

# 增值税税率下调、融资约束与企业全要素生产率\*

## ——理论模型与上市公司实证证据

岳树民

中国人民大学财政金融学院

肖春明

山西财经大学财政与公共经济学院

陈晓光

西澳大学商学院

**提要:** 本文在构建增值税税率下调对全要素生产率影响理论模型的基础上, 采用上市公司财务数据, 以增值税税率下调为准自然实验, 运用双重差分法 (DID)、固定效应及中介效应模型, 分析了增值税税率下调对企业全要素生产率的效应及机制。研究发现, 税率下调对企业全要素生产率具有显著的促进作用。机制检验证明, 税率下调通过缓解融资约束对企业创新和扩大生产规模产生激励作用, 然后通过激励企业创新和扩大生产规模两条路径促进企业全要素生产率提高。此外, 产权性质和企业规模异质性研究发现, 税率下调对民营企业 and 小型企业全要素生产率的影响大于国有企业和大型企业。本文以融资约束理论为基础, 从理论机制和实证检验分析了税率下调的政策效应, 为减税政策效应评估提供了思路, 为增值税减税政策选择提供了一定借鉴。

**关键词:** 增值税; 税率下调; 融资约束; 全要素生产率

### 一、引言

---

\* 岳树民, 中国人民大学财政金融学院; 肖春明 (通讯作者), 山西财经大学财政与公共经济学院, 邮政编码: 030006, 电子邮箱: xcm0453@163.com; 陈晓光, 西澳大学商学院。本文得到国家社会科学基金重点项目“新发展阶段财税体制促进高质量发展研究”(22AZD017)的资助。感谢匿名评审人提出的修改意见, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

十四五开局之际，构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局，成为推动我国经济高质量发展、建设现代化经济体系的关键。为此，迫切需要探索引领中国经济增长与质量变革的新动力，而其关键就是全要素生产率的提升。

财税政策作为调节经济运行的重要手段，其对全要素生产率的影响，一直是学界关注和研究的重点。很多学者研究发现，积极财政政策、减税政策对宏观及微观层面全要素生产率均会产生促进作用（郭庆旺和贾俊雪，2005；陈晓光，2013；Everaret *et al.*，2015；），税负增加、公债和财政赤字对全要素生产率却会产生抑制作用（Hussain，2015；Kaas，2016）。相对于财政补贴或税收优惠政策，税制改革对全要素生产率的影响会更彻底（孙正等，2020）。增值税税率调整作为后“营改增”时期减税降费的重要举措，不仅可以显著降低企业税负、刺激投资（郭杰和娄著盛，2022）、扩大社会需求等（万莹和陈恒，2020），而且在“价格效应”和“税负效应”作用下可以有效促进企业价值的提升（刘行和叶康涛，2018），通过价格传导机制将税收红利让渡给企业及消费者，从而为供应端提供更大的市场空间和一定程度的盈利能力（龚辉文，2020）。增值税税率下调在促进企业投资和居民消费的情况下，通过对资本和劳动要素的重新配置，最终会促进产出增长（李雪松和刘明，2020）。全要素生产率作为经济高质量发展的重要保障和衡量指标，考察增值税税率下调对其影响路径和实施效果，对研究减税降费如何稳定经济发展、优化增值税税制具有重要意义。

增值税转型解决了 1994 年税制改革遗留下固定资产抵扣不足的“深度”问题。“营改增”实现了增值税课税范围的全覆盖，打通了二、三产业之间的抵扣链条，解决了增值税抵扣范围较窄的“广度”问题。但是，“营改增”全面试点之后，增值税税率形成 6%，11%，13%和 17%四档税率模式<sup>①</sup>，最高税率是最低税率的 2.83 倍，且级差达到 11%。

增值税税率简并下调作为增值税减税主要手段，可以有效解决多档税率造成的全要素生产率损失（陈晓光，2013）以及资源误配（刘柏惠等，2019），税率档次的减少及税率级差的缩小可以使增值税中性优势进一步发挥。2017 年 7 月，将 13%税率并入 11%税率档次中，我国增值税税率由四档变为三档。<sup>②</sup>2018 年 5 月，将原 17%和 11%两档税率分别下调至 16%和 10%。<sup>③</sup>2019 年 4 月，再次将上述两档税率分别下调至 13%和 9%。<sup>④</sup>上述两档税率降幅分别达 23.53%和 30.77%，最高与最低税率级差由 11%降为 7%，最高与最低税率倍数由 2.83

① 不包括一般纳税人采取简易征收办法适用的征收率以及出口退税的零税率。

② 详见《财政部 税务总局关于简并增值税税率有关政策的通知》（〔2017〕37 号）。

③ 详见《财政部 税务总局关于调整增值税税率的通知》（财税〔2018〕32 号）。

④ 详见《财政部 税务总局 海关总署关于深化增值税改革有关政策的公告》（财政部 税务总局 海关总署公告 2019 年第 39 号）。

倍降为 2.17 倍，降幅达 23.32%。三次税率调整，使增值税法定税率得到有效降低，且不同档次税率间差距也进一步缩小。2017 年增值税税率四档改三档政策，实现增值税减税约 147 亿元；2018 年降低增值税税率减税约 2 700 亿元；2019 年前三季度增值税改革新增减税 7 035 亿元，其中 2018 年 5 月 1 日调整增值税税率翘尾减税 1 184 亿元，2019 年继续深化增值税改革减税 5 851 亿元。<sup>①</sup>深入研究增值税的改革经济效应及其对微观经济主体全要素生产率的影响，不仅可以为优化现行增值税制度提供理论及实证依据，还能为进一步完善减税政策，促进经济提质增效提供借鉴。

基于此，本文利用 2014—2020 年沪深 A 股上市公司财务数据，以增值税税率下调为准自然实验，运用双重差分法 (DID)、固定效应及中介效应模型，分析了增值税税率下调对企业全要素生产率的效应及机制。本文的边际贡献包括：第一，从企业全要素生产率角度评估增值税税率调整政策效应，可在一定程度上弥补税率调整政策效应文献的不足，为减税政策效应评估提供新思路。第二，本文以融资约束理论为基础，构建了税率下调对全要素生产率影响的数理模型，从理论角度为税率下调政策效应评估提供了依据。第三，本文不仅实证检验了税率下调对全要素生产率的政策效应，而且从企业创新和生产规模两个维度，分析了税率下调对企业全要素生产率的影响机制，为增值税减税政策的选择提供了借鉴。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 基本理论模型假定

本文以 Gorodnichenko & Schnitzer (2013) 关于融资约束对企业创新影响模型为理论基础，构建了基于融资约束视角分析增值税税率下调对企业全要素生产率影响的数理模型。融资约束主要通过“创新促进效应”和“规模经济效应”两条路径对企业全要素生产率产生影响。一方面企业融资约束的缓解，为企业进行创新提供必要且充足的资金来源，可以推动企业加大创新力度，为全要素生产率的提升提供保障 (Griffith *et al.*, 2003; 何玉梅和罗巧, 2018)，即融资约束缓解的“创新促进效应”；另一方面企业融资约束的缓解，可以为企业扩大生产规模提供必要的资金，规模扩大形成的规模经济则会促进全要素生产率提升 (马芬芬等, 2021)，即融资约束缓解的“规模经济效应”。

假设企业首先决定是否创新，则进行创新会产生  $F_I$  的固定成本；然后企业进行生产活动，决定是否扩大生产规模，则扩大生产规模会产生  $F_S$  的固定成本。一般情况下，企业只能通过

<sup>①</sup> 资料来源：国家税务总局网站 <http://www.chinatax.gov.cn/>。

使用内源资金和外源融资进行研发创新或开展生产，且外源融资成本更高。因此，本文假设企业内源资金成本为 1，外源融资成本为  $\gamma$ <sup>①</sup>，且  $\gamma > 1$ 。

首先，假设创新活动要求企业依赖内源资金。直观上讲，创新活动天然的不确定性决定了其极易出现信息不对称问题，在很大程度上排除了创新使用外源融资的可能性（Ughetto, 2008）。企业创新之后开展生产活动需要资金，如果企业选择扩大生产规模，则需要更多资金。由于内源资金成本低于外源融资成本，所以，企业更倾向于使用内源资金进行生产。但企业内源资金不足是常态，因此，必须通过外源融资来满足资金需求。

其次，先验假设企业创新投入及进行生产有充足内源资金的概率为  $q$ ，创新之后企业进行生产需要外源融资的概率则为  $1 - q$ 。本文通过企业需要外源融资的可能性及外源融资成本来衡量融资约束程度，即企业外源融资需求的可能性越大或外源融资成本越高，都会加大企业融资约束程度。三种情形会增加企业对外源融资需求的可能性：一是企业将内源资金首先用于创新研发，剩余少量内源资金用于正常生产，令该种情况导致内源资金不足以支持生产活动的可能性增加  $\delta_I$ ；二是企业在创新研发之后选择是否扩大生产规模，这将引起内源资金不足以支持生产活动的可能性增加  $\delta_S$ ；三是企业还可能遭遇流动性冲击（如客户延迟付款等），令该种情况导致内源资金不足以支持生产活动的可能性增加  $\delta_L$ ，且  $\delta_L \in \{0, \overline{\delta_L}\}$ 。由此可知，如果企业不进行创新和扩大生产规模，则进行生产依赖外源融资的可能性为  $\delta_L$ ；如果企业进行创新，则进行生产依赖外源融资的可能性增加  $\delta_I$ ；如果企业扩大生产规模，则进行生产依赖外源融资的可能性增加  $\delta_S$ 。企业可以通过是否选择创新决定自己是否具有充足的内部资金用于扩大生产规模，也可以选择创新之后是否扩大生产规模，但是假设企业不能影响外部流动性冲击，即无法影响  $\delta_L$  的大小。基于此，上述三种情形都会增加企业依赖外源融资的概率。创新投入需要消耗企业大部分甚至全部内源资金，企业进行扩大生产规模同样需要大量资金支撑，这两种情形叠加在一起，会增加企业对外源资金需求的概率，即企业面临的融资约束程度会增强。

## （二）融资约束对企业创新及生产规模扩大的影响

1. 融资约束与企业创新。企业在资金充足情况下，会优先考虑是否创新。如果企业选择不创新，则其利润为  $\pi_i$ ，且当企业使用内源资金进行生产时，其利润为  $\pi_1$ ，当企业使用外源资金进行生产时，其利润为  $\pi_\gamma$ ，即  $i \in \{1, \gamma\}$ 。如果企业选择创新，则其利润为  $\pi_i^I$ ，且有  $\pi_i^I > \pi_i$ 。同时假设由于创新增加的利润会随着融资成本的增加而逐渐减少，即可由式（1）表示：

①  $\gamma$  既包括吸收外源融资的直接信贷成本，也包括与外源融资相关的间接成本。

$$\frac{\partial(\pi_{\gamma}^I - \pi_{\gamma})}{\partial\gamma} < 0 \quad (1)$$

如果企业选择不创新，则其预期回报为：

$$E(\pi) = (q - \delta_L)\pi_1 + (1 - q + \delta_L)\pi_{\gamma} \quad (2)$$

如果企业首先使用内源资金用于创新，则企业使用内源资金进行生产的概率为 $q - \delta_L - \delta_I$ ；也就是说，企业进行生产需要外源融资的概率为 $1 - q + \delta_L + \delta_I$ 。对于创新的企业，其预期回报为：

$$E(\pi|I) = (q - \delta_L - \delta_I)\pi_1^I + (1 - q + \delta_L + \delta_I)\pi_{\gamma}^I \quad (3)$$

现在可以确定企业在扩大生产规模之前进行创新的动机，并进一步描述企业创新是如何受潜在融资约束产生的负面流动性冲击和外源融资成本影响的。在企业追求利益最大化的前提下，可知，企业进行创新的动机主要取决于创新与否的预期利润差异 $\Delta_{\pi}^I$ ，即：

$$\Delta_{\pi}^I \equiv E(\pi|I) - E(\pi) = (q - \delta_L)(\pi_1^I - \pi_1) + (1 - q + \delta_L)(\pi_{\gamma}^I - \pi_{\gamma}) - \delta_I(\pi_1^I - \pi_{\gamma}^I) \quad (4)$$

企业进行创新的前提条件是当且仅当 $\Delta_{\pi}^I > 0$ 。为进一步确定内源资金、外生流动性冲击以及外源融资成本对预期利润差异的影响，分别对 $\Delta_{\pi}^I$ 关于 $q$ 、 $\delta_L$ 及 $\gamma$ 求一阶导数，得式（5）～式（7）<sup>①</sup>。

$$\frac{\partial\Delta_{\pi}^I}{\partial q} = (\pi_1^I - \pi_1) - (\pi_{\gamma}^I - \pi_{\gamma}) > 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial\Delta_{\pi}^I}{\partial\delta_L} = -(\pi_1^I - \pi_1) + (\pi_{\gamma}^I - \pi_{\gamma}) < 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial\Delta_{\pi}^I}{\partial\gamma} = (1 - q + \delta_L)\frac{\partial(\pi_{\gamma}^I - \pi_{\gamma})}{\partial\gamma} + \delta_I\frac{\partial\pi_{\gamma}^I}{\partial\gamma} < 0 \quad (7)$$

根据上述模型可知，企业创新有充足内源资金的概率越大，预期利润越高，则越会激励企业进行创新；企业受外部流动性冲击越大，预期利润就越低，则越不利于企业创新；企业外源融资成本越高，企业预期利润就会越低，也越不利于企业创新。因此，式（5）～式（7）不等式成立，也就是说，无论是内源资金还是外源融资，其融资约束越严重，对企业创新激励就会越小。

2.融资约束与企业生产规模。企业创新后，会考虑是否扩大生产规模。如果不扩大生产规模，其利润为 $\pi_i$ ，且当企业使用内源资金进行生产，其利润为 $\pi_1$ ；当企业使用外源融资进行生产，其利润为 $\pi_{\gamma}$ ，即 $i \in \{1, \gamma\}$ 。企业选择扩大规模，其利润为 $\pi_i^S$ ，且有 $\pi_i^S > \pi_i$ 。同时假设来自企业生产规模扩大增加的利润会随着融资成本的增加而逐渐减少，这与经济规律相符，即可由式（8）表示：

① 外源融资成本越高，则使用外源融资获得的利润就会越低，即 $\frac{\partial\pi_{\gamma}^I}{\partial\gamma} < 0$ ，因此，式（7）小于0。

$$\frac{\partial(\pi_{\gamma}^S - \pi_{\gamma})}{\partial \gamma} < 0 \quad (8)$$

如果企业选择不扩大生产规模，则其预期回报为：

$$E(\pi) = (q - \delta_L)\pi_1 + (1 - q + \delta_L)\pi_{\gamma} - F_I \quad (9)$$

如果企业选择扩大生产规模，则企业在使用内源资金用于创新之后，其进行生产使用内源资金的概率为  $q - \delta_L - \delta_S$ ；并且企业需要外源融资的概率为  $1 - q + \delta_L + \delta_S$ 。对于选择扩大生产规模的企业，其预期回报为：

$$E(\pi|S) = (q - \delta_L - \delta_S)\pi_1^S + (1 - q + \delta_L + \delta_S)\pi_{\gamma}^S - F_I \quad (10)$$

同样可以确定企业在创新之后进行扩大生产规模的动机，并进一步描述企业在扩大生产规模时是如何受潜在融资约束产生的负面流动性冲击和外源融资成本影响的。在企业追求利益最大化的前提下，可知，企业扩大生产规模的动机主要取决于扩大生产规模与否的预期利润差异  $\Delta_{\pi}^S$ ，即：

$$\Delta_{\pi}^S \equiv E(\pi|S) - E(\pi) = (q - \delta_L)(\pi_1^S - \pi_1) + (1 - q + \delta_L)(\pi_{\gamma}^S - \pi_{\gamma}) - \delta_S(\pi_1^S - \pi_{\gamma}^S) - F_I \quad (11)$$

企业是否扩大生产规模的前提是当且仅当  $\Delta_{\pi}^S > 0$ 。为确定内源资金、外生流动性冲击及外源融资成本是如何影响预期利润差异的，分别对  $\Delta_{\pi}^S$  关于  $q$ 、 $\delta_L$  及  $\gamma$  求一阶导数，得式 (12)～式 (14)。

$$\frac{\partial \Delta_{\pi}^S}{\partial q} = (\pi_1^S - \pi_1) - (\pi_{\gamma}^S - \pi_{\gamma}) > 0 \quad (12)$$

$$\frac{\partial \Delta_{\pi}^S}{\partial \delta_L} = -(\pi_1^S - \pi_1) + (\pi_{\gamma}^S - \pi_{\gamma}) < 0 \quad (13)$$

$$\frac{\partial \Delta_{\pi}^S}{\partial \gamma} = (1 - q + \delta_L) \frac{\partial(\pi_{\gamma}^S - \pi_{\gamma})}{\partial \gamma} + \delta_S \frac{\partial \pi_{\gamma}^S}{\partial \gamma} < 0 \quad (14)$$

根据上述模型可知，企业创新有充足内源资金的概率越大，企业创新之后扩大生产规模的概率就越大；企业受外部流动性冲击越大，企业扩大生产规模时预期利润就会越低，则越不利于企业扩大生产规模；企业外源融资成本越高，企业扩大生产规模时预期利润就会越低，也不利于企业扩大生产规模。因此，式 (12)～式 (14) 不等式成立，也就是说，无论是内源资金还是外源融资，其融资约束越严重，对企业扩大生产规模的激励就会越小。

综上所述，融资约束是企业创新和扩大生产规模面临的重要难题之一(马芬芬等, 2021)，也是限制企业全要素生产率提升的重要阻碍之一。负面流动性冲击越大、外源融资成本越高，企业越难获得资金用于创新或扩大生产规模，或者企业资本成本居高不下，进而会拉低企业预期利润，不利于企业创新和扩大生产规模。

### （三）增值税税率下调对企业创新及扩大生产规模的影响

1. 增值税税率下调与融资约束。“营改增”在一定程度上降低了企业税负，但为保证“营改增”的顺利推行，出现了增值税多档税率、法定税率较高、高低税率差距较大的问题，不仅会造成全要素生产率的损失（陈晓光，2013）及资源误配（刘柏惠等，2019），甚至会对冲“营改增”的减税红利。增值税税率简并下调不仅是减税重要措施之一，更是税制优化的必然选择，也是强化前期减税政策红利的重要保障，其对企业融资约束的影响主要包括以下两种渠道。

首先是税率下调的“现金流增加”效应。一是我国企业交易普遍以含税价进行结算，在税率下调后，若企业销售含税价不变，则缴纳税款减少，收入增加，可支配现金流量增加。若企业销售含税价格下降，其销售量会提高，同样会增加可支配现金流。二是企业购进货物、不动产等按适用税率抵扣了进项税额，当适用税率下调后，最直接的效果就是企业销项税额减少，用于缴纳增值税的现金流减少。高税率行业适用税率的下调，税率级差的缩小，同样会使税负降低。三是由于供需价格弹性、供需双方议价能力等因素，税率下调部分减税红利会顺着商品或服务的流转方向在供需双方实现共享。当消费者以低价购买商品或服务而享受减税红利时，其购买能力随之增加，对商品或服务的需求增加，进而增加企业现金流。一方面企业现金流增加，可以为内源融资提供资金来源，企业使用内源资金进行创新或扩大生产规模的概率增加，其受负面流动性冲击概率则会减小；另一方面企业现金流增加，还可以增强企业在资本市场上的议价能力，使外源融资成本降低，而我国企业普遍存在内源资金不足及较强的融资约束（王竹泉等，2015），外源融资成本的降低，使企业对外源融资的需求增加，进而融资约束得到缓解，如表 1 所示。

其次是税率下调的“资本市场信号传递”效应。税率下调通过“价格效应”和“税负效应”可以显著提升企业价值（刘行和叶康涛，2018），企业价值提升为市场释放出企业发展良好的信号，增加了资金需求方的议价能力；税率下调作为一项减税政策，其施策于特定行业，不仅可以降低该行业的整体流转税税负，为投资者释放出该行业未来现金流增加的信号，还会向投资者释放出政府对特定行业扶持的政策利好信号，同样会提高资金需求企业的议价能力。在企业议价能力增强和政策利好信号预期下，资金供给方通过降低资金使用“价格”为企业提供更为便宜的资金，进而使企业融资约束得以缓解，如表 1 所示。

表1 增值税税率下调对企业融资约束的影响路径

增值税税率 下调	现金流增加效应	$\frac{\partial Cf}{\partial \tau} > 0$	$\frac{\partial q}{\partial Cf} \cdot \frac{\partial Cf}{\partial \tau} > 0$	内源资金得以缓解
			$\frac{\partial \delta_L}{\partial Cf} \cdot \frac{\partial Cf}{\partial \tau} < 0$	外源融资得以缓解
			$\frac{\partial \gamma}{\partial Cf} \cdot \frac{\partial Cf}{\partial \tau} < 0$	
	资本市场信号传递效应	$\frac{\partial B}{\partial E} \cdot \frac{\partial E}{\partial \tau} > 0$	$\frac{\partial \gamma}{\partial B} \cdot \frac{\partial B}{\partial E} \cdot \frac{\partial E}{\partial \tau} < 0$	外源融资得以缓解
	$\frac{\partial B}{\partial P} \cdot \frac{\partial P}{\partial \tau} > 0$	$\frac{\partial \gamma}{\partial B} \cdot \frac{\partial B}{\partial P} \cdot \frac{\partial P}{\partial \tau} < 0$		

说明： $\tau^{\text{①}}$ 为税率下调程度，假设 $\tau \in [0,1]$ ； $Cf$ 表示经营活动产生的净现金流； $E$ 表示企业价值； $B$ 表示企业议价能力； $P$ 表示政策利好信号程度；其他符号同上文。

综上所述，税率下调可以有效缓解企业融资约束。

2. 增值税税率下调与创新及生产规模。税率下调使企业融资约束得到缓解，企业不仅有更多内源资金用于创新，在创新之后，甚至留有部分内源资金用于扩大生产。同时，企业还可以获得更多外源融资用于扩大生产规模。因此，税率下调不仅可以促进企业加大创新投入，还可以促使企业扩大生产规模。

由于 $\partial \Delta_{\pi}^I / \partial \delta_L < 0$ ,  $\partial \delta_L / \partial \tau < 0$ ,  $\partial \Delta_{\pi}^I / \partial q > 0$ , 以及表1所示内容, 得式(15)~式(19):

$$\frac{\partial \Delta_{\pi}^I}{\partial \tau} = \frac{\partial \Delta_{\pi}^I}{\partial q} \cdot \frac{\partial q}{\partial Cf} \cdot \frac{\partial Cf}{\partial \tau} > 0 \quad (15)$$

$$\frac{\partial \Delta_{\pi}^I}{\partial \tau} = \frac{\partial \Delta_{\pi}^I}{\partial \delta_L} \cdot \frac{\partial \delta_L}{\partial Cf} \cdot \frac{\partial Cf}{\partial \tau} > 0 \quad (16)$$

$$\frac{\partial \Delta_{\pi}^I}{\partial \tau} = \frac{\partial \Delta_{\pi}^I}{\partial \gamma} \cdot \frac{\partial \gamma}{\partial Cf} \cdot \frac{\partial Cf}{\partial \tau} > 0 \quad (17)$$

$$\frac{\partial \Delta_{\pi}^I}{\partial \tau} = \frac{\partial \Delta_{\pi}^I}{\partial \gamma} \cdot \frac{\partial \gamma}{\partial B} \cdot \frac{\partial B}{\partial E} \cdot \frac{\partial E}{\partial \tau} > 0 \quad (18)$$

$$\frac{\partial \Delta_{\pi}^I}{\partial \tau} = \frac{\partial \Delta_{\pi}^I}{\partial \gamma} \cdot \frac{\partial \gamma}{\partial B} \cdot \frac{\partial B}{\partial P} \cdot \frac{\partial P}{\partial \tau} > 0 \quad (19)$$

由式(15)~式(19)可知, 税率下调通过现金流增加及资本市场利好信号, 对企业内源资金和外源融资产生了缓解作用, 通过融资约束的缓解对其创新产生激励, 特提出如下假设。

假设1 增值税税率下调通过缓解融资约束, 对企业创新产生激励作用。

同样, 由于 $\partial \Delta_{\pi}^S / \partial \delta_L < 0$ ,  $\partial \delta_L / \partial \tau < 0$ ,  $\partial \Delta_{\pi}^S / \partial q > 0$ , 及表1所示内容, 得式(20)~式(24):

①  $\tau = |(t_1 - t_0)/t_0|$ , 其中 $t_0$ 为下调前税率,  $t_1$ 为下调后税率。

$$\frac{\partial \Delta_{\pi}^S}{\partial \tau} = \frac{\partial \Delta_{\pi}^S}{\partial q} \cdot \frac{\partial q}{\partial Cf} \cdot \frac{\partial Cf}{\partial \tau} > 0 \quad (20)$$

$$\frac{\partial \Delta_{\pi}^S}{\partial \tau} = \frac{\partial \Delta_{\pi}^S}{\partial \delta_L} \cdot \frac{\partial \delta_L}{\partial Cf} \cdot \frac{\partial Cf}{\partial \tau} > 0 \quad (21)$$

$$\frac{\partial \Delta_{\pi}^S}{\partial \tau} = \frac{\partial \Delta_{\pi}^S}{\partial \gamma} \cdot \frac{\partial \gamma}{\partial Cf} \cdot \frac{\partial Cf}{\partial \tau} > 0 \quad (22)$$

$$\frac{\partial \Delta_{\pi}^S}{\partial \tau} = \frac{\partial \Delta_{\pi}^S}{\partial \gamma} \cdot \frac{\partial \gamma}{\partial B} \cdot \frac{\partial B}{\partial E} \cdot \frac{\partial E}{\partial \tau} > 0 \quad (23)$$

$$\frac{\partial \Delta_{\pi}^S}{\partial \tau} = \frac{\partial \Delta_{\pi}^S}{\partial \gamma} \cdot \frac{\partial \gamma}{\partial B} \cdot \frac{\partial B}{\partial P} \cdot \frac{\partial P}{\partial \tau} > 0 \quad (24)$$

由式(20)~式(24)可知, 增值税税率下调通过缓解企业融资约束, 会对企业扩大生产规模产生激励作用, 特提出如下假设。

假设 2 增值税税率下调通过缓解融资约束, 对企业扩大生产规模产生激励作用。

(四) 增值税税率下调对企业全要素生产率的影响

全要素生产率的提升不仅体现在技术进步对经济增长的促进方面, 而且还体现在技术创新对生产率的推动方面 (Griffith *et al.*, 2003)。无论是企业自主研发, 还是通过技术引进, 都会对生产率产生显著的促进作用, 即  $\partial TFP / \partial \Delta_{\pi}^I > 0$  (且  $TFP > 0$ )。

企业规模扩大会产生规模报酬递增或递减的可能, 进而对全要素生产率产生促进或抑制影响。而中国的企业规模不经济、产业组织分散等问题较为突出, 企业意识到只有规模扩张才可以改善资源配置效率、增强盈利能力、提高全要素生产率 (孙晓华和王昀, 2014), 即  $\partial TFP / \partial \Delta_{\pi}^S > 0$ 。

由上述分析可得式(25)和式(26):

$$\frac{\partial TFP}{\partial \tau} = \frac{\partial TFP}{\partial \Delta_{\pi}^I} \cdot \frac{\partial \Delta_{\pi}^I}{\partial \tau} > 0 \quad (25)$$

$$\frac{\partial TFP}{\partial \tau} = \frac{\partial TFP}{\partial \Delta_{\pi}^S} \cdot \frac{\partial \Delta_{\pi}^S}{\partial \tau} > 0 \quad (26)$$

由此提出如下假设:

假设 3 增值税税率下调可以促进企业全要素生产率提高。

假设 4 增值税税率下调通过激励企业创新, 对全要素生产率产生促进作用。

假设 5 增值税税率下调通过激励企业扩大生产规模, 对全要素生产率产生促进作用。

### 三、研究设计

(一) 数据与样本处理

本文以 2014—2020 年 A 股上市公司年度财务数据为初选样本, 首先对初选样本进行如

下处理：剔除金融业、ST 和\*ST 等企业数据；剔除连续数据不足 7 期的样本，保障面板固定效应的稳健性；对主要变量进行 1%的缩尾处理。数据来源于国泰安数据库，并采用 stata15.0 进行相关实证分析。

我国在“营改增”之后，于 2017 年 7 月 1 日对增值税税率进行了调整，此次税率调整涉及的征税范围主要包括农产品、自来水、暖气、农机等生产生活必需品，其供需价格弹性相对较小，受税收政策影响也较小（肖春明，2021），且在分行业异质性检验时发现，2017—2019 年税率调整对涉及该征税范围企业的全要素生产率均无显著影响<sup>①</sup>，故将上述行业企业样本予以剔除，以保证政策效应评估的准确性。

原适用 17%（主要包括制造业）和 11%（主要包括交通运输业、邮政服务业、建筑业等）税率的行业于 2018 年 5 月 1 日分别下调为 16%和 10%，于 2019 年 4 月 1 日分别下调为 13%和 9%，而现代服务业及生活服务业税率一直为 6%，故本文使用双重差分法（DID）时将制造业、交通运输业、邮政服务业、建筑业确定为实验组，将现代服务业和生活服务业确定为对照组。在对 2018 年税率下调政策效应实证检验时发现，此次税率下调对全要素生产率的影响并不显著，且被解释变量进行一阶滞后时仍不显著，主要原因可能是 2018 年税率下调幅度较小。因此，本文选取 2019 年 4 月 1 日税率调整作为准自然实验，以此来检验税率调整对企业全要素生产率的影响。

## （二）变量选取与模型设计

### 1. 变量选取

（1）被解释变量：企业全要素生产率（ $Tfp$ ）。运用 LP（Levinsohn & Petrin，2003）法对  $Tfp\_LP$  进行测算。具体处理如下：以 Cobb-Douglas 生产函数为基础，即：

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} M_{it}^{1-\alpha-\beta} \quad (27)$$

其中， $Y_{it}$  为总产出，以样本企业营业收入作为代理变量； $K_{it}$  表示资本投入，以固定资产净额为其代理变量； $L_{it}$  表示劳动投入，以企业员工人数为代理变量； $M_{it}$  表示中间投入，以营业成本、销售费用、管理费用、财务费用之和减去折旧摊销与支付给职工以及为职工支付的现金余额为其代理变量； $A_{it}$  表示全要素生产率  $Tfp\_LP$ 。对式（27）进行线性化处理得：

$$\ln Y_{it} = \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + (1 - \alpha - \beta) \ln M_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (28)$$

式（28）中劳动力  $\ln L_{it}$  和中间投入  $\ln M_{it}$  是自由变量，资本  $\ln K_{it}$  是状态变量， $\omega_{it}$  是全要

<sup>①</sup> 由于篇幅原因，该异质性检验实证结果不再赘述。

素生产率,  $\varepsilon_{it}$  是独立同分布的随机误差项, 包括无法观测到的技术冲击等。<sup>①</sup>

此外, 选取 OP 法 (Olley & Pakes, 1996) 及固定效应法测算的  $Tfp_{OP}$  和  $Tfp_{FE}$  进行稳健性检验。

(2)解释变量: “税率调整” ( $Treat_j \times Policy_t$ )。本文引入行业虚拟变量  $Treat_j$ , 即不属于税率调整行业范围的企业, 包括现代服务业和生活服务业, 该虚拟变量为 0; 属于税率调整行业范围的企业, 包括制造业、交通运输业、邮政服务业、建筑业, 则该虚拟变量为 1。引入“增值税税率调整”  $Policy_t$  政策虚拟变量, 即 2019 年之前, 该虚拟变量为 0; 2019 年及之后, 该虚拟变量为 1。而本文所关注的是  $Treat_j$  与  $Policy_t$  的交互项, 即“税率调整”政策虚拟变量  $Treat_j \times Policy_t$ , 记为  $Rateadj_{jt}$ 。

(3)中介变量。借鉴已有文献, 分别选取  $FC$  指数、研发投入及期末总资产作为融资约束、企业创新 ( $R\&D$ ) 及企业规模 ( $Size$ ) 的代理变量, 并对研发投入和总资产分别进行取自然对数处理。

(4)控制变量。本文在回归中又加入一系列企业特征作为控制变量, 具体定义如表 2 所示。

表 2 控制变量定义说明

变量	变量	定义说明
企业年龄	$Age$	企业成立时间的自然对数
净现金流量	$Cf$	经营活动现金流量净额/资产总额
资产负债率	$Lev$	总负债 / 总资产
营业收入增长率	$Growth$	(当年营业收入-上年营业收入) / 上年营业收入
股权集中度	$Holder$	第一大股东集中度
企业价值	$TobinQ$	企业市值/资产总计
总资产净利润率	$Roa$	净利润/[ (资产合计期末余额+资产合计期初余额) /2]
净资产收益率	$Roe$	净利润/[ (股东权益期末余额+股东权益期初余额) /2]
资本密集度	$Capinten$	年末固定资产净值/年末总资产

## 2.模型设计

(1)基准回归模型。为检验税率下调对企业全要素生产率的影响, 特构建如下固定效应模型:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_j + \alpha_2 Policy_t + \alpha_3 Rateadj_{jt} + \sum_n \alpha_n Control_{it} + \mu_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (29)$$

<sup>①</sup> 详细推导过程见鲁晓东和连玉君 (2012) 文中介绍, 此处不再赘述。

其中,  $i$  表示企业;  $j$  表示行业;  $t$  表示年度;  $Rateadj_{jt}$  为  $Treat_j$  与  $Policy_t$  的交互项, 即税率下调政策虚拟变量;  $\sum_n \alpha_n Control_{it}$  为控制变量组, 包括企业年龄 ( $Age$ )、净现金流量 ( $Cf$ )、资产负债率 ( $Lev$ )、营业收入增长率 ( $Growth$ )、股权集中度 ( $Holder$ )、企业价值 ( $TobinQ$ )、总资产净利润率 ( $Roa$ )、净资产收益率 ( $Roe$ )、资本密集度 ( $Capinten$ )。由于  $Treat_j$  与  $Policy_t$  的系数分别被企业固定效应及年度固定效应吸收, 故本文关注的重点是  $Rateadj_{jt}$  的系数  $\alpha_3$ , 其取值则为增值税税率下调对企业全要素生产率的效应。全文实证结果均为控制了时间固定效应、个体固定效应、证监会行业大类代码行业固定效应和城市固定效应, 并对标准误进行了个体层面的聚类调整。

(2) 机制分析模型。为验证税率下调通过融资约束对企业创新 ( $R\&D$ ) 及生产规模 ( $Size$ ) 的影响机制, 本文借鉴温忠麟和叶宝娟 (2014) 的研究, 建立如下模型:

$$R\&D_{it}(\text{或}Size_{it}) = \beta_0 + \beta_1 Rateadj_{jt} + \sum_n \beta_n Control_{it} + \mu_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (30)$$

$$Fincon_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Rateadj_{jt} + \sum_n \gamma_n Control_{it} + \mu_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (31)$$

$$R\&D_{it}(\text{或}Size_{it}) = \delta_0 + \delta_1 Rateadj_{jt} + \delta_2 Fincon_{it} + \sum_n \delta_n Control_{it} + \mu_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (32)$$

$R\&D_{it}$  和  $Size_{it}$  分别为企业创新投入和生产规模。  $Fincon_{it}$  为企业融资约束, 即中介变量。根据中介效应定义,  $\beta_1$  表示税率下调对企业创新或生产规模的总效应;  $\gamma_1$  表示税率下调对中介变量  $Fincon_{it}$  的效应;  $\delta_1$  表示控制了中介变量  $Fincon_{it}$  之后, 税率下调对企业创新投入或生产规模的直接效应;  $\gamma_1 \times \delta_2$  表示税率下调对企业全要素生产率的间接效应。结合本文理论分析,  $\beta_1$  应显著为正,  $\gamma_1$  和  $\delta_2$  应显著为负。

为进一步检验税率下调通过企业创新和生产规模对全要素生产率的影响路径, 继续建立如下递归模型, 系数分析同上述机制分析类似:

$$Tfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Rateadj_{jt} + \sum_n \alpha_n Control_{it} + \mu_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (33)$$

$$R\&D_{it}(\text{或}Size_{it}) = \theta_0 + \theta_1 Rateadj_{jt} + \sum_n \theta_n Control_{it} + \mu_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (34)$$

$$Tfp_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 Rateadj_{jt} + \varphi_2 R\&D_{it}(\text{或}Size_{it}) + \sum_n \varphi_n Control_{it} + \mu_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (35)$$

## 四、实证结果分析

### (一) 基准回归结果

表 3 汇报了税率下调对企业全要素生产率效应的实证结果。本文关注的重点是  $Rateadj_{jt}$  的系数, 即企业全要素生产率在税率下调前后是否发生变化, 如果该系数为正, 则

表明增值税税率下调会对全要素生产率产生促进效应。

列(1)在控制净现金流量、企业年龄、资产负债率、营业收入增长率时,  $Rateadj_{jt}$  的系数显著为正, 初步验证了假设 3。列(2)在引入所有控制变量时,  $Rateadj_{jt}$  的系数依然在 1% 的显著性水平下显著为正, 进一步说明了税率下调对企业全要素生产率提升的促进作用, 假设 3 得证。

列(3)和列(4)为分国有企业和民营企业进行的异质性检验, 列(3)中  $Rateadj_{jt}$  的系数并不显著, 说明税率下调对国有企业全要素生产率的提升并不会产生显著影响。列(4)中  $Rateadj_{jt}$  的系数在 1% 的显著性水平下显著为正, 则说明民营企业对税率下调的反应比较敏感, 且能显著促进其全要素生产率的提升。本文采取 Bootstrap 抽样法(连玉君等, 2008)检验了国有企业和民营企业组间系数差异的统计显著性, 结果显示两组组间系数差异在 1% 的显著性水平上显著, 表明税率下调对全要素生产率的提升效应因企业产权性质的不同而具有显著差异, 且税率下调对民营企业全要素生产率的影响更大。究其原因: 一是国有企业大多属于大中型企业, 一般行业地位强、经营规模和资产规模大, 往往更容易获得金融机构信用或非信用形式的融资, 且更容易受到投资者的青睐; 而民营企业大多属于中小企业, 往往由于行业地位弱、经营规模和资产规模小、抗风险能力弱等, 面临比较严重的外部融资约束。二是国有企业产权性质决定了其要为政府达成一定社会目标, 作为资源交换, 政府往往会为国有企业提供一些便利的融资环境或直接为其提供财政补贴和信贷资源(王跃堂等, 2012); 民营企业的产权性质决定了政府一般较少寻求民营企业达成特定的社会目标, 民营企业获得这种特定的财政信贷资源相对也较少。因此, 对于多数国有企业来说, 税收政策变动带来的利益流入在此表现为“锦上添花”, 使得国有企业对税率下调的反映程度不及民营企业敏感。对民营企业来说, 在资金紧张的情况下, 税收政策变动带来的利益流入就是“雪中送炭”, 因此, 其对税率下调等税收政策的反应要比国有企业更强烈一些。

列(5)和列(6)为按照企业规模进行的异质性检验。在对企业规模进行异质性检验时, 先根据企业规模 ( $Size$ ) 大小分成 10 组, 按照规模大小取前 3 组定义为小型企业, 取后 3 组定义为大型企业。列(5)和列(6)中  $Rateadj_{jt}$  的系数均显著为正, 且列(6)比列(5)中  $Rateadj_{jt}$  的系数大。组间系数差异检验结果显示, 两组组间系数差异在 5% 的显著性水平上显著, 表明税率下调对全要素生产率的提升效应因企业规模的不同而具有显著差异, 且税率下调对小型企业全要素生产率的影响更大。这是因为, 一方面大型企业多为国有企业, 小型企业多为民营企业; 另一方面是大型企业比小型企业有更强的议价能力, 较强的议价能力使大型企业在经营过程中会融到成本更低且更多的资金, 进而对税率下调带来的政

策效应反应程度不及小型企业敏感。

企业经营活动净现金流 ( $Cf$ ) 的系数均显著为正, 说明企业经营活动产生的净现金流越多, 其内源资金会越充足, 越能通过进行研发创新和扩大生产规模来促进全要素生产率的提升。企业年龄 ( $Age$ ) 系数除国有企业外均显著为正, 说明企业成立时间越长, 越能积累更多的管理经验、发展能力和融资渠道, 对企业全要素生产率的提升起到一定促进作用。资产负债率 ( $Lev$ ) 系数均在 1% 的显著性水平下显著为正, 说明企业融资能力越强, 越能融到充足的资金, 可以通过加大研发投入或扩大生产规模来促进全要素生产率的提升。总资产收益率 ( $Ro_a$ ) 系数均显著为正, 说明企业盈利能力越强, 越能积累更多资本用于加大研发或扩大生产, 进而促进全要素生产率提升。

表 3 增值税税率调整与企业全要素生产率: DID 回归

	$Tfp\_LP$		$Tfp\_LP$		$Tfp\_LP$	
	全样本		国有企业	民营企业	大型企业	小型企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat_j$	0.087 (1.07)	0.094 (1.26)	0.099 (1.00)	0.109 (1.33)	0.081 (0.72)	0.096 (0.75)
$Policy_t$	0.190** (2.32)	0.207*** (2.75)	0.056 (1.39)	0.237** (2.09)	0.133** (1.99)	0.305*** (2.77)
$Rateadj_{jt}$	0.027*** (2.79)	0.055*** (2.87)	0.035 (0.52)	0.071*** (2.83)	0.019* (1.89)	0.064*** (2.72)
$Cf$	0.646*** (7.07)	0.431*** (5.35)	0.447*** (3.20)	0.438*** (4.17)	0.547*** (4.41)	0.247** (2.46)
$Age$	0.965*** (3.89)	0.873*** (3.83)	0.513 (1.62)	0.986*** (3.01)	1.056*** (3.47)	0.729** (2.15)
$Lev$	0.721*** (7.15)	0.963*** (9.83)	0.898*** (5.48)	0.925*** (7.91)	0.925*** (5.09)	0.845*** (6.51)
$Growth$	0.336*** (19.39)	0.239*** (12.80)	0.286*** (8.56)	0.240*** (9.70)	0.204*** (8.15)	0.252*** (9.39)
$Holder$		-0.003 (-1.63)	0.001 (0.46)	-0.005* (-1.78)	-0.002 (-0.89)	-0.009*** (-4.02)

<i>TobinQ</i>		-0.004 (-0.62)	-0.005 (-0.39)	-0.005 (-0.59)	0.037*** (3.22)	-0.014* (-1.77)
<i>Roa</i>		1.342*** (3.56)	1.438*** (2.69)	1.449** (2.55)	1.332** (2.30)	2.544*** (3.61)
<i>Roe</i>		0.249 (1.31)	0.180 (0.71)	0.283 (0.95)	0.233 (0.95)	-0.672* (-1.68)
<i>Capinten</i>		-1.166*** (-9.11)	-1.025*** (-4.45)	-1.159*** (-7.60)	-0.623** (-2.48)	-1.012*** (-6.23)
常数	5.929*** (8.51)	6.403*** (9.88)	7.764*** (8.23)	5.925*** (6.53)	6.612*** (7.39)	6.351*** (6.73)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	7 525	7 525	2 397	4 480	2 484	2 558
调整的 $R^2$	0.442	0.517	0.476	0.559	0.499	0.472
系数差异检验 (P 值)			0.001***		0.043**	

注：括号内为 t 值；\*，\*\*和\*\*\*分别表示在 10%，5%和 1%显著性水平上显著；系数差异检验 P 值用于检验组间系数差异的显著性，通过 Bootstrap 抽样 1000 次得到；下表同。

## （二）增值税税率下调对企业创新及企业规模的机制检验

表 4 中列（1）、列（3）和列（5）汇报了增值税税率下调对企业创新影响机制检验的回归结果，列（2）、列（4）和列（6）汇报了增值税税率下调对企业规模影响机制检验的回归结果。列（1）和列（2）中，税率下调虚拟变量  $Rateadj_{jt}$  系数均在 1%显著性水平下显著为正，说明税率下调可以显著促进企业研发投入的增加及企业规模的扩大。该系数显著，可以按中介效应立论，进而对式（31）和式（32）进行后续检验。列（3）和列（4）回归结果显示，税率下调虚拟变量  $Rateadj_{jt}$  系数在 5%显著性水平下显著为负，说明税率下调可以缓解企业融资约束，并且符合中介效应立论要求，可以进行后续检验。列（5）和列（6）回归结果中， $FC$  系数均显著为负，表明融资约束缓解对研发投入及企业规模具有显著促进作用，说

明间接效应显著,进而可以检验式(32)中 $Rateadj_{jt}$ 的系数。列(5)和列(6)中, $Rateadj_{jt}$ 的系数均显著为正,说明税率下调对企业创新投入及企业规模存在直接效应,且直接效应为正。由于式(31)中 $Rateadj_{jt}$ 系数与式(32)中 $FC$ 系数乘积符号与式(32)中 $Rateadj_{jt}$ 系数符号相同,表明 $FC$ 在税率下调与企业研发投入及企业规模之间产生了部分中介效应。此外,针对税率下调通过融资约束缓解对企业研发投入及企业规模的影响分析中分别做了Sobel检验和Bootstrap检验,检验结果显著,表明中介效应假设成立,即增值税税率下调通过缓解企业融资约束,可以促进企业技术创新及生产规模的扩大,假设1和假设2得证。

表4 增值税税率下调对企业创新及企业规模的机制检验

	<i>R&amp;D</i>	<i>Size</i>	<i>FC</i>		<i>R&amp;D</i>	<i>Size</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Rateadj<sub>jt</sub></i>	0.174*** (3.51)	0.143*** (5.74)	-0.014** (-2.50)	-0.014** (-2.50)	0.160*** (3.39)	0.092*** (6.46)
<i>FC</i>					-1.000*** (-4.26)	-3.633*** (-25.11)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数	11.090*** (17.42)	20.250*** (47.02)	1.192*** (38.24)	1.192*** (38.24)	12.280*** (17.67)	24.580*** (26.69)
样本数	7 482	7 482	7 482	7 482	7 482	7 482
调整的 $R^2$	0.202	0.469	0.451	0.451	0.204	0.828

### (三) 增值税税率下调对企业全要素生产率的机制检验

表5中列(1)、列(3)和列(5)及列(2)、列(4)和列(6)分别汇报了税率下调通过促进企业创新投入及生产规模扩大,对全要素生产率影响机制的回归结果。根据回归结果可知,税率下调通过促进企业创新投入和企业生产规模扩大,可以显著促进企业全要素生产率的提升。此外,Sobel检验及Bootstrap检验同样显著,表明中介效应假设成立,即增值税税率下调通过促进企业创新及生产规模扩大,对全要素生产率产生显著促进作用,假设4及假设5得证。

表 5 增值税税率下调对企业全要素生产率的机制检验

	<i>Tfp_LP</i>		<i>R&amp;D</i>	<i>Size</i>	<i>Tfp_LP</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Rateadj<sub>jt</sub></i>	0.119*** (5.22)	0.119*** (5.22)	0.174*** (3.51)	0.143*** (5.74)	0.113*** (5.56)	0.018** (2.31)
<i>R&amp;D</i>					0.032*** (15.85)	0.709*** (11.51)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数	7.016*** (61.62)	7.016*** (61.62)	11.090*** (17.42)	20.250*** (147.02)	7.357*** (64.15)	-5.715*** (-39.25)
样本数	7 482	7 482	7 482	7 482	7 482	7 482
调整的 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.516	0.516	0.202	0.469	0.531	0.796

#### (四) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。双重差分使用的前提是政策调整之前，实验组与控制组企业全要素生产率具有相同的变化趋势，否则增值税税率下调对全要素生产率的效应可能会被高估或低估。为检验本文所用 DID 方法的准确性，特进行了平行趋势检验。如果平行趋势检验假设成立，则增值税税率下调对企业全要素生产率的影响只会发生在政策实施之后，在政策实施之前，税率下调企业与税率不变企业的变动趋势应该不存在显著差异。

由于本文以 2019 年税率下调为政策冲击，且使用的数据为 2014—2020 年上市公司年度财务数据，故本文以 2019 年为基准期，分别生成 2015 年、2016 年、2017 年、2018 年、2019 年、2020 年时间虚拟变量与处理组虚拟变量的交互项（共计 6 个）。假设每年虚拟变量的当年取值为 1，其他年份取值均为 0，这些交互项的估计系数所衡量的就是特定时期实验组与控制组之间的差异。将上述交互项同时纳入式 (29) 中进行回归，回归结果如表 6 所示。表 6 的回归结果显示，2015—2018 年 4 个交互项系数均不显著，但是 2019 年及 2020 年交互项却显著为正，说明实验组和控制组企业全要素生产率在增值税税率下调之前没有显著差异，但是在政策实施之后却出现了显著变化，符合双重差分法应用的平行趋势条件。

表 6 平行趋势检验

变量	系数	变量	系数
<i>Rateadj</i> <sub>2015</sub>	0.035 (0.57)	<i>Rateadj</i> <sub>2018</sub>	0.046 (0.84)
<i>Rateadj</i> <sub>2016</sub>	0.025 (1.31)	<i>Rateadj</i> <sub>2019</sub>	0.054*** (4.60)
<i>Rateadj</i> <sub>2017</sub>	-0.024 (-1.20)	<i>Rateadj</i> <sub>2020</sub>	0.081*** (4.03)
控制变量	控制	样本数	7 525

2. 更换被解释变量。为进一步保证基准回归结果的稳健性，本文分别采取 OP 法及固定效应法测算的企业全要素生产率作为被解释变量再次进行基准回归。即使更换了被解释变量，回归结果依然显著，具体结果如表 7 所示。

表 7 稳健性检验：更换被解释变量

	<i>Tfp_OP</i>		<i>Tfp_FE</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Rateadj</i> <sub>it</sub>	0.034*** (3.20)	0.015*** (2.65)	0.023** (2.32)	0.017** (2.45)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
常数	6.538*** (8.30)	4.717*** (8.58)	11.440*** (10.07)	8.219*** (10.69)
样本数	7 525	7 525	7 525	7 525
调整的 $R^2$	0.308	0.473	0.356	0.516

3. 检验“营改增”的滞后效应。我国于 2012 年 1 月 1 日在上海推行“营改增”试点改革，试点行业最初包括交通运输业和部分现代服务业，之后采取分行业、分地区、分步骤的试点改革方式，逐步将“营改增”试点地区推向全国，试点行业涵盖交通运输业、现代服务业、生活服务业、建筑业、房地产业、金融业等。“营改增”作为结构性减税的重要措施，通过打通增值税抵扣链条、消除重复征税、促进税制公平等，不仅可以提升服务业的全要素生产率（谢

获宝和惠丽丽, 2021; 盛明泉等, 2020), 而且对制造业全要素生产率同样具有显著促进作用(丁汀和钱晓东, 2019)。同时, “营改增”对全要素生产率具有滞后效应, 但滞后效应会逐渐减小(孙正等, 2020), 到 2015 年滞后效应变得不再显著(丁汀和钱晓东, 2019)。增值税税率下调行业不仅包括“营改增”非试点行业, 也包括“营改增”试点行业, 且两项政策改革距离较近, “营改增”的滞后效应很可能为增值税税率下调政策评估带来时滞偏误, 因此, 本文采用动态 DID 检验“营改增”的滞后效应, 以保证税率下调政策效应评估的准确性。检验“营改增”滞后效应时, 在前文样本数据处理的基础上, 将样本时间确定为 2010—2018 年, 并构建如下模型:

$$Tfp_{it} = \sum_{t=2011}^{2017} \alpha_t Treat \times Post_t + \sum_n \beta_n Controls_{it} + \mu_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (36)$$

其中,  $Post_t$  为时间虚拟变量, 以 2010 年为基期, 共设置  $Post_{2011} \sim Post_{2017}$  7 个时间虚拟变量。结果如表 8 所示, 由实证结果可知, “营改增”对企业全要素生产率的影响从政策实施开始呈现逐步增强再到减弱的过程, 到 2016 年影响不再显著为止, 确保了本文基准回归结果的准确性。

表 8 “营改增”与企业全要素生产率: 动态 DID 回归结果

	$Treat$ $\times Post_{2011}$	$Treat$ $\times Post_{2012}$	$Treat$ $\times Post_{2013}$	$Treat$ $\times Post_{2014}$	$Treat$ $\times Post_{2015}$	$Treat$ $\times Post_{2016}$	$Treat$ $\times Post_{2017}$
$Tfp_{LP}$	0.107 (1.05)	0.129* (1.84)	0.126** (2.45)	0.164*** (3.18)	0.076** (2.22)	0.059 (1.09)	0.005 (0.16)
$Tfp_{OP}$	0.038 (1.27)	0.081*** (2.75)	0.108** (2.52)	0.098** (2.07)	0.043* (1.91)	0.038 (1.27)	0.027 (1.07)

## 五、研究结论与政策建议

“营改增”之后增值税出现税率档次较多、高低税率差距较大的情况, 促使企业将生产要素投向低税率行业, 可能会造成资源错配, 反而对全要素生产率产生抑制作用。为了适应供给侧结构性改革的目标, 切实落实减税政策激发企业活力, 税率简并下调成为增值税改革的重点。本文通过构建增值税税率下调对全要素生产率影响的理论模型, 采用沪深 A 股上市公司财务数据, 以增值税税率下调为准自然实验, 运用双重差分法(DID)、固定效应和中介效应模型, 实证检验了增值税税率下调对企业全要素生产率的效应及机制。研究发现, 税率下调对企业全要素生产率具有显著的促进作用。机制检验证明, 税率下调通过缓解融资约束

对企业创新和扩大生产规模产生激励作用,然后通过激励企业创新和扩大生产规模两条路径促进企业全要素生产率提高。此外,产权性质和企业规模异质性研究发现,税率下调对民营企业 and 小型企业全要素生产率的影响大于国有企业和大型企业。基于本文的研究结论,提出如下政策建议。

第一,先逐步降低最高档次税率水平,以进一步缩小不同档次税率的差距,适时推进增值税税率简并改革。从本文的实证结果看,增值税税率下调对于提高全样本企业、民营企业、小型企业的全要素生产率具有显著作用,表明我国支持实体经济发展的减税政策取得了应有成效。我国在下调增值税税率后出台了增值税留抵退税政策并不断扩大留抵退税的范围和规模,两项政策叠加,政府减税的规模更大,政策效应进一步增强。鉴于目前新冠疫情及国内外经济下行的情况,从增值税减税政策的长效性角度出发,建议首先通过逐步降低最高档次税率水平的做法,进一步缩小不同档次税率之间的差距,以降低增值税对微观经济主体的扭曲,在提高企业全要素生产率的基础上,切实提升企业竞争力和抗风险能力。在不同档次税率差距缩小到一定程度的情况下,适时简并产品和服务的税率档次(出于公平原则,仍然需要保留基本生活及生产用品的低税率档次),充分发挥增值税的税收中性作用。

第二,全面发挥税收政策对特定企业的资金支持作用。从本文的异质性检验来看,增值税税率下调对国有企业及大型企业的政策效应弱于民营企业 and 小型企业。相较国有企业和大型企业,民营企业 and 小型企业存在更严重的融资约束问题,且在新冠疫情发生之后,民营企业及中小企业普遍出现开工不足或破产的情况,且融资约束问题更加严重。针对民营企业 and 小型企业面临的融资约束和抗风险能力不足,且这类企业对税收政策反映更加敏感,从政策科学性、针对性、有效性的角度,运用税收政策解决其资金问题,重点在于发挥税收政策、税收机制在民营企业、小型企业融资中的“筑渠引流”作用。一是基于减税对不同企业的影响差异,应根据民营企业、小型企业的经营特点和难点出台相应的减税措施,增强减税的“引流”效果。二是借鉴“创投企业”投资于未上市中小高科技企业税收优惠政策的经验,运用税收政策鼓励国有企业和大型企业对民营企业 and 小型企业进行股权投资、债权投资,形成企业联合、企业合作形式的投融资机制。

第三,精准施策,强化对企业研发创新的税收扶持力度。本文研究结果显示,增值税税率下调在缓解企业融资约束的基础上,通过促进企业创新投入和扩大生产规模,最终促进了企业全要素生产率的提升。但是,企业扩大规模带来的“规模效应”毕竟会存在拐点,而创新则是企业竞争力的核心,也是企业全要素生产率提升的重要因素,所以,税收政策应更大力度地激励企业创新。协调好增值税与所得税在支持企业创新中的作用方式、作用机制、作用

环节,在进一步完善研发费用加计扣除政策的基础上,改进企业研发创新的优惠方式,从促进投入、奖励产出两个方面形成对企业研发创新的“双激励”税收政策体系。

#### 参考文献:

1. 陈晓光, 2013:《增值税有效税率差异与效率损失——兼议对“营改增”的启示》,《中国社会科学》第 8 期。
2. 丁汀、钱晓东, 2019:《“营改增”政策对制造业企业全要素生产率存在溢出效应吗》,《现代经济探讨》第 1 期。
3. 龚辉文, 2020:《关于降低制造业增值税税率的逻辑思考》,《税务研究》第 2 期。
4. 郭杰、娄著盛, 2022:《增值税减税政策对企业投资的影响研究——基于企业杠杆率差异的视角》,《经济理论与经济管理》第 2 期。
5. 郭庆旺、贾俊雪, 2005:《积极财政政策的全要素生产率增长效应》,《中国人民大学学报》第 4 期。
6. 何玉梅、罗巧, 2018:《环境规制、技术创新与工业全要素生产率——对“强波特假说”的再检验》,《软科学》第 4 期。
7. 李雪松、刘明, 2020:《降低增值税税率的宏观经济效应评估——基于中国 CGE 模型的情景模拟》,《财经问题研究》第 2 期。
8. 连玉君、苏治、丁志国, 2008:《现金-现金流敏感性能检验融资约束假说吗?》,《统计研究》第 10 期。
9. 刘柏惠、寇恩惠、杨龙见, 2019:《增值税多档税率、资源误置与全要素生产率损失》,《经济研究》第 5 期。
10. 刘行、叶康涛, 2018:《增值税税率对企业价值的影响:来自股票市场反应的证据》,《管理世界》第 11 期。
11. 鲁晓东、连玉君, 2012:《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》第 2 期。
12. 马芬芬、付泽宇、王满仓, 2021:《数字金融、融资约束与企业全要素生产率——理论模型与工业企业经验证据》,《人文杂志》第 7 期。
13. 盛明泉、吴少敏、盛安琪, 2020:《“营改增”对生产性服务业企业全要素生产率的影响研究》,《经济经纬》第 2 期。

14. 孙晓华、王昀, 2014: 《企业规模对生产率及其差异的影响——来自工业企业微观数据的实证研究》, 《中国工业经济》第 5 期。
15. 孙正、陈旭东、雷鸣, 2020: 《“营改增”是否提升了全要素生产率?——兼论中国经济高质量增长的制度红利》, 《南开经济研究》第 1 期。
16. 万莹、陈恒, 2020: 《2019 年我国增值税减税改革的政策效应——基于 CGE 模型的分析》, 《当代财经》第 4 期。
17. 王跃堂、王国俊、彭洋, 2012: 《控制权性质影响税收敏感性吗?——基于企业劳动力需求的检验》, 《经济研究》第 4 期。
18. 王竹泉、赵璨、王贞洁, 2015: 《国内外融资约束研究综述与展望》, 《财务研究》第 3 期。
19. 温忠麟、叶宝娟, 2014: 《中介效应分析:方法和模型发展》, 《心理科学进展》第 5 期。
20. 肖春明, 2021: 《增值税税率下调对企业投资影响的实证研究——基于减税的中介效应》, 《税务研究》第 3 期。
21. 谢获宝、惠丽丽, 2021: 《营改增政策提高了服务业企业的全要素生产率吗?》, 《管理评论》第 1 期。
22. Everaert, G., F. Heylen, and R. Schoonackers, 2015, “Fiscal Policy and TFP in the OECD: Measuring Direct and Indirect Effects”, *Empirical Economics*, 49(2): 605-640.
23. Gorodnichenko, Y., and M. Schnitzer, 2013, “Financial Constraints and Innovation: Why Poor Countries Don't Catchup”, *Journal of the European Economic Association*, 11(5): 1115-1152.
24. Griffith, R., S. Redding, and J. V. Reenen, 2003, “R&D and Absorptive Capacity: Theory and Empirical Evidence”, *Scandinavian Journal of Economics*, 105(1): 99-118.
25. Hussain, S. M., 2015, “The Contractionary Effects of Tax Shocks on Productivity: An Empirical and Theoretical Analysis”, *Journal of Macroeconomics*, 43:93-107.
26. Kaas, L., 2016, “Public Debt and Total Factor Productivity”, *Economic Theory*, 61(2):309-333.
27. Levinsohn, J., and A. Petrin, 2003, “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”, *Review of Economic Studies*, 70(2): 317-341.
28. Olley, G. S., and A. Pakes, 1996, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 64(6): 1263-1297.
29. Ughetto, E., 2008, “Does Internal Finance Matter for R & D? New Evidence from a Panel of Italian Firms”, *Cambridge Journal of Economics*, 6(32):907-925.

VAT RATE REDUCTION, FINANCING CONSTRAINTS  
AND ENTERPRISE TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY  
—Theoretical Model and Empirical Evidence of Listed  
Companies

YUE Shumin<sup>1</sup> XIAO Chunming<sup>2</sup> CHEN Xiaoguang<sup>3</sup>

(1.School of Finance, Renmin University of China;

2.School of Public Finance and Economics, Shanxi University of Finance and  
Economics;

3.Business School, University of Western Australia)

**Abstract:** This paper empirically tests the effect and mechanism of VAT rate reduction on total factor productivity of enterprises by building a theoretical model of the effect of VAT rate reduction on total factor productivity, which takes the quasi experiment of VAT rate reduction using the financial data of listed companies with Differences-in-Differences method (DID), fixed effect and intermediary effect model. This study finds that the VAT rate reduction has a significant promotion effect on the enterprise total factor productivity. The mechanism test finds that the VAT rate reduction has an incentive effect on enterprise innovation and expanding production scale by alleviating financing constraints, and then promotes the growth of enterprise total factor productivity through the two paths of encouraging enterprise innovation and expanding production scale. In addition, the research on the heterogeneity of property rights and enterprise size finds that the impact of VAT rate reduction on the total factor productivity of private enterprises and small enterprises is greater than that of state-owned enterprises and large enterprises. Based on the theory of financing constraint, this paper analyzes the impact of VAT rate reduction on the total factor productivity of enterprises from the perspective of theoretical mechanism and empirical test, which provides ideas for the effect evaluation of tax reduction policy and provides some reference for the selection of VAT tax reduction policy.

**Keywords:** added-value tax; tax rate reduction; financing constraints; total factor productivity

# 基础设施、税收竞争与企业税负 ——基于国内市场一体化的视角<sup>①</sup>

蒲龙

浙江财经大学财政税务学院

马光荣

中国人民大学财政金融学院, 中国人民大学财政金融政策研究中心

黄勃

中国人民大学财政金融学院

**摘要:** 基础设施促进了国内市场一体化, 提升了要素的跨地区流动性, 从而加剧地方政府在吸引要素上的竞争。本文利用 2005~2013 年中国规模以上工业企业数据, 采用双重差分法实证检验了高铁开通对地方政府税收竞争的影响。研究发现, 高铁开通加剧了地区间税收竞争, 显著降低了辖区内企业的所得税实际税负。对于跨地区流动性较低的企业, 高铁开通降低企业税负的幅度相对较小。同时, 由于高铁促进了要素向区域中心城市集聚, 中心城市参与税收竞争的程度较轻。相比于中心城市, 高铁开通更加显著降低了非中心城市的企业税负。本文的研究表明, 在全面评估跨地区基础设施的福利影响时, 应考虑到地方政府的行为反应。

**关键词:** 税收竞争; 实际税负; 基础设施

**中图分类号:** F12, H73, R12

**文献标识码:** A

## 引言

基础设施是决定经济发展的关键条件。完善的基础设施可以降低要素和产品的运输成本,

---

<sup>①</sup> 本文获得国家自然科学基金面上项目(71973142)、国家社会科学基金重大项目(21&ZD095)的资助和“浙江省哲学社会科学一般项目: 营商环境优化和企业绩效——以浙江省为例(22NDQN257YB)”的资助。马光荣为本文通讯作者。

促进市场一体化、市场竞争和专业化分工，从而提升资源配置效率（Redding 和 Turner，2014）。基础设施除了直接影响企业与家户的市场行为外，也会影响政府“有形之手”的行为。一个不可忽视的方面是，跨地区基础设施建成后，提升国内市场一体化和要素流动性，将加剧地方政府在吸引要素上的竞争，从而进一步间接影响企业与家户的活动。因此，在评估基础设施的经济影响时，不应遗漏地方政府的行为反应。

本文以中国高铁建设为例，研究跨地区基础设施对地方政府间税收竞争的影响。进入 21 世纪以来，中国开始进行大规模的高铁建设，并于 2003 年 10 月建成第一条时速 200km/h 以上的高速客运专线——秦沈客运专线，2008 年 8 月建成第一条时速 300km/h 以上的高速客运专线——京津城际铁路。同年 10 月，国家发展与改革委员会批准通过了《中长期铁路网规划（2008 年调整）》，提出建设“四横四纵”高铁客运专线。2016 年 7 月，国家发展改革委联合交通运输部与中国铁路总公司发布了《中长期铁路网规划》，在原有“四横四纵”的基础上进一步勾画了新时期“八纵八横”高速铁路网的宏大蓝图。伴随这些文件的相继出台，中国高速铁路建设也取得了跨越式发展，截止 2018 年底，全国高速铁路营业里程已达 2.9 万公里，占全世界总里程超过 2/3。

高铁主要是运人，不是运货物，因此高铁不会直接降低货物运输成本，但它可以降低劳动力的迁移成本和商务沟通成本。迁移成本的下降，促进了劳动力的流动。商务沟通成本的降低，节约了企业间交易成本，因此也会促进资本、劳动力和货物的流动。因此，高铁建设可以提升要素的跨地区流动性，促进国内市场一体化。高铁作为国家高速公路网建设之后又一项大规模的基础设施提升项目，近年来大量文献对其经济效应进行了研究。但是全面评估高铁的经济效果，需要考虑到高铁对地方政府竞争行为的变化。

改革开放以来，地方政府围绕经济增长的激烈竞争在推动中国经济增长当中发挥了关键性作用，但地方政府竞争是一把双刃剑。高铁这样的跨地区基础设施，一方面加剧要素流动性，提高了地方政府面临的外部竞争压力，有助于进一步调动地方政府发展经济的积极性；但另一方面，竞争程度的提升也可能导致税收流失及公共品提供不足，对居民福利造成负面影响。税收竞争是地方政府的主要竞争手段之一，尽管我国主要税种的法定税率是中央制定、全国统一的，但是地方政府会通过税收优惠、先征后返、干预税收征管力度来降低企业的实际税负，从而吸引资本流入（范子英和田彬彬，2013；谢贞发和范子英，2015）。根据经典税收竞争理论，在要素自由流动的条件下，政府间税收竞争更为激烈，均衡税率更低（Zodrow 和 Mieszkowski，1986；Wilson，1987）。高铁外生地促进了国内市场一体化和要素跨地区流动性，从而加剧地方政府税收竞争的程度。同时，地方政府在竞争压力下，有动力增加生产

性支出，但相应忽视民生性支出。现实当中，我们也看到，高铁开通后，地方政府会倾力在高铁站附近建设“高铁新城”、产业园区，加大吸引资本的力度，同时防止本地资本的外流。因此，中央政府在政策设计时，应该匡正地方政府竞争行为，纠正地方政府竞争对税收执法力度和财政支出结构的扭曲，增进民生福祉。

本文利用 2005~2013 年规模以上工业企业数据，利用双重差分法（DID）实证检验了高铁开通对地方政府税收竞争的影响。中国税制是全国统一的，主要税种的法定税率各地区一致，但地方政府具有较强的税收竞争动机，会降低税收执法力度，进而降低企业的实际税负。本文研究发现，高铁开通显著降低了辖区内企业所得税实际税负。企业所在县域开通高铁后，企业所得税与总资产的比重下降 0.33 个百分点，与平均税负相比下降 18%。高铁建设可能并不是完全外生的，双重差分法成立的一个前提是处置组（最终开通高铁的城市）和控制组（最终未开通高铁的城市）在企业税负上具有事前平行趋势。本文通过事件研究法（event study）识别了高铁开通前后企业税负的动态变化。结果显示，高铁开通前，处置组和控制组具有平行的趋势，在高铁开通后，两组企业的实际税负才出现差异性趋势。同时，我们还发现跨地区流动性更强的企业，更会成为地方政府税收竞争吸引的对象，因而这类企业税负下降应更为明显。这进一步验证了经典税收竞争理论的推断：要素跨地区流动性越高，政府间税收竞争越激烈。

本文的实证结果表明，高铁建设不仅可以通过影响资本流动这一市场机制带动区域经济发展，还会在一定程度上促进了地方政府间的竞争，降低市场主体的税收负担。但与此同时，税收竞争是一把双刃剑，过度的税收竞争行为也将导致地方政府财政收入不足，从而不利于公共品提供和民生福利改善。

从经典税收竞争理论出发，基础设施对地方政府税收竞争行为的影响是同质的。但是，根据新经济地理学理论，市场一体化对各地区税收竞争的影响存在地区间异质性。其机理在于，基础设施带来的市场一体化效应，会使生产要素向区域中心城市集聚，形成聚集租。经济集聚地区的地方政府可以提高税率，对聚集租课税，而不用担心要素流失（Ludema 和 Wooton, 2000; Baldwin 和 Krugman, 2004; Baldwin 和 Okubo, 2014）。如果高铁促进要素向中心城市集聚，那么根据这一机制，高铁开通后，中心城市的地方政府并不会提升税收竞争的强度。为进一步从实证上检验这一理论，我们将省会城市和计划单列市归为中心城市，将其余城市归为非中心城市。结果发现，尽管中心城市和非中心城市的高铁开通都降低了企业税负，但是前者的降低幅度小于后者。这一结果部分印证了新经济地理学的推断。

本文的贡献体现在两个方面：第一，既有关于税收竞争的文献，尽管指出市场一体化会

影响税收竞争,但均没有对国内市场一体化如何影响地方政府间税收竞争进行实证研究。跨地区基础设施的建设,为国内市场一体化提供了一个天然的外生冲击。本文以中国高铁建设为例,在文献中首次检验了跨地区基础设施对政府税收竞争的影响。特别是,经典税收竞争理论和新经济地理学的理论对市场一体化是加剧还是缓解税收竞争,存在相反的推断(Zodrow 和 Mieszkowski, 1986; Wilson, 1987; Ludema 和 Wooton, 2000; Baldwin 和 Krugman, 2004; Baldwin 和 Okubo, 2014),我们实证发现中心城市和非中心城市的高铁开通都降低了企业税负,但是前者的降低幅度小于后者,同时印证了经典税收竞争理论和新经济地理学理论的推断。

第二,既有关于基础设施经济效应的文献,大多数实证研究发现,基础设施对经济增长和企业绩效具有正向作用(Redding 和 Turner, 2014),但都没有考察基础设施对地方政府行为的影响。本文通过研究高铁开通对地方政府税收竞争的影响,填补了这一空白。基础设施对经济发展的影响,除了企业和家户作为市场主体做出的行为反应外,地方政府的“有形之手”也会发生行为变化,进而影响市场中的资源配置。本文的结果表明,高铁促进了要素的跨地区流动,提升了地方政府间的税收竞争强度,降低了沿线企业的实际税负,因而地方政府“有形之手”的行为反应也对企业绩效提升和经济增长具有正面的贡献。但是地方政府间的税收竞争又可能存在两方面的不利后果:首先,它将使均衡税率低于最优水平,导致民生性公共品提供不足;其次,各地区的实际税负差异,将阻碍市场在资源配置中发挥优胜劣汰的作用,从而导致资源错配(Hsieh 和 Klenow, 2009; 陈晓光, 2013),一定程度上抵消了基础设施在促进市场一体化、改善总体资源配置效率的积极效果。因此,在评估跨地区基础设施对资源配置、经济发展和居民福利的影响时,需要考虑到地方政府行为的变化。

## 一、文献综述

### 1. 基础设施的经济影响

目前,研究基础设施的经济学文献,主要分为三类:首先,绝大多数关注基础设施对区域经济增长的影响(Redding 和 Turner, 2014)。例如, Fogel (1962)、Donaldson (2016)、Donaldson (2018)、Jedwab 和 Moradi (2016)、Banerjee 等 (2020)、梁若冰 (2015)、周浩和郑筱婷 (2012)研究了美国、印度、非洲和中国的铁路建设对经济的影响。Fernald (1999)、Duranton 和 Turner (2012)、Michaels (2008)、Duranton 等 (2014)、Storeygard (2016)、Faber (2014)、刘冲等 (2013)研究了美国、非洲和中国的公路建设对经济增长的影响。其次,第二类文献研究了基础设施对人口流动的影响,例如 Baum-Snow (2007)、Garcia-López

等（2015）分别利用美国、西班牙的数据，发现从城市中心向四周发散式的高速公路促进了人口从城市中心区向郊区的迁移，导致了城市的“郊区化”。最后，第三类研究从微观企业的角度，考察基础设施影响经济发展的机制。例如 Shirley 和 Winston（2004）、Li 和 Li（2013）、Datta（2012）分别利用美国、中国和印度的数据，发现高速公路减少了企业的原材料存货。Holl（2016）发现西班牙高速公路提升了企业生产率。Giroud（2013）利用美国数据，发现由于飞机新航线开通降低了企业总部和分厂间的信息沟通成本，因而提高了分厂投资和生产率水平。

对高铁的经济学研究，近年来也大量涌现，主要关注高铁对经济增长、人口流动和企业绩效的影响（Vickerman, 1997; Kim, 2000; Ahlfeldt 和 Feddersen, 2018）。就中国高铁而言，大多研究发现，高铁开通能够显著促进区域经济增长、投资增加和就业机会增加（刘勇政和李岩，2017；张俊，2017；龙玉等，2017）。但是也有一些研究发现，对不同区域而言，高铁对经济增长具有显著的异质性影响（Jia 等 2017；Ke 等 2017）。高铁开通使要素向区域经济集聚，形成一定的“虹吸效应”，对中心和边缘城市带来不同的影响，容易造成区域经济差异（卞元超等，2018；张克中和陶东杰，2016；Qin, 2017）。微观层面来看，一些研究考察了高铁开通对企业的影响，李欣泽等（2017）发现高铁通过优化资本配置提高了企业生产率，而张梦婷（2018）则发现由于集聚效应的存在，高铁开通对外围城市企业生产率造成了负向影响。高铁开通同样对企业投资行为产生显著的影响，龙玉等（2017）以风险投资为例，研究发现与未开通高铁的城市相比，开通城市的新增风险投资数据显著上升。马光荣等（2020）则以上市公司异地投资为例，研究发现高铁开通后，上市公司赴异地投资的数量明显增多，并且大多从中小城市流入大城市，作用机制主要在于高铁开通带来的资本集聚和技术溢出使得企业在大城市具有更高的生产率。利用工商登记注册类信息，Lin 等（2019）同样也发现高铁开通对跨地区投资具有显著的促进作用。此外，高铁开通改善了常规铁路的运输效率，也促进了企业的垂直化专业分工程度（李超等，2021）。

上述基础设施的文献，都没有考察基础设施对地方政府行为的影响，而基础设施对经济发展的影响，除了企业和家户作为市场主体做出的行为反应外，地方政府的“有形之手”也会发生行为变化，进而影响市场中的资源配置。本文通过研究高铁开通对地方政府税收竞争的影响，试图填补文献中的这一空白。

## 2. 市场一体化与政府的税收竞争

根据经典税收竞争理论，由于劳动、资本等生产要素具有跨地区流动性，因此政府为了

提升本地区产出，会通过低税率来吸引要素流入，从而产生税收竞争<sup>①</sup>。在要素自由流动的条件下，政府间税收竞争会出现“囚徒困境”，最终均衡税率过低，产生“Race to the Bottom”（竞次）的现象（Wilson, 1986; Zodrow 和 Mieszkowski, 1986）。很多经验研究，大都证实政府间存在税收竞争的行为，税收竞争不仅表现在一国内部不同地方政府之间，也表现在国与国之间（Brueckner, 2003）。在我国，以 GDP 增长为主要考核导向的官员晋升体制下，地方政府官员也存在着激烈的招商引资竞争。沈坤荣和付文林（2006）、李永友和沈坤荣（2008）、郭杰和李涛（2009）、龙小宁等（2014）均发现我国地方政府间存在明显的税收竞争行为。

近几十年来，全球化、区域经济一体化使得贸易和投资的壁垒大幅度下降，这对税收竞争的影响也成为文献中关注的热点问题。市场一体化是加剧税收竞争还是减缓税收竞争？既有文献指出存在两种相反的作用机制。第一种机制是，在市场一体化程度提高后，由于要素跨地区流动的障碍大幅度减少，因而政府间的税收竞争将更为激烈。Benassy-Quere等（2012）发现，欧洲经济一体化带来的要素流动壁垒大幅度降低，进而降低了各国的税率。尤其是税基高度流动的企业所得税，降幅最大。Egger等（2018）利用全球各国的税率数据，发现随着一个国家经济开放度的上升，由于企业投资和高收入个人的跨国流动性较高，企业所得税税率和个人所得税高档税率出现下降。同时，由于国内商品税的税基流动性较弱，政府转而提高商品税税率来实现税收收入的“拆东墙、补西墙”。这些研究关注的都是国家间的税收竞争。基础设施主要促进国内市场的一体化，如果这一机制成立，那么也将加剧国内各地方政府间的税收竞争。

对于市场一体化会加剧税收竞争，基于新经济地理学的一些理论文献则指出了相反的观点。新经济地理学的一个核心结论是，市场一体化会促进经济的集聚。Ludema 和 Wooton（2000）、Baldwin 和 Krugman（2004）通过在新经济地理学引入税收竞争模型，证明市场一体化促进了经济集聚，导致原先具有生产优势的地区（通常是中心城市），因具有规模经济效应而享有更大的优势，这些地区的企业享有了“集聚租金”（Agglomeration Rents）。因而，这些地区的政府可以向企业收取额外的税，而不用担心资本流失。也就是说，集聚经济使得企业选址不再对税率敏感，从而使政府可以向企业多征税。一些实证研究也发现，对于集聚经济比较明显的行业，企业对税率的反应敏感则相对较低（Brülhart 等 2012）。Koh 等（2013）也发现，在产业集聚程度较高的地区，由于企业可以享受集聚租金，当地政府会提高税率，

<sup>①</sup> 当然，税收竞争不仅是在地方政府间产生，在国家间也存在。

对集聚租金额外课税。如果高铁也一定程度上促进要素向中心城市集聚,那么根据这一机制,中心城市高铁开通后,地方政府并不会提升税收竞争的强度,反而会降低税收竞争的强度。

综合来看关于税收竞争的文献,尽管指出市场一体化会影响税收竞争,但均没有对国内市场一体化如何影响地方政府间税收竞争进行实证研究。特别是,经典税收竞争理论和新经济地理学的理论推断结果是相反的,更需要从实证上予以检验。跨地区基础设施的建设,为国内市场一体化提供了一个天然的外生冲击。因此,本文与已有文献相比的贡献在于,以中国高铁建设为例的实证研究,在文献中首次检验了跨地区基础设施对政府税收竞争的影响。

## 二、研究设计

### 1. 模型设定

本文使用双重差分模型(DID)来研究县级区域高铁开通对辖区内企业实际税负的影响,实证模型设定如下:

$$tax_{ijt} = \beta HSR_{jt} + \alpha X_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $tax_{ijt}$  表示  $j$  县(区、县级市)的  $i$  企业在第  $t$  年的所得税实际税负。 $HSR_{jt}$  是一个虚拟变量,当  $j$  县在第  $t$  年有高铁站时,取值为 1,否则取值为 0。 $X_{it}$  是一系列企业层面的控制变量,包括企业规模、财务杠杆、年龄、固定资产比重、存货比重、利润率等。 $\mu_i$  是企业固定效应, $\mu_t$  表示时间固定效应, $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。考虑到  $HSR_{jt}$  是县级层面的变量,而  $tax_{ijt}$  是企业层面的变量,因此我们将标准误差聚类到县级层面。

### 2. 数据来源

本文使用的数据主要包括国家统计局工业企业数据库以及高铁开通数据。我国大规模高铁建设是从 2006 年开始的,因此本文最终使用的样本区间为 2005~2013 年,其中 2010 年工业企业数据库中部分关键变量缺失,因此没有包含在研究样本中。

工业企业数据库主要包含全国所有规模以上企业。但对“规模以上”的标准在样本期间内存在变化,具体而言,2005 和 2006 年包括所有国有企业和主营业务收入 500 万元以上的非国有企业,2007~2009 年包括所有主营业务收入在 500 万元以上的企业,2011~2013 年则包含所有主营业务收入 2000 万元以上的企业<sup>①</sup>。本文根据现有文献处理方式,对数据库进行了

<sup>①</sup> 我们也尝试只保留样本期内主营业务收入一直在 2000 万元以上的企业样本,实证结果保持稳健。

一定的处理：首先，按照 Brandt 等（2009）处理，我们依次以企业代码、企业名称、法人名称、电话号码、地区代码、主要产品等信息，对企业面板数据进行了重新匹配。第二，我们删去一些缺失重要指标以及指标异常的样本。第三，我国的国民经济分类标准在 2011 年发生变化，由原来执行的 GB\_T4754—2002 标准转化为 GB\_T4754—2011 标准，我们将 2011 年以前的行业代码统一转换为 2011 年标准的行业代码。最后，我国一些县的行政代码也发生了变化，因此我们也将中国工业企业数据库的企业所在县的行政代码转换为 2013 年的统一县级代码。

高铁开通数据是根据高铁建设信息手工搜集的，主要包括：高铁站名称、地址、经纬度、设计最高时速、动工时间以及通车时间等信息。本文中高铁线路是指设计最高时速 200km/h 及以上的线路<sup>①</sup>。我们也做了稳健性检验，将设计最高时速 250km/h 及以下的线路去除，结果仍然保持稳健。在定义  $HSR_{jt}$  时，我们将上半年通车的高铁线路视为当年通车，下半年通车的线路视为第二年通车<sup>②</sup>。

### 3. 变量定义

企业实际税负，最简单的度量方式是企业应交所得税与税前利润之比<sup>③</sup>。但是，直接使用这一指标存在两方面的问题：首先，工业企业数据库当中报告利润为负值的企业占比过高，超过 20% 的企业报告其税前利润为负，对于这些企业，无法通过应纳税额与税前利润之比作为企业真实税负的衡量指标。其次，地方政府降低企业的实际税负，其中一种方式是税务机关放松征管力度，即容许企业在财务报表中低报税前利润。如果存在这种行为，那么用应交所得税与税前利润之比不能完全反映出实际税负的降低。为了克服这些问题，与许敬轩等（2019）以及范子英和田彬彬（2013）的处理方式类似，本文的基准回归中采用应交所得税与企业总资产之比来衡量企业实际税负。在回归中，我们也将比较，控制企业利润率与否，对实证结果的影响有多大。除了考虑利用企业层面实际税负外，我们也参考了 Devereux 和 Griffith（2003）以及贾俊雪（2014）等的做法，测算了我国县级层面的前瞻性有效税率（Forward-looking Effective Tax Rate），作为县级层面企业实际税负的度量指标。

<sup>①</sup> 我国高速始于 2003 年 10 月建成的秦沈客运专线，该线路设计最高时速为 200km/h。设计最高时速在 300km/h 以上的第一条高铁是 2008 年 8 月建成的京津城际铁路。

<sup>②</sup> 胶济客运专线、武广客运专线、广深港高速铁路、京石客运专线等的通车时间是 12 月份，因此视为下一年通车较为合理。

<sup>③</sup> 根据国家统计局《工业统计报表制度（规模以上调查单位用）》，工业企业数据库中企业“应交所得税是”指“企业按税法规定，应从生产经营等活动的所得中缴纳的税金。根据会计‘利润表’中的对应指标的本期累计数填列”。根据这一定义，数据库当中第  $t$  年企业“应交所得税”，是企业在这一年应缴纳的所得税税金累计数值，因而能够反映企业当年的税负。

企业层面的控制变量中，企业规模用企业总资产的对数值来衡量，企业财务杠杆率为负债总额与总资产之比，固定资产比重为企业固定资产与总资产之比，存货比重为企业存货与总资产之比，利润率为企业营业利润与总资产之比。值得注意的是，在测算企业实际税负时，企业总资产是以分母出现的，因此，实际税负的下降也有可能是因为企业规模的扩张所导致，为了剔除企业规模扩张对税负的影响，我们在控制变量中加入企业总资产。最后为防止极端值干扰，本文对连续性变量的数据在 1%和 99%分位数上进行去尾处理。主要变量的描述性统计如表 1 所示：

表 1 主要变量描述性统计

变量名	平均值	标准差	最小值	最大值
企业实际税负	0.019	0.039	0	0.233
企业所在县开通高铁	0.071	0.257	0	1
企业规模（取对数值）	10.13	1.450	7.326	14.43
企业财务杠杆	0.507	0.289	0	1.214
企业年龄（取对数值）	1.989	0.766	0	3.912
固定资产比重	0.356	0.237	0.003	0.931
存货比重	0.138	0.237	-0.185	1.202
利润率	0.165	0.159	0	0.716

### 三、实证结果

#### 1. 基准回归结果

表 2 报告了基准回归结果。其中第 1 列控制了企业和年份的固定效应，但未添加其它控制变量，结果显示，县域开通高铁会显著降低辖区内企业实际税负。第 2 列添加了除企业利润率外的其他控制变量，县域高铁开通的系数几乎不发生变化，县域开通高铁会使企业实际税负降低 0.52 个百分点。第 3 列进一步控制了企业利润率，县域开通高铁的系数缩小，但依然在 1%的水平下显著为负。县域开通高铁降低企业实际税负 0.33 个百分点，与样本平均值 0.019 相比，相当于使企业实际税负从平均值处下降了 18%，这是一个具有显著经济意义的影响幅度。由于企业实际税负降低，一部分是通过企业低报利润方式实现，而第 3 列控制了企业报告的利润率，已将这层因素剔除，因此第 3 列的回归系数是高铁影响企业税负的估计值下限，而第 2 列的回归系数则是估计值上限。

表 2 中后三列为稳健性检验，第 4 列在基准回归的基础上额外添加了行业虚拟变量与年份虚拟变量的交互项，剔除各个年份下不同行业所受到的冲击。第 5 列在基准回归的基础上额外添加了省份虚拟变量与年份虚拟变量的交互项，剔除各个年份下不同省份所受到的冲

击。第 6 列在基准回归的基础上额外添加了企业初始特征与年份虚拟变量的交互项，其中企业初始特征为企业在样本期初的规模、财务杠杆、固定资产比重与利润率，以剔除不同初始特征的企业在随后各个年份所受到的差异性冲击。高铁开通的县与未开通的县相比，前者辖区内的企业可能与后者存在不同的初始特征，通过控制这些初始特征企业在随后不同年份的影响，进一步剔除高铁选址可能存在的内生性问题。从回归结果可见，添加这些控制变量后，高铁开通依然显著降低企业实际税负，系数取值范围变化不大。

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	被解释变量：企业实际税负					
高铁通车	-0.0052*** (0.0012)	-0.0052*** (0.0012)	-0.0033*** (0.0009)	-0.0027*** (0.0009)	-0.0022** (0.0010)	-0.0020** (0.0009)
企业规模		-0.0049*** (0.0003)	-0.0020*** (0.0002)	-0.0021*** (0.0002)	-0.0021*** (0.0002)	-0.0025*** (0.0002)
财务杠杆率		-0.0062*** (0.0005)	-0.0004 (0.0004)	-0.0004 (0.0004)	-0.0002 (0.0004)	-0.0001 (0.0004)
企业年龄		0.0046*** (0.0003)	0.0025*** (0.0002)	0.0024*** (0.0002)	0.0023*** (0.0002)	0.0022*** (0.0002)
固定资产比重		0.0045*** (0.0010)	0.0037*** (0.0009)	0.0036*** (0.0009)	0.0033*** (0.0008)	0.0027*** (0.0008)
存货比重		-0.0008 (0.0008)	0.0011 (0.0007)	0.0013* (0.0007)	0.0015** (0.0007)	0.0012* (0.0007)
利润率			0.0729*** (0.0024)	0.0723*** (0.0023)	0.0723*** (0.0023)	0.0709*** (0.0023)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业虚拟变量×年虚拟变量				Yes		
省虚拟变量×年虚拟变量					Yes	
企业初始特征×年虚拟变量						Yes
样本观测值	2124986	2106450	2106022	2075156	2106022	2101751
adj. R <sup>2</sup>	0.467	0.470	0.556	0.561	0.562	0.560

注：\*\*\*、\*\*、\*是指在1%、5%以及10%的置信水平下显著；括号内为聚类到（cluster）县级层面上的标准误，样本观测值有差异是因为有部分控制变量存在缺失。企业初始特征包括企业在样本期初的规模、财务杠杆、固定资产比重与利润率。

基准回归结果表明,高铁开通降低了企业实际税负。我国主要税种的法定税率是中央制定、全国统一的,但是各地区税收征管力度不同,导致企业实际税负存在差异。现实当中,地方政府可以通过干预税收征管力度来降低企业的实际税负,从而吸引资本流入(范子英和田彬彬,2013;谢贞发和范子英,2015)。因此,一个地区的企业实际税负在高铁开通后下降,主要是因为地方政府的税收征管力度下降。而地方政府税收征管力度下降,原因是高铁开通促进了国内市场一体化和要素跨地区流动性,从而加剧了地方政府竞争的程度。高铁开通后,由于资本流动性提高,地方政府有更强的动机加大吸引资本的力度,同时防止本地资本的外流。通过放松税收征管、降低企业实际税负,是地方政府吸引资本的重要手段。高铁开通后,一个地区放松税收征管、降低企业实际税负,可以吸引到更多的投资。这一实证结果印证了经典税收竞争理论的推断,在要素自由流动的条件下,政府间税收竞争更为激烈,均衡税率更低(Zodrow 和 Mieszkowski, 1986; Wilson, 1987)。

高铁开通加剧税收竞争的主要作用机制是促进了要素流动。高速铁路是一场交通上的“科技革命”。高铁时速达到 200—350 公里,远远超出普通铁路旅客列车平均仅 70 公里的时速,因此大大节约地区间人员流动的时间成本,降低了资本流动所需要的商务沟通成本。高铁尽管在速度上仍然慢于飞机,但在便利性、准点率上明显优于飞机。而且,飞机仅在大城市之间有较为密集的航班,高铁网络则高密度地连通了大城市与中小城市,因而资本跨地区流动的影响将更为广泛、更为深入。

高铁开通提高了地方政府的税收竞争强度。税收竞争行为的增加对社会福利是一把“双刃剑”。一方面,它降低企业的税收负担和生产成本,促进了企业的投资。但另一方面,过度的税收竞争行为也将导致地方政府财政收入不足,进而导致公共品提供不足。双刃剑当中哪一种效果占主导,取决于初始状态的政府行为(Keen 和 Konrad, 2013)。如果一个地区的地方政府在初始状态过度征税,行为更似乎是“掠夺之手”,那么要素流动性提升后,将激励地方政府降低企业税负,削弱地方政府过度征税行为,此时税收竞争的良性效果占优。反过来,如果一个地区初始的税收负担适中,政府行为更似是“援助之手”,政府设置的税负符合当地社会对公共品的需求,那么过度的税收竞争将导致政府难以筹集足够的财政收入、难以提供符合当地需求的公共品数量。

在中国的情境下,我们认为在高铁大规模开通前,我国各地区间业已存在较为明显的地区间税收竞争(沈坤荣和付文林,2006;李永友和沈坤荣,2008;郭杰和李涛,2009;龙小宁等,2014),要素流动性提升后,进一步加深的税收竞争将导致地方政府公共品提供不足。除此之外,地方政府在竞争压力下,有动力增加生产性支出,但相应忽视民生性支出。地方

政府公共品提供的不足，主要是民生性公共品提供不足，从而有损居民效用，也不利于社会公平。因此，高铁开通后，地方政府税收竞争更为激烈，导致地方政府政策方向更为亲资本、轻民生。因此，中央政府在政策设计时，应该匡正地方政府竞争行为，纠正地方政府竞争对税收执法力度和财政支出结构的扭曲，增进民生福祉。

## 2. 作用机制分析

上文实证结果表明，高铁开通促进了要素流动，从而强化了地区间税收竞争，导致企业实际税负下降。高铁开通强化地方政府税收竞争的主要作用机制是促进了要素流动性。如果这一机制成立，一个推论就是对于跨地区流动性较高的行业，高铁开通后，地方政府围绕这些行业企业的税收竞争程度提供将更为明显，地方政府将更大程度上降低这些企业的税负。

由于投入要素类型的差异，不同行业的企业在跨地区流动性上存在差异。由于大型设备、厂房等固定资产的跨地区流动不便利，生产技术较为依赖固定资产的企业，企业跨地区流动更不便利。相反，如果使用固定资产少、使用劳动力较多，那么企业的跨地区流动较为便利，地方政府为了吸引该类企业而展开的税收竞争应该更为激烈。我们尝试从如下两个指标刻画不同行业间的流动性。首先，固定资产占总资产比重较高的行业，其流动性要低于固定资本占比低的行业。我们计算了每个四位数行业在 2005 年时企业固定资产占总资产比重的平均值，并将固定资产占比高于其 75%分位数水平上的行业划分为高固定资产行业，低于其 25%分位数水平上的行业划分为低固定资产行业。其次，劳动密集型的行业使用更多劳动力，企业搬迁后雇佣新的劳动力较为方便。但资本密集型行业使用更多的固定资产，搬迁较为不便。因此，相比于劳动密集型企业，资本密集型企业跨地区流动性较低。我们计算了每个四位数行业 2005 年企业固定资产与劳动之比值的平均值，将资本劳动比高于其 75%分位数水平上的行业划分为高资本劳动比行业，低于其 25%分位数水平上的行业划分为低资本劳动比行业。分子样本的回归结果报告在表 3 中，第 1 列中高铁开通的回归系数远大于第 2 列，第 3 列中高铁开通的回归系数远大于第 4 列。这些结果一定程度上表明，高铁开通更大程度上降低了流动性较高行业的税负，从侧面印证了要素跨地区流动性更高，地方政府间税收竞争更为激烈。但值得注意的是，我们使用的两个指标也存在一定缺陷，尽管它们可以在一定程度上捕捉行业的流动性，但它们显然也捕捉了其他重要的特征（如资产可变现性、资本密集程度），因此按照这两个指标分组得到的结果差异并不能完全归因于流动性。未来对此问题的探索，有赖于寻找更为理想的度量行业流动性差异的指标。

表 3 机制检验——不同行业的跨地区流动性

	(1) 低 固定资产比重	(2) 高 固定资产比重	(3) 低 资本劳动比	(4) 高 资本劳动比
	被解释变量：企业实际税负			
高铁通车	-0.0032*** (0.0009)	-0.0016 (0.0022)	-0.0055*** (0.0011)	-0.0015** (0.0008)
企业规模	-0.0024*** (0.0004)	-0.0020*** (0.0003)	-0.0028*** (0.0004)	-0.0019*** (0.0003)
财务杠杆率	-0.0006 (0.0007)	-0.0003 (0.0007)	0.0001 (0.0007)	-0.0004 (0.0006)
企业年龄	0.0023*** (0.0003)	0.0026*** (0.0003)	0.0030*** (0.0004)	0.0029*** (0.0003)
固定资产比重	0.0028** (0.0011)	0.0039*** (0.0012)	0.0059*** (0.0018)	0.0036*** (0.0010)
存货比重	0.0005 (0.0011)	0.0026** (0.0010)	-0.0000 (0.0009)	0.0021** (0.0008)
利润率	0.0705*** (0.0030)	0.0717*** (0.0025)	0.0683*** (0.0036)	0.0718*** (0.0025)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本观测值	446669	483893	475712	480227
adj. $R^2$	0.546	0.555	0.551	0.556

注：\*\*\*、\*\*、\*是指在1%、5%以及10%的水平下显著；括号内为聚类到县级层面上的标准误。

企业跨地区流动性在不同行业间存在差异，在不同所有制之间也存在明显差异。国有企业作为政府创办、控制的企业，其跨地区流动性要低于非国有企业，因此我们预期高铁开通后，针对非国有企业的税收竞争更为激烈，非国有企业实际税负降低幅度要高于国有企业。为了检验这一推断，我们根据企业注册类型将企业分为国有、民营和外资企业三个子样本，分别进行回归<sup>①</sup>。从表 4 的结果可见，开通高铁使民营企业 and 外资企业的实际税负分别下降了 0.44 和 0.20 个百分点，而且统计上都高度显著。但是开通高铁仅仅使国有企业的实际税负下降 0.1 个百分点，统计上也不显著。这一结果进一步从侧面说明，要素流动性是高铁提升税收竞争强度的重要机制。

<sup>①</sup> 在中国工业企业数据库中，注册类型代码 190 的企业类型属于其他企业，因此我们对于注册代码 190 的企业，按照实收资本中占比最高的类型为主进行划分。

表4 机制检验——不同所有制企业

	(1)国有企业	(2)民营企业	(3)外资企业
	被解释变量：企业实际税负		
高铁通车	-0.0011 (0.0008)	-0.0043*** (0.0012)	-0.0020*** (0.0006)
企业规模	-0.0009** (0.0004)	-0.0021*** (0.0003)	-0.0001 (0.0004)
财务杠杆率	-0.0007 (0.0006)	-0.0005 (0.0005)	-0.0014*** (0.0005)
企业年龄	0.0003 (0.0003)	0.0025*** (0.0003)	0.0035*** (0.0004)
固定资产比重	-0.0019** (0.0010)	0.0042*** (0.0010)	0.0030** (0.0014)
存货比重	-0.0012 (0.0015)	0.0015* (0.0008)	-0.0001 (0.0007)
利润率	0.0514*** (0.0038)	0.0754*** (0.0024)	0.0601*** (0.0039)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本观测值	71829	1624677	414388
adj. $R^2$	0.535	0.555	0.536

注：\*\*\*、\*\*、\*是指在1%、5%以及10%的水平下显著；括号内为聚类到县级层面上的标准误。

进一步地，我们使用2006—2018年上市公司异地投资数据，直接检验了高铁对资本流动的促进作用。高铁大大节约地区间人员流动的时间成本，降低了母子公司之间的信息沟通成本，因此将增加公司的异地投资。本文使用的上市公司异地投资数据来自国泰安经济金融研究数据库。上市公司（即母公司）所在城市由上市公司基本信息表整理而得。子公司所在城市由上市公司的关联公司文件整理而得。本文计算出第 $t$ 年城市 $i$ 的所有母公司在城市 $j$ 已设立的所有子公司数量 $OI_{ijt}$ ，形成城市 $i$ —城市 $j$ —年份 $t$ 的面板数据。然后，本文使用双重差分模型（DID）考察地级市高铁开通对企业异地投资的影响，实证模型设定如下：

$$OI_{ijt} = \alpha + \beta Connect_{ijt} + \delta_{ij} + \lambda_{it} + \mu_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中，关键解释变量 $Connect_{ijt}$ 是一个虚拟变量，若城市 $i$ 和城市 $j$ 之间在第 $t$ 年已经开通高铁车次，取值为1，否则为0。 $\delta_{ij}$ 控制城市 $i$ —城市 $j$ 配对层面的固定效应，该固定效应吸收了城市对层面不随时间变化的因素，如两个城市之间的地理距离、文化距离等； $\lambda_{it}$ 和 $\mu_{jt}$ 分别代表母公司和子公司所在城市虚拟变量和年份的交互项，以控制每年各城市

受到的不同冲击。 $\varepsilon_{ijt}$  为随机扰动项，将标准误聚类在城市—城市对层面。

表 5 是回归结果。第 (1) 列被解释变量为上市公司在异地设立子公司的数量，结果显示当两个城市连通高铁之后，上市公司在异地投资设立子公司的数量会显著增长。为了避免极端值对结果的影响，我们还将被解释变量取对数，结果如表 5 第 (2) 列所示，两个城市连通高铁使上市公司异地投资设立子公司的数量提高 6.65%。这一结果表明，高铁确实促进了资本跨地区流动。

表 5 机制检验——基于上市公司异地投资的检验

	OLS	
	(1)	(2)
	设立子公司数量	ln(设立子公司数量)
高铁连通	0.3818*** (0.0332)	0.0665*** (0.0029)
城市 $i$ —城市 $j$ 对固定效应	Yes	Yes
母公司所在城市 $i$ —年份固定效应	Yes	Yes
子公司所在城市 $j$ —年份固定效应	Yes	Yes
观测值	1480778	1480778

注：\*\*\*、\*\*、\*是指分别在 1%、5% 以及 10% 的置信水平下显著；括号内标准误聚类在了城市对层面。

### 3. 事件研究法

从基准结果来看，开通高铁对辖区内企业实际税负带来显著的负向影响。但双重差分模型成立的一个前提条件是，处置组（样本期内最终开通高铁的县）和控制组（样本期内最终未开通高铁的县）内的企业，在高铁开通前的时期，具有平行时间趋势。如果控制组与处置组两组县内的企业税负变化趋势在未开通高铁时就存在差异，那么有理由怀疑处置组和控制组存在不可观测且随时间变化的差异，从而存在内生性问题。因此，我们需要检验是否满足事前平行趋势。参考 Jacobson 等（1993）的处理方法，我们利用事件研究法，检验高铁开通前后年份企业实际税负的动态变化。具体来说，模型设定如下：

$$tax_{ijt} = \beta_k \sum_{k \geq -4}^k D_{t_{j0+k}} + \alpha X_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $D_{t_{j0+k}}$  代表开通高铁前后的事件窗口虚拟变量， $t_{j0}$  是县域  $j$  开通高铁站的年份， $t_{j0+k}$  是指高铁开通前后的各个年份，其中  $k$  取值分别是 -5、-4、-3、-2、0、1、2、3、4，对照组是  $k = -1$ ，即我们高铁开通前一年为基准。同时，我们将高铁开通前五年及以上的所有

影响系数都归为一组，识别的是“高铁开通前五年及以上”的效果；将高铁开通第 4 年及以上的影响归为一组，识别的是“高铁开通后 4 年”的效果。其余控制变量和基准模型类似，标准误仍然聚类到县级层面。

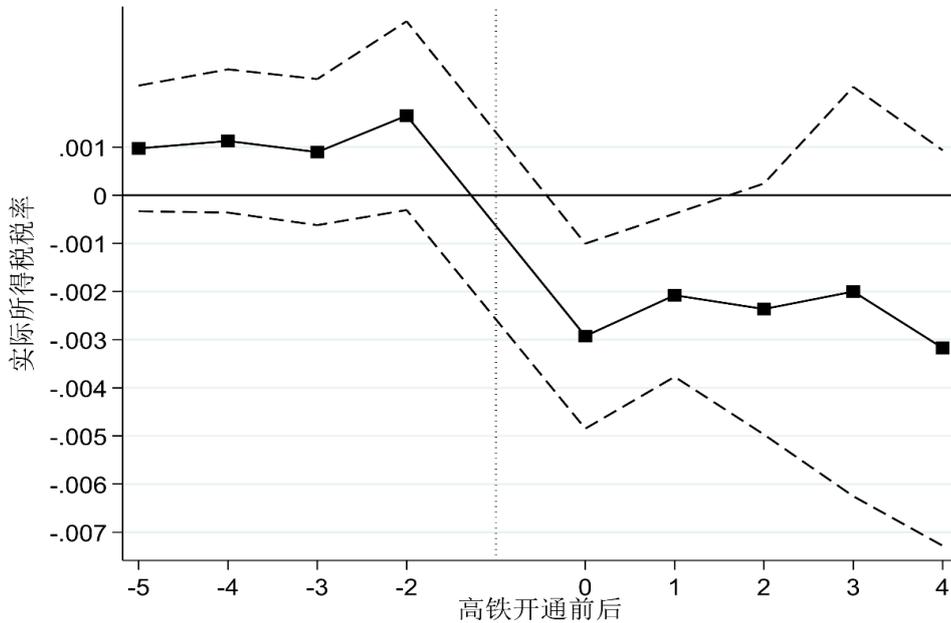


图 1 高铁开通对企业实际税负的动态影响

我们将  $D_{t_{j0+k}}$  的回归系数点估计值和置信区间绘制在图 1 当中。实线表示高铁开通前后各年份对企业实际税负影响的点估计值，虚线表示 95% 水平下的置信区间。由图可知，相对于高铁开通前一年而言，高铁开通前五年、四年、三年、二年，企业实际税负没有发生明显变化。而在高铁开通当年，企业实际税负降低 0.29 个百分点，此后年份这一影响基本稳定在 -0.25 个百分点左右。因此，事件研究法的结果显示事前平行趋势假定是满足的，在开通高铁之前两年及更远，两组县内的企业税负并不存在差异，开通高铁之后，差异才开始显现。此外值得注意的是，从图 1 可以看出，高铁开通降低企业实际税负的效果尽管从经济意义上具有时间持续性，但是由于样本量的限制（高铁开通后第三年及以上解释变量变异减少，系数的标准误增加），高铁开通后第三年及以上的系数估计精度不高，未来如能获得更新的数据，可以提高估计精度。

此外，我们进一步汇报了处置组和控制组的企业在期初特征的描述性统计结果，通过比较均值差异可以检验两组企业在期初的平衡性。其中处置组是 2005~2013 年间开通高铁的县，控制组是 2005~2013 年间未开通高铁的县。由表 6 中可知，两组县内的企业，在期初实

际税负上不存在显著差异，在企业规模、杠杆率、年龄、利润率上也不存在显著差异，仅仅在固定资产比重、存货比重上存在差异<sup>①</sup>。这表明两组企业在期初大多数特征是平衡的。

表 6 处置组和控制组 2005 年特征的平衡性检验

变量	控制组	处置组	两组之差
	(1)	(2)	(3)
企业实际税负	0.0145	0.0132	-0.0132 (0.0011)
企业规模	9.721	9.7530	0.0319 (0.0502)
财务杠杆率	0.5508	0.5611	0.0103 (0.0092)
企业年龄	1.8937	1.9246	0.0310 (0.0194)
固定资产比重	0.3760	0.3222	-0.0537*** (0.0083)
存货比重	0.1727	0.1842	0.0115* (0.0068)
利润率	0.0984	0.0856	-0.0128 (0.0081)

注：\*\*\*、\*\*、\*是指 1%、5%以及 10%的水平上显著；前两列为处置组和控制组在 2005 年各变量的均值。第 3 列采用回归方法检验两组间是否存在显著性差异，括号内为聚类到县级层面的稳健标准误。

#### 四、稳健性检验

##### 1. 安慰剂检验

为进一步检验基准回归结果是否受到其他遗漏变量的影响，参照 Chetty 等（2009）的处理，我们随机等量地分配处置状态，即对企业所在县区是否开通高铁进行随机化分配，进而参照基准模型重新进行回归分析，并将这种基于随机化分组处理状态的回归分析重复进行 500 次，根据回归结果将高铁开通对企业实际税负的估计系数绘制核密度图（下图 2）。如果基准回归结果确由未知随机因素驱动，就会导致基准回归结果（-0.0033，表 2 第 3 列）落入到虚假分组的 500 次回归估计系数所构成的概率分布中。从图 2 中可以清楚看到，随机分配所得的系数分布其均值近似为 0（标准差为 0.00087），即根据随机分组构造的回归分析并没有政策效果。而基于基准回归得到的系数值完全落在分布以外，综上所述来看，基准回归的结果并不是随机因素驱动产生的，具有稳健性。

<sup>①</sup> 对于固定资产比重、存货比重的差异，我们在基准回归时已经直接控制。表 2 第 6 列，我们也控制了初始特征与年份虚拟变量的交互项。

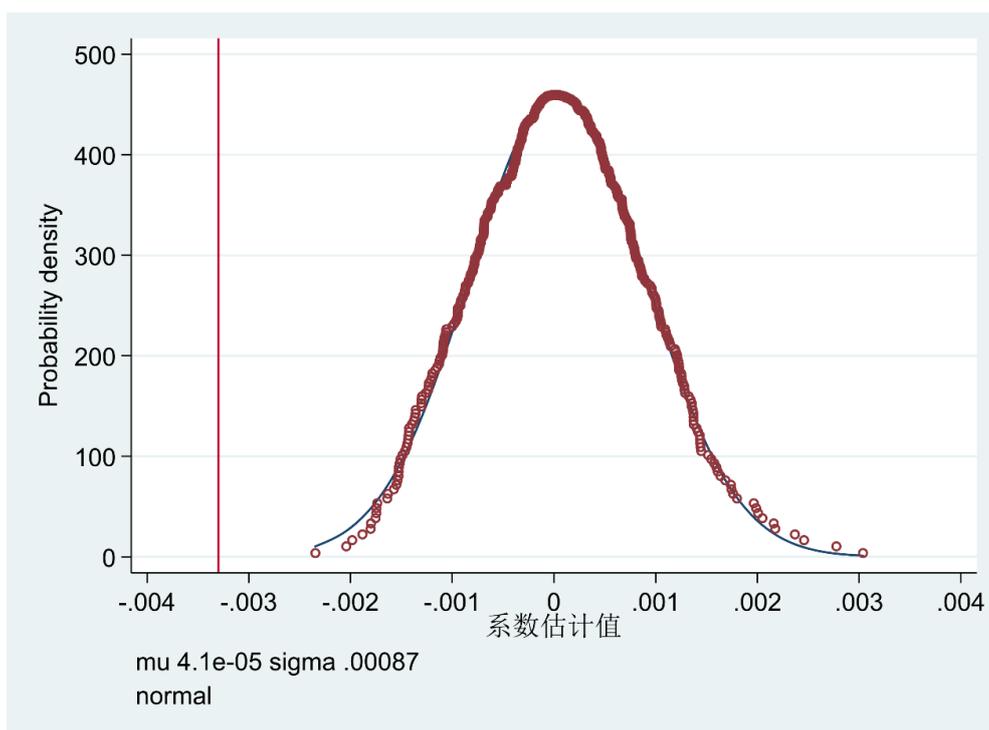


图 2 随机分配实验组和对照组政策效果估计的核密度图：500 次

## 2. 使用前瞻性有效税率度量县级实际税负

基准回归中，我们利用企业缴纳的所得税与总资产之比来衡量实际税负，这种度量方法简单，但不能完全体现企业对当期税收政策的反应，被称为后视性的有效税率（backward-looking effective tax rates）。Auerbach（1979）、King 和 Fullerton（1984）以及 Devereux 和 Griffith（2003）等提出了一种前瞻性的有效税率（forward-looking effective tax rates）。前瞻性的有效税率充分考虑了一国的税制结构与其他税种的影响，另外也考虑了不同融资方式、通胀率以及资本回报率的影响，也更加贴近现实。国内方面相关研究文献较少，贾俊雪（2014）、贾俊雪和应世为（2016）以及邓明（2019）等利用工业企业数据计算了地级市层面的前瞻性有效税负，与他们类似，我们计算了县级层面的前瞻性有效税率。

根据 Devereux 和 Griffith（2003），前瞻性的有效边际税率（EMTR）是指对企业投资征税导致的边际投资项目必要报酬率的下降比例，具体定义为：

$$EMTR = \frac{p^0 - s}{p^0}$$

其中， $p^0$  是指投资项目的经济租金为 0 时，企业边际投资的资本回报率， $s$  为股东的

税后实际回报率。 $p^0$  和  $s$  具体定义分别为<sup>①</sup>:

$$p^0 = \frac{(1-A)}{(1-\tau)(1+\pi)} [\rho + \delta(1+\pi) - \pi] - \frac{F(1+\rho)}{\gamma(1-\tau)(1+\pi)} - \delta$$

$$s = \frac{(1-m^i)i - \pi}{(1+\pi)}$$

其中,  $A$  表示单位投资税收抵免额的净现值,  $\tau$  为法定税率,  $\pi$  是通货膨胀率,  $\rho$  是股东的名义贴现率,  $\delta$  是经济折旧率,  $F$  表示外部融资成本,  $m^i$  是利息所得税率,  $i$  是名义利率。 $\gamma$  衡量了股息税和资本利得税的税收区别, 实质上是股息税和资本利得税之间的税收楔子, 其定义为  $\gamma = \frac{(1-m^d)}{(1-c)(1-z)}$ , 其中  $m^d$  表示股息税率,  $c$  表示个人所得税对股息收入的抵免率,  $z$  表示资本利得税税率。

Devereux 和 Griffith(2003)等计算出的是基于国家层面的有效税负, 参考贾俊雪(2014)、贾俊雪和应世为(2016)以及邓明(2019)等人的研究, 按照类似的处理方式和定义我们将工业企业匹配到县级层面, 计算 2005~2013 年县级层面的前瞻性有效边际税率, 因此, 我们使用县级层面数据, 利用如下回归模型检验高铁开通对县级层面有效税率的影响:

$$EMTR_{jt} = \beta HSR_{jt} + \alpha X_{jt} + \mu_j + \mu_t + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

其中,  $EMTR_{jt}$  表示  $j$  县(区、县级市)在第  $t$  年的前瞻性有效边际税率。 $HSR_{jt}$  是一个虚拟变量, 当  $j$  县在第  $t$  年有高铁站时, 取值为 1, 否则取值为 0。 $X_{jt}$  是一系列县级层面的控制变量, 包括人均实际 GDP、第二产业占比、固定资产投资占 GDP 比、财政支出与 GDP 之比。 $\mu_j$  和  $\mu_t$  分别是县级和年份的固定效应。模型将标准误聚类到县级层面。回归结果如表 7 所示, 可以看出, 县级高铁开通对有效边际税率具有显著的负向影响。

表 7 稳健性检验——前瞻性有效税率

	(1)	(2)
	被解释变量: 前瞻性有效税率	
高铁通车	-0.0231*** (0.0075)	-0.0254*** (0.0076)
政府支出占比		0.0001 (0.0001)
固定资产投资占比		0.0000* (0.0000)
人均实际GDP		-0.0125** (0.0060)

<sup>①</sup> Devereux 和 Griffith (2003) 提供了模型推导过程, 此处我们略去。

第二产业占比		-0.0000** (0.0000)
县级固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
<i>N</i>	21010	19931
adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.689	0.693

注：\*\*\*、\*\*、\*是指在1%、5%以及10%的水平上显著；括号内为聚类到县级层面上的标准误。

### 3.使用综合税负作为被解释变量

上文我们使用企业所得税占总资产之比度量企业实际税负。除了企业所得税之外，工业企业还缴纳增值税、城市维护建设税、印花税、土地使用税等税种。为了衡量企业的综合税负，我们将计算了工业企业数据库当中企业所得税、增值税、“营业税金及附加”以及“管理费用当中的税金”四项之和作为企业的综合纳税额，然后将其与总资产之比作为企业综合税负的度量指标。按照企业会计准则，“营业税金及附加”包括消费税、城市维护建设税、资源税和教育费附加，“管理费用当中的税金”包括车船使用税、土地使用税、印花税、房产税。高铁开通对企业综合税负的影响结果报告在了表8当中，从中可见，县域开通高铁也显著降低了企业综合税负。

**表 8 稳健性检验——综合税负**

	(1)	(2)
	被解释变量：综合税负	
高铁通车	-0.0122*** (0.0044)	-0.0079** (0.0035)
企业规模		-0.0295*** (0.0007)
财务杠杆率		0.0025** (0.0011)
企业年龄		0.0151*** (0.0007)
固定资产比重		0.0163*** (0.0018)
存货比重		-0.0002 (0.0020)
利润率		0.2705*** (0.0063)
企业固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
样本观测值	2073208	2055983
adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.539	0.648

注：\*\*\*、\*\*、\*是指在1%、5%以及10%的水平上显著；括号内为聚类到县级层面上的标准误。企业

综合税负是企业所得税、增值税、营业税金及附加、以及管理费用当中的税金之和，与总资产之比。

#### 4. 高铁动工后的反应

高铁从动工到通车，建设周期一般较长，我们收集了每条高铁线路的动工时间，测算结果显示高铁从动工到通车平均时间是 4.4 年。本小节我们试图进一步去研究，高铁动工后，地方政府是否未雨绸缪，税收竞争行为是否就会有所反应？图 1 的事件研究法结果显示，在高铁开通前 2-5 年，处置组和控制组的企业税负具有平行的趋势，这说明地方政府的预先反应并不明显。为了进一步考察这种可能性，定义了企业所在县已动工高铁这一虚拟变量。实证结果报告在表 9 中。结果显示，高铁动工对企业实际税负的影响非常微弱且不显著，这与上文事件研究法的结论一致。地方政府对高铁的行为反应，不会在动工后就立即显现，而是在通车时才显现。我们认为部分原因是，我国市级官员的任期较短，市委书记和市长的任期平均不足 4 年，因此没有提前对高铁带来的要素流动进行反应。

表 9 高铁动工对企业实际税负的影响

	(1)
	被解释变量：企业实际税负
高铁已动工	0.0008 (0.0008)
企业规模	-0.0019*** (0.0002)
财务杠杆率	-0.0004 (0.0004)
企业年龄	0.0025*** (0.0002)
固定资产比重	0.0037*** (0.0009)
存货比重	0.0010 (0.0007)
利润率	0.0730*** (0.0024)
企业固定效应	Yes
年份固定效应	Yes
样本观测值	2106022
adj. $R^2$	0.556

注：\*\*\*、\*\*、\*是指分别在1%、5%以及10%的水平下显著；括号内为聚类到县级层面上的标准误。

#### 5. 考虑不同的样本期间选择

基准回归中，我们选择的样本期间为 2005~2013 年，主要考虑是基于 2008 年开通的京

津城际高铁被普遍视为第一条高速铁路（最高时速 300km/h 以上），因此选择高铁开通前三年作为研究样本基期，但考虑到 2004 年开通的秦沈客运专线设计最高时速也远超普通铁路（最高时速 200km/h 以上），并且《工业企业数据库》最早披露年份为 1998 年，因此为了减缓样本期初选择的主观性对实证研究带来的干扰，我们进一步给出了不同样本区间选择下的实证结果，具体如下图 10 所示。从实证结果可以看出样本期初的选择对本文研究结论影响不大，不同期间选择下高铁通车对企业实际税负的影响基本保持一致，我们认为主要原因可能在于 2005 年之前，全国绝大多数县区均没有开通高铁，因此解释变量在 2005 年之前的变动很小，综上分析我们认为样本期初的选择对本文的实证研究不会造成显著的影响。

表 10 不同样本区间选择的回归结果

	(1)1998-2013	(2)1999-2013	(3)2000-2013	(4)2001-2013	(5)2002-2013	(6)2003-2013	(7)2004-2013
	被解释变量：企业实际税负						
高铁通车	-0.0035*** (0.0009)	-0.0033*** (0.0009)	-0.0032*** (0.0009)	-0.0033*** (0.0009)	-0.0032*** (0.0009)	-0.0032*** (0.0009)	-0.0031*** (0.0009)
企业规模	-0.0017*** (0.0002)	-0.0017*** (0.0002)	-0.0016*** (0.0002)	-0.0018*** (0.0001)	-0.0018*** (0.0001)	-0.0017*** (0.0001)	-0.0017*** (0.0001)
财务杠杆率	-0.0037 (0.0043)	-0.0041 (0.0049)	-0.0047 (0.0052)	0.0014 (0.0011)	0.0011 (0.0011)	0.0009 (0.0011)	0.0004 (0.0006)
企业年龄	0.0009*** (0.0002)	0.0010*** (0.0002)	0.0012*** (0.0002)	0.0011*** (0.0001)	0.0012*** (0.0001)	0.0014*** (0.0001)	0.0018*** (0.0001)
固定资产比重	0.0010 (0.0008)	0.0008 (0.0009)	0.0009 (0.0010)	0.0020*** (0.0006)	0.0021*** (0.0006)	0.0024*** (0.0007)	0.0028*** (0.0007)
存货比重	0.0008 (0.0012)	0.0008 (0.0013)	0.0010 (0.0014)	-0.0003 (0.0006)	-0.0002 (0.0006)	-0.0001 (0.0006)	0.0002 (0.0006)
利润率	0.0637*** (0.0058)	0.0673*** (0.0052)	0.0699*** (0.0051)	0.0698*** (0.0036)	0.0725*** (0.0033)	0.0737*** (0.0029)	0.0760*** (0.0029)
企业固定效应	Yes						
年份固定效应	Yes						
样本观测值	3511694	3215839	3060539	2906805	2741671	2559225	2306577
adj. R <sup>2</sup>	0.236	0.297	0.345	0.356	0.358	0.424	0.526

注：\*\*\*、\*\*、\*是指在 1%、5%以及 10%的置信水平下显著；括号内为聚类到（cluster）县级层面的标准误，观测值有差异是因为有部分控制变量存在缺失。

## 五、不同城市规模的异质性影响

根据前文的理论分析，基础设施促进了市场一体化，市场一体化对政府间税收竞争的影响方向，存在两种相反的作用机制。从经典税收竞争理论出发，高铁提升了要素跨地区流动性，因而加剧税收竞争程度。但从新经济地理学理论出发，市场一体化会导致要素在市场力量影响下向中心城市集聚，中心城市享受了集聚租，不必提升税收竞争强度，反而可以加税，对集聚租课税。上文的实证结果显示，对全国所有地区平均而言，正向机制大于负向机制。但是如果新经济地理学的机制存在，那么高铁开通后，中心城市的税收竞争强度要相对较小，企业税负不仅不会下降，可能反而增加。为了检验是否存在这一异质性，我们按照企业所在地将样本划分为中心城市和非中心城市样本，其中中心城市样本是省会城市以及计划单列市的企业样本，非中心城市则为其他城市的企业样本。分样本的回归结果报告了表 11 当中。可以看出，回归系数符号均为负，这显示对于中心城市和非中心城市，高铁开通均能显著降低企业实际税负。但是从系数大小来看，相比于非中心城市，高铁开通对中心城市企业的降税效应要相对较小。这部分印证了新经济地理学理论的推断，大城市享受市场一体化带来的集聚经济，因而不必提高税收竞争的强度。我们的结果也显示，大城市开通高铁后，不会显著提高企业税负，我们认为原因是，我国的国土面积大，有多个区域中心城市。由于高铁的速度之快和便利性之高，中心城市之间的通行时间也大大压缩，中心城市之间的竞争也得到一定程度上升，因此不会选择提高企业税负。

表 11 不同城市规模的异质性

	(1)中心城市	(2)非中心城市
	被解释变量：企业实际税负	
高铁通车	-0.0019* (0.0010)	-0.0040*** (0.0014)
企业规模	-0.0014*** (0.0003)	-0.0023*** (0.0003)
财务杠杆率	-0.0006 (0.0007)	-0.0003 (0.0005)
企业年龄	0.0025*** (0.0004)	0.0025*** (0.0002)
固定资产比重	0.0011 (0.0013)	0.0047*** (0.0011)
存货比重	-0.0001 (0.0015)	0.0016** (0.0007)
利润率	0.0711***	0.0734***

	(0.0042)	(0.0028)
企业固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
样本观测值	667433	1435323
adj. $R^2$	0.562	0.552

注：\*\*\*、\*\*、\*是指在1%、5%以及10%的水平下显著；括号内为聚类到县级层面上的标准误。

## 六、结论及政策建议

基础设施促进了国内市场一体化，提升了要素的跨地区流动性，从而会加剧地方政府在吸引要素上的竞争。本文利用 2005~2013 年规模以上工业企业数据和高铁开通数据，利用双重差分法（DID）实证检验了高铁开通对地方政府税收竞争的影响。实证研究发现，高铁开通显著降低了辖区内企业所得税实际税负。对于跨地区流动性较低的企业，税收竞争相对较轻，高铁开通降低企业税负的程​​度相对较小。本文的结果验证了经典税收竞争理论的推断：要素跨地区流动性上升，政府间税收竞争加剧。同时，本文还发现，由于高铁促进了要素向区域中心城市集聚，中心城市的税收竞争较轻。相对于中心城市，高铁开通更加显著降低了区域非中心城市的企业税负。这一结果也验证了新经济地理学对税收竞争的推断：市场一体化导致经济集聚，享受经济集聚的大城市会降低税收竞争强度。

本文的实证结果也表明，跨地区基础设施建成后，不仅企业和家户等市场主体有直接行为反应，地方政府也会有行为反应。地方政府的行为反应，既会进一步影响企业和家户的决策，也会影响居民在公共品上享受的福利。地方政府税收竞争，通过降低企业实际税负，影响企业绩效。同时，地方政府过度税收竞争，也可能使民生性公共品提供不足。因此，在评估基础设施的经济影响时，不应遗漏基础设施对地方政府行为的影响。

根据本文研究结果，提出如下政策建议：

(1) 进一步完善建设交通基础设施，促进国内市场大循环，有利于形成全国统一市场。2016 年 7 月，国务院批准了新调整的《中长期铁路网规划》。根据规划，到 2025 年中国高铁运营里程将达到 3.8 万公里，届时将建成“八纵八横”的高速铁路网。可以预见，在未来相当长的一段时间，高铁将深刻影响中国区域经济发展和居民福利。本文研究表明，高铁建设不仅可以通过影响资本流动这一市场机制带动区域经济发展，还会在一定程度上促进了地方政府间的竞争，降低市场主体的税收负担，因此从畅通国内市场角度来看，有必要进一步完善交通基础设施，促进资本等生产要素在国内市场高效流动和配置，进而提高资本的使用效率。

(2) 规范地方政府竞争行为, 避免出现恶性税收竞争。在基础设施促进市场一体化从而提升地方政府竞争压力的同时, 中央政府应该匡正地方政府竞争行为, 纠正地方政府竞争对税收执法力度和的财政支出结构的扭曲, 增进民生福祉。

#### 参考文献:

- [1] Ahlfeldt G M., Feddersen A., 2018, *From Periphery to Core: Measuring Agglomeration Effects Using High-speed rail*[J], *Journal of Economic Geography*, 18(2),355~390.
- [2] Auerbach A J., 1979, *Wealth Maximization and the Cost of Capital*[J], *Quarterly Journal of Economics*, 93(3),433~446.
- [3] Baldwin R E., Krugman P., 2004, *Agglomeration, Integration and Tax Harmonization*[J], *European Economic Review*, 48(1), 1~23.
- [4] Baldwin R E., Okubo T.,2014, *International Trade, Offshoring and Heterogeneous Firms*[J], *Review of International Economics*, 22(1),59~72.
- [5] Banerjee Abhijit., Esther Duflo., Nancy Qian., 2020, *On the Road: Access to Transportation Infrastructure and Economic Growth in China*[J], *Journal of Development Economics* 145,1~36.
- [6] Baum-Snow N., 2007, *Did Highways Cause Suburbanization?* [J], *Quarterly Journal of Economics*, 122(2), 775~805.
- [7] Bénassy-Quéré, Agnès & Benoît Coeuré & Pierre Jacquet & Jean Pisani-Ferry, 2012. "Economic Policy: Theory and Practice," Université Paris1 Panthéon-Sorbonne (Post-Print and Working Papers) hal-00684190, HAL.
- [8] Brandt L., Biesebroeck J V., Zhang Y.,2009, *Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing*[J]. *Journal of Development Economics*, 97(2),339~351.
- [9] Brueckner J K.,2003, *Strategic Interaction Among Governments: An Overview of Empirical Studies*[J]. *International Regional Science Review*, 26(2),175~188.
- [10] Brülhart M., Jametti M., Schmidheiny K., 2012, *Do Agglomeration Economies Reduce the Sensitivity of Firm Location to Tax Differentials?* [J], *Economic Journal*, 122(563), 1069~1093.
- [11] Chetty R., Looney A., Kroft K.,2009, *Saliency and Taxation: Theory and Evidence*[J]. *American Economic Review*, 99(4),1145~1177.

- [12] Datta Saugato., 2012, *The Impact of Improved Highways on Indian Firms*[J], *Journal of Development Economics*, 99, 46~57.
- [13] Devereux M P., Griffith R.,2003, *Evaluating Tax Policy for Location Decisions*[J], *International Tax and Public Finance*, 10,107~126.
- [14] Donaldson Dave., 2018, *Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure*[J], *American Economic Review*, 108(4), 899~934.
- [15] Donaldson Dave., Richard Hornbeck., 2016, *Railroads and American Economic Growth: A Market Access Approach*[J], *Quarterly Journal of Economics*, 131(2),799~858.
- [16] Duranton G., Morrow P M., Turner M A., 2014, *Roads and Trade: Evidence from the US*[J], *Review of Economic Studies*, 81(2), 681~724.
- [17] Duranton G., Turner M A., 2012, *Urban Growth and Transportation*[J], *Review of Economic Studies*, 79, 1407~1440.
- [18] Egger, P. H., Nigai, S., & Strecker, N. M. (2019). The taxing deed of globalization. *American Economic Review*, 109(2), 353-90.
- [19] Faber B., 2014, *Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System*[J], *Review of Economic Studies*, 81(3), 1046~1070.
- [20] Fernald J., 1999, *Roads to Prosperity? Assessing the Link Between Public Capital and Productivity*[J], *American Economic Review*, 89(3),619~638.
- [21] Fogel Robert., 1962, *A Quantitative Approach to the Study of Railroads in American Economic Growth: A Report of Some Preliminary Findings*[J], *Journal of Economic History*, 22 (2), 163~197.
- [22] Garcia-López M À., Holl A., Viladecans-Marsal E., 2015, *Suburbanization and Highways in Spain when the Romans and the Bourbons Still Shape Its Cities*[J], *Journal of Urban Economics*, 85, 52~67.
- [23] Giroud X., 2013, *Proximity and Investment: Evidence from Plant-level data*[J], *Quarterly Journal of Economics*, 128(2),861~915.
- [24] Holl A., 2016, *Highways and Productivity in Manufacturing Firms*[J], *Journal of Urban Economics*, 93, 131~151.
- [25] Hsieh C T., Klenow P J., 2009, *Misallocation and Manufacturing TFP in China and India*[J], *Quarterly Journal of Economics*, 124, 1403-1448.

- [26] Jacobson L S., Lalonde R J., Sullivan D G., 1993, *Earnings Losses of Displaced Workers*[J]. *American Economic Review*, 83(4):685~709.
- [27] Jia S., Zhou C., Qin C., 2017, *No difference in effect of high-speed rail on regional economic growth based on match effect perspective?* [J]. *Transportation Research Part A Policy & Practice*, 106,144~157.
- [28] Jedwab R., Moradi A., 2016, *The Permanent Effects of Transportation Revolutions in Poor Countries: Evidence from Africa*[J]. *Review of Economics and Statistics*, 98(2), 268~284.
- [29] Koh H J., Riedel N., Böhm T., 2013, *Do Governments Tax Agglomeration Rents?* [J], *Journal of Urban Economics*, 75, 92~106.
- [30] Ke X., Chen H., Hong Y., 2017, *Do China's High-Speed-Rail Projects Promote Local Economy?—New Evidence from a Panel Data Approach*[J], *China Economic Review*, 44:203~226.
- [31] Keen M., Konrad K A., 2013, *The Theory of International Tax Competition and Coordination*[J]. *Handbook of public economics*, 5, 257~328.
- [32] Kim K S., 2000, *High-Speed Rail Developments and Spatial Restructuring: A Case Study of the Capital Region in South Korea*[J]. *Cities*, 17(4):251~262.
- [33] King M A., Fullerton D., 1984, *The Taxation of Income from Capital*[M]. Chicago: University of Chicago Press, Inc,
- [34] Ludema R D., Wooton I., 2000, *Economic Geography and the Fiscal Effects of Regional Integration*[J]. *Journal of International Economics*, 52(2),331~357.
- [35] Li Han., Zhigang Li., 2013, *Road Investments and Inventory Reduction: Firm Level Evidence from China*[J], *Journal of Urban Economics*, 76, 43~52.
- [36] Li Zhigang., Yu Chen., 2013, *Estimating the Social Return to Transport Infrastructure: A Price-difference Approach Applied to a Quasi-experiment*[J], *Journal of Comparative Economics*, 41, 669~683.
- [37] Lin Y., Y Qin., J Sulaeman., J Yan., J Zhang., 2019, *Facilitating Investment Flows: Evidence from China's High-Speed Passenger Rail Network*[R]. <https://ssrn.com/abstract=3418227>.
- [38] Michaels Guy., 2008, *The Effect of Trade on the Demand for Skill: Evidence from the Interstate Highway System*[J], *Review of Economics and Statistics*, 90 (4), 683~701.
- [39] Qin Y., 2017, *'No County Left Behind?' The Distributional Impact of High-Speed Rail*

- Upgrades in China*[J]. *Journal of Economic Geography*, 17(3):489~520.
- [40] Redding S J., Turner M A., 2014. *Transportation Costs and the Spatial Organization of Economic Activity*[R], NBER Working Paper No. 20235
- [41] Shirley Chad., Winston Clifford., 2004, *Firm Inventory Behavior and the Returns from Highway Infrastructure Investments*[J], *Journal of Urban Economics*, 55, 398~415.
- [42] Storeygard A., 2016, *Farther on Down the Road: Transport Costs, Trade and Urban Growth in Sub-Saharan Africa*[J]. *Review of Economic Studies*, 83(3),1263~1295.
- [43] Vickerman R.,1997, *High-speed Rail in Europe: Experience and Issues for Future Development*[J]. *Annals of Regional Science*, 31(1),21~38.
- [44] Wilson J D.,1987, *Trade, Capital Mobility, and Tax Competition*[J], *Journal of Political Economy*, 95(4),835~856.
- [45] Zodrow G R., Mieszkowski P.,1986, *Pigou, Tiebout, Property Taxation, and the Under Provision of Local Public Goods*[J]. *Journal of Urban Economics*, 19(3),356~370.
- [46] 卞元超、吴利华、白俊红：高铁开通、要素流动与区域经济差距[J]，《财贸经济》，2018 年第 6 期。
- [47] 陈晓光：增值税有效税率差异与效率损失——兼议对“营改增”的启示[J]，《中国社会科学》，2013 年第 8 期。
- [48] 邓明：企业所得税有效税率与资本结构[J]，《经济管理》，2019 年第 9 期。
- [49] 范子英、田彬彬：税收竞争、税收执法与企业避税[J]，《经济研究》，2013 年第 9 期。
- [50] 范子英、田彬彬：政企合谋与企业逃税：来自国税局长异地交流的证据[J]，《经济学季刊》，2016 年第 4 期。
- [51] 郭杰、李涛：中国地方政府间税收竞争研究——基于中国省级面板数据的经验证据[J]，《管理世界》，2009 年第 11 期。
- [52] 贾俊雪：税收激励、企业有效平均税率与企业进入[J]。《经济研究》，2014 年第 7 期
- [53] 贾俊雪、应世为：财政分权与企业税收激励——基于地方政府竞争视角的分析[J]。《中国工业经济》，2016 年第 10 期。
- [54] 李永友、沈坤荣：辖区间竞争、策略性财政政策与 FDI 增长绩效的区域特征[J]，《经济研究》，2008 年第 5 期。
- [55] 李欣泽、纪小乐、周玲玲：高铁能改善企业资源配置吗？——来自中国工业企业数据库和高铁地理数据的微观证据[J]，《经济评论》，2017 年第 6 期。

- [56] 李超、李涵、唐丽淼：高速铁路、运输效率与垂直专业化分工[J]. 《经济学季刊》，2021 年第 1 期.
- [57] 刘勇政、李岩：中国的高速铁路建设与城市经济增长[J], 《金融研究》, 2017 年第 11 期.
- [58] 龙玉、赵海龙、张新德、李曜：时空压缩下的风险投资——高铁通车与风险投资区域变化[J], 《经济研究》, 2017 年第 4 期.
- [59] 龙小宁、朱艳丽、蔡伟贤、李少明：基于空间计量模型的中国县级政府间税收竞争的实证分析[J], 《经济研究》, 2014 年第 8 期.
- [60] 梁若冰：口岸、铁路与中国近代工业化[J], 《经济研究》, 2015 年第 4 期.
- [61] 马光荣、程小萌、杨恩艳：交通基础设施如何促进资本流动[J]. 《中国工业经济》, 2020 年第 6 期.
- [62] 沈坤荣、付文林、晓鸥：税收竞争、地区博弈及其增长绩效[J], 《经济研究》, 2006 年第 6 期.
- [63] 谢贞发、范子英：中国式分税制、中央税收征管权集中与税收竞争[J], 《经济研究》, 2015 年第 4 期.
- [64] 周浩、郑筱婷：交通基础设施质量与经济增长:来自中国铁路提速的证据[J], 《世界经济》, 2012 年第 1 期.
- [65] 张俊：高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究[J], 《经济学季刊》, 2017 年第 4 期.
- [66] 张克中、陶东杰：交通基础设施的经济分布效应——来自高铁开通的证据[J], 《经济学动态》, 2016 年第 6 期.
- [67] 张梦婷、俞峰、钟昌标：高铁网络、市场准入与企业生产率[J], 《中国工业经济》, 2018 年第 5 期.

# Infrastructure, Tax Competition and Firm Tax Burden: From the perspective of domestic market integration

Pu Long<sup>1</sup> Ma Guangrong<sup>2,3</sup> Huang Bo<sup>2</sup>

(1. Zhejiang University of Finance and Economics, School of Public Economics and Taxation; 2. Renmin University of China, School of Finance; 3. China Financial Policy Research Center)

**Summary:** Infrastructure promotes the integration of domestic markets and enhances the cross-regional mobility of factors, thereby intensifying competition among local governments in attracting factors. Using the data of industrial enterprises above designated size in China from 2005 to 2013, this paper uses the double difference method to empirically test the impact of the opening of high-speed rail on local government tax competition. This paper finds that the opening of high-speed rail has intensified tax competition among regions and significantly reduced the actual income tax burden of enterprises within the jurisdiction. Mechanism analysis shows that HSR mainly increases the degree of domestic market integration, making it easier for capital to flow across regions, which in turn affects the tax competition strategy between local governments. For low-end enterprises, the opening of the high-speed rail will reduce the tax burden of enterprises by a relatively small extent. Compared with state-owned enterprises, the actual tax burden of private enterprises and foreign-funded enterprises has dropped more significantly after the high-speed rail is opened in the counties and districts where they are located. In addition, through the data of listed companies' remote investment, we also found that the opening of high-speed rail has significantly promoted the remote investment of listed companies, thus proving the inference of the classic tax competition theory that the stronger the capital mobility, the more intense the tax competition will be. On this basis, this paper also conducts a series of robustness tests. The study finds that the benchmark regression conclusion always exists, and the final heterogeneity analysis finds that

because high-speed rail promotes the agglomeration of factors to regional central cities, the degree to which central cities participate in tax competition lighter. Compared with central cities, the opening of high-speed rail has significantly reduced the corporate tax burden in non-central cities. This conclusion partly indicates the inference of the new economic geography theory, that is, the existence of agglomeration economies can reduce the degree of tax competition to a certain extent. The research in this paper suggests that the behavioral responses of local governments should be taken into account when comprehensively assessing the welfare impacts of infrastructure across regions. The construction of cross-regional infrastructure further promotes the circulation of the domestic market and is conducive to the formation of a unified national market. But at the same time, we should also pay attention to further regulate the competition behavior of local governments, reduce the distortion of local fiscal expenditure structure, and avoid vicious tax competition.

**Key Words:** Tax Competition, Effective Tax Burden, Infrastructure

**JEL Classification:** F12, H73, R12