

上市公司投资效率与股票定价

左大勇¹, 孙红²

(1.上海财经大学经济学院, 上海杨浦 200433; 2.华东政法大学商学院, 上海长宁 200042)

摘要: 本文从公司投资决策有效性的角度研究了股票定价的决定因素。以我国股票市场 2002 年至 2010 年 A 股上市公司作为样本, 检验了公司投资导向的股票定价模型 (投资效率理论模型) 在我国的适用性。研究表明, 对于我国市场而言, 投资效率理论模型比投资者导向的股票定价模型 (CAPM 模型和 Fama-French 三因素模型) 有更好的适用性。进一步的研究发现, 投资效率理论模型更适用于国有控股上市公司。本文的研究结果为深入研究我国股票定价的问题, 具有重要的借鉴意义。

关键词: 投资效率 股票定价 股权性质

中图分类号: F275.5、F276.6 **文献标识码:** A

一、引言

本文从公司投资决策有效性的角度研究了股票定价的决定因素。作为金融经济学的主要内容, 股票定价及其决定因素的相关研究可谓汗牛充栋, 而另一方面, 随着资本市场的发展和经济理论的深化, 这方面的研究也是历久弥新。

目前, 股票定价的理论模型可以分为两大分支: 投资者导向的股票定价理论模型和公司投资导向的股票定价理论模型。其中, 以资产组合理论和资本资产定价模型为基础发展而来的股票收益影响因素模型, 其核心假设是股票的收益和风险是不变的且可知的, 投资者可以通过改变投资组合来降低风险, 最大化投资收益, 即投资者导向的股票定价理论。而公司财务理论则认为, 股票的收益和风险是由公司投资的收益和风险来决定, 公司投资决策的有效性是股票收益和风险的決定因素, 即公司投资导向的股票定价理论。在金融经济学发展初期, 投资者导向的股票定价理论是研究的主流, 但是目前受到了越来越多的质疑, 而公司投资导向的股票定价理论研究则日益受到关注。Liu 等 (2009) 以公司投资-股票收益的结构方程为基础, 系统化了投资导向的股票定价理论模型, 并发现投资导向理论模型对截面上股票收益率的解释能力显著优于 CAPM 模型、Fama-French 三因素模型及标准的 CCAPM (consumption - CAPM) 模型。

尽管我国股票市场发展时间还比较短, 但是对我国股票定价及其影响因素的研究, 确实伴随着股票市场的发展而不断深入 (陈信元等, 2001; 李博和吴世农, 2003; 陈展辉, 2004; Wang and Xu, 2004; Li and Hong, 2006)。以往的这些研究都是基于投资者导向的股票定价模型, 而且他们共同的结论表明投资者导向定价模型的解释力较低。另一方面, 公司的投资效率不仅是整个经济增长良性发展的核心, 也是股票价值的来源, 因此, 从公司投资有效性角度研究我国股票定价的影响因素, 具有重要的理论与实践意义, 这也是本文的主要研究内容。

本文以 2002 年到 2010 年 A 股的上市公司为样本, 用 GMM 方法检验了投资效率理论模型在我国的适用性。我们发现, 就平均绝对误差而言, 投资效率理论模型优于 CAPM 和

FF 三因素模型，即投资效率理论模型比投资组合理论可以更好地解释股票定价。而且投资效率理论模型更适用于国有控股上市公司；在民营控股上市公司中，投资效率理论和投资组合理论的解释能力并不存在系统性差异。这表明控股权性质对股票定价的因素具有重要的影响，在不同控股权性质下，公司投资效率和投资组合理论对股票定价的解释能力并不完全相同。那么如何根据公司的控股权性质，研究其股票定价的内在决定因素及其相对重要性，应当是我国金融经济学研究的重要发展方向。

本文的其余部分安排如下：第二部分回顾文献并给出基本模型，第三部分介绍计量方法与数据，第四部分为实证结果，第五部分为结论。

二、文献回顾与模型设定

（一）文献回顾

作为现代经济学理论研究方法的发展，以结构方程为基础的理论模型受到广泛的认可。而以公司财务理论为基础，从公司投资决策有效性角度，构造股票定价模型的结构化方程，已经成为资产定价研究的热点。Cochrane（1996）运用 GMM 方法实证检验了基于投资的定价模型的效果，发现其结果显著优于基于消费的资本资产定价模型（CCAPM）。Whited 和 Wu（2006）从企业的融资约束出发，构造了融资约束因子，发现面临融资约束的企业，其股票收益具有联动性，并且该因子的作用不能够被 Fama- French 三因子及动量因子解释。Kang 等（2010）基于投资欧拉方程的框架，研究了萨班斯法案（Sarbanes-Oxley act）对公司投资的影响。他们发现受该法案的影响，美国公司的投资折现率增加，并且发现这种影响是非对称的，对小公司的影响更大。Liu 等（2009）通过构造投资组合的方法，用基于投资效率理论的结构模型解释股票收益，他们发现，在截面上，结构模型优于 CAPM 模型、Fama-French 三因素模型和 CCAPM 模型。

在我国，用结构化方法研究股票定价的文献并不多见。

（二）模型设定

假定经济中存在大量厂商，用资本要素和除资本以外的其他要素（非资本要素）生产同质的产品。厂商调整投入的资本要素时需花费成本，其他要素则可以无成本的调整。厂商的价值最大化过程分为两步。第一步：在第 t 期，在非资本要素价格给定的情况下，厂商选择非资本要素的投入量，最大化其营业利润。营业利润为厂商的收入减去其在非资本要素上的花费。第二步：在营业利润最大化的条件下，厂商选择最优的投资水平和负债水平，以实现其市场价值最大化，即最大化各期可分配现金流量的折现值之和。

用 $\Pi(K_{it}, X_{it})$ 表示厂商 i 在第 t 期最大化的营业利润，其中 K_{it} 表示资本， X_{it} 是与厂商特征相关的外生冲击变量，并假定 $\Pi(K_{it}, X_{it})$ 规模报酬不变。在 t 期末，资本量等于当期的投资额加上期初的资本存量减去折旧。即 $K_{it+1} = I_{it} + (1 - \delta_{it})K_{it}$ 。其中 δ_{it} 为外生的资本折旧率，可以随着时间和厂商的不同而变化。厂商增加资本要素进行投资时会产生调整成本，用 $\Phi(I_{it}, K_{it})$ 表示。 $\Phi(I_{it}, K_{it})$ 是 K_{it} 的减函数， I_{it} 的增函数和凸函数；对于 I_{it} 和 K_{it} 为规模报酬不变，即 $\Phi(I_{it}, K_{it}) = I_{it} \partial \Phi(I_{it}, K_{it}) / I_{it} + K_{it} \partial \Phi(I_{it}, K_{it}) / K_{it}$ ，由于 $\Phi(I_{it}, K_{it})$ 为成本函数，故 $\Phi(I_{it}, K_{it}) \geq 0$ 。

在 Hennessy 和 Whited（2007）以及 Liu 等（2009）的基础上，我们假定厂商可以通过发行一期（one-period）的债券进行融资。即：在 t 期初，厂商可以发行债券 B_{it+1} ， B_{it+1} 在 $t+1$ 期期初到期，此时厂商需将其偿还。债券的总回报率用 r_{it}^B 表示，这样，厂商 i 所得税基为： $\Pi(K_{it}, X_{it}) - \delta_{it} K_{it} - \Phi(I_{it}, K_{it}) - (r_{it}^B - 1)B_{it}$ 。其中调整成本（ $\Phi(I_{it}, K_{it})$ ）已经

花费，故需从营业利润中扣除。用 τ_t 表示 t 期的企业所得税税率，那么 t 期厂商的可分配利润为：

$$D_{it} \equiv (1-\tau_t)[\Pi(K_{it}, X_{it}) - \Phi(I_{it}, K_{it})] - I_{it} + B_{it+1} - r_{it}^B B_{it} + \tau_t \delta_{it} K_{it} + \tau_t (r_{it}^B - 1) B_{it} \quad (1)$$

式 (1) 中 $\tau_t \delta_{it} K_{it}$ 和 $\tau_t (r_{it}^B - 1) B_{it}$ 为折旧和支付利息可以免税的金额。

令 M_{t+1} 表示从 t 期到 $t+1$ 期的随机折现因子。给定 M_{t+1} ，厂商 i 最大化其市场价值，即：

$$V_{it} \equiv \max_{\{I_{it+s}, K_{it+s+1}, B_{it+s+1}\}_{s=0}^{\infty}} E_t \left[\sum_{s=0}^{\infty} M_{it+s} D_{it+s} \right] \quad (2)$$

为了避免出现“庞氏骗局”，需满足横截性条件¹： $\lim_{T \rightarrow \infty} [E_t[M_{t+T} B_{t+T+1}]] = 0$ 。

命题 1：求解上述厂商的最大化问题，可以得到 $E_t[M_{t+1} r_{it+1}^I] = 1$ 和 $E_t[M_{t+1} r_{it+1}^{Ba}] = 1$ 。其中 r_{it+1}^I 为投资收益：

$$r_{it+1}^I \equiv \left\{ (1-\tau_{t+1}) \left[\frac{\partial \Pi(K_{it+1}, X_{it+1})}{\partial K_{it+1}} - \frac{\partial \Phi(I_{it+1}, K_{it+1})}{\partial K_{it+1}} \right] + \tau_{t+1} \delta_{it+1} + (1-\delta_{it+1}) \left[1 + (1-\tau_{t+1}) \frac{\partial \Phi(I_{it+1}, K_{it+1})}{\partial I_{it+1}} \right] \right\} \left/ \left[1 + (1-\tau_t) \frac{\partial \Phi(I_{it}, K_{it})}{\partial I_{it}} \right] \right. \quad (3)$$

r_{it+1}^{Ba} 为债券的税后回报率，即 $r_{it+1}^{Ba} \equiv r_{it+1}^B - (r_{it+1}^B - 1)\tau_{t+1}$ 。

证明见附录 1。

命题 2：记 $P_{it} \equiv V_{it} - D_{it}$ 为厂商 i 分红后的市场价值，那么股票收益率可以表示为 $r_{it+1}^S \equiv (P_{it+1} + D_{it+1})/P_{it}$ 。定义市场杠杆(market leverage) $\omega_{it} \equiv B_{it+1}/(B_{it+1} + P_{it})$ 。那么厂商的投资收益率可以表示为其股票收益率和税后债券收益率的加权平均值：

$$r_{it+1}^I \equiv \omega_{it} r_{it+1}^{Ba} + (1-\omega_{it}) r_{it+1}^S \quad (4)$$

证明见附录 2。

在均衡条件下，公司的边际投资收益必须等于公司的边际资本成本，这样公式 (4) 就相当于完全市场条件下的公司加权平均资本成本。如果公司没有发行债务融资，公司的投资收益就等于其股权融资成本。

整理 (4) 式可以得到：

$$r_{it+1}^S = r_{it+1}^{Iw} \equiv \frac{r_{it+1}^I - \omega_{it} r_{it+1}^{Ba}}{1 - \omega_{it}} \quad (5)$$

其中 r_{it+1}^{Iw} 为杠杆化的投资收益率。

公司的股票收益可以表示为 $r_{it+1}^S \equiv (P_{it+1} + D_{it+1})/P_{it}$ ，即股票收益率由公司市值及可分配利润决定；而公司的市值 P_{it} 是公司未来可分配利润的折现，公司的可分配利润 D_{it+1} 是由公司投资 I_{it} 和发债融资 B_{it+1} 决定的。因此，在公式 (5) 中，股票收益率表示为公司投资收益率与债券回报率的线性函数。

三、计量方法与数据

(一) 估计方法

Cochrane (1991) 认为, 公式 (5) 意味着, 对于任一时期, 每个公司的杠杆化投资收益率都等于股票收益率, 但是在实证研究中, 很难对每个企业每个时期的投资收益率进行有效估计, 故 (5) 式的约束条件过强, 无法估计。但是我们可以从期望值的角度进行研究。

根据公式 (5) 式, 预期的股票收益率应当等于预期的杠杆化投资收益率:

$$E(r_{it+1}^S - r_{it+1}^{lw}) = 0 \quad (6)$$

为了估计 (6) 式的矩条件, 需要将其转化为样本的矩条件。设模型的误差项为:

$$e_i = \frac{1}{T} \sum (r_{it+1}^S - r_{it+1}^{lw}) \quad (7)$$

(7) 式中 e_i 为期望收益率的误差, 假定其均值为 0; T 代表样本时间长度。

为了对公式 (7) 进行有效估计, 我们还需要设定资本边际产出 $\partial \Pi(K_{it}, X_{it}) / \partial K_{it}$ 和调整成本 $\Phi(I_{it}, K_{it})$ 的函数形式。在现有文献 (Whited, 1998; Kang et al, 2010) 的基础上, 本文假定厂商的生产函数为 Cobb-Douglas 形式, 且规模报酬不变。Love (2003) 证明: 在这样的函数形式下, 资本的边际产出可以表示为:

$$\frac{\partial \Pi(K_{it}, X_{it})}{\partial K_{it}} = \alpha \frac{Y_{it}}{K_{it}} \quad (8)$$

(8) 式中, Y_{it} 为销售额 (本模型下即为产出), α 为 Cobb-Douglas 生产函数中的资本份额。

调整成本函数需满足以下条件: (1) 是 K_{it} 的减函数; (2) 是 I_{it} 的增函数; (3) 是 I_{it} 的凸函数; (4) 对于 I_{it} 和 K_{it} 为规模报酬不变。借鉴 Whited (1998) 的做法, 设调整成本函数为:

$$\Phi(I_{it}, K_{it}) = \left(\sum_{m=2}^M \frac{1}{m} a_m \left(\frac{I_{it}}{K_{it}} \right)^m \right) K_{it} \quad (9)$$

(9) 式中, a_m ($m = 2, 3, \dots, M$) 为待估计参数, M 为调整成本函数中 I_{it}/K_{it} 项的最高阶数。为了确定 M 的取值, 我们采用 Newey 和 West (1987) 提出的检验方法²。最后确定 $M = 2$ 。这样调整成本函数就退化为一个标准的二次函数, 即:

$$\Phi(I_{it}, K_{it}) = \frac{a_2}{2} \left(\frac{I_{it}}{K_{it}} \right)^2 K_{it} \quad (10)$$

其中 $a_2 \geq 0$ 。

我们采用广义矩方法 (GMM) 最小化 (7) 式中误差项的加权平均值来估计参数 α 和 a_2 。一阶段 GMM 估计时, 采用单位矩阵作为权重矩阵, 即赋予所有的矩条件相等的权重, 两阶段估计时, 则是采用 Hansen (1982) 提出的最优权重矩阵。本文实证部分报告的为一阶段 GMM 的估计结果。对于一阶段 GMM, 我们采用 Newey-West 调整的方差进行统计推断, 与 Liu 等 (2009) 一致, 设定带宽 (bandwidth) 为 5³。

（二）数据来源与变量

1、数据来源

本文采用投资组合的方法，检验公司投资效率对股票定价的影响。本文的样本基于 1998 年到 2010 年 13 年间所有 A 股的上市公司，其中删除了以下样本，金融保险类公司和总资产小于 0，所有者权益小于 0，负债小于 0，营业收入小于 0 的样本。所有的财务报表数据和股票收益率数据都来自国泰安（CSMAR）数据库。具体筛选过程如下表：

表 1 数据筛选过程

筛选项目	公司年度观测数
初始样本：1998-2010 年所有样本	17048
减：金融保险类公司	285
减：总资产小于 0	3
减：所有者权益小于 0	401
减：负债小于 0	1
减：营业收入小于 0	33
本文采用的样本数	16325

经过筛选，得到包含 2064 家公司，16325 个公司年度的样本⁴。

2、投资组合构造方法

在 Titman 等（2004）的基础上，我们以公司投资（corporate investment, CI）构造股票投资组合。这里隐含的假设是，理性的公司会根据其预期投资收益率与边际资本成本相交的那一点确定其投资规模，因此，投资规模越大，表明预期的公司投资收益率越高。与 Liu 等（2009）相同，我们采用 CI_{t-1} 构造投资组合， CI_{t-1} 的定义为：

$$CI_{t-1} = CE_{t-1} / [(CE_{t-2} + CE_{t-3} + CE_{t-4}) / 3] \quad (11)$$

其中， CE_{t-1} 为 t-1 年年末的资本性支出与营业收入的比值。式中的分母为前三年 CE 的平均值。

在第 t 年的 4 月底⁵，我们根据 CI_{t-1} 的大小将所有的股票分成 10 组，计算每个投资组合从 t 年 5 月到 t+1 年 4 月间共 12 个月的月收益率，也就是根据 CI_{t-1} 的大小每年重新构造一次投资组合。由此，我们可以得到 10 个投资组合共 96 个月（2002 年 5 月到 2011 年 4 月）的收益率。

之所以采用月收益率考察投资组合收益率，是为了扩大样本以提高统计推断效率。由于财务数据以年度为单位，理论上的最佳配比是年度公司投资收益率和年度股票投资收益率。但是，我国上市公司从 1998 年才开始公布与投资有关的现金流量信息，以年度股票投资收益率作为衡量指标会造成时间序列上过短，不满足大样本统计推断的条件；为了克服这个问题，所以采用月度股票收益率进行估计。

选择投资组合的方式进行检验，是因为：（1）目前对股票收益的截面检验，主要是基于投资组合的研究（Fama and French, 1993）；（2）投资组合的数据是平滑的，但公司的数据很可能非平滑（Whited, 1998）；（3）在实证中，以公司为样本研究命题 1，通常需要给

出随机折现因子的具体形式（Whited and Wu, 2006），而以投资组合为样本的研究中，则无需考虑随机折现因子的具体形式。

3、变量说明

资本、投资、产出、有息负债、杠杆和折旧——资本 K_{it} 是总的财产、厂房和设备，我们用固定资产的净额与在建工程的净额之和来表示。投资 I_{it} 是净资本性支出，我们取的是当期固定资产净额的增量、在建工程净额的增量以及固定资产清理的增量三者之和⁶。产出 Y_{it} 为营业收入，总负债 B_{it} 为有息负债总额。财务杠杆等于总负债除以总负债与所有者权益的市场价值之和。

本文所有的数据可以分为存量数据和流量数据两大类，资本 K 和有息负债总额 B 是存量数据，投资 I 与营业收入 Y 是流量数据。其中，模型中下标为 t 的存量数据衡量的是 t 年年初的变量，下标为 t 的流量数据衡量的是 t 年期间的流量。我们参照 Fama 和 French（1995）的方法，将投资组合内的公司的特征变量进行加总，以获得投资组合层面的特征变量：其中： Y_{it+1}/K_{it+1} 是于 t 年 4 月底构造的第 i 个投资组合中所有公司 $t+1$ 年的销售收入之和与这些公司在 $t+1$ 年年初的资本存量的比值； I_{it+1}/K_{it+1} 是指于 t 年 4 月底构造的第 i 个投资组合中所有公司在 $t+1$ 年的投资之和与这些公司在 $t+1$ 年年初的资本存量之和的比值； I_{it}/K_{it} 是指于 t 年 4 月底构造的第 i 个投资组合中所有公司在 t 年的投资之和与这些公司在 t 年年初资本存量之和的比值； δ_{it+1} 是指于 t 年 4 月底构造的第 i 个投资组合中所有公司在 $t+1$ 年的折旧总额与这些公司在 $t+1$ 年年初的资本存量总额的比值。

公司债券收益率——由于中国的债券市场不发达，债券评级的可预测性受到质疑⁷，所以我们采用替代的方法计算出公司的债券收益率，即用长期利率与短期利率的加权平均来衡量公司的平均负债成本，其中，权重分别为公司的长期借款的比例和短期借款的比例。

公司的所得税税率——在我国，上市公司的实际所得税税率存在很大差异⁸，所以在投资组合层面，我们以组合中权益的总市值⁹比例为权重计算出组合的法定税率。

四、实证结果与分析

（一）公司投资收益与股票定价

表 2A 为投资效率理论模型（公式（7））的估计结果，表 2B 为 CAPM 模型和 Fama- French 三因素模型（后文简称 FF 三因素模型）的估计结果。

表 2A 参数估计与检验——投资效率理论模型

	0.172**
α	[0.101]
	2.710
a_2	[2.140]
卡方检验	12.81
自由度	8
P 值	0.12
m.a.e(%)	0.34

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号中是估计参数的标准误。根据模型的假定，系数的检验为单侧检验。卡方检验是对矩条件是否存在过度识别的检验（原假设为不存在过度识别）；自由度为矩条件个数减去参数个数；m.a.e 为平均绝对误差。

在表 2A 中，Cobb –Douglas 生产函数中资本的份额（ α ）约为 17%，即上市公司中，资本的产出率为 17%，而 Liu 等（2009）估计资本份额为 20%~50%，说明我国上市公司中资本对产出的贡献率较低。资本调整成本的系数（ a_2 ）为 2.71，说明估计的调整成本是随着 I_{it}/K_{it} 递增的，但并不显著。卡方检验的 P 值为 0.12，即不存在过度识别，可以认为该模型设定正确。

表 2B 报告了 CAPM 模型和 FF 三因素模型的估计结果。在这两个模型中，市场因子（RMRF）的系数均接近 1，十分显著，与已有研究的结果一致（如，Fama and French, 1993）。FF 三因素模型中，规模因子（SMB）对于收益具有显著的解释作用，但是净值比率因子（HML）的作用并不显著。这与陈信元等（2001）通过规模和账面市值比构造投资组合进行研究的结果不同，他们发现净值比率因子在解释股票收益时有显著的作用。这说明净值比率因子对我国股票收益率的解释能力并不稳定。从联合检验的结果来看，CAPM 模型和 FF 三因素模型的 P 值分别为 0.26 和 0.30,不拒绝截距项联合为零的假设，即两个模型都可以在整体上解释股票的收益率。

表 2B 参数估计与检验——CAPM 模型和 FF 三因素模型 10

	Low	3	5	7	High	联合检验
CAPM 模型						
RMRF	0.964***	0.981***	0.991***	0.995***	1.012***	$\chi^2(10) =$ 12.38 P=0.26
	[0.063]	[0.067]	[0.064]	[0.063]	[0.068]	
alpha	0.010*	0.009	0.010*	0.010*	0.010*	
	[0.006]	[0.006]	[0.006]	[0.006]	[0.006]	
FF 三因素模型						
RMRF	1.004***	1.024***	1.027***	1.025***	1.058***	$\chi^2(10) =$ 11.79 P=0.30
	[0.031]	[0.037]	[0.038]	[0.037]	[0.037]	
SMB	1.013***	1.031***	0.974***	0.954***	1.065***	
	[0.055]	[0.065]	[0.066]	[0.065]	[0.064]	
HML	-0.033	-0.078	-0.011	0.051	-0.083	
	[0.096]	[0.113]	[0.114]	[0.113]	[0.111]	
alpha	0.005*	0.004	0.005	0.005	0.005	
	[0.003]	[0.003]	[0.003]	[0.003]	[0.003]	

注：alpha 为常数。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平。括号中是估计参数的标准误。RMRF 为市场回报率，即市场因子，SMB 为规模因子，HML 为净市值比率因子，联合检验为 Wald 统计量（原假设为所有方程的截距项联合为零）。

为了更全面的比较三个模型的适用性，本文分析了(7)式定义的每个投资组合的误差，并计算出模型的平均绝对误差（m.a.e），表 3 报告了相应的结果。

表 3 模型误差比较

	Low	3	5	7	High	H-L	m.a.e	P
收益率	1.940	1.812	1.934	1.888	1.961	0.021		
方差	10.398	10.718	10.651	10.604	11.021	1.655		
CAPM 模型	1.038 [1.849]	0.899 [1.509]	1.014 [1.773]	0.965 [1.729]	1.025 [1.687]	-0.014 [0.087]	4.32	0.26
FF 三因素模型	0.541 [1.959]	0.410 [1.261]	0.528 [1.604]	0.466 [1.438]	0.520 [1.624]	-0.021 [0.134]	2.30	0.30
投资效率理论模型	-0.808 [-0.384]	0.018 [0.009]	0.933 [0.517]	-0.307 [-0.171]	-0.349 [-0.179]	0.459 [0.516]	0.33	0.12

注：表中收益率和方差对应股票月度收益率和方差，均为百分率。对应于每个模型，上一行报告的是模型误差，下一行括号中报告的是模型误差的 t 统计量。H-L 为 CI 值最高的一组与最低的一组之差，P 值对应的是联合检验（即模型是否设置正确）的结果。对于前两个模型，P 值为 Wald 联合检验的结果；对于投资效率理论模型，P 值为过度识别检验的结果。

总体而言，三个模型对于股票价格都具有一定的解释能力(总体验验的 P 值均大于 10%，即不能拒绝模型可以解释股票价格的假设)，其中，投资效率理论模型的平均绝对误差为 0.33%，小于 CAPM 模型的 4.32%和 FF 三因素模型的 2.30%。

在单个投资组合层面上，相比其他两个模型，CAPM 模型的误差最大（如 CI 值最低的一组中（Low 组），CAPM 模型的误差为 1.038，FF 三因素模型为 0.541，投资效率理论模型为-0.808），且个别投资组合的误差项显著异于零（8、9 投资组合 t 值大于 2，见附录 7）；FF 三因素模型的误差项比 CAPM 模型要小，但个别投资组合的误差项仍然显著；投资效率理论模型的误差有较大的波动，投资组合 1 和投资组合 5 的误差较大，其余 8 个投资组合的误差相比其他两个模型更小，各个投资组合的误差均不显著。

为了更为直观的呈现三个模型对于股票收益的解释能力，我们将股票的实现收益与模型的预测收益画在图 1 的 45° 线图上。

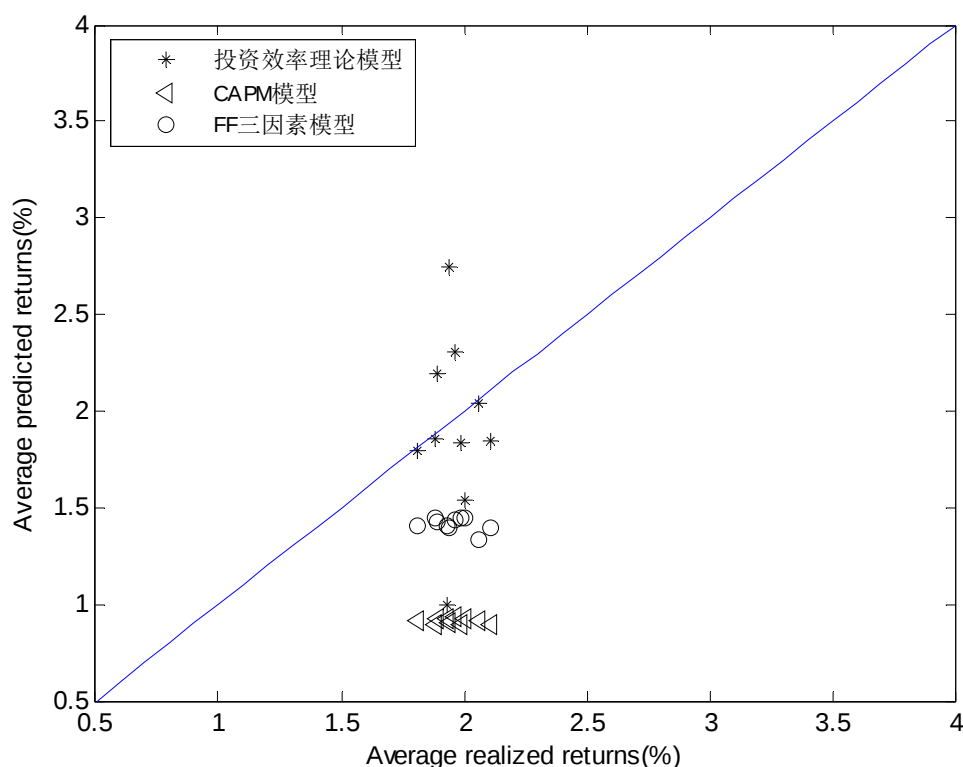


图 1 投资效率理论模型与 CAPM 和 FF 三因子模型误差比较

图 1 中，横轴为股票的实现收益率，纵轴为模型的预测收益率。可以发现 CAPM 预测的收益率几乎为水平线，且误差较大，FF 三因素模型的预测效果优于 CAPM 模型，投资效率理论模型的预测结果中仅有 2 个偏离 45° 线，其余 8 个投资组合的预测值均在 45° 线附近。

综上所述，用投资导向的定价理论研究我国股票收益的方法是可行的，其总体的解释能力优于 CAPM 模型和 FF 三因素模型。

（二）投资效率理论模型应用

目前的股票定价模型中，均未考虑股权结构的影响。就企业自身而言，国有控股上市公司和民营控股上市公司的投资决策会有较大的差异；另外股票投资者对于不同控股权性质公司的投资决策很可能有不同的反应，由此控股权性质不同的公司投资的情况对于股票价格的影响可能存在显著差异。基于以上考虑，本文试图将投资效率理论分别应用于国有控股上市公司和民营控股上市公司，以便考察控股权性质在股票定价中的影响。具体来说，本文按照企业是否为国有控股将所有公司分为两类，再根据 CI 将国有控股上市公司和民营控股上市公司分别划分为 5 个投资组合¹¹，然后根据投资效率理论模型分别对这两类企业进行相应的参数估计。本节讨论仍与 CAPM 模型和 FF 三因素模型进行对照分析。

1、参数估计与模型比较

表 4A 报告了投资效率理论模型分别应用于国有控股上市公司和民营控股上市公司的参数估计结果，表 4B 是 CAPM 模型和 FF 三因素模型对两类企业的估计结果。

表 4A 参数估计和检验——投资效率理论模型(考虑控股权性质)

	国有控股上市公司	民营控股上市公司
α	0.217*** [0.085]	0.124*** [0.044]
a_2	2.349** [1.408]	0 N/A
过度识别检验	2.614	2.83
自由度	3	3
P 值	0.46	0.42
m.a.e(%)	0.28	0.67

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号中是估计参数的标准误。根据模型的假定，系数的检验为单侧检验。卡方检验是对矩条件是否存在过度识别的检验（原假设为不存在过度识别）；自由度为矩条件个数减去参数个数；m.a.e 为平均绝对误差。民营控股上市公司中 a_2 的估计值为 0，不需要统计推断，方差没有报告。

表 4A 的估计结果显示：对于两类企业，投资效率理论模型卡方检验的 P 值均大于 10%，表示该模型对两类企业均适用。国有控股上市公司的平均绝对误差为 0.28%，小于民营控股上市公司的 0.67%。

在表 4B 中，CAPM 模型和 FF 三因素模型对于国有控股上市公司和民营控股上市公司的适用性并不相同：对于国有控股上市公司，CAPM 模型和 FF 三因素模型的联合检验的 P 值均小于 5%，即用这两个模型解释国有控股上市公司股票收益是不合理的；但就民营控股上市公司而言，P 值均大于 10%，因此对于民营控股上市公司应用这两个模型是可以接受的。

表 4B 参数估计与检验——CAPM 模型和 FF 三因素模型(考虑控股权性质)

		Low	2	3	4	High	联合检验
国有控股 上市公司	CAPM 模型						
	RMRF	0.941***	1.007***	0.959***	0.993***	1.003***	$\chi^2(5) =$ 12.86 P=0.02
		[0.070]	[0.077]	[0.067]	[0.070]	[0.078]	
	alpha	0.014**	0.011	0.012*	0.016**	0.015**	
		[0.006]	[0.007]	[0.006]	[0.006]	[0.007]	
	FF 三因素模型						
	RMRF	0.987***	1.050***	0.997***	1.037***	1.053***	$\chi^2(5) =$ 12.45 P=0.03
		[0.036]	[0.041]	[0.036]	[0.040]	[0.043]	
	SMB	1.027***	1.126***	0.977***	1.004***	1.125***	

		[0.061]	[0.071]	[0.063]	[0.068]	[0.074]	
	HML	-0.051	0.049	0.023	-0.030	-0.041	
		[0.109]	[0.127]	[0.111]	[0.121]	[0.131]	
	alpha	0.007**	0.003	0.005	0.009**	0.007*	
		[0.003]	[0.004]	[0.003]	[0.004]	[0.004]	
CAPM 模型							
	RMRF	0.970***	0.979***	0.982***	0.967***	0.997***	
		[0.071]	[0.070]	[0.070]	[0.068]	[0.070]	$\chi^2(5) =$
	alpha	0.013**	0.011*	0.013**	0.012**	0.013**	5.46
		[0.007]	[0.006]	[0.006]	[0.006]	[0.006]	P=0.36
FF 三因素模型							
民营控股 上市公司	RMRF	1.013***	1.020***	1.016***	1.004***	1.049***	
		[0.036]	[0.039]	[0.042]	[0.039]	[0.041]	
	SMB	1.060***	1.007***	0.991***	0.964***	0.959***	
		[0.063]	[0.067]	[0.072]	[0.067]	[0.070]	$\chi^2(5) =$
	HML	0.015	0.010	0.101	0.043	-0.167	4.85
		[0.111]	[0.119]	[0.127]	[0.119]	[0.125]	P=0.43
	alpha	0.005	0.004	0.005	0.005	0.007*	
		[0.003]	[0.004]	[0.004]	[0.004]	[0.004]	

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平。括号中是估计参数的标准误。RMRF 为市场回报率，即市场因子，SMB 为规模因子，HML 为净市值比率因子，alpha 为常数。联合检验为 Wald 统计量（原假设为所有方程的截距项联合为零）。

在表 5 中，我们比较了三个模型下的各个投资组合的误差，并计算出模型的平均绝对误差（m.a.e）。就国有控股上市公司而言，CAPM 模型的误差较大（如 CI 值最低的一组中，CAPM 模型的误差为 1.413，FF 三因素模型为 0.698，投资效率理论模型为-0.139），而且 5 个投资组合中有 3 个误差项的 t 统计量大于 2；FF 三因素模型略好于 CAPM 模型，但仍然有 2 个投资组合的误差显著不为零；投资效率理论模型的误差小于其他两个模型，且均不显著。这表明，在国有控股上市公司中，投资效率理论模型对股票收益率的解释能力优于其他两个模型。

表 5 模型误差比较(考虑控股权性质)

	Low	2	3	4	High	H-L	m.a.e	P
国有控股上市公司								

收益率	2.473	2.260	2.279	2.708	2.596	0.123		
方差	10.642	11.523	10.644	11.075	11.549	2.657		
CAPM 模型	1.413	1.142	1.204	1.602	1.481	0.068	4.82	0.02
	[2.217]	[1.618]	[1.957]	[2.482]	[2.072]	[0.253]		
FF 三因素 模型	0.698	0.323	0.500	0.895	0.692	-0.005	2.54	0.03
	[2.156]	[0.859]	[1.510]	[2.486]	[1.782]	[0.020]		
投资效率理 论模型	-0.139	-0.193	0.750	0.050	-0.290	-0.151	0.28	0.46
	[-0.074]	[-0.089]	[0.460]	[0.026]	[-0.154]	[-0.284]		
民营控股上市公司								
收益率	2.377	2.226	2.383	2.313	2.422	0.045		
方差	10.948	10.945	10.985	10.743	11.064	1.592		
CAPM 模型	1.292	1.133	1.287	1.230	1.313	0.021	4.58	0.26
	[1.977]	[1.766]	[1.998]	[1.981]	[2.056]	[0.132]		
FF 三因素 模型	0.531	0.412	0.548	0.529	0.683	0.152	2.49	0.30
	[1.606]	[1.162]	[1.451]	[1.493]	[1.841]	[1.012]		
投资效率理 论模型	-1.181	0.356	1.140	0.497	0.004	1.185	0.64	0.42
	[-0.642]	[0.210]	[0.720]	[0.314]	[0.002]	[2.108]		

注：表中收益率和方差对应股票月度收益率和方差，均为百分率。对应于每个模型，上一行报告的是模型误差，下一行括号中报告的是模型误差的 t 统计量。H-L 为 CI 值最高的一组与最低的一组之差，P 值对应的是联合检验（即模型是否设置正确）的结果。对于前两个模型，P 值为 Wald 联合检验的结果；对于投资效率理论模型，P 值为过度识别检验的结果。

在民营控股上市公司的投资组合中，CAPM 模型的误差仍然较大；FF 三因素模型的误差小于其他两个模型，且该模型的大多数投资组合误差项均不显著；投资效率理论模型中，多数投资组合的误差比 FF 三因素模型的误差要大，而且 H-L 投资组合误差的 t 统计量大于 2。而实际中，这两组的收益率并没有显著差异（分别为 2.377% 和 2.422%）。也就是说，当民营控股上市公司应用投资效率理论模型时，有些组合会出现显著的偏差。

从图 2 和图 3 的 45° 线图可以直观的看出：解释国有控股上市公司股票收益时，投资效率理论模型有很强的解释能力，CAPM 模型的预测收益几乎呈水平线，且距离 45° 线很远，FF 三因素模型的误差比 CAPM 模型要小，但解释力不如投资效率理论模型。在解释民营控股上市公司的收益率时，投资效率理论模型有极端值出现，但大部分的点都分散在 45° 线周围。这种情况下，CAPM 模型依然解释力较弱，FF 三因素模型要优于 CAPM 模型。

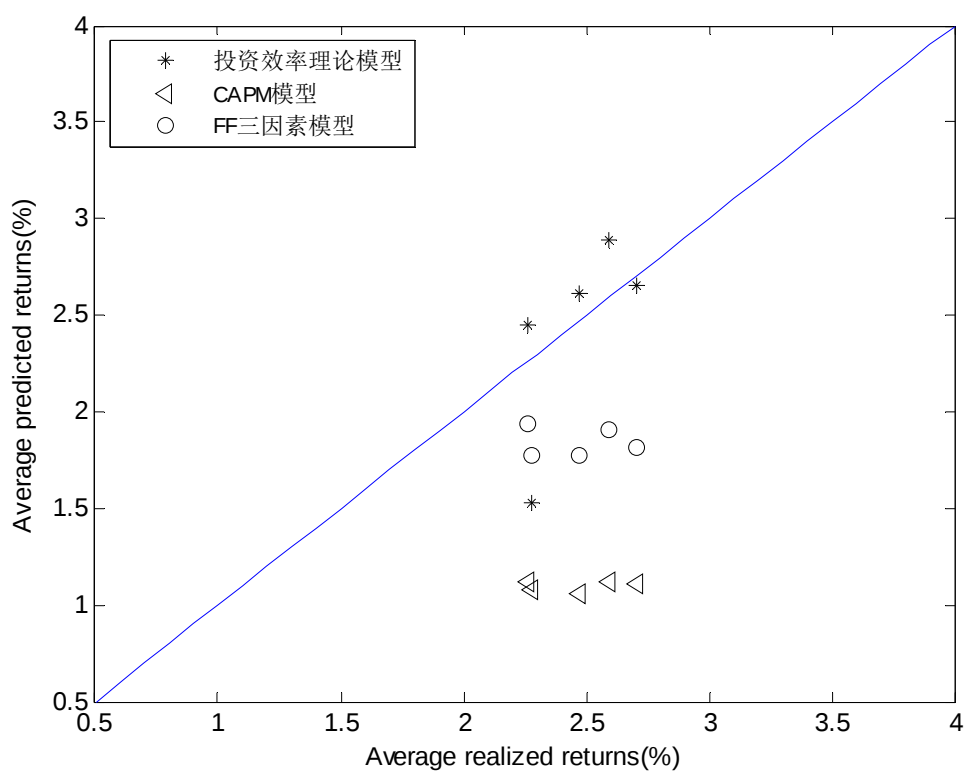


图 2：投资效率理论模型与 CAPM 和 FF 三因子模型误差比较——国有控股上市公司

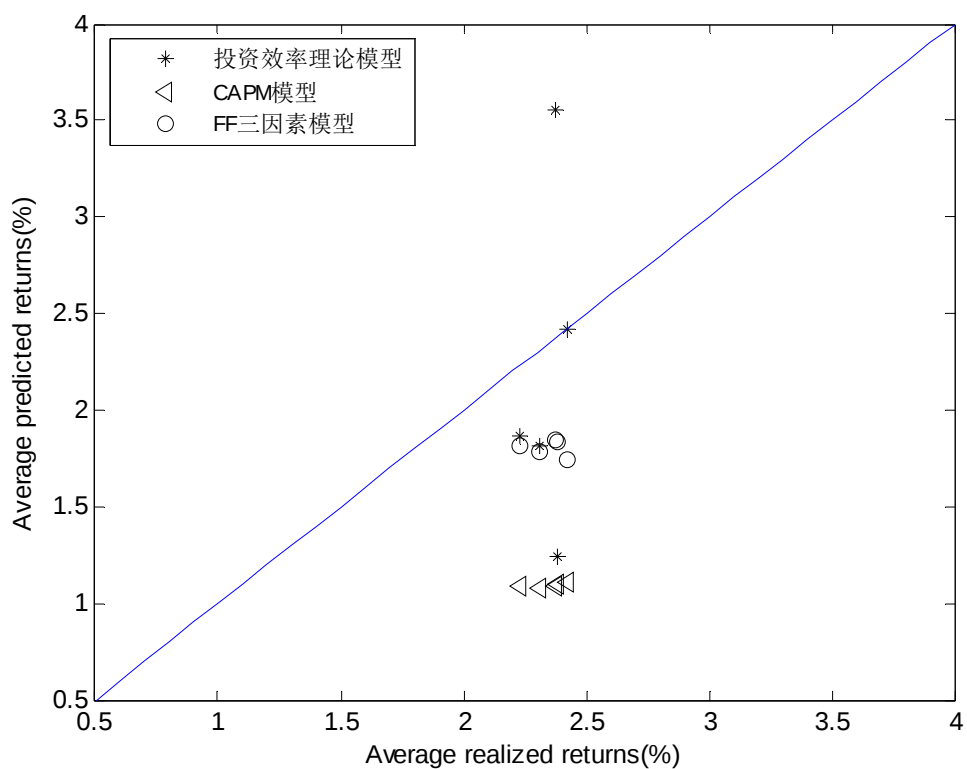


图 3：投资效率理论模型与 CAPM 和 FF 三因子模型误差比较——民营控股上市公司

从以上的讨论可以发现：这三个模型对于两类企业的适用性是有差异的。投资效率理论

模型可以很好的解释国有控股上市公司股票收益，而对于民营控股上市公司，尽管该模型有一定的适用性，但误差较大；用 CAPM 模型和 FF 三因素模型解释国有控股上市公司的收益是不恰当的，但就民营控股上市公司而言，这两个模型具有一定的适用性，特别是 FF 三因素模型。

2、参数比较

投资效率理论模型中参数 α 和 a_2 有其经济含义。从表 4 中我们可以看出，国有控股上市公司和民营控股上市公司的参数值可能有显著的差异。为了比较参数的差异，我们用自助法（Bootstrap）得到 100 个¹²国有控股上市公司和民营控股上市公司的参数估计值，进行两个总体的检验。

表 6 两类企业参数差异（自助法）

	α	a_2
国有控股	0.212	2.316
上市公司	[0.069]	[1.141]
民营控股	0.126	0
上市公司	[0.030]	N/A
参数差异检验	t=11.43	t=2.03

注：民营控股上市公司中调整成本的参数估计值为 0，方差没有报告。参数差异检验中，对于第一个参数，t 值为双总体 t 检验的结果，对于第二个参数只检验国有控股上市公司的参数是否大于 0。

表 6 中，国有控股上市公司和民营控股上市公司中投资效率理论模型的参数估计结果存在显著差异。国有控股上市公司生产函数的资本份额（ α ）为 0.212，而民营控股上市公司只有 0.126，也就是说，国有控股上市公司中资本对产出的贡献大于民营控股上市公司中资本对产出的贡献，表明国有控股上市公司的资本密集度更高。Lin 等（1998）讨论了国有控股上市公司所面临的四个重大问题，其中一个问题就是，国有控股上市公司大多分布在重工业，国有控股上市公司是典型的资本密集型企业。因此，国有控股上市公司生产函数中的资本份额要显著大于民营控股上市公司，这与我国国有控股上市公司多为资本密集型而民营控股上市公司多为劳动密集型的实际情况是相符的。另外，国有控股上市公司的投资调整成本系数为 2.316，民营控股上市公司的投资调整成本系数为 0，表明国有控股上市公司的调整成本显著大于民营控股上市公司。两类公司在调整成本的差异，可能由以下原因造成。第一，调整成本与资本密集程度有正向的关系，即资本越密集的公司，调整资本要素时花费的成本越大，而劳动密集型企业，调整成本则相对较小。这也进一步验证了国有控股上市公司与民营控股上市公司生产函数中资本份额差异的合理性。第二，多数国有控股上市公司的组织结构都很复杂，决策需要考虑各方面的因素，这样这类公司决策的周期往往较长，需要花费更多成本在决策过程中。因此，国有控股上市公司的经营效率很可能低于民营控股上市公司的经营效率，使得国有控股上市公司面临更高的调整成本。

五、结论和启示

本文用广义矩方法估计了一个基于投资效率理论的结构模型，用投资回报率解释股票收

益率。我们在公司投资 (corporate investment, CI)组合层面构造相应的矩条件。尽管模型只有两个参数,但可以很好的拟合数据,优于 CAPM 模型和 Fama-French 三因素模型的拟合结果。说明就中国市场而言,基于投资的定价模型的适用性好于 CAPM 模型和 Fama-French 三因素模型。

考虑到中国上市公司控股权性质的差异,本文对国有控股上市公司和民营控股上市公司分别应用投资效率理论模型。研究发现,投资效率理论模型适用于国有控股上市公司,而 CAPM 模型和 Fama-French 三因素模型都被拒绝。但对于民营控股上市公司而言,投资效率理论的适用性不强,较其他两个定价模型没有明显优势。

进一步的研究结果显示:国有控股上市公司中调整成本的系数要显著高于民营控股上市公司中调整成本的系数,即同等条件下,国有控股上市公司的调整成本要大于民营控股上市公司的调整成本。我们同时得到,国有控股上市公司生产函数的资本份额要显著大于民营控股上市公司生产函数的资本份额,这与实际情况相一致,即国有控股上市公司更多是资本密集型企业,而民营控股上市公司更多是劳动密集型企业。因此,国有控股上市公司中调整成本的系数过高,很可能是由于国有控股上市公司本身的产业结构所导致的。当然,也有可能是国有控股上市公司经营决策效率低下所造成的。

一直以来,诸多学者研究了各种资产定价模型 (CAPM模型、Fama-French模型、APT模型、CCAPM模型等)在我国的应用,而且多数研究都发现在国外市场应用较好的模型在我国的应用情况并不理想。从本文的研究结果来看,以投资为导向的定价模型很可能是更好的选择。另外,考虑到我国控股权性质的差异,很可能对于国有控股上市公司和民营控股上市公司需要用不同的定价模型进行讨论,不同类型的企业有各自适用的模型。至于为什么投资效率理论模型在国有控股上市公司中的适用性要高于民营控股上市公司,可能的原因是,控股权性质的差异导致了经营效率以及分配效率的差别,就分配效率而言,国有控股上市公司与民营控股上市公司的掏空程度是有所不同的。但是究竟是由于掏空还是由于其他因素导致投资效率理论模型在民营控股上市公司中的适用性较低,基于本文的研究是无法检验的,但是可以作为以后的研究方向。

参考文献

- [1] 陈信元、张田余、陈冬华, 2001:《预期股票收益的横截面多因素分析:来自中国证券市场的经验证据》,《金融研究》第 6 期.
- [2] 陈展辉, 2004:《股票收益的截面差异与三因素资产定价模型来自 A 股市场的经验研究》,《中国管理科学》第 6 期.
- [3] 李博、吴世农, 2003:《CAPM 有效性和适用性的实证研究——对上海股票市场的检验》,《中国经济问题》第 2 期.
- [4] Cochrane J H, 1996,"A Cross-Sectional Test of an Investment-Based Asset Pricing Model", Journal of Political Economy 3, 572-621.
- [5] Cochrane J H, 1991,"Production-Based Asset Pricing and the Link Between Stock Returns and Economic Fluctuations", The Journal of Finance 1, 209-237.
- [6] Efron B, Tibshirani R J, 1994, An Introduction to the Bootstrap, Taylor & Francis.
- [7] Fama E F, French K R, 1993,"Common risk factors in the returns on stocks and bonds", Journal of

financial economics 1, 3-56.

[8] Fama E F, French K R, 1995, "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns", The Journal of Finance 1, 131-155.

[9] Gibbons M R, Ross S A, Shanken J, 1989, "A Test of the Efficiency of a Given Portfolio", Econometrica 5, 1121-1152.

[10] Hansen L P, 1982, "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", Econometrica 4, 1029-1054.

[11] Hennessy C A, Whited T M, 2007, "How Costly Is External Financing? Evidence from a Structural Estimation", The Journal of Finance 4, 1705-1745.

[12] Kang Q, Liu Q, Qi R, 2010, "The Sarbanes-Oxley act and corporate investment: A structural assessment", Journal of Financial Economics 2, 291-305.

[13] Li H, Hong Y, 2006, "New Test of Asset Pricing Models in China", working paper, WISE.

[14] Lin J Y, Cai F, Li Z, 1998, "Competition, Policy Burdens, and State-Owned Enterprise Reform", The American Economic Review 2, 422-427.

[15] Liu L X, Whited T M, Zhang L, 2009, "Investment - Based Expected Stock Returns", Journal of Political Economy 6, 1105-1139.

[16] Love I, 2003, "Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model", The Review of Financial Studies 3, 765-791.

[17] Titman S, Wei K C J, Xie F, 2004, "Capital Investments and Stock Returns", The Journal of Financial and Quantitative Analysis 4, 677-700.

[18] Wang F, Xu Y, 2004, "What Determines Chinese Stock Returns?", Financial Analysts Journal 6, 65-77.

[19] Whited T M, 1998, "Why Do Investment Euler Equations Fail?", Journal of Business & Economic Statistics 4, 479-488.

[20] Whited T M, Wu G, 2006, "Financial Constraints Risk", The Review of Financial Studies 2, 531-559.

附录

1. 证明性质 1。

设 q_{it} 为 $K_{it+1} = I_{it} + (1 - \delta_{it})K_{it}$ 的拉格朗日乘子，最大化 (2) 式，从而得到 I_{it} 、 K_{it+1} 和 B_{it} 相应的一阶条件：

$$q_{it} = 1 + (1 - \tau_t) \frac{\partial \Phi(I_{it}, K_{it})}{\partial I_{it}} \quad (A1)$$

$$q_{it} = E_t \left[M_{t+1} \left\{ (1 - \tau_{t+1}) \left[\frac{\partial \Pi(K_{it+1}, X_{it+1})}{\partial K_{it+1}} - \frac{\partial \Phi(K_{it+1}, X_{it+1})}{\partial K_{it+1}} \right] + \tau_{it+1} \delta_{it+1} + (1 - \delta_{it+1}) q_{it+1} \right\} \right] \quad (A2)$$

$$1 = E_t \left[M_{t+1} \left[r_{it+1}^B - (r_{it+1}^B - 1) \tau_{t+1} \right] \right] \quad (A3)$$

(A2) 式两边同除以 (A1)，可以得到 $E_t[M_{t+1} r_{it+1}^I] = 1$ 。这样可以得到 (3) 式。(A3) 式意味着 $E_t[M_{t+1} r_{it+1}^B] = 1 + E_t[M_{t+1} (r_{it+1}^B - 1) \tau_{t+1}]$ 。由于债券的收益有税收抵免，所以税前债券收益的价格 $E_t[M_{t+1} r_{it+1}^B]$ 大于 1，其差异 $E_t[M_{t+1} (r_{it+1}^B - 1) \tau_{t+1}]$ 是税收抵免的现值。我们前文定义了税后债券收益 $r_{it+1}^{Ba} \equiv r_{it+1}^B - (r_{it+1}^B - 1) \tau_{t+1}$ ，可以得到： $E_t[M_{t+1} r_{it+1}^{Ba}] = 1$ ，性质 1 得证。

2. 证明性质 2。

由规模报酬不变，我们可以用 (1) 式和 (2) 式展开 $V_{it} = P_{it} + D_{it}$ ，即：

$$\begin{aligned} & P_{it} + (1 - \tau_t) [\Pi(K_{it}, X_{it}) - \Phi(I_{it}, K_{it}) - r_{it}^B B_{it}] - I_{it} + B_{it+1} + \tau_t \delta_{it} K_{it} - \tau_t B_{it} \\ &= (1 - \tau_t) \left[\Pi(K_{it}, X_{it}) - \frac{\partial \Phi(I_{it}, K_{it})}{\partial I_{it}} I_{it} - \frac{\partial \Phi(I_{it}, K_{it})}{\partial K_{it}} K_{it} - r_{it}^B B_{it} \right] \\ & \quad - I_{it} + B_{it+1} + \tau_t \delta_{it} K_{it} - \tau_t B_{it} - q_{it} [K_{it+1} - I_{it} - (1 - \delta_{it}) K_{it}] \\ & \quad + E_t \left[M_{t+1} \left\{ (1 - \tau_t) \left[\Pi(K_{it}, X_{it}) - \frac{\partial \Phi(I_{it+1}, K_{it+1})}{\partial I_{it+1}} I_{it+1} \right. \right. \right. \\ & \quad \left. \left. - \frac{\partial \Phi(I_{it+1}, K_{it+1})}{\partial K_{it+1}} K_{it+1} - r_{it+1}^B B_{it+1} \right] - I_{it+1} + B_{it+2} + \tau_{t+1} \delta_{it+1} K_{it+1} \right. \\ & \quad \left. \left. - \tau_{t+1} B_{it+1} - q_{it+1} [K_{it+2} - I_{it+1} - (1 - \delta_{it+1}) K_{it+1}] + \dots \right\} \right] \end{aligned} \quad (A4)$$

将 (A1)、(A2)、(A3) 带入 (A4) 可以得到：

$$\begin{aligned} & P_{it} + (1 - \tau_t) [\Pi(K_{it}, X_{it}) - \Phi(I_{it}, K_{it}) - r_{it}^B B_{it}] - I_{it} + B_{it+1} + \tau_t \delta_{it} K_{it} - \tau_t B_{it} \\ &= (1 - \tau_t) \left[\Pi(K_{it}, X_{it}) - \frac{\partial \Phi(I_{it}, K_{it})}{\partial K_{it}} K_{it} - r_{it}^B B_{it} \right] \\ & \quad + \tau_t \delta_{it} K_{it} - \tau_t B_{it} + q_{it} (1 - \delta_{it}) K_{it} \end{aligned} \quad (A5)$$

由于 $\Phi(I_{it}, K_{it})$ 为规模报酬不变，并消去 (A6) 两边相同的项，可以得到：

$$P_{it} + B_{it+1} = (1 - \tau_t) \frac{\partial \Phi(I_{it}, K_{it})}{\partial I_{it}} I_{it} + I_{it} + q_{it} (1 - \delta_{it}) K_{it} = q_{it} K_{it+1} \quad (A6)$$

下面，用 (A6) 式证明性质 2：

$$\begin{aligned}
& \omega_{it} r_{it+1}^{Ba} + (1 - \omega_{it}) r_{it+1}^S \\
&= \{(1 - \tau_{t+1}) r_{it+1}^B B_{it+1} + \tau_{t+1} B_{it+1} + P_{it+1} \\
&\quad + (1 - \tau_{t+1}) [\Pi(K_{it+1}, X_{it+1}) - \Phi(I_{it+1}, K_{it+1}) - r_{it+1}^B B_{it+1}] \\
&\quad - I_{it+1} + B_{it+2} + \tau_{t+1} \delta_{it+1} K_{it+1} - \tau_{t+1} B_{it+1}\} / (P_{it} + B_{it+1}) \\
&= \frac{1}{q_{it} K_{it+1}} \{q_{it+1} [I_{it+1} + (1 - \delta_{it+1}) K_{it+1}] \\
&\quad + (1 - \tau_{t+1}) [\Pi(K_{it+1}, X_{it+1}) - \Phi(I_{it+1}, K_{it+1})] - I_{it+1} + \tau_{t+1} \delta_{it+1} K_{it+1}\} \\
&= \left\{ q_{it+1} (1 - \delta_{it+1}) + (1 - \tau_{t+1}) \left[\frac{\partial \Pi(K_{it+1}, X_{it+1})}{\partial K_{it+1}} - \frac{\partial \Phi(I_{it+1}, K_{it+1})}{\partial K_{it+1}} \right] \right. \\
&\quad \left. + \tau_{it+1} \delta_{it+1} \right\} / q_{it} \\
&= r_{it+1}^I
\end{aligned} \tag{A7}$$

3. 估计和检验

本文用 GMM 方法（如 Hansen, 1982）估计参数 α 和 a_2 。用 g_T 表示样本矩条件， b 表示待估计参数。那么 GMM 估计的目标函数为加权的残差平方和， $g_T^T W g_T$ ， W 为权重矩阵。令： $D = \partial g_T / \partial b$ ， S 为 g_T 的方差—协方差矩阵的一致估计量。

估计量 $\hat{b}$ （ b 的估计量）为渐进正态分布，其方差矩阵为：

$$Var(\hat{b}) = \frac{1}{T} (D' W D)^{-1} D' W S W D (D' W D)^{-1} \tag{A8}$$

卡方检验时，对于两阶段估计，直接采用标准的过度识别检验——J test (Hansen, 1982)。对于一阶段估计，即权重矩阵为单位阵时，采用 Liu et al (2009) 的做法，需要对方差矩阵进行调整。形式如下：

$$Var(g_T) = \frac{1}{T} [I - D(D' W D)^{-1} D' W] S [I - D(D' W D)^{-1} D' W] \tag{A9}$$

这样，卡方检验的统计量为：

$$g_T' [Var(g_T)]^* g_T \sim \chi^2(m - p) \tag{A10}$$

m 表示矩条件的个数， p 表示参数的个数，上标*代表广义逆矩阵。

4. 确定调整成本函数的 M 。

本文采用 Newey 和 West (1987) 提出的检验方法确定调整成本函数 M 的取值。该检验也称为距离差检验 (Distance Difference Test)，类似于极大似然估计中的似然比检验，即受限的和非受限的统计量都需要估计。检验统计量为：

$$DD = n [Q_n(\hat{\theta}_{Rn}) - Q_n(\hat{\theta}_n)] \tag{A11}$$

依照 Whited and Wu (2006) 的做法，先设定 M 的初值为一个较大的数据估计模型。然后用相同的最优矩阵，估计一系列受限的模型，即 M 的值不断减小，相应的， α_{M+1} 的值等于 0。 M 的最大值为检验的结果不拒绝 α_{M+1} 的约束。本文将 M 的初值设为 4，经过检验，确定 M 的值为 2。

5.所得税描述性统计。

1998-2011 年上市公司所得税税率描述性统计

年份	样本量	均值 (%)	标准误 (%)	最小值 (%)	最大值 (%)
1998	798	14.251	5.7366	0	33
1999	884	14.9386	5.685	0	33
2000	1038	16.4115	7.1621	0	33
2001	1121	16.5708	7.0304	0	33
2002	1202	23.0172	10.0822	0	33
2003	1369	23.0981	10.1831	0	33
2004	1497	22.8161	10.2277	0	33
2005	1567	23.1939	10.1131	0	33
2006	1772	22.8893	10.3366	0	33
2007	2149	22.1702	10.5296	0	33
2008	2336	18.6087	6.0948	0	33
2009	2386	18.4277	5.5326	0	25
2010	2412	18.5833	5.4424	0	25
2011	2425	19.12	5.3061	0	25

6.表 2B 完全内容。

	Low	2	3	4	5	6	7	8	9	High	联合检验
	CAPM 模型										
RMRF	0.964***	0.954***	0.981***	0.955***	0.991***	1.000***	0.995***	0.954***	0.979***	1.012***	
	[0.063]	[0.068]	[0.067]	[0.066]	[0.064]	[0.062]	[0.063]	[0.065]	[0.063]	[0.068]	chi2(10)
alpha	0.010*	0.011*	0.009	0.010*	0.010*	0.011*	0.010*	0.012**	0.012**	0.010*	=12.38
	[0.006]	[0.006]	[0.006]	[0.006]	[0.006]	[0.006]	[0.006]	[0.006]	[0.006]	[0.006]	P=0.26
R-squared	0.685	0.644	0.666	0.657	0.689	0.704	0.700	0.667	0.694	0.671	
	FF 三因素模型										
RMRF	1.004***	0.990***	1.024***	0.988***	1.027***	1.024***	1.025***	0.990***	1.023***	1.058***	
	[0.031]	[0.036]	[0.037]	[0.036]	[0.038]	[0.038]	[0.037]	[0.037]	[0.037]	[0.037]	
SMB	1.013***	1.082***	1.031***	1.055***	0.974***	0.943***	0.954***	1.000***	0.931***	1.065***	
	[0.055]	[0.063]	[0.065]	[0.062]	[0.066]	[0.066]	[0.065]	[0.064]	[0.064]	[0.064]	chi2(10)
HML	-0.033	0.035	-0.078	0.064	-0.011	0.118	0.051	-0.007	-0.127	-0.083	=11.79
	[0.096]	[0.111]	[0.113]	[0.108]	[0.114]	[0.115]	[0.113]	[0.112]	[0.112]	[0.111]	P=0.30
alpha	0.005*	0.005*	0.004	0.004	0.005	0.006*	0.005	0.007**	0.007**	0.005	
	[0.003]	[0.003]	[0.003]	[0.003]	[0.003]	[0.003]	[0.003]	[0.003]	[0.003]	[0.003]	

R-squared	0.926	0.906	0.904	0.908	0.900	0.898	0.902	0.900	0.900	0.912	
-----------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	--

注：RMRF 为市场回报率，即市场因子，SMB 为规模因子，HML 为净市值比率因子，alpha 为常数。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平。括号中是估计参数的标准误。联合检验为 Wald 统计量（原假设为所有方程的截距项联合为零）。

7.表 3 全部内容。

	Low	2	3	4	5	6	7	8	9	High	H-L	m.a.e	P
收益率	1.940	1.985	1.812	1.887	1.934	2.001	1.888	2.107	2.064	1.961	0.021		
方差	10.398	10.599	10.718	10.507	10.651	10.63	10.604	10.418	10.479	11.021	1.655		
CAPM 模型	1.038	1.092	0.899	0.992	1.014	1.074	0.965	1.214	1.152	1.025	-0.014	4.32	0.26
	[1.849]	[1.796]	[1.509]	[1.676]	[1.773]	[1.931]	[1.729]	[2.099]	[2.067]	[1.687]	[0.087]		
FF 三因素 模型	0.541	0.534	0.410	0.438	0.528	0.555	0.466	0.713	0.732	0.520	-0.021	2.30	0.30
	[1.959]	[1.678]	[1.261]	[1.404]	[1.604]	[1.673]	[1.438]	[2.214]	[2.263]	[1.624]	[0.134]		
投资效率理 论模型	-0.808	0.152	0.018	0.030	0.933	0.461	-0.307	0.263	0.025	-0.349	0.459	0.33	0.12
	[-0.384]	[0.071]	[0.009]	[0.015]	[0.517]	[0.253]	[-0.171]	[0.134]	[0.013]	[-0.179]	[0.516]		

注：表中收益率和方差对应股票月度收益率和方差，均为百分率。对应于每个模型，上一行报告的是模型误差，下一行括号中报告的是模型误差的 t 统计量。H-L 为 CI 值最高的一组与最低的一组之差，P 值对应的是联合检验（即模型是否设置正确）的结果。对于前两个模型，P 值为 Wald 联合检验的结果；对于投资效率理论模型，P 值为过度识别检验的结果。

The Investment Efficiency and Stock Pricing

Zuo Dayong¹, Sun Hong²

(1.School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Yangpu District 200433, Shanghai, China; 2.School of Business, East China University of Political Science and Law, Changning District 200042, Shanghai , China)

Abstract: This paper investigates the determinants of security pricing from the perspective of corporate investment decision. We test the model based on corporate investment (investment efficiency model) in Chinese stock market. Our empirical results show that the applicability of investment efficiency model is better than investor-oriented stock pricing model (CAPM and the Fama-French three-factor model). Since the difference of the ownership of listed companies is likely to affect their investment decisions, we test the applicability of the investment efficiency model for the state-owned listed companies and the private listed companies respectively. The empirical evidences show that the investment efficiency model is more applicable to the state-owned listed companies; for the private listed companies, the explanatory power of the investment efficiency theory and portfolio theory does not have significant differences. The results of this study can help to deeply understand stock pricing in China.

Keyword: Investment Efficiency, Stock Pricing, Ownership Structure

收稿日期:2014-12-31;

基金项目: 国家自然科学基金 (70972060、71272008)、上海财经大学“211”重点学科建设项目、上海财经大学会计与财务研究院课题 (批准号: 11JJD790008)、上海会计学会重点课题、上海财经大学研究生科研创新项目(CXJJ-2011-407);

作者简介: 左大勇(1986.09—), 本文通讯作者, 男, 上海财经大学经济学院博士研究生, 通讯地址: 上海市国定路 777 号上海财经大学经济学院 306 室, 邮编: 200433, 电话: 13764819424, Email: zd.aruhan@gmail.com; 孙红(1985.12—), 女, 华东政法大学商学院师资博士后, 电话: 13774403123, Email: sunhong_ifrs@163.com

1 “庞氏骗局”即企业可以不断地发行新债以偿还旧债。在模型设定中需避免此类情况, 故通过横截性条件加以限制。

2具体步骤见附录 4。

3两阶段估计的结果与一阶段一致；估计时我们也检验了其他带宽的设定，结果保持一致。

4此样本是用于构造投资组合的样本，因为需要用四年的历史数据构造投资组合，故最终估计时样本区间为 2002 年至 2010 年。

5在 t 年的 4 月底构造投资组合，是因为我国所有企业的财政年度是统一的，即从 1 月 1 日到 12 月 31 日，且中国的上市公司必须在 4 月 30 日之前披露上一年的年度财务报告。

6现金流量表中有一项是构建固定资产、无形资产以及其他长期资产支付的现金，但是显然企业在进行投资时并不总是以现金形式支付，取现金流量表的项目就不合理。

7Liu 等（2009）的做法是，首先用已发行债券企业的债券评级与其财务特征进行 ordered probit 回归，得到一个预测债券评级的模型，其次再将未发行债券评级的企业的财务特征代入到估计的回归方程中，预测出该企业的债券评级。然后再将债券评级与相应的公司债券收益一一对应起来，从而可以得到未发行债券的企业的债券收益率。

8附录 5 是有关上市公司 1998-2011 年间所得税税率的描述性统计，可以看出，上市公司的所得税税率差异很大，数据来自于万得（wind）数据库。

9在股权分置改革之前存在非流通股的问题，这里的权益总市值是用所有股份乘以流通股股价得出。

10为了简洁，本部分只报告了 5 组的结果，完全的内容参见附录 6。Gibbons 等（1989）提出 F 统计量，用于联合检验 CAPM 单因子模型及多因子模型的截距项（GRS 检验），当样本量较大时，该检验与 Wald 检验一致。我们也同样计算了该检验统计量，显著性与 Wald 检验一致。

11考虑到最初几年里民营企业上市公司的数量较少，所以对于不同所有权性质的企业分别划分为 5 组。

12根据 Efron 和 Tibshirani（1994），50 次抽样可以满足估计参数的均值和标准差的需要，而且本文抽样样本的个数等于原始数据的个数，故 100 次抽样也可以满足参数估计的要求。