

上市公司民营化绩效：基于政治观点的检验*

李广子 刘力

摘要：利用中国市场上剔除资产重组效应后的上市公司民营化样本，本文考察了所有权性质变更对上市公司绩效的影响。本文发现：（1）民营化后上市公司的绩效得到改善；（2）与未发生控制权转让的配对国有上市公司样本以及国有企业间控制权转让样本相比，民营化能更有效地改善上市公司绩效；（3）民营化前后上市公司在经理人激励方面没有显著差别，民营化样本与未发生控制权转让的配对国有上市公司样本以及国有企业间控制权转让样本在经理人激励方面也没有显著差别。本文的证据支持了由 Shleifer and Vishny（1994）所提出的政治观点。

关键词：民营化 政治观点 经理人观点

Listed firm's privatization and performance: A test for political view

Guangzi LI¹, Li LIU²

1 Institute of Finance and Banking, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732

2 Guanghua School of Management, Peking University, Beijing 100871

Abstract: Based on the sample of listed SOEs' privatizations in China stock market, excluding the influence of restructuring accompanying privatization, this paper investigates the effect of change of the nature of ownership on firm performance. Major findings include: (1) Privatization has a positive effect on firm performance. (2) Compared to the sample of matching listed SOEs without transfer in controlling right and the sample with transfer in controlling right between SOEs, privatization has a much better effect on firm performance. (3) Neither significant change takes place in compensation for manager after privatization, nor does big difference in compensation for manager exist between the sample of privatization and the sample of matching listed SOEs without transfer in controlling right and between the sample of privatization and the sample with transfer in controlling right between SOEs. Our evidence is consistent with the "political view" originally proposed by Shleifer and Vishny (1994).

JEL Classification: G34, G38, P21

* 李广子：中国社会科学院金融研究所 北京建国门内大街5号中国社会科学院金融研究所 100732 电话：010-85196372 电子信箱：liguangzi@sina.com；刘力：北京大学光华管理学院金融系 100871 电话：010-62756246 电子信箱：lli@gsm.pku.edu.cn。

本文是国家社科基金项目“地区金融环境差异与企业投融资研究”（项目批准号06BJY114）的成果之一，作者感谢国家社科基金对研究的支持。作者感谢北京大学光华管理学院金融系博士生讨论班、第六届中国金融学会参与者的讨论，作者特别感谢刘玉珍、赵龙凯、张翼、张峥、杨云红、熊德华、郑志刚、廖冠民、冯旭南、余明桂（评论人）及两位匿名审稿人的建设性意见。文责自负。

一、引言

随着经济市场化改革的推进，政府越来越多地将其持有的国有企业的股权出售给民营企业，引入其他类型的股权，通过“民营化”来提高企业的经营效率和绩效。考察民营化对公司绩效的影响对于评价市场化改革的政策效果、指导进一步的改革实践具有重要的现实意义。

按照国有股权出售时国有企业所处状态的不同，可以将民营化大致分为以下两大类，第一大类与非上市公司有关，政府通过拍卖、重组、协议转让等方式将未上市的国有企业股份出售给民营企业。胡一帆等（2006）利用问卷调查数据发现，这类民营化改善了企业绩效。第二大类与上市公司有关，又可分为以下三个子类：第一类为国有企业通过 IPO 上市，引入私人投资者；许多文献考察了这类民营化对企业绩效的影响，如 Sun and Tong（2003）、Jefferson and Su（2006）、Jiang et al.（2009）等，这些文献总体上发现国有企业通过 IPO 上市提高了绩效；第二类为政府在国有企业上市之后将控制权转让给民营企业，实现所有权性质由国有到民营的变更，本文称之为“上市公司民营化”；第三类为与国有上市公司有关的其他形式的民营化，比如股权分置改革中上市公司的国有非流通股股东向流通股股东支付对价的过程（Li et al., 2009）、国有上市公司股权再融资（SEO）、国有股减持，等等。

本文对上述与上市公司有关的第二类民营化过程即上市公司民营化进行考察，研究所有权性质由国有向民营的变更对上市公司绩效的影响。现实中，上市公司民营化过程往往伴随着资产重组行为，这种资产重组行为往往会对上市公司绩效产生重大影响。例如，2006年8月28日，民营企业仁和（集团）发展有限公司通过拍卖方式得到九江化学纤维总厂持有的九江化纤（000650）13,439.52万股国有法人股（占比67.16%），从而成为上市公司新的控股股东。与此同时，上市公司对原有大部分资产和负债进行剥离，并置入仁和集团及其实际控制人持有的铜鼓仁和、吉安三力、仁和药业三家公司100%的股权等资产，该公司由一家化纤企业变成一家制药企业。经过资产重组，该公司的净资产收益率（ROE）由2005年的-277.16%增加到2007年的16.64%。对与所有权性质变更相伴随的资产重组效应进行区分是非常重要的。如果绩效的变化仅仅是由资产重组效应所引起的，则我们无法得出所有权性质变更会对企业绩效产生影响的结论。在已有文献中，徐莉萍等（2005）、荆新等（2007）和戴璐（2007）等考察了国有上市公司民营化对其绩效的影响，但他们并没有区分所有权性质变更效应和资产重组效应，因此也没有真正论证所有权性质变更对企业绩效是否产生影响这一问题。一些文献在考虑资产重组效应后考察了控制权转让对企业绩效的影响。比如，白云霞等（2004）、白云霞和吴联生（2008）在将资产重组产生的收益从当期绩效中扣除后发现，控制权转移对公司业绩的影响并不显著。尽管这些文献在研究控制权转移对绩效的影响时一定程度上控制了资产重组的影响，但是，一方面，资产重组对当期收益的直接影响很难准确计算；另一方面，资产重组还可能产生其他间接影响，比如一项资产的注入会对公司已有资产产生间接影响，这种间接影响同样无法准确衡量但显然不能被忽视。考虑到这两点，将资产重组产生的收益从当期绩效中扣除的做法存在一定缺陷。本文通过对考察未发生资产重组的样本，完全剔除掉资产重组效应，考察了纯粹由所有权性质变更对上市公司绩效的影响，得到了新的研究成果。

在理论意义上，已有文献对国有独资企业绩效较差的原因有两种解释。一种是政治观点（political view, Shleifer and Vishny, 1994），这一观点认为，除了利润最大化目标之外，政府还会追逐其他目标，这些目标与利润最大化目标相冲突。此时，只有当公司的控制权由政府转移到私有股东手里后，公司的绩效才会得到改善；另一种被称为经理人观点（managerial view, Laffont and Tirole, 1993），这种观点认为，由于缺乏具有较强制动机对

管理层进行监督的单个投资者，同时缺乏用于对管理层业绩进行评价的股票市场价格信息，因此，完全由政府所有的国有企业很难对管理层进行有效激励。在缺乏股票市场价格信息时，由于无法获取市场对经理人工作绩效的评价信息，对管理层的激励合同会受到限制（Holmstrom and Tirole, 1993; Tirole, 2001）；同时，由于股票未公开交易，敌意收购对管理层的激励作用也几乎不存在（Scharfstein, 1988; Stein, 1988）。

Gupta（2005）利用印度部分民营化（partial privatization）样本对上述两种观点进行了区分。所谓部分民营化是指政府通过IPO将持有的国有企业股份中的一部分出售给私人投资者，上市之后政府仍然是企业的控股股东。部分民营化后，政府在企业中的控股地位并没有发生变化，改变的仅仅是引入了新的投资者和市场约束机制。此时，政治观点不发生作用，部分民营化是否有效等价于经理人观点是否成立。Gupta（2005）的证据表明部分民营化提高了企业绩效，从而支持了经理人观点。

中国上市公司的民营化过程同样可以对上述两种理论观点进行区分。所不同的是，这一过程可以检验的是政治观点。这是因为，中国上市公司在民营化之前，通常也存在非国有的大股东或机构投资者，这些股东通常会有动力来监督管理层的行为；同时，上市公司在民营化前后都是一家公众公司，市场约束机制在民营化前后均会对经理人产生约束作用。也即，民营化前后经理人面临的外部环境不会发生变化。因此，剔除资产重组效应后，上市公司民营化前后唯一发生变化的是控股股东的性质。因此，上市公司民营化后绩效是否改善等价于政治观点是否成立。我们可以通过上市公司民营化样本检验所有权性质变更对公司绩效的影响，从而对政治观点进行检验。这也是本文在理论上的创新所在。

由于民营化样本中包含大量绩差公司，本文的研究还避免了已有关于民营化问题研究中普遍存在的选择性偏差问题（如Frydman et al., 1999; Jiang et al., 2009; 胡一帆等, 2006），即那些绩效好的公司更可能被民营化。另外，已有基于企业绩效与股权结构的横截面分析的文献都会面临股权结构的内生性问题（如徐晓东和陈小悦, 2001; 徐莉萍等, 2006; 等），本文考察的是民营化所导致的公司绩效的变化，从而避免了内生性问题。

利用中国市场上剔除资产重组影响后的上市公司民营化样本，本文发现：（1）民营化后上市公司的绩效得到改善；（2）与配对的未发生控制权转让的国有上市公司和国有企业间控制权转让相比，民营化更有效地改善了上市公司绩效；（3）民营化前后上市公司在经理人激励方面没有显著差别，民营化样本与未发生控制权转让的配对国有上市公司样本以及国有企业间控制权转让样本相比，在经理人激励方面也没有显著差别。本文的证据表明所有权性质由国有到民营的变更改善了公司绩效，从而支持了由 Shleifer and Vishny（1994）所提出的政治观点。

本文的后续结构安排如下：第二部分介绍了样本和分析方法，第三部分比较了民营化前后公司绩效的变化，第四部分比较了民营化样本与配对的未发生控制权转让的国有上市公司样本的绩效，第五部分将民营化样本与国有企业间控制权转让样本进行了对比，第六部分考察了经理人激励的变化，第七部分讨论了潜在的“合谋行为”的影响，第八部分是结论。

二、样本与研究设计

（一）样本选择

本文包括的上市公司民营化数据来自于CCER民营上市公司数据库。截至2008年底，共有336家国有控股上市公司控制权发生转移而成为民营公司，剔除数据错误或数据不全的公司后还有301个样本。我们需要在这301个样本中选择出不含资产重组效应的研究样本。剔除资产重组效应通常有两种方法：一种方法是对于伴随资产重组的样本，把资产重组效应从企业经营绩效中剔除，比如白云霞等（2004）、白云霞和吴联生（2008）。如前所

述, 这种方法存在一定不足; 另一种方法是只考虑不存在资产重组的样本, 这种方法可以从根本上剔除资产重组效应。本文采取第二种方法。对于上述民营化样本, 我们通过逐一查阅公司公告, 查看该公司民营化当年以及之后 4 年内^①是否发生资产重组。本文所指的“资产重组”泛指控制权受让方及其关联方与上市公司之间发生的资产置换、债务重组、资产收购及其他重大关联交易, 而日常关联交易不包括在内。如果一家公司在民营化后某一年度发生此类资产重组行为, 则将该公司当年及以后年度观测值予以剔除。另外, 由于需要对上市公司民营化前后的绩效进行比较, 本文要求民营化后的数据时间长度不低于 1 年。在 301 个民营化样本中, 有 5 个样本在民营化当年再次发生控制权转让, 有 123 个样本在民营化当年发生资产重组, 有 44 个样本在民营化之后 1 年内发生资产重组, 剔除这几类样本后得到 129 个样本。所有样本至少在民营化之后 1 年内没有发生资产重组, 其中, 2 年内没有发生资产重组的有 101 个, 3 年内没有发生资产重组的有 76 个, 4 年内没有发生资产重组的有 48 个^②。样本行业及年度分布见表 1。可以看到, 样本分布广泛, 涉及 12 个行业和 12 个年度。其中制造业样本数量最多, 为 68 个, 占总样本数的一半以上; 从年度分布来看, 2002 年至 2004 年相对集中一些。

表 1 样本行业及年度分布

行业(代码)	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	合计
农、林、牧、渔业(A)							1	1	2				4
制造业(C)		1	1	3	3	4	13	18	8	7	9	1	68
电力、煤气及水的生产和供应业(D)								3	1	1			5
建筑业(E)			1						1				2
交通运输、仓储业(F)								1	1				2
信息技术业(G)			1	2	2		3		1	1	3	1	14
批发和零售贸易(H)			1		1	2	1		3	2	1	1	12
金融、保险业(I)								1					1
房地产业(J)				1			1			1		1	4
社会服务业(K)							1	2					3
传播与文化产业(L)			1						1				2
综合类(M)	1	1	3		2	1	1	2			1		12
合计	1	2	8	6	8	7	21	28	18	12	14	4	129

(二) 分析方法与变量描述

我们首先采取已有文献中的标准做法(参见 Sun and Tong, 2003; Jiang et al., 2009; 白云霞等, 2004; 徐莉萍等, 2005), 对相应的绩效指标进行均值和中位数比较。为了剔除年度不同以及行业因素造成的影响, 参照徐莉萍等(2005)的研究, 我们对各指标根据其行业中位数进行了调整, 考察扣除行业中位数之后的绩效指标。同时, 为剔除异常值的影响, 我们采取 Winsorization 方法, 对所有小于 5% 分位数(大于 95% 分位数)的变量, 令其值分别等于 5% 分位数(95% 分位数)。考虑到很多情况下样本并不满足正态性, 在对各绩效指标进行单变量比较时, 除报告均值比较及 t 检验显著性结果外, 本文还给出了中位数比较及相应的 Wilcoxon 符号秩检验显著性结果。

此外, 我们还通过如下模型在控制其他因素之后考察所有权性质变更对绩效的影响:

$$PERFORMANCE_{it} = \beta_0 + \beta_1 PRIVATE_{it} + \beta_2' X_{it} + \varepsilon_{it}$$

^① 本文所指的年度为是会计年度。比如, 一家上市公司民营化时间为 2000 年 5 月, 那么本文所指的第 0 年为 2000 年, 第 1 年为 2001 年(而不是 2000 年 6 月至 2001 年 5 月), 其他年度以此类推。由于 4 年后未发生资产重组的样本数量很少, 因此本文只考虑民营化之后 4 年的情形。

^② 可见, 民营化过程通常伴随着资产重组行为。本样本中, 在民营化当年或之后 1 年内发生资产重组的共有 167 个, 占样本总数 301 的 55%。因此, 在考察民营化对公司绩效影响时, 如果对资产重组效应不加以区分, 则很难区分绩效变化背后的驱动因素。

其中, PERFORMANCE为绩效指标。准确度量上市公司绩效是很困难的, 单一指标可能会存在误导。参照已有研究(Gupta, 2005; 徐莉萍等, 2005; 荆新等, 2007), 本文选取了盈利能力、市场价值及生产率等多种指标, 以求更为全面地反映上市公司的绩效水平。在选取盈利能力指标时, 考虑到息税前盈余(EBIT)中盈余管理成分较少, 本文以此为基础, 再除以上市公司当年平均所有者权益作为盈利力度量指标。本文还选取了Tobin's Q作为上市公司市场价值的度量, 由于市场价值指标包含了许多会计指标无法度量的信息, 因此可以作为会计指标很好的补充。此外, 本文还选取了销售额、雇员人数和人均销售来反映上市公司的生产率。

PRIVATE为民营虚拟变量, 当上市公司为民营公司或样本为民营化样本时取1, 否则取0。X为控制变量向量, 实际中究竟有哪些因素可能对绩效产生影响并没有确定的结论。本文采取Gupta(2005)和荆新等(2007)的做法, 对公司规模(SIZE)和负债率(LEVERAGE)进行了控制^③。由于本文对所有指标均进行了行业中位数调整, 因此, 在回归中我们不需要再对行业变量和年度变量进行控制。各变量定义见表2, 所有数据均来自于WIND数据库。

表2 变量定义

指标类型	变量名称	变量定义
盈利能力	EBIT_E	(营业利润 + 财务费用) / [(上一年末所有者权益 + 本年末所有者权益) / 2]
市场价值	TOBIN Q	公司市场价格/公司重置成本 = (年末流通市值 + 非流通股份占净资产的金额 + 长期负债合计 + 短期负债合计) / 年末总资产
生产率	SALES	销售额
	LABOR	雇员人数
	RJXS	人均销售额 = 销售额 / 期末雇员人数
民营虚拟变量	PRIVATE	上市公司为民营或样本为民营化样本时取1, 否则取0
公司规模	SIZE	总资产的自然对数
负债率	LEVERAGE	负债率 = 总负债 / 总资产

各指标描述性统计结果见表3(所有数据均经行业中位数调整)。

表3 变量描述性统计

变量	民营化样本			未发生控制权转让的 配对国有上市公司样本			国有企业间控制权转让样本		
	样本	均值	标准差	样本	均值	标准差	样本	均值	标准差
EBIT_E	129	-0.038	0.170	92	-0.036	0.141	120	-0.031	0.103
TOBIN Q	129	0.393	0.695	92	0.238	0.583	120	0.078	0.412
SALES	129	97837525	1295952042	92	832164996	2799422156	120	291532132	1734157897
LABOR	129	171	2477	92	1336	3842	120	505	2103
RJXS	129	670530	3800356	92	360117	1421126	120	282807	1124653
SIZE	129	-0.403	1.007	92	0.111	1.028	120	-0.003	0.644
LEVERAGE	129	0.058	0.215	92	0.032	0.239	120	-0.049	0.161

三、民营化前后上市公司绩效变化分析

(一) 均值(中位数)比较

由于本文各个样本时间长度不同, 本文采取白云霞等(2004)的做法, 我们以民营化前1年度为基准, 分别计算民营化前后不同年度上市公司绩效的改变量。下文分析中, 我们在各指标前添加“△”以表示相应指标的改变量。各指标改变量的计算方法如下: 对于相对值指标(EBIT_E、TOBINQ), 首先按照各年度行业中位数对各指标进行调整, 再计算民营化前后不同年度的差异; 对于绝对值指标(SALES、LABOR、RJXS), 首先计算出民

^③ 作为稳健性测试, 我们还加入其他控制变量如公司治理变量(第一大股东持股比例、第二到第十大股东持股比例之和)、经理人激励变量(CEO变更、CEO持股比例、前三大高管薪酬)等, 本文的基本结论不变。受缺失值影响, 加入的控制变量越多, 可利用的观测值越少。

营化前后不同年度的增长率^④，再扣除对应指标变化率相应年度区间的行业中位数^⑤。对绩效进行比较时，我们采用t统计量检验绩效指标变化的均值是否异于0，采用Wilcoxon符号秩统计量检验变化的中位数是否异于0。具体结果见表4。

表4 民营化前后绩效比较

区间	(-1,0)		(-1,1)		(-1,2)		(-1,3)		(-1,4)	
变量	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
△EBIT_E	-0.015	-0.001	-0.012	0.015	0.007	0.008	0.011	0.007	-0.012	-0.027
N		120		119		96		68		42
△TOBINQ	0.086*	0.008	0.067	0.008	0.131*	0.052	0.354***	0.108***	0.444***	0.441***
N		120		118		96		68		42
△SALES	-0.034	-0.101*	0.063	-0.138	0.121	-0.291	0.223	-0.301	0.328	-0.526*
N		121		91		71		51		34
△LABOR	-0.022	-0.024***	-0.080**	-0.078***	-0.101*	-0.158***	-0.109	-0.206**	-0.140	-0.280***
N		113		83		63		43		25
△RJXS	0.096**	-0.007	0.398***	0.099**	0.741***	0.004*	0.978**	0.095*	1.444**	0.424*
N		112		82		62		42		25

注释：表中列示的是民营化样本各指标相应区间内改变量的均值（中位数）。*、**、***分别表示均值（中位数）在10%、5%、1%的显著性水平上异于0（双尾）。其中，-1、0、1、...、4表示民营化前1年、当年即民营化之后1至4年，(x,y)表示第y年绩效减去第x年绩效，下同。

从表4可以看到，盈利能力的改变量（△EBIT_E）总体上并不显著，说明民营化对上市公司盈利能力并没有太大的改善作用。与此相反，上市公司的市场价值（TOBINQ）在民营化后有了显著的提高，民营化后时间越长，市场价值提升越明显。例如，民营化后第4年与民营化前1年相比，其TOBINQ值的改变量比行业平均水平高0.444，在经济意义和统计意义上都是显著的。另外，与行业平均水平相比，人均销售指标（RJXS）在民营化后大幅增加并且是显著的，说明民营化提高了上市公司的生产率。同样的，时间越长，生产率的提高越明显。民营化后第4年与民营化前1年相比，其生产率的增长率（△RJXS）比行业平均水平高144%。进一步分析发现，民营化后上市公司销售额的增长率（△SALES）并未显著高于行业平均水平，甚至一定程度上低于行业平均水平；与此相反，民营化后上市公司雇员人数的增长率（△LABOR）要显著低于行业平均水平。以民营化后第4年为例，与民营化前1年相比，民营化后上市公司雇员人数的增长率比行业平均水平要低14%。这意味着，雇员人数的相对减少比销售额的相对上升对生产率的相对提高贡献要更大一些。

（二）多元回归分析

上一部分对民营化前后不同区间各指标的改变量进行了比较。进一步，我们将所有的观测值组合在一起，进行多元回归分析。虚拟变量PRIVATE在上市公司民营化后取1，否则取0。表5给出了多元回归分析结果^⑥。与表4中计算各指标的改变量不同，表5中的各指标对应的指标即为其本身。

从表5可以看到，控制其他因素后，民营化对上市公司市场价值（TOBINQ）和生产率（RJXS）产生了显著为正的影响，对公司盈利能力（EBIT_E）的影响尽管为正但并不显著。其中，与民营化前相比，剔除行业平均水平后，民营化后上市公司的市场价值（TOBINQ）增加了0.089，生产率（RJXS）的绝对值增加了597278，在经济意义和统计意义上都是显著的。规模因素（SIZE）和负债率（LEVERAGE）都对上市公司绩效产生了显著影响，但对不同绩效指标的影响却并不相同。总体上，多元回归分析的结果与上述单变量分析结果一致。

^④ 以SALES为例，其增长率的计算方法为 $(SALES_y - SALES_x) / SALES_x$ ，LABOR、RJXS的计算与此相同。

^⑤ 这样做是因为如果先对绝对值指标扣除行业中位数，该指标可能出现负值，此时再计算该指标的变化率就会出现负值。

^⑥ 考虑到各公司民营化时间不同，我们将民营化当年数据扣除后重复相应回归分析，结果基本不变。

表5 回归分析（民营化前后比较）

因变量	EBIT_E	TOBINCQ	RJXS
PRIVATE	0.011 (0.014)	0.089** (0.044)	597278** (275525)
SIZE	0.027*** (0.009)	-0.345*** (0.034)	376538*** (118346)
LEVERAGE	0-0.001** (0.000)	0.005*** (0.001)	-21156*** (6630)
INTERCEPT	-0.030** (0.012)	0.160*** (0.035)	375590** (167507)
F-value	5.56***	40.11***	4.51***
Adj_R ²	0.051	0.311	0.047
N	566	565	500

注释：括号中为回归系数的标准差，*、**、***分别表示系数在10%、5%、1%的显著性水平上异于0。

利用不涉及资产重组的上市公司民营化样本，通过比较各绩效指标民营化前后的变化，本文发现，所有权性质的变更总体上对上市公司绩效产生了积极作用，表现在市场价值的提升和生产率的提高两方面；另外，民营化后上市公司盈利能力并没有得到明显改善。

四、配对样本比较分析

上一节的研究结果表明，民营化对上市公司绩效具有一定的改善作用。但是，由于民营化样本中包含很多绩差公司（在下文中有进一步分析），而绩效指标往往具有均值反转（mean-reverting）特性（Fama and French, 2000），Jiang et al. (2009) 关于中国市场中 IPO 上市效果的研究也证实了这一点。同时，上一节考察的是不同行业上市公司在不同年度绩效指标的变化，可能存在其他因素对上市公司绩效产生影响。为了克服上述缺陷，本节我们采用配对样本方法对民营化绩效进行进一步考察。配对样本与标的样本在很多方面非常接近，因此这种方法可以有效去除诸多不可控因素的影响（如白云霞等，2004；Jiang et al., 2009）。

（一）样本

我们选择控制权未发生转让的国有上市公司作为民营化公司的配对公司，以配对公司在相应区间内的绩效作为标的公司的期望业绩，考察两类公司间是否存在差异。选择配对公司时，除要求控制权未发生转让外，还要求配对公司的影响业绩的其他因素尽量接近研究样本。具体地，我们依据以下标准确定标的公司的配对公司：（1）配对公司为国有上市公司并且在样本期间内未发生控制权转让；（2）配对公司与标的公司属于同一行业；（3）配对公司盈利能力（EBIT_E）和资产规模（ASSET）在民营化前1年与标的公司对应指标的差异不超过30%；（4）配对公司在标的公司未发生资产重组的年度内同样没有发生资产重组（参见白云霞等，2004；Jiang et al., 2009）。如果同时有多家上市公司满足上述标准，我们选择经营范围、盈利能力和资产规模与标的公司最为接近的公司作为配对公司。经过筛选，最终我们为92家民营化公司确定了配对公司^⑦。

（二）均值（中位数）比较

我们首先计算民营化样本和配对样本不同区间内各绩效指标的改变量，得到相应的均值（中位数），然后再以民营化样本各绩效指标不同区间内改变量的均值（中位数）减去配对样本对应指标改变量的均值（中位数），得到两类样本的差异并检验其显著性。这种差异反映了民营化对上市公司绩效的影响。具体结果见表6。

^⑦ 由于本文筛选标准比较严格，尤其是要求配对公司在标的公司未发生资产重组的年度内同样没有发生资产重组，因此无法为一部分民营化公司找到满足所有标准的配对公司。

表6 民营化样本与配对国有上市公司样本绩效改变量比较

区间	(-1,0)		(-1,1)		(-1,2)		(-1,3)		(-1,4)	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
△EBIT_E	-0.025	-0.009	-0.006	0.014	-0.006	-0.012	0.061*	0.033*	-0.013	-0.015
N	92(92)*		91(92)		75(78)		53(58)		32(42)	
△TOBINQ	0.038	0.000	0.193***	0.031*	0.185*	0.037	0.297**	0.068*	0.229*	0.122
N	92(92)		91(92)		75(78)		53(58)		32(42)	
△SALES	-0.020	-0.063	0.002	-0.125	0.101	-0.146	0.288	-0.130	-0.038	-0.550
N	91(91)		68(68)		52(52)		35(34)		22(21)	
△LABOR	-0.050**	-0.007*	-0.097*	-0.043**	-0.155*	-0.128**	-0.071	-0.110	-0.156	-0.139
N	87(87)		64(64)		48(48)		31(30)		17(16)	
△RJXS	0.138**	-0.017	0.302***	0.050*	0.573**	0.125*	0.866*	0.025*	0.269*	-0.363
N	86(86)		63(63)		47(47)		30(29)		17(16)	

注释：表中列示的是民营化样本相应区间各指标改变量的均值（中位数）减去未发生控制权转让的配对国有上市公司样本相应的均值（中位数）后的差值。*、**、***分别表示差值在10%、5%、1%的显著性水平上异于0（双尾）。★表示民营化样本（配对样本）观测值数目（下同）。

表6的结果与表4总体上是一致的。从盈利能力的改变量（△EBIT_E）来看，与未发生控制权转让的配对国有上市公司样本相比，民营化并没有显著地改善上市公司的盈利能力，只是在（-1，3）区间内，民营化样本的盈利能力改变量要略好于配对样本。此外，民营化样本在绝大多数区间内市场价值的改变量（△TOBINQ）都要高于配对样本，表明民营化使得公司的市场价值得到相对提升，时间越长，提升的幅度就越大。以（-1，4）区间为例，以民营化前1年为基准，民营化后第4年为上市公司带来市场价值的增加平均比配对样本高0.229。与表4一致，民营化导致的上市公司生产率的增长率（△RJXS）要显著高于配对的国有上市公司样本，其中，在（-1，3）区间表现得最明显：民营化所带来上市公司生产率的增长率平均来说比配对样本高86.6%。进一步分析表明，两类样本在销售额的增长率（△SALES）上并没有显著差别，而民营化所带来的雇员人数的增长率（△LABOR）要显著低于配对的国有上市公司样本。因此，雇员人数的相对减少比销售额的相对上升对生产率的相对提高贡献要更大一些。

（三）多元回归分析

我们进一步通过多元回归方法对两类样本进行分析。下文分析中，当样本为民营化样本时，民营虚拟变量PRIVATE取1，否则取0。由于此处比较的是不同区间绩效指标的改变量，因此除PRIVATE外，其他控制变量均以改变量形式进入回归分析（同样的方法参见Gupta, 2005）。我们对所有区间均进行了分析，出于节省空间考虑，我们只报告了（-1，1）和（-1，3）两个区间的结果，其他区间结果与此基本类似（下文同）^⑧。具体结果见表7。

表7 回归分析（与配对国有上市公司样本比较）

	△EBIT_E		△TOBINQ		△RJXS	
	(-1,1)	(-1,3)	(-1,1)	(-1,3)	(-1,1)	(-1,3)
PRIVATE	0.005	0.048	0.127*	0.161*	0.305**	1.13*
	(0.018)	(0.045)	(0.076)	(0.107)	(0.127)	(0.742)
△SIZE	-0.000	-0.000	0.001	-0.001**	0.002**	0.228
	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.242)
△LEVERAGE	-0.002***	0.001	0.009***	0.008***	0.000	0.036
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.025)
INTERCEPT	-0.006	-0.007	-0.075*	0.054	-.016	0.232
	(0.012)	(0.017)	(0.040)	(0.075)	(.045)	(0.330)
F-value	3.54***	1.13	11.22***	8.53***	2.56**	2.14*
Adj_R ²	0.096	0.024	0.197	0.160	0.049	0.223
N	183	111	183	111	126	30

注释：括号中为回归系数的标准差，*、**、***分别表示系数在10%、5%、1%的显著性水平上异于0。

^⑧ 所有区间的回归分析结果可向作者索取。

表7的回归分析结果与表6是一致的。控制其他因素之后, 民营化样本盈利能力的改变量($\Delta EBIT_E$)尽管高于配对样本但并不显著。与此相反, 民营化样本市场价值改变量($\Delta TOBINQ$)在所有区间都要高于配对样本。以民营化前1年为基准, 民营化所带来的上市公司市场价值之后1年的改变量比配对样本平均高0.127, 之后3年的改变量则比配对样本平均要高0.161, 二者都在10%的显著性水平上显著。同样的, 民营化样本生产率的增长率($\Delta RJXS$)在所有区间都要高于配对样本。以民营化前1年为基准, 民营化之后1年公司生产率的增长率比配对样本平均高30.5%, 之后3年的增长率则要高113%, 二者分别在5%和10%的显著性水平上显著。市场价值和生产率指标在两类样本间的差别在经济意义上也是显著的。公司规模变化($\Delta SIZE$)和负债率的变化($\Delta LEVERAGE$)等控制变量都对绩效指标产生了一定影响, 但对不同绩效指标的影响并不完全一致。

通过筛选未发生控制权转让的国有上市公司作为配对样本, 本文考察了民营化样本与配对样本在不同区间内绩效指标改变量的差异。结果表明, 民营化所导致的上市公司绩效的改变量总体上要好于配对国有上市公司样本, 同样表现在市场价值和生产率的提高两方面; 此外, 较弱的证据表明民营化所导致的上市公司盈利能力的改变量要略好于配对国有上市公司样本。因此, 通过配对样本方法, 我们再次验证了所有权性质的变更对上市公司绩效产生了积极作用。

五、与国有企业间控制权转让相比较

上市公司民营化过程中, 政府将国有上市公司的控制权转让给民营企业, 是控制权转让的一种。控制权转让意味着资源的重新配置, 在市场机制的作用下, 资源会流向那些更有效率的投资者手中。从这个意义上说, 控制权转让可能会对上市公司绩效产生积极影响。那么, 民营化后上市公司绩效的变化是否仅仅是控制权转让的结果, 而与所有权性质的变更没有太大关系? 为此, 我们需要比较民营化样本与国有企业间控制权转让样本(指国有上市公司的控制权从一家国有企业转让至另一家国有企业)之间的差异。如果民营化导致的上市公司绩效的变化优于国有企业间控制权转让, 则在一定程度上反映出所有权性质变更对上市公司绩效起到了改善作用。需要说明的是, 目前我国市场上控制权在民营企业间进行转让以及由民营企业转让给国有企业的上市公司样本数量很少, 而且, 考虑到本文要求样本在控制权转移后至少一年内没有发生资产重组, 此时, 样本数量要更少。受此限制, 我们仅对民营化样本与国有企业间控制权转让样本的绩效差异进行比较, 而未对民营化样本与另外两类控制权转让样本的绩效差异进行分析。

(一) 样本

本文参照与前文同样的方法筛选不涉及资产重组的国有企业间控制权转让样本。国有企业间控制权转让数据来自于CCER上市公司股权协议转让数据库。截至2008年底, 该数据库共有3052条股权协议转让记录。我们根据该数据库所提供的以下条件进行了筛选: (1) 受让方为国有企业; (2) 受让方在股权转让前不是控股股东; (3) 受让方在股权转让后为控股股东; (4) 控制权转让之前为国有控股企业。经过上述条件筛选, 我们共得到468笔国有企业间控制权转让记录。我们进一步通过查阅上市公司公告查看每一笔控制权转让交易发生当年以及之后4年是否发生资产重组。如果一家公司在控制权转让后某一年度发生资产重组, 则将该公司当年及以后年度观测值予以剔除。同样的, 我们要求控制权转让后的数据时间长度不低于1年。在此468个国有企业间控制权转让样本中, 剔除掉数据不全、错误或重复记录样本后得到322个样本。其中, 有17个样本控制权转让后数据时间长度少于1年; 有139个样本在控制权转让当年发生资产重组, 有46个样本在控制权转让之后1年内发生资产重组, 剔除这几类样本后得到120个有效的国有企业间控制权转让样本。这120个样本至少在控制权转让之后1年内没有发生资产重组, 其中, 2年内没有发生资产重

组的有 82 个, 3 年内没有发生资产重组的有 51 个, 4 年内没有发生资产重组的有 28 个。

(二) 均值(中位数)比较

我们先分别计算民营化样本和国有企业间控制权转让样本不同区间内各绩效指标的变量, 得到相应的均值(中位数), 然后再以民营化样本相应区间内各绩效指标改变量的均值(中位数)减去国有企业间控制权转让样本相应指标改变量的均值(中位数), 得到两类样本的差异并检验其显著性。具体结果见表 8。

表 8 民营化样本与国有企业间控制权转让样本绩效变化比较

区间	(-1,0)		(-1,1)		(-1,2)		(-1,3)		(-1,4)	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
Δ EBIT_E	0.006	0.015	0.003	0.018	0.041*	0.017*	0.075**	0.023*	0.088**	0.045**
N	120(100)		119(100)		96(71)		68(46)		42(24)	
Δ TOBINQ	0.069	-0.002	0.054	-0.004	0.001	-0.031	0.273**	0.059*	0.288*	0.427*
N	120(100)		118(100)		96(72)		68(46)		42(24)	
Δ SALES	-0.018	-0.081*	0.063	-0.086	0.057	-0.165	0.007	-0.128	-0.178	-0.330
N	121(102)		91(73)		71(61)		51(50)		34(24)	
Δ LABOR	-0.048*	-0.011	-0.114*	-0.015*	-0.017	0.047	0.052	0.026	-0.175*	-0.101*
N	113(83)		83(54)		63(42)		43(30)		25(23)	
Δ RJXS	0.075*	0.006*	0.244*	0.131*	0.149	-0.066	0.215*	-0.169	0.720*	-0.112
N	112(83)		82(54)		62(42)		42(30)		25(23)	

注释: 表中列示的是民营化样本相应区间各指标变化的均值(中位数)减去国有企业间控制权转让样本相应的均值(中位数)后的差值。*、**、***分别表示差值在 10%、5%、1%的显著性水平上异于 0(双尾)。

从表 8 可以看到, 民营化对上市公司所带来的绩效改善总体上要高于国有企业间控制权转让样本。与前文不同的是, 在所有区间里, 民营化所带来的盈利能力的改变量(Δ EBIT_E)都要高于国有企业间控制权转让样本, 时间越长, 这种差异在绝对值上越大。以(-1, 4)区间为例, 以民营化前 1 年为基准, 民营化之后第 4 年所带来的盈利能力的增加平均来说比国有企业间控制权转让样本高 8.8%, 在经济意义和统计意义上都是显著的。市场价值的改变量(Δ TOBINQ)与此类似, 与国有企业间控制权转让相比, 民营化带来了上市公司市场价值更大幅度的提高。例如, 这一差异在(-1, 4)区间为 0.288, 且在 10%的显著性水平上显著。与前文一致, 民营化所导致的生产率的增长率(Δ RJXS)要高于国有企业间控制权转让样本, 这种差别在(-1, 4)区间达到 0.720, 意味着民营化所带来上市公司生产率的增长率在该区间平均来说比国有企业间控制权转让样本高 72%。同样的, 销售额的改变量(Δ SALES)在两类样本间没有显著差异, 而民营化所导致的上市公司雇员人数增长率(Δ LABOR)要显著低于国有企业间控制权转让样本, 在(-1, 4)区间达到-0.175, 意味着民营化所带来上市公司雇员人数的增长率在该区间平均来说比国有企业间控制权转让样本低 17.5%, 再次说明雇员人数的相对减少对生产率的相对提高的贡献要更大一些。

(三) 多元回归分析

表 9 给出了对两类控制权转让样本进行比较的多元回归分析结果。其中, 当样本为民营化样本时, 民营虚拟变量 PRIVATE 取 1, 否则取 0。

表 9 的结果与表 8 是一致的。控制其他因素之后, 民营化样本盈利能力的改变量(Δ EBIT_E)在所有区间内都要显著高于国有企业间控制权转让样本。以(-1, 3)区间为例, 民营化所导致的盈利能力的改变量(Δ EBIT_E)比国有企业间控制权转让样本高 8.3%, 并且在 5%的显著性水平上显著; 同样的, 民营化样本市场价值改变量(Δ TOBINQ)在所有区间都要高于配对国有上市公司样本, 民营化所带来的公司市场价值的增加在(-1, 3)区间比国有企业间控制权转让样本要高 0.203, 且在 10%的显著性水平上显著; 同样的, 民营化样本生产率的增长率(Δ RJXS)在所有区间都要高于国有企业间控制权转让样本, 以(-1, 1)区间为例, 这一差异为 22.8%, 在经济意义和统计意义上都是显著的。

表9 回归分析（与国有企业间控制权转让样本比较）

	△EBIT_E		△TOBINQ		△RJXS	
	(-1,1)	(-1,3)	(-1,1)	(-1,3)	(-1,1)	(-1,3)
PRIVATE	0.012 (0.018)	0.083** (0.035)	0.047 (0.071)	0.203* (0.130)	0.228* (0.158)	0.983 (0.849)
△SIZE	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.001 (0.001)	-0.001* (0.000)	0.002*** (0.002)	0.437 (0.374)
△LEVERAGE	-0.003*** (0.000)	-0.001 (0.001)	0.004 (0.003)	0.009** (0.003)	0.012* (0.008)	0.006 (0.027)
INTERCEPT	-0.004 (0.012)	-0.066** (0.026)	-0.004 (0.038)	0.049 (0.084)	0.093 (0.112)	0.163 (0.286)
F-value	6.07***	8.92***	0.73	8.10***	1.96*	1.27
Adj_R ²	0.152	0.040	0.016	0.076	0.057	0.156
N	217	112	216	112	135	33

注释：括号中为回归系数的标准差，*、**、***分别表示系数在10%、5%、1%的显著性水平上异于0。

（四）关于样本选择性偏差的讨论

当一家国有上市公司原控股股东拟出售其股份时，为什么有的转让给国有企业而有的转让给民营企业？民营化和国有企业间控制权转让两类样本各绩效指标在控制权转让前是否存在差异？表10给出了控制权转让前一年两类上市公司绩效指标的比较。

表10 控制权转让前一年度两类样本绩效比较

变量	民营化(1)		国有企业间控制权转让(2)		差异(1)-(2)	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
EBIT_E	-0.038***	-0.029***	-0.013	-0.007	-0.025*	-0.022*
TOBINQ	0.258***	0.084***	0.173***	0.035***	0.085	0.049
RJXS	267201	-76323	410666**	11354	-143465	-87679

注释：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上异于0（双尾）。

从表10可以看到，民营化样本的EBIT_E（经行业中位数调整后）的均值和中位数分别为-0.038和-0.029，二者均在1%的显著性水平上异于0，说明民营化样本民营化前一年度的盈利能力要显著低于行业平均水平；而国有企业间的控制权转让样本相应指标（经行业中位数调整后）的均值和中位数分别为-0.013和-0.007，二者与0无差异。比较发现，民营化样本的EBIT_E要低于国有企业间控制权转让样本，且是统计显著的，说明与国有企业间控制权转让相比，民营化样本在控制权转让前的盈利能力要更差一些。两类样本的市场价值指标（TOBINQ）在控制权转让前均显著高于行业中位数水平，意味着市场具有很强的控制权转移预期，两类样本并无显著差异。国有企业间控制权转让样本生产率指标（RJXS）转让前倾向于高于行业中位数水平，而民营化样本该指标与行业中位数水平并无显著差异，不过两类样本间生产率指标的差异并不显著。证据总体表明，当国有上市公司经营绩效较差时，更容易转让给民营企业。这一点与徐莉萍等（2005）的发现一致。如前所述，已有关于民营化研究的文献都会面临选择性偏差问题，即那些绩效更好的公司更可能被民营化，此时，民营化后绩效的改善可能是因为这些公司本身绩效就比较好。但本文的样本则避免了这一问题，相反，本文的民营化样本与国有企业间控制权转让样本相比，控制权转让前绩效相对更差一些。这无疑强化了本文的分析结论。

通过与国有企业间控制权转让样本进行比较，本文发现，民营化对上市公司带来的绩效改善要好于国有企业间控制权转让情形，表现在盈利能力、市场价值和生产率等方面都有了更大程度的改善。这一结果表明，民营化对上市公司绩效的改善并不能由控制权转移所解释，而应归因于所有权性质变更的作用。此外，我们还发现，当上市公司经营较差时，更可能被转让给民营企业。

六、经理人激励分析

前几部分将民营化样本与未发生控制权转让的配对国有上市公司样本以及国有企业间控制权转让样本进行了对比,发现民营化所带来的绩效改善要好于其他两类样本。我们将这种绩效改善归结为政府干预减少、控股股东的目标更趋近于追求公司价值的最大化。前文中我们提到,经理人观点(managerial view)认为完全由政府所有的国有企业无法对经理人实施有效的激励,主要是以下两方面的原因:(1)缺乏具有较强动机对经理人进行监督的单个投资者;(2)缺乏有效的股票价格信息和市场约束机制。直观上说,上市公司民营化前后这两方面都没有发生实质性变化。一方面,无论民营化前后,上市公司通常会存在持股比例较大的非国有大股东或机构投资者,没有理由认为这些投资者对经理人的监督在民营化前后发生系统性变化;另一方面,上市公司民营化前后都有可以利用的股票价格信息,市场约束机制也没有发生改变。为了更好地说明这一点,我们可以从事后角度来考察上市公司民营化前后对经理人的激励是否发生了变化,同时,还可以考察民营化样本与国有企业间控制权转让样本在控制权转让前后对经理人的激励是否存在差异。本部分里,我们将从高管变更、高管持股比例和高管薪酬等三个方面来考察上市公司对经理人的激励,相关数据来自于CCER上市公司治理结构数据库。

(一) 高管变更

由于CEO一般在上市公司的经营决策中处于支配地位,本文以CEO变更作为高管变更的度量。三类样本各年度发生CEO变更的比例见表11。由于高管变更指标为二元变量,因此没有给出中位数比较结果。

表11 高管变更比较分析^⑨

年度	-1	0	1	2	3	4
上市公司民营化						
CEO变更比例(1)	0.460	0.426	0.459	0.419	0.429	0.400
未发生控制权转让的国有上市公司						
CEO变更比例(2)	0.432	0.405	0.368	0.343	0.490	0.333
国有企业间控制权转让						
CEO变更比例(3)	0.386	0.422	0.427	0.457	0.512	0.440
CEO变更比例差异(1)-(2)	0.028	0.021	0.091	0.075	-0.062	0.067
P-value	0.719	0.776	0.201	0.345	0.510	0.614
CEO变更比例差异(1)-(3)	0.074	0.004	0.032	-0.039	-0.083	-0.040
P-value	0.338	0.953	0.651	0.631	0.404	0.754

从表11可以看到,三类样本各年度CEO变更比例基本上在30%到50%之间,意味着上市公司每年更换CEO的比例平均来说不到一半,这一比例在各年基本保持稳定,每类样本不同年度在CEO变更方面都没有显著差别。我们还对三类样本各年度CEO变更比例进行了对比,检验结果表明,三类样本的CEO变更比例之间在各年度的差异都是不显著的。

(二) 高管持股比例

本文以CEO持股比例(经行业中位数调整)作为高管持股比例的度量。由于多数年度内很多公司CEO持股比例为0,三类样本多数年度内该指标中位数相应地也为0,因此没有给出中位数比较结果。具体结果见表12。

^⑨ 我们还在控制了盈利能力、公司规模、杠杆比例等因素的基础上进行了多变量回归分析,结果是类似的。此外,我们还考察了业绩——高管激励敏感性在不同样本间的差别,我们没有发现不同样本在业绩——高管激励敏感性方面存在系统性差别。出于节省空间角度考虑,我们没有报告相应分析结果。下文同。

表 12 CEO 持股比例比较分析

年度	-1	0	1	2	3	4
上市公司民营化						
CEO 持股比例 (%) (1)	0.004	0.039	0.005	0.004	0.312	0.003
未发生控制权转让的国有上市公司						
CEO 持股比例 (%) (2)	0.033	0.003	0.006	0.051	0.341	0.005
国有企业间控制权转让						
CEO 持股比例 (%) (3)	0.145	0.159	0.013	0.135	0.003	0.002
CEO 持股比例 (%) 差异 (1) - (2)	-0.029	0.037	-0.001	-0.047	-0.029	0.002
P-value	0.210	0.311	0.947	0.332	0.950	0.429
CEO 持股比例差异 (%) (1) - (3)	-0.141	-0.120	-0.008	-0.131	0.309	0.001
P-value	0.324	0.447	0.232	0.146	0.322	0.571

从表 12 可以看到, 三类样本 CEO 持股比例总体上均高于行业平均水平, 但与行业平均水平差别不大, 最大的差异仅为 0.341%。同样的, 每类样本不同年度在 CEO 持股比例方面都没有显著差别, 三类样本的 CEO 持股比例之间在各年度的差异也都是不显著的。

(三) 高管薪酬

我们首先从数据库中提取薪酬最高的前三名高管的薪酬总额数据, 然后计算其占 EBIT 的比例 (经行业中位数调整) 作为高管薪酬的度量指标。我们同时给出了均值和中位数的比较分析结果, 具体结果见表 13。

表 13 高管薪酬比较分析

年度	-1	0	1	2	3	4
上市公司民营化						
前 3 名高管薪酬/EBIT (均值) (1)	0.021	-0.359	0.025	0.028	-0.016	0.156
前 3 名高管薪酬/EBIT (中位数) (2)	0.001	0.000	0.000	0.000	-0.002	-0.001
未发生控制权转让的国有上市公司						
前 3 名高管薪酬/EBIT (均值) (3)	0.017	0.094	0.002	0.001	0.141	0.006
前 3 名高管薪酬/EBIT (中位数) (4)	0.002	0.000	0.001	0.001	0.001	-0.001
国有企业间控制权转让						
前 3 名高管薪酬/EBIT (均值) (5)	0.000	-0.005	-0.003	-0.018	0.008	-0.003
前 3 名高管薪酬/EBIT (中位数) (6)	0.000	-0.001	-0.001	-0.001	0.000	-0.001
前 3 名高管薪酬/EBIT 差异 (均值) (1) - (3)	0.004	-0.453	0.023	0.027	-0.157	0.150
P-value	0.789	0.234	0.415	0.134	0.235	0.398
前 3 名高管薪酬/EBIT 差异 (中位数) (2) - (4)	-0.002	0.000	-0.001	0.000	-0.003	0.000
P-value	0.971	0.434	0.641	0.353	0.005	0.498
前 3 名高管薪酬/EBIT 差异 (均值) (1) - (5)	0.021	-0.353	0.028	0.046	-0.024	0.158
P-value	0.042	0.339	0.159	0.041	0.120	0.373
前 3 名高管薪酬/EBIT 差异 (中位数) (2) - (6)	0.001	0.000	0.001	0.002	-0.002	0.000
P-value	0.126	0.704	0.636	0.241	0.030	0.760

从表 13 可以看到, 三类样本的前 3 名高管薪酬/EBIT 比例各年度均与行业平均水平非常接近, 最大差异为-35.9%, 但当年中位数的差异几乎为 0, 因此可以认为这主要是受异常值影响。对不同年度进行比较发现, 每类样本不同年度之间在高管薪酬方面都没有显著差异。进一步, 我们对三类样本进行了对比。总体上, 三类样本之间各年度并无太大差异, 只有个别结果具有显著性。其中, 在控制权转让前 1 年和转让后第 2 年民营化样本高管薪酬要高于国有企业间控制权转让样本; 而在第 4 年, 民营化样本高管薪酬则显著低于其他两类样本。不过, 三类样本的差异总体上并没有体现出系统性趋势。

在这一部分里, 我们从高管变更、高管持股比例与高管薪酬等三个维度比较了民营化前后经理人激励的变化, 同时也比较了三类样本在经理人激励方面的差异。总体上, 没有证据表明民营化前后上市公司对经理人的激励发生了系统性变化, 也没有证据表明三类样本在经理人激励方面存在系统性差别。因此, 民营化所带来上市公司绩效的改善不能由经

理人激励的不同所解释,同时,三类样本所导致的绩效改善方面的差异也不能由经理人激励上的差别所解释。因此,我们的证据进一步为政治观点(political view)提供了支持。

七、关于“合谋行为”的讨论

我们在前文中发现,绩差公司的控制权更容易被转让给民营企业。一种观点认为,在国有上市公司民营化过程中,作为受让方的民营企业为了能够低价获取国有企业的控制权,会与上市公司相勾结,把上市公司“做差”,达到低价收购的目的。本文称之为“合谋行为”。这种情况下,国有上市公司民营化后绩效变好并不是因为所有权性质变更的影响,而是人为操纵的结果。

针对这一问题,本文认为,首先,这问题是所有关于民营化、控制权转移或并购绩效问题研究中所共同面临的一个问题,很难完全剔除这一因素;

其次,就本文而言,本文选取的绩效指标人为操纵成分相对较少。通常情况下,会计指标更容易受到人为操纵,因此,本文除会计指标外还选取了市场价值指标(TOBIQ)和生产率指标(RJXS)。如果国有上市公司通过人为操纵“做差”公司以达到低价转让的目的,在市场有效情况下,投资者尤其是机构投资者很可能会识别这一点,意识到这本身是一家好公司并给予公司合适的估值,因此市场价值指标被操纵的可能性较小。另外,生产率(RJXS)指标由销售收入除以雇员人数得到,二者中销售收入相对更容易被操纵,而由于劳动合同的存在,操纵雇员人数的难度要大得多。但是,本文的一个基本发现是,民营化所带来的生产率的相对提高主要是由雇员人数的相对下降而不是销售收入的相对增加所引起,很难想象上市公司为了在控制权转让前“做差”生产率指标而去雇佣更多的员工;

最后,我们进一步考察民营化过程中控制权受让方的背景。一般来说,当受让方与上市公司存在关联关系时,“合谋行为”更有可能发生。通过查阅上市公司公告,我们发现129家民营化样本中,有13家样本的受让方与上市公司或控制权出让方存在关联关系,其他116个样本不存在关联关系。为了剔除可能存在的“合谋行为”的影响,我们将上述13家样本剔除并重复本文的分析,我们发现本文的基本结论仍然成立^⑥。

因此,我们认为,潜在的“合谋行为”并不能解释本文的主要结论。

八、结论

利用剔除资产重组效应后的上市公司民营化样本,本文发现:(1)民营化对上市公司绩效产生了积极影响,表现在市场价值的增加、生产率的提高。另外,民营化对上市公司盈利能力也具有积极作用;(2)通过与未发生控制权转让的配对国有上市公司样本以及国有企业间控制权转让样本进行对比,本文发现民营化更好地改善了上市公司绩效;(3)民营化前后上市公司对经理人的激励没有发生显著变化,民营化样本、未发生控制权转让的配对国有上市公司样本、国有企业间控制权转让样本在经理人激励方面不存在显著差别。此外,我们还发现民营化过程中潜在的“合谋行为”并不能解释本文的主要结论。

已有文献在考虑上市公司民营化绩效时,并没有对所有权性质变更效应以及与之相伴的资产重组效应进行区分,从而无法考察民营化绩效变化背后的驱动因素。本文通过严格剔除民营化过程中的资产重组效应解决了这一问题,验证了所有权性质变更是导致企业绩效改善的驱动因素之一,为我们科学评价国有企业民营化改革的政策效果提供新的证据。在理论意义上,国有上市公司民营化样本能够使我们在保持对经理人激励不变的情况下考察政治干预对上市公司绩效的影响,对政治观点和经理人观点进行区分,为政治观点提供

^⑥ 这种方法并不能完全剔除潜在的“合谋行为”,因为一些公司即使与上市公司或控制权出让方不存在关联关系,仍然可以通过其他途径(比如贿赂)来对上市公司进行操纵,但这种情况已经超出了本文的讨论范围。

了实证支持。

本文的发现的政策含义是：通过市场化改革，将企业的控制权转让给私人投资者，所有权性质的变更可以提高企业的经营效率和盈利能力，政府应该选择合适的企业积极推进这一政策的执行。国有控股上市公司的经营效率的损失在一定程度上与其冗员较多相关联的现象表明，盈利之外的其它目标会导致企业经营效率的损失，政府无法在这两者之间实现“鱼与熊掌兼得”的“双赢”，而需要在效率的损失与其它目标的实现之间寻求一个合理的均衡。当然，民营化即所有权性质的变更只是国有企业治理机制改革的一种方式，除此之外，国有企业治理机制改革还包括其他很多内容，比如经理人激励、企业内部组织架构、劳动力或产品政策等等。各种不同的改革方式对绩效影响有何差异？是否存在最优的改革方式？对不同的改革方式如何选择和权衡？对于这些问题仍然需要进一步思考和研究。

参考文献

白云霞、吴联生（2008）：《国有控制权转移、终极控制人变更与公司业绩》，《金融研究》第6期。

白云霞、吴联生、徐信忠（2004）：《资产收购与控制权转移对经营业绩的影响》，《经济研究》第12期。

戴璐（2007）：《国有上市公司民营化的治理与产业重组效应》，《审计与经济研究》第3期。

胡一帆、宋敏、张俊喜（2006）：《中国国有企业民营化绩效研究》，《经济研究》第7期。

荆新、廖冠民、毛世平（2007）：《公司治理、制度环境与民营化效应》，《经济理论与经济管理》第3期。

徐莉萍、陈工孟、辛宇（2005）：《控制权转移、产权改革及公司经营绩效之改进》，《管理世界》第3期。

徐莉萍、辛宇、陈工孟（2006）：《控股股东的性质与公司经营绩效》，《世界经济》第10期。

徐晓东、陈小悦（2003）：《第一大股东对公司治理、企业业绩的影响分析》，《经济研究》第2期。

张俊喜、张华（2004）：《民营上市公司的经营绩效、市场价值和治理结构》，《世界经济》第11期。

Fama, E., French, K., “Forecasting Profitability and Earnings”, *Journal of Business*, 2000, 73(1), 161–175.

Frydman, R., Gray, C., Hessel, M., and Rapaczynski, A., “When Does Privatization Work? The Impact of Private Ownership on Corporate Performance”, *Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114(4), 1153–1191.

Gupta, N., “Partial Privatization and Firm Performance”. *Journal of Finance*, 2005, 60(2), 987–1015.

Holmstrom, B., and Tirole, J., “Market Liquidity and Performance Monitoring”, *Journal of Political Economy*, 1993, 101(4), 678–709.

Jefferson, G., and Su, J., “Privatization and Restructuring in China: Evidence from Shareholding Ownership, 1995–2001”. *Journal of Comparative Economics*, 2006, 34(1), 146–166.

Jiang, G., Yue, H., and Zhao, L., "A Re-examination of China's Share Issue Privatization", *Journal of Banking & Finance* 33, 2009, 33(2), 2322-2332.

Laffont, J., and Tirole, J., *A Theory of Incentives in Procurement and Regulation*. MA: MIT Press, Cambridge, 1993.

Li, K., Wang, T., Cheung, Y., and Jiang, P., "Privatization and Risk Sharing: Evidence from the Split Share Structure Reform in China". *Working paper*, University of British Columbia and City University of Hong Kong, 2009.

Scharfstein, D., "The Disciplinary Role of Takeovers", *Review of Economic Studies*, 1988, 55(2), 185-199.

Shleifer, A., and Vishny, R., "Politicians and Firms", *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(4), 995-1025.

Stein, J., "Takeover Threats and Managerial Myopia", *Journal of Political Economy*, 1988, 96(1), 61-80.

Sun, Q., and Tong, H., "China Share Issue Privatization: The Extent of Its Success", *Journal of Financial Economics*, 2003, 70(2), 183-222.

Wei, Z., Xie, F., and Zhang, S., "Ownership Structure and Firm Value in China's Privatized Firms: 1991-2001", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2005, 40(1), 87-108.