

فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۰، بهار ۱۳۸۸، ۱۲۰ - ۱۰۱

اثر اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران: کاربردی از خانواده ARCH

دکتر اسمعیل ابونوری* امیر خانعلی پور**
جعفر عباسی***

پذیرش: ۸۸/۱/۲۶

دریافت: ۸۷/۴/۵

ارز / اخبار / نامتقارن / ایران / **GARCH** / **EGARCH** / **TGARCH** / **APGARCH**

چکیده

با عنایت به اهمیت نرخ ارز در بازارهای تجارت خارجی توجه به نوسانات نرخ ارز نیز اهمیت خاصی دارد. هدف اساسی در این مقاله ارزیابی اثر اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران با استفاده از خانواده الگوهای خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی (ARCH) بوده است. برای این منظور، از الگوی متقارن GARCH و الگوهای نامتقارن EGARCH، TGARCH و APGARCH استفاده بعمل آمده است، تا برآورد تاثیر اخبار نوسانات در ایران برداریم. برای این منظور از داده های روزانه نرخ ارز ۱۲۰۸ داده استفاده شده است. نتایج حاصل از این پژوهش حاکی از تاثیر نامتقارن اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران است. یعنی، تاثیر اخبار بد (منفی) بر نوسانات نرخ ارز بیشتر از تاثیر اخبار خوب (مثبت) می باشد.

طبقه بندی JEL: C22, C32, C52, G14

* دانشیار اقتصادسنجی و آمار اجتماعی، دانشکده اقتصاد دانشگاه مازندران. esmaiel.abounoori@gmail.com

** کارشناس ارشد اقتصاد. amir_Khanalipour@yahoo.com

*** کارشناس ارشد اقتصاد. jaseco2006@yahoo.com

■ اسمعیل ابونوری، مسئول مکاتبات.

مقدمه

تأکید رابرت انگل^۱ در کنفرانس نوبل بر ناتقارنی نوسانات بازار سهام نسبت به اخبار بود. همانگونه که انگل نشان داد، نادیده انگاشتن عدم تقارن در نوسانات بصورت معنی دار به برآورد نادرست ارزش ریسک^۲ منجر می شود. ریسک، میزان ناطمینانی از کسب مقدار بازده را نشان می دهد. این نظریه حاکی از نامتقارنی اثر بازدهی بر نوسانات در بازار سرمایه است. به طوری که اخبار مثبت^۳ و منفی به اندازه یکسان منجر به بازدهی متفاوت می شود. به طوری که همچنین اخبار مثبت منجر به بازدهی بیشتر می شوند (با اندازه یکسان)، نوسانات کمتری را نسبت به اخبار منفی ایجاد می کنند. این اثر، به کمک تئوری اثر اهرمی^۴ قابل بررسی است. وجود ناتقارنی اثر اخبار بر نوسانات سهام نسبت به افزایش و کاهش بازده سهام مورد تایید بسیاری از تحقیقات است. گلوستن، جاگاناتان و رانکل^۵، دوفی^۶، باکائرت و هاروی^۷، بوچاود، اندرو و پوتر^۸، تاباک و گوئرا^۹، ورچنکو^{۱۰}، کیم، مورلی و نلسون^{۱۱}، ابونوری و موتمنی^{۱۲} همگی به ناتقارنی نوسانات در بازار سهام اشاره دارند.

پدیده عدم تقارن را می توان در بازارهای دیگر مانند بازار ارز نیز مشاهده نمود. ناتقارنی در بازار ارز می تواند ناشی از ناتقارنی در پشتوانه های ارزها و شرایط اقتصادی باشد. برخی از ارزها دارای اقتصاد با شرایط بهتر نسبت به کشورهای دیگر است. به عنوان مثال بسیاری از شرکت ها و موسسات مالی بیشتر از ارز پایه دلار امریکا نسبت به دلار استرالیا برای محاسبات سود و زیان خود استفاده می کنند. برای این شرکت ها انتظار یک

1. Engel (2004).
2. Value of Risk.
3. Good News.
4. Leverage Effect.
5. Glosten, Jagannathan and Rankle (1993).
6. Duffe (1995).
7. Bakaert and Harvey (1997).
8. Bouchaud, Andrew and Potters (2001).
9. Tabak and Guerra (2002).
10. Verchenko (2002).
11. Kim, Morley and Nelson (2004).

افزایش در نوسانات دلار آمریکا نسبت به دلار استرالیا به معنی افزایش ریسک در دارایی تخصیص یافته، به دلار استرالیا نسبت به دارایی تخصیص یافته به دلار آمریکا است که این امر ممکن است منجر به فروش دارایی تخصیص یافته، به دلار استرالیا شود که نهایتاً باعث کاهش نرخ ارز دلار آمریکا نسبت به دلار استرالیا می‌شود. این اثر واحد پولی پایه شبیه اثر بازخورد در بازار سهام می‌باشد. این اثر احتمالاً برای برخی از واحدهای پولی نسبت به بقیه قویتر باشد. برای مثال، یک افزایش در نوسانات برای نرخ ارز دلار آمریکا نسبت به یورو ممکن است منجر به فروش دلار آمریکای تخصیص داده شده در دارایی توسط اروپایی‌ها و فروش یوروی تخصیص داده شده در دارایی توسط آمریکایی‌ها شود. این، به دلیل شبیه بودن آمریکا و اروپا از لحاظ قدرت اقتصادی نشأت می‌گیرد. همچنین، دخالت‌های بانک مرکزی یکی از دو کشور می‌تواند دلیل دیگری بر وجود ناتقارنی در بازار ارز باشد.^۱ به‌عنوان مثال فرض کنید ارزش مارک آلمان به دلار آمریکا کاهش یابد. این امر منجر به افزایش رقابت‌پذیری آلمان نسبت به ژاپن خواهد شد. چرا که صادرات آلمان به آمریکا افزایش خواهد یافت. حال، بانک مرکزی ژاپن برای حفظ رقابت‌پذیری خود به احتمال زیاد ارزش ین را کاهش می‌دهد. ایوانز و لیونز^۲ نیز در مقاله خود به این نتیجه می‌رسند که اخبار آمریکا بیشتر از اخبار آلمان نوسانات DEM/UDS را افزایش می‌دهد. همچنین ایشان اشاره می‌کنند که اثر اخبار آمریکا ماندگارتر از اخبار آلمان می‌باشد.

اخبار موثر بر نوسانات بازار ارز به دو بخش اخبار دولتی و اخبار غیردولتی تقسیم‌بندی می‌شوند. اخبار دولتی شامل جداول و اطلاعات دسته‌بندی و برنامه‌ریزی شده راجع به وقایع اقتصاد کلان است که در تاریخ‌های مشخص شده توسط دولت اعلام می‌شود در حالیکه اخبار غیردولتی شامل اخبار منتشر نشده توسط اشخاص غیردولتی مانند بانک مرکزی^۳ و یا اطلاعات محرمانه فعالان بازار مانند تجار می‌باشد.^۴ ایوانز و لیونز معتقدند به

۱. وانگ و یانگ، (۲۰۰۶).

2. Evans, M., Lyons, R (2005).

۳. طبق هام پیچ (۲۰۰۳) در مواردی بانک مرکزی به صورت مخفی و محرمانه فعالیت می‌کند. هدف از این کار متقاعد کردن بازار نسبت به نشأت گرفتن تغییرات مشاهده شده از بخش خصوصی می‌باشد.

۴. برای مطالعه بیشتر رجوع کنید به دومینگیوز و پانتاکی (۲۰۰۶).

دلیل اثرپذیری بیشتر نوسانات از اخبار غیردولتی در کوتاه مدت نسبت به اخبار دولتی منتشر شده در خصوص اوضاع و احوال کلان اقتصادی، اثر نامتقارن توجیه پذیر می باشد.

به طور خلاصه، برآمد کلی مقالاتی که در این زمینه انجام شده است حاکی از وجود اثر نامتقارن اخبار بر نوسانات نرخ ارز است. یعنی اخبار مثبت و منفی با اندازه یکسان، تاثیر همسان بر نوسانات نرخ ارز ندارد. نخستین بار هسیه^۱ به این رابطه نامتقارن دست پیدا کرد. تس و تسوآی^۲ با استفاده از مدل APGAR^۳ ارائه شده توسط دینگک، گرنجر و انگل^۴ وجود رابطه متقارن بین اخبار و نوسانات ارزهای سنگاپور و دلار آمریکا و رابطه نامتقارن واحد پول سنگاپور به دلار آمریکا را مورد تایید آماری قرار دادند. وجود ناتقارنی در نوسانات نرخ ارز کشورهای اروپایی نسبت به دلار آمریکا طی دوره ۱۹۲۵-۱۹۲۲، دلار استرالیا به دلار آمریکا^۵، پزوی مکزیکیک به دلار آمریکا^۶ مورد بررسی قرار گرفته اند. همچنین برخی مطالعات دیگر که به معناداری اثر اخبار بر نوسانات نرخ ارز اشاره دارند شامل مطالعات زیر می باشند: ایوانز و لیون، کروئر و ان جی، اندرسون، بلرسلو و دی بولد^۷، استاورک^۸، امران، باونز و گیوت^۹، باونز، ریم و رومبوست^{۱۱}، د گیننارو و شریویز^{۱۲}، ملوین و یین^{۱۳}.

انجام این مطالعه از جهاتی مهم به نظر می رسد: اولاً در بسیاری از مواقع در دنیای خارج حجم مبادلات ارز از سهام بیشتر می باشد و روز به روز بر اهمیت این بازار افزوده می شود. طبق انگل با وجود ناتقارنی در نوسانات، عدم محاسبه آن منجر به برآورد نادرست در ارزش ریسک می شود. ثانیاً بررسی تجربی ناتقارنی نوسانات نرخ ارز باعث بالا رفتن درک

-
1. Hsieh (1989).
 2. Tse, Y. K., and A. K. Tsui (1997).
 3. Asymmetric Power Garch.
 4. Ding, Z., Granger, C.W.J. and Engel, R.F (1993).
 5. Byers and Peel (1995).
 6. McKenzie (2002).
 7. Adler and Qi(2003).
 8. Andersen, T.G., Bollerslev, T., Diebold, F.X., Labys, P (2003).
 9. Stavarek, Daniel (2007).
 10. Omrane, W.B., Bauwens,L., Giot, P (2003).
 11. Bauwens, L., Laurent, S., Romboust, J.V.K (2003).
 12. DeGennarro, R.P., Shrieves, R.E (1997).
 13. Melvin, M., Yin,X (2000).

ما از پویایی‌های نرخ ارز خصوصاً نسبت به محاسبه ارزش ریسک خواهد شد که این امر منجر به پیش‌بینی بهتر نوسانات نرخ ارز خواهد شد.

پس از مقدمه و تبیین نحوه تاثیر گذاری اخبار بر نوسانات نرخ ارز، در بخش دوم، به مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز و معرفی الگوهای ARCH، GARCH، TGARCH، EGARCH و APGARCH پرداخته می‌شود. در بخش سوم، داده‌های تحقیق ارائه می‌شود. در بخش چهارم به تخمین الگوها و آزمون فرض می‌پردازد و در نهایت، در بخش پنجم، خلاصه و نتیجه‌گیری آمده است.

۱. مرور ادبیات مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز

در مدل‌های اقتصاد سنجی سنتی، ثابت بودن واریانس جملات اخلال همواره یکی از فرض‌های اصلی و کلاسیک اقتصاد سنجی به حساب می‌آید. رابرت انگل برای رهایی از این فرض محدود کننده روش جدیدی موسوم به ARCH را پایه گذاری کرد. در این روش فرض بر این است که جمله تصادفی دارای میانگین صفر و به طور سریالی غیر همبسته ولی واریانس آن با فرض وجود اطلاعات گذشته خود متغیر شکل می‌گیرد. یکی از دلایل استفاده از مدل‌های ARCH وجود خطاهای پیش‌بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های^۱ اقتصادی (مانند نرخ ارز، تورم و سهام و ...) می‌باشد. به طوریکه ممکن است سری مذکور طی سال‌های مختلف رفتارهای متفاوتی را از خود به نمایش بگذارد. به مفهوم دیگر، در برخی سال‌ها دارای نوسان کم و در برخی از سال‌های دیگر دارای نوسان زیاد باشد. در چنین شرایطی انتظار بر این است که واریانس در طول روند تصادفی سری مورد نظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد. در واقع مزیت مدل‌های ARCH در این است که می‌توان روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خود توضیح دهد.

فرض کنید r_t نرخ بازدهی ارز طی دوره $t-1$ تا t باشد و اطلاعات قابل دسترس برای سرمایه‌گذاران، زمانی که تصمیمات خود را اتخاذ می‌کنند Ω_{t-1} باشد. طبق تعریف، بازدهی انتظاری و نوسانات بازدهی مشروط بر اطلاعات موجود در زمان t ، (Ω_{t-1}) به

1. Clusters.

ترتیب به صورت زیر نمادسازی می‌شود:

$$h_t = \text{Var}(r_t | \Omega_{t-1}) \quad \text{و} \quad y_t = E(r_t | \Omega_{t-1})$$

بازدهی غیر قابل پیش‌بینی در زمان t ، (ε_t) حاصل تفاضل بازدهی واقعی و بازدهی

$$\varepsilon_t = r_t - y_t \quad \text{یعنی: مورد انتظار است،}$$

طبق انگل و ان جی^۱ این بازدهی غیر قابل پیش‌بینی، (ε_t) ، به عنوان شاخصی برای اخبار معرفی می‌شود. بدین صورت که یک افزایش غیر قابل انتظار در بازدهی (یعنی $\varepsilon_t > 0$) شاخصی برای اخبار خوب (بازدهی اضافی بیشتر از بازدهی مورد انتظار) و یک کاهش غیر قابل انتظار در بازدهی (یعنی $\varepsilon_t < 0$) به عنوان شاخصی برای اخبار بد (بازدهی اضافی کمتر از بازدهی مورد انتظار) تعریف می‌شود. طبق انگل (۱۹۸۲) ARCH(p) به صورت تابعی با وقفه از ε_t تعریف می‌شود و نشان می‌دهد که نوسانات قابل پیش‌بینی تابعی از اخبار دوره گذشته است. یعنی:

$$h_t = \omega + a_i \sum_{i=1}^p \varepsilon_{t-i}^2$$

بدین مفهوم که بی‌ثباتی‌های قابل پیش‌بینی تابعی از اخبار دوره‌های گذشته دارد. طبق انگل (۱۹۸۲) اخبار دورتر اثرات کمتری بر بی‌ثباتی نسبت به اخبار جدیدتر دارد.

پس از انگل، بلورسلو^۲ حالت تعمیم‌یافته ARCH(p) را به صورت زیر معرفی می‌کند که در آن واریانس ناهمسان شرطی علاوه بر شاخص اخبار تابعی با وقفه از خود واریانس ناهمسان شرطی نیز است. یعنی: $GARCH(1,1)$ ، $h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}^2$. حالت ساده GARCH(p,q) می‌باشد. شرط لازم برای مثبت بودن واریانس شرطی مثبت بودن تمام ضرایب ε_{t-i} و h_{t-j}^2 می‌باشد. یعنی باید داشته باشیم: $\alpha_j > 0 \quad \forall j = 1, 2, \dots, p$ و $\beta_j > 0 \quad \forall j = 1, 2, \dots, q$ همچنین باید داشته باشیم: $\omega > 0$. فرآیند GARCH(p,q) مانای ضعیف خواهد بود اگر $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$ در این صورت اثر شوک‌ها در مدل

1. Engel and Ng (1993).

2. Bollerslev, (1986).

ناپایدار هستند. چنانچه مجموع ضرایب آرچ و گارچ یک باشد به تعبیر انگل و بلورسلو (۱۹۸۶) الگو را انباشته در واریانس خوانند و با^۱ IGARCH نشان می‌دهند. GARCH (p,q) به صورت ضمنی معتقد بر اثر متقارن اخبار بر نوسانات است. یعنی اخبار خوب و بد (با بزرگی یکسان) اثر متقارنی بر نوسانات دارد. این فرض ضمنی الگوی گارچ با فرضیه تحقیق مبنی بر وجود اثر نامتقارن اخبار بر نوسانات نرخ ارز سازگاری ندارد. طبق نلسون^۲ مدل‌های گارچ ساده قادر به در نظر گرفتن این گونه نقش‌ها نیستند. چرا که مدل‌های گارچ ساده فرض می‌کنند که تنها مقدار، و نه علامت بازدهی‌های گذشته در تغییرات نوسانات آینده نقش دارند.

۱-۱. مدل EGARCH^۳

برای کنترل اثر نامتقارن اخبار بر نوسانات، نلسون الگوی EGARCH یا گارچ نمایی را تعریف می‌کند که در آن اثر اخبار نامتقارن می‌باشد. تصریح الگوی گارچ نمایی به صورت زیر است:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

طرف چپ معادله به صورت لگاریتمی آمده است و متضمن این نکته است که واریانس شرطی مثبت است و نیازی به ایجاد محدودیت‌هایی در ضرایب نیست. اثر نامتقارنی با فرضیه $\gamma < 0$ آزمون می‌شود. اگر γ به صورت معنی‌داری مخالف صفر باشد آنگاه اثر اخبار بر نوسانات نامتقارن می‌باشد. بین الگوی معرفی شده توسط نلسون و الگوی EGARCH برآورد شده توسط نرم افزار EViews دو تفاوت وجود دارد؛ اول اینکه نلسون فرض می‌کند توزیع ε_t توزیع خطای عمومی^۴ (GED) است در حالیکه نرم‌افزار EViews با ما حق انتخاب توزیع نرمال، t-استیودت و توزیع GED را می‌دهد. ثانیاً تصریح الگوی معرفی شده توسط نلسون حالت خاصی از الگوی زیر است:

1. Integrated Garch.
2. Nelson (1991).
3. The Exponential GARCH.
4. Generalized Error Distribution.

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} - E \left(\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right) \right| + \sum_{k=1}^{\tau} \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

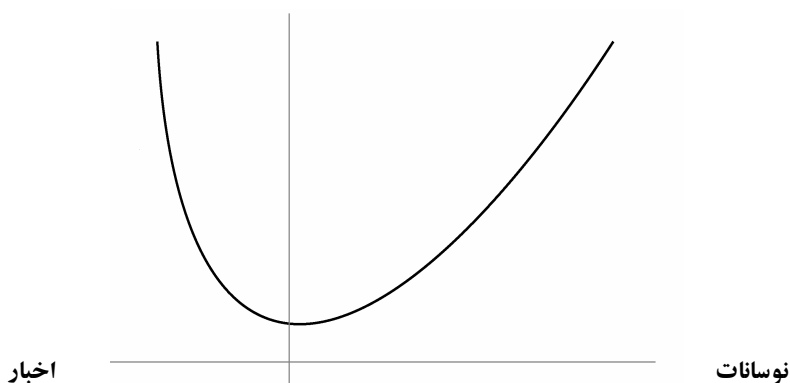
اگر فرض شود توزیع ε_t نرمال باشد، الگوی EGRACH به صورت زیر تصریح

می شود:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| + \sum_{k=1}^{\tau} \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

نمودار (۱) نشان می دهد که اخبار بد نسبت به اخبار خوب (با بزرگی یکسان) نوسانات

بیشتری را ایجاد می کند. همچنین نمودار حاکی از اثر نامتقارن اخبار بر نوسانات می باشد.



نمودار ۱- اثر نامتقارن اخبار بر نوسانات

۲-۱. مدل TARCH^۱

الگوی گارچ آستانه ای نیز الگوی نامتقارن دیگری است که توسط زاکیوان^۲ (۱۹۹۱) و

گلوستن، جاگاناتان و انگل (۱۹۹۳) به صورت زیر معرفی شده است:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2$$

1. Threshold GARCH.

2. Taylor, S. (1986).

که در آن $d_{t-1} = 1$ اگر $\varepsilon_{t-1} < 0$ و در غیر اینصورت $d_{t-1} = 0$. در این حالت، اخبار خوب دارای اثر α بر نوسانات دارند در حالیکه اخبار بد دارای اثر $\alpha + \gamma$ بر نوسانات دارند. همچنین اگر γ به صورت معنی داری مخالف صفر باشد اثر اخبار بر نوسانات نامتقارن می باشد یعنی اخبار مثبت و منفی با اندازه یکسان اثر نامتقارنی بر نوسانات خواهند گذاشت. الگوی GARCH حالت خاصی از الگوی TGARCH می باشد که در آن $\gamma = 0$ است.

۳-۱. مدل APGARCH^۱

تیلور^۲ و شوارت^۳ مدل GARCH را بر اساس انحراف معیار معرفی کردند. در این مدل، به جای واریانس، انحراف معیار مدل سازی می گردد. این مدل در سال ۱۹۹۳ با مشخصه جزء پر قدرت^۴ عمومیت یافت. در مدل APGARCH، پارامتر توانی (σ) از انحراف معیار قابل برآورد است و پارامترهای انتخابی γ نیز برای به دست آوردن عدم تقارن مرتبه بالاتر از ۲ به مدل اضافه شده اند.

$$\sigma_t^\delta = w + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^\delta + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^\delta$$

که در آن $\delta > 0$ بوده و نیز به ازاء $i = 1, \dots, r$ می باشد و برای تمامی $i > r$ و $r \leq p$ داریم: $\gamma_i = 0$. در یک مدل نامتقارن γ_i برای تمامی i ها صفر خواهد بود.

مطابق رویکرد دینگک، گرنجر و انگل^۵ و هنتشل^۶ الگوهای مختلف ARCH و GARCH با توجه به مقادیر ممکنه α ، β ، γ و δ نهفته است. اگر $\delta = 2$ و $\alpha = \beta = 0$ آنگاه الگوی APGARCH به مدل ARCH ساده انگل تبدیل می شود. در حالت بعدی، اگر

-
1. Asymmetric Power ARCH.
 2. Taylor (1986).
 3. Schwert (1989).
 4. Power Term.
 5. Ding, Granger and Engel (1994).
 6. Hentschel (1995).

$\gamma = 2$ و $\delta = 2$ الگوی APGARCH به الگوی GARCH معرفی شده توسط بلرسلو^۱ تبدیل می‌شود. تیلور^۲ و شووارت^۳ معتقدند که بهتر است به جای واریانس، بر انحراف معیار شرطی تاکید شود. در مدل آنها که مدلی متقارن می‌باشد، داریم: $\delta = 1$ و $\gamma = 0$ همچنین، مدل‌های غیرخطی^۴ ARCH نیز در مدل APGARCH نهفته می‌باشد. مدل غیرخطی متقارن معرفی شده توسط هیگینس و برا^۵ (۱۹۹۲) نیز با فرض $\beta = \gamma = 0$ حاصل می‌شود. مدل نامتقارن موسوم به GJR-GARCH که توسط گلوستن، جاگناتان و رانکل^۶ معرفی شده است، جزء پرقدرت و ضریب β همانند مدل GARCH می‌باشد (یعنی: $\beta = \forall$ و $\gamma = 2$) اما ضریب جمله ARCH برابر $\alpha_i(1 + \gamma_i)^2$ و ضریب جمله ناتقارنی برابر $-4\alpha_i\gamma_i$ می‌باشد. جدول (۱) خلاصه‌ای از محدودیت‌های ایجاد شده بر الگوی APGARCH و تولید الگوهای مختلف GARCH را ارائه می‌کند. مانند مدل‌های قبلی، چنانچه $\gamma \neq 0$ باشد، اثرات عدم تقارن برقرار خواهند بود.

۲. داده‌های تحقیق

نظام ارزی و ترتیبات نرخ ارز در ایران، قبل و پس از انقلاب با تحولات زیادی روبه‌رو شده است. این نکته، از دهه ۱۳۵۰ به بعد به وسیله یک نظام چند نرخي مشخص می‌شود که با مقررات ارز و کنترل‌های شدیدی همراه بود. طی سال‌های قبل از انقلاب به دلیل وجود درآمدهای نفتی بالا نرخ دلار در حدود ۷۰ ریال تثبیت شده بود. سال ۱۳۵۲ با استقرار نظام ارزی شناور و فرو پاشیدن نظام برتن وودز^۷ همراه بود. از ابتدای سال ۱۳۷۲ با اعمال سیاست یکسان سازی نرخ ارز، نظام ارزی بصورت شناور هدایت شده درآمد و نرخ ارز نیز شناور اعلام شد. در اردیبهشت سال ۱۳۷۳ نرخ ارز صادراتی به منظور تشویق صادرات و محدود نمودن واردات معرفی شد. این نرخ در پایان اسفند ۱۳۷۹ حذف شد و

-
1. Bollerslev, T.P. (1986).
 2. Taylor (1986).
 3. Schwret.
 4. Nonlinear ARCH.
 5. Higgings and Bera (1992).
 6. Glosten, Jagnathan and Runkel (1994)
 7. Bertton Woods.

نرخ ارز در بورس به مهمترین نرخ ارز تعیین شده در بازار تبدیل شد. در سال ۱۳۸۱ تمامی معاملاتی که قبلاً در بورس انجام می گرفت به یک بازار بین بانکی تازه تأسیس منتقل شد. با وجود اینکه مدل های خانواده گارچ کاربرد فراوانی در خوشه های اقتصادی دارد، دارای محدودیت هایی نیز می باشد. این مدل های پارامتریکی در شرایط وجود یک بازار پایدار بهترین عملکرد را از خود نشان می دهند. یعنی، با آنکه مدل های آرچ برای مدلسازی سری های اقتصادی دارای ناهمسانی واریانس شکل گرفته اند، ولی معمولاً کارایی آنها در برخورد با پدیده های بی قاعده، مانند تغییرات شدید در سطوح متغیر مورد نظر به شدت غیرمعمول کاهش می یابد. لذا، در این تحقیق از داده هایی استفاده خواهد شد که با پایداری نسبی بازار مواجه بوده ایم. لذا، در این تحقیق از داده های روزانه نرخ ارز از تاریخ اول اسفند ۱۳۸۱ تا نوزدهم مهر ۱۳۸۶ (شامل ۱۲۰۸ مشاهده) استفاده شده است. این داده ها از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران^۱ تهیه گردیده است.

جدول ۱- مدل های ARCH و GARCH موجود در الگوی APGARCH

با اعمال محدودیت روی ضرایب:

$$APGARCH(p, q, \gamma) : \sigma_t^\delta = w + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^\delta + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^\delta$$

γ_i	β_j	α_i	δ	مدل
0	0	∇^1	2	ARCH
0	∇	∇	2	GARCH
$ \gamma_i \leq 0$	0	∇	2	Leverage ARCH
$ \gamma_i \leq 0$	∇	∇	2	Leverage GARCH
$-4\alpha_i \gamma_i$	0	$\alpha_i (1 + \gamma_i)^2$	2	GJR-ARCH
$-4\alpha_i \gamma_i$	∇	$\alpha_i (1 + \gamma_i)^2$	2	GJR_GARCH
0	0	∇	1	Taylor ARCH
0	∇	∇	1	Taylor GARCH
$ \gamma_i \leq 0$	0	∇	1	TARCH
$ \gamma_i \leq 0$	∇	∇	1	Generalized TARCH
0	0	∇	∇	NARCH
0	∇	∇	∇	Power GARCH

1. www.cbi.ir.

γ_i	β_j	α_i	δ	مدل
$ \gamma_i \leq 0$	0	∇	∇	Asymmetric PARCH
$ \gamma_i \leq 0$	∇	∇	∇	Asymmetric PGARCH
۱- نماد ∇ یعنی برای ضریب مورد نظر محدودیتی اعمال نمی شود.				

فرض کنید E_t نرخ ارز در زمان t باشد. بازدهی ساده (R_t) یا تغییر نسبی قیمت در یک روز کاری به صورت زیر خواهد بود:

$$R_t = \frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}}$$

در حالیکه بازدهی مرکب پیوسته (r_t) در یک دوره زمانی خاص برابر لگاریتم نرخ ارز انتهای دوره به ابتدای دوره می باشد. یعنی:

$$r_t = \text{Log} \left(\frac{E_t}{E_{t-1}} \right) = \text{Log}(E_t) - \text{Log}(E_{t-1})$$

$$r_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = \sigma \cdot z_t \quad \text{و} \quad z_t \sim \text{iid}N(0,1)$$

بررسی نمودار r_t (نمودار (۲)) نشاندهنده وجود پدیده خوشه‌ای که متضمن وجود فرآیند ARCH است، می باشد. تکانه‌های بزرگ با هر علامتی تکانه‌های بزرگی را در دوره بعدی همراهی می کند و تکانه‌های کوچک نیز با تکانه‌های کوچکتر دوره‌های بعدی همراه می شود. این مساله نخستین بار توسط مندلبروت^۱ ارائه شد: "... تغییرات بیشتر تمایل دارند تا در هر دو سمت با تغییرات بیشتر همراه باشند و تغییرات کمتر نیز با تغییرات کمتر...". نمودار (۲) سری زمانی بازدهی مرکب پیوسته نرخ ارز را در دوره مطالعاتی نشان می دهد. بنابراین، نرخ ارز تحت یک فرایند گام تصادفی^۲ به صورت زیر شکل می گیرد:

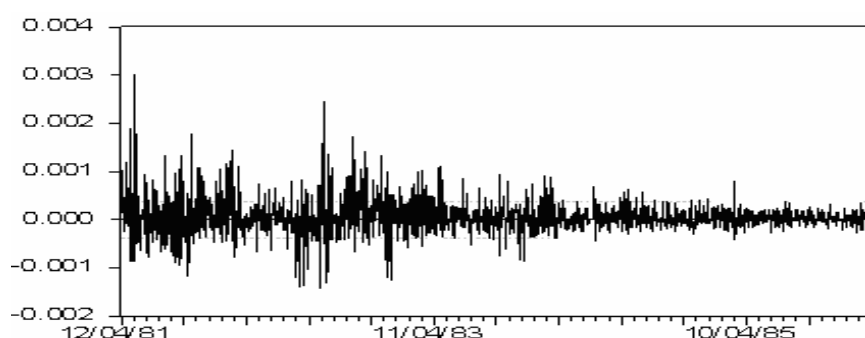
$$\text{Log}(e_t) = \mu + \text{Log}(e_{t-1}) + \varepsilon_t$$

1. Mandelbrot (1963).

2. Random Walk.

$$\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_t^2)$$

در آن اجزاء اخلاص، ε_t خود همبستگی ندارند. که در آن Ω_{t-1} مجموعه اطلاعات موجود در زمان t است. همانطور که نمودار نشان می دهد این سری مانا است. با استفاده از آزمون های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیس - پرون (PP) نیز مانایی این سری تأیید می شود. جدول (۲) نیز برخی آماره های r_t را نمایش می دهد.



نمودار ۲- نمودار بازدهی روزانه نرخ ارز

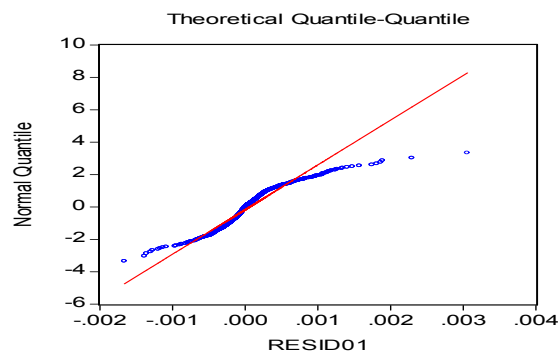
جدول ۲- آماره های توصیفی r_t

Mean	Sd. Dev.	Ske	Kur	J-Bera	$Q(1)$	$Q^2(1)$	ARCH(1)
0.000	3.84E-4	1.15	9.98	716.843	0.7248	32.332	30.80
		[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.395]	[0.000]	[0.000]

* اعداد داخل کروشه بیانگر سطح اطمینان می باشد

همانطور که از جدول (۲) مشهود است، میانگین غیرشرطی r_t تقریباً برابر صفر است. SK و Kur آماره های مربوط به کشیدگی مازاد و چولگی می باشند. مطابق این آماره ها تابع چگالی غیرشرطی چولگی راست و کشیدگی مازاد می باشند. آزمون ARCH نیز وجود اثرات ARCH را در پسماندها، قویاً تأیید می کند. آماره J-Bera، آماره آزمون نرمال بودن سری r_t است که به صورت $\chi^2(2)$ توزیع می شود. $Q(1)$ و $Q^2(1)$ آماره های Ljung-Box برای آزمون همبستگی پیاپی به ترتیب در بازدهی و مربع آن از مرتبه یک که به

صورت $\chi^2_{(1)}$ توزیع می‌شود. آماره J-Bera قویاً فرض نرمال بودن جملات پسماند را رد می‌کند. این مساله به عینه از نمودار چارک‌ها^۱ (نمودار (۳)) قابل شهود است. از این نمودار برای مقایسه دو توزیع با یکدیگر و یا مقایسه یک توزیع با یکی از توزیع‌های تئوریک استفاده می‌شود. این نمودار یک چارک از توزیع مورد نظر را با یک چارک از توزیع تئوریک (در اینجا توزیع نرمال) ترسیم می‌کند. اگر نمودار ترسیم شده تقریباً روی یک خط قرار بگیرد، توزیع پسماندها نرمال خواهد بود. همانطور که مشاهده می‌شود، r_t فاقد توزیع نرمال می‌باشد.



نمودار ۳- نمودار Q-Q برای r_t

۳. برآورد الگوها و آزمون فرضیه

نتایج برآورد و آماره‌های آزمون اثر اخبار بر نوسانات برای الگوی‌های EGARCH، TGARCH و APGARCH در جدول (۳) خلاصه شده است. همانگونه که در این جدول دیده می‌شود، پسماند های شرطی دارای توزیع نرمال نیستند. آماره J-Bera نیز قویاً نرمال بودن جملات پسماند شرطی را رد می‌کند. این مساله از نمودار Q-Q نیز به عینه قابل شهود است. زمانی که فرض نرمال بودن خطاهای شرطی رد شود ولی معادله میانگین و واریانس شرطی بدرستی تصریح شده باشد، ضرایب برآورده شده هنوز سازگار خواهند بود، اما خطاهای معیار باید اصلاح شوند. در نتیجه، برآوردهای بدست آمده در این مطالعه شبه

1. Quantile - Quantile Plot.

حداکثر درستمایی (QML)^۱ محسوب شده و خطاهای معیار با روش بولرسلو ولدیرییدی^۲ برآورد می‌شوند. کشیدگی این پسماندها در الگوی EGARCH بیشترین مقدار (۱۳/۲۳۶) را نسبت به الگوهای GARCH، TGARCH و APGARCH دارد. این پسماندها در هر چهار الگو دارای چولگی مثبت نیز می‌باشند.

ضرایب جملات آرچ و گارچ، (α, β) ، در هر چهار الگوی برآورد شده، مثبت و در سطح اطمینان بالایی معنادارند. ضریب جمله ناتقارنی در مدل EGARCH ($\gamma = -0.024$) منفی در سطح بالایی معنی دار است و نشاندهنده آن است که اخبار بر نوسانات نرخ ارز اثر نا-مقارنی داشته، به طوریکه که اخبار منفی نوسانات بیشتری را نسبت به اخبار مثبت ایجاد می‌کند. این ضرایب، در الگوهای TGARCH و APGARCH نیز به ترتیب ۰/۰۶۱ و ۰/۱۶۲ و در سطح بالایی معنی دار می‌باشد. پارامتر برآوردی σ نیز در الگوی APGARCH برابر ۱/۸۷۵ است که در سطح بالایی معنی دار است. معنی دار نبودن آزمون ARCH که به صورت $\chi^2_{(1)}$ توزیع شده است، نشاندهنده باقی نماندن اثرات ARCH در باقیمانده‌های الگوهای برآوردی است که آن به معنی تصریح مناسب الگو می‌باشد.

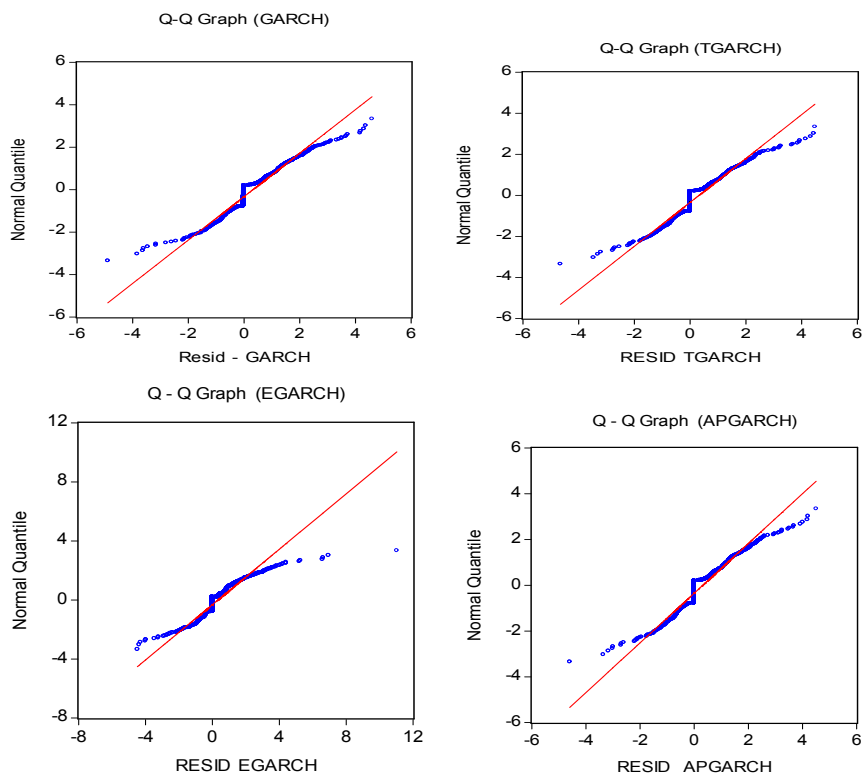
جدول ۳- نتایج آزمون

APGARCH	TGARCH	EGARCH	GARCH	مدل / نتایج
$2.58E - 09$ [0.82]	$1.10E - 09$ [0.04]	$- 0.137$ [0.02]	$5.29E - 10$ [0.04]	w
0.082 [0.00]	0.043 [0.00]	0.136 [0.02]	0.064 [0.00]	α
0.925 [0.00]	0.942 [0.00]	0.997 [0.00]	0.924 [0.00]	β
0.162 [0.03]	0.061 [0.07]	$- 0.024$ [0.04]	----	γ
1.875 [0.00]	----	----	----	δ
8223.618	8328.468	8050.945	8148.841	Log Likelihood
8.356 [0.004]	9.203 [0.002]	2.281 [0.13]	6.992 [0.00]	$Q(1)$

1. Quasi-Maximum Likelihood.
2. Bollerslev and Woldridy (1992).

APGARCH	TGARCH	EGARCH	GARCH	مدل	نتایج
0.317 [0.57]	1.448 [0.2]	0.768 [0.38]	0.3987 [0.52]		$Q^2(1)$
0.316 [0.57]	1.444 [0.22]	0.762 [0.38]	0.399 [0.52]		$ArchTest(1)$
0.402 [0.00]	0.406 [0.00]	1.396 [0.00]	0.283 [0.00]		Ske
5.327 [0.000]	5.378 [0.00]	13.236 [0.00]	5.416 [0.00]		Kur
305.229 [0.00]	318.077 [0.00]	5606.302 [0.00]	310.179 [0.00]		J-B

منبع: نتایج تحقیق و با استفاده از بسته نرم افزاری EViews 5.0



نمودار ۴- نمودار Q-Q برای GARCH ، TGARCH ، EGARCH و APGARCH

جمع‌بندی و ملاحظات

هدف اساسی در این مقاله پس از بیان الگوی نظری نحوه اثرپذیری نوسانات نرخ ارز از اخبار، معرفی مدل‌های ناهمسان واریانس شرطی بوده است. این الگوها از استعداد فراوان در ارزیابی متغیرهای اقتصادی مانند نرخ ارز، تورم و تحلیل بازار سرمایه برخوردار می‌باشند. اعضای این خانواده از الگوها در کاربرد، دارای تفاوت‌هایی با یکدیگر هستند. از آن جمله، متقارن و یا نامتقارن بودن آنها است. الگوی GARCH یک الگوی متقارن می‌باشد در حالیکه، الگوهای دیگر مانند EGARCH، TGARCH و APGARCh الگوهای نامتقارن هستند. از این الگوها برای ارزیابی تاثیر اخبار بر نوسانات نرخ ارز استفاده شده است. نتایج حاصل از این پژوهش حاکی از تاثیر نامتقارن اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران است. یعنی، تاثیر اخبار بد (منفی) بر نوسانات نرخ ارز بیشتر از تاثیر اخبار خوب (مثبت) می‌باشد. از آنجا که در این بررسی به این نتیجه رسیده شد که اثر اخبار منفی بر نوسانات نرخ ارز شدیدتر از اخبار مثبت است و همچنین از آنجا که اخبار منفی بیشتر از طرف نهادهای غیر دولتی از جمله بانک مرکزی و بازار سرمایه حادث می‌شود، لذا توصیه می‌شود که متولیان اقتصادی در انتشار اخبار از طرف بانک مرکزی و بازار سرمایه نظارت بیشتری داشته باشد تا ضمن جلوگیری از نوسانات نرخ ارز، ریسک ناشی از نوسانات را کاهش دهند.

منابع

- ابونوری، اسمعیل و مانی موتمنی (۱۳۸۶)؛ "بررسی اثر اهرمی در بازار سهام تهران"، مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، شماره ۵۰، صص ۱-۱۱.
- Adler, M, and R. Qi (2003); "Mexico's Integration into the North American Capital Market", *Emerging Markets Review*, Vol 4, pp. 91-120.
- Andersen, T.G., Bollerslev, T., Diebold, F.X., Labys, P., (2003); "Modeling and Forecasting Realized Volatility", *Econometrica* 71, No 2, pp. 579-625.
- Bauwens, L., Laurent, S., Rombouts, J.V.K. (2003); "Multivariate GARCH Models: A Survey", *CORE Discussion Paper*, University Catholique de Louvain – Belgium.
- Bekaert, G. and C. Harvey (1997); "Emerging Equity Market Volatility", *Journal of Financial Economics*, Vol 43, pp. 29-77.
- Bollerslev, T.P. (1986); "Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, Vol 31, pp. 307-327.
- Bouchad, J. P, Matacz Andrew and Marc Potters (2001); "The Leverage Effect in Financial Markets: Retarded Volatility and Panic", *Physical Review Letters*, Vol 87,22. pp. 228701-4.
- Byers, J. D. and D. A. Peel (1995); "Evidence on Volatility Spillovers in the Interwar Floating Exchange Rate Period Based on High/Low Prices", *Applied Economics Letters*, Vol 2, pp. 394-396.
- DeGennarro, R.P., Shrieves, R.E. (1997); "Public Information Releases, Private Information Arrival and Volatility in the Foreign Exchange Market", *Journal of Empirical Finance*, Vol 4, pp. 295-315.
- Ding, Z., Granger, C.W.J. and Engle, R.F. (1993); "A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model", *Journal of Empirical Finance*, Vol 1, pp. 83 - 106.
- Duffee, Gregory R. (1995); "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimate of U.K Inflation", *Econometrica*, Vol 50, pp. 987-1008.

- Engle, R.F. (1982); "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates for the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, Vol 50, pp. 987-1007.
- Engle, R., and V. Ng (1993); "Measuring and Testing the Impact of News in Volatility", *Journal of Finance*, Vol 43, pp. 1749-1778.
- Engle, Robert (2004); "Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice", *American Economic Review*, Vol. 94, pp. 405-420.
- Evans, M., Lyons, R. (2005a); Do Currency Markets Absorb News Quickly? *Journal of International Money and Finance*, Vol 24, pp.197-217.
- Glosten, L.R., Jagannathan, R. and Runkle, D.E. (1993); "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks", *Journal of Finance*, Vol 48, pp. 1779 - 1801.
- Hentschel, L. (1995); "All in the Family : Nesting Symmetric and Asymmetric GARCH Models", *Journal of Financial Economics*, Vol 39, pp. 71 - 104.
- Higgins, M.L. and Bera, A.K. (1992); "A Class of Nonlinear ARCH Models", *International Economic Review*, Vol 33, pp. 137 - 158.
- Hsieh, D.A. (1989); "Modeling Heteroskedasticity in Daily Foreign-Exchange Rates," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol 7, pp. 307-317.
- Hsieh, D.A. (1989); "Modeling Heteroscedasticity in Daily Foreign-Exchange Rates", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol 7, pp. 307-317.
- Kim, C. J, James C Morely and Chales E Nelson, (2004); "Is There a Significant Positive Relationship Between Stock Market Volatility and Equity Premium?", *Journal of Financial Studies*, Vol 1, pp. 403-425.
- Kroner, K.F., Ng, V.K., (1998); "Modeling asymmetric comovements of asset returns", *Review of Financial Studies*, Vol 11, pp. 817-844.
- McKenzie, M. D. (2002); "The Economics of Exchange Rate Volatility Asymmetry," *International Journal of Finance and Economics*, Vol 7, pp. 247-260.
- McKenzie, Michael and Heather Mitchell (2004); "Generalised Asymmetric Power ARCH Modeling of Exchange Rate Volatility", *Department of Economics and Finance Royal Melbourne Institute of Technology*.

- Melvin, M., Yin, X. (2000); "Public Information Arrival, Exchange Rate Volatility, and Quote Frequency", *Economic Journal*, Vol 110, pp. 644-661.
- Nelson, D., (1991); "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, Vol 59, pp. 349-370.
- Schwert, G.W. (1989); "Why Does Market Volatility Change Over Time", *Journal of Finance*, Vol 5, pp. 1115 - 1153.
- TAVÁREK, Daniel (2007); "On Asymmetry of Exchange Rate Volatility in New EU Member and Candidate Countries", *International Journal of Economic Perspectives*, Volume 1, Issue 2, pp. 74-82.
- Schwert, G.W., (1989); "Why Does Market Volatility Change over Time", *Journal of Finance*, Vol 5, pp. 1115 - 1153.
- Tabak, M., M Guerra (2002); "Stock Returns and Volatility", *working paper, Central Bank of Brazil*, series 54, October.
- Taylor, S. (1986); "Modeling Financial Time Series", *John Wiley and Sons*, New York.
- Tse, Y. K., and A. K. Tsui (1997); "Conditional Volatility in Foreign Exchange Rates: Evidence from the Malaysian Ringgit and Singapore Dollar", *Pacific Basin Finance Journal*. Vol 5, pp. 345-356.
- Omrane, W.B., Bauwens, L., Giot, P (2003); "News Announcements, Market Activity and Volatility on the Euro / Dollar Foreign Exchange Market".
- Verchenko, Olesia (2002); "Determinants of Stock Market Volatility Dynamics", *working paper, HEC University of Lausanna*.
- Wang, Jianxin and Minixian Yang (2006), "Asymmetric Volatility in the Foreign Exchange Market".
- Zakoian, J-M. (1991); "Threshold Heteroskedastic Models", Unpublished paper Institute National de la Statistique et des Etudes Economiques, Paris.