国有股权参股与家族企业全要素生产率

盛明泉 陈一玲 鲍群

摘要:家族企业在我国经济中占有相当大的比重,如何有效提升家族企业? 生产率受到了社会各界 的广泛关注。本文以2014~2019年沪深A股上市家族企业为研究样本 股权参股家族企业对其全 要素生产率的影响。研究发现,国有股权参股有利于提升家族企业 目主要通过缓解融资约束、 增加创新投入、提高治理水平这三条路径作用于全要素生产率 , 当家族企业的 CEO 或董事 长由家族成员担任以及企业由创一代控制时,国有股权参股对家族企业全要素生产率的提升效应更为显著。

关键词:国有股权参股;家族企业;全要素生产率

中图分类号: F276.5 文献标志码: A 文章编号: 2095-8838 (2021) 01-0068-12

一、引言

改革开放40多年来,家族企业实现从无到有、由弱变 强的跨越式发展,成为推动经济发展和促进就业的重要力 量。目前,家族企业正面临着传统产业的转型升级、实现高 质量发展的挑战, 而提高全要素生产率是应对这些挑战的 重要手段。国有资本参股家族企业是发展混合所有制经济 的重要途径,不仅会改变家族企业原来的股权结构,而且 还会给家族企业带来不同的资源和信息。已有研究表明, 国有股权参股在提高家族企业的创新投入(罗宏和秦际栋, 2019)、提升公司治理水平(姜付秀等, 2014)、打破行业进 入壁垒(余汉等, 2017a)、缓解企业融资约束(宋增基等,

2014)、为企业带来更多发展机会(余汉等, 2017b)等方面 发挥着重要作用,而这些正是影响企业全要素生产率的关 键因素。那么,国有股权参股是否有利于提升家族企业全 要素生产率呢? 进一步, 国有股权参股影响家族企业全要 素生产率的作用机制是什么,缓解融资约束、增加创新投 入还是提高治理水平? 家族企业的管理模式以及实际控制 人代数差异将在国有股权参股对家族企业的生产率效应中 产生怎样的异质性影响?这些问题仍需进一步探讨。

基于此,本文以2014~2019年沪深A股上市家族企业 为样本,实证检验了国有股权参股对家族企业全要素生产 率的影响。研究表明, 国有股权参股将促进家族企业全要 素生产率的提升,主要通过缓解融资约束、增加创新投入

收稿日期:2020-12-07

基金项目:国家社会科学基金重点项目(18AJY014);安徽省学科(专业)拔尖人才学术资助项目(gxbjZD17);安徽省优秀人才 支持计划项目(gxyq2018016)

作者简介:盛明泉,安徽财经大学会计学院教授,博士生导师(兼);

陈一玲,安徽财经大学会计学院硕士研究生;

鲍 群,安徽财经大学会计学院副教授。

和提高治理水平这三条路径来实现。进一步研究发现,当 CEO或董事长由家族成员担任以及企业由创一代控制时, 对国有股权参股的生产率效应具有显著的促进作用。

本文可能的边际贡献主要有:(1)现有研究大都探讨国有股权参股对企业融资约束(王凯和武立东,2015)、投资机会(Inoue等,2013)、创新投入(罗宏和秦际栋,2019)等的影响,鲜有文献探究其对企业生产经营效率的影响。本文的研究不仅丰富了民营企业混合所有制改革的经济后果类文献,同时也为提升企业全要素生产率提供了新的视角。(2)对国有股权参股作用于家族企业全要素生产率的路径进行研究,为提高家族企业的生产经营效率提供了理论参考与经验借鉴。(3)本文进一步探究了实际控制人代数以及不同的管理模式对国有股权参股经济效果的影响。既丰富了社会情感财富理论的相关研究,也为家族企业提高公司治理水平提供参考。

二、理论分析与研究假设

(一)国有股权参股与家族企业全要素生产率

混合所有制改革在加速国企改革进程和释放民营企业 活力方面起着重要的作用(刘泉红和王丹, 2018)。家族企 业是民营企业中一种重要的组织形态。已有研究表明, 控 股家族对控制权的过度把控会降低企业的创新动力,同时 也更易受到银行等机构的信贷歧视,限制企业的创新能力, 导致企业创新投入不足(Block, 2012;朱沆等, 2016);家 族成员参与管理会降低中小家族企业的决策效率(陈志斌 等,2017);家族成员对非家族成员的利益侵占导致其面 临着严重的第二类代理问题(Ali等, 2007), 从而导致家族 企业全要素生产率较低。国有股权参股家族企业有利于改 善这种状况。一方面,将给家族企业带来资源与声誉效应。 存在国有股权参股的企业将获得更多的银行贷款以及更长 的贷款期限(宋增基等, 2014),同时国有股权参股为企业 提供了一种隐性担保,对企业商业信用的获取具有积极作 用(应千伟和蒋天骄, 2012)。这些不仅有利于缓解家族企 业融资约束,而且有助于提升企业的创新能力。当企业资 金较为充足时, 更可能投资于一些具有长期价值的项目, 如投资于风险高、周期长、投入大的研发活动,从而有助 于提高企业的创新效率与资本配置效率。另一方面,将对 家族企业起到治理效应。国有股权参股能影响管理层的决 策,将国企中先进的理念和经验引入家族企业,促进家族 企业公司治理结构的完善,对企业内部人形成有效的监督

(Fan等, 2014), 这将有利于缓解企业的委托代理问题,提高企业的创新动力和管理效率。而资源的丰富、创新能力以及管理效率的提升恰恰是提升企业全要素生产率的关键因素(Ayyagari等, 2010;梁红玉等, 2012;朱德胜和周晓珮, 2016),因此,国有股权参股所带来的资源、声誉以及治理效应等有助于提升家族企业的全要素生产率。由此,提出本文的假设1:

H1:国有股权参股有利于提升家族企业全要素生产率。 (二)国有股权参股影响家族企业全要素生产率的内在 机制

1.缓解融资约束

家族企业比较典型的股权结构特征是控股家族一股独大,对企业有着绝对的控制权、相较于其他企业来说,其面临着更严重的第二类代理问题(Ali等,2007),导致企业面临更高的融资约束水平(Lin等,2011)。国有股权参股可以缓解家族企业面临的融资约束,从而提升企业的全要素生产率。国有股权参股可以提高家族企业的声誉,向社会公众以及银行等金融机构传递出家族企业经营状况良好、实力强大、得到了国家支持的信号。这不仅有利于社会资本流入企业,而且在一定程度上缓解了由于信息不对称所造成的银行等金融机构对企业的信贷歧视,有助于企业获得更多的银行贷款、更长的贷款期限及支付更低的融资成本(苟琴等,2014)。另外,国有股权参股家族企业有利于建立企业与政府之间良好的政企关系,有利于企业获得资源,这些外在因素有利于缓解融资约束。

融资约束的缓解不仅可以直接对企业全要素生产率产生积极影响(Ayyagari等, 2010),还可以通过提高投资效率(张莉芳, 2013),进而提升家族企业的全要素生产率(Hsieh和Klenow, 2009)。

2. 增加创新投入

创新是企业发展的动力,由创新能力提升所带来的技术进步和效率提升,是提高全要素生产率的重要途径(李平,2016)。国有股权参股有利于提升家族企业的创新资源、创新意愿,增加创新投入,进而提升全要素生产率。首先,创新活动需要企业较多资源的投入,家族企业通常缺乏这些创新资源(Patel和Chrisman,2013;吴炳德,2016)。国有股东的进入将给家族企业带来资源效应,不仅可以带来直接的投资,而且可以使其更容易获得政策支持,获得银行贷款等关键资源。其次,创新具有高风险的特点。一旦失败,公司股价可能面临崩盘的风险,控股家族的控

制权将受到威胁,因而家族企业创新意愿不强。国有股权 参股家族企业,为民营企业起到隐性的担保作用(余汉等,2017b),当企业陷入困难时,国有股东可以通过向企业输送必要的资源,提高企业的风险承担能力,增加其进行创新活动的意愿。创新资源与创新意愿的增加将带来企业创新投入的增加。

技术进步是提升企业全要素生产率的重要途径和核心动力(严兵,2008),企业创新投入的增加能促进企业技术进步,进而促进企业全要素生产率的提升(Reymond等,2015)。因此,国有股权参股通过提升企业创新投入,进而促进家族企业全要素生产率的提升。

3. 提高企业治理水平

国有股权参股能提高家族企业的治理水平。一方面,股权制衡是一种有效的治理机制,家族企业引入国有股东,实现了多元制衡的股权结构。为了防止国有资产的流失,国有股东有足够的动机督促家族企业完善公司治理制度,监督控股股东行为决策,提升企业治理水平。韦浪和宋浩(2020)发现,国有股东参股的治理效应有效抑制了企业的过度投资行为;还优化了企业的现金持有,进而带来了企业价值的提升。另一方面,国有股权参股也使得家族企业受到更强的社会监督(姜付秀等,2014)。如媒体监督能够起到重要的外部治理作用(周开国等,2016)、媒体的权威性、报道内容专业性能加强审计对盈余管理的抑制作用(马壮等,2018),从而间接地改善家族企业的治理水平。

公司治理的改善缓解了企业的委托代理问题(梁红玉等,2012),对企业内部人形成有效监督,进而有利于提升企业投资效率(方红星和金玉娜,2013)、资源配置效率(周中胜,2011)等,促进企业全要素生产率的提升(Amable等,2016)。

综上所述,国有股权参股家族企业,在缓解企业融资 约束、增加创新投入、提高治理水平等方面发挥着重要作 用,而这些正是影响家族企业全要素生产率的关键要素。 由此,提出本文的假设2:

H2:国有股权参股有利于通过缓解融资约束、增加创新投入、提高企业治理水平提升家族企业全要素生产率。

三、研究设计

(一)样本选取与数据来源

本文选取2014~2019年沪深A股上市家族企业为研究 样本。参考盛明泉等(2020a)的做法,对原始数据做了如 下处理:(1)剔除ST、*ST公司以及金融类样本;(2)剔除上市不满一年的样本;(3)剔除数据缺失以及数据异常的样本,如资产负债率大于1。为了消除极端值的影响,本文对主要的连续变量进行了缩尾处理,最终得到8639个观测值。本文数据主要来自CSMAR数据库,有关家族企业的数据来自CSMAR家族企业数据库,国有股东参股数据通过上市公司披露的年度报告手工收集。使用的统计分析软件为STATA16.0。

(二)变量定义

1.被解释变量

全要素生产率(TFP_op)。该指标反映要素投入转化为最终产出的总体效率。因为半参数法能有效解决估计过程中的选择性偏误与联立性偏差等问题(鲁晓东和连玉君, 2012),所以本文参照Olley和Pakes(1996)以及鲁晓东和连玉君(2012)的测量方法,用OP方法估计的全要素生产率作为因变量。具体来说,使用opreg命令对模型(1)进行回归,残差即为全要素生产率(TFP_op)。模型(1)如下: $\ln Y_{\mu} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln K_{\mu} + \alpha_2 \ln L_{\mu} + \alpha_3 Age_{\mu}$

$$+\alpha_{4} \ln Mat_{it} + \alpha_{5} Soe_{it} + \alpha_{6} Exit_{it}$$

$$+\alpha_{7} Export_{it} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{it}$$
(1)

其中:Y表示企业主营业务收入;K、L与Age分别表示企业的固定资产净额、员工数量与企业年龄;Mat表示企业的中间品投入,用购入商品和劳务的金额衡量;Soe表示企业的产权性质;Exit表示企业是否退出市场;Export表示企业是否有进出口业务;Year和Ind分别为年度和行业;ε为残差项。

2.解释变量

国有股权参股。参照罗宏和秦际栋(2019)的有关做法,本文从以下两个方面来衡量国有股权参股对家族企业全要素生产率的影响:(1)国有股权是否参股(Mix1),当家族企业前10大股东中包含国有股权时,则视为存在国有股权参股,取值为1,否则为0。(2)国有股权参股比例(Mix2),家族企业前10大股东中国有股东持股比例之和。

3. 中介变量

为了验证本文的假设,设置了3个中介变量,包括融资约束(KZ)、创新投入(RD)以及治理水平(Agency)。 具体定义如下:(1)融资约束(KZ),用KZ指数衡量企业的融资约束水平,参照Kaplan和Zingales(1997)以及李君平和徐龙炳(2015)的计算方法,使用Ordered Logit模 型进行回归分析,用回归的参数构建一个四因子的 KZ 指数,具体计算公式为: KZ=-3.014×CASH-4.444×CF-62.626×DIV+0.153×LEV。其中,CASH=现金持有量/总资产,CF=经营性净现金流/总资产,DIV=现金股利/总资产,LEV=总负债/总资产。该值越大,表明企业面临的融资约束水平就越高。(2)创新投入(RD),参考尹美群等(2018)的衡量方法,用研发支出与营业收入的比值表示企业的创新投入,RD越大则企业的创新投入越多。(3)治理水平(Agency),借鉴陈克兢(2019)的有关做法,用其他应收款与总资产的比值来衡量企业的第二类代理成本,代理成本越低则企业的治理水平越高。为了使回归系数不过小,将Agency扩大100倍。

4. 控制变量

参考赵宜一和吕长江(2017)、盛明泉等(2020b)的做法,本文控制了企业治理特征变量、财务特征变量以及控股家族特征变量。包括企业规模(Size)、两职合一(Dual)、成长性(Growth)、有形资产比率(Tang)、资产负债率(Lev)、资产收益率(Roa)、总资产周转率(Turnover)、控

股家族持股比例(Holdshare)以及两权背离率(Dev),同时还控制了年度(Year)和行业(Ind)效应。

本文主要变量的具体定义如表1所示。

(三)模型设计

1.为了验证本文的研究假设1,国有股权参股家族企业对全要素生产率的影响,本文参考王凯和茹思雨(2020)的研究设计,建立回归模型(2):

$$TFP_op_{it} = \beta_0 + \beta_1 Mix_{it} + \beta_i Controls_{it}$$

$$+ \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{it}$$
(2)

其中,Mix为解释变量,用 Mix1或 Mix2表示, β_1 为其系数,是本文的核心关注点。若 β_1 显著为正,则表明国有股权参股有利于提升家族企业全要素生产率。Controls表示控制变量, β_0 为常数项, ϵ 为残差项。

2. 为了验证研究假设2, 国有股权参股通过缓解融资约束、增加创新投入、提高治理水平提升家族企业全要素生产率, 本文运用温忠麟等(2004)中介效应模型进行分析。第一步与模型(2)相同, 第二步、第三步如模型(3)和模型(4)所示:

	W
70	

变量类别	变量名称	变量符号	变量解释
被解释变量	全要素生产率	TFP_op	OP方法测算企业的全要素生产率
解释变量	国有股权是否参股	Mix1	前10大股东中若存在国有股东则取值为1,否则为0
胖件 发里	国有股权参股比例	Mix2	前10大股东中国有股东持股比例之和
	融资约束	KZ	构建KZ指数衡量企业的融资约束水平
中介变量	创新投入	RD	研发支出/营业收入
	治理水平	Agency	其他应收款 / 总资产 × 100
调节变量	管理模式	Manage	当 CEO 或董事长由家族成员担任取值为1, 否则为0
州下文里	实际控制人代数	Generation	当企业由创一代控制时取值为1,否则为0
	企业规模	Size	员工总人数取对数
	两职合一	Dual	若董事长与总经理为同一人则取值为1,否则为0
	成长性	Growth	营业收入增长率
	资产收益率	Roa	净利润/总资产
	有形资产比率	Tang	有形资产/总资产
控制变量	总资产周转率	Turnover	营业收入净额/平均资产总额
	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	控股家族持股比例	Holdshare	控股家族的持股比例
	两权背离率	Dev	实际控制人拥有家族企业所有权比例/控制权比例
	年度	Year	年度哑变量
	行业	Ind	行业哑变量,参照证监会2012年行业分类标准

丰っ	描述性统计
<i>**</i> /	4H 1/1/1+2/1/T

变量名	观测值	平均值	中位数	最小值	最大值	标准差
TFP_op	8 639	6.673	6.635	4.045	9.136	0.379
Mix1	8 639	0.346	0	0	1	0.476
Mix2	8 639	1.337	0	0	15.050	3.026
Size	8 639	7.437	7.395	5.288	9.907	1.044
Dual	8 639	0.379	0	0	1	0.485
Growth	8 639	0.215	0.147	-0.379	1.666	0.366
Lev	8 639	0.371	0.358	0.069	0.788	0.181
Roa	8 639	0.051	0.047	-0.115	0.193	0.054
Tang	8 639	0.903	0.945	0.546	0.999	0.106
Turnover	8 639	0.613	0.542	0.127	1.791	0.348
Holdshare	8 639	40.560	39.140	14.400	74.09	15.29
Dev	8 639	0.880	1	0.301	K	0.190
KZ	6 964	-0.602	-0.528	-1.557	0.037	0.427
RD	7 864	5.142	3.980	0.130	20.910	4.279
Agency	7 552	3.822	2.252	0.117	132	5.336

表3 均值差异检验

变量	Mix1=0	Mix1=1	均值差异	
芝里	N=5 651	N=2 988		
TFP_op	6.653	6.711	-0.059***	
Size	7.365	7.573	-0.208***	
Dual	0.399	0.341	0.058***	
Growth	0.229	0.188	0.041***	
Lev	0.365	0.381	-0.016***	
Roa	0.053	0.049	0.004***	
Tang	0.899	0.910	-0.011***	
Turnover	0.620	0.599	0.021***	
Holdshare	41.630	38.530	3.107***	
Dev	0.898	0.846	0.052***	

注:*、*** 分别代表在10%、5%、1%水平上显著

$$KZ_{ii} / RD_{ii} / Agency_{ii} = \beta_0 + \beta_1 Mix_{it} + \beta_i Controls_{ii}$$
$$+ \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{ii}$$
(3)

$$TFP_op_{it} = \beta_0 + \beta_1 Mix_{it} + \beta_2 KZ_{it} / RD_{it} / Agency_{it}$$

$$+ \beta_i Controls_{it} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{it}$$
(4)

四、实证结果及分析

(一)描述性统计

1.主要变量的描述性统计

表2列示了各主要变量的描述性统计结果。从中可以看出,被解释变量全要素生产率(TFP_op)最大值为9.136,最小值为4.045,平均值为6.673,中位数为6.635,标准差为0.379,表明不同家族企业间全要素生产率存在一定的差异,但基本符合正态分布。解释变量中,国有股权是否参股(Mix1)平均值为0.346,表明平均约有34.6%的家族企业存在国有股权参股的情况。国有股权持股比例(Mix2)平均值为1.337%,最大值为15.050%,标准差为3.026,表明在样本企业中,国有股权持股比例差异较大。其他控制变量在总体上分布合理,和现有文献保持一致。

2. 均值差异检验

表3列示了根据国有股权是否参股(Mix1)分组后所进行的均值差异检验结果。从中可以看出,当不存在国有股权参股时,家族企业的全要素生产率(TFP_op)在1%的水平上显著低于国有股权参股时家族企业的全要素生产率的提升。在国有股权参股的家族企业中,两职合一的比例显著更低,资产负债率显著更高,在一定程度上表明了国有股权参股有利于提升企业治理水平,增强企业的融资能力,从而缓解企业面临的融资约束。此外,控制变量在两组中的均值差异均显著,在一定程度上说明了变量选取

的合理性。

(二)回归分析

1. 国有股权参股与家族企业全要素生产率

表4报告了国有股权参股与家族企业全要素生产率之间关系的回归结果。第(1)、(2)列未加入控制变量,未控制年度和行业效应,国有股权是否参股(Mix1)和国有股权参股比例(Mix2)与家族企业全要素生产率(TFP_op)均在1%的水平上显著为正。第(3)、(4)列加入了控制变量以及年度和行业效应。结果显示,Mix1与Mix2的系数分别为

表 4 国有股权参股与家族企业全要素生产率的回归分析

(1) TFP_op	(2) TFP_op	(3) TFP_op	(4) TFP_op
0.059***		0.042***	
(6.654)		(5.604)	
	0.008***		0.006***
	(5.590)		(4.240)
		0.032***	0.033***
		(6.957)	(7.273)
		-0.042***	-0.043***
		(-5.839)	(-5.903)
		0.061***	0.060***
		(4.775)	(4.726)
		0.238***	0.233***
		(8.566)	(8.374)
		2.107***	2.101***
	\times	(22.711)	(22.633)
	$\langle \times \rangle$	-0.057	-0.053
	\	(-1.499)	(-1.396)
		0.109***	0.107***
		(7.900)	(7.767)
		-0.001***	-0.001***
		(-3.811)	(-3.539)
		-0.122***	-0.124***
		(-6.454)	(-6.539)
6.653***	6.662***	6.111***	6.101***
(1366.718)	(1525.283)	(105.922)	(105.136)
未控制	未控制	控制	控制
8 639	8 639	8 639	8 639
0.005	0.004	0.267	0.266
	TFP_op 0.059*** (6.654) 6.653*** (1366.718) 未控制 8 639	TFP_op TFP_op 0.059*** (6.654) 0.008*** (5.590) 6.653*** (1 366.718) 未控制 8 639 8 639	TFP_op TFP_op TFP_op 0.059*** (6.654) 0.008*** (5.604) 0.008*** (6.957) -0.042*** (6.957) -0.042*** (7.5.839) 0.061*** (4.775) 0.238*** (8.566) 2.107** (22.711) -0.057 (-1.499) 0.109*** (7.900) -0.001*** (-3.811) -0.122*** (-6.454) 6.653*** 6.662*** (6.957) (105.922) 未控制 未控制 未控制 控制 8.639 8.639

注:括号里的数字为t值,*、**、***分别代表在10%、5%、1%水平上显著;下同

0.042 与 0.006,均在 1%的水平上显著。以上结果表明国有股权参股促进了家族企业全要素生产率的提升,假设 1得到验证。此外,相较于第(1)、(2)列,第(3)、(4)列 adj. R²有所上升,在一定程度上表明了模型设计的合理性。

在控制变量方面,企业的规模、成长性、总资产周转率、资产负债率、资产收益率均在1%的水平上与TFP_op显著正相关。两职合一、控股家族持股比例以及两权背离率与全要素生产率显著负相关,表明管理层权力过大、股权过于集中、代理链条过长,企业所面临的委托代理问题越严重,抑制了家族企业全要素生产率的提升。

2. 中介效应检验

表5列示了中介效应的检验结果。Panel A报告了融资 约束作为中介因子的检验结果,第(1)、(2)、(3)列报告 了国有股权是否参股(Mix1)通过缓解融资约束作用于家 族企业全要素生产率的检验结果,第(1)列显示Mix1的系 数为0.045, 且在1%的水平上显著, 表明国有股权参股提 高了家族企业全要素生产率;第(2)列显示Mix1的系数 为-0.007, 但不显著;第(3)列中, Mix1与KZ的系数均 。参考温忠麟等(2004)的有关做法,对KZ指数进行 Sobel 检验, Z值为 0.416, P值为 0.677, 并未通过显著性检 验,即Mix1并未通过缓解融资约束渠道作用于家族企业全 要素生产率。第(4)、(5)、(6)列报告了国有股权参股比例 (Mix2)通过缓解融资约束作用于家族企业全要素生产率 的检验结果。第(4)列显示Mix2的系数显著为正;第(5) 列显示Mix2的系数在5%的水平上显著为负, 表明国有股 权参股比例有利于缓解家族企业融资约束;第(6)列Mix2 与KZ的系数均显著,通过了中介效应检验。上述结果部分 验证了国有股权参股影响家族企业全要素生产率的缓解融 资约束渠道。

Panel B列示了创新投入作为中介因子的检验结果。结果表明,国有股权是否参股(Mix1)和国有股权参股比例(Mix2)均通过增加创新投入作用于家族企业全要素生产率。上述结果验证了国有股权参股通过增加企业创新投入最终提高家族企业的全要素生产率。

Panel C列示了治理水平作为中介因子的检验结果。前 三列和后三列分别列示了国有股权是否参股(Mix1)和参 股比例(Mix2)通过提高企业治理水平作用于家族企业全 要素生产率的检验结果。结果表明国有股权参股缓解了企业的第二类代理问题,提高了企业的治理水平,进而提升家族企业全要素生产率。综上所述,国有股权参股通过缓

表5 中介效应检验

Panel A 融资约束	₹					
	(1) TFP_op	(2) KZ	(3) TFP_op	(4) TFP_op	(5) KZ	(6) TFP_op
Mix1	0.045***	-0.007	0.044***			
	(5.486)	(-0.757)	(5.433)			
Mix2				0.006***	-0.003***	0.005****
				(3.717)	(-2.073)	(3.513)
KZ			-0.131***			-0.131***
			(-11.418)			(-11.366)
Constant	6.138***	-0.424***	6.082***	6.129***	-0.417***	6.075***
	(96.147)	(-5.076)	(96.715)	(95.495)	(-5.011)	(95.995)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year&Ind	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	6 964	6 964	6 964	6 964	6 964	6 964
adj. R ²	0.259	0.202	0.277	0.258	0.202	0.275
Panel B 创新投入				///>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP_op	RD	TFP_op	TFP_op	RD	TFP_op
Mix1	0.035***	0.145*	0.034***	X		
	(4.648)	(1.771)	(4.545)			
Mix2			XN	0.005***	0.043***	0.005***
				(4.206)	(3.161)	(4.020)
RD			0.005***			0.005***
			(3.985)			(3.930)
Constant	6.028***	3.533***	6.010***	6.019***	3.442***	6.001***
	(101.197)	(4.998)	(100.961)	(100.473)	(4.884)	(100.285)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year&Ind	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	7 864	7-864	7 864	7 864	7 864	7 864
adj. R ²	0.279	0.386	0.281	0.279	0.387	0.281
Panel C 治理水平	7					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP_op	Agency	TFP_op	TFP_op	Agency	TFP_op
Mix1	0.043***	-0.173*	0.042***			
	(5.305)	(-1.852)	(5.240)			
Mix2				0.005***	-0.029**	0.005***
				(4.065)	(-2.018)	(3.550)
Agency			-0.004***			-0.004***
			(-3.917)			(-3.943)
Constant	6.121***	6.075***	6.147***	6.111***	6.134***	6.137***
	(96.609)	(7.495)	(99.533)	(96.261)	(7.551)	(98.665)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year&Ind	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	7 552	7 552	7 552	7 552	7 552	7 552
adj. R ²	0.262	0.129	0.264	0.261	0.130	0.263

解融资约束、增加创新投入、提高治理水平提升家族企业全要素生产率,假设2得到验证。

(三)内生性与稳健性检验

1. 内生性检验

表6 内生性检验1

	(1) TFP_op	(2) TFP_op	(3) TFP_op	(4) TFP_op
Mix1	0.045***			
	(4.750)			
Mix2		0.005***		
		(3.609)		
L_Mix1			0.031***	
			(3.533)	
L_Mix2				0.005***
				(3.222)
Constant	6.019***	6.017***	6.092***	6.083***
	(75.578)	(74.886)	(93.348)	(92.938)
Controls	控制	控制	控制	控制
Year&Ind	控制	控制	控制	控制
N	5 022	5 022	6 422	6 422
adj.R ²	0.292	0.291	0.270	0.270

表7 内生性检验2

	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段	(3) 第一阶段	(4) 第二阶段
Mix1		0.035***		
		(4.451)		
Mix2				0.004***
				(3.290)
Ave_Mix1	2.070***			
	(20.143)			
Ave_Mix2			0.188***	
			(11.908)	
IMR		-0.080***		-0.101***
		(-3.816)		(-2.996)
Constant	-2.258***	6.257***	-1.664***	6.278***
	(-8.695)	(88.577)	(-6.596)	(74.435)
Controls	控制	控制	控制	控制
Year&Ind	控制	控制	控制	控制
N	8 611	8 611	8 611	8 611
adj.R ² /pse.R ²	0.086	0.268	0.067	0.267

第一,采用倾向得分匹配法缓解可能存在的内生性问题。使用1:1近邻匹配为存在国有股权参股的样本寻找配对样本,然后用配对后的样本进行回归分析。结果如表6第(1)、(2)列所示,Mix1与Mix2的系数均在1%的水平上显著为正,验证了前文的假设。

第二,采用解释变量滞后一期(L_Mix1和L_Mix2)来缓解反向因果关系。结果如表6第(3)、(4)列所示,L_Mix1与L_Mix2的系数分别为0.031与0.005,且都在1%的水平上显著,与前文结果保持一致。最后,为缓解可能的样本选择问题,参照罗宏和秦际栋(2019)的有关做法,本文使用相同地区与行业的国有股权参股的平均值(Ave_Mix)作为工具变量,然后进行Heckman两阶段回归分析。结果如表7所示,Mix1与Mix2的系数均在1%的水平上显著为正。说明在考虑了内生性问题后,国有股权参股也可以促进家族企业全要素生产率的提升,支持了本文的结论。

2. 稳健性检验

为了保证结果的可靠性,本文进行了如下稳健性检验。首先,改变家族企业的衡量方式。关于家族企业的界定存在多个标准,根据胡旭阳和吴一平(2017)对家族企业的界定方法,增加所有权维度重新定义家族企业,在前文家族企业样本中进一步筛选出实际控制人持股比例大于15%的企业,重新对新样本进行回归分析。回归结果如表8第(1)、(2)列所示,Mix1与Mix2的系数均在1%的水平上显著为正。

其次,改变被解释变量的测算方法。用Fe法测算全要素生产率,作为被解释变量重新进行回归分析。回归结

表8 稳健性检验

	(1) TFP_op	(2) TFP_op	(3) TFP_fe	(4) TFP_fe
Mix1	0.044***		0.044***	
	(5.083)		(6.384)	
Mix2		0.008***		0.004***
		(5.234)		(3.816)
Constant	6.134***	6.117***	6.824***	6.817***
	(90.554)	(90.224)	(126.405)	(125.449)
Controls	控制	控制	控制	控制
Year&Ind	控制	控制	控制	控制
N	6 118	6 118	8 639	8 639
adj. R ²	0.252	0.250	0.348	0.346

果如表8第(3)、(4)列所示, Mix1与Mix2的系数分别为0.044与0.004, 均在1%的水平上显著。以上结果均说明了本文结论的稳健性。

五、进一步研究

(一)实际控制人代数的影响

实际控制人代数是影响国有股权参股对家族企业生 产率效应的重要因素。一方面,由创一代控制的家族企业, 通常业务发展相对初期,市场地位相对较低,资源的获取 受到限制。当家族企业顺利实现代际转移,由后代控制 时,通常企业已经发展壮大,市场地位更高,资源的获取 相对容易。所以当拥有丰富资源的国有股东进入家族企业 时,带来的资源效应在创一代控制的企业中更显著。另一 方面, 在家族企业创立相对初期(创一代控制时), 更多依 靠非正式网络化控制和领导魅力与权威的非正式关系治理 (李新春等, 2018)。由于国有企业治理结构更加完整,因 而当治理水平较高的国有股东进入家族企业时,会给创一 代控制的企业带来较强的治理效应。而由后代控制的家族 企业中,实际控制人通常已经实施了较为完善的治理体系 (Beck等, 2011), 因此国有企业进入能带来的治理效应相 对较小。综上, 当企业由创一代控制时, 国有股权参股对 家族企业全要素生产率的促进作用更显著。

本文根据实际控制人代数进行分组回归,验证实际控制人代数的调节作用。回归结果如表9所示,第(1)、(3)

列为企业由创一代控制时的回归结果, Mix1与Mix2的系数均在1%的水平上显著为正;第(2)、(4)列为企业由后代控制时的回归结果, Mix1的系数在10%的水平上显著为正, 低于由创一代控制时的系数, 但并未通过 Suest 检验, Mix2的系数为正, 但并不显著, 且通过了 Suest 检验。实际控制人代数对国有股权参股的生产率效应影响主要依赖于国有股权的参股比例, 因而实证结果说明, 当企业由创一代控制时, 国有股权参股对家族企业全要素生产率的促进作用更加显著。

(二)管理模式的影响

与职业化管理不同,家族式管理作为控股家族涉入企业的一种方式,通过对关键职位的人员安排,对企业实施监控(王烨等,2019),比如对CEO与董事长的人员安排将影响企业的行为与决策、最终影响到企业的效率。家族成员参与企业管理虽然缓解了企业的第一类委托代理问题,但可能会加剧第二类代理问题。因为此时控股股东与高管都是家族成员,将会增加控股股东侵占其他中小股东利益的可能性(许静静和吕长江,2011),进而降低企业的治理水平,并加剧企业面临的融资约束(Lin等,2011)。因而,相比于职业化管理模式,国有股东参股带来的治理效应与资源效应在企业由家族成员参与管理时更强。然而,基于创新保护理论和创新激励理论,家族CEO或董事长对创新失败的容忍度相对较高,且能受益于创新成果,因而更有意愿进行创新(潘红波和陈世来,2017)。在

表9 实际控制人代数

	(1) 创一代控制 TFP_op	(2) 后代控制 TFP_op	(3) 创一代控制 TFP_op	(4) 后代控制 TFP_op
Mix1	0.052***	0.038*		
	(6.429)	(1.676)		
Mix2			0.007***	0.002
			(4.936)	(0.553)
Constant	6.458***	6.516***	6.459***	6.525***
	(128.292)	(45.082)	(127.035)	(44.821)
Controls	控制	控制	控制	控制
Year&Ind	控制	控制	控制	控制
N	7 703	936	7 703	936
adj. R ²	0.250	0.246	0.248	0.244
Suest	1.:	56	3.99**	

表 10 管理模式

	(1) 家族式管理 TFP_op	(2) 职业化管理 TFP_op	(3) 家族式管理 TFP_op	(4) 职业化管理 TFP_op
Mix1	0.044***	0.023		
	(5.310)	(1.254)		
Mix2			0.007***	-0.000
			(4.578)	(-0.005)
Constant	6.015***	6.385***	6.000***	6.382***
	(95.386)	(48.261)	(94.908)	(48.162)
Controls	控制	控制	控制	控制
Year&Ind	控制	控制	控制	控制
N	7 009	1 630	7 009	1 630
adj. R ²	0.267	0.278	0.267	0.277
Suest	1.3	20	6.0)5**

职业化管理模式中,职业经理人面对业绩考核的压力,更容易产生短视行为,抑制企业的创新投入。因而,家族式管理模式下企业的创新投入更多,在职业化管理模式中相对较少,所以国有股权参股对创新的促进效应在职业化管理模式下更显著。可见,国有股权参股对全要素生产率的促进作用是在家族式管理还是在职业化管理时更显著仍有待进一步的检验。

因此,本文参照潘红波和陈世来(2017)的有关做法,根据家族成员是否担任CEO或董事长,将全样本划分为家族式管理组与职业化管理组,进行分组检验。回归结果如表10所示,Mix1与Mix2的系数在家族式管理组中均在1%的水平上显著为正;而在职业化管理组中,系数并不显著。但Mix1并未通过Suest检验,Mix2通过了Suest检验。国有股权参股在不同的管理模式中对家族企业全要素生产率的影响主要在于参股比例的多少。所以,当家族成员担任总经理或董事长时,国有股权参股更能提升家族企业的全要素生产率。

六、结论与启示

如何引导与支持非国有经济的持续健康发展、激发活力从而提高其全要素生产率是我国经济发展所面临的重要问题。家族企业在推动我国经济发展中起着重要的作用,那么国有股权参股家族企业是否可以激发家族企业的活力,从而提高其全要素生产率亟待进一步检验。本文以家族企业全要素生产率为切入口,使用2014~2019年沪深A股家族上市企业为样本,探究了国有股权参股对家族企业全要素生产率的影响。研究发现:(1)国有股权参股促进了家族企业全要素生产率的提升。(2)国有股权参股主要通过缓解融资约束、增加创新投入、提高治理水平来实现对家族企业全要素生产率的提升。(3)当CEO或董事长为家族成员以及家族企业由创一代控制时,国有股权参股对家族企业全要素生产率的促进作用更加显著。

本文的研究结论具有如下启示:(1)本文研究结果表明,在我国经济转型升级的重要时期,国有资本与非国有资本都应该积极参与混合所有制改革,通过不同性质资本间的取长补短、相互促进、相互发展,提升企业的全要素生产率。(2)国有股权参股除了给企业带来资源效应还将带来治理效应。因此,应大力提升国有股权的治理水平,发挥监督作用,进一步激发不同性质资本的活力,从而提升企业全要素生产率。

主要参考文献:

- [1] 陈克兢. 非控股大股东退出威胁能降低企业代理成本吗[]]. 南开管理评论, 2019, 22(4): 161-175.
- [2] 陈志斌, 吴敏, 陈志红. 家族管理影响中小家族企业价值的路径:基于行业竞争的代理理论和效率理论的研究[]]. 中国工业经济, 2017, (5): 113-132.
- [3] 方红星, 金玉娜. 公司治理、内部控制与非效率投资: 理论分析与经验证据[J]. 会计研究, 2013, (7): 63-69+97.
- [5] 胡旭阳, 吴一平. 创始人政治身份与家族企业控制权的 代际锁定[J]. 中国工业经济, 2017, (5): 152-171.
- [6] 姜付秀,朱冰,王运通. 国有企业的经理激励契约更不看重绩效吗?[J]. 管理世界,2014,(9):143-159.
- [7] 李君平, 徐龙炳. 资本市场错误定价、融资约束与公司融资方式选择[J]. 金融研究, 2015, (12): 113-129.
- [8] 奪平. 提升全要素生产率的路径及影响因素——增长核算与前沿面分解视角的梳理分析[J]. 管理世界, 2016, (9): 1-11.
- [9] 李新春,马骏,何轩,袁媛. 家族治理的现代转型: 家族涉入与治理制度的共生演进[J]. 南开管理评论, 2018,21(2):160-171.
- [10] 梁红玉, 姚益龙, 宁吉安. 媒体监督、公司治理与代理 成本[J]. 财经研究, 2012, 38(7): 90-100.
- [11] 刘泉红,王丹. 我国混合所有制经济的发展历程与展望[J]. 经济纵横,2018,(12):51-60.
- [12] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[]]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
- [13] 罗宏, 秦际栋. 国有股权参股对家族企业创新投入的影响[J]. 中国工业经济, 2019, (7): 174-192.
- [14] 马壮, 李延喜, 王云, 曾伟强. 媒体监督、异常审计费用 与企业盈余管理[J]. 管理评论, 2018, 30(4): 219-234.
- [15] 潘红波, 陈世来. 《劳动合同法》、企业投资与经济增长 [J]. 经济研究, 2017, 52(4): 92-105.
- [16] 盛明泉,任侨,鲍群."短贷长投"与全要素生产率关系研究[]]. 亚太经济, 2020a, (1): 116-126+152.
- [17] 盛明泉, 吴少敏, 张娅楠. 探索式创新与企业全要素生产率[J]. 产业经济研究, 2020b, (1): 28-41.
- [18] 宋增基, 冯莉茗, 谭兴民. 国有股权、民营企业家参政与企业融资便利性——来自中国民营控股上市公司的经验证据[]]. 金融研究, 2014, (12): 133-147.
- [19] 王凯, 茹思雨. 家族涉入对上市公司现金股利政策的

- 影响研究——基于制度逻辑视角[J]. 财务研究, 2020, (4): 56-66.
- [20] 王凯, 武立东. 民营企业股权层面的政治关联效应与融资约束——制度逻辑分析视角[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2015, 35(10): 33-45+79.
- [21] 王烨, 盛明泉, 孙慧倩. 大股东监督与员工持股计划的替代效应研究——基于2014年员工持股制度改革的经验数据[J]. 财贸研究, 2019, 30(11): 94-110.
- [22] 韦浪, 宋浩. 国有股权参股对民营企业现金持有的影响研究[]]. 财经科学, 2020, (9): 28-39.
- [23] 温忠麟. 张雷, 侯杰泰, 刘红云. 中介效应检验程序及 其应用[]]. 心理学报, 2004, (5): 614-620.
- [24] 吴炳德. 意愿与能力:家族控制对研发投资的影响[J]. 研究与发展管理,2016,28(2):63-71.
- [25] 许静静, 吕长江. 家族企业高管性质与盈余质量——来自中国上市公司的证据[J]. 管理世界, 2011, (1): 112-120.
- [26] 严兵. 效率增进、技术进步与全要素生产率增长——制造业内外资企业生产率比较[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, 25(11): 16-27.
- [27] 尹美群,盛磊,李文博. 高管激励、创新投入与公司绩效——基于内生性视角的分行业实证研究[J]. 南开管理评论,2018,21(1):109-117.
- [28] 应千伟, 蒋天骄. 市场竞争力、国有股权与商业信用融资[J]. 山西财经大学学报, 2012, 34(9): 58-64.
- [29] 余汉,杨中仓,宋增基. 国有股权能够为民营企业带来好处吗?——基于中国上市公司的实证研究[J]. 财经研究, 2017a, 43(4):109-119.
- [30] 余汉,杨中仓,宋增基. 国有股权、政治关联与公司绩效——基于中国民营控股上市公司的实证研究[J]. 管理评论,2017b,29(4):196-212.
- [31] 张莉芳. 融资约束、高额现金持有和投资效率[J]. 山西财经大学学报, 2013, 35(4): 114-124.
- [32] 赵宜一,吕长江. 家族成员在董事会中的角色研究——基于家族非执行董事的视角[J]. 管理世界, 2017,(9):155-165.
- [33] 周开国,应千伟, 钟畅. 媒体监督能够起到外部治理的作用吗?——来自中国上市公司违规的证据[J]. 金融研究, 2016, (6): 193-206.
- [34] 周中胜. 公司治理改善与资源配置效率优化——来自中国上市公司的经验证据[J]. 山西财经大学学报,2011,33(2):69-75.
- [35] 朱德胜, 周晓珮. 股权制衡、高管持股与企业创新效率 [J]. 南开管理评论, 2016, 19(3): 136-144.
- [36] 朱沆, Eric Kushins, 周影辉. 社会情感财富抑制了中

- 国家族企业的创新投入吗?[J]. 管理世界, 2016, (3): 99-114.
- [37] Ali, A., Chen, T.Y., Radhakrishnan, S.Corporate disclosures by family firms[J]. Journal of Accounting and Economics, 2007, 44(1): 238-286.
- [38] Amable, B., Ledezma, L., Robin, S. Product market regulation, innovation, and productivity[J]. Research Policy, 2016, 45(10): 2087-2104.
- [39] Ayyagari, M., Demirgü-Kunt, A., Maksimovic, V. Formal versus informal finance: Evidence from China[J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(8): 3048-3097.
- [40] Beck, L., Janssens, W., Debruyne, M., Lommelen, T. A study of the relationships between generation, market orientation, and innovation in family firms[J]. Family Business Review, 2011, 24(3): 252-272.
- [41] Block, J.H. R&D Investment in family and founder firms: An agency perspective[J]. Journal of Business Venturing, 2012, 27(2): 248-265.
- [42] Fan, J.P.H., Wong, T.J., Zhang, T. Politically connected CEOs, corporate governance, and Post-IPO performance of China's newly partially privatized firms[J]. Journal of Applied Corporate Finance, 2014, 26(3): 85-95.
- [43] Hsieh, C.T., Klenow, P.J.Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [44] Inoue, C.F.K.V., Lazzarini, S.G., Musacchio, A. Leviathan as a minority shareholder: Firm-level implications of state equity purchases[J]. Academy of Management Journal, 2013, 56(6): 1775-1801.
- [45] Kaplan, S.N., Zingales, L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints ?[J]. Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(1): 169-215.
- [46] Lin, C., Ma, Y., Xuan, Y.H.Ownership structure and financial constraints: Evidence from a structural estimation[J]. Journal of Financial Economics, 2011, 102(2): 416-431.
- [47] Olley, S., Pakes, A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [48] Patel, P.C., Chrisman, J.J. Risk abatement as a strategy for R&D investments in family firms[J]. Strategic Management Journal, 2014, 35(4): 617-627.
- [49] Raymond, W., Mairesse, J., Mohnen, P., Palm, F. Dynamic models of R&D, innovation and productivity: Panel data evidence for Dutch and French manufacturing[J]. European Economic Review, 2015, 78(7): 285-306.

State-Owned Equity Participation and Family Firms' Total Factor Productivity

SHENG Ming-quan, CHEN Yi-ling, BAO Qun

Abstract: Family firms occupies a considerable proportion in China's economy. So how to improve family firms' total factor productivity effectively has been widely concerned by all sectors of society. In order to explore the influence of state-owned equity participation on the total factor productivity of family firms, this paper has taken the data from 2014~2019 of Shanghai and Shengzhen A-share listed family firms as the research samples. The study finds that state-owned equity participation is conducive to improving the total factor productivity of family firms, and it mainly acts on that through alleviating financing, improving innovation investment and improving governance level. The further research shows that the productivity effect of state-owned equity participation is more significant when the CEO or chairman of a family firm is held by family members and the firm is still controlled by the first generation.

Key words: state-owned equity participation; family firms; total factor productivity

(责任编辑 杨亚彬)