



前程文化

國家社會科學基金專案

(04BTJ003)

非參數流動性度量方法

許冰 等著

國家社會科學基金專案(04BTJ003)

非參數流動性度量方法

許 冰 等著

 前程文化

作者簡介



許冰，博士畢業于日本早稻田大學。統計學和數量經濟學教授。現任浙江工商大學數量經濟研究所所長，浙江省重點學科數量經濟學負責人。International Society of Management Engineers 副執行主席。中國數量經濟學會常務理事。Journal of Management Science & Statistical Decision 聯合總編, International Journal of Innovative Management, Information & Production 執行編輯。臺灣淡江大學管理學院合作研究教授，早稻田大學 IPS 研究院訪問教授。

主要從事非參數統計方法的理論和應用研究。研究興趣包括：風險分析，決策管理和系統監管設計。

主持國家自然科學基金：投資改變生產效率的識別與模擬；基於路徑收斂設計研究，國家社會科學基金：定向加權非參數估計方法及其在股市流動性風險測度的實證研究，浙江省自然科學基金重點專案：政府投入與醫院效率的監管設計；基於取消藥品加成和增設藥事服務費。浙江省自然科學基金：浙江省自然科學基金績效評估---基於產出彈性、TFP 增長率和非線性衝擊力的研究和浙江省社會科學基金：股票市場流動性的傳導機制及其測量模型的實證研究等專案研究。

非參數流動性度量方法許冰著，--初版。

1.統計方法 2.機率 3.實證研究

511.2

100012064

ISBN 978-957-41-8280-0(平裝)

NT\$ 800

前程文化出版公司

前程企管總經銷

2011.06

<http://www.fcmc.com.tw>

目 錄

第一章 概 述	1
1.1. 創新方法	1
1.2. 獨到內容	3
第二章 概率相關性	5
2.1. 股票收益的概率相關係數	5
2.1.1 概率相關係數	6
2.1.2 比較自相關係數	6
2.1.3 結 論	9
附 錄	10
2.2. 區域板塊波動的概率相關	18
2.2.1 引 言	18
2.2.2 概率相關性	19
2.2.3 volatility 差異	22
2.2.4 結 論	25
第三章 流動性需求與資訊傳導	26
3.1. 引 言	26
3.2. 傳導模型	27
3.3. 實證研究	28
3.4. 簡短結論	30

第四章 流動性非參數度量	31
4.1. 指標的選擇	31
4.2. 流動性測度的非參數方法	32
4.2.1 非參數回歸模型.....	32
4.2.2 Nadaraya-Watson 估計	33
4.2.3 窗寬的選擇.....	34
4.2.4 理論最佳窗寬.....	35
4.2.5 交錯鑒定方法.....	36
4.3. 流動性度量的計算	37
4.4. 結論	39
附 錄.....	40
第五章 定向加權的收益率分佈	45
5.1. 股票收益率的多峰性	45
5.2. 交易量加權的收益率	47
5.3. 局部化窗寬	48
5.4. 蒙特卡羅模擬	49
5.5. 實證比較研究	50
5.6. 簡短結論	53
第六章 流動性衝擊下的板塊收益	54
6.1. 引言	54
6.2. 資料和方法	56
6.3. 實證結果	57

6.4. 結 論	61
第七章 市場流動性的成因分析	62
7.1. 流動性政策因素	62
7.1.1 日周效應檢驗	62
7.1.2 重大政策、事件對流動性的影響	63
7.2. 流動性市場因素	71
7.2.1 半參數模型	72
7.2.2 樣本資料與變數設計	74
7.3. 結 論	79
附 錄	80
第八章 個股流動性的成因分析	84
8.1. 個股流動性	84
8.2. 研究設計	85
8.2.1 樣本的選取	85
8.2.2 變數選擇	85
8.2.3 理論模型	86
8.3. 研究假設	87
8.4. 實證結果及分析	89
8.4.1 描述性統計結果	89
8.4.2 時間序列	90
8.4.3 流動性深度與資訊不對稱	92
8.4.4 橫截面回歸結果	93

8.5. 結 論	96
附 錄.....	97
中文參考文獻.....	103
英文參考文獻.....	104

第一章 概述

不同於直覺，經濟的快速增長、上市公司投資價值是提高股市流動性的根本所在，也不同于國外的成熟股票市場的研究，像基金最小報價單位由分改厘、大宗交易制度的推出，在統計意義上未明顯改善股市的流動性。表明影響中國股市流動性因素的作用不是線性的。那麼，如何尋找一種非線性方法來度量中國股市的流動性，並用中國股市的真實資料，發現蘊含在資料背後的影響流動性因素的非線性作用是本書研究的目的。

本書是國家社會科學基金專案：定向加權非參數估計方法及其在股市流動性風險測度的實證研究（04BTJ003）成果。參加本專案研究的有博士研究生，何靜慧、曾菊英、陳娟、潘玲玲和孟寅敏，以及紹興文理學院邵清靜教授等。

1.1. 創新方法

為了構造一種非線性方法來度量中國股市的流動性，本書通過下面三個創新步驟來完成流動性的非線性度量，並揭示影響中國股市流動性的非線性因素及其影響強度。

- 非線性概率相關性

在張堯庭(2003)研究的啟發下，構造一種刻畫相關性的概率係數，不同於刻畫線性相關性的自相關係數，也不同于依賴於二階矩存在刻畫條件異方差相關性的 ARCH 類模型。

本書首次用非線性概率相關係數去估計股票收益率序列的自相關性。實證結果發現概率相關係數與經典的線性相關係數存在顯著差異。這種差異不僅僅在數量絕對值大小，而且在正負相關性方向上。顯示出概率相關性非線性的刻畫效果。

非線性的概率相關性刻畫是下麵非參數“定向加權”的基礎。

- 定向加權設計

非參數加權密度和回歸函數的估計上世紀 70 年代在統計理論上就已出現，但是，基於應用為目的加權卻發展相對較遲，一些出色的工作可見 Francisco J. Goerlich Gisbert (2003) 及其參考文獻。統計理論的“權”，是為尋找更快收斂速度的相合性估計而設定，而基於應用背景的“權”，需要創新設定，不僅考慮估計的相合性，而且更重要的是根據不同的應用，設定具有實際意義

的“權”。

本書首次提出“定向加權”的概念。由於研究物件的不同，定向加權的內容不同且處理方法也不盡相同。特別是在應用到股票市場時，加權權重的選擇在眾多的股票類別研究中顯得更為複雜。本研究以相合估計理論和假設檢驗作為依據，構造交易量與價格的非線性的概率相關程度模型，克服了經典模型中相關係數只能反映其線性關係的局限，並且與協整和 Granger 引導模型不同。

窗寬選擇是非參數估計中主要問題。即便是常數窗寬，基於經典的 IMSE 下的最優選擇，也是依據統計極限的大樣本理論，而應用上是有限樣本，其“最優”就很難確定。再者，因為“定向加權”，會帶來核函數中窗寬不是常數的選擇問題。本研究組合多種方法，根據實際問題，通過計算搜索解決變窗寬的確定問題，特別在以應用為目的的“定向加權”，其可變窗寬的尋找難於依賴於大樣本理論，更重要是依賴於資料的研究經驗。

- 流動性非線性度量

基於非線性概率相關性方法和定向加權設計，本書創新地用交易量與價格的相關程度作為權重尺度，分別建立以交易量加權的收益率序列和以收益率加權的交易量序列的定向加權非參數核密度估計。在得到交易量和收益率序列估計的基礎上，首次成功地實現了一般條件下 Back (1998)提出的市場深度模型中價格對於交易量的一階偏導數的可計算性。從而建立股票市場流動性指標的深度與彈性模型，並由此系統地研究了影響中國股票市場流動性因素的非線性作用。

1.2. 獨到內容

第一章 時間序列間的相關性，特別是時間序列的自相關性，常用的有自相關係數、自回歸模型，還有 ARCH 類條件異方差，協整模型，等等。每一種模型在顯示其優點的同時也暴露存在缺陷，單純的自回歸模型常常難以避免解釋變數間的多重共線性和殘差的非獨立性，而 ARCH 類模型在實證過程中，各係數的檢驗、方程的檢驗、殘差的獨立性檢驗等等諸多的檢驗統計量不僅計算複雜，而且相關聯的值很難同時達到要求，常常顧此失彼。模型成立需要苛刻的條件，其中誤差分佈，或者條件誤差分佈正態性的假定通常是需要的。

第二章 構造一種刻畫相關性的概率係數，與常用刻畫線性相關性的相關係數比較，有類似於相關係數的簡潔明瞭，且刻畫相關性不再僅是相關係數的線性相關，可能包含非線性相關。作為應用，研究股票收益率序列與其滯後 k 天自相關性程度的度量。以中國市場經濟前沿的深圳、浙江以及經濟發達的江蘇區域股票作為研究物件，結果發現：1. 區域板塊股票之間存在概率正向相關性，大盤收益率與區域板塊波動率呈現概率負向相關；2. 區域板塊股票之間，相對的收益率 VaR 值，存在 volatility 差異。

第三章 基於資訊傳導和流動性需求，通過構造一個成交量模型，經驗研究得到中國滬深兩市大盤指數形成異常成交量的原因：2/3 左右源自於資訊傳導需求，略大於 1/3 源自於流動性（選股或換股）需求，而通常成交量下的流動性需求僅占 12% 左右，不同於成熟資本市場中，交易量主要是由流動性需求引起的傳導機制。利用非參數回歸估計的方法，對迴圈因素的影響進行了估計，大大提高了核回歸模型的擬合效果。

第四章 利用非參數回歸估計模型，實現 Back (1998) 教授提出的流動性市場深度指標在一般條件下的統計可計算性。建立收盤價和成交量的核回歸估計連續可導函數，並通過導函數的性質，得到收盤價對於成交量的流動性市場深度。

在研究資料樣本內，主要結果有：1. 在一分鐘內，當成交量不超過 6 萬手時，以 90% 的可能，上證綜合指數的流動性市場深度指標波動幅度不超過 3%，而深圳成分指數的流動性市場深度指標波動幅度不超過 6%。由此可見，上海股票市場的流動性好於深圳股票市場的流動性。2. 如果用市場深度波動幅度超過 ± 0.3 來刻畫流動性風險，上證綜合指數和深圳成分指數相差一倍之多，即使考慮相對市場深度指標的波動幅度，上證綜合指數超過 ± 0.3 ，深圳成分指數超過 ± 0.6 計算，由此可見，深圳股票市場的流動性風險要大於上海股票市場。

第五章 股票收益率與交易量的相關性，雖然已有大量研究文獻，但是，把交易量作為收益率的一種權重，基於交易量支撐的深入研究金融資產收益率分佈，這是一種全新的嘗試，並由

此產生一種刻畫股票收益率多峰分佈的新方法是很有意義的。這種方法展現了交易量支撐下的股票收益率複雜的動力學結構,比基於參數估計的混合分佈和污染分佈,以及基於二階矩存在的 ARCH 類模型,更合理且容易捕抓到收益率分佈的多峰性、厚尾、集聚性和長記憶性。類比顯示,加權對於混合分佈收益率的真實描寫是不可或缺的。

第六章 基於定向加權非參數方法,本章研究了流動性衝擊下的板塊收益率。研究金融,交通和非金屬板塊,結果發現: 1.收益率與流動性之間存在負相關,期望收益率隨著流動性衝擊增大而減少。 2.金融板塊的流動性衝擊強度是弱於交通和非金屬板塊。

第七章 影響個股和股市流動性的因素很多,在作定量分析時多採用參數模型,尤其是線性模型,即使用到 ARCH 類模型以刻畫條件異方差,但是這類模型的擬合度較低而導致其解釋能力不強。而非參數模型較經典假設模型有更好的擬合效果,但是因為沒有參數所以不能像參數模型那樣作分析,所以選用半參數模型對影響股票市場流動性的因素作定量分析。

第八章 時間序列回歸,股價水準越高流動性越低;流動性的高低受資訊不對稱程度的影響較大;個股的流動性與市場整體的流動性有一定的共通性,股票流動性之間可能有外溢的效果;從個股在時間序列上看,市場並非無效率。對股票的流動性並無太多影響;

橫截面回歸,實證結果顯示,個股對投資者越有吸引力流動性越高,公司規模(流通盤)越大流動性越好。股權結構作為“協變數”建立半參數線性回歸模型,以均方根誤差衡量的模型有很好的擬合度。

第二章 概率相關性

用概率相關係數去估計股票收益率序列的自相關性。實證結果顯示概率相關係數與經典的線性相關係數存在顯著差異。這種差異不僅僅在數量絕對值大小，而且在正負相關性方向上。顯示出概率相關性非線性的效果。

2.1. 股票收益的概率相關係數

時間序列間的相關性，特別是時間序列的自相關性，常用的有自相關係數、自回歸模型，還有 ARCH 類條件異方差，協整模型，等等。每一種模型在顯示其優點的同時也暴露存在缺陷，單純的自回歸模型常常難以避免解釋變數間的多重共線性和殘差的非獨立性，而 ARCH 類模型在實證過程中，各係數的檢驗、方程的檢驗、殘差的獨立性檢驗等等諸多的檢驗統計量不僅計算複雜，而且相關聯的值很難同時達到要求，常顧此失彼。模型成立需要苛刻的條件，其中誤差分佈，或者條件誤差分佈正態性的假定是須要的。從簡潔明瞭的角度，還是自相關係數。下面考慮股價收益率序列的自相關性。

記 X_t 是第 t 天的收盤股指，第 t 天股指對數收益率為 $R_t = \log X_t - \log X_{t-1}$ 。假定在時段 $t \in T$ ， R_t 有相同的分佈。考慮 k 階自相關係數

$$\rho_k = \frac{E[(R_t - \mu)(R_{t+k} - \mu)]}{\text{Var} R_t}$$

其中， μ 是隨機變數 R_t 的數學期望。這個定義的前提是隨機變數 R_t 的二階矩存在。用樣本估計量

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{j=k+1}^n (R_j - \bar{R})(R_{j-k} - \bar{R})}{\sum_{i=1}^n (R_j - \bar{R})^2}$$

其中， $\bar{R}$ 是樣本均值。雖然從一組樣本觀測值出發，總可以算出一個 $\hat{\rho}_k$ 值來，但是，至少存在下面三個缺陷：

- 1、如果隨機變數 R_t 的方差不存在，那麼這個值是沒有意義的。
- 2、無論 k 取什麼值，對於同一組樣本觀測值，估計量 $\hat{\rho}_k$ 的分母 $\sum_{j=1}^n (R_j - \bar{R})^2$ 與 k 無關是常數，而分子 $\sum_{j=k+1}^n (R_j - \bar{R})(R_{j-k} - \bar{R})$ 為 $(n-k)$ 項之和，隨著 k 的增大求和項數減少。這一結果，默認了隨著 k 的增大，相關性減少。

3、由樣本觀測值計算得到的 k 階自相關係數的大小，除了受事實上的線性自相關程度的影響外，完全有可能存在非線性相關。相關係數的大小只能衡量變數間的線性相關程度，這與股價收益率的變動並非全是線性不相吻合。

本章基於張堯庭（2002）的想法，參照 $\hat{\rho}_k$ 的定義，構造一個刻畫相關性的概率相關係數方法，通過經驗資料估計股價收益率的自相關性，與自相關係數 $\hat{\rho}_k$ 比較，研究發現：1. 概率相關係數與線性相關係數存在差異，不僅在數值上，相對的絕對值之差是明顯的，而且在相關性正負方向上也存在差異。2. 存在概率相關與線性自相關係數不為零的差異。3. 線性相關仍然是股價收益率自相關的主要部分。

2.1.1 概率相關係數

定義 概率自相關係數

$$\rho(k) = P\{(R_t - \bar{R})(R_{t+k} - \bar{R}) > 0, t \in T\} - P\{(R_t - \bar{R})(R_{t+k} - \bar{R}) < 0, t \in T\},$$

$T = \{1, 2, \dots, n\}$ 。由大樣本頻率穩定性，有相合估計量 $\hat{\rho}(k) = S(k)/(n-k)$

$$\text{這裡 } S(k) = \sum_{t=1}^{n-k} a_t a_{t+k} \quad a_j = \begin{cases} 1 & R_j > \bar{R} \\ 0 & R_j = \bar{R} \\ -1 & R_j < \bar{R} \end{cases} \quad j = 1, 2, \dots, n$$

$\rho(k)$ 是收益率序列與滯後 k 天相對於平均收益率同向與反向概率之差，如果 $\rho(k) > 0$ ，表明存在同向相關，如果 $\rho(k) < 0$ ，表明存在反向相關，如果 $\rho(k) = 0$ ，表明概率無關。

顯然， $|\rho(k)| \leq 1$ ，而絕對值的大小反映了收益率序列與滯後 k 天相對於平均收益率的相關程度，越接近 1 表明相關程度越大，越接近 0 則自相關程度越弱。

2.1.2 比較自相關係數

本章選取滬、深兩市的綜合指數作為滬、深股市的代表。取 1997 年 1 月 1 日到 2003 年 12 月 31 日的每日股指的收盤價，滬市共 1679 個交易日，深市 1678 個交易日。計算了 k 為 1~26 時的概率自相關係數的估計值 $\hat{\rho}(k)$ 和 1~26 階的樣本自相關係數，即交易日的間隔為 1 天至 1 個多月的自相關，分別以全時段（1997 年 1 月 1 日到 2003 年 12 月 31 日）和各年度的每天的股指收益率為樣本。

（1）存在完全相反的相關關係

1. 附錄圖 2.1、圖 2.9 分別是滬市和深市全時段的概率自相關係數 $\hat{\rho}(k)$ 和自相關係數 ρ_k 的折線圖，圖 2.2~圖 2.8 是滬市分年度的概率自相關係數和自相關係數的折線圖，圖 2.10~圖 2.16 是深市的折線圖。由圖可以看出，概率自相關係數和自相關係數的取值範圍的變化趨勢還是比

較一致的，且隨著時間間隔的加大，兩者均沒有衰減的跡象，表明收益率序列自相關的長記憶性。

2. 分析附錄圖 2.1～圖 2.16 中兩者的差異，得到下表：

	時間段	$\hat{\rho}(k) \cdot \hat{\rho}_k \leq 0$ 的 k	相反的相關關係 所占比例
滬 市	全時段	1,4,6,9,12,13,14,24	8/26
	97 年	3,5,7,8,9,13,20,22,24	9/26
	98 年	3,7,9,14,26	5/26
	99 年	1,7,9,11,21,23	6/26
	00 年	1,3,7,8,9,13,15,17,23	9/26
	01 年	7,8,9,14,15,22,23	7/26
	02 年	1,3,4,5,9,10,11,24	8/26
	03 年	5,8,9,10,11,17,19,23	8/26
深 市	全時段	7,8,9,10,11,13,14,19,22,24	10/26
	97 年	1,5,7,8,9,10,12,20,22,23	10/26
	98 年	4,5,12,17,20,24,26	7/26
	99 年	1,5,9,10,11,18,22	7/26
	00 年	1,3,4,6,9,12,13,17,20,22,23,24	12/26
	01 年	2,7,8,9,14,15,17,18,19,22,23,25	12/26
	02 年	1,4,5,6,10,17,18,20,21	9/26
	03 年	1,8,16,17,18,23,25	7/26

由上表，滬市全時段完全相反的相關關係占 8/26、深市占 10/26。根據分年度資料的計算結果，完全相反相關關係滬市最低占 5/26（1998 年）、最高占 9/26（1997 年、2000 年），深市最低占 7/26（1998 年、1999 年）、最高占 12/26（2000 年、2001 年）。這個比例還是比較大的，無法忽略，表明用僅考慮線性相關關係的自相關係數來刻畫股指收益率自相關性是很不完整的。

（2）存在概率無關與線性相關的差異

為刻畫概率自相關與自相關係數的數量差異，定義

$$r_1(k) = |(\hat{\rho}(k) - \hat{\rho}_k) / \hat{\rho}_k| \quad k = 1, 2, \dots, 26. \quad (2.1)$$

若 $r_1(k) > 1$ ，則表明股指收益率序列中相隔 k 天的概率相關與線性相關是反向的，或者概率相關程度相對較大；若 $r_1(k) = 1$ ，則由（2.1）式可得， $\hat{\rho}(k) = 0$ ，這表明該序列是統計獨立無關的。

附錄圖 2.17 至圖 2.24 是根據全時段和分年度資料的計算結果，分析這些折線圖得：

	時間段	$\hat{\rho}(k) \cdot \hat{\rho}_k \leq 0$ 的 k	相反的相關關係 所占比例
滬 市	全時段	1, 4, 6, 9, 12, 13, 14, 24	8/26
	97 年	3, 5, 7, 8, 9, 13, 20, 22, 24	9/26
	98 年	3, 7, 9, 14, 26	5/26
	99 年	1, 7, 9, 11, 21, 23	6/26
	00 年	1, 3, 7, 8, 9, 13, 15, 17, 23	9/26
	01 年	7, 8, 9, 14, 15, 22, 23	7/26
	02 年	1, 3, 4, 5, 9, 10, 11, 24	8/26
	03 年	5, 8, 9, 10, 11, 17, 19, 23	8/26
深 市	全時段	7, 8, 9, 10, 11, 13, 14, 19, 22, 24	10/26
	97 年	1, 5, 7, 8, 9, 10, 12, 20, 22, 23	10/26
	98 年	4, 5, 12, 17, 20, 24, 26	7/26
	99 年	1, 5, 9, 10, 11, 18, 22	7/26
	00 年	1, 3, 4, 6, 9, 12, 13, 17, 20, 22, 23, 24 2, 7, 8, 9, 14, 15, 17, 18, 19, 22, 23,	12/26
	01 年	25	12/26
	02 年	1, 4, 5, 6, 10, 17, 18, 20, 21	9/26
	03 年	1, 8, 16, 17, 18, 23, 25	7/26

1. 由上表，在全時段概率相關與線性相關的差異是明顯的，即序列存在著非線性的相關性。在各個年度，除了滬市 1997 年、深市 1999 年，其它年份以及全時段的 $r_1(k)$ ($k=1,2,\dots,26$) 值均有 10 個以上是大於 1 的。

2. $r_1(k)=1$ 時，表明股指收益率序列相隔 k 天時序列統計獨立無關，如 1997 年 滬市 $\hat{\rho}(5)=0$ ，深市 $\hat{\rho}(23)=0$ ，但是此時， $\hat{\rho}_5=-0.05247$ ， $\hat{\rho}_{23}=-0.08934$ 。2000 年，滬市 $\hat{\rho}(15)=0$ ，但是 $\hat{\rho}_{15}=0.004908$ ；深市 $\hat{\rho}(9)=0$ ，但是 $\hat{\rho}_9=0.018105$ 。2003 年，滬市 $\hat{\rho}(5)=0$ 、 $\hat{\rho}(19)=0$ 、 $\hat{\rho}(23)=0$ ，但是 $\hat{\rho}_5=-0.07058$ 、 $\hat{\rho}_{19}=-0.01585$ 、 $\hat{\rho}_{23}=0.040435$ ；深市 $\hat{\rho}(25)=0$ ，但是 $\hat{\rho}_{25}=0.018542$ 。當概率相關係數顯示序列統計獨立無關時，自相關係數卻表明存在著線性相關。

(3) 線性相關性仍占主導

定義

$$r_2(k) = |\hat{\rho}(k)/\hat{\rho}_k| \quad k=1,2,\dots,26. \quad (2.2)$$

概率相關係數 $\rho(k)$ 刻畫了序列的相關性，而自相關係數 ρ_k 只度量了序列的線性相關關係，直觀上好像應有 $r_2(k) \geq 1$ ，但實證結果並非如此，表明綜合的 $\hat{\rho}(k)$ 並非線性和非線性的簡單迭加。

附錄圖 2.25 至圖 2.32 分別給出了以兩市全時段和分年度股市綜合指數為樣本觀測值的計算得到的 k 取 1~26 天時的比率。由圖得：

	時間段	$r_2(k) \geq 1$ 的 k
滬 市	全時段	2,4,5,7,8,9,11,12,13,15,17,18,20,21,23,25
	1997 年	1,2,4,5,6,8,9,11,14,15,16,17,21,
	1998 年	1,2,3,5,6,7,9,12,15,21,22,24,25,26,
	1999 年	2,3,4,7,8,10,12,13,14,15,17,19,20,21,22,23,25,26,
	2000 年	1,2,5,6,7,8,10,11,12,15,16,17,19,20,22,23,24
	2001 年	2,3,7,8,9,11,13,15,19,20,21,22,25
	2002 年	1,2,3,5,7,8,9,11,13,17,18,19,21,25
	2003 年	3,5,6,19,22,23
深 市	全時段	2,4,5,8,9,12,13,17,21,23,25
	1997 年	1,2,7,8,12,13,14,16,18,19,20,21,22,23
	1998 年	1,2,3,4,5,6,9,10,12,20,22,25,26
	1999 年	2,3,4,5,8,10,11,12,13,14,15,20,21,25,26
	2000 年	1,2,6,7,8,9,11,15,17,20,23
	2001 年	2,7,8,9,11,13,15,19,20,21,23
	2002 年	2,3,5,7,8,11,12,13,14,19,21,23
	2003 年	3,5,8,10,17,22,23,25

根據上表，在全時段兩市綜合股指收益率序列與滯後某些天數的概率相關和線性相關存在協調抵消，即非線性的相關和線性的相關在方向上是相反的。根據分年度的資料的計算結果，多數的 $r_2(k) \leq 1$ ，表明線性相關關係在整個相關關係中還是占主要部分，這或許可以作為常用自相關係數刻畫相關性的一個理由。

2.1.3 結 論

本章構造了一種刻畫相關性的概率係數，與常用刻畫線性相關性的自相關係數比較，有類似於自相關係數的簡潔明瞭，且刻畫相關性不再僅是自相關係數的線性相關。作為應用，研究股票收益率序列與其滯後 k 天自相關性程度的度量，實際意義非常明顯。關於概率相關係數的假設檢驗及其相關應用的研究可參見許冰（2003）。

附 錄

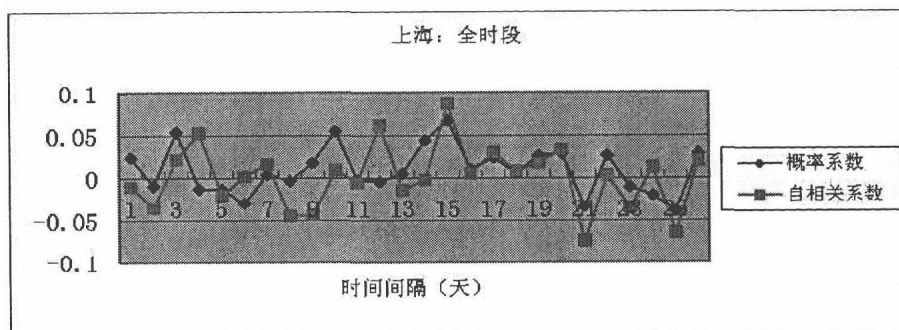


圖 2.1

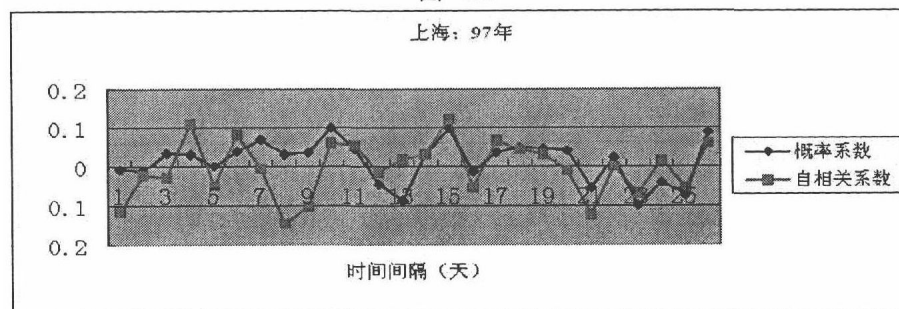


圖 2.2

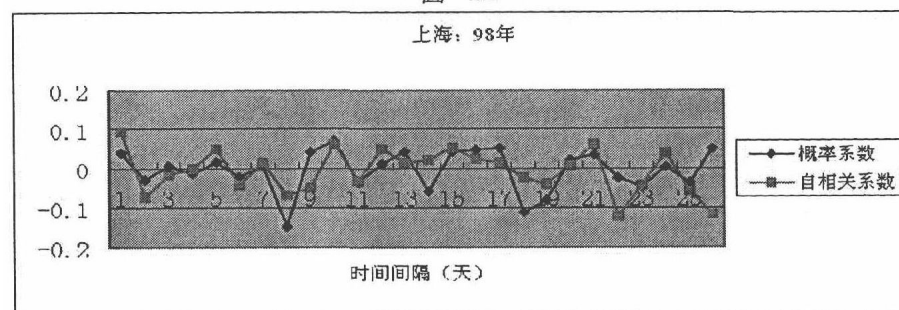


圖 2.3

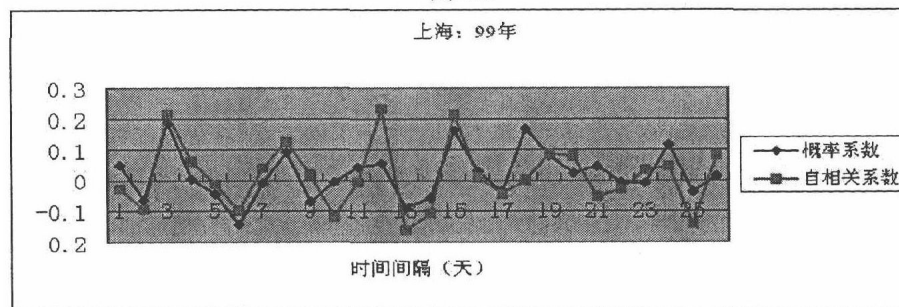


圖 2.4