

劳动力成本上升是否引致了 企业所得税实际税率的变动^{*}

邓 明

内容提要:税收归宿理论认为企业所得税的征收会部分转嫁给劳动力而影响工资水平,本文通过构建两地区一般均衡模型发现,一个地区劳动力成本的上升反过来会引致本地区企业所得税实际税率的降低,同时也会对另一地区的企业所得税实际税率产生影响。为了检验该结论在中国地区层面是否成立,本文以《最低工资规定》在2004年的实施为准自然实验,实证研究了《最低工资规定》实施带来的地级市层面劳动力成本冲击对地区内以及相邻地区企业所得税实际税率的影响。实证研究表明,《最低工资规定》实施带来的劳动力成本上升确实引致了本地区企业所得税实际税率的降低,在经过一系列稳健性检验后,这一结果依然成立,而且同一省份内其他地区的劳动力成本受到的冲击也会导致本地区的企业所得税实际税率下降。本文的研究结论为劳动力成本日益上升背景下如何规范中国地方政府的税收行为提供了理论参考。

关键词:劳动力成本 企业所得税 最低工资标准

作者简介:邓 明,厦门大学经济学院教授、博士生导师,361005。

中图分类号:F812.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2022)08-0088-17

一、引 言

随着中国人口老龄化问题的不断加深,劳动力供给不足成为中国劳动力市场的新常态,加之劳动保护制度日臻完善等诸多因素,中国劳动力价格持续上升(魏浩、郭也,2013)。国家统计局数据显示,中国城镇单位就业人员平均工资由2000年的9333元上升到2019年的90501元。劳动力成本是企业经营的主要成本之一,一个地区的劳动力成本上升必然会侵蚀该地区内企业的利润并最终影响企业选址,也会因劳动力与资本之间的互补或替代关系而进一步影响资本的地区间流动。在地方政府致力于招商引资的背景下,劳动力成本上升是否会迫使地方政府相应调整财税政策以吸引生产要素流入?劳动力成本的变动是否会引致地方政府财税政策的变动?对这些问题的回答不仅有助于我们更好地从理论上理解财税政策与劳动力市场之间的关系,而且从实践意义

^{*} 基金项目:国家自然科学基金面上项目“中间产品进口、技能偏向性技术进步与技能溢价”(71973111)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。邓明电子邮箱:dengming@xmu.edu.cn。

上看,也有助于我们更好地理解中国地方政府的财政税收行为。

事实上,税收政策对工资水平的影响一直是学术界关注的焦点问题之一,Harberger(1962)最早研究了企业所得税对工资水平的影响,认为只要资本供给不是完全无弹性的,企业所得税的上升就会降低劳动力工资水平,这也就是所谓的税收归宿效应(Tax Incidence Effect)。但是,近年来越来越多的理论研究认为,在识别财税政策对工资水平的影响时,必须注意到财税政策不是外生的,政府有极强的动力通过降低企业税收、提供补贴来帮助企业应对劳动力成本的上升(Haufler 和 Mittermaier,2011;Exbrayat 等,2012)。

尽管有大量研究表明,中国的地方政府通过广泛使用税收、财政补贴等方式来吸引生产要素流入,但遗憾的是,现有文献均忽略了要素成本对政府财税政策的影响,而劳动力成本的上升又是中国经济面临的一个重要客观事实。本文通过构建两地区一般均衡模型,从理论上分析了劳动力成本上升对本地区企业所得税实际税率以及其他地区企业所得税实际税率的影响。均衡结果表明,为了吸引企业进入,一个地区劳动力成本的上升会引致本地区企业所得税实际税率的降低,同时也会对其他地区的企业所得税实际税率产生影响。在此基础上,本文利用手工收集的中国地级市层面最低工资数据,以《最低工资规定》在 2004 年的实施为准自然实验,构建强度 DID 模型,实证研究了《最低工资规定》的实施导致的地区层面劳动力成本上升对地区内企业所得税实际税率以及相邻地区企业所得税实际税率的影响。实证研究表明,劳动力成本上升确实引致了该地区企业所得税实际税率的降低,在经过一系列稳健性检验后,这一结果依然是稳健的。机制研究表明,劳动力成本上升会抑制企业进入,从而引致政府相应调整税率来抵消这一影响。

与已有研究相比,本文的主要贡献在于如下两个方面:首先,本文从理论和实证研究两个方面均发现,劳动力工资水平的变动会引致政府改变企业所得税实际税率,从而丰富了现有关于企业所得税与劳动力工资之间关系的研究文献;其次,从实践意义上看,随着人口老龄化日趋严重以及农业剩余劳动力转移数量的下降,中国的劳动力成本上升不可避免,探讨这种现实背景下地方政府的税收行为,对推进现代税收制度建设也具有一定的参考价值。

二、文献综述

在解释改革开放后中国经济快速增长的原因时,许多研究认为,在以 GDP 为导向的官员晋升激励机制下,地方政府具有较强的激励吸引生产要素流入,以促进本地区经济增长。地方政府吸引生产要素流入的政策手段有很多,其中税收是最为常用的政策工具之一。^① 郭杰和李涛(2009)、龙小宁等(2014)的研究均表明,税收竞争在中国地方政府间确实广泛存在;付文林和耿强(2011)、贾俊雪(2014)的研究均认为,地区层面较低的实际税率确实能吸引企业投资和企业进入;进一步,李涛等(2011)基于中国省级地区数据则证实了地区之间的税收竞争确实促进了经济增长。

但是,在考虑地方政府税收竞争与要素流入之间的关系时,需要注意地方政府的财税政策不是严格外生的,可能会受到包括劳动力市场在内的一些经济条件的影响(Ljungqvist 和 Smolyansky, 2014)。因此,一些研究也开始关注地方政府的税收政策如何随着经济条件的变化而内生性地变

① 中国是一个税收立法权高度集中的国家,地方政府无权设定或变更税率。但地方政府在税收政策上具有较大的“自由裁量权”,再加上中央政府与地方政府的信息不对称,使得地方政府可以通过实施税收优惠(付文林、赵永辉,2016)、调整税收征管力度(邓明,2018)等方式来改变实际税率。

动。Ottaviano 和 Van Ypersele (2005) 同样认为, 税收的策略互动行为在那些吸引资本流入的其他条件较差、存在比较劣势的地区更为强烈。

既然税收政策的制定或者税收征管强度的实施不是外生的, 那么一个自然的问题是, 要素成本的变动是否会影响中国地方政府的税收政策? 遗憾的是, 这方面的研究尤其是经验研究相对匮乏。现有税收竞争理论要么从理论上探讨税收竞争的机理和存在性, 要么利用空间计量模型从经验上证实税收竞争。但是, 从税收竞争理论的背后机制看, 地方政府展开税收竞争的直接目的是吸引要素流入或企业进入, 当要素成本过高时必然会侵蚀企业利润进而抑制企业进入, 这势必影响地方政府税收政策的制定。基于这样的原因, 本文试图研究一个地区的劳动力成本变动如何影响地区层面企业所得税实际税率的设定。^①

除了与上述研究高度相关之外, 本文还与两支文献高度相关: 一支是税收归宿理论; 另一支是劳动力成本变动的影响研究。学术界对税收尤其是企业所得税与劳动力工资水平之间关系的关注由来已久, 但已有研究主要讨论企业所得税对劳动力工资水平的影响, 并形成了“税收归宿理论”这样一支重要研究文献。税收归宿的开创性研究来自 Harberger (1962), 他在封闭经济、充分竞争、资本和劳动力供给不变、资本自由流动、员工工资率不变的假定条件下, 发现短期内企业所得税只由资本要素承担。此后, 一些文献在 Harberger (1962) 的基础上放宽条件, 进行扩展研究, 得出了不同结论 (Mieszkowski, 1967; Ballentine 和 Eris, 1975)。一些文献基于经验数据研究了企业所得税对劳动力工资水平的影响, 早期的经验研究主要基于地区或行业层面的工资数据进行估计 (Arulampalam 等, 2012)。得益于微观个体层面工资税率的可获得性, 一些文献开始研究地区或行业层面的企业所得税税率对地区或行业内劳动力工资水平的影响 (Fuest 等, 2018; Liu 和 Altshuler, 2013), 并证实了企业所得税税率对劳动力工资水平的显著抑制作用。在中国情境下的经验研究中, 王德祥和戴在飞 (2015) 也证实了企业所得税税率对劳动力工资水平的抑制作用。

随着中国人口年龄结构的不断老化、农业劳动力转移的逐步放缓以及劳动保护强度的日益提高, 劳动力成本快速上升。劳动力成本上升对中国经济发展的影响也引起了研究者的广泛关注, 但这些研究一般是针对微观企业展开的, 如对企业融资 (刘晓光、刘嘉桐, 2020)、企业创新 (林炜, 2013)、企业选址 (吕大国等, 2019)、企业生产率 (肖文、薛天航, 2019)、企业加成率 (诸竹君等, 2017) 的影响等; 而关于劳动力成本上升对财税政策影响的研究, 就我们的文献阅读所及几乎没有。因此, 本文也是对中国劳动力成本上升影响研究的一个有益补充。

三、理论模型

(一) 模型设定

考虑两个地区 $i = 1, 2$, 每个地区有 L_i 单位居民, 每个居民可以无弹性地提供 1 单位劳动力。从中国依然存在的户籍制度限制出发, 假定劳动力不能在地区间流动, 但可以在同一地区内的不同生产部门之间流动。每个地区的生产部门均由制造业部门 (M) 和农业部门 (T) 构成, 每个部门

^① 在中国的税收体系中, 增值税和企业所得税是最重要的两个税种。选择企业所得税而非增值税作为研究对象的原因有两个: 第一, 企业所得税是一种直接税, 而增值税是一种间接税, 因此企业所得税对企业决策的影响更为直接; 第二, 在中国的税收征管中, 增值税由国税部门征管, 而企业所得税中的很大部分由地税部门征管, 因此地方政府对企业所得税征收的影响更大。

均使用劳动力作为唯一的生产要素进行生产。农业部门在规模报酬不变的生产技术下以及完全竞争的市场环境中生产同质的农产品,假定农产品可以在不同地区间无成本地进行贸易,因此本文以农产品作为计价单位。地方政府通过向地区内企业征收企业所得税来为支出融资。类似于 Ottaviano 等(2002)的方法,假定居民具有相同的偏好,地区 i 的代表性居民的效用函数为如下带二次项的拟线性效用函数:

$$U_i = C_i^T - [\beta_i (\tilde{C}_i^M)^2]/2 + \alpha_i \tilde{C}_i^M \quad (1)$$

其中, C_i^T 表示地区 i 的代表性个体对农产品的需求, $\tilde{C}_i^M$ 表示地区 i 的代表性个体对非农产品的需求, α_i 和 β_i 是不变参数。代表性个体的预算约束为 $C_i^T + p_i \tilde{C}_i^M = I_i$, 其中 p_i 是地区 i 的非农产品的价格, I_i 是地区 i 的代表性个体的收入。假定存在足够的运输成本,使得非农产品市场在地区 1 和地区 2 之间是分割的。从效用最大化问题出发,可以得到对地区 i 的非农产品需求函数的反函数为 $p_i = \alpha_i - \beta_i C_i^M / L_i$, 其中 $C_i^M \equiv L_i \tilde{C}_i^M$ 表示地区 i 对非农产品的总需求。

假定地区 i 的农产品生产函数为 $C_i^T = B_i f_i(l_i^T)$, 其中 l_i^T 是农业部门雇用的劳动力数量, B_i 是地区 i 的农业部门生产率, 农业部门生产技术满足 $f_i'(l_i^T) > 0, f_i''(l_i^T) < 0$ 。农业部门的税前利润为 $\pi_i^T = B_i f_i(l_i^T) - \bar{\omega}_i l_i^T$, 其中 $\bar{\omega}_i$ 是地区 i 的最低工资。通过将税前利润最大化,可以得到农业部门的劳动力需求函数为最低工资 $\bar{\omega}_i$ 的函数, 即 $l_i^T = l_i^T(\bar{\omega}_i)$ 。制造业部门中共有 n 个寡头垄断的非农产品生产企业, 企业数量 n 外生于制造业部门的生产状态, 这 n 个生产企业可以在地区间自由选址, n_i 为地区 i 的制造业部门生产企业, $n_1 + n_2 = n$ 。假定制造业部门生产企业满足对称性, 令 $c_i^M = C_i^M / n_i$ 表示地区 i 对制造业部门生产企业的产品需求。地区 i 的制造业部门生产企业的税前利润为 $\pi_i = p_i x_i^M - m_i x_i^M \bar{\omega}_i$, 其中 x_i^M 是地区 i 的制造业部门生产企业的产出, m_i 是地区 i 的制造业部门生产企业生产 1 单位非农产品所需的劳动力数量。通过制造业部门的利润最大化,可以得到非农产品的需求函数和利润函数分别为:

$$x_i^M = L_i (\alpha_i - m_i \bar{\omega}_i) / \beta_i (1 + n_i); \pi_i = L_i (\alpha_i - m_i \bar{\omega}_i)^2 / \beta_i (1 + n_i)^2 \quad (2)$$

式(2)表明,地区 i 的制造业部门生产企业数量 n_i 的增加会降低地区内产品生产数量以及企业利润,这是因为制造业部门生产企业数量的增加会减弱企业的垄断势力。由于制造业部门生产企业可以在不同地区间自由选址,这就要求不同地区间的税后利润应当保持一致,即 $(1 - t_1) \pi_1 = (1 - t_2) \pi_2$, 其中 t_i 为地区 i 的实际税率。由此可得:

$$n_1 = (1 + N - A\phi) / (1 + A\phi); n_2 = [A\phi(1 + N) - 1] / (1 + A\phi) \quad (3)$$

其中, $A = \sqrt{(1 - t_2) / (1 - t_1)}$, $\phi = (\alpha_2 - m_2 \bar{\omega}_2) \sqrt{L_2} / (\alpha_1 - m_1 \bar{\omega}_1) \sqrt{L_1}$ 。根据式(3)可得:

$$\begin{aligned} \partial n_i / \partial t_i &= - (1 + n_i) (1 + n_j) / 2 (1 - t_i) (2 + n) < 0 \\ \partial n_i / \partial t_j &= (1 + n_i) (1 + n_j) / 2 (1 - t_j) (2 + n) > 0 \end{aligned} \quad (4)$$

式(4)的含义是很直观的:地区 i 的企业所得税税率越高,该地区内企业的税后利润就越低,进入该地区的制造业部门生产企业的数量就越少,而进入另一个地区的企业数量就越多。根据非农产品的需求函数、利润函数以及式(3)可得:

$$\begin{aligned} \partial c_i^M / \partial t_i &= (1 + n_j) x_i^M / 2 (1 - t_i) (2 + n) > 0 \\ \partial c_i^M / \partial t_j &= - (1 + n_j) x_i^M / 2 (1 - t_j) (2 + n) < 0 \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned}\partial \pi_i / \partial t_i &= \beta_i (1 + n_j) (x_i^M)^2 / L_i (1 - t_i) (2 + n) > 0 \\ \partial \pi_i / \partial t_j &= -\beta_i (1 + n_j) (x_i^M)^2 / L_i (1 - t_j) (2 + n) < 0\end{aligned}\quad (6)$$

式(5)和式(6)表明,地区*i*企业所得税税率的提高能提升本地区制造业部门生产企业的产出和税前利润,同时降低另一地区制造业部门生产企业的产出和税前利润。假定每个地区地方政府的最优决策都是通过调控企业所得税税率来最大化辖区内居民的效用,根据居民效用函数可得地区*i*地方政府的效用函数为:

$$W_i = L_i U_i = L_i \{ [\beta_i (C_i^M)^2 / 2L_i] + I_i \} \quad (7)$$

假定地区*i*的每个居民都持有地区内制造业部门生产企业相同比例的所有权,地区内居民拥有的制造业企业所有权份额为*s_i*。政府对辖区内居民征收总量税(Lump-Sum Tax),也向居民提供总量转移支付(Lump-sum Transfer)。因此,地区*i*的收入总额为:

$$I_i = l_i^T(\bar{\omega}_i) \bar{\omega}_i + m_i C_i^M \bar{\omega}_i + (1 - t_i) \pi_i^T + s_i n (1 - t_i) \pi_i + T_i \quad (8)$$

其中,*T_i*是地方政府向辖区内居民提供的总量转移支付。式(8)等号右边的第一项和第二项分别是居民在农产品生产部门和制造业生产部门中获得的工资收入,第三项和第四项分别是居民在农产品生产部门和制造业生产部门中获得的税后利润。地区*i*地方政府的预算约束为:

$$T_i = t_i (n_i \pi_i + \pi_i^T) \quad (9)$$

假定地区*i*的劳动力就业满足 $l_i^T(\bar{\omega}_i) + m_i n_i x_i^M \equiv L_i^E < L_i$, 其中 L_i^E 表示地区*i*的劳动力就业数量, $l_i^T(\bar{\omega}_i)$ 和 $m_i n_i x_i^M$ 分别表示地区*i*农产品生产部门和非农产品生产部门的劳动力需求。由于 L_i 表示地区*i*的劳动力供给,因此地区*i*必然存在失业。根据式(8)和式(9),可以将式(7)改写为:

$$W_i = \beta_i (C_i^M)^2 / 2L_i + m_i C_i^M \bar{\omega}_i + s_i n (1 - t_i) \pi_i + t_i n_i \pi_i + l_i^T(\bar{\omega}_i) \bar{\omega}_i + \pi_i^T \quad (10)$$

(二)一般均衡分析

地方政府通过选择企业所得税税率来最大化其效用,将式(10)的 W_i 对 t_i 求偏导可得:

$$\frac{\partial W_i}{\partial t_i} = \frac{\beta_i C_i^M}{L_i} \frac{\partial C_i^M}{\partial t_i} + m_i \bar{\omega}_i \frac{\partial C_i^M}{\partial t_i} + s_i n \frac{\partial [(1 - t_i) \pi_i]}{\partial t_i} + \frac{\partial (t_i n_i \pi_i)}{\partial t_i} \quad (11)$$

由此可以得到地区1和地区2的最优企业所得税税率分别为:

$$t_1 = \frac{(2 + A\phi)(1 + n - A\phi) - 2(1 + A\phi)s_1 n - (2 + n)A\phi\Psi_1}{2(1 + n) + A\phi n - 2(1 + A\phi)s_1 n} \quad (12)$$

$$t_2 = \frac{(2A\phi + 1)[(1 + n - s_2 n)A\phi - 1] - A\phi[s_2 n + (2 + n)\Psi_2]}{A\phi[2A\phi(1 + n) + n - 2(1 + A\phi)s_2 n]} \quad (13)$$

其中, $\Psi_i = m_i \bar{\omega}_i / (\alpha_i - m_i \bar{\omega}) > 0$ 。式(12)和式(13)给出了地区间税率的响应函数,令这两个响应函数分别为 $t_1 = \varphi_1(t_2)$ 和 $t_2 = \varphi_2(t_1)$ 。由于本文考虑的是一般均衡模型,根据式(12)和式(13)得出 t_1 和 t_2 的显函数是比较困难的。为了简化起见,假定 $s_1 = s_2 = 1/2$, 这样可以使得均衡税率不会受到利润分布的影响。基于这一假定,可以得到命题1。

命题 1: 假定 $s_1 = s_2 = 1/2$, 则存在唯一且稳定的均衡, 使得 $t_1^* = \varphi_1(t_2^*)$ 以及 $t_2^* = \varphi_2(t_1^*)$ 。^①

进一步, 将式 (12) 和式 (13) 中地区 i 的税率函数分别对地区 i 和地区 j 的最低工资求导, 可以得到命题 2。

命题 2: (1) 一个地区最低工资水平的提高会导致该地区企业所得税实际税率的下降; (2) 当且仅当 $n < A\phi - 1$ ($n > A\phi - 1$) 时, 一个地区最低工资水平的提高会提高 (降低) 另一个地区的企业所得税实际税率。

四、实证研究设计与数据来源

大量研究表明, 最低工资标准的不断上调是导致中国劳动力成本上升极为重要的因素之一 (马双等, 2012; 蒋灵多、陆毅, 2017)。因此, 本文使用中国地区层面最低工资水平的调整来表征地区层面劳动力成本的变动。进一步, 为解决最低工资标准的内生性问题, 本文以 2004 年《最低工资规定》的实施为准自然实验, 构建强度 DID 模型来检验最低工资制度导致的劳动力成本上升对企业所得税实际税率的影响。在 2004 年《最低工资规定》实施前, 尽管中国的立法机构和政府部门颁布了相关的最低工资法律和政策, 但其实施强度并不高; 而在 2004 年之后, 不仅所有地区均实施了最低工资制度, 而且最低工资标准的增长速度要远高于 2004 年之前,^② 实施强度也要显著高于 2004 年之前。^③ 同时, 《最低工资规定》的实施给不同地区带来的影响是不同的: 地区内企业平均工资在《最低工资规定》实施前低于该规定实施后设定的最低工资标准的企业越多, 该地区的劳动力成本受《最低工资规定》的影响越大。因此, 可以将 2004 年《最低工资规定》的实施作为影响地区层面劳动力成本的外生冲击。基于此, 本文使用中国地级市层面的面板数据, 构建如下强度 DID 模型进行实证分析:

$$tax_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 wshock_i \times post2004_t + \alpha_2 wshock_{-i} \times post2004_t + \beta X_{i,t} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

其中, $tax_{i,t}$ 是地区 i 在 t 时期的企业所得税实际税率, $X_{i,t}$ 是对企业所得税实际税率有影响的其他控制变量集合, μ_i 用于控制地区固定效应, τ_t 用于控制时期固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。 $post2004_t$ 用以识别最低工资政策冲击时间, 由于《最低工资规定》自 2004 年 3 月 1 日开始施行, 借鉴 Lu 等 (2017) 的处理方法, 将 2004 年以后各年份赋值为 1, 将 2004 年以前各年份赋值为 0, 将 2004 年赋值为 5/6。变量 $wshock_i$ 用以表征 2004 年最低工资政策对地区 i 劳动力成本的冲击。本文通过如下步骤来测算该冲击: 首先, 参照 Draca 等 (2011)、蒋灵多和陆毅 (2017) 的做法, 将《最低工资规定》实施之前企业年平均工资低于政策调整后企业所在地区 i 的年最低工资标准的企业定义为受最低工资政策影响较大的企业 j ; 其次, 计算这些受影响较大的企业在《最低工资规定》实施前一期的企业年平均工资与政策调整后企业所在地区年最低工资标准之间差额的绝对值的对数 $lgap_{i,j}$; 最后, 用地区 i 内受影响较大企业 j 的工资总额 $wage_{i,j}$ 占地区 i 的工资总额 $wage_i$ 的比重 $wage_{i,j}/wage_i$ 为权重, 加权得到一个地区受《最低工资规定》的冲击, 即 $wshock_i = \sum_j lgap_{i,j} \times$

① 受篇幅所限, 命题 1 和命题 2 的具体证明过程未予展示, 备索。

② Mayneris 等 (2018) 的研究表明, 1998—2003 年中国城市层面最低工资的年均增长率为 9.2%, 而 2004—2007 年的年均增长率则达到了 15.5%。

③ 蒋灵多和陆毅 (2017) 的研究表明, 平均工资低于当地最低工资标准的企业占比在 2004 年以后明显减少, 1998—2003 年平均工资低于当地最低工资标准的企业平均占比为 13.33%, 而 2004—2007 年相应的企业平均占比降至 5.70%。

($wage_{i,j}/wage_i$)。如果交互项 $wshock \times post2004$ 的系数 $\alpha_1 < 0$, 则说明一个地区受最低工资政策冲击越大, 即劳动力成本变动越大, 该地区的企业所得税实际税率越低, 从而劳动力成本的上升引致企业所得税实际税率的下调。

变量 $wshock_{-i}$ 用以表征地区 i 之外的其他地区受《最低工资规定》的冲击。前文的理论分析表明, 其他地区的劳动力成本之所以会引致本地区的税率变动, 是因为制造业部门生产企业的地区间流动, 而这种流动在相邻地区间更容易发生, 因此本文主要考虑地区 i 的相邻地区受到的冲击, 其定义为:

$$wshock_{-i} = \sum_{j \neq i} \left[(1/d_{i,j}) \left(\sum_{j \neq i} 1/d_{i,j} \right) \right] wshock_j \quad (15)$$

其中, $d_{i,j}$ 表征地区 i 和地区 j 之间的距离。大量文献讨论了地方政府为了吸引企业进入而进行的税收竞争, 在这些研究中, 竞争不仅在传统意义上的地理空间层面展开, 而且在经济空间层面或行政空间层面展开 (邓明, 2018)。类似于税收竞争方面的经验研究, 本文也从以下几个方面来设置相邻地区所受到的冲击。第一, 地理空间。如果地区 i 和地区 j 处于同一省份内, 则 $1/d_{i,j}$ 取 1, 否则 $1/d_{i,j}$ 取 0。第二, 行政空间。如果地区 i 和地区 j 均为省会城市或副省级城市, 则 $1/d_{i,j}$ 取 1, 否则 $1/d_{i,j}$ 取 0。第三, 经济空间。地区 i 和地区 j 的经济发展水平越接近, 经济邻近度就越高, 因此设定 $d_{i,j} = |\overline{GDP}_i - \overline{GDP}_j|$, 其中 $\overline{GDP}_i$ 和 $\overline{GDP}_j$ 分别是地区 i 和地区 j 在样本期内的 GDP 均值。上面三种方式定义的 $wshock_{-i}$ 分别用 $wshock_{-1i}$ 、 $wshock_{-2i}$ 和 $wshock_{-3i}$ 表示。如果交互项 $wshock_{-i} \times post2004$ 的系数 $\alpha_2 > 0$, 则说明地区 i 的相邻地区受最低工资政策冲击较大, 会引致地区 i 的企业所得税税率实际上升。类似于龙小宁等 (2014) 的处理, 本文使用中国工业企业数据库中的工业企业应缴所得税数据和企业利润数据, 加总测算地级市层面的企业所得税实际税率。^① 借鉴 Porcano (1986) 的做法, 计算地区层面企业所得税实际税率 tax_i 的公式为: (地区 i 内企业所得税费用总额 - 地区 i 内企业递延所得税费用总额)/地区 i 内企业本年利润总额。

借鉴已有研究文献 (吕冰洋、张凯强, 2018; 邓明, 2018), 本文在控制变量集合 $X_{i,t}$ 中引入如下地区层面的变量。(1) 经济发展水平 ($pgdg$), 用人均实际国内生产总值的自然对数来衡量, 由于缺乏地级市层面的价格指数, 所以采用地级市所在省级地区的 GDP 平减指数平减得到地级市层面的实际 GDP。(2) 工业化水平 ($industry$), 用各地区第二产业增加值占该地区 GDP 的比重来度量。(3) 城镇化水平 ($urban$), 用各地区非农业人口占总人口的比重来度量。(4) 转移支付 ($tran$)。由于转移支付中的两个核心部分——一般性转移支付和专项转移支付对地区经济和政府行为的影响存在异质性 (马光荣等, 2016; 吕冰洋等, 2018), 因此分别计算转移支付中一般性转移支付和专项转移支付占地级市财政总收入的比重, 其中专项转移支付为地级市地区获得的专项补助, 一般性转移支付为转移支付总和减去专项补助和税收返还后的数额^②, 财政总收入是财政收入总计与转移支付总和的加总。一般性转移支付占比和专项转移支付占比分别用 $fistran$ 和 $subtran$ 表示。(5) 财政供养人口比重 (fis_scale), 用各地区每万人中财政供养人数的对数来度量。

本文所使用的数据主要有四个来源。第一, 地级市层面的最低工资标准数据。本文从各地区政府网站、劳动部门网站收集了最低工资标准数据。最低工资标准使用的是月工资, 将其乘以 12

① 受篇幅所限, 此处没有给出中国工业企业数据库的数据清洗过程, 备索。

② 一般性转移支付的统计口径在 2001 年之前是“转移支付补助”, 2001 年变为“过渡期转移支付”, 自 2002 年起称为“一般性转移支付补助”; 1998—2006 年专项转移支付称为“专项补助”, 自 2007 年起改为“专项转移支付”。

得到年度最低工资标准。如果一个地级市的不同区县存在多个最低工资标准,则选取最低档的标准作为该地级市的最低工资标准。如果一个地区在某一年中调整了最低工资标准,则根据不同最低工资标准的执行时长进行加权。第二,工业企业所得税费用总额、递延所得税费用总额和应缴所得税总额数据来自中国工业企业数据库。第三,地级市层面的转移支付、财政供养人口数据来自《全国地市县财政统计资料》。第四,地级市层面的经济发展水平、工业化水平、城镇化水平、总人口等数据来自《中国城市统计年鉴》。由于数据可得性的限制,最终得到 276 个地级市(不包括直辖市)在 1998—2007 年的平衡面板数据。^①

五、实证研究结果分析

(一)基准回归结果分析

表 1 给出了对模型(14)的回归结果。在列(1)中,在控制时期固定效应和地区固定效应的同时仅引入了交互项 $wshock \times post2004$ 。结果表明,交互项系数为 -0.011 ,且在 10% 的水平下显著,说明一个地区内企业工资水平受 2004 年《最低工资规定》的影响越大,越容易引致该地区层面的企业所得税实际税率显著下降,即地方政府为了抵消劳动力成本外生上升的压力,会通过降低征税强度来降低地区内企业的所得税实际税率,从而验证了本文命题 2 中的结论(1)。考虑到遗漏变量可能带来的估计结果偏误,本文在表 1 的列(2)中引入了其他控制变量。结果显示,交互项 $wshock \times post2004$ 的系数为 -0.019 ,且依然在 10% 的水平下显著为负。进一步,为了检验命题 2 中的结论(2),本文在列(2)的基础上依次引入相邻地区的劳动力成本冲击变量与时期虚拟变量 $post2004$ 的交互项,结果如表 1 的列(3)至列(5)所示。结果表明,在引入相邻地区的劳动力成本冲击后,本地区劳动力成本冲击对企业所得税实际税率的影响依然显著为负。此外,还可以发现,在三种形式度量的相邻地区劳动力成本冲击中,只有交互项 $wshock_{-1} \times post2004$ 的系数在 10% 的水平下显著为负,其他两个交互项的系数并不显著。这说明同一省份内其他地区的劳动力成本受 2004 年《最低工资规定》的影响越大,越容易引致本地区的企业所得税实际税率下降。可能的原因在于,当一个地区的劳动力成本上升后,该地区的企业所得税实际税率会有所下降,其他地区为了防止生产要素流出而相应降低税率,这也从一个侧面印证了省内不同地区间税率的逐底竞争。

表 1
 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$wshock \times post2004$	-0.011^* (0.006)	-0.019^* (0.011)	-0.023^{**} (0.011)	-0.019^* (0.010)	-0.020^* (0.012)
$wshock_{-1} \times post2004$			-0.003^* (0.002)		
$wshock_{-2} \times post2004$				-0.009 (0.013)	
$wshock_{-3} \times post2004$					-0.011 (0.008)

① 受篇幅所限,此处没有给出变量的描述性统计。备索。

续表 1

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
控制变量	未控制	控制	控制	控制	控制
时期固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2760	2760	2760	2760	2760
<i>R</i> ²	0. 093	0. 355	0. 358	0. 361	0. 359

注:由于估计系数过小,本文在回归中将变量 *wshock* 的数值设置为原数值的 0. 1 倍,从而使与 *wshock* 相关的变量的系数放大 10 倍;*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著;括号内为标准误,为控制相邻地级市的扰动项可能存在的同期相关性,将标准误在地级市层面进行了聚类。下同。

(二)稳健性检验

使用双重差分法的一个重要前提是,实验组与对照组的企业所得税实际税率在政策冲击前具有相同的时间趋势。但模型(14)是一种强度 DID 模型,并没有通过一个虚拟变量来严格区分对照组和实验组,因此一般的平行趋势检验是不适用的。为此,本文参照 Moser 和 Voena(2012)的做法,在基准回归模型中引入 *wshock* 与 2004 年之前年份虚拟变量的交互项,如果这些交互项不显著,说明受《最低工资规定》影响不同的地区,其企业所得税实际税率在 2004 年之前不存在系统性差异。表 2 的列(1)至列(6)给出了平行趋势检验的结果,结果表明,*wshock* 与 2004 年之前所有年份虚拟变量的交互项系数均不显著,不能拒绝受《最低工资规定》影响较大地区和较小地区的企业所得税实际税率具有一致趋势的原假设。

表 2 平行趋势检验和安慰剂检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>wshock</i> × <i>year</i> 2003	0. 009 (0. 012)								
<i>wshock</i> × <i>year</i> 2002		- 0. 010 (0. 019)							
<i>wshock</i> × <i>year</i> 2001			- 0. 006 (0. 004)						
<i>wshock</i> × <i>year</i> 2000				0. 009 (0. 028)					
<i>wshock</i> × <i>year</i> 1999					0. 008 (0. 007)				
<i>wshock</i> × <i>year</i> 1998						- 0. 013 (0. 015)			
<i>wshock</i> × <i>post</i> 2003							0. 026 (0. 040)		
<i>wshock</i> × <i>post</i> 2002								- 0. 011 (0. 008)	
<i>wshock</i> × <i>post</i> 2001									- 0. 019 (0. 028)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

续表 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
时期固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2760	2760	2760	2760	2760	2760	2760	2760	2760
<i>R</i> ²	0.331	0.330	0.333	0.328	0.329	0.334	0.336	0.328	0.330

注: *year1998, …, year2003* 为时期虚拟变量, 当所在年份为 1998 年时, 则 *year1998* 取 1, 否则取 0, 其他类似; 受篇幅所限, 其他控制变量结果未报告; 变量 *post2003*、*post2002* 和 *post2001* 的设置与 *post2004* 的设置类似; 由于相邻地区的劳动力成本冲击中仅 *wshock₋₁ × post2004* 的系数显著, 所以除特殊说明外, 此处以及后文的回归中仅控制 *wshock₋₁ × post2004*。

除了《最低工资规定》这一政策变化外, 其他政策或随机性因素同样可能会对地区层面企业所得税实际税率产生影响, 如果这种影响与《最低工资规定》的实施没有关联, 那么交互项 *wshock × post* 在其他年份仍应显著, 也就意味着交互项 *wshock × post* 对地区层面企业所得税实际税率的影响应归因于《最低工资规定》实施之外的因素。为了排除这一可能机制, 本文将《最低工资规定》实施的年份前移 1~3 年, 分别设置为 2003 年、2002 年和 2001 年^①, 如果此时交互项 *wshock × post* 的系数不显著, 则说明对地区层面企业所得税实际税率的作用来自《最低工资规定》的实施。表 2 的列 (7) 至列 (9) 分别给出了在控制时期固定效应、地区固定效应及其他控制变量后的安慰剂检验结果, 回归结果表明, 在假想的《最低工资规定》实施年份下, 交互项 *wshock × post2003*、*wshock × post2002* 和 *wshock × post2001* 的回归系数均不显著。这说明受《最低工资规定》影响较大地区与较小地区之间企业所得税实际税率的差异仅出现在《最低工资规定》实施后, 从而验证了基准回归结果的稳健性。

本文进行的第三项稳健性检验是将各地区受《最低工资规定》的冲击 *wshock* 随机分配给不同地区, 同时在 1998—2007 年随机抽取 1 年作为政策冲击的年份, 然后对模型 (14) 进行回归, 重复这一过程 500 次, 得到 *wshock × post2004* 系数的 500 个估计结果。如果 *wshock* 不同的地区企业所得税实际税率差异是劳动力成本冲击导致的, 就不能拒绝这 500 次随机抽样得到的交互项系数均值等于 0 的原假设。基于这一过程得到的交互项系数的均值为 0.0007, 标准差为 0.0024, 无法拒绝交互项系数为 0 的原假设, 证实了基准结果的稳健性。^②

在中国的税收体系中, 增值税是占比第一的税种。但是, 增值税完全是由国税部门征收的, 而国税部门采取了垂直管理模式, 较少受到地方政府的影响, 保证了各地区增值税实际税率与名义税率的统一 (范子英、田彬彬, 2016)。基于这样的背景, 本文进行的第四项检验是将模型 (14) 中的被解释变量替换为地区层面的增值税实际税率进行安慰剂检验。中国工业企业数据库中提供了关于企业增值税的不同统计口径: 一个是本年应缴增值税的数据; 另一个是本年销项税额和本年进项税额的数据。但是在该数据库中, 本年应缴增值税并不一定等于本年销项税额减去本年进项税额, 所以本文采用两种方式测算地区层面的增值税实际税率: 第一, 用地区内企业的本年应缴增值税之和除以地区内企业的中间投入总和; 第二, 将地区内企业的销项税额总和减去地区内企业的进项税额总和, 用该差额除以地区内企业的中间投入总和。表 3 的估计结果表明, 不仅交互项 *wshock × post2004* 的系数不显著, 而且交互项 *wshock_{-i} × post2004* (*i* = 1, 2, 3) 的系数也均不显著, 这

① 政策实施时间均设置为年初。
② 受篇幅所限, 此处没有给出基于随机抽样得到的交互项系数的分布图, 备索。

说明一个地区内的劳动力成本冲击不会影响本地区的增值税实际税率,相邻地区的劳动力成本冲击也不会影响本地区的增值税实际税率。

表 3 基于增值税实际税率的安慰剂检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$wshock \times post2004$	0.007 (0.015)	0.011 (0.009)	0.010 (0.008)	0.007 (0.014)	0.012 (0.010)	0.009 (0.008)
$wshock_{-1} \times post2004$	0.001 (0.001)			0.001 (0.001)		
$wshock_{-2} \times post2004$		-0.024 (0.030)			-0.023 (0.029)	
$wshock_{-3} \times post2004$			-0.007 (0.006)			-0.008 (0.006)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时期固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2760	2760	2760	2760	2760	2760
R^2	0.148	0.149	0.147	0.150	0.149	0.150

注:列(1)至列(3)回归中使用的地区层面增值税实际税率基于第一种计算方法;列(4)至列(6)回归中使用的地区层面增值税实际税率基于第二种计算方法。

(三)两期差分法估计

式(14)的强度 DID 模型实际上是多期差分法,估计的是政策实施后每一期与政策实施前被解释变量差异的均值。Bertrand(2004)认为,这种多期差分法往往会存在比较突出的序列相关问题,从而高估交互项估计量的显著性水平。为解决这一问题,本文使用两期差分法对模型(14)进行估计。具体而言,首先,以政策冲击的 2004 年为时间节点将样本划分为两个阶段:第一个阶段为 1998—2003 年;第二个阶段为 2004—2007 年。其次,在每一个阶段计算出地区层面各变量的均值。回归结果如表 4 的列(1)所示,结果表明,交互项 $wshock \times post2004$ 的系数在 5% 的水平下显著为负,说明基准回归结果具有较好的稳健性。

表 4 稳健性检验

变量	(1)两期差分法	考虑税收竞争		
		(2)地理距离	(3)行政距离	(4)经济距离
$wshock \times post2004$	-0.016 ** (0.007)	-0.009 ** (0.004)	-0.020 * (0.011)	-0.021 * (0.011)
$wshock_{-1} \times post2004$	-0.003 * (0.002)	-0.002 * (0.002)		
$wshock_{-2} \times post2004$			-0.08 (0.007)	
$wshock_{-3} \times post2004$				-0.014 (0.010)
$W_1 tax$		0.112 * (0.062)		

续表 4

变量	(1) 两期差分法	考虑税收竞争		
		(2) 地理距离	(3) 行政距离	(4) 经济距离
$W_2 tax$			0. 007 (0. 008)	
$W_3 tax$				0. 204 (0. 148)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时期固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
N	552	2760	2760	2760
R^2	0. 237	0. 381	0. 369	0. 361

注:空间权重矩阵 W 中的第 (i,j) 个元素 $W_{i,j} = (1/w_{i,j})/(\sum_{j \neq i} 1/d_{i,j})$;因为在基准回归中, $wshock_{-2} \times post2004$ 和 $wshock_{-3} \times post2004$ 的系数均不显著,所以在两期差分法回归中,没有引入 $wshock_{-2} \times post2004$ 和 $wshock_{-3} \times post2004$ 。

(四) 考虑税收竞争^①

大量研究表明,中国地方政府间存在显著的税收竞争行为(郭杰、李涛,2009;龙小宁等,2014;钱金保、才国伟,2017)。为了控制地区间税收竞争下其他地区企业所得税政策对本地区企业所得税政策的“溢出”效应,本文在模型(14)的基础上引入企业所得税实际税率的空间滞后项,构建如下空间面板数据模型:

$$tax_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 wshock_i \times post2004_t + \alpha_2 wshock_{-i} \times post2004_t + \rho \sum_{j \neq i} \left[(1/d_{i,j}) / (\sum_{j \neq i} 1/d_{i,j}) \right] tax_{j,t} + \beta X_{i,t} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t}$$

(16)

其中,空间距离 $d_{i,j}$ 的设置与前文类似,同样,此处也考虑了前文设定的三类不同空间距离。被解释变量空间滞后的存在使得传统计量模型中解释变量不再满足严格外生假定,因此本文利用极大似然方法得到模型(16)的参数估计结果,如表4的列(2)至列(4)所示。结果表明,第一,不论引入基于哪种空间距离设置的地区所得税实际税率的空间滞后项,交互项 $wshock \times post2004$ 的系数都显著为负,说明在考虑了地级市层面的税收竞争后,劳动力成本上升依然会引致企业所得税实际税率的变动;第二,同一省份的地级市之间会存在税率的正向空间溢出,但是相同行政级别的地区或经济发展水平接近的地区企业所得税实际税率不会对本地区企业所得税实际税率产生显著影响,这说明地级市层面的税收竞争主要发生在同一省级内部的不同地级市之间,而且在引入税收竞争以后,交互项 $wshock_{-2} \times post2004$ 和 $wshock_{-3} \times post2004$ 的系数依然不显著,只有 $wshock_{-1} \times post2004$ 的系数是显著的。

六、进一步分析

(一) 机制分析:吸引企业进入

前文的理论分析表明,劳动力成本变动之所以能引致企业所得税实际税率的变动是因为劳动

① 本文剔除特殊地级市(如省会城市、计划单列市)后重新进行了回归,回归结果依然是稳健的。受篇幅所限,结果未列出,备索。

力成本上升会导致企业流动到其他地区,进而导致本地区就业率下降并降低地方政府效用。作为应对,地方政府会通过降低企业所得税实际税率来留住企业。要证实上述逻辑是成立的,需要验证两个问题:第一,降低企业所得税实际税率确实能吸引企业进入;第二,劳动力成本上升确实会抑制企业进入。对于第一个问题,现有研究已经给出了明确的答案,中国地区层面的税收政策确实会对生产要素的流动产生显著影响(付文林、耿强,2011;贾俊雪,2014),所以此处需要检验的是,劳动力成本上升是否会减少新进入企业数量。

本文将模型(14)中的被解释变量 $tax_{i,t}$ 替换为地区 i 在时期 t 的新进入企业数量 $en_{i,t}$ 进行回归分析。利用中国工业企业数据库提供的关于企业地理位置以及开工时间的信息获得各地区的新进入企业数量。由于每个地区新进入企业数量是整数,因此假设 $en_{i,t}$ 服从泊松分布。在时期 t 地区 i 有 $en_{i,t}$ 个新进入企业的概率为:

$$\text{Prob}(en_{i,t}) = \exp(-\lambda_{i,t}) \lambda_{i,t}^{en_{i,t}} / en_{i,t}!, \lambda > 0$$

(17)

其中, $\lambda_{i,t}$ 是泊松分布的参数,表示时期 t 进入地区 i 的企业数量 $en_{i,t}$ 的均值。泊松模型的基本假设是期望和方差都等于泊松到达率,即 $E(en_{i,t} | Z_{i,t}) = \text{Var}(en_{i,t} | Z_{i,t}) = \lambda_{i,t}$ 。但在企业选址问题中,一些难以观测的异质性会导致新进入企业数量的波动,使得方差大于期望。为处理该问题,本文引入随机变量 $\nu \sim \text{Gamma}(1, \alpha)$, 用 $\lambda\nu$ 代替 λ 。在该假定下,新进入企业数量 $en_{i,t}$ 的分布就修正为负二项分布(Negative Binomial Distribution),允许新进入企业数量 $en_{i,t}$ 的方差大于均值。考虑到企业是基于已有经济环境进行选址决策的,因此在回归中用下一期的新进入企业数量作为被解释变量。回归结果如表5的列(1)所示,结果表明,交互项 $wshock \times post2004$ 的系数显著为负,说明与受《最低工资规定》实施影响较小的地区相比,受影响较大地区的新进入企业数量会显著减少,从而说明地区层面劳动力成本的上升会抑制企业进入。

表 5 机制分析

变量	(1)	(2)	(3)
$wshock \times post2004$	- 6. 254 ** (3. 001)		
$enr_{i,t-1}$		2. 548 * (1. 392)	
$enr_{i,t-2}$			3. 009 ** (1. 498)
控制变量	控制	控制	控制
时期固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
N	2760	2484	2208
Log-likelihood	- 480. 008		
R^2		0. 333	0. 315

上述逻辑是从政府动机视角考察的,还需要对政府的实际行动进行检验,即检验当辖区内新进入企业数量发生变化时,政府是否会相应地改变企业所得税实际税率。将模型(14)中的交互项替换为企业进入率 $enr_{i,t-1}$ 重新进行回归。其中, $enr_{i,t-1}$ 是地区 i 在时期 $t-1$ 的新进入企业数量除以时期 $t-1$ 的存续企业数量,其他变量的设定与模型(14)一致。本文将变量 enr 滞后一期,一方面

是为了体现企业进入率的变动引致了企业所得税实际税率的变动;另一方面是为了避免企业所得税实际税率与企业进入之间的同期因果关系。模型(17)的估计结果如表 5 的列(2)所示,结果表明,地区 i 在上一期的企业进入率越高,地方政府越可能在当期相应提高企业所得税实际税率;反之,上一期的企业进入率越低,地方政府越可能在当期相应降低企业所得税实际税率。这说明地方政府为了吸引企业进入确实会策略性地改变税收政策。为了进一步证实这一点,本文将地区层面的企业进入率改为上两期,回归结果如表 5 的列(3)所示,结果表明,变量 $enr_{i,t-2}$ 的系数依然显著为正。由此可见,劳动力成本上升会抑制企业进入,地方政府为了抵消劳动力成本上升对企业进入的作用,会相应降低企业所得税实际税率;新进入企业数量对地区层面实际税率的影响也证实政府确实采取了实际行动应对新进入企业数量的变动。^①

(二)竞争性机制的排除:劳动力成本变动对企业避税的影响

在前文的回归中,劳动力成本上升会导致地区层面企业所得税实际税率的下降,本文用其来验证了理论分析中得到的结论。但是,这里面还有一个需要排除的竞争性机制,即劳动力成本可能导致企业避税而不是政府调整企业所得税实际税率,因为企业避税程度的提高在地区层面加总后也会呈现地区层面企业所得税实际税率的改变。为此,本文构建如下双重差分回归模型,用以检验劳动力成本变动对企业避税的影响^②:

$$taxa_{i,j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_j \times post2004_t + \beta X_{i,j,t} + \mu_i + \gamma_j + \tau_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (18)$$

其中, $taxa_{i,j,t}$ 表示行业 i 中的企业 j 在时期 t 的避税强度, $X_{i,j,t}$ 是对企业避税有效应的控制变量集合, μ_i 用于控制企业固定效应,其他变量的设定与模型(14)一致。与模型(14)的设定类似,本文将《最低工资规定》实施之前企业年平均工资低于政策调整后企业所在地区 i 的年最低工资标准的企业定义为受最低工资政策影响较大的企业,即实验组企业,这类企业的 $treat_j$ 取值为 1;其他企业为对照组企业, $treat_j$ 取值为 0。

然而,避税是隐蔽的,所有针对避税的研究都很难对其进行直接测度,只能采用间接方式。目前度量企业避税的常用指标有两类。一类是实际税率。实际税率是企业的税收支出除以税前利润,企业避税越多,实际税率越低。然而,这一指标包含了政府在税收征管中的作用,并不能完全体现出企业的主观避税强度,前文在度量政府实际税率时使用了这一指标。另一类是账面-应税收入差异(Book-Tax Difference)。这一指标背后的逻辑是,账面收入是面向企业股东的,因此更加真实,而应税收入是面向税务机构的,两者差距越大,企业避税越多(Desai, 2005; 范子英、田彬彬, 2013)。因此,本文也使用账面-应税收入差异来度量企业避税。由于中国工业企业数据库中的企业并非上市企业,没有提供账面收入这一数据,所以本文参考 Cai 和 Liu (2009) 的做法,利用国民收入核算的收入法计算账面收入的替代指标——推算利润,其计算公式为:推算利润 = 工业增加值 - 利息 - 劳动者报酬 - 折旧 - 间接税。报告利润与推算利润的比值越小,说明企业避税程度越高。因此,本文最终将变量 $taxa$ 定义为企业报告利润与推算利润的比值。

与 Cai 和 Liu (2009)、范子英和田彬彬 (2013, 2016) 的研究类似,本文在控制变量集合 $X_{i,j,t}$ 中引入企业规模、企业经营时长、杠杆率、资本密集度、存货密集度以及企业赢利能力等变量,其中企

① 由于进入和退出企业的实际税率存在差异,所以需要排除的一点是,劳动力成本对地区层面实际税率的影响不是进入和退出企业的税率差异导致的。实际上,由于企业面临的名义税率都是相同的,所以最终加总得到的地区实际税率的变动不是进入和退出企业的实际税率差异导致的,其根本原因在于政府的征税行为。

② 由于此处的研究对象是企业,所以本文没有考虑相邻地区最低工资标准的影响。

业规模用劳动力雇用数量的对数来表示,企业经营时长用当前年份减去企业成立年份得到;杠杆率用企业年末负债与总资产的比值来度量;资本密集度用年末固定资产净值与年末资产总值之比来度量;存货密集度用年末存货余额与年末资产总值之比来度量;企业赢利能力用企业税前利润占总资产的比重来度量。

模型(18)的回归结果如表6的列(1)和列(2)所示。在列(1)中,仅仅控制了交互项 $treat \times post2004$,结果表明,交互项的系数并不显著;在列(2)中,进一步控制了其他解释变量,发现交互项的系数仍然不显著。这说明,从企业微观层面来看,劳动力成本并没有对企业的避税行为产生影响,地区层面企业所得税实际税率的变动主要是政府税收征管强度的变动导致的,由此排除了企业避税这一竞争性机制。

表 6 竞争性机制的排除

变量	(1)	(2)
$treat \times post2004$	-0.005 (0.007)	-0.009 (0.014)
控制变量	未控制	控制
企业固定效应	控制	控制
时期固定效应	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
N	1754308	1709442
R^2	0.093	0.146

注:类似于范子英和田彬彬(2013)的研究,剔除了报告利润大于推算利润的企业。

七、结论与建议

财税政策尤其是企业所得税的征收会通过税收转嫁而影响劳动力工资水平,这是学术界广泛讨论的问题,但反过来,劳动力成本的上升是否会引致政府相应地调整财税政策?随着中国人口结构的老齡化、农业剩余劳动力转移的放缓以及劳动保护制度的不断完善,中国的劳动力成本呈现快速上升的特点。在这一背景下,对这一问题的分析具有重要的现实意义。本文通过构建两地区一般均衡模型发现,一个地区劳动力成本的上升会引致地方政府为了吸引企业进入而降低本地区企业所得税实际税率,同时也会对另一地区的企业所得税实际税率产生影响。为了检验该结论在中国地区层面是否成立,本文以《最低工资规定》在2004年的实施为准自然实验,通过构建强度 DID 模型实证研究了《最低工资规定》实施带来的劳动力成本冲击对本地区以及相邻地区企业所得税实际税率的影响。实证研究表明,《最低工资规定》的实施确实引致了本地区企业所得税实际税率的降低,在经过一系列稳健性检验后,这一结果依然是稳健的,而且同一省份内其他地区的劳动力成本受到的冲击也会导致本地区的企业所得税实际税率下降。此外,《最低工资规定》实施所带来的劳动力成本上升确实影响了企业的地区进入,这就解释了地方政府为何会因此而相应地降低企业所得税实际税率。

本文的研究结论在当前中国语境下具有重要的政策参考价值。本文研究表明,出于吸引企业进入、推动地方经济发展的目的,地方政府在面临本地区劳动力成本上升时会相应通过提供税收优惠、降低征税强度等方式降低本地区的企业所得税实际税率,而且这种税收行为还会策略性地

考虑省内其他地区的劳动力成本,从而形成了税率的逐底竞争。这不仅会损害税法的公正性,造成税收损失,不利于现代税收制度的建设,而且会导致企业为了追逐税收优惠而在地区间无序流动,不利于国内统一大市场的建设。因此,为防止地方政府通过竞相降低税率来应对劳动力成本冲击,进而损害国内统一大市场建设和现代税收制度建设,本文建议从以下几个方面入手:第一,推进地区间税务执法标准统一,做到应收尽收,压缩地方政府的差异化税收执法空间,实现全国范围内名义税率和实际税率的统一;第二,弱化政府财税政策在资源配置中的作用,夯实市场在资源配置中的决定性作用,通过供给侧结构性改革提高地区内企业的生产率和经济集聚水平,进而通过市场力量自发地吸引企业进入。

参考文献:

1. 邓明:《经济集聚如何影响了中国地方政府的税收执法强度?》,《财政研究》2018年第3期。
2. 范子英、田彬彬:《税收竞争、税收执法与企业避税》,《经济研究》2013年第9期。
3. 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》,《经济学(季刊)》2016年第6期。
4. 付文林、耿强:《税收竞争、经济集聚与地区投资行为》,《经济学(季刊)》2011年第4期。
5. 付文林、赵永辉:《财政转移支付与地方征税行为》,《财政研究》2016年第6期。
6. 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》,《管理世界》2009年第11期。
7. 贾俊雪:《税收激励、企业有效平均税率与企业进入》,《经济研究》2014年第7期。
8. 蒋灵多、陆毅:《最低工资标准能否抑制新僵尸企业的形成》,《中国工业经济》2017年第11期。
9. 李涛、黄纯纯、周业安:《税收、税收竞争与中国经济增长》,《世界经济》2011年第4期。
10. 林炜:《企业创新激励:来自中国劳动力成本上升的解释》,《管理世界》2013年第10期。
11. 刘晓光、刘嘉桐:《劳动力成本与中小企业融资约束》,《金融研究》2020年第9期。
12. 龙小宁、朱艳丽、蔡伟贤、李少民:《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》,《经济研究》2014年第8期。
13. 吕冰洋、毛捷、马光荣:《分税与转移支付结构:专项转移支付为什么越来越多?》,《管理世界》2018年第4期。
14. 吕冰洋、张凯强:《转移支付和税收努力:政府支出偏向的影响》,《世界经济》2018年第7期。
15. 吕大国、耿强、简泽、卢任:《市场规模、劳动力成本与异质性企业区位选择——中国地区经济差距与生产率差距之谜的一个解释》,《经济研究》2019年第2期。
16. 马光荣、郭庆旺、刘畅:《财政转移支付结构与地区经济增长》,《中国社会科学》2016年第9期。
17. 马双、张劼、朱喜:《最低工资对中国就业和工资水平的影响》,《经济研究》2012年第5期。
18. 钱金保、才国伟:《地方政府的税收竞争和标杆竞争——基于地市级数据的实证研究》,《经济学(季刊)》2017年第3期。
19. 王德祥、戴在飞:《现阶段我国企业所得税的归宿:理论模型与实证检验》,《经济学动态》2015年第7期。
20. 魏浩、郭也:《中国制造业单位劳动力成本及其国际比较研究》,《统计研究》2013年第8期。
21. 肖文、薛天航:《劳动力成本上升、融资约束与企业全要素生产率变动》,《世界经济》2019年第1期。
22. 诸竹君、黄先海、宋学印、胡馨月、王煌:《劳动力成本上升、倒逼式创新与中国企业加成率动态》,《世界经济》2017年第8期。
23. Arulampalam, W., Devereux, M. P., & Maffini, G., The Direct Incidence of Corporate Income Tax on Wages. *European Economic Review*, Vol. 56, No. 6, 2012, pp. 1038 – 1054.
24. Ballentine, J. G., & Eris, I., On the General Equilibrium Analysis of Tax Incidence. *Journal of Political Economy*, Vol. 83, No. 3, 1975, pp. 633 – 644.
25. Bertrand, M., From the Invisible Handshake to the Invisible Hand? How Import Competition Changes the Employment Relationship. *Journal of Labor Economics*, Vol. 22, No. 4, 2004, pp. 723 – 765.
26. Cai, H., & Liu, Q., Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms. *Economic Journal*, Vol. 119, No. 537, 2009, pp. 764 – 795.
27. Desai, M. A., The Degradation of Reported Corporate Profits. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 19, No. 4, 2005, pp. 171 – 192.
28. Draca, M., Machin, S., & Van Reenen, J., Minimum Wages and Firm Profitability. *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 3, No. 1, 2011, pp. 129 – 151.

29. Exbrayat, N. , Gaigné, C. , & Riou, S. , The Effects of Labor Unions on International Capital Tax Competition. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 45, No. 4, 2012, pp. 1480 – 1503.
30. Fuest, C. , Peichl, A. , & Siegloch, S. , Do Higher Corporate Taxes Reduce Wages? Micro Evidence from Germany. *American Economic Review*, Vol. 108, No. 2, 2018, pp. 393 – 418.
31. Harberger, A. C. , The Incidence of the Corporation Income Tax. *Journal of Political Economy*, Vol. 70, No. 3, 1962, pp. 215 – 240.
32. Haufler, A. , & Mittermaier, F. , Unionisation Triggers Tax Incentives to Attract Foreign Direct Investment. *Economic Journal*, Vol. 121, 2011, pp. 793 – 818.
33. Liu, L. , & Altshuler, R. , Measuring the Burden of the Corporate Income Tax under Imperfect Competition. *National Tax Journal*, Vol. 66, No. 1, 2013, pp. 215 – 238.
34. Ljungqvist, A. , & Smolyansky, M. , To Cut or Not to Cut? On the Impact of Corporate Taxes on Employment and Income. NBER Working Papers, No. 20753, 2014.
35. Lu, Y. , Tao, Z. , & Zhu, L. , Identifying FDI Spillovers. *Journal of International Economics*, Vol. 107, 2017, pp. 75 – 90.
36. Mayneris, F. , Poncet, S. , & Zhang, T. , Improving or Disappearing: Firm-level Adjustments to Minimum Wages in China. *Journal of Development Economics*, Vol. 135, 2018, pp. 20 – 42.
37. Mieszkowski, P. M. , On the Theory of Tax Incidence. *Journal of Political Economy*, Vol. 75, No. 3, 1967, pp. 250 – 262.
38. Moser, P. , & Voena, A. , Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act. *American Economic Review*, Vol. 102, No. 1, 2012, pp. 396 – 427.
39. Ottaviano, G. I. P. , & Van Ypersele, T. , Market Size and Tax Competition. *Journal of International Economics*, Vol. 67, No. 1, 2005, pp. 25 – 46.
40. Ottaviano, G. I. P. , Tabuchi, T. , & Thisse, J. F. , Agglomeration and Trade Revisited. *International Economic Review*, Vol. 43, No. 2, 2002, pp. 409 – 436.
41. Porcano, T. , Corporate Tax Rates: Progressive, Proportional, or Regressive. *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 7, No. 2, 1986, pp. 17 – 31.

Does the Rise in Labor Cost Induce the Change in Effective Corporate Income Tax Rate?

DENG Ming (Xiamen University, 361005)

Abstract: The tax incidence theory believes that corporate income tax will be partially passed on to labor and affect wage levels. This paper constructs a two-region general equilibrium model and finds that the increase in labor cost in a region will in turn lead to a reduction in the corporate income tax rate in that region, and also has an impact on the corporate income tax rate in other regions. In order to test whether this conclusion is valid in China, this paper uses the implementation of the “Minimum Wage Regulations” in 2004 as a quasi-natural experiment to empirically study the impact of a region’s labor cost shock on its effective corporate income tax rate and that in adjacent regions. Empirical study shows that the increase in labor cost brought about by the implementation of the “Minimum Wage Regulations” had indeed led to a lower corporate income tax rate in the region. This conclusion is still valid after a series of robustness tests. Moreover, the shock on labor cost in other regions of the same province will also cause the effective corporate income tax rate in the region to decrease. The research conclusions provide a theoretical reference for how to regulate the taxation behavior of China’s local governments against the background of rising labor cost.

Keywords: Labor Cost, Corporate Income Tax, Minimum Wage Standard

JEL: H25, H71, J31