

## 政府引导、财政分权与企业并购

## 附录与扩展\*

## (一) 变量定义

表 A1 主要变量定义与说明

变量类型	变量名	变量符号	变量定义
因变量	企业并购数量	$MA_n$	样本公司在 $t$ 年发生的并购数量加 1, 再取自然对数, 如果没有发生并购, 等于 0
	政府补助	$Subsidy$	当期收到的政府补助与销售收入的比值
	政府产业基金	$Funds$	当地设立政府产业基金当年及之后年度, $Funds$ 取 1, 否则为 0
	ROA 的变化值	$AROA$	$t+1$ 期至 $t+3$ 期资产利润率 (ROA) 的均值减去 $t-3$ 期至 $t-1$ 期 ROA 的均值, 其中 ROA 进行了行业调整
	购买并持有超额收益	$BHAR$	参考 Zhang (2016)、陈仕华等 (2015) 计算的从首次宣告日次月开始的 36 个月 BHAR
	本地并购数量	$MA_{local}$	样本上市公司在 $t$ 年发生的本地并购 (标的和上市公司位于同一省份, 且标的为股权) 数量加 1, 再取自然对数
	异地并购数量	$MA_{nonlocal}$	样本上市公司在 $t$ 年发生的异地并购 (标的和上市公司位于不同省份, 且标的为股权) 数量加 1, 再取自然对数
解释变量	财政分权	$FD$	以支出指标衡量的该省财政分权度, 值越大说明分权程度越高, 取 $t-1$ 期值
	并购重点行业	$Policy$	如果样本国企处在 2013 年当年及之后, 且属于 2013 年政策中的九大重点行业, 取 1, 否则为 0
	是否发生并购	$MA_{dum}$	如果样本国企在 $t$ 年发生并购, 取 1, 否则为 0
	财政分权收入指标	$FD_{re}$	以收入指标衡量的该省财政分权度, 值越大说明分权程度越高, 取 $t-1$ 期值
控制变量	公司规模	$Size$	总资产的自然对数, 取 $t-1$ 期值, 下同
	资产负债率	$Lev$	资产负债率
	现金流量	$CFO$	经营活动现金净流量与总资产比值
	盈利能力	$ROA$	营业利润和总资产之比
	成长性	$Growth$	销售收入增长率
	持股比例	$Share$	第一大股东持股比例, 以小数表示
	公司年龄	$Age$	以 IPO 为起点计算的公司年龄, 取自然对数
	是否地方国企	$SOE_{local}$	地方国企取 1, 否则为 0

\* 本篇“附录与扩展”内容由论文作者巫岑、罗婷、饶品贵提供, 责任自负。

(续表)

变量类型	变量名	变量符号	变量定义
控制变量	GDP 增长率	<i>GDP_growth</i>	该省 GDP 的增长率 (%)，用于衡量当地经济发展水平
	官员任期	<i>Tenure</i>	省长任期，以月衡量，并取自然对数
	市场化指数	<i>Market</i>	王小鲁等 (2017) 中的“市场化总指数”，2008 年之前以 2008 年指数替代，2014 年之后以 2014 年指数替代
分组变量	移动平均 GDP 增长率	<i>GDP_movavg</i>	地方官员任期内移动平均 GDP 增长率 (%)，该增长率越小，则经济发展压力越大
	财政盈余	<i>Fis_surplus</i>	地方一般预算收入与地方一般预算支出之差与地方一般预算收入之比，如果相比 $t-2$ 期， $t-1$ 期该指标有所下降，说明该省财政压力较大

## (二) 描述性统计

表 A2 Panel A 为全样本 (包括国企样本和非国企样本) 的描述性统计, 包含基准模型 (即文中模型 (1)) 中涉及的变量, 由于文中基准模型仅在国企样本中得到显著的结果, 本文其余检验基于国企样本, 因此 Panel B 列示了国企样本的描述性统计, 仅包含其余检验中新增的变量。Panel A 显示,  $MA_n$  的中位数等于 0, 说明在同一年度连续发生并购并非上市公司常态。Panel B 显示, 在国企样本之中, 异地并购的数量略多于本地并购, 不论以是会计业绩 ( $\Delta ROA$ ) 还是股票业绩 ( $BHAR$ ) 衡量并购绩效, 平均而言都是有损企业价值的。

表 A2 描述性统计

Panel A: 描述性统计 (全样本)								
变量名	<i>N</i>	Mean	St.Dev	Min	p10	Median	p90	Max
<i>MA_n</i>	27997	0.132	0.297	0	0	0	0.693	1.099
<i>FD</i>	27997	0.788	0.074	0.535	0.690	0.787	0.894	0.959
<i>Size</i>	27997	21.850	1.254	19.290	20.410	21.700	23.540	25.710
<i>Lev</i>	27997	0.459	0.208	0.054	0.173	0.463	0.733	0.912
<i>CFO</i>	27997	0.044	0.077	-0.199	-0.046	0.043	0.135	0.261
<i>ROA</i>	27997	0.038	0.063	-0.198	-0.021	0.036	0.109	0.219
<i>Growth</i>	27997	0.231	0.604	-0.634	-0.175	0.128	0.592	4.429
<i>Share</i>	27997	0.363	0.154	0.093	0.177	0.341	0.583	0.750
<i>Age</i>	27997	2.114	0.725	0.000	1.099	2.197	2.944	3.332
<i>SOE_local</i>	27997	0.434	0.496	0	0	0	1	1
<i>GDP_growth</i>	27997	10.160	2.863	-2.500	7.150	9.700	14.450	23.800
<i>Tenure</i>	27997	3.928	0.540	2.398	3.045	4.025	4.663	4.771
Panel B: 描述性统计 (国企样本)								
<i>MA_local</i>	15437	0.012	0.092	0.000	0.000	0.000	0.000	0.693
<i>MA_nonlocal</i>	15437	0.016	0.103	0.000	0.000	0.000	0.000	0.693
<i>Subsidy</i>	11594	0.007	0.018	0.000	0.000	0.001	0.018	0.135
$\Delta ROA$	9875	-0.007	0.064	-0.223	-0.076	-0.007	0.061	0.212
<i>BHAR</i>	994	-0.439	1.068	-3.568	-1.679	-0.432	0.646	3.992

(续表)

变量名	<i>N</i>	Mean	St.Dev	Min	p10	Median	p90	Max
<i>Policy</i>	17211	0.116	0.320	0	0	0	1	1
<i>Funds</i>	17211	0.473	0.499	0	0	0	1	1
<i>MA_dum</i>	17211	0.138	0.345	0	0	0	1	1

注：Panel A 为全样本的描述性统计，包含文中模型（1）涉及的变量；Panel B 为国企样本的描述性统计，包含后续检验涉及的变量。

### （三）包含控制变量系数的基准回归结果

表 A3 财政分权与并购数量的回归结果

	全样本	国企样本	非国企样本	地方国企样本	央企样本
	<i>MA_n</i> (1)	<i>MA_n</i> (2)	<i>MA_n</i> (3)	<i>MA_n</i> (4)	<i>MA_n</i> (5)
<i>FD</i>	0.112 (1.26)	0.185** (1.97)	-0.366 (-1.34)	0.239** (2.00)	-0.002 (-0.01)
Permutation test ( <i>p</i> value)			(0.00)***	(0.04)**	
<i>Size</i>	0.001 (0.33)	0.003 (0.58)	0.004 (0.48)	-0.000 (-0.07)	0.005 (0.59)
<i>Lev</i>	-0.060*** (-3.51)	-0.025 (-1.25)	-0.134*** (-3.95)	-0.058** (-2.33)	0.025 (0.70)
<i>CFO</i>	0.008 (0.29)	-0.032 (-0.98)	0.074 (1.34)	-0.016 (-0.39)	-0.057 (-1.06)
<i>ROA</i>	0.225*** (5.70)	0.226*** (5.18)	0.212*** (2.61)	0.195*** (3.60)	0.302*** (3.98)
<i>Growth</i>	0.006* (1.78)	0.008** (2.39)	-0.002 (-0.28)	0.011** (2.52)	0.001 (0.14)
<i>Share</i>	0.086*** (3.39)	0.054* (1.84)	0.143*** (2.83)	0.084** (2.40)	0.013 (0.23)
<i>Age</i>	-0.016* (-1.85)	-0.006 (-0.51)	-0.028* (-1.82)	0.018 (1.13)	-0.035* (-1.78)
<i>SOE_local</i>	0.021* (1.71)	0.022* (1.69)			
<i>GDP_growth</i>	-0.002 (-1.58)	-0.003* (-1.88)	-0.001 (-0.45)	-0.003* (-1.71)	-0.002 (-0.63)
<i>Tenure</i>	-0.008 (-1.49)	-0.011* (-1.80)	-0.001 (-0.15)	-0.020*** (-2.79)	0.016 (1.44)
<i>Constant</i>	0.067 (0.66)	-0.046 (-0.41)	0.413 (1.54)	-0.016 (-0.11)	-0.005 (-0.02)
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	27997	17211	10786	12163	5048
Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.138	0.113	0.131	0.107	0.126

注：括号内为 *t* 值，基于稳健标准误；\* 表示  $p < 0.1$ ，\*\*表示  $p < 0.05$ ，\*\*\*表示  $p < 0.01$ ；后同。

#### （四）解决内生性问题：基于 2016 年增值税分成改革事件

在我国原本的税收分成体制之下，中央享有增值税的 75%，营业税和其他小税种收入全部归地方。我国在 2016 年 5 月 1 日实施全面“营改增”，这使得原本 100% 归地方的营业税不复存在，而按照之前的分成体制，营改增后增加的增值税又仅有 25% 归地方，这就“大大弱化了专享地方税的收入规模，削弱了地方财政工作的主动性和自主性”<sup>①</sup>。在此背景下，国务院出台了《国务院关于印发全面推开营改增试点后调整中央与地方增值税收入划分过渡方案的通知》（国发〔2016〕26 号），规定在 2016 年 5 月 1 日全面推开营改增试点之后，中央分享增值税的 50%，即地方享有的增值税从改革前的 25% 增加到 50%，其主要目的之一就在于“调动地方发展经济和培植财源的积极性”。可见这一改革不仅具有缓解地方尤其是财政运行困难地区收入压力的作用，还能够稳定地方政府的收入预期，营造主动有为、竞相发展的环境<sup>②</sup>，与财政分权的逻辑一致。2019 年国务院发布《实施更大规模减税降费后调整中央与地方收入划分改革推进方案》（国发〔2019〕21 号），要求保持增值税“五五分享”比例稳定，并明确指出这一政策能够“鼓励地方在经济发展中培育和拓展税源，增强地方财政‘造血’功能”，进一步说明增值税分成改革具有强化财政分权的效应。

增值税分成改革事件同时对所有省份产生外生冲击，但是各个省份受到影响的程度存在差异，使得我们能够设置 DID 模型来研究该事件的影响。具体地，在 2016 年前后，增值税增加越多的省份，意味着因为增值税分成改革而留存的增值税收入增加越多，该省财政分权程度因而提高越多。当然，直接对比增值税收入的绝对值并无意义，我们将一般预算收入作为衡量增值税收入增加幅度的权重，得到各省各年的增值税占比。

各个省份之所以在 2016 年前后会有增值税占比的变化，主要原因是在原有试点行业的基础上，营改增在 2016 年覆盖了全国所有原来缴纳营业税的行业，对于这些在 2016 年新增的营改增行业，在某省的规模越大（即新产生的增值税收入占该省一般预算收入的比例越大），该省受益于增值税分成改革事件的程度也越大。由于各省的产业结构主要是资源禀赋、历史发展和政策调整综合作用的结果，营改增对各省税收的影响是相对外生的<sup>③</sup>，因此通过营改增的后果来识别增值税分成改革事件对各个省份的不同冲击，改革事件的外生性仍然成立。

表 A4 Panel A 为描述性统计，Panel B 为回归结果。回归结果显示，在国企样本之中，增值税分成改革之后企业并购数量显著增加，且仅在地方国企样本之中，增值税分成改革存在显著影响，在央企中不存在显著影响，仍然支持了财政分权与国企并购数量正相关的结论。

---

<sup>①</sup> 财新网，《“十四五”国民收入分配结构优化与税费制度改革的建议》，2021 年 1 月 1 日，<http://cnreform.caixin.com/2021-01-11/101649025.html>。

<sup>②</sup> 国家税务总局，《我国明确调整中央与地方收入划分改革三大举措 财税改革攻坚“最难啃的骨头”》，2019 年 10 月 11 日，<http://www.chinatax.gov.cn/chinatax/n810219/n810780/c5137876/content.html>。

<sup>③</sup> 营改增在试点时更倾向于沿海地区，这可能是内生的选择，但是 2014 年之后已推广到全国（尚未覆盖所有营业税行业），因此这部分的回归样本从 2014 年开始，以避免引入新的内生性问题。

表 A4 处理内生性问题：基于增值税分成改革事件

Panel A 描述性统计								
变量名	<i>N</i>	Mean	St.Dev	Min	p10	Median	p90	Max
<i>ΔVAT</i>	17211	0.366	0.042	0.307	0.324	0.353	0.422	0.600
Panel B 回归结果								
	国企样本		地方国企样本		央企样本			
	<i>MA_n</i>		<i>MA_n</i>		<i>MA_n</i>			
	(1)		(2)		(3)			
<i>Post*ΔVAT</i>	0.131*		0.219***		-0.043			
	(1.95)		(2.78)		(-0.29)			
Permutation test ( <i>p</i> value)					(0.01)**			
<i>Constant</i>	-0.013		-0.002		-0.086			
	(-0.26)		(-0.03)		(-0.88)			
控制变量与固定效应	YES		YES		YES			
<i>N</i>	17211		12163		5048			
Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.180		0.193		0.239			

(五) 针对政府补助的中介效应检验结果

表 A5 列示了针对国企样本的检验结果，第 (2) 列显示，财政分权提高了当地企业收到财政补助的规模，第 (3) 列显示，在控制了财政补助之后，财政分权的系数仍然显著为正，但绝对值小于第 (1) 列。Sobel 检验的 *z* 值在 1% 水平上显著，Bootstrap 检验（重复 1000 次抽样）也支持了中介效应的存在。将国企样本进一步细分为地方国企样本和央企样本，表 A6 的结果显示，在地方国企之中，政府补助的中介效应存在，而在央企样本之中，没有发现显著的中介效应。

表 A5 政府补助的中介效应检验：国企样本

	国企样本	国企样本	国企样本
	<i>MA_n</i>	<i>Subsidy</i>	<i>MA_n</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>FD</i>	0.536*	0.032*	0.524*
	(1.86)	(1.83)	(1.82)
<i>Subsidy</i>			0.394**
			(2.49)
<i>Constant</i>	-0.274	0.004	-0.276
	(-1.18)	(0.27)	(-1.18)
控制变量与固定效应	YES	YES	YES
Sobel 检验		2.59*** (0.01)	
Bootstrap 检验		[0.001, 0.011]	
中介效应占比		6.91 %	
<i>N</i>	11594	11594	11594
Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.023	0.050	0.028

注：由于中介效应模型的限制，在检验中介效应时无法控制公司固定效应，改为控制年度、行业和省份固定效应；后同。

表 A6 政府补助的中介效应检验：地方国企样本和央企样本

	地方国企样本	地方国企样本	地方国企样本	央企样本	央企样本	央企样本
	<i>MA_n</i>	<i>Subsidy</i>	<i>MA_n</i>	<i>MA_n</i>	<i>Subsidy</i>	<i>MA_n</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FD</i>	0.842** (2.33)	0.038* (1.71)	0.830** (2.30)	-0.221 (-0.45)	0.014 (0.45)	-0.228 (-0.47)
<i>Subsidy</i>			0.340* (1.74)			0.551** (2.04)
<i>Constant</i>	-0.438 (-1.51)	-0.009 (-0.46)	-0.435 (-1.50)	0.191 (0.47)	0.026 (1.04)	0.176 (0.44)
控制变量与固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Sobel检验		2.24** (0.02)			1.23 (0.22)	
Bootstrap检验		[0.000, 0.015]			[-0.003, 0.009]	
<i>N</i>	8080	8080	8080	3514	3514	3514
Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.026	0.045	0.026	0.024	0.088	0.025

(六) 针对政府产业基金的中介效应检验结果

表 A7 列示了针对国企样本的检验结果，第（2）列显示，财政分权提高了当地政府设立政府产业基金的概率，第（3）列显示，在控制了政府产业基金设立与否之后，财政分权的系数仍然显著为正，但绝对值小于第（1）列。Sobel 检验的  $z$  值在 1%水平上显著，Bootstrap 检验（重复 1000 次抽样）也支持了中介效应的存在。将国企样本进一步细分为地方国企样本和央企样本，表 A8 的结果显示，在地方国企之中，政府产业基金的中介效应存在，而在央企样本之中，没有发现显著的中介效应。

表 A7 政府产业基金的中介效应检验：国企样本

	国企样本	国企样本	国企样本
	<i>MA_n</i>	<i>Funds</i>	<i>MA_n</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>FD</i>	0.195*** (3.98)	4.144*** (60.26)	0.128** (2.42)
<i>Funds</i>			0.016*** (3.26)
<i>Constant</i>	-0.162*** (-2.85)	-3.778*** (-43.45)	-0.101* (-1.68)
控制变量与固定效应	YES	YES	YES
Sobel检验		3.47*** (0.00)	
Bootstrap检验		[0.028, 0.115]	
中介效应占比		34.53 %	
<i>N</i>	17211	17211	17211
Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.031	0.313	0.032

表 A8 政府产业基金的中介效应检验：地方国企样本和央企样本

	地方国企样本	地方国企样本	地方国企样本	央企样本	央企样本	央企样本
	<i>MA_n</i>	<i>Funds</i>	<i>MA_n</i>	<i>MA_n</i>	<i>Funds</i>	<i>MA_n</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FD</i>	0.222*** (3.71)	4.192*** (51.51)	0.161** (2.49)	0.094 (1.01)	3.989*** (27.65)	0.009 (0.09)
<i>Funds</i>			0.014** (2.38)			0.021** (2.50)
<i>Constant</i>	-0.139** (-1.98)	-3.575*** (-34.20)	-0.087 (-1.18)	-0.169 (-1.63)	-4.123*** (-24.35)	-0.081 (-0.73)
控制变量与固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Sobel检验		2.57** (0.01)			1.54 (0.12)	
Bootstrap检验		[0.015, 0.116]			[-0.005, 0.037]	
<i>N</i>	12163	12163	12163	5048	5048	5048
Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.030	0.317	0.030	0.049	0.294	0.050

## (七) 针对 2013 年并购政策的检验结果

表 A9 的结果显示，在针对国企样本的第（1）列中，交乘项的系数显著为正（系数为 0.219，在 10%水平上显著）。进一步对样本进行分组，第（2）列的结果显示，在地方国企之中，交乘项的系数显著为正（系数为 0.394，在 1%水平上显著），第（3）列的结果显示，在央企之中，交乘项的系数不显著，第（2）、（3）列交乘项的组间系数检验在 10%水平上显著。

表 A9 基于 2013 年并购政策的检验结果

	国企样本	地方国企样本	央企样本
	<i>MA_n</i>	<i>MA_n</i>	<i>MA_n</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Policy</i> × <i>FD</i>	0.219* (2.02)	0.394*** (6.81)	0.003 (0.01)
Permutation test ( <i>p</i> value)			(0.08)*
<i>FD</i>	0.177 (1.60)	0.165 (0.97)	0.015 (0.06)
<i>Constant</i>	-0.081 (-0.38)	-0.004 (-0.02)	-0.211 (-0.51)
控制变量和固定效应	YES	YES	YES
<i>N</i>	17211	12163	5048
Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.152	0.123	0.212

## (八) 针对经济发展压力、财政压力和行业增值税税负的横截面检验

表 A10 第（1）、（2）列为针对经济发展压力的横截面检验，第（3）、（4）列为针对财政压力的横截面检验，第（5）、（6）列为针对行业增值税税负的横截面检验。

表 A10 横截面检验结果

	低发展压力 样本	高发展压力 样本	低财政压力 样本	高财政压力 样本	增值税税负 较小的行业 样本	增值税税负 较大的行业 样本
	<i>MA_n</i>	<i>MA_n</i>	<i>MA_n</i>	<i>MA_n</i>	<i>MA_n</i>	<i>MA_n</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FD</i>	-0.092 (-0.40)	0.283* (1.70)	0.164 (1.17)	0.268* (1.82)	-0.009 (-0.07)	0.429** (2.54)
Permutation test ( <i>p</i> value)	(0.00) ***		(0.10) *		(0.00) ***	
<i>Constant</i>	0.354 (1.51)	0.166 (0.84)	-0.024 (-0.14)	-0.119 (-0.74)	0.195 (1.25)	-0.404* (-1.83)
控制变量与固 定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	8609	8602	8538	8673	10399	6812
Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.113	0.129	0.108	0.131	0.130	0.096

## (九) 针对并购地域性的检验

表 A11 财政分权与并购地域性

	国企样本	地方国企 样本	央企样本	国企样本	地方国企样本	央企样本
	<i>MA_local</i>	<i>MA_local</i>	<i>MA_local</i>	<i>MA_nonlocal</i>	<i>MA_nonlocal</i>	<i>MA_nonlocal</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FD</i>	0.060* (1.70)	0.106** (2.24)	0.007 (0.12)	0.025 (0.61)	0.057 (1.10)	-0.044 (-0.57)
Permutation test ( <i>p</i> value)	(0.05) *					
<i>Constant</i>	0.011 (0.26)	0.004 (0.08)	0.038 (0.55)	0.040 (0.79)	0.014 (0.22)	0.086 (0.90)
控制变量与固 定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	15437	10844	4593	15437	10844	4593
Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.107	0.106	0.123	0.129	0.136	0.153

注：CSMAR 数据库对于标的所在地的披露不全，此表剔除了并购标的缺失的样本，因此样本量小于 17211。

## (十) 其他稳健性检验

表 A12—表 A17 列示了几个主要的稳健性检验结果。

第一，之前的检验均基于企业样本，这里我们进行省级层面的回归检验。此检验一方面能够在省级层面再次验证我们的结果，并排除企业特征因素对结果的干扰，另一方面也帮助我们更好地分析发现的经济意义。具体地，在保留特定类型的企业样本（如地方国企）后，以 *t-1* 期的企业规模为权重，将模型（1）中的企业层面指标在省一年层面取均值（变量名前加上“*Pro\_*”，例如 *MA\_n<sub>t</sub>* 取均值后的变量名为 *Pro\_MA\_n<sub>t</sub>*）；省级指标如财政分



权、GDP 增长率、官员任期保持不变。然后，在省一年层面检验财政分权是否影响该省当年特定类型上市公司并购数量的均值。

表 A12 第 (1) — (5) 列的结果与正文中表 1 一一对应，分别针对所有上市公司样本、国企样本、非国企样本、地方国企样本和央企样本，各列均控制年度和省份固定效应。特别地，在针对国企样本的第 (2) 列中，FD 的系数为 0.388，说明地方财政分权每上升一个标准差 (0.074)，则国企并购数量平均上升 2.87% (0.388×0.074)。表 A12 的结果仍然显示，仅针对当地的国企和地方国企，财政分权显著提高了公司并购数量。

表 A12 财政分权与并购数量的回归结果：基于省级指标

	省-年全样本均值	省-年国企样本	省-年非国企样	省-年地方国企	省-年央企样本
		均值	本均值	样本均值	均值
	<i>Pro_MA_n</i>	<i>Pro_MA_n</i>	<i>Pro_MA_n</i>	<i>Pro_MA_n</i>	<i>Pro_MA_n</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>FD</i>	0.205 (1.23)	0.388** (2.14)	0.066 (0.12)	0.148** (2.01)	-0.141 (-0.43)
<i>Constant</i>	0.425 (1.32)	0.426 (1.43)	-0.241 (-0.47)	0.870*** (2.61)	0.477 (0.71)
控制变量和固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	434	434	414	425	406
Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.417	0.345	0.313	0.156	0.176

注：由于在样本筛选之后，特定类型的企业观测值不一定存在于所有省份和年度之中，表中各列的样本量不完全统一。

第二，将因变量替换为并购数量 (*MA\_number*) 和是否发生并购的虚拟变量 (*MA\_dum*)。当因变量为 *MA\_number* 时，由于 *MA\_number* 是非负整数，本文参考 Adhikari 等 (2019)、Cao 等 (2018)、Haleblian 等 (2017)、Aktas 等 (2016) 等文献的做法，采用负二项回归模型 (negative binomial model)。<sup>①</sup> 当因变量为 *MA\_dum* 时，采用 Logit 回归模型。结果列示于表 A13 第 (1)、(2) 列之中。<sup>②</sup>

第三，上文绝大多数的回归模型控制了年度和公司固定效应，此处改为控制年度、行业和地区固定效应，结果列示于表 A13 第 (3) 列之中。

第四，考虑到地区市场化水平可能同时影响当地的财政分权程度和上市公司的并购行为，我们也在模型中控制了王小鲁等 (2017) 中的“市场化总指数”。该市场化指数只披露了 2008—2014 年份数据，且与之前的樊纲指数存在衔接问题，我们以 2008 年指数替代 2008 年之前的指数，以 2014 年指数替代 2014 年之后的指数。结果列示于表 A13 第 (4) 列之中。

第五，调整支出指标。首先，将解释变量替换为如下不包括缩减因子的 *FD1*，从而和李政和杨思莹 (2018)、刘建民等 (2018)、周业安和章泉 (2008)、赵文哲 (2008)、

<sup>①</sup> 作为一个计数变量，*MA\_number* 符合泊松分布，理论上可以采用泊松回归模型，但是过度分散参数检验 (LR 检验) 在 5% 水平上拒绝“不存在过度分散，应使用泊松回归”的原假设，说明更适宜采用负二项回归模型。此外，Vuong 统计量 *p* 值为 0.50，不宜采用非零膨胀负二项回归。

<sup>②</sup> 由于某些组内因变量不存在变化，或者某些组内仅有一个观测值，在采用控制公司和年度固定效应的负二项回归模型和 Logit 模型时，样本量有所下降，导致第 (1)、(2) 列的样本量小于 17211。

乔宝云等（2005）等文献保持一致。结果列示于表 A13 第（5）列之中。

$$FD1 = \frac{\text{省一般预算支出/省人口}}{\text{中央一般预算支出/全国人口} + \text{省一般预算支出/省人口}}$$

其次，之前计算财政分权指标时，没有考虑预算外财政支出情况，此处参考徐国祥等（2016）的计算思路，改为在计算 2010 年及之前的财政分权指标时补充预算外支出数据，即：

$$FD2 = \frac{\text{省预算总支出/省人口}}{\text{中央预算总支出/全国人口} + \text{省预算总支出/省人口}} \times \left(1 - \frac{\text{省 DP}}{\text{全国 DP}}\right)$$

其中，省预算总支出为省一般预算支出和省预算外支出之和，中央预算总支出为中央一般预算支出和中央预算外支出之和。结果列示于表 A13 第（6）列之中。

表 A13 稳健性检验：改变模型或解释变量

	<i>MA number</i>	<i>MA dum</i>	<i>MA n</i>	<i>MA n</i>	<i>MA n</i>	<i>MA n</i>
	负二项回归	Logit	OLS	OLS	OLS	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FD</i>	1.695*	2.387*	0.235***	0.234**		
	(1.76)	(1.88)	(2.58)	(2.41)		
<i>FD1</i>					0.167**	
					(1.97)	
<i>FD2</i>						0.132*
						(1.75)
<i>Market</i>				0.013**		
				(1.98)		
<i>Constant</i>	-1.602		-0.084	-0.178	-0.037	-0.002
	(-1.49)		(-1.07)	(-1.36)	(-0.34)	(-0.02)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES		YES	YES	YES
Industry FE			YES			
Province FE			YES			
<i>N</i>	13152	13139	17211	17211	17211	17211
Pseudo <i>R</i> <sup>2</sup> /Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>		0.030	0.039	0.113	0.113	0.113

注：括号内为 *t* 值（第（3）—（6）列）或 *z* 值（第（1）、（2）列），基于稳健标准误。

第六，采用收入指标。我们发现有部分文献同时采用支出指标与收入指标，或者以支出指标为主要解释变量，而在稳健性检验中采用收入指标（黄寿峰，2017；吴延兵，2017；贾俊雪等，2011；郭庆旺和贾俊雪，2010；赵文哲，2008）。因此，我们也采用收入指标作为稳健性检验<sup>①</sup>，结果列示于表 A14。

<sup>①</sup> 将文中 *FD* 计算公式中的财政支出替换为财政收入，即得到收入指标。

表 A14 稳健性检验：采用收入指标

	国企样本	地方国企样本	央企样本
	$MA1\_n$ (1)	$MA1\_n$ (2)	$MA1\_n$ (3)
$FD\_re$	0.040* (1.76)	0.051* (1.71)	-0.004 (-0.10)
Permutation test ( $p$ value)			(0.07)*
Constant	0.112 (1.01)	0.173 (1.22)	0.051 (0.25)
控制变量和固定效应	YES	YES	YES
$N$	17211	12163	5048
Adj. $R^2$	0.116	0.110	0.136

第七，改变并购的定义。前文要求并购满足非关联并购、标的控制权转移和交易对价不小于百万元的标准，此处在上述标准上，进一步要求并购标的为股份，即不考虑标的为资产的情况。因为在标的为资产的并购之中，购买土地或者厂房比较常见，而这有可能是企业的正常生产需要。相应地，构建变量  $MA1\_n$ ，等于样本企业在  $t$  年发生的并购数量加 1，再取自然对数，如果没有发生并购，等于 0。相关检验结果列示于表 A15。

表 A15 稳健性检验：改变并购定义

	国企样本	地方国企样本	央企样本
	$MA1\_n$ (1)	$MA1\_n$ (2)	$MA1\_n$ (3)
$FD$	0.243** (2.17)	0.283** (1.99)	0.156 (0.76)
Permutation test ( $p$ value)			(0.09)*
Constant	-0.224* (-1.67)	-0.152 (-0.94)	-0.324 (-1.23)
控制变量和固定效应	YES	YES	YES
$N$	17211	12163	5048
Adj. $R^2$	0.135	0.126	0.150

### 参考文献：

1. 陈仕华、卢昌崇、姜广省、王雅茹：《国企高管政治晋升对企业并购行为的影响——基于企业成长压力理论的实证研究》[J]，《管理世界》2015年第9期，第125—136页。
2. 郭庆旺、贾俊雪：《财政分权、政府组织结构与地方政府支出规模》[J]，《经济研究》2010年第11期，第59—72页。
3. 黄寿峰：《财政分权对中国雾霾影响的研究》[J]，《世界经济》2017年第2期，第127—152页。
4. 贾俊雪、郭庆旺、宁静：《财政分权、政府治理结构与县级财政解困》[J]，《管理世界》2011年第1期，第30—39页。

5. 李政、杨思莹：《财政分权、政府创新偏好与区域创新效率》[J]，《管理世界》2018年第12期，第29—42页。
6. 刘建民、欧阳玲、毛军：《财政分权、经济增长与政府减贫行为》[J]，《中国软科学》2018年第6期，第144—155页。
7. 乔宝云、范剑勇、冯兴元：《中国的财政分权与小学义务教育》[J]，《中国社会科学》2005年第6期，第37—46页。
8. 王小鲁、樊纲、余静文：《中国分省份市场化指数报告（2016）》[M]，社会科学文献出版社，2017年。
9. 吴延兵：《中国式分权下的偏向性投资》[J]，《经济研究》2017年第6期，第137—152页。
10. 徐国祥、龙硕、李波：《中国财政分权度指数的编制及其与增长、均衡的关系研究》[J]，《统计研究》2016年第9期，第36—46页。
11. 赵文哲：《财政分权与前沿技术进步、技术效率关系研究》[J]，《管理世界》2008年第7期，第34—44页。
12. 周业安、章泉：《财政分权、经济增长和波动》[J]，《管理世界》2008年第3期，第6—15页。
13. Adhikari, B. K., Agrawal, A., Malm, J., 2019, “Do Women Managers Keep Firms out of Trouble? Evidence from Corporate Litigation and Policies”[J], *Journal of Accounting and Economics*, Vol.67, No.1: 202-225.
14. Aktas, N., De Bodt, E., Bollaert, H., Roll, R., 2016, “CEO Narcissism and the Takeover Process: From Private Initiation to Deal Completion”[J], *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.51, No.1: 113-137.
15. Cao, S. S., Ma, G., Tucker, J. W., Wan, C., 2018, “Technological Peer Pressure and Product Disclosure”[J], *The Accounting Review*, Vol.93, No.6: 95-126.
16. Haleblan, J. J., Pfarrer, M. D., Kiley, J. T., 2017, “High-reputation Firms and Their Differential Acquisition Behaviors”[J], *Strategic Management Journal*, Vol.38, No.11: 2237-2254.
17. Zhang, N., 2016, “The Effects of Anticipated Future Investments on Firm Value: Evidence from Mergers and Acquisitions”[J], *Review of Accounting Studies*, Vol.21, No.2: 516-558.