

附录 1：政策背景补充内容

1.1 应当提交国别报告的企业类型和内容

应当提交国别报告的企业类型包括：(1) 实际已被纳入跨国企业合并财务报表的任一实体；(2) 跨国企业持有该实体股权且按公开证券市场交易要求应被纳入但实际未被纳入跨国企业合并财务报表的任一实体；(3) 仅由于业务规模或者重要性程度而未被纳入跨国企业合并财务报表的任一实体；(4) 独立核算并编制财务报表的常设机构；(5) 该居民企业被跨国企业指定为国别报告的报送企业。

应当提交的国别报告内容至少包括：所有跨国公司母公司和子公司所在地，所有母公司和子公司的非关联方收入、关联方收入、税前利润（亏损）、已缴纳企业所得税、本年度计提的企业所得税、注册资本、留存收益、雇员人数和有形资产部分财务信息。

附录 2：实证检验补充内容

2.1 政策有效性和固定资产投资机制检验的平行趋势检验结果

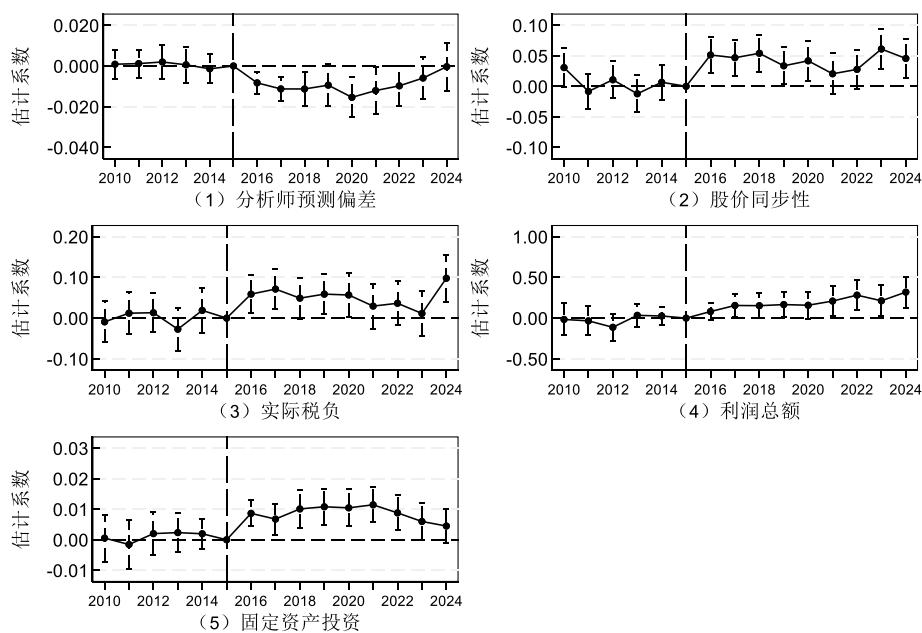
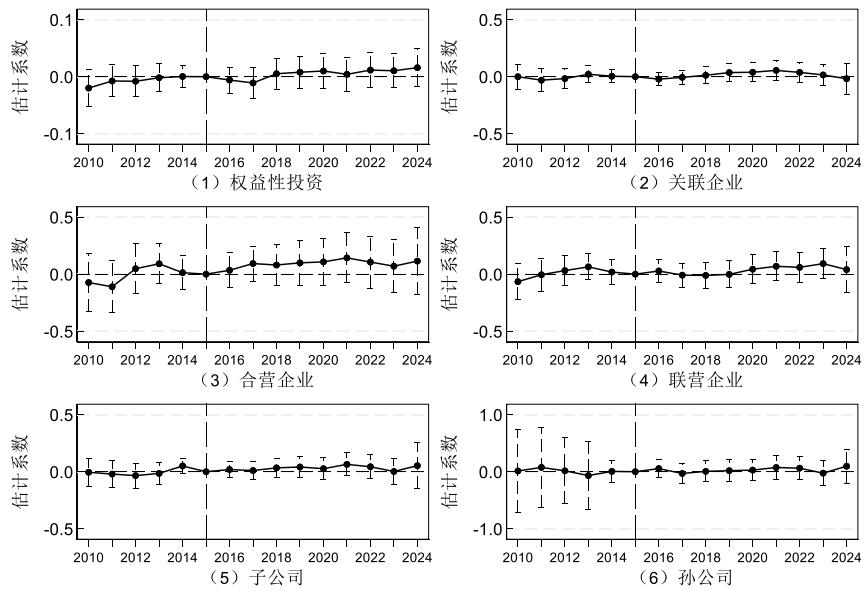


图 A1 固定资产投资机制的平行趋势检验

注：图中报告的为 95% 水平的置信区间。



图A2 权益性投资机制的平行趋势检验

注：图中报告的为95%水平的置信区间。

2.2 权益性投资定义及结果解释

权益性投资=投资支付的现金/资产总计，投资支付的现金包括企业取得的除现金等价物以外的交易性金融资产、持有至到期投资、可供出售金融资产而支付的现金、以及支付的佣金、手续费等附加费用。模型中关联公司、合营公司、联营公司、子公司和孙公司数量做了对数化处理。

2.3 避税天堂的定义

参照 Hines (2010) 对避税天堂的定义，本文将以下地区定义为避税天堂：安道尔，安圭拉，安提瓜和巴布达，巴哈马，巴林，巴巴多斯，伯利兹，百慕大，开曼群岛，库克群岛，英属维尔京群岛，哥斯达黎加，塞浦路斯，吉布提，多米尼克，直布罗陀，格林纳达，根西岛，香港特区，中国，爱尔兰，马恩岛，泽西岛，约旦，黎巴嫩，利比里亚，列支敦士登，卢森堡，澳门特区，中国，马尔代夫，马耳他，马绍尔群岛，毛里求斯，密克罗尼西亚，摩纳哥，蒙特塞拉特，瑙鲁，安的列斯群岛，纽埃，巴拿马，萨摩亚，圣马力诺，塞舌尔，新加坡，圣基茨和尼维斯，圣卢西亚，圣马丁岛，圣文森特和格林纳丁斯，汤加，特克斯和凯科斯群岛。

2.4 各等级跨国企业营业收入频数分布结果

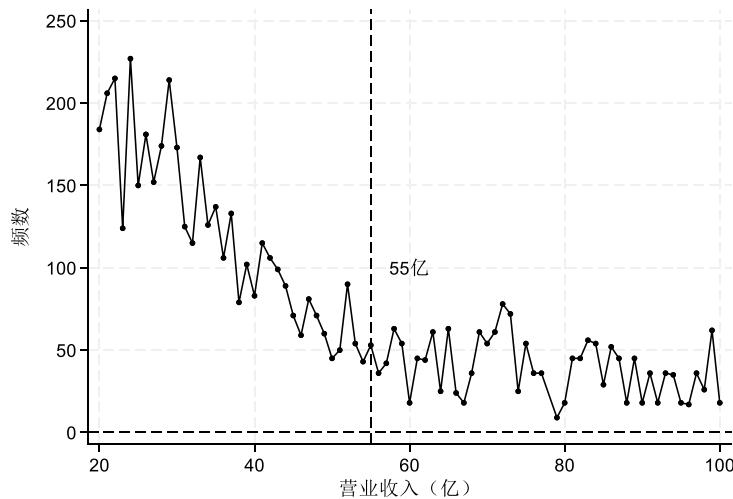


图 A3 各等级跨国企业营业收入频数分布

2.5 其他稳健性检验

2.5.1 替换识别策略和估计样本

由于国别报告主要针对营业收入高于 55 亿的公司，因此在基准回归中，我们剔除了在政策实施后营业收入低于这一门槛值的企业。在此我们不再对样本企业的营业收入进行限制，纳入所有企业，并在正文模型（1）双重差分模型的基础上，进一步考虑企业的营业收入，从而构建如下三重差分模型进行检验：

$$\begin{aligned} Labor_{i,p,t} = & \beta(Treat_i \times Post_t \times OR_i) + \delta(Treat_i \times Post_t) + \zeta(Post_t \times OR_i) \\ & + \gamma X_{i,p} \times \lambda_t + \mu_i + \lambda_t + \eta_{p,t} + \epsilon_{i,p,t} \end{aligned} \quad (A1)$$

模型（A1）中， OR_i 是表示企业在国别报告实施前 2015 年的营业收入是否大于 55 亿元的虚拟变量，我们将大于等于 55 亿元的企业赋值为 1，否则赋值为 0。其余变量和固定效应的衡量方式与正文模型（1）一致。系数 β 反映了使用三重差分模型考察国别报告实施导致的反国际避税力度增强对企业劳动力雇佣的影响。

表 A1 的列（1）报告了使用三重差分模型的估计结果，可以发现，核心解释变量 $Treat * Post * OR$ 的系数显著为正，且大小和双重差分模型估计的结果十分接近。表明替换估计策略并不会改变本文主要结论，国别报告实施导致的反国际避税力度增强确实显著促进了企业扩大劳动力雇佣规模，“意外地”发挥了“稳就业”的作用。

除替换识别策略外，我们还通过两种方式替换我们的估计样本来验证了我们基准结果的稳健性。

第一，在本文基准回归中，我们使用 2016 年及以后年营业收入高于国别报告披露要求的企业样本，选择该样本是为了更好的捕捉受国别报告影响的样本，但考虑到企业营业收入可能会受国别报告的影响而发生变化，从而可能导致我们的结果存在偏误。在此，我们重新选择公司 2016 年营业收入高于 55 亿的样本和 2016 年及之后年份公司营业收入的均值高于 55 亿的样本进行估计。从表 A1 的列（2）和列（3）估计结果可以发现，尽管核心解释变量 $Treat * Post$ 的系数大小和显著性水平相比基准结果出现了微小的下降，但依然显著为正，说明即使采用不同方式筛选样本，本文结果依然稳健。

第二，考虑到我们使用企业名称将上市公司数据与《境外投资企业（机构）名录》进行匹配，受限于名称匹配的缺陷，可能存在同一公司在不同数据库名称不同的情况，进而影响本文结果。基于此，本文使用 CSMAR 中的海外关联公司表数据库区分公司是否为跨国公司。具体而言，如果公司在 2016 年之前在海外拥有关联公司，那么我们就将该公司认定为跨国公司¹，即为本文的实验组。表 A1 的列（4）估计结果显示，Treat*Post 的系数在 1% 的水平上显著为正，表明即使使用不同的数据库对跨国公司进行定义，本文结论依然成立。

表 A1 替换识别策略与估计样本结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量：劳动力数量				
Treat*Post	0.011 (0.302)	0.132** (2.024)	0.087* (1.668)	0.129*** (2.838)
Treat*Post*OR	0.122** (2.230)			
样本量	33091	8306	11759	14598
Adj. R-squared	0.879	0.830	0.831	0.843

注：在对三重差分的估计中，由于加入固定效应的不同会导致构建三重差分的三个变量和两两交互项都会出现结果，限于篇幅并为突出重点结果，我们没有汇报。本表所有列均已控制所有控制变量和公司、年份、省份-年份固定效应。括号内为在公司层面聚类估计的 t 值。*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下统计显著。

2.5.2 同期干扰政策与因素排除

在本文样本期间，还存在其他干扰政策和因素，可能对本文结果造成干扰。具体地，我们考虑了如下四种因素：

第一，其他国际税收政策。虽然我国 2018 年才正式实施共同申报准则（CRS），但大部分国家于 2017 年就正式实施了该制度，并将我国跨国公司的海外子公司信息报送给我国税务机关。与国别报告不同，我国跨国公司是否受 CRS 影响取决于跨国公司的海外子公司所在地是否实施该政策。基于此，本文根据跨国公司海外子公司所在地实施共同申报准则的时间设置了 CRS 虚拟变量，并将其放入正文模型（1）中重新进行回归。表 A2 列（1）报告了控制住 CRS 影响后的估计结果，表明在控制了共同申报准则的干扰后，本文结论依然成立。

此外，我国于 2009 年正式执行了受控外国公司（Controlled Foreign Company, CFC）相关管理，要求跨国公司将低税率地区的非正常经营所获得的收入计入母公司纳税，但受限于当时多数低税率国家并未实施这一政策，并未产生显著效果，直至该规定被纳入 BEPS 行动，才得到有效实施，从而可能干扰本文估计结果。为此，本文基于跨国公司子公司所在地是否执行 CFC 政策生成 CFC 虚拟变量，并将其放入正文模型（1）中重新进行回归。表 A2 列（2）结果显示，本文主要结论依然成立。

第二，营改增。自 2012 年开始，我国开始了“营改增”试点工作，这一政策与 2016 年国别报告存在部分重合，本文结论可能受“营改增”的影响。为排除“营改增”对本文结果的干扰，借鉴彭飞等（2020）做法，使用“营改增”在不同地区推行的时间差异变量与企

¹之所以将 2016 年之前拥有海外关联公司的企业认定为跨国公司是为了排除国别报告实施对非跨国企业对外投资决策的干扰。

业所在行业是否受“营改增”影响的变量进行交乘以反映企业受“营改增”的影响。² 表 A2 列(3) 报告了控制住“营改增”效应的估计结果, 表明在考虑了“营改增”改革的干扰后, 本文结论依然成立。

第三, 社保降费。在 2016 年, 我国还实施了阶段性降低企业社保缴费负担政策, 这可能会干扰本文的估计结果。为此, 本文参照既有文献的普遍做法使用社保降费政策实施前 2015 年企业劳动密集度区分企业受社保降费政策影响的大小(许红梅和李春涛, 2020; 李逸飞等, 2023), 然后与社保降费政策实施的时间虚拟变量交乘, 从而构建反映 2016 年社保降费政策影响的双重差分变量, 并将其放入正文模型(1) 中进行控制。具体地, 我们使用企业在 2015 年的员工薪酬和销售收入的比重衡量其劳动密集度, 并根据其中位值设置实验组和控制组。表 A2 列(4) 结果显示, 本文主要结论依然成立。

第四, 行业层面的政策和干扰因素。在本文样本期间内, 我国还在行业层面出台了一系列的税收优惠政策, 如 2014 年和 2015 年的加速折旧政策, 从而可能对本文结果造成干扰。为排除行业层面其他政策和干扰因素对本文结果的影响, 我们在正文模型(1) 的基础上进一步控制了两位数行业与年份的交互固定效应。表 A2 列(5) 结果表明, 主要核心变量的系数和显著性水平与基准结果相比出现了微小的下降, 但依然显著为正。

第五, 考虑上述所有政策。进一步我们在表 A2 列(6) 报告了考虑上述所有干扰政策和因素的估计结果。可以发现, 尽管核心解释变量 Treat*Post 的系数大小和显著性水平与基准结果相比基本一致。说明本文结果具有较高的稳健性, 受干扰政策和因素的影响较小。

表 A2 排除同期干扰政策和因素估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	CRS	CFC	营改增	2016年社 保降费	行业层面 政策	所有
因变量: 劳动力数量						
Treat*Post	0.181*** (3.458)	0.160*** (3.475)	0.163*** (3.570)	0.160*** (3.486)	0.171*** (3.889)	0.184*** (3.744)
CRS	-0.034 (-0.841)					-0.024 (-0.632)
CFC		-0.004 (-0.072)				0.025 (0.394)
营改增			-0.128*** (-3.944)			
2016年社保降费				-0.033 (-0.731)		-0.058 (-1.411)
行业-年份固定效应	否	否	否	否	是	是
样本量	14598	14598	14598	14598	12579	12579
Adj. R-squared	0.843	0.843	0.844	0.843	0.861	0.861

² 在具体变量构建中, 如果某省份在某年下半年开始实施“营改增”, 我们则从下一年开始认定该地区实施“营改增”。此外, 由于“营改增”也会对制造业企业产生影响, 因此, 仅考虑“营改增”试点行业是不全面的。为此, 我们参照彭飞等(2020)设计, 当企业主营业务行业属于传统增值税行业(如制造业, 农林牧渔业, 采矿业和电力、热力、燃气及水生产和供应业时), 也将其视为受“营改增”影响的企业。

注: 本表所有列均已控制所有的控制变量和公司、年份、省份-年份固定效应。括号内为在公司层面聚类估计的 t 值。*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下统计显著。

2.5.3 识别策略风险

尽管我们已经通过上述多种稳健性检验验证了本文基准结果具有高度的稳健性,但本文的识别策略依然面临着风险,即实验组和控制组的选择依然可能受不可观测混杂因素的影响,从而导致估计结果存在偏误。在此,我们参考 Chen et al. (2020) 和 Cao & Chen (2022) 做法,使用合成控制法 (Synthetic Control Method, SCM) 进行缓解。与 DID 相比, SCM 的一个突出优势在于,即使区分实验组的变量与其他混淆因素相关,有海外子公司和没有海外子公司的企业本身便存在差异,我们也能够通过拟合获得有海外子公司企业的反事实,从而估计得到政策的效果。换言之, SCM 并不需要政策的实施(或者区分是否受政策影响的变量)是外生的,只要能够较好的拟合出受政策影响企业的反事实,便可以估计得到政策的实施效果 (Abadie & Gardeazabal, 2003; Abadie et al., 2010; Abadie, 2021)。

为使用 SCM 进行估计,我们首先将数据设定为平衡面板数据,这是进行 SCM 估计的前提条件。然后,分别将有海外子公司的企业样本和没有海外子公司的企业样本视为实验组 (treatment pool) 和待选组 (donor pool)。最后,基于正文中 2015 年(政策实施前)的企业控制变量从待选组中拟合实验组企业,构造实验组企业的反事实。上述操作是既有文献的常用做法,能够将 SCM 从单一处理扩展到多个处理 (Cavallo et al., 2013; Chen et al., 2020; Abadie, 2021)。

图 A4 报告了 SCM 估计结果,可以发现,在 2016 年国别报告实施之前,实验组企业和拟合的反事实实验组企业间的劳动力雇佣数量基本一致,差距非常小,而在 2016 年国别报告实施后,实验组企业的劳动力雇佣数量出现了显著的增加,这与本文的基准结果一致。处理效应结果可知,2016 年国别报告实施导致的反国际避税力度增强大约使得实验组企业的劳动力雇佣数量增加了 6.368%。³综上所述,本文结论具有高度的稳健性。

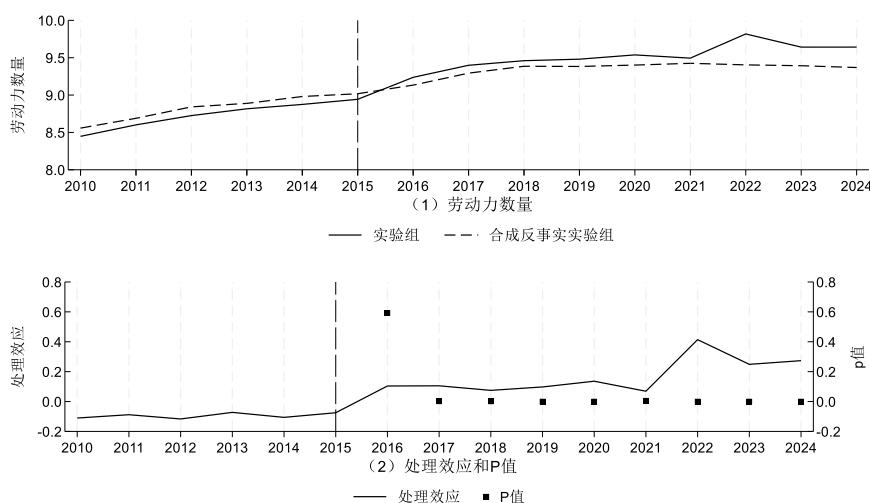
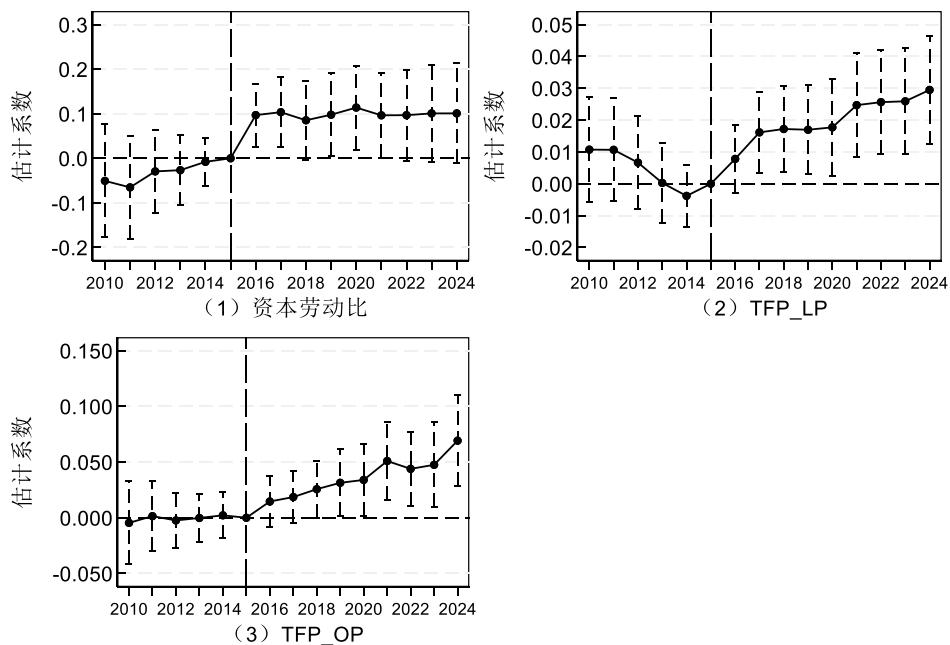


图 A4 合成控制法估计结果

³ 计算方法为政策实施后(2016-2019)的平均处理效应减去政策实施前(2010-2015)的平均处理效应。需要说明的是,这只是一个简单的计算。

2.6 进一步分析平行趋势检验结果



图A5 进一步分析平行趋势检验

注: 图中报告的为95%水平的置信区间。

参考文献

- Abadie, A. Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects[J]. *Journal of Economic Literature*, 2021, 59(2):391-425
- Abadie, A., and Gardeazabal, J. The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country[J]. *American Economic Review*, 2003, 93(1):113-132
- Abadie, A., Diamond, A., and Hainmueller, J. Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2010, 105(490):493-505
- Cao, Y., and Chen, S. Rebel on the Canal: Disrupted Trade Access and Social Conflict in China, 1650–1911[J]. *American Economic Review*, 2022, 112(5):1555-1590
- Cavallo, E., Galiani, S., Noy, I., and Pantano, J. Catastrophic Natural Disasters and Economic Growth[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2013, 95(5):1549-1561
- Chen, S., Yan, X., and Yang, B. Move to Success? Headquarters Relocation, Political Favoritism, and Corporate Performance[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 64:101698
- Hines, J. R. Treasure Islands[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2010, 24(4):103-126
- 蔡贵龙, 张亚楠, 徐悦, 卢锐. 投资者—上市公司互动与资本市场资源配置效率——基于权益资本成本的经验证据[J]. 管理世界, 2022, 38(8):199-217.
- 黄俊, 郭照蕊. 新闻媒体报道与资本市场定价效率——基于股价同步性的分析[J]. 管理世界, 2014(5):121-130.
- 李逸飞, 李金, 肖人瑞. 社会保险缴费征管与企业人力资本结构升级[J]. 经济研究, 2023, 58(1):158-174.

彭飞, 许文立, 吕鹏, 吴华清. 未预期的非税负担冲击: 基于“营改增”的研究[J]. 经济研究, 2020, 55(11): 67 - 83.

许红梅, 李春涛. 社保费征管与企业避税——来自《社会保险法》实施的准自然实验证据[J]. 经济研究, 2020, 55(6):122-137.