**地方法院人财物省级统管促进了跨地区投资**

吴滋润 李青原 赵仁杰 王红建

**目录**

[附录Ⅰ 附表及附图 1](#_Toc31013)

[附录Ⅱ 排除其他改革冲击 3](#_Toc26770)

[附录Ⅲ 城市-城市层面分析 4](#_Toc2109)

[附录Ⅳ 安慰剂检验 5](#_Toc2107)

[附录Ⅴ 其他稳健性检验 6](#_Toc19743)

附录Ⅰ 附表及附图



图A1（a） 图A1（b）



图A1（c） 图A1（d）

注：图A1比较了地方司法体制改革前后处理组与控制组的异地投资数量，图A1（a）、（b）、（c）、（d）的处理组分别为2014年、2015年、2016年、2017年开展改革的城市，控制组均为在样本期间一直未接受处理的城市。图示结果说明与未经历司法体制改革的控制组城市相比，经历了改革的城市更能吸引外地企业到本地设立子公司。

**表A1 Goodman-Bacon分解结果**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | ln(*Num*) | | *DifInvest* | |
|  | Estimates | TotalWeights | Estimates | TotalWeights |
| Overall Diff-in-diff estimate | 0.008\*\*\*  (50.465) | 1.000 | 0.006\*\*\*  (40.563) | 1.000 |
| Early Treated vs Late Treated | 0.001 | 0.140 | 0.001 | 0.140 |
| Late Treated vs Early Treated | -0.001 | 0.066 | -0.0004 | 0.066 |
| Never Treated vs Treated | 0.009 | 0.794 | 0.007 | 0.794 |

注：（1）括号中为t值，\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的显著水平。（2）鉴于Goodman-Bacon分解法要求数据结构为平衡面板，所以本文此处的样本为2009-2019年的平衡面板数据，观测值为4,292,332个。（3）此表汇报了3种类别加总的效应和对应权重，本文的样本不包含一直接受处理的组别。



**图A2（a）插补方法（ln(*Num*)） 图A2（b）插补方法（*DifInvest*）**

注：图A2为考虑处理效应异质性的稳健性动态检验图。处理效应存在异质性将导致双向固定效应产生估计偏误，为了缓解该问题对本文主要结论造成的干扰，本文参照Borusyak et al.（2023）提出的解决方法（插补方法）进行稳健性动态检验，其与传统动态检验基本一致。

**表A2 更换改革定义**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 变量 | ln(*Num*) | *DifInvest* | ln(*Num*) | *DifInvest* |
| *Reform1* | 0.012\*\*\* | 0.010\*\*\* |  |  |
|  | (3.744) | (4.014) |  |  |
| *Reform2* |  |  | 0.008\*\*\* | 0.007\*\*\* |
|  |  |  | (3.819) | (3.932) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 母公司×年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 子公司城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 母公司-子公司城市对固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 5,767,900 | 5,767,900 | 5,761,423 | 5,761,423 |
|  | 0.734 | 0.719 | 0.734 | 0.719 |

注：表格括号内为稳健t值，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

附录Ⅱ 排除其他改革冲击

为使结果更稳健，本文尝试排除其它重要政策对估计结果的影响：（1）排除审判权力运行机制改革、人民陪审员制度改革、巡回法庭设立的影响。样本期内同样影响司法裁决质量的改革有2013年12月开始试点的审判权力运行机制改革（改革试点城市包含：上海市、重庆市、大连市、洛阳市、深圳市、佛山市、成都市、新民市、江阴市）、2015年开展试点的人民陪审员制度改革（试点地区有：北京、河北、黑龙江、江苏、福建、山东、河南、广西、重庆、陕西10省（自治区、直辖市））和2015年开始设立的巡回法庭（第一巡回法庭于2015年1月28日在广东省深圳市挂牌成立，巡回区域涵盖广东、广西、海南、湖南；第二巡回法庭于2015年1月31日在辽宁省沈阳市挂牌成立，巡回区域包含辽宁、吉林、黑龙江；第三巡回法庭于2016年12月28日在江苏省南京市挂牌成立，巡回区域包含江苏、上海、浙江、福建、江西；第四巡回法庭于2016年12月28日在河南省郑州市挂牌成立，巡回区域包含河南、山西、湖北、安徽；第五巡回法庭于2016年12月29日在重庆市挂牌成立，巡回区域包含重庆、四川、贵州、云南、西藏；第六巡回法庭于2016年12月29日在陕西省西安市挂牌成立，巡回区域包含陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆）。为此，本文将是否为审判权力运行机制改革试点城市与是否为2013年后的交互项、是否为人民陪审员制度试点省份与是否为2015年后的交互项以及是否为巡回法庭覆盖区域及2015年以后的虚拟变量加入基准回归方程，以控制其它司法政策冲击。表Ⅱ1第（1）、（2）列回归结果显示*Reform*系数依然显著为正，意味着同期改革并未对基准结果造成重大偏误。（2）控制省份和年份交乘固定效应。本文在基准回归模型的基础上引入子公司所在省份和年份交乘固定效应，该固定效应可以吸收省级层面随时间变化因素的影响，因而可以控制发生改革城市所在省份的其它改革对结果造成的干扰。表Ⅱ1第（3）、（4）列结果显示， *Reform*系数依然在1%的水平上显著为正，证明本文结论稳健。

表Ⅱ1 稳健性检验：排除其他改革冲击

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 变量 | ln(*Num*) | *DifInvest* | ln(*Num*) | *DifInvest* |
| *Reform* | 0.005\*\*\* | 0.004\*\*\* | 0.006\*\* | 0.006\*\*\* |
|  | (2.851) | (2.942) | (2.551) | (2.600) |
| 审判权力运行机制改革 | 0.068\*\* | 0.055\*\*\* |  |  |
|  | (2.580) | (2.875) |  |  |
| 人民陪审员制度改革 | 0.003 | 0.003 |  |  |
|  | (1.019) | (1.223) |  |  |
| 巡回法庭 | -0.004 | -0.003 |  |  |
|  | (-1.567) | (-1.633) |  |  |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 母公司×年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 子公司城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 母公司-子公司城市对固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 子公司省份×年份固定效应 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| *N* | 5,767,900 | 5,767,900 | 5,767,900 | 5,767,900 |
|  | 0.735 | 0.720 | 0.738 | 0.722 |

注：表格括号内为稳健t值，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

附录Ⅲ 城市-城市层面分析

本文利用上市公司数据，计算出t年城市j的所有母公司在城市c（j≠c）设立的子公司总数，形成城市j-城市c-年份t层面的面板数据，并根据生成以下被解释变量：（1）ln()；（2）t年城市j的母公司是否到城市c开展异地投资的虚拟变量。实证模型如下：

， （Ⅲ1）

其中，为城市c层面的控制变量，与本文基准回归一致；为城市j和城市c这一城市对层面的固定效应，为母公司城市j和年份t的交乘固定效应，为子公司城市固定效应，为误差项，将标准误聚类到城市层面。城市层面的回归结果如表Ⅲ1所示，其与基准回归结果一致。

表Ⅲ1 城市层面回归

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 变量 | ln(*Num\_City*) | *DifInvest\_City* | ln(*Num\_City*) | *DifInvest\_City* |
| *Reform* | 0.035\*\*\* | 0.015\*\*\* | 0.034\*\*\* | 0.015\*\*\* |
|  | (4.362) | (4.174) | (4.273) | (4.069) |
| 控制变量 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| 母公司城市-子公司城市对固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 母公司城市×年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 子公司城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 612,705 | 612,705 | 612,705 | 612,705 |
|  | 0.842 | 0.754 | 0.842 | 0.754 |

注：表格括号内为稳健t值，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

附录Ⅳ 安慰剂检验

本文进行了以下安慰剂检验以排除不可观测因素的影响：（1）虚构改革时间。该安慰剂检验的步骤是：先将数据按城市分组，然后在每个城市组内的年份变量中随机选取一个年份作为其改革实施的时间，再进行回归分析，重复该过程500次，结果如图Ⅳ1所示。（2）虚构处理组。具体而言，打乱核心解释变量政策时点*Reform*，即将*Reform*值全部取出暂存，然后随机赋给每一个样本，从而构建安慰剂检验的虚拟变量*ReformFalse*。本文重复上述操作500次，以避免其他小概率因素对估计结果的干扰，安慰剂结果如图Ⅳ2所示。可以发现，安慰剂结果均显示伪回归系数均值接近于0，小于真实估计系数，同时估计的P值大多数大于0.1，因此可推测地方法院人财物省级统管改革对企业异地投资的影响不是由其它不可观测因素推动的。



图Ⅳ1（a）虚构改革时间 ：ln(*Num*) 图Ⅳ1（b）虚构改革时间：*DifInves*t



图Ⅳ2（a）虚构处理组 ：ln(*Num*) 图Ⅳ2（b）虚构处理组 ：*DifInves*t

附录Ⅴ 其他稳健性检验

本文还进行了以下稳健性检验以验证结果的可靠性：

1. 将被解释变量替换为*SubRate*，为t年母公司i在城市c设立异地子公司数量与t年母公司i子公司总数的比值，表Ⅴ1第（1）列结果显示，*Reform*系数显著为正，再次验证了基准结果的稳健性。

表Ⅴ1 其他稳健性检验

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| 变量 | *SubRate* | ln(*Num*) | *DifInvest* | ln(*Num*) | *DifInvest* |
| *Reform* | 0.0002\*\* | 0.008\*\*\* | 0.007\*\*\* | 0.008\*\*\* | 0.007\*\*\* |
|  | (2.453) | (19.242) | (19.546) | (17.026) | (16.922) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 母公司×年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 子公司城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 母公司-子公司城市对固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 5,598,031 | 5,767,900 | 5,767,900 | 5,767,900 | 5,767,900 |
|  | 0.727 | 0.734 | 0.719 | 0.734 | 0.719 |
|  | Cluster(城市) | Cluster(企业) | | Cluster(城市对) | |

注：表格括号内为稳健t值，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

1. 改革可能存在滞后效应，进而导致本文的基准回归结果出现偏误。为缓解对这一问题的担忧，本文将被解释变量替换为t+1年的值，重新进行回归（此时的样本区间为2009-2018年），表Ⅴ2结果表明，*Reform*系数依然在1%的水平上显著为正，表明排除滞后效应的影响后，本文结果依然稳健。

表Ⅴ2 其他稳健性检验：t+1年的被解释变量

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | (5) | (6) |
| 变量 | ln(*Num*) | *DifInvest* |
| *Reform* | 0.011\*\*\* | 0.009\*\*\* |
|  | (3.849) | (4.111) |
| 控制变量 | 是 | 是 |
| 母公司×年份固定效应 | 是 | 是 |
| 子公司城市固定效应 | 是 | 是 |
| 母公司-子公司城市对固定效应 | 是 | 是 |
| *N* | 4,829,072 | 4,829,072 |
|  | 0.751 | 0.735 |

注：表格括号内为稳健t值，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

第三，在企业层面或城市对层面聚类标准误，以缓解对聚类层级不同而导致偏误的担忧。表Ⅴ1第（2）、（3）列为在企业层面聚类标准误的回归结果，第（4）、（5）列为在城市对层面聚类标准误的回归结果，均支持本文的主要结论。

第四，由于*DifInvest*为二元变量，利用OLS估计企业在改革城市设立子公司的概率可能存在偏误，为此，本文使用Logit/Probit模型对*DifInvest*重新进行估计，表Ⅴ3第（1）、（2）列结果依然支持基准结论；第（3）列为计数模型估计，本文将被解释变量替换成位于城市j的母公司i在城市c（j≠c）设立子公司的数量*Num*，并运用泊松模型进行估计（Stata命令为ppmlhdfe），结果也依然稳健。

表Ⅴ3 其他模型

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) |
| 变量 | Logit模型  *DifInvest* | Probit模型  *DifInvest* | 泊松模型  *Num* |
| *Reform* | 0.638\*\*\* | 0.288\*\*\* | 0.033\* |
|  | (4.381) | (4.520) | (1.855) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 否 |
| 母公司×年份固定效应 | 否 | 否 | 是 |
| 子公司城市固定效应 | 否 | 否 | 是 |
| 母公司-子公司城市对固定效应 | 否 | 否 | 是 |
| *N* | 5,621,590 | 5,621,590 | 212,938 |
| Pseudo | 0.165 | 0.163 | 0.447 |
| Wald Estimator | 4795.28 | 3915.46 | 16.02 |

注：表格括号内为稳健z值，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

第五，本文也修改基准回归模型，放松母公司×年份固定效应，在模型中加入企业层面控制变量，具体包括：企业资产负债率、规模、资产利润率、独立董事数量、第一大股东持股比例、子公司总数等，同时在模型中控制城市层面控制变量（与基准回归一致）、母公司固定效应、年份固定效应、子公司城市固定效应和母公司-子公司城市对固定效应，表Ⅴ4结果显示*Reform*系数依然显著为正，进一步表明本文结论稳健。

表Ⅴ4 加入企业控制变量

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) |
| 变量 | ln(*Num*) | *DifInvest* |
| *Reform* | 0.008\*\*\* | 0.007\*\*\* |
|  | (3.833) | (3.990) |
| 企业控制变量 | 是 | 是 |
| 城市控制变量 | 是 | 是 |
| 母公司固定效应 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 |
| 子公司城市固定效应 | 是 | 是 |
| 母公司-子公司城市对固定效应 | 是 | 是 |
| *N* | 5,597,453 | 5,597,453 |
|  | 0.739 | 0.723 |

注：表格括号内为稳健t值，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

参考文献

[1]Borusyak，K.，X. Jaravel，and J. Spiess，“Revisiting Event Study Designs:Robust and Efficient Estimation”，2023. Available at arXiv.org：https://arxiv.org/abs/2108.12419.

**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。**