

产品保险助推企业跨区域发展 ——基于异地子公司新设和撤并的证据

周冬华 彭剑飞 胥文帅

目录

附录 I 销售宣传型子公司识别方法	1
附录 II 其他稳健性检验	2
附录 III 市场分割程度计算方法	7
附录 IV 模型 (4) 控制变量说明	8
附录 V 宏观经济分析: 地区参保强度与异地子公司	9
附录 VI 附表及附图	10
参考文献	12

附录 I 销售宣传型子公司识别方法

本文使用 Python 程序对子公司的名称或经营范围进行判断,并通过人工核对的方式来识别异地子公司的业务类型。例如,对于“xx 销售公司”、“xx 广告公司”或经营范围中存在“销售”、“分销”、“零售”、“贸易”、“商业”、“商务”、“百货”、“售后”、“购销”、“经销”、“代理”、“策划”、“广告”、“发布”、“推广”、“营销”等关键词的设定为销售宣传型异地子公司,并在此基础上,参考曹春方等(2015)的做法,采用集团销售宣传型异地子公司数量的对数($Croallsub_{i,t}$)作为集团异地子公司水平的度量指标。

附录 II 其他稳健性检验

为保证研究结论稳健性, 本文进行如下稳健性检验:

(1) **平行趋势检验。**本文构建如下动态模型对参保前后的异地子公司数量的变化趋势进行研究, 以检验本文的估计是否满足平行趋势假设:

$$Crosu_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{t=-5}^{t=5} \alpha I^t Treat_i \times I^t + \sum Controls_{i,t} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中, $Treat$ 是区分处理组与对照组的虚拟变量, 若上市公司在样本期间参保了首台(套)保险, 则为处理组, 取值为 1, 若上市公司在样本期间始终未参保首台(套)保险, 则为对照组, 取值为 0; I^t 为一系列表代表企业参保时点的哑变量, $t=0$ 代表企业参保当年, t 取值从 -5 至 -1 代表企业参保前第五年至第一年, 与之对应, t 取值从 1 至 5 代表企业参保后第一年至第五年, 本文以参保前第五年作为基准组。

图 II 1 描绘了双重差分模型的平行趋势图。其中, 图 II 1 (A) 是销售宣传型异地子公司总量的平行趋势, 图 II 1 (B) 及图 II 1 (C) 分别是销售宣传型异地新增子公司数量以及异地撤销子公司数量的平行趋势。首先。从图 II 1 可以看出, 上述三个维度的平行趋势图中 $Treat_i \times I^5$ 至 $Treat_i \times I^1$ 的估计系数均未显著异于 0, 这表明企业集团在认购首台(套)保险之前, 处理组与对照组的异地子公司数量并无显著差异, 满足平行趋势假设; 而图 II 1 (A) 中, $Treat_i \times I^2$ 至 $Treat_i \times I^5$ 的估计系数显著为负, 图 II 1 (B) 中, $Treat_i \times I^4$ 的估计系数显著为负, 以及图 II 1 (C) 中, $Treat_i \times I^3$ 的估计系数显著为正, 这一方面说明首台(套)保险显著抑制了集团销售宣传型异地子公司总量, 具体表现为降低了销售宣传型异地子公司的新增数量, 并提升了销售宣传型异地子公司的撤销数量, 另一方面表明首台(套)保险对集团销售宣传型异地子公司数量的影响具有一定的时滞性。

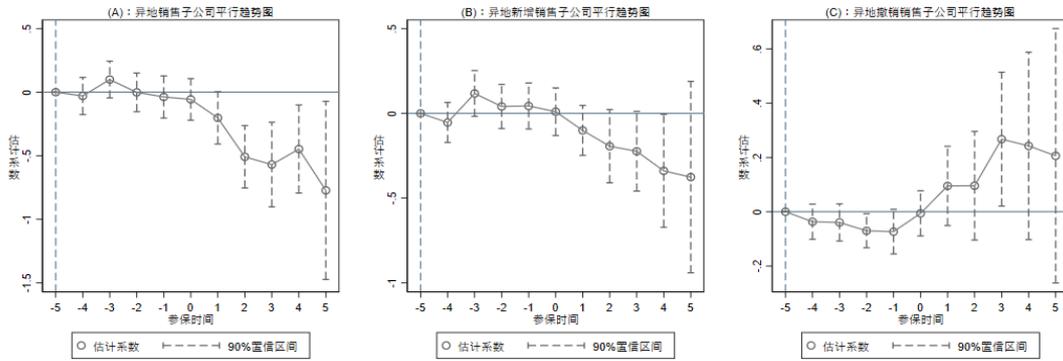


图 II 1 平行趋势图

另外, 为了提高此结论的可靠性, 排除不可观测的随机因素对本文结论的干扰, 本文借鉴范子英和田彬彬(2013)的研究, 剔除企业参保当年及之后的样本, 并把企业参保的前一年和前两年分别作为虚假的政策实施年份, 通过构建虚假的政策实施时间来进行反事实检验。回归结果如表 II 1 第(1) - (6)列所示, $Treat \times Post_1$ 与 $Treat \times Post_2$ 的估计系数均不显著, 这从另一方面表明处理组和对照组的异地子公司差异并不是由参保前的某种随机因素所导致的, 即参保前处理组与对照组的异地子公司趋势是平行的。

表 II 1 首台(套)保险与异地子公司数量: 虚构参保时间

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Croallsub_{i,t}$	$Cronewsub_{i,t}$	$Croexitsub_{i,t}$	$Croallsub_{i,t}$	$Cronewsub_{i,t}$	$Croexitsub_{i,t}$

<i>Treat</i> × <i>Post</i> _1	-0.0506 (-0.659)	0.0184 (0.285)	-0.0357 (-0.847)			
<i>Treat</i> × <i>Post</i> _2				-0.0251 (-0.403)	0.0383 (0.690)	-0.0467 (-1.505)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1 263	1 263	1 263	1 263	1 263	1 263
<i>Adj R</i> ²	0.682	0.575	0.210	0.682	0.575	0.211

(2) 工具变量估计 (IV)。本文使用两阶段工具变量法来解决模型中可能存在的内生性问题,即使用三部委联合试点首台(套)保险政策来作为企业参保首台(套)保险的工具变量。之所以将其作为本文的工具变量主要出于以下考虑:2015年3月,工业和信息化部、财政部、中国保监会三部委联合组织的首台(套)保险补偿机制试点工作电视电话会议在京召开,标志着我国首台(套)保险补偿机制试点工作正式启动。此后,各地企业陆续参保首台(套)保险。因此,三部委联合试点首台(套)保险政策这一外生事件明显与企业参保首台(套)保险具有直接的相关关系,且首台(套)保险政策的目的是为了推动我国首台(套)产品的推广应用,提高高端装备制造业的创新热情,因而不会直接作用于集团的异地子公司数量水平。鉴于此,三部委联合试点首台(套)保险政策满足工具变量的相关性与排他性假设。

具体而言,本文基于随首台(套)保险政策同时推出的《首台(套)重大技术装备推广应用指导目录》,并以政策发布前一年上市公司的经营范围及主营业务产品为基准,通过人工比对的方式识别上市公司的经营范围与主营产品中是否包括纳入保险范围14个领域的重大技术装备,以此判断上市公司是否属于首台(套)装备生产企业,属于则为处理组, *Treat* 取值为1,否则取值为0,并将其与政策时间虚拟变量交互(2015年当年及之后取值为1,否则取值为0),由此构成本文的工具变量。面板工具变量估计结果如表II2所示,再次证明了首台(套)保险对集团销售宣传型异地子公司水平的抑制作用,从而在解决了内生性的问题之后,研究结论依旧稳健。

表II2 首台(套)保险与异地子公司数量:基于工具变量法

变量	(1) <i>Ins_{i,t}</i>	(2) <i>Croallsub_{i,t}</i>	(3) <i>Cronewsub_{i,t}</i>	(4) <i>Croexitsub_{i,t}</i>
<i>IV</i>	0.4007*** (13.415)			
<i>Ins</i>		-0.4285*** (-2.786)	-0.1671 (-1.315)	0.1890** (2.393)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	控制	控制	控制	控制
公司	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1 455	1 455	1 455	1 455
<i>Adj R</i> ²	0.493	0.665	0.566	0.265

(3) 安慰剂检验：对其他类型子公司的影响。前文的研究结论表明首台（套）保险对于具有类似功能的销售宣传型异地子公司具有显著的替代性作用。而按照论文逻辑，首台（套）保险不应对其他类型的异地子公司具有相同的影响。因此，为了提高研究结论的可靠性，本文进一步考察首台（套）保险对其他类型异地子公司的作用。具体而言，与前文的处理方式相同，从总量、新增和撤销三个层面将非销售宣传型异地子公司在母公司-年度层面进行加总，并将其进行对数处理，由此对非销售宣传型异地子公司总量、新增数量和撤销数量进行刻画。

首台（套）保险与非销售宣传型异地子公司的回归结果如表 II 3 所示，*Ins* 的估计系数均不显著，表明参保首台（套）保险对集团其他类型的异地子公司没有显著影响，从而进一步证明了本文的理论逻辑。

表 II 3 首台（套）保险与异地子公司数量：安慰剂检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Croallsub_nonSale_{i,t}</i>	<i>Cronewsub_nonSale_{i,t}</i>	<i>Croexitsub_nonSale_{i,t}</i>
<i>Ins</i>	0.0229 (0.369)	0.0962 (1.359)	0.0233 (1.283)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	控制	控制	控制
公司	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
<i>N</i>	1 455	1 455	1 455
<i>Adj R</i> ²	0.781	0.578	0.216

(4) 排除基期特征的影响。企业参保前的基期特征不仅可能影响企业的参保决定，还可能影响集团异地子公司水平，进而影响本文的研究结论。因此，为了排除基期特征对论文研究结论的干扰，本文进一步将企业参保前一年的所有控制变量与企业参保前后的时间虚拟变量进行交互，并加入模型中进行控制。排除基期特征的回归结果如表 II 4 所示，首先，第（1）-（2）中，*Ins* 的估计系数均显著为负；而第（3）列中 *Ins* 的估计系数均显著为正，表明在控制基期特征的影响后，论文的研究结论依旧稳健。

表 II 4 首台（套）保险与异地子公司数量：排除基期特征的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Croallsub_{i,t}</i>	<i>Cronewsub_{i,t}</i>	<i>Croexitsub_{i,t}</i>
<i>Ins</i>	-0.1919*** (-2.949)	-0.0948* (-1.734)	0.1023** (2.515)
控制变量	控制	控制	控制
控制变量×冲击前后	控制	控制	控制
常数项	控制	控制	控制
公司	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
<i>N</i>	1 455	1 455	1 455
<i>Adj R</i> ²	0.669	0.568	0.291

(5) 参保强度与异地子公司数量。前文的研究中主要考察企业参保首台(套)保险对企集团销售宣传型异地子公司数量的影响,尚未考虑参保强度与集团异地子公司数量的深层次联系。基于此,本文进一步探究企业集团参保首台(套)保险的程度对集团销售宣传型异地子公司数量的影响以进行稳健性测试。具体而言,本文分别使用集团内参保公司数量(*Ins_company*)以及集团内参保产品数量(*Ins_product*)来进行衡量。

参保强度与集团销售宣传型异地子公司数量的回归结果如表 II 5 所示,首先,表 II 5 第(1)-(2)及第(4)-(5)列中,*Ins_company*与*Ins_product*的估计系数均显著为负;表 II 5 第(3)及第(6)列中*Ins_company*与*Ins_product*的估计系数均显著为正,表明企业集团内越多公司参保首台(套)保险,且为越多新开发的高技术产品投保,则集团新增的销售宣传型异地子公司越少,撤销的异地子公司越多,进而对异地子公司数量的抑制作用越强,从而进一步支持了本文的研究结论。

表 II 5 集团首台(套)保险参保强度与异地子公司数量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Croallsub_{i,t}</i>	<i>Cronewsub_{i,t}</i>	<i>Croexitsub_{i,t}</i>	<i>Croallsub_{i,t}</i>	<i>Cronewsub_{i,t}</i>	<i>Croexitsub_{i,t}</i>
<i>Ins_company</i>	-0.2241*** (-3.548)	-0.1612*** (-3.155)	0.1607*** (2.832)			
<i>Ins_product</i>				-0.1741*** (-4.569)	-0.1140*** (-3.414)	0.1088*** (3.421)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1 455	1 455	1 455	1 455	1 455	1 455
Adj R ²	0.668	0.567	0.273	0.670	0.568	0.276

(6) 首台(套)保险与集团子公司分布。前文主要以异地子公司数量作为被解释变量来考察了首台(套)保险的影响。然而,企业集团可能基于精简组织架构的考虑而同时减少本地子公司和异地子公司数量。在这种情况下,企业集团则不是基于首台(套)保险的作用而降低异地子公司数量。因此,为了提文研究结论的稳健性,本文进一步从总量、新设和撤销三个维度构建了集团销售宣传型本地子公司占比(*HomsubR_{i,t}*, *HomnewsubR_{i,t}*, *HomexitsubR_{i,t}*)以及异地子公司占比(*CrosubR_{i,t}*, *CronewsubR_{i,t}*, *CroexitsubR_{i,t}*)来考察首台(套)保险对集团子公司分布的影响,并按照模型(1)重新进行回归。

回归结果如表 II 6 所示,首先,表 II 6 第(4)-(6)列中,*Ins*的估计系数均不显著,表明首台(套)保险并没有影响本地子公司水平,而表 II 6 第(1)-(2)列中,*Ins*的估计系数均显著为负,表 II 6 第(3)中,*Ins*的估计系数显著为正,表明首台(套)保险确实是通过减少销售宣传型异地子公司数量来调整集团的组织结构,基本结论仍然稳健。

表 II 6 首台(套)保险与集团子公司分布

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Croallsub_{i,t}</i>	<i>Cronewsub_{i,t}</i>	<i>Croexitsub_{i,t}</i>	<i>Homallsub_{i,t}</i>	<i>Homnewsub_{i,t}</i>	<i>Homexitsub_{i,t}</i>
<i>Ins</i>	-0.1419* (-1.775)	-0.0899*** (-2.611)	0.1677*** (3.044)	0.0341 (1.265)	0.0108 (0.304)	0.0382 (1.300)
控制变	控制	控制	控制	控制	控制	控制

量						
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1 455	1 455	1 455	1 455	1 455	1 455
<i>Adj R</i> ²	0.496	0.217	0.151	0.662	0.204	0.548

(7) 剔除宏观形势变化的影响。宏观经济形势越差，集团越可能由于经营困境产生的财务压力而减少需要付出大量管控成本的异地子公司。因此，为了排除宏观形势变化的影响，本文进一步通过剔除宏观形势波动较大，宏观经济情况较差的样本来进行稳健性检验。

具体而言，本文剔除 2018 年后的样本，以排除由中美贸易冲突以及新冠疫情所造成的宏观形势变化对集团子公司所带来的负面冲击。表 II 7 报告了排除宏观形势变化之后的回归结果。首先，表 II 7 第 (1) 和第 (3) 列中，*Ins* 的估计系数分别为 -0.1465 和 0.1020，并在 5% 的水平上显著，表明首台（套）保险显著降低了集团销售宣传型异地子公司总量，并显著提高了该类功能型异地子公司的撤销数量。同时，表 II 7 第 (2) 列中，*Ins* 的估计系数为 -0.1016，*t* 值为 1.610，接近在 10% 的水平上显著，表明首台（套）保险对该类功能型异地新增子公司存在抑制作用。综合以上结果，前述研究结论未发生改变。

表 II 7 首台（套）保险与异地子公司数量：排除宏观形势变化的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Croallsub_{i,t}</i>	<i>Cronewsub_{i,t}</i>	<i>Croexitsub_{i,t}</i>
<i>Ins</i>	-0.1465** (-1.973)	-0.1016 (-1.610)	0.1020** (2.134)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	控制	控制	控制
公司	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
<i>N</i>	1 231	1 231	1 231
<i>Adj R</i> ²	0.666	0.551	0.229

附录 III 市场分割程度计算方法

参考陆铭和陈钊(2009)以及大量研究市场分割文献的做法,以国家统计局提供的 16 类商品零售价格指数为基础¹,采用相对价格指数法来衡量市场分割程度,具体计算过程如下所示:

$$|\Delta Q_{i,j,t}^k| = \left| \ln \left(\frac{P_{i,t}^k}{P_{i,t-1}^k} \right) - \ln \left(\frac{P_{j,t}^k}{P_{j,t-1}^k} \right) \right| \quad (\text{III1})$$

$$AdjQ_{i,j,t}^k = |\Delta Q_{i,j,t}^k| - \overline{|\Delta Q_t^k|} \quad (\text{III2})$$

$$Segment_{i,j,t} = Var(AdjQ_{i,j,t}^k) \quad (\text{III3})$$

其中, t 表示年份, i 和 j 表示省份, k 表示商品类别。式(III1)计算了 t 年 i 与 j 两省第 k 类商品的相对价格。式(III2)通过减去同商品当年均值,消除了相对价格中与特定商品类别相联系的固定效应。式(III3)计算得到的方差 $Segment_{i,j,t}$ 即为 i 与 j 两省间商品的相对价格波动范围,度量两省间的市场分割程度。

¹ 与现有研究保持一致,本文使用的商品零售价格指数包括食品、饮料烟酒、服装鞋帽、纺织品、家用电器及音响器材、文化办公用品、日用品、体育娱乐用品、交通通信用品、家具、化妆品、金银珠宝、中西药品及医疗保健用品、书报杂志及电子出版物、燃料、建筑材料及五金电料等 16 类(桂琦寒等,2006)。

附录 IV 模型 (4) 控制变量说明

参考曹春方等 (2017) 的研究, $Controls_{i,t}$ 为一系列地区层面的控制变量, 包括: 产业结构 (*Indstruct*) 表示第三产业产值除以第二产业产值; 政府干预 (*Govinter*) 表示财政支出除以地区生产总值; 人口密度 (*Popden*) 表示地区总人口除以地区行政区划面积; 对外开放 (*Open*) 表示进出口总额除以地区生产总值、经济发展 (*Gdp*) 表示地区人均生产总值的同比增长率、制度环境 (*Market*) 表示樊纲市场化指数; 财政分权 (*Fisdecent*) 表示地区人均财政支出除以全国人均财政支出; 劳动力水平 (*LaborForce*) 表示地区就业人员的自然对数。此外, 本文还控制了地区固定效应以剔除一个地区不随时间变动的固有因素; 控制年份固定效应以剔除宏观经济形势的影响。

附录 V 宏观经济分析：地区参保强度与异地子公司

最后，本文从宏观层面考察首台（套）保险是否确实对销售宣传型异地子公司具有替代性作用，以检验本文研究结论的外部有效性。具体而言，本文以 2010-2020 年的工商注册信息大数据为基础，并构建如下回归模型：

$$Crosb_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Area_ins_{i,t} + \sum Controls + Area + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (V1)$$

其中，被解释变量 $Crosb_{i,t}$ 表示地区 i 在 t 年的销售宣传型异地子公司水平，分别使用销售宣传型异地子公司新增数量 ($Cronewsub_{i,t}$) 以及销售宣传型异地子公司撤销数量 ($Croexitsub_{i,t}$) 来进行衡量。具体而言，本文首先基于前文的方法识别出工商注册信息大数据中的销售宣传型公司；然后分别基于地区-注册年度以及地区-注销年度将子公司数量进行加总得到地区 i 在 t 年的子公司数量；最后计算地区 i 在 t 年除本地区外所有其他地区的子公司新增总数和撤销总数的对数，由此对地区 i 在 t 年销售宣传型异地子公司的新增数量 ($Cronewsub_{i,t}$) 以及销售宣传型异地子公司的撤销数量 ($Croexitsub_{i,t}$) 进行刻画。核心解释变量及控制变量与上文的衡量方式一致。

回归结果如表 V1 所示，其中第 (1) - (2) 列为地区参保强度与销售宣传型异地子公司新增数量的回归结果，第 (3) - (4) 列为地区参保强度与销售宣传型异地子公司撤销数量的回归结果。首先，第 (1) - (2) 列中， $Area_ins_comapny$ 与 $Area_ins_product$ 的系数均显著为负，而第 (3) - (4) 列中， $Area_ins_comapny$ 与 $Area_ins_product$ 的系数均显著为正，表明首台（套）保险降低了销售宣传型异地子公司新增数量并增加了销售宣传型异地子公司的撤销数量，进而从宏观视角证明了本文研究结论的外部有效性。

表 V1 地区首台（套）保险参保强度与异地子公司水平

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Cronewsub_{i,t}$	$Cronewsub_{i,t}$	$Croexitsub_{i,t}$	$Croexitsub_{i,t}$
$Area_ins_comapny$	-0.0024*		0.0048**	
	(-1.910)		(1.988)	
$Area_ins_product$		-0.0018**		0.0036**
		(-2.011)		(2.118)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
N	330	330	330	330
$Within R^2$	0.104	0.105	0.106	0.107

附录 VI 附表及附图

表 A1 倾向得分匹配结果

变量	匹配前			匹配后		
	实验组	对照组	均值差异	实验组	对照组	均值差异
<i>Croallsub</i>	1.1226	0.9782	0.1443***	1.0771	1.0724	0.0047
<i>Cronewsub</i>	0.5670	0.4894	0.0776***	0.6174	0.6117	0.0057
<i>Croexitsub</i>	0.0949	0.1227	-0.0278**	0.1096	0.1430	-0.0334
<i>Size</i>	22.9655	22.1903	0.7752***	23.1679	23.2275	-0.0596
<i>Roa</i>	0.0325	0.0355	-0.0030*	0.0226	0.0083	0.0143
<i>Lev</i>	0.5072	0.4280	0.0792***	0.5287	0.5402	-0.0115
<i>Growth</i>	0.4421	1.1504	-0.7083***	0.4570	0.2683	0.1886
<i>Age</i>	2.1695	2.0089	0.1607***	2.3467	2.4063	-0.0596
<i>Cash</i>	0.1537	0.1802	-0.0266***	0.1545	0.1701	-0.0156
<i>Board</i>	2.3407	2.2865	0.0543***	2.3427	2.3552	-0.0125
<i>Top1</i>	36.3201	34.6530	1.6671***	36.6648	37.2996	-0.6348
<i>Soe</i>	0.6098	0.3732	0.2366***	0.6049	0.5875	0.0174
<i>Rd</i>	0.0031	0.0021	0.0010*	0.0029	0.0019	0.0010

注：表 A1 报告了匹配前后的实验组与对照组组间差异检验结果。可以看出，在匹配之前，多数特征变量存在显著差异，而在匹配之后，所有特征变量的差异性检验结果均不显著。可见，本文的倾向得分匹配过程较好地缓解了模型设定偏误问题，处理组与控制组已不存在显著差异，应用匹配后的样本开展实证检验较为合理。同时，组间差异检验结果显示，匹配前，实验组企业的异地销售子公司数量和新增数量显著更多，异地销售子公司的撤销数量显著更少，表明首台（套）企业具有更高的异地销售子公司水平，符合高技术企业更需要借助销售子公司来缓解与需求者之间信息不对称的特点。

表 A2 变量定义

变量类型	变量	符号	变量定义
被解释变量	异地子公司数量	<i>Croallsub</i>	异地子公司数量加 1 的自然对数
	异地新增子公司数量	<i>Cronewsub</i>	异地新增子公司数量加 1 的自然对数
	异地撤销子公司数量	<i>Croexitsub</i>	异地撤销子公司数量加 1 的自然对数
解释变量	是否购买首台（套）保险	<i>Ins</i>	若上市公司本身及其子公司等关联公司购买了首台（套）保险，则当年及之后，否则取值为 0
控制变量	资产规模	<i>Size</i>	总资产取自然对数
	资产报酬率	<i>Roa</i>	净利润与总资产的比值

资产负债率	<i>Lev</i>	总负债与总资产的比值
公司成长性	<i>Growth</i>	当期营业收入增长额与上期营业收入的比值
公司上市年龄	<i>Age</i>	公司上市年限加 1 取自然对数
现金水平	<i>Cash</i>	公司货币资金除以公司总资产
董事会规模	<i>Board</i>	公司董事会人数的对数
股权集中度	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量/总股数
产权性质	<i>Soe</i>	国有企业取值为 1, 非国有企业取值为 0
研发投入	<i>R&d</i>	研发投入总额与总资产的比值
GDP 增长率	<i>Gdp</i>	(当年 GDP-上一年 GDP)/上一年 GDP

注：表 A2 报告了模型 (1) 主要变量具体定义，包括被解释变量、解释变量与控制变量。

表 A3 首台 (套) 保险与异地子公司数量：基于地区营商环境的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	地区营商环境水平高			地区营商环境水平低		
	<i>Croallsub_{i,t}</i>	<i>Cronewsub_{i,t}</i>	<i>Croexitsub_{i,t}</i>	<i>Croallsub_{i,t}</i>	<i>Cronewsub_{i,t}</i>	<i>Croexitsub_{i,t}</i>
<i>Ins</i>	-0.0378 (-0.418)	0.0662 (0.824)	-0.0114 (-0.195)	-0.4058*** (-3.881)	-0.2361*** (-2.645)	0.1797** (2.586)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	833	833	833	600	600	600
<i>Adj R</i> ²	0.673	0.547	0.170	0.766	0.669	0.348

注：表 A3 报告了基于地区营商环境的分组检验结果。

表 A4 首台 (套) 保险与异地子公司数量：基于地区信任水平的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	地区信任水平高			地区信任水平低		
	<i>Croallsub_{i,t}</i>	<i>Cronewsub_{i,t}</i>	<i>Croexitsub_{i,t}</i>	<i>Croallsub_{i,t}</i>	<i>Cronewsub_{i,t}</i>	<i>Croexitsub_{i,t}</i>
<i>Ins</i>	-0.1308 (-1.250)	-0.0151 (-0.180)	0.0206 (0.467)	-0.3541*** (-3.751)	-0.2050** (-2.492)	0.1480** (2.257)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	753	753	753	686	686	686
<i>Adj R</i> ²	0.664	0.549	0.183	0.771	0.661	0.329

注：表 A4 报告了基于地区信任水平的分组检验结果。

参考文献

[1] 曹春方、张婷婷、范子英,“地区偏袒下的市场整合”,《经济研究》,2017 年第 12 期,第 91-104 页。

[2] 曹春方、周大伟、吴澄澄、张婷婷,“市场分割与异地子公司分布”,《管理世界》,2015 年第 9 期,第 92-103 页。

[3] 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。

[4] 桂琦寒、陈敏、陆铭、陈钊,“中国国内商品市场趋于分割还是整合:基于相对价格法的分析”,《世界经济》,2006 年第 2 期,第 20-30 页。

[5] 陆铭、陈钊,“分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?”,《经济研究》,2009 年第 3 期,第 42-52 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。