_t = m \end{cases} \qquad (۶)$$

بدین ترتیب امید ریاضی ε_{t+1} به‌صورت زیر است:

$$E(\varepsilon_{t+1}|s_t = i) = \begin{bmatrix} p_{i1} \\ p_{i2} \\ \vdots \\ p_{im} \end{bmatrix} = E(\varepsilon_{t+1}|\varepsilon_t) = p\varepsilon_t \qquad (۷)$$

معادله زیر را که موسوم به زنجیره مارکوف است برای ε_{t+1} به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\varepsilon_{t+1} = p\varepsilon_t + v_{t+1} \qquad (۸)$$

و برای ε_t عبارت است از:

$$\varepsilon_t = p\varepsilon_{t-1} + v_t \qquad (۹)$$

با توجه به اینکه بردار ε_t به‌صورت $\begin{bmatrix}1\\0\end{bmatrix}$ یا $\begin{bmatrix}0\\1\end{bmatrix}$ است، لذا اگر z_t عنصر اول را نشان دهد، عنصر دوم آن برابر با $1 - z_t$ است، حال اگر معادله (۹) را به‌صورت زیر نوشته شود:

www.SID.ir

Archive of SID

$$\begin{bmatrix} z_t \\ 1-z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} \\ P_{12} & P_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_t - 1 \\ 1 - z_t - 1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{bmatrix} \quad (۱۰)$$

سطر اول معادله (۱۰) عبارت است از:

$$z_t = p_{11} z_{t-1} + p_{21}(1 - z_{t-1}) + v_{1t} \quad (۱۱)$$

با توجه به اینکه $\rho = -1 + P_{11} + P_{22}$ است، لذا جایگذاری به‌جای P_{21}، معادله (۱۱) را به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$z_t = (1 - p_{22}) + p z_{t-1} + v_{1t} \quad (۱۲)$$

$\rho = -1 + P_{11} + P_{22}$ است. بنابراین z_t توسط فرایند AR(1) توصیف شده است که طبق آن، مقدار متغیر مجازی z_t وابسته به مقدار آن در دوره قبل می‌باشد. در واقع z نقش یک متغیر مجازی را ایفا می‌کند که انتقال در داده‌ها را نشان می‌دهد. بدین ترتیب در مدل مارکوف می‌توان انتقال‌های متعددی را در رفتار متغیر مورد نظر مشاهده نمود.

حالت‌های مختلف مدل سویچینگ مارکوف

اگر مدل معرفی شده در بخش قبلی که شامل m رژیم و p وقفه باشد یا به عبارت دیگر y_t یک فرایند AR(P) بوده وs_t مقادیر 1,2,..,m را اختیار کند، در این صورت بسته به اینکه کدام‌یک از اجزای معادله وابسته به متغیر وضعیت می‌باشد، چند حالت کلی پیش می‌آید. آنچه در مطالعات اقتصادی بیشتر مورد توجه است، شامل چهار حالت مدل‌های سویچینگ مارکوف در میانگین[۱] (MSM)، عرض از مبدأ[۲] (MSI)، ناهمسانی در واریانس[۳] (MSH) و پارامترهای خودرگرسیون[۴] (MSA) می‌باشد.[۵] در حالت کلی می‌توان انواع مختلف مدل‌های خودرگرسیون سویچینگ مارکوف را با استفاده از مدل خودرگرسیون خطی تبیین نمود، که در جدول (۱) به آنها پرداخته شده است:

1. Markov Switching Mean
2. Markov Switching Intercept Term
3. Markov Switching Heteroskedasticity
4. Markov Switching Autoregressive Parameters

۵. مدل‌های MS-VAR نیز دقیقا مشابه مدل های MS-AR تعریف و طبقه بندی می‌شوند.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱. حالت‌های مختلف مدل سویچینگ مارکوف

نام مدل	معادله	توزیع جملات اخلال	جزء وابسته به رژیم
$MSM(m)-AR(P)$	$\Delta y_t-\mu(s_t)=c+\sum_{i=1}^{p}\alpha_i(\Delta y_{t-i})\mu(s_{t-i})+\varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0.\sigma^2)$	میانگین
$MSI(m)-AR(P)$	$\Delta y_t-c(s_t)=\sum_{i=1}^{p}\alpha_i(\Delta y_{t-i})+\varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0.\sigma^2)$	عرض از مبدأ
$MSH(m)-AR(P)$	$\Delta y_t=c+\sum_{i=1}^{p}\alpha_i(\Delta y_{t-i})+\varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0.\sigma^2(s_t))$	واریانس جملات خطا
$MSA(m)-AR(P)$	$\Delta y_t=c+\sum_{i=1}^{p}\alpha_i(\Delta y_{t-i})+\varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0.\sigma^2)$	ضرایب جملات خود توضیح

منبع: Krolzig, 1997, p13

با ترکیب حالت‌های اول و دوم با مدل‌های دوم و سوم می‌توان مدل‌های جزئی‌تری را به‌دست آورد که در آن، امکان وابسته بودن اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود دارد. جدول (۲) خلاصه حالت‌های مختلف مدل مارکوف سویچینگ را نشان می‌دهد.

جدول ۲. خلاصه حالت‌های مختلف مدل‌های سویچینگ مارکوف

		MSM (میانگین)		MSI(عرض از مبدأ)	
ضرایب جملات خود توضیح	واریانس جملات خطا	μ متغیر	μ ثابت	C متغیر	C ثابت
α_i ثابت	σ^2 ثابت	MSM-AR	AR خطی	MSI	AR خطی
	σ^2 متغیر	MSMH-AR	MSH-AR	MSIH-AR	MSH-AR
α_i متغیر	σ^2 ثابت	MSMA-AR	MSA-AR	MSIA-AR	MSA-AR
	σ^2 متغیر	MSMAH-AR	MSAH-AR	MSIAH-AR	MSAH-AR

منبع: Krolzig, 1997

برای توضیح بیشتر در حالت MSMH-AR هم واریانس مدل و هم میانگین مدل وابسته به متغیر وضعیت می‌باشند. در حالت MSMAH-AR واریانس و میانگین و نیز پارامترهای مدل خودرگرسیون وابسته به متغیر وضعیت می‌باشند. با توجه به این واقعیت که برخی از متغیرهای اقتصادی براساس تئوری‌های اقتصادی و مشاهدات

www.SID.ir

Archive of SID

تجربی دارای رفتار غیرخطی هستند، لذا می‌توان این‌گونه متغیرها را با استفاده از مدل‌های مندرج در جدول (۲) به‌صورت غیرخطی مدل‌سازی کرد.

مدل سویچینگ مارکوف همچنین متفاوت از مدل‌های تغییر ساختاری می‌باشد، در مدل سویچینگ مارکوف اجازه تغییر در هر نقطه از زمان و به هر تعداد وجود دارد، ولی در مدل‌های تغییر ساختاری تنها اعمال تغییر در زمان‌های خاص و به‌صورت برون‌زا امکان‌پذیر می‌باشد. بنابراین مدل سویچینگ مارکوف برای توضیح داده‌هایی مناسب است که الگوهای رفتاری گوناگونی در بازه‌های مختلف زمانی نشان می‌دهند.

کارل زینگ[1] (۱۹۹۷)، مدل تئوری و عملی سوئیچینگ VAR (MS-VAR) را در قالب مدل یکنواختی که توسط همیلتون (۱۹۸۹) بیان شده، برای تحلیل چرخه کسب و کار به کار برد. اصلاحات بعدی توسط سیمز، واگنر و ژا (۲۰۰۸)، سیمز و ژا (b۲۰۰۶)، روبیو رامیرز، واگنر و ژا (۲۰۰۵) و هوبریش، واگنر و ژا (۲۰۱۶) توسعه یافتند.

به‌طور کلی، برآورد حداکثر درستنمایی (ML[2]) مدل‌های MS-VAR، ممکن است در نمونه‌های کوچک غیرقابل اعتماد و برای مدل‌های بزرگ‌تر غیرقابل قبول باشد. علاوه بر این، برای برخی از پارامترهای توزیع نامتقارن، نتیجه‌گیری غیرمستقیم پیچیده است. این مسئله همچنین اعتبار روش‌های انتخاب مدل مکرر را تضعیف می‌کند. علاوه بر این، اعتبار صریح بوت استرپ برای مدل‌های MS-VAR کم است.

یک واکنش معمول در کارهای کاربردی به مشکلات همگرایی برآوردگر ML، استفاده از روش برآورد بیزی است که در مطالعات سیمز، واگنر و ژا[3] (۲۰۰۸)، سیمز و ژا[4] (۲۰۰۹) و واگنر و روبیورامرز و ژآ[5] (۲۰۰۵) آمده است.

برآورد بیزی

برآورد بیزی شامل تنظیم توزیع‌های قبلی برای تمام پارامترهای مدل و توزیع‌های خلفی مورد علاقه از طریق شبیه‌سازی است که برای یک حالت مشخص از فرآیند مارکوف، پیش از پارامترهای VAR معمولاً به‌عنوان مدل خطی تنظیم می‌شود. یک

1. Karlzig
2. Maximum likelihood
3. Sims, Wagoner & Zha
4. Sims & Zha
5. Wagoner, Rubio-Ram'ırez & Zha

www.SID.ir

Archive of SID

پیش نویس مینه سوتا یا مجموع ضرایب پیش از آن با پیشنهادی معکوس Wishart از انتخاب‌های رایج است. اگرچه همان توزیع قبلی ممکن است در هر رژیم استفاده شود، این رویکرد، با ناهماهنگی ناسازگارانه‌ای که در مدل MS-VAR وجود دارد، سازگار خواهد بود.

انتخاب مدل

برای مدل‌های MS-VAR، تعداد وقفه و تعداد رژیم‌های مارکوف باید در مرحله‌ای مشخص، انتخاب شوند. در یک تنظیم مکرر، این دو مقدار را می توان با معیارهای احتمالی مجاز شناخته شده مانند آکائیک (AIC)[1] مورد توجه قرار داد که این معیار را می‌توان به‌صورت زیر نوشت: $AIC = -2 \text{ Log } L + 2n$

جایی که log L حداکثر تابع احتمال log-denotes را نشان می‌دهد و n تعداد پارامترهای آزاد است. پارامترهای آزاد شامل پارامترهای MS-VAR کاهش یافته برای ساختارهای مختلف و همچنین عناصر بدون محدودیت ماتریس احتمال انتقال است. به‌طور مشابه، دیگر معیارهای انتخاب مدل مانند شوارتز (SIC)[2] و هنان کوئین (HQC)[3] ممکن است استفاده شود.

ساراداکیس و اسپانولو[4] (۲۰۰۶)، گزارش نتایج شبیه‌سازی برای عملکرد معیارهای انتخاب مدل برای انتخاب مشترک تعداد حالت MS و تعداد تأخیر و وقفه‌های خودکار برای مدل‌های AR یکسان با ضرایب MS را انجام دادند. آنها نتیجه می‌گیرند که اگر اندازه نمونه نسبتاً بزرگ باشد، معیارهای احتمالی مجاز مانند AIC برای تعیین مقادیر مورد نظر مفید هستند. مطالعات آنها اندازه نمونه‌های ۲۰۰ و ۴۰۰ را بررسی می کند. با بررسی دقیق‌تر نتایج شبیه‌سازی آنها، حتی با ۴۰۰ مشاهدات و مدل‌های نسبتاً ساده، ترکیبی صحیح از تعداد حالت‌های مارکوف و نظم AR بیشتر تشخیص داده نمی‌شود. یک فرض منطقی این است که مسئله انتخاب در مدل‌های چند متغیره سخت‌تر می‌شود.

1. Akaike Information Criterion
2. Schwarzs Information Criterion
3. Hannan Quinn Criterion
4. Psaradakis & Spagnolo

www.SID.ir

Archive of SID

در نهایت، از نظر چشم‌انداز بیزی، اگر همه مدل‌ها به‌طور یکنواخت، احتمالاً یک پیش فرض داشته باشند، یک معیار طبیعی برای مقایسه مدل، احتمال ارادی است. با این وجود باید درک کرد که چالش‌های محاسباتی این مدل در مقایسه با تعداد زیادی از مدل‌های جایگزین و پیشین، غیرقابل توجه است.

مدل‌های سنتی VAR با ساختار خطی بر روی نمونه‌هایی که برای جلوگیری از شکاف ساختاری انتخاب شده‌اند، تخمین زده می‌شوند که یکی از ابزارهای اولیه (اصلی) تجزیه و تحلیل باقی خواهد ماند. سؤال اصلی این است که چگونه این شکاف‌ها را شناسایی نماییم. اگر چه تست‌های Chow-type برای تغییر ساختاری وجود دارند که می‌توانند برای تشخیص نقاط شکست در پارامترهای شیب مدل VAR استفاده شوند، اما مشکل زمانی به وجود می‌آید که تعداد شکاف‌های ناشناخته یک‌بار اتفاق نیفتد و شکاف‌های متعددی داشته باشیم. لذا در عمل، روش بهتر، انتخاب نمونه بر اساس اطلاعات بیرونی، در مورد مؤسسات اقتصادی است. نمونه‌ای از این روش در مقاله آلکوئیست، کیلیان و ویگفوسن[1] (۲۰۱۳) ارائه شده است که در مورد رابطه بین قیمت نفت و تولید ناخالص ملی واقعی ایالات‌متحده با استفاده از مدل‌های VAR و با اضافه کردن داده‌های قبل از سال ۱۹۷۳ بحث کرده‌اند.

از این‌رو در این تحقیق با مطالعه پیشینه تحقیق شوک‌های ساختاری، علاوه بر تست چو[2] شکست‌های ساختاری شناسایی شده و پس از تخمین و برآورد مدل، تغییر رژیم در دوره‌های نمونه‌ای حاوی شکست ساختاری برای هر متغیر مورد مطالعه قرار می‌گیرد.

به‌منظور مقایسه تطبیقی سه بازار منطقه‌ای نیز از اطلاعات و داده‌های ماهانه بیست ساله قیمت گاز تک محموله لوئیزانا شاخص آمریکا، قیمت گاز آلمان نماینده اروپا و همچنین قیمت ماهانه گاز ژاپن برای آسیا استفاده شده و به همراه تغییرات ماهانه قیمت تک محموله نفت خام و نیز نرخ ارز به‌منظور بررسی ایستایی و مقایسه بهتر داده‌ها از لگاریتم نپرین متغیرها استفاده شده است و با وارد کردن وقفه‌های ۱۲ ماهه (معادل یکسال) وابسته به رژیم برای هریک از پنج متغیر لگاریتم نپرین قیمت

1. Alquist, Kilian, Vigfusson
2. Chow test

www.SID.ir

Archive of SID

تک‌محموله ماهانه گاز آسیا، اروپا و آمریکا و نیز قیمت تک محموله ماهانه نفت و نرخ ارز با مدل سری زمانی برآورد شده و مورد برازش قرار می‌گیرد. بردار سری زمانی، براساس مبانی نظری و پیشینه تحقیق، تابعی از پنج متغیر لگاریتم نپرین قیمت تک محموله نفت و گاز سه بازار منطقه‌ای، نرخ تغییر ارز با در نظر گرفتن و اعمال وقفه‌های زمانی یکساله تشکیل می‌گردد.

Yt = [Ln.oil(t), Ln. ex(t), Ln.Gger(t), Ln. Gjap(t), Ln. Glois(t)]"

Loil لگاریتم نپرین قیمت تک محموله نفت و Lex لگاریتم نپرین نرخ تغییر ارز است.

LGger لگاریتم نپرین قیمت تک محموله گاز آلمان و LGjap لگاریتم نپرین قیمت تک محموله گاز ژاپن و LGlois لگاریتم نپرین قیمت تک محموله گاز لوئیزانا می‌باشد.

بررسی پایایی متغیرها

پیش از آن که به بررسی روابط بلندمدت میان متغیرهای مدل پرداخته شود ابتدا مانایی سری‌های زمانی موجود در مدل را با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد مورد بررسی قرار می‌دهیم.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای الگو

متغیر نسبت به عرض از مبدأ	مقادیر بحرانی در سطح ۱٪	مقادیر بحرانی در سطح ۵٪	مقادیر بحرانی در سطح ۱۰٪	کمیت دیکی فولر مقادیر آماره t	Prob.*
نفت خام در سطح	-۳.۴۵۰۸۷۸	-۲.۸۷۰۴۷۳	-۲.۵۷۱۶۰۰	-۱.۵۵۰۹۷۳	۰.۵۰۶۵
با یک‌بار تفاضل‌گیری	-۳.۴۵۰۸۷۸	-۲.۸۷۰۴۷۳	-۲.۵۷۱۶۰۰	-۱۳.۷۰۳۹۸	۰.۰۰۰۰
گاز آلمان در سطح	-۳.۴۵۱۰۱۱	-۲.۸۷۰۵۳۲	-۲.۵۷۱۶۳۱	-۱.۶۶۴۰۲۲	۰.۴۴۸۶
با یک‌بار تفاضل‌گیری	-۳.۴۵۱۰۱۱	-۲.۸۷۰۵۳۲	-۲.۵۷۱۶۳۱	-۶.۱۰۰۳۸۵	۰.۰۰۰۰
گاز ژاپن در سطح	-۳.۴۵۰۸۷۸	-۲.۸۷۰۴۷۳	-۲.۵۷۱۶۰۰	-۱.۳۶۲۹۷۴	۰.۶۰۰۶
با یک‌بار تفاضل‌گیری	-۳.۴۵۰۸۷۸	-۲.۸۷۰۴۷۳	-۲.۵۷۱۶۰۰	-۱۴.۷۵۸۵۵	۰.۰۰۰۰
گاز لوئیزانا در سطح	-۳.۴۵۰۸۱۲	-۲.۸۷۰۴۴۴	-۲.۵۷۱۵۸۴	-۲.۵۱۳۴۴۲	۰.۱۱۳۲
با یک‌بار تفاضل‌گیری	-۳.۴۵۰۸۷۸	-۲.۸۷۰۴۷۳	-۲.۵۷۱۶۰۰	-۱۵.۹۰۴۰۴	۰.۰۰۰۰
نرخ ارز در سطح با یک‌بار	-۳.۴۵۰۸۱۲	-۲.۸۷۰۴۴۴	-۲.۵۷۱۵۸۴	-۱.۴۹۷۹۱۲	۰.۵۳۳۶
تفاضل‌گیری	-۳.۴۵۰۸۷۸	-۲.۸۷۰۴۷۳	-۲.۵۷۱۶۰۰	-۱۵.۷۶۹۱۴	۰.۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

همان‌طورکه در جدول (۳) مشاهده می‌شود، متغیرهای مورد بررسی ایستا نبوده و نیاز به تفاضل‌گیری دارد. نتایج حاصل از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرها نشان می‌دهد که متغیرهای مدل شامل نرخ ارز، قیمت نفت، قیمت‌های تک محموله گاز ژاپن، آلمان و لوئیزانا از فرآیند ساکن در تفاضل[1] پیروی کرده و ساکن از درجه یک می‌باشند که با یک‌بار تفاضل گیری ساکن گردیده‌اند.

سیمز[2] (۱۹۸۰) و دوان و دیگران[3] (۱۹۹۲)، عدم تفاضل‌گیری را حتی درصورتی‌که متغیرها دارای ریشه واحد باشند توصیه می‌کنند. آنها بیان می‌کنند که هدف تحلیل VAR تعیین رابطه متقابل بین متغیرها و نه برآورد پارامترها می‌باشد.

استدلال آنها در رابطه با تفاضل گیری و ایستا شدن متغیرها آن است که تفاضل‌گیری اطلاعاتی که ناشی از حرکت متقابل داده‌ها است (مانند امکان وجود رابطه همگرایی) را از بین می‌برد. به عبارت ساده‌تر، تفاضل‌گیری اطلاعات بلندمدت ارزشمندی را از بین می‌برد، لذا در این مطالعه به‌منظور حفظ اطلاعات ارزشمند بلندمدت داده‌ها و مطالعه رابطه متقابل بین متغیرها از لگاریتم نپرین متغیرها استفاده می‌شود.

در ادامه پس از تخمین مدل در دوره‌های شکست ساختاری برگرفته از تست چو و مطالعات پیشین و شواهد تجربی و تاریخی، دوره‌های نمونه برای شبیه‌سازی شوک‌های قیمت انتخاب شده و با نمونه‌برداری گوسین[4] و اعمال عدم قطعیت، رفتار هریک از متغیرها در دوره‌های بحرانی و دو رژیم مورد بررسی قرار گرفته و احتمال انتقال بین دو رژیم نیز با برآورد بیزی شناسایی شده است.

مفروضات مدل

سری‌های زمانی لگاریتم قیمت‌ها، غیرخطی و متغیر با زمان و متغیرهای اصلی درون‌زا در نظر گرفته می‌شوند، لذا تحلیل هم خطی در خود رگرسیون برداری VAR مطرح نیست چون متغیرها درون‌زا هستند. تعداد رژیم مورد مطالعه دو حالت نوسان بالا و نوسان کم می‌باشد. میانگین، عرض از مبدأ، ضرایب جملات خود توضیح و واریانس جملات خطا همگی متغیر با رژیم در نظر گرفته می‌شود. هر متغیر در طول دوره

1. Difference stationar processes
2. Sims
3. Doan & Thmas
4. Gusian

www.SID.ir

Archive of SID

حداقل دارای دو شکست ساختاری می‌باشد. وقفه‌های متغیرها در برآورد سری‌های زمانی ماهانه معادل یکسال برای ارزیابی شرایط فصلی در نظر گرفته می‌شود.

$$Yt = V(st) + A1(st).\ Yt\text{-}1 + \ldots\ldots + Ap(st).\ Yt\text{-}p + Ut$$

St معرف تعداد رژیم و P معرف تعداد وقفه می‌باشد.

با استفاده از نرم‌افزار اوکس متریکس و در نظر گرفتن متغیرها به‌صورت برداری و درون‌زا، میانگین و عرض از مبدأ و هم چنین پارامترهای واریانس جملات خطا و ضرایب جملات خود توضیح نیز متغیر با رژیم، به برآورد مدل در حالت مارکوف سوئیچینگ خود رگرسیون برداری پرداخته‌ایم.

۴- یافته های پژوهش

روش کار در این مطالعه برای تعیین درجه‌های تأخیر بهینه به این صورت است که برای هریک از متغیرهای موجود در مدل سوءیچینگ مارکوف با دو رژیم، با در نظر گرفتن حداکثر ۱۲ درجه تأخیر جهت پوشش اثرات یکساله (دوازده ماهه) با در نظر گرفتن سه ویژگی مهم حداقل آماره آکائیک، بیشترین مقدار تابع حداکثر راستنمایی و بیشترین ضرایب معنی‌دار و همچنین مقایسه آماره‌های نسبت درست نمایی[1]، مدل‌هایی که برای ساختار بازار گاز منطقه‌ای قابل توجیه باشند، انتخاب می‌شوند. آزمون‌های تشخیصی و آزمون‌های نرمالیتی خطاها، ناهمسانی واریانس و معنادار بودن ضرایب تخمین زده شده و همچنین مقادیر احتمالات انتقال‌گذار برای آزمایش مدل، استفاده شده است که اهم مشاهدات به شرح نتایج جدول در پیوست می‌باشد.

با بررسی انواع تکنیک‌ها و در نظر گرفتن ماهیت داده‌ها و همچنین وقفه بهینه، مدل با دو رژیم تعیین گردید. سپس بر اساس معیار اطلاعاتی آکائیک، مدل‌ها مورد مقایسه قرار گرفتند و مدل MSIAH(2) -AR(12) برای بررسی اثرات اعمال شوک نرخ ارز انتخاب گردید که در این مدل عرض از مبدأ، ضرایب جملات خودرگرسیون و واریانس وابسته به رژیم می‌باشد که نتایج حاصله در انتهای مقاله طی جدول (۴) به‌پیوست می‌باشد.

1. Likelihood Ratio

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج برآورد مدل برای دوره (6)2017 – (1)1992

برای بررسی صحت تخمین و انتخاب صحیح وقفه‌ها از معیارهای آکائیک و شوارتز استفاده شده است، زیرا علاوه بر قدرت توضیح دهندگی در مقدار درست نمایی، معیارهای آکائیک و شوارتز درجه آزادی را نیز در نظر می‌گیرند.

Model	T	p	log-likelihood	SC	HQ	AIC
Switching (1)	306	642	ML 2808.4614	-6.3477<	-11.035<	-14.160<

نتایج آزمون نسبت درستنمایی برای آزمون غیرخطی بودن داده‌ها:

Linearity LR-test Chi^2(322) = 7526.6 [0.0000]** approximate upperbound: [0.0000]**

بررسی انحراف معیار تخمین زده شده در دو رژیم نشان می‌دهد که واریانس رژیم ۱ بیشتر از رژیم ۲ می‌باشد. به‌منظور بررسی میزان ثبات رژیم‌ها و همچنین احتمالات انتقال هر رژیم به رژیم دیگر، ماتریس احتمال انتقال استخراج شده که رژیم‌های ۱ و ۲ به ترتیب با احتمال پایداری ۰/۹۸۰۶۹۷ و ۰/۹۷۳۰۰۷ از ثبات بالایی برخوردارند.

براساس نتایج تحقیق در طول دوره بلندمدت، در شرایط رژیم با نوسان بالای ارز، به ترتیب بازار منطقه‌ای گاز آمریکا با واریانس ۰/۰۱۱۰۴۸ بیشترین و سپس بازار منطقه‌ای اروپا با واریانس ۰/۰۰۱۳۰۲۴ رتبه دوم و در نهایت بازار منطقه‌ای ژاپن به‌عنوان شاخص آسیا با واریانس ۰/۰۰۳۴۹۹۹ کمترین مقدار واریانس را به خود اختصاص داده است و در شرایط رژیم با نوسان پایین نیز این ترتیب حفظ شده است.

رابطه همبستگی نرخ ارز با سایر متغیرها در طول دوره بلندمدت – (1)1992 (6)2017 در رژیم با نوسان پایین خصوصاً با قیمت نفت به‌صورت معکوس می‌باشد؛ اما در رژیم با نوسان بالا همبستگی معکوس تلاطم نرخ ارز با قیمت منطقه‌ای گازها و خصوصاً با قیمت نفت کمتر شده و حتی همبستگی مثبت ضعیفی با قیمت گاز منطقه‌ای لوئیزانا در امریکا پیدا می‌کند.

جدول ۴. ماتریس واریانس متغیر با
رژیم یک: نوسان بالای نرخ ارز

	L.EX	LG.GER	LG.JAP	LG. LOIS	L.OIL
LEX	0.00034249				
LG.GER	-2.7979e-005	0.0013024			
LG.JAP	-0.00016666	-4.1079e-005	0.0034999		
LG. LOIS	4.1447e-005	-6.9012e-005	-0.0010097	0.011048	
LOIL	-0.00016559	0.00024099	-4.0584e-005	0.0015009	0.0037885

www.SID.ir

Archive of SID

رژیم دو: نوسان پایین نرخ ارز

	L.EX	LG.GER	LG.JAP	LG. LOIS	L.OIL
LEX	8.0398e-005				
LG.GER	-5.9009e-005	0.00076805			
LG.JAP	-1.4657e-005	-1.9647e-005	0.00055545		
LG. LOIS	-0.00016964	-0.00013039	0.00028643	0.0070494	
LOIL	-7.7748e-005	0.00022297	0.00021043	0.0010931	0.0028353

منبع: یافته‌های تحقیق

ماتریس احتمالات انتقال رژیم با استفاده از برآورد بیزی

براساس نتایج حاصله از ماتریس احتمالات‌گذار برای رفتار نرخ ارز دردوره بلندمدت، احتمال انتقال از رژیم ۱ به ۲ ۲/۶۹۹۳ درصد و احتمال انتقال رژیم ۲ به ۱ به‌میزان ۱/۹۳۰۱ درصد می‌باشد. همچنین مقادیر احتمال نشان می‌دهد که رژیم ۲ نسبت به رژیم ۱ از ثبات نسبتاً بیشتری برخوردار است.

Transition probabilities p_{i|j} = P(Regime I at t+1 | Regime j at t)

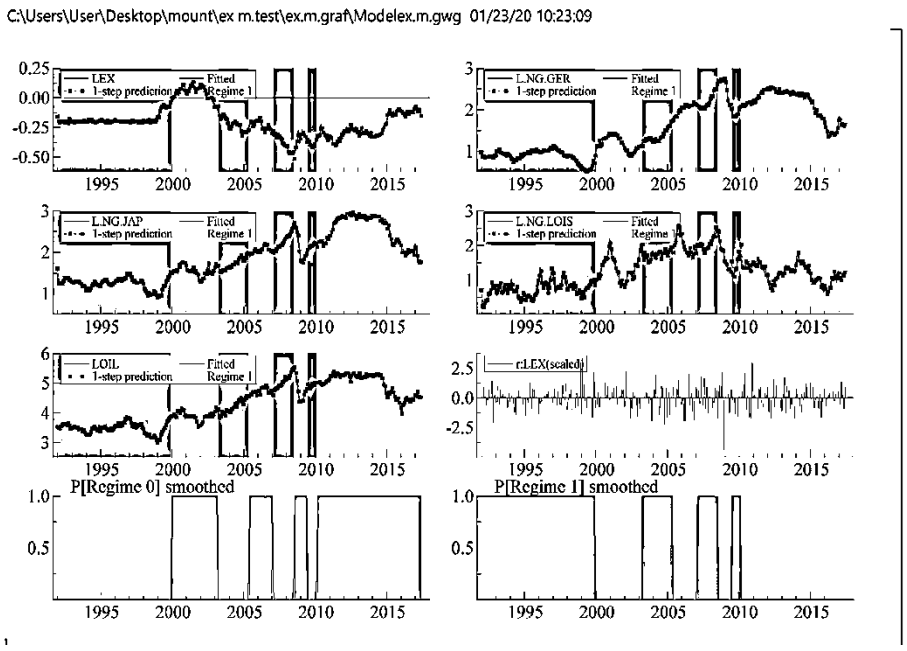
	Regime 0,t	Regime 1,t
Regime 0,t+1	0.98070	0.026993
Regime 1,t+1	0.019303	0.97301

ابتدا یک مدل تغییر رژیم مارکوف بهینه برای متغیری که اثرات شوک آن تحت بررسی است، تخمین زده می‌شود و سپس این متغیر به رژیم‌هایی تفکیک شده و داده‌های هر رژیم به تفکیک مشخص می‌شوند. با در نظر گرفتن داده‌های متغیرهای متناظر با داده‌های تفکیک شده به بررسی پاسخ به شوک‌های اعمال شده در حالت شکست‌های ساختاری می‌پردازیم.

همان‌گونه که در نمودارهای (۱) تغییرات قیمت نفت و تغییرات قیمت گاز ژاپن مشاهده می‌شود، به دلیل قیمت‌گذاری گاز بر اساس شاخص نفت در ژاپن، این دو نمودار روند تغییرات مشابه‌ای دارند. البته این روند در قیمت گاز آلمان نیز با شدت کمتری مشهود است و در بازار منطقه‌ای آمریکا نیز نمودار روند تغییر قیمت گاز لوئیزانا با دوره‌های پیک ارزش دلار، تقریباً رابطه معکوسی دارد و به‌عنوان کالای جانشین کمتر تحت تأثیر قیمت نفت و کاملاً تحت تأثیر مبانی بازار و عرضه و تقاضای گاز می‌باشد.

www.SID.ir

Archive of SID



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱. تغییرات متغیرها و وضعیت رژیم دوره 2017(6) – 1992(1)

درواقع نتایج ما همسو با یافته‌های جنگ و همکاران[1] است که پویایی قیمت نفت را در آمریکا، ژاپن و اروپا بررسی کردند و دریافتند که قیمت‌های نفت برای تعیین‌کنندگی در ژاپن و اروپا تسلط دارد و عرضه و تقاضا به‌عنوان عامل کلیدی محرک قیمت در آمریکا هستند. همچنین نتایج به‌دست آمده در جهت یافته‌های دایونگ زان، مین شی و ایکسون پنگ شی[2] (۲۰۱۸) می‌باشد که نشان دادند، اثرات مبانی بازار و وضعیت اقتصاد جهانی، از کشوری به کشور دیگر متفاوت است. در عین حال که تغییرات قیمت نفت مهم‌ترین سهم را در پویایی قیمت گاز در ژاپن و آلمان دارد، آنها دریافتند که رشد اقتصادی و عامل تقاضا در قیمت آلمان تأثیرگذار است درصورتی‌که وضعیت اقتصاد جهانی نفوذ بیشتری در قیمت ژاپن دارد که این امر منتج از مکانیزم قیمت‌گذاری و اصلاح ساختار قیمت‌گذاری و میزان اراده سیاسی در بازنگری قوانین محدودکننده، به‌منظور تلاش در جهت آزادسازی قیمت در هر یک از سه بازار منطقه‌ای می‌باشد. در

1.Geng et al
2. Dayong Zang, Min Shi & Xunpeng Shi, Energy Economics

www.SID.ir

Archive of SID

ادامه با مطالعه پیشینه تحقیق شوک‌های ساختاری قیمت‌های متغیرهای مدل، پس از تخمین و برآورد مدل، تغییر رژیم برای هر متغیر در دوره‌های نمونه‌ای حاوی شکست ساختاری قیمت، مورد مطالعه قرار می‌گیرد. سپس پالس ضربه برای اعمال شوک قیمتی ارز بر اساس نمونه‌برداری گوسین تولید و بر نمونه‌های حاوی شکست ساختاری اعمال می‌شود.

نتایج برآورد مدل نمونه (6)2007 – (1)2000 و اثرات اعمال شوک نرخ ارز

با کوتاه‌تر شدن دوره نمونه شامل رخدادهای جهش اقتصادی سال ۲۰۰۲ و بحران مالی ناشی از حباب مسکن ۲۰۰۷، قدر مطلق معیارهای آکائیک و شوارتز بزرگ‌تر و صحت تخمین و انتخاب صحیح وقفه‌ها معتبرتر می‌گردد.

Model	T	p	log-likelihood	SC	HQ	AIC
Switching(2)	90	642	ML 3660.9322	-49.255<	-59.896<	-67.087<

جدول ۵. ماتریس واریانس متغیر با رژیم

رژیم یک : با نوسان بالای نرخ ارز

	L.EX	LG.GER	LG.JAP	LG. LOIS	L.OIL
LEX	5.5687e-009				
LG.GER	-4.9751e-012	2.2020e-009			
LG.JAP	1.4724e-010	2.4297e-010	6.2374e-008		
LG.LOIS	6.4360e-010	-2.3358e-010	-1.7178e-009	1.7892e-007	
LOIL	-7.0723e-010	2.8836e-010	1.3719e-009	1.3847e-007	1.0979e-007

رژیم دو: با نوسان پایین نرخ ارز

	L.EX	LG.GER	LG.JAP	LG .LOIS	L.OIL
LEX	3.1416e-010				
LG.GER	-2.2851e-010	9.3149e-010			
LG.JAP	3.7381e-012	-3.8124e-011	3.8203e-011		
LG.LOIS	2.1683e-011	-2.0041e-011	-4.9470e-014	1.2009e-010	
LOIL	-1.2305e-010	2.9797e-010	-1.2161e-011	1.4434e-013	2.0660e-010

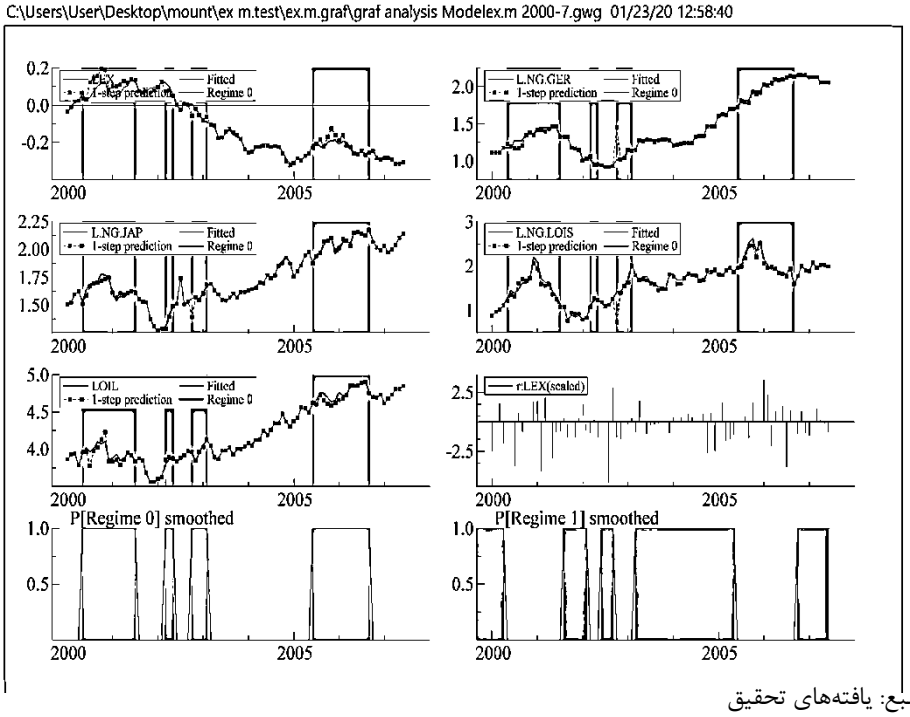
منبع: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج حاصله از ماتریس احتمالات‌گذار برای رفتار نرخ ارز در دوره میان‌مدت و کوتاه‌تر (6)2007–(1)2000، احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۲، ۸/۱۷۵۰ درصد و احتمال انتقال رژیم ۲ به ۱ به میزان ۱۰/۱۴۴ درصد می‌باشد. همچنین مقادیر احتمال نشان می‌دهد که رژیم ۱ نسبت به رژیم ۲ در این دوره از ثبات نسبتاً بیشتری برخوردار است.

Transition probabilities	Regime 0,t	Regime 1,t
Regime 0,t+1	0.89856	0.081750
Regime 1,t+1	0.10144	0.91825

www.SID.ir

Archive of SID



منبع: یافته‌های تحقیق

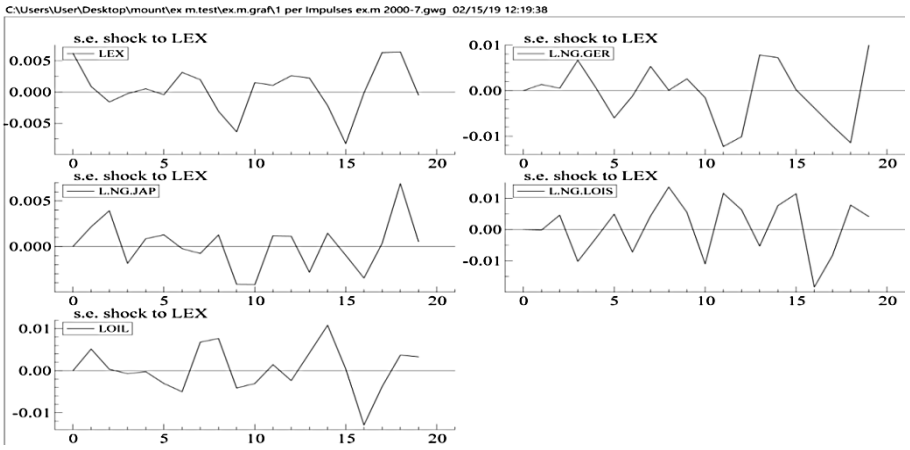
نمودار ۲. تغییرات متغیرها و وضعیت رژیم‌های حاصل از تخمین مدل نمونه(6)2007 – (1)2000

به‌موجب بحران‌های مالی و جهش‌های اقتصادی جهانی طی این دوره مطابق با نتایج قابل مشاهده در نمودارهای (۳) نتایج پاسخ به شوک ارزی در این دوره برای متغیرهای دو بازار منطقه‌ای گاز اروپا و آمریکا و نیز قیمت نفت، به ازای اعمال شوک ۰/۰۰۵ واحدی، پاسخی ۰/۰۱ واحدی و نوسان دو برابری قیمت را به دنبال دارد، اما بازار ژاپن با پاسخی ۰/۰۰۵ واحدی با تلاطم کمتری نسبت به سایر بازارها به شوک نرخ ارز واکنش نشان داده و روش‌های قیمت‌گذاری گاز (مهدی اخوان، ۱۳۸۹)، براساس قراردادهای "S شکل" از شاخص نفت و تعرفه‌های آسیایی منجر به کاهش تلاطم در این بازار شده است.

در این دوره شوک‌های ناشی از قیمت ارز، بسیار تأثیرگذار بر قیمت‌های متغیرها بوده و موجب تلاطم بازار می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳. پاسخ ضربه شوک قیمتی ارز بر نمونه‌های دارای شکست ساختاری در بازه زمانی – (1)2000 2007(6)

نتایج برآورد مدل نمونه (7)2010 – (1)2000 و اثرات اعمال شوک نرخ ارز

با در نظر گرفتن دوره نمونه شامل رخـدادهای جهـش اقتصـادی سـال‌هـای ۲۰۰۸ علاوه بر تحولات سال ۲۰۰۲ و بحران مالی ناشـی از حبـاب مسـکن ۲۰۰۷ بـه بررسـی نتایج دوره نمونه می‌پردازیم.

Model	T	p		log-likelihood	SC	HQ	AIC
Switching (4)	127	642	ML	3102.2520	-24.366<	-32.903<	-38.744<

جدول ۶. ماتریس واریانس متغیر با رژیم

رژیم یک : با نوسان بالای نرخ ارز

	LEX	LG.GER	LG.JAP	LG.LOIS	LOIL
LEX	3.9331e-005				
LG.GER	-8.2126e-007	3.9923e-005			
LG.JAP	6.0154e-006	1.9607e-005	0.00015813		
LG. LOIS	-2.6931e-006	1.9156e-005	-0.00041509	0.0025894	
LOIL	-7.6483e-005	-5.3318e-005	-0.00018152	0.00020358	0.00070770

رژیم دو : با نوسان پایین نرخ ارز

	LEX	LG.GER	LG.JAP	LG.LOIS	LOIL
LEX	1.4395e-008				
LG.GER	2.8890e-008	5.8230e-008			
LG.JAP	1.6710e-008	3.3752e-008	2.0266e-008		
LG. LOIS	-6.6123e-008	-1.3321e-007	-7.7595e-008	1.1377e-006	
LOIL	3.5112e-009	7.2573e-009	4.4182e-009	-2.2189e-006	5.8254e-006

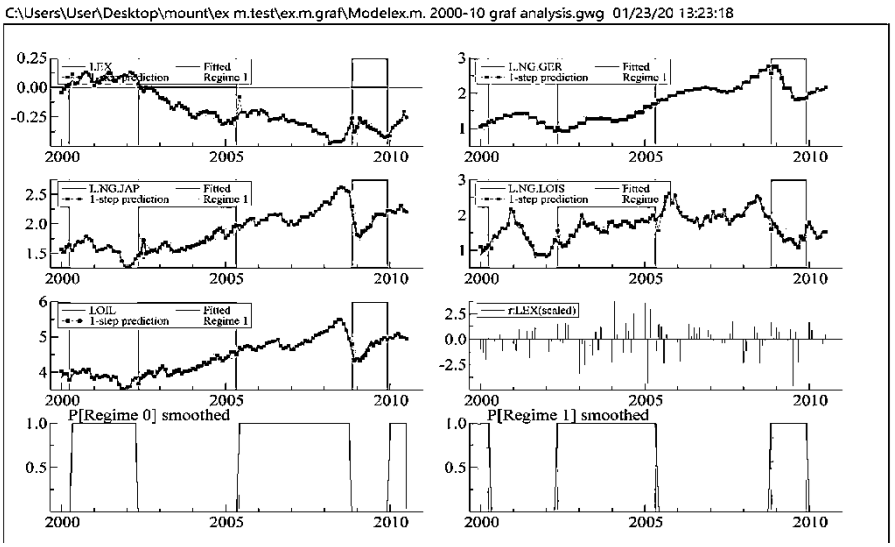
منبع: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

براساس نتایج حاصله از ماتریس احتمالات‌گذار برای رفتار نرخ ارز در دوره میان‌مدت و کوتاه‌تر (۶)۲۰۱۰–(۱)۲۰۰۰، احتمال انتقال از رژیم۱ به رژیم ۲، ۵/۳۵۲۳ درصد و احتمال انتقال رژیم۲ به ۱ به میزان ۲/۸۵۶۳ درصد می‌باشد. همچنین مقادیر احتمال نشان می‌دهد که رژیم ۲ نسبت به رژیم ۱ در این دوره از ثبات نسبتاً بیشتری برخوردار است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود با افزایش طول دوره و احتمال رخداد ۲۰۰۸، احتمال انتقال رژیم به رژِیم دیگر دستخوش تغییر اساسی شده است. عامل قابل توجه دیگری که به‌ویژه بعد از سال ۲۰۰۸ مؤثر بر قیمت گاز طبیعی است، بازارهای مالی است. همان‌گونه که چنگ و اکسیون[1] (۲۰۱۴)، مطالعاتی را روی اثر مالی گرایی در بازارهای کامل شامل بازار انرژی مرور کردند و نتیجه گرفتند که مالی گرایی می‌تواند بر بازارهای کالا، تقسیم ریسک و کشف اطلاعات تأثیرگذار باشد.

Transition probabilities	Regime 0,t	Regime 1,t
Regime 0,t+1	0.97144	0.053523
Regime 1,t+1	0.028563	0.94648



منبع: یافته‌های تحقیق

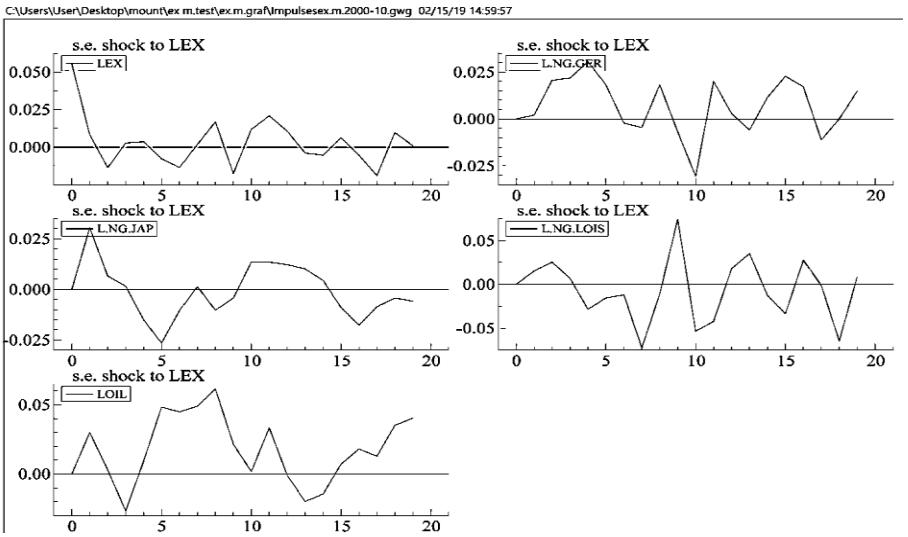
نمودار ۴. تغییرات متغیرها و وضعیت رژیم‌های حاصل از تخمین مدل نمونه (7)2010 – (1)2000

1. Cheng & Xiong

www.SID.ir

Archive of SID

نتـایج پاسـخ بـه شـوک ارزی در ایـن دوره مطـابق نمودارهـای شـکل (۵) بـرای متغیرهای سه بازار منطقه‌ای گاز و نیز قیمت نفت نشانگر بی‌نظمی در رونـد تغییـرات و شکست بازار می‌باشد و گاز شاخص آمریکا و قیمت نفـت دارای تلاطمـی تقریبـاً معـادل شوک نرخ ارز می‌باشند. اما پاسخ قیمت گاز منطقه‌ای بازار اروپا و آسـیا بـه‌شـدت بـازار آمریکا نمی‌باشد و پاسخی معادل نصف واحد شوک نرخ ارز را دارا می‌باشد.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۵. پاسخ ضربه شوک قیمتی ارز بر نمونه‌های حاوی شکست ساختاری در 2010(7) – 2000(1) بازه زمانی

نتایج برآورد مدل نمونه 2017(6)–2007(1) و اثرات اعمال شوک نرخ ارز

داده‌های این دوره شامل تحولات مهمی همانند انقـلاب گـاز شـیل آمریکـا در سـال ۲۰۱۰ و فاجعه فوکوشیما ژاپن در سال ۲۰۱۱ و نیـز کسـادی عرضـه در سـرمای سـال ۲۰۱۲ اروپا می‌باشد. همچنین رکود جهانی سال‌هـای ۲۰۰۷ تـا ۲۰۰۹ ناشـی از حبـاب مسکن و نیز افزایش قیمت نفت در سـال ۲۰۰۸ و سـیر کاهشـی قیمـت نفـت از سـال ۲۰۱۳ به بعد را پوشش می‌دهد.

Model	T	p	log-likelihood	SC	HQ	AIC
Switching (3)	126	642	ML 2976.7506	-22.608<	-31.188<	-37.060<

www.SID.ir

Archive of SID

همبستگی بین متغیرها در رژیم با تلاطم بالاتر، بیشتر می‌باشد و متغیرها تأثیرگذاری بیشتری بر یکدیگر دارند، در حالی‌که در رژیم دو که نوسان کمتری را شاهدیم از همبستگی مستقیم یا معکوس متغیرها کاسته می‌شود.

جدول ۷. ماتریس واریانس متغیر با رژیم

رژیم یک: با نوسان بالای نرخ ارز

	LEX	LG.GER	LG.JAP	LG.LOIS	LOIL
LEX	5.9730e-005				
LG.GER	-5.2221e-006	0.00038764			
LG.JAP	-1.5511e-006	-2.5691e-006	0.00035323		
LG. LOIS	-4.3387e-005	0.00026862	-6.5414e-005	0.0026270	
LOIL	-6.7429e-005	1.7034e-005	-0.00011032	0.00045962	0.00078722

رژیم دو: با نوسان پایین نرخ ارز

	LEX	LG.GER	LG.JAP	LG.LOIS	LOIL
LEX	1.4002e-010				
LG.GER	6.6853e-015	2.6862e-012			
LG.JAP	-2.3759e-011	-7.2223e-015	2.3528e-010		
LG. LOIS	2.4824e-012	3.3669e-013	-1.7859e-011	2.9361e-010	
LOIL	4.5270e-012	-3.1366e-013	-1.7256e-011	1.0670e-010	1.7193e-009

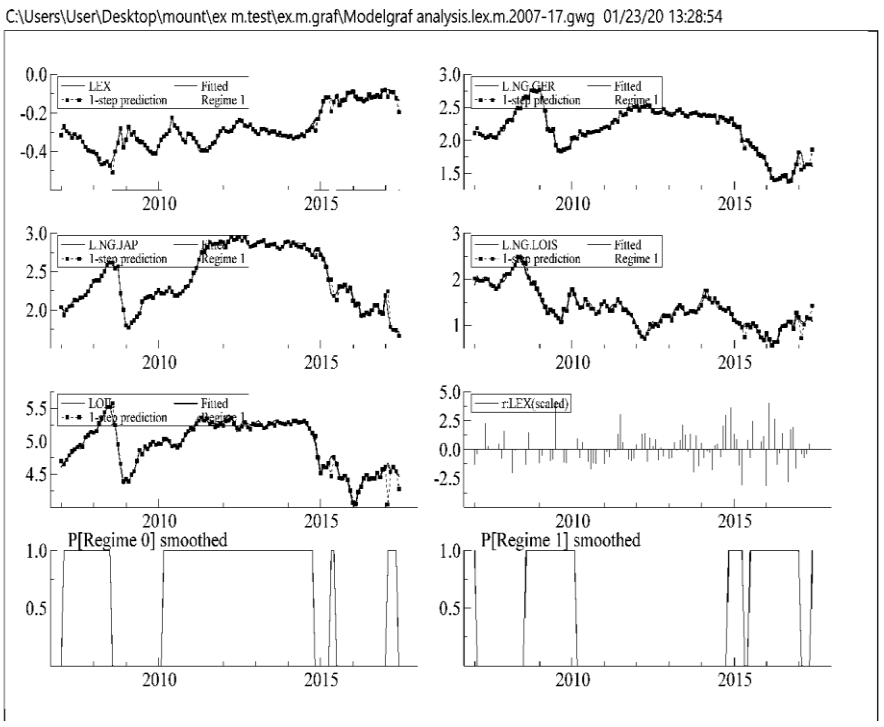
منبع: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج حاصله از ماتریس احتمالات‌گذار، برای رفتار نرخ ارز در دوره میان‌مدت و کوتاه‌تر (6)2017-(1)2007، احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۲، ۸.۶۹۹۲ درصد و احتمال انتقال رژیم ۲ به ۱ به میزان ۵.۲۷۴۲ درصد می‌باشد. همچنین مقادیر احتمال نشان می‌دهد که رژیم ۲ نسبت به رژیم ۱ در این دوره از ثبات نسبتاً بیشتری برخوردار است.

Transition probabilities	Regime 0,t	Regime 1,t
Regime 0,t+1	0.94726	0.086992
Regime 1,t+1	0.052742	0.91301

www.SID.ir

Archive of SID



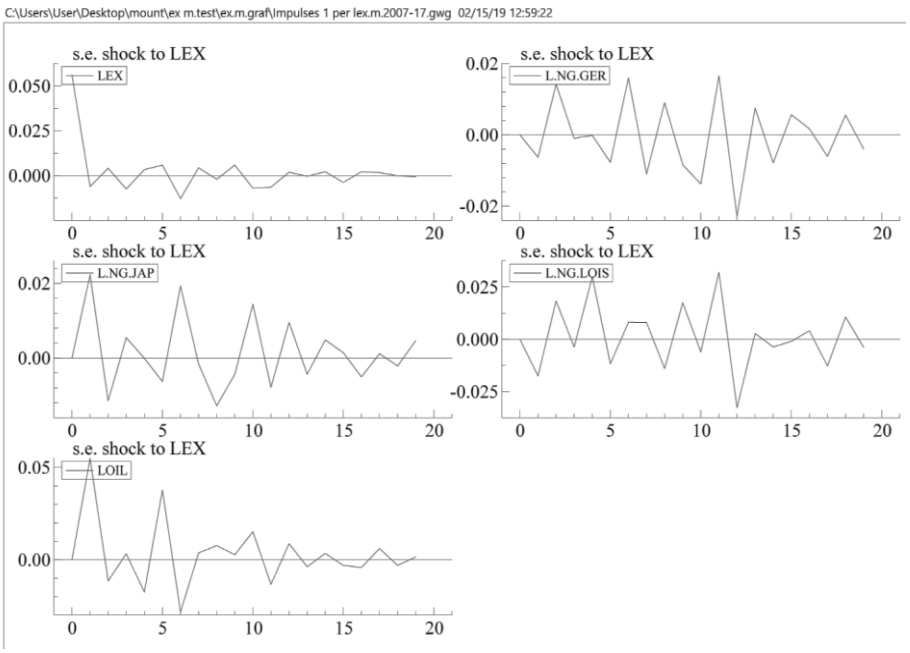
منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۶. تغییرات متغیرها و وضعیت رژیم‌های حاصل از تخمین مدل نمونه (6)2017 - (1)2007

همان‌گونه که در نمودارهای (۶) و (۷) مشاهده می‌شود در دوره نمونه -(۱)۲۰۰۷ (۶)۲۰۱۷، پس از اعمال شوک استاندارد ارز، پاسخ قیمتی بازار منطقه‌ای گاز آسیا از روند مشابه‌ای از پاسخ تغییرات قیمت نفت به شوک نرخ ارز پیروی می‌کند و همچنان ارتباط خود را با تغییرات قیمت نفت حفظ کرده است، اما پاسخ قیمتی بازار منطقه‌ای اروپا در آلمان از قیمت‌گذاری بر اساس نفت فاصله گرفته و با تأخیر به سمت روند پاسخ قیمتی بازار آمریکا که متأثر از مبانی بازار و عرضه و تقاضا می‌باشد پیش می‌رود. علاوه بر آن عواملی همچون آب و هوا و مخازن ذخیره‌سازی نقش زیادی در نوسانات قیمت گاز به‌صورت منفی یا مثبت با آربیتراژ در فصل‌های سرد سال را دارد و این عوامل تحولات جدیدی در قیمت‌گذاری گاز طبیعی را در اروپا ایجاد کرده است.

www.SID.ir

Archive of SID



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۷. پاسخ ضربه شوک قیمتی ارز بر نمونه‌های حاوی شکست ساختاری در بازه زمانی - 2007(1) 2017(6)

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در این مطالعه با حفظ اطلاعات ارزشمند سری‌های زمانی، با اعمال لگاریتم نپرین داده‌های بلندمدت پنج متغیر نرخ ارز و قیمت‌های سه بازار منطقه‌ای گاز و قیمت نفت، تأثیر متقابل تغییرات قیمتی پویای پنج متغیر برآورد با در نظر گرفتن وقفه‌های دوازده ماهه مدل‌سازی گردید.

با انتخاب دوره‌های نمونه شامل رخدادهای تاریخی مالی، اقتصادی و تأثیرگذار برتلاطم نرخ ارز و قیمت گازهای منطقه‌ای و نفت، تحولات مهمی همانند انقلاب گاز شیل آمریکا در سال ۲۰۱۰ و فاجعه فوکوشیما ژاپن در سال ۲۰۱۱ و نیز مشکلات عرضه در سرمای سال ۲۰۱۲ اروپا در انتخاب دوره نمونه‌ها اعمال گردید.

همچنین رکود جهانی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ ناشی از حباب مسکن و نیز افزایش قیمت نفت در سال ۲۰۰۸ و سیر کاهشی قیمت نفت از سال ۲۰۱۳ به بعد برای دوره نمونه (۶)۲۰۱۷-(۱)۲۰۰۷ و نیز دوره نمونه شامل رخدادهای جهش اقتصادی سال

www.SID.ir

Archive of SID

۲۰۰۲ و بحران مالی ناشی از حباب مسکن ۲۰۰۷ برای دوره نمونـه (۶)۲۰۰۷-(۱)۲۰۰۰، احتمال تغییر رژیم و احتمالات‌گذار برای رفتار نرخ ارز در هر رژیم در دوره‌های نمونه‌ای حاوی شکست ساختاری قیمت مورد مطالعه قرار گرفت. سپس اثرات شوک نـرخ ارز بـر روی سه بازار منطقه‌ای گاز و قیمت نفت، پاسخ قیمتی هر بازار منطقـه‌ای گـاز و قیمـت نفت در این مدل مورد بررسی قرار گرفت.

همان‌گونه که گیرونش و همکاران[1] (۲۰۱۲)، در مطالعات پیشین بر روی تغییرات ساختاری پویای قیمت نفت اشاره نمودند، انتخاب دوره نمونه تـأثیر زیـادی بـر دریافـت نتایج معتبر و قابل اعتماد دارد و همان‌گونه که در این مطالعه با گسترش دوره نمونه به (۶)۲۰۱۰-(۱)۲۰۰۰ از معیار آکائیک و نتایج تجربی و تحقیق مشهود اسـت، بـا افـزایش دوره نمونه از قدر مطلق معیار آکائیک ۶۷/۰۶۳۷۳۸۱۵ - دوره نمونه (۶)۲۰۰۷-(۱)۲۰۰۰ کاسته شده است و برای دوره (۶)۲۰۱۰-(۱)۲۰۰۰ این معیـار بـه مقـدار ۳۸/۷۴۴۱۲۶۵- رسیده است، اما همان‌طوری که مشاهده می‌شود با افزایش طول دوره و در نظر گـرفتن احتمال رخداد ۲۰۰۸، احتمال انتقال رژیم به رژِیم دیگر، دستخوش تغییر اساسـی شـده است و به‌موجب بحران‌های مالی و جهش‌های اقتصـادی جهـانی طـی ایـن دوره، نتـایج پاسخ به شوک ارزی در این دوره نیز برای متغیرهای سه بازار منطقه‌ای گاز و نیز قیمـت نفت نشانگر بی‌نظمی در روند تغییرات و شکست بـازار مـی‌باشـد و قیمـت‌هـا از مبـانی قیمت‌گذاری متعارف گاز در هر منطقه‌ای پیروی نمـی‌کنـد و گـاز شـاخص آمریکـا کـه به‌صورت متعارف از مبانی عرضه و تقاضای بازار پیروی می‌کنـد، دارای بیشـترین تلاطـم ناشی از شوک نرخ ارز می‌باشد. لذا براساس مشـاهدات ایـن تحقیـق کـه در جـدول (۸) نتایج احتمالات دو رژیم بـه تفکیـک دوره‌هـای نمونـه آمـده اسـت، بـه‌منظـور مطالعـه سری‌های زمانی دارای شکست ساختاری و شامل تغییر رژیم، انتخاب بازه زمانی مطالعه، خصوصاً چنانچه در شرایط مرزی حاوی اطلاعات دوره‌های بحران‌های مـالی و اقتصـادی باشد، بسیار مهم بوده و انتخاب دوره نمونه مورد مطالعـه بـر نتـایج مشـاهدات و اعتبـار مطالعه تأثیرگذار می‌باشد.

یافته‌های ما نیز در دوره‌های مختلف مشابه نتایج رامبـرگ و پارسـونس[2] (۲۰۱۲)، به‌وضوح نشان داد که رابطه خود همبستگی بین قیمت‌های گاز طبیعی و نفـت خـام در

1. Francisco Gironés, Fernando Guerra, Jorge Hernández, Javier Población
2. Ramberg& Parsons

www.SID.ir

Archive of SID

سراسر زمان پایدار نیست و ارتباط در سراسر زمان می‌تواند به‌طور چشمگیری تغییر و منتقل شود و نیز همسو با نتایج لین و لی[1] (۲۰۱۵)، سرریز مؤثر بین بازارهای گاز طبیعی و نفت خام در امریکا، اروپا و ژاپن را تصدیق کرد و نشان داد که قیمت‌های نفت خام و گاز طبیعی در اروپا و ژاپن همبسته اما در آمریکا جدا هستند.

جدول ۸. نتایج احتمالات دو رژیم به تفکیک دوره‌های نمونه

واریانس نرخ ارز در رژیم دو	واریانس نرخ ارز در رژیم یک	احتمال رژیم دو	احتمال رژیم یک	احتمال‌گذار رژیم دو به یک	احتمال‌گذار رژیم یک به دو	دوره مورد مطالعه
۳.۱۴۱۶e-۰۱۰	۵.۵۶۸۷e-۰۰۹	۰.۹۱۸۲۵	۰.۸۹۸۵۶	۰.۱۰۱۴۴	۰.۰۸۱۷۵۰	۲۰۰۰(۱) - ۲۰۰۷(۶)
۱.۴۳۹۵e-۰۰۸	۳.۹۳۳۱e-۰۰۵	۰.۹۴۶۴۸	۰.۹۷۱۴۴	۰.۰۲۸۵۶۳	۰.۰۵۳۵۲۳	۲۰۰۰(۱) - ۲۰۱۰(۶)
۱.۴۰۰۲e-۰۱۰	۵.۹۷۳۰e-۰۰۵	۰.۹۱۳۰۰۸	۰.۹۴۷۲۵۸	۰.۰۵۲۷۴۲	۰.۰۸۶۹۹۲	۲۰۰۷(۱) - ۲۰۱۷(۶)

منبع: یافته‌های تحقیق

علاوه بر آن در شرایط شکست ساختاری و سوئیچ بین دو رژیم، بر اساس یافته‌های تحقیق و ماتریس‌های واریانس و کوواریانس، ما دریافتیم که همبستگی بین متغیرها در رژیم با تلاطم بالاتر، بیشتر می‌باشد و متغیرها، تأثیرگذاری بیشتری بر یکدیگر دارند، در حالی‌که در رژیم دو که نوسان کمتری را شاهدیم از همبستگی مستقیم یا معکوس متغیرها کاسته می‌شود.

براساس مشاهدات جدول (۸) با وجودی که در دوره‌های اخیر واریانس نرخ ارز در دو رژیم تفاوت بیشتری نسبت به دوره‌های قبل را تجربه می‌کند اما تأثیر شوک‌های نرخ ارز نسبت به گذشته بر روی بازارهای منطقه‌ای گاز و قیمت نفت کمتر شده است. همان‌طوری که در جدول (۱۱) مشاهده می‌شود نتایج پاسخ به شوک ارزی در دوره نمونه شامل رخدادهای جهش اقتصادی سال ۲۰۰۲ برای متغیر رشد قیمت گاز بازار منطقه‌ای امریکا و نیز رشد قیمت نفت نشانگر پاسخی برابر و متناسب با دامنه شوک ارز می‌باشد چرا که قیمت‌ها از مبانی قیمت‌گذاری متعارف گاز در این منطقه‌ای پیروی می‌کند و گاز شاخص امریکا به‌صورت متعارف از مبانی عرضه و تقاضای بازار پیروی

1. Lin & li

www.SID.ir

Archive of SID

می‌کند، اما در دوره بحران مالی ناشی از حباب مسکن ۲۰۰۷ دارای بیشترین تلاطم ناشی از شوک نرخ ارز می‌باشد و پاسخی دو برابر شوک ارزی اعمالی از سوی رشد قیمت نفت و گاز منطقه‌ای امریکا داده شده است که بیانگر اثرات شکست ساختاری بازار و تغییر رژیم می‌باشد. همچنین نتایج مطالعه حاکی از این است که مجموع ضرایب شوک‌ها در دو رژیم دارای اثرات یکسانی نبوده و نشان‌دهنده عدم تقارن می‌باشد. همچنین در دهه اخیر پاسخ‌های بازارهای منطقه‌ای گاز از حساسیت کمتری نسبت به شوک‌های نرخ ارز در مقایسه با گذشته برخوردار است و پایداری نسبی آن بیشتر شده است، اما همچنان متأثر از تغییرات نرخ ارز به‌صورت مستقیم در مسیر مبادله و نیز به‌صورت غیرمستقیم ناشی از قیمت‌گذاری بر اساس شاخص نفت می‌باشد که این امر می‌تواند ناشی از این واقعیت باشد که عامل قابل توجه دیگری که به‌ویژه بعد از سال ۲۰۰۸ مؤثر بر قیمت گاز طبیعی بوده است، بازارهای مالی است.

جدول ۹. پاسخ به شوک ارز به تفکیک دوره‌های مورد مطالعه

دوره مورد مطالعه	قدر مطلق معیار آکائیک	حداکثر دامنه شوک	حداکثر دامنه پاسخ بازار بین‌المللی نفت	حداکثر دامنه پاسخ بازار گاز آلمان	حداکثر دامنه پاسخ بازار گاز ژاپن	حداکثر دامنه پاسخ بازار گاز امریکا
۲۰۰۰(۱) - ۲۰۰۷(۶)	۶۷.۰۸۷۳۸۱۵	۰.۰۰۵	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۰۵	۰.۰۲
۲۰۰۰(۱) - ۲۰۱۰(۶)	۳۸.۷۴۴۱۲۶۵	۰.۰۵۰	۰.۰۵۰	۰.۰۲۵	۰.۰۲۵	۰.۰۵۰
۲۰۰۷(۱) - ۲۰۱۷(۶)	۳۷.۰۵۹۵۳۳۱	۰.۰۵۰	۰.۰۵۰	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۲۵

منبع: یافته‌های تحقیق

در این تحقیق ما مدلی پنج متغیره را به‌منظور شناسایی ارتباط پویای بین نرخ ارز و قیمت نفت و بازارهای منطقه‌ای گاز را مهیا نمودیم. شواهد تجربی شدیداً متغیر با زمان هستند. دریافتیم، ارتباط گذشته ضرورتی ندارد که در آینده دلالت داشته باشد. طی این مطالعه مشاهده شد که دامنه واریانس معمولاً بعد از تغییر ساختاری در هر دو مورد قیمت نفت و قیمت گاز بازارهای منطقه‌ای افزایش می‌یابد و شواهد قوی وجود دارد که قیمت نفت و نرخ ارز و به‌تبع آنها قیمت گاز تک محموله در سراسر زمان وابسته‌اند.

www.SID.ir

Archive of SID

درحالی‌که شماری از تحلیلگران تغییر ساختاری در پویایی قیمت‌ها را، به رشد سفته‌بازی در بازار نسبت داده‌اند، دلیل ممکن هر چه که باشد، واقعیت آنست که در حال حاضر، امکان سرمایه‌گذاری مرزی مؤثر برای سرمایه‌گذاران متوسط با دارایی‌های مالی جدید همانند نفت، تولیدات پالایشی، فراورده‌های نفتی (گازوئیل، دیزل و LPG) و گاز و خصوصاً گاز طبیعی افزایش یافته است.

این باور که نظریه‌های مالی از بازارهای مالی آغاز می‌شود و همه اطلاعات قابل‌دسترس در بازار در درون قیمت‌هایی ساخته می‌شود که متأثر از نرخ ارز می‌باشد و ایجاد و ساخت این اطلاعات برای پیش‌بینی آینده غیرممکن است، واقعیتی است که حائز توجه ویژه‌ای می‌باشد.

نکته مهم و قابل توجه دیگر آنست که در تعیین قیمت آتی و مشتقات بازارهای مالی، همه اطلاعات در دسترس امروز درباره تحولات قیمت نفت و گاز به کار گرفته می‌شود. انحرافات آینده از این قیمت، معنایی جز اینکه اطلاعات جدیدی وارد بازار شده و یا تحت تأثیر قراردادها و انتظارات سرمایه‌گذاران است را، ندارد. به این دلیل، خوب یا بد بودن رخدادها، مهم نیست. بلکه آنچه مهم است بهتر یا بدتر بودن تأثیر اطلاعات جدید برای پیش‌بینی و انتظارات سرمایه‌گذاران می‌باشد. در هر مورد آنچه که قابل فهم و مهم است مزیت‌های یک سرمایه‌دار از سرمایه‌گذاری دارایی‌هایش است. واقعیت دیگر آن که سرمایه‌گذاری در دارایی‌های جدید به‌صورت بالقوه، دارای تنوع و گوناگونی بیشتری در ریسک می‌باشد که برای سرمایه‌گذاران همیشه مثبت است. مزیت دیگر این سرمایه‌گذاری‌ها برآمده از این واقعیت است که آنها دارایی‌های فیزیکی هستند که مشابه مواد خام و فلزات گرانبها، می‌توانند به‌عنوان یک مصون ساز ارزشمند طی زمان‌های اغتشاش و تلاطم مالی، مورد ملاحظه قرار گیرند، لذا ارائه مدلی معتبر که به‌صورت پویا و همزمان اثرات متقابل قیمت‌های چندین دارایی را شبیه‌سازی و شناسایی نموده و به هنگام شکست ساختاری و تغییر رژیم مورد مطالعه قرار دهد، مهم و ضروری می‌باشد.

رشد اقتصاد جهانی، نرخ بهره و سرمایه‌گذاری‌های آتی همگی درگرو استفاده بهینه از منابع جهانی می‌باشد. از این‌رو در مطالعات آتی، تأثیر سیاست‌های زیست‌محیطی درافزایش تولید نفت و گاز شیل و کاهش مصرف سوخت‌های فسیلی و اعمال تعرفه

www.SID.ir

Archive of SID

کربن و میزان کاربرد سوخت‌های تجدیدپذیر و غیرفسیلی به‌عنوان کالاهای جانشین برای نفت و گاز قابل استحصال فعلی، از عوامل تأثیرگذار بر معادلات کالای انرژی می‌باشند و همان‌گونه که در نتایج این مطالعات نیز مشهود است، بازار منطقه‌ای ژاپن با بیشترین تأثیرپذیری از بازارهای انرژی تاکنون با قیمت‌گذاری براساس شاخص نفت و تعرفه‌های آسیایی نفت و گاز بیشترین حساسیت را نسبت به شوک‌های قیمت نفت و گاز و کمترین تاب‌آوری را داشته است. بازارهای گاز منطقه‌ای اروپا نیز با اعمال سیاست‌های تمرکززدایی و استفاده از منابع انرژی پاک و سوخت‌های تجدیدپذیر، سعی در افزایش تاب‌آوری بازار منطقه‌ای گاز و مصونیت بیشتر مصرف‌کنندگان داشته است. در این میان بازار منطقه‌ای امریکا، همواره با اعمال تغییرات نرخ ارز بر روی سایر بازارها تأثیرگذار بوده اما بازار نفت و گاز آن با توجه به افزایش تولید نفت و گاز و اعمال سیاست‌های ارزی و بهره بانکی از شوک‌های نفت و گاز مصون شده و صرفاً شوک‌های بحران‌های مالی و شوک نرخ ارز باعث شکست ساختاری و تلاطم سایر بازارهای کالای انرژی آن شده و می‌تواند بر بازارهای نفت و گاز آن تأثیرگذار باشد. هر از چندگاه با اعمال سیاست کاهش نرخ بهره بانکی، کاهش نرخ ارز آن محقق شده و با خارج شدن سکوهای حفاری نفتی از برنامه تولید، قیمت نفت وست تگزاس اینترمدیت افزایش می‌یابد. در حال حاضر امریکا به لحاظ سطح تولید نفت و گاز همانند قبل وابسته به بازارهای آسیا نیست، لذا با دو ابزار نرخ ارز و قیمت نفت سعی در اعمال نفوذ در بازار جهانی نفت و بازار منطقه‌ای گاز خواهد داشت و برون رفت از این بحران در گرو عدم وابستگی قیمت‌گذاری و فروش نفت و گاز کشورهای صادر کننده، به ارز مبادلاتی دلار می‌باشد. ایجاد سبد ارزی برای معامله و فروش نفت و گاز، یکی از راه‌های برون رفت از این بحران پیش رو است. همچنین برای مصرف‌کنندگان نیز استفاده از ابزارهای مالی و مشتقه همانند انواع قراردادهای آتی و تقویت بازارهای مالی موجب کاهش ریسک و ابزاری مصون ساز در قبال شوک‌های نرخ ارز و شوک‌های قیمتی نفت و گاز می‌باشد که این امر می‌تواند ناشی از این واقعیت باشد که عامل قابل توجه دیگری که به‌ویژه بعد از سال ۲۰۰۸ مؤثر بر قیمت گاز طبیعی بوده است، بازارهای مالی است. سؤال مهمی دیگری که در کنار انعطاف‌پذیری نرخ ارز وجود دارد آنست که آیا کشورهای صادرکننده

www.SID.ir

Archive of SID

نفت و گاز یا واردکنندگان آن، با توجه به اثرات متقابل قیمت‌های نفت و گاز و نـرخ ارز، هر یک باید طرفدار تنظیم تثبیت نرخ ارز و یا خواستار شناوری آن باشند؟

پیوست ۱.

جدول ۱. مقایسه انتخاب مدل بهینه

	MSIA-AR			MSIAH-AR		
no.of Lag	**no.of** observations	**AIC**	**SC**	**no.of** observations	**AIC**	**SC**
Lag=2	5362	-7.77058239	-7.70915856	5362	-14.0459179	-13.9771232
Lag=3	5361	-7.80885464	-7.725305	5361	-14.044341	-13.9534193
Lag=4	5360	-8.03668693	-7.93100449	5360	-14.0696231	-13.956565
Lag=5	5359	-8.04385939	-7.91603715	5359	-14.0671669	-13.9319703
Lag=6	5358	-8.04563735	-7.89566829	5358	-14.0628191	-13.9054745
Lag=10	5354	-8.35734804	-8.11872154	5354	-14.0554671	-13.8094604
Lag=12	مدل بهینه انتخابی MSIAH(2) - AR(12) Linearity LR-test Chi^2(322) =7526.6 [0.0000]** log-likelihood 2808.46142			observations 306 parameters 642	- 14.1598786	-6.34765099

منابع

اخوان، مهدی (۱۳۸۹)، "بررسی روش‌های قیمت‌گـذاری LNG در جهـان"، فصـل‌نامـه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال هفدهم، شمار ۵۳، ۱۵۰-۱۲۷

تفضلی، فریـدون (۱۳۹۴)، تـاریخ عقایـد اقتصـادی: از افلاطـون تـا دوره معاصـر (چـاپ چهاردهم)، تهران، نشر نی

کشاورزیان، مریم، زمانی، مهرزاد و هدی پناهی نژاد (۱۳۸۹)، اثر سرریز نرخ دلار بر روی قیمت نفت خام، فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال هفتم، شماره ۲۷، ۱۵۴-۱۳۱

محمدی، تیمور، قاسمی، عبدالرسول، عسـلی، مهـدی، نکونـام امیـر (۱۳۹۷)، " واکـنش قیمت گاز طبیعی نسبت به تغییرات قیمت نفت خام در بازارهای گاز منطقـه‌ای اروپـا و امریکا: مدل انتقال رژیم برداری"، فصل‌نامه مطالعـات اقتصـاد انـرژی، سـال چهـاردهم، شماره ۵۸، ۲۶-۱

www.SID.ir

Archive of SID

هادیان، ابراهیم، نژادحلافی، زهور (۱۳۹۴)، "آزمون علیت بین قیمت نفت و نرخ حقیقی ارز در ایران با استفاده از روش شبکه عصبی مصنوعی و تبدیل موجک"، فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال دهم، شماره ۴۴، ۱۲۱-۹۵

Al-Mulali, U. (2010), The Impact of Oil Prices on the Exchange Rate and Economic Growth in Norway. MRPA Paper No. 26257, University Library of Munich, Germany.

Alquist, R., Kilian, L. and Vigfusson, Robert J. (2011), Forecasting the Price of Oil. International Finance Discussion Paper No. 1022, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Andreas Economou, Paolo Agnolucci, Bassam Fattouh and Vincenzo De Lipis. A Structural Model of the World Oil Market: The Role of Investment Dynamics and Capacity Constraints in Explaining the Evolution of the Real Price of Oil, OIES Energy Insight No. 23, Oxford: Oxford Institute for Energy Studies. December 2017:5-21

Basher, S. A., Haug, A. A., and Sadorsky, P. (2016), The impact of oil shocks on exchange rates: A Markov-switching approach. Energy Economics, 54, 11-23.

Bassam Fattouh, Director OIES & Andreas Economou, Research Associate, OIES. Oil Price Paths in 2018: The Interplay between OPEC, US Shale and Supply Interruptions, Oxford Institute for Energy Studies, February 2018: 2-19

Baumeister, C., Kilian, L., and Lee, T. K. (2014), Are there gains from pooling real-time oil price forecasts? Energy Economics, 46, 33-43.

Baumeister, C. and Kilian, L. (2014), 'Real-Time Analysis of Oil Price Risks Using Forecast Scenarios', IMF Economic Review, 62(1), 119-1455 Economou

Baumeister, C., Guérin, P., and Kilian, L. (2015), Do high-frequency financial data help forecast oil prices? The Midas Touch at Work. International Journal of Forecasting, 31(2), 238-252.

Baumeister, C., and Kilian, L. (2015), Forecasting the real price of oil in a changing world: A forecast combination approach. Journal of Business & Economic Statistics, 33(3), 338-351.

Chen, W, & Net sunajev, A. (2017). Structural vector autoregression with time varying transition probabilities: Identification via heteroskedasticity, working paper Free University at Berlin.

www.SID.ir

Archive of SID

Daan Hulshof, Jan-Pieter Van den Maat, Michael Mulder, 2016, Market fundamental, Competition and natural gas prices, Energy Policy 94(2016) 480-491

Dayong Zhang, Min Shi, Xunpeng Shi, 2018, Oil Indexation, market fundamentals, and natural gas prices: An investigation of the Asian Premium in natural gas trade, Energy Economics 69 (2018) 3–41

Joscha Beckmann, Robert Czudaj, and Vipin Arora June 2017. The Relationship between Oil Prices and Exchange Rates: Theory and Evidence. U.S. Department of Energy Washington, DC 20585:9-26

Fernando Guerra, Jorge Hernández, Javier Población and Francisco Gironés, November 26, 2012, Structural Change in the Crude Oil Price Dynamic: Theoretical Study and Practical Implications, Business and Economic Research ISSN 2162-4860 2013, Vol. 3, No.1

Fesharaki, Fereidun, et al (2004), Evaluating Liquefied Natural Gas (LNG) Options For The State of Hawaii, University of Hawaii at Manoa, Honolulu.

Gabriel, S.A., Rosendahl, K.E, Egging, Ruud, Avetisyan, H.G., Siddiqui, S., "Cartelization in gas markets: Studying the potential for a "Gas OPEC", Energy Economics 34 (2012) 137–152

Hamilton, J. D, (1990), Analysis of time series subject to changes in regime. Journal of Econometrics, 45, 39-70.

Hamilton, J. D, 2003. What Is an Oil Shock? Journal of Econometrics, (113): 363-398.

Hamilton, J. D, 2009a, Understanding Crude Oil Prices. The Energy Journal, 30(2), 179-206.

Hamilton, J. D, 2009b, Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08. Brooking Papers on Economic Activity, Spring: 215-259.

Hamilton, J. D., (2010), Regime switching models, In Macroeconometrics and Time series analysis (pp. 202-209). Palgrave Macmillan UK

Hamilton, J. D. 2013a, Historical Oil Shocks. In Routledge Handbook of Major Events in Economic History: 239-265. edited by Randall E. Parker and Robert Whaples. New York: Routledge Taylor and Francis Group.

Hamilton, J. D, 2013b, Oil Prices, Exhaustible Resources, and Economic Growth. In Handbook of Energy and Climate Change: 29-57. edited by Roger Fouquet. Cheltenham: Edward Elgar Publishing.

Hamilton, J. D., 2014, The Changing Face of Crude Oil Markets. IAEE Energy Forum, 4th Quarter: 713. Hamilton, J. D. and Herrera, A. M. 2004,

www.SID.ir

Archive of SID

Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy. Journal of Money, Credit, and Banking, 36: 265-286.

Helmut Lutkepohla, Tomasz Wo´zniakb, aDIW Berlin and Freie Universita¨t Berlin bUniversity of Melbourne, November 29, 2017, Bayesian Inference for Structural Vector Autoregressions Identified by Markov-Switching Heteroskedasticity, Provided in Cooperation with: German Institute for Economic Research (DIW Berlin), DIW Discussion Papers, No. 1707.

Kilian, L. 2006. Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market, CEPR Discussion Paper No. 5994.

Kilian, L. 2008a, The Economic Effects of Energy Price Shocks. Journal of Economic Literature, 46(4):871-909.

Kilian, L. 2008b. Exogenous Oil Supply Shocks: How Big Are They and How Much Do They Matter for The U.S. Economy? Review of Economics and Statistics, 90(2): 216-240.

Kilian, L. 2009a. Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market. American Economic Review, 99(3): 1053-1069.

Kilian, L. 2009b. Comment on "Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08" by James D. Hamilton. Brookings Papers on Economic Activity, 1(2009): 267-278.

Kilian, L. and Murphy, D. 2012. Why Agnostic Sign Restrictions Are Not Enough: Understanding the Dynamics of Oil Market VAR Models. Journal of the European Economic Association, 10(5): 11661188.

Kilian, L. and Hicks, B. 2013, Did Unexpectedly Strong Economic Growth Cause the Oil Price Shock of 2003-2008? Journal of Forecasting, 32(5): 385-394.

Kilian, L. 2014. Oil Price Shocks: Causes and Consequences. Annual Review of Resource Economics, 6(2014): 133-154.

Kilian, L. and Lee, T. 2014, Quantifying the Speculative Component in the Real Price of Oil: The Role of Global Oil Inventories. Journal of International Money and Finance, 42: 71-87.

Kilian, L. and Murphy, D. 2014, The Role of Inventories and Speculative Trading in the Global Market for Crude Oil. Journal of Applied Econometrics, 29(3): 454-478.

www.SID.ir

Archive of SID

Kilian, L. and Lütkepohl, H. 2017, Structural Vector Autoregressive Analysis. Forthcoming: Cambridge University Press. Chapter 18, Nonlinear Structural VAR Models

Martin Vladimirov, Primary Reader: Dr. Kenneth Keller, Secondary Reader: Dr. Marco Cesa, Why is a natural gas OPEC not possible? International and Domestic Considera, Johns Hopkins University, SAIS Bologna, 5/17/2013:13-52

Obindah N. Wagbara, 2017, "How would the gas exporting countries forum influence gas trade?", Energy Policy, 35(2007), 1224–1237

Rentschler, J.E., 2013, Oil Price Volatility, Economic Growth and the Hedging Role of Renewable Energy. The World Bank Policy Research Working Papers 6603(September)

Shi, X., & Variam, H. M., 2017, East Asia's gas-market failure and distinctive economics-A case study of low oil prices, Applied Energy, 195, 800-809.

van de Ven, Dirk Jan and Fouquet, Roger, 2017, Historical energy price shocks and their changing effects on the economy, Energy Economics, 62. pp. 204-216

Yousefi, A., and Wirjanto, T. S, 2004, The empirical role of the exchange rate on the crude-oil price formation. Energy Economics, 26(5), 783-799

Zhang, Y. J. (2013), The Links between the Price of Oil and the Value of US Dollar. International Journal of Energy Economics and Policy, 3(4), 2013, 341-351.

www.SID.ir

Archive of SID

Investigating the Sustainability of Asian, European and American Regional Gas Markets in Response to Currency and Crude Oil Price Shocks

Vahid Mahmodi
Professor, Management Faculty of Tehran University, vmahmodi@ut.ac.ir

Mansour Momeni
Professor, Management Faculty of Tehran University, mmomeni@ut.ac.ir

Seyede Kobra Ghaseminezad[1]
PhD Student of Oil & Gas International Contracts Management, Management Faculty of Tehran University, ms.ghaseminejad@yahoo.com
Received: 2019/10/01 Accepted: 2020/03/01

Abstract

In this study, we model the long-term and dynamic relationships between spot oil and exchange rates and gas prices by applying the Markov switching vector self-regression model in three regional gas markets in USA, Europe and Asia. Price behavior is analyzed using Bayesian estimation to take into account the transition from an existing relationship and the delayed and recurring effects of price changes. We then apply shocks in sample periods that contain critical historical events that lead to the breakdown of price structure and regime switches to study price formation in each regional market and the mechanism of transfer between price regimes. According to the findings, although exchange rate volatility and variance has increased in recent periods, the effect of exchange rate shocks on spot prices in regional gas and oil markets has decreased, and price responses are less sensitive to inflation, compared to the past. Finally, we take into account the nature of pricing in each market to study the relative stability of each market with respect to exchange rate changes.

JEL Classification: E23, C22, C32, C53

Keywords: Spot price, Markov SwitchingVector Autoregressive, Regime Transition probabilities, Structural shocks

1. Corresponding Author

www.SID.ir