

股权结构对上市公司全要素生产率的影响

——基于 Olley-Pakes 半参数方法的实证研究^①

艾文冠

上海交通大学 安泰经济与管理学院, 上海 200030

摘要:以国内上市公司 2010—2013 年面板数据为样本,利用 Olley-Pakes 半参数方法测算公司的全要素生产率,在委托代理理论的框架下,对股权结构与全要素生产率的关系进行了实证研究.结果表明:股权集中度与全要素生产率呈现出较强的负相关,股权制衡度越高,其他股东对控股股东的约束力越强,越可能抑制控股股东“支持效益”;而股权制衡度与全要素生产率具有一定程度的正相关,企业的股权制衡度越高,其他股东对控股股东的约束力越强,越可能抑制“掏空效益”.适度的股权集中和制衡架构,有利于企业提高全要素生产率,更高效地利用资源投入,促进生产和经营.

关键词:股权结构;全要素生产率;Olley-Pakes 半参数方法;股权制衡度;股权集中度

中图分类号: F830.91

文献标志码: A

文章编号: 1000-5471(2017)03-0119-09

上市公司股权结构与绩效的关系是公司治理研究的热点,主要以委托—代理理论为核心假设,但在具体实证上又出现了多样性的结果.20 世纪 90 年代沪、深股市相继成立后,对于国内上市公司股权结构如何影响绩效的研究亦不断涌现,学者们沿用了国外研究中常用的 Tobin Q, ROE 等指标来刻画绩效,由于与国外成熟市场相比,中国股市的有效性尚有差距,所以这类指标通常存在局限性.鉴于此,本文用反映企业生产前沿的全要素生产率(TFP)替代传统的绩效指标,考察不同行业股权结构要素资源配置对生产率的影响.生产率是反映公司将生产要素转化为产出的能力,而科学的组织结构对公司的影响则直接体现在生产经营上,所以生产率应当比财务绩效指标更能反映出股权结构对企业经营生产的实质影响.

国内已有一些股权结构对生产率影响的相关研究,与已有研究多采用 DEA 方法测算 TFP 相比,本文的另一改进之处在于采用了一种能克服要素投入内生性问题的计量方法.该方法假定企业根据当前生产率情况作出投资决策,因此可以用企业当期投资来代替不可观测的(Olley-Pakes 半参数方法)生产率冲击.由于股权结构影响生产率正是通过投入计划与控制路径来实现的,Olley-Pakes 半参数方法恰好能够解决因此带来的内生性问题.

本文以 2010—2013 年我国部分上市公司面板数据为样本,利用能克服内生性并适用于微观企业层面测算的 Olley-Pakes 半参数方法计算上市公司的 TFP ,并从股权集中和股权制衡等多角度出发,对股权结构与 TFP 的关系进行实证研究,在委托代理理论的框架下,试图探究不同股权架构对生产率的促进和抑制关系,并给出相应的生产经营建议.

1 文献与研究假设

学术界对股权结构的关注始于 Berle 等^[1]的研究,他们发现公司绩效与公司股权结构的分散度之间存

^① 收稿日期:2016-06-06

作者简介:艾文冠(1991-),男,湖北宜昌人,硕士研究生,主要从事产业经济学研究.

在负相关,此后股权结构与公司绩效之间的关系成为公司金融领域一个极为重要的话题,并且引发了大量的争论.这些争论的焦点包括股权结构的界定(内部股东与外部股东的持股比例、控股股东的持股比例等)及公司绩效的衡量(Tobin Q、净资产收益率 ROE 以及公司价值等)等.因为这些差别,产生了大量结论互不相同的研究.

Jensen 等^[2]认为,在股权分散条件下,股东和管理者的效用最大化目标不一致,管理者(代理人)的行为可能不符合股东(委托人)的利益,由此产生代理成本;将股权向经理人集中,可以使双方利益趋于一致而减少代理成本,提高企业绩效. Demsetz (1983)^[3]则认为,公司股权结构是一个内生变量,是股东为实现利润最大化目标而进行交易决策的结果.股权结构无论是集中还是分散,都应该与股东的最大化利益相一致,因此在股权结构与企业绩效变动之间不应该存在系统的相关性. Shleifer 等^[4]则认为,股权向外部大股东集中,大股东会在股价上升、财富增加的激励下,产生“监督效应”,积极收集信息和监督管理层,克服股权分散情况下的小股东“搭便车”问题及外部股东与内部管理层的信息不对称问题,节约代理成本,促进绩效提高. Pagano 等^[5]通过对代理成本与监督成本的权衡,认为在股权制衡情况下,股东之间的相互监督可以有效地抑制控股股东对少数股东利益的侵占,减少其掏空行为.同时,多元化大股东的存在也能够对经理形成有效的监督,股权制衡通过降低控股股东和经理人所产生的代理成本,有利于企业绩效提高.

与以美国为代表的西方成熟市场相比,中国股市的有效性程度仍然存在着较大差距,常用的 Tobin Q、ROE 等财务指标容易受到证券市场完善程度、人为操纵等因素的影响,不是理想的绩效指标.为了弥补传统企业绩效指标的缺陷,国内有一些研究者开始关注股权结构与生产率的关系.孙兆斌^[6]跳出公司绩效的范畴,通过效率的概念来分析什么样的股权结构有利于高效率配置资源,他得出的结论是股权集中度与技术效率的提高呈显著正相关;毛路^[7]也以部分制造业公司为样本,发现股东控股比例与技术效率呈二次曲线关系.

企业的生产效率表明了其利用资源能力的大小,技术效率和全要素生产率都是反映企业生产效率的指标.技术效率仅反映企业短期内由给定投入集获得最大产出的能力,不能反映企业技术进步的大小,而技术进步才是保障企业获得长期竞争优势和良好绩效的关键.与技术效率相比,TFP 是一个全面反映企业生产效率的综合指标,是指厂商在多投入、多产出时,扣除资本、劳动等要素投入之外的其他因素所导致的产出增加,从其内涵来看,它能够全面地反映影响企业生产效率多因素共同作用的结果.

在 Jensen 等^[2]及后续文献的分析框架下,股权结构对企业生产率的影响路径与控股股东的行为有关,根据 La porta 等^[8]的观点,股权结构对上市公司效率的影响主要取决于控股股东“控制的公共效应”与“控制的私人利益”,或者说“掏空行为”与“支持行为”的相互作用;股权集中度越高,控股股东具有越高程度的激励,就越有动力采取“支持行为”,同时股权集中度越高,控股股东也越有可能产生“控制的私人利益”;股权制衡度越高,其他大股东对控股股东的约束就越强,就可以在更大程度上限制其“掏空行为”,减少“控制的私人利益”,但同时股东之间的制衡也会限制控股股东“支持行为”作用的发挥.因此,本文选择股权集中度与股权制衡度 2 个指标衡量上市公司的股权结构.

首先提出以下 3 点实证假设:

H1a: 企业的股权集中度越高,控股股东具有越高程度的激励,越可能产生“支持效应”,企业的 TFP 越高.

H1b: 企业的股权集中度越高,控股股东具有越高程度的控制权,越可能产生“掏空效益”,导致企业的 TFP 越低.

H2a: 企业的股权制衡度越高,其他股东对控股股东的约束力越强,越可能抑制“掏空效益”,减少“控制的私人利益”,导致企业的 TFP 越高.

H2b: 股权制衡度越高,其他股东对控股股东的约束力越强,越可能抑制控股股东“支持效益”,导致企业的 TFP 越低.

H3: 第一大股东持股比例与 TFP 存在着 U 型曲线关系.

2 研究设计

2.1 估算 TFP 的 Olley-Pakes 半参数方法

估算 TFP 和生产函数的拟合紧密相关, 因为要素投入不能完全解释总产出, 即总产出扣除要素投入后仍有剩余, 而这个剩余一般便称为 TFP . 假设生产函数是 Cobb-Douglas 形式, 即

$$Y_{it} = AL_{it}^{\alpha} K_{it}^{\beta} \exp(u_{it}) \quad (1)$$

其中 Y_{it} 表示产出, L_{it} 和 K_{it} 分别表示劳动和资本的投入, A 为乘数项. 对(1)式取对数得

$$y_{it} = \alpha + \alpha l_{it} + \beta k_{it} + u_{it} \quad (2)$$

(2)式中的残差项 u_{it} 包含了企业 TFP 对数形式的信息, 但由于在实际生产过程中, 企业效率可以在当期被部分观测到, 所以企业决策者会根据最大化生产原则及时调整要素投入. 因此, 残差项 u_{it} 中的一部分可以被观测到, 从而会影响企业要素投入的选择, 即 u_{it} 与 l_{it} 和 k_{it} 是相关的. 为解决此问题, 将 u_{it} 拆分为

$$u_{it} = \alpha_i + w_{it} + e_{it} \quad (3)$$

其中, α_i 表示 TFP 中企业可以观测到的永久性误差, w_{it} 表示 TFP 中企业不能观测到的暂时性误差(如技术冲击), 而 e_{it} 表示测量误差. 最终模型中生产函数的形式为

$$y_{it} = \alpha + \alpha l_{it} + \beta k_{it} + \alpha_i + w_{it} + e_{it} \quad (4)$$

文献[9-10]的克服内生性思路是用企业当期投资来代替不可观测的生产率冲击.

在此模型中, w_{it} 满足马尔可夫过程, 即

$$w_{it} = g(w_{it-1}) + \xi_{it} \quad (5)$$

将(5)式代入模型得

$$y_{it} = \alpha + \alpha l_{it} + \beta k_{it} + g(w_{it-1}) + \xi_{it} + e_{it} \quad (6)$$

而企业资本存量和投资之间的关系为

$$k_{it} = (1 - \delta)k_{it-1} + i_{it} \quad (7)$$

其中 k_{it} 表示企业的资本存量, i_{it} 表示企业的当期投资. 如果企业对 w_{it} 的未来预期很低, 则企业会选择退出生产; 如果企业对未来的 w_{it} 预期越高, 则会提高企业的当期投资 i_{it} . 因此, 可以建立一个企业投资决策函数

$$i_{it} = f_t(w_{it}, k_{it}) \quad (8)$$

对(8)式求反函数得

$$w_{it} = h(i_{it}, k_{it}) \quad (9)$$

将(9)式代入模型中得

$$y_{it} = \alpha + \alpha l_{it} + \beta k_{it} + h(i_{it}, k_{it}) + e_{it} = \alpha + \alpha l_{it} + \phi(i_{it}, k_{it}) + e_{it} \quad (10)$$

第一步先对(10)式进行估计, 得到劳动项 l_{it} 的一致无偏估计系数 α , 然后用已估计的系数来拟合由资本存量 k_{it} 和投资 i_{it} 构成的 $\phi(i_{it}, k_{it})$ 的值. 第二步重点在于估计资本项 k_{it} 的系数. 使用(5)式来表示误差项的内生性, $g(w_{it-1})$ 相当于不能观测到的生产率的滞后影响函数. 同时使用 $h_{it-1} = \phi - \beta k_{it-1}$ 作为 $g(w_{it-1}) = g(\phi - \beta k_{it-1})$ 的近似代替, 得到模型

$$y_{it} - \alpha l_{it} = \alpha + \beta k_{it} + g(w_{it-1}) + \xi_{it} + e_{it} = \alpha + \beta k_{it} + \rho_1(\phi_{it-1} - \beta k_{it-1}) + \rho_2(\phi_{it-1} - \beta k_{it-1})^2 + \xi_{it} + e_{it} \quad (11)$$

此时, 只要用 $y_{it} - \alpha l_{it}$ 对 k_{it} 和包含 $\phi_{it-1} - \beta k_{it-1}$ 的多项式进行非线性 LS 估计即可得到资本项 k_{it} 的一致无偏估计系数 β . 最终在得到劳动项系数 α 和资本项系数 β 之后, 即可结合(2)式来拟合残差的对数值, 即 TFP 的对数值.

2.2 实证模型

本文参考孙兆斌^[6]对技术效率的实证思路, 不考虑串谋的可能, 以 $R251$ (前 2,3,4,5 大股东与第一大股东持股比)与 $Z2$ (第一大股东与第二大股东持股比)为股权制衡度指标, 以 $sh1$ (第一大股东持股比例)与 $H3$ 指数($sh1^2 + sh2^2 + sh3^2$)为股权集中度指标, 具体定义见表 1.

另外,影响企业 TFP 的因素不仅仅只有股东行为,一些其他因素也会影响到企业的 TFP . 因此,有必要引入一系列控制变量对这种影响因素加以控制. 规模大的企业可能存在规模经济,比较容易获得银行信贷等外部资金,进行有形资产和人力等方面的投资,利于提高资本和劳动要素投入外的生产效率. 本文用总资产的自然对数来衡量企业规模,作为控制变量之一; Jensen 等^[2]从理论上指出,利用债务融资能够约束经理人的行为,改善公司治理,提高企业效率,故把资产负债率作为控制变量之二;模型中也把企业上市年限作为一个控制变量,由于可查询的数据,该变量由上市天数表示,比年更为精确.

表 1 模型中的变量及定义

变量性质	变量名称	定 义
因变量	TFP	全要素生产率
自变量	$sh1$	股权集中度指标, 第一大股东持股比例 shN 为第 N 大股东持股比例
	$R251$	股权制衡度指标, R 指数 $R251=(sh2+sh3+sh4+sh5)/sh1$
	$Z2$	股权制衡度指标, Z 指数 $Z2=sh1/sh2$
	$H3$	股权集中度指标, Herfindahl 指数 $H3=sh1^2+sh2^2+sh3^2$
控制变量	$SIZE$	总资产的自然对数
	LEV	资产负债率
	$YEAR$	上市天数

学术界对于股权结构的属性向来有内生性变量与外生性变量的争论, 本文对此不作深入探讨, 倾向于将股权结构看作可控制的外生变量, 因此模型估计采用最小二乘法.

本文构建 2 个基本回归模型为

$$TFP = \alpha_0 + \beta_1 SH_STRU + \beta_2 SIZE + \beta_3 LEV + \beta_4 YEAR + \epsilon$$

(12)

$$TFP = \alpha_0 + \beta_1 SH1 + \beta_2 SH^2 + \beta_3 SIZE + \beta_4 LEV + \beta_5 YEAR + \epsilon$$

(13)

为防止解释变量之间多重共线性, (12) 式中的解释变量 SH_STRU 分别以股权结构度量指标 $sh1$, $R251$, $Z2$, $H3$ 代入, 该式为了验证假设 $H1$ 和 $H2$.

由于假设 $H3$ 是二次假设, 所以单独用(13)式验证.

3 实证检验

3.1 样本选择与数据来源

本文首先要利用 Olley-Pakes 半参数方法对上市公司的全要素生产率进行估算, 需要上市公司的一些经营数据, 然后对股权结构与全要素生产率进行实证分析, 同时需要上市公司的股权指标数据和相应的控制变量数据. 本文选择了 2010—2013 年沪深 A 股主板上市企业的横截面数据作为研究样本, 排除生产函数与传统 Cobb-Douglas 函数差别较大的行业, 剔除部分数据缺失的企业、ST 类公司、*ST 类公司和未完成股改的 S 类公司.

3.2 TFP 估算与描述性统计

本文采用 Olley-Pakes 半参数方法估算企业的 TFP , 估算所需主要变量的统计特征如表 2 所示.

表 2 估算 TFP 主要变量的统计描述

变量	变量名	观测值	均值	标准差	最大值	最小值
总产出	$\ln Y$	2 641.00	21.22	1.55	28.69	15.24
增加值	$\ln VA$	2 456.00	19.30	1.49	27.03	12.35
资本	$\ln K$	2 639.00	19.77	1.85	27.10	8.42
劳动力	$\ln L$	2 641.00	7.53	1.33	13.21	2.56
投资	$\ln INV$	2 465.00	18.17	2.08	25.84	8.72

利用 STATA 编写程序，可用 Olley-Pakes 半参数方法估算出上市企业的 TFP 值。

对于估算出的 TFP 统计性描述按总体与分行业一并展示在表 3。值得说明的是，由于用 Stata 程序编写的方便性，估计出的 TFP 和传统方法的数量级并不在一个层面（均值达到 14），但这不会影响横向研究与相关性研究。

表 3 TFP 估计值的统计描述

行业	观测值	均值	标准差	最大值	最小值
农林牧渔	35	20.143 84	0.940 352 3	22.288 64	17.906 17
采矿业	70	19.452 82	1.592 765	24.801 28	15.521 77
电燃热水	82	19.476 98	1.447 939	22.843 77	16.024 55
房地产	134	15.164 28	1.066 761	17.897 29	12.051 8
建筑	62	9.069 413	0.922 324	11.310 86	6.154 296
交通运输	84	7.154 744	0.667 693	9.095 6	5.647 624
科研	17	12.196 79	0.746 772	13.387 35	10.450 25
批发零售	149	25.876 85	1.540 068	29.581 3	19.358 65
水利环境	31	17.485 75	1.260 156	21.668 7	15.744 32
文化体育娱乐	29	8.857 614	1.369 898	12.035 05	7.037 078
信息	133	16.236 77	0.970 053	20.875 35	14.104 37
制造业	1 609	8.944 447	0.856 991	12.069 68	5.046 977
住宿餐饮	12	15.744 88	1.019 394	17.027 93	14.102 78
租赁与商务服务	27	14.061 69	1.066 884	16.423 94	10.524 37
综合	27	14.061 69	1.066 884	16.423 94	10.524 37
全部行业	2 440	14.004 2	1.079 48	18.496 38	9.367 569

3.3 股权结构与 TFP 关系的实证检验

依照(12)式、(13)式对股权结构与全要素生产率的关系进行实证检验。各变量描述性统计如表 3 所示。

从表 3 可以看出，样本公司的第一大股东持股比例($sh1$)在样本期间的均值为 36.63%，已经可以实现相对控股。同时，第一大股东持股比例超出第二大股东较多($Z2$)，均值为 13.88 倍，最高达 515.69 倍，由于股权比例差距悬殊，第二大股东的股权制衡作用有待验证。从第二至第五大股东对第一大股东的股权制衡度($R251$)来看，比例也不高，平均合计持股数约为第一大股东持股数的 65%。

在进行回归分析之前，本文先对回归模型中的主要变量进行相关性分析，结果如表 4 所示。

表 3 实证变量的描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最大值	最小值	中位数
$\ln TFP$	2 461	14.27	1.09	18.85	9.61	14.20
$sh1$	2 486	0.366	0.160	0.934	0.022	0.349
$Z2$	2 486	13.88	31.72	515.69	1.00	4.43
$R251$	2 486	0.65	0.61	3.92	0.01	0.47
$H3$	2 486	0.18	0.13	0.87	0.00	0.15
$SIZE$	2 468	21.92	1.34	28.48	16.16	21.76
LEV	2 486	43.90	22.21	109.42	−19.47	43.06
$YEAR$	2 416	2 486.31	1 601.32	5 636.00	68.00	2 448.00

从表 4 可以看出，我国上市企业的全要素生产率和第一大股东持股比例以及 $H3$ 指数均在 1% 的显著性上呈正相关，且相关系数 r 能达到 0.2，很可能支持 $H1a$ 的假设，即企业的股权集中度越高，“支持效应”越明显，企业的 TFP 越高。而全要素生产率和股权制衡度相关性很低，但和 $Z2$ 的相关系数为正，和 $R251$ 相关系数为负($Z2$ 越大股权制衡度越低， $R251$ 越大股权制衡度越高)，都倾向于支持 $H2b$ 的假设，即股权制衡度越高，其他股东对控股股东的约束力越强，越可能抑制控股股东“支持效益”，导致企业的 TFP 降低。同时从表 4 中也不难看出，企业规模和全要素生产率呈现出高度正相关，这说明企业规模增加对生产率提高有促进作用。

表 4 变量之间的相关性检验

	<i>lnTFP</i>	<i>sh1</i>	<i>Z2</i>	<i>R251</i>	<i>H3</i>	<i>LEV</i>	<i>YEAR</i>	<i>SIZE</i>
<i>lnTFP</i>	1							
<i>sh1</i>	0.219***	1						
<i>Z2</i>	0.077***	0.373***	1					
<i>R251</i>	−0.079***	−0.630***	−0.354***	1				
<i>H3</i>	0.242***	0.960***	0.352***	−0.463***	1			
<i>LEV</i>	0.216***	0.071***	0.125***	−0.178***	0.055***	1		
<i>YEAR</i>	0.217***	−0.063***	0.200***	−0.215***	−0.090***	0.438***	1	
<i>SIZE</i>	0.674***	0.242***	0.140***	−0.169***	0.247***	0.500***	0.269***	1

注：*** 表示估计系数在 1%的水平上显著。

对模型(12)式进行回归检验,由于各变量的定义有交叉之处,为避免多重共线性影响,用 *sh1*,*R251*,*Z2*,*H3* 分别代入到(12)式中的解释变量 *SH_STRU*中去,回归结果如表 5、表 6 所示。

表 5 模型(12)式中对于股权集中度指标的回归检验结果

变量	<i>lnTFP</i>	变量	<i>lnTFP</i>
<i>sh1</i>	0.322*** (0.111)	<i>H3</i>	0.522*** (0.138)
<i>SIZE</i>	0.654*** (0.015 5)	<i>SIZE</i>	0.648*** (0.015 7)
<i>LEV</i>	−0.012 8*** (0.000 961)	<i>LEV</i>	−0.012 7*** (0.000 961)
<i>YEAR</i>	0.000 068 1*** (0.000 011 6)	<i>YEAR</i>	0.000 070 6*** (−0.000 011 6)
<i>CONSTANT</i>	−0.285 (0.313)	<i>CONSTANT</i>	−0.130 (0.318)
观测值	2, 221	观测值	2, 221
<i>R2</i>	0.509 3	<i>R2</i>	0.510 6
<i>Adj-R2</i>	0.508 5	<i>Adj-R2</i>	0.509 7
<i>F-stat</i>	575.11	<i>F-stat</i>	578.03
<i>Sig. F</i>	0.000	<i>Sig. F</i>	0.000

注：*** 表示估计系数在 1%的水平上显著。括号内是相应的 *p* 值。

表 6 模型(12)式中对于股权制衡度的回归检验结果

变量	<i>lnTFP</i>	变量	<i>lnTFP</i>
<i>Z2</i>	−0.000 478 (0.000 518)	<i>R251</i>	0.054 7* (0.028 4)
<i>SIZE</i>	0.667*** (0.015 0)	<i>SIZE</i>	0.669*** (0.015 0)
<i>LEV</i>	−0.012 9*** (0.000 963)	<i>LEV</i>	−0.012 8*** (0.000 963)
<i>YEAR</i>	0.000 065 6*** −0.000 011 6	<i>YEAR</i>	0.000 067 3*** −0.000 011 6
<i>CONSTANT</i>	−0.444 (0.310)	<i>CONSTANT</i>	−0.518* (0.313)
观测值	2, 221	观测值	2, 221
<i>R2</i>	0.507 7	<i>R2</i>	0.508 3
<i>Adj-R2</i>	0.506 8	<i>Adj-R2</i>	0.507 4
<i>F-stat</i>	571.26	<i>F-stat</i>	572.71
<i>Sig. F</i>	0.000	<i>Sig. F</i>	0.000

注：*,*** 分别表示估计系数在 10%,1%的水平上显著。括号内是相应的 *p* 值。

从回归结果看，股权集中产生的“支持效益”对 TFP 的正向促进作用是相当显著的， TFP 与代表股权集中度的 $sh1$ 和 $H3$ 都在 1% 的显著性水平上呈正相关，且调整后相关系数 R 的值都能达到 0.5 以上，即相关性较强，实证假设中的 $H1a$ 得到验证，即企业的股权集中度越高，控股股东具有越高程度的激励，越可能产生“支持效应”，企业的 TFP 越高。

从表 5 亦可看出， TFP 与 $Z2$ 呈负相关，但相关性并不显著，与 $R251$ 在 10% 的显著性水平上呈正相关，且相关性较高。从前面统计性描述来看，第一大股东持股比例超出第二大股东较多 ($Z2$)，均值为 13.88 倍，而增加到第三到第五股东后，该均值大幅度下滑到约 1.54 倍，这说明对国内上市企业来说，第二大股东对第一大股东的制衡程度相对有限，前几大股东联合后制衡能力稍有增强， $R251$ 是比 $Z2$ 更有意义的代表股权制衡度的指标，和前面相关性分析中的结论相反，在排除控制变量的影响后，全要素生产率与股权制衡度之间的实证结果较弱地支持了假设 $H2a$ ，即企业的股权制衡度越高，其他股东对控股股东的约束力越强，越可能抑制“掏空效益”，减少“控制的私人利益”，导致企业的 TFP 越高。

控制变量的回归结果也提供了一些比较有价值的结论。在所有检验中， TFP 均和资产负债率具有非常显著的高度负相关，这与 Jensen 等^[2]的理论一致，他们指出利用债务融资能够约束管理人的行为，改善公司治理，提高企业效率。同样， TFP 与公司规模也具有非常显著的高度正相关，这可能是因为规模大的企业存在规模经济，比较容易获得银行信贷等外部资金进行资产和劳力投资，有利于提高生产率。此外值得一提的是，从表 6 中也能看出，与上市公司“富不过 3 年”的流行观点相反，上市公司的全要素生产率与其上市时间呈显著的正相关关系。

利用模型(13)式对假设 $H3$ ，即第一大股东持股比例与 TFP 存在着 U 型曲线关系进行实证检验，检验结果如表 7 所示。

表 7 中显示本文预设的 $H3$ 假设并未得到实证支持，是无效假设，即 TFP 与第一大股东持股比例不存在显著的 U 型关系，这在假设 $H1a$ (即股权集中度越高越能促进 TFP 提高) 得到较强验证结果后也是意料之中的。本假设的出发点是起初随着第一大股东持股比例提高，“支持效应”越来越明显， TFP 将随之提高，而持股比例高到一定程度后“掏空效应”开始显现，将抑制企业 TFP 。不过考虑到控股股东，持股比例一开始就处于较高位水平，不太可能呈现出 2 种效应的质变转换。

4 结论与建议

本文以 2010—2013 年我国上市企业面板数据为样本研究了股权集中度、股权制衡度、第一股东持股比例等股权结构对全要素生产率的影响。回归分析表明，股权结构与企业全要素之间存在一定的相关性，股权集中度与全要素生产率呈现出高度负相关，而股权制衡度则与全要素生产率呈现出一定程度的正相关。

在此结论的基础上，笔者对样本的股权集中度与股权制衡度进行分行业的统计性描述，如表 8 所示，以期清晰直观地反映 2010—2013 年国内上市公司的实际情况。

表 7 模型(13)式的回归检验结果

变量	$\ln TFP$
$sh1$	-0.307 (0.457)
$sh12$	0.000 078 8 (0.000 055 6)
$SIZE$	0.652*** (0.015 6)
LEV	-0.012 8*** (0.000 962)
$YEAR$	0.000 067*** (0.000 011 6)
$CONSTANT$	-0.136 (0.330)
观测值	2, 221
R^2	0.509 8
$Adj\text{-}R^2$	0.508 7
$F\text{-}stat$	460.70
$Sig.\ F$	0.000

注：*** 表示估计系数在 1% 的水平上显著。括号内是相应的 p 值。

表 8—1 分行业股权集中度指标 sh1 统计性描述

性质	行业	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
垄断性行业	采矿业	70	43.030 29	18.769 45	9.09	86.35
	电燃热水	84	39.908 57	17.713 65	2.2	84.11
	交通运输	90	42.386 78	14.509 1	14.98	79.47
	水利环境	27	38.711 11	16.508 52	6.66	66.8
竞争性行业	农林牧渔	41	37.444 39	16.062 36	10.92	72.98
	房地产	146	39.32	18.201 95	8.14	89.41
	建筑	67	40.812 99	17.096 8	4.49	81.86
	批发零售	157	33.882 74	14.778 19	8.8	70.16
	文化体育娱乐	28	44.677 86	18.463 94	14.47	75.78
	信息	134	31.637 61	13.593 55	6.48	63.41
	制造业	1 665	35.844 96	15.483 35	3.62	93.36
	租赁与商务服务	26	41.890 77	17.683 94	7.59	74.96
	综合	24	24.876 25	14.974 5	4.53	71.77

表 8—2 分行业股权制衡度指标 Z2 统计性描述

性质	行业	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
垄断性行业	采矿业	70	21.547 81	50.098 27	1.028 807	369.15
	电燃热水	84	18.817 59	37.989 05	1.011 605	210.275
	交通运输	90	21.626 32	47.722 54	1	274.034 5
	水利环境	27	7.792 537	6.264 365	1.033 898	26.462 62
竞争性行业	农林牧渔	41	17.178 1	30.053 27	1.083 147	126.975
	房地产	146	24.010 3	50.129 17	1.004 264	353.055 5
	建筑	67	18.488 87	56.208 57	1.028 31	455.5
	批发零售	157	19.204 9	35.232 17	1.015 934	200.416 7
	文化体育娱乐	28	17.308 81	25.722 39	1.093 04	122.962 3
	信息	134	6.981 073	11.157 5	1	92.779 41
	制造业	1 661	11.695 67	25.693 65	1	515.687 5
	租赁与商务服务	26	22.249 95	44.014 32	1	174.05
	综合	24	20.809 98	34.194 88	1.008 114	133.075

综合实证结论与数据事实，本文给出以下几点政策建议：

在考虑股权制衡因素的条件下，提高第一大股东持股比例，保持一定量的股权制衡，有利于全要素生产率提高，特别是对于垄断性行业与国有成分占比较重的企业，这种效应尤其明显。因此，在我国的国有企业改制中，在充分认知“一股独大”负面影响的同时，也需要保持适度的股权集中，尤其是国家垄断的保护性行业，不宜贸然改变股权架构。

在当前的制度安排下，我国上市公司第一大股东的两种行为效应中，“支持效应”程度要高过“掏空效应”，股东间的制衡对上市公司效率提升的作用却不太明显。所以，在股权分置改革的过程中不宜一刀切地提倡股权制衡，而是要根据行业实际情况，选择最合适的股权结构安排。

与国有成分较重的垄断性公司股权集中度较高不同，竞争性行业上市公司的股权集中度相对而言处于低位。建议鼓励一些竞争性行业的上市公司适当提高股权集中水平，以降低代理成本，发挥控股大股东的支持效应，从而促进公司效率的提高。

从企业微观层面看，无论是保持股权的相对集中或者相对制衡，不代表存在一种任何企业都适用的最佳股权结构，不存在一个最优的持股比例，甚至也不存在普适的单调性关系。本研究在理论上给出多种可能性假设，基于当前国内上市公司数据进行实证，仅仅是特定时间与空间下规律的反映。除此之外，在宏观环境上还需要继续完善外部法律制度，加强市场监管体系的建设，这是所有股权结构对企业正向作用的前提条件和共同基础。

参考文献：

[1] BERLE A A, MEANS G C, WEIDENBAUM M L, et al. The Modern Corporation and Private Property [J]. The Economic Journal, 1932, 20(6): 119—129.

[2] JENSEN M C, MECKLING W H. Theory of the firm; Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. Social Science Electronic Publishing, 1976, 3(4): 305—360.

[3] DEMSETZ. Kenneth and Kenneth Lehn. The Structure of Corporate Ownership: Causes and Consequences [J]. Journal of Political Economy, 1983, 93(6): 1155—1177.

[4] SHLEIFER A, VISHNY R. A Survey of Corporate Governance [J]. The Journal of Finance, 1997, 52(2): 737—783.

[5] PAGANO M, ROELL A. The Choice of Stock Ownership Structure: Agency Costs, Monitoring, and the Decision to Go Public [J]. Quarterly Journal of Economics, 1998, 113: 187—225.

[6] 孙兆斌. 股权集中、股权制衡与上市公司的技术效率 [J]. 管理世界, 2006(7): 115—124.

[7] 毛 路. 上市公司技术效率实证研究 [J]. 经济学家, 2009(3): 69—73.

[8] PORTA R L, LOPEZ-DE-SILANCE, SHLEIFER A, et al. Investor Protection and Corporate Governance [J]. Journal of Finance Economics, 2000, 58(1/2): 3—27.

[9] OLLEY G S, PAKES A. The Dynamics of Productivity in The Telecommunications Equipment Industry [J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263—1297.

[10] BLUNDELL R, BOND S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models [J]. Journal of Econometrics, 1995, 87(1): 115—143.

Influence of Ownership Structure on Total Factor Productivity of China's Listed Company: Empirical Study on Olley-Pakes Methods

AI Wen-guan
Antai Collage of Economy & Administration, Shanghai Jiao Tong University, Shanghai 200030, China

Abstract: Enterprise efficiency is not only an important index of macroeconomic, but also the direct concern of micro enterprise. Among numerous efficiency indexes, the total factor productivity (TFP) which reflects enterprise production frontier is the key point of this study, and the ownership structure will influence the distribution of enterprise production factors and resources, thus directly or indirectly have an impact on productivity. Therefore, in this study the relationship is to be analyzed between ownership structure and TFP according to theory about corporate governance. On this basis, this study took the panel data from 2010 to 2013 of domestic listed companies as the sample, utilized the Olley-Pakes semiparametric method to estimate the companies' TFPs, and conducted empirical research on the relationship between equity structure and TFP in the framework of principal agent theory. The results indicate that, as for the listed companies, there is a strong positive correlation between equity concentration and TFP. With higher equity concentration and stronger incentive of controlling shareholders, there is more likely a support effect boosting the TFP. Proper structure of equity concentration and balance helps enterprises to enhance the TFP, improve the utilization efficiency of resource commitment and promote production and management.

Key words: ownership structure; total factor productivity; Olley-Pakes Method; check-and-balance of ownership; concentration of ownership