

Моделирование и предсказание изменчивых корреляций с помощью DCC моделей

Лунова Ирина

Экономический факультет МГУ имени М.В. Ломоносова

- На прошлой лекции мы научились моделировать динамику доходности одного актива
- На практике часто полезно анализировать совместную динамику нескольких активов. Например, при построении оптимального портфеля
- DCC-модель - один из устоявшихся подходов к решению проблемы

- Пусть мы анализируем вектор из n доходностей:

$$r_{1t}, r_{2t}, \dots, r_{nt}$$

- Компактная запись:

$$r_t = \begin{bmatrix} r_{1t} \\ r_{2t} \\ \vdots \\ r_{nt} \end{bmatrix}$$

Моделирование многомерных рядов

Большинство многомерных моделей может быть представлено как

$$r_t = \Sigma_t^{1/2} z_t, z_t \sim D(0, I_n)$$

где

- Σ_t - симметричная положительно определенная матрица размера $n \times n$
- z_t - n -мерный случайный шок с распределением D с нулевым математическим ожиданием и единичной ковариационной матрицей
- Многомерные модели различаются в спецификациях "ковариационного уравнения" для Σ_t
- Σ_t имеет $\frac{(n+1)n}{2}$ степеней свободы

Случай $n = 2$

$$\begin{bmatrix} r_{1t} \\ r_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_{1t}^2 & \sigma_{12t} \\ \sigma_{12t} & \sigma_{2t}^2 \end{bmatrix}^{1/2} \begin{bmatrix} \mathbf{z}_{1t} \\ \mathbf{z}_{2t} \end{bmatrix}$$

- $\frac{(n+1)n}{2}$ степеней свободы ковариационной матрицы, меняющихся во времени, тяжело замоделировать даже для небольших n .
- Число шагов для оценки функции правдоподобия стремительно растет с ростом числа активов.
- Нужно удостовериться, что Σ_t положительно определена для всех t .

Необходима модель с **небольшими затратами** времени и малым числом параметров, **реалистично** предсказывающая динамику волатильности.

- Engle (2002): Dynamic Conditional Correlation model
- Ковариационная матрица Σ_t может быть представлена в виде:

$$\Sigma_t = D_t R_t D_t,$$

где

D_t - матрица, по диагонали которой расположены стандартные отклонения (n степеней свободы),

R_t - условная корреляционная матрица ($\frac{(n-1)n}{2}$ степеней свободы)

Основная идея - **раздельное моделирование** волатильностей и корреляций.

D_t - с помощью GARCH, R_t - с помощью динамических уравнений.

Двумерный случай

$$\begin{bmatrix} \sigma_{1t}^2 & \sigma_{12t} \\ \sigma_{12t} & \sigma_{2t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{1t} & 0 \\ 0 & \sigma_{2t} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12t} \\ \rho_{12t} & 1 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \sigma_{1t} & 0 \\ 0 & \sigma_{2t} \end{bmatrix}$$

- Нужно обеспечить, чтобы R_t была действительно корреляционной матрицей.
- Будем моделировать не сразу R_t , а **псевдокорреляционную матрицу Q_t** , затем переходя к R_t :

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-0,5} * Q_t * \text{diag}(Q_t)^{-0,5}$$

- Двумерный случай:

$$R_t = \begin{bmatrix} q_{11t}^{-0,5} & 0 \\ 0 & q_{22t}^{-0,5} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} q_{11t} & q_{12t} \\ q_{12t} & q_{22t} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} q_{11t}^{-0,5} & 0 \\ 0 & q_{22t}^{-0,5} \end{bmatrix}$$

- Моделируем Q_t с помощью спецификации типа GARCH:

$$Q_t = C + \alpha \epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}' + \beta Q_{t-1},$$

где ϵ_t - вектор стандартизированных доходностей

$$\epsilon_{it} = \frac{r_{it}}{\sigma_{it}}$$

- Предполагаем, что динамика псевдокорреляционной матрицы зависит от двух параметров α, β . На практике такая сильная аппроксимация работает достаточно хорошо.
- Параметров все еще много: $2 + \frac{n(n-1)}{2}!$
- Оценка C все еще затратна для больших n

- Используем **корреляционное таргетирование** для моделирования C .
- Можно показать, что $C = \bar{Q}(1 - \alpha - \beta)$, где \bar{Q} - безусловная псевдокорреляционная матрица.
- Заменяем \bar{Q} подходящей оценкой.

$$Q_t = \hat{Q}(1 - \alpha - \beta) + \alpha\epsilon_{t-1}\epsilon'_{t-1} + \beta Q_{t-1},$$

где $\hat{Q} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \epsilon_t \epsilon'_t$.

В результате остаются только два параметра: α и β .

2 этапа:

- 1 Оценка волатильности D_t : оценка n независимых GARCH-моделей (оценка волатильности каждого актива отдельно).
- 2 Оценка корреляций R_t с помощью метода максимального правдоподобия:

$$L_T^{DCC}(\theta) = -\frac{1}{2} \sum (\log |R_t| + \hat{\epsilon}_t R_t^{-1} \hat{\epsilon}_t')$$

$$\Sigma_t = D_t R_t D_t$$

- "Исправленная" DCC - cDCC
- Асимметричная DCC
- Сокращенная DCC

- Оригинальная версия DCC содержала недочеты, приводящие к небольшому смещению
- Исправление - Aielli (2006)

$$Q_t = \hat{Q}(1 - \alpha - \beta) + \alpha \epsilon_{t-1}^* \epsilon_{t-1}^{*'} + \beta Q_{t-1}$$

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-0,5} * Q_t * \text{diag}(Q_t)^{-0,5},$$

$$\epsilon_t^* = Q_t^* \epsilon_t, \text{ где } Q_t^* = \text{diag}(\sqrt{q_{11t}}, \sqrt{q_{22t}})$$

$$\hat{Q} = T^{-1} \sum_t \epsilon_t^* \epsilon_t^{*'}$$

- Cappiello, Engle and Sheppard (2004)
- Моделирование асимметричной динамики корреляций. В частности, негативные доходности могут оказывать более сильное влияние на будущую условную корреляцию

$$Q_t = ((1 - \alpha - \beta)\hat{Q} - \gamma\hat{N}) + \alpha\epsilon_{t-1}\epsilon'_{t-1} + \gamma n_{it-1}n'_{it-1} + \beta Q_{t-1}$$
$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-0,5} * Q_t * \text{diag}(Q_t)^{-0,5},$$

где

$$n_{it} = \epsilon_t * I(\epsilon_t < 0)$$

$$\hat{Q} = n^{-1} \sum_t \epsilon_t \epsilon'_t \text{ и } \hat{N} = T^{-1} \sum_t n_t n'_t$$

- Для большого числа активов ($n > 100$) точность оценки \hat{Q} низкая
- Engle, Ledoit, Wolf (2016) предлагают заменить \hat{Q} сокращенной оценкой корреляционной матрицы:

$$\bar{Q} = \lambda_1 I + \lambda_2 \frac{1}{n} \sum_n \epsilon_t \epsilon_t'$$

где

I - единичная матрица,

формулы для λ_1 и λ_2 - см. Engle, Ledoit, Wolf (2016).

Эмпирический пример: S&P 500

Динамика цен



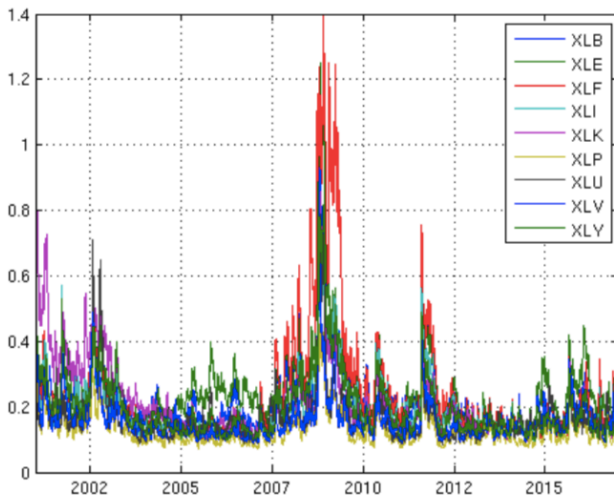
Эмпирический пример: S&P 500

Оценка параметров

	оценка	стандартная ошибка
α	0.017	0.005
β	0.974	0.008

Эмпирический пример: S&P 500

Условная волатильность с помощью DCC



Эмпирический пример: S&P 500

Условная корреляция с финансовым сектором

