

《董事高管责任保险与大股东掏空》附录

附录 1 描述性统计

主要变量的描述性统计结果见附表 1，总体上排除了极端异常值对研究结果的干扰，描述性统计的结果也与其他研究近似。

附表 1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
TUNNEL1	21,814	0.117	0.392	-1.232	2.434
TUNNEL2	21,814	0.116	0.391	-1.228	2.430
解释变量					
INS	21,814	0.083	0.277	0	1
控制变量					
DUAL	21,814	0.312	0.463	0	1
SOE	21,814	0.285	0.451	00	1
SIZE	21,814	22.240	1.224	19.910	26.290
TOPI	21,814	0.324	0.142	0.084	0.726
DBN	21,814	2.220	0.169	1.792	2.639
LEV	21,814	0.423	0.198	0.066	0.939
MSHARE	21,814	0.145	0.191	0	0.670
INDEP	21,814	0.378	0.054	0.333	0.571
AGE	21,814	2.972	0.305	2.079	3.555
TOBINQ	21,814	2.093	1.379	0.827	9.020
ROA	21,814	0.031	0.075	-0.369	0.204
GROWTH	21,814	0.346	0.913	-0.751	6.561
IA	21,814	0.046	0.049	0	0.327
INSTITUTION	21,814	0.412	0.245	0.003	0.909

附录 2 前置回归分析

(一)单变量统计分析

为了比较是否购买董责险的两组样本在大股东掏空和其他企业特征方面的差异，本文分别统计了两组样本中主要变量的均值和组间差异，结果如附表 2 所示。从大股东掏空来看，在未购买董责险的样本中，大股东掏空的均值为 0.12，而购买了董责险的样本中，掏空行为的均值(0.086)仅为前者的 70%，且二者在 1%的水平上具有显著差异。从其他变量的组间差异可以看出，购买董责险的企业规模更大、股权集中度更高、董事会规模更大、杠杆率更大、企业价值更小、盈利能力更差、资产透明度更高和机构投资者持股比例更高。最后，在独立董事占比和企业盈利成长性上，样本之间没有显著的差异。

附表 2 单变量均值 t 检验

变量	(1)INS=0		(2)INS=1		(1)-(2)
	样本	均值	样本	均值	组间差异
TUNNEL1	19994	0.120	1820	0.0860	0.033***

<i>TUNNEL2</i>	19994	0.119	1820	0.0860	0.033***
<i>DUAL</i>	19994	0.323	1820	0.182	0.141***
<i>SOE</i>	19994	0.261	1820	0.549	-0.289***
<i>SIZE</i>	19994	22.14	1820	23.32	-1.175***
<i>TOP1</i>	19994	0.323	1820	0.331	-0.008**
<i>DBN</i>	19994	2.216	1820	2.268	-0.053***
<i>LEV</i>	19994	0.416	1820	0.497	-0.0813***
<i>MSHARE</i>	19994	0.154	1820	0.0550	0.099***
<i>INDEP</i>	19994	0.378	1820	0.377	0
<i>AGE</i>	19994	2.959	1820	3.116	-0.157***
<i>TOBINQ</i>	19994	2.125	1820	1.746	0.379***
<i>ROA</i>	19994	0.0310	1820	0.0280	0.003*
<i>GROWTH</i>	19994	0.349	1820	0.317	0.0320
<i>LA</i>	19994	0.0450	1820	0.0520	-0.007***
<i>INSTITUTION</i>	19994	0.401	1820	0.534	-0.133***

(二)多变量回归

模型(1)的回归结果如附表 3 所示。在前两列中，可以看出 *INS* 的系数显著为负，在 1% 的水平上显著。在后两列中，本文进一步加入了一系列与大股东掏空相关的控制变量，*INS* 的系数变为-0.047 和-0.046，仍然在 1%的水平上显著。以上结果表明，购买董责险显著抑制了大股东掏空的行为，符合监督假说，支持了假设 H1a。

附表 3 多变量回归结果

变量	(1) <i>TUNNEL1</i>	(2) <i>TUNNEL2</i>	(3) <i>TUNNEL1</i>	(4) <i>TUNNEL2</i>
<i>INS</i>	-0.055*** (-4.013)	-0.054*** (-3.962)	-0.047*** (-3.574)	-0.046*** (-3.518)
<i>DUAL</i>			-0.012 (-1.265)	-0.011 (-1.249)
<i>SOE</i>			0.002 (0.072)	-0.000 (-0.008)
<i>SIZE</i>			-0.093*** (-7.428)	-0.092*** (-7.408)
<i>TOP1</i>			0.106 (1.480)	0.105 (1.474)
<i>DBN</i>			0.024 (0.612)	0.026 (0.675)
<i>LEV</i>			0.504*** (13.296)	0.505*** (13.391)
<i>MPAY</i>			-0.004 (-0.399)	-0.005 (-0.514)
<i>MSHARE</i>			-0.023 (-0.620)	-0.022 (-0.596)
<i>INDEP</i>			-0.115	-0.109

在基准回归中，本文整合了 CSMAR 数据库和 CNRDS 数据库关于董责险的相关数据，并以此作为购买董责险的证据构建了 *INS* 变量。但考虑到部分上市公司尽管购买了董责险，但并不会直接发布相关公告，进而被两大数据库遗漏。因此，本文进一步使用文本分析法补充企业购买董责险的证据(王正文等，2023)。

首先，本文在 2013—2022 年上市公司的年报、半年报和董事会公告中搜索关键词，包括：“董责险”、“董监高责任保险”、“董事监事和高级管理人员责任保险”、“董责险”、“Directors and Officers Liability Insurance”、“D&O Insurance”等，并将含有这些关键词的文本补充进企业年度的董责险文本集中。接着，将搜索到存在董责险记录的企业样本赋值为 1，并与原 *INS* 指标进行合并，从而构建出最终的董责险指标 *INS_1*。新的董责险指标的回归结果如附表 5 所示，在补充了董责险购买证据后，购买董责险的系数显著为负，这进一步支持了基准回归的结果。

附表 5 替换董事高管责任保险指标

变量	(1) <i>TUNNEL1</i>	(2) <i>TUNNEL1</i>	(3) <i>TUNNEL2</i>	(4) <i>TUNNEL2</i>
<i>INS_1</i>	-0.054*** (-2.703)	-0.045** (-2.325)	-0.054*** (-2.711)	-0.045** (-2.325)
<i>Controls</i>	No	Yes	No	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	16612	16612	16612	16612
<i>R</i> ²	0.000	0.038	0.000	0.038

（三）拓展时间窗口

由于董责险早期市场中投保数量较少，在基准回归中本文仅截取了 2013 年后的数据进行研究。中国的董责险市场始于 2002 年，尽管数量较少，但 2002—2012 年存在的投保董责险的上市公司仍具有研究意义，部分现有研究中的样本期也包括了早年的低投保率窗口(李从刚和许荣，2020)。

因此，为保证研究结果的稳健性，本文拓展样本的时间窗口进行回归分析，以 2002—2022 年数据进行与基准回归相同的工具变量检验，回归结果如附表 6 所示。结果显示，加入 2012 年以前的数据后，董责险对大股东掏空的系数依然显著为负，且控制变量的加入不影响系数的显著性，与前文的结果一致，这进一步支持了基准回归的结果。

附表 6 拓展样本时间窗口

变量	(1) <i>TUNNEL1</i>	(2) <i>TUNNEL1</i>	(3) <i>TUNNEL1</i>	(4) <i>TUNNEL2</i>
<i>INS</i>	-0.053** (0.022)	-0.041* (0.022)	-0.052** (0.022)	-0.041* (0.022)
<i>Controls</i>	No	Yes	No	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	17737	17737	17737	17737
<i>R</i> ²	0.001	0.044	0.001	0.045