

管理层权力、创新投入与绿色全要素生产率 ——对制造业上市公司的实证分析

王 玲

上海工程技术大学管理学院, 上海

收稿日期: 2023年2月23日; 录用日期: 2023年3月31日; 发布日期: 2023年4月7日

摘 要

提升制造业企业绿色全要素生产率是我国经济由高速转向高质量发展的必然要求。基于制造业上市公司2013~2020年的数据, 实证分析了管理层权力对基于带有非期望产出的SBM模型计算得出的绿色全要素生产率的作用机制, 并检验了创新投入在这一作用过程中的中介效应。研究发现: 管理层权力与绿色全要素生产率的提高呈负相关关系; 在进一步分析中发现, 大规模企业与非国有企业中的这一关系, 要比小规模企业和国有企业更加显著; 创新投入具有影响管理层权力与绿色全要素生产率相关关系的中介效应, 管理层权力对创新投入存在挤出效应。研究结论不仅为政府出台相关绿色创新政策提供了侧重方向, 也为企业合理配置管理层权力、提高绿色全要素生产率提供了理论指导。

关键词

管理层权力, 创新投入, 绿色全要素生产率

Managerial Power, Innovation Involvement and Green Total Factor Productivity —Empirical Analysis Based on Manufacturing Listed Companies

Ling Wang

School of Management, Shanghai University of Engineering Science, Shanghai

Received: Feb. 23rd, 2023; accepted: Mar. 31st, 2023; published: Apr. 7th, 2023

Abstract

Improving the green total factor productivity of manufacturing enterprises is the inevitable re-

requirement of China's economic development from high speed to high quality. Based on the data of listed manufacturing companies from 2013 to 2020, we empirically analyze the effect of managerial power on green total factor productivity calculated based on the SBM model with undesired output, and examine the mediating effect of innovation input in this process. Results show that managerial power is negatively correlated with the improvement of green total factor productivity. In the further analysis, it is found that the relationship is more significant in large firms than in small ones, and is also more pronounced in non-state-owned enterprises than in state-owned enterprises. Innovation involvement has a mediating effect on the relationship between managerial power and green total factor productivity, and managerial power has a crowding out effect on innovation involvement. The conclusion of the study not only provides a direction for the government to introduce relevant green innovation policies, but also provides practical guidance for enterprises to rationally allocate managerial power and improve green total factor productivity.

Keywords

Managerial Power, Innovation Involvement, Green Total Factor Productivity

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

推动绿色发展，广泛形成绿色的生产生活方式，是社会健康发展的必要条件。制造业是立国之本、强国之基，是国民经济的主体和衡量国家综合国力的重要标志。我国目前虽然是世界上最大的制造业国家，但发展模式仍以高耗能、粗放式为主，带来了许多不可忽视的环境问题。制造业的能源消费量约占中国能源消费总量的 60%，制造业的节能减排对中国能否实现大国承诺尤为重要，因此提高制造业企业的绿色全要素生产率刻不容缓。

管理层是企业组织日常生产活动的重要层级，管理层通过手中的权力进行战略决策，直接影响企业的未来发展方向。在制造业企业中，绿色全要素生产率的提高代表企业的发展步伐比同行业竞争者更快、未来发展前景更好。因此，管理层权力对绿色全要素生产率的影响是不由言说的，但管理层权力是如何影响绿色全要素生产率的，仍尚未有定论。弄清楚这一问题，将为企业合理配置管理层权力、提高绿色全要素生产率提供理论指导。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 管理层权力对制造业绿色全要素生产率的影响

管理层作为企业日常生产经营的最高决策者，其意愿会影响企业的战略决策。在企业中任职时间越长的代理者，其权力越大，对企业的研发投入就越倾向于规避风险，一方面他们没有那么大的压力再去证明自己的能力[1]，另一方面他们对于之前实施的策略结果会进行反思，更倾向于降低自己未来要承担的剩余风险[2]。制造业企业的经济增长，多以环境污染为代价，现在制造业绿色全要素生产率的提高要求企业经济的增长伴随着能源消耗和环境污染水平的降低[3]。企业的绿色创新行为可以提高企业的全要素生产率[4]，但是企业的创新是一项长期且充满不确定性的经营活动，进行这项活动可能会不断面临失败[5]。虽然绿色全要素生产率有利于企业长远发展，但为了提高绿色全要素生产率而进行的创新投入其

回报率是未知的，甚至短期内还会损害企业利益，对企业管理层来说具有一定风险，不断试错从而提高技术水平进而提高绿色全要素生产率这一过程会使得管理层承担的剩余风险增加。管理层的根本目标是自身利益最大化，即使他们与股东利益一致都希望企业可以长久发展，但为避免私人成本，他们会通过限制长周期和高风险的项目稳定企业绩效以保住自己的职位。基于上述分析，本文预期管理层权力越大，其战略选择越保守，企业的绿色全要素生产率越低。据此，提出本文的假设 1：

H1：管理层权力与绿色全要素生产率成负相关关系。

2.2. 管理层权力、创新投入与制造业绿色全要素生产率

制造业企业的创新投入可以直接提升绿色全要素生产率[6]。企业创新投入资金越多，厂房、设备等物质资源投资就越充足，将会进一步扩大企业发展空间，从而促进企业创新技术的发展，有利于企业获得较好的创新产出，即绿色全要素生产率的提升。企业为了管理层更加高效的管理公司，通常会赋予管理层权力。一方面，管理层会利用拥有的权力干预公司决策制定，这为管理层试图降低创新投入提供了可能。当管理层权力较小时，这种干预难以在决策中实现；当管理层权力变大时，其偏好将完全在公司战略决策中显现出来[7]。另一方面，随着管理层任职年限越长，权力越大，他们对于财务和职务的保障需求就越急迫，任何可能破坏这种保障的风险都需要被避免[8]，这为管理层试图降低创新投入提供了动机。而且管理层在做出某项决策时面临的情况是非常复杂的，任何企业的管理层都不可能做到对组织及环境的每个方面都了如指掌[9]。

综合以上两个方面，管理层权力越大，越会降低研发投入以维持现有的可预见的职业前景，进而抑制绿色全要素生产率的提升。据此，提出以下假设：

H2：创新投入具有影响管理层权力与绿色全要素生产率相关关系的中介效应。

2.3. 管理层权力对制造业绿色全要素生产率的异质性分析

首先，大规模企业组织结构尤为复杂，为了维护自己的职业生涯，管理层通常不会顶着较大风险进行创新。而小企业面临的市场竞争更加激烈，而且小企业的组织、决策更加灵活，所以小企业进行创新的速度会比大规模企业更快，企业家精神在小企业中也更能有效发挥[10]。其次，在非国有企业中，这种管理层利用权力为自己谋取利益最大化的情况更加明显，国有企业由于党组织和行政干预的参与，可以在一定程度上控制内部人的机会主义[11]。

综合以上两点，提出以下异质性假设：

H3：管理层权力在不同规模的制造业企业中对绿色全要素生产率的抑制作用存在异质性，在大规模企业中这种抑制作用更加明显。

H4：管理层权力在不同产权性质的制造业企业中对绿色全要素生产率的抑制作用存在异质性，在非国有企业中这种抑制作用更加明显。

3. 研究设计

3.1. 数据来源与样本选择

自 2013 年以来，习近平总书记就不断强调要绿色发展，党中央和政府对于制造业的发展也高度重视。鉴于此，本文利用 2013~2020 年间按照证监会 2012 版行业分类的中国制造业公司相关数据进行研究。数据来源于 CSMAR 数据库。本文对数据进行了标准化处理，且经过如下筛选：1) 剔除相关变量数据缺失的样本；2) 剔除净资产小于 0 的制造业公司样本；3) 剔除 ST 公司。经过上述筛选，最后得到了 4879 个样本数据。

3.2. 变量定义及其测量

1) 核心解释变量：管理层权力(Power)

目前管理层权力的界定国内外尚未统一度量方式。本文借鉴王化成等[12]的做法并结合制造业企业的实际情况，选取以下几个指标相加所得的积分变量来综合衡量管理层权力(Power)：1) 董事长与总经理是否两职合一(Dual)。当总经理与董事长为同一人时，总经理受监督的强度被削弱，管理层权力扩大。2) 股权集中度(Diso)。股权集中度体现的是管理层与大股东之间的关系，股权越集中，说明大股东权力越大，管理层权力就越小。3) 董事会规模(Boardsize)。董事会规模越小，董事之间越容易达成统一意见，董事会就有更多的时间监督管理层的行为，管理层的权力就越小。变量的具体定义及计算详见表 2。

2) 被解释变量：绿色全要素生产率(Gtfp)

制造业企业转型升级是否有进展，不仅要考虑其经济指标还要看其环境指标是否达标。本文借鉴 Fukuyama 和 Weber [13] (2008)的做法使用带有非期望产出的 SBM 模型作为绿色全要素生产率的测算工具。在研究中还发现许多论文为了解决效率值只能保持在(0, 1]区间内的问题，采用带有非期望产出的超效率 SBM 模型计算绿色全要素生产率[14]，但该模型并没有通过科学的论证，也没有具体的解释说明，缺乏一定的稳定性，故本文仍然采用带有非期望产出的 SBM 模型测算绿色全要素生产率。

在变量的选取上将资本(K)、劳动(L)、购买商品、接受劳务的现金(M)作为投入变量，营业收入(Y)作为期望产出。由于每个企业具体的污染物排放量并没有被强制性公开，考虑到数据的可获得性以及制造业企业的非期望产出是企业在生产中所不希望发生的与绿色生产违背的事件，故本文选取以下几个指标相加所得的积分变量来综合衡量非期望产出：1) 是否是重点污染监控单位。企业被列为重点污染监控单位，说明企业绿色全要素生产率降低。2) 污染物排放是否达标。企业污染物排放不达标，说明企业在绿色生产过程中未履行好相关责任。3) 当年是否出现突发环境事故。4) 当年是否出现环境违法事件。企业发生突发环境事故和违法事件都说明制造业企业的生产给环境带来了危害，会降低绿色全要素生产率。5) 是否通过 ISO14001 认证。是否通过环境管理体系的认证，将会影响企业的绿色全要素生产率。变量的具体定义及计算详见表 1。

3) 中介变量

本文采用研发投入占营业收入的比例来衡量企业的创新投入，创新投入(RD) = 研发投入/营业收入。

4) 其他控制变量

根据以往研究并结合现有问题，本文选取以下变量作为绿色全要素生产率方程的控制变量：第一大股东持股比(First)、企业年龄(Age)、产权性质(Pattern)、现金流动性(Xjldx)、资产专用性(Asset)、盈利水平(Profit)，且均滞后一期。此外，本文还控制了年度虚拟变量。变量定义情况详见表 2。

Table 1. Green total factor productivity measures
表 1. 绿色全要素生产率度量

变量	度量
资本	固定资产净额
劳动	员工数量
中间投入	购买商品、接受劳务的现金
期望产出	主营业务收入
非期望产出	本文选取以下几个指标相加所得的积分变量来衡量非期望产出：是重点污染监控单位 = 1，否则定义为0；当年污染物排放未达标 = 1，否则定义为0；当年有突发环境事故 = 1，否则定义为0；当年发生环境违法事件 = 1，否则定义为0；未通过ISO14001认证 = 1，否则定义为0。

Table 2. Definition of variables
表 2. 变量定义

变量	含义	计算公式
Gtfp	绿色全要素生产率	基于表1的变量利用Matlab软件进行测算
Power	管理层权力	积分变量，等于Dual + Diso + Boardsize
Dual	董事长与总经理是否两职合一	董事长与总理由一人兼任 = 1，否则定义为0
Diso	股权集中度	第一大股东持股比例/第二到十大股东持股比例之和 小于1 = 1，否则定义为0
Boardsize	董事会规模	董事会人数高于样本均值 = 1，否则定义为0
RD	创新投入	研发投入/营业收入
First	第一大股东持股比	第一大股东持股/总股数
Age	企业上市年限	企业上市年限取自然对数
Pattern	企业产权性质	产权性质为国有时定义为1，否则为0
Xjldx	现金流动性	经营活动现金流量净额/营业收入总额
Asset	资产专用性	固定资产/总资产
Profit	盈利水平	营业利润/总资产

3.3. 模型设计

为了研究管理层权力是否影响绿色全要素生产率，本文建立了如下回归模型：

$$Gtfp_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Power_{i,t} + \alpha_2 First_{i,t-1} + \alpha_3 Age_{i,t-1} + \alpha_4 Pattern_{i,t-1} + \alpha_5 Xjldx_{i,t-1} + \alpha_6 Asset_{i,t-1} + \alpha_7 Profit_{i,t-1} + \sum \alpha_{1,t} Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在模型(1)中，管理层权力的系数是本文考察的核心，衡量了管理层权力对绿色全要素生产率的影响。根据假设 1，本文预期其显著为负，说明管理层权力越大，越不利于制造业企业的绿色转型升级。

为了检验创新投入在管理层权力是否抑制绿色全要素生产率中发挥的中介作用，构建了如下模型：

$$RD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Power_{i,t} + \beta_2 First_{i,t-1} + \beta_3 Age_{i,t-1} + \beta_4 Pattern_{i,t-1} + \beta_5 Xjldx_{i,t-1} + \beta_6 Asset_{i,t-1} + \beta_7 Profit_{i,t-1} + \sum \beta_{1,t} Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Gtfp_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Power_{i,t} + \gamma_2 RD_{i,t-1} + \gamma_3 First_{i,t-1} + \gamma_4 Age_{i,t-1} + \gamma_5 Pattern_{i,t-1} + \gamma_6 Xjldx_{i,t-1} + \gamma_7 Asset_{i,t-1} + \gamma_8 Profit_{i,t-1} + \sum \gamma_{1,t} Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

4. 实证结果与分析

4.1. 描述性统计

从表 3 可以看出，管理层权力的均值为 1.230，总体来看，我国制造业企业管理层权力稍微偏大。管理层权力的标准差为 0.738，不同企业之间的管理层权力大小差异较小。企业创新投入水平的均值为 0.043，标准差为 0.041。本文所采用的数据中，国有企业占 42%，非国有企业占 58%，因为产权性质的平均值为 0.42。表 3 中其余变量的描述性统计结果在此处不再赘述。

4.2. 回归分析

在确定研究模型之前，首先明确了绿色全要素生产率的数值在 0 至 1 之间，如果采用最小二乘法，

其参数估计会有严重的偏差，因而采用 Tobit 模型。此外在表 4 还列示了通过 BP-LM 检验以及 Hausman 检验确定的结果，即选择随机效应模型。

Table 3. Descriptive statistics
表 3. 描述性统计

变量	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Gtfp	4879	0.674	0.611	0.132	0.532	1
Power	4879	1.230	1	0.738	0	3
RD	4879	0.0430	0.0350	0.0410	0	0.763
First	4879	0.325	0.302	0.140	0.0300	0.891
Age	4879	17.61	18	5.219	4	39
Pattern	4879	0.420	0	0.494	0	1
Xjldx	4879	0.0870	0.0790	0.214	-2.007	11.39
Asset	4879	0.238	0.212	0.139	0.00400	0.810
Profit	4879	0.0410	0.0360	0.0790	-1.405	0.456

4.2.1. 管理层权力对绿色全要素生产率的影响

本文首先检验了管理层权力对绿色全要素生产率是否产生影响，具体如表 4 所示，其中第(1)列和第(2)列分别是 Tobit 模型和随机效应模型的标准误经过了怀特异方差修正的结果，第(3)列和第(4)列中，为了控制潜在的异方差和序列相关问题，本文对所有回归系数的标准误都在公司层面上进行了 Cluster 处理。从表 4 的实证结果来看，Power 的系数分别为-0.953、-0.047、-0.953 和-0.047，分别在 1%、5%、5%和 5%的水平下显著，管理层权力与绿色全要素生产率显著负相关。说明管理层权力越大的制造业企业，其绿色全要素生产率越低，验证了假设 1。

Table 4. Impact of managerial power on green total factor productivity
表 4. 管理层权力对绿色全要素生产率的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Gtfp	Gtfp	Gtfp	Gtfp
Power	-0.953*** (-2.956)	-0.047** (-2.548)	-0.953** (-2.12)	-0.047** (-2.55)
First	-0.928*** (-2.721)	-0.020 (-0.761)	-0.928* (-1.75)	-0.020 (-0.76)
Age	-0.394 (-1.197)	-0.030 (-0.985)	-0.394 (-0.68)	-0.030 (-0.99)
Pattern	-0.957*** (-2.889)	-0.083*** (-2.972)	-0.957* (-1.80)	-0.083*** (-2.97)
Xjldx	0.092 (0.382)	-0.002 (-0.140)	0.092 (0.37)	-0.002 (-0.14)

Continued

Asset	-1.299*** (-4.040)	-0.082*** (-3.428)	-1.299*** (-2.71)	-0.082*** (-3.43)
Profit	-0.110 (-0.360)	-0.028* (-1.772)	-0.110 (-0.28)	-0.028* (-1.77)
constant	-7.024*** (-6.821)	0.212*** (5.027)	-7.024*** (-6.25)	0.212*** (5.03)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4182	4182	4182	4182
df_m	12.000	12.000	12.000	12.000
F	4.512		3.727	
R ²		0.05		0.05

注：*、**和***分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 的显著性水平下显著。

4.2.2. 创新投入在管理层权力与绿色全要素生产率之间的中介作用

首先由上文验证的假设 1 以及表 5 的第(1)列可以得到的，管理层权力的回归系数 α_1 为负，且在 1% 水平上显著。而在以创新投入为被解释变量和管理层权力为解释变量的模型 2 中，管理层权力的回归系数 β_1 为-0.026，并在 10%的水平上通过检验，说明管理层权力与创新投入呈显著负相关关系。在模型 1 的基础上加入了中介变量创新投入形成模型 3，以验证创新投入的中介作用是否成立。模型 3 中管理层权力的系数 γ_1 与创新投入的系数 γ_2 分别为-0.935 和 0.594，且均通过 1%水平上的显著性检验。另外管理层权力的系数 α_1 由模型 1 的-0.953 提升到模型 3 中的-0.935，且-0.935 与 $\beta_1\gamma_2$ 的符号同为负，这充分证明了创新投入是管理层权力影响绿色全要素生产率的部分中介因子，且中介效应占总效应的比例为 61.71% ($\beta_1\gamma_2/\alpha_1$)。以上结果符合假设 2 的预期，即随着管理层权力的增加，创新投入被“挤出”，进而导致绿色全要素生产率的降低。

Table 5. Managerial power, innovation involvement and green total factor productivity
表 5. 管理层权力、创新投入与绿色全要素生产率

变量	(1) Gtfp	(2) RD	(3) Gtfp
Power	-0.953*** (-2.956)	-0.026* (-1.780)	-0.935*** (-2.903)
RD			0.594** (1.994)
First	-0.928*** (-2.721)	-0.143*** (-8.918)	-0.842** (-2.470)
Age	-0.394 (-1.197)	-0.182*** (-11.101)	-0.289 (-0.866)
Pattern	-0.957*** (-2.889)	-0.043*** (-2.996)	-0.934*** (-2.826)

Continued			
Xjldx	0.092	0.109***	-0.057
	(0.382)	(7.742)	(-0.219)
Asset	-1.299***	-0.227***	-1.155***
	(-4.040)	(-15.258)	(-3.585)
Profit	-0.110	-0.097***	-0.014
	(-0.360)	(-3.747)	(-0.045)
constant	-7.024***	-0.121***	-6.956***
	(-6.821)	(-3.609)	(-6.786)
Year	Yes	Yes	Yes
N	4182	4182	4182
df_m	12.000	12.000	13.000
F	4.512	47.359	4.246

注：*、**和***分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 的显著性水平下显著。

4.3. 稳健性检验

本文验证了管理层权力对绿色全要素生产率的负向影响。但是管理层权力的大小受到管理层绩效的影响，管理层为企业做出的贡献越大，企业放给管理层的权力也就越大，因而绿色全要素生产率的提高可能也会对管理层权力产生影响。假如管理层权力是内生变量，那么本文的估计结果可能有偏。

本文用积分变量衡量管理层的教育背景，指标选取具体如表 6。本文认为，管理层受到的教育越好，获得的学历就越高，其所付出的时间和精力也就越多；而所获得的最高学历较低的管理层，其所付出的努力也就越少。当学历较高的人作为管理层时，对权力的渴望就越大，他们普遍希望通过较大的权力来补偿求学时的机会成本。此外，在社会中，男性承担的社会压力要比女性高，且伴随着性别特征，最终表现为与女性高管相比，男性高管在企业中希望拥有更大的影响力和掌握更大的话语权。男性高管在管理层中占比越高，管理层权力就越大。

为对模型进行内生性处理，本文采用了两阶段最小二乘法，结果如表 7 第(1)(2)列所示，由于工具变量有些数据的缺失，最后以 4001 个公司年度(Firm-Year)样本观察值进行内生性检验。可以看出，进行弱工具变量检验时，F 值为 27.5035，在接受“真实显著性水平”不超过 10%的前提下，大于其对应的临界值 19.93，且 P 值为 0.0000，拒绝了存在弱工具变量的原假设。所有工具变量都是外生的，因为过度识别检验的 P 值为 0.5441，接受了原假设。选择的工具变量能较好的解释内生变量，这一点可以从第一阶段回归结果看出，因为 P 值都小于 0.01。说明在统计上，本文对于工具变量的选择是合理的。从 Instrumented Power 的显著性可以看出，仍然支持假设 1。

此外进行管理层权力类型分组检验。在实证分析部分，本文使用管理层权力指标相加的积分变量进行了实证检验。在稳健性检验部分，本文生成管理层权力的虚拟变量 Power Dummy (管理层权力积分变量为 2 和 3 时为高管理层权力，此时记为 1，管理层权力积分变量为 0 和 1 时为低管理层权力，此时记为 0)，并对假设 1 进行了检验。如表 7 第(3)列所示，管理层权力的虚拟变量 Power Dummy 的系数为-2.321，在 1%的水平上显著，与表 4 的结论一致。

最后，采用固定效应方法对模型一再次进行检验，结果如表 7 的第(4)列。结果显示管理层权力(Power)的系数在 5%的水平上显著为负，由此再次验证了管理层权力抑制了绿色全要素生产率的提高，本文实证结果具有较强的可靠性。

Table 6. Tool variable definitions
表 6. 工具变量定义

变量	含义	计算公式
Edu	受教育程度	本文选取以下几个指标相加所得的积分变量来衡量企业管理层受教育程度：中专及中专以下 = 1；大专 = 2；本科 = 3；硕士 = 4；博士 = 5。最后取当年平均值衡量该企业管理层的综合受教育水平。
Man	男性高管占比程度	男性高管人数，高于样本均值 = 1，否则定义为0。

Table 7. Robustness test results
表 7. 稳健性检验结果

变量	Power	Gtfp	Gtfp	Gtfp
	2SLS第一阶段 回归	2SLS第二阶段 回归	管理层权力 分组检验	变换实证检验
	(1)	(2)	(3)	(4)
Instrumented Power		-0.2490* (0.146)		
Edu	0.0479*** (0.015)			
Man	0.1031*** (0.016)			
Power				-0.045** (-2.033)
Power_Dummy			-2.321*** (-3.265)	
First	-0.3884*** (0.015)	-0.1344** (0.060)	-0.989*** (-2.865)	0.049 (1.000)
Age	-0.0224 (0.016)	-0.0416** (0.018)	-0.399 (-1.211)	-0.595*** (-12.303)
Pattern	-0.1448*** (0.017)	-0.0846*** (0.022)	-0.948*** (-2.872)	-0.126 (-1.009)
Xjldx	0.0127 (0.014)	0.0022 (0.015)	0.106 (0.438)	-0.001 (-0.101)
Asset	-0.0040 (0.015)	-0.1023*** (0.016)	-1.322*** (-4.093)	-0.032 (-0.743)
Profit	0.0445*** (0.015)	0.0016 (0.017)	-0.106 (-0.347)	-0.036** (-2.072)

Continued

constant	−0.0309 (0.036)	−0.3594*** (0.039)	−6.224*** (−6.252)	−0.130*** (−8.999)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4001	4001	4182	4182
R ²	0.186	0.028		0.063
弱工具变量检验				
Robust F-statistic (inshturments)	27.5035			
F-statistic P-value	0.0000			
过度识别检验				
P-value		0.5441		

注：*、**和***分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 的显著性水平下显著。

5. 异质性分析

5.1. 企业规模分组检验

管理层权力对制造业企业绿色全要素生产率的抑制作用中，其中一个重要的影响因素是企业规模，不同大小的企业规模会对其创新投入产生不同的影响，进而对绿色全要素生产率产生不同影响。因此，这里将整体样本按照企业规模的平均值分为大规模和小规模，进一步观察其中的异质性。

估计结果如表 8 所示。同时应用了 Tobit 模型和随机效应模型后，大规模企业子样本对应的第(1)、(3)列在 5%的水平上显著为负，而小规模企业子样本对应的第(2)、(4)列并不显著。这表明，管理层权力对制造业企业的绿色全要素生产率的影响确实存在异质性，表现在企业规模上，管理层权力能够显著地抑制绿色全要素生产率的提高，而对于小规模企业，这种抑制效应并不显著。可能是因为企业规模越小，管理层越希望通过技术创新来提高企业竞争力，以获得个人利益最大化，而大规模企业的管理层面临的公司架构较为复杂，企业进行创新要承担的风险后果也比小规模企业大，出于对企业的绩效以及个人利益波动的考虑，管理层可能会相应的降低创新投入以降低将要承担的风险，进而抑制了绿色全要素生产率的提高，验证了假设 3。Rogers 等[15]认为大规模企业在灵活性和信息通达性方面的缺陷使得创新活动无效甚至是负效应。王孝松和张瑜[16]也认为小规模企业对市场需求变化有敏锐的嗅觉，其决策具有高度灵活性。

Table 8. Examining heterogeneity in the size of manufacturing firms

表 8. 考察制造业企业规模的异质性

变量	Tobit	Tobit	随机效应	随机效应
	大规模企业 (1)	小规模企业 (2)	大规模企业 (3)	小规模企业 (4)
power	−2.149** (−2.49)	−0.515 (−1.62)	−0.055** (−2.27)	−0.028 (−1.03)
first	−2.167** (−2.52)	−0.397 (−1.06)	−0.027 (−0.87)	−0.005 (−0.11)

Continued

age	-2.035** (-2.24)	0.186 (0.56)	-0.057 (-1.62)	0.013 (0.32)
pattern	0.002 (0.00)	-1.168*** (-3.19)	-0.025 (-0.82)	-0.106** (-2.39)
xjldx	0.026 (0.07)	0.325 (0.71)	-0.003 (-0.40)	0.040 (1.16)
asset	-2.188*** (-2.77)	-0.757** (-2.28)	-0.092*** (-3.33)	-0.071* (-1.93)
profit	1.746** (2.08)	-0.372 (-1.31)	0.038 (1.52)	-0.041* (-1.93)
constant	-11.415*** (-3.86)	-5.292*** (-5.52)	0.135** (2.05)	0.268*** (4.78)
N	2003	2179	2003	2179
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
df_m	12.000	12.000	12.000	12.000
F	1.826	1.883		
R ²			0.05	0.02

注：*、**和***分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 的显著性水平下显著。

5.2. 产权性质分组检验

制造业企业的所有制属性通常会对创新投入和绿色全要素生产率产生异质性影响。因此，将样本划分为国有企业和非国有企业，进一步考察不同类型的企业主体在二者之间的异质性作用。

估计结果如表 9 所示。同时进行 Tobit 模型和随机效应模型检验，管理层权力系数在非国有企业子样本对应的第(1)、(3)列中分别在 5%和 10%的水平上显著为负，回归系数是-0.906 和-0.047；此外，在国有企业子样本中，管理层权力系数在第(4)列中并不显著。这表明，管理层权力对绿色全要素生产率的影响确实存在异质性，表现在企业所有制上，管理层权力能够更加明显地抑制非国有企业绿色全要素生产率的提高；而对于国有企业，管理层权力对绿色全要素生产率的抑制效应在整体层面并不显著，仅能够在一定程度上起抑制其提高。原因可是因为党组织参与国有企业公司治理，抑制了管理层权力过大。这与马连福和郭宏等研究结论具有一致性。马连福等[17]发现党组织是制约内部人控制的重要的平衡力量。而郭宏等[18]发现政治治理对管理层权力起抑制效应。说明在国有制造业企业内，由于党组织参与公司治理，在一定程度上限制了管理层权力过大的情况，与非国有企业相比对提高绿色全要素生产率的不利影响也较小，从而验证了假设 4。

Table 9. Examining the heterogeneity of ownership of manufacturing firms

表 9. 考察制造业企业所有制的异质性

变量	Tobit	Tobit	随机效应	随机效应
	非国有企业(1)	国有企业(2)	非国有企业(3)	国有企业(4)
power	-0.906** (-2.541)	-1.169* (-1.690)	-0.047* (-1.950)	-0.044 (-1.618)

Continued

first	-0.997**	-0.830	-0.022	-0.017
	(-2.447)	(-1.283)	(-0.647)	(-0.517)
age	-0.207	-0.853	-0.011	-0.050
	(-0.628)	(-1.007)	(-0.285)	(-1.056)
pattern	-0.269	-1.843	-0.030	-0.089
	(-0.139)	(-0.704)	(-0.272)	(-0.937)
xjldx	-0.102	2.768**	-0.008	0.060
	(-0.497)	(2.060)	(-0.593)	(1.386)
asset	-1.242***	-1.696**	-0.116***	-0.054*
	(-3.286)	(-2.572)	(-3.801)	(-1.847)
profit	-0.363	0.500	-0.040**	0.002
	(-1.200)	(0.635)	(-2.087)	(0.060)
constant	-5.393***	-8.580**	0.283***	0.215*
	(-2.820)	(-2.293)	(2.700)	(1.770)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2429	1753	2429	1753
df_m	12.000	12.000	12.000	12.000
F	2.749	1.506		
R ²			0.041	0.056

注：*、**和***分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 的显著性水平下显著。

6. 结语

6.1. 研究结论

企业的初衷是为了更好地激励管理层，赋予管理层更大的权力来保证企业战略规划等顺利实施，但赋予权力的同时，是否也为管理层获得个人利益最大化提供了条件呢？故本文立足于管理层权力这一微观视角，实证检验了管理层权力与绿色全要素生产率之间的关系。

1) 管理层权力与绿色全要素生产率之间存在着显著的负相关关系。因为企业的创新是一项长期且充满着不确定性的经营活动，可能会不断面临失败，这就使管理层承担的剩余风险增加，为避免私人成本，他们会通过限制长周期和高风险的项目以保住自己的职位，从而不利于绿色全要素生产率的提高。

2) 从机制上看，管理层会利用手中的权力“挤出”创新投入，进而抑制绿色全要素生产率的提高。管理层在设法降低自身的剩余风险，实现个人利益最大化的过程中，一般会通过减少创新投入的方式实现，因为低投资意味着低风险。

3) 异质性分析发现，管理层权力对大规模企业和非国有企业的绿色全要素生产率抑制作用更为显著。这是由于大规模企业进行创新时，管理层要承担的风险后果比小规模企业要大，因此管理层顾虑较多，导致其创新投入相对规模而言会减少，故大规模企业这一抑制作用要比小规模企业更加明显。而国有企业中党组织会参与公司治理，对政府倡导制造业绿色发展的政策会更加敏感和服从，故非国有企业中这一负向关系要比国有企业更为显著。

6.2. 管理启示

1) 合理配置管理层权力。企业要不断进行动态调整,平衡管理层权力以确保管理层人员始终保持学习探索的精神,进而提高战略决策质量,保证企业不落后于社会发展要求;其次要加大对管理层的考核力度,倒逼代理者进行创新从而减少短视行为;

2) 外部与内部激励约束机制并行完善。一方面政府要加大对制造业企业污染物排放的监管力度,实行强制性约束,还要辅以引导,建立和完善提升绿色全要素生产率的鼓励机制。另一方面在企业内部建立实施长期有效的激励机制,在不放任管理层权力的前提下保证管理层与企业长期利益相符,这样才能最大效率地激发管理层加大创新投入、提高绿色全要素生产率的动力。

3) 政府的绿色发展引导政策可以向小规模制造业企业适当倾斜。小规模企业会更加积极地利用政策进行创新发展,提高绿色全要素生产率,对于小规模企业来说具有更加重要的现实意义;其次政府在出台相关绿色监管政策时,应兼顾不同产权性质的企业,适当加大对民营企业绿色生产的监管力度。

参考文献

- [1] Cannella Jr., A.A. and Shen, W. (2001) So Close and Yet so Far: Promotion versus Exit for CEO Heirs Apparent. *The Academy of Management Journal*, **44**, 252-270.
- [2] Kor, Y.Y. (2006) Direct and Interaction Effects of Top Management Team and Board Compositions on R&D Investment Strategy. *Strategic Management Journal*, **27**, 1081-1099. <https://doi.org/10.1002/smj.554>
- [3] 李振洋, 白雪洁. 产业政策如何促进制造业绿色全要素生产率提升?——基于鼓励型政策和限制型政策协同的视角[J]. 产业经济研究, 2020(6): 28-42.
- [4] 武力超, 陈韦亨, 林澜, 冯巧. 创新及绿色技术创新对企业全要素生产率的影响研究[J]. 数理统计与管理, 2021, 40(2): 319-333.
- [5] Holmstrom, B. (1989) Agency Costs and Innovation. *Journal of Economic Behavior & Organization*, **12**, 305-327. [https://doi.org/10.1016/0167-2681\(89\)90025-5](https://doi.org/10.1016/0167-2681(89)90025-5)
- [6] 赵一心, 侯和宏, 缪小林. 政府环境补贴、制度激励与企业绿色创新——基于倾向得分匹配法的实证分析[J]. 地方财政研究, 2022(1): 49-62.
- [7] 戴雨晴, 李心合. 管理层权力制衡强度、债务约束与企业创新投资[J]. 科技进步与对策, 2021, 38(21): 73-82.
- [8] Hambrick, D.C. and Mason, P.A. (1984) Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers. *The Academy of Management Review*, **9**, 193-206. <https://doi.org/10.2307/258434>
- [9] Carlsson, G. and Karlsson, K. (1970) Age, Cohorts and the Generation of Generations. *American Sociological Review*, **35**, 710-718. <https://doi.org/10.2307/2093946>
- [10] 高良谋, 李宇. 企业规模与技术创新倒 U 关系的形成机制与动态拓展[J]. 管理世界, 2009(8): 113-123.
- [11] 钟海燕, 冉茂盛, 文守逊. 政府干预、内部人控制与公司投资[J]. 管理世界, 2010(7): 98-108.
- [12] 王化成, 张修平, 高升好. 企业战略影响过度投资吗? [J]. 南开管理评论, 2016, 19(4): 87-97+110.
- [13] Fukuyama, H. and Weber, W. (2008) A Directional Slacks-Based Measure of Technical Inefficiency. *Socio-Economic Planning Sciences*, **43**, 274-287. <https://doi.org/10.1016/j.seps.2008.12.001>
- [14] 赵春英, 马占新. 具有偏好锥的面向输出的超效率 DEA 模型分析[J]. 运筹学学报, 2020, 24(1): 57-72.
- [15] Rogers, M. (2004) Networks, Firm Size and Innovation. *Small Business Economics*, **22**, 141-153. <https://doi.org/10.1023/B:SBEJ.0000014451.99047.69>
- [16] 王孝松, 张瑜. 企业规模与创新效率——基于中国高技术产业的经验分析[J]. 吉林大学社会科学学报, 2021, 61(3): 129-141+236-237.
- [17] 马连福, 王元芳, 沈小秀. 中国国有企业党组织治理效应研究——基于“内部人控制”的视角[J]. 中国工业经济, 2012(8): 82-95.
- [18] 郭宏, 李婉丽, 高伟伟. 政治治理、管理层权力与国有企业过度投资[J]. 管理工程学报, 2020, 34(2): 71-83.