

税负公平促进资源配置效率提升

——基于征纳联系视角

赵仁杰 钟世虎 杜 诚 霍宇辰

目 录

附录 I 企业所得税征管机构调整过程	1
附录 II 税收调查数据全要素生产率计算说明	2
附录 III 主要变量的定义与描述性统计结果	4
附录 IV 税务局内部权力配置的影响	5
附录 V 企业所得税实行优惠税率的主要政策类型	6
附录 VI 稳健性检验：城市层面聚类与增值税征管	7
附录 VII 排除局长任命内生性因素的影响	8
附录 VIII 异质性分析：所有制差异	9
附录 IX 异质性分析：企业规模差异	10
附录 X 异质性分析：企业年龄差异	11
附录 XI 机制分析：减少征纳联系努力	12
附录 XII 机制检验：信息共享与税收执法	13
附录 XIII 现金流与融资能力机制	14
附录 XIV 研发能力与市场势力机制	15
参考文献	17

附录 I 企业所得税征管机构调整过程

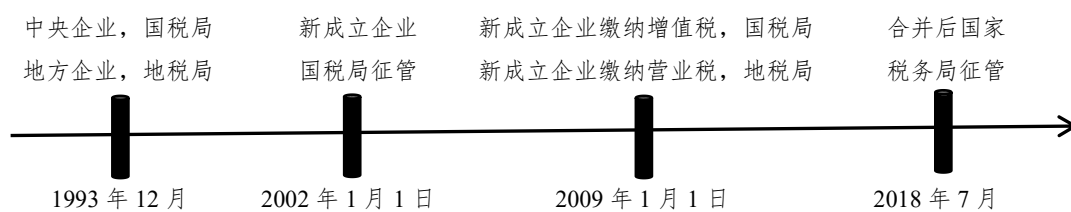


图 11 企业所得税征管机构调整过程

附录 II 税收调查数据全要素生产率计算说明

基于 2016-2020 年税收调查数据和 OP、LP 法计算全要素生产率时，全国税收调查数据中自行报告了“企业增加值”变量，但经过我们的仔细检查核对，发现该变量数据质量很差，无法直接应用。因此，我们结合企业财务报表信息，使用**收入法**重新测算了企业增加值、中间投入，具体测算方法如下。

一、企业增加值的测算

根据收入法，企业增加值的计算公式为：

$$\text{增加值} = \text{劳动报酬} + \text{固定资产折旧} + \text{营业盈余} + \text{生产税净额}$$

具体的，我们使用 2016-2020 年税收调查数据中的以下变量进行测算：

劳动报酬：工资总额加上企业为职工缴纳的社会保险。使用“全年计提的工资及奖金总额”测度工资总额，使用“本年已缴纳的各类社会保障性基金”测度社会保险支出。

固定资产折旧：使用“本年计提的折旧”测度。

营业盈余：使用“营业利润”测度。

生产税净额：包含增值税、营业税和消费税等流转税。使用“本年应纳增值税额”测度增值税，使用“营业税金及附加”测度营业税等其他流转税。

二、企业中间投入的测算

全国税收调查数据中本身不包含中间投入的信息，只能够通过财务报表信息间接测算。具体的测算法是将总成本费用中扣除劳动成本和资本成本，测算公式为：

$$\begin{aligned} \text{中间投入} = & \text{营业成本} + \text{管理费用} + \text{销售费用} + \text{财务费用} \\ & - \text{工资总额} - \text{固定资产折旧} \end{aligned}$$

其中成本费用的变量在财务报表中可以直接获取，工资总额和固定资产折旧的衡量方式和增加值测算过程中一致。

三、企业全要素生产率的估计方法

企业使用资本 K_{it} 、劳动 L_{it} 和中间投入 M_{it} 三种要素进行生产， Q_{it} 为产量，生产函数形式为包含希克斯中性生产率 Ω_{it} 的 CD 生产函数：

$$Q_{it} = e^{\omega_{it} + \varepsilon_{it}} K_{it}^{\beta_{kt}} L_{it}^{\beta_{lt}} M_{it}^{\beta_{mt}} \quad (\text{II1})$$

其中 ε_{it} 为当期的随机扰动项。上式取对数后可得：

$$q_{it} = \beta_{kt} k_{it} + \beta_{lt} l_{it} + \beta_{mt} m_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{II2})$$

上式即用于估计的生产函数，其中小写字母是对应大写字母的对数形式。估计 (II2) 式面临的一个直接挑战是内生性问题：对于追求利润最大化的企业而言，其生产率越高，使用的要素投入数量就会越多，因此不可观测的企业生产率 ω_{it} 和资本 K_{it} 、劳动 L_{it} 和中间投入 M_{it} 的使用量直接相关，直接使用 OLS 方法估计参数存在严重的内生性问题（endogeneity problem）。这一问题最早可追溯到 Marschak & Andrews (1944)，他们将要素投入量和生产率之间相关造成的参数估计偏误称为转换偏误（transmission bias），后续的一些文献也称为联立性偏误（simultaneous bias）。这是估计生产函数面临的最核心的挑战。针对如何解决转换偏误造成的内生性问题，早期的研究者们主要有寻找工具变量和使用固定效应模型两种思路，不过这些尝试基本是不成功的（Akerberg et al., 2007）。

Olley & Pakes (1996) 在解决转换偏误的问题上做出了开创性贡献。他们提出了控制函

数方法（control function approach），根据可观测的企业行为变量构建控制函数来控制不可观测的生产率，后续研究在其基础上进行了改进（Levinsohn & Petrin, 2003; Akerberg et al., 2015），这一系列研究构成了当前生产函数估计的主流框架。控制函数法的基本思想是，虽然企业的生产率是不可观测的，但是其会影响企业要素投入数量等可观测的变量，如果该可观测变量和生产率之间存在单调关系（monotonic function），就可以通过观察可观测变量来间接地推断出不可观测的企业生产率。例如，给定企业资本存量等其他特征不变，当企业生产率 ω_{it} 越大时其使用的中间投入数量 M_{it} 也会越多，因此可以将生产率 ω_{it} 改写为可观测的企业状态变量（包括资本、劳动要素投入和企业年龄等特征变量）以及生产函数参数的函数：

$$\omega_{it} = h(k_{it}, l_{it}, m_{it}, \beta, z_t) \quad (\text{II3})$$

其中 z_t 代表企业年龄、所有制等影响中间投入需求的企业特征。同理，根据企业动态利润最优化问题可以推导出企业的投资函数，进而将企业生产率表示成投资量的函数：

$$\omega_{it} = h(k_{it}, i_{it}, \beta, z_t) \quad (\text{II4})$$

上式即是 Olley & Pakes (1996) 使用的控制函数。^①接下来只需要把生产率的控制函数（II3）或（II4）式代入到待估计的生产函数（2）中：

$$q_{it} = \beta_{kt} k_{it} + \beta_{lt} l_{it} + \beta_{mt} m_{it} + h(k_{it}, l_{it}, m_{it}, \beta, z_t) + \varepsilon_{it} \quad (\text{II5})$$

根据（II5）式可以得到给定参数下的生产率估计：

$$\tilde{\omega}_{it}(\beta) = \tilde{q}_{it} - (\beta_{kt} k_{it} + \beta_{lt} l_{it} + \beta_{mt} m_{it}) \quad (\text{II6})$$

假设生产率演化满足一阶马尔可夫过程：

$$\omega_{it} = g(\omega_{it-1}) + \xi_{it} \quad (\text{II7})$$

根据上述设定，可以构建相应的矩条件：

$$\mathbb{E} \begin{bmatrix} k_{it} \\ l_{it-1} \otimes \xi_{it}(\beta) \\ m_{it-1} \end{bmatrix} = 0 \quad (\text{II8})$$

根据（II8）式使用两步 GMM 法（Akerberg et al., 2015）或者一步 GMM 方法（Wooldridge, 2009）即可正确估计生产函数中的参数。待参数估计完成后，重新代入到生产函数中即可测算出企业全要素生产率。

本文使用的方法 OP 法和 LP 法估计生产函数，两种做法的区别在于 OP 法使用投资作为代理变量而 LP 法使用中间投入作为代理变量。OP 法的优势在于投资和生产率间的相关性较强，能够更好的发挥控制函数的作用，但缺点在于只对投资为正的企业有效。LP 法使用中间投入作为代理变量，能够很好地克服 OP 法的不足。

^① Olley & Pakes (1996) 原文使用的控制函数要更加复杂一些，因为他们除了通过控制函数处理转换偏误问题之外，还考虑了企业进入退出造成的样本选择问题。

附录 III 主要变量的定义与描述性统计结果

表 III1 主要变量的定义与描述性统计结果

	变量名	变量含义	均值	最大值	最小值	标准差	样本量
被解释变量	<i>etr</i>	所得税费用/利润总额	0.112	1.000	0.000	0.151	1448710
	<i>etr_sd</i>	城市—行业间实际税率标准差	0.105	0.680	0.000	0.082	92263
	<i>tfpr_op_sd</i>	OP 法计算全要素生产率标准差	0.188	1.055	0.000	0.121	87870
	<i>tfpr_lp_sd</i>	LP 法计算全要素生产率标准差	0.216	1.322	0.000	0.146	87834
核心解释变量	<i>znrh</i>	改革后企业征纳联系弱化	0.256	1.000	0.000	0.436	1301683
	<i>dsrh</i>	地税局征管企业征纳联系弱化	0.138	1.000	0.000	0.345	1301683
	<i>gsrh</i>	国税局征管企业征纳联系弱化	0.118	1.000	0.000	0.323	1301683
企业控制变量	<i>lnqygm</i>	年末总资产取对数	9.799	16.360	2.639	2.716	1448710
	<i>lev</i>	年末总负债/年末总资产	0.623	3.785	0.000	0.549	1448710
	<i>lnstaff</i>	年末职工人数取对数	3.228	9.287	0.693	1.735	1440036
	<i>profit</i>	营业利润/总资产	0.019	1.758	-2.727	0.455	1448710
城市控制变量	<i>gdp</i>	2016 年 GDP 增长率	7.346	12.400	-10.300	2.852	1380191
	<i>indus</i>	2016 年第二产业占比 (%)	42.586	70.500	18.570	9.215	1380191
	<i>czyl</i>	2016 年 (预算支出-收入)/收入	1.012	26.727	-0.065	1.766	1380191
	<i>gsqy</i>	2016 年规模以上工企数量	2698	9616	15	2221	1380191

附录 IV 税务局内部权力配置的影响

征纳联系对税收征管的影响不仅与税务局局长有关，还会受到税务机关内部权责分配的作用，税收优惠、违法审查等涉税事项会由分管副局长分别负责。现有研究表明，政府及公共组织内部的权力结构配置和权责划分会对其治理行为和治理绩效产生重要影响（全志辉和贺雪峰，2002；李飞跃等，2014；梁平汉和高楠，2017）。就税收征管而言，尽管局长作为一把手具有较大的征管裁定权，但税务机关内部的领导分工和权力配置同样会对具体的税收征管事项产生重要影响。为了进一步检验国地税合并改革后征管权力配置引发的征纳联系变化对企业实际税负的影响，在附录 IV 中本文利用机构合并后新成立地级市税务局中党委委员构成数据，基于地级市税务局党委委员简历，构造排名前 1/2 的党委委员数占比指标来进一步度量企业征纳联系程度。具体地，本文根据机构合并后各地市税务局党委委员信息，分别计算党委委员中排名在前 1/2 的委员中来自原国税局、地税局人员的比重。在表 IV1 的第（1）-（2）列首先在城市层面检验了新任局长来源对机构合并后税务局排位在前 1/2 的党委委员占比的影响。第（1）列的结果表明若机构合并后新任局长来自国税局（*Leader_NTB*）则合并后的税务局中排名前 1/2 的党委委员来自原国税局的人数（*gsyz_half*）占比就会显著高于地税局，相应地第（2）列显示若机构合并后新任局长来自地税系统（*Leader_LTB*）则合并后的税务局中排名前 1/2 的党委委员中来自地税系统的人员占比（*dsyz_half*）同样显著高于国税系统，这说明进一步采用国地税合并后税务局征管权力配置变量作为征纳联系变量进行实证检验的合理性。

第（3）-（4）列中检验国地税合并后新成立税务局中排名前 1/2 的党委委员占比对征纳联系弱化企业实际税率的影响，第（3）列显示新任局长来自国税局且排名前 1/2 的党委委员来自国税系统人员占比越高，国地税合并前由地税局征管所征税的企业其实际税率越高。具体而言新成立税务局中排名前 1/2 的党委委员中国税系统人员占比每提升 1%，会使得合并前所得税由地税局征管的企业在机构合并后相比于国税局征管的企业其实际税率上升约 3.8%。第（4）列的结果显示新任局长来自地税局且排名前 1/2 的党委委员中来自地税系统的人员占比越高，国地税合并前由国税局征管所征税的企业其实际税率相比于地税局管辖的企业也会显著上升。

表 IV1 征纳联系对企业实际税负的影响：内部权力配置视角

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>gsyz_half</i>	<i>dsyz_half</i>	<i>etr</i>	<i>etr</i>
<i>Leader_NTB</i>	0.050*** (0.008)			
<i>Leader_LTB</i>		0.051*** (0.008)		
<i>dsrh_half</i> × <i>post</i>			0.025*** (0.001)	
<i>gsrh_half</i> × <i>post</i>				0.002* (0.001)
企业控制变量	NO	NO	YES	YES
企业固定效应	NO	NO	YES	YES
城市控制变量_2016×年份固定效应	NO	NO	YES	YES
省份—年份固定效应	NO	NO	YES	YES
省份—行业固定效应	NO	NO	YES	YES
年份—行业固定效应	NO	NO	YES	YES
<i>N</i>	1525	1525	1101172	1076278
<i>R</i> ²	0.023	0.025	0.608	0.622

注：（1）括号中为企业层面的聚类稳健标准误；（2）*、**、***分别表示 10%、5%和 1%显著性水平。

附录 V 企业所得税实行优惠税率的主要政策类型

表 V1 企业所得税实行优惠税率的主要政策类型

低税率类型	政策	规定
区域性低税率优惠	企业所得税优惠政策过渡政策	自 2008 年 1 月 1 日起，原享受低税率优惠政策（15%）的企业，在新税法施行后 5 年内逐步过渡到法定税率（25%）。涉及地区主要有：深圳、珠海、厦门、海南、浦东。
	西部大开发地区	减按 15% 的税率征收企业所得税。民族自治地方的企业经省级人民政府批准，可以定期减征或免征企业所得税。
	中部崛起地区	中部六省贫困县比照西部大开发政策
	边境开放城市	减按 15%、10% 或 0 税率。
	国家确定的革命老区、少数民族地区、边远地区和贫困地区	免征 3 年企业所得税。
行业性低税率优惠	高新技术企业	减按 15% 税率征收企业所得税。
	国家规划布局内重点企业	减按 10% 税率征收企业所得税。

附录 VI 稳健性检验：城市层面聚类与增值税征管

前文的回归主要是在企业层面计算聚类稳健标准误，考虑到本文所研究的政策冲击主要发生在地级市层面，因此在表 VII 中本文采用城市层面的聚类稳健标准误对基准回归重新进行检验。第（1）-（3）列的估计结果显示，将聚类稳健标准误提升到城市层面后，国地税局机构合并后具有征纳联系的企业实际税负显著降低的基本结论仍然成立，并且在新任局长来自地税局的地区，征纳联系对企业实际税负的影响会更加明显，第（1）—（3）列表明改变标准误聚类层次并不影响本文的基本结论。

考虑到国地税合并后新任局长来源与企业所得税原征管机构不一致对企业有效税率的影响，除了征纳联系弱化后的征管加强外，还可能会受到改革后的协调成本、企业与税务机关信息传递以及政策执行不统一等因素的干扰，本文采用企业增值税有效税率进行安慰剂检验。具体而言，在本文样本范围 2016-2020 年内增值税已经全部由国税局征收，在增值税征收机构上国地税合并前后是一致的，如果国地税合并后所得税征管机构和新任局长来源不一致对企业有效税率提升的作用，受到改革后协调成本上升、信息传递不畅等因素的干扰，而不仅是征纳联系弱化的影响，那么征纳联系弱化变量对企业有效税率的影响在增值税上应该也会有类似体现，反之则说明新任局长来源与合并前征管机构不一致对企业有效税率的影响主要是因为所得税征纳联系弱化导致的。

为了计算增值税有效税率，需要用到企业的增加值变量。2016-2020 年全国税收调查数据中的企业增加值变量存在较多缺失，本文使用收入法重新测算了企业的增加值。企业增加值的计算公式：企业增加值=劳动报酬+固定资产折旧+营业盈余+生产税净额。其中，劳动报酬=工资总额加上企业为职工缴纳的社会保险，使用“全年计提的工资及奖金总额”测度工资总额，使用“本年已缴纳的各类社会保障性基金”测度社会保险支出。固定资产折旧使用“本年计提的折旧”测度，营业盈余使用“营业利润”测度。生产税净额包含增值税、营业税和消费税等流转税，使用“本年应纳增值税额”测度增值税，使用“营业税金及附加”测度营业税等其他流转税。在得到企业增加值后将企业增值税有效税率（*zzssl*）定义为应纳增值税额/企业增加值。表 VII 第（4）—（6）列的结果显示，国地税合并后所得税原征管机构与新任局长来源不一致的企业，其增值税有效税率并未出现类似于企业所得税的显著上升，这说明在排除了由企业所得税征管所带来的征纳联系的影响后，新任局长来源差异并不会对企业增值税有效税率产生明显影响。

表 VII 稳健性检验：聚类层级与安慰剂检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	城市层面聚类			增值税有效税率		
<i>znrh</i> × <i>post</i>	0.011*** (0.001)			0.000 (0.001)		
<i>dsrh</i> × <i>post</i>		0.018*** (0.002)			-0.000 (0.001)	
<i>gsrh</i> × <i>post</i>			0.001 (0.003)			0.000 (0.001)
企业控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市控制变量 2016×年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份—年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份—行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份—行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1271856	1101172	1076278	991509	866219	848323
<i>R</i> ²	0.600	0.609	0.622	0.460	0.465	0.473

注：（1）括号中为城市层面的聚类稳健标准误；（2）*、**、***分别表示 10%、5%和 1%显著性水平。

附录 VII 排除局长任命内生性因素的影响

在表 VIII 第（1）列中加入新任局长上任时年龄与年份固定效应的交互项，排除年龄对其上任局长和企业税负的影响，结果显示本文的基本结论仍然成立。第（2）列进一步加入新任局长首次担任副处级岗位时的年龄，担任副处级岗位的年龄越小，在一定程度上体现其个人能力和晋升概率。进一步加入从副处级晋升正处级岗位的时长与年份固定效应的交互项后的估计结果显示，控制了局长个人能力后本文的基本结论仍然成立。考虑到局长任命可能还会受到学历因素的影响，第（3）列根据局长简历中披露的学历信息，构造学历变量并控制学历与年份固定效应的交互项。除此之外，拥有本地籍贯的局长在机构合并后与外地籍贯的局长相比可能会存在不同，本地优势有可能有助于其担任局长，并且本地籍贯也会对征纳联系和企业纳税产生影响，进一步控制了局长是否是本地籍贯的虚拟变量与年份固定效应的交互项。可以发现，在根据局长个人简历中的可用信息对其个人特征影响新任局长任命进行排除后，国地税合并后征纳联系弱化的企业其实际税率上升的结论仍然成立。第（4）—（6）列是将被解释变量替换为法定税率与实际税率差的结果，结论与前文一致，那些征纳联系弱化的企业，其实际税率会显著上升。

表 VII1 稳健性检验：排除新任局长任命内生性的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		<i>etr</i>			<i>slgap</i>	
<i>znrh</i> × <i>post</i>	0.013*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.013*** (0.001)	-0.014*** (0.000)	-0.014*** (0.000)	-0.014*** (0.000)
企业控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市控制变量_2016×年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份—年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份—行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份—行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
担任局长时年龄×年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
首次担任副处时年龄×年份固定效应	NO	YES	YES	NO	YES	YES
副处晋升正处时长×年份固定效应	NO	YES	YES	NO	YES	YES
学历×年份固定效应	NO	NO	YES	NO	NO	YES
是否本地籍贯×年份固定效应	NO	NO	YES	NO	NO	YES
<i>N</i>	1145766	1033357	1031283	885381	793301	791547
<i>R</i> ²	0.597	0.596	0.596	0.733	0.734	0.734

注：（1）括号中为企业层面的聚类稳健标准误；（2）*、**、***分别表示 10%、5%和 1%显著性水平。

附录 VIII 异质性分析：所有制差异

前文的分析表明国地税机构合并后税务机关会降低对具有征纳联系企业的税收征管,导致这类企业的实际税负会显著下降,并且这一效应在机构合并前国税、地税各自征管的企业中均存在。现有文献研究表明,税务机关的弹性征管以及企业税负敏感性在不同所有制类型的企业之间会存在明显差异。与民营企业相比,国有企业因其较为特殊的政治地位,面临税务机关弹性征管时谈判力更强。并且,国有企业的利润要上缴财政,缺乏通过避税来增加税后利润的动机,税务机关的执法强度和奖惩激励对国有企业纳税行为的影响相对较弱(范子英和田彬彬, 2013; 李林木等, 2020)。与国有企业相比,民营企业面临着更重的税收负担,同时也拥有更强的避税动机,政治关联等对民营企业税负的影响也更为显著(Cai and Liu, 2009)。因此,表 VIII1 采用交互项方式从所有制性质角度检验征纳联系变化对不同企业实际税负的差异化影响。

在表 VIII1 中企业如果为非国有企业,将 *nsoe* 定义为 1,反之则为 0。第(1)列未详细区分征纳联系是国税局还是地税局,从整体上考察国地税合并后征纳联系变化对不同所有制企业实际税负的影响,其中三重交互项的系数显著为正,这说明与国有企业相比,那些在国地税合并后征纳联系变弱的非国有企业其所得税实际税率会出现更大程度的上升。需要说明的是,由于本文控制了企业、省份一年份固定效应,因此除征纳联系交互项变量外,其余水平项和交互项均会被固定效应吸收掉,因此在回归中未单独控制。第(2)列的估计结果显示,对于那些机构合并后新任局长来自国税局且合并前所得税由地税局征管的非国有企业,相比于国有企业在机构合并后企业所得税实际税率会显著上升。第(3)列是对机构合并后新任局长来自地税局且合并前所得税由国税局征管的处理组企业中不同所有制类型的分析,结果显示即使在国税局征管且征纳联系变弱的企业中,与国有企业相比非国有企业实际税率也会出现明显上升,这说明机构合并后征纳联系弱化主要提高了非国有企业的实际税率。

表 VIII11 异质性分析 I：所有制差异

	(1)	(2) <i>etr</i>	(3)
<i>znrh</i> × <i>post</i> × <i>nsoe</i>	0.010*** (0.002)		
<i>znrh</i> × <i>post</i>	0.002 (0.002)		
<i>dsrh</i> × <i>post</i> × <i>nsoe</i>		0.012*** (0.002)	
<i>dsrh</i> × <i>post</i>		0.007*** (0.002)	
<i>gsrh</i> × <i>post</i> × <i>nsoe</i>			0.007** (0.003)
<i>gsrh</i> × <i>post</i>			-0.005* (0.003)
<i>post</i> × <i>nsoe</i>	-0.023*** (0.001)	-0.022*** (0.001)	-0.023*** (0.001)
企业控制变量	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES
城市控制变量_2016×年份固定效应	YES	YES	YES
省份一年份固定效应	YES	YES	YES
省份一行业固定效应	YES	YES	YES
年份一行业固定效应	YES	YES	YES
<i>N</i>	1271856	1101172	1076278
<i>R</i> ²	0.600	0.609	0.622

注：(1) 括号中为企业层面的聚类稳健标准误；(2) *、**、***分别表示 10%、5%和 1%显著性水平。

附录 IX 异质性分析：企业规模差异

除了企业所有制差异外，国地税合并改革后征纳联系变化对企业实际税负的影响还会与企业规模有关。一方面，大中型企业作为所在地的主要纳税力量和税收贡献者，本身就与税务机关存在较多的联系，在面对税务机关和政府的行政监管时具有更大的议价能力（席鹏辉，2017），国地税合并改革后大中型企业在机构合并之前与原征管机构建立起来的征纳联系，更容易在原征管机构领导担任合并后税务局局长后发挥作用。另一方面，从已有文献关于企业通过强化政企关系等途径逃避税收责任和获取政策偏袒的研究来看，大中型企业能够投入的游说资源以及建立政企联系的能力相对更强（Borghesi & Chang, 2015; Cao et al., 2018），更容易在争取政策支持和弹性监管中获益。因此，表 IX1 进一步在非国有企业样本中，检验国地税合并后征纳联系弱化对不同规模企业所得税实际税负的影响。

本文根据国家统计局发布的《统计上大中小微型企业划分办法》国统字[2011]75 号，根据政策发生前一年企业规模划分中涉及到的职工人数、总资产、营业收入等指标将企业划分为大中型企业和小企业。然后，给大中型企业（*big*）赋值为 1，小型、微型企业赋值为 0。由于采用政策发生前一年的数据来定义是否为大中型企业，该变量不随时间变化，因此控制了企业固定效应后未单独控制该虚拟变量。第（1）列中未详细区分征纳联系是地税局还是国税局，估计结果显示在民营企业中，与小型、微型企业相比，国地税合并改革后大中型企业与税务机关的征纳联系弱化会提高其实际税率。第（2）列的估计结果显示，在那些机构合并后新任局长来自地税局且合并前所得税由国税局征管的民营企业中，与小型、微型企业相比，大中型民营企业在机构合并后企业所得税实际税负上升更明显。第（3）列三重交互项的估计结果显示即使在国税局征管的征纳联系变弱的民营企业中，与小型、微型企业相比，大中型企业的所得税实际税率也会出现明显上升。

表 IX1 异质性分析 II：企业规模差异

	(1)	(2) <i>etr</i>	(3)
<i>znrh</i> × <i>post</i> × <i>big</i>	0.006*** (0.001)		
<i>znrh</i> × <i>post</i>	0.008*** (0.001)		
<i>dsrh</i> × <i>post</i> × <i>big</i>		0.009*** (0.001)	
<i>dsrh</i> × <i>post</i>		0.013*** (0.001)	
<i>gsrh</i> × <i>post</i> × <i>big</i>			0.003** (0.001)
<i>gsrh</i> × <i>post</i>			0.001 (0.001)
<i>post</i> × <i>big</i>	0.023*** (0.001)	0.022*** (0.001)	0.022*** (0.001)
企业控制变量	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES
城市控制变量 2016×年份固定效应	YES	YES	YES
省份一年份固定效应	YES	YES	YES
省份一行业固定效应	YES	YES	YES
年份一行业固定效应	YES	YES	YES
<i>N</i>	1146873	987506	975863
<i>R</i> ²	0.600	0.609	0.621

注：（1）括号中为企业层面的聚类稳健标准误；（2）*、**、***分别表示 10%、5%和 1%显著性水平。

附录 X 异质性分析：企业年龄差异

与税务机关的征纳联系在国地税合并改革后对企业实际税负的影响还可能与企业的存续时间长短有关。通常情况下，企业与政府机构之间的关系会随着企业存续时间的延长不断加深，现有研究发现那些存续时间越长的企业在面临外部风险冲击时更有可能得到政府的政策支持和获取生存资源，进而表现出更好的风险应对能力（Coad et al., 2018; Fort et al., 2013）。同样，企业存续时间也会对其建立征纳联系产生重要影响，尤其是在中国的税管员固定管户模式下，税务机关及税务人员在长期的税收征管中与管户企业会形成较为紧密的征纳关系（赵仁杰等，2023），那些存续时间越久的企业越有可能在属地化的税收征管中与主管机构形成征纳联系。相应地，在国地税机构合并改革后，改革前存续时间越久、与原征管机构征纳联系越紧密的企业，当国地税合并后的税务局新任局长不是来自原征管机构时，机构合并前建立起来的征纳联系变弱对企业所得税实际税负的影响也会越明显。因此，表 X1 进一步在民营企业样本中，检验国地税合并后征纳联系变化对企业实际税负的影响在不同年龄企业之间存在的差异。

本文根据企业的开业成立时间计算企业的存续时间，并将存续时间小于 1 年的样本剔除掉。考虑到企业实际税负可能会影响到其进入退出市场，因此本文选择国地税机构合并改革之前企业存续时间的中位数，将存续时间大于等于中位数的定义为高龄企业（*old*），将 *old* 赋值为 1，将存续时间小于中位数的定义为年轻企业，将 *old* 赋值为 0。第（1）列的估计结果显示，在民营企业中，与年轻企业相比，存续时间越长的企业在国地税合并改革之后与税务机关征纳联系弱化会显著提高其实际税率。第（2）列的估计结果显示，在那些机构合并后新任局长来自国税局且合并前所得税由地税局征管的民营企业中，与年轻企业相比，成立时间越久的民营企业在机构合并后企业所得税实际税率上升更明显。第（3）列三重交互项的估计结果显示即使在国税局征管的征纳联系变弱的民营企业中，与年轻企业相比，成立时间越久的企业同样会表现出更高的所得税实际税率。

表 X1 异质性分析：企业年龄差异

	(1)	(2) <i>etr</i>	(3)
<i>znrh</i> × <i>post</i> × <i>old</i>	0.008*** (0.001)		
<i>znrh</i> × <i>post</i>	0.008*** (0.001)		
<i>dsrh</i> × <i>post</i> × <i>old</i>		0.015*** (0.001)	
<i>dsrh</i> × <i>post</i>		0.012*** (0.001)	
<i>gsrh</i> × <i>post</i> × <i>old</i>			0.003** (0.001)
<i>gsrh</i> × <i>post</i>			0.001 (0.001)
<i>post</i> × <i>old</i>	-0.011*** (0.001)	-0.012*** (0.001)	-0.011*** (0.001)
企业控制变量	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES
城市控制变量_2016×年份固定效应	YES	YES	YES
省份—年份固定效应	YES	YES	YES
省份—行业固定效应	YES	YES	YES
年份—行业固定效应	YES	YES	YES
<i>N</i>	1173714	1011341	998861
<i>R</i> ²	0.599	0.609	0.621

注：（1）括号中为企业层面的聚类稳健标准误；（2）*、**、***分别表示 10%、5%和 1%显著性水平。

附录 XI 机制分析：减少征纳联系努力

前文的分析表明国地税合并后征纳联系变弱的企业其实际税率会相比于同地区同行业其他企业显著上升，这意味着国地税合并后新成立的税务局加强了对这类企业的税收征管。现有文献在度量企业建立政企关系和征纳联系行为时大多采用业务招待费指标，业务招待支出越多企业建立政企联系的程度越深（Cai et al., 2011；黄玖立和李坤望，2013；田彬彬和范子英，2018），相应地，征纳联系变弱对这类企业的影响也就越大。因此，如果国地税合并后征纳联系差异的确会通过强化税收征管对企业实际税率产生影响，对那些国地税合并前业务招待支出偏高企业实际税率的影响会更大。表 XII 第（1）列在全样本中，引入国地税合并前企业是否属于高业务招待（*gzd*）的虚拟变量，采用国地税合并前 2016-2017 年的平均值计算中位数，大于中位数赋值为 1，小于等于中位数赋值为 0。三重交互项的估计系数显著为正，这说明对国地税合并前业务招待支出越高，但国地税合并后新任局长来源与企业所得税原征管机构不一致的企业，其实际税率上升会越明显。第（2）列是在地税局征管的企业中，三重交互项的结果显示国地税合并后企业所在地如果新任局长来自原国税系统，那么国地税合并前业务招待支出越高的企业，在合并后实际税率上升越明显。第（3）列中三重交互项的系数显著为正，这说明原来由国税局征管的企业中，国地税合并后企业所在地如果新任局长来自原地税系统，那么国地税合并前业务招待支出越高的企业，在合并后实际税率上升越明显。第（1）-（3）基于企业在国地税合并前征纳联系的程度差异，从侧面验证了征纳联系弱化会通过强化税收征管提升企业实际税率。

表 XII 机制检验：征纳联系弱化

	(1)	(2) <i>etr</i>	(3)
<i>znrh</i> × <i>post</i> × <i>gzd</i>	0.004*** (0.001)		
<i>znrh</i> × <i>post</i>	0.010*** (0.001)		
<i>dsrh</i> × <i>post</i> × <i>gzd</i>		0.005*** (0.001)	
<i>dsrh</i> × <i>post</i>		0.017*** (0.001)	
<i>gsrh</i> × <i>post</i> × <i>gzd</i>			0.004** (0.002)
<i>gsrh</i> × <i>post</i>			0.001 (0.001)
<i>gzd</i> × <i>post</i>	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
企业固定效应	YES	YES	YES
城市控制变量_2016×年份固定效应	YES	YES	YES
省份—年份固定效应	YES	YES	YES
省份—行业固定效应	YES	YES	YES
年份—行业固定效应	YES	YES	YES
<i>N</i>	806113	691724	672426
<i>R</i> ²	0.621	0.624	0.633

注：（1）括号中为企业层面的聚类稳健标准误；（2）*、**、***分别表示 10%、5%和 1%显著性水平。

附录 XII 机制检验：信息共享与税收执法

表 XIII 第（1）列采用增值税销售额/销售收入作为被解释变量，结果显示征纳联系弱化会显著降低两税收入的偏离。企业所得税的避税和成本费用有直接关系，因此增值税进项税额与所得税成本费用的偏离度也在一定程度上反映了企业的避税程度，第（2）列将被解释变量替换为增值税进项税额/营业成本指标后估计结果仍显著为负，表明合并征管后税种信息共享有助于促进税收征管效率提升和税负公平。加强税收执法是征纳联系弱化促进企业纳税遵从和税负公平的核心机制，第（3）列采用企业税费滞纳金及罚款/支付税费额变量，结果表明征纳联系弱化会使得企业面临的税收执法强度提升。

表 XIII 机制检验：信息共享与税收执法

	(1) 增值税销售额 /销售收入	(2) 增值税进项税 /营业成本	(3) 税费滞纳金及罚款 /支付税费
<i>dsrh</i> × <i>post</i>	-0.008*** (0.001)	-0.002*** (0.000)	0.001** (0.000)
企业控制变量	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES
城市控制变量_2016×年份固定效应	YES	YES	YES
省份—年份固定效应	YES	YES	YES
省份—行业固定效应	YES	YES	YES
年份—行业固定效应	YES	YES	YES
<i>N</i>	1068021	1024050	147396
<i>R</i> ²	0.870	0.644	0.477

注：同表 2。

附录 XIII 现金流与融资能力机制

表 XIII1 第（1）列采用经营活动产生的净现金流入/总资产度量企业现金流水平，结果显示征纳联系变弱的企业在国地税合并后现金流水平会相应下降。第（2）列在城市、二位行业层面计算企业间现金流标准差。估计结果显示征纳联系弱化会使同一城市同一行业内不同企业之间现金流标准差会越小。实际税负变化影响资源配置效率的另外一个重要途径是融资约束，融资约束加剧会使企业缩减研发支出，导致企业的技术创新能力不足进而制约全要素生产率的有效提升（Caggese & Cuñat, 2013；吴敏等，2022）。第（3）—（4）列采用利息支出/营业收入度量企业融资约束，结果显示在国地税合并后征纳联系变弱的企业会面临更高的融资约束，征纳联系弱化会降低企业间融资约束差距。考虑到采用利息支出度量企业融资约束可能存在不同解释，第（5）-（6）列采用商业信用需求度量企业融资约束（杨连星等，2023），将企业的商业信用需求（TC）定义为（年末应付账款数 / 营业成本），结果显示国地税合并后征纳联系弱化的企业其商业信用需求会增大，并且征纳联系弱化会使企业之间的商业信用需求差距缩小，说明机构合并后企业征纳联系变化带来的税负公平会通过影响企业间的现金流水平和融资能力差异作用于资源配置效率。

表 XIII1 机制分析 I：现金流与融资能力

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	现金流	现金流_sd	融资约束	融资约束_sd	商业信用	商业信用_sd
<i>znrh</i> × <i>post</i>	-0.001** (0.000)		0.003*** (0.000)		0.393*** (0.055)	
<i>znrhratio_2017</i> × <i>post</i>		-0.014*** (0.002)		-0.020*** (0.003)		-0.085** (0.039)
企业控制变量	YES	NO	YES	NO	YES	NO
企业固定效应	YES	NO	YES	NO	YES	NO
城市控制变量_2016×年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	NO	YES	NO	YES	NO	YES
省份一年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业一年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1269160	91488	728977	58390	1101272	93404
<i>R</i> ²	0.354	0.162	0.696	0.129	0.576	0.101

注：（1）括号中为城市层面的聚类稳健标准误；（2）*、**、***分别表示 10%、5%和 1%显著性水平。

附录 XIV 研发能力与市场势力机制

技术创新是提升企业全要素生产率和改善资源配置效率的关键因素，企业实际税负会直接影响研发创新投入（刘乐淋和杨毅柏，2021），因此国地税合并后不同企业征纳联系变化带来的税负差异会对企业间的研发投入和创新能力产生重要作用。考虑到研发投入不仅包括企业自身的直接研发支出，还包括用于外购的研发与技术服务费用，这两种技术升级和创新方式均会受到企业现金流与融资约束的影响。在表 XIV1 的第（1）列中，本文以（研发支出+外购研发支出费用）/总资产来度量企业的研发创新投入，估计结果显示国地税合并后征纳联系变弱的企业在面临更高实际税率的同时，研发投入也相应下降。第（2）列在城市、二位行业层面计算企业间研发投入强度的标准差，结果显示国地税机构合并改革后，在合并之前城市内征纳联系弱化的企业数占比越高，机构合并后企业间研发投入差距越小。

在市场竞争过程中，企业的技术创新能力以及全要素生产率差异等都会影响并体现在企业市场势力差异上，企业在产品市场上具有较强的市场势力则可以将市场势力转化为生产要素获取和使用能力，企业间市场势力差异越大全要素生产率的离散程度会越高，会影响资源配置效率（李兰冰等，2019；刘潘和张子尧，2023）。特别是在经济下行和疫情冲击等因素影响下，企业面临的实际税负越低，会有更多资金投入研发、产品创新和市场拓展上，会造成同一行业内不同企业的产品市场势力差异，进而在市场需求端影响企业发展和资源配置效率。根据已有文献的研究，企业市场势力和企业市场份额一一对应（Edmond et al., 2023），第（3）列中本文利用企业销售产值/本地同行业企业销售总产值来度量企业市场地位，单个企业销售额占比越高，表明企业在产品市场上的势力表现和垄断地位越高，结果显示国地税合并后征纳联系弱化的企业在产品市场上会表现出更低的市场垄断能力。第（4）列进一步在城市、行业层面计算单个企业市场销售额占比的标准差，结果显示企业的征纳联系弱化会降低同一地区、行业内企业间市场地位差距。

表 XIV1 机制分析 II：研发能力与市场势力

	(1)	(2)	(3)	(4)
	研发投入		市场地位	
	绝对值	标准差	绝对值	标准差
<i>znrh</i> × <i>post</i>	-0.001*** (0.000)		-0.002*** (0.000)	
<i>znrhratio_2017</i> × <i>post</i>		-0.003*** (0.001)		-0.018** (0.007)
企业控制变量	YES	NO	YES	NO
企业固定效应	YES	NO	YES	NO
城市控制变量_2016×年份固定效应	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
省份—年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业—年份固定效应	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	725469	54654	1265432	98913
<i>R</i> ²	0.667	0.098	0.964	0.420

注：（1）括号中为城市层面的聚类稳健标准误；（2）*、**、***分别表示 10%、5%和 1%显著性水平。

最后，征纳联系弱化促进税负公平可能会通过影响企业市场竞争环境作用于资源配置效率。现有文献发现政府的政策偏袒会影响要素价格分布和企业发展成本，对城市经济规模、企业创新分化和市场竞争环境产生重要作用（Chen et al., 2017；Chen et al., 2020）。在经济下行、企业现金流普遍紧张的情况下，征纳联系的弱化在缓解企业间税负不公平的同时，会促进企业公平竞争，减少征纳联系下高税负企业的市场退出概率，弱化行业垄断程度。表 XIV2 中，本文基于中国工商登记注册数据，分别计算历年各城市二位行业内企

业数和注销企业数量（存续时间超过 1 年），第（1）-（3）列的估计结果显示，在国地税机构合并改革后，机构合并之前城市内征纳联系变弱的企业数占比越高，会减少机构合并后同一城市、行业内企业退出市场，这一效应在地税局征管的企业中更为明显。第（4）-（6）是对行业内新成立企业总数的影响，可以发现征纳联系弱化在促进税负公平的同时，同一地区行业内新成立企业数量会增加，这说明税负公平会提升市场竞争程度，而高效的市场竞争是确保资源配置效率改善的重要基础。

表 XIV2 机制分析 III：提高市场竞争程度

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ln</i> 注销企业数			<i>ln</i> 新成立企业总数		
<i>znrhratio_2017</i> × <i>post</i>	-0.126*** (0.029)			0.129*** (0.028)		
<i>dsrhratio_2017</i> × <i>post</i>		-0.144*** (0.052)			0.115*** (0.039)	
<i>gsrhratio_2017</i> × <i>post</i>			-0.035 (0.039)			0.055* (0.032)
城市控制变量_2016×年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份一年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业一年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	91575	91575	91575	92328	92328	92328
<i>R</i> ²	0.843	0.843	0.843	0.869	0.869	0.869

注：（1）括号中为城市层面的聚类稳健标准误；（2）*、**、***分别表示 10%、5%和 1%显著性水平。

参考文献

- (1) Akerberg D., C. L. Benkard, S. Berry, A. Pakes, “Econometric Tools for Analyzing Market Outcomes”, *Handbook of Econometrics*, 2007, 6, 4171-4276.
- (2) Akerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazer, “Identification Properties of Recent Production Function Estimators”, *Econometrica*, 2015, 83(6), 2411-2451.
- (3) Coad, A., J. R.k Holm, J. Krafft and F. Quatraro, “Firm age and performance”, *Journal of Evolutionary Economics*, 2018, 28, 1-11.
- (4) Borghesi. R., K. Y. Chang, “The determinants of effective corporate lobbying”, *Journal of Economics and Finance*, 2015, 39, 606-624.
- (5) Cai, H., and Q. Liu, “Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms” , *Economic Journal*, 2009, 119(537), 764—795.
- (6) Cao. Z. Y, G. D. Fernando, A.Tripathy, A. Upadhyay, “The economics of corporate lobbying”, *Journal of Corporate Finance*, 2018, 49, 54-80.
- (7) Cai, H. B., H. M. Fang, and L.C. Xu, “Eat, Drink, Firms, Government: An Investigation of Corruption from the Entertainment and Travel Costs of Chinese Firms” , *Journal of Law and Economics*, 2011, 54(1) , 55—78.
- (8) Chen,S.,X. Yan, B. Yang, “Move to success? Headquarters relocation, political favoritism, and corporate performance”, *Journal of Corporate Finance*, 2020, 64, 101698.
- (9) Chen, Y., J. V. Henderson, W. Cai, “Political favoritism in China’s capital markets and its effect on city sizes”, *Journal of Urban Economics*, 2017, 98, 69-87.
- (10) Edmond, C., V. Midrigan, and D. Y. Xu, “How Costly Are Markups?”, *Journal of Political Economy*, 2023, 131(7), 1619—1675.
- (11) 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, 第 99-111 页。
- (12) Fort, T. C., J. Haltiwanger, R. S. Jarmin and J. Miranda, “How Firms Respond to Business Cycles: The Role of Firm Age and Firm Size”, *IMF Economic Review*, 2013, 61, 520-559.
- (13) 仝志辉、贺雪峰, “村庄权力结构的三层分析——兼论选举后村级权力的合法性”, 《中国社会科学》, 2002 年第 1 期, 第 158-167+208-209 页。
- (14) 黄玖立、李坤望, “吃喝、腐败与企业订单”, 《经济研究》, 2013 年第 6 期, 第 71-84 页。
- (15) Levinsohn J., A. Petrin, “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”, *The Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), 317-341.
- (16) 李飞跃、张冬、刘明兴, “实际政治权力结构与地方经济增长:中国革命战争的长期影响”, 《经济研究》, 2014 年第 12 期, 第 45-59 页。
- (17) 李兰冰、阎丽、黄玖立, “交通基础设施通达性与非中心城市制造业成长:市场势力、生产率及其配置效率”, 《经济研究》, 2019 年第 12 期, 第 182-197 页。
- (18) 李林木、于海峰、汪冲、付宇, “赏罚机制、税收遵从与企业绩效——基于纳税信用管理制度的研究”, 《经济研究》, 2020 年第 6 期, 第 89-104 页。
- (19) 梁平汉、高楠, “实际权力结构与地方政府行为:理论模型与实证研究”, 《经济研究》, 2017 年第 4 期, 第 135-150 页。
- (20) 刘乐淋、杨毅柏, “宏观税负、研发补贴与创新驱动的长期经济增长”, 《经济研究》, 2021 年第 5 期, 第 40-57 页。
- (21) 刘潘、张子尧, “地方公共债务与资源配置效率:企业间全要素生产率分布差异的视角”, 《经济研究》, 2023 年第 10 期, 第 114-133 页。

- (22) Marschak, J., & Andrews, W. H., “Random Simultaneous Equations and the Theory of Production”, *Econometrica*, 1944, 12(3/4), 143–205.
- (23) 田彬彬、范子英, “征纳合谋、寻租与企业逃税”, 《经济研究》, 2018 年第 5 期, 第 118-131 页。
- (24) Olley, S. and A. Pakes, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Industry”, *Econometrica*, 1996, 64(6), 1263-1298.
- (25) Wooldridge J. M., “On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables”, *Economics Letters*, 2009, 104(3), 112-114.
- (26) 席鹏辉, “财政激励、环境偏好与垂直式环境管理——纳税大户议价能力的视角”, 《中国工业经济》, 2017 年第 11 期, 第 100-117 页。
- (27) 赵仁杰、赵欣仪、钟世虎、许文立, “征管模式、征管技术与税收治理——来自取消税管员固定管户的证据”, 《经济研究》, 2023 年第 9 期, 第 133-151 页。

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。