



研究报告

(2015 年第 期 总第 期)

清华大学国家金融研究院

2015 年 9 月 1 日

科技兴国：国有企业任重道远

创业与经济增长研究中心/中国家族财富研究中心

摘 要

国有企业改革与创新为当前我国改革发展中的两大重要问题。国企深化改革路径在于创新驱动。以股权分置改革为背景，我们的研究证明，国有企业技术创新有绝对进步空间。我们的研究还表明，金融市场改革与进步是促进国有企业科技进步与创新的有效途径。



Research report

2015-2 edition

TSINGHUA UNIVERSITY NATIONAL INSTITUTE OF FINANCIAL RESEARCH

September 1st, 2015

Innovating to Prosperity: Opportunities and Challenges for State Owned Enterprises

Entrepreneurial Finance and Economy Growth Research Center and

China Family Wealth Research Center

Abstract :

Innovating and State Owned Enterprise (SOE) reform are two timely important issues in China. Using the Split Share Structure Reform in 2005 as the natural experiment, we show that share structure reform initiated partial privatization improve SOE's innovation outcomes. Furthermore, the improvement is



coming from stock market development and better aligned shareholder interests.



1. 前言

国有经济在我国国民经济命脉中的重要行业和关键领域占据着重要地位，形成了与社会主义市场经济相适应的现代国有企业，成为经济的主体力量之一。国有企业在为国家积累财富，为社会提供产品和服务。在科技创新中，国有经济的领导地位也被北斗系统、蛟龙号、高速列车等军工、民用领域重大创新不断证实其在民族发展中的重要地位。国有企业坚定践行国家战略，担当社会责任，是我国社会主义建设的中流砥柱，是推动经济发展，维护社会稳定，保障国家安全的重要力量。

随着改革的深入开展与经济结构的自然调整，改革开放把创新、创业的地位推动到了一个历史新高。在此环境下，国有企业无疑将面临严峻挑战。过去，集中优势做大事的同时，也带来国有企业产权不明、责权不清、多重代理问题严重、效率低下等问题。这些问题严重制约了国有企业效能的发挥。“唯改革者进、唯创新者强”，改革开放的实践证明，唯有深化国企改革，激发其创新能力，才能保证国有企业在科技兴国战略中起到应有作用、为社会主义市场经济的建设发展保驾护航、添砖加瓦。

1.1 创新与股权改革

技术创新是国家经济增长、获取竞争优势的重要驱动力 (Solow , 1957 ; Porter , 1992)。2015 年 3 月，国务院颁布了《关于大力推进大众创业万众创新若干政策措施的



意见》，着重指出创新是形势所迫，创新是大势所趋，是“以改革创新为核心的时代精神”，实现中华民族伟大复兴中国梦的必然之路。

创新驱动与国有企业改革无疑是本轮改革中需要重点解决的主要问题。为了科学严谨的为以后的改革实践提供科学依据，我们利用 2005 年中国资本市场上重要的股权分置改革（以下简称股改）来揭示股权结构改革与创新之间的因果关系及形成这种关系的内在极力。在实际研究中，界定国有股权变化对实体经济，尤其是创新，的影响是非常有挑战性的工作。首先，大量的国有企业股权变化并不常见，而股权分置改革恰恰为我们提供了这样的机会。股权分置改革中，所有的上市公司，包括国有和民营，都必须把所有非流通股转换为流通股，从而造成了股权结构的巨大转变。其次，传统上通过上市发行（share issue）实现国有股权结构变更的通常是一些大型国有企业，很难为其找到相匹配的类似国有企业；而股权分置改革中涉及的上市民营企业同样是规模较大，并且是民营企业中比较优秀的个体。这种比较更能客观刻画出国有企业股权结构的变化对其科技创新带来的决定性影响¹。

在股改过程中，国有企业的股权构成经历了结构性的转变。依据我们研究的样本显示，国有企业大股东持股比例从股改前到股改后第四年，由 49.3% 下降到 39.5%。绝对

¹ 股权分置改革及与本研究的关系，请参阅附录 2。



持股降低了 9.8%，相对持股降低了约 19.87%²。我们的研究揭示了此次重大股权结构变化对国有企业的创新所带来的影响。

1.2 研究结果总结

通过双重差分 (DiD) 方法，我们认证了股权结构变化对国有企业创新的决定性影响。股改前后，股权结构的变化导致国有企业发明和实用新型专利总量和发明专利数量分别比民营企业多增长了 13.4% 和 11.5%。

更为重要的是，我们认证了证券市场信息度的改善和公司治理的改善是国有企业科学技术成果能够实现超高速发展的直接原因。我们的研究表明，股改后，相对于民营企业，国有企业的股价信息度显著提高、关联交易显著降低。股改前股价信息度低、关联交易高的国有上市企业的科技创新成果的改善程度更为显著。

接下来，我们将在第二部分和第三部分中就我们的研究进行进一步说明。其中，第二部分为数据和变量说明部分；第三部分为技术路线和实证结果部分。最后，我们在第四部分中对整个研究进行总结。

²国有股权的下降主要是由于股改是非流通股东支付兑价起的。根据 Li 等(2011)的测算，非流通股东向流通股东的平均兑价支付为 0.305 股/流通股。



2. 数据

2.1 数据来源和描述性统计

我们选取 2004 年之前上市的 1289 家公司非金融行业上市公司为样本，并剔除 PT 公司。我们的样本起自 2000 年，终于 2011 年。其中国有企业 801 家，民营企业 488 家，共 13,977 个公司---年度观测值³。研究所用的专利数据来自国家知识产权局（SIPO），并由我们手工收集整理。公司财务数据来自深圳国泰安（CSMAR）数据库；国有或民营上市公司变量定义来自北京大学色诺芬经济金融（CCER）数据库。

2.2 科技创新产出变量

依据专利法，中国专利主要有三种类型：发明、实用新型和外观设计。发明，是指对产品、方法或者其改进所提出的新的技术方案，与美国的实用专利类似；实用新型，是指对产品的形状、构造或者其结合所提出的适于实用的新的技术方案，与欧洲和日本的实用新型专利类似；外观设计，是指对产品的形状、图案或者其结合以及色彩与形状、图案的结合所做出的富有美感并适于工业应用的新设计。

显而易见，三种类型专利的创新性差异显著。发明专利技术创新性最高，而外观设计仅是产品外形的改造，技术含量最低。因此，我们在将上市公司（包括子公司、联营公

³截止 2011 年底，尚有 6 家国有和 2 家民营企业未完成股权分置改革。



司和合营公司) 申请并被最终授予的发明和实用新型专利总数作为创新产出数量的度量标准，而将发明专利数量作为创新质量的度量标准。

在将专利数据和上市公司匹配时，我们按专利申请年度而非最终授予年度进行匹配，因为专利申请时间和公司实际创新时间更为接近 (Griliches, Pakesn 和 Hall ; 1988) 。

另外，为降低数据偏度的影响，我们对专利数量加 1 然后取对数⁴。

2.3 国有企业 (SOE) 变量定义

我们依据公司股改前一年国有股权比例来定义该企业是否为国有企业，定义方法为：首先，从 CCER 民营数据库中提取出民营企业，然后根据剩余公司第一大股东持股比例来定义为国有企业，当第一大股东持股比例大于等于 25% 时并人工核实为国有部门时，我们定义该上市公司为国有企业。

此外，根据以往文献，我们控制公司的规模、杠杆率、盈利率、销售增长率、有形资产比例和公司年龄，具体定义见附录。为减轻极端值的影响，我们对所有连续变量进行 1% 和 99% 的 Winsorize 处理。

2.4 样本描述

表 1 报告样本的描述性统计。从表 1 中可以看出，平均而言，样本公司每年产出 7.3 个专利，其中，2.3 个发明专利，占 31.5%，与美国上市公司的 9.8 个专利产出 (He 和

⁴ 变量的具体定义参见附录 1.



Tian; 2013) 相比还有一定差距。公司的年平均营业收入约 30 亿元，资产销售率 2.3%，销售增长率 24.8%。与美国公司 (Bates、Kahle 和 Stulze; 2009) 相类似，用现金调整后的公司市值杠杆率-8.2%，公司平均已上市 8 年。

表 1：描述性统计

Variable	N	25 th	Median	Mean	75 th	S. D.
<i>Patent1&2</i>	13,977	0.000	0.000	7.312	3.000	31.390
<i>Patent1</i>	13,977	0.000	0.000	2.267	1.000	10.800
<i>SOE</i>	13,977	0.000	1.000	0.629	1.000	0.483
<i>Cash (Mil RMB)</i>	13,977	99.97	245.50	574.49	561.34	1,057.0
<i>LT debt (Mil RMB)</i>	13,977	1.217	50.10	523.26	272.76	1,528.7
<i>Leverage</i>	13,977	-0.133	-0.045	-0.082	0.003	0.235
<i>Tangibility</i>	13,977	0.152	0.265	0.293	0.416	0.185
<i>Profitability</i>	13,977	0.009	0.030	0.023	0.055	0.082
<i>SalesGrowth</i>	13,977	-0.016	0.144	0.248	0.333	0.689
<i>Age</i>	13,977	5.000	8.000	8.266	11.000	4.206
<i>Sales (Mil RMB)</i>	13,977	400.80	977.60	2,995.00	2382.00	6,717.0

图 1 中，我们按完成股改时间对国有、民营上市公司进行分组，并以股改年为基准年 (0 年) 绘制年度专利申请 (并于 2014 年 9 月前被授权) 数量图。从图 1-1 可以看出，在股改完成前 2 年，虽然国有企业平均创新数量 (发明与实用新型专利总量) 高于民营企业，但两者之间增长趋势非常相似。股改完成后，国有与民营企业之间增长趋势差距越来越大。从图 1-2 可以看出，虽然创新质量 (发明专利) 的增长呈现一定的波动性，但总体变化趋势与图 1-1 相类似。初步验证了我们的假设。

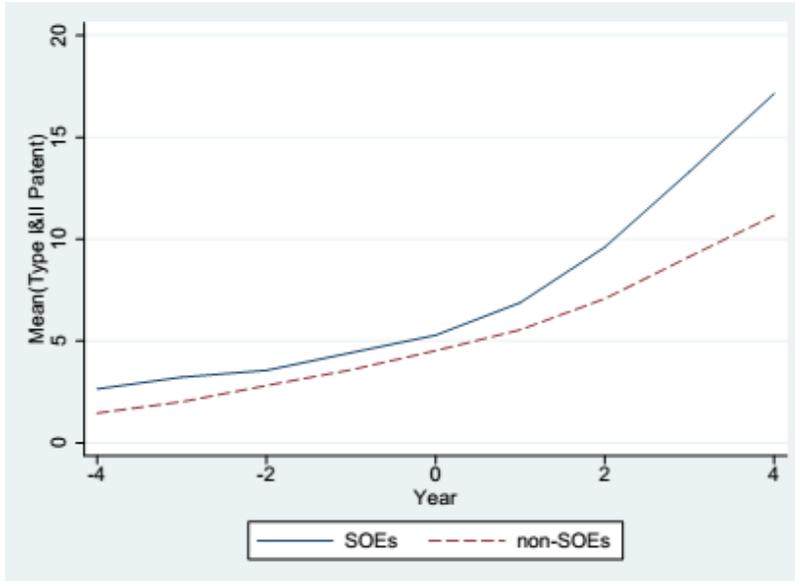


图 1-1：股改前后的国有和民营企业创新数量

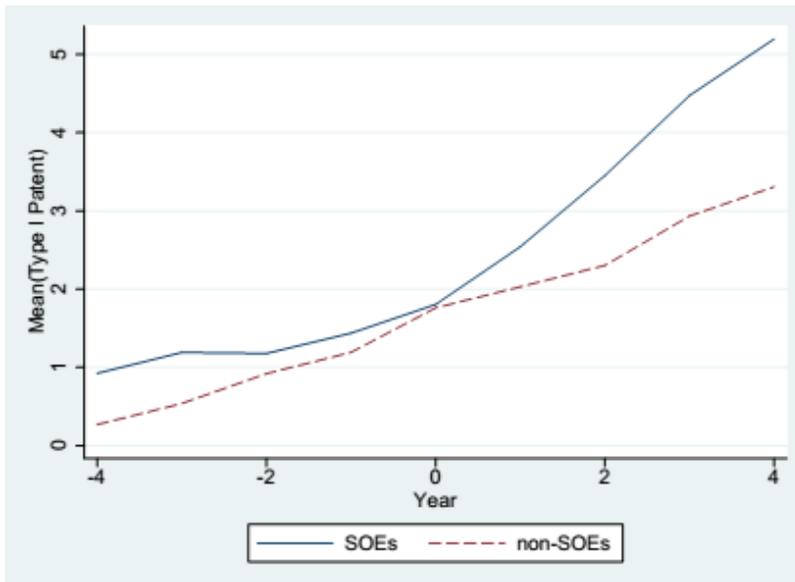


图 1-2：股改前后的国有和民营企业创新质量



3. 技术路线与实证结果

为了使我们的研究更具有科学性和严谨性，我们首先采用倾向得分匹配 (PSM) 方法，对国有民营企业配对样本进行单变量的双重差分 (DiD) 分析。然后，再进行多变量回归 DiD 分析并进行多种稳健性检验。最后我们再次运用 DiD 方法分析股权结构变化对国有企业创新的影响机制。

我们利用中国股权分置改革这一经济学准自然实验，采用双重差分 (DiD) 方法，来检验股改这一事件对创新的影响。DiD 方法可以有效减轻国有和民营企业与股改和创新相关的缺失变量问题对实证结果带来的影响。同时，该方法可以控制处理组与控制组之间非时变因素。更重要的是，不同公司开始和完成股改的时间并不一致，为我们排除其他宏观因素和政策因素的影响奠定了一定的基础。

3.1 倾向得分配对 (PSM) 分析

我们首先采用倾向得分法 (Propensity Score Matching, PSM) 来配对国有、民营上市公司样本。我们利用股改完成前一年 ($t-1$) 公司特征，应用 probit 模型估计倾向得分。然后依据该得分对处理组 (国有企业) 和控制组 (民营企业) 进行匹配，最后比较两组公司股改前后创新变化的差异。

首先，我们用国有/民营的哑变量对公司特征进行 Probit 估计，除去控制公司的一般特征外，如公司规模、杠杆率、盈利能力、销售增长率、公司年龄和有形资产比例，以及



行业和年度效应，我们特别控制公司前 3 年创新数量的增长率，以保证满足 DiD 平行发展趋势的关键假设条件，即，处理组和控制组在股改事件发生前具有类似的专利创新变化趋势。

基于 Probit 回归的分析结果，我们对国有和民营企业进行 1:1，非放回近邻匹配，获得国有和民营各 418 家，共 836 家上市公司样本。在完成匹配后，我们进行一系列检验，检查配对样本是否符合 DiD 的平行趋势假设。第一，从图 1 中我们可以看出在股改完成前 4 年，国有和民营企业的创新数量和质量增长趋势类似，但股改完成后，国有企业的创新产出和质量增长更快，与民营企业差距逐年加大；第二，对配对样本重新进行 Probit 估计，见表 2-1 第 (2) 列，对比配对前估计结果，模型估计的伪 R² 由配对前的 10.1% 显著下降到 1.3%，P 值由小于 0.001 增加到 0.656，表明国有和民营企业特征整体上没有显著差异，特别是 *PatGrowth* 变量不再显著，表明股改前，国有民营企业创新增长率没有差异；最后，对国有民营企业特征进行平衡性检验 (Balance test)，见表 2-2，可以看出，配对后国有民营企业之间特征没有显著差异。

最后，对配对样本进行 DiD 检验，结果见表 2-3。股改完成后，国有和民营企业无论从创新数量和创新质量都显著增加，但国有企业的创新数量增长更快，创新质量增加更多，具体为，相对于民营企业，国有企业的创新数量 (发明和实用新型专利总量) 和质量 (发明专利数量) 分别增加 18.8% 和 20.3%，且统计上分别在 5% 和 1% 水平上显著。



表 2-1 : PSM 配对前后的倾向得分估计

<i>Dep. Var.</i>	Pre-Match	Post-Match
	(1)	(2)
<i>Leverage</i>	0.098 (0.739)	-0.014 (-0.091)
<i>Tangibility</i>	0.340 (1.270)	0.016 (0.053)
<i>Profitability</i>	-0.523 (-0.953)	0.170 (0.291)
<i>SalesGrowth</i>	0.078 (1.097)	0.051 (0.669)
<i>Log(Age)</i>	0.030 (0.356)	-0.058 (-0.631)
<i>Log(Sales)</i>	0.282*** (8.344)	0.031 (0.761)
<i>Patent Growth</i>	-0.017** (-2.126)	-0.003 (-0.413)
Constant	-5.766*** (-7.526)	-0.454 (-0.504)
Year FE	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes
Observations	1,178	827
Pseudo R-square	0.101	0.013
P-value of χ^2	< 0.001	0.656



表 2-2 : 配对样本的平衡性检验

	Treatment	Control	Diff.	T-test	P-value
<i>Leverage</i>	-0.180	-0.157	-0.023	-1.090	0.277
<i>Tangibility</i>	0.288	0.290	-0.002	-0.160	0.873
<i>Profitability</i>	0.011	0.008	0.003	0.560	0.578
<i>SalesGrowth</i>	0.193	0.158	0.035	0.860	0.388
<i>Log(Age)</i>	1.972	2.007	-0.035	-0.940	0.346
<i>Log(Sales)</i>	20.200	20.090	0.110	1.320	0.188
<i>Patent Growth</i>	0.792	0.789	0.003	0.010	0.995

表 2-3 : PSM 配对样本 DiD 检验

	Treatment (After-Before)	Control (After-Before)	DiD	Observations
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>LnPatent1&2</i>	0.884*** (14.498)	0.696*** (11.316)	0.188** (2.171)	418
<i>LnPatent1</i>	0.701*** (13.612)	0.498*** (9.722)	0.203*** (2.803)	418



3.2 多变量回归分析

接下来，我们依据以下模型进行多变量 DiD 回归分析：

$$y_{i,t+4} = \alpha_i + \beta SOE_i \times Post_{i,t} + \gamma' Z_{i,t} + \delta_t + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，因变量 $y_{i,t+4}$ 分别表示创新数量 ($LnPatent1\&2$) 或创新质量 ($LnPatent1$)， SOE 为国有/民营虚拟变量， $Post$ 定义为股改完成后年度取 1，否则取 0。 Z 为控制变量， δ_t 和 φ_i 分别表示公司个体和年度效应，所有估计对标准误进行异方差调整，并对公司进行标准误聚类。

估计结果见表 3。从表 3 第 (1)、(2) 列可以看出， $SOE \times Post$ 估计系数分别为 0.134 和 0.115，并且在 1% 水平上显著。结果表明国有企业在股改完成后第四年，无论是创新数量还是创新质量都显著增加，我们对股改后第二、三、五年创新分析，结论依然成立。



表 3：股改与企业创新

<i>Dep. Var.</i>	<i>LnPatent1&2_{t+4}</i>	<i>LnPatent1_{t+4}</i>
	(1)	(2)
<i>SOE×Post</i>	0.134*** (2.880)	0.115*** (3.272)
<i>Leverage</i>	0.007 (0.104)	0.001 (0.017)
<i>Tangibility</i>	-0.066 (-0.626)	-0.077 (-1.061)
<i>Profitability</i>	0.182 (1.615)	0.124 (1.593)
<i>SalesGrowth</i>	-0.008 (-0.570)	-0.010 (-1.089)
<i>Log(Age)</i>	0.274*** (3.093)	0.119* (1.832)
<i>Log(Sales)</i>	0.082*** (3.860)	0.052*** (3.727)
Constant	-1.088** (-2.352)	-0.721** (-2.327)
Year FE	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes
Observations	8,965	8,965
R-squared	0.788	0.745



3.3 稳健性检验

为了避免我们的研究受到其他因素的影响，而误导决策实践，我们进行下面三个稳健性检验：动态分析以检验逆向因果可能性；股改时间内生性问题检验；安慰剂测试。

如前所述，我们发现股改导致国有上市公司创新增加。但是，这种因果关系可能由于股改的目的就是提高原来相对落后的国有企业的创新能力。迫于管理部门压力，国有上市公司会增加对创新的投入和重视度。另一种可能是，国有企业本来就有更高的创新增长趋势，即使股改不发生，也会得出目前的结果。

为处理这种潜在可能性，我们参考 Bertrand 和 Mullainathan (2003) 的方法，对以下模型就行估计：

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 SOE_i \times Before_{i,t}^{-1} + \beta_2 SOE_i \times Current_{i,t}^0 + \beta_3 SOE_i \times After_{i,t}^1 + \beta_4 SOE_i \times After_{i,t}^2 + \beta_5 SOE_i \times After_{i,t}^3 + \beta_6 SOE_i \times After_{i,t}^{4+} + \tau_1 Before_{i,t}^{-1} + \tau_2 Current_{i,t}^0 + \tau_3 After_{i,t}^1 + \tau_4 After_{i,t}^2 + \tau_5 After_{i,t}^3 + \tau_6 After_{i,t}^{4+} + \gamma' Z_{i,t} + \delta_t + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

这里，变量 $Before^{-1}$ 定义为股改完成前一年取 1，否则取 0， $Current^0$ 定义为股改完成当年取 1，否则取 0， $After^i$ 分别定义为股改完成后第一、二、三、四及以后年度取 1，否则取 0。其余变量定义同模型 (1)。如果存在创新引发股改或股改前国有和民营企业的创新之间就存在显著差异，预期 β_1 和 β_2 估计系数显著为正。



模型 (2) 的估计结果见表 4-1。第 (1)、(2) 列中 β_1 和 β_2 估计系数都不显著，表明股改前国有和民营企业创新之间并不存在显著差异。此外， β_3 估计系数为正但不显著， β_4 和 β_6 估计系数显著为正， β_5 估计系数在第 (2) 列显著为正，且总体上， β_3 到 β_6 估计系数之间呈现出递增趋势。这些估计系数的动态变化与之前结果一致，由于创新投资是长期无形资产投资，股改促进企业创新需要一定时间才能显现出来。

表 4-1：股改与企业创新的动态检验

Dep. Var.	LnPatent1&2	LnPatent1
	(1)	(2)
<i>SOE×Before⁻¹</i>	0.028 (0.645)	0.026 (0.797)
<i>SOE×Current⁰</i>	0.046 (0.897)	0.028 (0.756)
<i>SOE×After¹</i>	0.091 (1.597)	0.057 (1.320)
<i>SOE×After²</i>	0.138** (2.247)	0.103** (2.207)
<i>SOE×After³</i>	0.110 (1.577)	0.109** (2.068)
<i>SOE×After⁴⁺</i>	0.167** (2.276)	0.149*** (2.752)
<i>Before⁻¹</i>	-0.040 (-0.879)	-0.021 (-0.557)
<i>Current⁰</i>	-0.057 (-0.845)	-0.014 (-0.256)
<i>After¹</i>	-0.025 (-0.285)	0.016 (0.224)
<i>After²</i>	0.051	0.049



	(0.481)	(0.546)
<i>After</i> ³	0.179	0.152
	(1.377)	(1.380)
<i>After</i> ⁴⁺	0.274*	0.224*
	(1.770)	(1.676)
<i>Leverage</i>	-0.064	-0.033
	(-1.144)	(-0.847)
<i>Tangibility</i>	0.130	0.098
	(1.362)	(1.505)
<i>Profitability</i>	-0.038	-0.054
	(-0.396)	(-0.786)
<i>SalesGrowth</i>	-0.049***	-0.025***
	(-4.566)	(-3.470)
<i>Log(Age)</i>	0.248***	0.153***
	(3.437)	(2.776)
<i>Log(Sales)</i>	0.169***	0.101***
	(7.753)	(6.995)
Constant	-3.297***	-2.185***
	(-6.959)	(-6.819)
Year FE	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes
Observations	13,977	13,977
R-squared	0.712	0.660

第二个稳健性检验处理股改时间内生性的问题。虽然证监会要求所有企业必须执行，且证监会和证券交易所限定了公司完成股改的时间（Chen 等，2012；Firth、Lin 和 Zou，2010），并且，股改方案的通过受到外部股东投票结果的影响，因此，公司在股改时间的选择上非常有限。这说明上市公司本身很难决定股改的完成时间。虽然上市公司主动、



准确、决定股改完成时间的可能性很小，为了安全起见，我们还是尽量排除这种可能。我们将 2005 年，即股改开始实施的当年，作为股改完成年度，在完全不受内生时间选择的基础上，我们的结论依然成立，估计结果见表 4-2。此外，我们还参照 Chen 等（2012）的内生时间选择处理方法，加入可能影响股改进程的时间因子变量和股改变量交乘项后，我们的结论不受影响。

最后，我们对模型（1）的估计结果做安慰剂测试（Placebo test），以排除偶然因素导致股改促进企业创新的可能性。具体做法为：随机抽取 801 家公司作为国有企业，剩余 488 家作为民营企业，然后重新估计模型（1）并重复 5,000 次。表 4-3 为 $SOE \times Post$ 估计系数和 T 值的分布，尽管估计系数的均值和中位数都为正，但远小于表 3 中估计系数，且相对应的 T 值较小，达不到显著性临界值。



表 4-2：内生时间选择（2005 年作为股改完成年度）稳健性检验

<i>Dep. Var.</i>	<i>LnPatent1&2_{t+4}</i>	<i>LnPatent1_{t+4}</i>
	(1)	(2)
<i>SOE×Post₂₀₀₅</i>	0.123** (2.319)	0.115*** (2.957)
<i>Leverage</i>	0.005 (0.072)	-0.001 (-0.017)
<i>Tangibility</i>	-0.069 (-0.653)	-0.080 (-1.110)
<i>Profitability</i>	0.181 (1.591)	0.122 (1.567)
<i>SalesGrowth</i>	-0.009 (-0.659)	-0.011 (-1.204)
<i>Log(Age)</i>	0.272*** (3.071)	0.118* (1.806)
<i>Log(Sales)</i>	0.086*** (4.036)	0.055*** (3.943)
Constant	-1.155** (-2.500)	-0.778** (-2.515)
Year FE	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes
Observations	8,965	8,965
R-squared	0.788	0.745



表 4-3 : 安慰剂测试 (Placebo test)

Variable	Mean	P5	P25	Median	P75	P95	S.D.	N
Model (1) of Table 3								
Coefficient of <i>SOE×Post</i>	0.024	-0.042	-0.003	0.024	0.051	0.091	0.040	5,000
T-stat for <i>SOE×Post</i>	0.520	-0.887	-0.059	0.516	1.087	1.963	0.860	5,000
Model (2) of Table 3								
Coefficient of <i>SOE×Post</i>	0.038	-0.011	0.018	0.038	0.058	0.085	0.030	5,000
T-stat for <i>SOE×Post</i>	1.056	-0.311	0.493	1.062	1.623	2.397	0.831	5,000

综上所述，股权分置改革这一准自然实验，促进企业创新这一因果推断基本上是成立的。并且结果稳健于逆向因果因素、股改的内生时间选择和偶然因素。

3.4 影响机制分析

在确定股权分置改革对公司，特别是国有企业创新的显著影响后，我们进一步分析股改是具体通过哪些机制影响了公司创新。我们主要分析两种机制，一是股改降低了控股股东和少数股东之间的利益冲突，二是股改促进了资本市场的信息效率提高。

3.4.1 控股股东和少数股东利益冲突

Grossman 和 Hart (1998)、Shleifer 和 Vishny (1997) 指出，控股股东和少数股东之间存在利益冲突，会以少数股东利益为代价，获取控制权私利。股改前，国有企业面临更大的股东利益冲突。国有企业的控股股东或非流通股东，无法获取股价升值收益，因



此，没有动力投资短期投入大但是有长期价值的项目。而创新投资恰恰是这种项目。同时，国有企业承担更多的行政负担，如提高就业水平和促进地方经济增长。从公司自身角度而言，投资创新活动与少数股东利益并不一致。此外，国有企业控股股东同样可能直接剥削少数股东利益，比如进行利益输送和关联交易。

股改完成后，非流通股东在支付兑价后获得流通权，可以在锁定期结束后出售股票，从而获得股票升值收益。因此，控股股东和少数股东利益趋于一致，控股股东进行创新投资，提高公司价值的激励增加。对国有企业控股股东而言，在股改前拥有更多的非流通股，而民营企业控股股东在股改前拥有相当数量的流通股，因此，可以预期，股改降低控股股东和少数股东之间利益冲突，促进企业进行创新投资的效应在国有企业中更加明显，特别是在股改前利益冲突更严重的企业中，股改促进企业创新的效应对国有企业更显著。

如前所述，控股股东可能利用关联交易转移公司资产或占用上市公司资金。已有研究显示，控股股东通过关联交易获取控制权私利，剥削少数股东的现象非常普遍 (Cheung、Rau 和 Stouraitis , 2004 ; Liao、Liu 和 Wang , 2014)。参照 Liao、Liu 和 Wang (2014) 的定义，我们利用关联交易，当年关联交易总和与上年末总资产的比例，作为利益冲突的代理变量。根据股改前公司关联交易水平将样本分为高低两组，依据模型 (1) 分别进行估计，估计结果见表 7-1。

表 7-1 第 (1)、(2) 列是分别对关联交易低组和高组样本的创新数量估计结果，第 (3)、(4) 列为类似地对创新质量估计结果。从表 7 第 (1)、(2) 列可以看出， $SOE \times Post$ 估计系数分别为 0.057 和 0.244，且只在高组中的 1% 水平上显著。对两组估



计系数的 Wald 检验，两组系数差异在 1%水平上显著。结果表明，股改前关联交易水平越高，控股股东和少数股东利益冲突越严重，股改降低利益冲突，促进国有企业（相对民营企业）创新的效应越明显。第（3）、（4）列对创新质量的估计结果类似，不再赘述。

如果降低控股股东利益冲突是股改促进企业创新的一种机制，我们还应该观察到股改确实降低了国有企业（相对民营企业）的关联交易水平。表 7-2 的估计结果证实了我们的假说，该表中 *SOE×Post* 估计系数显著为负，表明股改后，相对于民营企业，国有企业关联交易水平显著降低。

表 7-1：股改促进创新的利益冲突降低机制

Partition Var.	<i>LnPatent1&2_{t+4}</i>		<i>LnPatent1_{t+4}</i>	
	<i>Low</i>	<i>High</i>	<i>Low</i>	<i>High</i>
<i>Related Trans</i>	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SOE×Post</i>	0.057 (0.840)	0.244*** (3.213)	0.055 (1.061)	0.167*** (2.963)
<i>Leverage</i>	-0.001 (-0.006)	-0.023 (-0.239)	-0.029 (-0.409)	0.040 (0.562)
<i>Tangibility</i>	0.009 (0.057)	-0.023 (-0.154)	-0.006 (-0.059)	-0.079 (-0.790)
<i>Profitability</i>	0.222 (0.819)	0.211* (1.723)	0.134 (0.685)	0.119 (1.501)
<i>SalesGrowth</i>	0.005 (0.156)	-0.008 (-0.485)	0.004 (0.181)	-0.011 (-1.003)



<i>Log(Age)</i>	0.088 (0.608)	0.356** (2.189)	0.046 (0.407)	0.118 (1.121)
<i>Log(Sales)</i>	0.132*** (2.704)	0.058** (2.500)	0.099*** (3.225)	0.034** (2.311)
Constant	-2.185** (-2.226)	-1.290** (-2.388)	-1.716*** (-2.738)	-0.652* (-1.919)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Firms FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	3,990	4,021	3,990	4,021
R-squared	0.788	0.749	0.754	0.680
$H_0: \beta_{SOE*Post}^{High} = \beta_{SOE*Post}^{Low}$				
χ^2 Test	8.019***		4.683**	
P-Value	0.005		0.030	

表 7-2 : 股改与关联交易

<i>Dep. Var.</i>	<i>RelatedTrans</i>
	(1)
<i>SOE×Post</i>	-0.013* (-1.913)
<i>Leverage</i>	0.006 (0.856)
<i>Tangibility</i>	-0.018 (-0.834)
<i>Profitability</i>	-0.101***



	(-3.878)
<i>SalesGrowth</i>	0.027***
	(7.669)
<i>Log(Age)</i>	0.039***
	(3.407)
<i>Log(Sales)</i>	-0.019***
	(-4.841)
Constant	0.320***
	(4.124)
Year FE	Yes
Firms FE	Yes
Observations	12,060
R-squared	0.426

因此，通过以上表 7 结果分析，股改后，国有企业控股股东与少数股东利益趋于一致，国有企业创新数量和质量显著增加，降低股东利益冲突，协同控股股东与其他股东之间的利益关系，是股改提振国有企业创新的内在机制。

3.4.2 市场信息效率

股改促进企业创新的第二种可能机制为股价信息效率的提高。股价信息度低，缺乏信息效率会阻碍企业创新。一方面，资本市场不成熟时，市场价值发现功能受限，投资者没有获取个体公司信息的动力。这样，创新研发的价值得不到市场的充分认可和发现 (Bhattacharya 和 Ritter , 1983 ; Stein , 1988) 。因此，创新公司面临严重的价值低估



问题。另一方面，股改前，大部分股票为非流通股（约占 2/3），非流通股股票的流动性几乎为零。资本市场无法从这些非流通股身上得到有效的信息。对于非流通股比例更高的国有企业而言，流通股东无法判断管理层能力和公司业绩，不能对管理层实施有效的监督（Gupta，2005）。而管理层也无法为自己的经营决策从资本市场得到及时有效的信息回馈。“全流通”使得以上的问题都可能得到有效解决。

Gupta（2005）对印度的研究表明，通过证券市场把国有企业部分转让给私营部门会提高该国有企业的信息效率，公司的盈利能力和生产力因此会显著提高。股权分置改革后，非流通股的市场价值得以体现，降低了信息不对称，提高了股价信息含量，因此会促进企业创新。依此逻辑，股改前股价信息度低的企业创新增加更多。

依据 Gul，Kim 和 Qiu（2010）的定义，我们利用股价非同步性（Stock Price non-Synchronicity）来度量股价信息度。具体为，利用股票日回报数据，对下面的模型（3）进行估计，保留模型估计的 R^2 ，并对 $(1-R^2)$ 进行 *logit* 转换，记为 *Info*：

$$RET_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 MKTRET_t + \beta_2 MKTRET_{t-1} + \beta_3 INDRET_t + \beta_4 INDRET_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

这里， $RET_{i,t}$ 为公司 i 在 t 日的加权回报， $MKTRET$ 为加权市场回报， $INDRET$ 为行业市值加权回报。

已有的研究表明，*info* 变量反映了股价中包含的公司特有信息（Ferreira 和 Laux，2007；Chen、Goldstein 和 Jiang，2007；Gul、Kim 和 Qiu，2010）。如果股价反映公司特有信息少，市场模型 R^2 高，即股价同步性高，*info* 变量值低。



与表 7 类似，按照股改前公司股价信息度高低分组，分别估计模型 (1)，估计结果见表 8-1。表 8-1 第 (1)、(2) 列是分别对股价信息度低组和高组样本的创新数量估计结果，第 (3)、(4) 列为类似地对创新质量估计结果。从表 8 第 (1)、(2) 列可以看出， $SOE \times Post$ 估计系数分别为 0.206 和 0.050，且只在低组中的 1% 水平上显著。对两组估计系数的 Wald 检验，两组系数差异在 1% 水平上显著。结果表明，股改前股价信息度越低，股改提高股价信息效率，促进国有企业创新的效应越明显。第 (3)、(4) 列对创新质量的估计结果类似，不再赘述。

表 8-1：股改促进企业创新的信息效率机制

Dep. Var.	$LnPatent1\&2_{t+4}$		$LnPatent1_{t+4}$	
	Low	High	Low	High
Partition Var.				
Info	(1)	(2)	(3)	(4)
$SOE \times Post$	0.206*** (2.867)	0.050 (0.666)	0.184*** (3.256)	0.019 (0.338)
Leverage	-0.024 (-0.261)	0.013 (0.118)	0.039 (0.521)	-0.025 (-0.347)
Tangibility	0.085 (0.467)	-0.052 (-0.343)	-0.087 (-0.646)	0.006 (0.063)
Profitability	0.168 (0.466)	0.224* (1.672)	0.056 (0.211)	0.118 (1.322)
SalesGrowth	0.024 (0.657)	-0.019 (-1.052)	0.020 (0.779)	-0.020* (-1.894)



<i>Log(Age)</i>	0.139 (0.977)	0.223 (1.303)	0.053 (0.471)	0.078 (0.683)
<i>Log(Sales)</i>	0.178*** (2.882)	0.083*** (2.686)	0.097** (2.348)	0.070*** (3.764)
Constant	-3.264*** (-2.661)	-1.512** (-2.199)	-1.726** (-2.060)	-1.269*** (-3.023)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	3,842	3,902	3,842	3,902
R-squared	0.788	0.751	0.753	0.695
$H_0: \beta_{SOE*Post}^{High} = \beta_{SOE*Post}^{Low}$				
χ^2 Test	5.180**		9.395***	
P-Value	0.023		0.002	

如果提高股价信息度是股改促进企业创新的一种有效内在机制，我们还应该观察到股改确实提高了国有上市公司股价信息度（相对民营上市公司）。表 8-2 的估计结果证实了我们的推测，*SOE×Post* 估计系数显著为正，表明股改后，相对于民营企业，国有企业股价信息度显著增加。

表 8-2：股改与信息效率

<i>Dep. Var.</i>	<i>Info</i>
	(1)
<i>SOE×Post</i>	0.065**



	(2.114)
<i>Leverage</i>	0.146***
	(4.128)
<i>Tangibility</i>	-0.017
	(-0.232)
<i>Profitability</i>	0.005
	(0.047)
<i>SalesGrowth</i>	0.086***
	(8.674)
<i>Log(Age)</i>	0.266***
	(3.784)
<i>Log(Sales)</i>	-0.113***
	(-9.007)
Constant	2.765***
	(10.640)
Firm FE	Yes
Year FE	Yes
Observations	11,112
R-squared	0.580

因此，通过以上表 8 结果分析，股改后，国有企业股价信息度显著提高，创新数量和质量显著增加，股价信息度提高是股改促进国有上市公司创新的有效内在机制。



4. 结论

我们利用 2005 年中国股权分置改革这一准自然实验，非流通股强制转换为流通股，来检验国有企业股权结构变化和企业创新之间的因果关系。

利用双重差分方法，本研究显示，国有企业股权降低导致技术创新显著增加。股改前后的动态 DiD 分析显示，这一结论并非是股改前创新增长趋势所导致。进一步研究显示，控股股东和少数股东之间利益趋同和股价信息度提高是造成此现象的内在机制。本研究结论加深了我们对国有经济股权改造造成的影响的理解，更重要的是，我们也发现了促成此类现象的内在动因。本研究对技术创新的政策制定者和国有企业改革政策的制定者都具有参考意义。



附录 1：变量定义

Variable	Definition
<i>Patent1&2</i>	公司年度申请并被授予发明和实用新型专利数量之和
<i>Patent1</i>	公司年度申请并被授予发明专利数量之和
<i>Post</i>	股改完成时间哑变量，公司完成股改当年及以后年度取 1，否则取 0
<i>SOE</i>	国有企业，股改完成前 1 年大股东持股比例大于等于 25%
<i>Leverage</i>	经现金调整的市值杠杆率，(长期负债-现金) / (公司权益市值+长期负债-现金)
<i>Tangibility</i>	有形资产比例，固定资产/总资产
<i>Profitability</i>	总资产回报率
<i>Sales</i>	销售收入，单位：百万元
<i>SalesGrowth</i>	销售增长率
<i>Age</i>	公司年龄，距公司 IPO 年数
<i>Patent Growth</i>	专利增长率，股改前 3 年发明和实用新型专利增长率平均值
<i>RelatedTrans</i>	关联交易/上年末总资产
<i>Info</i>	根据等式 (3) 市值模型估计 R2，对 (1-R2) 进行 logit 转换

附录 2：股权分置改革及其与本研究的关系

国有股份通过资本市场进行结构调整上的进程有两个标志性阶段。一是上世纪 90 年代早期上海和深圳证券交易所的建立。流通股与非流通股之分也始于此。由于当时对国有股流通问题采取搁置的办法，在事实上形成了股权分置的格局。包括民营企业在内，大约



2/3 的 A 股上市公司股份为非流通股，这些非流通股除流通限制外，享有和流通股相同的其他权利，如投票权和现金流量权。通常非流通股为国有股和法人股，流通股为国内机构投资者和个人以及外国个人投资者持有。

此后，政府认识到股权分置严重阻碍了资本市场的发展，限制了资本市场功能的发挥，如由于非流通股降低了公司的市场估值，非流通股东和流通股东之间的利益冲突，缺乏控制权市场而带来无效的公司治理机制以及操纵股价，投机盛行等。在多次国有股减持尝试失败后（Liao、Liu 和 Wang；2014），2005 年 4 月，股权分置改革宣布实施。股权分置改革强制所有非流通股以兑价方式取得流通权。2005 年 8 月 23 日，中国证监会、国资委、财政部、中国人民银行、商务部联合发布《关于上市公司股权分置改革的指导意见》；9 月 4 日，中国证监会发布《上市公司股权分置改革管理办法》。非流通股东在股改方案获得股东投票通过，并支付兑价后获得流通权。证监会和交易所并对股改提出了具体的时间要求。

股改这一外生事件为我们检验国有股流通对创新影响提供了独特的研究机会。首先，股改与创新并无直接关系。根据国务院 2004 年 1 月 31 日颁布的《关于推进资本市场改革开放和稳定发展的若干意见》，股改是为了充分发挥资本市场在促进资本形成、优化资源配置、推动经济结构调整、完善公司治理结构等方面的作用。可以看出，股改主要是为了解决资本市场中股权分置带来的问题，而非直接解决国有企业创新能力的问题。。因此，中国股权分置改革对企业创新而言，是外生事件。



其次，股改是政府强制执行，并非企业的自主选择。2005年8月，证监会要求所有公司在2006年完成股改（Firth、Lin和Zou；2010）。因此，公司不能自由地选择股改与否和股改时间。在股改方案的研制过程中，流通股股东充分参与，权益得到充分体现。因此股改方案能否获得流通股股东投票通过超出了大股东的控制。

最后，国有上市公司与民营上市公司同时、同等实施股权分置改革。因此，民营上市公司为我们提供了评价国有企业创新的基准。除去股东性质不同，国有和民营企业在非流通获得流通权对企业的影响相同，通过比较国有企业（处理组）和民营企业（控制组）在股改后的创新产出，我们可以排除不可观察的公司特征或其他经济因素的影响。

研究目录：

1. 民营化的真实影响：来自中国股权分置改革的证据- The real effect of privatization: Evidence from China's split shares structure reform -----2015-08

本报告是在 Tan、Tian、Zhang 和 Zhao（2015）论文 “The real effect of privatization: Evidence from China's split shares structure reform”的基础上完成的。该论文曾入选 2014 年欧洲金融年会（EFA），2014 年《中国金融评论（CFRI）》国际研讨会，并在 2014 年新加坡管理大学（SMU）暑期学校，挪威科技大学（NUST）和上海财经大学宣讲。

（作者：田轩，张新德，谈勇贤，赵海龙）

报 送：

联系人：

邮箱：
