

数据分析与参数估计

陈蓉 教授、博导
厦门大学管理学院财务系
厦门大学金融工程研究中心

[http:// aronge.net](http://aronge.net)
aronge@xmu.edu.cn



目录

- * 金融数据分析的预先准备
- * 波动率估计、校准与分析

Copyright © 厦门大学 陈蓉

1.

金融数据分析的预先准备

常见市场金融数据

* 价格数据

* 交易量数据：成交数量、成交金额、换手率等

Copyright © 厦门大学 陈蓉

数据预处理

- * 数据清理：去异常值和不合理值
- * 绘图+描述统计
 - * 均值、中位数、最大值、最小值、标准差、偏度与峰度
 - * 正态性检验：Jarque-Bera检验是否显著
 - * 时间序列：平稳性检验+自相关检验+ARCH检验
- * 分析目标：时间序列分析/横截面分析/参数校准
 - * 横截面分析和参数校准：可用数据本身
 - * 时间序列分析：需考虑平稳性

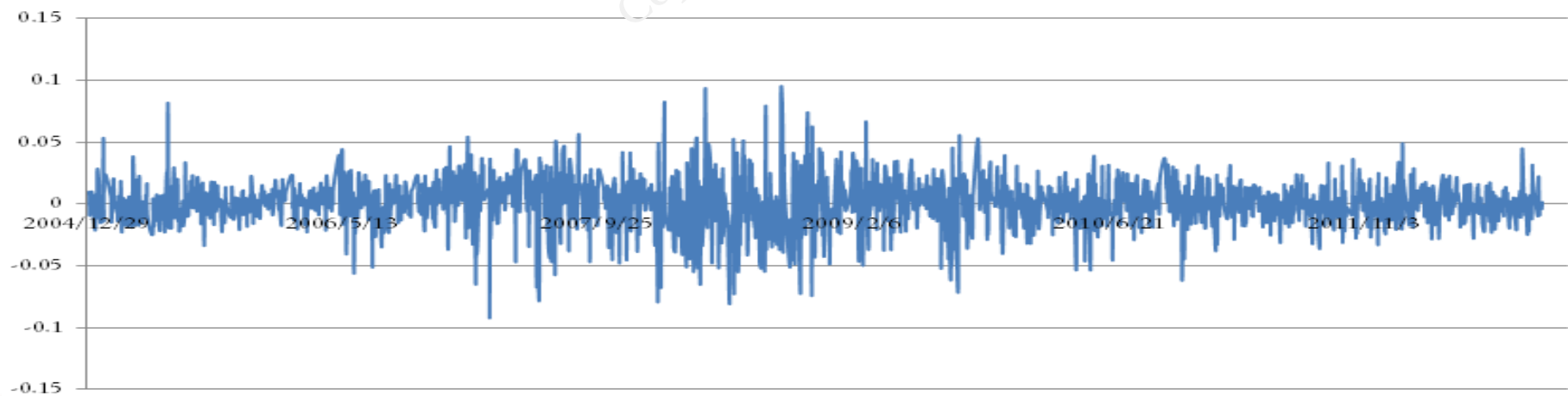
平稳性

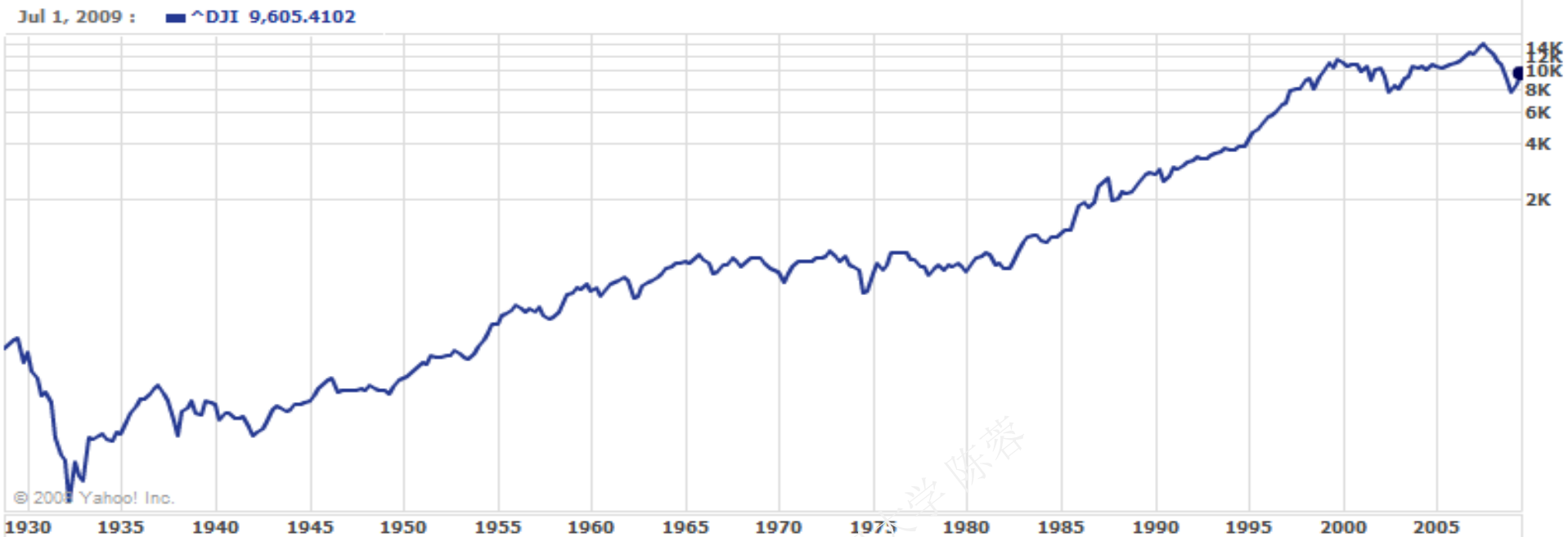
* 平稳性：时间序列的分布特征是稳定的（非时变）

指数序列

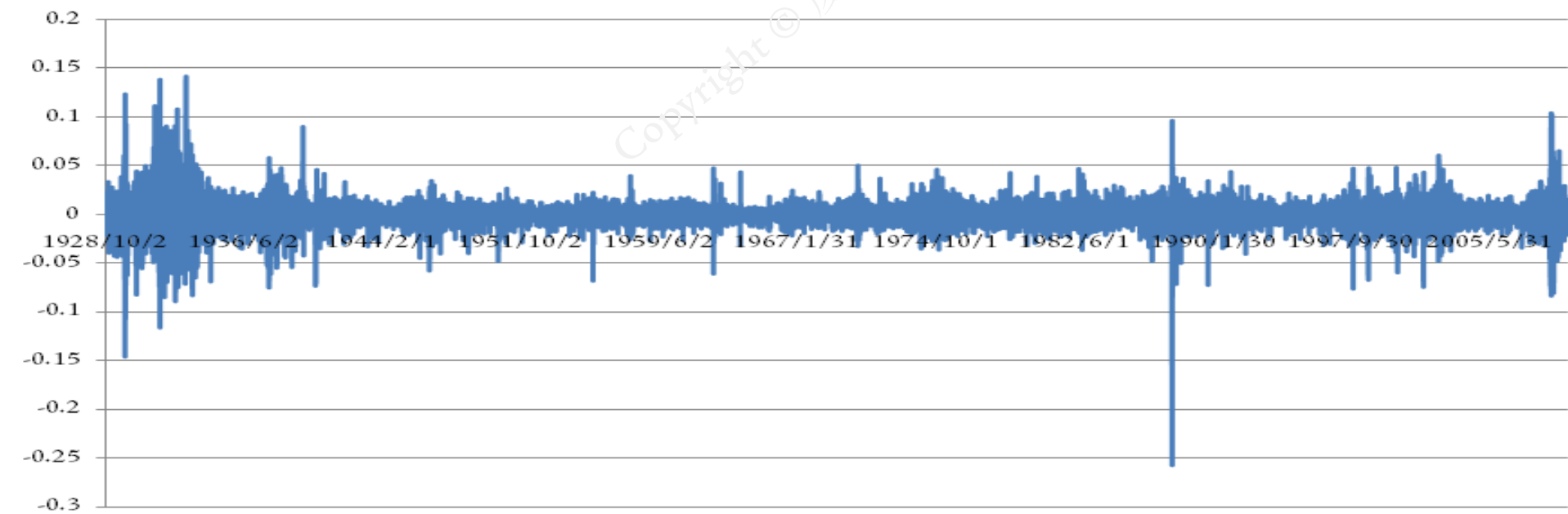


指数收益率序列





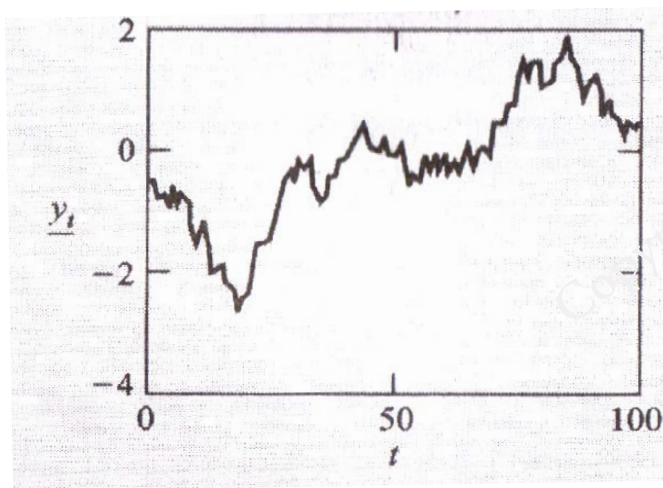
DJI Return



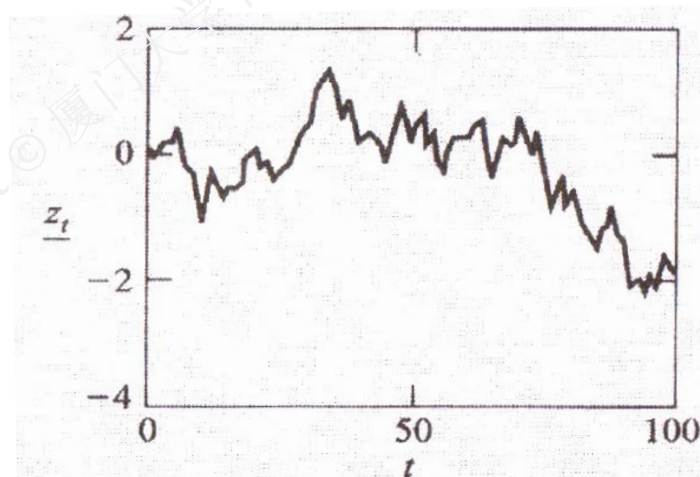
为何要求平稳性？

- * 分布不平稳，何以寻找规律？
- * 伪回归：系数估计、t检验、F检验和 R^2 都不可信

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_{yt}$$



$$z_t = z_{t-1} + \varepsilon_{zt}$$



由于序列 $\{\varepsilon_{yt}\}$ 和 $\{\varepsilon_{zt}\}$ 独立，所以 y_t 对 z_t 的回归实际上是伪回归。但给定随机分布的观测值，两个序列似乎表现出一定的相关性：计算相关系数为-0.372，拟合的回归方程为 $y_t = -0.31 - 0.46z_t + \varepsilon_t$

平稳性检验

* ADF检验：原假设不平稳（存在单位根）

Null Hypothesis: P has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=25)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.545791	0.5102
Test critical values: 1% level	-3.433613	
5% level	-2.862868	
10% level	-2.567524	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

非平稳序列平稳化的常见处理

* 常见做法：差分

Null Hypothesis: R has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=25)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-42.59054	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.433613	
5% level	-2.862868	
10% level	-2.567524	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

自相关

* ARMA(1,1)

$$r_t = \alpha + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t + \gamma \varepsilon_{t-1}$$

* 自相关检验

* Ljung-Box Q统计量：多阶自相关系数之和；原假设独立

* PACF：AR阶数

* ACF：MA阶数

* 残差自相关检验

ARCH效应

* 二阶自相关

Copyright © 厦门大学 陈蓉

线性回归经典假设

Best Linear Unbiased Estimator

BLUE、一致	OLS 估计量	系数标准误	改进方法	改进估计量
线性关系 (只刻画一阶)			线性化	
列满秩		变大		
$\text{Cov}(x_t, \varepsilon_t) = 0$	有偏、不一致	有偏、不一致	IV	一致但有偏
x无测量误差	有偏、不一致	有偏、不一致	IV	一致但有偏
同方差	无效	有偏	GLS (WLS) Newey-West	(方差已知时) BLUE (方差未知时) 一致非有效
无自相关	无效	有偏	GLS (广义差分) Newey-West	BLUE
$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$	无效			

线性回归基本结论

- 样本残差： $\hat{\varepsilon} = Y - X\hat{\beta}$
- 残差平方和 ESS：

$$ESS = \hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon} = (Y - X\hat{\beta})'(Y - X\hat{\beta}) = Y'Y - 2\hat{\beta}'X'Y + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta}$$

- 所以对 ESS 求 $\hat{\varepsilon}$ 的导数并令其为零，可得

$$\frac{\partial ESS}{\partial \hat{\beta}} = -2X'Y + 2X'X\hat{\beta} = 0$$

- 显然只有当 $|X'X| \neq 0$ ，矩阵 $X'X$ 为非奇异矩阵和正定矩阵， $(X'X)^{-1}$ 和最小值才存在（充要条件），这时有

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$$

一元线性回归

* 系数估计

$$\hat{\beta} = \frac{Cov(xy)}{Var(x)}$$

* R^2

$$R^2 = \frac{Cov^2(xy)}{Var(x)Var(y)} = \rho_{xy}^2$$

数据分析流程

- * 确定分析目标、合适模型、限制条件、参数集
- * 收集整理数据
- * 估计参数
 - * 映射（最小二乘）/极大似然/矩估计
- * 估计检验
 - * 经济意义的检验
 - * 统计检验：t检验/F检验/拟合优度检验
 - * 计量检验：多重共线性/残差自相关/异方差
 - * 预测检验：样本外检验/稳健性检验

2.

波动率的估计、校准与分析

Volatility

* 经济意义

- * 波动指标和风险指标
- * 期权定价
- * 风险管理重要参数
- * 可交易资产

* 统计意义

- * 一阶模型不能刻画收益率的超额峰度以及收益率二阶矩之间的关联。为更有效地刻画收益率的变化规律，必须对高阶矩进行建模

参数估计与校准

$$c_t = S_t e^{-r^f(T-t)} N(d_1) - K e^{-r(T-t)} N(d_2)$$
$$d_1 = \frac{\ln \frac{S_t}{K} + \left(r - r^f + \frac{\sigma^2}{2} \right) (T-t)}{\sigma \sqrt{T-t}}$$
$$d_2 = d_1 - \sigma \sqrt{T-t}$$

$$dS_t = (r - q) S_t dt + \sigma_{loc}(S_t, t) S_t d\tilde{z}_t$$

$$\frac{dS_t}{S_t} = r dt + \sigma_{St} d\tilde{z}_{St}$$

$$dV_t = \tilde{\kappa}(\tilde{\theta} - V_t) dt + \sigma_V \sqrt{V_t} d\tilde{z}_{Vt}$$

$$\text{corr}(dz_{St}, dz_{Vt}) = \rho dt$$

* 波动率曲面

波动率与标准差

- 在统计中的对应概念：价格（对数）收益率的年化标准差
- 简单（不精确）示例：三天收益率分别为1%，-1.2%和0.8%，平均收益率为0.2%，则每天标准差等于

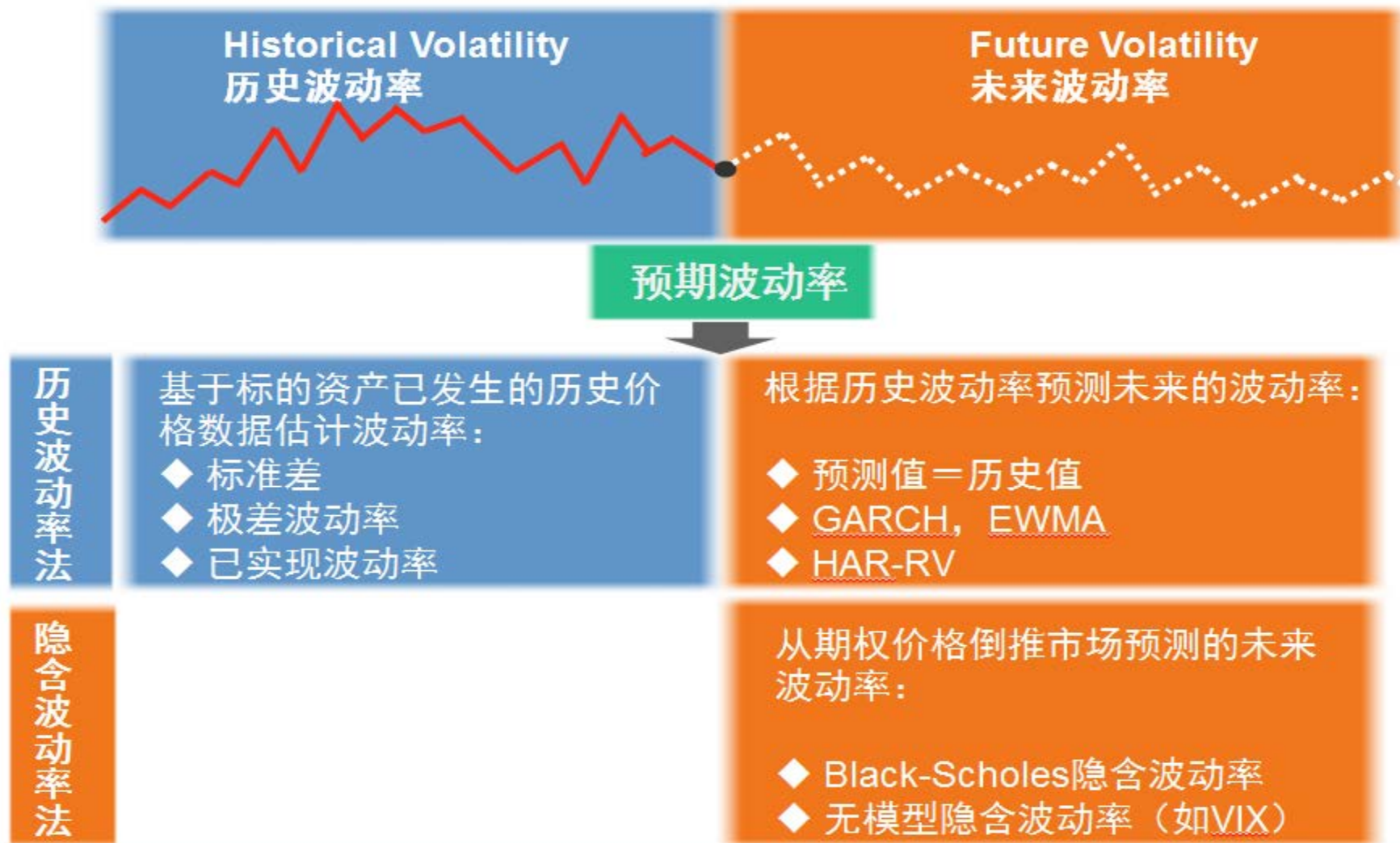
$$\sqrt{\frac{(1\% - 0.2\%)^2 + (-1.2\% - 0.2\%)^2 + (0.8\% - 0.2\%)^2}{3}} \approx 1\%$$

- 年化为 $1\% \times \sqrt{242} \approx 15.6\%$

市场波动率的主要特征

- * 波动率聚类
- * 波动率连续变动，很少跳跃
- * 波动率通常在固定范围内变化：平稳序列（均值回复）
- * 波动率的非对称变动：下跌/熊市
- * 不同资产、金融市场间波动率存在协同性：波动率之间的相关性往往高于收益率之间的相关性

波动率的分类



样本标准差：以日数据为例

* S_i 为*i*日收盘价，共有*N*日数据

* $u_i = \ln(S_i/S_{i-1})$

* 标准估计方法：

$$\ln S_T \sim \mathbb{N}\left[\ln S_t + \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t), \sigma^2(T-t)\right]$$

$$s^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (u_i - \bar{u})^2, \quad \bar{u} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N u_i$$

* 简化估计方法（常用）

$$s^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N u_i^2$$

* 再进行年化得到年化波动率 σ

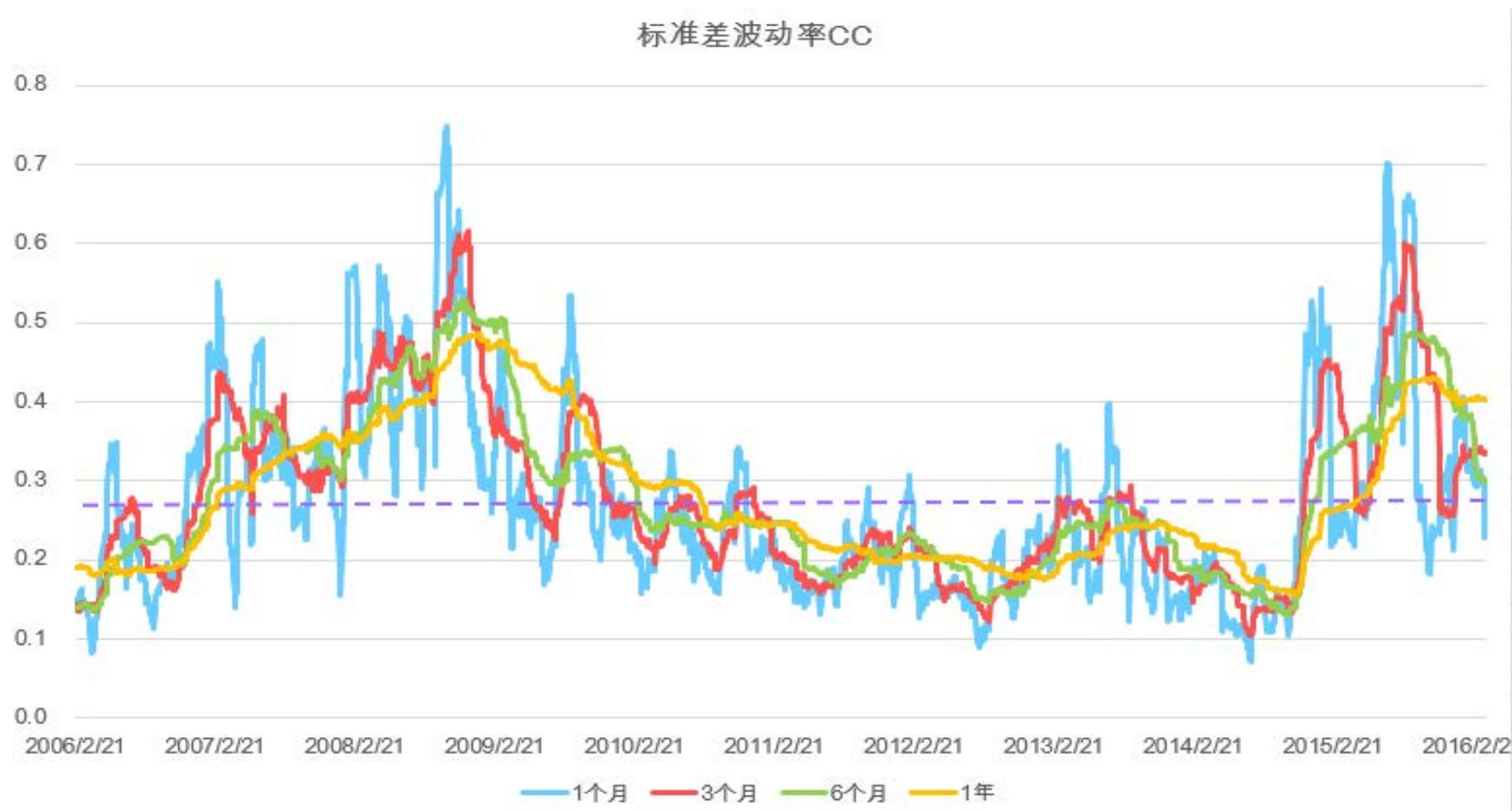
样本间隔/计算方式比较

样本间隔	连续复利 年收益率 均值	比例年收 益率均值	$\mu + \frac{1}{2}\sigma^2$	波动率	年化收益 率标准差	比例年 收益率 标准差
日	17.43%	26.17%	25.70%	40.67%	636.62%	44.82%
月	16.14%	30.34%	28.34%	49.40%	171.11%	64.16%
季度	16.02%	29.16%	26.93%	46.71%	93.44%	63.06%
年度	15.66%	30.40%	27.65%	48.96%	48.96%	62.10%

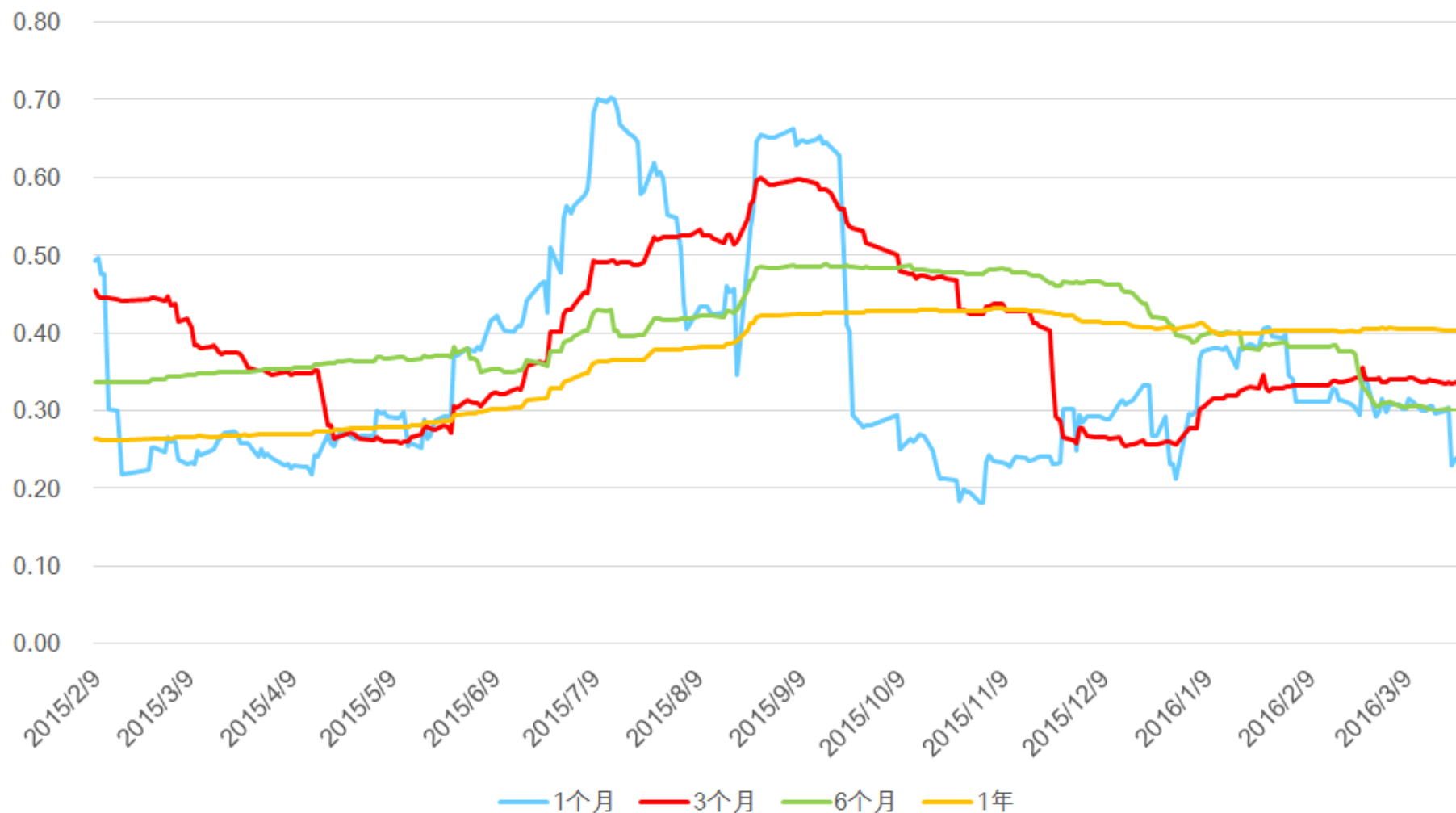
注：1.样本为1990年12月19日—2010年4月27日上证指数
2.从表中可以看出，**年化收益率的标准差没有经济含义**

50ETF标准差波动率：2006.2.21—2016.3.25

* 波动率水平与波动率的波动率/向上的大幅变动更多/均值回复



50ETF标准差波动率：2015.2.9—2016.3.25



极差波动率

- * Parkinson (1980): HL, 连续、未考虑隔夜、零漂移

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{4N \ln 2} \sum_{i=1}^N \left(\ln \frac{h_i}{l_i} \right)^2}$$

- * Garman and Klass (1980): OHLC, 连续、未考虑隔夜、零漂移

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{1}{2} \left(\ln \frac{h_i}{l_i} \right)^2 - (2 \ln 2 - 1) \left(\ln \frac{c_i}{o_i} \right)^2 \right]}$$

- * Rogers and Satchell (1991): OHLC, 考虑漂移率

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\left(\ln \frac{h_i}{l_i} \right) \left(\ln \frac{h_i}{o_i} \right) + \left(\ln \frac{l_i}{c_i} \right) \left(\ln \frac{l_i}{o_i} \right) \right]}$$

- * Garman-Klass Yang-Zhang: OHLC, 考虑隔夜

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{1}{2} \left(\ln \frac{h_i}{l_i} \right)^2 - (2 \ln 2 - 1) \left(\ln \frac{c_i}{o_i} \right)^2 + \ln \left(\frac{o_i}{c_{i-1}} \right) \right]}$$

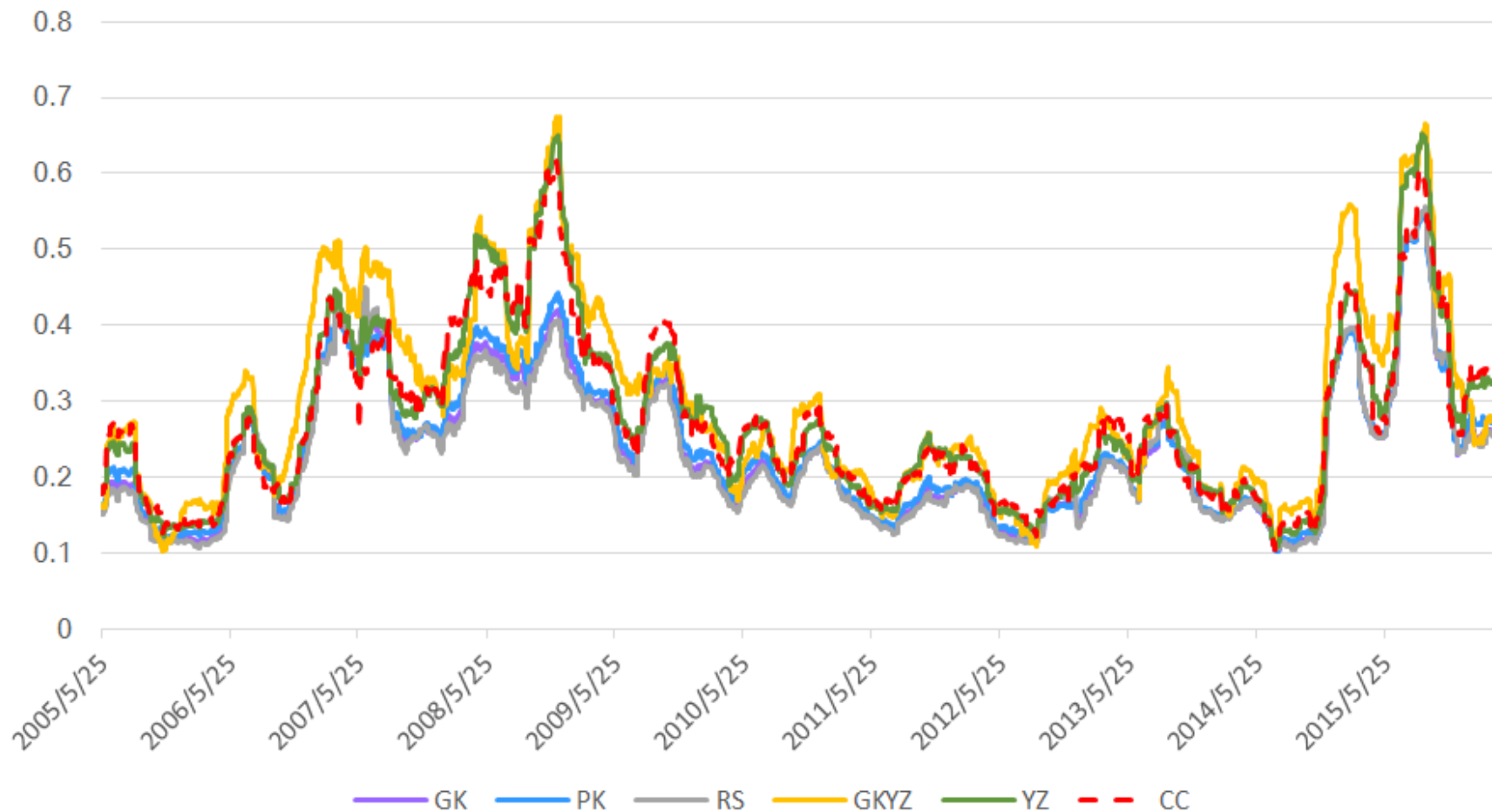
* Yang and Zhang (2000) : 综合

$$\sigma = \sqrt{\sigma_{\text{隔夜}}^2 + k\sigma_{\text{当天}}^2 + (1-k)\sigma_{RS}^2}$$

$$\sigma_{\text{隔夜}}^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N \left[\ln \left(\frac{o_i}{c_{i-1}} \right) - \overline{\ln \left(\frac{o_i}{c_{i-1}} \right)} \right]^2, \quad \sigma_{\text{当天}}^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N \left[\ln \left(\frac{c_i}{o_i} \right) - \overline{\ln \left(\frac{c_i}{o_i} \right)} \right]^2$$
$$\sigma_{RS}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\left(\ln \frac{h_i}{l_i} \right) \left(\ln \frac{h_i}{o_i} \right) + \left(\ln \frac{l_i}{c_i} \right) \left(\ln \frac{l_i}{o_i} \right) \right], \quad k = \frac{0.34}{1 + \frac{N+1}{N-1}}$$

标准差VS极差波动率：2005.5.25-2016.3.25

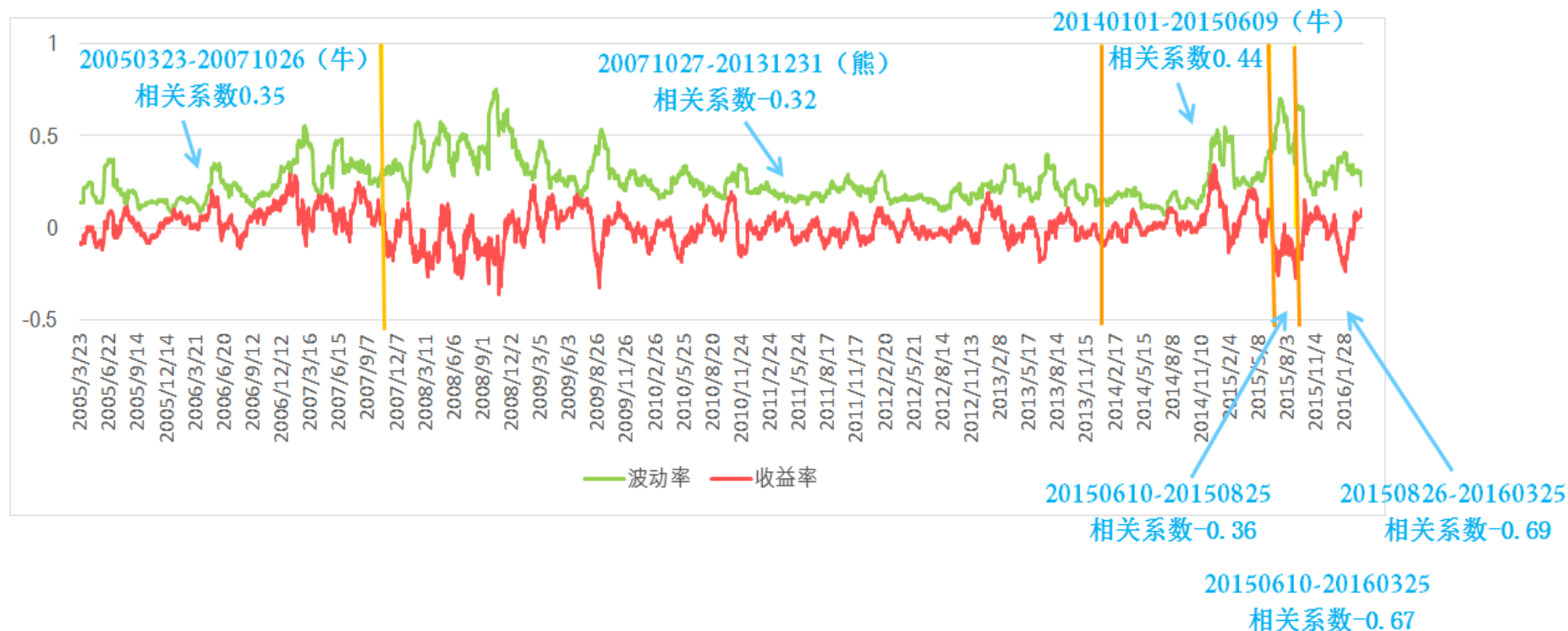
3个月



1个月标准差波动率与ETF收益率

* 2005.3.23-2016.3.25

* 全样本相关系数-0.20



已实现波动率 (Realized Volatility)

* 已实现波动率

$$\sum_{j=1}^m u_{\tau_j}^2$$

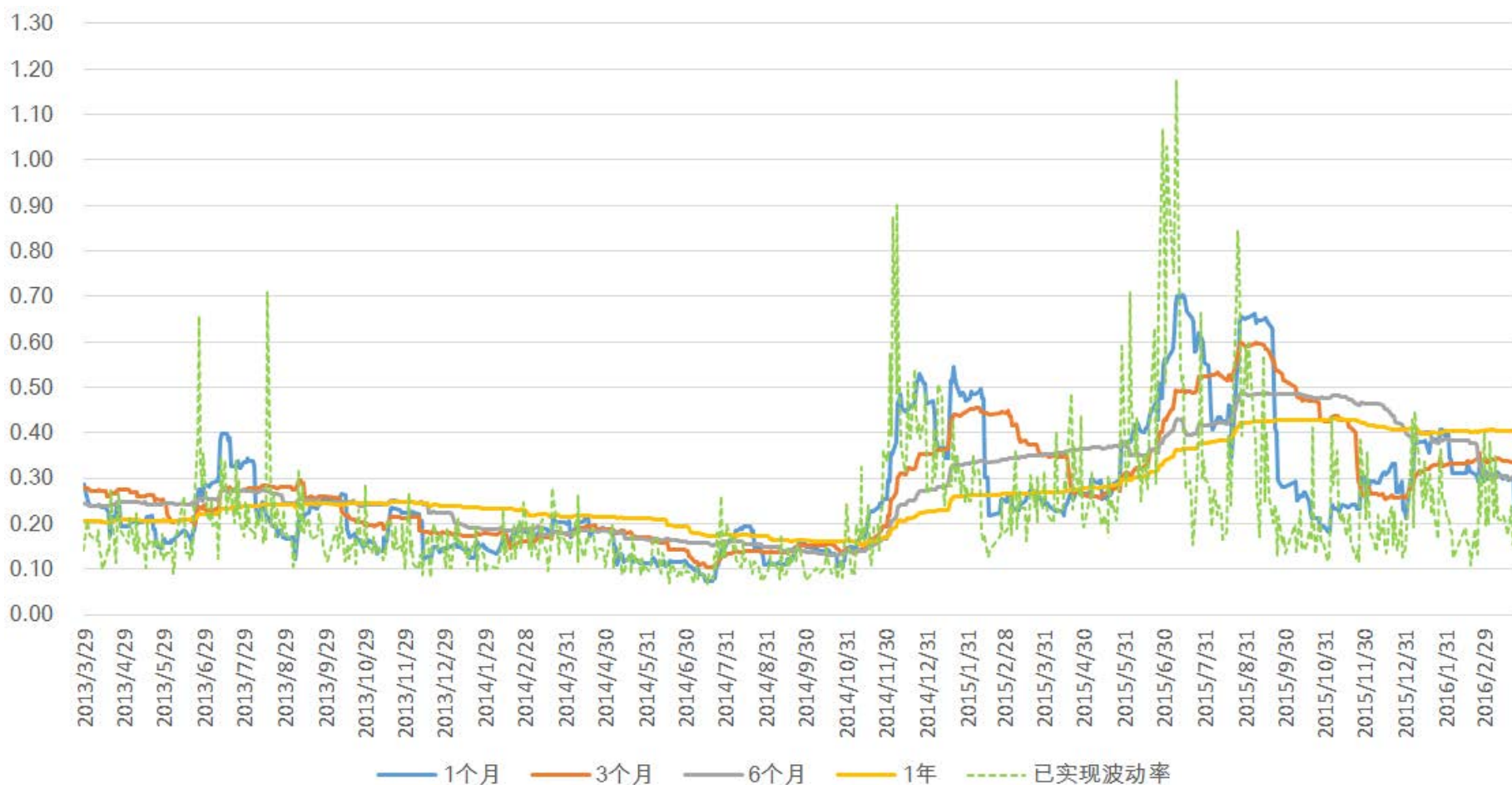
* 根据二次变分原理可得

$$\lim_{m \rightarrow \infty} \mathbb{P} \left(\left| \int_t^{t+\Delta} \sigma_{t+\tau}^2 d\tau - \sum_{j=1}^m u_{\tau_j}^2 \right| \geq \varepsilon \right) = 0$$

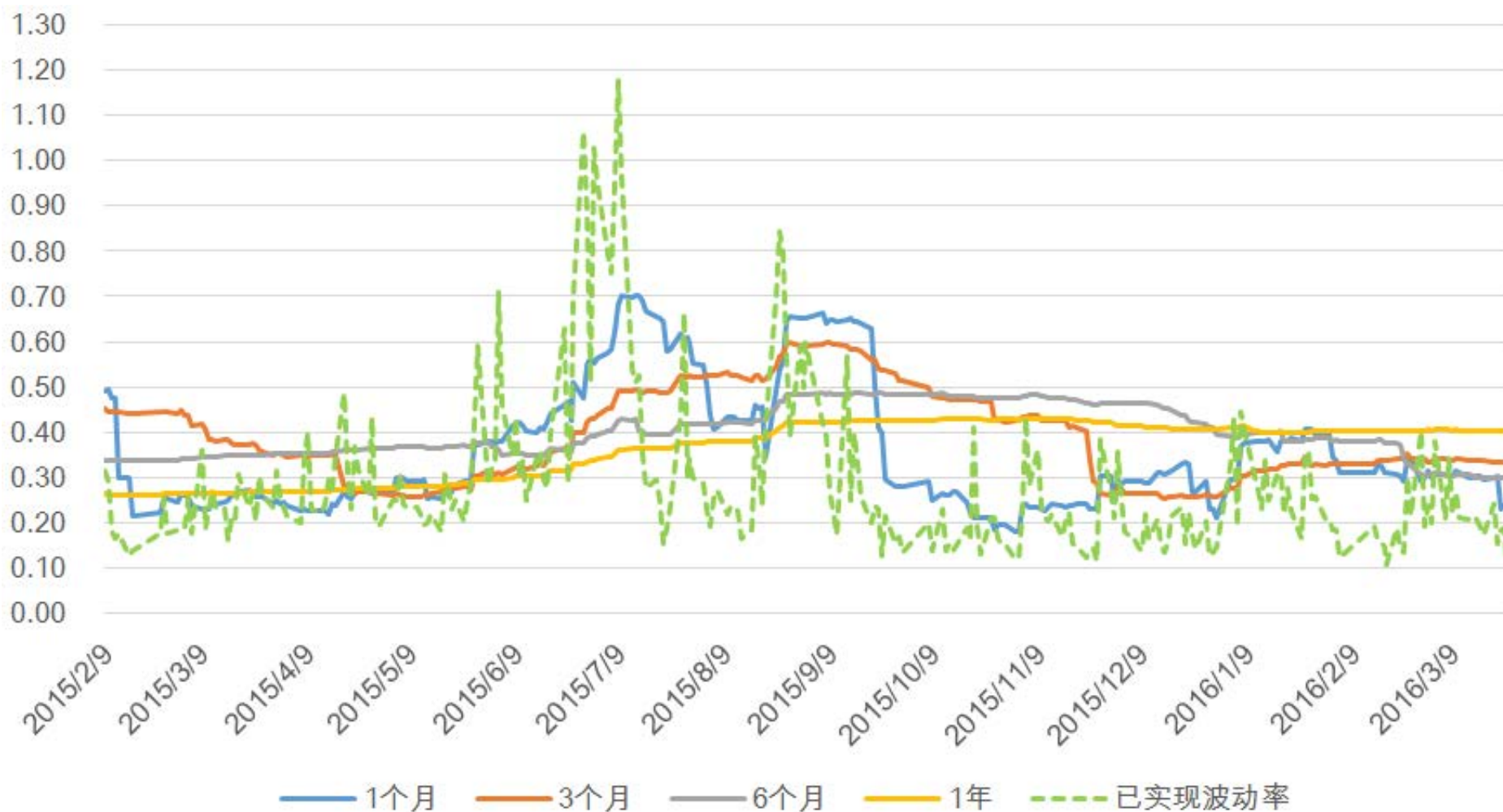
$$\lim_{M \rightarrow \infty} RV_{t,M} = \int_0^t \sigma^2(s) ds + \sum_{k=1}^{N_t} \kappa_{t,k}^2$$

* 被认为提高了度量波动率的准确性；但可能受到市场微观结构的噪音干扰，对时间间隔选择的依赖性较高；忽略了每天之间的价格变化的影响

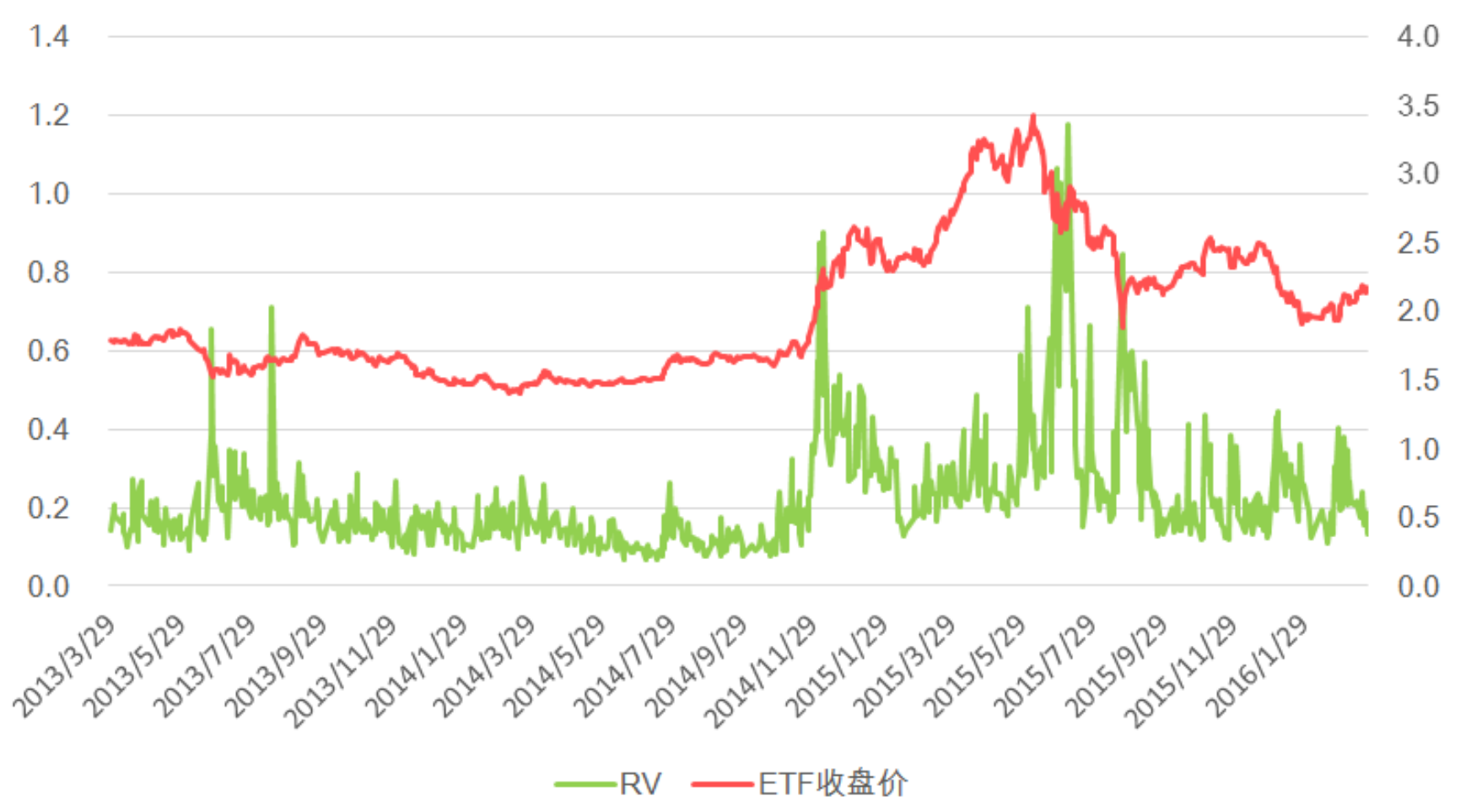
标准差波动率与5分钟RV：2013.3.29-2016.3.25



标准差波动率与5分钟RV：2015.2.9-2016.3.25

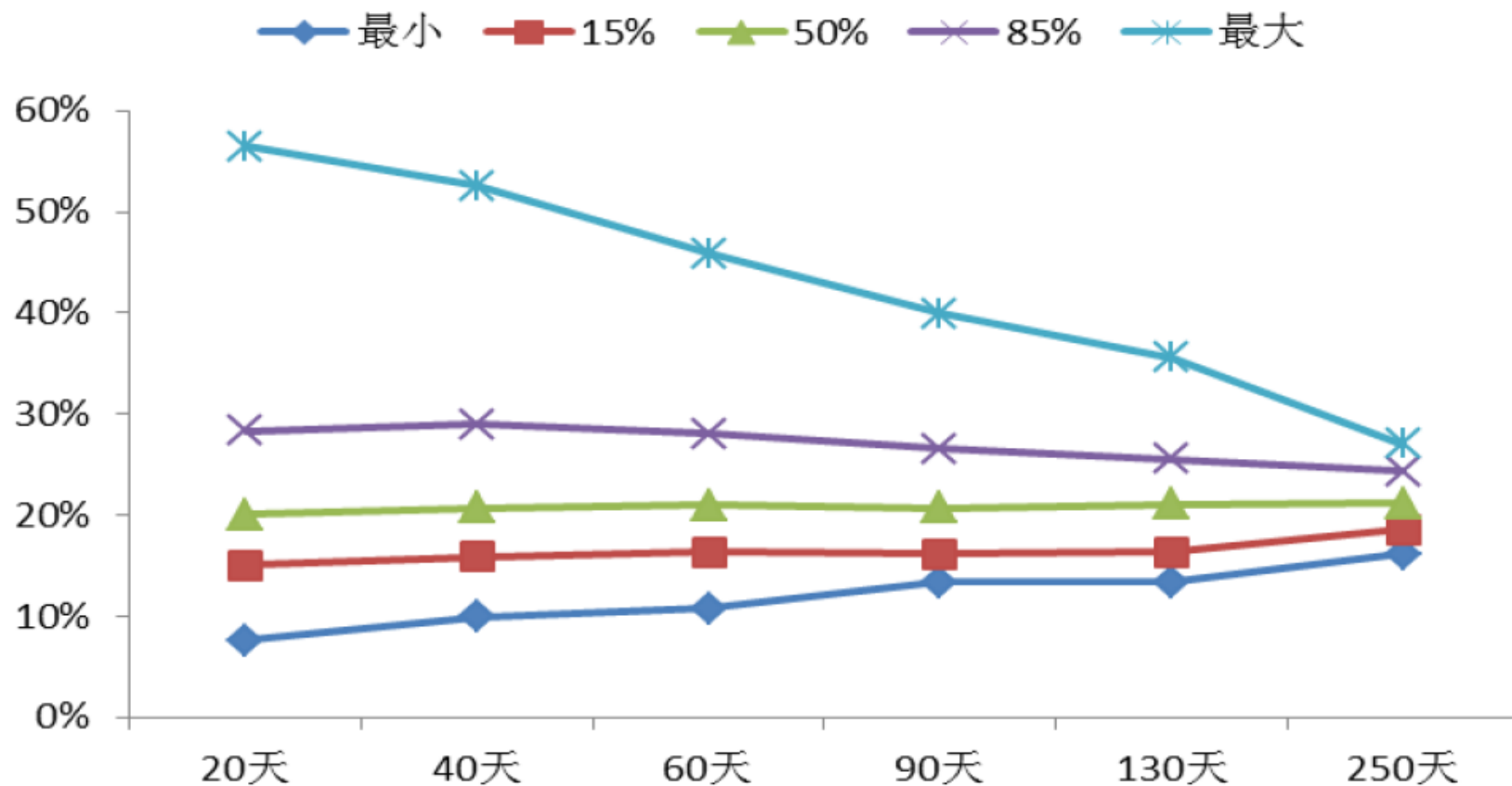


RV与ETF走势：相关系数0.49



波动率锥

图 4、50ETF 不同期限波动率锥



资料来源：兴业证券研究所

EWMA

- * 加权历史平均

$$\sigma_t^2 = \sum_{i=1}^N \alpha_i u_{t-i}^2, \quad \sum_{i=1}^N \alpha_i = 1$$

- * Exponentially Weighted Moving Average

$$\begin{aligned}\sigma_t^2 &= \lambda \sigma_{t-1}^2 + (1 - \lambda) u_{t-1}^2 \\ &= (1 - \lambda) \sum_{i=1}^N \lambda^{i-1} u_{t-i}^2 + \lambda^N \sigma_{t-N}^2\end{aligned}$$

- * 优点：所需要数据很少；权重以指数下降较符合现实
- * λ 的选择是关键：RiskMetrics用0.94
- * 未来方差的预期值等于当前的方差，没有考虑均值回复特征

$$\begin{aligned}\sigma_t^2 &= \lambda \sigma_{t-1}^2 + (1 - \lambda) u_{t-1}^2 \\ &= \lambda [\lambda \sigma_{t-2}^2 + (1 - \lambda) u_{t-2}^2] + (1 - \lambda) u_{t-1}^2 \\ &= (1 - \lambda) u_{t-1}^2 + \lambda (1 - \lambda) u_{t-2}^2 + \lambda^2 \sigma_{t-2}^2 \\ &= (1 - \lambda) u_{t-1}^2 + \lambda (1 - \lambda) u_{t-2}^2 + \lambda^2 (1 - \lambda) u_{t-3}^2 + \\ &\dots + \lambda^{N-1} (1 - \lambda) u_{t-N}^2 + \lambda^N \sigma_{t-N}^2\end{aligned}$$

Weights start at $1-\lambda$ and decline at rate λ

GARCH

- * 广义自回归条件异方差模型 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model)
- * 一部分权重分配给长期波动率均值 V_L , GARCH(1,1)

$$\sigma_t^2 = V_L + \alpha u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

$$0 < \alpha < 1, 0 < \beta < 1$$

$$\gamma V_L > 0, \alpha + \beta < 1$$

- * 只能得到以指数形式收敛于长期均值的期限结构, 与期权隐含波动率期限结构特征不同

GARCH的估计与运用

1. 判断是否存在GARCH效应：ARCH-LM检验，即平方的自相关检验
2. 估计GARCH参数：极大似然估计

$$\prod_{i=1}^m \frac{1}{\sqrt{2\pi v_i}} \exp\left(-\frac{u_i^2}{2v_i}\right) \text{ or } \sum_{i=1}^m \left[-\ln(v_i) - \frac{u_i^2}{v_i} \right]$$

Variance Targeting：给定长期方差均值，只需估计两个参数，更稳定

3. 对残差进行ARCH-LM检验，检验是否已消除GARCH效应
4. 运用估计得到的参数进行波动率估计

HAR-RV

- * HAR-RV (Heterogeneous AutoRegressive Realized Volatility)

$$\log \sigma_{t+1d}^{(d)} = c + \beta^{(d)} \log RV_t^{(d)} + \beta^{(w)} \log RV_t^{(w)} + \beta^{(m)} \log RV_t^{(m)} + \epsilon_{t+1d}^{(d)}$$

B-S公式与隐含波动率

* 无红利欧式看涨期权定价公式：

$$c = SN(d_1) - Xe^{-r(T-t)}N(d_2)$$
$$d_1 = \frac{\ln(S/X) + (r + \sigma^2/2)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}$$
$$d_2 = \frac{\ln(S/X) + (r - \sigma^2/2)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} = d_1 - \sigma\sqrt{T-t}$$

* BS公式：期权价格与BS隐含波动率的转换器

* implied hard-to-borrow rate

预计波动率还是隐含波动率？

- * 在BS框架下，Peter Carr（2005）和Henrard（2001）指出，如果用基于波动率 σ_h 的delta进行对冲，总利润的现值等于

$$V(S, t; \sigma_h) - V(S, t; \tilde{\sigma}) + \frac{1}{2} (\sigma^2 - \sigma_h^2) \int_{t_0}^T e^{-r(t-t_0)} S^2 \Gamma^h dt$$

隐含波动率曲面：因子模型

* 泰勒展开

$$\ln \sigma(M, \tau) = \beta_1 + \beta_2 M + \beta_3 M^2 + \beta_4 \tau + \beta_5 M \tau$$

$$M = K; M = \ln\left(\frac{K}{F}\right); M = \frac{\ln\left(\frac{K}{F}\right)}{\sqrt{\tau}}; \dots$$

波动率曲面：三次样条插值

- * 方程 $s_i(K) = a_i + b_i(K - K_i) + c_i(K - K_i)^2 + d_i(K - K_i)^3$
- * $n+1$ 个节点, $4n$ 个待估参数
- * $(n+1)+3(n-1)+2$ 个 $= 4n$ 个条件
- * 插值条件 $s(K_i) = \sigma_i, i = 0, 1, \dots, n$
- * 连接条件 $s(K_i - 0) = s(K_i + 0)$
 $s'(K_i - 0) = s'(K_i + 0)$
- * 边界条件 $s''(K_i - 0) = s''(K_i + 0)$
 $s'(0, K_0) = \sigma'_0, s'(0, K_n) = \sigma'_n$ 或 $s''(0, K_0) = \sigma''_0, s''(0, K_n) = \sigma''_n$
或 $s''(0, K_0) = 0, s''(0, K_n) = 0$
- * 要求输入数据无套利
- * 期限结构插值

波动率曲面：Arbitrage free smoothing

* Fengler (2009)

$\min_{\mathbf{X}} -\mathbf{c}^T \mathbf{X} + \frac{1}{2} \mathbf{X}^T \mathbf{B} \mathbf{X}$, 最小二乘拟合与光滑性惩罚

subject to: $\mathbf{A} \mathbf{X} = \mathbf{0}$ 保证 f 和 f'' 可转化为自然三次样条函数

$$e^{-\int_t^T \delta_s ds} S_t - e^{-\int_t^T r_s ds} K_1 \leq f_1 \leq e^{-\int_t^T \delta_s ds} S_t \text{ and } f_n \geq 0 \text{ 期权上下限}$$

$$\frac{f_2 - f_1}{h_1} - \frac{h_1}{6} f_2'' \geq -e^{-\int_t^T r_s ds}, \quad \frac{f_n - f_{n-1}}{h_{n-1}} - \frac{h_{n-1}}{6} f_{n-1}'' \leq 0 \text{ 无价差套利}$$

$$f_i^{(j)} \leq e^{-\int_{t_j}^{t_{j+1}} \delta_s ds} f_i^{(j+1)} \text{ for } t_j, j = m-1, \dots, 1 \text{ (期限) 无差期套利}$$

$$f_i''(K) \geq 0, \text{ for } i = 2, \dots, n-1. (f_1''(K) = f_n''(K) = 0) \text{ 无蝶式套利}$$

$$\mathbf{c}_{(2n-2) \times 1}^T = (\omega_1 c_1, \dots, \omega_n c_n, 0, \dots, 0)^T, \quad \mathbf{X}_{(2n-2) \times 1} = \left(\mathbf{f}^T, (\mathbf{f}'')^T \right)^T$$

$$\mathbf{A} = (\mathbf{Q}^T, -\mathbf{R}), \mathbf{B} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\omega}_n & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \lambda \mathbf{R} \end{pmatrix}, \boldsymbol{\omega}_n = \text{diag}(\omega_1, \dots, \omega_n)$$

波动率曲面：其他插值

- * Extrapolation
- * 期限结构插值
 - * 线性
 - * 三次样条

波动率曲面：SVI (Gatheral, 2004)

* SVI模型

$$\sigma^2(k) = a + b \left[\rho(k - m) + \sqrt{(k - m)^2 + s^2} \right], \quad k = \ln \left(\frac{K}{F_T} \right)$$

* 用给定期限的虚值期权进行非线性最小二乘估计, 约束条件

$$a \geq 0, b \geq 0, -1 \leq \rho \leq 1, s \geq 0$$

$$b(1 + |\rho|) \leq \frac{4}{T - t} \quad \text{无价差套利}$$

$$\frac{\partial \sigma^2(k)}{\partial (T - t)} \geq 0 \quad \text{无差期套利}$$

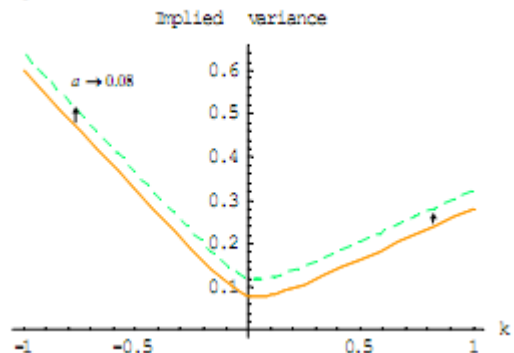
* Zeliade Systems(2009)：两维最优化问题，有近似解析解

参数内涵

$$\sigma^2(k) = a + b \left[\rho(k - m) + \sqrt{(k - m)^2 + s^2} \right]$$

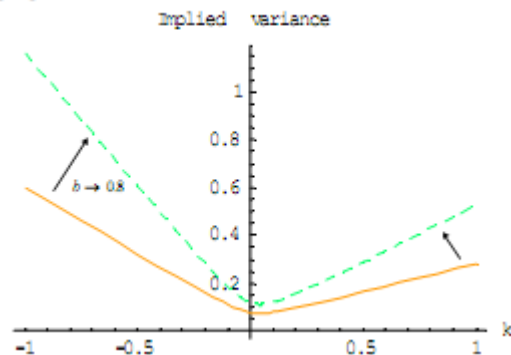
假设初始 $a = 0.04$, $b = 0.4$, $\sigma = 0.1$, $\rho = -0.4$, $m = 0$

Changing a



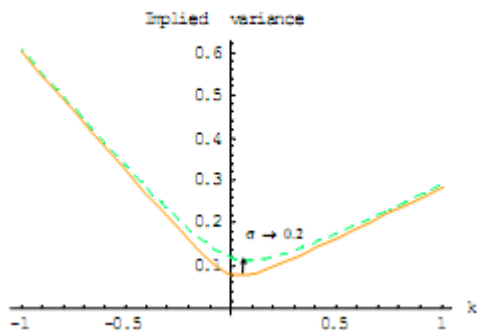
a gives the overall level of variance

Changing b



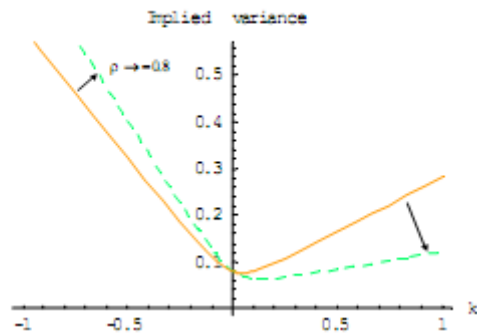
b gives the angle between the left and right asymptotes

Changing σ



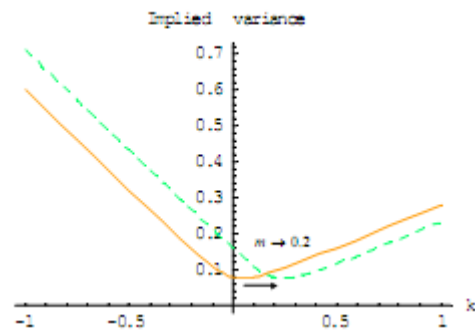
s determines how smooth the vertex is

Changing ρ



ρ determines the orientation of the graph

Changing m



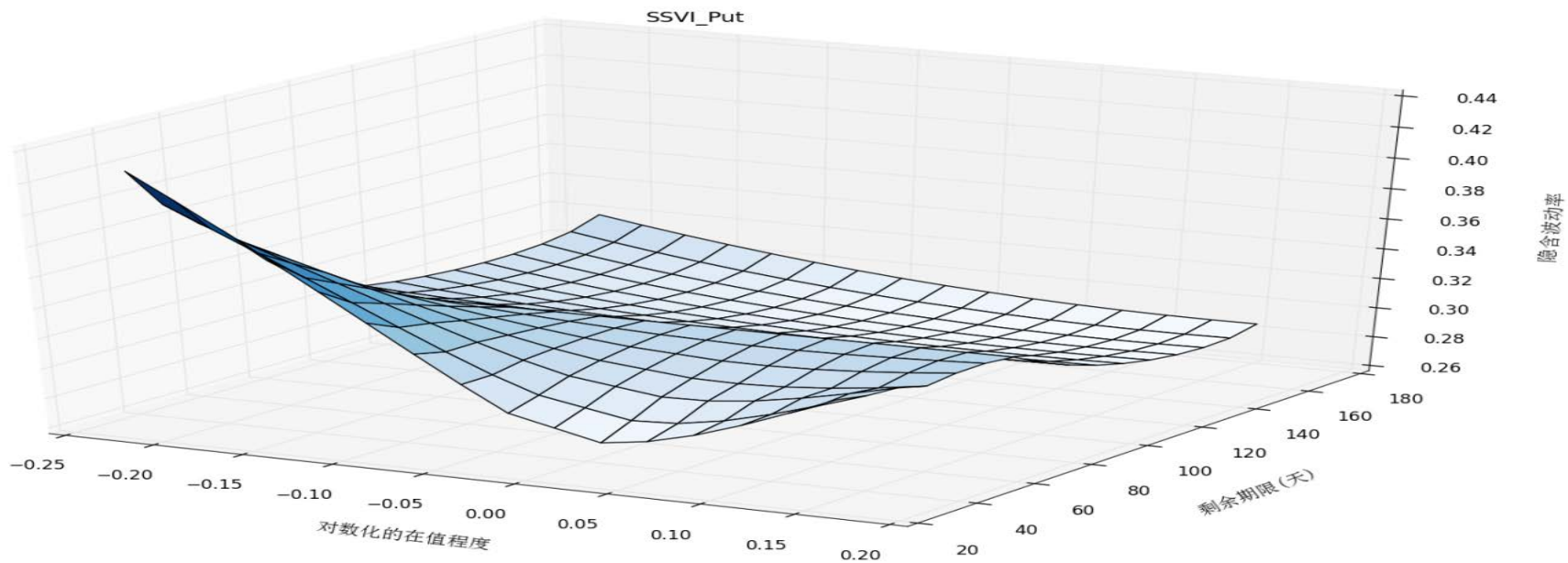
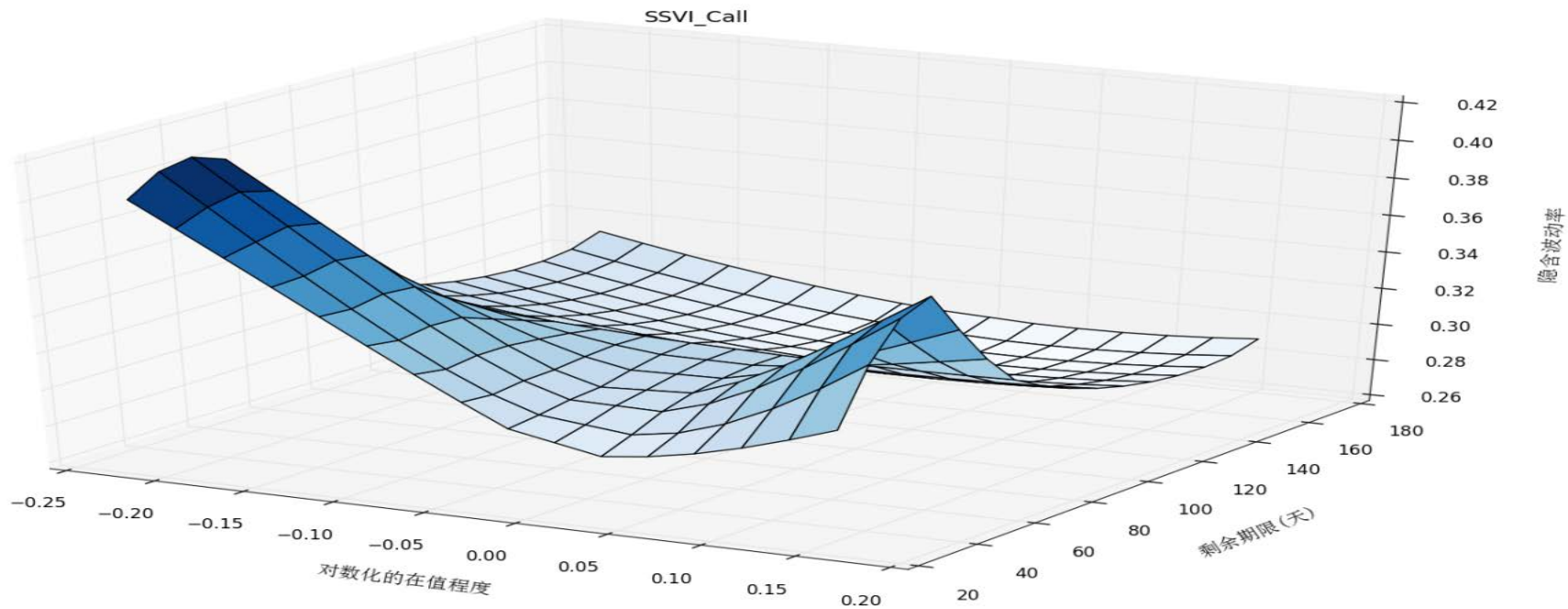
changing m translates the graph

SVI的优点

- * 对于给定期限，当K趋于无穷时，隐含方差是 $\ln K$ 的线性函数，与Roger Lee (2004)结论一致

$$\sigma_t^2 \left(\ln \frac{K}{F}, T \right) (T - t) \leq \beta \left| \ln \frac{K}{F} \right|, \text{ as } \ln \frac{K}{F} \rightarrow 0 \text{ and } \ln \frac{K}{F} \rightarrow \infty$$

- * 理论基础：当剩余期限趋于无穷时，Heston模型的隐含波动率微笑极限正是SVI（Gatheral and Jacquier, 2011 QF）
- * 较易施加无差期套利条件
- * 在极端行权价下的一致性使其可直接用作外部插值公式



SABR 模型 (Hagan et al., 2002)

- * 调整 β 可使远期价格的变化介于正态分布 ($\beta=0$) 和对数正态分布 ($\beta=1$) 之间。外汇市场通常使用 $\beta=1$

$$dF_t = \sigma_t F_t^\beta dz_{Ft}, d\sigma_t = \nu \sigma_t dz_{\sigma t}$$
$$dz_{1t} dz_{2t} = \rho dt, \sigma_0 = \alpha$$

- * 隐含波动率

$$\sigma_X(K) = \frac{\alpha}{(F_T K)^{(1-\beta)/2} \left\{ 1 + [(1-\beta)^2/24] \log^2(F_T/K) + [(1-\beta)^4/1920] \log^4(F_T/K) \right\}} \left(\frac{z}{\chi(z)} \right)$$
$$\times \left\{ 1 + \left[\frac{(1-\beta)^2}{24} \frac{\alpha^2}{(F_T K)^{1-\beta}} + \frac{1}{4} \frac{\rho \beta \nu \alpha}{(F_T K)^{(1-\beta)/2}} + \frac{2-3\rho^2}{24} \nu^2 \right] T \right\}$$
$$z = \frac{\nu}{\alpha} (fK)^{(1-\beta)/2} \log f/K \quad x(z) = \log \left\{ \frac{\sqrt{1-2\rho z + z^2} + z - \rho}{1-\rho} \right\}$$

- * 用给定期限的虚值期权进行非线性最小二乘估计

Heston模型（1993）参数校准

* 非线性最小二乘拟合

Copyright © 厦门大学 陈蓉

期权市场无模型隐含波动率

* 无模型隐含波动率：

* Demeterfi, Derman, Kamal and Zou (1999)

$$E^F(Var) = \frac{2}{T} \left\{ rT - \left[\frac{S_0}{S_*} e^{rT} - 1 \right] - \ln \frac{S_*}{S_0} + e^{rT} \int_0^{S_*} \frac{1}{K^2} P(K) dK + e^{rT} \int_{S_*}^{\infty} \frac{1}{K^2} C(K) dK \right\}$$

* Britten-Jones and Neuberger (2000)

$$E^F(Var) = \frac{2e^{rT}}{T} \left[\int_0^{F_0} \frac{P(T, K)}{K^2} dK + \int_{F_0}^{\infty} \frac{C(T, K)}{K^2} dK \right]$$

* VIX(2003)

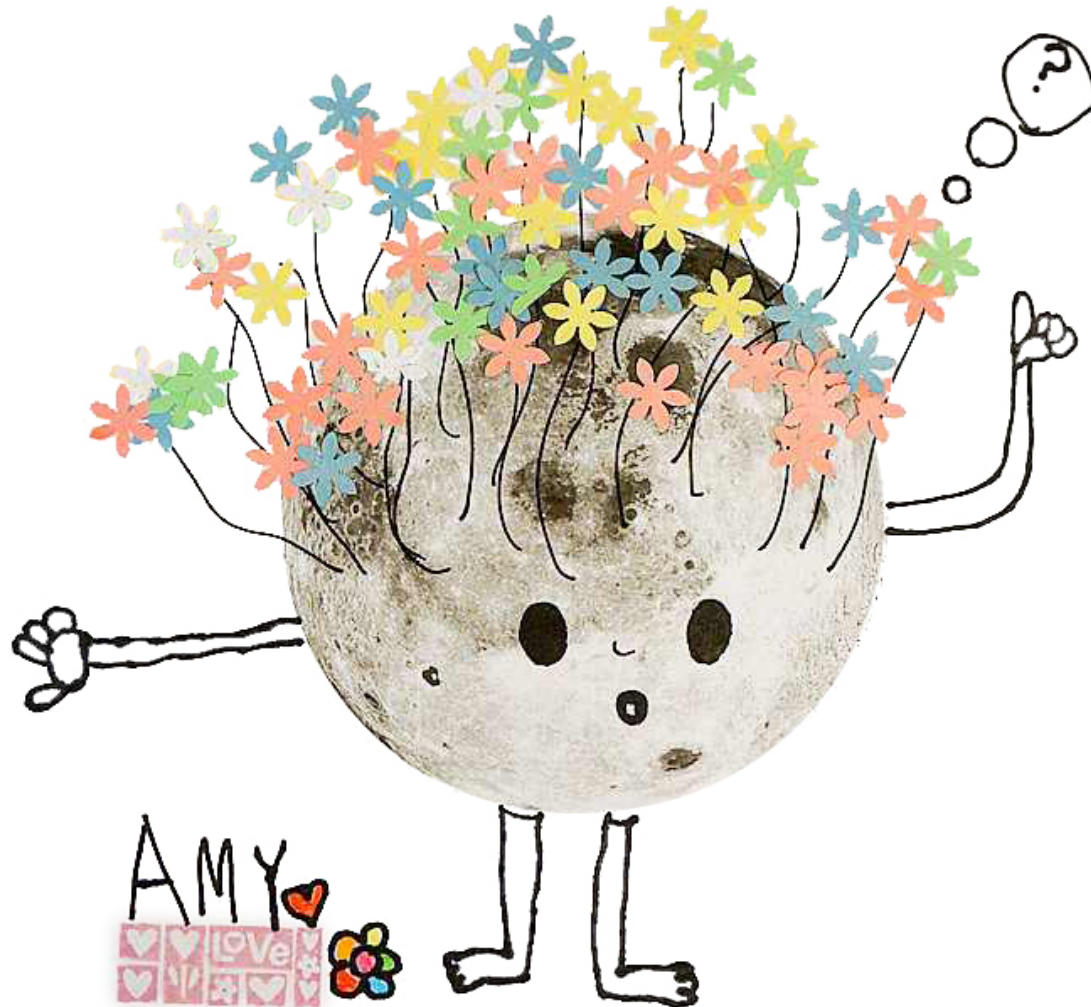
$$VIX = \frac{2}{T} \sum_i \frac{\Delta K_i}{K_i^2} e^{rT} Q(T, K_i) - \frac{1}{T} \left(\frac{F_0}{K_0} - 1 \right)^2$$

* Jiang and Tian(2007)：上述的等价性

* VIX

- * 市场的恐慌(贪婪)指数
- * 对未来波动率的更好预期（风险中性测度下）
- * 基于VIX的衍生产品

Any Questions ?



The End.