فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال نوزدهم/ شماره 58/ بهار 1393/ صفحات 238-207

نقش بازار نفت در تلاطم بازارهای طلا و ارز(دلار/یورو)

ناصر خیابانی[1]

منوچهر دهقانی[2]

تاریخ ارسال: 1393/1/30 تاریخ پذیرش: 1393/6/25

چکیده

باتوجه به جایگاه و ویژگی بازار نفت در دنیا و اثر سرریز آن روی تلاطم سایر بازارها، این مطالعه اثر تلاطم بازار نفت را روی بازارهای طلا و ارز بررسی می‌نماید. در این مقاله با استفاده از آمار هفتگی دوره 1995 تا 2012 در چارچوب یک الگوی VAR-ABEKK-in-mean[3] ارتباط تلاطم بازدهی سه بازار ارز (ارزش دلار آمریکا در مقابل یورو)، طلا و نفت موردبرآوردقرار می گیرد.نتایج مطالعه نشان می‌دهد که رابطه بین بازارهای مذکور و قدرت انتقال ریسک بین آنها به‌شدت تحت تأثیر اخبار و پایداری تلاطم در یک بازار (به ویژه بازار نفت)می‌باشد. پایداری روند افزایش قیمت نفت در دهه اخیر، باعث به‌وجود آمدن ارتباط مهمی بین بازدهی و تقویت انتقال تلاطم بین سه بازار فوق‌الذکر شده است. همچنین وجود نامتقارنی خبر بد و خوب در بازارها، دلالت بر این دارد که پذیرش نامتقارن خبر خوب و بد در بازار نفت می‌تواند در تقویت و اندازه سرریز ریسک بین بازارهامهم و مؤثر باشد.

واژگان کلیدی: *نفت خام، طلا، دلار آمریکا، مدل BEKK، مدل GARCH چند متغیره نامتقارن، سرریز تلاطم.*

طبقه‌بندی JEL: C01، C19، C22، C46، C59، G1، G15.

1.عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد علامه طباطبایی khiabani@imps.ac.ir

2. دانشجوی دوره دکتری علوم اقتصادی گرایش اقتصاد سنجی و مالیه بین‌الملل، دانشگاه پیام نور dehghani814@gmail.com

3. Vector Autoregressive Multivariate Asymmetric GARCH in Mean

1. مقدمه

در دهه اخیر، اقتصاد جهانی شاهد نوسانات شدید در بازارهای نفت،طلا و ارزش دلار آمریکا بوده است.درابتدااین سؤال بین پژوهشگران مطرح شد که چرا در دهه اخیر قیمت نفت و طلا حدوداً سه برابرشد؟ این موضوع آیا می‌تواند با کاهش ارزش دلار آمریکا مرتبط باشد؟ اصولاً نحوه ارتباط میان این سه بازار در سطح قیمت (رابطه علیت) و نحوه انتقال سرریز تلاطم میان آنها چگونه است؟

برخی معتقدند که یکی از مهمترین عوامل افزایش قیمت طلا در بازارهای جهانی، افزایش و تلاطم قیمت نفت است، به این صورت که با افزایش قیمت جهانی نفت، درآمد کشورهای صادرکننده نفت افزایش می‌یابد و چون طلا بخش اعظمی از دارایی این کشورهاست افزایش قیمت نفت و به تبع آن افزایش درآمدهای نفتی کشورهای صادرکننده نفت فشار تقاضا برای طلا را تشدید و در نتیجه قیمت آن را افزایش می‌دهد.

همچنین بررسی برخی از محققین نشان می‌دهد که بازار نفت بر نرخ ارز در کشورهای صنعتی به‌ویژه ایالات متحده آمریکا تأثیرگذار است. از آنجا که کشور آمریکا یکی از بزرگترین مصرف‌کنندگان نفت خام دنیاست، لذا ارزش پول ملی آن از بازار جهانی نفت تأثیرپذیر خواهد بود.

گسترش رکوداقتصادی درجهان وافت بازدهی دربازارهای سرمایه و پایین بودن نرخ بهره و وجود نقدینگی زیاد، باعث شده است که بسیاری از سفته‌بازان دربازارهای مالی به سمت بازارنفت سوق یابند که در نتیجه با افزایش خریدوفروش(کاغذی) در بازارهای آتی نفت، موجب افزایش قیمت نقدی آن شده‌اند.

ارتباط میان بازارهای مالی عمدتاً به پوشش ریسک سرمایه و انتخاب سبد دارایی توسط سرمایه‌گذاران و بورس‌بازان بازمی‌گردد. نفت خام و طلا (سرمایه ایمن) از جمله دارایی‌های فیزیکی محسوب می‌شوند که ارتباط بین بازده قیمتی و چگونگی سرریز ریسک بین آنها برای سرمایه‌گذاران از منظر پوشش ریسک و تنوع‌سازی در سبد دارایی بسیار مهم است.همچنین قیمت طلا و نفت در بازارهای جهانی برحسب دلار اعلام و

صورتحساب‌ها با دلار تسویه می‌شود. لذا تغییرات ارزش دلار آمریکا روی قیمت نفت و طلااثر دارد.

تغییرات در بازدهی داراییها وابسته به سرعت جریان اطلاعات است در این رابطه، راس (1989)[1]نشان می‌دهد که اطلاعات موجود از یک بازار می‌تواند در تغییرات تولید شده دربازار دیگر نقش داشته باشد.

در سال 2006 لیائو و چو[2]به بررسی رابطه میان قیمتهای نفت و طلاپرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد که اثرات سرریز تلاطم قیمتهای نفت و طلا به گونه‌ای است که نوسان قیمت طلا از نوسانات قیمت نفت تأثیر می‌پذیرد.همچنین فلمینگ، کربی و استدیک (1998)[3] بیان می‌دارند که پوشش ریسک و نقش اطلاعات مشترک در بین بازارهای مالی باعث انتقال تغییرات و ریسک بین بازارها می‌گردد. در این رابطه مطالعاتی مانند کاپی، میلز و وود (2005)[4]بر این نکته تأکید دارند که طلا ممکن است به عنوان پوشش ریسک برای تلاطم بازار ارز(دلاردرمقابل سایر ارزهای رایج)توسط سرمایه‌گذاران و بورس‌بازان در نظر گرفته شود.

این امر ممکن است به طور غیرمستقیم گویای این واقعیت باشد که تلاطم بازار طلا به وضعیت سیستم مالی جهانی شدیداً حساس است؛ بطوریکه بحران‌های ایجاد شده که ممکن است منشأ رکود و رونق اقتصاد جهانی داشته باشد؛ طلا را به عنوان یک دارایی امن برای پوشش ریسک، پررنگ و قیمت و تلاطم آن را افزایش می‌دهد، به‌عنوان مثال شواهد بحران مالی2008 به خوبی تأییدکننده این فرضیه است.

از سوی دیگر ملوین و سلطان (1990)[5]یکی از مهمترین عوامل افزایش قیمت طلا در بازارهای جهانی را افزایش و تلاطم در قیمت نفت می‌دانند. افزایش قیمت جهانی نفت باعث افزایش درآمدهای کشورهای صادرکننده نفت می‌شود و از آنجایی که طلا بخش

1. Ross (1989)
2. Liao and Chau (2006)
3. Fleming, Kirby, and Ostdiek (1998)
4. Capie, Mills, and Wond (2005)
5. Melvin, and Sultan (1990)

اعظمی از داراییهای این کشورها را تشکیل می‌دهد، افزایش قیمت نفت و به تبع آن افزایش درآمدهای نفتی کشورهای صادرکننده نفت، فشار تقاضا برای طلا را تشدید و در نتیجه قیمت آن را افزایش می‌دهد.اگرچه فرضیه ملوین و سلطان یکی از مهمترین ریشه‌های افزایش قیمت در بازار طلا را افزایش قیمت نفت می‌داند، اما اوینگ و مالیک (2013)[1]تأکید بر این نکته دارند که استحکام این رابطه بستگی به پایداری و اندازه تلاطم در بازار نفت دارد.

اگر اخبار غیرمنتظره در بازار نفت به عنوان خبر گذرا و با آثار محدود تلقی شود، دامنه تلاطم در این بازار نیز محدود بوده و اثر سرریز آن به بازار طلا نیز محدود خواهد بود. بنابراین انتظار این است که تغییرات ساختاری در سبد دارایی سرمایه‌گذار ایجاد نشود. این امر باعث انتقال پایدار سرریز ریسک به بازار طلا و دلار نخواهد شد ولذا تغییر ساختاری در رفتار سرمایه‌گذار در رابطه با پوشش ریسک محدود و گذرا خواهد بود.

اما اگر خبر رسیده در بازار نفت، خبری باشد که سفته‌بازان و سرمایه‌گذاران اثرآن را روی بازار اثری دایمی تلقی کنند (مانند افزایش قیمت نفت در دهه اخیر که عمدتاً ناشی از افزایش تقاضای نفت اقتصادهای نوظهور بود)، انتقال سرریز تلاطم به بازار طلا نیز پایدار می‌ماند.

موضوع حائز اهمیت دیگر، تفاوت قائل شدن بین آثار یک خبر بد وخوب است که تجربه بازارهای مالی نشان داده که واکنش بازار به خبر خوب و بد متفارن نیست. لذابی‌توجهی به این امر می‌تواند نتایج گمراه‌کننده‌ای را در تحلیل بازار مالی به ویژه در تحلیل تلاطم بازار و انتقال ریسک ازیک بازار به بازار دیگر بوجود آورد. برای بیان بهتر این مطلب،اگر افزایش مداوم قیمت نفت در دهه اخیر را یک خبر بد برای اقتصاد دنیا تلقی کنیم، آثار این خبر برای سرمایه‌گذارانی که به‌مرور زمان تصمیم گرفتندسهم طلا را در سبد دارایی خود افزایش دهند متقارن با میزان کاهش طلا در سبد خود در صورت کاهش مداوم قیمت نفت(بعنوان یک خبر خوب)نیست.

1. Ewing, and Malik (2013)

نهایتاً در تعامل موجود بین سه بازار مالی نفت، ارز و طلا نه تنها ارتباط بین بازدهی و ریسک از طریق جریان اطلاعات به هم وابسته هستند، بلکه ریسک بازارها از کانال ریسک به بازدهی می‌تواند روی بازدهی بازارها اثر بگذارد.

آنچه در بالا بیان شد، گویای این واقعیت است که یک رابطه بازخوردی بین بازارهای مالی ارز، طلا و نفت برقرار بوده و بررسی اثرات متقابل میان این سه بازار، شناخت ساختار ارتباطی میان آنها و چگونگی سرریز ریسک بین سه بازار فوق از سوالات مهم در این مطالعه است.

مقاله حاضر با تأکید بر بازار نفت و در راستای ارتباط سه بازار نفت، ارز و طلا به مطالعه پویای تلاطم در سه بازار،رابطه بین بازدهی‌ها و چگونگی سرریز ریسک در میان بازارها با استفاده از داده‌های هفتگی بین سالهای1995 تا 2012 می‌پردازد. می‌توان نوآوری مقاله نسبت به ادبیات تجربی پیشین را در سه مورد زیر بیان نمود:

1. نامتقارن بودن اخبار در بازار مالی و چگونگی اثر آن روی انتقال ریسک، الگو می‌شود.
2. در الگوی ارایه شده، کانال ریسک به بازدهی که نشان‌دهنده اثر ریسک یک بازار بر بازدهی خود و سایر بازارها است در نظر گرفته می‌شود.
3. براساس واقعیتهای آشکار شده درخصوص رابطه سه بازار مذکور، اثرگذار و پایدار اخبار روی تلاطم یک بازار و میزان همبستگی بین بازدهی‌ها و میزان سرریز مورد بررسی قرار می‌گیرد.

باتوجه به جایگاه و ویژگی بازار نفت در دنیا و اثر سرریز آن روی تلاطم سایر بازارها، این مطالعه سعی نموده است اثر بازار نفت را روی این بازارها بررسیکند.

در این مقاله،در بازه زمانی فوق‌الذکر در چارچوب یک الگوی VAR-ABEKK-mean ارتباط تلاطم بازدهی سه بازار ارز (ارزش دلار آمریکا در مقابل یورو)،طلا و نفت مورد برآوردقرار می‌گیرد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که رابطه بین بازارها و قدرت انتقال ریسک بین آنها به شدت تحت تأثیر اخبار و پایداری تلاطم در یک بازار به‌ویژه بازار نفت

قرار می‌گیرد. پایداری افزایش قیمت نفت در دهه اخیر باعث ارتباط معنی‌دار بین بازدهی‌ها و تقویت انتقال تلاطم بین سه بازار نفت،طلا و ارز شده است. همچنین وجود نامتقارنی خبر بد و خوب که در الگوی حاضر مورد تأکید قرار گرفته است،دلالت بر این نکته دارد که پذیرش نامتقارنی خبر خوب و بد در بازار نفت می‌تواند در تقویت و میزان سرریز ریسک بین بازارها مهم و مؤثر باشد.

درقسمتهای بعدی مقاله ابتدا در بخش ادبیات موضوع مقالات مرتبط ارایه شده است، سپس در قسمت آمار و داده‌ها رفتار آماری قیمت و بازدهی بازارهای مورد مطالعه به صورت جدول و نمودار برای سالهای1993 تا 2012آورده می‌شود. دربخش چهارم الگوی آماریVAR-ABEKK-meanتشریح شده است و نهایتاً در قسمت آخر تخمین الگوی مذکور در سه بازار یاد شده با داده‌های هفتگی طی سالهای1995 تا 2012بررسی می‌شود و در نهایت نتایج آن ارائه می‌شود.

2. ادبیات موضوع

در سه دهه گذشته مطالعات زیادی پیرامون موضوع نفت،ارزش دلار و قیمت طلا انجام شده است. در سالهای اخیر بررسی اثرات متقابل میان این سه بازار و شناخت ساختار ارتباطی میان آنها و روابط علت و معلولی آنان همواره مورد توجه پژوهشگران بوده است.محققین اهداف مختلفی از این بررسی‌ها داشته‌اند. بعضی از آنها با محوریت بازار نفت و بعضی دیگر با توجه به بازارهای مالی موضوع را بررسی کرده‌اند.

در سال 2013 منسی،بیلجیدو بوباکر[1] ارتباط واثر سرریز میان بازارهای انرژی و طلا و مواد غذایی را بررسی کردند. آنها با استفاده از اطلاعات سالهای2000 تا 2011 و روش اقتصادسنجیVAR-GARCH نشان دادند که انتقال تلاطم میان این دو بازار وجود دارد.

در سال 2013 چنگ،لین و هانگ[2] به بررسی وابستگی و ارتباط میان طلا و نفت در زمان بحرانهای مالی پرداخته‌اند.

1. Mensi, Beljid and Boubaker (2013)
2. Chiong,Lin and Huang (2013)

در سال 2011 سامانتا و علی اچ.ام.زاده[1] ارتباط میان بازار نفت،طلا، ارزش دلار و سهام را بررسی کردند. آنها نشان دادندکه بازارهای طلا و سهام باهم و بازارهای نفت و ارز نیز باهم حرکت می کنند.

در سال 2011 سوجی تیو کویامار[2]ارتباط میان قیمت نفت و طلا و نرخ ارز و بازدهی بازار سهام را بررسی کردند؛ با استفاده از اطلاعات روزانه از سال 1998 تا 2011 و با تکنیک VECM آنها نشان دادند که قیمت طلا متأثر از قیمت نفت، نرخ ارز و بازدهی بازار سهام نیست لیکن قیمت نفت، نرخ ارز و بازدهی سهام متاثر از قیمت طلا می باشد .

در سال 2006 لیائو و چو[3] به بررسی رابطه میان قیمتهای نفت و طلا پرداختند، نتایج آنها نشان می‌دهد اثرات سرریز تلاطم قیمت‌های نفت و طلا به صورتی است که نوسان قیمت طلا متأثر از نوسانات قیمت نفت خواهد بود.

در سال 2013 ایوینگو مالیک[4]از مدلهای تک‌متغیره و دومتغیره گارچ(GARCH) برای بررسی بی‌ثباتی شکستهای ساختاری در قیمتهای آتی نفت و طلا استفاده کردند، نتایج مطالعه آنها نشان داد که به‌صورت معناداری انتقال تلاطم بین بازدهی‌های طلا و نفت وجود دارد.

در سال 2009 ژانگو وی[5]مطالعه‌ای روی بازار طلا و نفت داشتند، نتایج مطالعه آنان نشان می‌دهد اولاً، روندی باثبات با همبستگی مثبت(0/9295) بین قیمت نفت خام و قیمت طلابین سال‌های 2000 تا 2008 وجود داشته است و ثانیاً، تغییرات قیمت نفت خام می‌تواند علت گرنجری برای تغییرات قیمت طلا باشد و عکس آن صادق نبود. درنهایت قیمت مؤثر بین دو بازار نشان می‌دهد که نفوذپذیری قیمت نفت بر توسعه اقتصاد جهانی بزرگتر از قیمت طلا است.

1. Samanta and Ali.H.M.Zadeh (2011)
2. Sujiti and Kumar (2011)
3. Liao and Chau (2006)
4. Ewing and Malik (2013)
5. Zhang and Wei (2009)

در سال 1995 آمانو و نوردن[1] نشان دادند که قیمت نفت، تأثیرگذار بر نرخ ارز در کشورهای صنعتی است. در سال 2000 سادورسکی[2] رابطه تجربی بین قیمت‌های آتی انرژی و نرخ ارز را بررسی نمود. وی از طریق روش VECM و رابطه علیت نتیجه گرفت در کوتاه‌مدت و بلندمدت، رابطه علیت از سوی نرخ ارز به سمت قیمت‌های آتی حامل‌های انرژی ماند نفت است.

در سال 2002 اکرم[3] رابطه قیمت نفت و ارزش پول کشور نروژ(کرون) را برای سال‌های 1986 تا 2001 بررسی کرد. او نشان دادطی این سال‌ها یک رابطه غیرخطی منفی بین ارزش کرون و قیمت نفت خام وجود داشته است.

در سال 2007 کورر، میگنونو پنوت[4] از طریق روش علیت گرنجر و VECM نشان دادند که در سال‌های 1974 تا 2004 رابطه‌ای مثبت بین این دو متغیر وجود داشته است و رابطه علیت از سمت بازار نفت به بازار ارز بوده است، اما این موضوع در سال‌های 2002 تا 2004 معکوس شده و رابطه این دو متغیر منفی و رابطه علیت از سمت نرخ ارز به سمت قیمت نفت بوده است.

در سال 2007 ملهم و ترازا[5] برای دوره سال‌های 2000 تا 2006 بر روی رابطه قیمت نفت و ارزش دلار (درمقابل یورو) مطالعه کردند و نتیجه گرفتند که بین این دو متغیر رابطه منفی وجود دارد و رابطه علیت از سمت نرخ ارز به سمت قیمت نفت است.

در سال 2008 بریتنفیلنر و کارسما[6] مطالعه‌ای روی قیمت نفت خام و نرخ دلار آمریکا (در مقابل یورو) انجام دادند. آنها برای رابطه منفی این دو متغیر پنج کانال تئوریک مطرح نمودند و از نظر زمانی رابطه بین آنها را در چهار دوره در قالب جدول زیر نشان دادند:

1. Robert A.Amano and Simon van Norden (1995)
2. Sadorsky (2000)
3. Q.Farooq Akram (2002)
4. Qurer , Mignon and Penot (2007)
5. Melhem and Terraza (2007)
6. Breitenfellner and Cuaresma (2008)

دوره	زمان دوره	عوامل کلیدی	میزان تلاطم	رابطه
1	1950 – 1970	سیستم برتون وودز	کم	- 0/62
2	1971 – 1984	شوک اول و دوم عرضه نفت	بالا	- 0/18
3	1985 – 1998	سکته[1] اوپک	متوسط	+ 0/44
4	1999 – 2007	ظهور بازارهای تقاضای جدید و تنگنای عرضه	بالا	- 0/8

آنها از منظر تئوریک و با روش آزمون علیت گرنجری نشان دادند که اطلاعات نرخ ارز به صورت معناداری قیمت‌های آینده نفت رااصلاح می کند. به‌عبارت دیگر رابطه علیت از سمت نرخ ارز به‌سوی قیمت نفت است.

در سال 2008 ژانگ، فان، تانگ تسیه و وی[2] اثر سرریز ارزش دلار آمریکا بر قیمت‌های نفت را بررسی کردند و نتایج مطالعه آنها نشان داد که ارتباط بلندمدت و منفی میان این دو متغیر وجود دارد ولی تلاطم قیمت‌ها در این دو بازار مستقل از یکدیگر است؛ به طوریکه نوسانات مداوم ارزش دلار آمریکا نمی‌تواند علت معنی‌دار در تغییرات قیمت بازار نفت باشد.

در سال 2010زرادا[3] به بررسی رابطه و علیت میان قیمت نفت و نرخ ارز دلار آمریکا در سال‌های 1989 تا 2009 پرداخت. وی در ادامه قیمت طلا را نیز به آن اضافه نمود، نتایج تحقیق وی به شرح زیر است:

1. هیچ رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها نیست و ارتباط بلندمدت بین نرخ ارز، قیمت نفت و قیمت طلا وجود ندارد. 2.رابطه علیت میان قیمت نفت و نرخ ارز از هیچیک از دو سو دیده نشد. نتایج نشان داد علیت از قیمت نفت به سوی قیمت طلا است و همچنین از نرخ ارز به سمت قیمت طلا است.

1.کاهش سهم اوپک از بازار جهانی نفت خام و کاهش درآمد نفتی اعضای اوپک اصطلاحاً سکته اوپک نام گذاری می شود

2. Zhang, Fan, Tang Tsai and Wei (2008)

3. Zrada (2010)

در سال 2010 کریس[1] به مطالعه چگونگی ارتباط بین قیمت نفت و ارزش دلار آمریکا پرداخت. وی دریافت این ارتباط به شدت منفی است و با افزایش قیمت نفت در کوتاه‌مدت و بلندمدت، ارزش دلار آمریکا کاهش می‌یابد و همچنین در کوتاه‌مدت(حتی یک هفته) با کاهش ارزش دلار آمریکا، قیمت نفت بالا می‌رود.

در سال 2012 نوتنی[2] به ارتباط بین قیمت نفت خام و ارزش دلار آمریکا پرداخت. اونشان داد که در سال‌های اخیر ضریب همبستگی میان نرخ ارزش دلار آمریکا و قیمت کالاها منفی بوده است. در سال‌های اخیر شدت همبستگی برای نفت مانند فلزات صنعتی و کالاهای کشاورزی افزایش یافته و علت این موضوع را مربوط به‌عوامل سنتی بنیادین[3] نمی‌داند و معتقد است فراتر از این عوامل، مواردی مانند افزایش تقاضای سفته‌بازی به‌علت پایین بودن نرخ بهره و افزایش نقدینگی در کشورهای صنعتی علت این رخداد است. او می‌گوید که حجم زیاد نقدینگی به بازار کالا منتقل می‌شود.

3. آمار و اطلاعات

مشخصات آمار و داده‌ها از سال 1993 تا 2013 به شرح جدول زیر تهیه و تنظیم شده است.

نام دقیق داده	واحد مقداری داده	واحد اندازه‌گیری ارزش هر مقدار	مقاطع زمانی داده	منبع استخراجی
قیمت نفت خام (WTI)	بشکه	دلار آمریکا	روزانه	New York Mercantile Exchange (NYMEX)
قیمت طلا	گرم	دلار آمریکا	روزانه	FXTOP.COM
ارزش دلار آمریکا	دلار	یورو	روزانه	FXTOP.COM

1. Crisse (2010)
2. Novotny (2012)
3. Fundamental

تواتر داده‌ها در دوره فوق‌الذکر هفتگی بوده و از تبدیل داده‌های روزانه به هفتگی (5 روز کاری)حاصل گردیده است.همچنین شایان ذکر است که درصد منافع یا بازدهی(R) هر متغیر در یک دوره زمانی از رابطه ذیل بدست می‌آید که در آن P_{it} سطح قیمت در بازار i در زمان t است:

$$R_{it} = 100 \times \log(\frac{P_{it}}{P_{i,t-1}})$$

نمودار 1.روند هفتگی لگاریتم قیمت‌های نفت،طلا و نرخ ارز در بازه سالهای2012- 1995

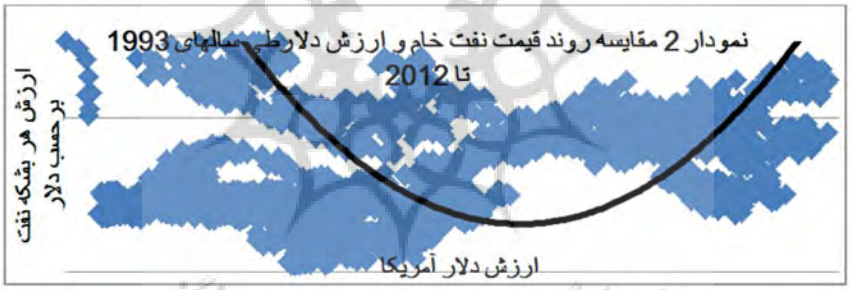
جدول 1. شاخصهای آماری قیمت نفت، طلا و ارزش دلار آمریکا در سالهای 1993 تا 2012

موضوع	قیمت هر بشکه نفت خام برحسب دلار	قیمت هر گرم طلا برحسب دلار	ارزش هر دلار آمریکا برحسب یورو	درصد بازدهی قیمت نفت	درصد بازدهی قیمت طلا	درصد بازدهی تغییر ارزش دلار آمریکا
میانگین	45	19	0/843	0/06	0/066	-0/003
ماکزیمم	143	60	1/201	9/61	5/36	2/22
مینیمم	11	8	0/631	-8/36	-4/44	-2/67

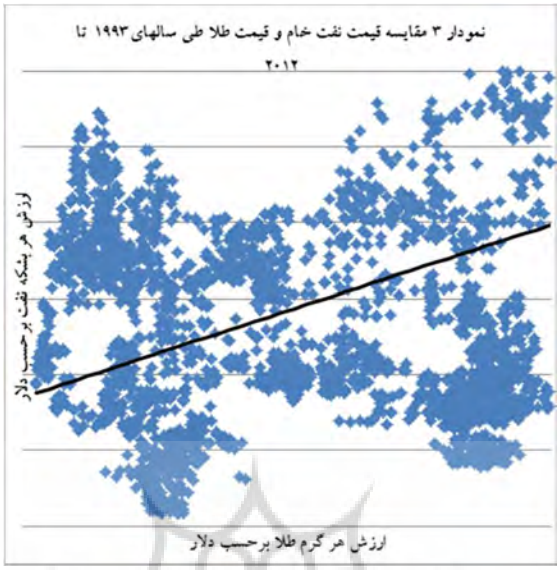
میانگین رشد هفتگی طی دوره	0/23	0/17	-0/0005	0/54	1/16	-5/80
انحراف معیار	30/15	13/68	0/127	1/83	0/79	0/47

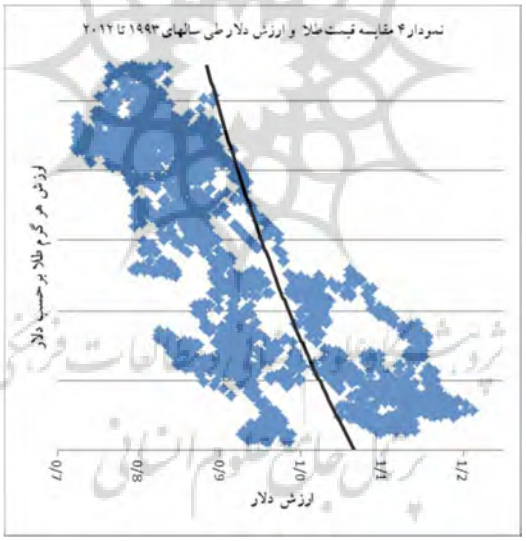
همان‌طورکه نمودار (1) و جدول(1) نشان می‌دهد، میانگین قیمت نفت خام، طلا و شاخص‌های آماری آنها روند افزایشی داشته است، همچنین انحراف معیار و نوسانات نیز افزایش نشان می‌دهد. ارزش دلار آمریکا کاهش یافته و شاخص‌های آماری آن روند کاهشی داشته است. همچنین جدول بالا نشان می‌دهد که میانگین نرخ بازدهی قیمت نفت خام و طلا بیشتر از میانگین نرخ بازدهی ارزش دلار است.

در نمودارهای زیر به منظور نشان دادن رابطه میان متغیرها، محورهای عمودی و افقی به متغیرها اختصاص یافته‌اند و روابط رسم شده‌اند.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی


نمودار ۳ مقایسه قیمت نفت خام و قیمت طلا طی سالهای ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۲
ارزش هر بشکه نفت برحسب دلار
ارزش هر گرم طلا برحسب دلار


نمودار۴ مقایسه قیمت طلا و ارزش دلار طی سالهای ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۲
ارزش هر گرم طلا برحسب دلار
0/7
0/8
0/9
1/0
1/1
1/2
ارزش دلار

همان‌طورکه در نمودارهای فوق مشاهده می‌شود، رابطه قیمت نفت و ارزش دلار مثبت و منفی شده است، مطالعه آمار تکمیلی نشان می‌دهد این رابطه در دهه اول مثبت بوده است ولی در دهه اخیر منفی شده است، رابطه قیمت طلا و ارزش دلار منفی بوده است، همچنین رابطه قیمت نفت و طلایک رابطه مثبت می‌باشد.

4.مدل آماری

در این مطالعه با استفاده از یک مدل سه متغیره VAR-ABEKK-in-mean، سرریز تلاطم بین بازدهی‌های سه بازار نفت، طلا و ارز در دوره 2012-1995 با داده‌های هفتگی مورد برآورد قرار گرفته است. انتخاب رویکرد حاضر به ما این اجازه را می‌دهد که نه تنها اثر سرریز میانگین و تلاطم را بین سه بازار مورد مطالعه قرار دهیم بلکه با اضافه کردن اثر نامتقارنی در معادلات واریانسهای شرطی امکان تحلیل اثر نامتقارن اطلاعات نیز از یک بازار به بازار دیگر میسر می‌گردد.

برای این منظور از داده‌های هفتگی مربوط به سال‌های 1995 تا 2012 استفاده نموده‌ایم که سری زمانی بازده نفت، طلا و نرخ ارز به عنوان یک سری سه متغیره مورد استفاده قرار گرفته است. در مدل مورد استفاده، متغیر اول معرف بازده نفت می‌باشد که با نماد r_t^o مشخص شده است، متغیر دوم سری بازدهی طلا می‌باشد که با نماد r_t^g مشخص شده و در نهایت متغیر سوم مربوط به سری بازدهی نرخ ارز دلار/یورو می‌باشد که با نماد r_t^e مشخص شده است.نحوه محاسبه بازدهی هر متغیربراساس رابطه زیر است:

$$r_t^i = 100 \times \log\left(\frac{p_{it}}{p_{i,t-1}}\right);\ i = o, g, \text{e}$$

در فرمول فوق می‌توان بازدهی هر یک از متغیرها را به دست آورد. $P_{o,t}$ قیمت نفت برحسب دلار و $P_{e,t}$ ارزش یک دلار آمریکا برحسب یورو (افزایش آن به معنی افزایش ارزش دلار آمریکا در برابر یورو می‌باشد) و $P_{g,t}$ قیمت طلا برحسب دلار است. تمامی آمارها به صورت هفتگی می‌باشد.

$$\boldsymbol{r}_t = \boldsymbol{\mu} + \Gamma_1 \boldsymbol{r}_{t-1} + \Gamma_2 \boldsymbol{r}_{t-2} + \Psi \sqrt{\boldsymbol{h}_t} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \qquad \varepsilon_t \mid \Omega_{t-1} \sim (0, H_t) \quad (1)$$

معادله(1) تصریحی از معادله میانگین الگو را ارائه می‌دهد که یک مدل VAR(2) می‌باشد. استفاده از دو وقفه موجب می‌شود که همبستگی سریالی در سری‌های بازدهی زدوده شود. این موضوع در تخمین ماتریس واریانس کوواریانس شرطی H_t بسیار حائز اهمیت خواهد بود چرا که در صورت عدم تحقق آن، تخمین پارامترهای ماتریس واریانس کوواریانس شرطی دارای اریب خواهد بود. همچنین در الگوی پیشنهادی از وقفه‌های بالاتر استفاده ننموده‌ایم زیرا تعداد وقفه‌های بیشتر به معنای تعداد پارامترهای بیشتر برای تخمین خواهد بود که این مسئله موجب به وجود آمدن مشکلاتی در مسیر ماکزیمم‌سازی و تخمین خواهد شد. طبق آن‌چه پیشتر بیان گردید و با توجه به ترتیب متغیرهای الگو، بردارها و ماتریس‌های مربوط به معادله (1) برای الگوی مورد استفاده جهت تخمین به صورت زیر خواهند بود:

$$\boldsymbol{r}_t = \begin{bmatrix} r_t^o \\ r_t^g \\ r_t^e \end{bmatrix}, \sqrt{\boldsymbol{h}}_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{oo,t}} \\ \sqrt{h_{gg,t}} \\ \sqrt{h_{ee,t}} \end{bmatrix}, \boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{o,t} \\ \varepsilon_{g,t} \\ \varepsilon_{e,t} \end{bmatrix}$$

$$\boldsymbol{\mu} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \end{bmatrix}, \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11}^1 & \gamma_{12}^1 & \gamma_{13}^1 \\ \gamma_{21}^1 & \gamma_{22}^1 & \gamma_{23}^1 \\ \gamma_{31}^1 & \gamma_{32}^1 & \gamma_{33}^1 \end{bmatrix}, \Gamma_2 = \begin{bmatrix} \gamma_{11}^2 & \gamma_{12}^2 & \gamma_{13}^2 \\ \gamma_{21}^2 & \gamma_{22}^2 & \gamma_{23}^2 \\ \gamma_{31}^2 & \gamma_{32}^2 & \gamma_{33}^2 \end{bmatrix}, \Psi = \begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} & \psi_{13} \\ \psi_{21} & \psi_{22} & \psi_{23} \\ \psi_{31} & \psi_{32} & \psi_{33} \end{bmatrix}$$

همان‌طور که ملاحظه می‌گردد برای معادله میانگین با دو وقفه تعداد 30 پارامتر باید تخمین زده شود. از طرفی ماتریس واریانس کوواریانس شرطی نیز باید تصریح گردد.از سوی دیگر از آن‌جا که در الگوی ارائه شده اثرات عدم تقارن نیز لحاظ می‌گردد، ماتریس واریانس کوواریانس شرطی به روش BEKK(1,1) نامتقارن تصریح گردیده و به شکل ذیل ارائه می‌گردد:

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A + B'H_{t-1}B + D'e_{t-1}e_{t-1}'D \qquad (2)$$

استفاده از این روش تضمین می‌کند ماتریس واریانس کوواریانس شرطی H_t به ازای همه مقادیر ε_t در کل نمونه معین مثبت باشد که این شرط ضروری برای تخمین به روش حداکثر راستنمایی می‌باشد. در معادله (2) داریم:

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{oo,t} & h_{og,t} & h_{oe,t} \\ h_{ge,t} & h_{gg,t} & h_{go,t} \\ h_{eo,t} & h_{eg,t} & h_{ee,t} \end{bmatrix}, \varepsilon_{t-1} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{o,t-1} \\ \varepsilon_{g,t-1} \\ \varepsilon_{e,t-1} \end{bmatrix}, e_{t-1} = \begin{bmatrix} e_{o,t-1} \\ e_{g,t-1} \\ e_{e,t-1} \end{bmatrix}$$

$$C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ 0 & c_{22} & c_{23} \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix}, A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix}, D = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} \end{bmatrix}$$

بنابراین با توجه به مدل ارائه شده برای ماتریس واریانس کوواریانس شرطی، تعداد 33 پارامتر برای بررسی معادله H_t باید تخمین زده شود. پس در نهایت تعداد کل پارامترهای مورد نیاز جهت تخمین برابر با 63 پارامتر خواهد بود.

به منظور نشان دادن اثرات عدم تقارن در فرایند واریانس کوواریانس شرطی از رویکرد مورد استفاده در گرایر و همکاران (2004)[1] استفاده شده است که مربوط به اخبار خوب و اخبار بد می‌باشد. خبر خوب و خبر بد بسته به نوع بازاری که در رابطه با آن صحبت می‌کنیم تعریف می‌گردد. به این ترتیب که یک خبر بد در بازار نفت با پایین آمدن قیمت نفت تعریف می‌شود که منجر به منفی شدن بازدهی مربوط به نفت می‌گردد. پایین آمدن قیمت نفت به این دلیل خبر بد تلقی می‌گردد که همراه با آن قیمت‌های طلا و نرخ ارز نیز کاهش می‌یابند. بنابراین متغیر مربوط به عدم تقارن بازار نفت به صورت زیر تعریف می‌گردد: $e_{o,t-1} = \min(\varepsilon_{o,t-1}, 0)$

خبر بد در بازار طلا مشابه با خبر بد در بازار نفت بوده به طوری‌که پایین آمدن قیمت طلا و در نتیجه منفی شدن بازده آن یک خبر بد تلقی می‌گردد، بنابراین متغیر مربوط به عدم تقارن بازار طلا مشابه بازار ارز به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$e_{g,t-1} = \min(\varepsilon_{g,t-1}, 0)$$

1. Grier, K. B., Henry, Ó. T., Olekalns, N., & Shields, K. (2004).

خبر بد در بازار نرخ ارز نیز مشابه با دو بازار دیگر تعریف می‌گردد. در بازار نرخ ارز، زمانی که نرخ ارز به میزان قابل توجهی کاهش یابد می‌گوییم خبر بد اتفاق افتاده است. بنابراین خبر بد در بازار ارز زمانی خواهد بود که بازده آن منفی گردد و متغیر مربوط به عدم تقارن بازار ارز مشابه با دو بازار دیگر که در بالا معرفی گردیدند، به صورت زیر تعریف می‌گردد: $e_{e,t-1} = \min(\varepsilon_{e,t-1}, 0)$

5. برآورد الگو و نتایج

مدل سه متغیره VAR(2)-ABEKK-in-mean و ABEKK که در قسمت قبل معرفی گردید را می‌توان با استفاده از روش شبه حداکثر درستنمایی[1] (QML) ارائه شده توسط بولرسلو و وودریج[2] (1993) تخمین زد. علت استفاده از این روش تخمین، عدم نیاز آن به قانون توزیع جمله اختلال است. با داشتن T مشاهده از $\boldsymbol{r}_t = \left[r_t^o, \quad r_t^g, r_t^e \right]'$ حداکثرسازی زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\max_{\theta} \log L(\theta)_t = \sum_{t=1}^{T} L(\theta)_t \qquad (3)$$

که L_T تابع راستنمایی نمونه و θ بردار پارامترها می‌باشند.

$$l(\theta)_t = \log(2\pi) - \log|H_t| - \frac{1}{2}\varepsilon_t' H_t^{-1}\varepsilon_t \qquad (4)$$

که l_t تابع لگاریتم درستنمایی شرطی می‌باشد. در این مقاله به منظور برآورد مدل، حداکثرسازی و حصول همگرایی در معادلات 1 تا 4 از روش BFGS مجانبی نیوتن و از نرم افزار برنامه‌نویسی RATS استفاده نموده‌ایم.

پیش از ورود به بحث تحلیل ضرایب، به منظور بررسی کفایت تصریح مدل‌سازی واریانس کوواریانس شرطی، آزمون‌های آماری انجام می‌شود. این آزمون‌ها شامل آزمون بررسی وجود واریانس ناهمسانی شرطی، آزمون وجود فرایند کوواریانس قطری و آزمون وجود فرایند کوواریانس متقارن می‌باشند. برآیند نتایج آزمون‌ها مبین این نکته است که

1.Quasi Maximum Likelihood
2.Bollersleva, & Wooldridge, J.(1992)

مدل معرفی شده توسط معادلات (1) و (2) توصیف آماری خوبی از میانگین شرطی و فرایند واریانس کوواریانس شرطی برای بازدهی‌های نرخ ارز، طلا و نفت دارد.[1]همچنین الگوی ارائه شده با 937 مشاهده از سری بازده هر یک از متغیرها توانسته پس از 157 تکرار به همگرایی برسد.

نتایج حاصل از تخمین و آزمون‌های مربوط به معادله میانگین شرطی در جدول 2 و نتایج حاصل از تخمین و آزمون‌های مربوط به ماتریس واریانس کوواریانس شرطی در جدول 3 آورده شده است. اعداد داخل پرانتز مربوط به انحراف معیار تخمین می‌باشند.

جدول 2.نتایج تخمین

معادله میانگین شرطی

$$\boldsymbol{r}_t = \boldsymbol{\mu} + \Gamma_1 \boldsymbol{r}_{t-1} + \Gamma_2 \boldsymbol{r}_{t-2} + \Psi \sqrt{\boldsymbol{h}_t} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

$$\boldsymbol{\mu} = \begin{bmatrix} 0.003293077 \\ (0.006031445) \\ 0.002106978 \\ (0.002118891) \\ 0.001917634 \\ (0.000156839) \end{bmatrix}, \quad \Gamma_1 = \begin{bmatrix} 0.173125450 & -0.046359482 & 0.014494990 \\ (0.035780522) & (0.073538692) & (0.125157459) \\ 0.003952871 & 0.241250146 & -0.066242599 \\ (0.010589280) & (0.034159349) & (0.045125914) \\ 0.001135801 & 0.065018619 & 0.192305456 \\ (0.007190890) & (0.015929759\ ) & (0.030007745) \end{bmatrix},$$

$$\Gamma_2 = \begin{bmatrix} -0.080000355 & -0.138681667 & 0.104874663 \\ (0.036064113) & (0.072369017) & (0.123177444) \\ -0.009686744 & -0.104842356 & 0.035646346 \\ (0.010953991) & (0.033909373) & (0.045077146) \\ -0.004652529 & -0.021503862 & 0.005068878 \\ (0.005476001) & (0.017450877) & (0.031615959) \end{bmatrix},$$

$$\Psi = \begin{bmatrix} -0.001890434 & -0.145631800 & 0.037600686 \\ (0.390426131) & (0.139441537) & (0.086441825) \\ 0.332900815 & 0.129820168 & -0.173340201 \\ (0.228537270) & (0.072779117) & (0.022805420) \\ -0.087523443 & 0.006347672 & -0.025060379 \\ (0.013332817) & (0.014413284) & (0.002832413) \end{bmatrix}$$

- اعداد داخل پرانتز انحراف معیار تخمین می‌باشند.

جدول 3. نتایج تخمین واریانس شرطی

ساختار واریانس کوواریانس شرطی

1به دلیل محدودیت فضا نتایج آزمون در متن ارائه نشده است، در صورت درخواست نتایج قابل ارائه می‌باشد.

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A + B'H_{t-1}B + D'e_{t-1}e_{t-1}'D$$

$$C = \begin{bmatrix} 0.008997868 & 0.000442511 & 0.000263174 \\ (0.001091091) & (0.000575040) & (0.000402595) \\ 0 & 0.001117756 & -0.000510629 \\ & (0.000779733) & (0.001074667) \\ 0 & 0 & 0.000446326 \\ & & (0.001604595) \end{bmatrix},$$

$$A = \begin{bmatrix} 0.192514205 & 0.018879679 & 0.016733091 \\ (0.048988399) & (0.010872867) & (0.005828239) \\ -0.048844075 & 0.315244213 & 0.019818011 \\ (0.090619401) & (0.036065882) & (0.018144194) \\ -0.079025457 & 0.013532368 & 0.086381669 \\ (0.148887427) & (0.055162266) & (0.041241018) \end{bmatrix},$$

$$B = \begin{bmatrix} 0.935960510 & -0.005589593 & -0.001647024 \\ (0.009762741) & (0.004969980) & (0.002656622) \\ 0.033764781 & 0.932542591 & 0.001497874 \\ (0.031939163) & (0.011850436) & (0.005773298) \\ 0.015554529 & 0.028654391 & 0.971600594 \\ (0.044508080) & (0.016826203) & (0.006091124) \end{bmatrix},$$

$$D = \begin{bmatrix} 0.260382706 & -0.003113668 & -0.043491722 \\ (0.060203792) & (0.015889189) & (0.009388168) \\ 0.144476376 & 0.192689539 & 0.053932783 \\ (0.117130083) & (0.061661770) & (0.026178000) \\ -0.308938723 & -0.258553982 & 0.243725788 \\ (0.206197305) & (0.081391050) & (0.040308073) \end{bmatrix}$$

- عدم وجود اثرات گارچ:فرضیه صفر: $a_{ij} = b_{ij} = d_{ij} = 0 (for\ i, j = 1,2,3)$
- گارچ قطری:فرضیه صفر: $a_{ij} = b_{ij} = d_{ij} = 0 (for\ i, j = 1,2,3\ \&\ i \neq j)$
- عدم تقارن:فرضیه صفر: $d_{ij} = 0 (for\ i, j = 1,2,3)$

در ادامه براساس نتایج تخمین ارائه شده در جداول (2) و (3) ضرایب تخمین به طور دقیق‌تر از منظر اقتصادی مورد بررسی قرار خواهند گرفت. در ابتدا با استفاده از تحلیل ضرایب غیرقطری به بررسی سرریز تلاطم بین بازارها به صورت دو به دو پرداخته و سپس سایر ضرایب در رابطه با ارتباط دو به دوی بازارها مورد بحث و تحلیل قرار خواهند گرفت تا در نهایت همه ارتباطات مورد بررسی قرار گرفته باشند. همچنین در هر یک قسمت‌ها

نمودارهای مربوط به انحراف استاندارد شرطی و کوواریانس‌های شرطی بین دو به دوی سری‌ها که از نتایج تخمین‌ها حاصل شده‌اند، به تصویر کشیده شده است.

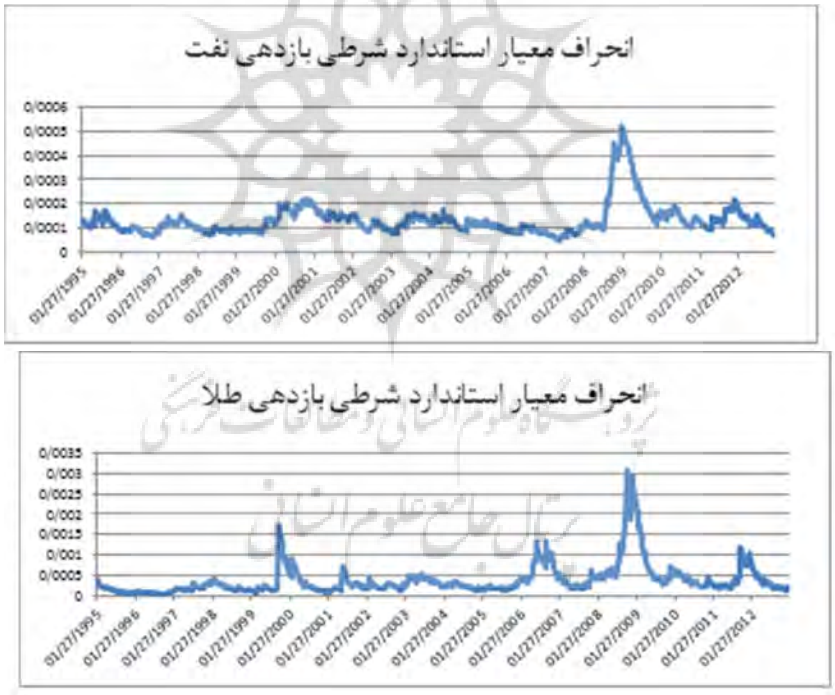
کانال ارتباطی مختلفی میان بازارهای نفت و طلا وجود دارد به طور مثال در شرایطی که قیمت نفت افزایش می‌یابد روی رشد اقتصادی اثر معکوس می‌گذارد. در این حالت سرمایه‌گذاران به دنبال دارایی‌ای برای حفظ ارزش پول خود می‌باشند و بنابراین به سمت خرید طلا به عنوان یک دارایی ایمن هجوم آورده و موجب بالا رفتن قیمت طلا می‌شوند. اثرگذاری نفت بر بازار طلا می‌تواند به طور مستقیم بر میانگین بازدهی طلا باشد و یا می‌تواند از طریق اثرگذاری بر تلاطم‌های بازدهی طلا رخ دهد. در این‌جا چون از داده‌های هفتگی و با تواتر بالا استفاده می‌نماییم، بنابراین کانال دارایی نمود بیشتری پیدا می‌کند چراکه در رابطه با تحلیل‌های سرمایه‌گذاری و برای دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌تواند تفسیر گردد. کانال‌های تورم و دارایی‌های بین‌المللی کشورهای صادرکننده نفت تا حدود زیادی برای تفسیر ارتباطات دوره‌های بلندمدت میان نفت و طلا می‌توانند مفید باشند.

ضریب ψ_{21} در معادله(1) مبین سرریز تلاطم شوک‌های قیمت نفت بر میانگین بازدهی طلا می‌باشد. می‌توان با کمی اغماض گفت این ضریب در سطح 10 % معنی‌دار می‌باشد. مثبت و معنادار بودن این ضریب بدان معناست که تلاطم‌های ناشی از افزایش قیمت نفت منجر به افزایش بازدهی طلا می‌شود. همچنین عدم معناداری ضریب ψ_{12} به این معناست که تلاطمات شوک‌های قیمت طلا بر میانگین بازدهی نفت اثری ندارد.

در رابطه با گروه دوم ضرایب که مربوط به معادله (2) و وجود سرریز تلاطم است با رد شدن آزمون عدم وجود سرریز تلاطم از بازدهی نفت به تلاطم بازدهی طلا با فرضیه صفر $H_0: a_{12} = b_{12} = d_{12} = 0$ می‌توان گفت سرریز از بازار نفت به بازار طلا در سطح گشتاور دوم وجود دارد. معناداری ضریب a_{12} در سطح 10 درصد بدان معناست که شوک‌های قیمت نفت به تلاطم بازدهی طلا در دوره‌های آتی سرریز می‌شود. نکته جالب توجه این است که به دلیل معنادار نبودن ضریب d_{12} می‌توان گفت شوک‌های قیمت نفت اثر نامتقارن بر

تلاطم شرطی بازدهی طلا ندارد. این بدان معناست که تغییرات قیمت نفت در هر صورت روی تلاطم شرطی بازدهی طلا اثرگذار خواهند بود و در صورت بروز شوک مثبت یا منفی در بازار نفت، تلاطمات بازدهی طلا تحت تأثیر یکسانی قرار خواهد گرفت.

از طرف دیگر فرضیه $H_0: a_{21}=b_{21}=d_{21}=0$ که فرضیه عدم وجود سرریز تلاطم از بازده طلا بر تلاطم بازده نفت می‌باشد، معنادار نمی‌باشد. همچنین هر یک از ضرایب a_{21}، b_{21}و d_{21} به صورت جداگانه نیز معنادار نمی‌باشند که به معنای آن است که سرریز تلاطم از بازار طلا به بازار نفت وجود ندارد.نمودار(5) به ترتیب انحراف معیار استاندارد شرطی برای بازدهی نفت، انحراف معیار استاندارد شرطی برای بازدهی طلا و همچنین کوواریانس شرطی بین دو سری بازدهی نفت و طلا که از نتایج تخمین حاصل شده‌اند را نشان می‌دهد.



نمودار5. انحراف معیارهای استاندارد شرطی و کوواریانس شرطی تخمین زده شده برای نفت و طلا

تئوری‌هایی در رابطه با ارتباط بازارهای ارز و نفت در قسمت دوم پژوهش مطرح گردید با توجه به اینکه کشور آمریکا یکی از بزرگترین مصرف کنندگان نفت خام می‌باشد لذا افزایش در قیمت نفت منجر به کاهش ارزش پول آن می‌گردد. از طرف دیگر با کاهش ارزش دلار آمریکا قیمت واقعی نفت برای سایر کشورها مانند کشورهای منطقه یورو، ارزانتر می‌شود که این امر می‌تواند بر عرضه و تقاضای نفت اثر بگذارد و در نهایت موجب تغییرات قیمت نفت گردد.

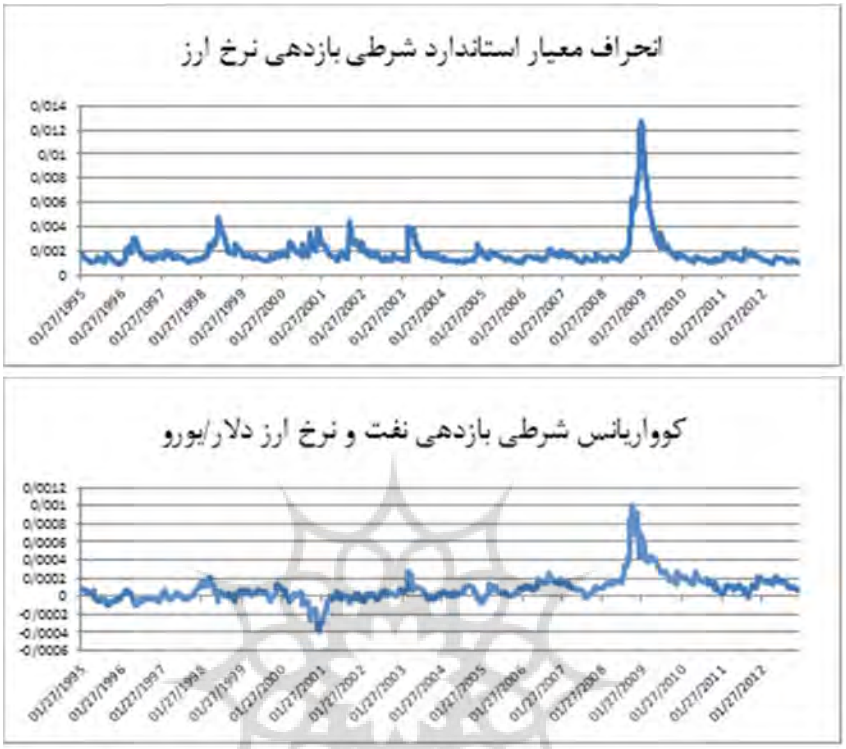
ضریب ψ_{13} که به نوعی نشان‌دهنده سرریز تلاطم شوک‌های قیمت نفت بر میانگین بازدهی نرخ ارز دلار/یورو می‌باشد در سطح 1 % معنی‌دار می‌باشد. معنادار بودن این ضریب بدان معناست که تلاطم‌های ناشی از افزایش قیمت نفت موجب تغییر در بازدهی-نرخ ارز دلار/یورو می‌شود. اما از طرف دیگر ضریب ψ_{31} که معرف سرریز تلاطم شوک-های نرخ ارز بر میانگین بازدهی نفت می‌باشد معنادار نبوده و این امر به معنای عدم سرریز تلاطمات شوک‌های نرخ ارز بر میانگین بازدهی نفت می‌باشد.

در رابطه با وجود سرریز تلاطم، با رد شدن فرضیه صفر $H_0: a_{13} = b_{13} = d_{13} = 0$ در سطح 1 % ، می‌توان گفت سرریز از بازار نفت به بازار طلا در سطح گشتاور دوم وجود دارد. معناداری ضریب a_{13} در سطح 5% بدان معناست که شوک‌های قیمت نفت به تلاطم

بازدهی نرخ ارز در دوره‌های آتی سرریز می‌شود. همچنین با معناداری ضریب d_{13} در سطح 1% و رد شدن فرضیه صفر $H_0: a_{13} = d_{13} = 0$ در سطح 1% می‌توان گفت شوک‌های قیمت نفت اثر نامتقارن بر تلاطم شرطی بازدهی نرخ ارز دارد. به این معنا که شوک منفی نفت اثر قوی‌تری بر تلاطمات شرطی بازدهی نرخ ارز نسبت به شوک مثبت نفت خواهد گذاشت.

از طرف دیگر، آزمون عدم وجود سرریز تلاطم از بازده نرخ ارز بر تلاطم بازده نفت که معادل آزمون فرضیه صفر $H_0: a_{31} = b_{31} = d_{31} = 0$ می‌باشد، معنادار نیست. بنابراین هیچ‌گونه سرریز تلاطم از بازار نرخ ارز دلار/یورو به بازار نفت وجود ندارد. همچنین هر یک از ضرایب a_{12}، b_{12} و d_{12} به صورت جداگانه نیز معنادار نمی‌باشند.

در نمودار (6) به ترتیب انحراف معیار استاندارد شرطی بازدهی نرخ ارز و کوواریانس شرطی بین دو سری بازدهی نفت و نرخ ارز دلار/یورو که از نتایج تخمین حاصل شده‌اند به تصویر کشیده شده است.



نمودار6. انحراف معیار استاندارد شرطی و کوواریانس شرطی تخمین زده شده برای نفت و نرخ ارز

در رابطه با بازارهای نرخ ارز دلار/یورو و طلا نیز در بخش دوم توضیحات کامل ارائه گردید. به طور معمول همواره طلا به عنوان یک پوشش ریسک مناسب در مقابل تحرکات شدید نرخ ارز در نظر گرفته می‌شود. سجاستاد[1] (2008) در نتیجه کار خود عنوان کرده که طلا مغلوب تغییرات ارزش دلار می‌باشد و افزایش و کاهش ارزش دلار می‌تواند اثرات شدیدی روی قیمت طلا برحسب سایر واحدهای پولی بگذارد.

با بررسی ضرایب مربوط به معادله میانگین، مشاهده می‌شود که ضریب ψ_{32} در سطح 1% معنادار است. این ضریب که نشان‌دهنده سرریز تلاطم شوک‌های نرخ ارز دلار/یورو بر

1. Sjaastad (2008)

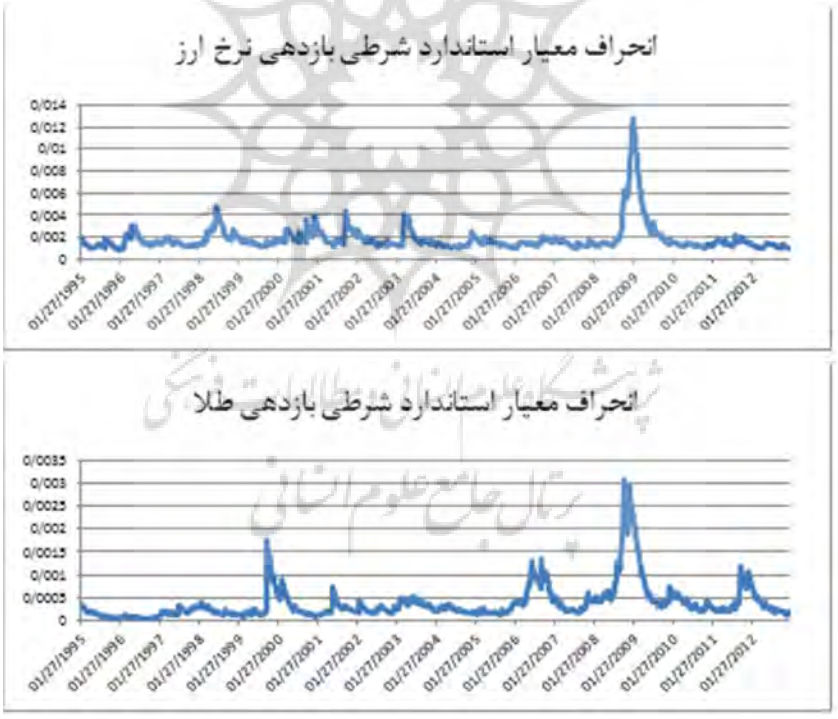
میانگین بازدهی طلا می‌باشد، نشان می‌دهد که تلاطم‌های ناشی از افزایش نرخ ارز دلار/یورو موجب تغییر در بازدهی طلا می‌شود و این نتیجه به نوعی سجاستاد (2008) را مورد تائید قرار می‌دهد. اما از طرف دیگر ضریب ψ_{32} که معرف سرریز تلاطم شوک‌های طلا بر میانگین بازدهی نرخ ارز دلار/یورو می‌باشد معنادار نبوده و این امر به معنای عدم سرریز تلاطمات شوک‌های طلا بر میانگین بازدهی نرخ ارز دلار/یورو می‌باشد. طبق تئوری‌های موجود نیز انتظار وجود سرریز تلاطمات طلا بر میانگین بازدهی نرخ ارز دلار/یورو وجود ندارد.

اما گروه دوم ضرایب که مربوط به معادله واریانس کوواریانس شرطی می‌باشد. با آزمون فرضیه عدم وجود سرریز تلاطم از بازار نرخ ارز به بازار طلا یعنی آزمون فرضیه صفر $H_0: a_{32} = b_{32} = d_{32} = 0$ ملاحظه می‌گردد که این فرضیه در سطح معنی‌داری 1% رد می‌شود. بنابراین سرریز تلاطم از بازار نرخ ارز به بازار طلا وجود دارد. اما با بررسی معناداری هر یک از ضرایب a_{32}، b_{32} و d_{32} ملاحظه می‌گردد که دو ضریب b_{32} و d_{32} معنادار می‌باشند. معناداری ضریب b_{32} نشان می‌دهد تلاطمات شرطی نرخ ارز دلار/یورو به سمت تلاطمات شرطی طلا سرریز می‌گردد. اما معناداری ضریب d_{32} به تنهایی برای وجود اثرات نامتقارن کفایت نمی‌کند، چرا که ضریب a_{32} معنادار نمی‌باشد و این بدان معناست که باید با آزمون فرضیه صفر $H_0: a_{32} = d_{32} = 0$، وجود اثرات سرریز نامتقارن مورد بررسی قرار گیرد. با رد فرضیه عدم وجود اثرات سرریز نامتقارن در سطح 1% می‌توان گفت که شوک‌های نرخ ارز دلار/یورو اثر نامتقارن بر تلاطم شرطی بازدهی طلا دارد. به این معنا که شوک منفی نرخ ارز اثر قوی‌تری بر تلاطمات شرطی بازدهی طلا نسبت به شوک مثبت نرخ ارز خواهد گذاشت.

در رابطه با وجود سرریز تلاطم طلا بر تلاطم نرخ ارز نیز فرضیه صفر $H_0: a_{23} = b_{23} = d_{23} = 0$ مورد آزمون قرار گرفت و رد شد. اما با بررسی معنی‌داری هر یک از ضرایب a_{23}، b_{23} و d_{23} مشاهده می‌گردد که تنها ضریب d_{23} معنادار است. بنابراین فرضیه

صفر $H_0: a_{23} = d_{23} = 0$ جهت بررسی وجود اثرات نامتقارن مورد تست تجربی قرار گرفت که در سطح 10% معنادار بود. بنابراین می‌توان چنین اظهار داشت که شوک منفی در بازار طلا می‌تواند بر تلاطم شرطی نرخ ارز اثرگذار باشد. در نتیجه با توجه به عدم وجود سرریز تلاطم طلا بر میانگین بازدهی نرخ ارز و همچنین معنادار نبودن ضرایب a_{23} و b_{23} می‌توان چنین اظهار داشت که سرریز از بازار طلا به بازار ارز وجود ندارد اما شوک‌های منفی در بازار طلا به عنوان مثال کاهش چشمگیر قیمت طلا می‌تواند بر تلاطمات بازار ارز اثرگذار باشد.

در نمودار(7) انحراف معیار استاندارد شرطی بازدهی‌های نرخ ارز و طلا و همچنین کوواریانس شرطی بین دو سری بازدهی نرخ ارز دلار/یورو و طلا که از نتایج تخمین حاصل شده‌اند به تصویر کشیده شده است.



نمودار7. انحراف معیار استاندارد شرطی و کوواریانس شرطی حاصل از نتایج تخمین برای نرخ ارز و طلا

دسته دیگر ضرایب که باید مورد بررسی و تحلیل قرار گیرند ضرایب قطری معادلات تخمین زده شده است. در رابطه با معادله میانگین، عدم معناداری ضریب ψ_{11} به معنای آن است که در بازار نفت، سرریز تلاطم از شوک‌های نفتی بر میانگین بازدهی قیمت نفت وجود ندارد اما معنی‌داری ضریب ψ_{22} در سطح 10% نشان می‌دهد که در بازار طلا، سرریز تلاطم شوک‌های قیمت طلا بر میانگین بازدهی طلا وجود دارد. در نهایت در معادله میانگین مربوط به نرخ ارز، معناداری ضریب ψ_{33} در سطح 1% نشان می‌دهد که در بازار ارز، تلاطم شوک‌های نرخ ارز به میانگین بازدهی نرخ ارز سرریز می‌گردد.

اما در ارتباط با معادله واریانس کوواریانس شرطی، معناداری ضرایب a_{11} و d_{11} در سطح 1% مبین وجود ساختار نامتقارن در تلاطمات بازار نفت است. به بیان دقیق‌تر، شوکهای منفی قیمت نفت نسبت به شوک‌های مثبت قیمت نفت منجر به نوسان بیشتر در واریانس شرطی دوره آتی نفت می‌شوند. همچنین معناداری ضریب b_{11} در سطح 1% حاکی از وجود وابستگی زمانی میان تلاطمات شرطی بازار نفت می‌باشد.

در رابطه با ضرایب a_{22} و d_{22} نیز باید گفت که هر دو ضریب در سطح 1% معنادار بوده و این به معنای وجود ساختار نامتقارن در تلاطمات بازار طلا می‌باشد، یعنی شوکهای منفی

قیمت طلا نسبت به شوک‌های مثبت قیمت طلا منجر به نوسان بیشتر در واریانس شرطی دوره بعد طلا می‌شوند. از طرف دیگر معناداری ضریب b_{22} در سطح 1% نشان‌دهنده وجود وابستگی زمانی میان تلاطمات شرطی بازار طلا می‌باشد.

در رابطه با ضرایب a_{33} و d_{33} نیز باید گفت که هر دو ضریب در سطح 1% معنادار بوده و این به معنای وجود ساختار نامتقارن در تلاطمات بازار ارز می‌باشد، یعنی شوک‌های منفی ارز نسبت به شوک‌های مثبت ارز منجر به نوسان بیشتر در واریانس شرطی دوره بعد نرخ ارز می‌شوند. از طرف دیگر معناداری ضریب b_{22} در سطح 1% نشان‌دهنده وجود وابستگی زمانی میان تلاطمات شرطی بازار ارز می‌باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

6. نتیجه‌گیری

باتوجه به جایگاه و ویژگی بازار نفت در دنیا و اثر سرریز آن روی تلاطم سایر بازارها، این مطالعه سعی نموده است اثر سرریز تلاطم در سه بازار نفت، طلا و ارز (دلار در مقابل یورو) را با تأکید بر بازار نفت مورد مطالعه قرار دهد.رویکرد مورد استفاده در این مقاله،یک الگویVAR-ABEKK-in-meanبوده است که براساس بازدهی‌های سه بازار فوق‌الذکر در دوره 2012-1995 با داده‌های هفتگی مورد برآورد قرار گرفته است.انتخاب رویکرد حاضر به ما این اجازه را می‌دهد که نه تنها اثر سرریز میانگین و تلاطم را بین سه بازار مورد مطالعه قرار دهیم بلکه با اضافه کردن اثر نامتقارنی در معادلات واریانسهای شرطی امکان تحلیل اثر نامتقارن اطلاعات نیز از یک بازار به بازار دیگر میسر گردد.

نتایج دلالت بر وجود سرریز تلاطم از بازار نفت و ارز به بازار طلا و همچنین سرریز تلاطم بازار نفت بر بازار ارز می‌باشد. هر چند شدت سرریز بین بازارها با یکدیگر برابر نبوده و ممکن است در برخی موارد شدت سرریز کمتر یا بیشتر باشد. بنابراین می‌توان چنین بیان نمود که رابطه علّی بین سه بازار نفت، طلا و ارز وجود دارد.

همچنین براساس نتایج مدل می‌توان چنین اظهار نمود که رابطه علّی در سطح میانگین و واریانس از بازار نفت به بازار ارز وجود دارد، رابطه علّی در سطح واریانس از بازار نفت به بازار طلا و در نهایت رابطه علّی در سطح میانگین و واریانس از بازار ارز به بازار طلا وجود دارد. براساس نتایج تخمین باید این نکته را یادآور شد که نمی‌توان هیچ رابطه علّی نه در سطح میانگین و نه در سطح واریانس از بازارهای طلا و ارز به بازار نفت مشاهده کرد. هرچند می‌توان گفت تنها شوک‌های منفی نرخ ارز ممکن است بر واریانس شرطی بازار نفت تا حدی اثرگذار باشند.و نهایتاً وجود تقارن در عکس‌العمل واریانس شرطی بازارها به اخبار مثبت و منفی سایر بازارها رد می‌گردد.یعنی بازارها به شوک‌های مثبت و منفی سایر بازارها پاسخ یکسانی نمی‌دهند. به طور مشخص براساس نتایج به دست آمده از مدل می‌توان گفت پاسخ بازار طلا به شوک‌های نرخ ارز و همچنین پاسخ نرخ ارز به شوک‌های بازارهای نفت و طلا نامتقارن می‌باشد.نتایج نشان می‌دهد که رابطه بین بازارها و

قدرت انتقال ریسک بین آنها به‌شدت تحت تأثیر اخبار و پایداری تلاطم در یک بازار به‌ویژه بازار نفت قرار می‌گیرد. پایداری روند افزایش قیمت نفت در دهه اخیر باعث ارتباطی معنادار بین بازدهی‌ها و تقویت انتقال تلاطم بین سه بازار نفت، طلا و ارز شده است. همچنین وجود نامتقارنی خبر بد و خوب که در الگوی حاضر مورد تأکید قرار گرفته است، دلالت بر این نکته دارد که پذیرش نامتقارن خبر خوب و بد دربازار نفت می‌تواند در تقویت و اندازه میزان سرریز ریسک بین بازار ها مهم و مؤثر باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

Amano, r.a. &s. Van norden (1998),"Oil Prices and the Rise and Fall of the us Real Exchange Rate", *Journal of International Money and Finance*, 17(2), 299–316.

Bollersleva, t. &j. Wooldridgeb (1992),"Quasi-maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-varying Covariances",*Econometric Reviews*,vol. 11, issue 2,143-172

Bradley, t. Ewing and farooq malik (2013), "Volatility Transmission between Gold and Oil Futures under Structural Breaks",*Journal of Futures Markets*.

Breitenfellner, andreas and jesus crespo cuaresma (2008), crude oil prices and the euro-dollar exchange rates.

Capie, f. T. C. Mills, and g. Wood (2005), "Gold as a Hedge against the Dollar",*Journal of International Financial Markets, institutions and money*, vol. 15, 343-352.

Engle, r. And k. Kroner (1995), "Multivariate Simultaneous Generalized Arch",*Econometric Reviews*, vol. 11, 122-50.

Engle, r. F. (1982),"Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation",*Econometrica*, 50(4), 987–1007.

Ewing, b. T. And f. Malik (2010), "Estimating Volatility Persistence in Oil Prices under Structural Breaks",*Financial Review*, vol. 45, 1011-1023.

Fleming, j. C. Kirby and b. Ostdiek (1998), "Information and Volatility Linkages in the Stock, Bond, and Money Markets",*Journal of Financial Economics*, vol. 49, 111-137.

Grier, k.b., ó.t. Henry, n.olekalns &k. Shields (2004),"The Asymmetric Effects of Uncertainty on Inflation and Output Growth",*Journal of Applied Econometrics*,vol. 19, no. 5, pp. 551-565.

Grisse christion, (2010), "What Drives the Oil-dollar Correlation?"

Fleming, j. C. Kirby and b. Ostdiek (1998), "Information and Volatility Linkages in the Stock, Bond, and Money Markets",*Journal of Financial Economics*, vol. 49, 111-137.

Liao, chau (2006), the relationship among oil prices, gold prices and the individual industrial sub-indices in taiwan.

Melhem, terraza(2007), the oil single price and the dollar, agricultural and resource conomics west virginia university may 7, 2007.

Melvin, m. And j. Sultan (1990), "South African Political Unrest, Oil Prices, and the Time Varying Risk Premium in the Gold Futures Market",*Journal of Futures Markets*, vol. 10, 103-111.20.

Mensi, beljidand boubaker, managi(2013), correlations and volatility spillovers across commodity and stock markets: linking energies, food, and gold.

Akram q. Farooq(2002),"Oil Prices and Exchange Rates: Norwegian Evidence",*Econometrics Journal* (2004), volume 7, pp. 476–504.

Quere, mignon, penot (2007), "China and the Relationship between the Oil Price and the Dollar", *Energy Policy* 35 (2007) 5795–5805.

Ross, s.a. (1989), "Information and Volatility: The No-arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy",*Journal of Finance*, vol. 44, 1-17.

Novotny, filip(2012), "The Link between the Brent Crude Oil Price and the us Dollar Exchange rate",*Prague Economic Papers*,2,2012.

Sjaastad, l.a. (2008),"The Price of Gold and the Exchange Rates: Once Again",*Resources Policy*, vol.33, no. 2, pp. 118-124.

Sadorsky, p. (2000),"The Empirical Relationship between Energy Futures Prices and Exchange Rates", *Energy Economics*, 22(2), 253–266.

Simakova (2011), "Analysis of the Relationship between Oil and Gold Prices"

Stephen s. Golub(1983),"Oil Prices and Exchange Rates",*Theeconomicj Ournal*, 93(septemberi9 83).

Subarna k. Samanta and ali h. M. Zadeh (2011),"Co-movements of Oil, Gold, the us Dollar, and Stocks",*Modern Economy*, 2012, 3, 111-117.

Wei, zhang (2009),"The Crude Oil Market and the Gold Market: Evidence for Cointegration, causality and Price Discovery",*Resources Policy* 35 (2010) 168–177.

Zhang, fan andwei,tsai (2008),"Spillover Effect of us Dollar Exchange Rate on Oil Prices",*Journal of Policy Modeling* 30 (2008) 973–991.

Zrada (2010), Oil Prices and the us Dollar Exchange Rate Correlation or Causality.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی