Моделирование волатильности финансовых активов с помощью GARCH-моделей

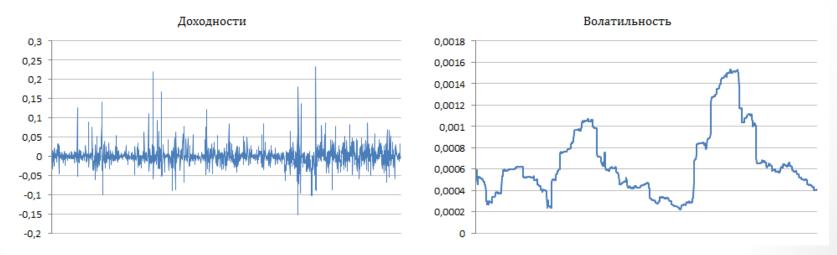
Финансовая эконометрика

Моделирование средней доходности

Пусть y_t — доходность актива, тогда уравнение для средней доходности по модели ARMA(m,n) записывается так:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{m} a_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} b_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t = \mu + a(L) y_t + b(L) \varepsilon_t$$

Для финансовых временных рядов характерен эффект кластеризации волатильности



Возникает задача моделирования дисперсии доходности

Тест на ARCH-эффекты

Тест множителей Лагранжа (LM-тест)

Пусть $e_t = y_t - \hat{y}_t$. Рассмотрим регрессию:

$$e_t^2 = \delta_0 + \delta_1 e_{t-1}^2 + \dots + \delta_q e_{t-q}^2 + \varepsilon_t$$

$$H_0$$
: $\delta_1 = \cdots = \delta_q = 0$ (нет ARCH-эффектов)

$$H_{alt}$$
: $\exists j \in \{1; \dots; q\} : \delta_j \neq 0$

Пусть
$$ESS_0=\sum_{t=1+q}^T\!\left(e_t^2-\overline{e^2}\right)$$
, $\overline{e^2}=\frac{1}{T}\sum_{t=1}^Te_t^2$ и

$$ESS_1 = \sum_{t=1+q}^T \hat{arepsilon}_t^2$$
, тогда

$$S = \frac{(ESS_0 - ESS_1)/q}{ESS_1/(T - 2q - 1)} \sim^{H_0} \chi^2(q)$$

LM-тест в R

```
# исходные данные
library(datasets)
dax <- EuStockMarkets[,"DAX"]</pre>
T <- length(dax)-1
dax <- dax[2:(T+1)]/dax[1:T] - 1
# LM-тест
library(FinTS)
ArchTest (dax, lags=12)
ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects
data: dax
Chi-squared = 85.4761, df = 12, p-value = 3.686e-13
```

Моделирование волатильности

• Уравнения для дисперсии по модели GARCH(p,q):

$$arepsilon_t = z_t \sigma_t, \qquad z_t \sim iid(0;1)$$
 $\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i arepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 = \omega + \alpha(L) arepsilon_t^2 + \beta(L) \sigma_t^2$ Если $\forall i \ \beta_i = 0$, то GARCH(p,q) ~ ARCH(p,q)

• Степенное обобщение — модель APARCH(p,q):

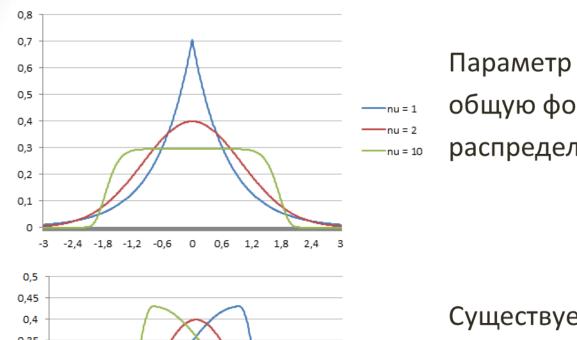
$$arepsilon_t = z_t \sigma_t, \qquad z_t \sim iid(0;1)$$
 $\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|arepsilon_{t-i}| - \gamma_i arepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^\delta,$ где $\delta > 0, \; -1 < \gamma_i < 1$ Если $\forall i \; \gamma_i = 0$ и $\delta = 2$, то APARCH(p,q) ~ GARCH(p,q)

Generalized Error Distribution (GED)

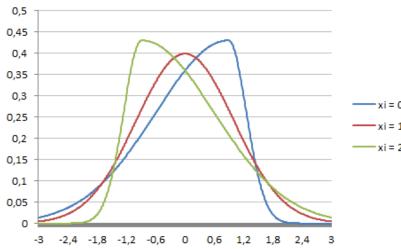
$$f_{GED}(x; \mu, \sigma, \nu) = \frac{\frac{1}{\nu} \exp\left(-\frac{1}{2} \left| \frac{x - \mu}{\sigma} \right|^{\nu}\right)}{2^{\frac{1}{\nu} + 1} \sigma \cdot \Gamma\left(\frac{1}{\nu} + 1\right)}$$

Г(.) – гамма-функция

Формы GED в зависимости от параметров



Параметр ν определяет общую форму распределения



Существует также асимметричный вариант GED с дополнительным параметром $\xi > 0$

Общая схема расчёта модели APARCH

```
library (fGarch)
# оценка параметров модели
dax.gfit <- garchFit(formula=~arma(m,n)+aparch(p,q),data=dax,</pre>
cond.dist=[...], include.delta=T/F, leverage=T/F, trace=FALSE)
# вместо [...] следует подставить распределение z_t:
# "norm", "snorm", "std", "sstd", "ged", "sged" или другие
# используя комбинации степенного параметра и рычага
# можно получать различные частные случаи модели
```

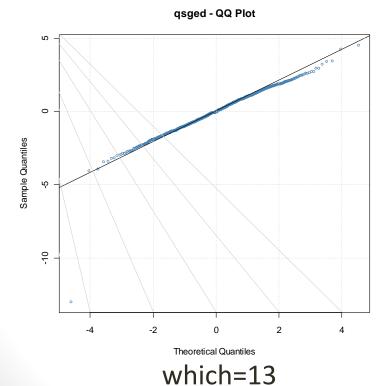
Расчёт частных случаев модели APARCH

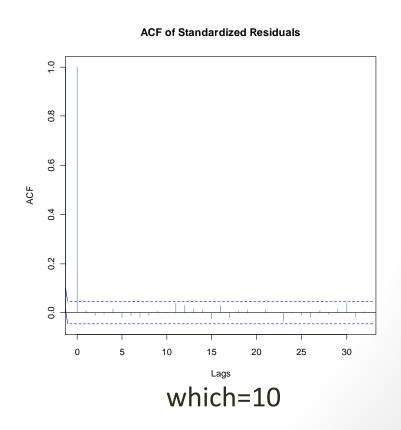
```
GARCH(1,1)
\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2
garchFit(formula=~aparch(1,1),data=dax,delta=2,
include.delta=FALSE, leverage=FALSE, trace=FALSE)
TS-GARCH(1,1)
\sigma_t = \omega + \alpha_1 |\varepsilon_{t-1}| + \beta_1 \sigma_{t-1}
garchFit(formula=~aparch(1,1),data=dax,delta=1,
include.delta=FALSE, leverage=FALSE, trace=FALSE)
T-GARCH(1,1) (GJR-GARCH)
\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1^* \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1^* \cdot I(\varepsilon_{t-1} > 0) + \beta_1 \sigma_{t-1}^2
garchFit(formula=~aparch(1,1),data=dax,delta=2,
include.delta=FALSE, leverage=TRUE, trace=FALSE)
```

Графический анализ модели

```
dax.gfit <- garchFit(formula=~aparch(1,1),data=dax,delta=2,
include.delta=FALSE,leverage=TRUE,cond.dist="sged",
shape=1.25,include.shape=FALSE,trace=FALSE)</pre>
```

plot(dax.gfit, which=[...])





Стационарность

Пусть $\{\xi_t\}$ — стохастический процесс, $F_{\overline{\xi}}(\xi_{t_1}, \dots, \xi_{t_k})$ — совместная функция распределения $\{\xi_t\}$ в период (t_1, \dots, t_k) Процесс $\{\xi_t\}$ называется стационарным, если $\forall k, \forall \tau \ F_{\overline{\xi}}(\xi_{t_1}, \dots, \xi_{t_k}) = F_{\overline{\xi}}(\xi_{t_1+\tau}, \dots, \xi_{t_k+\tau})$

Стационарность в широком смысле:

$$\begin{cases} E(\xi_t) = E(\xi_{t+\tau}) \\ corr(\xi_{t_1}, \xi_{t_2}) = corr(\xi_{t_1+\tau}, \xi_{t_2+\tau}) \end{cases}, \forall \tau$$

Тесты на единичный корень в R

```
library(tseries)
# ADF-Tect
adf.test(dax)
Dickey-Fuller = -11.1348, Lag order = 12, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary
# РР-тест
pp.test(dax)
Dickey-Fuller Z(alpha) = -1759.696, Truncation lag parameter = 8,
p-value = 0.01
                              alternative hypothesis: stationary
# KPSS-тест
kpss.test(dax, null="Level")
KPSS Level = 0.4634, Truncation lag parameter = 9,
p-value = 0.04991
```

Прогноз по модели ARMA-GARCH

```
# прогноз среднего и дисперсии на і шагов вперёд
dax.frc <- predict(dax.gfit,n.ahead=i)

dax.frc[,1] # вектор средних

dax.frc[,3]^2 # вектор дисперсий

# расчёт границы потерь

alpha <- 0.05

VaR <- dax.frc[1,1]+dax.frc[1,3]*qged(alpha,mean=0,sd=1,nu=dax.gfit@fit$par["shape"])
```

Кривая VaR

Кривая VaR — набор последовательных во времени значений VaR

```
т1 <- 6*260; т2 <- т - т1 # обучающая и экзаменующая выборки
```

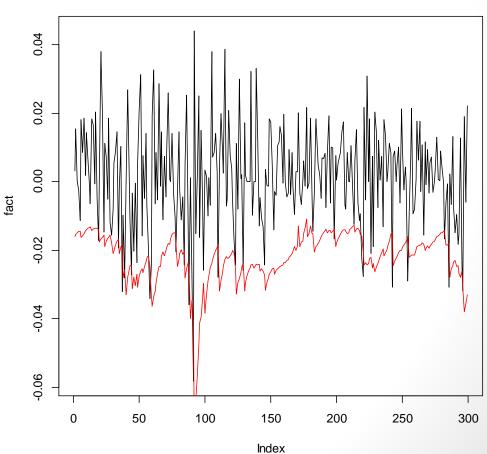
на пространстве экзаменующей выборки построим набор # последовательных значений VaR

```
VaR <- numeric()</pre>
h < -0.5*260
for (i in (T1+1): (T1+T2)) {
  h.dax <- dax[(i-h):(i-1)]
  dax.gfit <- garchFit(formula=~aparch(1,1),data=h.dax,</pre>
  delta=2, include.delta=FALSE, leverage=TRUE, cond.dist="sged",
  shape=1.5, include.shape=FALSE, trace=FALSE)
  dax.frc <- predict(dax.gfit, n.ahead=1)</pre>
  VaR[i-T1] \leftarrow dax.frc[1,1]+dax.frc[1,3]*qsged(alpha,mean=0,sd=1,
  nu=1.5,xi=dax.qfit@fit$par["skew"])
```

Кривая VaR

сравнение оценок риска с фактом

```
fact <- dax[(T1+1):(T1+T2)]
plot(fact,type="l")
lines(VaR,col="red")</pre>
```



Кривая VaR

Тест Купика

Идея состоит в сравнении модельной и эмпирической частот превышений фактическими убытками границы VaR

$$K = \sum I(x_t < VaR_t)$$
, $\alpha_0 = \frac{K}{T_2}$

$$H_0$$
: $\alpha_0 = \alpha$

Статистика:

$$S = -2\ln((1-\alpha)^{T_2-K}\alpha^K) + 2\ln((1-\alpha_0)^{T_2-K}\alpha_0^K) \sim \chi^2(1)$$

тест Купика в R:

```
K <- sum(fact<VaR); alpha0 <- K/T2
S <- -2*log((1-alpha)^(T2-K)*alpha^K)+
2*log((1-alpha0)^(T2-K)*alpha0^K)
p.value <- 1-pchisq(S,df=1)</pre>
```

alpha	0.050
alpha0	0.067
p.value	0.202

Модель «Copula-GARCH»

Формализация модели

Уравнения для дисперсии по частным GARCH-моделям:

$$\varepsilon_{i,t} = z_{i,t}\sigma_{i,t}, z_{i,t} \sim iid(0;1)
\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \sum_{k=1}^p \alpha_{i,k}\varepsilon_{i,t-k}^2 + \sum_{k=1}^q \beta_{i,k}\sigma_{i,t-k}^2
i \in \{1; ...; d\}$$

Этапы моделирования:

- 1. Оценка частных GARCH-моделей;
- 2. Расчёт условных стандартизированных остатков $z_{i,t}$
- 3. Моделирование многомерной величины z_t

Модель «copula-GARCH» в R

одномерные GARCH-модели

```
library(fGarch)
dax.gfit <- garchFit(data=dax,formula=~garch(1,1),
    shape=1.25,include.shape=F,cond.dist="ged",trace=F)
smi.gfit <- garchFit(data=smi,formula=~garch(1,1),
    shape=1.3,include.shape=F,cond.dist="sged",trace=F)</pre>
```

стандартизированные остатки

```
z <- matrix(nrow=T,ncol=2)
z[,1] <- dax.gfit@residuals / dax.gfit@sigma.t
z[,2] <- smi.gfit@residuals / smi.gfit@sigma.t</pre>
```

частные распределения остатков

```
mean <- c(0,0); sd <- c(1,1); nu <- c(1.25,1.3)
xi <- c(1, smi.gfit@fit$par["skew"])

cdf <- matrix(nrow=T,ncol=2)
for (i in 1:2) cdf[,i] <- psged(z[,i],mean=mean[i],
    sd=sd[i],nu=nu[i],xi=xi[i])</pre>
```

Модель «copula–GARCH» в R

```
# подгонка копул
norm.fit <- fitCopula(cdf,copula=norm.cop)</pre>
stud.fit <- fitCopula(cdf,copula=stud.cop)</pre>
gumb.fit <- fitCopula(cdf,copula=gumb.cop)</pre>
clay.fit <- fitCopula(cdf,copula=clay.cop)</pre>
# метод Монте-Карло
cdf.sim <- rcopula(n=N,copula=stud.fit@copula)
z.sim <- matrix(nrow=N,ncol=2)</pre>
for (i in 1:2) z.sim[,i] \leftarrow qsqed(cdf.sim[,i],
  mean=mean[i],sd=sd[i],nu=nu[i],xi=xi[i])
frc1 <- predict(dax.gfit, n.ahead=1)</pre>
frc2 <- predict(smi.gfit, n.ahead=1)</pre>
mu < -c(frc1[,1],frc2[,1])
sigma < -c(frc1[,3],frc2[,3])
```

Оценка финансового риска

модельные доходности портфеля

измерители риска

```
prt.sim <- sort(prt.sim)
VaR <- prt.sim[alpha*N]
ES <- mean(prt.sim[1:(alpha*N-1)])</pre>
```

VaR	-0.017
ES	-0.026

Домашнее задание

- рассчитать показатели VaR и ES для портфеля финансовых активов
- построить кривую VaR
- провести тест Купика и рассчитать значения функций потерь
- написать комментарии

Исходные данные – котировки с сайтов finam.ru, finance.yahoo.com и др.