# 附录5 稳健性检验

### 平行趋势检验

地方政府上线公共数据开放平台这一决策并非是绝对外生的，因而处理组与对照组的结果变量差异也可能是由于其他地区特征差异而导致。为证明公共数据开放平台上线前处理组与对照组异地并购地理距离分布变化趋势保持一致，本文参照Beck et al.（2010）的做法构建如下模型进行平行趋势检验：

（1）

其中，代表时间虚拟变量，当年份为当地公共数据开放平台上线前后年时，取1，否则取0。时间窗口设置为（-5，5），以-5年为基期进行平行趋势检验。检验结果如附图7所示，在公共数据开放平台上线前，前系数均不显著，表明处理组与对照组异地并购距离分布在政策实施前变化趋势相同，通过平行趋势检验；在公共数据开放平台上线后，前系数均显著为正，表明公共数据开放显著拓展了异地并购地理距离分布，并且这一影响具有持续性。

|  |
| --- |
|  |
| 附图7 平行趋势检验 |

### 安慰剂检验

为缓解重要遗漏变量对本文基本结论的影响，参照房超和沈雨婷（2024）的做法，本文通过随机置换处理组进行安慰剂检验以评估统计量的显著性。具体地，本文随机设定当地政府是否上线公共数据开放平台并生成伪变量后重新进行回归，并将此过程重复1000次。安慰剂检验结果如附图8所示，前系数均值为0，且远离实际回归系数值0.19（如虚线所示）。可见，随机置换后，是否上线公共数据开放平台对于异地并购地理距离分布无显著影响。本文基本结论受遗漏变量影响较小。

|  |
| --- |
|  |
| 附图8 安慰剂检验 |

### 其他政策冲击排除

为排除样本统计期间其他政策冲击对基本结论的影响，本文进行以下检验：①宋小宁等（2023）的研究指出，中央在地方设立巡回法庭有效提升了当地司法质量，从而推动了企业在巡回区域的异地投资活动。因此，参考宋小宁等（2023）的做法，本文将标的企业所在省是否设置巡回法庭（）与是否上线公共数据开放平台同时纳入回归。[[1]](#footnote-1)②吴育辉等（2023）的研究表明“一带一路”倡议的实施使当地企业被异地并购的概率提高。因此，参考吴育辉等（2023）的做法，本文将标的企业所在省是否属于18个“一带一路”重点实施省份（）与是否上线公共数据开放平台同时纳入回归。[[2]](#footnote-2)③参照方锦程等（2023）的做法，将标的企业所在城市是否实施“互联网+”政务服务（）与是否上线公共数据开放平台同时纳入回归，以控制政务服务信息化带来的影响。④参照焦豪等（2023）的做法，将标的企业所在城市是否实施“宽带中国”试点政策（）与是否上线公共数据开放平台同时纳入回归，以控制数字基础设施建设带来的影响。⑤将标的企业所在城市是否建立数据交易平台（）与是否上线公共数据开放平台同时纳入回归，以控制数据要素流通带来的影响。⑥参照孙伟增等（2023）的做法，将标的企业所在城市是否属于大数据试验区（）与是否上线公共数据开放平台同时纳入回归，以控制数字产业政策的影响。回归结果依次如附表6第（1）-（6）列所示，前系数仍在1%或5%的统计水平上显著为正，表明在排除其他政策冲击后，地方政府公共数据开放仍显著拓展了异地并购地理距离分布。

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 附表6 其他政策冲击排除 | | | | | | |
| 变量 | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） |
| 巡回法庭 | 一带一路 | “互联网+”政务服务 | “宽带中国” | 数据交易平台 | 国家大数据综合试验区 |
|  |  |  |  |  |  |
|  | 0.2802\*\*\* | 0.2349\*\*\* | 0.1734\*\*\* | 0.1609\*\*\* | 0.1122\*\* | 0.1715\*\*\* |
| (0.0667) | (0.0526) | (0.0441) | (0.0447) | (0.0471) | (0.0442) |
|  | -0.0944 |  |  |  |  |  |
| (0.1000) |  |  |  |  |  |
|  |  | -0.0742 |  |  |  |  |
|  | (0.0500) |  |  |  |  |
|  |  |  | 0.1043\*\* |  |  |  |
|  |  | (0.0477) |  |  |  |
|  |  |  |  | 0.1137\*\*\* |  |  |
|  |  |  | (0.0395) |  |  |
|  |  |  |  |  | 0.1849\*\*\* |  |
|  |  |  |  | (0.0428) |  |
|  |  |  |  |  |  | 0.0812\* |
|  |  |  |  |  | (0.0481) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 4569 | 6028 | 7435 | 7435 | 7435 | 7435 |
|  | 0.3662 | 0.3670 | 0.3568 | 0.3572 | 0.3587 | 0.3565 |
| 注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%及10%的水平上显著。以下各表同。 | | | | | | |

### 排除地区间产业协同的影响

为控制城市间产业协同对基本结论的影响，本文进行以下检验：①根据赵婷和陈钊（2019）及宋小宁等（2023）对于产业比较优势的测度方法，计算某城市某行业营业收入份额与该行业占全国营业收入份额的比得到地区行业区位商指标（），并以此判断该地区该行业是否具备比较优势（）。[[3]](#footnote-3)进一步地，分别在模型中控制买方所在行业在标的地区的比较优势表现（或）后重新回归。②参照范剑勇（2004）的做法，首先计算某省某行业从业人员在全省从业人员中占比作为行业地区专业化系数（），之后测度该省与全国其他地区产业结构差异程度作为地区相对专业化指数（）。[[4]](#footnote-4)类似地，分别在模型中控制买方所在行业在标的地区的行业地区专业化系数（）、标的地区相对专业化指数（）后重新回归。回归结果依次如附表7第（1）-（4）列所示，前系数仍在1%或5%的统计水平上显著为正，表明在控制地区间产业协同的影响后，本文基本结论未发生改变。

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 附表7 控制地区产业协同的影响 | | | | |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） |
| 产业协同变量 |  |  |  |  |
| 因变量 |  |  |  |  |
|  | 0.1892\*\*\* | 0.1842\*\*\* | 0.1438\*\*\* | 0.0957\*\* |
| (0.0440) | (0.0440) | (0.0443) | (0.0458) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
|  | 7435 | 7435 | 7435 | 7435 |
|  | 0.3561 | 0.3574 | 0.3665 | 0.3688 |

### 倾向得分匹配

为缓解不可观测因素所带来的组间样本选择偏差对基本结论的影响，本文进一步采用倾向得分匹配-双重差分模型（PSM-DID）进行检验。具体地，以正文所述企业特征变量与地区特征变量为协变量，以0.05为卡尺范围的1:3近邻匹配法进行匹配，采用Logit方法进行估计。匹配后ATT显著为正。匹配后回归结果如附表8第（1）列所示，前系数仍在1%的统计水平上显著为正，表明在控制组间样本选择偏差后，地方政府公共数据开放仍显著拓展了异地并购地理距离分布。

### 其他稳健性检验

此外，本文依次进行了以下稳健性检验：（1）考虑政策生效的滞后性，将标的企业所在地级市公共数据开放平台上线1年及以后值取1，重新划分处理组与对照组后进行回归；（2）增强固定效应控制，在模型中进一步加入行业与时间交互固定效应后进行回归。（3）更新样本，为控制样本时效对基本结论的影响，本文根据《中国城市统计年鉴》更新时间将样本区间更新至2022年后重新进行回归。回归结果如附表8第（2）—（4）列所示，前系数仍在1%的统计水平上显著为正，本文基本结论稳健。

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 附表8 其他稳健性检验 | | | | |
| 变量 | （1） | （2） | （3） | （4） |
| PSM-DID | 考虑政策生效滞后性 | 增强固定效应控制 | 更新样本 |
|  |  |  |  |
|  | 0.2097\*\*\* | 0.1897\*\*\* | 0.1795\*\*\* | 0.1802\*\*\* |
| (0.0464) | (0.0439) | (0.0452) | (0.0414) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 个体固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间与行业固定效应 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 6117 | 7435 | 7412 | 7827 |
|  | 0.3547 | 0.3562 | 0.3626 | 0.3548 |

〔**参考文献**〕

[1]范剑勇. 市场一体化、地区专业化与产业集聚趋势——兼谈对地区差距的影响[J]. 中国社会科学，2004，（6）：39-51.

[2]方锦程，刘颖，高昊宇，董纪昌，吕本富. 公共数据开放能否促进区域协调发展？——来自政府数据平台上线的准自然实验[J]. 管理世界，2023，（9）：124-142.

[3]房超，沈雨婷. 数据跨境流动能否抑制国际贸易逃税——来自海关信息交换的证据[J]. 数量经济技术经济研究，2024，（3）：89-111.

[4]焦豪，崔瑜，张亚敏. 数字基础设施建设与城市高技能创业人才吸引[J]. 经济研究，2023，（12）：150-166.

[5]宋小宁，曹慧娟，刘梦宁. 都市圈协同发展与企业异地投资：比较优势视角[J]. 统计研究，2023，（8）：86-95.

[6]宋小宁，曹慧娟，马光荣. 国家巡回法庭与资本跨区流动：央地司法关系视角[J]. 经济学（季刊），2023，（5）：1793-1809.

[7]孙伟增，毛宁，兰峰，王立. 政策赋能、数字生态与企业数字化转型——基于国家大数据综合试验区的准自然实验[J]. 中国工业经济，2023，（9）：117-135.

[8]吴育辉，刘晓玲，吴世农. “一带一路”倡议与企业跨区域并购[J]. 管理科学学报，2023，（1）：55-82.

[9]赵婷，陈钊. 比较优势与中央、地方的产业政策[J]. 世界经济，2019，（10）：98-119.

[10]Beck, T., R. Levine, and A. Levkov. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5):1637-1667.

1. 参照宋小宁等（2023）的做法，本文保留2016年及以前的样本。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 参照吴育辉等（2023）的做法，本文保留2018年及以前的样本。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 区位商计算公式为：,其中分别表示行业、城市与年份，代表当地上市公司营业收入之和；若>=1，则认为行业在年城市具备比较优势，即。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 行业地区专业化系数计算公式为：，,其中分别表示行业、省份与年份,表示全部行业，代表当地从业人员数量；地区相对专业化指数计算公式为：，。考虑到数据缺失问题，此处使用省相对专业指数作为省内城市专业指数表征。 [↑](#footnote-ref-4)