



研究报告

(2017 年第 8 期 总第 28 期)

清华大学国家金融研究院

2017 年 5 月 12 日

中国反腐与银行信贷资源分配

货币政策与金融稳定研究中心

李波、王正位、周皓

摘要

尽管当前大部分文章都认为中国反腐运动对中国经济发展存在负面影响，但是我们发现由于存在上述信贷资源再分配的效应，中国的反腐实际上在资本有效配置方面对经济起到了正面刺激作用。本文研究发现，伴随着中国反腐运动的深入，信贷资源逐渐开始从国有企业向民营企业倾斜。这表明对于民营企业而言，反腐所带来的竞争效应要胜过传染效应。从实证结果来看，信贷资源的倾斜在银行贷款（相对于公司债）和短期债务（相对于长期债）方面更加明显，而且信贷资源对民企的覆盖面较反腐之前也更为广泛。

1. 前言

中国近年来的反腐运动引起了学术界广泛的关注。本文通过实证研究得出了一个新的结论，即中国反腐运动对企业融资能力的影响在同行业民企和国企间存在显著不同。在反腐运动中，民营企业的融资能力显著提高。这说明，在高级政府官员接受反腐败调查时，同行业民营企业从国有企业所面临的政治不确定性中获益，这一点与“竞争假说”是一致的。相对应地，当某家国有企业涉及政府官员腐败后，其他同行业国有企业的融资能力相对下降，这反映了公众对同行业其它国有企业被调查的隐忧，这一点与“传染假说”相一致。在反腐运动中，对民营企业的信贷资源的倾斜，与在正常时期银行对于国有企业的偏爱形成了鲜明对比，如图 1 所示。

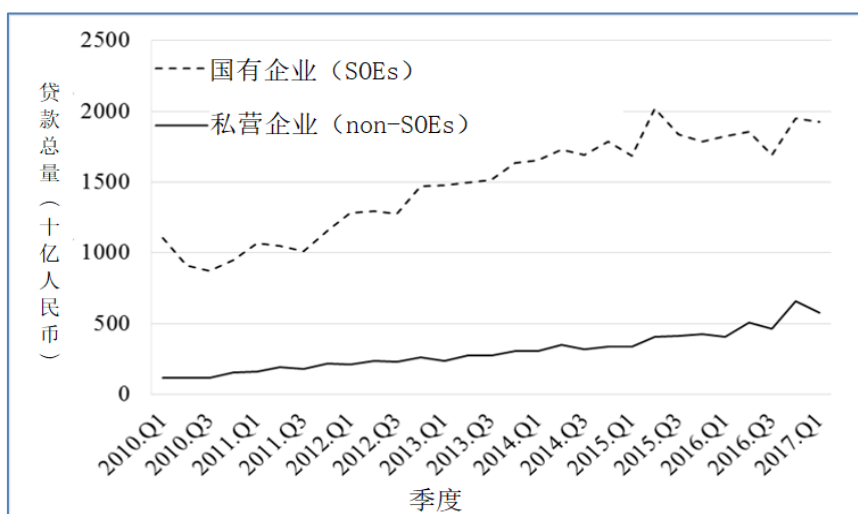


图 1 银行总贷款额（季度流量）



为了确认反腐运动带来的融资能力转移效应，我们利用中央纪律检查委员会(CCDI)网站所公示的反腐调查数据进行了相关研究。自 2012 年以来，政府要求及时向公众披露腐败官员的调查公告，从公开的调查公告可以看到，2015 年被调查的政府官员数量是 2013 年的四倍多。通过相关新闻搜索和文本分析，我们找出了那些与涉腐官员相关联的上市公司，我们认为，反腐可以视为对这些公司融资能力的外生冲击，因此这些调查事件对于研究反腐与企业融资能力之间的关系提供了良好的契机。

我们就反腐调查对同行业企业融资影响的不同方面进行了深入分析。结果发现，尽管同行业国有和民营企业的债券发行都明显相对减少，但是民营企业银行贷款相对大幅增加，而国有企业银行贷款相对减少。从贷款的广度和深度而言，民营企业获得新贷款的可能性显著提升，而国有企业获得的新贷款的可能性则相对下降。就债务期限构成而言，相比于长期债务，这种信贷转移效应对短期债务影响更加显著，更多的短期融资被转移到了民营企业。这些发现意味着，在腐败调查的公告发布之后，银行可能会采取一些措施促进信贷资源的再配置，比



如：(1) 给了民营企业更多的融资机会，使用低成本的银行贷款代替高成本的债券融资，从而降低了民营企业的融资成本；(2) 向此前受融资压抑的民营企业发放新的贷款；(3) 将短期贷款从国有企业转移到民营企业，这些都是对反腐调查带来的高度政治不确定性的反应。

为了进一步验证信贷资源从国企向民企转移的途径，我们利用 2015 年 1 月 30 日对民生银行“一把手”毛晓峰的调查作为金融行业的外部冲击，这个外部冲击提供了一个独特的供给方视角，有利于我们对信贷再分配的渠道进行解释。在毛晓峰接受调查之后，银行显著减少了对国有企业的银行贷款，而更多地转向了民营企业，这意味着银行家们对国有企业面临的政治风险更加敏感。在中国当前的经济体制下，国企的高管和大型银行的领导多数都是由中央或政府任命，从这个角度来说，银行家出于政治风险以及信贷分散的考虑，都有可能重新安排信贷配置。所以，在这种信贷供给机制的作用下，反腐调查有可能会带来信贷的再配置。



为了与现有的文献相比较，我们也利用包括股票市场表现、投资效率以及产品市场份额的变化等视角提供了更多维度的证据。从股票市场反应来看，在反腐调查公告的前后 20 天内，与国有企业相比，同行业民营企业的累积超额回报显著上升。此外，在调查公告的三个季度之后，相比于国有企业，民营企业明显增加了其股权再融资。从投资效率来看，民营企业的资本支出随托宾 Q 值递增，而国有企业的资本支出随托宾 Q 值递减。由于民营企业比国企有更高的托宾 Q 值和资产收益率，因此我们可以认为反腐使得投资效率总体上得到了提高。在产品市场方面，我们发现，同行业国有企业在销售额份额和资产份额上相对下降，而同行业民营企业则实现了相对扩张。这些稳健性检验的结果基本上支持了反腐运动对信贷资源再分配的正面效应。

我们的研究具有一定的政策意义。传统观点认为，中国最近的反腐运动可能对实体经济造成了损害，其原因是它增大了政府官员和商界领袖建立关联的成本，从而使得他们无法开展相关商业活动。然而，我们的发现表明：反腐也存在一个积极



的信贷资源再分配效应，即同行业高效率民企获得了更多的融资，而相对低效的同行业国企获得的融资则相对减少。这种更有效的信贷资源再分配效应极有可能为中国的投资、就业和产出带来更加根本、更为持久的改善，这部分内容将留给未来持续追踪研究。

文献综述

越来越多的文献将中国的反腐运动作为一项自然实验来研究政治不确定性增加带来的影响，不过大部分文献都认为，反腐运动对金融市场产生了负面影响。Liu, Shu, 和 Wei (2017)将2012年3月薄熙来的倒台，作为在中国的一个未预期的政治事件，通过分析其对股票贴现率的影响，来确定政治不确定性对股票价格的负面影响。Ang、Bai 和 Zhou(2016)指出，与反腐败运动相关的政治风险，在定价时转化为了地方政府的更高的城投债利率。Griffin, Liu, 和 Shu (2016)研究认为，反腐运动确实打击了更多的腐败企业，但对改善公司治理的影响比较有限。Morck, Yeung, 和 Zhao (2016)以2012年末出台的八项规定为外生冲击事件，研究了反腐对国有企业(积极)和民营企业(消极)



的不同股票市场影响。与这些研究不同的是，本文选择了信贷资源再配置这样一个新的视角，将反腐调查的外部性引入到行业竞争者的层面，发现反腐调查对同行业民营企业有利，而对国有企业不利。

正如众多文献指出的那样，在正常情况下，中国的国有企业在银行贷款方面享有优惠待遇(参见 Brandt and Zhu, 2001; Boyreau-Debray and Wei, 2005; Song, Storesletten and Zilibotti, 2011; Cong, Gao, Ponticelli and Yang, 2017; 等人的研究)。Megginson, Nash, Randenborgh(1994) , Dewenter 和 Malatesta(2001), Boubakri, Cosset, Guedhami(2005), Liao, Liu, 和 Wang(2014)论述了私有化是怎样提高公司的绩效和促进公司的管理激励措施。本文还涉及了所有权结构是如何影响债务融资成本的相关研究(Lin, Ma, Malatesta 和 Xuan,2011; Borisova, Fotak, Holland and Megginson,2015)。我们的论文强调了，由于银行家在企业资源配置方面的积极作用，反腐运动对于更加高效的同行业民营企业的融资能力提升产生重要影响。

许多以往文献研究了腐败的经济成本，并检验了腐败助长权利寻租活动的渠道(Shleifer and Vishny, 1993; Shleifer and



Vishny, 1994; Mauro, 1995; Fisman, 2001; Fisman and Svensson, 2007; Butler, Fauver, and Mortal, 2009)。然而还有一些研究表明，建立政治关系也可以缓解企业和政治家之间的融资摩擦，这一点在发展中国家尤其明显 (Faccio, 2006; Goldman, Rocholl, and So, 2009; Amore and Bennedson, 2013; Dreher and Gassebner, 2013)。

虽然现有的经验证据对于两者均有实证结果支持，但是我们关于信贷重新分配效应的发现与腐败所衍生的经济代价的论断是一致的。

还有一些相关的文献探讨了不同新兴国家中政治关系与银行融资决策之间的关系。Khwaja 和 Mian(2005)指出，在巴基斯坦，有政治关系的公司（用公司的董事参加选举度量）可以从银行多拿到 45% 的资金，并且违约率会提高 50%。Claessens, Feijen 和 Laeven(2008)指明，在巴西，每次选举后的四年里，有政治关联的公司其银行贷款会随之增加。Leuz 和 Oberholzer-gee(2006)指出，在 Wahid 当选后，和苏哈托相关的公司更有可能发行公开交易的外国证券，以缓解政治不确定性带来的影响。

本文的研究丰富了竞争与传染效应的实证文献。对于企业而言，在反腐运动中它们会受到两种影响：基于传染性假说的



不利影响和基于竞争假说的积极影响。这两种影响哪个的作用更大？这在事前是不确定的。Lang and Stulz(1992)和 Hertz and Officer(2012)的研究证明，破产申请可能会在股价和银行贷款息差方面引发行业特有的传染效应。然而，Lang 和 Stulz(1992)也同时表明，集中度较高的行业的破产申请也可能会导致竞争对手市场份额增加，从而对竞争对手产生积极影响，此时竞争效应占主导地位。Zeume(2016)利用英国《反贿赂法》来研究了看不见的贿赂对行业竞争与公司价值的重要性。Parsons, Sulaeman 和 Titman(2014)调查了公司的不当行为动机是否与物理上临近公司的不当行为有关。我们的研究结果显示，在反腐运动中，生产效率更高的民企受竞争假说的影响更大，而生产效率低的国企则受传染假说的影响更大。

论文的其余部分构成如下。第二节介绍了数据收集和描述性统计，以及相关的制度背景；第三节详细展示了我国的反腐调查对同行业国有企业和民营企业的信贷重新分配效果；第四节探讨了信贷的供给方机制，即通过聚焦于对银行业的外部冲击来研究驱动信贷重新分配的机制；第五节进一步通过在股票



市场的表现、投资效率以及市场份额方面的分析说明了反腐调查对同行业国企和民企的不同影响，并进行了其它的稳健性检验；第六节总结并讨论了政策意义。

2. 数据与描述性统计

在本节中，我们首先介绍了中国反腐败数据的收集工作，并用该数据识别了上市公司的涉腐行业。之后，本文对用到的关键控制变量做了定义，并给出了这些变量的描述性统计。

A. 反腐数据收集

第一阶段，我们从中纪委监察部网站(CCDI)的网站上搜索了2012年至2015年对政府官员的调查公告，收集我们的腐败案件样本。自2012年下半年以来，中国政府要求及时向公众披露腐败相关官员的信息，以提高政府治理的透明度。对于每个腐败案，该网站披露了腐败官员的姓名、被调查前的职务、核心履历、腐败类型和腐败程度(根据货币性和非货币性的寻租行为来衡量)¹。一般而言，高级官员具有更大的政治权利，而地方政府官员的政治权利相对较小，对上市公司的影响更小。因此，

¹ 由于公告可能不包含政府官员的全部履历信息，我们手动搜索官员之前的所有职位，以确定受调查官员的政治网络。



本文只使用了高级官员腐败案件作为研究的腐败样本，而高级官员的定义是指级别在副部级及以上的官员(见 Ding, Fang, Lin, and Shi, 2017)。

为了衡量涉腐官员和上市公司之间的政治关联，我们手动搜索网上相关新闻并判定双方是否存在真实关联。具体地说，我们考虑了五种类型的关系：官员现在企业任职、官员曾在企业任职、官员和企业存在商业关系、官员与企业高管存在亲朋关系、以及商业贿赂。前三种政治关联是根据社会关系相关文献(Fracassi and Tate, 2012)²而定的，而后两种政治关联是根据中国腐败环境下特有的现象增列的。

在第二阶段，本文进一步搜索涉腐官员和上市公司之间的联系。具体来说，我们构建了一个“涉腐官员”+“所有上市公司”的搜索词库，进而使用百度新闻搜索，逐个搜索词库中所有关联词语，并记录搜索结果³。然后我们根据一个预设的词典对搜索结果进行文本分析，以确认两者之间确实存在关联。搜索工

² 但是这里没包含师生关系，研究表明，中国师生关系并不像在前人文献所说的那么有效(Griffin, Liu, and Shu, 2016)。

³ 我们也使用谷歌进行相关搜索，结论较为稳健。



作具体由本文作者和四名助研组成的研究小组完成。在正式进行文本分析之前，本文随机抽取 100 个新闻报道进行实验预判——即：对每个新闻报道，两个小组成员独立评估与之相关的关键词，如果关键词的一致程度超过 90%，则将该关键词放入本文的关键词词典。在通过文本分析完成政治关联判定之后，我们让两个独立的小组对存在政治关联的结果进行人工分析，以确保机器文本分析的可靠性。通过这种搜索方法，我们一共获得 78 个涉腐关联关系，涉及 61 家上市公司。

由于我们的论文关注的是反腐公告对同行业企业融资能力的影响，因此同一个行业多次涉腐，本文只保留该行业第一次涉腐的时间，据此，我们最终的数据涉及 31 个行业。为了确定涉腐企业的同行业企业，本文使用 Wind 三级行业代码进行分类。最后，我们将行业分类样本与国泰安中公司财务数据进行关联。排除数据缺失的样本，我们最终获得涉腐企业的 1560 家公司样本。

B. 变量定义



本文使用从 2012 年第四季度至 2017 年第一季度统计的总债务存量、银行贷款流量、公司债券发行量、短期债务存量、长期债务存量来衡量同行业企业的融资能力⁴。具体定义为：

总债务存量（对数）= $\log(1+\text{短期债务存量}+\text{长期债务存量})$ ；

短期债务存量（对数）= $\log(1+\text{短期债务存量})$ ；

长期债务存量（对数）= $\log(1+\text{长期债务存量})$ ；

银行贷款流量（对数）= $(1+\text{银行贷款流量})$ ；

债券发行流量（对数）= $(1+\text{债券发行流量})$ ；

资本支出比率=第 t 个季度在产业、厂房和设备上投资总额除以第 $t-1$ 个季度的总资产账面价值；

销售市场份额(百分比)=公司的销售额同行业中的所有公司的总销售额；

资产市场份额(百分比)=公司的总资产除以同行业中的所有公司的资产总额之和。

⁴ 从 2012 年到 2015 年，我们从中央纪律检查网站(CCDI)的网站上寻找针对政府官员的调查。我们选择 2015 年第一季度作为调查的最后一段时间，因为这一过程需要两年的时间以确定反腐运动对融资能力变量的经济影响。



在本文的回归中，我们也对之前研究中的相关变量进行控制，包括：国有企业（虚拟变量），即若一家公司的最终控制人是中央或地方国资委取为 1 否则为零（参见 Wang, Wong, and Xia, 2008）；企业特征包括公司规模（以百万元为单位记总资产的对数）、账面杠杆率（总负债比总资产）；我们使用托宾 Q 值来衡量增长机会（托宾 Q 值定义为资产市值与账面值的比值），用资产收益率衡量盈利能力；用市场赫芬达尔指数（HHI）来衡量行业集中度（定义为同行业所有公司的销售份额的平方和）。

C. 样本概述

表 1 总结了 2012 年第四季度到 2015 年第一季度关于涉腐官员调查案件、涉腐行业和涉腐行业公司的统计结果⁵。表 1 中显示的是按照年份和季度排列的涉腐案件数，从数据来看，32% 的调查案件发生在 2012-2013 年初，而其余 68% 集中在 2014 年至 2015 年。该数据趋势反映了随时间推移而日趋愈加严厉的反

⁵ 我们从 2012 年第四季度开始的进行新闻搜索，因为这段时期往往在文献中被记载为反腐运动的起点。Lin, Morck, Yeung, and Zhao (2016) 通过研究 2012 年 12 月 4 日启动的八项规定，来研究反腐运动对国有企业和民营企业的异质性影响。



腐调查，说明了党和国家关于反腐运动的坚决性与持久性，这可能对企业产生深远影响⁶。表 1 同时显示了各个涉腐行业的同行业公司数量。由于行业可能不止一次涉腐，为了避免行业的重复计算，因此本文仅保留了第一次涉腐时间。

表 1 反腐调查案件的分布情况

年份-季度	腐败案件数	涉及行业数	同行业公司数
2012-4	1	3	201
2013-1	1	0	0
2013-2	6	8	520
2013-3	6	0	0
2013-4	11	2	65
2014-1	4	0	0
2014-2	14	9	447
2014-3	15	2	51
2014-4	9	5	216
2015-1	11	2	60
总数	78	31	1560

表 2 的子表 1 展示了 2012 年第四季度到 2017 年第一季度各变量的描述性统计。为了排除异常值对我们结论的影响，我们将所有变量做了 1%到 99%之间的缩尾处理。从数据可以看到，我们样本中国有上市公司样本比例为 50.5%，该比例较为均衡，说明我们的样本对于研究国企和民企都具有代表性。表 2 的

⁶ 这与英国《金融时报》在 2017 年 1 月 25 日的报道一致，即从 2012 年到 2015 年，涉腐案件的数量几乎翻了一番，但在 2016 年下降了 16%。



Panel B 展示了国企和民企之间的统计数据的差异性，从数据可以看出，国有企业的规模更大、杠杆率更高、成长性更低、资产收益率也更低。

表 2 样本描述性统计

子表 1: 描述性统计

变量	样本数	均值	25 分位点	中值	75 分位点	标准差
国企	37474	0.505	0.000	1.000	1.000	0.500
资产收益率	37474	0.009	0.001	0.007	0.016	0.019
规模 (总资产对数)	37474	22.037	21.129	21.896	22.808	1.309
托宾 Q	37474	2.753	1.408	2.026	3.161	2.344
杠杆率	37474	0.467	0.287	0.466	0.640	0.228
赫芬达尔指数	37474	0.088	0.038	0.068	0.104	0.080
总负债存量 (对数)	37474	18.114	18.261	20.166	21.487	6.547
短期负债存量 (对数)	37474	16.079	17.111	19.450	20.635	7.874
长期负债存量 (对数)	37474	12.827	0.000	17.957	20.290	9.445
银行贷款流量 (对数)	37474	14.212	0.000	18.469	19.914	8.554
债券发行流量 (对数)	37474	0.860	0.000	0.000	0.000	4.107
销售额市场占有率 (%)	37474	1.874	0.144	0.449	1.499	4.954
资产市场占有率 (%)	37474	1.862	0.208	0.543	1.692	4.233

表 2 (续)

子表 2: 国有企业和非国有企业的描述性统计比较与检验

变量	样本量	国有企业					民营企业					差异值		
		均值	25 分位	中值	75 分位	标准差	样本量	均值	25 分位	中值	75 分位	标准差	T 检验	显著
资产收益率	18908	0.007	0.000	0.006	0.014	0.019	18566	0.010	0.002	0.009	0.018	0.020	-18.245	***
规模 (总资产对数)	18908	22.482	21.571	22.328	23.369	1.353	18566	21.584	20.870	21.512	22.233	1.090	70.647	***
托宾 Q	18908	2.222	1.224	1.661	2.490	1.830	18566	3.293	1.719	2.478	3.767	2.664	-45.430	***
杠杆率	18908	0.533	0.376	0.549	0.694	0.215	18566	0.399	0.221	0.384	0.551	0.221	59.575	***
赫芬达尔指数	18908	0.096	0.038	0.072	0.110	0.088	18566	0.080	0.036	0.066	0.097	0.070	19.553	***
总负债存量 (对数)	18908	19.344	19.199	20.797	22.135	5.742	18566	16.862	17.217	19.579	20.732	7.059	37.360	***
短期负债存量 (对数)	18908	17.087	18.005	19.891	21.135	7.448	18566	15.053	15.924	18.980	20.160	8.159	25.208	***
长期负债存量 (对数)	18908	15.179	13.390	19.241	21.202	8.826	18566	10.432	0.000	15.761	19.163	9.453	50.258	***
银行贷款流量 (对数)	18908	15.362	16.285	18.996	20.445	8.206	18566	13.041	0.000	17.959	19.379	8.740	26.506	***
债券发行流量 (对数)	18908	1.066	0.000	0.000	0.000	4.572	18566	0.651	0.000	0.000	0.000	3.559	9.799	***
销售额市场占有率 (%)	18908	2.373	0.197	0.601	2.025	5.289	18566	1.366	0.107	0.336	1.034	4.532	19.780	***
资产市场占有率 (%)	18908	2.337	0.259	0.712	2.072	4.821	18566	1.378	0.165	0.424	1.285	3.469	22.060	***



3. 反腐调查与信贷资源再分配

在这一节中，我们首先研究了反腐对同行业国企和民企的融资能力的传染效应和竞争效应的检验假设。然后，通过严谨的实证设计，并且从多个指标提供了反腐促进信贷资源再分配的直接证据，例如总负债与总负债的变化、银行信贷的供给与公司债的发行、短期债务与长期债的变化等。

A. 假说与研究方法

大量文献表明，反腐对同行业企业的价值可能产生截然不同的影响。一方面，由于政治关系的丧失，反腐事件有可能会向公众传达涉腐公司和整个行业的利空消息——例如，同行业公司同样可能存在类似的关联关系，因此反腐有可能带来负的外部性，并减低同行业公司的价值，这种消极影响被称为“传染效应”。另一方面，反腐事件也可能会向未涉腐的同行业公司传达利好消息，此外，反腐作为一种外部监控手段，还有可能会促进相关公司的合规性关联以及公司治理水平，进一步提升同行业企业的价值——这种积极意义被称为“竞争效应”。



本文通过检验同行业公司反腐事件前后融资能力的变化情况，对传染效应与竞争效应进行相关实证研究。考虑到可能存在的内生性问题，我们没有简单地进行的截面比较。比如涉腐行业和未涉腐行业在本质上可能是不同的，为了应对这一实证挑战，我们把 31 个行业首次涉腐作为一个自然实验，来评估政治关系的丧失带来的影响。

具体来说，我们的实证设计本质上是一种三重差分方法，其中双重差分的部分衡量了涉腐前后涉腐行业相对于当期未涉腐行业公司其融资能力的差异（在这里，同期未涉腐行业的公司自然作为了对照组），而第三重查分则是在双重查分的基础上考察了国有企业与民营企业竞争对手之间融资能力的变化。我们的回归模型具体描述如下：

$$\begin{aligned} \text{因变量}_{i,t+1} = & \beta_1 \text{行业涉腐当季}_{i,t} + \beta_2 \text{行业涉腐当季}_{i,t} * \text{国企}_{i,t} + \\ & \beta_3 \text{行业涉腐后}_{i,t} + \beta_4 \text{行业涉腐后}_{i,t} * \text{国有}_{i,t} + \beta_5 \text{国企}_{i,t} + \text{控制变量}_{i,t} + \\ & \text{公司固定效应}_i + \text{行业固定效应} + \text{季度固定效应} + \text{残差}_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

其中 *行业涉腐当季度* 是一种虚拟变量，当调查发生在 *t* 季度时取 1，其他情况取 0。*行业涉腐后*（反腐调查事后）是一个虚拟变量，在调查发生之后所有季度取 1，在调查发生之前和发



生当月取 0。 $国有_{i,t}$ （国有企业虚拟变量）¹是一个虚拟变量，对于所有在 t 季度被分类为国有企业的公司取值为 1，民营企业取值为 0。 $行业涉腐当季度$ 和 $行业涉腐后$ 两个指标的衡量了之前所讨论的双重差分效应。对于每一个在 t 季度发生的反腐事件，实验组由在 t 季度涉腐行业的企业构成，而对照组则由未涉腐行业的企业构成。样本包括了 31 个被调查的行业， $行业涉腐后$ 的系数 β_3 衡量了对于民营企业的双重差分效应；交叉项 $行业涉腐后_{i,t} * 国有_{i,t}$ 的系数 β_4 确定了国有和民营企业之间的三重差分效应。因此 $\beta_3 + \beta_4$ （双系数和）可以视作对于国有企业的双重差分效应。

模型（1）中核心因变量包括第 $t+1$ 季度的总债务存量、银行贷款流量、公司债券发行流量、新贷款覆盖广度（获得新贷款的概率）、贷款覆盖深度（已有贷款的企业获得贷款的额度）、短期债务、长期债务等指标。

B. 反腐对企业总负债能力的影响

¹ 值得注意的是，虚拟变量 SOE 有一个下标 t ，是因为有五家公司由于股份私有化计划等原因企业类型发生了变化。



图 2 刻画了同行业企业总债务存量在事件前后三个季度的变化情况，其中季度 0 表示涉腐的当季度。图 2 中两条线分别刻画的是民营企业(实线)和国有企业(虚线)的变化，从中可以看到，民营企业在事件窗口期的企业融资能力明显提高。具体来说，同行业民企非总负债从【-3,3】季度的平均对数变化值为 0.807，并且在 1%的统计水平下显著；相比之下，在事件发生前后，同行业国企的总负债存量总体来说是持平的，从-3 季度到+ 3 季度的平均变化仅为 0.303，而且在 10%的统计水平下不显著²。此外，同行业民企和国企的总债务平均变化差异为 0.503，在 5%的统计水平下显著(p 值= 0.021)。

² 这个结果与以[-4,4]作为窗口期得出的结果较为类似。然而，以[-8,8]作为窗口期的效果较为不精确，这是因为调查事件集中发生在 2012 - 2015 年，并且我们将 2017 年第一季度作为截止时间。

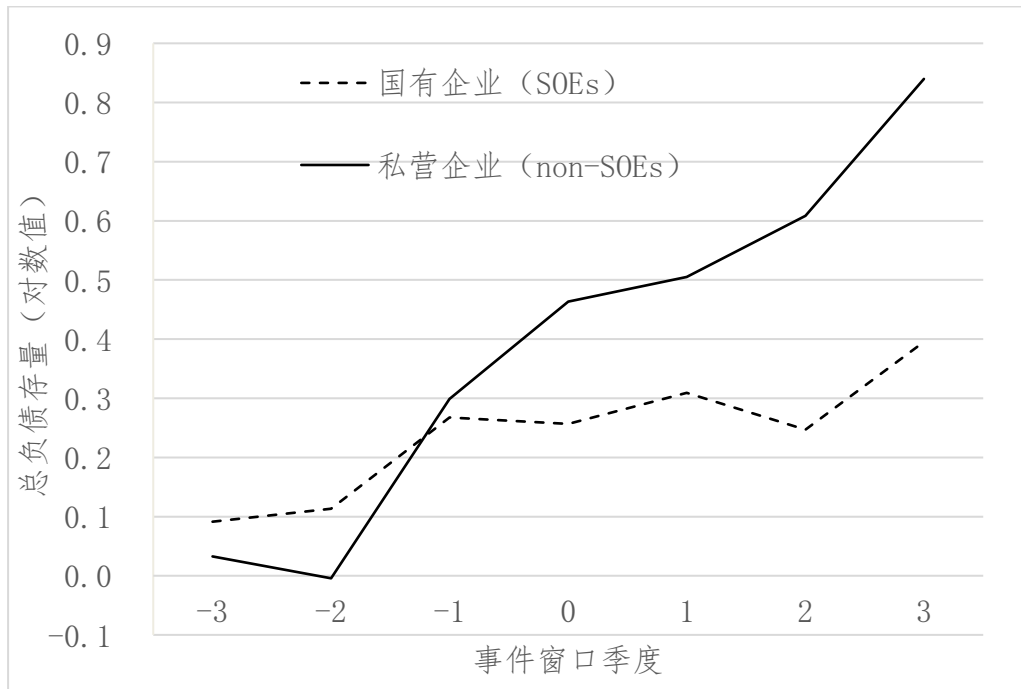


图 2 同行业企业总债务存量变化图

表 3 显示了三重差分框架下的回归结果。为了控制公司特有的且不随时间变化的遗漏变量对我们模型产生的影响，我们引入了公司的固定效应；此外，我们还引入季度固定效应，以排除其他宏观经济事件可能对我们的结果带来的影响。表 3 中的因变量是总债务存量，第（1）列为控制了控制变量但未控制各个固定效应的结果，第（2）列同时控制了季度固定效应，第（3）列同时控制了季度固定效应和行业固定效应，最后为了排除不随时间变化的遗漏变量所带来的影响，我们进一步在第（4）列中控制了公司固定效应和季度固定效应。



表 3 反腐调查对未偿还债务总额的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
			总负债存量 (对数)	
行业涉腐当季	0.481** (2.435)	0.351* (1.677)	0.363* (1.750)	0.260* (1.756)
行业涉腐当季*国有	-0.444 (-1.605)	-0.407 (-1.469)	-0.371 (-1.366)	-0.281 (-1.450)
行业涉腐后	0.916*** (11.437)	0.463*** (3.647)	0.522*** (3.782)	0.308*** (3.100)
行业涉腐后*国有	-0.963*** (-8.845)	-0.962*** (-8.840)	-0.921*** (-8.605)	-0.593*** (-7.380)
国有	-0.189** (-2.322)	-0.192** (-2.357)	-0.209*** (-2.577)	-0.225 (-1.406)
资产收益率	-15.065*** (-10.180)	-14.548*** (-9.770)	-11.697*** (-7.927)	-5.095*** (-4.308)
规模	1.445*** (51.038)	1.411*** (48.947)	1.464*** (50.436)	2.206*** (37.425)
托宾 Q	-0.422*** (-30.329)	-0.454*** (-31.493)	-0.427*** (-29.250)	-0.041*** (-2.635)
杠杆率	10.523*** (76.443)	10.610*** (76.490)	10.980*** (76.426)	8.520*** (43.532)
赫芬达尔指数	-3.640*** (-10.870)	-3.708*** (-11.072)	-2.882** (-2.386)	-3.510*** (-4.077)
季度固定效应	否	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	否
公司固定效应	否	否	否	是
观测数	37,474	37,474	37,474	37,474
R 方	0.384	0.386	0.412	0.141

从表中可以看到，在每一列中，变量“行业涉腐后”的系数均为正数且在 1% 的水平上显著，这表明在行业涉腐调查之后，民企的债务总额会增加。从规模上来看，在第（4）列中控制了公司固定效应和季度固定效应的情况下，相对于控制组而言（即：同期未涉腐的行业），涉腐行业的民企在涉腐之后其总



债务存量相对增长了 31%。该结果表明，对于民企而言反腐带来的竞争效应战胜了传染效应。与发达经济体的融资相关研究相比，中国民营企业的债务总额增加幅度可能较大，这反映出在反腐运动之前民营企业在中国信贷市场融资时受到很大程度的抑制。

行业涉腐后与国有企业的交叉项系数显示，在受到涉腐官员冲击影响之后，同行业国企和民企有着不同的反应：首先，由于所有交互项系数都为负，且在 1% 水平下显著，表明在反腐运动后，涉腐行业的国企总负债增加程度比民企要少；其次，国企受到的平均影响可以由第（4）列两个系数的总和计算（ $0.308 - 0.593 = -0.258$ ），该结果说明，在其他条件一致的情况下，相对于控制组而言（即：同期未涉腐的行业），涉腐行业的国企在涉腐之后其总债务存量相对减少了 26%。因此，涉腐行业国有企业融资能力的显著下降现象表明传染效应战胜了竞争效应。

同行业国企的债务融资能力的下降趋势与 Wang, Wang, Wang, and Zhou (2016) 的发现相一致，即影子银行(主要服务于



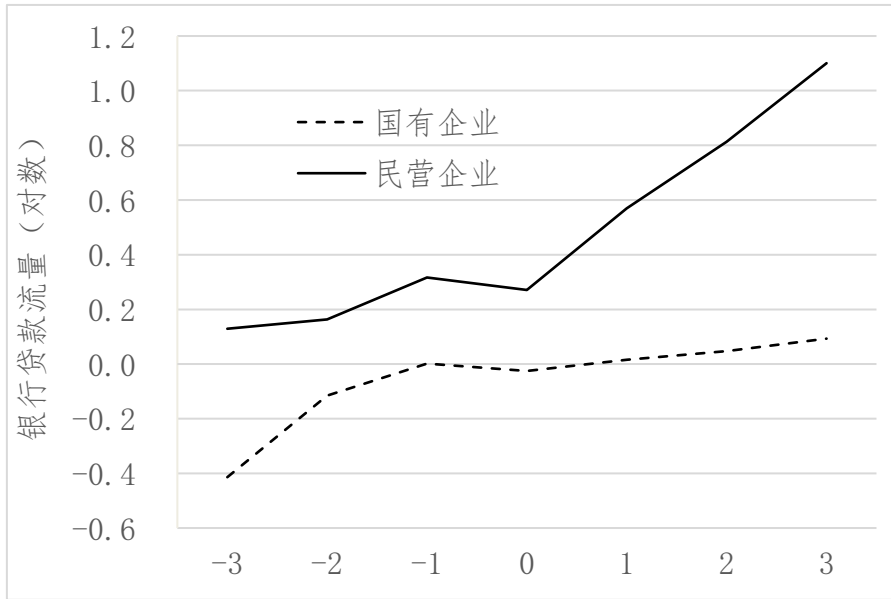
民营企业)的兴起与传统银行(主要为国有企业服务)的衰退有关——社会融资总额中的银行贷款份额从 2002 年的 91.9% 降至 2013 年的 51.3%。

C. 反腐对于银行贷款和公司债券融资能力的影响

基于中国企业对银行间接融资的相对依赖，我们进一步研究了反腐调查对银行贷款与公司债券的融资能力的不同影响。通过比较这两种融资流量的变化，有助于我们了解银行和债券投资者对反腐运动的不同反应。图 3 的子图 1 分别展示了同行业国企和民企取得银行贷款能力的变化。我们观可以看到，自涉腐事件开始（季度 0），民营企业的银行贷款的大幅上升。民企和国企在 **【-3,3】** 窗口期中银行贷款流量差值平均为 0.971，这个结果在 1% 水平上显著；但是在子图 2 中，无论是同行业国企还是民企，其债券的发行量都相对减少。该结果初步显示：在反腐运动中，同行业民营企业可能会调整资本结构并且以低成本的银行贷款替代高成本的公司债券。



(子图 1: 同行业国企和民企取得银行贷款能力的变化)



(子图 2: 同行业国企和民企取得债权融资能力的变化)

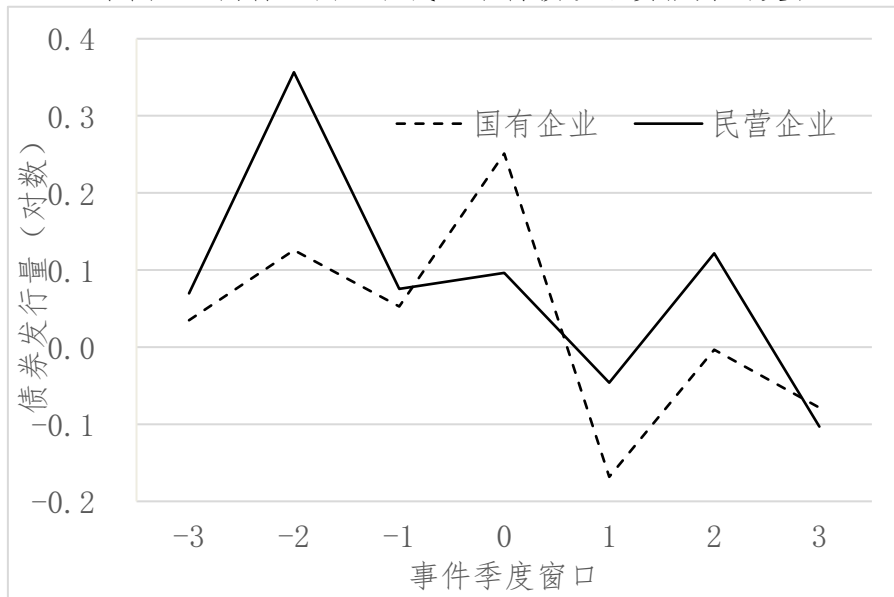


图 3 同行业国企和民企银行借款与债券融资情况

表 4 显示三重差分框架中的回归结果。列 (1) - (4) 因变量是银行新增贷款, 列 (5) - (8) 的因变量是从公司债券发行额。列 (1) - (4) 中行业涉腐后的系数均为正, 该系数表明在行业涉腐后同行业民企的银行贷款有显著增加。从增长规模来



说，在（4）中控制公司固定效应和季度固定效应的情况下，相对于控制组而言（即：同期未涉腐的行业），涉腐行业的民企在涉腐之后其银行新增贷款相对增长了 46%。相反，行业涉腐后与国有企业的交叉项系数为负，这意味着涉腐后同行业国企的银行融资增长比民企慢。国企受到的平均影响通过系数加总可以看到：在其他条件一致的情况下，相对于控制组而言（即：同期未涉腐的行业），涉腐行业的国企在涉腐之后其银行新增贷款相对减少了 25% ($0.457 - 0.705 = -0.248$)。换句话说，这也表明对于同行业国有企业来说，消极的传染效应战胜了积极的竞争效应。其中一种可能的解释是：在反腐败调查之后，由于之前的权力寻租活动可能会被更容易发现，银行家们可能会对国有企业面临的未来政治风险变得更加敏感，为了降低未来遭受反腐调查的风险，银行可能更倾向于将贷款转向民营企业。

列（5）-（8）从公司债券发行角度反腐调查对融资能力的影响。不同于银行贷款的调查结果，该回归估计表明，反腐调查之后，同行业国企和民企的差异并不显著，但是行业涉腐



后显著为负，这说明国企和民企其公司债发行都相对减少。综上所述，从不同的融资途径来看，同行业国企的银行贷款和公司债券的发行量都在减少，与表 3 所示的债务总额的减少是一致的。

表 4 反腐调查对银行贷款和债券发行的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	银行贷款流量 (对数)				债券发行流量 (对数)			
行业涉腐当季	0.112 (0.410)	-0.036 (-0.123)	0.073 (0.254)	-0.028 (-0.120)	-0.222 (-1.455)	-0.151 (-0.937)	-0.287* (-1.765)	-0.290* (-1.897)
行业涉腐当季*国有	-0.175 (-0.458)	-0.126 (-0.329)	-0.086 (-0.229)	-0.045 (-0.149)	0.244 (1.144)	0.235 (1.105)	0.240 (1.128)	0.257 (1.287)
行业涉腐后	0.685*** (6.177)	0.413** (2.349)	0.741*** (3.890)	0.457*** (2.931)	-0.228*** (-3.692)	-0.284*** (-2.902)	-0.510*** (-4.723)	-0.502*** (-4.903)
行业涉腐后*国有	-1.172*** (-7.774)	-1.185*** (-7.875)	-1.139*** (-7.709)	-0.705*** (-5.580)	0.107 (1.274)	0.118 (1.406)	0.109 (1.305)	0.102 (1.229)
国有	-0.880*** (-7.816)	-0.886*** (-7.880)	-0.766*** (-6.831)	-0.040 (-0.158)	-0.454*** (-7.251)	-0.456*** (-7.285)	-0.428*** (-6.732)	-0.217 (-1.317)
其它控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
季度固定效应	否	是	是	是	否	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	否	否	否	是	否
公司固定效应	否	否	否	是	否	否	否	是
观测数	37,474	37,474	37,474	37,474	37,474	37,474	37,474	37,474
R 方	0.309	0.312	0.343	0.068	0.072	0.077	0.083	0.017



D. 反腐对贷款广度和深度的影响

Brandt and Zhu (2001) 的研究证实了一直以来中国的信贷抑制现象，即银行对享有隐性政府担保的国有企业进行低成本的信贷配给，而民营企业的银行融资渠道受到抑制。在这种情况下，研究反腐调查是否会提高民营企业的贷款融资能力对于我们具有重要的现实意义。

我们首先从银行贷款的覆盖广度进行分析。表 5 的回归显示了同行业企业在行业涉腐后获得新贷款的概率。从中可以看到，在所有列中行业涉腐后都显著为正，这表明在行业涉腐之后，同行业民企更容易获得银行贷款。然而，行业涉腐后与国有的交叉项系数显著为负，这说明同行业国企相比同行业民企获得贷款的可能性降低 22% 左右。国企受到的平均影响经过简单计算可以看到，行业涉腐后 + 行业涉腐后 * 国有均为负值，这说明表明反腐运动带来的融资能力提升主要集中于民营企业。



表 5 反腐调查对获得银行贷款可能性的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	获得新贷款概率			
行业涉腐当季	0.004 (0.072)	-0.031 (-0.524)	-0.006 (-0.104)	-0.041 (-0.567)
行业涉腐当季*国有	-0.030 (-0.367)	-0.022 (-0.270)	-0.011 (-0.133)	0.021 (0.214)
行业涉腐后	0.106*** (4.681)	0.066* (1.771)	0.137*** (3.267)	0.121** (2.425)
行业涉腐后*国有	-0.221*** (-6.885)	-0.224*** (-6.957)	-0.223*** (-6.789)	-0.207*** (-5.042)
国有	-0.157*** (-6.710)	-0.159*** (-6.799)	-0.130*** (-5.356)	-0.089 (-1.629)
资产收益率	-4.060*** (-9.891)	-3.937*** (-9.497)	-3.329*** (-7.809)	-2.548*** (-4.751)
规模	0.298*** (31.986)	0.295*** (30.865)	0.329*** (32.609)	0.534*** (23.003)
托宾 Q	-0.093*** (-24.094)	-0.099*** (-24.499)	-0.099*** (-22.889)	-0.023*** (-3.408)
杠杆率	1.888*** (47.989)	1.902*** (47.809)	2.079*** (48.364)	1.893*** (23.264)
赫芬达尔指数	-1.298*** (-13.062)	-1.314*** (-13.190)	0.245 (0.678)	-0.953*** (-3.145)
季度固定效应	否	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	否
公司固定效应	否	否	否	是
观测数	37,474	37,474	37,474	37,474

表 6 显示了在涉腐之后同行业公司获得贷款力度的回归结果，基于有银行新增贷款的样本。除了样本量更小之外，该实证假设与表 4 基本一致。从实证结果可以看到，尽管显著程度有所下降，但是所有行业涉腐后*国有系数均为负值，这意味着即使企业成功获得银行借款，在涉腐之后国有企业获得的银行贷款额比民营企业的要少。



表 6 反腐调查对获得银行贷款力度的影响

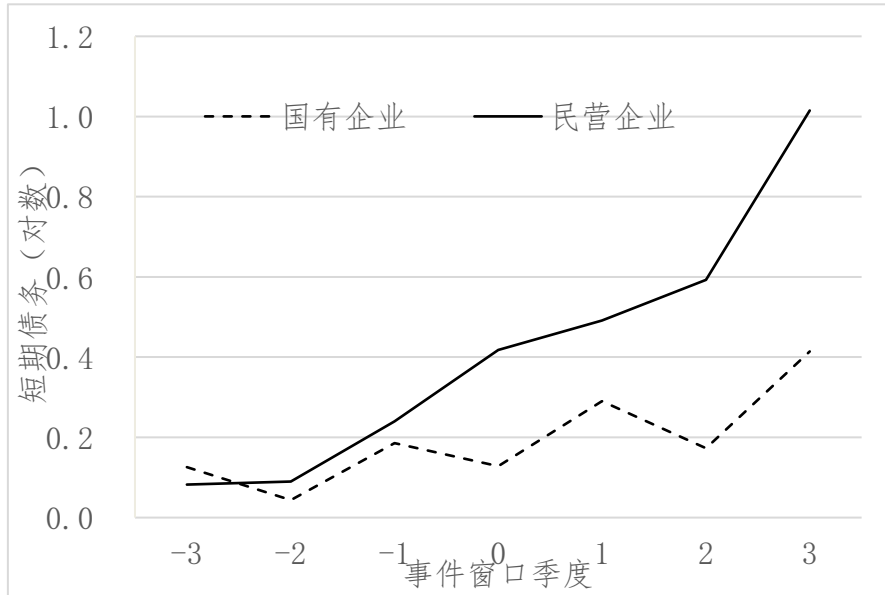
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	银行贷款流量 (对数)			
行业涉腐当季	-0.296 (-1.163)	-0.424 (-1.577)	-0.328 (-1.219)	-0.377 (-1.548)
行业涉腐当季*国有	0.311 (0.900)	0.376 (1.089)	0.356 (1.043)	0.420 (1.355)
行业涉腐后	-0.185* (-1.776)	-0.174 (-1.082)	0.053 (0.299)	0.074 (0.458)
行业涉腐后*国有	-0.177 (-1.293)	-0.185 (-1.354)	-0.225* (-1.649)	-0.280** (-2.119)
国有	-0.707*** (-6.809)	-0.716*** (-6.908)	-0.673*** (-6.436)	-0.322 (-1.138)
资产收益率	-8.704*** (-4.231)	-7.691*** (-3.716)	-5.161** (-2.483)	-9.238*** (-4.339)
规模	1.341*** (37.841)	1.335*** (37.114)	1.379*** (37.435)	1.609*** (15.162)
托宾 Q	-0.333*** (-13.960)	-0.354*** (-14.143)	-0.382*** (-14.877)	-0.079** (-2.361)
杠杆率	5.533*** (27.762)	5.513*** (27.529)	6.321*** (30.174)	5.351*** (14.981)
赫芬达尔指数	-2.117*** (-5.161)	-2.098*** (-5.119)	3.486** (2.246)	2.438* (1.717)
季度固定效应	否	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	否
公司固定效应	否	否	否	是
观测数	27,708	27,708	27,708	27,708
R 方	0.173	0.178	0.194	0.031

E. 反腐调查对于长期债务和短期债务的影响

我们进一步研究了反腐调查对融资期限选择的不同影响，并重点关注短期和长期负债的存量。以往债务期限有关文献显示，短期负债比长期负债的融资成本要低，而且公司不同期限的选择可以反映其融资能力。图 4 的子图 1 显示了在【-3,3】期

间短期负债存量的变化，可以看到，与国企相比民企的短期债务能力融资显著增加。子图 2 显示，民营企业和国有企业在长期债务存量上的差额在统计上是不显著的。

(子图 1: 同行业国企和民企短期债务的变化)



(子图 2: 同行业国企和民企长期债务的变化)

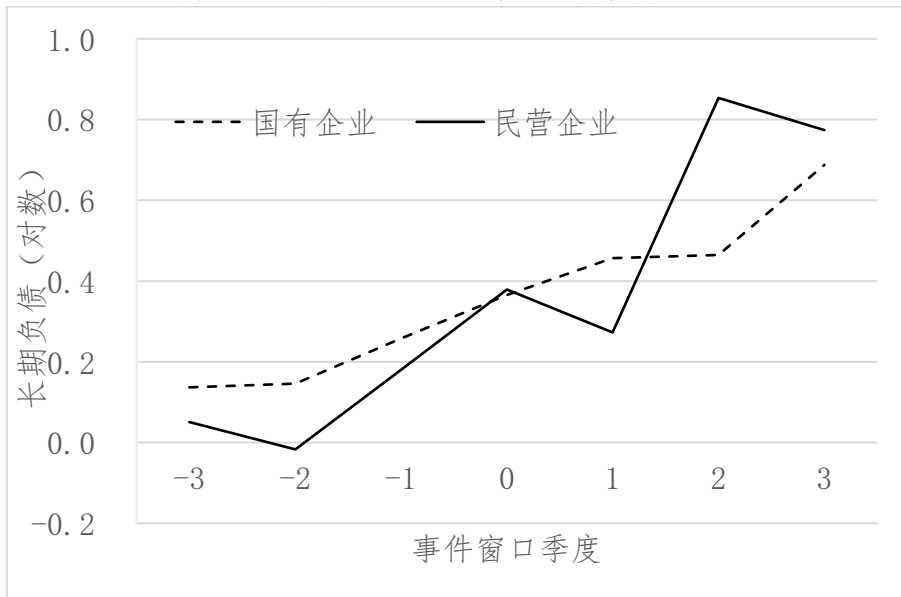


图 4 反腐调查对于长期债务和短期债务的影响



表 7 分别显示了对于短期和长期债务存量的回归结果。第 (1) - (4) 列显示变量 *行业涉腐后* 系数为正，表明在事件发生后同行业民企的短期债务存量显著增加，如列 (4) 所示，相对于同期未涉腐的行业，涉腐行业的民企在涉腐之后其短期债务存量相对增长了 37%。然而 *行业涉腐后 * 国有* 系数在 1% 水平上显著为负，这表明国有企业的融资能力获得的提升相对小得多。就平均效应而言，同行业国有企业在行业涉腐后其融资能力减少 28.8% 这个结果在 1% 的水平上显著。第 (5) - (8) 显示了长期债务的结果。平均来看我们没有观察到涉腐后民营企业的长期债务有任何变化，而且在 10% 显著性水平下我们看到国有企业的长期债务有所降低。

与之前的研究结果一致，长期与短期债务融资的变化显示同行业国企的融资能力有显著下降，尤其显著在短期债务方面更加显著。正如已有文献所指出的那样，短期债务与长期债务相比成本更低，并且贷款的发放更容易受银行控制，因此国企一直以来依赖大量的低成本短期融资。但是在行业涉腐的情况下，金融家(尤其是银行家)开始向民营企业打开大门。

表7 反腐调查对短期和长期债务的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	短期债务 (对数)				长期债务 (对数)			
行业涉腐当季	0.475*	0.088	0.368	0.255	-0.272	0.013	0.114	-0.008
	(1.873)	(0.329)	(1.415)	(1.362)	(-0.978)	(0.044)	(0.390)	(-0.041)
行业涉腐当季*国有	-0.643*	-0.573	-0.491	-0.413*	0.066	0.089	0.075	0.188
	(-1.810)	(-1.613)	(-1.444)	(-1.686)	(0.170)	(0.229)	(0.196)	(0.700)
行业涉腐后	0.936***	0.057	0.692***	0.365***	0.291***	0.161	0.354*	0.096
	(9.100)	(0.352)	(4.007)	(2.905)	(2.577)	(0.900)	(1.828)	(0.701)
行业涉腐后*国有	-1.275***	-1.278***	-1.169***	-0.653***	-0.625***	-0.620***	-0.635***	-0.252**
	(-9.120)	(-9.150)	(-8.718)	(-6.420)	(-4.072)	(-4.040)	(-4.225)	(-2.264)
国有	-0.663***	-0.661***	-0.598***	0.043	0.348***	0.328***	0.320***	-0.012
	(-6.350)	(-6.332)	(-5.877)	(0.212)	(3.035)	(2.866)	(2.801)	(-0.052)
资产收益率	-19.234***	-18.215***	-12.632***	-5.744***	-17.771***	-17.986***	-15.509***	-3.678**
	(-10.123)	(-9.533)	(-6.834)	(-3.841)	(-8.521)	(-8.573)	(-7.486)	(-2.249)
规模	1.285***	1.237***	1.379***	2.353***	2.814***	2.775***	2.740***	3.984***
	(35.343)	(33.434)	(37.925)	(31.569)	(70.498)	(68.346)	(67.239)	(48.896)
托宾Q	-0.523***	-0.566***	-0.528***	-0.039**	-0.342***	-0.388***	-0.354***	0.007
	(-29.277)	(-30.585)	(-28.908)	(-1.978)	(-17.440)	(-19.107)	(-17.297)	(0.340)
杠杆率	12.338***	12.484***	13.734***	10.137***	13.143***	13.199***	12.828***	9.166***
	(69.810)	(70.128)	(76.318)	(40.961)	(67.743)	(67.535)	(63.598)	(33.874)
赫芬达尔指数	-5.717***	-5.851***	-2.702*	-3.516***	-1.034**	-1.056**	-2.484	-3.025**
	(-13.296)	(-13.612)	(-1.786)	(-3.230)	(-2.192)	(-2.238)	(-1.465)	(-2.542)
季度固定效应	否	是	是	是	否	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	否	否	否	是	否
公司固定效应	否	否	否	是	否	否	否	是
观测数	37,474	37,474	37,474	37,474	37,474	37,474	37,474	37,474
R方	0.299	0.301	0.362	0.111	0.412	0.414	0.443	0.142



4. 供给方渠道分析

行业涉腐引起的信贷再分配效应可以从需求和供给两个渠道给出解释。需求渠道起作用的逻辑如下：反腐运动可能增加了同行业企业的政治不确定性（包括国企和民营企业），降低了同行业企业的产品市场需求，从而削减了投资支出和融资需求。然而，这种解释不能解决如下问题：为什么同行业中的国有企业会减少借款，而民营企业却增加借款？最重要的是，很多文献已经发现在中国民营企业存在金融抑制（Brandt and Zhu, 2001），相比于明显弱势的民营企业，我们很难解释有显性或隐性政府担保的国有企业为什么会选择减少借款。

如果反腐运动改变了银行对政治不确定性的看法，那么供给渠道就有可能提供更合理的解释。在这种情况下，正因为考虑到民营企业的政治联系相对较少⁹，银行才倾向于将信贷资源转移给同行业中的民营企业。此外，前文的研究表明，信贷资源的重新

⁹ 大量文献表明，在许多新兴国家，政府官员与国有企业之间存在广泛的政治联系(Fisman, 2001; Johnson and Mitton, 2003; Leuz and Oberholzer-Gee, 2006). 特别是在中国, Fan, Wong, and Zhang (2007)研究表明，许多政府官员被任命为国有企业的首席执行官。

分配主要体现在银行贷款上而不是公司债券上，贷款广度增加但力度变化较小，并且主要是针对是短期债务的重新分配。这些结论都指向用银行的供给渠道促进了资源再分配进行解释。

A. 银行外生冲击

在这一部分，我们将利用金融行业中最具影响力的反腐败案例之一，即中国民生银行的反腐来分析供给方渠道的影响。2015年1月30日，因为涉嫌与几名政府高官腐败案有关，民生银行“一把手”毛晓峰辞职并接受调查¹⁰。民生银行事件给我们一个实验场景，可以研究金融行业的反腐运动对后续银行信贷分配的影响，从而更好地探索供给方渠道所产生的具体影响。更重要的是，作为一家政府控股、规模较大的中型股份制银行，民生银行既贷款给大型国有企业，也贷款给小型民营企业。从方法论的角度来看，民生银行事件为研究金融家如何应对扩大的政治风险提供了一个理想的研究机会。例如，2015年1月30日，国内外新闻对毛晓峰

¹⁰ 据英国《金融时报》2015年2月1日报道，毛晓峰与曾在中国共青团任职的高层领导人令计划关系密切，令计划在2015年12月成为中国国家主席习近平的反腐运动中最新落马的高级官员。

接受调查进行了大量报道，且这被认为是反腐运动中银行业最有影响的案件。

在中国大多数银行的高层和国企领导都是由中央政府或地方政府任命的，因此，在公司(尤其是国有企业)、政府官员和银行家的三方圈子里，寻租活动常有发生¹¹。首先，为了减少寻租活动中的障碍和摩擦，政府官员有动机去控制银行的信贷分配，所以银行家和政府官员之间的这种深层联系，为研究金融家如何应对政治风险提供了一个理想机会。其次，由于来自供给方渠道的银行业的冲击与国有还是民营企业的财务特征没有直接的联系，可以解决实证研究的内生性问题。从公众角度来看，对民生银行毛晓峰的调查可能会引发对其他银行家的进一步调查，这在一定程度上抬升了金融家的寻租成本，因此研究金融家如何应对这种负面冲击，并如何在国企和民企之间重新分配信贷资源是很有意义的。

¹¹ 例如，当一家公司贿赂一名政府官员以获得银行贷款或以优惠条件获得银行贷款时，官员随后可能要求一名与自己有密切关系的银行家向该公司发放贷款。

本文设定一个金融业冲击的哑变量“毛晓峰事件后”，2015年1月30日后，定义毛晓峰事件后 = 1，否则取0。我们用“毛晓峰事件后”与涉腐进行交叉来研究供给方渠道的影响，表8给出了回归结果。

第（1）-（3）列给出了对总负债存量、短期负债存量和长期负债存量的回归结果。在列(1)和(2)中，交互项“行业涉腐后*毛晓峰事件后* 国企”的系数都是负值，且对于总债务存量和短期债务存量，系数值分别在5%和1%的水平上显著；该结果说明在毛晓峰调查事件发生后，相对于民营企业，银行家们在对国企进行贷款时变得更加保守，尤其对于短期贷款更加明显。与此相反，交互项“行业涉腐后* 毛晓峰事件后”的系数在列（1）、（2）都是正的，且系数分别在10%和1%的水平上显著。这表明在民生银行丑闻被报道后，银行家们更愿意向民营企业提供更多的贷款，尤其是短期贷款的形式。

表 8 供给渠道冲击的影响

	(1) 总负债存量 (对数)	(2) 短期负债 (对数)	(3) 长期负债 (对数)	(4) 银行贷款流量 (对数)	(5) 债券发行流量 (对数)
行业涉腐当季	0.190 (1.263)	0.110 (0.576)	0.084 (0.404)	-0.153 (-0.645)	-0.267* (-1.713)
行业涉腐当季*国企	-0.230 (-1.162)	-0.314 (-1.255)	0.155 (0.568)	-0.041 (-0.131)	0.264 (1.293)
国企*毛晓峰事件后	0.131 (0.183)	-1.451 (-1.604)	-0.033 (-0.034)	-1.542 (-1.371)	-0.064 (-0.087)
行业涉腐当季*毛晓峰事件后	1.795** (2.410)	3.031*** (3.220)	-1.489 (-1.446)	2.554** (2.184)	-0.362 (-0.471)
行业涉腐当季*毛晓峰事件后*国企	-1.373 (-1.379)	-2.491** (-1.980)	0.869 (0.631)	-0.215 (-0.137)	-0.099 (-0.096)
行业涉腐后	0.296*** (2.956)	0.284** (2.244)	0.164 (1.185)	0.393** (2.501)	-0.489*** (-4.729)
行业涉腐后*国企	-0.563*** (-6.897)	-0.577*** (-5.593)	-0.266** (-2.360)	-0.639*** (-4.988)	0.108 (1.283)
行业涉腐后*毛晓峰事件后	0.628* (1.952)	2.348*** (5.779)	-1.600*** (-3.601)	2.148*** (4.255)	-0.292 (-0.879)
行业涉腐当季*毛晓峰事件后*国企	-0.979** (-2.221)	-2.619*** (-4.700)	0.641 (1.051)	-2.368*** (-3.420)	-0.138 (-0.303)
其它控制变量	是	是	是	是	是
季度固定效应	是	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是	是
观测数	37,474	37,474	37,474	37,474	37,474
R 方	0.142	0.112	0.142	0.069	0.017

在变化规模而言，在行业涉腐的当季度，相对于对照组公司，同行业民营公司的总债务存量和短期债务的水平分别增加180%和303%（如列(1)和(2)所示）。这种从国企到民企的信贷再分配效应反映了当政治不确定性增加带来寻租成本上升时，银行

家会将贷款资源更多地偏向于民营企业，以分散在未来的反腐调查中可能出现的政治风险。

第(4)列和第(5)列分别给出了以银行新增贷款和债券发行额为因变量的回归结果。与基准回归结果一致的是，相对于国有企业，信贷向民营企业的重新分配主要集中在银行贷款(在1%的水平上显著)，而不是公司债券(统计上不显著)，在民生银行丑闻后，银行向同行业民营企业发放了更多的银行贷款。总的来说，利用毛晓峰事件作为银行业冲击，我们的结果表明，向民营企业的信贷重新分配可以用供给方的角度来解释。

B. 安慰剂检验

上述银行业冲击的研究存在一个潜在的问题，即上述结果源于某些既存的趋势。比如，在涉腐行业中，民营企业可能在民生银行事件之前就已经经历了银行融资的增长，而同行业的国有企业恰好因为当时发生的其他改革措施减少了银行贷款。如果是既存的趋势导致了我们的结果，我们所研究的可能是同行业国企和民企长期趋势的不同，而不是银行特定供应冲击带来的影响。

为了排除行业特定趋势对我们研究结果产生的影响，我们进行了一个安慰剂实验：假设民生银行的调查是在2013年1月30日进行的而不是2015年1月30日。

表9给出了安慰剂实验的回归结果，因变量和表8一致。可以看到，对于大多数关键结果变量，交互项“行业涉腐后*2013 安慰剂”的系数在统计上都是不显著的，这表明在民生银行事件发生前两年，相对于未涉腐而言，银行不太可能增加同行业中民营企业的贷款额。相似地，通过观察交互项“行业涉腐后*2013 安慰剂* 国企”和交互项“行业涉腐后*2013 安慰剂”的系数之和¹²，也可以发现对于国有企业的大多数影响在统计上也是不显著的。

¹² 交互项 $InvestigationAft * 2013Placebo_{i,t} * SOE$ 的系数只有在列(2)对短期债务的估计中是显著为正的，其它列都不显著。然而，和显著为负相反，同行业中的国有企业显著为正也不支持融资的减少是由预先存在的趋势导致的，这在论文的其他部分也得到了验证。

表 9 信贷供给冲击的安慰剂检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总负债存量 (对数)	短期负债存量 (对数)	长期负债存量 (对数)	银行贷款流量 (对数)	债券发行流量 (对数)
行业涉腐当季	0.595 (1.312)	1.153** (2.009)	0.418 (0.667)	0.694 (0.974)	-0.112 (-0.240)
行业涉腐当季*国企	-0.429 (-0.764)	-1.481** (-2.089)	0.094 (0.121)	-0.215 (-0.244)	0.480 (0.831)
国企*2013 安慰剂	1.474*** (3.220)	0.780 (1.348)	2.154*** (3.403)	0.061 (0.085)	0.052 (0.111)
行业涉腐当季*2013 安慰剂	-0.380 (-0.791)	-1.025* (-1.690)	-0.466 (-0.702)	-0.841 (-1.116)	-0.066 (-0.133)
行业涉腐当季*2013 安慰剂 *国企	0.152 (0.255)	1.178 (1.558)	0.095 (0.115)	0.136 (0.145)	-0.249 (-0.404)
行业涉腐后	0.345* (1.742)	0.521** (2.081)	0.178 (0.649)	0.491 (1.579)	0.854*** (4.188)
行业涉腐后*国企	-0.736*** (-3.192)	-1.481*** (-5.080)	-0.114 (-0.357)	-1.235*** (-3.409)	0.196 (0.827)
行业涉腐后*	-0.052 (-0.272)	-0.193 (-0.805)	-0.098 (-0.375)	-0.075 (-0.252)	-1.470*** (-7.535)
2013 安慰剂					
行业涉腐当季*	0.176 (0.717)	0.974*** (3.143)	-0.157 (-0.463)	0.627 (1.629)	-0.219 (-0.867)
2013 安慰剂*国企					
其它控制变量	是	是	是	是	是
季度固定效应	是	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是	是
观测数	37,474	37,474	37,474	37,474	37,474
R 方	0.142	0.112	0.142	0.069	0.022

需要注意的是，我们并没有也不需要完全排除从需求方来解释对从国有到民营的信贷重新分配。在中国，国有企业在正常情况下有获得外部融资的“优惠待遇” (Brandt and Zhu, 2001; Boyreau-Debray and Wei, 2005; Song, Storesletten, and Zilibotti, 2011; Cong,

Gao, Ponticelli, and Yang, 2017), 即使在困难时期, 国有企业也仍然可以申请从银行融资, 因此从需求方我们很难给出相应解释。

5. 股票市场反应、投资效率与市场份额

信贷配置或者融资能力的变化会进一步对企业投资、生产和就业方面产生更深远的影响, 但是学术界目前对于中国反腐调查对信贷配置或融资能力的影响缺乏深入和持续的研究。我们前文大量的笔墨都在检验信贷配置, 而在这一节中, 我们首先尝试整合现有的关于反腐影响股票价格反应的文献, 然后力争在投资效率和市场份额方面发掘的更多的证据, 并进行额外的稳健性检验。

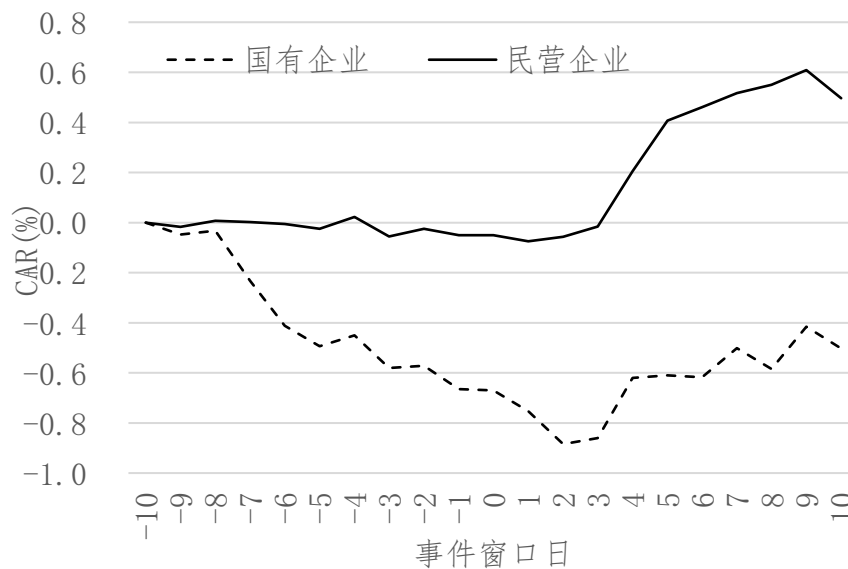
A. 超额回报

最近关于中国反腐的文章主要集中在研究股市投资者对于政治不确定性如何反应。Lin, Morck, Yeung, and Zhao (2016)研究了股市对于八项规定的反应; Liu, Shu, and Wei (2017) 利用与薄熙来垮台事件作为自然实验, 研究了政治不确定性和资产价格之间的因果关系。然而应该指出的是, 股权融资只是中国社会融资总量的很

小一部分(1.3%)，而贷款融资占主导地位(约 85%)，其余为公司债券和短期票据(Wang, Wang, Wang, and Zhou, 2016)。

我们使用 Fama-French(1993)三因素模型来估计每日股票异常收益¹³。对于样本中的每一个公司，我们利用在事件发生前的 180 天(事前 210 天到事前 30 天)内的数据估计三因子模型中的参数。

图 5 反映了民营企业(实线)和国有企业(虚线)在 20 天的事件窗口期中的累积超额收益(CARs)。我们可以看到在调查事件发生后，民营企业的超额回报的大幅增加，而国企的超额回报显著下降。



13 我们估计如下: $R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{M,t} + s_i SMB_t + h_i HML_t + \varepsilon_{i,t}$, $R_{i,t}$ 是公司 t 日回报, $R_{M,t}$ 为市值加权指数 t 日回报, SMB_t 和 HML_t 分别反映了公司规模和市值账面比在 t 日的影响。

图 5 同行业公司对行业涉腐股票市场反应

表 10 显示了同行业国企和民企累计超额回报的均值和中位数，以及累计超额回报差值的 t 检验。我们基于 $[-10, -2]$ ， $[-10, +2]$ 和 $[-10, +10]$ 三个不同窗口期，分别展示了 CARs 的平均值和中位数。我们发现同行业民企在 $[-10, +10]$ 期间，产生了 0.497%的、显著为正的累积超额回报，而同期同行业国企的累计超额回报为- 0.502%，且显著为负。民营和同行业国企之间的 CARs 平均差异为 0.999%，在 1%的水平下显著。这表明反腐调查对同行业民企产生了积极的影响，对国有企业产生了负面影响。在调查公告发布前的 9 天 $[-10, -2]$ 中，民营企业 and 国有企业之间的 CARs 平均差异仍有统计学意义，但其差值大小仅为 0.548%，大概只有 $[-10, +10]$ 区间 CARs 的一半。 $[-10, +10]$ 区间相对于 $[-10, +2]$ 区间异常收益差异的幅度更大，表明在调查事件发生后股票市场的反应的差异更为明显。简而言之，公告发布后，投资者对民营企业反应更加积极，而对同行业的国有企业反应消极。

表 10 反腐调查前后的股票超额收益

Event window	民营企业			国有企业			民企-国企	
	N	Mean	Median	N	Mean	Median	T-test mean	median
[-10,-2]	2699	-0.024	-0.695	2285	-0.572	-0.986	0.548	0.291
		0.860	0.000		0.000	0.006		
[-10,+2]	2681	-0.056	-0.989	2279	-0.884	-1.464	0.828	0.476

		0.730	0.000		0.000	0.000	0.000	0.001
[-10,+10]	2681	0.497	-0.587	2271	-0.502	-1.389	0.999	0.802
		0.019	0.001		0.017	0.000	0.001	0.001

B. 股权再融资

以涉腐前后三个季度为窗口期，图 6 展示了对于同行业公司总体股权再融资的情况。从中可以看到，在事件窗口期，民营企业的股票发行大幅增加，其股权再融资额平均变化值为 0.619，在 1%的水平上显著。相比之下，国有企业的股权再融资总量却在减少。民营企业和国有企业的平均股权发行差异为 0.488，这个结果在 10%的水平上显著。

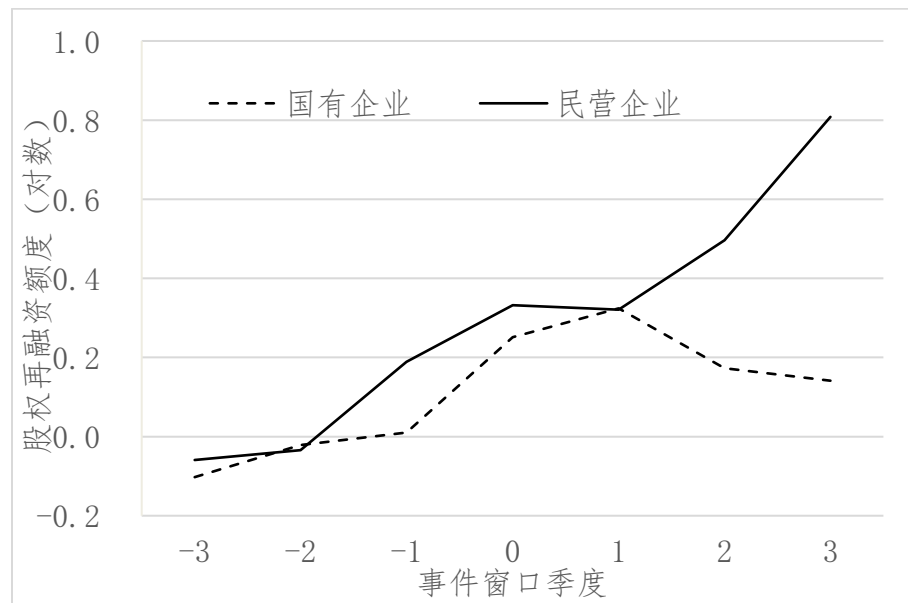


图 6 行业涉腐后国企和民企股权再融资变化

表 11 中的因变量是股权再融资总额，公司层面控制变量和分类与表 3 所示的基准回归一致。虽然在第 (2) 和第 (4) 列中不显著，但是第 (1) 和第 (3) 列中变量“行业涉腐后”系数分别在 1% 和 5% 水平上显著为正，这表明同行业民营企业在反腐运动中股权再融资水平有所上升。相反，对于同行业国企，各列中“行业涉腐后*国企”均在 1% 水平上显著为负，双系数之和也同样显著为负——这一结果意味着，在调查事件发生后，国有企业更少以来股票市场外部融资，这一点与此前有关国企总体债务融资减少的研究结果是一致的。

表 11 反腐调查对股票发行的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
		股权再融资量 (对数)		
行业涉腐当季	0.300** (2.143)	-0.013 (-0.088)	0.037 (0.244)	-0.012 (-0.079)
行业涉腐当季*国企	-0.019 (-0.098)	-0.016 (-0.084)	-0.023 (-0.116)	0.055 (0.278)
行业涉腐后	0.679*** (11.952)	0.120 (1.332)	0.242** (2.425)	0.155 (1.537)
行业涉腐后*国企	-0.398*** (-5.147)	-0.393*** (-5.098)	-0.410*** (-5.295)	-0.260*** (-3.180)
国企	-0.130** (-2.247)	-0.122** (-2.115)	-0.114* (-1.941)	-0.109 (-0.666)
资产收益率	6.890*** (6.565)	7.489*** (7.094)	7.871*** (7.374)	8.782*** (7.290)
规模	0.065*** (3.250)	0.041** (1.993)	0.053** (2.527)	0.325*** (5.412)
托宾 Q	0.025** (2.562)	0.011 (1.068)	0.004 (0.389)	0.088*** (5.518)

杠杆率	1.042*** (10.676)	1.135*** (11.538)	1.345*** (12.938)	2.875*** (14.420)
赫芬达尔指数	-0.275 (-1.157)	-0.356 (-1.497)	1.637* (1.874)	1.500* (1.710)
季度固定效应	否	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	否
公司固定效应	否	否	否	是
观测数	37,474	37,474	37,474	37,474
R 方	0.012	0.015	0.017	0.018

C. 投资效率

我们的主要研究结果表明，在行业涉腐后银行为民营企业相对提供更多贷款，同时相对减少对国有企业的贷款。一种可能的解释是，同行业民营公司效率更高且没有像国有企业那样进行权力寻租，因此调查事件后发生的信贷资源转移意味着更有效的资源配置。另一种可能的解释是，由于涉腐公司遭受重大利空消息，因此行业竞争对手能够获得更多的融资和市场份额。在这种情况下，竞争公司只是占有了涉腐公司损失的市场份额而不一定说明其效率更高。

根据 Gertner, Powers 和 Scharfstein(2002)的研究，为了分析冲击后投资效率的变化，我们测量了投资对托宾 Q 的敏感度。因此，

关键的自变量是“行业涉腐后”和托宾 Q 值的交互项，它描述了企业如何根据增长机会的变化来调整资本支出。

表 12 中，因变量资本支出比率被定义为在第 t 季度末资本支出除以 t-1 季度末资产价值。可以看到，在表 12 的所有列中，“行业涉腐后”和托宾 Q 值的交互项系数均为正，且大多具有统计学意义。这一证据表明，民营企业在增长机会较高时增加了资本支出。在表 12 的所有列中，国企 * 行业涉腐后 * 托宾 Q 系数均为负，且在 1% 水平上显著。系数之和仍然是负值，且在不同水平上显著。这些证据表明，国有企业在增长机会较低时增加了资本支出，从而说明其投资效率是相对低的¹⁴。

表 12 反腐调查对投资效率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	资本支出比例			
行业涉腐当季	-0.482*** (-7.120)	-0.214*** (-3.017)	-0.099 (-1.423)	-0.073 (-1.185)
行业涉腐当季*国企	0.150 (1.585)	0.144 (1.536)	0.167* (1.827)	0.112 (1.391)
行业涉腐后	-0.730*** (-17.200)	-0.447*** (-8.423)	-0.236*** (-4.288)	-0.217*** (-4.347)
行业涉腐后*国企	0.296*** (5.061)	0.303*** (5.230)	0.380*** (6.752)	0.301*** (5.662)

¹⁴ 如表 2 所示，以 ROA 反映的经营效率民营企业(0.010)显著高于国有企业(0.007)，且民营企业的托宾 Q 值(3.293)也高于的国有企业(2.222)。

行业涉腐后*托宾 Q	0.030** (2.349)	0.030** (2.339)	0.037*** (2.965)	0.018 (1.324)
国企*托宾 Q	0.015 (1.532)	0.030*** (3.042)	0.037*** (3.785)	0.041*** (4.394)
行业涉腐后*国企*托宾 Q	-0.049*** (-2.850)	-0.045*** (-2.640)	-0.056*** (-3.402)	-0.044*** (-2.743)
国企	-0.391*** (-9.021)	-0.408*** (-9.504)	-0.493*** (-11.691)	-0.401*** (-4.956)
资产收益率	-0.003 (-0.360)	-0.007 (-0.854)	0.000 (0.050)	0.043*** (4.484)
规模	4.942*** (9.736)	4.576*** (9.053)	5.632*** (11.354)	3.139*** (6.411)
托宾 Q	0.074*** (7.574)	0.090*** (9.090)	0.118*** (11.944)	0.043* (1.741)
杠杆率	-0.766*** (-16.162)	-0.820*** (-17.354)	-0.513*** (-10.593)	-1.422*** (-17.425)
赫芬达尔指数	-0.121 (-1.051)	-0.070 (-0.612)	-0.141 (-0.346)	-0.239 (-0.670)
季度固定效应	否	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	否
公司固定效应	否	否	否	是
观测数	37,474	37,474	37,474	37,474
R 方	0.142	0.112	0.142	0.069

应该指出,如表 12 第 (3) 和 (4) 所示,在反腐调查发生后国企总投资水平显著上升,与此同时民营企业投资显著下降。这似乎是与国企在 2010 - 2017 年间相对民营企业无条件获得更多信贷资源的趋势一致,如图 1 所示。这也可以被解释为这一时期的经济放缓和扩张性宏观经济政策——通常国有企业在获取政策支持方面有不对称优势。总而言之,我们表 12 中的回归结果似乎意味

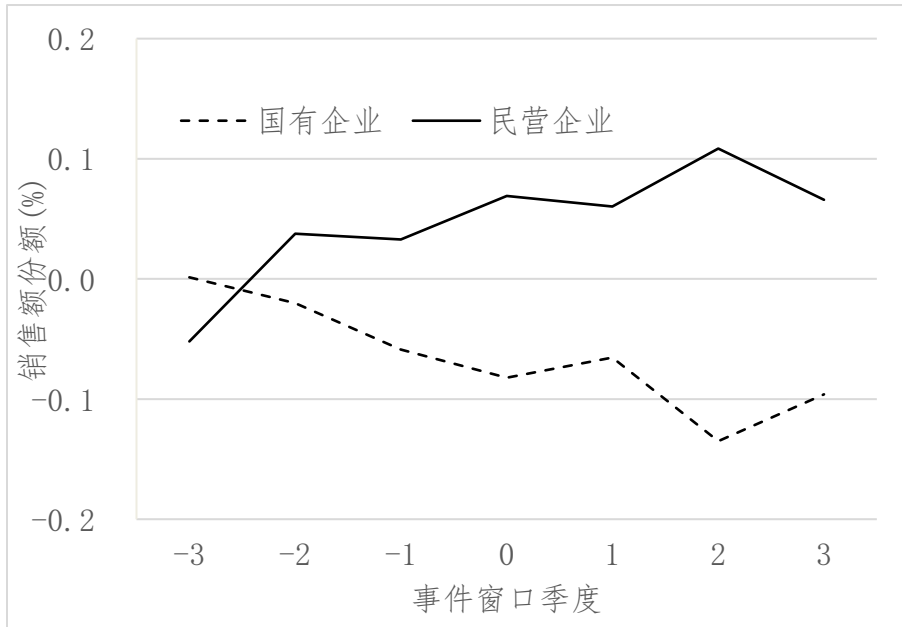
着两个效应同时发生：国家以看得见的手为国企提供了更多的信贷和投资，市场以看不见的手为民营企业带来了更多的信贷资源并提升了其投资效率(由于在反腐调查后银行进行积极的贷款流向调整)。

D. 市场份额

我们进一步研究了反腐运动中反腐事件如何影响同行业企业的市场份额。图 7 的子图 1 和 2 分别刻画了国企和民企销售和资产市场份额的变化。尽管在事件发生前的三个季度中民营企业的销售市场份额较低，但我们观察到，在事件发生后的三个季度内民营企业的市场份额显著增加。从 **【-3,3】** 窗口期内民营企业的市场份额平均获得了 0.118% 增加，相反，国有企业下降了 0.097%。民营企业 and 国有企业之间的市场份额平均变化差值为 0.215 个百分点，在 10% 的水平上显著(p -value= 0.063)。在数据表 B 中显示，行业的资产市场份额也有类似的变化。



(子图 1: 行业涉腐前后同行业公司销售额市场份额变化)



(子图 2: 行业涉腐前后同行业公司销售额市场份额变化)

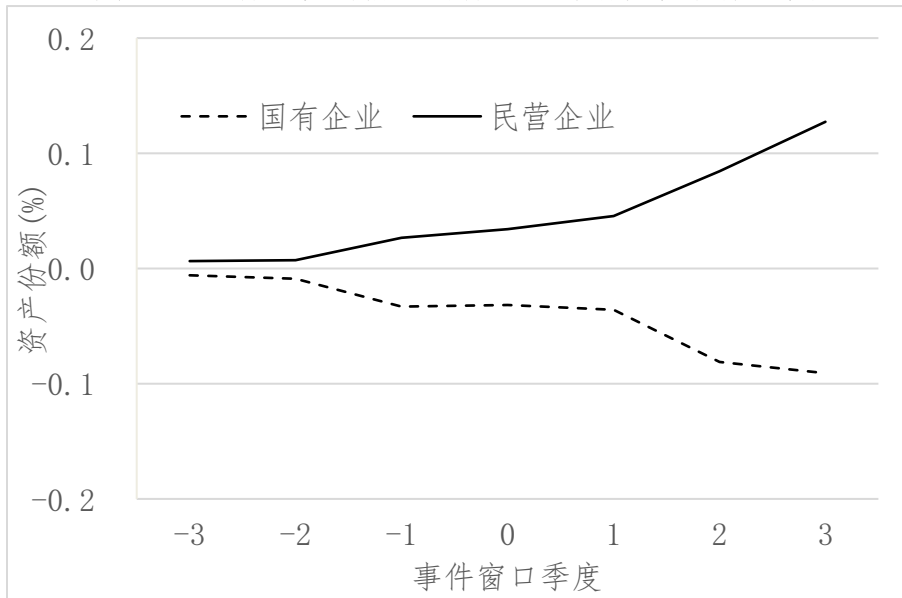


图 7 行业涉腐前后同行业公司市场份额变化

表 13 显示了涉腐对同行业竞争公司市场份额的影响。列 (1) 和 (2) 中因变量为销售额市场占比。结果表明, 与未涉腐行业相

比，腐败调查更可能造成国有企业销售市场份额相对减少，与国泰安公司平均 0.449% 的市场份额相比国有企业市场份额低了 16%。在列（2）中，两个系数之和计算结果为 -0.063，即国有企业在市场份额上大幅下降，降幅为 14%。

同行业国企的市场份额下降，表明针对该行业的涉腐调查产生了经济和统计上均显著的传染效应。相比之下，尽管不显著，但反腐事后调查项系数仍为正值。这张表中显示的关于民营企业的市场份额的不显著结果表明，尽管同行业国企失去了市场份额，但民营公司也并不一定会在产品市场扩张市场份额。第（3）和（4）列在资产市场份额方面显示了相似的回归结果。

表 13 反腐调查前后市场占有率的变化

	(1)	(2)	(3)	(4)
	销售市场份额		资产市场份额	
行业涉腐当季	-0.010 (-0.070)	0.034 (0.567)	-0.057 (-0.477)	-0.006 (-0.149)
行业涉腐当季*国企	-0.088 (-0.464)	-0.101 (-1.303)	0.040 (0.256)	-0.014 (-0.298)
行业涉腐后	-0.092 (-0.961)	0.010 (0.258)	-0.110 (-1.383)	-0.011 (-0.426)
行业涉腐后*国企	0.044 (0.590)	-0.073** (-2.264)	0.102* (1.661)	-0.033 (-1.631)
国企	0.042 (0.745)	-0.274*** (-4.265)	-0.082* (-1.757)	-0.175*** (-4.383)
资产收益率	2.971***	-0.431	-2.890***	-1.299***



	(2.886)	(-0.909)	(-3.410)	(-4.393)
规模	1.954***	0.867***	2.012***	1.073***
	(96.480)	(36.673)	(120.667)	(72.758)
托宾 Q	0.260***	0.029***	0.257***	0.045***
	(25.495)	(4.565)	(30.723)	(11.413)
杠杆率	-0.216**	0.704***	-0.727***	0.251***
	(-2.157)	(8.966)	(-8.808)	(5.125)
赫芬达尔指数	0.084	0.412	0.515	0.879***
	(0.099)	(1.193)	(0.742)	(4.081)
季度固定效应	是	是	是	是
公司固定效应	否	是	否	是
观测数	37,474	37,474	37,474	37,474
R 方	0.500	0.051	0.536	0.156

E. 稳定性检验

我们的实证结果表明，2012 年到 2015 年的反腐调查带来的政治联系的冲击使得信贷资源从国有企业分配到了民营企业。在本小节中，我们将对前面进行的分析进行一系列稳定性检验。

首先，目前我们的分析保留了行业的第一次涉腐时间。考虑到一些不随时间变化的行业特征可能影响我们的结果，我们将每个行业的前 5 个涉腐事件都包含进去重复了我们的实验。结果发现，只有每个行业中的第一次调查事件能够显著影响国企和民企之间

的信贷再分配。这些稳定性检验为我们的样本选择程序和第一次涉腐的外生性提供了证据。

其次，除了利用表 3 中的总债务存量之外，我们还利用总债务的变化来研究反腐对信贷重新分配的影响。结果表明，对同行业的私营企业而言，债务增长率是显著为正的，而对于同行业的国有企业而言，债务增长率是显著为负的。国有企业和民营企业之间的债务增长再分配模式与后来验证的银行贷款和股票发行情况一致，因为它们都是流量变量。

第三，在用供给侧方信贷资源的再分配效应进行解释时，我们担心金融行业的涉腐可能不是随机的，可能与其他行业的调查事件相关。在这种情况下，我们应该观察在金融行业没有发生冲击（即没有发生民生银行毛晓峰被调查事件）时我们的信贷再分配结果是否成立。为了解决这一问题，除了前面表 9 显示的安慰剂实验之外（在此假设毛晓峰是在 2013 年 1 月 30 日被拘留），我们又进行了另一项安慰剂实验：假设毛晓峰是在 2014 年 1 月 30 日被拘留，而不是在 2015 年 1 月 30 日。同样地，我们对伪实验中五个

结果变量进行了回归估计，结果表明它们都是不显著的。这再次支持了民生银行调查事件作为供给侧冲击的外生性。

6. 结论和政策建议

本文通过实证研究得出了一个新的结论：中国的反腐运动促进了信贷资源从效率低下的同行业国有企业转移到效率较高的同行业民营企业。在腐败调查事件中，民营企业债务融资能力显著提高，具体表现在总债务存量、银行贷款流量、获得新贷款的广度与力度以及短期债务融资能力等指标的改善。研究结果表明，民营企业的竞争效应大于的传染效应，而对于国有企业则恰恰相反。

我们的研究进一步确认了供给方渠道，通过这些渠道民营企业可以从反腐运动中获益。通过金融行业中最有影响力的一起腐败调查案例，我们研究发现，银行家对政治不确定性变得更加敏感，并更有可能分配更多的信贷资源给民营企业，以降低被进一步被调查的风险。更广泛地说，在调查公告发布后，同行业民企在随后的几个季度里会有更多的股票发行、更高的投资效率和更

大的市场份额。尽管最近的文献大多记录了中国反腐运动的负面影响（尤其是从金融市场的表现上），但我们的发现指出了信贷重新分配的微妙的积极影响。

一直以来，关于中国的反腐运动是否对经济有益还是有害，学界、业界存在着激烈的争论。《金融时报》于 2017 年 1 月 4 日发表文章，讨论了中国国家主席习近平的反腐运动需要付出的政治代价，以及中国所宣称的“巨大进步”是否被过度夸大。有评论认为，反腐运动可能仅会产生消极或者不触及根本的影响，最终可能导致低层官员消极怠政。此外，由于反腐运动带来的政治不确定性的增加，可能会导致贿赂成本的增加，从而抑制“正常”的商业活动。在本文中，我们提供了实证证据，证明通过将信贷资源从效率较低的国有企业转移到效率更高的民营企业，反腐运动确实对经济产生了积极的影响。我们得出了与大多数新闻媒体或政策行业的研究结论不同的结果。

首先，与《金融时报》类似的大多数政策性行业研究都聚焦于宏观经济趋势或市场现象，即反腐运动似乎与中国的经济放缓

相一致。然而，这些宏观或市场趋势同样可以被其他原因所解释，例如：(1)全球经济增长和国际贸易的周期性放缓；(2)中国经济的结构性变化，如人口老龄化；(3)相对于民企，宏观经济政策尤其是财政刺激政策对国企有更积极的影响。相反，一旦我们将目光聚焦在公司层面、微观层面，并且运用一系列的反腐调查时间作为实验，我们发现信贷再分配效应对民营企业的积极影响，这也与其他同期研究相一致，例如(1)中国的反腐败运动确实更多地以有各类违法行为的涉嫌腐败的公司作为调查对象(Griffin, Liu, and Shu, 2016)，以及(2)民营企业在股票市场上对于反腐运动的反应优于国有企业(Ding, Fang, Lin, and Shi, 2017)。

其次，多数人认为，反腐运动对经济不利，这可能忽略了银行业所祈祷的微妙作用。虽然自 2000 年以来，银行业在通过在海外和国内上市而实现了部分私有化，但是中国的银行仍然需要在对有隐性政府担保支持的国有企业进行信贷配给和贷款给具有更高的风险和收益的民营企业之间进行抉择 (Brandt and Zhu, 2001; Wang, Wang, Wang, and Zhou, 2016)。然而，随着反腐运动逐渐增

多，负责贷款发放的银行家可能更愿意为民营企业提供信贷资源，以降低未来被审查的风险，对民生银行一把手毛晓峰的调查恰恰显示了这一点。从本质上讲，国企和大型银行高管都是由政府任命的。就像政府官员被调查一样，腐败调查会大大加剧政治不确定性，这可能促使银行将贷款从联系更紧密的国企转移到了联系不那么紧密的民营企业中。

最后，人们普遍所认为的反腐运动可能对经济产生不利影响，实际这可能过度解读了腐败官员和与其相关企业对整体经济带来的直接影响，而没有仔细研究反腐运动对于同行业众多民营企业所产生的传染效应和竞争效应。显然，反腐运动直接遏制了相关企业和受审查的政府官员的寻租行为，这的确对实体经济造成了连带损害。然而，反腐调查也间接促进了金融机构进行更有效的信贷资源配置，将资源从低效率的国有企业转移到高效率的民营企业。更具体地说，因为民营企业与国有企业相比经营效率更高，具有更高的 ROA 和托宾 Q 值，所以对企业信贷资源进行重新配置也间接导致了整个经济中资源的更合理分配。更多实证结果表明，

在反腐运动之后，民营企业更容易在股票市场上进行融资，占据了更大的市场份额，均支持了反腐对经济的正面刺激作用。

References

- Amore, Mario D., and Morten Bennesen, 2013. The value of local political connections in a low-corruption environment, *Journal of Financial Economics* 110, 387–402.
- Ang, Andrew, Jennie Bai, and Hao Zhou, 2016. The Great Wall of debt: Real estate, political risk, and Chinese local government credit spreads, working paper.
- Borisova, Ginka, Veljko Fotak, Kateryna Holland, and William L. Megginson, 2015. Government ownership and the cost of debt: Evidence from government investments in publicly traded firms, *Journal of Financial Economics* 118, 168–191.
- Boubakri, Narjess, Jean-Claude Cosset, and Omrane Guedhami, 2005. Postprivatization corporate governance: The role of ownership structure and investor protection, *Journal of Financial Economics* 76, 369–399.
- Boyreau-Debray, Genevieve, and Shang-Jin Wei, 2005. Pitfalls of a state-dominated financial system:
The case of China, NBER working paper No. 11214.
- Brandt, Loren, and Xiaodong Zhu, 2001. Soft budget constraint and inflation cycles: A positive model of the macro-dynamics in China during transition, *Journal of Development Economics* 64, 437–457.
- Butler, Alexander W., Larry Fauver, and Sandra Mortal, 2009. Corruption, political connections, and municipal finance, *Review of Financial Studies* 22, 2873–2905.
- Claessens, Stijn, Erik Feijen, and Luc Laeven, 2008. Political connections and preferential access to finance: The role of campaign contributions, *Journal of Financial Economics* 88, 554–580.
- Cong, William, Haoyu Gao, Jacopo Ponticelli, and Xiaoguang Yang, 2017. Credit allocation under economic stimulus: Evidence from China, working paper.
- DeWenter, Kathryn L., and Paul H. Malatesta, 2001. State-owned and privately owned firms: An empirical analysis of profitability, leverage, and labor intensity, *American Economic Review* 91, 320–334.

Ding, Haoyuan, Hanming Fang, Shu Lin, and Kang Shi, 2017. Equilibrium consequences of corruption on firms: Evidence China's anti-corruption campaign, working paper.

Dreher, Axel and Martin Gassebner, 2013. Greasing the wheels? The impact of regulations and corruption on firm entry, *Public Choice* 155, 413–432.

Faccio, Mara, 2006. Politically connected firms, *American Economic Review* 96, 369–386.

Fan, Joseph P.H., T.J. Wong, and Tianyu Zhang, 2007. Politically connected CEOs, corporate governance, and Post-IPO performance of China's newly partially privatized firms, *Journal of Financial Economics* 84, 330–357.

Financial Times, 2015. President of China Minsheng quits, February 01.

Financial Times, 2017. China corruption prosecutions drop for first time in five years, January 25.

Financial Times, 2017. The political price of Xi Jinping's anti-corruption campaign, January 04.

Fisman, Raymond, 2001. Estimating the value of political connections, *American Economic Review* 91, 1095–1102.

Fisman, Raymond, and Jakob Svensson, 2007. Are corruption and taxation really harmful to growth? Firm level evidence, *Journal of Development Economics* 83, 63–75.

Fracassi, Cesare, and Geoffrey Tate, 2012. External networking and internal firm governance, *Journal of Finance* 67, 153–194.

Gertner, Robert, Eric Powers, and David Scharfstein, 2002. Learning about internal capital markets from corporate spin-offs, *Journal of Finance* 57, 2479–2506.

Goldman, Eitan, Jörg Rocholl, and Jongil So, 2009. Do politically connected boards affect firm value? *Review of Financial Studies* 22, 2331–2360.

Griffin, John, Clark Liu, and Tao Shu, 2016. Is the Chinese anti-corruption campaign effective? working paper.

Hertzel, Michael G., and Micah S. Officer, 2012. Industry contagion in loan spreads, *Journal of Financial Economics* 103, 493–506.

Johnson, Simon, and Todd Mitton, 2003. Cronyism and capital controls: Evidence from Malaysia, *Journal of Financial Economics* 67, 351–382.

Khwaja, Asim Ijaz, and Atif Mian, 2005. Do lenders favor politically connected firms: Rent provision in an Emerging Financial Market, *Quarterly Journal of Economics* 120, 1371–1411.

Lang, Larry H.P., and René M. Stulz, 1992. Contagion and competitive intra-industry effects of bankruptcy announcements: An empirical analysis, *Journal of Financial Economics* 32, 45–60.

Leuz, Christian, and Felix Oberholzer-Gee, 2006. Political relationships, global financing, and corporate transparency: Evidence from Indonesia, *Journal of Financial Economics* 81, 411–439.

Liao, Li, Bibo Liu, and Hao Wang, 2014. China's secondary privatization: Perspectives from the Split-Share Structure Reform, *Journal of Financial Economics* 113, 500–518.

Lin, Chen, Yue Ma, Paul Malatesta, and Yuhai Xuan, 2011. Corporate ownership structure and the choice between bank debt and public debt, *Journal of Financial Economics* 109, 517–534.

Lin, Chen, Randall Morck, Bernard Y. Yeung, and Xiaofeng Zhao, 2016. Anti-corruption reforms and shareholder valuations: Event study evidence from China, NBER working paper No. 22001.

Liu, Laura Xiaolei, Haibing Shu, and K.C. John Wei, 2017. The impacts of political uncertainty on asset prices: Evidence from the Bo scandal in China, *Journal of Financial Economics* 125, 286–310.

Mauro, Paolo, 1995. Corruption and growth, *Quarterly Journal of Economics* 110, 681–712.

Meggison, William L., Robert C. Nash, and Matthias Van Randenborgh, 1994. The financial and operating performance of newly privatized firms: An international empirical analysis, *Journal of Finance* 49, 403–452.

Parsons, Christopher A., Johan Sulaeman, and Sheridan Titman, 2014. The geography of financial misconduct, NBER working paper, No. 20347.

Shleifer, Andrei, and Robert Vishny, 1993. Corruption, *Quarterly Journal of Economics* 108, 599–617.

Shleifer, Andrei, and Robert Vishny, 1994. Politicians and firms, *Quarterly Journal of Economics* 109, 995–1025.

Song, Zheng, Kjetil Storesletten, and Fabrizio Zilibotti, 2011. Growing like China, *American Economic Review* 101, 196–233.

Sun, Qian, and Wilson H.S. Tong, 2003. China share issue privatization: The extent of its success, *Journal of Financial Economics* 70, 183–222.

Xu, Chenggang, 2011. The fundamental institutions of China's reforms and development, *Journal of*

Economic Literature 49, 1076–1151.

You, Jiaying, Bohui Zhang, and Le Zhang, 2017. Who captures the power of the pen? *Review of Financial Studies*, forthcoming.

Zeume, Stefan, 2016. Bribes and firm value, *Review of Financial Studies*, forthcoming.

Wang, Hao, Honglin Wang, Lisheng Wang, and Hao Zhou, 2016. Shadow banking: China's dual-track interest rate liberalization, working paper.

报 送：中办、中宣部、中财办；国办、人民银行、 国务院研究室、国务院参
事室

联系人：戎 蕾

邮箱： 010-62798121、18601111253
