

# CAPM 模型应用于房地产股票市场的有效性检验\*

王 早

(西南财经大学 统计学院,成都 610074)

**摘 要** :CAPM 模型普遍应用于中国房地产行业资本成本估算、投资风险评价和房地产泡沫等研究中。但是目前并没有文献对该模型在中国市场使用是否有效进行检验。本文选择了沪深 A 股房地产市场的 33 只股票,对 CAPM 模型在中国房地产股票市场的有效性进行检验。通过理论和实证研究,得出 CAPM 模型应用于房地产市场是无效的结论,即在中国房地产股票市场上不能直接应用 CAPM 模型,而应当根据中国房地产市场的实际条件做出相应的改进。

**关键词** 超额收益;资本资产定价模型;模型有效性检验

中图分类号 :C8 F832.48

文献标识码 :A

文章编号 :1672-6693(2007)03-0074-04

## CAPM Model Checking in Real Estate Stock Market

WANG Zao

(College of Statistics, South Western University of Finance and Economics, Chengdu 610074, China)

**Abstract** :CAPM model is widely used in calculating the cost of equity, evaluating the Investment Risks, studying the Bubbles in Real Estate Market, etc. But the efficiency of this model is never tested before it is used in demonstration. This paper has done this work. We test whether CAPM model is effective or not in Chinese Real Estate Stock Market. We analyze 33 real east companies which are listed in Shanghai and Shenzhen A-share markets. The range of data we analyze is from 1999.1 to 2006.9. Considering the difference between sharp-linter's stander CAPM model( restrictive model ) and the CAPM model which is based on the real market circumstance( nonrestrictive model ), we get the null hypothesis and optional hypothesis. Because of the good quality of this method, we use likelihood estimation to estimate the model's parameter. After having the likelihood statistics' conditional distribution, we use it to construct the test statistics. To get the best test conclusion, we try to use two kinds of method to test the hypothesis in this paper. One is Wald test, and the other is Likelihood Ratio Test. For each kind of test, we have one test statistic based on the Large Sample theory ( $J_0, J_2$ ). Using finite sample distribution, we can have another test statistic but do not use the large sample theory ( $J_1, J_3$ ). So we have four statistics, from  $J_0$  to  $J_3$ . No matter what method we use, the result we get is to deny the null hypothesis. So our conclusion is the sharp-lintner's stander CAPM model is not effective in Chinese Real Estate stock Market. This conclusion doesn't mean we cannot use it in our Real Estate capital market at all. After some improvement of this model, such as induct Behavioral Finance etc., we can improve the effectiveness of the model.

**Key words** :excess return ;CAPM ;model checking

我国学者在对房地产资本市场进行研究时,资本资产定价模型(Capital Asset Pricing Model, CAPM)的应用十分普遍。如,房地产估价中确定资本化率时,要用到 CAPM 模型估计风险调整值<sup>[1]</sup>;在对房

地产市场投资风险进行评价等研究中,常用 CAPM 模型估算投资收益率<sup>[2]</sup>;房地产市场泡沫经济理论的实证研究中,常用到 CAPM 模型构造资产定价模型<sup>[3]</sup>等等。当用到 CAPM 模型时,都是使用的股

\* 收稿日期 2007-03-14

资助项目 国家社科基金项目( No. 05BJT009 ) 教育部人文社会科学研究基地重大项目( No. 02JAZJD790027 ) 教育部“新世纪优秀人才支持计划”

作者简介 王早( 1983- ) ,女,成都人,硕士研究生,研究方向为金融工程理论与方法。

票市场的数据来做实证。

然而,在做以上所提到的类型的研究用到 CAPM 模型时,大部分学者都回避了该模型在我国的市场是否可用这一重要的命题,或默认这一模型在我国房地产股票市场上是有效的,是可以使用的。目前,在我国关于检验该模型在房地产市场有效性的文章还是个空缺。从该模型使用的假设条件考虑,CAPM 模型是在市场有效的假设下推导出来的,市场有效与 CAPM 等资产均衡定价模型有内在一致性,若可以证明市场是有效的,则可以断定 CAPM 模型在这个市场上应用可以得出正确的结论。遗憾的是,我国在研究房地产市场是否有效的为数不多的文章中,多半将重点放在规范性研究的角度上,主要集中在制度完善和发展趋势的定性研究上,也没有相关的实证研究。

本文希望弥补这一空缺,文中选用 33 支沪深 A 股 1999 年 1 月~2006 年 9 月的数据,通过检验房地产股票市场上 CAPM 模型是否与实际市场模型相一致,对其有效性做检验。

## 1 CAPM 模型介绍

资本资产定价模型是基于风险资产的期望收益均衡基础上的预测模型。它主要有 4 大假设:1)投资者均为理性投资者,以均值方差有效组合为效用最大化投资组合;2)投资者对市场存在一致预期性;3)市场存在无风险收益率,投资者可以无风险收益率进行无限借;4)市场无摩擦,不存在交易成本<sup>[4]</sup>。

基于假设条件,标准式的 CAPM 模型是  $E[R_i] = R_f + \beta_{im}[E(R_m) - R_f]$ <sup>[5]</sup>。其中  $E(R_i)$  是单个资产的期望收益率, $R_f$  为无风险收益率, $E(R_m)$  为市场组合的期望收益率, $\beta_{im}$  也就是风险贴水。

令  $Z_i$  代表第  $i$  个资产超过无风险报酬的收益,即  $Z_i = R_i - R_f$ ,则

$$E(Z_i) = \beta_{im}[E(Z_m)] \quad (1)$$

CAPM 阐述的是期望收益与风险的线性关系。当用实际收益率数据代替期望值时,需要加入误差项,并且若考虑到无风险利率也随时间变化而变化,则可设定检验模型为

$$Z_{it} = \alpha_i + \beta_i Z_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

如果标准式的 CAPM 模型成立,则对于每一种证券或证券组合而言,其检验模型即回归式(2)必须满足式中的截距项一定等于或接近于 0。如果  $\alpha$  与 0 偏差很大,那么说明 CAPM 理论遗漏了影响资

产收益的其他重要因素。

这也是构造检验 CAPM 模型检验假设和被择假设的主要依据。所以,根据这一观察,可以构造以下原假设和被择假设:

$$H_0: \alpha = 0 \quad H_1: \alpha \neq 0$$

## 2 实证分析

### 2.1 数据及其处理

对无风险利率的选择,本文综合考虑我国国债市场、国债回购市场以及银行存款市场的实际情况,在此采用银行存款利率,主要原因有:银行存款违约风险接近于 0,银行存款市场不存在分割;国内研究基本上将银行存款利率默认为无风险利率<sup>[6]</sup>。

本文对沪深 A 股 1999 年 1 月~2006 年 9 月的月数据进行研究,所使用的数据均来自深圳国泰君安信息技术有限公司开发的中国股票市场交易数据库以及中国上市公司财务年报数据库。选取了 33 家上市公司。它们都是 1999 年已经在中国内地上市,并且直到 2006 年 9 月股票一直在交易所交易的房地产行业。本文所用变量与相应数据和变量说明详见表 1。

表 1 变量说明

| 变量       | 变量名                               | 说明  |
|----------|-----------------------------------|---|
| $N$      | 样本数                               | 选取样本(公司)的数目,本文共选择了符合标准的 33 家公司,故 $N$ 取 33 |
| $T$      | 每个样本的观测值数                         | 从 1999.1~2006.9,共 92 个月,故 $T$ 取 92        |
| $r_t$    | 无风险利率                             | 采用 $t$ 时刻银行存款利率                           |
| $R_{it}$ | $i$ 个资产的( $N \times 1$ ) 阶个股收益率向量 | 采用考虑现金红利再投资的收益率                           |
| $R_{mt}$ | $t$ 时刻市场组合收益率                     | 采用考虑现金红利再投资的沪深综合市场收益率                     |
| $Z_{it}$ | $i$ 个资产的( $N \times 1$ ) 阶超额收益向量  | 由 $Z_{it} = R_{it} - R_{mt}$ 计算得到         |
| $Z_{mt}$ | $Z_{mt}$ 是时期 $t$ 市场组合超额收益率        | 由 $Z_{mt} = R_{mt} - r_t$ 计算得到            |

考虑到极大似然估计一致性、渐进有效性和渐进正态性等优良的统计性质。本文所采用的估计方法就是极大似然估计法,并且用 Matlab7.0 实现。

假定超额收益率  $Z_i$  关于市场超额收益率  $Z_{mt}$  的

条件概率密度函数为联合正态分布<sup>[7]</sup>,

$$f(Z_t | Z_{mt}) = (2\pi)^{-\frac{N}{2}} \left| \Sigma \right|^{-\frac{1}{2}} \times \exp\left[-\frac{1}{2}(Z_t - \alpha - \beta Z_{mt})' \Sigma^{-1} (Z_t - \alpha - \beta Z_{mt})\right]$$

由于超额收益率是当期独立同分布的,联合概率密度函数为

$$f(Z_1, Z_2, \dots, Z_T | Z_{m1}, Z_{m2}, \dots, Z_{mT}) = \prod_{t=1}^T f(Z_t | Z_{mt})$$

对联合概率密度函数取对数,并把它作为未知参数  $\alpha, \beta, \Sigma$  的函数,用  $L$  表示对数似然函数有

$$L(\alpha, \beta, \Sigma) = -\frac{NT}{2} \log(2\pi) - \frac{T}{2} \log \left| \Sigma \right| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (Z_t - \alpha - \beta Z_{mt})' \Sigma^{-1} (Z_t - \alpha - \beta Z_{mt})$$

$L$  对未知参数  $\alpha, \beta, \Sigma$  求微分,并分别令微分结果为 0。可以解出各个未知参数  $\alpha, \beta, \Sigma$  的极大似然估计值的表达式。

通过估计解得如下最大似然估计量,同时,不难发现这些公式是参数的 OLS 估计

$$\begin{aligned} \hat{\alpha} &= \hat{\mu} - \hat{\beta} \hat{\mu}_m, \hat{\beta} = \frac{\sum (Z_t - \hat{\mu})(Z_{mt} - \hat{\mu}_m)}{\sum (Z_{mt} - \hat{\mu}_m)^2} \\ \hat{\Sigma} &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Z_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} Z_{mt})' \Sigma^{-1} (Z_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} Z_{mt}) \end{aligned} \quad (4)$$

这里  $\hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Z_t, \hat{\mu}_m = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Z_{mt}$ 。根据(4)式,算

出上市公司的  $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\Sigma}$  的估计值,以用于计算检验统计量的值。表 2 和表 3 为在计算估计量时,需用到

表 2  $\hat{\alpha}$  估计值

| 股票代码           | 000002    | 000006    | 000029    | 000031    | 000042   | 000046    | 000049    |
|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|
| $\hat{\alpha}$ | -0.510 98 | 0.154 835 | -0.009 07 | -0.241 15 | -0.005 9 | -0.028 53 | 0.063 741 |

注:由于数据量过大,是一个 33 阶的向量,列出数据仅为全部结果的一部分。

表 3  $\hat{\Sigma}$  估计值

| $\hat{\Sigma}$ | 000002    | 000006     | 000029      | 000031      | 000042      | 000046      | 000049      |
|----------------|-----------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 000002         | 0.006 285 | 0.000 676  | 0.000 031 6 | -0.000 56   | 0.000 099   | 0.000943    | 0.000 085 7 |
| 000006         | 0.000 676 | 0.007 816  | -0.000 072  | -0.000 71   | 0.000 186   | 0.003 369   | 0.000 029 9 |
| 000029         | 0.000 032 | -0.000 072 | 0.000 876   | 0.000 413   | -0.000 078  | 0.000 289   | 0.000 049   |
| 000031         | -0.000 56 | -0.000 71  | 0.000 413   | 0.015 062   | 0.000 057 3 | 0.002 455   | 0.000 074 4 |
| 000042         | 0.000 099 | 0.000 186  | -0.000 078  | 0.000 057 3 | 0.000 411   | 0.000 049 4 | 0.000 023 8 |
| 000046         | 0.000 943 | 0.003 369  | 0.000 289   | 0.002 455   | 0.000 049   | 0.009 396   | -0.000 025  |
| 000049         | 0.000 086 | 0.000 030  | 0.000 049   | 0.000 075   | 0.000 023   | -0.000 078  | 0.000 503   |

注:由于数据量过大,是一个 33 阶的方正,列出数据仅为全部结果的一部分。

但是,在本文具体计算的时候,并没有再次估计  $\hat{\beta}^*, \hat{\Sigma}^*$ 。因为  $J_1$  与  $J_2$  两个统计量之间有如下关系为

的  $\hat{\alpha}, \hat{\Sigma}$  的估计值。

### 2.2 构造检验统计量<sup>[7-9]</sup>

1) 构造 Wald 检验统计量。运用来自无约束模型的估计量,在大样本情况下,根据  $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\Sigma}$  统计量的分布,可以构造如下的零假设的 Wald 检验统计量。

$$J_0 = \tilde{\alpha}' \text{va}(\hat{a})^{-1} \hat{a} = \pi \left[ 1 + \frac{\hat{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2} \right]^{-1} \hat{\alpha} \Sigma^{-1} \hat{a} \xrightarrow{a} \chi_N^2 \quad (5)$$

根据由有限样本性质,对  $J_0$  进行改进,改进后的统计量为  $J_1, J_1$  不必借助大样本理论进行推断。

$$J_1 = \frac{T - N - 1}{N} \left[ \left[ 1 + \frac{\hat{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2} \right]^{-1} \hat{\alpha} \Sigma^{-1} \hat{a} \right] \xrightarrow{a} F_{N, T-N-1} \quad (6)$$

2) 构造似然比统计量。在应用似然比检验的时候需要来自带约束模型的估计量。带约束的模型就是 Sharper-Lintner 的 CAPM,当  $\alpha$  被限制为 0 的时候,用求不带约束估计量同样的估计方法解得参数

$\beta, \Sigma, \hat{\beta}^*, \hat{\Sigma}^*$ :

$$\begin{aligned} \hat{\beta}^* &= \frac{\sum_{t=1}^T Z_{it} Z_{mt}}{\sum_{t=1}^T Z_{mt}^2} \\ \hat{\Sigma}^* &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Z_t - \hat{\beta} Z_{mt})' \Sigma^{-1} (Z_t - \hat{\beta} Z_{mt}) \end{aligned}$$

得到无约束和带约束的极大似然估计后,根据两者估计量的分布用似然比方法检验 Sharper-Lintne 的 CAPM 模型所蕴含的约束。

$$J_2 = \pi \left[ \log \left| \hat{\Sigma}^* \right| - \log \left| \hat{\Sigma} \right| \right] \xrightarrow{a} \chi_N^2$$

$$J_1 = \frac{T - N - 1}{N} \left( \exp \left[ \frac{J_2}{T} \right] - 1 \right), \text{做逆变换}$$

$$J_2 = T \log \left[ \frac{N}{T-N-1} J_1 + 1 \right] \quad (7)$$

根据已求得  $J_1$  的数值,便可以求得  $J_2$  值。

对于有限样本, Jobson 和 Korkie 对  $J_2$  进行了调整,使其具有更好的有限样本性质。定义  $J_3$  为修正后的统计量。即

$$J_3 = \left( T - \frac{N}{2} - 2 \right) \log \log \left| \hat{\Sigma}^* \right| - \log \left| \hat{\Sigma} \right| = \frac{T - \frac{N}{2} - 2}{T} J_2 \xrightarrow{a} \chi_N^2 \quad (8)$$

故根据  $J_2$  的值便可以得到  $J_3$  统计量的值。

### 3 实证结果

由(5)~(8)式,通过计算得到相应统计量值,并得出显著性水平为 0.005 时检验统计量拒绝域和计算得  $P$  值,具体结果见表 4。

表 4 估计结果

| $J$   | 估计值          | 拒绝域            | $P$   |
|-------|--------------|----------------|-------|
| $J_0$ | 25 922.397 8 | $J_0 > 15.134$ | 0.000 |
| $J_1$ | 100.708 6    | $J_1 > 1.41$   | 0.000 |
| $J_2$ | 253.531 4    | $J_2 > 15.134$ | 0.000 |
| $J_3$ | 133.266 5    | $J_3 > 15.134$ | 0.000 |

注:查表得到 4 个统计量的拒绝域,求得  $P$  值。

4 种检验统计量的值均落在拒绝域内,  $P$  值显著小于显著性水平 0.005,故拒绝  $H_0: \alpha = 0$ ,即拒绝原假设,即 CAPM 模型与实际市场模型不一致, CAPM 应用于中国房地产股票市场是无效的。

### 4 结论

CAPM 理论存在着较为严格的假设前提,例如市场的有效性,信息的获取是无成本的,每个投资者都是理性的,都按照 Markowitz 的均值方差模型进行投资决策、进行资本配置,不存在资本的介入和贷出限制,这些假设条件即使是在较为成熟的证券市场中也很难满足。特别是,我国证券市场起步较晚,市场还不成熟,不能满足市场完全有效的假定。本文在理论分析的基础上,进一步通过从实证研究角度

证明 CAPM 模型对我国房地产股票市场无效。

在证明了 CAPM 对房地产股票市场无效后,本文认为要想直接将 CAPM 模型应用于中国房地产市场是欠考虑的,但并不是否认了它在房地产市场上的应用。可以就针对影响该模型有效的因素,如风险贴现选择陷阱,通货膨胀等,对模型进行改进和优化。目前,已经有相关的研究,如根据中国房地产行业的特征,通过年份、期权理论、多因子模型来修改贴现率,用 VaR 模型扩张 CAPM,引入行为金融学理论等。这些修改使得 CAPM 的有效性得到一定程度的增加。

### 参考文献:

- [1] 廖理,沈超.利用 CAPM 计算中国房地产行业资本成本[J].中国管理科学,2004(8):37-42.
- [2] 余睿武.考虑风险收益率的房地产投资风险评价方法研究[C].中国优秀硕博学位论文数据库(武汉理工大学硕士学位论文)2005.
- [3] 葛新权.泡沫经济理论与模型研究[C].中国优秀硕博学位论文数据库(首都经贸大学博士学位论文)2004.
- [4] 滋维·博迪,亚历克斯·凯恩,艾伦·J·马库斯.投资学[M].朱宝宪,楼远,吴洪译.北京:机械工业出版社,2005.156-173.
- [5] 罗登跃,王春峰,房振明.CAPM 有效检验的新方法——基于系统方程的检验[J].统计与决策,2006(17):20-21.
- [6] 廖理,汪毅慧.中国股票市场风险溢价研究[J].金融研究,2003(4):23-31.
- [7] 约翰·Y·坎贝尔,安德鲁·W·罗,艾·克雷格·麦金雷.金融市场计量经济学[M].朱平芳,刘弘译.上海:上海财经大学出版社,2003.147-175.
- [8] 邓小艳.重庆市第三产业发展与经济增长的相关性分析[J].重庆师范学院学报(自然科学版),2003,20(9):65-76.
- [9] 何伟,王广杰.城镇基准地价评估中还原利率确定方法研究——以四川省雅安市为例[J].四川师范大学学报(自然科学版),2005(4):479-483.

(责任编辑 游中胜)