

财税政策产业激励效应的异质性分析

——以中国医药制造业为例

胡晓辉¹

【摘要】：财税政策作为助推产业发展的重要手段被广泛运用。本文基于 2006—2018 年 194 家上市医药制造企业的面板数据，利用高新技术企业资格认定标准和企业所得税等国家规则调整的外源性变化，实证分析了财税政策对医药制造业发展的激励效应。结果显示：财税政策能显著增加我国医药制造企业的经济产出，对大型企业的政策效应更加明显；政府补助在企业成长期有显著效果，税收优惠在企业成熟期的作用比较大，但所得税的作用被严重低估。据此，我国财税政策在激励医药制造业发展时，需要进一步提高资金运用的时效性、精准性和协同性。

【关键词】：财税政策 因果效应 医药制造

一、引言

疾病谱变化和新冠肺炎疫情的暴发使得全球范围内的医药需求大幅增长。但医药产品研发周期长，新产品上市环节多，产业的高投入、高风险特征使其无法在短期内实现有效供给。尽管全球医药制造研发支出高达 1790 亿美元，但获批新药数量仍只有年均 50 种左右。为增强产业竞争优势，各国政府普遍向医药制造企业提供政府补助和税收优惠。美国政府不但长期为企业技术创新活动提供科研基金，还向企业提供研发支出税收抵免、专利转让所得税优惠、允许将未使用的税收抵免结转或交易等政策；英国和澳大利亚为缓解制药企业的制度性成本压力，对药品免征增值税和销售税。当前，我国积极财税政策的新内涵，主要体现为如何在产业结构调整中更加突出政策的“提质”和“增效”导向。在此背景下，财税政策的精准性和有效性有了更高的要求，因此需要对产业扶持方式及其政策效果进行量化研究。

现有文献主要研究了财税政策激励对象、激励强度以及作用机理等方面的政策效果差异性：(1)激励对象不同产生的政策效果差异。一些研究表明，所得税优惠和政府补助对传统产业激励效果显著，而流转税对高新技术产业激励比较明显；⁽¹⁾ 税收优惠和政府补助促进民营企业创新效果显著，但对国有企业效果不佳；⁽²⁾ 政府补助有利于激励制造业成长期企业，税收优惠适用于扶持制造业成熟期企业。⁽³⁾ (2) 激励强度不同产生的政策效果差异。政府补助和税收优惠可以在短期内刺激企业增加研发投入和新产品产出，⁽⁴⁾ 政府补助的作用最大，流转税的激励效应高于所得税。但政府补助力度过大会产生挤出效应，⁽⁵⁾ 持续性政府补助存在发生抑制效应的临界值和时间点(实施 3 年左右)。⁽⁶⁾ 税收优惠则一般不存在该问题，但税收优惠对企业研发和产出的促进作用会随着调整成本的增加而逐渐减弱，而且长期性的税收优惠激励效果不显著，甚至偶尔出现与经济产出负相关。(3) 作用机理不同产生的融资约束缓解差异。政府补助侧重事前直接激励，可以向外界传递企业质量信号，⁽⁷⁾ 有利于民营中小企业和高新技术企业吸引外部资金；税收优惠侧重事后间接激励，通过释放产业前景信号和引导风险投资介入等方式缓解初创企业资金短缺问题。⁽⁸⁾

大量研究显示，政府补助和税收优惠对不同行业、产权性质和生命周期企业的政策效果具有较大差异。对财税政策效应进行微观计量的比较分析发现，研究结论的不确定大多源于政策本身、产业类型和估计方法的差异。在现有文献基础上，本文可能的边际贡献主要有以下三方面：(1) 证实财税政策能促进我国制药企业的创新绩效和经济产出，其总体效应主要由大型企业推

¹作者简介：胡晓辉，经济学博士，嘉兴学院商学院副教授。嘉兴 314001

基金项目：浙江省社科规划一般项目“浙江大湾区世界级医疗装备制造业集群的培育机制研究”(19NDJC150YB)

动获得，并给出政策激励效应中产业异质性的直接证据。(2)结合政策变化的动态性和企业特征构建一个综合工具变量，有效解决内生性问题。(3)基于政府补助、所得税和流转税优惠所表现的政策差异性，在政策层面为中国实施财税政策产业激励提供现实合理解释。

二、变量与数据

(一)变量设定

本文选取企业营业收入为因变量，可将其解释为经济产出或者研发活动最终实现的市场价值。如表 1 所示，解释变量即为政策变量，包括所得税税率、流转税税负与政府补助金额，其中税收优惠主要考虑所得税税率和增值税额度。在回归模型中将所得税税率和营业收入取自然对数。政府补助数据来源于样本企业年报中营业外收入的政府补助部分。

根据《国家高新技术产业开发区高新技术企业认定条件和办法》(国科发火字[2000]324号)《高新技术企业认定管理办法》(2008版)和《高新技术企业认定管理办法》(2016版),企业是否符合税收优惠的资格取决于一系列条件,这些指标随着时间的推移会有所改变,但始终包含科技人员占比、研究开发费用占比、高新技术产品(服务)与主要产品(服务)等指标,本文基于这些认定指标来确定企业特征变量。尽管认定条件取消了大专以上学历员工比例,但在申请信息中仍有该数据,故将其保留;同时,增加本科学历员工比例和申请信息中的资产周转率指标作为企业特征变量。上述企业特征变量,除了专利申请数和企业年龄作为控制变量继续纳入两阶最小二乘法(2SLS)估计,其余特征变量仅在构建政策综合工具变量时使用。重点关注这两个控制变量是因为,专利申请数可同时反映研发结果的经济效益与推动后续研发的动力,而资本信用约束假说的简单检验就是令政策效应与企业年龄相互作用。因为较年轻的企业更容易受到信贷约束,所以年龄与规模之间存在着相关性。⁽⁹⁾

表 1 变量定义

变量性质	变量名称	符号	单位
因变量	营业收入	OpeR	万元
政策变量	所得税税率	RTax	%
	政府补助	GovS	万元
	流转税负=增值税/营收	TaxAddV	%
企业特征变量	专利申请数	Patent	项
	企业年龄	Age	年
	主产品营收占比	MainProduct	%
	次产品营收占比	SubProduct	%
	营收增长率	ROper	%
	净资产增长率	RAsset	%
	研发强度=研发费用/营收	R&D	%
	研发人数/员工数	Techn	%

	大专以上学历/员工数	Edu3	%
	本科学历/员工数	Edu2	%
	资产周转率=总资产/营收	To1Asset	%

本文选取 2005—2018 年在沪深两市上市的医药制造企业作为初始样本，数据除了专利申请数来自国家知识产权局，其余均取自巨潮资讯网的企业年报。由于无法获得 2005 年之前高新技术企业的准确信息，为计算营收增长率和净资产增长率两个指标损耗了 1 个年度的观测，因而平衡面板数据时间为 2006—2018 年。在此期间，发生了一次所得税制度改革(2008 年)和两次高新技术企业认定管理办法调整(2008 和 2016 年)。在剔除已经退市的企业之后，最终选取 194 家医药制造企业，其中上交所 70 家，深交所创业板 45 家，深交所中小板 79 家，包含了生物医药、化学制药、中药生产、医用辅料等类型，样本企业数占 2018 年 4134 家入统医药制造企业的 4.7%。

(二)政策工具变量参数

流转税优惠和政府补助一般由地方政府掌控，因而很难消除政策内生性问题。特殊企业是否有资格获得所得税减免则受国家规则约束，资格改变由国家政策参数驱动，并随时间和区域变化产生差异，因而能部分缓解地方财税政策的内生性。这是本文构建工具变量的出发点。一般而言，有三个原因会导致企业所得税税率资格发生变化。第一，税率变化或企业注册地发生变化。2008 年之前法定税率为 33%，2008 年之后法定税率降为 25%，并且中外合资等企业实施 24% 的过渡税率以及海南特区享受 11% 实缴税率的优惠政策。第二，并购或剥离等企业重组活动。例如，亿帆医药在 2016 年 2 月剥离全资子公司资产，此后其研发不再符合高新技术企业的认证标准。第三，国家重点支持的高新技术领域变化。例如，国家每隔 4 年修订《当前优先发展的高技术产业化重点领域指南》以应对产业结构升级的新需求，其中“生物”和“高技术服务”两大类有很多项与医药制造相关。在具有优惠政策资格的样本企业中，高新技术企业和西部鼓励类企业享受 15% 优惠税率，其中高新技术企业占这两种样本总数的 85.91%。在这三个原因中，前两个原因是外源性的，第三个原因中虽然也可能存在与资格状况和结果相关的不可观察趋势，但高新技术企业资格条件则是预先确定的。因此，如果简单地采用 DID 差分法估计政策效应，容易产生向上或向下的偏差。

《高新技术企业认定管理工作指引》公布了资格评定所使用的指标及其指标权重，但赋值由专家主观判断，本文则用计量方法估算这些权重(政策参数)。为应对内生性问题，本文根据国家政策规则变化和企业特征变化构建政策工具变量，将政策规则变更前后的企业特征与资格条件相匹配，并考虑其与国家政策规则变化的相互影响。表 2 列出了用于构建政策工具变量的权重系数，该结果来自对 2008—2015 年 10 个税率分组和 2016—2018 年 3 个税率分组进行的定序(ordered probit)估计，并通过了 LR 检验与最大似然值检验。第二列 iv16 权重系数没有使用 iv08 中的大专以上学历员工比例，第三列 iv08 权重系数没有使用 iv16 作为指标的本科学历员工比例，因此在各自回归中删除该变量，即把变量权重系数设置为 0，然后估计出工具变量 iv08 和 iv16。

根据表 2 中的权重系数可以发现：一方面，主产品营收占比和净资产增长率越高、企业年龄越大、专利申请数越多、研发强度越强、研发人员比例越高、大专以上学历或本科学历员工越多的企业，更有可能获得优惠税率。另一方面，次产品营收占比越大、营收增长率与资产周转率越高，所得税税负反而会越高。另外，在 iv16 权重系数中，研发强度与研发人员比例指标呈现反直觉的负向影响，但没有显著性意义。沿着“综合工具变量”的思路，⁽¹⁰⁾本文用 2016 年之前企业特征预测税率水平的变化，政策工具变量 IV 分布水平为 $z_{r,t} \equiv \theta_{16} X_{r,08}$ ，所得税税率的工具变量即为 IV 的变化 $\Delta z_{r,t} \equiv (\theta_{16} - \theta_{08}) X_{r,08}$ ，其中 $X_{r,t}$ 分别为 2008—2015 年和 2016—2018 年相关企业特征的集合， θ_{08} 和 θ_{16} 是 X 值的权重系数，即全国范围的政策参数。IV 变化的方程也表示政策参数变化和企业长期特征之间的非线性作用。在两个阶段内，尤其是 2012 年过渡税率到期之后，大多数企业所得税税率没有调整，而 IV 在各阶段以及 IV 变化对优惠税率分布的反映都具有积极意义。

表 2 政策工具变量的参数估计

因变量：所得税税率	工具变量 iv16 权重系数 θ_{16}	工具变量 iv08 权重系数 θ_{08}
专利申请数	-0.0055****	-0.0056****
企业年龄	-0.0168****	-0.0174****
主要产品营收占比	-0.0561	-0.0557*
次产品营收占比	0.0975	0.0862
营收增长率	0.0204***	0.0204****
净资产增长率	-0.0232**	-0.0232**
研发强度	0.0251	-0.0269
研发人数/员工数	0.0057	-0.0406
大专以上学历/员工数	-	-0.7277****
本科学历/员工数	-1.1196****	-
资产周转率	0.0500****	0.0507****
Log likelihood 值	-2230.0752	-2229.4270
LR 检验	121.83****	123.13****
Pseudo R ²	0.0266	0.0269
观测数	2522	2522

(三) 描述性统计

表 3 报告了变量描述性统计结果。总体上来看，高新技术企业的各项指标均值要高于非高新技术企业，而标准差则相反。但两类企业研发强度 (R&D) 的均值大小一样，非高新技术企业的主产品营收占比 (Main Product)、次产品营收占比 (Sub Product)、营收增长率 (ROper) 和资产周转率 (ToIAsset) 的均值更高。由于这些指标所涉及的企业数量较多 (占观测数的 37.4%)，在 OLS 分析中很可能低估高新技术企业潜在的政策效应。

表 3 变量的描述性统计

变量	高新技术企业	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
Patent	是	1579	13.83	27.49	0.00	465.00
	否	943	5.96	13.94	0.00	131.00

Age	是	1579	15.39	5.89	2.00	41.00
	否	943	13.46	7.48	0.00	39.00
OpeR	是	1579	194006.10	291271.60	3740.72	2647697.00
	否	943	168494.80	389348.00	151.86	4223384.00
RTax	是	1579	0.15	0.01	0.00	0.25
	否	943	0.24	0.08	0.00	0.33
GovS	是	1579	1787.04	3436.34	0.00	54321.86
	否	943	1202.36	3180.39	0.00	49682.40
TaxAddV	是	1579	1216.44	674.32	1.00	2341.00
	否	943	1416.44	789.96	3.00	2341.00
MainProduct	是	1579	0.72	0.67	0.00	21.30
	否	943	0.75	1.41	0.00	34.17
SubProduct	是	1579	0.15	0.20	0.00	1.01
	否	943	0.19	1.17	0.00	34.73
ROper	是	1579	0.22	0.47	-0.89	10.74
	否	943	0.55	5.00	-1.00	107.07
RAsset	是	1579	0.35	1.05	-6.09	20.23
	否	943	0.02	6.61	-184.22	17.88
R&D	是	1579	0.05	0.06	0.00	1.51
	否	943	0.05	0.13	0.00	1.61
Techn	是	1579	0.17	0.13	0.00	1.00
	否	943	0.15	0.12	0.00	1.07
Edu3	是	1579	0.51	0.17	0.06	0.97
	否	943	0.48	0.20	0.05	0.99
Edu2	是	1579	0.23	0.11	0.01	0.73
	否	943	0.20	0.13	0.01	0.70
TolAsset	是	1579	2.14	1.54	0.30	26.15
	否	943	2.48	6.33	0.11	176.45

根据所得税变革和高新技术企业认定条件变化的时间节点，将平衡面板数据划分为三个阶段：2006—2007年、2008—2015年和2016—2018年，分别进行描述性统计(限于篇幅未列出)。结果显示，2006—2007年变量均值高于总体样本均值的指标包括所得税税率(RTax)、流转税负(TaxAddV)、主产品比例(MainProduct)、次产品比例(SubProduct)、营收增长率(Roper)、总资产周转率(TolAsset)，而研发强度(R&D)的均值相等，其余指标则是2016—2018年高于总体样本的均值。该结果基本符合高新技术企业数量逐年增加的实际情况。

三、实证分析

(一)经济计量建模

政府补助和税收优惠这两种手段已被证明是有效的政策工具。⁽¹¹⁾投资补贴降低了企业的资本成本，激发了企业生产性投资的积极性。随着资本投资增加，企业产能将有较大幅度提升，产品结构将更加优化，研发能力增强，市场开拓能力提高。本文试图对以下结论进行验证：第一，企业的财税政策效应会对营业收入产生积极影响。第二，财税政策对不同类型企业的影响会呈现激励效应的异质性。参考李传喜等关于企业财税激励效应的研究设计，⁽¹²⁾设置如下计量模型：

$$y_{r,t} = \alpha_1 RTax_{r,t} + \alpha_2 GovS_{r,t} + \alpha_3 TaxAddV_{r,t} + \beta X_{r,t} + \eta_r + \tau_t + v_{r,t} \quad (1)$$

其中，因变量 $y_{r,t}$ 是企业的年营业收入， $RTax_{r,t}$ 为 r 企业在 t 年缴纳所得税的税率，范围为 0—33%。 $GovS_{r,t}$ 和 $TaxAddV_{r,t}$ 分别表示政府补助和流转税负两个政策变量， α_1 、 α_2 和 α_3 为政策效应估计系数。 $X_{r,t}$ 为控制变量， β 为其估计系数， η_r 为企业固定效应， τ_t 为时间固定效应， $v_{r,t}$ 为误差项。

(二)基准回归结果

结合上述基于政策规则和企业特征构建的工具变量，本文选用 2SLS 方法估计基准模型，并用 OLS 进行比较。表 4 给出了以 2016 年为界划分政策变化工具变量的 2SLS 回归结果。第 3 列显示 OLS 回归结果：所得税税率增加 1%，则企业营收减少 0.079%。所得税税率与营收负相关，系数较小，在 10% 的水平上也不显著。第 4 列显示政策工具变量(IV)替代所得税税率的一阶回归系数十分显著。如果 IV 与内生变量的相关性不强，则可能产生弱工具变量问题。根据经验法则，一阶回归的 F 统计量应大于 10。⁽¹³⁾ 表 4 显示 F 值为 18.29，说明该工具变量的设定是有效的，因而第 5 列两阶最小二乘法(2SLS)的结果也是有效的。第 5 列报告的 2SLS 估计结果显示，所得税税率降低 1%，营收增加 3.6778%。这表明财税政策效应很显著，是第 3 列 OLS 估计值的 40 倍以上。增值税、政府补助以及两个控制变量的估计系数在 OLS 和 2SLS 方法中变化则不大。增值税税负(TaxAddV)增加则营收减少，该结果实际上检验了流转税“营改增”政策的有效性。而政府补助(lnGovS)、专利申请数(Patent)和企业年龄(Age)增加都能提高营收。

表 4 采用规则变化检验财税政策的 2SLS 回归

	变量	OLS	一阶回归	2SLS
营业收入	lnOper	估计系数	估计系数	估计系数
所得税税率	lnRTax	-0.0790	-	-3.6778***
工具变量	IV	-	4.6891***	-
政府补助	lnGovS	0.2530***	-0.0150	0.1874****

增值税税负	TaxAddV	-0.0415****	-0.0061***	-0.0659****
专利申请数	Patent	0.0108****	0.0008*	0.0091****
企业年龄	Age	0.0309**	0.0152***	0.0776****
时间固定效应	2008. year	-0.1532**	-0.3388****	-1.4758**
	2009. year	-0.4169****	-0.2850****	-1.5459**
	2010. year	-0.4057****	-0.3148****	-1.6314**
	2011. year	-0.4487****	-0.3227****	-1.7104**
	2012. year	-0.3522***	-0.3257****	-1.6225**
	2013. year	-0.1987	-0.3365****	-1.5122****
	2014. year	-0.0393	-0.3376****	-1.3923**
	2015. year	-0.0015	-0.3461****	-1.3817**
	2016. year	0.0711	-0.3523****	-1.3354**
	2017. year	0.2062	-0.3491****	-1.1978*
2018. year	0.2726	-0.3602****	-1.1807*	
观测量	N	2522	2522	2522
拟合度	Adj_R ²	0.5105	0.0755	0.5654
F 值	-	65.97****	18.29****	-
Wald 检验	-	-	-	584.34****

(三) 稳健性检验

1. 工具变量的稳健性。

政策规则变动的时点扰动可能导致理论模型失效，因此必须进行稳健性分析。首先，考虑到2012年税改过渡阶段结束，故以此年度划分政策变化。其次，以2008年为界划分政策变化。结合表4和表5，以2008与2012或2016年序列为界划分政策变化的比较分析发现，税收政策(lnRTax与TaxAddV)估计系数绝对值逐渐增大。如，lnRTax系数从3.1254到3.2376再增至3.6778；而政府补助(lnGovS)估计系数逐渐变小，分别为0.1970、0.1951和0.1874。这说明政府补助的作用在过去一段时间相对较大，近期则是税收的作用更大。正如陈红等所描述的，医药制造企业在近十几年间从成长期向成熟期迈进，因此税收优惠和政府补助具有不同时期的适用性。⁽¹⁴⁾

2. 自变量的稳健性。

进一步考虑内生性，将三个政策变量和控制变量专利申请数取一阶滞后重新进行回归。发现lnRTax估计系数相比基准模型

增大比较明显(-4.9015),而政府补助(lnGovS)和流转税负(TaxAddV)估计系数基本不变,结果表明所得税对未来的投资或企业产出具有一定的迟滞效应。但 R^2 和 Wald 检验值均变小,说明基准回归基本能解决内生性问题。

3. 政策执行的唯一性检验。

考虑到增值税、政府补助可能会混淆所得税的政策效应,以及为突出综合工具变量法缓解所得税内生性的作用,需要进行唯一性检验。该检验显示,减少流转税负和政府补助两个政策变量之后的估计系数略有增大。这说明未考虑其他政策变量的交互作用可能高估了所得税税率的政策效应并且税收优惠与政府补助协同效应不明显。

表 5 中四项检验与基准回归结果在估计系数和显著性水平上基本保持一致,表明控制了政策变化的时间扰动、时间上的滞后性和政策交互作用后,基准回归模型估计结果对这些检验是稳健的,财税政策效应仍然明显。

表 5 稳健性检验

	工具变量稳健性 1		工具变量稳健性 2		自变量稳健性		唯一性检验	
	一阶回归	2SLS	一阶回归	2SLS	一阶回归	2SLS	一阶回归	2SLS
	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数
lnOper	-	-3.2376**	-	-3.1254**	-	-4.9015***	-	-4.1245***
lnRTax	-	-3.2376**	-	-3.1254**	-	-4.9015***	-	-4.1245***
IV	4.651269***	-	4.412955***	-	4.179197***	-	2.3179***	-
lnGovS	-0.0149*	0.1951****	-0.0153*	0.1970****	-0.0145	0.1550**	-	-
TaxAddV	-0.0062***	-0.0630****	-0.0062***	-0.0623****	-0.0049**	-0.0648****	-	-
Patent	0.0007*	0.0093****	0.0007*	0.0094****	0.0004	0.0091****	0.0101****	0.0133****
Age	0.0151***	0.0721***	0.0149***	0.0707***	0.0139****	0.0848***	0.0273****	0.0948****
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	2522	2522	2522	2522	2328	2328	2522	2522
Adj_R ²	0.0752	0.5446	0.0743	0.5446	0.0682	0.535	0.3141	0.441
F 值	18.27***	-	17.95***	-	19.55***	-	55.66	-
Wald 检验	-	622.98***	-	631.26***	-	412.27***	-	474.18**

(四) 异质性检验

企业规模大小是异质性处理效应的重要来源,也是企业自选择效应的来源,因为纳税能力和生产能力较强的大企业,本来就更容易获得更多政府补助。以上实证结果是否会因此而产生差异,需要进行验证。根据《统计上大中小微型企业划分办法》(2017),工业大型企业符合从业人员不低于 1000,且营业收入不低于 40000 万元;中型企业符合从业人员在 300-1000,且营业收入在 2000-40000 万元。本样本中的小微企业观测点只有 18 个,故主要考虑大型企业和中型企业的政策效应差异性。

估计结果如表 6 所示，中型企业的优惠税率政策效应是正向和显著的，大型企业更加显著，约为中型企业的 6 倍。该结论表明，总体效应主要由大企业推动产生。结论还表明，所得税对企业投资选择的影响大于营业税等其他税负。⁽¹⁵⁾ 两类企业的政策效应不同可能是因为大企业的补贴规模相对较高，容易产生显著的积极影响，也可能是因为信贷约束或系统博弈取决于企业规模。

表 6 不同规模企业的政策效应异质性

企业规模	中型企业		大型企业	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
变量	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数
lnRTax	-0.0585*	-1.3337*	-0.2788	-7.6743**
lnGovS	0.0172	0.2888	0.2504****	0.2263***
TaxAddV	-0.009**	-0.0151**	-0.0279****	-0.0627**
Patent	0.0007	0.0026	0.0059****	0.0002
Age	0.0044	0.0232	0.0305***	0.0951**
固定效应	YES	YES	YES	YES
N	533	533	1274	1274
Adj_R ²	0.2321	0.0659	0.3617	0.1877
F 值	8.26****	-	23.034***	-
Wald 检验	-	79.99***	-	80.8***

异质性效应的另一个来源是企业所处的生命周期阶段。表 4—表 6 中 Age 的估计系数表明，企业营业收入随企业年龄增大逐渐增加；表 6 中大型企业 Age 系数显著超过中型企业。据此基本可以确定大规模企业与成熟期相匹配，中小规模企业与成长期相匹配。该结果与工具变量稳定性检验保持一致，显示成熟期企业逐渐成为财税激励政策的主要对象。考虑财税政策的动态效应以及综合表 4—表 6 的时间固定效应，无论是 OLS 还是 2SLS 估计方法，政策激励效应从 2008—2018 年均呈现先变小然后变大的 U 型结构。这一结果符合李培楠等的研究结论，即财税政策工具在时间趋势上可能存在非线性影响。⁽¹⁶⁾

四、结论与启示

本文基于 194 家医药制造企业的面板数据，利用国家规则调整导致的外部变化构建政策工具变量，实证分析了税收优惠、政府补助与企业发展之间的关系，验证了财税政策的有效性和精准性。实证结果显示：第一，未采用综合工具变量纠正内生性问题时，税收优惠政策的作用被低估 37%，其中所得税的作用更是被低估了 90%，政府补助的作用则被高估了 35%。纠偏结果显示，所得税税率下降 1%，营收增长 3%~4%；政府补助提高 1%，营收增长约 0.2%。第二，流转税“营改增”政策展现出一定的减税效果，增值税比例下降 1%，营收增长 0.06%。第三，支持成长期企业的发展时，政府补助的效果更好；而税收优惠对成熟期企业激励作用更明显。第四，大型企业的政策效应更加明显，约为中型企业的 6 倍。第五，专利申请数对企业营收只有较弱的推动作用，

估计系数仅为 0.01%。

本文从实证的角度反映了扶持性政策在税率优惠和政府补助两个维度对企业和产业发展的重要作用。基于研究结论，提出如下政策建议：(1)充分考虑财税政策的时效性。及时采取政府补助等见效较快的政策手段，缓解疫情等冲击对部分企业生产经营造成的困难，为经济恢复增长提供支撑。继续坚持供给侧结构性改革的政策导向，强调减税在调节经济、促进技术创新和生产性活动中的重要作用。进一步推进“营改增”政策，形成完整的税收抵扣链条，逐步加大制造业的利润空间。(2)进一步增强财税政策的针对性。应区分企业和产业所处的不同生命周期阶段，提供相对应的支持要素。结构性减税政策的实施有必要根据企业规模进行更为精准的制度设计。政策效应对大型医药制造企业更强的事实，弱化了对小型企业补贴的理由。大企业更为关注所得税负，小企业更为重视增值税、营业税等流转税负。(3)尽可能发挥税收优惠与政府补助的协同作用。结合政府补助和税收优惠的各自优势，激发企业的研发积极性，而研发活动产生的创新成果又可以增加企业享受税收优惠的概率，如此形成的良性循环有利于企业的可持续发展。本文基于医药制造业的实证结论表明，需要进一步细化行业，以分析不同行业 and 不同时期如何运用具体的财政支持手段，使得财税政策发挥最大的促进效应。

注释：

1 赵国钦、高菲：《引导产业发展的财税政策选择——基于上市公司面板数据的分析》，《税务研究》2016年第10期。

2 王彦超、李玲、王彪华：《税收优惠与财政补贴能有效促进企业创新吗？——基于所有制与行业特征差异的实证研究》，《税务研究》2019年第6期。

3 陈红、张玉、刘东霞：《政府补助、税收优惠与企业创新绩效——不同生命周期阶段的实证研究》，《南开管理评论》2019年第3期。

4 A. Mukherjee, M. Singh and A. Zaldokas, “Do Corporate Taxes Hinder Innovation?” *Journal of Financial Economics*, Vol. 124, No. 1, 2017, pp. 195-221.

5 李永、王砚萍、马宇：《制度约束下政府 R&D 资助挤出效应与创新效率》，《科研管理》2015年第10期。

6 林洲钰、林汉川、邓兴华：《政府补贴对企业专利产出的影响研究》，《科学学研究》2015年第6期。

7 肖文、林高榜：《政府支持、研发管理与技术创新效率——基于中国工业行业的实证分析》，《管理世界》2014年第4期。

8 水会莉、韩庆兰、杨洁辉：《政府压力、税收激励与企业研发投入》，《科学学研究》2015年第12期。

9 J. Haltiwanger, R. S. Jarmin and J. Miranda, “Who Creates Jobs? Small versus Large versus Young,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 95, No. 2, 2013, pp. 347-361.

10 C. Criscuolo, R. Martin and H. G. Overman, et al., “Some Causal Effects of an Industrial Policy,” *American Economic Review*, Vol. 109, No. 1, 2019, pp. 48-85.

11 P. Aghion, J. Cai, M. Dewatripont, et al., “Industrial Policy and Competition,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 7, No. 4, 2015, pp. 1-32.

-
- 12 李传喜、赵讯：《我国高新技术企业财税激励研发投入效应研究》，《税务研究》2016年第2期。
- 13 李建军、张书瑶：《税收负担、财政补贴与企业杠杆率》，《财政研究》2018年第5期。
- 14 陈红、张玉、刘东霞：《政府补助、税收优惠与企业创新绩效——不同生命周期阶段的实证研究》，《南开管理评论》2019年第3期。
- 15 李卉、付文林：《税收政策、融资现金流与企业投资选择》，《现代经济探讨》2018年第4期。
- 16 李培楠、赵兰香、万劲波：《创新要素对企业创新绩效的影响：基于中国制造业和高技术产业数据的实证分析》，《科学学研究》2014年第4期。