

# 政策性负担挤出上市企业研发投入了吗？

魏 巍<sup>1</sup>，王云芳<sup>2</sup>

(1. 天津电子信息职业技术学院 天津 300011; 2. 北京安永华明会计师事务所 北京 100738)

**摘要:**以 2011—2018 沪深主板上市公司为样本,利用双向固定效应模型证明政策性负担的上升会挤出企业研发投入。将政策性负担视为一种外生冲击并剔除政策性负担为中等的企业后,将样本分为受冲击的高负担组(处理组)和不受冲击的低负担组(控制组),并利用渐进 DID 再次验证了挤出效应的存在——处理组冲击前后研发投入的下降显著高于控制组。考虑到高负担组(处理组)很可能在特定年度降为低负担,即可能存在“处理组时变”现象,并由此导致多期 DID 估计在对  $2 \times 2$  分组估计系数(ATT)进行加权时因存在“负权重”而产生估计偏误,故借助 Chaisemartin & Haultfoeuille(2020)提出的带异质性处理效应的双向固定估计量(TWFEDD)进行再检验,发现在排除负权重扰动后,挤出效应依然成立。借助外生处理效应(RA/IPW/IPWRA 估计量)和内生处理效应(Heckit Two-Step 估计量),证实了挤出效应在修正自选择偏误后依然稳健。

**关键词:**政策性负担; 研发支出; 挤出效应; 渐进 DID; 异质性处理效应

**中图分类号:** F239.6; F275.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 2095-0098(2022)06-0032-11

## 一、引言

政府在微观市场协调和宏观资源调配过程中具有重要作用,是推动中国经济增长的重要力量。但是,当地方政府掌握大量生产资源后,其在资源倾斜方面的话语权会倒逼企业陷入政企关系竞争之中。企业为加强与企业间的合作,往往会以承担一定的政策性负担为代价,通过分担政府在经济管理工作的部分成本,强化政企关联。Lin & Li(2008)<sup>[1]</sup>在研究预算软约束形成机制时对政策性负担进行了分类和定义。政策性负担可分为战略性负担和社会性负担。战略性负担指在传统的赶超战略影响下,企业将资金投放于不具有比较优势的资本密集型产业或产业区段所形成的负担。社会性负担则是指企业通过接纳过多的冗员、支付工人福利、提供公共建设和公共管理等社会性职能来辅助政府完善社会福利与社会稳定所需的成本。企业为构建政治关联,往往会承担更多的政策性负担。尽管现有文献分析了显性或隐性政治关联对企业投资行为及企业价值的影响,但立足企业自身、将企业自发承担政策性负担的行为视为隐性关联形式,进而检验“政策性负担”如何影响研发投入的文献尚不多见。为此,聚焦于那些承担了高政策性负担的企业,力争分析此类企业以政策性负担为载体强化政治关联的行为究竟是在政府补贴、信贷和税收优惠等资源倾斜效应影响下激励了企业自身的创新能力,还是因引入了更多的政府干预而削弱了企业创新能力,即政府资源配置倾斜和干预行为究竟更多地表现为支持之手还是掠夺之手。

从现有文献看,黄亮等(2021)<sup>[2]</sup>、龚强等(2015)<sup>[3]</sup>发现,企业因承担政策性负担而发生的不必要支出会直接挤占研发支出所需的资金,从而抑制创新,且政策性负担的增加会显著降低民营企业绩效(刘春和孙亮 2013)<sup>[4]</sup>。同时,承担政策性负担而获得的政府补贴也未能产生绩效补偿(喻贞等 2020)<sup>[5]</sup>,故现有研究多认为存在“掠夺之手”。然而,伴随近年来营商环境的改善,上述情况是否有所好转?对此重点考察了那些承担了更多政策性负担的企业,其研发投入(创新能力)是否会被挤出。聚焦于研发投入(而非固定投资)

收稿日期: 2022-04-27

作者简介: 魏 巍(1983—),女,河北沧州人,硕士,会计师,研究方向为企业内控与审计。

是由于企业若想巩固市场竞争地位、提高市场份额,研发必不可少,只有核心科技实力的提升才能换取长期竞争力。另外,选择研发投入,也是力争揭示那些通过政治联结而获得更多“资源市场竞争力”的企业,其通过创新来博得“产品市场竞争力”的动机是否会显著弱化。毕竟政策性负担过重往往会导致企业更愿意走“捷径”,即更愿意通过抢占上游市场资源(而非争夺下游客户资源)来获得竞争力,导致对创新的忽视以及对研发投入的“挤出”。

综上,沿上述预期探寻中国经济转型过程中政府是否出于政绩和职位晋升的目的将自身的社会经济发展内化于企业,导致企业目标的扭曲和激励约束机制的失效,从而表现为那些承担了更高政策性负担的企业,反而呈现出更低的研发投入水平。

## 二、文献评述与逻辑假设

### (一) 文献述评

国家为了履行其公共职能,实现社会及就业稳定等目标,往往会对企业施加政策干预。企业在政府干预下会被摊派更多的公共性负担。施加这一负担是政府干预经济的一种手段(Lin & Li 2008)<sup>[1]</sup>,其造成的不利影响是预算软约束。例如,林毅夫和李志赞(2004)<sup>[6]</sup>认为,在信息不对称的情况下,国有企业管理者可利用国家强加的政策负担作为表现不佳的借口。为减少不必要的核实成本,政府通常会直接对企业作出补偿。Shleifer & Vishny(1994)<sup>[7]</sup>发现,地方政府会通过兼并、收购来支持当地亏损企业,因为这些公司通常承担了更多社会责任和政策性负担。倪志良等(2019)<sup>[8]</sup>以1998—2013年中国工业企业数据为样本,基于预算软约束这一中介视角,研究了政策性负担对国有企业杠杆率的影响,发现预算软约束在政策性负担与国企杠杆率之间起到部分中介作用,且政策性负担对杠杆率的影响在不同规模、不同经济区域间存在显著差异。叶建宏和汪炜(2015)<sup>[9]</sup>则以企业高管的超额薪酬为切入点,发现在董事会以及大股东的监督下,企业承担的政策性负担会显著降低企业高管对公司业绩的敏感性,并且这一降低效应在不同产权属性和层级状况下,会有显著差异(林钟高等,2014; Liao et al 2009)<sup>[10-11]</sup>。赵雅娜和敖小波(2016)<sup>[12]</sup>则以冗员程度度量企业所承受的政策性负担,发现政策性负担除了会约束企业的自由现金流外还会损害企业的核心优势。

现有文献主要从“预算软约束”“薪酬激励”等角度探讨企业在承受政策性负担后会对企业造成的影响,也有部分文献从“自由现金流竞争”角度出发,发现企业因承受政策性负担而造成现金流运转压力,从而在现金流有限条件下对资金的用途分配作出更改。那么过高的政策性负担是否会通过一定的传导渠道进一步挤出企业研发投入呢?政策性负担与企业研发支出之间的关系至今依然不清晰,这为本研究保留了空间。

### (二) 逻辑分析与假设

1. 基于“信号理论”的积极效应分析。积极的社会责任表现(如ESG表现)往往被市场视为企业经营质量的信号,会借助信号效应对企业生产经营释放“利好”消息并提高企业市场声誉,这会向市场散发优质经营的“质量信号”,从而减少因信息不对称而引发的融资约束(高杰英等,2021)<sup>[13]</sup>。类似地,现有研究指出,政策性负担也可以理解为企业主动承担社会责任的一种表现形式,而这种“主动”往往可以吸引社会关注,从而提高企业的影响力,扩大声誉效应,有利于拓展潜在客户群体。同时,由于对政策性负担的承接强度常被市场解读为是企业与政府之间的关系嵌入强度的信号——国有企业通常承担更多的负担(蔡明荣和王毅航,2022)<sup>[14]</sup>。所以,高负担引发的高关联也通常被市场解读为一种“资源优势”。于是,在信号理论下,那些承担政策性负担更多的企业,其资源优势(信号)也会为其带来融资约束缓解效应(于博和夏青华,2019)<sup>[15]</sup>,进而间接激励企业研发支出。但是,近年来的一些研究对信号理论的适用性提出了“质疑”。如:金宇等(2021)<sup>[16]</sup>研究发现,承担过多社会责任并没有通过信号机制来缓解融资约束,进而来实现创新激励。同时,张安军(2022)<sup>[17]</sup>的研究也发现更高的社会责任承担水平不仅没有激励企业绿色创新能力,反而抑制了绿色创新。综上认为“信号理论”下的正向影响预期(激励创新预期)存在失灵风险。

2. 基于“资源竞争”理论的负面冲击效应分析。首先,承担政策性负担对企业经营绩效和投资能力均具有一定的损害。林毅夫和李志赞(2004)<sup>[6]</sup>指出,国有企业承担政府施加的负担会增加企业的经营成本,可能会导致企业运行效率低下。其次,高政策性负担企业存在“以劣充优”的机会主义行为,这会倒逼地方政府在资源约束条件下减少对长期研发投入的财政支持,而增加对短期就业和社会保障的支持(龚强等,

2015)<sup>[3]</sup>。再次,从微观层面的资源竞争看,政策性负担的提高会抢占企业自由现金流,从而在资源配置能力有限条件下,让企业不得不减少创新支出。最后,为满足政府的宏观经济增长目标,承担高政策性负担的企业会更地将资金投资于一些周期短、见效快的低回报率项目,甚至用于为一些不会产生实际效率的员工支付薪酬,这会占用有限的资源、挤出长期研发支出(赵雅娜和敖小波 2016)<sup>[12]</sup>。

综上,我国目前正处于高速发展状态,政策性负担多数情况下属于企业的一种被动行为,在自身发展不顺畅的情况下,政策性负担带来的更多是一种成本上的负担。即使部分企业是“主动承担”,但由“主动”带来的企业外在形象的提升从开始到真正发挥作用需要时间的积累,而在短期内这种成本的付出并不能得到有效的补偿,所以在资金等资源紧缺的情况下,企业势必作出战略调整,挤出部分用于研发投资的长期资金。基于此,提出如下假设:

假设:政策性负担的提升会挤出企业研发投入,从而抑制创新。

### 三、实证设计

#### (一) 样本范围

从 Wind 和 CNRDS 数据库收集数据,覆盖 2011—2018 年沪深主板上市的 A 股公司,进行了如下剔除:(1) 剔除银行、保险业等金融业企业;(2) 剔除 ST、\*ST 企业;(3) 剔除关键财务数据存在缺失的公司。最后,为避免极端值的干扰,对所有连续变量进行了上下 1% 的 winsor 处理。经上述处理,最终得到 1554 家企业,12420 个样本观测值。

#### (二) 核心变量的定义与度量方式

1. 政策性负担(Burden)的度量。借鉴张霖琳等(2015)<sup>[18]</sup>衡量政策性负担的方法,建立模型(1)估计企业的最优资本密集程度。然后,计算企业实际资本密集程度与经济要素禀赋所决定的最优资本密集程度的偏离,即政策性负担(Burden)。正残差代表战略性负担,源于地方增长目标推动下企业被迫进入具有比较优势的战略领域,使得其实际资本密度要高于最优资本密集程度(Qian, 1998)<sup>[19]</sup>;负残差代表社会性负担,不对残差方向做进一步细分,取绝对值来衡量政策性负担。

$$INTENC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Size_{it-1} + \alpha_2 Lev_{it-1} + \alpha_3 Roa_{it-1} + \alpha_4 Growth_{it-1} + \alpha_5 Capital_{it-1} + \sum Province + \sum year + \sum Industry + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,INTENC 表资本密集程度,用每百万资产雇佣员工来衡量,Size<sub>it-1</sub>、Lev<sub>it-1</sub>、Growth<sub>it-1</sub>、Roa<sub>it-1</sub>、Capital<sub>it-1</sub> 代表 t-1 年的公司规模、资产负债率、营业收入增长率、资产收益率及资产结构(固定资产/总资产)。∑Province、∑year、∑Industry 分别是地区、年度和行业虚拟变量。

2. 企业创新投资活动(RD)的测度。研发创新的资源投入力度一定程度上反映了企业家生产性精神的配置意愿,因此,借鉴储德银等(2016)<sup>[20]</sup>从研发投入维度来衡量创新的思路,用研发支出(RD)代理创新水平。

3. 其他控制变量。参考袁建国(2015)<sup>[21]</sup>,设定了如下几类控制变量:一是与企业融资能力有关的因素,如(杠杆率)、和(公司年龄)。二是与盈利能力相关的因素,如 oa(资产回报率)、rowth(营业收入增长率)。三是与现金流循环能力相关的因素,如 f(企业经营性现金净流)。四是成长性因素,如 ize(总资产规模)、Capital(资产结构)。五是与公司治理有关的因素,如 Top1(大股东持股比)和 tate(所有制形式)。

上述各类变量的具体定义及度量口径详见表 1。

#### (三) 模型设定

为检验假设,借鉴甄丽明和罗德论(2019)的研究<sup>[22]</sup>,构建了如下实证模型:

$$RD_{it} = \beta_0 + \beta_1 Burden_{it} + \beta_2 Controls_{it} + f_i + g_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中,RD<sub>it</sub>为企业 i 在时间 t 的创新投资支出,Burden<sub>it</sub>为企业 i 在时间 t 所承受的政策性负担,Controls<sub>it</sub>代表一系列控制变量,主要包括 Roa(企业业绩)、Lev(资产负债率)、Size(企业规模)、Growth(企业成长性)、Cf(企业经营现金流)、Capital(资产结构)等企业特征变量。

表1 变量名称及定义

变量类型	变量名称与含义		变量定义
被解释变量	<i>RD</i>	研发支出	研发投入支出的自然对数
解释变量	<i>Burden</i>	政策性负担	模型(1)中残差( <i>u</i> )绝对值(张霖琳等,2015)
分组变量	<i>TBurden</i>	政策性负担分组变量	若样本的政策性负担水平( <i>Burden</i> )的取值位于上1/4分位,则为1;位于下1/4分位,则为0
控制变量	<i>INTENC</i>	资本密集度	每百万资产雇佣员工数(张霖琳等,2015)
	<i>Roa</i>	资产收益率	净利润占总资产的比率
	<i>Age</i>	企业上市年限	上市年限取自然对数
	<i>Size</i>	公司规模	年初总资产的自然对数
	<i>Growth</i>	业务收入增长率	当期营业收入减上期营业收入/上期营业收入
	<i>Lev</i>	资产负债率	期末负债总额/资产总额
	<i>Capital</i>	资产结构	固定资产/总资产
	<i>Top1</i>	第一大股东持股	第一大股东持股比例
	<i>Cf</i>	经营性净现金流	经营性现金净流量/资产总额
	<i>State</i>	产权性质	所有制性质,取1;非国有性质,取0

#### 四、实证结果与分析

##### (一) 描述性统计分析

表2概括了主要变量的描述性统计结果。其中:政策性负担(*Burden*)均值为1.200,最小值为0,最大值为12,说明不同公司承担的政策性负担差距较大。研发投入(*RD*)的平均值8.30,最小值0.30,最大值为15.0,表明当前我国上市公司研发投资方面也有较大差距。

表2 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>RD</i>	9149	8.300	8.400	1.900	0.300	15.00
<i>Burden</i>	10848	1.200	0.820	1.600	0.000	12.00
<i>Roa</i>	12420	0.046	0.031	1.100	-48.00	108.0
<i>Size</i>	12420	13.00	13.00	1.500	5.700	19.00
<i>Lev</i>	12420	0.510	0.500	0.560	-0.190	46.00
<i>Growth</i>	10861	0.200	0.0800	0.760	-0.730	5.900
<i>Top1</i>	11298	37.00	34.00	16.00	0.290	99.00
<i>Capital</i>	12419	0.130	0.0710	0.160	0.000	0.940

##### (二) 相关性分析

表3为一些主要变量间的相关性分析,在表中可以看出各变量与企业研发投资的关系。政策性负担(*Burden*)对于研发投入(*RD*)在10%的显著水平与之呈负相关,表明政策性负担会抑制企业的研发投资水平,这为后文的实证检验提供了初步证据。最后,从其他变量间的相关性可知,企业承担承受较高的政策性负担时,会约束企业现金流,阻碍公司更好地成长,且会影响公司监督机构职能的执行。从结果看,各变量间不存在明显的多重共线性问题。

表3 Pearson 相关性分析矩阵

	<i>RD</i>	<i>Burden</i>	<i>Roa</i>	<i>Lev</i>	<i>Growth</i>	<i>Cf</i>	<i>Top1</i>	<i>Capital</i>
<i>RD</i>	1							
<i>Burden</i>	-0.1780*	1						
<i>Roa</i>	0.0244*	0.00830	1					
<i>Lev</i>	0.0113	-0.00820	-0.3238*	1				
<i>Growth</i>	-0.00860	0.0588*	-0.00320	-0.00100	1			
<i>Cf</i>	0.0670*	-0.0528*	-0.5672*	-0.0754*	0.00120	1		
<i>Top1</i>	0.1123*	-0.0118	-0.00440	-0.0170	-0.00910	0.0701*	1	
<i>Capital</i>	-0.0425*	-0.0194*	-0.0098	0.0051	-0.0466*	0.0800*	0.0728*	1

### (三) 基准模型分析

假设重在考察企业在承受高政策性负担时,是否会对创新投资有挤出效应。即政府干预与企业创新的关系。表4表明:第(1)列 OLS 回归中,政策性负担(Burden)系数为-0.235,在1%水平上显著;第(2)列加入控制变量后,政策性负担(Burden)系数依然在1%水平上负显著。在(3)(4)列对个体和年份双向固定后,Burden的系数分别为-0.111,-0.114,与OLS回归相比,系数数值上总体有所减少,但依然显著为负。即证明政策性负担对企业创新的负向效应,假设得证。

表4 政策性负担对创新投资效应检验

因变量: RD	OLS	OLS	TWFE	TWFE
	(1)	(2)	(3)	(4)
Burden	-0.235*** (0.01)	-0.214*** (0.01)	-0.111*** (0.01)	-0.114*** (0.01)
Roa		0.784*** (0.09)		-0.005 (0.05)
Lev		0.754*** (0.09)		-0.003 (0.05)
Growth		-0.005 (0.03)		0.043*** (0.01)
Cf		2.323*** (0.26)		0.360*** (0.13)
Top1		0.011*** (0.00)		0.005*** (0.00)
Capital		-0.574*** (0.15)		-0.001 (0.13)
个体效应			控制	控制
时间效应			控制	控制
截距项	8.702*** (0.03)	7.912*** (0.07)	8.131*** (0.03)	7.996*** (0.07)
R <sup>2</sup>	0.034	0.063	0.203	0.181
adj. R <sup>2</sup>	0.034	0.062	0.046	-0.001
F	289.782	71.689	250.363	104.382
N	8256	7509	8256	7509

注:括号内为标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

### (四) 内生性处理

1. 多期(渐进) DID。在表4的主检验中,政策性负担(Burden)采用了张霖琳等(2015)一文中求残差绝对值的方式进行度量,因此,政策性负担为连续值。考虑到若假设逻辑成立——政策性负担越强,越会挤出企业对创新的投入,当将政策性负担从连续值调整为代表“高/低”水平的分组值后,相关结论也依然应该成立。于是,按Burden取值的高低对样本进行了“高/低”分组,并用TBurden来代表该分组变量(政策性负担高于75%分位数的样本,TBurden=1;低于25%分位数的样本,TBurden=0)。为避免分组频繁跳动,分组过程剔除了政策性负担位于中间50%的样本。这样处理的好处是,高负担组可视为受负担影响的分组(处理组),而低负担组则可近似地等价为不受负担影响的分组(控制组)。

由于不同企业进入受处理组的时点并不相同,故采用多期DID法估计,表5报告的是双向固定下的处理效应估计量(TWFEDD)。

表5 多期DID估计结果

	TBurden	Roa	Cf	Lev	Growth	Top1	Capital	截距项	个体固定	年度固定	R <sup>2</sup>	F	N
RD	-0.357** (0.15)	0.079 (0.06)	0.357* (0.20)	0.085 (0.06)	0.049* (0.03)	0.009 (0.01)	-0.027 (0.40)	7.626*** (0.23)	YES	YES	0.163	17.079	3691

注:括号内为标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

表5为多期DID估计结果。其中,处理效应变量为TBurden(等同于DID交互项),且模型同时控制了个体和年度固定效应估计。结果显示:TBurden系数为负且在5%水平上显著,表明将政策性负担转换为哑变量后,其对企业创新投资的挤出效应依然显著,假设再次得证。

2. 考虑异质性处理的双向固定效应估计量——对渐进DID中“负权重”问题的考虑。Chaisemartin & Haultfoeuille(2020)<sup>[23]</sup>研究发现:DID估计系数可理解为不同类型 $2 \times 2$ DID效应(ATT)的加权值。然而,由于处理组存在时变特征,即本期属于高负担组(TBurden = 1)的企业,很可能在下期变为低负担组(TBurden = 0),尽管上述跳变在剔除中间50%的样本后明显减弱,但依然不能排除。这意味着传统渐进DID估计系数在经 $2 \times 2$ 分解后,会由于存在“负权重”问题而导致DID估计系数产生偏差。为此,通过twowayfweight命令检验了异质性处理下的负权重数量,发现DID估计系数可视为经1035个正权重与833个负权重加权所得到的估计值,由于负权重占比较高,故估计偏误不可忽略,即多期(交叠)DID估计系数是有偏的。

由于随时间变化企业承受的政策性负担水平可能出现从高到低、从低到高的交替转换过程,因此,对于这种含退出状态的时变处理组,借鉴Chaisemartin & Haultfoeuille(2020)<sup>[24]</sup>,引入转换效应(Switch Effect)进行分析,即以处理状态的转换为事件,对各个 $2 \times 2$ 分组下的处理效应进行加权,从而重新评估政策性负担对研发投入的影响。换言之,加权计算的过程会将政策从无到有(0-1)、从有到无(1-0)两个正负方向的效果进行加权平均,而将处理不变(一直是1或一直是0)的样本作为控制组。便可在兼容非同质性处理效应的同时,更准确地刻画处理组的“动态”处理(含退出)过程,从而更准确地证明“挤出”关系的存在。

具体而言,转换效应 $W_{TC}$ 的计算公式如下:

$$W_{TC} = \sum_{i=1}^T \left( \frac{N_{1,0,t}}{N_s} DID_{+,t} + \frac{N_{1,0,t}}{N_s} DID_{-,t} \right) \quad (3)$$

式(3)中, $DID_{+,t}$ 指的是政策从0到1的平均结果减去稳定组(两期都是0)的平均结果, $DID_{-,t}$ 指的是稳定组(两期都是1)的平均结果减去政策从1到0的平均结果。

表6为基于多期多个体DID(DID\_M命令)估计的双向固定下的异质性处理效应结果,同时报告了处理期之前一期的安慰剂检验结果。

表6 多期多个体DID估计下的转换效应及其安慰剂检验

	平均处理效应	标准误	置信区间下限	置信区间上限	样本量	状态转换样本量
全样本按下下1/4分位数分组						
处理当期的处理效应	-0.090	0.190	-0.463	0.282	2781	38
非处理期安慰剂检验	-0.072	0.209	-0.482	0.338	1563	16
“全样本”按下下1/2分位数分组						
处理当期的处理效应	-0.109*	0.060	-0.228	0.008	6867	152
非处理期安慰剂检验	0.086	0.072	-0.052	0.229	6389	119
“分年度”按下下1/2分位数分组						
处理当期的处理效应	-0.069**	0.032	-0.131	-0.007	7734	1129
非处理期安慰剂检验	-0.085	0.045	-0.173	0.003	5523	459

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;安慰剂中的非处理期是指进入处理的前一期。

表6包含了三组估计结果,其差别在于参与估计的样本范围不同,依次为:

(1) 全样本下,将高于上1/4分位数的样本作处理组、低于下1/4分位数的样本作控制组,进行处理效应估计的结果。

(2) 全样本下,将高于中位数的样本作处理组、低于中位数的样本作控制组,进行处理效应估计的结果。

(3) 分年度计算中位数,进行高低分组比估计转换效应的结果。当控制组和处理组的取值距离越远时,0和1之间越不容易产生跳跃,所以转换样本较少(只有38个)。但随着距离从上下1/4分位点调整为1/2分位点后,在0和1之间进行转换的样本开始增多(升至152个),最后,当以每个年度单独计算中位数并设定转换区间后,转换发生的更为频繁,接近1/7的样本发生过转换(1129个),故预期在这一分类下,以状态转换事件进行事件加权,重新计算处理效应,应能更好地修正处理效应估计偏差,提升估计一致性。

实际回归结果验证了上述预期:

第一类分组下估计系数确实不显著,说明状态跳变更难发生时,挤出效应更难被“捕获”。

第二类分组下转换效应系数已在 10% 的显著度下表现出挤出关系,这与转换样本明显增多有关。

第三类分组下转换效应的显著性明显提高(5% 的显著度),说明基于转换效应也能验证挤出关系的存在。上述估计过程通过放松分组条件,即放宽转换条件,更好地捕捉到了挤出的过程,也证明了本文假设的稳健性。

最后,将“跳变”时点前提 1 期进行安慰剂检验,发现安慰剂并不发挥作用,因为变更冲击时点后“挤出”关系消失。

#### (五) 对自选择问题的考虑——处理效应估计

1. 外生处理效应——RA/PW/IPWRA。由于初始创新水平高的企业落入低政策性负担组的概率会更高(因为创新强的企业更注重产品市场竞争优势而非资源市场竞争优势),所以,将虚拟变量作为自变量来对创新投资(RD)进行估计时存在自选择问题。为此,利用处理效应估计来克服“自选择”导致的估计偏误。处理效应估计可以分为外生处理和内生处理两类。其差别在于产生选择过程的模型残差是否与主方程的残差相关。若相关,则为内生处理;否则为外生处理。本节从外生处理出发进行检验,方法包括:回归调整(RA)、逆概率加权(IPW)、带逆概率加权的回归调整(IPWRA)。其中,回归调整是将处理组与对照组平均估计作差进而估算平均处理效应 ATE;逆概率加权是分别将处理组与对照组结果加权后作差来估计平均处理效应 ATE;双重稳健法(IPWRA)是在逆概率加权的基础上再进行回归调整,从而更加稳健地校正回归模型的自选择偏误。

##### (1) 回归调整法(RA)

RA 解决“样本选择偏差”的思路是:先估计出假如处理组承受高政策性负担的企业没有被强加较高的政策性负担时对创新的投入程度是多少,然后在统一的样本范围(处理组样本)内,计算处理组的平均处理效应——ATET,从而得到政策性负担对创新投资的效应。具体模型如下:

$$ATET = E(Y_{TBurden=1} | TBurden_i = 1) - E(Y_{TBurden=0} | TBurden_i = 1) \quad (4)$$

式(4)中, $Y$ 代表企业研发投入(RD), $TBurden$ 为政策性负担分组变量(以上下 1/4 分组)。 $E(Y_{TBurden=0} | TBurden_i = 1)$ 代表承受了高政策性负担的企业,在假设没有承受较高政策性负担的情况下对创新的投入程度,即“反事实”结果。

回归调整法估算反事实的步骤如下:

首先,分别用处理组和控制组样本来估计方程(5)(6)中协变量 $X_{TBurden}$ 的系数 $\beta_1$ 和 $\beta_0$ ;然后将处理组的样本数据 $X_{TBurden}$ 带入(6)中,由于此时 $\beta_0$ 包含了控制组样本下 $X_{TBurden}$ 对研发投入(RD)的影响特征,于是,可利用它估计出处理组样本如果当初未承受高政策性负担,其创新投入的水平,即求得反事实的 $E(Y_{TBurden=0} | TBurden_i = 1)$ ,进而得到式(4)中的 ATT。

$$Y_{TBurden=1} = \beta_1 X_{TBurden=1} + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$Y_{TBurden=0} = \beta_0 X_{TBurden=0} + \varepsilon_i \quad (6)$$

式(5)~式(6)中 $\beta_1$ 和 $\beta_0$ 的差异代表了处理组和控制组样本特征不同带来的 $X_{TBurden}$ 对研发投入的影响。其中,协变量 $X$ 包括:资产收益率(Roa)、营业收入增长率(Growth)、企业经营性现金净流(Cf)、大股东持股比(Top1)、资产负债率(Lev)等因素。

##### (2) 逆概率加权法(IPW)

逆概率加权通过给高概率选入的样本更低的权重、低概率选入的样本更高的权重来降低处理组和控制组的非随机性,以解决“依可观测变量选择”而产生的“选择偏差”。它首先通过 Probit 模型计算出在 $Z_i$ 的选择机制下,每个样本 $i$ 对创新投资的概率 $P(treated_i = 1)$ 。模型如下:

$$p(treated_i = 1) = \beta_0 + \sum \beta_j Z_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

式(7)中 $Z_i$ 表示协变量,具体包括:资产收益率(Roa)、营业收入增长率(Growth)、企业经营性现金净流(Cf)、大股东持股比(Top1)、资产负债率(Lev)等因素。在计算出 $P(treated_i = 1)$ 的基础上,通过逆概率加权,便可得到 ATE 和 ATT,具体如式(8)~式(9)所示。

$$ATE = E\left[\frac{Y_{treated=1,i}}{p(treated_i = 1)} \mid treated_i = 1\right] - E\left[\frac{Y_{treated=0,i}}{1 - p(treated_i = 1)} \mid treated_i = 0\right]$$

$$= E\left[\frac{treated_i \times Y_i}{p(treated_i = 1)}\right] - E\left[\frac{(1 - treated_i) Y_i}{1 - p(treated_i = 1)}\right]$$

$$= E\left\{\frac{[treated_i - p(treated_i = 1)] Y_i}{p(treated_i = 1) [1 - p(treated_i = 1)]}\right\} \quad (8)$$

$$ATET = E\left\{\frac{[treated_i - p(treated_i = 1)] Y_i}{[1 - p(treated_i = 1)] [N_1 / (N_0 + N_1)]}\right\} \quad (9)$$

式(8)~式(9)中, $Y$ 表示RD,  $treated$ 即为TBurden, 若企业承担高政策性负担, 则TBurden = 1, 否则TBurden = 0。 $N_1$ 表示承受高政策性负担的企业数量,  $N_0$ 表示承受低政策性负担的企业数量。

### (3) 双重稳健法(IPWRA)

双重稳健法(IPWRA)可以保证无论是概率方程还是主方程, 只要任何一个设定合理, 都可以得到处理效应的有效估计。它将回归调整法和逆概率加权法结合起来计算处理效应, 其基本步骤是: 首先, 通过概率估计得到权重; 其次, 通过逆概率加权计算得到加权处理后的 $Y_i$ ; 再次, 利用加权计算后的“样本”估计 $\beta_1$ 和 $\beta_0$ , 得到 $E(Y_{treated=0} \mid treated_i = 1)$ 的反事实结果; 最后, 代入式(4)计算ATET。

表7依次列示了RA、IPW、IPWRA的估计结果。结果表明: 三种情况下处理组平均处理效应ATT均为负(在5%显著度), 表明高政策性负担确实会对企业的研发投入产生负面影响。

表7 基于加权调整法的估计结果

因变量: RD	ATE	标准差	z 值
RA	-0.838**	0.085	-9.90
IPW	-0.896**	0.068	-13.24
IPWRA	-0.917**	0.094	-9.71

注: 表7中的处理组为高政策性负担组(TBurden = 1), 控制组为低政策性负担组(TBurden = 0)。

2. 内生处理效应——Heckit 两步法估计。考虑到可能存在“不可观测变量”所引起的自选择问题, 参考Maddala(1983)<sup>[24]</sup>中采用的Heckit 两步法进行评估。在对“选择过程”进行结构建模时, 涉及到两个方程:

第一个方程是第一阶段的“处理(选择)方程”, 如式(10):

$$TBurden_i = I(\gamma Z_i + v_i > 0) \quad (10)$$

第二个方程是第二阶段的“结果方程”, 如式(11)所示:

$$RD = \beta_1 TBurden_i + \beta_2 Controls + u \quad (11)$$

首先, 式(11)中控制变量与回归调整法中的变量保持一致, 故不再赘述。

其次, 就选择方程而言, 式(10)中的 $Z_i$ 代表一系列选择因素, 并且处理效应估计要求 $Z_i$ 中至少包含了一个不出现在结果方程控制变量中的协变量, 即必须存在一个具有工具变量性质的 $z_i$ , 且 $z_i$ 满足条件 $cov(z_i, \mu) = 0$ 。在工具变量 $z_i$ 的设计方面, 引入样本企业所在省的GDP增速作为工具变量。其逻辑如下: 省份GDP的高低对政府决策的制定有重要影响。当省份GDP增速较快时, 说明地区经济增长对资本更具吸引力。此时, GDP水平可以通过加强财富资本集聚和知识资本外溢来影响创新。但当一个省的GDP增速明显放缓时, 如样本期内(2011—2018)各地经济增速就明显进入下行周期。此时, 调整成本的存在导致固定资本和人力资本的撤出会较为滞后, 加之政府此时又会通过税收优惠或补贴等财政手段稳定投资和吸引人才。所以, GDP减速通过上述因素抑制创新的作用会较弱。但GDP增速的持续下行却会极大程度提高政府官员的政绩压力并加剧地方财政压力。于是, 在政绩压力和财政压力的共同作用下, 政府很可能会要求地方企业承接社会性服务, 这会倒逼企业承担更多的社会责任。此时, 为了稳定增长、避免大规模失业, 政府更有动力要求企业承担更多的非经济职能。可见, 在GDP增速下行期, 政策性负担将成为政府干预冲击企业财务稳健性、进而影响研发支出水平的主要渠道。因此, 将GDP增速作为工具变量, 这符合政企之间的互动特征和工具变量的外生性。

表8表明: 在考虑了内生自选择偏误后, 政策性负担(TBurden)对研发投入的估计系数依然显著为负,



即挤出效应依然成立,这进一步为假设提供了稳健性支持。

表 8 内生处理效应(Heckit 两步法)估计结果

因变量: <i>RD</i>	系数	标准误
<i>TBurden</i>	-7.405 <sup>**</sup>	2.149
<i>Roa</i>	-0.736 <sup>*</sup>	0.453
<i>Lev</i>	-0.809 <sup>*</sup>	0.123
<i>Growth</i>	0.293 <sup>*</sup>	0.406
<i>Cf</i>	-0.915	1.299
<i>Top1</i>	0.010	0.004
截距项	11.689 <sup>***</sup>	1.229
因变量: <i>TBurden</i> 一阶段“选择方程”估计结果		
<i>GDP</i>	0.029 <sup>**</sup>	0.014
<i>Roa</i>	-0.465 <sup>***</sup>	0.070
<i>Lev</i>	-0.469 <sup>***</sup>	0.069
<i>Growth</i>	0.119 <sup>***</sup>	0.026
<i>Cf</i>	-1.554 <sup>***</sup>	0.254
<i>Top1</i>	-0.000	0.001
截距项	-2.927 <sup>**</sup>	1.480
<i>Lambda</i>	4.084 <sup>***</sup>	1.336
<i>N</i>	3651	

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

## 五、结论、创新与启示

政府与企业之间的关系历来都是学者们研究的热点。政策性负担作为连接政府与企业的桥梁,对企业各项活动的影响颇有争议。使用 2011—2018 年主板上市公司数据,检验了政策性负担对企业创新投资的挤出,丰富了现有文献中对创新投资的相关研究。结论如下:当企业承受较高的政策性负担时,虽然会在一定程度上得到政府的“好处”,但是这种“好处”往往并不能抵消所付出的成本,即在资金与资源短缺的情况下,企业为了承担政策性负担会一定程度上挤出创新投资。上述研究结论在经渐进 DID、带异质性处理的多期 DID 及内、外生处理效果等内生处理和自选择处理修正估计偏误后,结论依然成立。

文章创新点体现在:一是有关企业研发投入的影响因素研究并不少见,但从企业自发承担政策性负担这一新视角考察该自发行为及其背后隐含的寻租过程对创新是否会产生挤出作用的文献却相对鲜见。二是承担政策性负担作为一种隐性政治关联方式,通常能获得更多的资源倾斜(如政府补贴或市场准入),但现有文献也发现这些资源补偿未能带来企业的绩效补偿,因此认为存在“掠夺之手”。伴随近年来营商环境的改善,掠夺之手逐渐向扶植之手转变。但鲜有研究考察隐性关联(承担政策性负担)会对企业创新(而非绩效)产生怎样的影响,笔者则拓展了此研究领域。三是在检验方法上,为避免传统多期多组 DID(交叠 DID)的估计偏差问题,不仅采用 Chaisemartin & Haultfoeuille(2020)最新提出的带异质性处理效应的双向固定估计量(TWFEDD)来排除负权重对估计结果的扰动,还借助外生处理效应(RA/IPW/IPWRA 估计量)和内生处理效应(Heckit Two-Step 估计量)等方法提升结论稳健性。

基于以上研究结论,提出如下建议:

第一,推动金融体系市场化改革。民营企业在经营过程中会更加依赖于银行融资,但同时因其规模、资产等各方面问题往往会受到各大银行的歧视,出现融资难、融资贵等问题。这是导致企业通过承担更多政策性负担来获得寻租权的关键动因,其归根矛盾是市场资源分配不合理。因此,提高金融资源的市场配置效率,推动进市场和金融机构的市场化改革进程至关重要。

第二,建设服务型政府、减少政府干预。过往由于推行的渐进式改革,政府利用行政手段对企业进行直接干预,并为了履行社会职能向企业强制摊派较重的政策性负担。政策性负担使得企业战略决策时不能按

照价值最大化的经营目标进行决策,导致企业竞争力下降。基于此,应强化行政体制改革,推动实现管理型政府到服务型政府角色的转变,应通过简政放权来优化营商环境、减少行政干预,激发企业创新活力。

第三,建立健全配套的法律体系。企业研发创新不仅需要内部生产性资源的主动型配置,也有赖于外部环境的改善。一方面,只有不断加强法律法规建设,强化民营企业及中小企业产权保护,才能减轻企业承担的政策性负担,使企业能够按照企业价值最大化目标去经营,更加合理地将资源在生产性与非生产性方面配置。另一方面,由于政府在执法过程中的干预程度较为严重,且各地区法制化水平参差不齐,影响司法独立性,在一定程度上影响了企业投资行为,进而导致资源配置效率低下。只有公司内外部制度建设越健全,才能使企业经营模式更趋市场化,那么政策性负担对生产性资源配置的抑制效应也会不断弱化。

第四,搭建地区性的创新平台或创新孵化基地,升级创新生态。通过营造良好的激励自主创新的市场、法制和经营等制度环境,搭建公开、公正和竞争充分的企业自主创新平台,减少企业研发支出收益的外部不确定性,引导企业增加研发投入水平。

#### 参考文献:

- [1] Lin J. Y., Li Z. . Policy Burden, Privatization and Soft Budget Constraint [J]. Journal of Comparative Economics 2008(1): 90 - 102.
- [2] 黄亮, 邓久根, 黄钰滢. 环境规制、企业异质性与绿色技术创新 [J]. 金融教育研究 2021(1): 62 - 71.
- [3] 龚强, 雷丽衡, 袁燕. 政策性负担、规制俘获与食品安全 [J]. 经济研究 2015(8): 4 - 15.
- [4] 刘春, 孙亮. 政策性负担、市场化改革与国企部分民营化后的业绩滑坡 [J]. 财经研究 2013(1): 71 - 81.
- [5] 喻贞, 胡婷, 沈红波. 地方政府的财政补贴: 激励创新抑或政策性负担 [J]. 复旦学报(社会科学版) 2020(6): 145 - 153.
- [6] 林毅夫, 李志赞. 政策性负担、道德风险与预算软约束 [J]. 经济研究 2004(2): 17 - 27.
- [7] Shleifer A., Vishny R. W. The Grabbing Hand: Government Pathologies and Their Cures [M]. Cambridge: Harvard University Press, 1998.
- [8] 倪志良, 高正斌, 张开志. 政策性负担与国有企业杠杆率: 预算软约束的中介效应 [J]. 产经评论 2019(3): 102 - 114.
- [9] 叶建宏, 汪炜. 政策性负担、薪酬委员会独立性与经理人超额薪酬——来自后股改时期国有上市公司的证据 [J]. 江西财经大学学报 2015(4): 33 - 43.
- [10] 林钟高, 郑军, 汤谢莹. 政策性负担、产权配置与上市公司高管薪酬——基于薪酬业绩敏感性视角的分析 [J]. 税务与经济 2014(5).
- [11] Liao G., Chen X., Jing X., Sun J. Policy Burdens, Firm Performance and Management Turnover [J]. China Economic Review 2009(1): 15 - 28.
- [12] 赵雅娜, 敖小波. 国有企业政策性负担对企业财务行为的影响研究 [J]. 经济问题 2016(11): 105 - 111.
- [13] 高杰英, 褚冬晓, 廉永辉, 郑君. ESG 表现能改善企业投资效率吗? [J]. 证券市场导报 2021(11): 24 - 34 + 72.
- [14] 蔡明荣, 王毅航. 混合所有制改革、政策性负担与国企技术效率——来自高技术企业的证据 [J]. 产业经济研究 2022(2): 85 - 98 + 142.
- [15] 于博, 夏青华. 去杠杆对国有企业融资约束的异质性冲击研究 [J]. 江西社会科学 2019(4): 38 - 52 + 254.
- [16] 金宇, 王培林, 于大智. 社会责任承担与企业创新: “水到渠成”还是“弄巧成拙” [J]. 北京工商大学学报(社会科学版) 2021(5): 89 - 101.
- [17] 张安军. 环境税征收、社会责任承担与企业绿色创新 [J]. 经济理论与经济管理 2022(1): 67 - 85.
- [18] 张霖琳, 刘峰, 蔡贵龙. 监管独立性、市场化进程与国企高管晋升机制的执行效果——基于 2003 ~ 2012 年国企高管职位变更的数据 [J]. 管理世界 2015(10): 117 - 131 + 187 - 188.

- [19] Qian Y., Roland G. Fiscal Federalism and Soft Budget Constraint[J]. The American Economic Review, 1998 (5): 1143 – 1162.
- [20] 储德银, 杨姗, 宋根苗. 财政补贴、税收优惠与战略性新兴产业创新投入[J]. 财贸研究, 2016(5): 83 – 89.
- [21] 袁建国, 后青松, 程晨. 企业政治资源的诅咒效应——基于政治关联与企业技术创新的考察[J]. 管理世界, 2015(1): 139 – 155.
- [22] 甄丽明, 罗党论. 信贷寻租、金融错配及其对企业创新行为影响[J]. 产经评论, 2019(4): 68 – 80.
- [23] De Chaisemartin C., d' Haultfoeuille X. Two – way Fixed Effects Estimators With Heterogeneous Treatment Effects[J]. American Economic Review, 2020(9): 64 – 96.
- [24] Maddala G. S. Limited – dependent and Qualitative Variables in Econometrics[R]. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1983.

## Does Policy Burden Crowd Out R&D Investment of Chinese Listed Enterprises?

WEI Wei<sup>1</sup>, WANG Yunfang<sup>2</sup>

(1. Tianjin Electronic Information on College, Tianjin 300350, China;

2. Beijing Ernst & Young Huaming CPA Firm, Beijing 100738, China)

**Abstract:** Taking companies listed on the main boards of Shanghai and Shenzhen from 2011 to 2018 as samples, the two – way fixed effect model is used to prove that the increase of policy burden will crowd out the R&D investment of enterprises. After considering policy burden as an exogenous shock and excluding enterprises with medium policy burden, the sample was divided into a high burden group exposed to shocks (treatment group) and a low burden group not exposed to shocks (control group), and the progressive DID was used to verify the existence of crowding out effect again: the decrease of R&D investment in the treatment group before and after the shock was significantly higher than that in the control group. Considering that the high burden group (treatment group) is likely to be reduced to low burden in a particular year, that is, the phenomenon of “treatment group time – varying” may exist, when the 2\*2 grouping estimation coefficient (ATT) is weighted, the multi – stage DID estimation is biased due to the existence of “negative weight”; therefore, the bidirectional fixed estimator with heterogeneous treatment effect (TWFEEDD) proposed by Chaisemartin & Haultfoeuille (2020) was used for retest, it is found that the crowding out effect still holds after the negative weight disturbance is excluded. With the help of the exogenous treatment effect (RA/IPW/IPWRA estimator) and the endogenous treatment effect (Heckit two – step estimator), it is confirmed that the crowding out effect is still robust after correcting the self – selection bias. Finally, from the elimination of crowding out effect, it put forward some improving policy suggestions.

**Key words:** Policy burden; R&D expenditure; Crowding out effect; Progressive DID; Heterogeneous treatment effect

(责任编辑: 黎 芳)