

政府补贴有利于中国新能源企业成长吗?

郑 猛¹, 田永晓²

(1. 中国社会科学院 拉丁美洲研究所, 北京 100007;
2. 云南大学 理论经济学博士后流动站, 云南 昆明 650091)

摘要: 本文基于 2007 ~ 2016 年中国新能源上市企业数据, 考察政府补贴对新能源企业成长的影响。研究发现: 政府补贴有助于增加新能源企业的研发投入强度, 进而有利于企业的成长; 而政府补贴对融资约束严重的新能源企业的成长促进作用减弱。同时通过进一步对 2005 ~ 2007 年中国工业企业数据稳健性检验表明该结论是可靠的。因此, 政府可以通过大力扶持新能源企业的发展, 缓解新能源企业的融资难问题, 加强监管产业政策实施, 以期实现清洁能源消费结构转型发展目标。

关键词: 政府补贴; 融资约束; 新能源; 企业研发; 企业成长

中图分类号: F276 文献标识码: A 文章编号: 1006 - 723X(2019)05 - 0069 - 10

新能源产业属于新兴技术产业, 培育和发展可再生能源产业, 可以通过政府扶持政策纠正能源消费市场失灵, 实现能源消费的绿色能源革命。^[1] 中国新能源技术处于引入与快速发展阶段, 虽然各个领域内的主导技术逐渐形成, 但是由于存在不确定性导致与新能源相关产业反而依赖传统石化能源消费。^[2] 新能源技术作为新兴技术之一, 面临新能源技术研发不确定的市场环境和严重依赖政策导向, 需要借助政府进行扶持和引导。目前, 中国新能源产业出现高度依赖政府补贴与产能过剩问题相互矛盾的局面。2017 年在新能源产业发展方面的投资总额达到 1260 亿美元, 占全球绿色能源投资的 45%, 但据财政部统计估计, 中国可再生能源补贴缺口已达到 1000 亿元。市场机制的引导和激励是解决新能源产业发展财政缺口和化解部分新能源产业过剩问题的有效手段,^[3] 同时需要政府参与协作完成。然而, 产业的成长并非简单的线性过程, 而是技术、制度与企业、产业间共同演化的非线性过程, 其中产业技术提升是产业成长的核心标志。^[4] 企业成长作为新能源产业发展的微观基础, 对于新能源企业来说技术的提升是企业成长

的核心, 提升企业技术能力以及利用好政府在中给予的各种扶持和引导资源, 成为企业成长发展的必要条件。因此, 只有正确引导新能源企业的成长, 提高实施新能源产业政策效率, 才有助于实现能源消费结构转型目标。

目前关于企业成长方面的研究更多关注企业成长与企业规模的 Gibrat 定律是否存在问题。本文借鉴基于分布规律视角下企业成长概念, 从微观企业层面来分析产业政策是否会影响新能源企业成长? 当在融资约束的条件下, 产业政策对于企业的成长存在何种影响? 是否会抑制产业政策对企业成长的促进作用? 以下部分的结构安排如下: 第一部分通过理论分析提出本文假设; 第二部分为计量模型设定与数据指标选取处理与模型设定; 第三部分为计量实证结果; 第四部分提出本文结论与政策建议。

一、理论分析与研究假设

新能源企业高度依赖技术效率和研发投入, 企业成长依赖企业自身技术成长性。现有的研究证明, 企业的研发投入强度对企业的成长存在正向关系。^{[5][6]} 由于在面对不确定和市场激烈竞争时,

基金项目: 2019 年中国社会科学院拉丁美洲研究所创新项目(2018LMSB01); 云南大学双一流大学建设项目“能源转型与绿色经济发展研究”创新团队(C176240202015)

作者简介: 郑 猛(1985—) 男, 河北石家庄人, 中国社会科学院拉丁美洲研究所助理研究员, 博士, 主要从事发展经济学、世界经济研究; 田永晓(1987—) 女, 河北邯郸人, 云南大学理论经济学博士后流动站博士后, 云南大学发展研究院助理研究员, 博士, 主要从事能源经济学研究。

企业的产品技术创新是决定企业绩效的关键和维持企业成长的核心要素,技术领先的企业可以主导市场需求,实现企业的规模经济,同时规模越大的企业会获得更多的资源,也就是通过技术优势来保持市场竞争优势。因此,提出本文的假说1。

假说1:提高新能源企业的研发投入强度,有利于企业的成长。

新能源技术具有研发难度较大、周期长、投入风险高、技术稳定性差等特点,其投资的风险性来自其技术自身成长性。风险资本对新能源企业进行的技术研发不了解,无法甄别新能源技术未来的资本回报,因此,中国新能源企业很少从资本市场获得风险投资。Aghion等提出政府补贴和税收优惠是扶持企业创新的最重要的两种方式,^[7]目前中国新能源企业的融资渠道主要来自银行信贷和政府财税政策扶持,其中银行信贷主要是政策性的信贷,但据统计72%的中国新能源技术研发投入来自私营企业,^[2]非国有企业在获得信贷方面却存在歧视,最终政府对国有企业的信贷支持可能会挤占非国有企业的融资资源。^{[8][9][10]}部分学者认为,财政补贴和税收优惠可以显著提高企业的生产率和专利数量;^{[11][12][13]}也有学者从产权性质和政治关联等角度证实,由于信息不对称企业存在“寻租性”财政补贴现象(魏志华等2015),^[14]企业的研发存在策略性而不是从企业的成长和长远发展出发,为了获得更多的财政补贴会只注重专利数量而不是创新的质量,^{[15][16]}政府的财政补助会挤压企业内源性研发投入,即存在挤占效应;^{[17][18]}还有一些学者认为,政府补贴对研发投入的影响存在门限效应,政府在给予政策扶持时存在“保护弱者”的倾向,个体差异性对政府财政扶持的反应存在差异。^[19]对中国新能源产业来说,政府补助比税收优惠更有利于激励产业发展,^①政府对新能源企业补助主要是针对企业的研发和生产。王永进等认为,规模大的企业获得政府补贴不利于企业的研发创新,因为研发创新需要较高的沉没成本,规模大的企业可以更容易获得资源,不需要通过技术创新来获得市场优势,从而失去研发创新的动力。^[20]但是,对于新能源企业来说,高复杂度的新能源技术需要企业更多的研发投入,

特别是现阶段中国新能源企业处于导入期和成长期的交替阶段,自身获取资本支持能力较弱且融资渠道有限。因此,提出本文的假说2。

假说2:政府补助提高新能源企业的研发投入强度,有利于企业的成长。

除政府补助外,考虑到新能源企业技术创新存在长期性和不确定性,更容易受到融资约束的影响,故企业成长与企业融资约束存在密切联系。Angelini和Generale认为,由于金融市场的融资摩擦,使企业受到融资约束从而影响企业成长。^[21]根据世界银行的报告显示,中国非金融类上市企业的融资约束是阻碍企业发展的主要因素,^②张一林等分析银行贷款与权股融资对技术创新的作用机制认为,技术创新型企业融资存在两种风险:企业信用风险和技术研发不确定性,而中国的金融机构体系以银行为主导,故技术创新较难获得有效金融支持。^[22]由于信息的不对称,企业不能为投资者提供创新投资回报的完全信息、上市公司股价信息以及金融市场摩擦对企业融资影响。^{[10][23]}对于新能源企业来说,政府补助除了直接对企业研发进行奖励外,还对新能源发电企业进行电价补贴,这导致企业将政府补助挪为他用。李万福等剔除非研发投入的政府补助后发现,政府补助对于企业研发的自主投资存在挤出效应,随着政府针对研发的补助增加,企业自主投资意愿在减少,并未起到最初激励作用。^[18]新能源企业随着企业规模扩张,企业需要大量的资金注入,但在产业链上的谈判能力薄弱,面临资金链紧张的问题,导致企业会利用政府补助将其缓解,而不是投入到企业的研发中。因此,本文提出假说3。

假说3:新能源企业的融资约束削弱政府补助对提高企业研发强度的作用,从而不利于企成长。

二、模型设定、变量选取与数据处理

(一) 基本计量模型设定

$$Growth_{it} = \alpha_0 + \beta_0 RD_{it} + \theta Controls_{it} + \sum \mu_i + \sum v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下角标*i*、*t*分别表示企业和所在年份, μ_i 和 v_t 分别表示企业的个体效应和时间效应, ε_{it} 表示扰动项, β_0 表示待估计参数。 $Growth_{it}$ 表示在

① 对新能源企业的税收优惠形式主要是减免,但目前新能源企业发展还不稳定,收益可能还很低则增值额有限,这样现实中企业享受的税收增值优惠效用就会不明显。

② 融资约束是财务的概念,由Fazzari(1988)定义为“由于市场不完备性而导致企业外源融资成本过高,使得企业投资无法达到最优水平”,由于本文研究研发创新投入与产出的影响,因此在本文狭隘采用的是企业获得资金的机会。

t 时期 i 企业的成长率 RD_{it} 表示在 t 时期 i 企业的研发投入, $Controls_{it}$ 表示控制变量, 包含企业的规模、负债能力、利润率以及企业成立年份等。在模型中系数 β_0 为正, 则验证假说 1。在模型 (1) 的基础上进一步引入企业获得的政府补助 $Subsidy_{it}$ 以及政府补助与企业研发投入的交互项 ($RD_{it} \times Subsidy_{it}$) 得到模型 (2) 其中:

$$Growth_{it} = \alpha_0 + \beta_0 RD_{it} + \lambda_0 Subsidy_{it} + \lambda_1 RD_{it} \times Subsidy_{it} + \theta Controls_{it} + \sum \mu_i + \sum \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中变量 $Subsidy_{it}$ 表示企业 i 在 t 时期企业获得政府补助, 模型 (2) 中研发投入与政府补助的交互项系数 λ_1 为正, 则验证假说 2。在模型 (2) 的基础上引入融资约束变量, 通过分别引入研发投入、政府补助与融资约束的交互项 ($RD_{it} \times Subsidy_{it} \times Finance_{it}$) 构建模型来分析融资约束、政府补贴与企业研发以及它们之间相互作用对企业成长的影响, 如模型 (3) 所示:

$$Growth_{it} = \alpha_0 + \beta_0 RD_{it} + \beta_1 Finance_{it} + \lambda_0 Subsidy_{it} + \lambda_1 Subsidy_{it}^2 + \lambda_2 RD_{it} \times Subsidy_{it} + \lambda_3 RD_{it} \times Finance_{it} + \lambda_4 RD_{it} \times Subsidy_{it} \times Finance_{it} + \theta Controls_{it} + \sum \mu_i + \sum \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, 系数 λ_2 为正且系数 λ_4 为负数的情况下验证假说 3。

首先模型中核心被解释变量为企业成长率, Evans、Yang 和 Huang 将企业的规模用企业的“营业收入总额”来衡量,^{[6][24]} 但是新能源企业在初期需要大量资金投入, 如风电企业的资产设备会占很大比重, 因此, 在本文中参考李洪亚 (2014) 的做法, 采用企业的“总资产的变化率”来表示。^[5] 其次, 本文核心解释变量之一是企业的研发能力, 在 Popp、Johnstone 等、黎文靖和郑曼妮研究中采用企业的专利申请数量,^{[11][12][16]} 但是本文在数据筛选过程中发现上市公司年报中个别企业披露信息模糊或者在不同年份表达存在差异, 而且专利申请数量上又存在着已经“获得”或者“拟申请”“在申请”等词汇, 而现有文献中并未对此进行有效区别。因此, 本文采用周亚虹的方法, 采用企业研发投入占主营收入的比值来进行刻画, 同时收集各企业研发人员占比, 在做稳健性检验时对研发投入进行变量替换。^[25] 再次, 关于融资约束的测度方法目前有三种^①, 由于新能源上市企业样本量不大且部分企业年报的财务报表不够标准, 一些财务数据查询不到。因此,

在本文中根据 Hadlock 和 Pierce 做法构建融资约束指数 (SA), SA 指数为负且绝对值越大则表示受到融资约束程度越严重。^[26]

$$SA = -0.737 * Size + 0.043 * Size^2 - 0.04 * Age \quad (4)$$

政府补助对企业融资约束的作用, 在本节内容中引入融资约束变量与政府补助的交互项。政府补助在一定程度上缓解企业的融资困难, 因此交互项的系数为正。基于 Aghion 等 (2012) 提出政府补贴和税收优惠是扶持企业创新最重要的两种方式,^[7] 本文分别考察企业获得政府补助以及税收优惠两种政策指标。其中, 政府补助数据来自所选择上市公司年报附注“营业外收入”项目, 2013 年之前在“政府补助明细”条目中, 而 2013 年之后“计入当期损益的政府补助”在涉及个别企业不规范年报在这两项中均未找到时, 则从营业外收入中查找。Demirel 和 Mazzucato (2012) 研究认为, 企业 R&D 投入对企业的成长是有条件的, 与企业规模、成立时间、所在地点等有关,^[27] 因此, 为了避免遗漏变量和控制特征偏差, 在本文中控制变量包含企业规模、营运能力、负债情况、融资渠道等, 同时, 还需要考虑企业的个体差异和时间趋势的固定效应。在前人研究基础本文构建以下相关变量指标, 见表 1。

表 1 主要变量指标定义与说明

变量	定义
rd_intensity	研发强度: 采用企业研发投入与主营业务比值
rd_staff_r	研发人员投入比例: 研发人员数量/企业总人数
subsidy	企业所获得政府补助/总资产* 100
lsa	融资约束: 构建融资约束指数 SA 的绝对值进行对数化处理
c_size	企业规模: 总资产的自然对数
lev	企业负债: 总负债/总资产
profit_rate	利润率: 营业利润/总销售额
investment	产能能力: (购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金 - 处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额)/年初总资产
lage	企业年龄: t 时期上市企业成立年份的自然对数
dummy_yr	政府政策的不确定性: 企业所在年份为 1, 否则为 0

(二) 样本选择与数据指标说明

本文实证分析的研究样本为 2007 ~ 2016 年中国沪深股市新能源概念股的上市公司数据, 按

① 一是投资一现金流敏感度指标; 二是基于财务指标构建的 KZ 指数; 三是基于动态结构估计方法的融资 WW 指数。由于在本文中主要是研究财政政策对研发投入的影响, 而企业融资作为约束条件, 因此在本文中并未精确测度融资约束度指标。

照同花顺对新能源概念股企业分类筛选出 137 家新能源上市企业,数据来源于 RESSET 金融研究数据库与所选企业年报,对数据进行以下处理:(1)剔除 ST 和 ST* 的上市企业、2017 年停牌企业和数据不够全面的企业;(2)由于 2006 年财政部对于企业会计准则重新规定,将企业的政府补助确认为营业外收入,因此选取样本时间为 2007 年以后企业的相关指标;(3)所有企业层面的连续变量均进行缩尾处理(剔除小于 1% 和大于 99% 的变量)来消除极端值的影响,以及选择涉及主营业务为新能源相关产品年份,其中,企业的政府补助、研发投入以及研发人员比例指标是通过各个企业年报数据收集而来,其他相关财务指标数据均来自 RESSET 数据库,具体统计性描述如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计量

变量	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
lrd_intensity	658	0.0387	0.0405	0.000004	0.467
lsubsidy	658	0.56	0.714	0.0000333	9.36
lsa	658	4.4188	0.003	4.4088	4.4241
lc_size	658	22.27	1.402	18.92	26.94
lev	658	3.321	3.106	1.029	25.29
lprofit_rate	658	0.0975	0.333	-3.187	3.565
lage	658	2.62	0.403	0.693	3.466

三、实证结果与分析

(一) 初步回归估计结果

根据模型(1) 本文初步回归结果见表 3 其中(1)至(4)为采用面板 OLS 固定效应、随机效应、面板工具两阶段估计法以及动态面板估计的基础结果。结果(1)和(2)为仅考虑研发投入对于企业成长率的影响的固定效应和随机效应回归结果,且通过 Hausman 检验结果拒绝原假设,即采用面板固定效应更合适。结果(1)显示研发投入对企业的成长率存在正向关系,企业通过投入更多研发经费进行技术研发,获得更多的市场份额,增强企业的竞争优势,更加有利于企业的成长,但统计上均不显著。由于企业的研发投入对于企业的成长可能存在滞后影响,当期研发投入可能会对企业未来的发展有利,因此采用滞后一期企业研发作为研发投入的工具变量,结果(3)显示企业的研发对于企业成长呈现正向关系且 5% 统计水平上显著,通过识别不足和弱识别等相关检验。另外,结果(4)显示企业研发投入对于企业成长的持续影响,因此采用企业成长率的滞后一期,结果显示企业的研发投入对于企业的持续成长存在正向影响,且在 1% 的统计水平上显著。由此,本文证明假说 1 成立。

表 3 企业研发投入与成长性影响初步实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
L_glc				0.242*** (0.0168)
lrd_in	0.1085 (0.1085)	0.00652 (0.0595)	0.751** (0.3548)	0.338*** (0.0419)
profit_rate	0.5668 (0.4049)	0.348* (0.2116)	0.929** (0.4368)	1.192*** (0.3927)
lc_size	0.3447 (3.4147)	4.860*** (1.3576)	-2.541 (3.6808)	14.69*** (2.1716)
lc_size2	0.0552 (0.0978)	-0.0820*** (0.0304)	0.178* (0.1066)	-0.227*** (0.0812)
lev	-0.1374*** (0.0383)	-0.0606*** (0.0235)	-0.171*** (0.0452)	-0.0766 (0.0487)
lfa_r	-0.3341** (0.1416)	-0.353*** (0.0934)	-0.486*** (0.1547)	-0.314*** (0.0762)
lage	-5.0283 (12.4789)	1.978 (3.1876)	24.35** (10.7448)	4.174 (15.5697)
lage2	3.5752* (2.006)	-0.255 (0.2931)	-0.822 (0.8707)	-0.628 (3.0009)
lsize_age	-0.2740 (0.5618)	-0.0494 (0.1208)	-1.141* (0.6068)	-0.319 (0.6576)
时间固定效应	是	是		

Hausman Test	√			
Anderson canon. corr. LM statistic (Chi - sq(1) P - val)			37.79 (0.0000)	
Cragg - Donald Wald F statistic			20.5420	
Sargan statistic P - val			0.0023	0.0000
AR(1) P - val				0.0325
AR(2) P - val				0.8820
R ²	0.438		0.312	
观测值	462	462	449	244

注: 括号中为标准差, *** 表示在 1% 的统计意义上显著; ** 表示在 5% 的统计意义上显著; * 表示在 10% 的统计意义上显著。基准回归模型分别采用固定效应和随机效应回归, 通过 Hausman 检验结果回归方法应采用固定效应, 报告结果只报告固定效应模型结果。

模型 (2) 和 (3) 引入政府补助与研发强度的交互项以及融资约束、政府补助与研发强度的交互项, 利用动态面板回归方法, 结果如表 4 中 (1) 和 (2) 所示。从结果 (1) 可以看出, 政府补助与研发强度交互项的系数 λ_1 大于零, 从边际效应来看企业获得政府补助越多则研发强度对于企业成长越有利, 验证本文的假说 2。另外, 从结果 (2) 所示政府补助与研发强度的交互项系数 λ_2 大于零且在 1% 的统计水平上显著, 融资约束、政府补助与研发强度的交互项系数 λ_4 小于零且在 5% 的统计水平上显著, 从边际效应上来看企业受到的融资越严重则政府补助与研发强度对企业成长越不利。另外, 本文还加入融资约束与政府补助的交互项, 发现企业的融资约束对政府补助存在“挤出效应”, 企业受到的融资约束越严重政府补助对企业成长的边际呈现负向关系。由此, 验证本文的假说 3。

表 4 分样本企业研发投入与成长性影响初步实证结果

	(1)	(2)
L. glc	0.5090* (0.0172)	0.5090** (0.0183)
lrd_in	-0.0066 (0.0502)	2.1035* (0.9464)
sr	0.136*** (0.0226)	0.159*** (0.0259)
rd_f		-0.0487** (0.0220)
rd_f_sub		-0.0018** (0.0007)
profit_rate	-0.561*** (0.203)	-0.446** (0.2128)
lc_size	6.298*** (1.058)	
lc_size2	-0.0318 (0.0293)	-0.0181 (0.0309)

lev	-0.108*** (0.0235)	-0.1091*** (0.0233)
lfa_r	-0.250*** (0.0455)	-0.2332*** (0.0457)
lage	30.03*** (8.659)	24.7997*** (8.7432)
lage2	-6.714*** (1.805)	-5.5875*** (1.8217)
lsize_age	-0.638*** (0.199)	-0.5190** (0.2100)
lsa		-2.958*** (0.556)
lsub	-2.422*** (0.377)	-2.464*** (0.372)
lsub2	-0.0408** (0.0188)	-0.0326* (0.0183)
时间固定效应	是	是
Sargan statistic P - val	0.0000	0.0000
AR(1) P - val	0.0370	0.0370
AR(2) P - val	0.9130	0.9130
N	257	257

注: 括号中为标准差, *** 表示在 1% 的统计意义上显著; ** 表示在 5% 的统计意义上显著; * 表示在 10% 的统计意义上显著。基准回归模型分别采用固定效应和随机效应回归, 通过 Hausman 检验结果回归方法应采用固定效应, 报告结果只报告固定效应模型结果。

(二) 稳健性分析

考虑到企业研发创新指标在基准回归模型中采用的是企业研发投入与主营业务的比值, 但研发包括研究与开发阶段, 企业研究阶段的支出会被计入当期损益中, 因此, 本文采用研究人员占企业总人数的比例滞后一期作为工具变量, 采用动态面板方法来进行估计, 得到结果如表 5 所示。结果 (1) 至 (3) 显示假说 1、2 和 3 依旧成立。

表5 研发投入替代指标的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
L. glc	0.2830***	0.420***	0.4073***
	(0.0412)	(0.0184)	(0.0208)
lrd_in	0.139*	-0.0527	-0.2911
	(0.0786)	(0.0352)	(1.006)
lsr		0.0504**	0.0169
		(0.0196)	(0.0363)
rd_f			-0.0048***
			(0.0228)
rd_f_sub			-0.0026**
			(0.0011)
profit_rate	-0.2512	-0.180	-0.7787
	(0.4750)	(0.271)	(0.5393)
lc_size	2.0669	5.369*	
	(3.1532)	(3.063)	
lc_size2	0.0622	-0.0215	-0.0218
	(0.0937)	(0.0867)	(0.0833)
lev	-0.0871***	-0.0880***	-0.0001
	(0.0334)	(0.0219)	(0.00114)
lfa_r	-0.149**	-0.130***	-0.3038***
	(0.0636)	(0.0457)	(0.0607)
lage	13.50	21.61*	28.4934*
	(17.7262)	(11.67)	(15.17)
lage2	-1.154	-4.779**	-6.1421**
	(3.3314)	(2.373)	(2.9665)
lsize_age	-0.565	-0.468	-0.5988
	(0.5045)	(0.375)	(0.4282)
lsub		-1.111***	-0.5034
		(0.356)	(0.4755)
lsub2		0.0587***	0.0480***
		(0.0172)	(0.0182)
lsa			3.4532
			(2.1222)
时间固定效应	是	是	是
Sargan statistic	0.0010	0.0000	0.0000
P-val			
AR(1)	0.0390	0.0630	0.0380
P-val			
AR(2)	0.1850	0.5170	0.4310
P-val			
N	257	257	257

注: 括号中为标准差, ***表示在1%的统计意义上显著; **表示在5%的统计意义上显著; *表示在10%的统计意义上显著。

(三) 进一步稳健性讨论

前文衡量企业研发创新能力采用的是企业研发投入强度, 一些学者认为, 企业研发强度只能作

为研发的投入变量。研发效率实质上反映出研发投入转化为研发产出过程, 也就是知识生产的过程。^[28]从现有的研究来看, 囿于数据的获得性, 仅有地区层面研发效率的测算,^[29]而上市企业关于研发资本存量还存在数据缺失和在计算研发资本存量过程中的折旧系数估算问题。从本质上看, 政府对战略新兴产业实施扶持的目的是为了完善和促进产业发展, 根据邵敏和包群、Aghion等以及韩超等的做法,^{[7][30][31]}采用企业全要素生产率(TFP)来衡量企业创新, 其内在的机理为通过提高企业的生产效率而降低生产成本。从规模经济学的角度出发, 企业获得规模经济得益于企业自身的生产率提高, 生产率的提高会使企业存在内在扩张动力。那么, 产业政策可以通过影响企业生产率, 进而影响企业成长。其次, 邵敏和包群发现, 政府补助对企业生产率的影响机制存在门限效应: 一是政府补助促进企业研发投入, 基于内生增长理论来说, 研发投入的提高促进企业技术进步即生产率的提高; 二是企业获得政府的资助使得企业及时得到资本投入, 合理有效进行资源配置, 进而提高企业生产率。^[30]但是, 现有的研究并未对新能源企业单独进行分析, 如邵敏和包群选取的样本为中国工业企业2000~2006年的全行业数据, 在进行分类时提出企业获得补贴力度越大则属于高技术密集型行业的概率就会越低, 这一分组特征与新能源企业特征是相悖的。企业可能因经营策略的目的来获得政府补助, 政府给予企业补贴的初衷是弥补企业技术创新的外部性, 一方面新能源企业技术具有外溢性, 如果政府补助不能满足则会减弱企业创新的动力; 另一方面企业一旦获得较多的政府补贴, 企业内部管理层会变得懈怠, 可能会失去继续创新的动力。对于新能源企业来说, 政府补助是作为企业总利润的一部分, 通过增加企业的收益为企业创新活动提供资金支持。^[32]特别是对于新能源企业来说, 无论是技术的外部性还是对于环境保护的外部性, 企业可以通过政府的补助来缓解资金不足的困境, 进而提高企业的生产率。再次, 大部分新能源企业属于非国有企业, 因此, 融资约束对于企业绩效的提高存在很大的影响。融资约束的存在, 使得企业一旦无法对经营活动作出及时最优的决策, 则会扭曲资源配置进而影响企业的生产率。从融资约束的渠道来看, 企业的融资分为内源性融资和外源性融资, 前者是指企业自身的经营性盈利或者股权分红等, 而外源性是指企业从银行信贷、风险投资等外部金融市场获得资本。

稳健性分析的研究样本来自 2005 ~ 2007 年中国工业企业数据库,由于 2012 年中国国家统计局发布《国家战略新兴产业分类(2012)》行业目录,其中包含《国民经济行业分类》划分四位数新能源行业代码。本文基于聂辉华等方法对原始数据进行以下处理,对样本数据进行如下的筛选:(1)剔除投入要素小于 0 剔除就业人数小于 8、工业生产总值为 0 或者缺失的企业;(2)由于企业停产或者更名等原因,2005 ~ 2007 年企业的数量并不尽相同,而需要对这三年连续的数据进行名称和企业代码进行匹配,发生变更或者出现重复的企业均被剔除。^[33]另外,在数据处理过程中发现,虽然国家公布新能源产业行业代码,但在工业企业数据库中所选择数据并未完全包含,如不包含“太阳能产品和生产装备制造”的相关行业。经过筛选后,本次共 467 家企业,其主营业务涉及核电、太阳能和生物质能的相关产业,符合作为新能源产业样本数据的要求。本文中除了研发投入与研发人员比例从企业年报获得外,其他的财务指标均来自 RESSET 金融研究数据库。

表 6 为企业生产率与企业成长关系的基本估计结果。其中列(1)为采用面板固定效应方法的回归结果,在不考虑政策和其他控制变量影响下,企业生产率(TFP)的估计系数显著为正,这初步表明企业生产率能够促进企业的成长。^①列(2)是增加了包括企业研发投入在内的控制变量,列(3)至(5)分别是增加研发投入、政府补助和融资约束交互项,发现企业生产率的系数依然大于零,这说明企业生产率对企业成长的影响是一致的,估计结果具有良好的稳健性。列(3)加入研发投入与企业生产率的交互项(TFP_r),其估计系数并不显著,这可能是由于研发投入与生产率存在内生性问题。列(4)加入政府补助与企业生产率的交互项(TFP_s),估计系数为正且显著,说明政府补助对企业生产率存在激励效应,且有利于企业的成长。列(5)中加入融资约束、政府补助与企业生产率的交互项(TFP_sf),结果显示其系数为负且在 5% 的统计水平上显著,表示企业获得政府补助会受到融资约束的制约,抑制政府补助对于企业生产率的激励效应,进而不利于企业的成长。

表 6 企业生产率与成长性影响初步实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
TFP	0.6982*** (0.0575)	0.7073*** (0.2546)	0.8155*** (0.2819)	0.7781*** (0.2685)	0.8719*** (0.2861)
TFP_r			0.5736 (0.4154)		
redummy		0.0583 (0.0817)	0.1452 (0.1247)		0.1573 (0.1218)
TFP_s				0.6191** (0.2536)	
dummys		0.0738** (0.0292)		0.0045 (0.0440)	-0.0151 (0.0385)
TFP_rf					-0.0262 (0.0185)
TFP_sf					-0.0315** (0.0129)
lsa		-14.7258* (7.9998)			16.8949** (8.0616)
lta		-29.7956* (16.3031)	-28.0807 (0.2403)	-28.1773 (0.2430)	-34.2840** (16.4274)
lta2		0.0145 (0.0157)	0.0037 (0.0120)	0.0080 (0.0121)	0.0228 (0.0155)
lev		0.0461 (0.0751)	0.0477 (0.0739)	0.0113 (0.0754)	0.0460 (0.0761)

① 另外,本文还进行面板随机效应估计,通过 Hausman 检验拒绝原假设,应采用面板固定效应。

age		-0.0092	-0.0055	-0.0086	-0.0073
		(0.0247)	(0.0232)	(0.0240)	(0.0224)
age2		0.0273	0.0191	0.0175	0.0203
		(0.0129)	(0.1230)	(0.1269)	(0.1204)
national1		0.0724	0.1128	0.0871	0.1011
		(0.1684)	(0.1735)	(0.1737)	(0.1795)
lta_age		-0.1147	-0.0101	-0.0089	-0.00950
		(0.0245)	(0.0248)	(0.0252)	(0.0249)
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES
N	933	933	933	933	933
R ²	0.2406	0.2623	0.2847	0.2819	0.2830

注: 括号中为标准差, **表示在1%的统计意义上显著; *表示在5%的统计意义上显著; °表示在10%的统计意义上显著。

1. 替代变量指标

采用 Olley 和 Pakes 提出的 OP 方法以及 Akerlof 等的 ACF 方法估算 TFP 作为生产率 TFP 的替代变量, 回归结果如列 (1) 至 (3) 所示。^{[34][35]} 根据 Kirkley 等对产能利用率的定义,^[36] 计算不同时期 t 企业 i 的产能利用率 (CU_{it}) 作为生产率 TFP

的替代变量, 回归结果如列 (4) 所示。同时对融资约束的变量进行替换, 借鉴孙灵燕和李荣林的做法, 采用企业的利息支出占固定资产的对数比值,^[37] 数值越大则表示面临的融资约束越小, 回归结果见列 (5)。可以看出, 回归的结果与初步回归结果一致, 因此结果是稳健可靠的。

表 7 企业生产率与成长性稳健性回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
TFP_op	0.1237**				0.1238**
	(0.0576)				(0.0577)
ops	0.0095°				
	(0.0051)				
myomega		0.1034**	0.1068**		
		(0.0461)	(0.0468)		
m_s		0.0107**			
		(0.0053)			
msf			-0.0005*		
			(0.0003)		
yy				2.6810	
				(1.682)	
yy_s				2.8626*	
				(1.580)	
yy_sf				-0.2187**	
				(0.107)	
lsa			15.3298°		7.011
			(8.0957)		(7.393)
opsf					-0.0005*
					(0.0003)
N	923	932	932	933	923
R ²	0.461	0.428	0.529	0.536	0.561

注: 括号中为标准差, **表示在1%的统计意义上显著; *表示在5%的统计意义上显著; °表示在10%的统计意义上显著。由于篇幅, 将控制变量部分内容省略未列出。

2. 分组样本回归

根据融资约束的大小将样本数据进行分组,列(1)和列(2)分别表示融资约束弱和强的两组。从结果可以看出,企业生产率的系数为正,且在1%的统计水平上显著,表明结果是稳健的。对于融资约束弱的分组结果,企业获得政府补助明显提高企业的生产率,有利于企业的成长;但是,融资约束严重的一组,企业获得补助并未明显提高企业的生产率,这也验证了企业融资约束减弱了政府补助对于企业的激励作用。

表8 企业生产率与成长性分样本回归结果

	(1)	(2)
tfp	0.229*** (0.0605)	0.413*** (0.0141)
redummy	0.0823 (0.105)	0.00964 (0.0478)
tfp_s	0.496** (0.240)	0.223 (0.238)
lta	-0.644 (0.681)	0.125 (0.437)
lta2	0.0260 (0.0271)	-0.0166 (0.0269)
lev	-0.0323 (0.214)	0.0710 (0.0604)
age	0.000565 (0.0302)	-0.0677 (0.0478)
age2	-0.0189 (0.178)	0.106 (0.150)
national1	0.125 (0.163)	-0.196*** (0.0185)
lta_age	-0.00520 (0.0349)	0.0432 (0.0286)
N	479	454
R ²	0.174	0.707

注:括号中为标准差,***表示在1%的统计意义上显著;**表示在5%的统计意义上显著;*表示在10%的统计意义上显著。

四、结论与政策建议

本文从分布规律视角来考察产业政策对新能源企业成长的影响作用,利用中国2007~2016年新能源概念上市企业的数据以及中国工业企业数据库2005~2007年数据,从企业投入与产出的角度考察产业政策对研发投入与过程创新的作用,进而影响新能源企业成长。另外,企业的研发投入与过程创新均要受到政府补贴与融资约束的影响,因此,进一步考察了政府补贴与融资约束对企业研发

投入和过程创新的作用。综上所述,得出以下三点结论:第一,新能源企业可以通过增加企业研发投入与提高自身生产率促进企业的成长;第二,由于新能源技术的不确定性和发展的不成熟性,企业需要政府资金的支持,政府补助对于研发投入存在正向激励作用,有利于企业的成长;第三,由于新能源技术的复杂度高和无法为市场提供投资回报的充分信息,新能源企业普遍存在融资困难的现象,而这种融资约束会减弱政府对企业补贴的激励效应,企业可能会把投入研发和提高生产率的补助资金用在他处,从而不利于企业长远的发展和成长。

可见,政府政策对新能源企业的成长起到促进激励作用,但由于存在融资渠道单一和获取困难,使现实中实施的产业政策对于新能源企业研发补贴存在“挤出效应”,长期不利于企业的成长。因此,在现实中对新能源企业实施产业扶持政策的同时,需要加强对财政补贴等扶持政策的监管,使政府补贴用在“刀刃”上。通过扶持引导新能源产业的良好发展和保持在能源消费市场上的竞争优势,实现对传统能源消费部门的企业替代,构建与中国工业部门可以相互补充的绿色可持续产业体系,是中国工业部门低碳经济发展的必由之路。

[参考文献]

- [1]朱彤,王蕾. 国家能源转型:德、美实践与中国选择[M]. 浙江:浙江大学出版社,2015.
- [2]史丹,等. 新能源产业发展与政策研究[M]. 北京:中国社会科学出版社,2014.
- [3]肖兴志,王伊攀. 战略性新兴产业政府补贴是否用在了“刀刃”上?——基于254家上市公司的数据[J]. 经济管理,2014(4).
- [4]乔晓楠,李宏生. 中国战略性新兴产业的成长机制研究——基于污水处理产业的经验[J]. 经济社会体制比较,2011(2).
- [5]李洪亚. R&D、企业规模与成长关系研究——基于中国制造业企业数据:2005—2007[J]. 世界经济文汇,2014(3).
- [6]Yang C H, Huang C H. R&D, size and firm growth in Taiwan's electronics industry[J]. Small Business Economics, 2005, (05).
- [7]Aghion P, Cai J, Dewatripont M, et al. Industrial policy and competition[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2015, (04).
- [8]刘瑞明,石磊. 国有企业的双重效率损失与经济增长[J]. 经济研究,2010,(01).
- [9]Bailey W, Huang W, Yang Z. Bank loans with Chinese characteristics: Some evidence on inside debt in a state-controlled banking system[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2011(6).
- [10]喻坤,李治国,张晓蓉,等. 企业投资效率之谜:融资约束假说与货币政策冲击[J]. 经济研究,2014(5).
- [11]Popp D. Induced innovation and energy prices[J]. American economic review, 2002(1).

- [12] Johnstone N, Haščič I, Poirier J, et al. Environmental policy stringency and technological innovation: evidence from survey data and patent counts[J]. *Applied Economics*, 2012, (17).
- [13] 任曙明, 吕镛. 融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究[J]. *管理世界*, 2014, (11).
- [14] 魏志华, 赵悦如, 吴育辉. 财政补贴“馅饼”还是“陷阱”? ——基于融资约束 VS 过度投资视角的实证研究[J]. *财政研究*, 2015, (12).
- [15] Hall B H, Harhoff D. Recent Research on the Economics of Patents[J]. *Annual Review of Economics*, 2012, (01).
- [16] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. *经济研究*, 2016, (04).
- [17] Zúñiga Vicente J, Alonso Borrego C, Forcadell F J, et al. Assessing the effect of public subsidies on firm R&D investment: a survey[J]. *Journal of Economic Surveys*, 2014, (01).
- [18] 李万福, 杜静, 张怀. 创新补助究竟有没有激励企业自主创新投资——来自中国上市公司的新证据[J]. *金融研究*, 2017, (10).
- [19] 张辉, 刘鹏, 于涛, 等. 金融空间分布、异质性与产业布局[J]. *中国工业经济*, 2016, (12).
- [20] 王永进, 盛丹, 李坤望. 中国企业成长中的规模分布——基于大企业的研究[J]. *中国社会科学*, 2017, (03).
- [21] Angelini P, Generale A. On the evolution of firm size distributions[J]. *American Economic Review*, 2008, (01).
- [22] 张一林, 龚强, 荣昭. 技术创新、股权融资与金融结构转型[J]. *管理世界*, 2016, (11).
- [23] Hennessy C A, Whited T M. How costly is external financing? Evidence from a structural estimation[J]. *The Journal of Finance*, 2007, (04).
- [24] Evans D S. Tests of alternative theories of firm growth[J]. *Journal of political economy*, 1987, (04).
- [25] 周亚虹, 蒲余路, 陈诗一, 等. 政府扶持与新兴产业发展——以新能源为例[J]. *经济研究*, 2015, (06).
- [26] Hadlock C J, Pierce J R. Is the KZ index useful? New evidence on measuring financial constraints[R]. Working Paper. Michigan State University, 2009.
- [27] Demirel P, Mazzucato M. Innovation and firm growth: Is R&D worth it? [J]. *Industry and Innovation*, 2012, (01).
- [28] 张玉, 陈凯华, 乔为国. 中国大中型企业研发效率测度与财政激励政策影响[J]. *数量经济技术经济研究*, 2017, (05).
- [29] 李彦龙. 税收优惠政策与高技术产业创新效率[J]. *数量经济技术经济研究*, 2018, (01).
- [30] 邵敏, 包群. 政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析[J]. *中国工业经济*, 2012, (07).
- [31] 韩超, 张伟广, 冯展斌. 环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析[J]. *中国工业经济*, 2017, (04).
- [32] 毛其淋, 许家云. 政府补贴对企业新产品创新的影响——基于补贴强度“适度区间”的视角[J]. *中国工业经济*, 2015, (06).
- [33] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. *世界经济*, 2012, (05).
- [34] Olley G S, Pakes A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment[J]. *Econometrica*, 1996, (06).
- [35] Akerberg D, Caves K, Frazer G. Structural identification of production functions [R]. Manuscript, UCLA Working Paper 2006.
- [36] Kirkley J, Paul C J M, Squires D. Capacity and capacity utilization in common – pool resource industries [J]. *Environmental and Resource Economics*, 2002, (1 – 2).
- [37] 孙灵燕, 李荣林. 融资约束限制中国企业出口参与吗? [J]. *经济学(季刊)*, 2012, (01).

Are Government Subsidies Conducive to the Growth of China's New Energy Enterprises?

ZHENG Meng¹, TIAN Yong-xiao²

(1. Institute of Latin – America Studies of China Academy of Social Sciences, Beijing 100007, China;

2. Postdoctoral Research Station of Theoretical Economics, Yunnan University, Kunming 650091, Yunnan, China)

Abstract: Industrial policy can influence the growth of new energy enterprises fundamentally. Based on the data of China's listed new energy enterprises from 2007 to 2016, this paper investigates the impact of government subsidies on the innovation and growth of new energy enterprises. At the same time, as new energy enterprises have the risk of high investment uncertainty, financing constraints will weaken the role of government subsidies, and thus have a negative impact on the innovation and growth of new energy enterprises. The research findings are as follows: firstly, government subsidies can help increase the R&D input intensity of new energy enterprises, which is conducive to their growth. Secondly, government subsidies play a weaker role in promoting the growth of new energy enterprises with severe financing constraints. In addition, the robustness test of Chinese industrial enterprise data from 2005 to 2007 shows that the above – mentioned conclusions are reliable. Therefore, the government can vigorously support the development of new energy enterprises, alleviating the financing difficulties of new energy enterprises and strengthening the supervision and implementation of industrial policies, so as to achieve the goal of the transformation and development of the clean energy consumption structure.

Key words: government subsidies; financing constraints; new energy; R&D; enterprises development

(责任编辑: 黎 玫)