



经济理论与经济管理

工作论文系列

Working Paper Series

财税普惠度与企业生产率

——基于中国工业企业数据的证据

方红生 张旭飞 郭林 霍柄昆

ETBMWP2024018

- * 本刊编辑部推出工作论文项目，将“拟用稿”而尚未发表的稿件，以工作论文的方式在官网呈现，旨在及时传播学术成果，传递学术动态。本刊所展示的工作论文，与正式刊发版可能会存在差异。如若工作论文被发现存在问题，则仍有被退稿的可能。各位读者如有任何问题，请及时联系本刊编辑部，期待与您共同努力、改进完善。
- 联系人：李老师；联系电话：010-62511022

财税普惠度与企业生产率^{*}

——基于中国工业企业数据的证据

方红生 张旭飞 郭林 霍柄昆

[摘要] 财税优惠政策向普惠政策转变是推进国家治理体系和治理能力现代化的必然要求。本文首先拓展伯川德行业竞争模型，提出不确定性假说，然后基于中国工业企业数据，使用两阶段工具变量法、因果中介效应分析框架和行业特征多维测算方式，实证检验了财税普惠度与企业生产率关系。结果表明：财税普惠度对企业生产率产生正效应；财政普惠度在“高融资依赖度”、“高增长机会”、“高创新需求”行业具有更大正效应，而税收普惠度则相反。

[关键词] 企业生产率；财税普惠度；行业特征异质性

一、引言

2015年，中共中央、国务院颁布《关于深化体制机制改革加快实施创新驱动发展战略的若干意见》，明确指出要提高普惠性财税政策支持力度，“坚持结构性减税方向，逐步将国家对企业技术创新的投入方式转变为以普惠性财税政策为主”^①。白重恩（2016；2017）提出，中国财税政策应尽快实现从特惠政策向普惠政策转型，进而完善中国经济发展的制度基础。白重恩（2016）认为“特惠”指的是地方政府不是帮助所有企业，而是只帮助那些它认为值得帮助企业，与之对应的是“普惠”模式，让所有企业都能从地方政府所进行的改革中得到好处。十九大以来，中国正加速推进国家治理体系和治理能力现代化，市场主体更加呼吁一个公平、自由、开放的市场竞争环境，这意味着，中国的财税特惠政策很有必要向财税普惠政策转型。然而，在推行财税普惠政策之前，有两个基本问题仍需要研究：第一，提高财税普惠度是否有利于促进企业生产率？第二，如何实施财税普惠政策会取得更好的效果？

现有代表性文献主要研究了第一个基本问题，其中 Aghion et al.（2015）进行了开创性研究，通过构建伯川德行业竞争模型，发现财税普惠度能够通过促进行业竞争而提升企业生产率，并利用1998—2007年中国工业企业数据通过了实证检验。黄先海等（2015）重点研究伯川德行

* 方红生、张旭飞：浙江大学经济学院，浙江杭州，邮政编码：310058，电子信箱：fhs@zju.edu.cn；郭林（通讯作者）：山东第二医科大学管理学院，山东潍坊；霍柄昆：中国民生银行股份有限公司，北京。本文得到国家社科重点项目“基于一个改进的新财政集权理论视角下的财政收入集权的激励效应再评估研究”（15AJY016）、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“发展战略、金融结构与经济结构调整：理论与实证”（12JJD790009）、浙江省哲学社会科学重大招标项目“浙江经济发展中供给侧和需求侧同时发力的对策研究”（16NDZB01ZD）以及中央高校基本科研业务费专项资金的资助。感谢匿名审稿人的建议，笔者已做相应修改，本文文责自负。

^① 详见 http://www.gov.cn/xinwen/2015-03/23/content_2837629.htm 第（八）条规定。

业竞争模型中财政补贴问题，实证结果同样表明提升财政普惠度（即财政补贴竞争兼容性）能够提升企业生产率。王文等（2014）探究了财税普惠度对企业资源错配的影响，研究发现提高财税普惠度能显著降低企业资源错配程度，进而使得资源流向高生产率企业。叶光亮等（2022）通过理论分析，认为推进产业政策从选择性向普惠化、功能性转型，是实现中国特色社会主义有为政府和有效市场结合的重要途径。

基于现有研究，本文可能的贡献有以下四点：第一，伯川德行业竞争模型没有考虑“为补贴而寻补贴”的逆现象对企业创新的负面影响，从而难以从理论层面较好回答第一个基本问题。为进一步完善模型，本文引入“逆向选择效应”机制，以捕捉企业主动迎合政府进行寻补的逆向选择行为，并提出一个基本假说，即财税普惠度对企业生产率的影响具有不确定性，从而对现有理论进行了拓展。第二，现有研究没能从行业层面深入研究财税普惠度的异质性效应，也没有给出有效的差异化实施举措，从而难以回答第二个基本问题。考虑当前政府部门财政支出压力大和减税空间有限（刘诗源等，2020），如何实施差异化而非一刀切的财税普惠政策以取得更好的效果，成为一个亟待解决的现实问题。本文发现行业主要有融资依赖度、增长机会、创新需求三个外生性特征，然后分别基于行业特征的多维测算方式开展严格的行业异质性分析，为政府实施更加精准的财税普惠政策提供全面的实证证据。第三，现有研究虽然从理论上探究了财税普惠度的潜在影响机制，但没有进行有效机制识别检验。本文首先构建财税普惠度的工具变量，然后利用 Dippel et al.（2020）提出的基于工具变量的因果中介效应分析框架，对“市场竞争效应”、“边际成本效应”和“逆向选择效应”三个机制进行了更精确的检验，证实理论模型的预期。第四，为政府施行更加精准的财税普惠政策提供建议。本文认为，为提高企业生产率，政府应努力推行财税普惠政策，且在三高行业（高融资依赖度、高增长机会、高创新需求）推行财政普惠政策和在三低行业（低融资依赖度、低增长机会、低创新需求）推行税收普惠政策能取得更好效果，同时政府也应积极营造公平市场竞争环境，降低企业逆向选择行为。

本文结构安排如下：第二部分拓展伯川德行业竞争模型，推导财税普惠度影响的三个作用机制并提出基本假说；第三部分是本文的研究设计；第四部分进行基本回归分析和稳健性检验；第五部分对三个作用机制进行实证检验；第六部分是行业特征异质性分析；最后是本文的结论和政策建议。

二、理论模型与基本假说

参考 Aghion et al.（2015）构造的伯川德行业竞争模型，结合当下部分企业存在主动寻补的乱象，在原模型中引入“逆向选择效应”机制，模型拓展如下：

（一）消费者层面

考虑一个两部门经济模型，该经济中只存在两种产品，分别为 A 和 B ，每种产品的消费量分别以 x_A 、 x_B 表示，代表性消费者的效用函数如下：

$$U(x_A, x_B) = \log(x_A) + \log(x_B) \quad (1)$$

$$s. t. \sum p_i x_i = 2M \quad (2)$$

其中，假定代表性消费者拥有 $2M$ 的收入，产品 i ($i=A、B$) 的价格为 p_i ，根据效用最大化原则，易求得产品 i 的消费需求为 $x_i = M/p_i$ 。

（二）生产者层面

生产过程由大企业 1、2 和大量边缘小企业进行。边缘小企业进行充分竞争，其固定边际成

本均为 c_f ，而大企业初始边际成本为 c' ，且 $c_f > c'$ ，该不等式反映了大企业的边际成本优势。考虑到当下产业政策普遍存在扶强机制，即大企业能够俘获更多的财政补贴和税收优惠，令大企业面临的实际生产成本为：

$$c = c' / (\tau + t) \quad (3)$$

区别于 Aghion et al. (2015) 的模型，本文同时引入税收优惠 t 和财政补贴 τ ，以便在模型中显化财政补贴政策 and 税收优惠政策的影响，显然 t 和 τ 越大，大企业面临的实际生产成本越低，同时模型隐含 $(\tau + t) \geq 1$ 。

(三) 竞争行为

两个大企业之间可以考虑串谋，如果串谋失败，则进行伯川德竞争，而大量“边缘企业”直接进行伯川德竞争。令两个大企业串谋成功的概率为 θ ， θ 越小意味着市场竞争越激烈。因此，可将 θ 作为间接反映市场竞争程度的一个度量指标：

$$\theta = \theta(K, \tau, t) = \theta(\tau, t) \quad (4)$$

其中 K 表示能够稳定影响企业串谋行为的因素，可以当作常数对待。关于产业政策（财政补贴 τ 和税收优惠 t ）如何影响大企业串谋行为，黄先海等（2015）认为主要存在两种渠道：*a.* 大企业所获补贴优惠越多，越有动机与其他企业串谋以维持当下优势地位，进而形成垄断阻碍市场竞争；*b.* 对于新进企业而言，由于面临高度不确定性和巨大风险，加之难以俘获财政补贴和税收优惠，可能会对进入市场持观望态度，从而降低市场企业数目和竞争度。不难看出，财政补贴 τ 和税收优惠 t 与市场竞争程度呈反比关系。

(四) 创新行为

为简化起见，假定只有大企业 1、2 能够创新，且 A 行业和 B 行业的创新都能够降低大企业的初始边际成本 c' ，但是降低程度不同。不失一般性，令 A 行业的创新降低成本程度更大，见下式 (5)：

$$\frac{c'}{\gamma_A} = \frac{c'}{(\gamma + \delta)} \quad \text{和} \quad \frac{c'}{\gamma_B} = \frac{c'}{(\gamma - \delta)} \quad (5)$$

其中 γ 代表行业的技术进步潜质（黄先海等，2015）， δ 代表行业 A 和 B 的创新差异，显然 $\gamma_A > \gamma_B > 1$ ，且 $\delta > 0$ 。Aghion et al. (2015) 通过一个简单的利润最大化问题已经证明，两大企业更愿意进入 A 行业，那么 B 行业将由无数边缘企业构成并进行伯川德竞争，除非 A 行业的竞争结构发生了足够改变，故本文将集中研究 A 行业情形。假定每个大企业都能获得创新思想，当获得创新思想后成功的概率为 q ，将付出 $\frac{q^2}{2}$ 的创新成本。

(五) 最优生产率水平

一旦企业创新成功且提升生产率水平之后，该企业必然选择垄断整个市场而不会串谋。区别于 Aghion et al. (2015) 的模型，本文引入“逆向选择效应”机制，以捕捉企业主动迎合政府进行寻补的“逆向选择行为”（杨国超和芮荫，2020）。“企业所释放的虚假信号很可能达到欺骗政策制定者的目的”（邵敏和包群，2012），相关研究也证实，企业确实可以通过主动迎合政府而获得更多的政府扶持（赵璨等，2015；肖兴志和王伊攀，2014），此时企业管理者的注意力将不再专注于企业长远发展和内涵式增长，而是更加关注政府的需求和导向，以期获得更多的短期收益，其中一种表现即为非发明专利增加，而发明专利却并未增加，此时企业为寻扶持而增加“数量”，而不是增强“质量”（黎文靖和郑曼妮，2016）。

方红生等：财税普惠度与企业生产率

基于上述思考，在（6）式最优化问题中，引入“寻补动机 $e(\tau, t)$ 的负项”反映企业的逆向选择行为，现实含义为当大企业获得的税收优惠 t 和财政补贴 τ 增多时，寻补动机 e 下降，此时企业管理者会专注于企业内涵式增长，促进企业生产率提升和利润增加。反之，当优惠补贴下降时，寻补动机上升，此时企业管理者专注于迎合政府需求，产生大量非发明专利（低质、劣质创新），并没有真实提升企业生产率，导致企业实际利润下降。

$$\max_q E\pi = q \times \left[(c - c/\gamma_A) \frac{M}{c} - e(\tau, t) \right] + (1 - q)\theta \times \frac{1}{2}(c_f - c) \frac{M}{c_f} - \frac{q^2}{2} \quad (6)$$

其中，第一项 $q \times \left[(c - c/\gamma_A) \frac{M}{c} - e(\tau, t) \right]$ 和第三项 $\frac{q^2}{2}$ 分别代表企业创新成功后的收益和成本， $(c - c/\gamma_A) \frac{M}{c}$ 代表企业创新成功后垄断利润，通过将价格设定为 c 而垄断整个市场，此时市场需求根据前文消费函数推导为 $\frac{M}{c}$ ，每一单位产品的利润为 $(c - c/\gamma_A)$ ， $e(\tau, t)$ 代表企业逆向选择行为，在上文中已经详细介绍表达式含义和引入缘由。第二项 $(1 - q)\theta \times \frac{1}{2}(c_f - c) \frac{M}{c_f}$ 为当企业没有创新成功时合谋利润的一半，此时两个大企业有两种选择，一个选择是合谋 θ ，将价格设定为 c_f ，从而占领全部市场，每个企业获得市场利润的一半 $\frac{1}{2}(c_f - c) \frac{M}{c_f}$ ，另一个选择是两个大企业也进行价格战，将价格设定为 c ，此时利润都为 0，显然企业会选择合谋。

综合（3）、（4）、（5）式，得到最优生产率水平为：

$$q^* = \left[\left(1 - \frac{1}{(\gamma + \delta)} \right) - \underbrace{\frac{\theta(\tau, t)}{2}}_{\substack{\text{市场竞争} \\ \text{效应(+)}}} \times \underbrace{\frac{c_f - c' / (\tau + t)}{c_f}}_{\substack{\text{边际成本} \\ \text{效应(+)}}} \right] \times M - \underbrace{e(\tau, t)}_{\substack{\text{逆向选择} \\ \text{效应(-)}}} \quad (7)$$

从上式（7），可以直观得到如下推理，随着行业内财政普惠度和税收普惠度提升，假定行业内财税补贴优惠总额保持不变，这等价于模型中大企业所获得财政补贴 τ 和税收优惠 t 下降，此时将产生三个效应：第一，企业“寻补动机 $e(\tau, t)$ ”上升，企业会主动迎合政府来寻补，产生大量低质、劣质创新，结合系数为负，进而导致 q^* 下降，即财税普惠度通过“逆向选择效应”导致企业生产率下降；第二，企业“串谋概率 $\frac{\theta(\tau, t)}{2}$ ”下降（市场竞争度提高），结合系数为负，进而提升 q^* ，即财税普惠度通过“市场竞争效应”促进企业生产率提高；第三，企业“边际成本优势 $\frac{c_f - c' / (\tau + t)}{c_f}$ ”下降，结合系数为负，进而提升 q^* ，即财税普惠度通过“边际成本效应”促进企业生产率提高。本文将三个机制与企业生产率关系，总结如下表 1：

表 1 财税普惠度的三个机制与企业生产率关系

	市场竞争效应	边际成本效应	逆向选择效应	平均影响
财政普惠度	↑ 促进	↑ 促进	↓ 抑制	不确定
税收普惠度	↑ 促进	↑ 促进	↓ 抑制	不确定

综上所述，由于三个效应作用方向并不统一，财税普惠度对企业生产率的平均影响，无法通过理论分析得到确切结论，于是得到一个基本假说——财税普惠度对企业生产率的平均影响不确

定。只有通过进一步严格实证检验，才能回答前文提出的第一个基本问题。

三、研究设计

(一) 样本选择

考虑到 2002 年国家统计局对旧《国民经济行业分类与代码》进行了修订，导致“样本期间行业分类不完全一致”（王文等，2014），故将样本期间限定在 2003—2013 年，由于 2012 年国家统计局再次进行行业代码修订，故首先进行行业代码统一。数据主要来源于中国工业企业数据库、国家统计局等。对于中国工业企业数据库，参考 Cai & Liu（2009）的清洗方法，具体处理过程如下：第一步，剔除关键指标（如政府补贴、利润总额、所得税费用、员工人数、工业总产值、销售收入等）缺失的观测值；第二步，剔除不满足规模以上标准的观测值，即主营业务收入低于 2 000 万元（统一企业规模口径），或者职工人数少于 30 人；第三步，剔除其他一些明显不符合会计原则的观测值。最终得到 623 400 个观测值，涵盖制造业 31 个二位数字行业，能够较好地反映制造业整体情况。

(二) 变量衡量

1. 企业生产率。

Aghion et al.（2015）指出，企业生产率（TFP）是一个整体效率参数（overall efficiency parameter），“能最好的衡量企业生产过程创新”。本文使用主流的 Olley-Pakes 法（简称 OP 法）计算企业生产率，该方法把企业“当期投资”作为不可观测生产率冲击的代理变量，能较好解决“同时性偏差”和“样本选择偏差”问题（鲁晓东和连玉君，2012）。为消除价格波动的影响，使用购进价格指数、出厂价格指数、固定资产投资价格指数分别对相关投入要素进行平减。经过对数化处理，最终得到被解释变量——企业生产率（ $lnop$ ）。

2. 财税普惠度及其工具变量。

关于财税普惠度的衡量，部分文献使用赫芬达尔指数（Herfindahl-Hirschman Index），但是该指标“容易产生因行业内企业数目不同而带来的测度差异”（黄先海等，2015），而泰尔指数（Theil Index，也称泰尔熵标准）能较好地规避该不足，故本文决定参照 Lu & Yu（2015）做法，使用泰尔指数衡量财税普惠度，具体计算公式如下：

$$Theil_{jt} = \frac{1}{N_{jt}} \sum_{i=1}^{N_{jt}} \frac{A_{ijt}}{\bar{A}_{jt}} \log \left(\frac{A_{ijt}}{\bar{A}_{jt}} \right) \quad (8)$$

其中 i 代表企业， j 代表行业， t 代表时间， $Theil_{jt}$ 代表行业 j 在时间 t 的泰尔指数， N_{jt} 代表行业 j 在时间 t 内的企业个数， A_{ijt} 代表在行业 j 时间 t 内的企业 i 所获得的财政补贴或者税收优惠， \bar{A}_{jt} 代表行业 j 在时间 t 内所获的全部财政补贴或者税收优惠均值。显然，行业内企业所受到的财政补贴或者税收优惠越平均，泰尔指数越小，反之越大。根据该公式，易计算得到本文核心解释变量——财政普惠度（ $btsr_theil$ ）和税收普惠度（ tax_theil ）。为方便结果解释，对变量取“倒数”处理。

如果中国产业政策真的存在扶强效应，那么高生产率企业能俘获较高的财政补贴和税收优惠，根据泰尔指数计算公式，这会反向影响财税普惠度，带来严重内生性问题。为处理潜在内生性，参考 Cai & Liu（2009）和 Aghion et al.（2015）做法，对财税普惠度分别从分子、分母剔除对应企业所获得的财政补贴和税收优惠，进而阻断“扶强效应”机制，从而构造出具有外生性

方红生等：财税普惠度与企业生产率

的“财政普惠度 (*nei_brst_theil*) 和税收普惠度 (*nei_tax_theil*)”两个工具变量，该方法能有效避免行业层面产业政策与企业层面生产率的双向因果关系。下文实证中如无特别说明，将统一使用两阶段工具变量法进行回归，以确保结果可靠。

3. 企业所得税优惠。

遵循王立彦和刘向前 (2004)、吴联生 (2009)、李元旭和宋渊洋 (2011) 做法，企业所得税优惠 = “企业利润总额 × 名义所得税率 - 企业实缴所得税”。关于企业名义所得税率，企业所得税法中有明确统一规定，2008 年之前统一规定为 33%，2008 年及之后统一规定为 25%。由于中央和地方对企业的双重政策扶持，企业的实际所得税率可能会低于名义所得税率，两者差值越大，说明企业所享受的所得税优惠越多。

4. 其他变量。

参考洪道麟和熊德华 (2006)、任曙明和吕镛 (2014)、Aghion et al. (2015)、方芳和蔡卫星 (2016)、戴小勇和成力为 (2019) 的做法，对其他企业层面变量和行业层面变量进行了控制：财政补贴、税收优惠、所有制类型、企业规模、企业年龄、是否出口、主营业务利润率、行业资本密集度、行业外资占比、行业国家资本占比。此外，为了避免数据异常值的影响，对全部连续型变量按照上下 1% 进行缩尾处理。其他变量含义及衡量方式如下表 2 所示：

表 2 其他变量含义及衡量方式

变量	含义	衡量方式
<i>Index_btsr</i>	是否享受财政补贴	享受财政补贴，赋值为 1，反之为 0
<i>Index_tax</i>	是否享受税收优惠	享受税收优惠，赋值为 1，反之为 0
<i>Soe</i>	所有制类型	如果为国企，赋值为 1，反之为 0
<i>Size</i>	企业规模	ln (企业从业人数)
<i>Age</i>	企业年龄	ln (观测年度 - 公司成立年份 + 1)
<i>Ci</i>	是否出口	出口交货值大于 0，赋值为 1，反之为 0
<i>Prof</i>	主营业务利润率	主营业务利润 / 主营业务收入
<i>Hm</i>	行业资本密集度	行业资产总计 / 行业从业人数
<i>Fdishare</i>	行业外商资本占比	行业外商资本 / 行业总资本
<i>Stateshare</i>	行业国有资本占比	行业国有资本 / 行业总资本

(三) 描述性统计

下表 3 为本文主要变量的描述性统计，企业生产率 *lnop* 的均值为 2.562，财政普惠度 (*btsr_theil*) 均值为 0.046 且波动变化大，最高值 (0.109) 是最低值 (0.009) 的 12.11 倍，税收普惠度 (*tax_theil*) 均值为 0.624 且波动变化也很大，最高值 (1.038) 是最低值 (0.333) 3.12 倍。

(四) 模型设定

为考察平均意义上财税普惠度对企业生产率的影响，参考 Aghion et al. (2015)、张成思和刘贯春 (2018) 做法，构建下面双向固定效应计量方程：

$$lnop_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 btsr_theil_{jt} + \beta_2 tax_theil_{jt} + \beta_3 Z_{ijt} + u_i + \lambda_t + \epsilon_{ijt} \quad (9)$$

其中，*lnop_{ijt}* 为 OP 法计算的企业生产率 (取对数)，下标 *t* 代表时间，*i* 代表企业，*j* 代表行业。*btsr_theil_{jt}* 为财政普惠度，*tax_theil_{jt}* 为税收普惠度，*Z_{ijt}* 为控制变量 (具体参见表 2)，*u_i* 为企

业固定效应，以解决不随时间而变但因个体而异的遗漏变量问题， λ_i 为时间固定效应，以解决不随个体而变但因时间而异的遗漏变量问题， ε_{ijt} 为误差项，统一采用聚类到省份的稳健标准误。系数 β_1 和 β_2 是本文重点关注的系数。若无特别说明，下文实证过程统一使用两阶段工具变量法。

表 3 主要变量的描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnop</i>	623 400	2.562	0.742	0.804	4.594
<i>btsr_theil</i>	623 400	0.046	0.019	0.009	0.109
<i>tax_theil</i>	623 400	0.624	0.145	0.333	1.038
<i>nei_btsr_theil</i>	623 400	0.294	0.045	0.192	0.428
<i>nei_tax_theil</i>	623 400	0.648	0.150	0.338	1.081
<i>Index_btsr</i>	623 400	0.154	0.361	0	1
<i>Index_tax</i>	623 400	0.962	0.191	0	1
<i>Soe</i>	623 400	0.259	0.438	0	1
<i>Ci</i>	623 400	0.314	0.464	0	1
<i>Hm</i>	623 400	5.795	0.550	4.473	7.043
<i>Fdshare</i>	623 400	0.326	0.134	0.104	0.776
<i>Stateshare</i>	623 400	0.106	0.079	0.010	0.406
<i>Prof</i>	623 400	0.155	0.105	0.009	0.563
<i>Size</i>	623 400	5.329	0.942	3.401	7.895
<i>Age</i>	623 400	2.991	0.336	2.197	4.127

资料来源：笔者计算整理。

四、实证分析

(一) 基本回归

基本回归结果见下表 4，平均来看，财政普惠度 (*btsr_theil*) 和税收普惠度 (*tax_theil*) 对企业生产率具有显著正向效应，该结果同 Aghion et al. (2015) 的结论保持一致，表明“逆向选择效应”对企业生产率的负效应，要低于“市场竞争效应”和“边际成本效应”带来的正效应。显然，在当前营商环境并不完善的情况下，提高财税普惠度有利于促进企业生产率，较好回答了前文第一个基本问题。

下面将通过逐步控制的回归方式，观察核心变量系数变化。列 (1) 为普通 OLS 模型回归结果，财政普惠度和税收普惠度对企业生产率都具有显著抑制作用；列 (2) 为控制企业个体效应后的回归结果，财政普惠度和税收普惠度对企业生产率依然具有显著抑制作用；列 (3) 为进一步控制时间固定效应后的回归结果，税收普惠度对企业生产率转变为显著促进作用；列 (4) 为将所有观测值统一聚类到省份层面以控制潜在自相关、异方差问题后的回归结果，财政普惠度的负向影响变得不再显著；考虑到潜在内生性问题（即高生产率企业能够俘获较高的财政补贴和税收优惠，进而反向影响财税普惠度），列 (5) 为两阶段工具变量法回归结果，财政普惠度和税收普惠度对企业生产率都具有显著促进作用，表明之前结果受内生性影响存在较大偏误。

表 4 基本回归结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>lnop</i>	<i>lnop</i>	<i>lnop</i>	<i>lnop</i>	<i>lnop</i>
<i>btsr_theil</i>	-1.834*** (0.057)	-2.995*** (0.057)	-0.573*** (0.072)	-0.573 (0.339)	1.427*** (0.380)
<i>tax_theil</i>	-0.186*** (0.009)	-0.022*** (0.009)	0.124*** (0.009)	0.124*** (0.013)	0.111*** (0.015)
不可识别检验	N	N	N	N	516.791
弱识别检验	N	N	N	N	3.200e+04
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定	N	Y	Y	Y	Y
时间固定	N	N	Y	Y	Y
省份聚类	N	N	N	Y	Y
观测值	623 400	623 400	623 400	623 400	623 400
<i>R-squared</i>	0.072	0.121	0.162	0.162	0.161

说明：括号中为聚类到省份层面的稳健标准误，*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。控制变量为上文所述，企业固定为控制企业固定效应，时间固定为控制时间固定效应。不可识别检验，汇报的是 *Kleibergen-Paap rk LM* 统计量，相应的 p 值为 0，显然强烈拒绝不可识别的原假设，说明工具变量与内生变量存在相关性。弱识别检验，汇报的是 *Kleibergen-Paap rk Wald F* 统计量，该值远大于 *Stock-Yogo* 弱识别检验 10% 水平对应的阈值（10%，15%和 20%对应的阈值分别为 7.03，4.58 和 3.95），说明工具变量与内生变量具有较强相关性。

（二）稳健性检验

为确保基本回归结果稳健，本部分将展开一系列检验，具体结果见下表 5：

1. D-K 标准误。

考虑到模型中数据可能同时存在异方差、自相关和截面相关三大问题，本文重新回归获得 Driscoll-Kraay 标准误，相较于聚类稳健标准误，前者可以更好的控制截面相关性影响。结果见列（1），财政普惠度和税收普惠度对企业生产率都具有显著促进作用，结果保持稳健。

2. 规模效应。

Hopenhayn (1992) 和 Melitz (2003) 认为大企业往往成本低和竞争力强，即企业规模越大生产率越高，为捕获企业的“规模 (size) 效应”，使用企业规模^①进行加权回归。结果见列（2），财政普惠度和税收普惠度对企业生产率都具有显著促进作用，结果保持稳健。

3. 进入效应。

Acemoglu et al. (2018) 认为新进企业或者年轻企业能促进行业市场竞争和企业生产率，为了捕获企业的进入 (entry) 效应，使用企业年龄倒数进行加权回归。结果见列（3），财政普惠度和税收普惠度对企业生产率都具有显著促进作用，结果保持稳健。

4. 剔除外企和国企。

Aghion et al. (2015) 认为外资企业与国内企业表现出显著差异，故在实证过程中剔除了全部外资企业和大部分国有企业，显然该做法忽略了不同企业类型差异，易产生样本选择问题。为保证结果稳健，本文参照其做法，根据企业登记注册类型剔除了全部外资企业和国有企业，结果见列（4），财政普惠度和税收普惠度对企业生产率都具有显著促进作用，结果保持稳健。

① 参考 Aghion et al. (2015)、方芳和蔡卫星 (2016) 做法，使用企业就业人数的对数，衡量企业规模。

表 5 稳健性分析

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>lnop</i>	<i>lnop</i>	<i>lnop</i>	<i>lnop</i>	<i>lnop</i>
<i>btsr_theil</i>	0.375*** (0.044)	1.290*** (0.361)	1.440*** (0.390)	1.489*** (0.479)	1.543*** (0.389)
<i>tax_theil</i>	0.096*** (0.021)	0.112*** (0.015)	0.114*** (0.015)	0.112*** (0.025)	0.058*** (0.018)
不可识别检验	N	468.797	579.128	457.373	509.261
弱识别检验	N	2.800e+04	3.100e+04	2.100e+04	3.200e+04
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定	Y	Y	Y	Y	Y
省份聚类	N	Y	Y	Y	Y
观测值	623 400	623 400	623 400	389 283	623 182
<i>R-squared</i>	0.163	0.161	0.161	0.166	0.161

说明：同上表 4。

5. 更换级差税率。

手工梳理了《中华人民共和国外商投资企业和外国企业所得税法实施细则》、《中华人民共和国企业所得税法实施条例》、《关于西部大开发税收优惠政策的通知》、《中华人民共和国企业所得税法（2018 修正）》等中央和地方颁布的税收政策文件，关于企业所得税率按照如下原则进行设定：西部大开发企业和高新技术企业^①所得税率都设定为 15%；外资企业、港澳台资企业、经济特区企业所得税率在 2008 年之前设定为 15%，然后根据税法设定规则在 5 年内逐渐递增至 25%^②。剔除其他无法判断的少量企业所得税率^③，剩余全部企业所得税率根据税法要求，在 2008 年之前统一设定为 33%，2008 年之后统一设定为 25%。结果见列（5），财政普惠度和税收普惠度对企业生产率都具有显著促进作用，结果保持稳健。

6. 其他外部影响。

本文还进行了其他稳健性检验，如单独控制行业时间趋势和省份时间趋势，重新回归；考虑到 2008 年金融危机影响，参考梁琪和余峰燕（2014）做法，剔除年份 2008、2009、2010 三年数据，重新回归；考虑到 2008 年新《劳动合同法》实施，由于该法对劳动密集型企业影响最大（廖冠民和陈燕，2014），剔除劳动密集型行业，重新回归；考虑到 2008 年企业所得税改革影响，本文剔除了 2008 年及之后的全部样本重新回归；使用 LP 法计算全要素生产率，重新回归，详见附录 A。本文也加入企业外部环境信息数据，如企业所在行业的景气程度、经济运行情况以及金融发展环境，重新回归，详见附录 B。

① 根据《高技术产业统计分类目录》，将二位码 27/40/41 三类行业作为高新技术企业。

② 外资、港澳台资企业根据登记注册类型识别，经济特区指深圳市、珠海市、汕头市、厦门市、海南省，5 年内税率分别为 18%、20%、22%、24%、25%。

③ 无法判断企业所得税率的是：第一，登记注册类型无法识别的企业；第二，开展边境合作的五市内企业。将上述无法判断税率的全部删除。

五、机制检验

前文理论模型表明，财税普惠度通过“市场竞争效应”、“边际成本效应”和“逆向选择效应”三个机制对企业生产率产生影响。本部分将进行中介机制效应检验，考虑到本文的核心解释变量和中介机制都同时具有内生性，一般中介效应分析框架面临失效风险，故本文将借鉴 Dippel et al. (2020) 提出的基于工具变量法的因果中介效应分析框架进行检验。

(一) 机制衡量

关于市场竞争的衡量，参考王文等 (2014)、戴小勇和成力为 (2019) 做法，用行业层面营业收入的赫芬达尔指数来衡量。

当企业发生逆向选择行为时，会主动跟政府建立密切关系以获取更多补贴优惠，不可避免增加企业业务招待费用。赵璨等 (2015) 认为，企业寻租活动（即逆向选择行为）中的花费支出，“往往计入管理费用中的二级业务招待费科目”。由于在中国工业企业数据库中只记录了管理费用一级科目，于是本文决定使用“管理费用”代理“业务招待费用”，显然企业逆向选择行为越频繁，业务招待费用越高，管理费用自然也越高，故使用“管理费用/期末总资产”来衡量企业逆向选择行为。为确保结果稳健，本文也借鉴杜兴强等 (2010) 的做法，使用“超额管理费用率”作为企业逆向选择行为的代理变量，做了一个补充性检验，限于篇幅，不再赘述。

考虑到中国工业企业数据库并不包含“企业边际成本和价格的信息” (Lu & Yu, 2015; Liu & Mao, 2019)，这给本文机制检验带来困难。参考现有相关文献，本文构造了企业边际成本的代理变量，具体方法如下：第一，根据 De Loecker & Warzynski (2012) 理论推导，企业加成率 = 中间投入产出弹性 / 中间投入占比。对于中间投入占比（中间投入^① / 企业总产值），由工企库数据可以直接得到。对于中间投入产出弹性，参考 Akerberg et al. (2006) 做法，使用超对数生产函数进行两步法估计得到。根据上面测算，易得到企业加成率。第二，De Loecker (2011) 认为，企业产品价格可以由“行业内总收入”代理，这样可以避免由于企业产品价格波动与企业投入之间相关性而产生的估计偏误。第三，根据企业加成率的定义，易得到企业边际成本的代理变量为“行业内总收入 / 企业加成率”，并进行对数化处理。

(二) 中介效应分析

使用 Dippel et al. (2020) 提出的因果中介效应分析框架进行检验，其基本框架如下所示：

$$\text{第一阶段: } M = \delta_M^Z \times Z + \delta_M^T \times T + \tau_T \quad (10)$$

$$\text{第二阶段: } Y = \beta_Y^M \times \hat{M} + \beta_Y^T \times T + \tau_Y \quad (11)$$

其中， T 为内生变量， Z 是工具变量， M 是机制变量， Y 是因变量， \hat{M} 是第一阶段 M 的估计值。根据他们提出的识别假设和数学证明，允许在以 T 为条件时，将 Z 作为 M 的工具变量，此时得到的 β_Y^M 和 β_Y^T 是 2SLS 回归估计量的期望值。具体检验结果见下表 6：先看财政普惠度，列 (1) 表明，财政普惠度通过边际成本机制对企业生产率的影响大小为 0.567（即间接效应），对总效应的解释力为 35.482%（35.482% = 0.567 / 1.598）；列 (2) 表明，财政普惠度通过逆向选择

① 由于中间投入数据在 2007 年之后大量缺失，本文使用计算公式“中间投入 = 营业成本 + 期末存货 - 期初存货 + 管理费用 + 销售费用 - 应付职工薪酬 - 当年折旧”进行了补齐。该计算公式，通过咨询业内专业人士得到。

机制的影响大小为-0.396，对总效应的解释力为-24.781%（ $-24.781\% = -0.396/1.598$ ）；列（3）表明，财政普惠度通过市场竞争机制的影响大小为1.128，对总效应的解释力为70.588%（ $70.588\% = 1.128/1.598$ ）。总体来看，三个机制的总解释力为81.289%（ $81.289\% = 35.482\% - 24.781\% + 70.588\%$ ）。

表 6 机制检验

	财政普惠度			税收普惠度		
	边际成本	逆向选择	市场竞争	边际成本	逆向选择	市场竞争
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
间接效应	0.567***	-0.396***	1.128***	0.044***	-0.039***	0.092***
直接效应	1.031***	1.994***	0.470***	0.071***	0.154***	0.023***
总效应	1.598***	1.598***	1.598***	0.115***	0.115***	0.115***
机制解释力	35.482%	-24.781%	70.588%	38.261%	-33.913%	80.000%
总解释力	81.289%			84.522%		

说明：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。总效应，指的是财政普惠度和税收普惠度分别对企业生产率总影响，用基本回归系数表示。间接效应，指的是机制变量对企业生产率的影响，用“机制变量对财税普惠度的回归系数”和“企业生产率对机制变量的回归系数”的乘积表示。直接效应，指的是财税普惠度不通过机制变量而对企业生产率产生的影响。数量上，总效应=直接效应+间接效应，故机制解释力=间接效应/总效应。

再看税收普惠度，列（4）表明，税收普惠度通过边际成本机制对企业生产率的影响大小为0.044（即间接效应），对总效应的解释力为38.261%（ $38.261\% = 0.044/0.115$ ）；列（5）表明，税收普惠度通过逆向选择机制的影响大小为-0.039，对总效应的解释力为-33.913%（ $-33.913\% = -0.039/0.115$ ）；列（6）表明，税收普惠度通过市场竞争机制的影响大小为0.092，对总效应的解释力为80%（ $80\% = 0.092/0.115$ ）。总体来看，三个机制的总解释力为84.348%（ $84.348\% = 38.261\% - 33.913\% + 80\%$ ）。

综上可以得到以下四点结论：第一，中介机制的影响方向符合理论模型预期，证明理论模型的准确性；第二，市场竞争在三个机制中的解释力最高，这点同 Aghion et al.（2015）研究保持一致，因为后者强调市场竞争的重要性；第三，逆向选择机制的解释力分别为-24.781%和-33.913%，表明现实中企业逆向选择行为对企业生产率带来较大负向影响，印证了将逆向选择机制纳入理论分析的必要性及合理性；第四，三个中介机制的总解释力超过80%，证明是主要机制，说明理论模型的解释效率较高。

六、行业特征异质性分析

前文经验研究表明，全面提高财税普惠政策能够通过三个作用机制，促进企业生产率提升，较好回答了第一个基本问题。本节将深入研究财税普惠度的行业异质性影响，力图更好回答第二个基本问题。梳理现有文献，行业特征主要有三个，分别为融资依赖度、增长机会和创新需求（Rajan & Zingales, 1998; Fisman & Love, 2007; Beck et al., 2014）。本文主要参考喻坤等（2014）、王兰芳和胡悦（2017）的行业中位数分组法，相较而言该方法能有效避免人为分组，具备良好外生性，且能有效避免行业异常值影响。

（一）行业融资依赖度 EFD

当实施财政普惠政策时，在高 EFD 行业，大企业受到的融资约束会增强。主要原因在于财

方红生等：财税普惠度与企业生产率

政补贴具有“事前”特性，提高财政普惠度，意味着大企业的财政补贴将减少，会直接增大其融资约束。由于面临较高的融资成本，大企业申谋抑制其他企业的能力减弱，进而增强“市场竞争效应”。同时由于融资成本高，降低了大企业边际成本优势，进而增强“边际成本效应”。此外由于缺乏充裕现金流，大企业与政府建立政治关系的能力和渠道方式受到较大限制，进而削弱“逆向选择效应”。因此，预期财政普惠度在高 EFD 行业能带来更大的正向效应。当实施税收普惠政策时，影响恰好相反，主要原因在于税收优惠具有“事后”特性（戴晨和刘怡，2008；柳光强等，2015），即经营绩效决定纳税额。由于企业在低 EFD 行业中经营绩效相对更高，而实施税收普惠政策又意味着大企业面临的税率上升，当税率上升一个百分点时，大企业遭到的税收优惠损失比在高 EFD 行业更大，这反而会加剧融资约束水平。当面临较高的融资成本时，同上分析，会增强“市场竞争效应”和“边际成本效应”，削弱“逆向选择效应”。因此，预期税收普惠度在低 EFD 行业能带来更大的正向效应。

为检验上文预期，使用四种行业 EFD 测算方式进行实证分析^①，具体结果见表 7 的 Panel A：第一种，参考 Rajan & Zingales (1998) 和贵斌威等 (2013) 做法，使用“(固定资产净增加值-营业利润)/固定资产净增加值”衡量，结果见列 (1) ~ (2)。第二种，参考 Brandt et al. (2012)、吴晗 (2017) 做法，使用行业资产负债率衡量，结果见列 (3) ~ (4)。第三种，参考宋凌云和王贤彬 (2013) 做法，使用“行业存货/销售额”衡量，结果见列 (5) ~ (6)。第四种，参考 Liu & Mao (2019)、张成思和刘贯春 (2018) 做法，使用企业规模衡量，限于篇幅，未报告结果。不难发现，财政普惠度 (*btsr_theil*) 在高 EFD 行业的正向效应相对更大，而税收普惠度 (*tax_theil*) 在低 EFD 行业的正向效应相对更大，证实上文预期。

(二) 行业增长机会 GRO

当实施财政普惠政策时，在高 GRO 行业，大企业会面临更高的经营现金流、成本支出不确定性 (Jovanovic, 1982) 和投资风险 (Miller & Friesen, 1984)，由于财政补贴具有事前特性，跟前文分析类似，此时会增强市场竞争和边际成本效应，削弱逆向选择效应，因此预期能带来更大的正向效应。同时，由于税收优惠具有事后特性，故预期实施税收普惠政策在低 GRO 行业会带来更大影响。

为检验上文预期，使用三种方法来衡量行业增长机会，具体结果见表 7 的 Panel B：第一种，参照 Beck et al. (2014) 做法，使用美国行业实际增加值增长率衡量^②，结果见列 (1) ~ (2)。第二种，使用美国行业实际产出增长率衡量，结果见列 (3) ~ (4)。第三种，直接利用 Fisman & Love (2007) 测算出的美国行业增长机会结果，结果见列 (5) ~ (6)。不难发现，财政普惠度 (*btsr_theil*) 在高 GRO 行业的正向效应相对更大，而税收普惠度 (*tax_theil*) 在低 GRO 行业的正向效应相对更大，证实上文预期。

(三) 行业创新需求 INV

当实施财政普惠政策时，在高 INV 行业，大企业会面临更高的研发支出成本和创新投资风险，由于财政补贴具有事前特性，跟前文分析类似，此时会增强市场竞争和边际成本效应，削弱逆向选择效应，因此预期能带来更大的正向效应。同时由于税收优惠具有事后特性，故预期实施税收普惠政策在低 INV 行业会带来更大影响。

^① 当前也有不少文献使用 KZ、WW、SA 等测算融资约束经典做法，但这只适用于上市公司数据，本文的中国工业企业数据库无法适用该方法。

^② 数据源具体参见网站 https://apps.bea.gov/iTable/iTable.cfm?isuri=1&reqid=51&series=q&step=51&table_list=10。

表 7 行业特征异质性分析

被解释变量	(1) 高	(2) 低	(3) 高	(4) 低	(5) 高	(6) 低
<i>Panel A</i> 融资依赖度分组回归						
<i>btsr_theil</i>	2.429*** (0.866)	1.087*** (0.226)	1.798*** (0.236)	0.836 (0.591)	1.721*** (0.269)	1.378** (0.603)
<i>tax_theil</i>	0.002 (0.040)	0.106*** (0.020)	0.040 (0.041)	0.132*** (0.022)	0.046 (0.047)	0.091*** (0.030)
不可识别检验	386.854	380.861	337.914	403.109	305.128	490.804
弱识别检验	2.200e+04	2.200e+04	1.700e+04	8561.104	1.800e+04	1.100e+04
经验 <i>P</i> 值 (<i>btsr_theil</i>)	0.000***		0.000***		0.010***	
经验 <i>P</i> 值 (<i>tax_theil</i>)	0.000***		0.000***		0.000***	
观测值	286 463	304 639	215 693	319 295	217 691	323 726
<i>R-squared</i>	0.147	0.182	0.134	0.136	0.122	0.127
<i>Panel B</i> 增长机会分组回归						
<i>btsr_theil</i>	2.692*** (0.471)	0.901*** (0.311)	2.555*** (0.327)	1.880*** (0.549)	3.129*** (0.539)	0.164 (0.305)
<i>tax_theil</i>	0.103*** (0.024)	0.175*** (0.033)	0.054*** (0.019)	0.106*** (0.033)	0.055 * (0.031)	0.197*** (0.022)
不可识别检验	361.268	269.361	216.404	376.530	528.422	253.157
弱识别检验	1.600e+04	1.300e+04	1.500e+04	7681.642	3.100e+04	2e+04
经验 <i>P</i> 值 (<i>btsr_theil</i>)	0.000***		0.000***		0.000***	
经验 <i>P</i> 值 (<i>tax_theil</i>)	0.000***		0.005***		0.000***	
观测值	246 850	252 179	260 732	222 763	356 990	244 825
<i>R-squared</i>	0.161	0.164	0.169	0.164	0.169	0.156
<i>Panel C</i> 创新需求分组回归						
<i>btsr_theil</i>	4.152*** (0.474)	2.014*** (0.355)	4.212*** (0.337)	1.413*** (0.283)	2.832*** (0.660)	2.371*** (0.236)
<i>tax_theil</i>	0.034 (0.081)	0.123*** (0.022)	-0.058 (0.040)	0.075*** (0.023)	0.067 * (0.038)	0.160*** (0.016)
不可识别检验	531.074	164.145	586.908	284.186	416.125	223.679
弱识别检验	1.300e+04	2 002.086	2.800e+04	9 207.983	7 454.549	8 067.919
经验 <i>P</i> 值 (<i>btsr_theil</i>)	0.000***		0.000***		0.015**	
经验 <i>P</i> 值 (<i>tax_theil</i>)	0.000***		0.000***		0.000***	
观测值	122 369	120 209	282 121	243 165	162 997	275 736
<i>R-squared</i>	0.166	0.158	0.180	0.149	0.151	0.154

说明：同上表 4，为节约篇幅，没有汇报控制变量、双向固定和聚类。需要指出的是经验 *P* 值用于检验组间系数差异的显著性，基于费舍尔组合检验 (*Fisher's permutation test*) 得到，自助抽样次数为 200 次。

为检验上文预期，使用四种行业 INV 测算方式，具体结果见表 7 的 Panel C：第一种，参考张璇等 (2017)、赵子乐和林建浩 (2019) 做法，使用“研发费用/销售收入”衡量，结果见列 (1) ~ (2)。第二种，参考鲁桐和党印 (2014)、倪晓然和朱玉杰 (2016) 做法，使用离差平方和法进行聚类分析，结果见列 (3) ~ (4)。第三种，直接采用 Hausmann et al. (2007) 和周茂

方红生等：财税普惠度与企业生产率

等（2018）对中国行业技术复杂度的分类成果，结果见列（5）～（6）。第四种，参考王兰芳和胡悦（2017）做法，使用研发费用增长率衡量，限于篇幅，不再汇报结果。不难发现，财政普惠度（*btsr_theil*）在高 INV 行业的正向效应相对更大，而税收普惠度（*tax_theil*）在低 INV 行业的正向效应相对更大，证实上文预期。

七、结论和政策建议

为回答前文提出的两个基本问题，本文进行了深入的理论和实证分析。首先，引入“逆向选择效应”机制，进一步拓展了伯川德行业竞争模型，得到了一个基本理论假说，即财税普惠度对企业生产率的影响具有不确定性；其次，基于 2003—2013 年中国工业企业数据，构造财税普惠度的工具变量处理了关键变量的潜在内生性问题，同时检验了理论模型中的市场竞争效应、边际成本效应和逆向选择效应三个作用机制；最后，根据行业特征多维测算方式，对财税普惠度的行业异质性影响进行了全面检验。本文实证结果表明：第一，财政普惠度和税收普惠度对企业生产率都具有显著正向影响，背后机制是市场竞争效应和边际成本效应的正向影响之和超过了逆向选择效应的负向影响，这充分说明在当前并不完善的营商环境下，提高财税普惠度依然有利于促进企业生产率，从而回答了第一个基本问题。第二，财政普惠度在三高行业（高融资依赖度、高增长机会、高创新需求）具有更大的正效应，而税收普惠度在三低行业（低融资依赖度、低增长机会、低创新需求）具有更大的正效应，从而回答了第二个基本问题。本研究具有以下四点重要政策含义：

第一，从行业内角度讲，建议政府在财力条件允许的情况下，对行业内所有企业推行财税普惠政策，即让行业内所有企业都享受到公平一致的财政补贴和税收优惠，因为经验研究表明提升行业内财税普惠度，平均来看有利于提升企业整体创新水平。同时，推行财税普惠政策也有利于构建更加公平的市场竞争环境，也是实现中国特色社会主义有为政府和有效市场结合的重要途径。当然，在全行业范围内推行财税普惠政策，可能会加重政府财税负担，同时理论模型推导结论表明，财税普惠政策是具有不确定性影响的，故在推行普惠政策过程中应遵循宏观审慎原则，相机抉择。

第二，从行业间角度讲，考虑到当前政府部门财政支出压力较大和减税空间有限，政府可以实行业务差异化的财税普惠政策，以率先在局部取得更有效的成果，具体而言：在三高行业，政府应该着力推行财政普惠政策，让行业内企业享受到更加公平的财政补贴，在三低行业，政府应该着力推行税收普惠政策，让行业内企业享受到更加公平的税收优惠。从而激发企业创新活力，提升企业生产率，促进企业内涵式发展和整个行业高质量发展。

第三，从市场竞争角度讲，理论和经验研究表明，市场竞争能促进企业创新水平。这要求政府应积极主动营造公平公正的市场竞争环境，降低市场准入门槛和简化准入流程，确保公平竞争审查制度的严格落实，加强反垄断、反不正当竞争的执法力度，以维持良好的市场秩序和竞争生态。当然，市场竞争激烈程度也应是有限制的，倘若过度追求市场竞争，可能会引发竞争逃离行为，反而不利于企业创新。

第四，从逆向选择行为角度讲，理论和经验研究表明，当企业主动迎合政府进行寻补时，会降低企业创新水平。建议政府应加强对企业财务支出的审计力度，重点审计管理费用和业务招待费用明细，尽可能压缩企业寻租活动的业务开支。同时，政府也应完善财税补贴制度，如推行财税补贴流程公示制度以接受社会广泛监督，建立健全财税补贴绩效评价制度，及时优化淘汰业绩不达标或骗补的企业。

参考文献

- 白重恩, 2016:《从特惠到普惠, 完善中国经济发展的制度基础》,《国民经济管理》(中国人民大学复印报刊资料)第3期。
- 白重恩, 2017:《林毅夫张维迎的“产业政策之争”为何无果而终?》,《经济研究信息》第10期。
- 戴小勇、成力为, 2019:《产业政策如何更有效: 中国制造业生产率与加成率的证据》,《世界经济》第3期。
- 杜兴强、陈韫慧、杜颖洁, 2010:《寻租、政治联系与“真实”业绩》,《金融研究》第10期。
- 戴晨、刘怡, 2008:《税收优惠与财政补贴对企业R&D影响的比较分析》,《经济科学》第3期。
- 方芳、蔡卫星, 2016:《银行业竞争与企业成长: 来自工业企业的经验证据》,《管理世界》第7期。
- 贵斌威、徐光东、陈宇峰, 2013:《融资依赖、金融发展与经济增长: 基于中国行业数据的考察》,《浙江社会科学》第2期。
- 黄先海、宋学印、诸竹君, 2015:《中国产业政策的最优实施空间界定——补贴效应、竞争兼容与过剩破解》,《中国工业经济》第4期。
- 洪道麟、熊德华, 2006:《中国上市公司多元化与企业绩效分析——基于内生性的考察》,《金融研究》第11期。
- 廖冠民、陈燕, 2014:《劳动保护、劳动密集度与经营弹性: 基于2008年〈劳动合同法〉的实证检验》,《经济科学》第2期。
- 鲁桐、党印, 2014:《公司治理与技术创新: 分行业比较》,《经济研究》第6期。
- 鲁晓东、连玉君, 2012:《中国工业企业全要素生产率的估计: 1999—2007》,《经济学(季刊)》第2期。
- 刘诗源、林志帆、冷志鹏, 2020:《税收激励提高企业创新水平了吗? ——基于企业生命周期理论的检验》,《经济研究》第6期。
- 李元旭、宋渊洋, 2011:《地方政府通过所得税优惠保护本地企业吗? ——来自中国上市公司的经验证据》,《中国工业经济》第5期。
- 梁琪、余峰燕, 2014:《金融危机、国有股权与资本投资》,《经济研究》第4期。
- 柳光强、杨芷晴、曹普桥, 2015:《产业发展视角下税收优惠与财政补贴激励效果比较研究——基于信息技术、新能源产业上市公司经营业绩的面板数据分析》,《财贸经济》第8期。
- 黎文靖、郑曼妮, 2016:《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》,《经济研究》第4期。
- 倪晓然、朱玉杰, 2016:《劳动保护、劳动密集度与企业创新——来自2008年〈劳动合同法〉实施的证据》,《管理世界》第7期。
- 任曙明、吕镛, 2014:《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》,《管理世界》第11期。
- 邵敏、包群, 2012:《政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析》,《中国工业经济》第7期。
- 宋凌云、王贤彬, 2013:《政府补贴与产业结构变动》,《中国工业经济》第4期。
- 吴晗, 2017:《银行业结构、融资依赖与行业生产率——基于异质性企业动态视角》,《中国经济问题》第4期。
- 吴联生, 2009:《国有股权、税收优惠与公司税负》,《经济研究》第10期。
- 王兰芳、胡悦, 2017:《创业投资促进了创新绩效吗? ——基于中国企业面板数据的实证检验》,《金融研究》第1期。
- 王立彦、刘向前, 2004:《IPO与非法定公司所得税优惠》,《经济学(季刊)》第1期。
- 王文、孙早、牛泽东, 2014:《产业政策、市场竞争与资源错配》,《经济学家》第9期。
- 肖兴志、王伊攀, 2014:《政府补贴与企业社会资本投资决策——来自战略性新兴产业的经验证据》,《中国工业经济》第9期。
- 叶光亮、程龙、张晖, 2022:《竞争政策强化及产业政策转型影响市场效率的机理研究——兼论有效市场与有为政府》,《中国工业经济》第1期。
- 喻坤、李治国、张晓蓉、徐剑刚, 2014:《企业投资效率之谜: 融资约束假说与货币政策冲击》,《经济研究》

方红生等：财税普惠度与企业生产率

第5期。

杨国超、芮萌，2020：《高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应》，《经济研究》第9期。

张成思、刘贯春，2018：《中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角》，《经济研究》第12期。

赵子乐、林建浩，2019：《海洋文化与企业创新——基于东南沿海三大商帮的实证研究》，《经济研究》第2期。

周茂、陆毅、杜艳、姚星，2018：《开发区设立与地区制造业升级》，《中国工业经济》第3期。

张璇、刘贝贝、汪婷、李春涛，2017：《信贷寻租、融资约束与企业创新》，《经济研究》第5期。

赵璨、王竹泉、杨德明、曹伟，2015：《企业迎合行为与政府补贴绩效研究——基于企业不同盈利状况的分析》，《中国工业经济》第7期。

Acemoglu, D., U. Akcigit, H. Alp, N. Bloom, and W. Kerr, 2018, “Innovation, Reallocation and Growth”, *American Economic Review*, 108 (11): 3450 – 3491.

Aghion, P., J. Cai, M. Dewatripont, L. Du, A. Harrison, and P. Legros, 2015, “Industrial Policy and Competition”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7 (4): 1 – 32.

Akerberg, D., K. Caves, and G. Frazer, 2006, “Structural Identification of Production Functions”, MPRA Paper No. 38349.

Beck, T., C. Lin, and Y. Ma, 2014, “Why Do Firms Evade Taxes? The Role of Information Sharing and Financial Sector Outreach”, *Journal of Finance*, 69 (2): 763 – 817.

Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, 2012, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 97 (2): 339 – 351.

Cai, H., and Q. Liu, 2009, “Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms”, *Economic Journal*, 119 (537): 764 – 795.

De Loecker, J., 2011, “Product Differentiation, Multiproduct Firms, and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity”, *Econometrica*, 79 (5): 1407 – 1451.

Dippel, C., A. Ferrara, and S. Heblich, 2020, “Causal Mediation Analysis in Instrumental-variables Regressions”, *The Stata Journal*, 20 (3): 613 – 626.

De Loecker, J., and F. Warzynski, 2012, “Markups and Firm-level Export Status”, *American Economic Review*, 102 (6): 2437 – 2471.

Fisman, R., and I. Love, 2007, “Financial Dependence and Growth Revisited”, *Journal of the European Economic Association*, 5 (2-3): 470 – 479.

Hopenhayn, H. A., 1992, “Entry, Exit, and Firm Dynamics in Long Run Equilibrium”, *Econometrica*, 60 (5): 1127 – 1150.

Hausmann, R., J. Hwang, and D. Rodrik, 2007, “What You Export Matters”, *Journal of Economic Growth*, 12 (1): 1 – 25.

Jovanovic, B., 1982, “Selection and the Evolution of Industry”, *Econometrica*, 50 (3): 649 – 670.

Liu, Y., and J. Mao, 2019, “How do Tax Incentives Affect Investment and Productivity? Firm-Level Evidence from China”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 11 (3): 261 – 291.

Lu, Y., and L. Yu, 2015, “Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China’s WTO Accession”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 7 (4): 221 – 253.

Melitz, M. J., 2003, “The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 71 (6): 1695 – 1725.

Miller, D., and P. H. Friesen, 1984, “A Longitudinal Study of the Corporate Life Cycle”, *Management Science*, 30 (10): 1161 – 1183.

Rajan, R. G., and L. Zingales, 1998, “Financial Dependence and Growth”, *American Economic Review*, 88 (3): 559 – 586.

FISCAL AND TAX INCLUSIVITY AND FIRM PRODUCTIVITY

—Evidence From the Chinese Industrial Enterprises Database

FANG Hongsheng¹ ZHANG Xufei¹ GUO Lin² HUO Bingkun³

(1 School of Economics, Zhejiang University;

2 School of Management, Shandong Second Medical University;

3 China Minsheng Bank)

Abstract: Embarking on a more granular exploration into the transformative role of fiscal and tax policies, this discourse elegantly navigates through the intricate landscape of economic governance, positing that the evolution from narrowly focused fiscal incentives to a universally embracing inclusive policy framework is not merely beneficial but essential for the progressive refinement and sophistication of the national governance architecture and its operational efficacy. In an era marked by rapid transformations and escalating complexities, this paper ingeniously enriches the theoretical corpus by integrating and extending the classical Bertrand model to dissect industry competition, thereby unveiling the nuanced hypothesis that the breadth of fiscal and tax inclusivity could significantly sway the variability and predictability of corporate productivity outcomes.

Through a meticulous empirical investigation, employing a robust non-equilibrium panel dataset of Chinese industrial corporations over a decade (2003-2013), this study employs cutting-edge analytical techniques. It adopts a two-stage instrumental variable approach, a refined causal mediation effect analytical framework, and an innovative multi-dimensional assessment strategy for industry characteristics. This comprehensive methodological arsenal facilitates a deep-dive into the intricate relationship between the scope of fiscal and tax inclusivity and the vitality of corporate productivity.

The findings illuminate the discourse with compelling evidence that broad-based fiscal and tax inclusivity catalyzes a notable enhancement in corporate productivity. This uplift is mediated through a constellation of strategic mechanisms; it fosters a more vibrant and competitive market environment, streamlines marginal cost structures, and effectively counters adverse selection phenomena. The analysis further unravels the layers of heterogeneity across different industrial sectors, pinpointing that the salutary effects of fiscal inclusivity are particularly pronounced in industries characterized by an acute dependence on financing, poised at the brink of significant growth trajectories, and those with an insatiable appetite for innovation. Conversely, the beneficial impact of tax inclusivity, while still positive, manifests with a subtler intensity, offering a nuanced perspective on the differential efficacy of fiscal and tax policies in stimulating corporate productivity across diverse economic landscapes.

Key words: productivity; fiscal and tax inclusivity; multidimensional industry characteristics