

中国资本投资回报率的估算 和影响因素分析

——1999—2004年上市公司的经验

辛清泉 林斌 杨德明*

摘要 本文借鉴 Mueller 和 Reardon (1993) 的模型以及 Baumol 等 (1970) 的模型, 对中国上市公司 1999—2004 年的资本投资回报率进行了估算。研究发现, 中国上市公司的资本投资回报率仅为 2.6%, 并且, 资本投资回报率低于资本成本, 说明中国上市公司的投资效率堪忧。在此基础上, 本文进一步考察了投资环境和所有权结构对资本投资回报的影响。结果表明, 投资环境的改善和适当的所有权安排有助于资本投资回报的提升。在进一步考察投资环境和所有权结构的交互作用后, 我们发现, 二者关系更多地表现为一种互补关系。

关键词 资本投资回报率, 投资环境, 所有权结构

一、引言

资本投资对一国经济增长的作用举足轻重, 无可置疑。改革开放以来中国的经济增长速度一直位居世界前列, 但经济高速增长的背后却存在着“高投资—低效率”和“宏观好, 微观不好”等问题(易纲和林明, 2003; 经济增长前沿课题组, 2005)。显然, 改革过程的粗放式投资模式不足以支撑经济的持续增长。

近年来, 关于中国总体投资效率的研究文献比较丰富¹, 但从微观角度探讨企业投资效率的经验文献却依然匮乏。俞乔等(2002)基于 1993—1997 年 132 家大中型乡镇企业的调查数据, 对非国有企业的投资行为进行了分析。研究表明, 企业的财务结构、市场地位和所有权状况会对其投资决策产生影响, 但他们的研究并未直接涉及投资效率问题。白重恩、路江涌和陶志刚(2004)

* 辛清泉, 重庆大学经济与工商管理学院; 林斌, 中山大学管理学院; 杨德明, 华南理工大学工商管理学院。通讯作者及地址: 辛清泉, 重庆大学经济与工商管理学院, 重庆市沙坪坝区沙正街 174 号, 400044; 电话: (023)65112641; E-mail: qingquanx@126.com。十分感谢匿名审稿人的有益评论; 感谢“第六届中国青年经济学者论坛”上梁琪以及其他学者的评论意见, 也感谢中山大学管理学院徐莉萍、郑国坚、王彦超、王兵、罗党论等的建议和批评。当然作者文责自负。

¹ 关于中国总投资效率的讨论可参见张军(2005)、秦朵和宋海岩(2003)、北京大学中国经济研究中心宏观经济组(2004)、经济增长前沿课题组(2005)、王小鲁和樊纲(2000)以及王曦(2005)等。

基于2002年外资企业的数据,就投资环境对外资企业效益的影响进行了实证检验,发现投资环境对企业效益有显著的正面影响,他们的研究同样没有直接测算投资效率。张峥、孟晓静和刘力(2004)则借助 Fama and French (1999)的模型,对中国1990—2001年A股上市公司的资本成本和投资回报进行了度量,发现上市公司的资本投资回报整体上似乎高于资本成本,但流通股的综合投资业绩却整体上为负。他们认为,中国股票二级市场的价格被严重高估和上市公司的过度融资动机是导致这一矛盾现象的原因。

与上述研究问题和研究方法不同的是,本文首先基于中国上市公司1999—2004年的面板数据,借鉴以市场价值为基础的 Mueller and Reardon (1993)的模型和以会计盈余为基础的 Baumol, Heim, Malkiel and Quandt (1970)的模型,对中国上市公司的资本投资回报率进行直接估算。然后,在此基础上,考察投资环境、所有权结构以及二者的交互性对企业资本投资回报的影响。研究表明,中国上市公司的资本投资效率堪忧,但投资环境的改善和适当的所有权安排有助于企业投资效率的提高。本文的贡献主要在于:第一,我们直接估算了中国上市公司的投资回报率,并从外部环境和内部所有权安排两个角度对企业投资效率进行了分析,从而为理解转轨经济中的企业投资行为和投资效率提供了来自证券市场的经验证据;第二,考虑到中国证券市场尚不成熟这一特征,我们分别使用了以市场为基础和以会计为基础的资本投资回报估算模型,研究结论因而更为稳健;第三,在有关中国公司治理的现有文献中,对于外部环境和内部治理的交互影响的研究尚不多见,本文为这一领域的研究提供了补充证据。

本文的后续部分安排如下:第二部分对相关文献进行了简要回顾,第三部分介绍了两个资本投资回报估算模型的基本原理,第四部分交代了本文的数据样本和研究变量,第五部分汇报了中国上市公司资本投资回报率的估算结果,第六部分分析了投资环境和所有权结构对资本投资回报的影响,最后是全文总结。

二、文献回顾

由于本研究横跨几个相对独立的领域,因此,在本部分,我们对现有文献按照如下三个方面进行梳理:

(一) 资本投资回报率的估算

从经验文献上看,最早对企业投资回报进行大样本的估算是 Baumol *et al.* (1970, 以下简称 BHMQ)。BHMQ 着眼于不同资金来源的资本投资和会计盈余的关联,通过回归分析,发现美国公司1949—1963年内部资金的再投资回报率大约为3%到4.6%,并且,内部资金的投资回报率明显低于负债和

权益的投资回报。这同资本结构的融资优序理论 (hierarchy of finance) 是一致的。BHMQ 将其研究发现解释为公司管理层对企业规模增长的盲目追求导致了投资的低回报。

BHMQ (1970) 的论文引导了不少后续研究的跟随。Whittington (1972) 以英国公司为研究样本, 得到了和 BHMQ 一致的结论。但是, Friend and Husic (1973) 对 BHMQ 的结论进行了挑战。他们指出, BHMQ 的模型没有考虑尺度效应 (scale effect)。当用企业账面资产对回归方程进行平减后, 发现不同资金来源的投资回报之间的差异几乎消失了。Friend and Husic (1973) 的结论随后得到了 Brealey *et al.* (1976) 和 McFetridge (1978) 的经验支持。

上述早期的研究在投资回报率的估计上, 无一例外地使用了以盈余为基础的会计指标。到上世纪 90 年代, 以市场价值为基础的指标开始应用于资本投资回报的估计之中。Mueller and Reardon (1993) 的文献是这一领域的领先之作。他们的方法是用企业的市场价值对投资进行回归, 从而得到边际意义上的托宾 q 值 (即投资回报 r 和资本成本 i 的比值)。采用这一研究方法, Mueller and Reardon (1993) 对美国 1969—1988 年 699 家公司的投资回报进行了分析。研究发现, 大约有 80% 的公司投资回报低于其资本成本。由 Mueller and Reardon (1993) 所开创的这一研究方法在 Muller and Yurtoglu (2000)、Gugler *et al.* (2003, 2004) 等研究中得到了更进一步地应用。

与 Mueller and Reardon (1993) 的思路不同, Fama and French (1999) 借鉴标准公司财务教科书中的“内部报酬率 (IRR)”这一思想, 将证券市场中的所有非金融类公司看成一个投资项目。进一步的, 当所有公司的期末市场价值累计额和估计期间内的所有公司净现金流入的累计额的折现值等于所有公司的期初市场价值之和时, 投资的资本成本被确定。同时, 当所有公司的期末会计账面价值累计额和估计期间内的所有公司净现金流入的累计额的折现值等于所有公司的期初会计账面价值之和时, 投资回报率被确定。Fama and French (1999) 通过对 1950—1996 年间美国资本市场的估计, 发现美国公司的综合资本成本为 5.95%, 而投资回报为 7.38%, 投资回报整体上大于资本成本。

尽管 Fama and French (1999) 的理论思想无可厚非, 但他们的模型对于估计期间的长度有较高要求, 因此, 对于中国新兴的证券市场而言, 该模型在应用上可能会受到限制。特别的, 当估计期间较短时, 折现率的确定将在更大程度上依赖于期末和期初的市场价值的差额, 当证券市场由于一些非经济性因素发生较大幅度的震动时, 折现率的确定很难保证其科学性。基于上述考虑, 本研究未采用这一方法。

(二) 投资环境与投资效率

投资环境对于公司业绩的影响在近年来受到了学术界的广泛关注。Stern

(2002)认为,投资环境(investment climate)由现有和预期的政策、制度和行为环境构成,它将影响与投资相联系的回报和风险。进一步的,Stern(2002)将投资环境解构成宏观经济的稳定性和开放性、良好的治理和强大的制度以及基础设施的质量三个方面。Dollar *et al.*(2003)认为,投资环境影响投资效率的逻辑在于,如果一国或一个地区制度腐败或者当地政府没有提供可靠的投资服务,则投资的预期回报将面临更大的不确定,从而会导致投资效率的损失。

迄今,已有一系列的经验证据支持了投资环境对投资决策质量和企业业绩的正面影响。Mueller and Yurtoglu(2000)发现,一国的法律环境对公司投资业绩有着显著影响,那些以英国法为起源的普通法系国家中的公司投资业绩要显著好于成文法系国家。Gugler *et al.*(2003, 2004)进一步拓展了Mueller and Yurtoglu(2000)的研究,他们发现,法律起源、公司治理制度、会计标准、契约执行质量都能部分地解释各国公司投资回报的差异。²Dollar *et al.*(2003)通过对孟加拉国、中国、埃塞俄比亚和巴基斯坦四个发展中国家服装企业的大样本调查,发现投资环境对企业的全要素生产率有积极影响。Cull and Xu(2005)则从制度、产权的安全性以及金融发展等角度出发,通过问卷调查的方式,对2000—2002年中国18个城市760家企业的再投资决策进行了深入分析。研究发现,企业被侵占的风险、契约执行质量以及获得外部资金的可能性在各个城市之间存在明显差别,而这些因素反过来又对企业的再投资决策产生了重要影响,这表明投资环境是影响中国企业投资行为的一个重要因素。白重恩等(2004)的研究也表明,中国各城市的投资环境质量会直接影响到外资企业的经济效益。

(三)所有权、投资与企业绩效

所有权结构对公司绩效的影响是当前国内外学术界研究的热点问题之一。关于这一领域的文献综述可参见Shleifer and Vishny(1997)、Denis and McConnell(2003)和陈信元等(2004)。但是,从Jensen and Meckling(1976)这篇关于所有权结构的源头性文献来看,投资是连接所有权结构和公司价值的关键性环节。即所有权结构首先会影响公司的投资决策,公司的投资决策继而又会对公司价值产生影响。然而,现有的文献大都绕过了投资这一环节,而直接检验所有权结构对公司价值的影响,不能不说是一个缺憾。

沿着上述思路,Cho(1998)首先对所有权结构、投资和公司价值之间的

² 值得注意的是,Gugler *et al.*(2004)的跨国研究样本中包括了中国1994—1999年间的70家上市公司。他们发现,中国上市公司的边际投资回报率(即投资回报和资本成本的比例)仅有0.45,在46个国家中排名倒数第三,仅高于巴基斯坦和哥伦比亚,表明中国上市公司在投资业绩上完全没有与其经济整体增长速度相匹配。

复杂关系进行了实证检验。研究表明，公司内部人股权比例与投资支出呈非线性关系，并且，这种非线性关系同 Morck *et al.* (1988) 发现的所有权结构和公司价值之间的非线性关系非常相似，这说明所有权结构的确影响了投资，继而影响了公司价值。但是，当将内生性问题纳入所有权结构和公司价值的分析框架后，Cho (1998) 发现，是公司价值影响了所有权结构，而不是相反。由此，Cho (1998) 认为，以前文献中关于所有权结构外生性的假设可能是错误的。

Gugler *et al.* (2004) 则直接检验了所有权结构对公司投资回报的影响。通过采用 Mueller and Reardon (1993) 的投资回报估算方法，他们发现，对于英国法系起源的国家而言，家族企业控股的公司其投资业绩更优，而金融机构控股的公司其投资业绩更劣。国家控股的公司在法国法系起源的国家其投资业绩表现更好，在德国法系起源的公司表现更差，在英国法系起源的国家以及亚洲国家中则不存在差异。对于美国公司的研究表明，公司内部人持股比例同投资回报存在着先上升、后下降、再上升的三阶段非线性关系，这同 Morck *et al.* (1988) 关于所有权结构和公司价值的结论是一致的。

我们的研究试图将以上分离的文献联系起来。特别的，我们感兴趣的一个问题是投资环境和所有权结构的交互性对公司投资业绩的影响。投资环境和所有权安排是一种互补关系抑或替代关系？由于跨国间的研究难于控制各国之间非正式制度的影响，从而导致其研究结论可能产生偏差，因此，着眼于中国这个最大的转轨经济国家，我们希望能对上述问题提供补充证据。

三、资本投资回报的估算：两个模型

(一) 基于 Mueller and Reardon (1993) 的市场模型

Mueller and Reardon (1993) 的思想来自传统的净现金流折现模型。令 I_t 是企业于 t 期的投资， CF_{t+j} 是投资 I_t 在 $t+j$ 期产生的现金流， i_t 是企业于 t 期的折现率。则投资 I_t 在 t 期的现值 PV_t 为：

$$PV_t = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{CF_{t+j}}{(1+i_t)^j} \quad (1)$$

假定投资 I_t 以一定的投资回报率 r_t 持久地赚取投资收益，则 I_t 的现值 PV_t 也可写成：

$$PV_t = \frac{I_t r_t}{i_t} \quad (2)$$

这里， $\frac{r_t}{i_t}$ 衡量的是投资回报和资本成本的比值，不妨以 q_t 表示。如果企业着

眼于股东财富最大化考虑,应该确保投资的 $q_t \geq 1$, 否则, 该项投资便是一种价值摧毁行动。在此基础上, Mueller and Reardon (1993) 认为, q_t 衡量的是投资的边际回报, 它比平均意义上的托宾 q 更能反映企业的投资业绩。

在 t 期末, 企业的市场价值 M_t 由期初的市场价值 (M_{t-1}) 加上本期投资的现值 (PV_t), 减去期初资产的折旧额 (折旧率 δ_t), 以及加上一个市场对企业价值评估的误差项 (u_t) 构成, 即有:

$$M_t = M_{t-1} + PV_t - \delta_t M_{t-1} + u_t. \quad (3)$$

将 (2) 式代入 (3) 式, 移项, 并在方程两边同除以 M_{t-1} 以消除尺度效应, 得到:

$$\frac{M_t - M_{t-1}}{M_{t-1}} = -\delta + q_t \frac{I_t}{M_{t-1}} + \frac{u_t}{M_{t-1}}. \quad (4)$$

在 (4) 式的基础上, 通过计算各个公司的 M_t 和 I_t 等相关变量, 然后通过回归便可得到一定期间内一国公司的平均 q_t , 即投资回报和资本成本的比值。这就是 Mueller and Reardon (1993) 模型的基本思想。

(二) 基于 BHMQ (1970) 的会计模型

BHMQ (1970) 的模型强调当前投资对未来会计盈余增长的贡献。假定企业 t 期的投资 I_t 从 $t+1$ 期开始持久地产生收益 rI_t , 且投资回报率 r 保持不变, 令 E_t 为 t 期的会计盈余, 则有:

$$\begin{aligned} \Delta E_1 &= E_1 - E_0 = rI_0, \\ \Delta E_2 &= E_2 - E_1 = r(I_0 + I_1), \\ \Delta E_3 &= E_3 - E_2 = r(I_0 + I_1 + I_2), \\ &\dots\dots \\ \Delta E_h &= r(I_0 + I_1 + I_2 + \dots + I_{h-1}). \end{aligned}$$

尽管以上任何一个方程都允许我们计算出 r , 但考虑到 r 在各期间的波动性以及误差的存在, 在估计投资回报率 r 上, 应该尽可能利用多期间的数据。为此, 可以将以上方程相加, 从而得到:

$$\sum_{t=1}^h \Delta E_t = r[hI_0 + (h-1)I_1 + (h-2)I_2 + \dots + I_{h-1}] = r \sum_{t=0}^{h-1} (h-t)I_t. \quad (5)$$

(5) 式是 BHMQ 建立回归模型的基础。考虑到风险对投资回报的影响, BHMQ 在模型中加了一个风险变量 risk, 同时, 考虑到会计盈余可能存在着与投资无关的自然增长, BHMQ 在方程中加入了一个截距项, 由此, 回归方程为:

$$\sum_{t=1}^h \Delta E_t = a_0 + r \sum_{t=0}^{h-1} (h-t) I_t + a_1 \text{risk} + \epsilon, \quad (6)$$

这里, a_0 为截距项, a_1 为风险的回归系数, ϵ 为回归残差。但是, Friend and Husic (1973) 认为, (6) 式没有控制尺度效应, 因此需要在方程两边同除企业资产 A 以控制这一影响, 其中, A 为估计期间内企业总资产的平均值。由此, 方程变为:

$$\frac{\sum_{t=1}^h \Delta E_t}{A} = \frac{a_0}{A} + r \frac{\sum_{t=0}^{h-1} (h-t) I_t}{A} + a_1 \frac{\text{risk}}{A} + \frac{\epsilon}{A}. \quad (7)$$

本文的研究便是以 (4) 式的市场模型和 (7) 式的会计模型为基础, 通过 1999—2004 年中国上市公司的数据, 分别估算出中国上市公司的两个投资回报指标 q 和 r , 然后, 在 (4) 式和 (7) 式中引入投资环境变量和所有权结构变量, 以考察二者及其交互性对公司投资业绩的影响。

四、样本数据和变量描述

(一) 样本选择和数据来源

本文使用中国证券市场 1999 年至 2004 年共 6 年的所有纯 A 股上市公司为初始样本。样本的选择遵循以下标准: (1) 剔除金融类公司; (2) 要求上市年限相对较长, 一方面是为确保公司投资行为相对成熟, 另一方面也是基于模型估计的需要。具体而言, 对于市场模型而言, 我们要求样本公司至少有 5 年可供估计的数据; 对于会计模型而言, 由于需要使用多期的累计数, 因此样本被限制为上市日期在 1999 年 12 月 31 日之前的公司。(3) 为消除极端值的影响, 对于本文所使用到的因变量和主要解释变量, 剔除 0%—1% 和 99%—100% 之间的极端值样本。此外, 我们也剔除了一些数据缺失的样本。在进行上述筛选后, 最后共有 676 家公司的 3969 个观察值可用于市场模型的估计, 有 670 个公司样本可用于会计模型的估计。

本文所使用的主要财务数据来自 CSMAR 数据查询系统。所有权结构数据来自北京大学中国经济研究中心色诺芬数据库。需要说明的是, 色诺芬数据库将“上市公司最终控制人”这一指标分成七类, 对于“集体控股”、“社会团体控股”、“职工持股会控股”和“不能识别”四类最终控制人类型, 考虑到研究的需要, 我们通过手工查阅公司年度报告的方法, 将其进一步分成国有和非国有两类。

我们使用鲁明泓和潘镇 (2002) 提供的各省 (自治区、直辖市) 的投资环境指数来衡量企业所面临的外部投资环境的差异。鲁明泓和潘镇 (2002) 在借鉴国外相关文献的基础上, 使用 1990—2000 年外商直接投资在中国省市

流向的数据,采用因子分析法,编制出中国各地区的投资环境指标。由于鲁明泓和潘镇(2002)的指标只截止到2000年,考虑到各地区的投资环境在不同年度间应该相对稳定,我们采用了鲁明泓和潘镇(2002)报告的2000年度数据(具体参见表1)。

表1 中国各地区投资环境指数(2000年)

地区	综合指数	地区	综合指数	地区	综合指数
安徽	1.45	黑龙江	1.40	山西	2.46
北京	13.75	湖北	2.60	陕西	2.55
福建	10.18	湖南	3.23	上海	15.60
甘肃	1.43	吉林	2.52	四川	1.93
广东	11.81	江苏	5.94	天津	8.38
广西	2.16	江西	3.01	新疆	2.20
贵州	0.25	辽宁	5.50	云南	2.15
海南	7.29	内蒙古	0.66	浙江	5.67
河北	2.35	宁夏	1.80	重庆	2.85
河南	0.87	山东	4.58		

注:青海、西藏两地区数据缺失。资料来源:鲁明泓和潘镇(2002)。

在表1中,综合指数越大代表该地区投资环境越好。从表中可见,上海、北京和广东是投资环境表现最好的三个地区,而贵州、内蒙古和河南投资环境表现最差。并且,各地区的综合指数差异较大,说明各地区公司所面临的外部投资环境差异明显。

(二) 变量定义和描述性统计

本文中的两个回归模型主要是基于(4)式的市场模型和(7)式的会计模型而展开的。回归模型所涉及的主要变量包括公司市场价值³、会计盈余、资本投资、投资环境和所有权结构等五种变量。考虑到公司规模和风险对投资回报的影响,我们在模型中也加入了这两个变量。两个模型所使用的变量符号和定义见表2。

需要说明的是,参照张翼和李辰(2005)的设计,本文所研究的资本投资定义为现金流量表中“购建固定资产、无形资产和其他资产所支付的现金”一项。另外,在 ΔMV 的计算上,考虑到因股东新增权益(如配股、增发等)所带来的企业净资产增值同资本投资没有关系,因此将该部分在计算公司净资产市场价值变动额中予以扣除。最后,不同于市场模型,会计模型的估计

³ 本文使用的是公司净资产的市场价值而非公司总资产的市场价值。这是因为,由于我国的债券市场不发达,导致无法获得公司负债的市场价值。同时,考虑到我国的银行贷款一般都是固定利率,一旦债权人将贷款投入公司后,债权人的收益已经同项目的投资回报没有太大的关联,无论投资项目回报率如何,债权人都只能获得固定的利息收入。因此,加入负债的账面价值意义不大,反而可能带来了估计误差。

是使用 1999—2003 年五年的累计数。因此,对于所有权结构等变量,取这五年的简单平均数。各变量的描述性统计结果见表 3。

表 2 市场模型和会计模型中的变量定义

A 栏:市场模型	
变量符号	变量定义
ΔMV	表示公司净资产市场价值在年度间变动。计算公式为: $\Delta MV = (\text{年末每股价格} \times \text{年末流通股份数} + \text{年末每股净资产} \times \text{年末非流通股份数} - \text{年初每股价格} \times \text{年初流通股份数} - \text{年初每股净资产} \times \text{年初非流通股份数} - \text{本年度吸收权益性投资所收到的现金}) / (\text{年初每股价格} \times \text{年初流通股份数} + \text{年初每股净资产} \times \text{年初非流通股份数})$ 。
INV1	表示公司资本投资数。计算公式为: $INV1 = \text{本年度购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金} / (\text{年初每股价格} \times \text{年初流通股份数} + \text{年初每股净资产} \times \text{年初非流通股份数})$ 。
ENV	表示中国各地区 2000 年的投资环境指数。
State	表示上市公司最终控制人类型,虚拟变量。如果最终控制人为国资局、地方政府部门、国有企业或学校,则上市公司被定义为国有控股,State 取 1。如果最终控制人为家族、个人私人或外资,则上市公司被定义为私有控股,State 取 0。删除 1999—2004 年间 State 发生改变的样本。
Top1	表示公司第一大股东持股比例。如果公司其余前十大股东同第一大股东存在关联关系,则 Top1 取合并后的持股比例。
H2_10	表示股权制衡度,等于公司第 2 到第 10 大股东持股比例的平方和。
Size	表示公司规模,等于年初公司总资产(万元)的自然对数。
Beta	表示公司风险,等于公司各年按月度回报计算的贝塔系数。
B 栏:会计模型	
$\Delta EARN$	表示 2000—2004 年会计盈余增长的累计数。计算公式为: $\Delta EARN = \sum_{t=2000}^{2004} (E_{it} - E_{i,t-1}) / A$ 。其中, E_{it} 为 t 期公司 i 的税后收益、折旧、摊销、减值准备以及利息费用之和再减去投资收益 ^a 。A 为公司 1999—2003 年各年年末总资产的简单平均数。
INV2	表示 1999—2003 年资本投资的累计数。计算公式为: $INV2 = \sum_{t=0}^4 (5-t) I_{it} / A$ 。其中, $t=0$ 指 1999 年, $t=1$ 指 2000 年,以此类推。 I_{it} 为 t 期公司 i 购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金。
ENV	同市场模型所定义的 ENV。
State	同市场模型所定义的 State。删除 1999—2003 年间 State 发生改变的样本。
Top1	等于 1999—2003 年各年年末第一大股东持股比例的简单平均数。
H2_10	等于 1999—2003 年各年年末第二到第十大股东持股比例平方和的简单平均数。
Size	等于 1999—2003 年各年年初公司总资产(万元)的自然对数的简单平均数。
Beta	等于 1999—2003 年间按月度回报计算的贝塔系数。

注:^a之所以减去投资收益,是因为利润表中的“投资收益”主要反映的是企业因股权投资或债权投资产生的收益或损失,这和固定资产投资带来的收益没有什么关系,因此在计算盈余时予以扣除。

表3 主要变量的描述性统计结果

A 栏:市场模型					B 栏:会计模型				
变量	N	均值	中值	标准差	变量	N	均值	中值	标准差
ΔMV	3 969	0.0397	-0.0552	0.3509	$\Delta EARN$	670	0.0281	0.0193	0.0787
INV1	3 957	0.0697	0.0388	0.0884	INV2	670	0.7775	0.6707	0.5498
ENV	3 359	6.4360	4.5800	5.0391	ENV	659	6.3736	4.5800	4.9740
State	3 295	0.8594	1.0000	0.3476	State	570	0.8439	1.0000	0.3633
Top1	3 295	0.4521	0.4478	0.1745	Top1	570	0.4504	0.4485	0.1711
H2_10	3 295	0.0155	0.0036	0.0269	H2_10	570	0.0169	0.0062	0.0229
Size	3 969	11.6686	11.6222	0.8209	Size	670	11.7608	11.6859	0.7823
Beta	3 969	1.0477	1.0235	0.3777	Beta	670	1.0980	1.0957	0.2519

五、中国上市公司的资本投资回报率：估算结果

表4分别报告了采用市场模型和会计模型估算的资本投资回报率结果。其中,市场模型估计的是资本投资回报和资本成本的比值 q ,会计模型估计的是资本投资回报率 r 。由于市场模型的估计采用的是6年的非均衡面板数据,我们同时报告了混合回归和控制企业水平固定效应的回归结果。此外,市场模型控制了行业效应和年度效应,会计模型控制了行业效应,但结果没有汇报。

从市场模型1可见,在混合回归下,资本投资的边际回报 q 仅为0.6442,远小于1,表明中国上市公司平均而言其投资回报低于资本成本,印证了中国可能的确存在着“宏观好,微观不好”的局面。⁴在采用固定效应回归情况下(市场模型2),INV的系数降为0.5193,说明采用简单的混合回归可能高估了资本投资的边际回报⁵。从会计模型的回归结果看,INV的系数为0.0261,表明上市公司在1999—2003年间平均的资本投资的回报率 r 仅为2.61%,这个比例远低于当前5%左右的银行贷款利率,说明中国上市公司所从事的投资活动更多地表现为价值摧毁而不是价值创造。

在市场模型3和4中,我们希望进一步考察资本投资回报在1999—2004年间的变动趋势。为此,我们插入了5个年度变量和资本投资INV的乘积项。从表中可以发现,1999至2001年三年间的资本投资业绩有较大幅度的震动。相对于1999年,2000年的投资业绩大幅度下降,而2001年又有大幅度的上升,2002年至2004年资本投资业绩则相对平稳,都略高于1999年的投资业绩水平,似乎表明中国上市公司的资本投资回报出现了缓慢好转的情形。

从控制变量回归结果看,公司规模Size在市场模型中的回归系数显著为

⁴ Gugler *et al.* (2004) 采用混合回归的方法,对中国1994—1999年间70家上市公司估算得到的 q 更低,仅为0.45。尽管我们估算的 q 要远大于0.45,但由于选择的样本不同,我们尚无法判断是否中国上市公司的资本投资回报率对于Gugler *et al.* (2004)的估计期出现了显著改善的迹象。

⁵ 混合回归忽视了个体差异。

负，但在会计模型中系数为正但不显著，说明规模对公司价值的增长有负面影响，但对会计盈余的影响不大。风险变量 Beta 在市场模型中其系数为正但不显著，但在会计模型中显著为负，表明公司的市场风险对会计盈余可能存在着负面影响。

表4 资本投资回报率模型的回归结果

变量	市场模型 1 混合回归	市场模型 2 固定效应	市场模型 3 混合回归	市场模型 4 固定效应	会计模型 OLS 回归
截距	0.2493*** (0.0709)	n. a	0.2569*** (0.0713)	n. a	0.0145 (0.0577)
INV	0.6442*** (0.0546)	0.5193*** (0.0235)	0.5659*** (0.1973)	0.4014*** (0.0795)	0.0261*** (0.0059)
y2000 * INV			-0.5056* (0.2891)	-0.5047** (0.1312)	
y2001 * INV			0.6854** (0.2745)	0.8988*** (0.1212)	
y2002 * INV			-0.1441 (0.2128)	0.0083 (0.0897)	
y2003 * INV			0.2783 (0.2122)	0.2985*** (0.0896)	
y2004 * INV			0.0796 (0.2143)	0.0502 (0.0869)	
Size	-0.0121** (0.0056)	-0.0085** (0.0027)	-0.0125** (0.0056)	-0.0093*** (0.0026)	0.0051 (0.0041)
Beta	0.0086 (0.0143)	0.0085 (0.0068)	0.0110 (0.0143)	0.0111* (0.0067)	-0.0759*** (0.0191)
观察个数	3 798	3 798	3 798	3 798	670
公司个数	676	676	676	676	670
Adj_R ²	0.440	0.430	0.445	0.435	0.116

注：市场模型的因变量为 ΔMV ，会计模型的因变量为 $\Delta EARN$ ；括号中是回归系数的标准差，并经 White 异方差稳健性修正；市场模型控制了行业效应和年度效应，会计模型控制了行业效应，但回归结果没有报告；行业按证监会的分类标准（除制造业继续划分为小类外，其他行业以大类为准），共有 20 个行业虚拟量；年度虚拟变量控制不同年份宏观经济因素的影响，共 5 个年度虚拟变量。***、**、* 分别表示显著性水平为 0.01、0.05、0.10。

六、投资环境、所有权和资本投资回报

（一）投资环境对资本投资回报的影响

为考察投资环境对资本投资回报的影响，我们在回归模型中引入了投资环境和资本投资的乘积项 $ENV \times INV$ 。理论上预期投资环境应当对资本投资回报有正面影响，该乘积项的回归系数应该显著为正。表 5 的市场模型 1 和

表5 投资环境、所有权对资本投资回报的影响:多元回归结果

变量	市场模型1 固定效应	市场模型2 固定效应	市场模型3 固定效应	市场模型4 固定效应	会计模型1 OLS回归	会计模型2 OLS回归	会计模型3 OLS回归	会计模型4 OLS回归
INV	0.4632*** (0.0350)	0.2633*** (0.0719)	0.2580** (0.1217)	0.1897** (0.0762)	0.0200*** (0.0068)	0.0051 (0.0147)	0.0187 (0.0299)	0.0012 (0.0160)
ENV * INV	0.0100** (0.0047)			0.0120*** (0.0046)	0.0013** (0.0006)			0.0017** (0.0007)
State * INV		-0.0582 (0.0390)	-0.0592 (0.0388)	-0.0700* (0.0391)		-0.0185* (0.0099)	-0.0178* (0.0106)	-0.0199** (0.0104)
Top1 * INV		0.6830*** (0.1361)		0.7127*** (0.1381)		0.0651*** (0.0206)		0.0662*** (0.0206)
H2_I0 * INV		0.4110 (0.9472)		0.5993 (0.9567)		0.5727*** (0.1917)		0.5437*** (0.1930)
ST_Top1 * INV			0.6679*** (0.1440)				0.0578*** (0.0211)	
PR_Top1 * INV			0.7231*** (0.1562)				0.0768*** (0.0271)	
STH2_I0 * INV			-0.2311 (0.9948)				0.3678 (0.2307)	
PRH2_I0 * INV			3.2071* (1.8460)				1.3984*** (0.3007)	

(续表)

变量	市场模型 1 固定效应	市场模型 2 固定效应	市场模型 3 固定效应	市场模型 4 固定效应	会计模型 1 OLS 回归	会计模型 2 OLS 回归	会计模型 3 OLS 回归	会计模型 4 OLS 回归
Size	-0.0121*** (0.0029)	-0.0124*** (0.0025)	-0.0126*** (0.0025)	-0.0139*** (0.0026)	0.0033 (0.0043)	0.0071 (0.0047)	0.0073 (0.0047)	0.0041 (0.0048)
Beta	0.0100 (0.0075)	0.0120* (0.0071)	0.01119* (0.0071)	0.0114 (0.0072)	-0.0746*** (0.0191)	-0.0668*** (0.0206)	-0.0660*** (0.0202)	-0.0649*** (0.0201)
截距	n. a	n. a	n. a	n. a	0.0350 (0.0591)	-0.0056 (0.0677)	-0.0059 (0.0674)	0.0273 (0.0694)
观察个数	3 276	3 215	3 215	3 169	659	549	549	540
公司个数	583	592	592	583	659	549	549	540
Adj_R ²	0.442	0.441	0.443	0.456	0.120	0.159	0.168	0.166

注：研究样本剔除了投资环境数据缺失的公司以及 1999—2004 年最终控制人性质发生变更的公司；市场模型的因变量为 ΔMV ，会计模型的因变量为 $\Delta EARN$ ；括号中是回归系数的标准差，并经 White 异方差稳健性修正；市场模型控制了行业效应和年度效应，会计模型控制了行业效应，但回归结果没有报告；行业按证监会的分类标准（除制造业继续划分为小类外，其他行业以大类为准），共有 20 个行业虚拟变量；年度虚拟变量控制不同年份宏观经济因素的影响，共 5 个年度虚拟变量。***、**、* 分别表示显著性水平为 0.01、0.05、0.10。

会计模型 1 给出了相应的回归结果。其中, 市场模型控制了企业水平上的固定效应, 此外, 所有回归均控制了行业和年度效应, 但结果没有汇报。从表 5 中可以发现, $ENV * INV$ 的回归系数在市场模型 1 中为 0.0100, 在会计模型 1 中为 0.0013, 均在 5% 水平下显著, 表明投资环境的改善的确对上市公司的资本投资回报有积极作用。从经济意义角度分析投资环境的作用, 如果投资环境综合指数提高 1, 公司资本投资的边际回报 q 将增加 0.01, 投资回报率 r 将增加 0.0013。在本研究中, 投资环境综合指数的最大值为 15.60, 最小值为 0.25。这说明, 在其他条件相同的情况下, 中国投资环境最好的上海相对于投资环境最差的贵州, 公司的资本投资回报指标 q 和 r 将分别高出 0.1535 和 2%, 经济意义明显。

(二) 所有权结构对资本投资回报的影响

所有权结构对中国上市公司绩效的影响已经得到了较为深入的讨论。⁶已有的经验表明, 国有上市公司在总体业绩表现上劣于非国有上市公司, 但集中的国有股权则因政府的监督作用能对公司绩效产生积极影响(田利辉, 2005; 李涛, 2005)。在股权集中度对公司绩效的影响上, 有证据表明第一大股东持股比例同公司价值存在 U 型关系(白重恩等, 2005; 夏立军和方轶强, 2005), 但徐莉萍等(2006)却未发现这一 U 型关系的存在。徐莉萍等(2006)进一步发现, 无论控制股东属于何种类型, 第一大股东持股比例都同公司的经营绩效存在显著的正向线性关系。在股权制衡对公司绩效的影响上, 现有的证据远未得到一致的结论。白重恩等(2005)发现, 第二到第十大股东的持股比例对公司价值有显著的正面影响, 但夏立军和方轶强(2005)的结论却正好相反。而徐莉萍等(2006)发现, 股权制衡度对企业经营业绩的影响依赖于外部大股东的性质, 从而表明股权制衡更多地体现为一种相机治理功能。

与上述研究不同, 我们希望直接考察所有权结构对资本投资回报的影响。为此, 我们在模型中引入了上市公司最终控制人性质(State)、第一大股东持股比例(Top1)以及第二到第十大股东持股比例的集中度(H2_10)这三个变量同资本投资(INV)的乘积项。理论上讲, 国有产权可能通过两条渠道影响公司的资本投资回报: 一是国有企业对预算软约束的预期以及政府出于非经济目的对国有企业的干预, 可能导致国有企业投资决策的低效率, 从而损害了资本投资业绩; 二是政府对国有企业经理的监督以及在土地、税收以及市场准入方面的优惠待遇又可能导致国有产权对企业的资本投资业绩有正面影响。那么, 国有产权的这两种效应究竟孰强孰弱, 显然需要通过经验检

⁶ 陈信元等(2005)对 2004 年前出现的中国上市公司股权结构对企业业绩的影响做了一个比较全面的回顾和总结。对于这些文献, 本文不再赘述。

验予以回答。从表5的回归结果看，如果单独考察所有权结构对投资回报的影响，在市场模型2中， $State \times INV$ 的系数为负，但不显著，这意味着国有企业的边际资本投资回报率 q 同非国有企业相比并不明显处于下风。但在会计模型2中， $State \times INV$ 的系数为负，并在10%水平下显著，说明整体而言，国有企业的资本投资回报率 r 的确要劣于非国有企业。由于市场模型 q 衡量的是资本投资回报和资本成本的比值，既然 q 不显著，而 r 显著，这可能意味着国有企业的资本成本要低于非国有企业⁷。然而，在将投资环境ENV和所有权结构变量同时纳入回归方程后（市场模型4和会计模型4）， $State \times INV$ 的系数都变成显著为负，这说明平均而言，国有产权对资本投资回报的消极作用要强于其积极作用。

表5的市场模型2和会计模型2也报告了第一大股东持股比例对资本投资回报的影响。 $TOP1 * INV$ 在两个模型中其系数都显著为正，表明控股股东持股比例的提高对公司资本投资回报的影响更多地体现为正向的激励效应（incentive effect），而不是负向的侵占效应（entrenchment effect）。为考察第一大股东持股比例对资本投资回报的影响是否存在非线性的U型关系，我们也在两个模型中引入了第一大股东持股比例的平方与资本投资的乘积项，结果发现该乘积项的回归系数并不显著（结果未报告），这说明第一大股东持股比例同资本投资回报存在显著的正向线性关系，而没有证据表明非线性关系的存在，这同徐莉萍等（2006）的结论是一致的。

我们希望进一步检验第一大股东持股比例对资本投资回报的正向影响是否因最终控制人性质的不同而发生改变。为此，我们将第一大股东持股比例分解成国有控股和非国有控制两类，并分别设置变量 ST_Top1 和 PR_Top1 。当公司的最终控制人为国有性质时， ST_Top1 取值为第一大股东持股比例，否则为0；当公司的最终控制人为私有产权性质时， PR_Top1 取值为第一大股东持股比例，否则为0。从表5的市场模型3和会计模型3的回归结果看， $ST_Top1 * INV$ 和 $PR_Top1 * INV$ 的回归系数都为正，并且都显著。尽管 $PR_Top1 * INV$ 的回归系数要略高于 $ST_Top1 * INV$ 回归系数，但Wald系数约束性检验表明，两个系数差异并不显著，说明无论是国有上市公司还是非国有上市公司，股权集中度的上升都有利于资本投资业绩的改善。

在股权制衡对资本投资回报的影响机制上，理论上认为，其他大股东持股比例的上升将有利于其发挥对企业内部大股东和经理的监督职能，降低企业的代理成本，从而可能更有力地限制企业作出过度投资的冲动，因而对提高公司的资本投资回报有积极效果。但对于中国上市公司的实践而言，由于

⁷ 的确，国有企业无论是在贷款获得、贷款利率以及贷款豁免上，其享受的待遇一般都要优于非国有企业。此外，上市公司的配股和增发政策也可能向国有企业倾斜。这些因素可能导致国有上市公司的实际资本成本要低于非国有上市公司。

普遍存在着第一大股东高度集中的股权结构,这可能会削弱了其他大股东的力量。此外,其他大股东也可能选择同控股股东合谋来侵占中小投资者利益(夏立军和方轶强,2005),这也会降低股权制衡对资本投资的正向效应。从表5的结果中容易发现,在市场模型2和4中, $H2_10 * INV$ 的回归系数尽管为正,但不显著,说明高的股权制衡度并未提升公司的资本投资回报和资本成本的比值 q 。然而,从会计模型2和4的回归结果看, $H2_10 * INV$ 的回归系数均在1%水平下显著为正,表明股权制衡度对公司投资回报率 r 又有正向影响。

最后,我们也希望考察股权制衡度对资本投资回报的影响是否与上市公司最终控制人类型有关。为此,我们设置了 $STH2_10$ 和 $PRH2_10$ 两个变量。当公司的最终控制人为国有性质时, $STH2_10$ 取值为第二到第十大股东持股比例的平方和,否则为0;当公司的最终控制人为私有产权性质时, $PRH2_10$ 取值为第二到第十大股东持股比例的平方和,否则为0。从表5的市场模型3和会计模型3的回归结果看, $STH2_10 * INV$ 的回归系数在两个模型中一负一正,但均不显著,而 $PRH2_10 * INV$ 的回归系数均为正,并且至少在10%水平下显著。这说明,当上市公司的控股股东为国有性质时,由于政府等国有控股部门在中国经济中的强势地位,上市公司的其他大股东难于发挥其监督职能,从而无法对国有控股股东的投资决策产生影响,导致股权制衡正向作用不明显。但是,对于控股股东为私有产权性质的上市公司而言,股权制衡能够发挥一定的积极作用。上述结果表明,股权制衡在对资本投资业绩的改善上,更多地体现为一种状态依存。

(三) 投资环境和所有权结构的交互性对资本投资回报的影响

在本节中,我们希望进一步考察投资环境和所有权结构的相互作用对公司资本投资回报的影响。考察两个或多个因素的交互作用的一种理想方式是在回归模型中同时引入这些因素及其乘积项。然而,在本研究中,当我们在模型中同时放入投资环境、所有权结构以及投资环境和所有权结构的乘积项后,由于严重的多重共线性问题,我们很难对回归系数做出解释。⁸为此,我们退而求其次,通过采用分组回归的方法以克服这一问题。考虑到目前改革开放的进程中,着力改善投资环境的观点无论是在理论上还是政策实践上都趋于一致,几乎没有异议。而在关于产权改革上,学术界则颇有争论。为此,从研究的政策含义角度考虑,我们将样本按照各省的投资环境指数分成高低两组,以考察所有权结构对资本投资回报的影响是否依赖于投资环境。表6报告了相应的回归结果。

⁸ 统计表明,在本样本中, $ENV * INV$ 和 $ENV * State * INV$ 的相关系数为0.87, $ENV * INV$ 和 $ENV * Top1 * INV$ 的相关系数为0.91, $H2_10 * INV$ 和 $ENV * H2_10 * INV$ 的相关系数为0.83,表明变量间的多重共线性严重。

表6的结果表明,所有权结构和资本投资回报的关系的确受到了投资环境的影响。具体而言,在投资环境差的地区,国有上市公司的投资业绩要更劣于私有产权控制的上市公司,而在投资环境好的地区,国有上市公司和非国有上市公司在投资业绩的差异上表现不显著。在第一大股东持股比例对投资回报的影响上,无论是在投资环境好的地区还是差的地区,控股股东集中的股权结构都有利于资本投资业绩的改善。在股权制衡方面,证据表明,在投资环境好的地区,股权制衡同资本投资回报呈显著的正向关系。但在投资环境差的地区,股权制衡的正向效应不复存在,甚至可能损害了资本投资业绩(市场模型1中 $H2_I0 * INV$ 的系数为负,尽管不显著)。基于上述证据,我们认为,在对资本投资回报的影响上,投资环境和所有权两种因素更多地表现为一种互补关系而不是替代关系。换言之,外部投资环境的建设和所有权的适当安排对于上市公司资本投资业绩的改善是一种相互促进关系。同时,上述证据也进一步表明,所有权结构的内部治理功能在一定程度上依赖于外部环境,具有明显的状态依存性。我们认为,在现有的关于中国上市公司治理的实证研究文献中,这个结论是很新颖的。

表6 所有权对资本投资回报的影响:按投资环境分组的回归结果

变量	市场模型1 固定效应 投资环境好	市场模型2 固定效应 投资环境差	会计模型1 OLS回归 投资环境好	会计模型2 OLS回归 投资环境差
INV	0.1593 (0.1099)	0.4144** (0.1140)	0.0012 (0.0185)	0.0088 (0.0221)
State * INV	0.0068 (0.0563)	-0.1261* (0.0659)	-0.0143 (0.0155)	-0.0245** (0.0123)
Top1 * INV	0.5131** (0.1989)	0.7374*** (0.1841)	0.0854*** (0.0287)	0.0708** (0.0258)
H2_I0 * INV	3.1398* (1.7554)	-1.2811 (0.9827)	0.6617*** (0.2494)	0.3376 (0.2976)
Size	-0.0074* (0.0040)	0.0047 (0.0057)	0.0047 (0.0057)	0.0035 (0.0076)
Beta	0.0312*** (0.0094)	-0.0289 (0.0285)	-0.0289 (0.0285)	-0.0892*** (0.0232)
截距	n. a	n. a	-0.0332 (0.0726)	0.0562 (0.0993)
观察个数	1550	1619	266	274
公司个数	282	301	266	274
Adj_R ²	0.427	0.411	0.170	0.167

注:市场模型的因变量为 ΔMV ,会计模型的因变量为 $\Delta EARN$;括号中是回归系数的标准差,并经White异方差稳健性修正;分组标准按照各省的投资环境指数,并尽可能等分成两组;市场模型控制了行业效应和年度效应,会计模型控制了行业效应,但回归结果没有报告;行业按证监会的分类标准(除制造业继续划分为小类外,其他行业以大类为准),共有20个行业虚拟量;年度虚拟变量控制不同年份宏观经济因素的影响,共5个年度虚拟变量。***、**、*分别表示显著性水平为0.01、0.05、0.10。

七、研究结论

本文分别基于以市场价值为基础和会计盈余为基础的资本投资回报估算模型,以中国上市公司1999—2004年的数据为样本,对上市公司的资本投资回报率进行了估算。然后,在此基础上考察了投资环境和所有权结构对资本投资回报的影响。研究发现,中国上市公司资本投资回报率平均为2.6%左右,资本回报与资本成本的比值平均只有0.52,中国上市公司的资本投资效率堪忧。在投资环境这一因素上,我们发现,投资环境同资本投资回报存在显著的正向关系,在投资环境较好的地区,上市公司的资本投资回报会更高。对于所有权这一因素,我们发现:(1)整体而言,国有上市公司的投资回报不及私有产权控制的上市公司;(2)第一大股东持股比例同资本投资回报存在显著的正向线性关系,并且,这种正向线性关系无论是在国有上市公司还是在私有产权控制的上市公司中都存在。这表明集中的股权结构更多地表现为正面的“激励效应”;(3)股权制衡总体上对资本投资回报有一定的积极作用。但是,股权制衡的正面效用受制于上市公司的最终控制人性质。如果上市公司最终控制人为国有性质,则股权制衡的作用较难发挥。而如果上市最终控制人为私有产权性质,则股权制衡的正向效应更为明显。

接着,我们对投资环境和所有权结构的相互作用进行了考察。在将研究样本按照投资环境高低分组进行回归后,我们发现:(1)在投资环境较差的地区,国有上市公司的资本投资业绩要显著劣于非国有上市公司,而在投资环境较好的地区,两者的资本投资业绩差异不明显;(2)无论是在投资环境好的地区还是差的地区,第一大股东持股比例都同资本投资回报呈显著的正向关系;(3)在投资环境较好的地区,股权制衡的正面效应显著存在。而在投资环境较差的地区,股权制衡的正面效应不复存在,甚至对资本投资业绩有损害作用。由此,我们认为,在投资环境和所有权结构的关系上,两者更多地表明为一种互补关系,而非替代关系。

已有的文献表明,中国经济的改革进程中存在着因过度投资需求而导致的投资效率损失,并且投资需求几乎不受资本成本的影响(秦朵和宋海岩,2003)。本文为上述观点提供了来自中国上市公司的经验证据。本文的政策含义是,在提升上市公司资本投资业绩上,加强投资环境的改善和产权改革是密不可分的,对国有上市公司尤其如此。如果不考虑外部投资环境的现实,而一味强调所有权结构的调整,其作用很可能大打折扣。本文的结论也可适当推广到世界上许多经济转轨进程中的国家中去。

本研究可能存在以下两点不足:第一,采用 Mueller and Reardon (1993)

的方法估计投资业绩对股票市场的有效性有一定要求，这可能会对研究结论产生一定的影响，但由于我们在估计方程中控制了年度变量，这可以部分地消除股票市场整体涨跌对投资业绩估算结果的影响。⁹第二，企业的资本投资从广义上讲包括固定资产和无形资产的购建支出、公司并购支出、研究与开发支出（R&D）和广告支出等，我们主要考察的是固定资产和无形资产支出的投资回报率，没有考察诸如并购支出等资本投资的业绩，因此对资本投资的回报还不够全面。¹⁰我们希望能在未来的研究中对上述不足加以改进。

参 考 文 献

- [1] 白重恩、路江涌、陶志刚，“投资环境对外资企业效益的影响——来自企业层面的证据”，《经济研究》，2004年第9期，第82—89页。
- [2] 白重恩、刘俏、陆洲、宋敏、张俊喜，“中国上市公司治理结构的实证研究”，《经济研究》，2005年第2期，第81—91页。
- [3] Baumol, W., P. Heim, B. Malkiel, and R. Quandt, “Earnings Retention, New Capital and the Growth of the Firm”, *Review of Economics and Statistics*, 1970, 52(4), 345—355.
- [4] 北京大学中国经济研究中心宏观组，“产权约束、投资低效与通货紧缩”，《经济研究》，2004年第9期，第26—35页。
- [5] Brealey, R., S. Hodges, and D. Capron, “The Return on Alternative Sources of Finance”, *Review of Economics and Statistics*, 1976, 58(4), 469—477.
- [6] 陈信元、陈冬华、朱凯，“股权结构与公司业绩：文献回顾与未来研究方向”，《中国会计与财务研究》，2004年第6卷第4期，第1—24页。
- [7] Cho, M., “Ownership Structure, Investment, and the Corporate Value: An Empirical Analysis”, *Journal of Financial Economics*, 1998, 47(1), 103—121.

⁹ 作者感谢匿名审稿人就此问题提出的意见和建议。1999—2004年，我国的股票市场行情经历了一个上升到下降的过程，如果不控制年度变量的话，则由此估算的投资回报必然存在较大程度的偏差。不过，引入年度变量并无法完全消除股票市场波动带来的影响，如果不同公司受到整体宏观经济影响不同，导致其涨跌幅度存在较大差异，则我们估算的投资回报依然会存在一定程度的偏差。特别的，从2001年9月到2005年，中国股票市场经历了一个较长时间的持续低迷，从而导致了期末公司市场价值可能小于期初公司市场价值的现象，这样，我们就有可能低估了上市公司的资本投资回报率。

¹⁰ 根据上市公司资产负债表上的数据，我们可以将资本投资区分为固定资产投资、无形资产投资和长期投资（包括长期股权投资和长期债权投资）三类。在本文的后续研究中，我们将三类资本投资对股票业绩的影响进行了实证分析。研究发现，长期投资的股票业绩效应远不及固定资产投资。同时，2004年的A股上市公司的数据表明，在三类投资中，长期投资占长期资产比例的中位数只有9.8%，这意味着，在中国上市公司的资本投资中，无论是在投资数量上还是在投资回报的贡献上，固定资产投资所起的作用均是主导性的。感谢匿名审稿人就此问题提出的建议。

- [8] Cull, R., and L. Xu, "Institutions, Ownership, and Finance: The Determinants of Profit Reinvestment among Chinese Firms", *Journal of Financial Economics*, 2005, 77(1), 117—146.
- [9] Denis, D., and J. McConnell, "International Corporate Governance: A Survey", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2003, 38(1), 1—36.
- [10] Dollar, D., M. Hallward-Driemeier, and T. Mengistae, "Investment Climate and Firm Performance in Developing Economies", World Bank Working Paper, 2003.
- [11] Fama, E., and K. French, "The Corporate Cost of Capital and the Return on Corporate Investment", *Journal of Finance*, 1999, 54(6), 1939—1967.
- [12] Friend, I., and F. Husic, "Efficiency of Corporate Investment", *Review of Economics and Statistics*, 1973, 55(1), 122—127.
- [13] Gugler, K., D. Mueller, and B. Yurtoglu, "The Impact of Corporate Governance on Investment Returns In Developed and Developing Countries", *Economic Journal*, 2003, 113(491), 511—539.
- [14] Gugler, K., D. Mueller, and B. Yurtoglu, "Corporate Governance and the Returns on Investment", *Journal of Law and Economics*, 2004, 47(2), 589—633.
- [15] Jensen, M., and W. Meckling, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, 1976, 3(4), 305—360.
- [16] 经济增长前沿课题组, "高投资、宏观成本与经济增长的持续性", 《经济研究》, 2005年第10期, 第12—23页。
- [17] 李涛, "国有股权、经营风险、预算软约束与公司业绩: 中国上市公司的实证发现", 《经济研究》, 2005年第7期, 第77—89页。
- [18] 鲁明泓、潘镇, "中国各地区投资环境评估与比较: 1990~2000", 《管理世界》, 2002年第11期, 第42—49页。
- [19] McFetridge, D., "The Efficiency Implications of Earnings Retentions", *Review of Economics and Statistics*, 1978, 60(2), 218—224.
- [20] Morck, R., A. Shleifer, and R. Vishny, "Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis", *Journal of Financial Economics*, 1988, 20, 293—315.
- [21] Mueller, D., and E. Reardon, "Rates of Return on Corporate Investment", *Southern Economic Journal*, 1993, 60(2), 430—453.
- [22] Mueller, D., and B. Yurtoglu, "Country Legal Environments and Corporate Investment Performance", *German Economic Review*, 2000, 1(2), 187—220.
- [23] 秦朵、宋海岩, 《改革中的过度投资需求和效率损失》, 《经济学(季刊)》, 2003年第2卷第4期, 第807—832页。
- [24] Shleifer, A., and R. Vishny, "A Survey of Corporate Governance", *Journal of Finance*, 1997, 52(2), 737—783.

- [25] Stern, N., *A Strategy for Development*. New York: World Bank, 2002.
- [26] 田利辉,“国有股权对上市公司绩效影响的U型曲线和政府股东两手论”,《经济研究》,2005年第10期,第48—58页。
- [27] 王曦,“经济转型中的投资行为与投资总量”,《经济学(季刊)》,2005年第5卷第1期,第129—146页。
- [28] 王小鲁、樊刚,《中国经济增长的可持续性——跨世纪的回顾与展望》。北京:经济科学出版社,2000年。
- [29] Whittington, G., “The Profitability of Retained Earnings”, *Review of Economics and Statistics*, 1972, 54(2), 152—160.
- [30] 夏立军、方轶强,“政府控制、治理环境与公司价值——来自中国证券市场的经验证据”,《经济研究》,2005年第5期,第40—51页。
- [31] 徐莉萍、辛宇、陈工孟,“股权集中度和股权制衡及其对公司经营绩效的影响”,《经济研究》,2006年第1期,第90—100页。
- [32] 易纲、林明,“理解中国经济增长”,《中国社会科学》,2003年第2期,第45—60页。
- [33] 俞乔、陈剑波、杨江、张玮,“非国有企业投资行为研究”,《经济学(季刊)》,2002年第1卷第3期,第501—520页。
- [34] 张军,《资本形成、投资效率与中国经济增长》。北京:清华大学出版社,2005年。
- [35] 张翼、李辰,“股权结构、现金流与资本投资”,《经济学(季刊)》,2005年第5卷第1期,第229—246页。
- [36] 张峥、孟晓静、刘力,“A股上市公司的综合资本成本与投资回报——从内部报酬率的视角观察”,《经济研究》,2004年第8期,第74—84页。

Return to Capital Investment and Its Determinants in China: Evidence from Listed Companies

QINGQUAN XIN BIN LIN DEMING YANG

(*Sun Yat-sen University*)

Abstract Based on the models of Mueller and Reardon(1993)and Baumol *et al.* (1970), this paper estimates the return to capital investment of China's listed companies for 1999—2004. We find that the rate of return is only 2.6%, which is far less than the corporate cost of capital. This conclusion shows that investment efficiency is very poor among Chinese listed

companies. Subsequently, we examine the effects of investment climate and ownership structure on the rate of return. We find that investment climate and ownership structure have significant effects. More importantly, after examining the interaction between investment climate and ownership structure, our results show that there exists some degree of complementarity between the two factors.

JEL Classification E22, G31, G32