

中国证券市场中 Beta 系数的存在性及其相关特性的实证研究*

吕长江 赵岩

(吉林大学商学院 130012)

内容提要：本文认为，中国证券市场存在资本资产定价模型中描述的 Beta 系数，本文发现了使用不同的市场收益率的算法计算出来的 Beta 系数有着显著的差异，因此，存在以不同的方法计算得到的 Beta 系数，在相同的研究过程中可能得出不相同的结果的情况出现。本文的研究结果证实了这样一个事实：在中国证券市场，至少是在本文研究的时间区间段，CAPM 模型是成立的。本文还发现中国证券市场中 Beta 系数并不存在显著的行业差异，但是在按照是否被纳入计算成份类指数的标准，将股票进行分类，即分为成份股和非成份股，这两大类股票的 Beta 系数存在显著的差异；本文还发现，在中国证券市场中，几乎不存在支持资本资产定价模型中的无风险收益率的参数。

关键字：资本资产定价模型 Beta 系数 证券市场 市场收益率

一、引言

财务理论研究过程中，面临着一个无法避免的问题，就是如何合理的给出资本资产组合的价格，因此，资本资产的定价，尤其是资本资产的收益率的确定，就成为整个财务理论研究过程中的核心地位的问题之一。直到夏普 (Sharpe 1964) 林敦尔 (Lintner 1965) 和莫森 (Mossin 1966) 提出并发展了资本资产定价模型 (Capital Asset Pricing Model)，才基本解决了有关资本资产的定价问题，并且，给后来的研究者提供了一种合理且有效的研究方法，即通过线性回归方法来进行研究对象的影响因素分析。因此，资本资产定价模型 (CAPM) 成为现代财务理论的一个重要组成部分，从理论上揭示了资本市场中的资产定价的影响因素，即由无风险收益和整个市场的风险的对该项资产和资产组合产生的影响两部分组成。

资本资产定价模型中最具有突破性意义的就是 Beta 系数的发现，它改变了以后的财务理论，影响并促进了其他与财务相关的经济理论体系的发展。在资本资产定价模型中，反映市场风险对其影响程度的参数就是 Beta 系数，这已经在理论界给出了严谨的证明，并且在国外的资本市场上通过验证 CAPM 模型给出了很有利的实证研究结果。Jensen、Black 和 Scholes (1972) 和 Fama、Mac Beth (1973) 进行实证研究发现收益率与风险存在正的相关关系，而后来 Fama、French (1992) 采用同样的实证方法却得到两者根本不存在任何关系的相反结论，后者将其归结为采用了不同的样本周期导致的；Amihud、Christensen 和 Mendelson (1992) 进一步发现如果使用更有效的统计方法的话，Beta 系数和平均收益率存在显著的正相关性，支持了 CAPM 模型；Black (1993) 认为 Banz (1981) 提出的影响股价的公司规模效应只是在少数样本时期内才能出现，Jagannathan 和 Mc Grattan (1995) 也证实了这个结果；Kothari、Shanken 和 Sloan (1995) 重新检验了 Fama、French (1992) 的研究，认为 Beta 系数在较大的置信区间内有较大的取值的范围，因此，Fama、French (1992) 的研究可能有相反的结论。

在国内，有关资本市场中的 Beta 系数研究，已经有部分学者给出相应的实证证明和分析。施东晖 (1996) 讨论了 Beta 系数与相关系数 R 之间的相关性，得出中国证券市场不符合 CAPM 的结论；杨朝军等 (1997) 使用上证 A 股指数收益计算并检验了 CAPM，得出 Beta 系数显著、CAPM 不显著的结论；杨朝军、邢靖 (1998) 使用上证 A 股指数收益，比较各年段的 Beta 系数的差异，给出了中国证券市场中 CAPM 并不是唯一的股价决定因素的结论；高鸿桢、郭济敏使用上证 A 股指数，得出 Beta 系数具有稳定性的结论；靳云汇、李学 (2000) 的研究也得出了 Beta 系数具有系统的稳定性的结论；陈浪南、屈文洲 (2000) 选用上证综合指数得出了证券市场在上升段和下跌段的 Beta 系数具有显著的差异；陈小悦、孙爱军 (2000) 分别

*本文得到国家自然科学基金项目(70172051)、(70272005)，国家社科基金项目 (02BJY023)，教育部人文社会科学十五规划项目(01JA630023)，吉林大学人文社会科学研究精品项目的资助。

计算各年 A 股和 B 股市场的 Beta 系数和 ME 的关系，证明了在研究的时间段里 CAPM 在不同的年限里支持效果不一致；阮涛、林少宫（2000）用上证综合指数给出了 CAPM 不成立的结论；李和金、李湛（2000）证明了 Beta 系数的存在，但是没有表明使用哪个市场指数，降低了研究的可重复性。使用 CAPM 中的 Beta 系数进行研究的还有陈继红（1998），李志彤、杨晓燕和吴萍（1999），程希俊、钱莉和吴敏（1999）和李杏秋（2000）等人。但是这些研究存在的很大的不足就是：这些研究中没有完整的给出 Beta 系数存在的统计技术证明，只是基于中国证券市场中已经实际存在或认可存在 Beta 系数的前提，或只是选择某一种方法讨论 Beta 系数存在，来分析中国证券市场中 Beta 系数的特性，而且没有给出计算 Beta 系数所采用的方法的不同是否会对 Beta 系数的存在性产生影响，以及所带来的研究结果的可能差异。本文力图采用几种方法来探求中国的证券市场中的个股的 Beta 系数的存在，并且对不同的 Beta 系数的计算方法的结果的差异加以分析，寻找合理的解释。这里需要指出的是，本文立足于寻找 Beta 系数的存在性，而不是要找出测试资本资产的真实 Beta 系数，因为在测试 Beta 系数之前，首先需要证明 Beta 系数的存在性。

本文在第二部分从理论角度给出本文所采用的分析方法的可行性，以及不同的市场收益率的计算方法所带来的 Beta 系数计算结果的差异的理论基础；第三部分运用历史数据，通过不同的计算方法进行实证分析；第四部分对理论分析和实证分析的结论加以归纳和整理，得到本文的最终结论；第五部分给出了本文研究过程中的一些相关发现。

二、理论分析

本文所采用的回归方程式基于初始的资本资产定价模型（CAPM），其描述为：

$$R_i = R_f + \beta_i(R_m - R_f) \quad (1)$$

其中， R_i 为第 i 种资本资产或资产组合的收益率， R_f 为资本市场的无风险收益率， R_m 为资本市场的市场收益率， β_i 为第 i 种资本资产或资产组合的 β 系数。

在（1）式基础上进行变换，得到：

$$R_i = R_f(1 - \beta_i) + \beta_i R_m \quad (2)$$

由于 R_f 和 β_i 均为常数，则 $R_f(1 - \beta_i)$ 也是一个常数，用新的参数 α_i 来替代 $R_f(1 - \beta_i)$ ，用 y_i 替代 R_i ， x 替代 R_m ，根据回归方程理论，（2）式对应的回归方程为：

$$y_i = \alpha_i + \beta_i x + \varepsilon \quad (3)$$

然后利用取得的数据资料，运用（3）式回归出相应的 $\hat{\alpha}_i$ 和 $\hat{\beta}_i$ ，并给出相应的参数显著性分析，来确定这两个参数存在的可能性。

资本资产定价模型适用于单个资本资产，也适用于资产组合，本文基于对单一的资本资产的研究，来探求单一资产的某些特性。通过对于（3）式中 Beta 系数的参数估计的统计分析，可以确定出中国资本市场中是否存在 Beta 系数。

这里值得一提的是，本文没有采用其他文献中常使用的基于（1）式代入市场无风险收益率直接利用回归方程回归出 β_i 的方法，原因有如下两点：

1. 传统方法为了完全符合资本资产定价模型，而机械的给出资本市场无风险收益率是存在弊端的。本文认为，资本资产定价模型中的资本市场无风险收益率的定义是一个理想的参数，它是建立在一系列严格的假设条件基础上的。而这些条件即使是在发达的资本市场中也没有保证，更何况是在中国这样一个年

轻的资本市场中，就更不可能得到真实合理的数值。在某些研究过程中使用国债利率（或其他指标）来代替市场无风险收益率，这也是存在问题的。原因是国债利率并不能保证完全排除通货膨胀的影响，同时资本市场也不能保证不同期的国债利率之间保持稳定性和一致性。

2. 资本资产定价模型的突出贡献就是 Beta 系数的发现，实际上，从统计学角度分析，即使市场无风险收益率不存在，也不会影响 Beta 系数的检验效果。

这里暂且不谈对于 Beta 系数的调整的问题，单单谈论回归 Beta 系数的问题。在资本市场上，确认某一资产的收益率 R_i 不是一个很困难的事情，困难的是确认整个资本市场的收益率 R_m 的问题。这里面临的主要问题：第一、如何界定现实中的资本市场的实际范畴；第二、如何确认资本市场的内部不同的子市场的各自收益率，以及这些子市场的收益率对整个资本市场的影响程度；第三、资本市场中可以用来计算市场收益率的数据种类繁多。因此，这里存在不同的市场收益率的计算方法，而不同的市场收益率的计算方法必然会导致计算出同一种资产或资产组合的不同的 Beta，也必然导致了同一资产的不“同”的 Beta 系数的优劣的检验测试。所以，本文设计了几种常用的市场收益率的计算方法，包括应用资本资产的总市值计算收益率和应用资本市场的各种指数计算市场收益率两大类，并比较各种方法得出的 Beta 系数的检验结果，以及相互之间的差异情况，进一步证明了 Beta 系数的存在性。

三、实证研究

（一）市场的选择和数据选取区间

我们可以通过（3）式，代入 y_i 和 x 就可以回归出 Beta 系数，但需要解决的问题是：如何来确定 y_i 和 x 。在进行此次 Beta 系数的实证测试之前，本文对数据的选择进行了细致的探讨和思考，得出一下的结论，并据此选择和处理数据：

1) 本文考虑到中国资本市场的实际情况，放弃了对整体资本市场的研究，而是研究一个比较健全资本市场的子市场。在中国目前的资本市场的子市场中，信息比较完全、系统，可以通过各种途径获得所需的数据，因此，本文选择了股票市场的数据来进行 Beta 系数的实证研究；

2) 中国的股票市场包括深、沪证券交易所，由于这两个交易所的经营、交易的股票不同，交易规则和各种指数的计算存在着很多的差异，很难找出各种指数等价的转换方法，所以在选择数据时，本文尝试只选取其中一个交易所的数据来进行研究。由于现有的相关的实证文献，绝大部分集中在关于上海证券交易所的上市公司股票价格上，很少有关于深圳证券交易所的相应实证研究，本文为了在研究过程中，也能给其他研究者提供有力的深圳证券交易所上市公司股票收益的论据，以及相应的性质特征，本文选择深圳证券交易所提供的数据进行研究；

3) 由于股票的某一时点的价格并不是完全由市场这一个因素来决定的，还包括其他随机或特有的因素的影响，因此一个相对短的区间的数据不足以完全说明和证明 Beta 系数的性质，国外的学者在进行相应的 Beta 系数的测试时通常选择一段相对长的时期内的数据，甚至是几十年的数据。但由于本文主要证实中国的股票市场中 Beta 系数的存在，并且考虑录入数据量的多少和数据量的完整性的问题，故选择了 1998 年 4 月到 1998 年 12 月之间的 9 个月的深圳证券交易所 A 股股票的相关数据。

（二）单一资产收益率（各股收益率）和市场收益率计算的方法

这里需要说明的是，由于中国的股票市场中的股票按照是否可以流通分成两大类：一种是不可以上市流通的股票，如国有股和法人股；另一种是可以自由买卖的流通股。本文认为，虽然国有股和法人股占整个股市的总股数的比例很大，但是由于其不具备自由流通性，也就不具备资本资产定价模型里所给出的资本资产的基本特性，所以不作为本文研究的范围；而流通股几乎符合全部的要求，因此，本文以下研究使用的股票市场的总市值和个股的收益率的计算，是以流通股部分作为研究对象。

1. 对于单一资产收益率，即个股的收益率的确定，本文考虑到为了避免某一日价格的偶然因素的影响，并且尽量避免不同期的股票价格的相关性、个股单日价格的不确定性等干扰因素的影响，选择用周股票的平均价格来代替日股票价格，将整个 9 个月的日股票价格用简单平均法，计算出 39 周的股票的周均

价，并以此作为测试用的数据，公式描述为：

$$p_{ki} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n p_{kij} \quad (4)$$

其中， p_{ki} 为第 i 周第 k 种股票的周均价；

p_{kij} 为第 i 周第 k 种股票第 j 天的日股价；

n 为第 i 周第 k 种股票的有效交易天数， n 为 3（一般情况下， n 值取 5，但存在两个特例：1）在以 5 月 1 日为周五的交易周中，由于“五·一劳动节”的休市， n 为 4；2）在以 10 月 2 日为周五的交易周中，“十·一国庆节”的休市）；

然后，计算该股的周均市场价值： $P_{ki} = p_{ki} \cdot q_{ki}$ ，其中 q_{ki} 为第 i 周第 k 种股票的市场可流通股数。

计算出个股的周均市场市值之后，根据环比计算方法，即本期的个股周均市场市值 P_{kt} 与前一期的周均市

场市值 P_{kt-1} 比值 P_{kt} / P_{kt-1} ，计算出该支股票在营运一周后的平均收益率 $y_{kt} = P_{kt} / P_{kt-1} - 1$ 。这里还要说

明的就是，对于个股的转股、配股和股票股利的处理，这三种行为都引起 q_{ki} 和 p_{kij} 的变化，但是转股和股票股利可以视为股东在股票运营过程中的一种收益，为了计算简便，将这两种行为不作特殊处理；对于配股，由于存在对外的买卖关系和特定的价格，将其在计算当期的收益率时予以剔除，在计算下期的收益率时加以考虑，若存在网上竞价的情况，则以中间价作为其计算的价格。

2. 对于整个市场组合的收益率的确定，本文主要基于两方面来考虑：

一是整个市场组合的实际收益率，也就是对应个股收益率计算方法的整个市场组合的收益率。首先计算整个市场的周均总市值，算法公式如下：

$$P_{mi} = \sum_{k=1}^n P_{ki} \quad (5)$$

其中， P_{mi} 为第 i 周整个市场组合的周均总市值；

P_{ki} 为通过（4）式计算出的第 i 周第 k 个股票的周均总市值；

n 为第 i 周市场流通股票总数。

然后根据环比的计算方法，计算本周的整个市场组合的周均总市值 P_{mt} 与上周的整个市场组合的周

均总市值 P_{mt-1} 的比值，计算出整个市场组合在运营一周以后的收益率 $x_{mt} = P_{mt} / P_{mt-1} - 1$ 。这里还存在一个

新的问题，就是新股的发行，在计算的新股发行的本周的市场周均总市值过程中将其剔除，在计算下周的市场周均总市值过程中予以考虑。

二是考虑用市场指数来代替市场的总市值，来拟和计算整个市场组合的收益率，即用简单平均法，求出每一周的平均的市场指数，公式表述为：

$$R_{li} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n r_{lij} \quad (6)$$

其中， R_{li} 为第 i 周第 l 种市场指数的平均的市场指数；

r_{ij} 为第 i 周第 l 种市场指数第 j 天的市场指数；

n 为第 i 周的有效交易天数， n 为 3（原因同上）；

然后根据环比的计算方法，计算本周的 averages 的市场指数 R_{it} 与上周的 averages 的市场指数 R_{it-1} 的比值，计算出整个市场组合在运营一周以后的收益率 $x_{it} = R_{it} / R_{it-1} - 1$ 。

基于以上两点考虑，本文选择了以下七种计算市场收益率的方法：

- 1) 未调整总市值的市场收益率，根据 (5) 式用市场总市值，但是没有调整相应的流通股变动，计算的市场收益率，记为 M_0 ，属于总市值类市场收益率计算方法；
- 2) 调整后总市值的市场收益率，根据 (5) 式用调整后的市场总市值计算的市场收益率，记为 M_1 ，属于总市值类市场收益率计算方法；
- 3) 样本总市值的市场收益率，根据 (5) 式，采用选用的样本的总市值计算的市场收益率，记为 M_2 ，属于总市值类市场收益率计算方法；
- 4) 深证成份股指数根据 (4) 式计算的市场收益率，记为 I_1 ，属于市场指数类成份指数类市场收益率计算方法；
- 5) 深证 A 股成份股指数根据 (4) 式计算的市场收益率，记为 I_2 ，属于市场指数类成份指数类市场收益率计算方法。
- 6) 深证综合指数根据 (4) 式计算的市场收益率，记为 I_3 属于市场指数类综合指数类市场收益率计算方法；
- 7) 深证 A 股综合指数根据 (4) 式计算的市场收益率，记为 I_4 属于市场指数类综合指数类市场收益率计算方法。

(三) 实证研究

本文使用阶段实证分析。第一步，本文将进行 (3) 式的回归分析，回归得到的 $\hat{\alpha}$ 和 $\hat{\beta}$ 参数，并且对这两个参数（尤其是 $\hat{\beta}$ ）的显著性进行分析，来得到这方法七种市场收益率回归出的 Beta 系数是否均具有统计上的显著性，来判断 Beta 系数的存在性。当得到肯定性结论之后，即 Beta 系数存在的基础上，本文进行其他步骤的分析。第二步，本文利用第一步得到的 Beta 系数，来研究这七种市场收益率回归出的 Beta 系数是否具有显著差异。第三步，判断第一步得到的 Beta 系数是否具有行业差异。第四步，判断第一步得到的 Beta 系数是否具有成份股和非成份股的差异。第五步，通过研究第一步得到的 Beta 系数和相关系数的平方之间的关系，来检验在中国证券市场中 CAPM 模型的成立性。第六步，进一步验证市场收益率因子在各股收益率中的存在性。本文还附带的分析了第一步得到的 Alpha 系数的统计显著性，来判断中国证券市场中的无风险收益率的存在性。

各步骤实证分析的方法和使用的假设检验如下：

第一步实证分析，运用回归分析方法，检验七种市场收益率回归的 (3) 式中参数 Beta 系数的显著性。假设检验：

$$\begin{aligned} H_0 : \beta &= 0 \\ H_1 : \beta &\neq 0 \end{aligned} \tag{j.1}$$

在不满足基本假设 H_0 的条件下，我们进行其他的实证分析。

第二步实证分析，用方差分析方法，检验这七种市场收益率回归出的 Beta 系数是否具有显著差异。这里有两个假设：

- i. 这七种方法计算出的 Beta 系数无差异，假设检验：

$$H_0: \text{这7种方法计算的Beta系数均值相等} \quad (j.2)$$

$$H_1: \text{这7种方法计算的Beta系数均值不相等}$$

ii. 这七种方法计算的 Beta 系数两两无差异，根据排列组合，我们得到 21 组比较结果，每组的假设检验：

$$H_0: \text{这2种方法计算的Beta系数均值相等} \quad (j.3)$$

$$H_1: \text{这2种方法计算的Beta系数均值不相等}$$

第三步实证分析，利用方差分析方法，检验这七种市场收益率回归出的 Beta 系数是否存在显著的行业的差异。每种方法的假设检验：

$$H_0: \text{不同行业间的Beta系数均值相等} \quad (j.4)$$

$$H_1: \text{不同行业间的Beta系数均值不相等}$$

第四步实证分析，利用方差分析方法，检验这七种市场收益率回归出的 Beta 系数是否存在受是否为成份股的显著影响。每种方法的假设检验：

$$H_0: \text{成份股和非成份股的Beta系数均值相等} \quad (j.5)$$

$$H_1: \text{成份股和非成份股的Beta系数均值不相等}$$

第五步实证分析，利用回归分析，检验这七种市场收益率回归出的 Beta 系数和相关系数平方 R^2 之间是否存在很强的相关性，也就是从侧面说明不同股票的风险受其和市场总体风险的相关性的影响。这种影响程度的强弱是是否支持 CAPM 模型的核心问题。这里不需要谨慎考虑谁为自变量、谁为因变量的问题。

$$\text{设计回归方程: } \beta = \lambda_0 + \lambda_1 R^2 + \varepsilon \quad (7)$$

每种方法的假设检验：

$$H_0: \lambda_1 = 0 \quad (j.6)$$

$$H_1: \lambda_1 \neq 0$$

第六步实证分析，运用因子分析方法，检验样本股票的收益率之间是否具有较大的公共因子的特性，来检验样本股票收益率的共同性质。这里不需要假设检验。

附带的实证分析，在第一步的分析中，检验这七种方法回归出的常数项是否显著，也就是间接检验中国股票市场中是否存在无风险利率。每种方法的假设检验：

$$H_0: \alpha = 0 \quad (j.7)$$

$$H_1: \alpha \neq 0$$

(四) 样本的选取、数据来源和使用的统计软件

本文考虑到数据的连续性和足够的实证数据的时间区段，选取了在 1998 年 3 月 30 日以前在深圳证券交易所上市的 A 股股票，共 355 家。

每日股票市价、市场指数和成份股的分类来自于 1998 年 3 月 30 日到 1998 年 12 月 25 日的《中国证券报》，配股的资料和行业的分类来自于 1998 年《中国证券报》、深圳证券信息有限公司在网上提供的上市公司的数据，以及证券时报社和深圳怀新企业投资顾问公司联合编制的《深沪市上市公司 1998 年度及中期报告汇编》。

本文的所有的统计分析均是在 SPSS for Windows 10.0 版下进行和完成的。

(五) 实证结果

第一步的实证结果：

经过整理后的回归结果（见表 1）显示了这七种方法回归出的 Beta 系数，均具有很好的显著性；不论是通过 t-值来判断，还是通过 P-值来判断，都保证近 80% 的样本的 Beta 系数具有很好的显著性；并且，

这七种方法具有很好的显著性的 Beta 系数的样本数超过 75%。这说明，这七种方法都可以对 Beta 系数进行很好的回归。当然，结果并没有达到 90% 以上，本文认为原因有二：1) 数据的时间段的选取有些狭窄，如若换上更长的时间段，结果会更好；2) 证券市场中存在资产价格的异动现象，尤其是在中国这个年轻的尚需完善的股票市场，还处于弱势有效和半强势有效中间，很多的股票的价格并不完全遵循总体市场的变动而变动，出现了异动的收益率，导致了回归的结果不理想，如果在更长的时间里抵消这些异动的作用，回归的效果就会更好。

本文还在这七种方法回归方程的相关系数的分析（见表 2）中还发现，这七种方法回归的效果很相近，而且拟合的效果也很不错，相关系数近 80% 集中在 0.4 以上，与上面的结论比例很相似，也证明了 Beta 系数的有很好的显著性。这里本文也发现，这七种方法回归方程的相关系数并不是非常大（达到 0.9 以上），这是由于各股的价格并不一定完全由市场整体来决定，有很多的宏观（如：经济大环境等）和微观（企业的各自的投资风险等）的因素起作用，而这里的大多数的相关系数已经能达到 0.4，已经很能说明个别股票的收益与整个市场的收益存在很紧密的关系，也就是 CAPM 的最重要的发现。

本文的实证研究结果，通过这七种方法建立的回归方程均不支持原假设 $H_0: \beta = 0$ ，而是支持备选假设 $H_1: \beta \neq 0$ ，这样我们就可以进一步进行其他步骤的实证研究。

表 1 七种市场收益率回归的参数 Beta 系数的显著性

计算方法	总样本数	Beta 系数 t-检验绝对值大于 2 的样本数	Beta 系数 t-检验绝对值大于 2 的样本数%	Beta 系数检验的 P 值小于 0.05 的样本数	Beta 系数检验的 P 值小于 0.05 的样本数 %	Beta 系数检验的 P 值小于 0.10 的样本数	Beta 系数检验的 P 值小于 0.10 的样本数 %
M ₀	355	307	86.479	306	86.197	321	90.423
M ₁	355	309	87.042	308	86.761	321	90.423
M ₂	355	312	87.887	308	86.761	320	90.141
I ₁	355	282	79.437	281	79.155	305	85.916
I ₂	355	282	79.437	280	78.873	303	85.352
I ₃	355	294	82.817	291	81.972	316	89.014
I ₄	355	299	84.225	298	83.944	319	89.859

注：七种方法计算出的 Beta 系数 t-检验绝对值均大于 2 的样本数为 271 个，占总样本个数的 76.338%；
 七种方法计算出的 Beta 系数检验的 P 值均小于 0.05 的样本数为 268 个，占总样本个数的 75.493%；
 七种方法计算出的 Beta 系数检验的 P 值均小于 0.10 的样本数为 297 个，占总样本个数的 83.662%；
 七种方法计算出的 Beta 系数检验的 P 值均小于 0.05 且 Beta 系数 t-检验绝对值均大于 2 样本数为 270 个，占总样本个数的 76.056%；
 七种方法计算出的 Beta 系数检验的 P 值均小于 0.10 且 Beta 系数 t-检验绝对值均大于 2 样本数为 270 个，占总样本个数的 76.056%。

表 2 七种市场收益率回归方程的自变量和因变量的相关系数

计算方法	总样本数	相关系数 R 大于 0.6 的样本数	相关系数 R 大于 0.6 的样本数 %	相关系数 R 大于 0.4 的样本数	相关系数 R 大于 0.4 的样本数 %	相关系数 R 大于 0.2 的样本数	相关系数 R 大于 0.2 的样本数 %
M ₀	355	151	42.535	268	75.493	340	95.775
M ₁	355	154	43.380	272	76.620	338	95.211
M ₂	355	162	45.634	276	77.747	340	95.775
I ₁	355	104	29.296	245	69.014	328	92.394
I ₂	355	103	29.014	240	67.606	323	90.986
I ₃	355	110	30.986	260	73.239	337	94.930
I ₄	355	158	44.507	272	76.620	336	94.648

注：七种方法计算出的相关系数 R 均大于 0.6 的样本数为 75 个，占总样本个数的 21.127%；
 七种方法计算出的相关系数 R 均大于 0.4 的样本数为 229 个，占总样本个数的 64.507%；
 七种方法计算出的相关系数 R 均大于 0.2 的样本数为 315 个，占总样本个数的 88.732%；

第二步实证结果：

对于这七种市场收益率回归方程的 Beta 系数的总体方差分析结果（见表 3），可以很清楚的得出这样一个结论，这七种市场收益率回归方程的 Beta 系数具有显著的差异。也就是说，这七种方法回归出的 Beta 系数在总体上是不同的。

基于上面的检验结果，本文继续进行了这七种市场收益率回归方程的 Beta 系数的两两之间的方差分析（见表 4），本文发现不同组的 Beta 系数之间具有很大的差异，尤其是用总市值类计算的收益率和各种指数计算的收益率之间（除 M₂ 和 I₃、I₄ 之间）、成份类指数计算的收益率和综合类指数计算的收益率之间差异更大。但是也发现综合类指数和总市值类差异小于前者同成份类指数的差异，更令人惊讶的是成份类两种指数之间也存在着很大的差异。

表 3 七种市场收益率回归方程的 Beta 系数的方差分析结果

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig. (P值)
Between Groups	17.176	6	2.863	11.415	.000
Within Groups	621.408	2478	.251		
Total	638.584	2484			

表 4 七种市场收益率回归方程的 Beta 系数的两两方差分析结果

不同的方法之间	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig. (P值)	列数
M ₀ -M ₁	8.211E-02	1	8.211E-02	.412	.521	1
M ₀ -M ₂	.940	1	.940	4.471	.035	2
M ₀ -I ₁	2.718	1	2.718	13.177	.000	3
M ₀ -I ₂	1.921	1	1.921	9.496	.002	4
M ₀ -I ₃	3.502	1	3.502	10.456	.001	5
M ₀ -I ₄	1.182	1	1.182	5.578	.018	6
M ₁ -M ₂	.466	1	.466	2.174	.141	7
M ₁ -I ₁	1.855	1	1.855	8.811	.003	8
M ₁ -I ₂	1.209	1	1.209	5.851	.016	9
M ₁ -I ₃	4.656	1	4.656	13.727	.000	10
M ₁ -I ₄	.641	1	.641	2.965	.086	11
M ₂ -I ₁	.461	1	.461	2.082	.149	12
M ₂ -I ₂	.174	1	.174	.798	.372	13
M ₂ -I ₃	8.069	1	8.069	23.038	.000	14
M ₂ -I ₄	1.395E-02	1	1.395E-02	.061	.804	15
I ₁ -I ₂	6.894E-02	1	6.894E-02	.323	.570	16
I ₁ -I ₃	12.389	1	12.389	35.771	.000	17
I ₁ -I ₄	.315	1	.315	1.409	.236	18
I ₂ -I ₃	10.610	1	10.610	30.986	.000	19
I ₂ -I ₄	8.917E-02	1	8.917E-02	.406	.524	20
I ₃ -I ₄	8.754	1	8.754	24.862	.000	21

第三步实证结果：

对于以行业（按照 1998 年证券报，将深圳证券交易所内上市的公司分为六大行业，分别是：工业、商业、金融业、地产业、公共事业和综合）作为分类标准，本文分别对这七种市场收益率回归方程的 Beta 系数作了关于行业为因变量的方差分析。通过分析结果（见表 5），本文得出这样一个结论：这七种市场收益率回归方程的 Beta 系数均没有显著的行业特征，不能以行业将其分类。

表 5 七种市场收益率回归出的 Beta 系数的行业方差分析结果

计算方法	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig. (P值)
M ₀	.745	5	.149	.763	.577
M ₁	.703	5	.141	.688	.633
M ₂	.741	5	.148	.654	.659
I ₁	1.486	5	.297	1.372	.234
I ₂	1.489	5	.298	1.428	.214
I ₃	1.089	5	.218	.455	.810
I ₄	1.040	5	.208	.907	.477

第四步实证结果：

由于存在成份股入选成份类指数的计算公式，那么这里必然存在着这样一个疑问，成份股是否在回归过程中表现出的特性就要不同于非成份股？通过以是否为成份股作为分类因子，我们分别进行了关于这七种市场收益率回归方程的 Beta 系数的方差分析。通过分析结果（见表 6），本文得出这样一个结论，总市值类和综合类指数市场收益率回归方程的 Beta 系数存在明显的是否为成份股的区别，但是，这次检验中，成份类指数的效果不像预期中那样好。本文认为，这是由于成份类的指数在计算过程中进行了变换，剔出了指数中的成份股的大部分影响，导致对于是否为成份股而没有太大的影响。对于前一个结论，本文认为，入选成份股的股票都是具有代表意义的，它们在总体上的各种指标都应是不错的，自然同其他未入选的非成份股的检验效果有很大的不同。

表 6 七种市场收益率回归出的 Beta 系数的成份股方差分析结果

计算方法	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig. (P值)
M ₀	.838	1	.838	4.343	.038
M ₁	.836	1	.836	4.146	.042
M ₂	1.009	1	1.009	4.521	.034
I ₁	8.213E-02	1	8.213E-02	.377	.540
I ₂	4.681E-02	1	4.681E-02	.223	.637
I ₃	.692	1	.692	1.458	.228
I ₄	1.000	1	1.000	4.406	.037

第五步实证结果：

通过分别回归各种方法得到的 Beta 系数和方程的相关系数的平方 R² 的相关程度（见表 7），发现各种方法得到的 Beta 系数和方程的相关系数的平方 R² 都有很显著的正相关性，这一点与国内部分支持 CAPM 模型在中国证券市场不成立的文章相悖，即通过本文研究用到的这些方法都可以证明在中国证券市场，至少是在本文研究的时间跨度里，CAPM 模型是成立的。

表 7 七种市场收益率回归出的 Beta 系数和相关系数平方 R² 的回归结果

计算方法	相关系数	λ 系数	λ 系数的 t-检验值	λ 系数的 P 值
M ₀	0.485935	1.21557	10.44615	3.95E-21
M ₁	0.494286	1.264831	10.68307	3.95E-21
M ₂	0.479498	1.247164	10.2661	3.95E-21
I ₁	0.57094	1.624932	13.06589	3.95E-21
I ₂	0.581866	1.643821	13.44213	3.95E-21
I ₃	0.30647	1.312364	6.049124	3.71E-09
I ₄	0.51688	1.314003	11.3442	3.95E-21

第六步实证结果：

通过进行对于样本的收益率的因子分析，本文发现，近 80% 的样本的收益率存在着一个显著的公共因子，如果这个因子能用市场收益率来定义的话，也就是说，样本的收益率中存在着一个显著的市场收益率的作用，那么，这一步的检验结果同第一步的检验效果十分相似就可以给出十分合理的解释了，也就证明了在中国资本市场上（至少是在证券市场上）个别资产的收益率确受到市场总体的收益率的影响，同时支持了第五步得出的结果。

四、结论

通过对七种市场收益率计算方法进行的有关 CAPM 模型中 Beta 系数的实证研究，本文得到以下几个重要结论：

1. 关于中国证券市场的 CAPM 模型的检验和中国证券市场的性质特征研究，人们仿照或参考国外相关或相似的方法，进行许多了关于 Beta 系数或应用 Beta 系数的实证研究。在这些研究过程中，研究者根

据自己获得数据的难易情况，可以通过多种方法得到市场收益率，进而完成相应的研究。本文提供了这样一个有力的实证支持：无论是用总市值类方法计算得到的市场收益率，还是用指数类方法计算得到的市场收益率，都能回归出显著的 Beta。这一结论对研究中隐含的 Beta 系数存在的前提，提供了有力的支持。

2. 不同计算市场收益率的方法回归出的 Beta 系数存在着显著的差异，尤其是在总市值类方法和指数类方法、不同大类的指数类（如：成份类指数和综合类指数）方法之间差异更大。因此，作为研究人员，在其相关的实证研究中，必须声明是使用哪种方法得到市场收益率的，以便其得到的研究结果能被后来的研究者所验证。

3. 本文对提供的七种计算市场收益率的方法所得出的回归结果相对比发现，拟合最好的是总市值类方法，其次是综合类指数方法，再次是成份类指数方法。所以，研究者如果想得到更为理想的研究结果，可以判定总市值类方法是首选方法，尽管数据的整理成本很高。

4. 中国证券市场中个股的 Beta 系数之间不存在显著的行业差异，但存在是否为成份股的差异。导致这一结论的原因为：1) 中国证券市场中个股的行业分类不十分详细和规范（如：价格波动较大的科技股没有独立出来），而且某些行业包含的股票数太少（除了工业，其他行业的个股数均很少），不能突出行业的特征；2) 成份股的选取是通过一系列科学的方法完成的，因此，被选入成份股指数计算公式的股票在各方面都具有较好的品质，使得 Beta 系数成份股和非成份股之间存在显著的差异。

5. 七种方法回归出的 Beta 系数和相关系数的平方 R^2 之间存在着显著的正相关性，有力的支持了 CAPM 模型。这为在中国证券市场中进行与支持 CAPM 模型成立的相关实证研究提供了有力的实证支持。

五、附带研究发现

本文在研究过程中附带的研究了各种方法回归出的 α 系数的特征，通过分析结果（见表 8），本文发现，这几种方法回归出的 α 系数的显著性都很弱。由于 α 系数主要是反映市场的无风险收益率的参数，而其并不显著，可以间接的说明在中国的证券市场中，至少是本文研究的时间区间里，几乎不存在显著的市场无风险收益率。中国证券市场中的 CAPM 模型需要以此为据进行相应的调整变换。正如 Jensen (1968) 的研究发现，对于 CAPM 的常数部分可能有两部分组成：市场无风险收益率和管理者个人的超额收益。这将是本文下一步的研究方向。

表 8 七种市场收益率回归的 Alpha 参数系数的显著性

计算方法	总样本数	α 系数 t-检验绝对值大于 2 的样本数	α 系数 t-检验绝对值大于 2 的样本数%	α 系数检验的 P 值小于 0.05 的样本数	α 系数检验的 P 值小于 0.05 的样本数%	α 系数检验的 P 值小于 0.10 的样本数	α 系数检验的 P 值小于 0.10 的样本数%
M_0	355	20	5.634	20	5.634	36	10.141
M_1	355	19	5.352	19	5.352	36	10.141
M_2	355	21	5.916	21	5.916	35	9.859
I_1	355	61	17.183	60	16.901	102	28.732
I_2	355	53	14.930	53	14.930	94	26.479
I_3	355	18	5.070	17	4.789	31	8.732
I_4	355	22	6.197	21	5.916	37	10.422

主要参考文献

1. Sharpe, William F. 1964, "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance* 19.
2. Lintner, John 1965, "The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics* 47.
3. Black, Fischer, Michael C. Jensen, and Myron Scholes 1972, "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests", in M. Jensen, ed: *Studies in the Theory of Capital Markets* (Praeger: New York.1972).
4. Fama, Eugene F., and Mac Beth, James D. 1973, "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy* 81 (May-June).

- 5 . Fama, Eugene F . , and French, Kenneth R . 1992, “The Cross-Section of Expected Stock Returns”, *Journal of Finance* 47 (June).
- 6 . Benz, Rolf W . 1981, “The Relationship Between Return and Market Value of Common Stock ”, *Journal of Financial Economics* 9 (March).
- 7 . Jagannathan, Ravi, and Ellen, R . Mc Grattan 1995, “The CAPM Debate”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* Vol. 19, No. 4. Fall.
- 8 . Jensen, Michael C.. “The Performance of Mutual Funds in the Period of 1945-1964”, *Journal of Finance* 23 (May 1968).
- 9 . 杨朝军、邢靖、刁喜逢、薛钧、董国群、仲健心、胡道红，1997：“上海股票市场价格行为实证研究”，《中国证券市场实证分析》，刘波主编，学林出版社，1997年1月，第1版；
- 10 . 靳云汇、李学，2000：“中国股市 β 系数的实证研究”，《统计研究》第3期；
- 11 . 施东晖，1996：“上海股票市场风险性实证研究”，《经济研究》第10期；
- 12 . 黄焕海，1999：“中国证券投资基金投资组合规模与风险关系的实证研究”，《预测》第2期；
- 13 . 陈浪南、屈文洲，2000：“资本资产定价模型的实证研究”，《经济研究》第4期；
- 14 . 李志彤、杨晓燕、吴萍，1999：“利用资本资产定价模型分析证券投资风险”，《山西大学学报（哲学社会科学版）》第3期；
- 15 . 李和金、李湛，2000：“上海股票市场资本资产定价模型实证检验”，《预测》第5期；
- 16 . 杨朝军、邢靖，1998：“上海证券市场 CAPM 实证检验”，《上海交通大学学报》第3期；
- 17 . 杨朝军、蔡明超、刘波，2000：“中国股票市场信息传递效率实证分析”，《上海交通大学学报》第11期；
- 18 . 陈小悦、孙爱军，2000：“CAPM 在中国股市的有效性检验”，《北京大学学报（哲学社会科学版）》第4期；
- 19 . 高鸿桢、郭济敏，1999：“上海股票市场 β 系数稳定性的实证研究”，《中国经济问题》第2期；
- 20 . 阮涛、林少宫，2000：“CAPM 模型对上海股票市场的检验”，《数理统计和管理》第4期；
- 21 . 程希骏、钱莉、吴敏，1999：“风险投资市场下的资本资产定价模型研究”，《价值工程》第10期；
- 22 . 李杏秋，2000：“论资本资产定价模型与 MM 理论的相关性及其应用”，《陕西经贸学院学报》第6期；
- 23 . 陈继红，1998：“中国证券市场风险分析”，《成都气象学院学报》第3期。

Study on the existence of Beta coefficient and its related characteristic in securities market

Lu Changjiang & Zhao Yan
(Business School of Jilin University)

Abstract: We argue that there exists Beta coefficient of CAPM model in Chinese securities market. We find that there exist significant Beta coefficient differences between different market return methods; therefore, it is possible that there will exist different results using different methods in same study. This paper also finds that CAPM model is tenable at least in the period of this research section. We find that there is not exist industry difference of Beta coefficient except for the difference between Composite Sub-index and Non-Composite Sub-index; finally, we find that there almost hardly exists the parameter of risk-free of CAPM model in Chinese securities market.

Keyword: CAPM model, Beta coefficient, Securities market, Market return