

## ارزیابی عملکرد مدل‌های پیش‌بینی بی‌ثباتی قیمت نفت

حمید ابریشمی

استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

محسن مهرآرا

استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

یا سمین آریانا

پژوهشگر

تاریخ دریافت: ۸۴/۱۱/۳۰ تاریخ تصویب: ۸۵/۵/۱۵

### چکیده

شواهد موجود نشان می‌دهد که قیمت نفت خام یک گام تصادفی است به طوری که بهترین پیش‌بینی از قیمت در هر زمان مقدار آن در دوره قبل می‌باشد. اما بررسی سری زمانی روزانه قیمت نفت خام وست تگزاس اینترمدیت (WTI)، از سال ۱۹۹۰ الی آخر نیمه اول سال ۲۰۰۵ نشان می‌دهد که این سری دارای نوسان خوشه‌ای است که به طور معمول نمی‌توان آن را در پیش‌بینی‌ها نادیده گرفت و یا حذف نمود. به همین دلیل مسأله اصلی در این تحقیق پیش‌بینی بی‌ثباتی (واریانس شرطی) قیمت نفت خام می‌باشد. برای این منظور از خانواده مدل‌های اتورگرسیو واریانس ناهمسان شرطی (ARCH) استفاده نمودیم که با استفاده از معیارهای عملکرد پیش‌بینی مورد ارزیابی قرار گرفتند. با توجه به نتایج به دست آمده مدل‌های (GARCH) و (TGARCH) عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌های واریانس شرطی در رابطه با پیش‌بینی بی‌ثباتی قیمت نفت خام دارند. به علاوه پدیده موسوم به اثرات اهرمی در بازار نفت مشاهده می‌شود.

طبقه‌بندی JEL : F12.

کلید واژه: قیمت نفت خام - بی‌ثباتی (Volatility) - واریانس شرطی - پیش‌بینی -

مدل‌های ARCH, GARCH.

## ۱ - مقدمه

مطابق فرضیه بازارهای کارآمد قیمت یک دارایی در شرایط انتظارات عقلایی و هزینه‌های معاملاتی صفر از یک گام تصادفی پیروی می‌کند به طوری که بهترین پیش‌بینی از قیمت، مقدار آن در دوره قبل می‌باشد. در این شرایط تنها پیش‌بینی نوسانات قیمت می‌تواند مورد توجه فعالان بازار یا سیاست گذاران باشد. همان‌طور که خواهیم دید شواهد متعددی وجود دارد که قیمت نفت خام یک فرایند گام تصادفی است. لذا موضوع اصلی این مقاله انتخاب الگوی مناسب برای پیش‌بینی نوسانات نفت خام است. در واقع یکی از خصوصیات قیمت‌ها در بازارهای مالی و بازارهای انرژی، به ویژه بازار نفت خام، بی‌ثباتی<sup>۱</sup> یا ناهمسانی واریانس در طول زمان است به طوری که آگاهی از آینده بازارها و تحولات آنها به یکی از علاقمندیها و ضروریات عاملان اقتصادی فعال در بازارها مبدل گشته است.

بی‌ثباتی، درجه نوسانات قیمت برای یک دارایی<sup>۲</sup>، نرخ<sup>۳</sup> یا شاخص<sup>۴</sup> معین است که معمولاً به صورت واریانس یا انحراف از معیار بیان می‌شود. این اصطلاح در ابتدا برای نوسان یا تغییر شدید و ناگهانی در قیمت یک نوع سهام به کار برده شده است. بی‌ثباتی به عنوان نوسان یا تغییر بازدهی دارایی تعریف می‌شود و دامنه تغییرات بازدهی را نشان می‌دهد. بی‌ثباتی در بازار نفت عبارت است از میزان تغییرات قیمت قراردادهای پیش خرید یا پیش فروش در یک دوره مشخص زمانی یا به عبارت دیگر اندازه‌گیری میزان پراکندگی قیمت قراردادهای پیش خرید یا پیش فروش که از طریق محاسبه انحراف معیار مشخص می‌گردد.

روش‌های گوناگونی برای اندازه‌گیری بی‌ثباتی وجود دارد. به عنوان مثال روش‌های محاسبه بی‌ثباتی عبارتند از: بی‌ثباتی تاریخی<sup>۵</sup>، بی‌ثباتی تاریخی

---

1-Volatility.

2-Asset.

3- Rate.

4- Index.

5- Historical Volatility.

پارکینسون<sup>۱</sup>، بی‌ثباتی ضمنی (تلویحی)<sup>۲</sup>، شاخص بی‌ثباتی ضمنی<sup>۳</sup> و همچنین استفاده از مدل‌های پیشرفته اتو رگرسیو واریانس ناهمسان شرطی یا ARCH<sup>۴</sup> (بکر<sup>۵</sup> ۱۹۹۶).

در این تحقیق به منظور پیش‌بینی بی‌ثباتی قیمت نفت، از مدل‌های اتو رگرسیو واریانس ناهمسان شرطی (ARCH) استفاده شده است زیرا مدل‌های اتو رگرسیو می‌توانند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خود توضیح دهند. همچنین توانایی قدرت پیش‌بینی در حالت ایستا در پنج مدل از خانواده مدل‌های اتو رگرسیو واریانس ناهمسان شرطی با استفاده از معیارهای عملکرد پیش‌بینی مورد ارزیابی قرار می‌گیرند.

مطالعات مهمی در زمینه مدلسازی و پیش‌بینی بی‌ثباتی قیمت نفت انجام شده است که از آن جمله می‌توان به مطالعه لوئیس<sup>۶</sup> (۱۹۹۳) در خصوص پیش‌بینی بی‌ثباتی قیمت نفت خام طی دوره ۱۹۸۶ الی ۱۹۹۴ با استفاده از مدل Garch(1,1) و مطالعه دافی و گری<sup>۷</sup> (۱۹۹۵) در خصوص پیش‌بینی بی‌ثباتی نفت حرارتی<sup>۸</sup> طی دوره ۱۹۸۸ الی ۱۹۹۲ با استفاده از مدل‌های Garch(1,1) و EGarch(1,1) اشاره نمود. از دیگر مطالعاتی که در زمینه پیش‌بینی نفت خام صورت گرفته می‌توان به مطالعات کمیته صرفه جوئی و مطالعات انرژی کنفرانس جهانی انرژی در سال ۱۹۸۹، لین و لین<sup>۹</sup> (۱۹۹۵)، لائو

- 
- 1- Parkinson historical volatility.
  - 2- Implied Volatility.
  - 3- Implied Volatility Index.
  - 4- Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.
  - 5- Becker.
  - 6- Lewis.
  - 7- Duffie and Gray.
  - 8- Heating oil .
  - 9- Huei Chu Lin and Shu Chuan Lin.

پادیس و ابو سدر<sup>۱</sup> (۱۹۹۷)، کمیسیون انرژی کالیفرنیا در سال ۱۹۸۲، زمانی<sup>۲</sup> (۱۳۸۲) و آبرامسون و فینیزا<sup>۳</sup> (۱۹۹۵) اشاره کرد.

در بخش دوم مقاله، الگوهای مختلف در خصوص نوسانات بازدهی دارایی‌ها مرور می‌شوند. در بخش سوم معیارها یا آماره‌های خطای پیش‌بینی را برای مقایسه عملکرد پیش‌بینی الگوهای رقیب و ارزیابی آنها معرفی می‌کنیم. در بخش چهارم نتایج تجربی تخمین ارایه شده و الگوهای رقیب با یکدیگر مقایسه می‌شوند. در بخش پنجم از مباحث مذکور نتیجه‌گیری می‌کنیم.

## ۲- مدلسازی نوسانات

فرض کنید  $R_t$  نرخ بازدهی دارایی (نفت خام) در فاصله زمانی  $t-1$  تا  $t$  و  $\Omega_{t-1}$  شامل مجموعه اطلاعات در دسترس از متغیرهای تأثیرگذار بر این نرخ تا زمان  $t-1$  باشند. بنابراین می‌توان میانگین و واریانس شرطی  $R_t$  را مشروط بر اطلاعات  $\Omega_{t-1}$  به ترتیب به صورت  $y_t = E(R_t | \Omega_{t-1})$  و  $h_t = \text{var}(R_t | \Omega_{t-1})$  نشان داد. با این تعریف، بازده پیش‌بینی نشده (غیرقابل انتظار) برابر با  $\varepsilon_t = R_t - y_t$  است. به پیروی از انگل و انجی (۱۹۹۳)،  $\varepsilon_t$  را به عنوان معیار و اندازه اخبار در نظر می‌گیریم و آن را در حالت  $\varepsilon_t < 0$  (کاهش پیش‌بینی نشده در بازده) اخبار بد و در حالت  $\varepsilon_t > 0$  (افزایش پیش‌بینی نشده در بازده) اخبار خوب تلقی می‌کنیم. به علاوه  $|\varepsilon_t|$  اندازه اخبار را نشان می‌دهد به طوری که هر چقدر  $|\varepsilon_t|$  بزرگتر باشد نشانگر بااهمیت بودن اخبار است و لذا ممکن است منجر به نوسانات بیشتر در قیمت گردد.

به منظور بررسی اثر  $\varepsilon_t$  بر بازدهی، در ادامه الگوهای ARCH را معرفی می‌کنیم. الگوهای ARCH برای اولین بار توسط انگل (۱۹۸۲) ارائه شد و سپس

1- Nikforost, Laepodis and Salah.S. Abosedra.

۲- فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال دوم، شماره ۴، ۱۳۸۴.

3- Abramson and Finizza.

توسط بولرسلو (۱۹۸۶) تحت عنوان  $^1$ GARCH یا ARCH تعمیم یافته) بسط داده شد. یکی از دلایل استفاده از مدل‌های ARCH وجود خطاهای پیش‌بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های  $^2$  مختلف یک سری می‌باشد؛ به طوری که یک سری می‌تواند در طی سال‌های مختلف، رفتارهای متفاوتی از خود نشان دهد و به عبارتی در برخی از سال‌ها دارای نوسانات کم و در سال‌های دیگر دارای نوسانات زیاد باشد. در چنین شرایطی انتظار بر این است که واریانس در طول زمان ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد.

معادلات میانگین و واریانس برای یک الگوی  $GARCH(p, q)$  به صورت زیر

تصریح می‌شود:

$$R_t = x_t' \gamma + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (2)$$

که در آن  $\omega$ ،  $\alpha$ ،  $\beta$  و  $\gamma$  پارامترهای ثابت و  $x_t$  متغیرهای مستقل (برونزا و درونزای تأخیری) می‌باشند. از آنجایی که واریانس  $h_t$  غیرمنفی است بایستی داشته باشیم:  $\alpha_1, \dots, \alpha_p \geq 0$  و  $\beta_1, \dots, \beta_q \geq 0$ . الگوی  $ARCH(p)$  حالت خاصی از الگوی  $GARCH(p, q)$  زمانی که  $q=0$  است محسوب می‌شود. واریانس شرطی برای الگوی  $ARCH(p)$  تنها اطلاعات زمانهای  $t-p$  تا  $t-1$  را مورد استفاده قرار می‌دهد و اهمیت بیشتری برای اطلاعات جدید (دوره‌های نزدیکتر) قایل می‌شود به طوری که برای  $i > j$  است. برای اجتناب از وقفه‌های زیاد  $\varepsilon_t$  در الگوی  $ARCH(p)$ ، مشکلات مربوط به تعیین وقفه بهینه  $p$  و تضمین غیرمنفی بودن  $h_t$  (در معادله واریانس)، بولرسلو (۱۹۸۶) استفاده از فرایندهای  $GARCH(p, q)$  را پیشنهاد نمود. در بسیاری از مطالعات تجربی تصریح  $GARCH(1,1)$  توسط محققین بکار رفته است که براساس آن اثر یک تکانه بر واریانس به طور هندسی طی زمان کاهش می‌یابد.

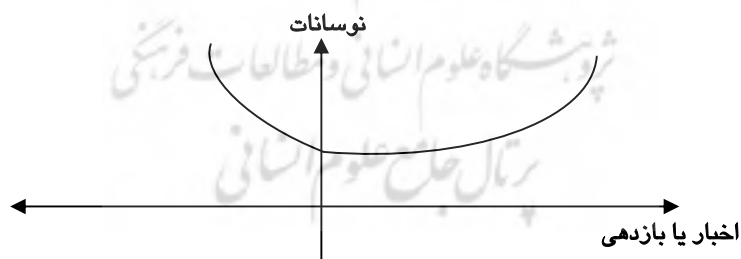
1- Generalized ARCH

2- Clusters.

یک فرایند  $GARCH(p,q)$ ، مانای ضعیف است، اگر همه ریشه‌های  $1 - \alpha(L) - \beta(L)$  خارج از دایره واحد باشند. هنگامی که تواتر یا فراوانی داده‌ها بالاست، اغلب  $\alpha(L) + \beta(L)$  نزدیک به عدد یک است که نشان دهنده پایداری اثر شوک بر واریانس شرطی است. در صورتی که  $\alpha(L) + \beta(L) = 1$  باشد فرایند مذکور را  $IGARCH(p,q)$ <sup>۱</sup> یا  $GARCH$  انباشته می‌نامند.

یکی از اشکالات اساسی  $ARCH(p)$  و  $GARCH(p,q)$  آن است که در این الگوها اخبار خوب و بد با اندازه برابر ( $|\varepsilon_t|$  برابر) اثر یکسانی بر  $h_t$  دارند. این ویژگی همان اثر تقارن می‌باشد. ولی ممکن است بازار به اخبار خوب و بد با قدر مطلق برابر واکنش متفاوت نشان دهد (شکل ۱ را ملاحظه کنید). لذا آزمون عدم تقارن و لحاظ کردن آن در الگوهای از نوع  $ARCH$  بسیار با اهمیت می‌باشد. برای کنترل اثرات غیر متقارن ابتدا نلسون (۱۹۹۱) الگوی  $GARCH$  نمایی ( $EGARCH$ <sup>۲</sup>) را پیشنهاد نمود. معادله واریانس در حالت  $EGARCH(1,1)$  به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\log(h_t) = \omega + \alpha \left[ \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + \beta \log h_{t-1} + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (3)$$



نمودار ۱ - رابطه نامتقارن میان بازدهی و نوسانات

1 - Integrated GARCH.

2 - Exponential ARCH.

اثر اخبار در تصریح EGARCH چهار تفاوت اساسی با تصریح GARCH دارد:

۱- اثر اخبار در EGARCH نامتقارن است.

۲- اثر اخبار بزرگ ( $|\varepsilon_t|$  بزرگ) در الگوی EGARCH نسبت به GARCH

بیشتر است.

۳- تصریح لگاریتمی EGARCH متضمن مثبت بودن  $h_t$  است. در حالی که

به هنگام استفاده از الگوی ARCH و GARCH بایستی محدودیت‌هایی را روی ضرایب قائل شد.

۴- از آنجایی که  $\gamma$  در معادله (۳) با علامت منفی ظاهر می‌شود لذا اخبار بد

منجر به نوسان آتی بیشتری نسبت به اخبار خوب می‌گردد. پدیده مذکور به اثر اهرمی<sup>۱</sup> شهرت دارد.

گلاستن، جاگانانان و رانکل (۱۹۹۳) الگوی عدم تقارن مشهور به GJR<sup>۲</sup> را

به صورت زیر ارائه دادند:

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma S_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 \quad (4)$$

که در آن اگر  $\varepsilon_t > 0$  باشد  $S_t = 1$  و در غیر این صورت  $S_t = 0$  می‌باشد.

الگوی GJR ارتباط تنگاتنگی با الگو آستانه‌ای ARCH (TARCH)<sup>۳</sup> ارائه شده

توسط رابمانانجارا و ذاکویان<sup>۴</sup> (۱۹۹۳) و ذاکویان (۱۹۹۴) دارد. در الگوی GJR

اگر  $\gamma < 0$  باشد واریانس  $h_t$  در حالت  $\varepsilon_{t-1} < 0$  بیشتر از  $\varepsilon_{t-1} > 0$  (با قدرمطلق برابر) است.

الگوی مؤلفه‌ای GARCH (CGARCH)<sup>۵</sup> که توسط انگل و لی<sup>۶</sup> (۱۹۹۳)

به صورت زیر ارائه شده است نااطمینانی در بازدهی را به دو مؤلفه (جزء)

کوتاه‌مدت و بلندمدت تفکیک می‌کند:

1 - Leverage effect.

2 - Glosten, Jagannathan and Runkle.

3 - Threshold ARCH.

4 - Rabemananjara and Zakoian..

5 - Component GARCH.

6- Engle and Lee.

$$h_t - q_t = a(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta(h_{t-1} - q_{t-1}) \quad (5)$$

$$q_t = \omega + \rho(q_{t-1} + \omega) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - h_{t-1}) \quad (6)$$

که در آن  $q_t$  نوسان (واریانس شرطی) بلندمدت است. معادله (۵) مؤلفه کوتاه مدت (موقتی) در نااطمینانی،  $h_t - q_t$  را نشان می‌دهد که با توان  $\alpha + \beta$  به سمت صفر همگرا می‌شود. معادله ۶ مؤلفه بلندمدت در نااطمینانی،  $q_t$  را تبیین میکند که با توان  $\rho$  به سمت  $\omega$  همگرا است. از تلفیق دو معادله مذکور می‌توان معادله زیر را به دست آورد:

$$h_t = (1 - \alpha - \beta)(1 - \rho)\omega + (\alpha + \phi)\varepsilon_{t-1}^2 - (\alpha\rho + (\alpha + \beta)\phi)\varepsilon_{t-1}^2 + (\beta - \phi)h_{t-1} - (\beta\rho - (\alpha + \beta)\phi)h_{t-2} \quad (7)$$

معادله ۷ نشان می‌دهد که الگوی مؤلفه‌ای یک الگوی مقید غیرخطی GARCH(2,2) است. به علاوه GARCH(1,1) حالت خاصی از CARCH محسوب می‌شود که در آن  $\alpha = \beta = 0$  می‌باشد.

می‌توان متغیرهای برونزا را نیز در معادلات واریانس شرطی الگوی مؤلفه‌ای ۷ (در معادله دائمی یا موقتی و یا هر دو) لحاظ کرد. متغیرهای مذکور در معادله موقتی، بر نوسانات کوتاه مدت تاثیر می‌گذارند، در حالی که در معادله دائمی، سطح بلندمدت واریانس شرطی را متاثر می‌سازند. الگوی مؤلفه‌ای نامتقارن (Asy.CARCH)، ترکیبی از الگوی عدم تقارن TARCH و الگوی مؤلفه‌ای است. این الگو که اثرات نامتقارن را در معادله موقتی وارد می‌کند به صورت زیر تصریح و برآورد می‌شود:

$$R_t = x_t' \pi + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$q_t = \omega + \rho(q_{t-1} - \omega) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - h_{t-1}) + \theta_1 z_t \quad (9)$$

$$h_t - q_{t-1} = \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \gamma(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1})\delta_{t-1} + \beta(h_{t-1} - q_{t-1}) + \beta(h_{t-1} - q_{t-1}) + \theta_2 z_{2t} \quad (10)$$



در معادله مذکور  $z$  متغیرهای برونزا و  $S$  متغیر مجازی برای تکانه‌های منفی است.  $\gamma < 0$  نشان‌دهنده حضور اثرات نامتقارن موقتی (یا اثر اهرمی) در واریانس شرطی است. کلیه الگوهای مذکور در جدول ۱ خلاصه شده است.

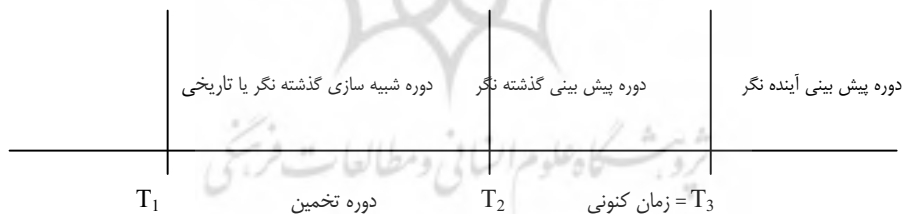
جدول ۱- مدل‌های نوسان در واریانس شرطی

نام الگو	الگو
ARCH(p)	$h_t = \omega + \sum_i^p \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2$
EGARCH	$\log(h_t) = \omega + \beta \log(h_{t-1}) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \alpha \left[ \frac{ \varepsilon_{t-1} }{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right]$
GJR	$h_t = \omega + \beta h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma S_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$ $S_t = 1 \text{ if } \varepsilon_t < 0 \text{ and } S_t = 0 \text{ other wise}$
CGARCH	$\begin{cases} h_t - q_{t-1} = \alpha (\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta (h_{t-1} - q_{t-1}) \\ q_t = \omega + \rho (q_{t-1} - \omega) + \phi (\varepsilon_{t-1}^2 - h_{t-1}) \end{cases}$

### ۳- معیارهای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی

در این مطالعه، الگوهای مختلفی برای پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت خام استفاده می‌شود. عملکرد پیش‌بینی این الگوها بر اساس معیارهای مختلفی که در این بخش معرفی خواهند شد ارزیابی شده و بدین ترتیب الگوهای مناسب برای پیش‌بینی انتخاب می‌گردند. یکی از آماره‌هایی که به صورت سنتی به عنوان معیاری از دقت پیش‌بینی الگو مورد استفاده قرار گرفته است واریانس خطای پیش‌بینی است. برای ارزیابی الگوهای پیش‌بینی و مقایسه آنها با یکدیگر بایستی سه دوره را از یکدیگر متمایز ساخت (شکل ۱). دوره اول شامل فاصله زمانی بین  $T_1$  تا  $T_2$  است که برای تخمین الگو مورد استفاده قرار می‌گیرد. دوره دوم فاصله

زمانی بین  $T_2$  تا  $T_3$  را در بر می‌گیرد.  $T_3$  نشان‌دهنده مقطع زمانی کنونی (آخرین مشاهده قابل دسترس) است. علی‌رغم این‌که اطلاعات مربوط به متغیرها در این فاصله زمانی در دسترس می‌باشند اما از آنها برای تخمین الگو استفاده نمی‌شود. فاصله زمانی مذکور که به دوره پیش‌بینی گذشته نگر<sup>۱</sup> شهرت دارد برای مقایسه سری واقعی و سری پیش‌بینی و ارزیابی الگوی پیش‌بینی، مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این دوره، میزان نزدیکی سری پیش‌بینی با سری واقعی بررسی می‌شود. در دوره سوم (فاصله زمانی بعد از  $T_3$ ) که دوره پیش‌بینی آینده نگر<sup>۲</sup> نامیده می‌شود مقادیر واقعی متغیرهای درون‌زا در دسترس نبوده و بایستی براساس الگو پیش‌بینی شود. در واقع هدف الگو، پیش‌بینی متغیرهای درون‌زا در این دوره زمانی است. در این مطالعه، الگوهای پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت ابتدا برای دوره ۱۲/۲۹/۲۰۰۰ (بر اساس داده‌های روزانه) برآورد گردیده و سپس نوسانات قیمت نفت با مقایسه مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده نوسانات در دوره دوم، الگوهای پیش‌بینی با یکدیگر مقایسه می‌شوند.



شکل ۱- دوره‌های تخمین و پیش‌بینی

- 
- 1- Expost forecast period.  
2- Ex ante forecast period.

آماره‌های مختلفی برای ارزیابی عملکرد الگوهای پیش‌بینی در دوره پیش‌بینی گذشته‌نگر مورد استفاده قرار گرفته‌است<sup>۱</sup>. براساس این آماره‌ها میزان نزدیکی متغیر پیش‌بینی به سری واقعی اندازه‌گیری می‌شود.

فرض کنید دوره اول (نمونه تخمین) فاصله زمانی  $t = 1, \dots, T$  و دوره دوم (پیش‌بینی گذشته‌نگر) فاصله زمانی  $t = T+1, \dots, T+h$  را در بر می‌گیرد. مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده در زمان  $t$  (مربوط به دوره دوم) را به ترتیب با  $y_t$  و  $\hat{y}_t$  نشان می‌دهیم. آماره‌های خطای پیش‌بینی که در این مطالعه برای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی مورد استفاده قرار خواهند گرفت عبارتند از:

$$RMSE = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2} \quad \text{جذر میانگین مربع خطای}$$

$$MAE = \sum_{t=T+1}^{T+h} |\hat{y}_t - y_t| / h \quad \text{میانگین قدرمطلق خطای پیش‌بینی}$$

$$MAPE = \sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t^a} \right| / h \quad \text{میانگین قدرمطلق درصد خطای پیش‌بینی}$$

$$TIC = \frac{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+k} \hat{y}_t^2 / h} + \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+k} y_t^2 / h}} \quad \text{ضریب نابرابری تایل}$$

دو معیار اول به مقیاس اندازه‌گیری متغیر وابسته، حساس هستند. لذا تنها الگوهایی که متغیر وابسته آنها یکسان است را می‌توان براساس این دو معیار با

1- Pindyck & Rubinfeld(1998).

یکدیگر مقایسه نمود. دو معیار دیگر به مقیاس اندازه گیری وابسته نیستند. ضریب نابرابری تایل، معیار اول (RMSE) را به گونه ای تعدیل می کند که همواره بین صفر و یک قرار گیرد. هر چه خطای پیش بینی کمتر باشد توانایی الگو برای پیش بینی مطابق این معیارها بیشتر است. مقدار صفر برای هر یک از آماره ها نشان دهنده برآزش کامل است.

#### ۴- مدلسازی قیمت نفت خام

اگر  $\{p_t\}$  یک فرایند تصادفی باشد، وقتی این دنباله تفاضل مارتینگل<sup>۱</sup> است که شرط زیر برقرار باشد:

$$E(p_{t+1} | p_t, p_{t-1}, \dots) = p_t$$

که در آن  $p_t$  قیمت نفت خام در دوره  $t$  است. یعنی بهترین پیش بینی کننده برای قیمت های فردا، قیمت امروز است. مفهوم تفاضل مارتینگل منجر به گسترش مدل گام تصادفی شد که به صورت زیر تعریف می شود:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim \text{i.i.d}(0, \sigma^2)$$

که در آن  $\mu$  تغییر مورد انتظار در قیمت یا جمله شتاب<sup>۲</sup> و اجزاء اخلاص ( $\varepsilon_t$ ) مستقل از یکدیگر و با توزیع یکسان می باشند. براساس مدل مذکور احتمال افزایش قیمت ها به اندازه کاهش آنها است به طوری که یک بازی منصفانه<sup>۳</sup> وجود دارد. در عمل نیز نشان داده شده است که مدل های خطی که برای پیش بینی قیمت روزانه نفت طراحی شده در ۵۰٪ موارد جهت حرکت قیمت ها را غلط

1- Martingale difference sequence.

2- Drift.

3- Faire game.

پیش‌بینی کرده است، یعنی نتیجه با انداختن یک سکه جهت تصمیم‌گیری یکسان بوده است (هورسنل و ماپرو ۱۹۹۸).

معمولاً  $p_t$  به صورت لگاریتم قیمت تعریف می‌شود. در این صورت  $\mu + \varepsilon_t$  بیانگر بازدهی مرکب پیوسته خواهد بود. چنانچه  $P_t$  سطح قیمت نفت‌خام را نشان دهد در یک روز کاری تغییر نسبی قیمت یا بازدهی ساده ( $R_t$ ) به صورت زیر خواهد بود:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

ولی بازدهی مرکب پیوسته ( $r_t$ ) در یک دوره زمانی خاص برابر لگاریتم قیمت انتهایی دوره به ابتدای دوره می‌باشند:

$$r_t = \text{Log}(1 + R_t) = \text{Log}\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \text{Log}(P_t) - \text{Log}(P_{t-1}) = \mu + \varepsilon_t$$

$$r_t = p_t - p_{t-1} = \mu + \varepsilon_t$$

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

داریم:

$$p_t = \text{Log } P_t$$

مدل فوق نشان می‌دهد که عواید به‌طور نرمال با میانگین  $\mu$  و واریانس ثابت  $\sigma$  توزیع شده است. فرض توزیع نرمال عواید، برای مدلسازی، بر یک توزیع لگاریتمی نرمال دلالت می‌کند (با این قید منطقی که قیمت‌ها هیچ وقت منفی نمی‌شوند). سریهای بازدهی (عواید) در تجزیه و تحلیل بر سری‌های زمانی مالی مرجح هستند، زیرا آنها نه تنها مانا\* بلکه گام تصادفی هستند. در مورد نفت‌خام نیز شواهد حاصل از آزمون‌های ریشه واحد بر اساس آماره‌های دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس-پرون (PP) نشان می‌دهد که لگاریتم قیمت، نامانا است. به‌علاوه طول وقفه بهینه ۱ در آزمون ریشه واحد دلالت بر آن دارد که سری بازدهی مربوط به قیمت نفت ( $r$ ) از یک گام تصادفی پیروی می‌کند.

1- Stationary.

## حقایق آشکار شده در بازارهای مالی

- برخی از خواص آماری بازدهی دارائی‌های مالی به شرح زیر است :
۱. کشیدگی مازاد<sup>۱</sup> : توزیع بازدهی دارائی‌های مالی نسبت به توزیع نرمال بلندتر و دارای دنباله‌های چاق تر است. یعنی بازدهی‌های بزرگ (مثبت یا منفی) بیش از حد مورد انتظار اتفاق می‌افتد.
  ۲. چولگی منفی<sup>۲</sup> : بازدهی‌های بزرگ اغلب منفی هستند.
  ۳. بی‌ثباتی خوشه‌ای: واریانسهای بزرگ و کوچک به صورت خوشه‌ای ظاهر می‌شوند
  ۴. اثر اهرمی: کاهش قیمت‌ها نسبت به افزایش آن بی‌ثباتی بیشتری به دنبال خواهد داشت.

آماره‌های مربوط به خواص آماری بازدهی قیمت نفت ( $r_t$ ) در جدول (۱) ویژگی‌های فوق را در مورد قیمت نفت خام تایید می‌کند. آماره آزمون ARCH (از مرتبه دهم) یعنی  $A(10)$  و همچنین آماره Ljung-Box برای مجذور باقیمانده‌ها

جدول ۱- آماره‌های مربوط به  $r_t$ 

$\bar{r}$	$\text{var}(r_t)$	$Sk$	$Ku$	$B-J$	$Q(10)$	$Q^2(10)$	$A(10)$
۰/۰۲۳	۴/۴۱۶	-۱/۴۰۵	۲۶/۹۹۰	۹۸۲۸۶/۵۴	۷۱/۲۲۷	۲۴۳/۰۲	۱۲۶/۰۵
		[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

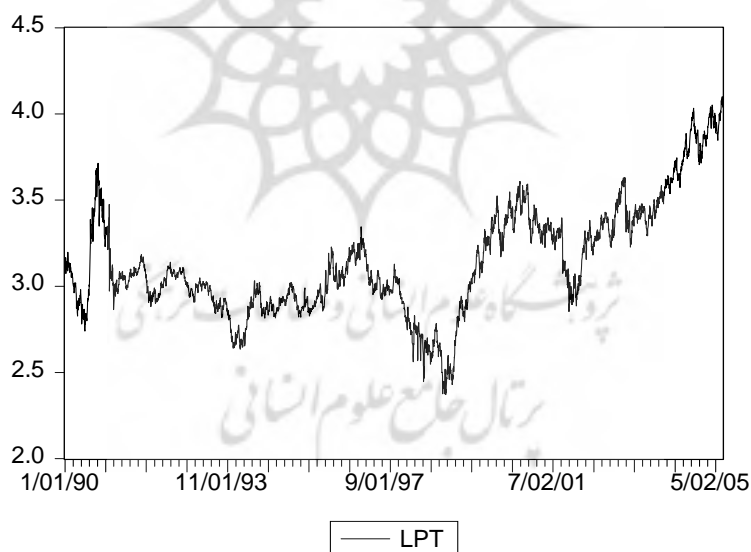
توضیحات: سطوح اهمیت نهایی داخل کروشه نشان داده شده است.  $SK$  و  $Ku$  آماره‌های مربوط به کشیدگی مازاد و چولگی (صفر) می‌باشند. B-J (Bera-Jarque) آماره آزمون نرمال بودن سری  $r_t$  است که به صورت  $\chi^2(2)$  توزیع می‌شود.  $Q(10)$  و  $Q^2(10)$  آماره‌های Ljung-Box برای آزمون همبستگی پیاپی به ترتیب در بازدهی و مربع آن از مرتبه ۱۰ بوده که به صورت  $\chi^2(10)$  توزیع می‌شوند.  $A(10)$  مقدار آماره آزمون انگل (۱۹۸۲) برای اثرات ARCH از مرتبه ۱۰ بوده که دارای توزیع  $\chi^2(10)$  است.

1- Leptokurtosis.

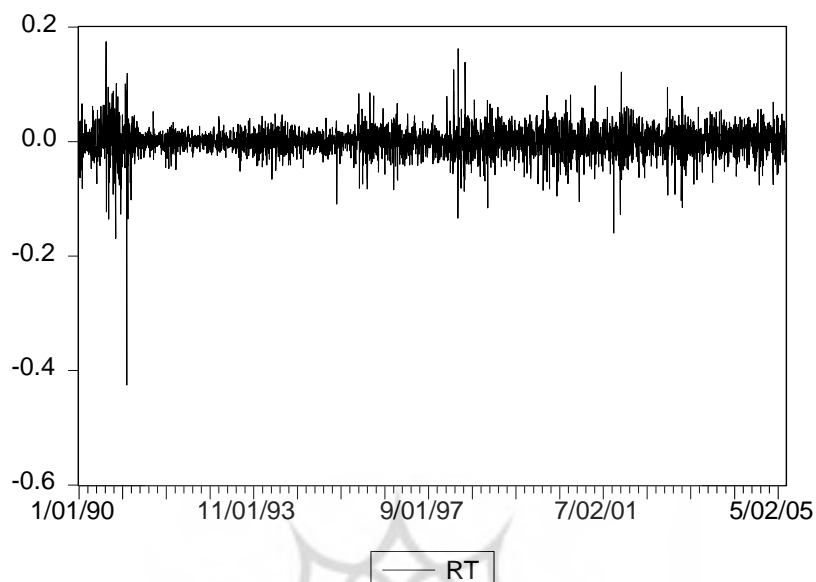
2- Negative Skewness.

(بازدهی غیر قابل پیش‌بینی  $r_t$ ) دلالت بر معنی‌دار بودن اثرات ARCH دارد (وجود ARCH در پسماندها قویاً تأیید می‌گردد). این ویژگی دلیلی بر وجود رابطه غیرخطی بین بازدهی قیمت‌های نفت می‌باشد که با استفاده از فرایندهای ARCH الگوسازی می‌شوند. مطابق آماره‌های Sk و Ku تابع چگالی غیرشرطی نیز دارای چولگی چپ و کشیدگی مازاد (درمقایسه با توزیع نرمال) است.

نمودار (۲) سری زمانی لگاریتم قیمت روزانه نفت خام پنج روز در هفته وست تگزاس اینترمدیت دوره ۱۹۹۰ الی آخر نیمه اول ۲۰۰۵ را نشان می‌دهد؛ همان‌طور که ملاحظه می‌شود این سری زمانی دارای روند است. سری بازدهی (مرکب پیوسته) قیمت روزانه نفت خام پنج روز در هفته وست تگزاس اینترمدیت طی دوره ۱۹۹۰ الی آخر نیمه اول ۲۰۰۵ در نمودار (۳) نشان داده شده است. همان‌طور که از نمودار مشخص است این سری زمانی مانا می‌باشد. با استفاده از آزمونهای ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس پرون (PP)، نیز



نمودار ۲- لگاریتم قیمت روزانه نفت خام (WTI)



نمودار ۳- بازدهی مرکب پیوسته نفت خام

مانایی سری زمانی بازدهی مرکب پیوسته قیمت نفت تأیید می‌شود. به علاوه همان‌طور که در نمودار مذکور مشاهده می‌شود واریانس‌های بزرگ یا کوچک به صورت خوشه‌هایی ظاهر شده‌اند که بیانگر پدیده (بی‌ثباتی خوشه‌ای یا خوشه‌ای شدن بی‌ثباتی) می‌باشند.

بنابراین یک فرایند مارتینگل تفاضلی یا گام تصادفی برای قیمت‌های روزانه نفت به صورت زیر قابل تعریف است:

$$\text{Log}(p_t) = \mu + \text{Log}(p_{t-1}) + \varepsilon_t$$

که در آن اجزاء اخلاص  $\varepsilon_t$  خود همبستگی ندارند، ولی یک رابطه غیرخطی بین آنها وجود دارد به طوری که:

$$E(\varepsilon_t | \Omega_{t-1}) = 0$$

$$\text{Var}(\varepsilon_t | \Omega_{t-1}) = \sigma_t^2$$



$\Omega_{t-1}$  مجموعه اطلاعات تا زمان  $t-1$  می‌باشد. بنابراین تمرکز، صرفاً بر روی میانگین شرطی دلالت بر این موضوع دارد که اطلاعات اماری فراهم شده به وسیله واریانس شرطی مورد استفاده قرار نگرفته‌است. یک مدل مناسب برای واریانس شرطی، مدل  $GARCH(1, 1)$  می‌باشد.

معادله میانگین و معادله واریانس شرطی در حالت  $GARCH(1, 1)$  به صورت زیر می‌باشد:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t \quad \text{معادله میانگین}$$

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad \text{معادله واریانس شرطی}$$

در این تحقیق قیمت روزانه (پنج روز در هفته) نفت خام وست تگزاس اینترمدیت (WTI) دوره ۱۹۹۰/۱/۱ الی ۲۰۰۵/۶/۳۰ مورد استفاده قرار گرفت. ابتدا مدل برای کل نمونه تخمین زده شد و مقادیر واقعی واریانس شرطی به دست آورده شد. سپس مدل را برای دو سوم نمونه (از ابتدای سال ۱۹۹۰ تا انتهای سال ۲۰۰۰) تخمین زده و پیش‌بینی واریانس شرطی برای دوره باقیمانده (از ابتدای سال ۲۰۰۱ تا انتهای نیمه اول سال ۲۰۰۵) صورت گرفت. با استفاده از مقادیر پیش‌بینی و مقادیر واقعی واریانس شرطی، معیارهای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی برای پنج مدل محاسبه شد. نتایج در جدول (۲) آورده شده است.

جدول ۲- ارزیابی عملکرد پیش‌بینی

آماره‌های خطای پیش‌بینی	Garch	Tarch	Egarch	Com - Garch	Asy - Garch
RMSE	۰/۰۰۰۰۲۶۷۹۶۸	۰/۰۰۰۰۲۲۱۸۵۷	۰/۰۰۰۰۳۳۱۶۸۲	۰/۰۰۰۰۲۶۴۱۵۳	۰/۰۰۰۱۳۱۸۷۹
MAE	۰/۰۰۰۰۱۳۰۸۹۸	۰/۰۰۰۰۱۵۴۷۱۰	۰/۰۰۰۰۲۳۰۵۷۸	۰/۰۰۰۰۱۵۹۴۶۷	۰/۰۰۰۰۷۶۴۲۴۶
MAPE	۰/۰۱۴۷۵۱۰۲	۰/۰۲۲۰۴۹۹۹۲	۰/۰۳۰۲۳۴۷۸۹	۰/۰۲۳۹۸۲۸۹۹	۰/۰۳۲۷۰۴۷۴
Theil-IC	۰/۰۱۵۶۶۱۶۶۸	۰/۰۱۳۵۵۶۰۵۴	۰/۰۲۰۴۹۱۴۴۱	۰/۰۱۶۵۳۸۸۸۹۷	۰/۰۸۲۹۶۳۷۱۲

با توجه به جدول فوق مدلی که دارای کم‌ترین خطای پیش‌بینی باشد، بهترین می‌باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود مدل GARCH براساس دو معیار MAPE و MAE دارای قدرت پیش‌بینی بالاتری می‌باشد. همچنین مدل TARCH بر اساس دو معیار RMSE و ضریب نابرابری تایل (Theil) دارای قدرت پیش‌بینی بالاتری می‌باشد.

نتایج حاصل از برآورد مدل GARCH (1,1) را برای دوره ۱۹۹۰ الی آخر نیمه ۲۰۰۵ به صورت زیر به دست می‌آید:

$$r_t = 0.0000347 + \varepsilon_t$$

$$(127.617)$$

$$h_t = 0.00000517 + 0.094985\varepsilon_{t-1}^2 + 0.904161h_{t-1}$$

$$(5.542911) \quad (21.50508) \quad (177.9742)$$

اعداد داخل پرانتز در زیر ضرایب آماره‌های Z می‌باشند. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد مطابق آماره‌های مذکور کلیه ضرایب معنی‌دار می‌باشند و با دقت بالایی برآورد می‌شوند. به‌علاوه از آنجایی که مقدار  $\alpha + \beta = 0.999146$  نزدیک به یک است تأثیر تکانه‌ای بر واریانس (بی‌ثباتی) شرطی قیمت نفت خام دائمی است. نمودار پیوست (۱)، همیسته‌نگار سری بازدهی را نشان می‌دهد که به یک فرایند وایت نویز شباهت دارد. بر اساس شکل مذکور نیز سری بازدهی به یک فرایند گام تصادفی بسیار نزدیک است. آماره Q نیز برای هیچ وقفه‌ای معنی‌دار نمی‌باشد.

مقدار  $\gamma$  (ضریب مربوط به عدم تقارن) در تمامی فرایندهای TARCH، EGARCH و Asym. CGARCH منفی و معنی‌دار می‌باشد (نتایج برای

صرفه‌جویی ارایه نشده است). در نتیجه شوک‌های مثبت و منفی با بزرگی یکسان اثرات متفاوتی را بر روی بی‌ثباتی (واریانس شرطی) خواهند داشت.

## ۵- نتیجه‌گیری و ارائه راهکار

۱. قیمت نفت خام از یک گام تصادفی پیروی کرده و دارای نوسانات خوشه‌ای (تراکم) که متضمن فرآیندهای ARCH است می‌باشد. تکانه‌ها (اخبار) بزرگ با هر علامتی تکانه‌های بزرگی را در دوره‌های بعد همراهی می‌کنند و تکانه‌های کوچک نیز با تکانه‌های کوچک در دوره‌های بعد همراه می‌شوند.

۲. از بین خانواده مدل‌های اتورگرسیو واریانس ناهمسان شرطی، مدل Garch(1,1) بر اساس معیارهای MAE, MAPE و مدل Tarch(1,1) بر اساس معیارهای RMSE و ضریب نابرابری Theil بهترین عملکرد پیش‌بینی را دارا می‌باشند.

۳. تأثیر تکانه بر واریانس (بی‌ثباتی) شرطی قیمت نفت خام دائمی است.

۴. نتایج این تحقیق شواهدی قوی مبنی بر نامتقارن بودن نوسانات قیمت نفت ارایه می‌کند به این مفهوم که اخبار بد (تکانه‌های منفی) منجر به نوسانات آتی بیشتری در قیمت و بازدهی نسبت به اخبار خوب می‌شود.

۶. با توجه به گسترش روز افزون حجم مبادلات در بورسها، بی‌ثباتی بیشتر و نوسانات شدید قیمت‌های نفت استفاده از مکانیسم‌هایی که بتوان به کمک آن ریسک کاهش قیمت‌های نفت در آینده را پوشش داد امری ضروری است. مطابق نتایج این تحقیق، خانواده مدل‌های اتورگرسیو واریانس ناهمسان شرطی می‌تواند کمک بزرگی در این زمینه باشد.

## فهرست منابع

- زمانی، احمد؛ فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال دوم، شماره ۴، ۱۳۸۴.

••• معرفی محمدی، عبدالحمید، بی ثباتی قیمت نفت، پایان نامه کارشناسی ارشد، ۱۳۸۲.

- 3- Engle, R. , 2001, The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics, Journal of Economic perspectives, Volume 15, Fall 2001, page 157-168.
- 4- Engle , Robert, 2002, Frontiers for ARCH Models , Journal of Applied Econometrics, 33, page 425-446.
- 5- Engle, Robert, 2003, Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice, Nobel Lecture, New York University.
- 6- Abraham, B. , Chenouri, S. and Abbas Ali Khalili, 1999, ARCH and GARCH Models ,University of Waterloo, Canada.
- 7- Bera, Ani, k and Higgins, M. , 2003, ARCH Models : Properties, Estimation and Testing. University of Illinois at Urbana Champaign.
- 8- Bollerslev, T. , 1986, Generalized Autoregressive Conditional heteroskedasticity, journal Econometrics, 31,307-327.
- 9- Engle, R. and Dikraft, S. , 1998, Multiperiod Forecast Error Variance of Inflation Estimated from ARCH Models, Applied Time Series Analysis of Economic Data, 293-302.
- 10- Hamilton, J. , 1994, Time Series Analysis.
- 11- perreli, R. , 2001, Introduction to ARCH & GARCH Models Department of Economics, University of Illinois.
- 12- Greene, W, 2000, Econometric Analysis, New jersey: prentice – Hall.
- 13- Johnston, ken and Scott, E. , 2000, GARCH Models and the Stochastic process underlying Exchange Rate Price Change, Journal of Financial and Strategic Decisions, No. 2.
- 14- Sharma, Namit, 1998, Forecasting oil price, Fall Church Virginia.
- 15- Zamani , M. , 2004, An econometric, Forecasting Model of Short term oil spot price , 6<sup>th</sup> IAE European Conference.
- 16- Laurent, S. and Philippe, P. , 2002, Estimating and Forecasting ARCH Models, Department d` Economic, de Gestion et de Sciences Sociales , Universite de Liege , Belgium.

جدول ضمیمه ۱- نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF, PP

	(ADF)		(PP)	
Log(p)	۰۰۰۰۰۰۰۰	۰۰۰۰۰۰۰۰	۰۰۰۰۰۰۰۰	۰۰۰۰۰۰۰۰
%	۰۰۰۰۰۰۰۰	۰۰۰۰۰۰۰۰	۰۰۰۰۰۰۰۰	۰۰۰۰۰۰۰۰
%	۰۰۰۰۰۰۰۰	۰۰۰۰۰۰۰۰	۰۰۰۰۰۰۰۰	۰۰۰۰۰۰۰۰
%	۰۰۰۰۰۰۰۰	۰۰۰۰۰۰۰۰	۰۰۰۰۰۰۰۰	۰۰۰۰۰۰۰۰

