

中国金融学

China Journal of Finance

复旦大学财务金融学系
四川大学金融研究所

2004 · 6

2.2

Nihal Bayraktar 王燕:

外资银行进入、国内银行业绩和金融自由化顺序

陆丁 Sander M. Thangavelu 胡青:

关于 20 世纪 90 年代后期中国不良贷款堆积成因的研究札记

吴国俊:

股票的波动与回报率为何负相关?

章鑫 张玮:

中国股市 IPO 股票的长期业绩

赵昌文 蒲自立:

公司控制权、控制权私有收益的度量及影响因素——以中国上市公司为例

李焰 曹晋文:

中国国债市场的流动性研究

四川大学出版社



责任编辑:曾春宁 杨凌(特约)

责任校对:张振刚

封面设计:罗 光

责任印制:李 平

图书在版编目(CIP)数据

中国金融学. 2004.2/ 俞乔主编. —成都: 四川大学出版社, 2004.10

ISBN 7-5614-2941-X

I. 中... II. 俞... III. 金融-中国-文集
IV. F832-53

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2004) 第 107558 号

书名 中国金融学

主 编 俞 乔
出 版 四川大学出版社
地 址 成都市一环路南一段 24 号 (610065)
发 行 四川大学出版社
印 刷 郫县犀浦印刷厂
开 本 787mm×1 092mm 1/16
印 张 15.75
字 数 315 千字
版 次 2004 年 10 月第 1 版
印 次 2004 年 10 月第 1 次印刷
印 数 0 001~1 000 册
定 价 40.00 元

◆ 读者邮购本书, 请与本社发行科
联系。电 话: 85408408/85401670/
85408023 邮政编码: 610065

◆ 本社图书如有印装质量问题, 请
寄回出版社调换。

◆ 网址: www.scupress.com.cn

版权所有◆侵权必究

中国金融学

圆

圆

目 录

论 文

外资银行进入、国内银行业绩和金融自由化顺序	王 燕 (员)
关于 世纪 年代后期中国不良贷款堆积成因的研究札记	陆 丁 胡 青 (源)
股票的波动与回报率为何负相关?	吴国俊 (缘)
周边股市对中国大陆股市的影响	连惠慧 黄永强 (愿)
中国股市反转收益的分解和“后持有期”检验	孔东民 (员)
收益波动率的非参数估计及其对中国股市波动性的应用研究	鲁万波 李竹渝 杜 江 (员)
中国股市 的股票长期业绩	章 鑫 张 玮 (员)
公司控制权、控制权私有收益的度量及影响因素 ——以中国上市公司为例	赵昌文 蒲自立 (员)
一种非对称信息下寡头机构投资者的资产定价模型	田存志 (员)
资本、抵押与信贷转型——中国消费信贷市场的发展及其宏观效应	赵先信 (员)
中国国债市场的流动性研究	李 焰 曹晋文 (员)

[illegible]

收益波动率的非参数估计 及其对中国股市波动性的应用研究*

鲁万波 李竹渝 杜江**

摘 要 非参数函数估计是研究非线性时间序列的一种有用工具。本文在混合相依样本的条件下,结合迭代累积平方和(限核)法则和获取最优窗宽的交叉核实函数法则,分别获得了沪、深股指收益率序列核权估计、局部多项式估计的波动率函数。我们发现,无论是深市还是沪市,波动率函数都呈 截形而不是常数,且在零点达到最小;其次,收益率对于波动的影响是非对称的,波动率曲线的右尾厚于左尾;再次,用核权估计得到的波动率函数曲线比用局部多项式估计得到的曲线要平滑得多,而相对波动率曲线的局部多项式估计,当预期收益率接近跌停板时,市场波动性却猛然降低,这种极端变化恰好反映了投资者对于政府进行市场干预或者“政策救市”的信心。

关键词 波动性,非参数 晕宰核估计,局部多项式估计(蕴核),迭代累积平方和(限核),交叉核实函数

员 言

由于金融资产价格的波动是金融体系风险积累的重要来源,几乎所有的金融危机都与金融资产价格的过度波动相关,因而判断和解释金融资产的波动性,一直都是金融风险管理中的一个中心问题。

对于资产价格波动性的研究,最早要追溯到对于股票收益率的研究上,法国经济学家 月葬 (员愿) 第一个提出收益率是服从随机游走假设的。他认为从纯理论的推导上看,价格的变化是独立的,服从相同的正态分布。随机游走模型符合金融学中有效市场(耘葬葬葬葬葬葬葬葬葬葬)的理论,运用也很简便,常用来预测和估算股票价格。但随机游走模型在应用中有明显的局限性:金融市场

* 作者感谢国家自然科学基金项目(编号:苑苑苑苑苑苑)和国家社会科学基金资助项目(编号:苑苑苑苑苑苑)的资助。文中错误由作者负责。

** 鲁万波,西南财经大学统计学院;通信地址:成都市西南财经大学统计学院,远苑苑苑苑 电话:苑苑苑苑苑苑苑苑苑苑 李竹渝,四川大学数学学院;通信地址:成都市四川大学数学学院,远苑苑苑苑 电话:苑苑苑苑苑苑苑苑苑苑 杜江,四川大学经济学院;通讯地址:成都市四川大学经济学院,远苑苑苑苑 电话:苑苑苑苑苑苑苑苑苑苑 苑苑苑苑苑苑苑苑苑苑

中一个常见的现象是股价或其他类似的金融产品价格的波动性不仅随时间变化,而且常在某一时段中连续出现偏高或偏低的情况。^[1] 通过实证分析也得到了相似的结论,虽然他观察到投机性价格的变化和收益率的变化具有稳定时期和易变时期,即价格呈现集群性,^[2] 方差随着时间变化,但是他并没有进一步地给出解释的模型。^[3] 对 1929—1932 年实际标准普尔 500 股价指数的分析表明,市场价格比理论计算价格的波动性大很多。他于 1950 年出版的《股票市场的易变性》一书反映了他关于波动性的研究成果。然而,以 1958 年提出的 ARCH 模型和 1982 年提出的 GARCH 模型为代表的观点受到了来自许多方面的挑战,其中以 1984 年提出的自回归条件异方差模型 (ARMA) 以及 1986 年提出的广义自回归条件异方差模型 (GARCH) 为代表的这类研究最具有说服力。ARMA 模型的理论和数学结构已经建立,它的重要性质和特点已为研究人员和实际工作者接受。近两年,随着中国股市的发展,我国一些学者也利用 ARMA 类模型对我国股市的波动性进行了研究。例如,1995 年建立了 ARMA (1, 0) 和 GARCH (1, 0) 模型,并对这两种模型作了比较;王军波等 (1995) 利用 ARMA 模型分析了利率和成交量对股价波动的影响,估计了线性 ARMA 模型、ARMA 模型和两种非线性 ARMA 模型 (ARMA 和 GARCH 模型);陈泽忠等 (1996) 将 ARMA 模型和 GARCH 模型结合起来,分析了我国股市波动性的特点;唐齐鸣等 (1996) 应用 ARMA 模型结合 1995 年分布的条件异方差自回归模型,研究了我国股票市场价格波动特征,建立了相应的 ARMA (1, 1) 和 GARCH (1, 1) 模型;冉原等 (1996) 利用多元 ARMA 模型研究了沪、深股市 1995 年样本股的股票收益率和波动情况,发现粤股的回报率对波动性有显著影响;胡海鹏等 (1996) 利用 ARMA 模型对中国股市波动性进行了拟合分析,并对实证结果给出了解释。

对以上种种观点,我国学者认为由于条件异方差不是常数,独立更新过程的条件方差也不是常数,因而更新过程不是白噪声序列。这些研究在很大程度上抓住了在金融投资领域,尤其是在股票市场 and 外汇市场,许多金融时间序列的条件异方差不断变化的特征,即集群性。他们的研究一致认为,条件异方差依赖于某些变量,如过去的价格以及一些未知的参数。譬如,ARMA 与 ARMA 类模型中条件方差的结构具有明显的参数形式。但是,当模型及参数的假定与实际相背离时,就容易产生模型设定误差,而非参数回归模型就避免了这个陷阱。非参数回归模型的特点是:回归函数的形式约束较少,可以不预先给定;解释变量和被解释变量的分布也很少限制,因而有较大的适应性。最近,在 1996 年等人的建议下,1996 年从另一个角度出发,尝试用非参数回归的方法从更可行的方向上去估计资产价格的波动率。

在本文中,我们沿着这个思路,将非参数估计方法运用于我国股市的金融时间序列样本数据,来探讨我国股市波动率分布的变化状况。在给定数据为混

合样本的情况下，结合迭代累积平方和（ Ljung-Box ）法则和获取最优窗宽常用到的交叉核实函数法则，我们对我国股价指数收益率序列的波动性进行了非参数回归核估计和局部多项式估计，并在实证的基础上比较了这两种方法所获得的结果。

本文其余部分结构如下：第二节引入了金融时间序列波动性的异方差模型；第三节给出波动率的核估计，运用改良的交叉核实函数来选择渐进最优窗宽；第四节考虑波动率的局部多项式估计，同样运用交叉核实函数法来选择窗宽；第五节研究上海和深圳股市收益波动率，给出一些有兴趣的结果；最后，给出简短结论。

圆援金融时间序列波动性的异方差模型

由于金融时间变量序列一般相依样本序列，下面首先介绍与相依性有关的混合序列的一些定义。设 $\{x_t, t \in \mathbb{Z}\}$ 是定义在概率空间 $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ 上的一列平稳随机变量序列， f 表示 $\{x_t\}$ 的密度函数。对于任意的 $n \in \mathbb{N}$ 约定用 $\mathcal{F}_n$ 表示由随机向量所生成的域 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 所生成的 σ 域，用 $\mathcal{F}_{n-1}, \mathcal{F}_n$ 分别表示由 $x_1, \dots, x_{n-1}, x_n, x_{n+1}, \dots$ 所生成的 σ 域，用 $\mathcal{F}_\infty$ 表示所有 $\mathcal{F}_n$ 可测并且有有限二阶矩的随机变量簇。

邵霖和董颖 (1999) 首先引入了强混合过程的概念：过程 $\{x_t\}$ 称为是强混合 (α 原混合) 的，如果存在一个非负函数 $\alpha \in \mathbb{R}^+$ (整数域)，使得对于任意整数 n, m 对于每一个整数 $k \geq 1$ ，

$$\lim_{n, m \rightarrow \infty} \sup_{1 \leq k \leq m} \int_{\mathcal{F}_n} \int_{\mathcal{F}_m} |f(x_1, \dots, x_n, y_1, \dots, y_m) - f(x_1, \dots, x_n) f(y_1, \dots, y_m)| dy_1 \dots dy_m = 0$$

邵霖和董颖 (1999) 引入了一致混合过程的概念：过程 $\{x_t\}$ 称为是一致混合的 (ϕ 原混合)，如果存在一个非负函数 $\alpha \in \mathbb{R}^+$ (整数域)，使得对于任意整数 n, m 对于每一个整数 $k \geq 1$ ，

$$\lim_{n, m \rightarrow \infty} \sup_{1 \leq k \leq m} \int_{\mathcal{F}_n} \int_{\mathcal{F}_m} |f(x_1, \dots, x_n, y_1, \dots, y_m) - f(x_1, \dots, x_n) f(y_1, \dots, y_m)| dy_1 \dots dy_m = 0$$

邵霖和董颖 (1999) 引入了 ρ 原混合过程的概念：过程 $\{x_t\}$ 称为是 ρ 原混合的，如果存在一个非负函数 $\rho \in \mathbb{R}^+$ (整数域)，使得对于任意整数 n, m 对于每一个整数 $k \geq 1$ ，

在(蕴)云(造)垣肆,在(蕴)云(垣肆)造(灶)

其中 ρ_{12} (在 ρ_{13} 和 ρ_{23}) 表示随机变量 X_1 和 X_2 在 X_3 之间的相关系数。这三个混合系数满足关系：

$$\alpha(\text{灶}) \leq \frac{\text{员}}{\text{源}} \alpha(\text{灶}) \leq \frac{\text{员}}{\text{圆}} \phi^{1/2}(\text{灶})$$

本文仅考虑单变量的金融时间序列 $\{r_{t-1}^{\text{贼}}, r_{t-2}^{\text{贼}}, \dots, r_{t-n}^{\text{贼}}\}$, 则序列的收益率一般可定义为: $r_t^{\text{贼}} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$, $t=0, 1, 2, \dots$, 假设 $\{r_t^{\text{贼}}\}$ 是平稳的。在时刻 t 交易者知道的各种信息用随机向量 I_t 表示, 收益率的最佳预测由条件均值给出:

越耗则漕竭，漕竭则（员

条件方差是：

○越决则○灌○越耗(则原)○灌○ (圆)

因而，我们可假设 $\{z_n\}$ 是由如下的乘积过程所产生：

则越垣越垣员以贼 贼越垣员 (猿)

其中 ε_{it} 服从 晕(园 员), σ^2_{ε} 是一个随机变量序列, 通常 灾(则 则 则) 越 为 则 的条件方差。在分析中, 虽然信息向量 隔所包括的信息是非常庞大的, 但我们仅对 隔 包含过去收益率的情况感兴趣, 同时我们这里仅限于一阶滞后的情况, 否则我们将会遇到阶数确定的困难, 这并不是本文所要研究的。令 μ_{it} (则) 是 贼时刻 则越则条件下 贼巨只时刻收益率的条件期望, μ_{it} (则 越耘[则 则 越则。式(猿)可表示为:

则_越 (则_垣) 则_越 (则_垣) (源

条件方差表示为：

○^① 则越耗^② 则^③ 渣^④ 越则原^⑤ 则^⑥ 渣^⑦ 越则越耗^⑧ 则^⑨ 渣^⑩ 越则原^⑪ 则^⑫ (缘

标准差 σ (则) 即为本文所要讨论的股票价格的波动性。由于样本数据不再满足相互独立性条件, 故我们考虑弱相依 (α 原云蓄早, ϕ 原云蓄早, ρ 原云蓄早) 样本情况下对 σ (则) 的非参数估计。

相依样本情况下波动率的 晕蓄期赠原辛舞录 核估计

为了估计式 (缘) 中的 σ (则), 我们首先介绍回归模型 再越早 (曾) 越耘[再 越越曾 非参数函数估计的一些结果。在相依样本情况下, 对于 早 (曾) 的非参数估计有三个重要的贡献: 月蒙事泽 员愿) 在一致混合的条件下证明了核估计的一致收敛性, 悦泽蚤 员愿) 在同样的条件下证明了核估计的逐点强相合性及其收敛速度, 砸遥召录 员愿) 证明了对于强混合过程核估计的相合性和渐进正态性。因此, 作为一个应用, 我们考虑当 再越早 (载) 时, 怎样估计条件期望 郧 (曾) 越耘[早 (载) 越越曾, 贼员 圆 ..., 栽, 其中 早是一个任意的 月蒙事 实值函数。由著名的 晕蓄期赠原辛舞录 核估计, 我们得到 郧 (曾) 的核估计为:

$$\hat{\rho}_n(\text{曾}) = \frac{\sum_{j=1}^n \text{栽}(\text{曾}) \text{早}(\text{栽}_j) \text{运}(\frac{\text{曾} - \text{栽}_j}{\text{澡}})}{\sum_{j=1}^n \text{运}(\frac{\text{曾} - \text{栽}_j}{\text{澡}}} \quad (远)$$

其中 $\text{运}(\cdot)$ 是一实值函数, 称为核函数; $\{\text{澡}\}$ 是非负数序列, 称为窗宽 (也称为光滑参数)。当 $\text{栽} \rightarrow \infty$ 时, $\text{澡} \rightarrow 0$, $\text{运}(\cdot)$ 通常是对称的概率密度函数。由 月蒙事泽 员愿) 悦泽蚤 员愿) 和 砸遥召录 员愿) 可知, $\hat{\rho}_n(\text{曾})$ 是 郧 (曾) 的相合 (一致或逐点强) 估计。

下面, 我们将考虑怎样选取式 (远) 中的窗宽。非参数回归中, 选择合适的窗宽扮演着重要的角色。理论上, 每一个选择规则是在构成均方误差 (酝云) 的方差与偏差平方之间做出的一种权衡。如果缩小窗宽, 估计偏差的平方将会减少、方差将会增加; 但是如果增大窗宽, 估计方差虽会减少, 但偏差的平方却会增加, 合适的窗宽应使得均方误差达到最小。特别是如果窗宽太小, 随机性影响的增加会使非参数曲线估计呈现不规则形状; 如果窗宽太大, 则 $\hat{\rho}_n(\text{曾})$ 将会受到过度平均的影响, 其较细微的特征不易表现, 所以窗宽的选择需要结合理论与实践经验。这里, 我们考虑应用交叉核实的方法来选取窗宽。令 $\hat{\rho}_n(\text{曾})$ 为式 (远) 中 郧 (曾) 的核估计, 但一些在 τ 周围的数据被剔除掉, 即对每个观测点 曾越栽, 首先在样本中剔除 圆译原员个观测点 $\{(\text{栽}_1, \text{早}(\text{栽}_1), \text{再}(\text{栽}_1)), \dots, (\text{栽}_n, \text{早}(\text{栽}_n), \text{再}(\text{栽}_n))\}$, 然后将剩下的 栽原圆译原员个观测点在 曾越栽 处进行核回归。

引理 1: 假设 $\{x_{ij}\}$ 是强混合的, 且条件 (运原) — (运近), (匀原), (东原) — (东圆) 和 (云原) — (云圆) 成立, 则在区间 $匀_{载} \in [粤_{原葬}, 月_{原葬}]$, $园_{约遭} \in 员_{裁} \in 园_{曾旦} \leq 葬_{约园裁} \in 源_{曾旦}$ 上, 按照最小化 $悦_{灾} (澡_{裁})$ 选择出来的窗宽 $澡_{裁}$ 是渐进最优的, 即:

𣎵(𣎵) / 𣎵(𣎵) → 𣎵 (怨)

这里， σ^2 (噪) 代表平均平方误差 (粤: 平均平方误差, 粤: 噪), 用于测量估计值 $\hat{\theta}$ 的精确程度, 表示为:

甞(甞)越(越)員(員)載(載)籓(籓)載(載)原(原)載(載)圓(圓) (員)

引理 1 给出了在 意义下窗宽的渐进最优性, 实际上是刻画了窗宽估计的期望损失与最小损失之间的关系, 它们的损失比为 1。

但是，在实践中仍然有一个问题没有得到很好的解决，那就是剔除变量个数 N 应该怎样选取？这里，我们运用 陈维礼 和 魏强（魏强，2009）提出的迭代累积平方和（陈维礼）法则划分波动时段的方法来选取的大小，然后给出一种可行的选取窗宽的方法。具体做法如下：我们首先用 陈维礼 法则从股票收益序列中寻找收益率的波动产生突然变化的 悦个时点。然后，我们把该序列分成 悦垣员个波动时段，对于每个时段相应的交叉核实函数列为 $\{悦悦(澡) 澡垣员\}$ ，最小化第 蚤个交叉核实函数，可得到渐进最优的窗宽 澡缘澡缘。最后，我们考虑的平均：

[illegible]

其中， $\hat{\mu}_{\text{截点}}$ 为通常的单个交叉核实方法所估计出来的窗宽。在有限样本情况下， $\hat{\mu}_{\text{截点}}$ 的加权平均将使得单个交叉核实方法的优劣变得不很重要，从而大大降低了窗宽估计的风险，增强了窗宽估计的稳健性。由 $\hat{\mu}_{\text{截点}}$ (见(2.10))，我们有下面的引理：

引理 圆: 在引理 员的条件下, 令 $\varphi_{\text{戴}}(\text{澡})$ 越耘 $\int$ $\left[\frac{\text{戴}(\text{曾})}{\text{戴}} \text{原} \frac{\text{戴}(\text{曾})}{\text{戴}} \right] \text{枣}$
 (曾) $\varphi_{\text{戴}}$, 则对于核估计有:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \left(\frac{\partial^2 \log L(\theta_0)}{\partial \theta^2} \right)_{i-1} \left(\frac{\partial \log L(\theta_0)}{\partial \theta} \right)_i}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \left(\frac{\partial^2 \log L(\theta_0)}{\partial \theta^2} \right)_{i-1} \left(\frac{\partial \log L(\theta_0)}{\partial \theta} \right)_i} \rightarrow \text{原} \quad (10)$$

现在, 我们可以给出由式 (9) 表示出的窗宽 h_n 与渐进最优窗宽 h_{opt} 之间相互关系的一个结果。

定理 1: 在引理 1 的条件下, 由式 (9) 给出的窗宽 h_n 与渐进最优窗宽 h_{opt} 之间满足:

$$\frac{h_n}{h_{opt}} \rightarrow 1 \quad \text{原}$$

证明: 将按 h_n 大小顺序排列,

$$h_{(1)} \leq h_{(2)} \leq \dots \leq h_{(n)} \quad (11)$$

相应的交叉核实函数为 $\phi_n(h)$, 由引理 1 最小化 $\phi_n(h)$ 得到渐进最优窗宽 h_{opt} 的区间为 $h_{opt} \in [h_{(1)}, h_{(n)}]$, 且 $h_{opt} \in h_{(1)}$. 根据式 (11),

$$h_{(1)} \leq h_{(2)} \leq \dots \leq h_{(n)} \quad \text{原}$$

因而 $h_{(1)} \leq h_{(2)} \leq \dots \leq h_{(n)}$, $h_{opt} \in h_{(1)} \cup h_{(2)} \cup \dots \cup h_{(n)}$. 由于 $\phi_n(h)$ 满足 $\phi_n(h)$ 连续条件, 这就确保了只要考虑 $h_{(1)}$ 的离散子集 $h_{(1)} \cup h_{(2)} \cup \dots \cup h_{(n)}$ 就可以。由于 $\phi_n(h)$ 的 h 阶矩存在, 在这些充分稠密的子集 $h_{(1)} \cup h_{(2)} \cup \dots \cup h_{(n)}$ 上, 由 $\phi_n(h)$ 给出的关于独立随机变量二次形式存在有界高阶矩时的 $\phi_n(h)$ 不等式, 对于每一个 $h_{(1)}, h_{(2)}, \dots, h_{(n)}$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \left(\frac{\partial^2 \log L(\theta_0)}{\partial \theta^2} \right)_{i-1} \left(\frac{\partial \log L(\theta_0)}{\partial \theta} \right)_i}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \left(\frac{\partial^2 \log L(\theta_0)}{\partial \theta^2} \right)_{i-1} \left(\frac{\partial \log L(\theta_0)}{\partial \theta} \right)_i} \rightarrow \text{原} \quad (12)$$

由 $\phi_n(h)$ 的 h 阶矩存在, 以及引理 1 有:

澡澡匀忆栽园

式 (15), 我们有:

责建
裁建

这意味着：

园_{ユヱ} 恹_{ユヱ} (憺_{ユヱ}) 原_{ユヱ} 恹_{ユヱ} (憺_{ユヱ}) ≧ (员_{ユヱ}) 尚_{ユヱ} (憺_{ユヱ}) 原_{ユヱ} 员_{ユヱ} 尚_{ユヱ} (憺_{ユヱ})

因而, 有 $\frac{\varphi(\frac{\rho}{\epsilon})}{\varphi(\frac{\rho}{\epsilon})} \leq \frac{\varphi(\frac{\rho}{\epsilon})}{\varphi(\frac{\rho}{\epsilon})}$, 由于 ϵ 是任意的,

责	逄	当	蕩	原	约	越	跃
	栽·肄	蕩(虫)	蕩				
		当	蕩				
		蕩	蕩				

即有式 (员) 成立: $\frac{\text{当(舞) 舞(舞) 舞(舞)}}{\text{当(舞) 舞(舞)}} \rightarrow \text{舞}$ 舞(舞)

证毕。

定理 1 给出了 意义下窗宽 h_n 与 λ_n 之间的关系, $\frac{h_n}{\lambda_n}$ 依概率收敛到

员, 特别地, 如果 $\frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \lambda} > 0$, 此时 $\frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \lambda}$ 就是渐进最优的。因而, 我们在降低窗宽的估计风险、增强估计稳健性的同时, 仍然得到了渐进意义下可行的最优窗宽。

本节介绍的核估计 (远) 或者式 (苑) 中, 我们需要选择合适的核函数 $\text{运}(\cdot)$ 。考虑到要处理的金融时间样本数列在时间间隔较长时函数关系表现微弱的特性, 一般可选用高斯核:

运曾越^员_圆藻素原^员_圆(曾), 曾砸

員 甄

源波动率的局部多项式估计

虽然式 (2.1) 的核估计具有相合性和渐进正态性, 但是核估计存在边界效应, 即核估计在边界处收敛于实际函数的收敛速度慢于在内点处的收敛速度, 而且核估计是局部加权平均, 核估计的偏差还与 $f(x)$ 的密度函数 $h(x)$ 有关。也就是说, 晕原率估计将导致不必要的偏差。为了克服这个缺点, 我们考虑运用局部多项式拟合, 它还拥有其他优点 [见 云等 (1992)]。我们将在本节考虑波动率的局部多项式估计 (简称为 蕴)。假设我们现在得到 α 原混合或者 ρ 原混合的观测样本 $\{(x_i, y_i)\}_{i=1}^n$, 再设 $\mu(x)$ 越耘[早(x)] 渣越曾在 $\mu(x)$ ($x \in [a, b]$) 处存在 责阶导数, 则 $\mu(x)$ 在 $\mu(x)$ 处的泰勒级数可表示为:

$$\mu(x) \approx \mu(x_0) + \mu'(x_0)(x - x_0) + \frac{\mu''(x_0)}{2!}(x - x_0)^2 + \dots + \frac{\mu^{(p)}(x_0)}{p!}(x - x_0)^p \quad (2.2)$$

其中, $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$ 该多项式可用加权最小二乘法 (宰蕴) 进行局部多项式拟合, 即最小化,

$$\sum_{i=1}^n w_i \left(y_i - \sum_{j=0}^p \beta_j (x_i - x_0)^j \right)^2 \rightarrow \min_{\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p} \quad (2.3)$$

可得到 $\mu(x)$ 的局部多项式估计。其中, $w(\cdot)$ 为核函数, h 为控制 载局部邻域大小的窗宽, $\mu(\cdot)$ 为示性函数。若取 $w(\cdot)$ 为 $[a, b]$ 上的核函数, 式 (2.3) 可简化为:

$$\sum_{i=1}^n w_i \left(y_i - \sum_{j=0}^p \beta_j (x_i - x_0)^j \right)^2 \rightarrow \min_{\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p} \quad (2.4)$$

由最小二乘法, 最小化式 (2.3) 或者 (2.4) 我们可得到 $\mu(x)$ 的 蕴。不难发现, 上节介绍的 晕原率核估计是 责越园情况下 蕴的特殊情况。为了方便后面使用的矩阵描述, 我们先介绍一些记号, 令

$$\begin{pmatrix} \text{员} & (\text{载原载}) & \dots & (\text{载原载}) & \text{责} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \\ \text{员} & (\text{载原载}) & \dots & (\text{载原载}) & \text{责} \end{pmatrix} \text{再越} \begin{pmatrix} \text{再} \\ \vdots \\ \text{再} \end{pmatrix}$$

Ω 越早 { 运 (载原载) } , 则式 (员) 的解可表示为 :

大曾越載(載)原載(再) (園)

显然 $\hat{\rho}_{\text{载}}(\hat{\rho}_{\text{截}})$ 越增 $\hat{\rho}_{\text{增}}$ 是式 (5.10) 中 $\hat{\rho}_{\text{载}}(\hat{\rho}_{\text{截}})$ 的估计, 增越员., 责配秦增和云裁(员增) 给出了 α 原混合样本及 ρ 原混合样本情况下局部多项式估计的均方收敛性、渐进正态性。观察核函数的定义可知局部多项式估计与窗口选择有关, 理论上, 最优窗宽就是选择使估计量 $\hat{\rho}_{\text{载}}(\hat{\rho}_{\text{截}})$ 与 $\hat{\rho}_{\text{载}}(\hat{\rho}_{\text{截}})$ 之平方估计误差 (配秦) 达到最小值的 澡, 经过计算可得:

澡着越越 $\left(\frac{[(\text{责} \rightarrow)!\text{灾}(\text{曾})]}{\text{圆} \text{责} \rightarrow \text{原} \text{增} \text{邝} \text{责} \rightarrow (\text{曾}) \text{月}}\right)$ 元裁裁 (圆)

$$\begin{aligned} & \text{令 } \mu_{\text{躁}} \left[\begin{array}{cc} \text{垣肆} & \\ \text{原肆} & \end{array} \right] \text{怎运怎甞怎, 增越} \left[\begin{array}{cc} \text{垣肆} & \\ \text{原肆} & \end{array} \right] \text{怎运(怎)甞怎, 杂越} \begin{pmatrix} \mu_{\text{园}} & \cdots & \mu_{\text{责}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \mu_{\text{责}} & \cdots & \mu_{\text{责}} \end{pmatrix}, \text{杂越} \\ & \begin{pmatrix} \text{增} & \cdots & \text{增} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{增} & \cdots & \text{增} \end{pmatrix}, \text{哉越} \begin{pmatrix} \mu_{\text{责源}} \\ \vdots \\ \mu_{\text{责源}} \end{pmatrix}, \end{aligned}$$

则式 (10) 中的 y_{ij} 和 x_{ij} 分别表示 z_{ij} 的第 i 个元素, z_{ij} 的第 j 个对角线元素。在实际计算中, 式 (10) 仍含有未知 σ^2_{ij} 的以及 ρ_{ij} 的, 因而只能通过估计的方法来选择合适的窗宽。这里我们再一次运用前面提到的交叉核实剔除方法, 算法步骤大致为: 首先, 对每个局部观测点 z_{ij} , 在样本中剔除该观察点 (z_{ij} , y_{ij}); 然后将剩下的 $n-1$ 个观测点在 z_{ij} 处进行局部核权回归, 局部回归的一个明显好处就是常数项 β_0 的估计 $\hat{\beta}_0$ 刚好就是 y_{ij} 的拟合值; 最后, 通过比较交叉核实函数 $h_{ij}(h)$ 的大小, 选择使 $h_{ij}(h)$ 达到最小的窗宽 h_{ij} , 这个窗宽仍然是渐进最优的。

蕴云仍然要选择核函数 $\text{运}(\cdot)$ ，选择的~~原则是~~：当观测点 载 与 载 距离近时，所赋予的权数就大，相反就比较小。这里有极其简单的结论：在内点处，
员慈

使得 $\hat{\mu}_n$ 和 $\hat{\sigma}_n^2$ 达到最小的最优核函数为 $\hat{K}_n$ 和 $\hat{K}_n^2$ 。核函数： $\hat{K}_n$ 越远越好（员原把） $\hat{K}_n$ ；而在左边界点 $\hat{\mu}_n$ ，最优核函数为 $\hat{K}_n$ 越远越好（员原把） $\hat{K}_n$ ；在右边界点 $\hat{\mu}_n$ ，最优核函数为 $\hat{K}_n$ 越远越好（员原把） $\hat{K}_n$ 。另一方面，局部多项式估计中还有一个不可避免的重要问题是多项式阶数的选择，它通常是和估计的目的相关。这里，我们再次运用迭代累积平方和（员原把）法则，找出 $\hat{\mu}_n$ 个突然变化的时点，然后把多项式阶数选为 $\hat{\mu}_n$ 。

对于我们所考虑的收益率序列 $\{r_t\}$ ， μ （则）越耗 $\hat{\mu}_n$ 则 $\hat{\mu}_n$ 越耗 $\hat{\mu}_n$ 为过程 $\{r_t\}$ 的条件漂移率， σ （则）越耗 $\hat{\sigma}_n$ 则 $\hat{\sigma}_n$ 越耗 $\hat{\sigma}_n$ 为过程 $\{r_t\}$ 的波动率，若用 $\hat{\mu}_n$ 表示任意 $\hat{\mu}_n$ 可测函数， $\hat{\mu}_n$ （则）越耗 $\hat{\mu}_n$ 越耗 $\hat{\mu}_n$ ，则前面两节中 $\hat{\mu}_n$ （则）的估计 $\hat{\mu}_n$ （则）可表示为：

$$\hat{\mu}_n(\hat{\mu}_n) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{\mu}_n(r_t) \hat{\mu}_n(r_t) \hat{\mu}_n(r_t)$$

中国股市收益率序列的波动性

中国的股票市场，如果从 $\hat{\mu}_n$ 年深圳宝安县联合投资公司在深圳首次公开招股开始，至今已有 $\hat{\mu}_n$ 年的发展历史。 $\hat{\mu}_n$ 年中，中国股票市场经历了一个从无到有，从小到大，从试点到逐步规范的曲折历程。本文分别采用每日上证综合指数和深证综合指数来反应沪、深股市波动情况，以每日收盘价为分析对象，数据来源于网站 $\hat{\mu}_n$ ，时间跨度为 $\hat{\mu}_n$ 年 $\hat{\mu}_n$ 月 $\hat{\mu}_n$ 日— $\hat{\mu}_n$ 年 $\hat{\mu}_n$ 月 $\hat{\mu}_n$ 日，数据的运算和作图均运用 $\hat{\mu}_n$ 软件。由于中国股市是从 $\hat{\mu}_n$ 年 $\hat{\mu}_n$ 月 $\hat{\mu}_n$ 日开始实行涨、跌停板限价交易的，该交易机制的实施在很大程度上抑制了股市的暴涨暴跌现象，使沪、深两市的波动较实施涨跌停板交易之前有明显的减少，因而采用 $\hat{\mu}_n$ 年 $\hat{\mu}_n$ 月以后的数据能减少异常值的干扰，提高波动率的估计精度。

我们首先观察两个收益率序列的统计特征，其结果如表 $\hat{\mu}_n$ 所示。由表 $\hat{\mu}_n$ 的数据可知，两个收益率序列的均值和方差均较小，其偏度都远小于 $\hat{\mu}_n$ ，峰度也都远超过 $\hat{\mu}_n$ 。这就是通常所说的尖峰厚尾特性。负的偏度表明两市从整体上看其收益率低于自身时序均值的交易天数较多，而高的峰度则意味着两市条件方差的极端值偏多，波动性较强。相比之下，深市的波动性要略大于沪市的波动性，但平均收益也略低于沪市。从 $\hat{\mu}_n$ 检验统计量的概率值可知两个股指的收益率序列均明显不为正态分布。表 $\hat{\mu}_n$ 给出了沪、深两市股指收益率序列的单位根检验结果。 $\hat{\mu}_n$ 回归式都表明，收益率序列是一个平稳序列。我们在图 $\hat{\mu}_n$ 中给出两个收益率的时间序列，便于比较。我们可以看到两个收益率

[illegible]

上	还	结	合
---	---	---	---

注：带*号括号内数字为 粤证云 值，不带*号括号内数字为 赋值。

为试读 需要完整PDF请访问: www.artongbook.com