

经济政策不确定性、政府隐性担保 与企业杠杆率分化

纪 洋 王 旭 谭语嫣 黄益平*

摘 要 利用 Baker *et al.* (2013) 的经济政策不确定性指标 (EPU) 与上市公司 2003—2014 年间的季度数据, 本文分析近年来国企与非国有企业杠杆率的走势分化。研究发现: 第一, EPU 指数每增加 1 个标准差, 国有企业的杠杆率增加 2.05 个百分点, 非国企则下降 1.35 个百分点; 第二, 在金融抑制更强的地区, 上述差异更加明显; 第三, 考虑刺激政策、经济不确定性、规模歧视等因素后, 结果依然稳健, 且在较长期内依然存在。本文强调“去杠杆”的结构优化, 并从政策沟通、金融改革等新角度提出了政策建议。

关键词 经济政策不确定性, 隐性担保, 杠杆率

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2018.01.01

一、引 言

作为调结构促改革的重要环节, “去杠杆”是 2016 年中央经济工作的五大任务之一。针对“如何去杠杆”这一问题, 学术研究 with 政策讨论中多有争论。一方面, 大多数专家学者都认同, 高杠杆是中国经济的一个主要风险因素; 另一方面, 中国近年去杠杆的举措收效甚微, 甚至适得其反。在此背景下, 厘清中国杠杆率变化的作用机制, 不仅是政策讨论的必要基础, 还是一个具有中国特色的学术谜题。

特别是, 自金融危机以来, 企业杠杆率出现了明显的走势分化。非国有企业的杠杆率明显下降, 而国有企业的杠杆率相对稳定, 略有上升(见图 1)。自 2008 年至今, 国有企业的利润率仅为非国有企业的 70% 左右, 国有企业的

* 纪洋, 厦门大学经济学院金融系, 邹志庄经济研究中心; 王旭、谭语嫣、黄益平, 北京大学国家发展研究院。通信作者及地址: 王旭, 北京海淀区颐和园路 5 号北京大学国家发展研究院, 100871; 电话: 15210593923; E-mail: 936391828@qq.com。本文受到“计量经济学”教育部重点实验室(厦门大学)、福建省统计学科学重点实验室和“高等学校学科创新引智计划资助”(B13028)的资助与支持。本文的早期版本曾在第十八届 NBER-CCER 年会(北京大学)与 2016 年中国宏观经济年会(复旦大学)上汇报。本文作者感谢姚洋、张晓波、沈艳、Harald Hau、杨缘、Matthew Weinzierl、Eric Bahe、田轩、魏尚进、宋铮、林曙、施康、谭小芬等的帮助与建议。感谢郭雪媛、戴嘉祺、薛嘉成的助研工作。文责自负。

杠杆率由 0.51 稳步增加到 0.53¹, 非国有企业的杠杆率由 0.48 一度降至 0.35, 去杠杆的作用体现于利润率较高的非国有企业。² 如果去杠杆的政策使得“国企加杠杆、非国企去杠杆”持续进行, 金融资源就将进一步流出效率较高的部门, 错配程度将加剧, 中国经济的风险将进一步增加, 导致“好杠杆减少, 坏杠杆增加”(施康和王立升, 2016; 钟宁桦等, 2016)。因此, 理解杠杆率的走势分化, 是当前讨论的关键。

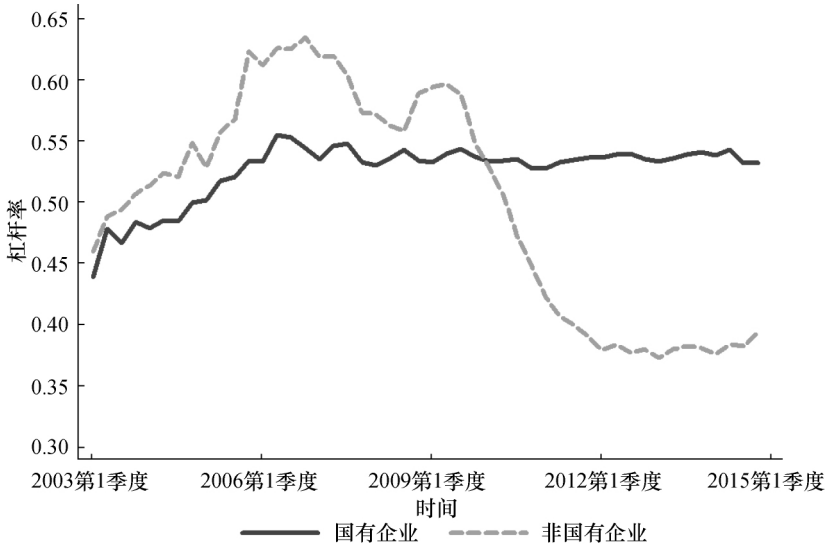


图1 杠杆率随时间变化趋势

对于杠杆率的“国进民退”, 传统的解释有三种: 第一种是软预算约束, 国有企业享有政府的隐性担保, 具有融资优势。第二种是产业差异。在资源类重工业, 国有企业比较集中。这些产业具有更多的固定资产, 有利于企业获取抵押贷款。第三种是规模歧视, 国有企业平均规模较大, 而其他企业的规模相对较小(苟琴等, 2014)。这些渠道固然不容忽视, 但在时序上持续存在, 变化较小, 难以解释近年来国有企业和非国有企业杠杆率的不同走势; 另外, 从政策操作层面讲, 政策制定者很难迅速调整产业与规模, 这类解释难以提供去杠杆的政策抓手。

本文试图从一个新的视角理解上述问题, 即经济政策的不确定性(Economic Policy Uncertainty, EPU)。2008年金融危机以来, 旧的增长模式难以为继, 经济改革势在必行, 但改革的具体时间、细节尚未完全确定, 加上不够完善的政策沟通机制, 经济政策不确定性迅速上升。在1995—2007年,

¹ 如果以企业资产规模为权重计算国有企业杠杆率均值, 国有企业杠杆率在金融危机后由 0.57 稳步增加到 0.61。

² 作者依 CSMAR 数据测算, 2008—2015 年, 国有企业净利润率为 2.1%, 非国有企业净利润率为 2.99%。

EPU 指数的均值是 86.4，自金融危机之后，这一指数的均值达到 155.3。在此背景下，企业的投资、雇佣等行为将受到影响，金融部门的资金配置也会相应做出改变(Bernanke, 1983; Gilchrist *et al.*, 2014)。相比于私营企业，国企具有天然的政治联系，享受政府的隐性担保，受到政策不确定性的影响较小，EPU 指数上升仅意味着私企经营环境的变数增大；同时，中国的金融抑制较强，银行竞争盈利的手段有限，而规避风险的动机相对更强，在政策不确定性较高的时期，减少对非国有企业的信贷，增加对国企的信贷，成为其规避政策风险的重要手段。

基于以上考虑，本文利用上市公司 2003—2014 年间的季度数据，分析了政策不确定性上升对杠杆率的影响。研究发现：第一，经济政策不确定性与杠杆率的走势分化显著相关，EPU 指数每增加 1 个标准差，国有企业的杠杆率增加 2.05 个百分点，非国企杠杆率下降 1.35 个百分点，而在金融抑制更强的地区，上述结论更加明显；第二，在考虑了四万亿刺激政策、经济不确定性、规模的歧视等可能的遗漏变量之后，以上结果依然稳健；第三，政策不确定性不仅作用于短期，在较长时期内依然存在，实证分析显示其持续时间在三年以上。

本文的主要贡献有以下三个方面：其一，提供了去杠杆的政策抓手。本文发现经济政策的不确定性导致了杠杆率走势分化，为当前改革提供了一个可行的政策抓手，即增加政策沟通，减少政策的不确定性。其二，剖析了经济政策不确定性的结构效应。对于经济政策不确定性的影响，现有文献仅关注了总量效应，例如抑制总量投资与消费，却忽略了结构效应，即国企不仅不受影响，还会进一步获取资源，而负面影响仅集中于非国企，这一效应在中国尤其不容忽视。其三，补充了增速放缓的作用机制。对于危机以来增速放缓的原因，大量文献进行了多方面的讨论，包括人口老龄化、发达国家购买力下降等等，但尚未有文献提及不确定性的影响。本文强调政策不确定性的增加会加剧金融资源错配，这是经济增速放缓的因素之一。

本文余下部分组织结构如下：第二部分评述相关文献并提出主要假设，第三部分介绍数据与实证策略，第四部分分析主要结果与作用机制，第五部分展示一系列稳健性检验，第六部分总结全文并提出相关政策建议。

二、文献综述与主要假设

金融危机以来，杠杆率走势分化十分明显。钟宁桦等(2016)详细刻画了这一现象，并指出其中的非市场因素。基于对 1998—2013 年间近 400 万个规模以上工业企业负债率的分析，钟宁桦等(2016)发现大部分企业在样本期呈现去杠杆的趋势，大型国有上市企业显著加杠杆，其中，企业特征的变化可以解释非国企的负债率走势，但却无法解释国企的负债变动，资金配置对于

国有企业的偏向性越来越强。这篇文章提出了杠杆率走势分化的现象与问题,但没有提供充分的解释。Johansson and Feng(2015)分析了2005—2011年间上市公司杠杆率的走势,发现国企比非国企获得了更多的贷款,保持着更高的杠杆率。他们从政府刺激的角度进行解释,指出2008年的四万亿刺激主要流入了国企,促进了杠杆率走势分化。Pan *et al.* (2016)利用规模以上工业企业数据库1998—2013年的数据分析杠杆率,发现国企杠杆率在2008年之后明显上升,而非国企杠杆率显著下降,他们同样认为刺激性政策是主导因素。然而,四万亿刺激政策可能导致了国企杠杆率上升,但是否会导致非国企的杠杆下降呢?除了刺激性政策,是否还有其他因素发挥作用?在这些研究基础上,本文采用较新的数据(2003—2014),从经济政策不确定性这一新角度切入,分析杠杆率走势分化的成因。

企业的外源融资包括债券融资和股权融资,在直接融资并不发达的中国,企业的外部融资主要依赖银行贷款;同时,由于长期的利率管制,中国的银行贷款相对成本较低,供不应求,因此,杠杆率在一定程度上可以衡量企业的外部融资可得性与银行的借贷意愿。在经济政策不确定性的冲击下,企业的经营环境发生变动,投资项目的预期收益出现变化,银行向企业贷款的风险随之上升。为了应对不确定性,银行有动机延迟对企业的贷款,导致企业杠杆率下降。此时,延迟贷款的收益与成本既受到经济政策不确定性总体的影响,也受到银行与企业个体特点的影响(Gulen and Ion, 2016)。

在企业层面,一方面,企业所具有的内部信息越多,它实际面临的经济政策不确定性就越小;另一方面,投资失败后,如果企业能够得到其他资金的救援,则投资失败的可能性对银行的贷款决策影响较小,即便经济政策的不确定性影响了企业的投资风险,也不会显著地影响银行的贷款决策。相比于非国有企业,国企具有天然的政治联系,享受政府的隐性担保,具有预算软约束,在投资失败时有较大的可能获得政府的支持与救助(Kornai, 1986; Khwaja and Mian, 2005)。因此,政府有可能出于自身利益而透露给国有企业部分内部信息,减少其实际面临的政策不确定性;政府还可以通过隐性担保的支持,减弱国有企业投资项目的风险与银行贷款意愿的联系,使国有企业在不确定性较强时也能够获取贷款。

然而,中国非国有企业近几年发展迅速,在生产效率与利润率上有更优的表现。如果银行完全以利润最大化为目的,会对非国有企业有较强的贷款意愿。当前,银行对国企的贷款意愿明显高于非国企,除了企业层面的因素,还受到了金融抑制的影响。

在银行层面,中国金融抑制较强,银行准入与竞争受限,金融市场由国有银行主导,信贷发放的市场化程度不足。在金融抑制越严重的地区,政府对银行的行政干预与隐性担保越多,银行越倾向于支持国企(Beck and Levine, 2002)。虽然非国有企业具有更优的利润率与生产效率,但在政府隐性

担保的作用下，银行对国企放贷无法实现利润最大化，却可以有效地规避风险。特别是在不确定性较高的时期，向国企放贷能够减少经济政策变动的风险。与此同时，如果贷款总量下降，银行的不良贷款率将出现明显上升，在经济不确定性较高的时期，银行有动机将贷款从非国企转移向国企，而非单纯收缩贷款，以避免贷款总量过度下降。

通过以上分析可见，在政府隐性担保的作用下，经济政策不确定性的上升将导致企业杠杆率的分化(参见图 2)。其传导途径之一是金融抑制。在金融抑制越强的地区，政府对银行借贷的行政干预越多，对银行-国企贷款的隐性担保越强，银行对国企贷款的倾向性越大。在经济不确定性上升时，贷款风险普遍升高，银行有动机将贷款由非国企转移向国企，以规避风险。其传导途径之二在于国企天然的政治联系，政府对国企有隐性担保，在其投资失败时会提供支持与救助。在经济不确定性升高的时期，相比于非国企，国企的政治联系能够增加其内部信息，减少其投资风险，进一步导致银行对国企的相对贷款意愿增强。以上两个因素都会导致国企得到的贷款增加，而非国企得到的贷款下降，杠杆率走势分化。

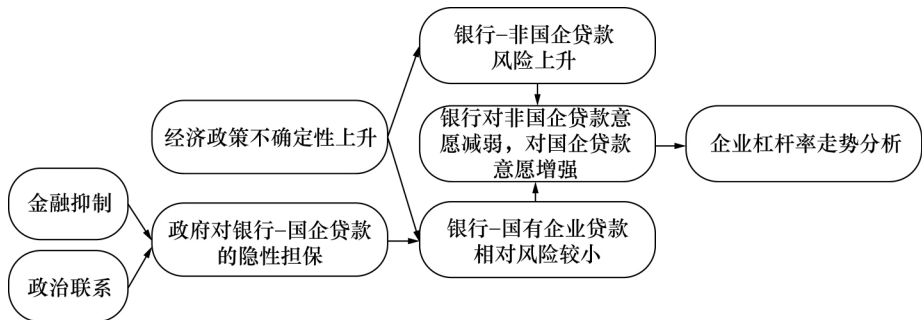


图 2 作用机制示意：经济政策不确定性、隐性担保与企业杠杆率走势分化

在基准回归之后的机制分析部分，我们将考察金融抑制与政治联系如何影响银行贷款的所有制歧视，以验证上述渠道。

三、数据介绍与实证策略

为了考察政策不确定性对企业的异质影响，本文既需要经济政策不确定性的衡量指标，也需要不同类型的企业的财务数据。我们整合了国泰安数据库的上市公司季度财务报表与 Baker *et al.* (2013) 的 EPU 月度指数，最终得到 2 550 家企业的数据，时间跨度为 2003—2014 年，数据频率为季度，共 82 096 个观测值。

(一) 经济政策不确定性指数

如何度量企业所面临的经济政策不确定性是个难题。现有文献主要是问

接衡量,利用股票收益率波动、投入产出价格、全要素生产率、企业基本面和预期收入的波动等指标,通过刻画经济政策不确定性所可能引发的结果,来衡量企业面临的整体不确定性。³还有一些文献使用过一些特定政策(财政、货币政策等)的不确定性,但关于整体经济政策不确定性度量的研究还比较有限,特别是关于中国相关指数的构建更是空白。本文所采用的经济政策不确定性指数来自 Baker *et al.* (2013)。他们根据《南华早报》的每日新闻内容构建了中国经济政策不确定性指数(EPU index, EPU 指数),直接刻画了经济政策整体的不确定性。这种基于新闻索引来构建经济不确定性的方法是与美国和其他国家相关指数的构建相一致的,并得到了广泛引用(Azzimonti and Talbert, 2014; Born and Pfeifer, 2014; Gulen and Ion, 2016 等)。

EPU 指数的构建方法如下。首先,筛选出所有同时包含“不确定性”“中国”“经济政策”三类关键词的文章,将选出的文章定义为经济政策不确定性相关文章。其次,运用程序对样本期内的文章进行上述筛选操作,计算出每个月与经济政策不确定性相关的文章的总数,然后用当月《南华早报》上的文章总数做标准化。Baker 等人随机抽取了大量相关文章进行人工阅读来检验机器自动筛选的结果,发现正确率高达 98%,而且测量误差与 GDP 增速等实体经济指标并不相关。

图 3 展示了关于中国经济政策不确定性指数随时间变化的情况。在若干增加不确定性的事件前后, EPU 指数都明显上升。自 2003 年以来, EPU 指数出现了三次较大规模的波动。第一次是 2008—2009 年, 次贷危机对中国的影响逐渐凸显, 一方面, 发达国家购买力受挫, 中国出口锐减, 经济增长放缓, 政府不得不出台若干刺激性政策; 另一方面, 刺激性政策转化为通胀压力, 进一步的刺激空间有限, 中国面临政策选择的双重困难, EPU 指数由 100 以下迅速增加到 200 以上。第二次波动出现在 2012 年前后, 原因之一在于政府换届, 领导班子与执政风格出现了一些变化; 原因之二在于欧债危机达到高潮, 外部环境的不确定性增加, 导致中国经济政策不确定性随之增加。第三次波动出现在 2015 年, 中国经济增速达到了 25 年以来的最低值, 国内外对“增速放缓”的担忧加剧, 经济的新常态使 EPU 指数再次飙升。

为了与企业上市公司季度数据合并起来, 我们对月份进行简单加总得到每个季度的 EPU 指数。同时我们也尝试了采用 Gulen and Ion(2016)年的权重方法, 根据在每季度中各月的前后顺序, 对越靠后的月份赋值越高(1/6, 1/3, 1/2), 作为稳健性检验。

³ 比如 Leahy and Whited(1996), Ghosal and Loungani(1996), Minton and Schrand(1999), Bond and Cummins(2004), Bloom *et al.* (2012)。

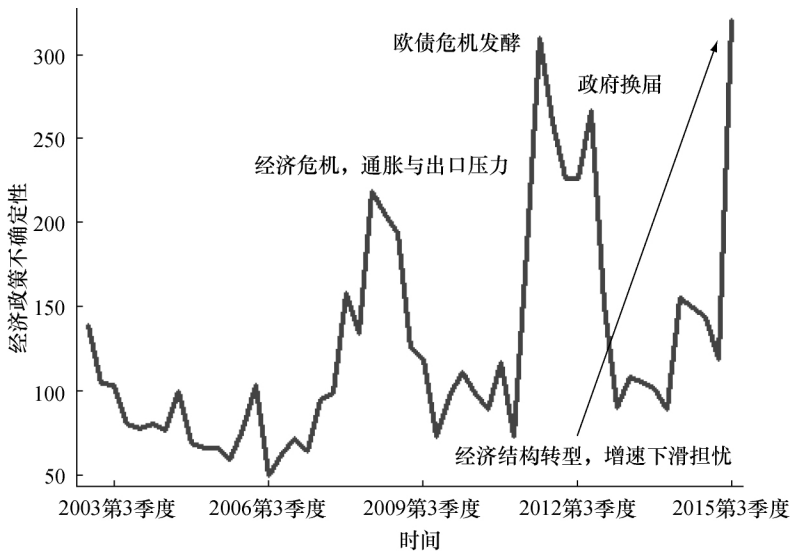


图 3 经济政策不确定性随时间变化趋势

(二) 上市公司数据

研究所用的上市公司季度财务数据源自国泰安数据库，包括总资产、总负债、销售额以及固定资产等变量。数据跨度是从 2003 年第 1 季度到 2014 年第 4 季度，包含了所有在 A 股市场上市的企业。同时，我们从 WIND 上获得了企业注册和办公所在地理信息，并把它们与 CSMAR 数据库合并在一起。

为了保证我们的结果不被大企业所主导，所有的企业层面的变量都用企业期初的总资产做了标准化。与资本结构的文献保持一致，我们去掉了所有的金融企业。同时，参照 Gulen and Ion(2016)，为缓解离群值对参数估计的影响，我们对所有连续型的解释变量在其分布的第 1 及第 99 百分位上的观察值进行缩尾调整处理(Winsorize)。

(三) 实证策略

基于杠杆率相关研究(Dewenter and Malatesta, 2001; Faccio, 2006)，基准模型设定如下：

$$\text{leverage}_{i,t+l} = \alpha_i + \beta_1 \text{EPU}_t \times \text{SOE}_i + \beta_2 \text{EPU}_t + \beta_3 \text{GDP growth}_t + \beta_4 M_{i,t} + \beta_5 \text{quarter}_t + \varepsilon_{i,t+l},$$

其中， $\text{leverage}_{i,t+l}$ 是核心被解释变量杠杆率，定义为总负债/总资产。 i 代表某企业， t 代表某年某个季度。 $l \in \{1, 2, 3, 4\}$ 代表着被解释变量领先解释变量多少个季度。使用解释变量的滞后值，可以控制互为因果的问题，从而缓解模型的内生性。 α_i 代表企业的固定效应。EPU 是经济政策不确定性指

数, SOE 是国有企业的虚拟变量。GDP growth_{i,t} 是季调后的 GDP 环比增速。M_{i,t} 表示其他控制变量, 包括有形资产占比(定义为固定资产/总资产)(fixed assets/total assets)、销售额同比变化(sales growth)和企业规模(定义为总资产对数), 其中销售额同比变化与企业规模按照 GDP 平减指数调整为实际量。quarter_t 代表四个季度的虚拟变量以控制各个指标可能有的季节性因素, $\epsilon_{i,t+1}$ 为误差项。参照 Petersen(2009)与 Gulen and Ion(2016)的做法, 为了纠正残差项中可能存在的横截面的和序列的相关性, 本文把回归的标准差聚集到(cluster)企业与季度的层面。

在渠道分析中, 本文将检验企业的政治联系与当地金融抑制程度的影响。为了衡量企业的政治联系, 基于 WIND 数据库企业年报, 作者人工搜集了政治联系数据。由于国企具有天然的政治联系, 政治联系指标是针对非国企而搜集的。具体而言, 我们采用了两个代理指标。一是以企业高管的政治经历衡量政治联系(Fan *et al.*, 2007; Calomiris *et al.*, 2010)。如果该企业高管层有全国人大、政协、一行三会的任职经历, 则给该企业的政治联系变量赋值为 1, 反之为 0。二是企业的业务招待费(entertainment and travel costs, 简称 ETC)。这一指标衡量了企业招待相关部门政府官员、原料供应商、客户等的花销, 可以视为企业为关系而做的投资(Cai *et al.*, 2011; Lin *et al.*, 2016)。为衡量金融抑制程度, 本文采用了樊纲等(2011)的分省市场化指标, 包括金融部门市场化指数(financial marketization)、贷款市场化指数(loan marketization, 以非国企获得的贷款占比衡量)和银行竞争程度指数(bank competition, 以非国有银行部门的存款占比衡量)。

另外, 在进一步分析中, 我们还要排除经济不确定性本身的影响。为了控制经济本身的不确定性, 我们需要不同经济参与者对经济前景的微观调查数据。自 2005 年起, 北京大学中国经济研究中心开展了“朗润预测”项目, 每季度公布 20—40 家机构对下季度 GDP 增速的预测值。基于此, 本文采用两种方式构建相关指标, 第一个指标是经济增速的预期, 即各机构对下季度 GDP 增速预测的均值(mean for forecast GDP growth), 对经济增速的预期越低, 经济本身的不确定性越大; 第二个指标是对经济前景的分歧, 即各机构对下季度 GDP 增速预测值的标准差(sd for forecast GDP growth), 对经济前景判断的分歧越大, 则经济本身的不确定性越大。

表 1 展示了主要变量的定义与描述性统计。

表 1 变量描述

变量	变量定义	观测值	均值	标准差
企业层面变量				
leverage	杠杆率=总负债/总资产	82 094	0.50	0.48
fixed assets/total assets	有形资产占比=固定资产/总资产	82 094	0.25	0.18

(续表)

变量	变量定义	观测值	均值	标准差
企业层面变量				
sales growth	销售额同比变化	71 717	0.97	26.85
log assets	总资产对数	82 059	20.78	1.2
political connection dummy	政治联系虚拟变量	54 855	0.069	0.25
ETC	业务招待费	22 818	0.28	1
时间序列变量				
EPU (Economic Policy Uncertainty)	经济政策不确定性指数	51	126.63	65.52
GDP growth	GDP 季度环比增速	51	2.28	1.07
mean for forecast GDP growth	GDP 增速预测均值	41	8.92	1.42
sd for forecast GDP growth	GDP 增速预测标准差	40	0.06	0.05
省级层面变量				
financial marketization	金融部门市场化指数(2003)	31	5.95	2.24
loan marketization	贷款市场化指数(2003)	31	6.63	2.24
bank competition	银行竞争程度指数(2003)	31	5.02	3.00

四、基本结果

首先，我们直观地看一下经济政策不确定性与杠杆率的关系。如图 4 所示，横轴是 EPU 指数，纵轴是杠杆率。对于国企而言，EPU 指数越高，杠杆率越高，呈现正相关的趋势；对于非国企而言，EPU 指数越高，杠杆率则越低，二者显著负相关。在中国当前的金融结构下，企业外部融资的主要渠道是银行贷款，因此杠杆率衡量了企业所能获取的信贷资源。由图可见，随着经济政策不确

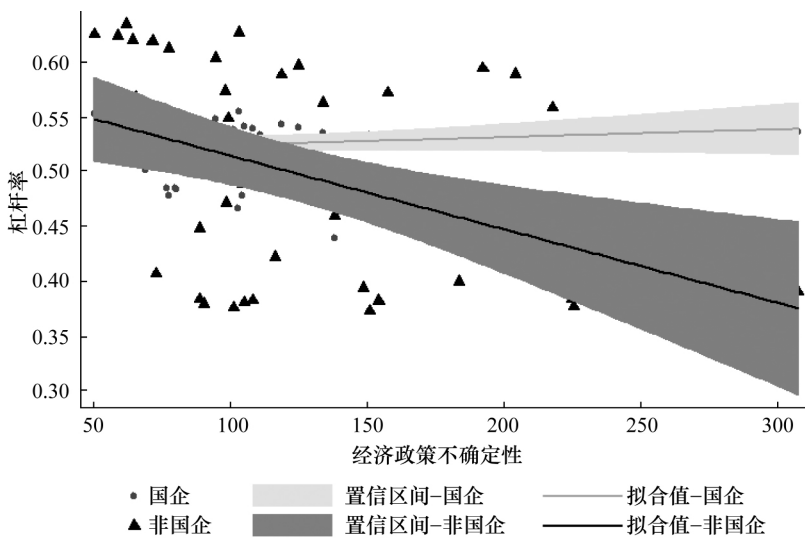


图 4 经济政策不确定性与杠杆率(国企与非国企对比)

注：每个点代表一个季度。

定性的增加, 国企获得的信贷资源越来越多, 非国企获取信贷资源越来越少, 二者的差距逐渐拉大。

表2汇报了回归的基准结果。回归(1)–(4)的EPU指数变量由月度指标的季度平均来衡量。回归(1)报告了经济政策不确定性对企业杠杆率的总体影响, EPU指数的系数为0.0120。在不区分国有企业与非国有企业的情况下, 平均而言, 中国上市公司的杠杆率会随着经济政策不确定性的增加而增加。这与中国的经济事实是一致的, 但与经济直觉是相反的。经济政策不确定性上升, 企业预期到投资风险增加, 杠杆率应该降低, 为什么在中国出现了相反的情况? 一个可能的解释是, 经济政策不确定性对中国上市公司的影响是异质的, 它在降低非国有企业杠杆率的同时, 会增加国有企业的杠杆率, 且后者的效应占据了主导。一方面, 这意味着国有企业挤占了非国有企业的金融资源; 另一方面, 在经济不确定性的冲击下, 上市国有企业的融资方式也在向债权融资倾斜, 由于中国的银行体系由国有银行主导, 债权融资相比于股权融资的市场化程度更低, 在经济政策不确定性下容易出现替换效应。在后续分析中, 我们将着重考察经济政策不确定性对企业杠杆率的异质影响。

回归(2)中EPU指数的系数为-0.0205, 和国有企业指标的交叉项系数为0.0683, 且均在1%水平上显著。以第(2)列为例, 当EPU指数上升1个标准差, 非国有企业的杠杆率降低0.0205个标准差, 即0.98个百分点⁴, 国有企业杠杆率上升0.0478个标准差, 即2.29个百分点。即EPU指数增加一个标准差, 下个季度国有企业相对非国有企业的杠杆率增加3.27个百分点。当我们在回归(3)和回归(4)中控制住整体经济增速以及固定资产比重、销售成长、资产规模等企业特征因素后, 政策不确定性对国有和非国有企业的异质性影响依然显著存在, 而且对非国有企业负债融资的负向影响系数更大。同样方法可得出EPU指数每增加一个标准差, 相对其他企业而言, 国有企业的杠杆率增加3.40个百分点(国有企业杠杆率增加2.05个百分点, 非国有企业杠杆率降低1.35个百分点)。

回归(5)–(8)参照Gulen and Ion(2016)对不同月份赋予不同权重构造季度的EPU指数变量, 再次进行回归。新构造方法依然没有改变基准回归的结果。综合表2各列结果, 政策不确定性对国有企业、非国有企业杠杆率的影响具有显著的异质性, EPU指数上升会增加国有企业杠杆率, 降低非国有企业的杠杆率。在后续分析中, 我们把第(4)列作为基准回归。

为什么经济政策不确定性对国有企业、非国有企业有异质影响呢? 从企业角度来讲, 国有企业具有天然的政治联系, 同时享有政府的隐性担保(Kornai, 1986; Khwaja and Mian, 2005)。因此, 经济政策不确定性升高的时期,

⁴ 根据表1总结, 企业杠杆率的标准差为0.48, 根据表2的系数, EPU指数每上升1个标准差, 非国有企业杠杆率下降0.0205个标准差, 即 0.0205×0.48 。

表 2 基准回归结果

变量	leverage (total liabilities/total assets)							
	月度简单加总				参考 Gulen and Ion (2016) 权重			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EPU×SOE		0.0683 *** (0.0047)	0.0673 *** (0.0047)	0.0709 *** (0.0048)		0.0636 *** (0.0044)	0.0626 *** (0.0044)	0.0657 *** (0.0046)
EPU	0.0120 *** (0.0026)	-0.0205 *** (0.0034)	-0.0248 *** (0.0034)	-0.0281 *** (0.0038)	0.0107 *** (0.0025)	-0.0195 *** (0.0032)	-0.0241 *** (0.0032)	-0.0251 *** (0.0036)
SOE	0.0798 *** (0.0216)	-0.0470 ** (0.0226)	-0.0458 ** (0.0226)	-0.0669 ** (0.0263)	0.0800 *** (0.0216)	-0.0367 (0.0224)	-0.0355 (0.0224)	-0.0554 *** (0.0262)
GDP growth			-0.0092 *** (0.0026)	0.0143 *** (0.0027)			-0.0104 *** (0.0027)	0.0142 *** (0.0027)
fixed assets/total assets				0.1074 *** (0.0106)				0.1075 *** (0.0106)
sales growth				-0.0196 *** (0.0032)				-0.0197 *** (0.0032)
log assets				0.1771 *** (0.0165)				0.1780 *** (0.0165)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
季度固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
标准误差聚集到企业	是	是	是	是	是	是	是	是
标准误差聚集到季度	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	79 146	79 146	79 146	69 115	79 146	79 146	79 146	69 115
R ²	0.7261	0.7272	0.7272	0.7442	0.7261	0.7270	0.7271	0.7441

注：括号内是标准误。对于第(1)–(4)列，我们使用月度简单加总的EPU指数，对于第(5)–(8)列，我们使用Gulen and Ion(2016)的月度权重。对于所有的回归，被解释变量都领先所有的解释变量一个季度。为了便于解释，我们把所有的变量除以其各自的标准差，进行标准化。与Petersen(2009)、Gulen and Ion(2016)保持一致，标准误差聚集到企业和季度层面。***、**和*分别表示变量在1%、5%和10%置信程度上显著。

国企本身所面临的不确定性要小于私企,承担的风险也要小于私企。从银行角度来看,中国银行准入与竞争受限,金融市场由国有银行主导,信贷发放的市场化程度不足。在金融抑制较强的地区,银行更倾向于支持国企(Beck and Levine, 2002),特别是在不确定性较高的时期,向国企放贷能够减少经济政策变动的风险;在金融市场较为完善的地区,行政干预较少,银行的决策将更多地考虑市场回报。

基于以上考虑,下文从两个角度检验经济政策不确定性的作用渠道。首先用政治联系虚拟变量与业务招待费衡量非国企的政治联系。相比于完全没有政治联系的非国企,具有政治联系的非国企既可以规避部分政策风险,也享有一定的政府担保。我们将考察政治联系是否会减弱所有制歧视。其次考察金融部门市场化程度、贷款市场化程度、银行竞争程度对所有制歧视的影响。为避免潜在的内生性问题,以上变量均采用2003年的取值,即样本期初正值。

参照 Li *et al.* (2008),表3检验政治联系的重要性,即相比于没有政治联系的非国企,具有政治联系的非国企是否可以得到更多的贷款。实证结果与预期相符。表3第(1)列中,EPU指数的系数为0.0364,EPU指数与非国企虚拟变量交互项的系数为-0.0586,说明EPU指数增加国企的杠杆率,降低非国企的杠杆率。在第(2)列中,按照有无政治联系,非国企被分为两类。尽管两类非国企的杠杆率都随EPU指数升高而下降,但有政治联系的非国企下降得更少。在第(3)列中,针对非国企的子样本,我们考察业务招待费(ETC)的作用。ETC与EPU指数的交互项显著为正,说明企业的业务招待费越多,或者说对政治联系的投资越多,经济政策不确定性对其杠杆率的负面影响越小。

表3 政策不确定性的影响渠道:政治联系

变量	leverage ratio (total liabilities/total assets)		
	基准 (1)	政治联系 (2)	业务招待费(非国企) (3)
EPU	0.0364*** (0.0039)	0.0364*** (0.0039)	-0.0388*** (0.0055)
EPU×non-SOE	-0.0586*** (0.0058)		
EPU×connection non-SOE		-0.0543*** (0.0083)	
EPU×non-connection non-SOE		-0.0590*** (0.0061)	
EPU×ETC			0.0157** (0.0077)
其他控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
季度固定效应	是	是	是

(续表)

变量	leverage ratio (total liabilities/total assets)		
	基准 (1)	政治联系 (2)	业务招待费(非国企) (3)
标准误聚集到企业	是	是	是
标准误聚集到季度	是	是	是
观测值	69 151	69 151	14 523
R ²	0.7441	0.7441	0.7847

注：括号内标准误。其他控制变量包括 SOE，SOE 与各个市场指数的交互项，GDP growth, fixed assets/total assets, sales growth 和 log assets。对于所有的回归，被解释变量都领先所有的解释变量一个季度。为了便于解释，我们把所有的变量都除以其各自的标准差做了标准化。与 Petersen (2009)、Gulen and Ion(2016)保持一致，标准误聚集到企业和季度层面。***, ** 和 * 分别表示变量在 1%，5%和 10%置信程度上显著。

接下来，本文考察在金融市场程度不同的地区中，经济政策不确定性的效果差异。下文利用樊纲等(2011)构建的省级市场化指数衡量金融市场化，具体包含三个指标：金融部门市场化指数，信贷发放市场化指数，以及银行竞争程度。其中，信贷发放市场化指数以非国有企业贷款占比衡量，银行竞争程度用非国有金融机构吸收存款占比衡量，金融部门市场化指数是信贷发放和竞争程度市场化指数的均值。为了避免政策不确定性对于市场化指标本身的影响，我们采用各个省份在样本期起始点的数值，即 2003 年的市场化指标。

表 4 在 EPU 指数和国有企业变量的基础上分别加入了金融市场化程度、信贷市场化程度和银行业竞争程度的指标与其交互项，结果分别列入回归(1)—(3)。在各列回归结果中，EPU 指数和 SOE 交互项系数均保持显著为正，而 EPU 指数、SOE 和金融市场化程度三项交互的系数均显著为负，也就是说，在金融市场化程度更高的地区，经济政策不确定性对国有企业信贷融资的相对正向影响更小，对非国有企业的相对歧视更弱。

下面以第(1)列的结果为例，考虑金融市场化程度能在多大程度上解释 EPU 指数的异质影响。在第(1)列中， $EPU \times SOE$ 的系数是 0.1426，即金融部门市场化指数为 0 的地区，EPU 指数每增加一个标准差，国有企业的杠杆率比非国有企业多增加 0.1426，可以理解为基准的所有制歧视程度为 0.1426。 $EPU \times \text{financial marketization} \times SOE$ 的系数为 -0.0103，即金融部门市场化指数每增加 1 个单位，所有制歧视程度将下降 0.0103。在样本覆盖的 31 个省级行政区别单位中，金融部门市场化指数的最大值是浙江，数值为 10.17，其所有制歧视的系数为 $0.1426 - 0.0103 \times 10.17 = 0.038$ ，金融部门市场化指数最小的是西藏，其所有制歧视系数为 $0.1426 - 0.0103 \times 0.73 = 0.135$ 。如果一省的金融市场化程度由西藏水平上升至浙江水平，其所有制歧视程度将下降 $(0.134 - 0.035) / 0.134 = 71.85\%$ 。这说明了金融市场化程度可以很大程度解释经济政策不确定性对国有企业、非国有企业的异质影响。在

金融部门市场化程度较高的地区，EPU指数的上升不会导致信贷资源从非国有企业向国有企业大幅转移，杠杆率的走势分化主要出现在金融抑制较强的省份。

表4 政策不确定性的影响渠道：金融市场完善程度

变量	leverage (total liabilities/total assets)		
	(1)	(2)	(3)
EPU×financial marketization×SOE	-0.0103*** (0.0030)		
EPU×loan marketization×SOE		-0.0101*** (0.0026)	
EPU×bank competition×SOE			-0.0075*** (0.0026)
EPU×financial marketization	0.0003 (0.0020)		
EPU×loan marketization		0.0006 (0.0017)	
EPU×bank competition			0.0039** (0.0019)
EPU×SOE	0.1426*** (0.0230)	0.1460*** (0.0215)	0.1206*** (0.0189)
EPU	-0.0303* (0.0160)	-0.0333** (0.0147)	-0.0544*** (0.0147)
其他控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
季度固定效应	是	是	是
标准误聚集到企业	是	是	是
标准误聚集到季度	是	是	是
观测值	69115	69115	69115
R ²	0.7445	0.7445	0.7443

注：括号内是标准误。其他控制变量包括 SOE，SOE 与各个市场指数的交互项，GDP growth, fixed assets/total assets, sales growth 和 log assets。对于所有的回归，被解释变量都领先所有的解释变量一个季度。为了有利于对结果的解释，我们把所有的变量都除以其各自的标准差做了标准化。与 Petersen(2009)、Gulen and Ion(2016)保持一致，标准误聚集到企业和季度层面。***，** 和 * 分别表示变量在 1%，5%和 10%置信程度上显著。

五、稳健性检验

在基准回归的基础上，本文进一步采用多种方式进行稳健性检验。首先，经济政策不确定性与经济本身的不确定性联系密切，经济本身的不确定性增加时，大多伴随相应的政策调整，从而增加经济政策的不确定性。那么，一旦控制经济本身的不确定性，经济政策的不确定性是否会仍有显著影响？参照 Baker *et al.* (2013)，本文用专家对经济的预测均值和方差来代表预期中的

经济基本状况与经济不确定性。具体而言，依据北京大学“朗润预测”对多家宏观经济研究机构的调研，本文采用各机构对 GDP 的预测均值和方差来衡量经济本身的不确定性。这一数据可得年份为 2005—2014 年，与基准样本相比，缺少 2003 年和 2004 年的数据。

相关结果呈现在表 5 中。回归(1)用 2005—2014 年的数据对表 1 基准结果进行了重新估计。回归(2)用“朗润预测”GDP 增速均值替代 GDP 增速，与回归(1)结果对比可见，EPU 指数估计系数的显著性、方向均不变，系数大小也基本不变。回归(3)在控制 GDP 增速的基础上加入“朗润预测”GDP 增速的预测方差来控制经济不确定性的影响，回归(4)进一步加入 GDP 增速预测方差和 SOE 的交互项来控制经济不确定性对国企和非国企的异质性影响，回归结果表明，经济本身的不确定性并未影响到经济政策不确定性的效果，不改变本文的基本结论。这一结果也在一定程度上控制了潜在的内生性，即杠杆率变化对经济预期的影响。

表 5 稳健性检验：控制经济本身的不确定性

变量	leverage (total liabilities/total assets)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
EPU×SOE	0.0635*** (0.0044)	0.0615*** (0.0044)	0.0637*** (0.0044)	0.0618*** (0.0044)
EPU	-0.0299*** (0.0035)	-0.0323*** (0.0033)	-0.0303*** (0.0035)	-0.0296*** (0.0035)
GDP growth	0.0132*** (0.0027)		0.0108*** (0.0026)	0.0105*** (0.0026)
mean level of forecast GDP		0.0145*** (0.0031)		
sd of forecast GDP			2.2403*** (0.5326)	4.4797*** (0.8618)
sd of forecast GDP×SOE				-3.9535*** (1.0302)
其他控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
季度固定效应	是	是	是	是
标准误聚集到企业	是	是	是	是
标准误聚集到季度	是	是	是	是
观测值	61 400	60 197	61 400	61 400
R ²	0.7724	0.7783	0.7725	0.7726

注：括号内是标准误。其他控制变量包括 SOE, GDP growth, fixed assets/total assets, sales growth 和 log assets。对于所有的回归，被解释变量都领先所有的解释变量一个季度。为了便于解释，我们把所有的变量都除以其各自的标准差做了标准化。与 Petersen(2009)、Gulen and Ion(2016)保持一致，标准误聚集到企业和季度层面。***, ** 和 * 分别表示变量在 1%, 5% 和 10% 置信程度上显著。

根据以上回归,经济政策不确定性的增加导致了杠杆率的走势分化,国有企业杠杆率增加,而非国有企业杠杆率降低。但一个潜在问题是,如果国有企业的经济重要性更大,这种分化可能是规模歧视所致,而非所有制歧视。为了区分规模歧视和所有制歧视,本文进行如下检验。首先,把每年每个城市内销售规模位于前50%、40%、30%和20%的企业定义为经济重要性较高的企业($\text{sales star}=1$),然后将这个虚拟变量与EPU指数的交互项,以及与SOE的交互项,以及与这两个变量的共同交互项都放入回归中。如果如上所言,政策不确定性的效果主要是体现在规模上或者说是经济重要性上的歧视,那么此时我们的核心解释变量,经济政策不确定性与国有企业的交互项系数的显著性应该消失,或者系数有较大的变化。如表6所示,控制这一影响后并未改变原来的所有制歧视的结果,即经济政策不确定性增加增强仍然会对国有和非国有企业产生异质影响。所以,本文排除了“规模”或“经济重要性”的歧视,即肯定了信贷资金分配上的歧视是源于所有制差异。

表6 稳健性检验:排除规模歧视

变量	leverage (total liabilities/total assets)			
	50th	40th	30th	20th
	(1)	(2)	(3)	(4)
EPU×SOE	0.0701*** (0.0064)	0.0728*** (0.0061)	0.0710*** (0.0057)	0.0713*** (0.0054)
EPU×sales star	0.0064 (0.0054)	0.0051 (0.0052)	0.0013 (0.0053)	0.0031 (0.0056)
EPU×SOE×sales star	-0.0005 (0.0056)	-0.0043 (0.0055)	-0.0004 (0.0056)	-0.0020 (0.0057)
EPU	-0.0313*** (0.0051)	-0.0303*** (0.0048)	-0.0286*** (0.0044)	-0.0288*** (0.0041)
其他控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
季度固定效应	是	是	是	是
标准误聚集到企业	是	是	是	是
标准误聚集到季度	是	是	是	是
观测值	69 115	69 115	69 115	69 115
R ²	0.7442	0.7442	0.7442	0.7442

注:括号内是标准差。第(1)列中,如一个企业的销售额超过了当年同一地级市50%的企业,则把它定义为经济重要性较大的企业,即虚拟变量sale star为1。在第(2)–(4)列中,此临界值依次为60%,70%和80%。其他控制变量包括SOE, sales star, SOE×sales star, GDP growth, fixed assets/total assets, sales growth和log assets。对于所有的回归,被解释变量都领先所有的解释变量一个季度。为了便于解释,我们把所有的变量都除以其各自的标准差做了标准化。与Petersen(2009)、Gulen and Ion(2016)保持一致,标准误聚集到企业和季度层面。***, **和*分别表示变量在1%,5%和10%置信程度上显著。

另一潜在问题是,与经济政策不确定性升高同时发生的,是四万亿刺激

政策的出台。Johansson and Feng(2015)和 Pan *et al.* (2016)认为, 四万亿刺激政策导致了杠杆率走势分化。那么, 控制刺激政策的影响后, 本文结论是否依然成立呢? 在表 7 中, 本文进行了三个检验, 以控制刺激政策的效果。我们加入时间虚拟变量 *after2008q4*, 在 2008 年第 4 季度之后赋值为 1, 之前为 0。参照 Johansson and Feng(2015)的设定, 第(1)列的回归变量加入了 *after2008q4* 及其与 SOE 的交互项。回归结果显示, *after2008q4* 的系数显著为负, 而交互项的系数显著为正, 且绝对值更大。这与 Johansson and Feng (2015)是一致的, 说明四万亿刺激政策使国企杠杆率增加, 非国企的杠杆率下降。另外, EPU 及其与 SOE 的交互项依然显著, 但绝对值有所减小。这意味着本文结论依然成立, 经济政策不确定性的升高与四万亿刺激政策都导致了杠杆率走势分化。第(1)列回归设定的局限在于, 假设了四万亿刺激性政策对所有行业有相同的影响, 但实际上, 其资金主要流向了基础设施行业。因此, 在第(2)列和第(3)列, 本文进一步考虑四万亿刺激政策受益行业。在第(2)列中, 通过加入 *after2008q4* 与基础设施行业虚拟变量 *infrastructure* 的交互项, 回归检验受益行业假设是否成立。结果显示, *after2008q4* 不再显著, 而 *infrastructure* 与 *after2008q4* 的交互项显著为正, 且绝对值更大, 说明基础设施行业的确是四万亿刺激政策的受益行业。在第(3)列中, 我们进一步控制了 SOE 与刺激政策的交互项, 以考察刺激政策对国企、非国企的异质影响。*infrastructure*、*after2008q4* 和 SOE 的(1)项交互项显著为正, 说明刺激政策导致国企杠杆率上升。然而, EPU 及其与 SOE 的交互项的系数与第(1)列基本相同, 说明经济政策不确定性仍具有一定的解释力, 本文结论依然成立。

表 7 稳健性检验：考虑四万亿刺激政策

变量	leverage ratio (total liabilities/total assets)		
	不考虑受益行业	基础设施行业受益	基础设施行业受益
	(1)	(2)	(3)
EPU×SOE	0.0308*** (0.0036)	0.0666*** (0.0048)	0.0418*** (0.0036)
EPU	-0.0157*** (0.0029)	-0.0278*** (0.0036)	-0.0164*** (0.0031)
<i>after2008q4</i>	-0.0776*** (0.0184)	-0.0018 (0.0112)	-0.0904*** (0.0172)
SOE× <i>after2008q4</i>	0.2027*** (0.0211)		0.1613*** (0.0199)
<i>infrastructure</i> × <i>after2008q4</i>		0.1912*** (0.0272)	0.0237 (0.0659)
<i>infrastructure</i> × <i>after2008q4</i> ×SOE			0.1620** (0.0682)

(续表)

变量	leverage ratio (total liabilities/total assets)		
	不考虑受益行业	基础设施行业受益	基础设施行业受益
	(1)	(2)	(3)
其他控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
季度固定效应	是	是	是
标准误聚集到企业	是	是	是
标准误聚集到季度	是	是	是
观测值	69 115	69 115	69 115
R^2	0.7457	0.7451	0.7464

注：括号内是标准误。第(1)列中，参照 Johansson and Feng(2015)，回归中加入了时间虚拟变量 after2008q4 及其与 SOE 的交互项，以控制 2008 年后四万亿刺激政策的影响。在第(2)列中，定义基础设施行业为四万亿刺激性政策的受益行业，并在回归中加入基础设施行业虚拟变量 infrastructure 与 after2008q4 的交互项，以检验受益行业的假设。第(3)列中，进一步加入了 SOE 与 after2008q4 以及 infrastructure×after2008q4 的交互项，以检验四万亿刺激政策是否倾向于国企。其他控制变量包括 SOE, GDP growth, fixed assets/total assets, sales growth 和 log assets。对于所有的回归，被解释变量都领先所有的解释变量一个季度。为了有利于对结果的解释，我们把所有的变量都除以其各自的标准差做了标准化。与 Petersen(2009)、Gulen and Ion(2016)保持一致，标准误聚集到企业和季度层面。***, ** 和 * 分别表示变量在 1%, 5% 和 10% 置信程度上显著。

此外，经济政策不确定性对企业融资的影响可能不局限于 1 个季度，而是具有长期效果。本文将经济政策不确定性变量滞后期数增加，以考察其影响的滞后性长达多久。如图 5，列出了更多滞后期的交互项估计系数的结果，横轴为滞后期数，实线为估计系数，虚线表示置信区间。由图 5 结果可见，经济政策不确定性的影响具有长期效果，在前 2 年的影响较强，各期效果随时间递减。

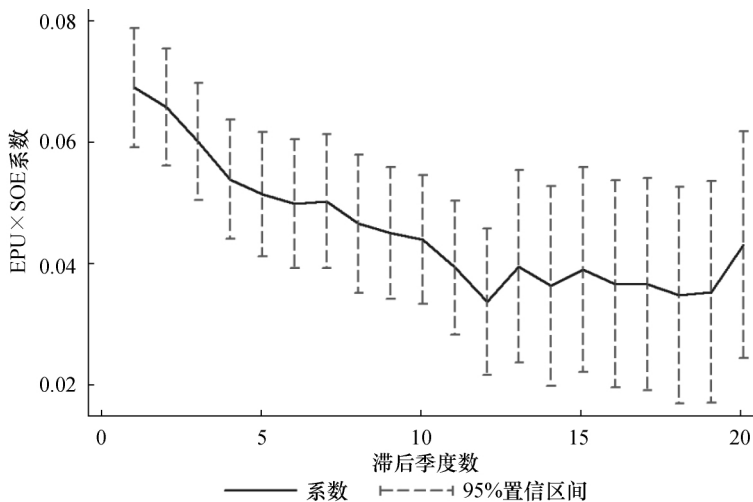


图 5 政策不确定性的长期效果：20 期以内

六、总 结

自金融危机以来，国企的杠杆率略有升高，而非国企杠杆率下降，杠杆率走势分化。在国企效率与偿付能力相对较低的情况下，杠杆率的走势分化不仅加剧了金融资源配置的扭曲，而且弱化了“去杠杆”政策的效果。盲目地去杠杆，很可能导致好杠杆被坏杠杆挤出。本文从经济政策的不确定性入手，从新的角度解释杠杆率的走势分化，并为当前的“去杠杆”讨论提供一个新的政策切入点。

利用 Baker *et al.* (2016) 基于新闻构建的经济政策不确定性指标与上市公司 2003—2014 年间的季度数据，本文验证经济政策不确定性对国企、非国企的异质影响。研究发现，第一，经济政策不确定性与杠杆率的走势分化显著相关，EPU 指数每增加 1 个标准差，国有企业的杠杆率增加 2.05 个百分点，非国企杠杆率下降 1.35 个百分点，而在金融抑制更强的地区，上述结论更加明显；第二，在考虑了四万亿刺激政策、经济本身的不确定性、规模歧视等可能的遗漏变量之后，以上结果依然稳健；第三，经济政策不确定性不仅作用于短期，在较长时期内依然存在，实证分析显示其持续时间在两年以上。

上述结果对于“去杠杆”的讨论具有重要意义。其一，金融危机以来，国企与非国企的杠杆率走势分化。说明“去杠杆”不能仅考虑总量问题，还应考虑结构优化。如果好杠杆能够增加，坏杠杆同步下降，即便杠杆率仍在提升，经济总体的风险也会下降。从优化杠杆率结构的角度，本文提供了政策抓手。要避免好的杠杆被坏杠杆挤出，政策制定者应注意平时增强市场沟通，加强对市场参与者的预期引导，如果政府下决心要对经济政策进行调整，那么就要尽可能地保持政策的长期一致性，避免经济政策的“朝令夕改”。

其二，消除产权歧视，减少隐性担保，是降低经济风险、提高经济效率的必要改革。要更根本地减少杠杆率所带来的经济风险，仍需进一步推进国企改革，解决国企的预算软约束问题，让某些低效率的僵尸企业退出市场，以更好地发挥市场对企业的自我调节功能，降低企业尤其是部分国企对政府的过度依赖，这样才能保证经济的长期可持续发展。无论国企改革的目标是做强、做大还是瘦身、提效，国企和非国企都应该公平竞争，受同样的市场纪律约束。保护一部分企业、歧视另一部分企业的做法有违市场经济公平与效率的基本原则。

其三，本文提示了金融改革紧迫性。较为市场化的金融环境，可以弱化杠杆率的国进民退现象，让资源相对更加有效地配置。要缓解经济政策不确定性上升时资源配置的扭曲，应进一步推进金融改革，增强金融体系的市场

化程度。让市场成为金融资源配置的决定性因素,这是党的十九大决定的改革基调,这不但要求利率、汇率更多地由市场供求决定,金融资源配置也要严格遵循回报与风险兼顾的原则。

参 考 文 献

- [1] Azzimonti, M., and M. Talbert, “Polarized Business Cycles”, *Journal of Monetary Economics*, 2014, 67, 47—61.
- [2] Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis, “Measuring Economic Policy Uncertainty”, *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (4), 1593—1636.
- [3] Baker, S. N., Bloom, S. J. Davis, and X. Wang, “A Measure of Economic Policy Uncertainty for China”, work in progress, University of Chicago, 2013.
- [4] Beck, T., and R. Levine, “Industry Growth and Capital Allocation: Does Having A Market-or Bank-based System Matter?”, *Journal of Financial Economics*, 2002, 64(2), 147—180.
- [5] Bernanke, B. S., “Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1983, 98(1), 85—106.
- [6] Bloom, N., M. Floetotto, N. Jaimovich, I. Saporta-Eksten, and S. J. Terry, “Really Uncertain Business Cycles”, National Bureau of Economic Research, 2012(No. w18245).
- [7] Bond, S. R., and J. G. Cummins, “Uncertainty and Investment: An Empirical Investigation Using Data on Analysts”, Profits Forecasts, SSRN Working Paper Series, 2004.
- [8] Born, B., and J. Pfeifer, “Policy Risk and the Business Cycle”, *Journal of Monetary Economics*, 2014, 68, 68—85.
- [9] Cai, H., H. Fang, and L. C. Xu, “Eat, Drink, Firms, Government: An Investigation of Corruption from the Entertainment and Travel Costs of Chinese Firms”, *The Journal of Law and Economics*, 2011, 54(1), 55—78.
- [10] Calomiris, C. W., R. Fisman, and Y. Wang, “Profiting from Government Stakes in A Command Economy: Evidence from Chinese Asset Sales”, *Journal of Financial Economics*, 2010, 96(3), 399—412.
- [11] Dewenter, K. L., and P. H. Malatesta, “State-owned and Privately Owned Firms: An Empirical Analysis of Profitability, Leverage, and Labor Intensity”, *The American Economic Review*, 2001, 91(1), 320—334.
- [12] Faccio, M., “Politically Connected Firms”, *The American Economic Review*, 2006, 96(1), 369—386.
- [13] Fan, J. P., T. J. Wong, and T. Zhang, “Politically Connected CEOs, Corporate Governance, and Post-IPO Performance of China’s Newly Partially Privatized Firms”, *Journal of Financial Economics*, 2007, 84(2), 330—357.
- [14] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏,《中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2011 年度报告》。北京: 经济科学出版社, 2011 年。

- [15] Ghosal, V., and P. Lounгани, "Product Market Competition and the Impact of Price Uncertainty on Investment: Some Evidence from US Manufacturing Industries", *The Journal of Industrial Economics*, 1996, 44(2), 217—228.
- [16] Gilchrist, S., J. W. Sim, and E. Zakrajšek, "Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics", National Bureau of Economic Research, 2014.
- [17] 荀琴、黄益平、刘晓光, "银行信贷配置真的存在所有制歧视吗?", 《管理世界》, 2014 年第 1 期, 第 16—26 页。
- [18] Gulen, H., and M. Ion, "Policy Uncertainty and Corporate Investment", *Review of Financial Studies*, 2016, 29(3), 523—564.
- [19] Johansson, A. C., and X. Feng, "The State Advances, the Private Sector Retreats? Firm Effects of China's Great Stimulus Program", *Cambridge Journal of Economics*, 2015, 75, 1—34.
- [20] Julio, B., and Y. Yook, "Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles", *The Journal of Finance*, 2012, 67(1), 45—83.
- [21] Khwaja, A. I., and A. Mian, "Do Lenders Favor Politically Connected Firms? Rent Provision in An Emerging Financial Market", *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120 (4), 1371—1411.
- [22] Kornai, J., "The Soft Budget Constraint", *Kyklos*, 1986, 39(1), 3—30.
- [23] Leahy, J., and T. M. Whited, "The Effects of Uncertainty on Investment: Some Stylized Facts", *Journal of Money, Credit and Banking*, 1996, 28(1), 64—83.
- [24] Li, H., L. Meng, Q. Wang and, L. A. Zhou, "Political Connections, Financing and Firm Performance: Evidence from Chinese Private Firms", *Journal of Development Economics*, 2008, 87 (2), 283—299.
- [25] Lin, C., R. Morck, B. Yeung, and X. Zhao, "Anti-corruption Reforms and Shareholder Valuations: Event Study Evidence from China", National Bureau of Economic Research, No. w22001, 2016.
- [26] Minton, B. A., and C. Schrand, "The Impact of Cash Flow Volatility on Discretionary Investment and the Costs of Debt and Equity Financing", *Journal of Financial Economics*, 1999, 54(3), 423—460.
- [27] Pan, S., K. Shi, L. Wang, and J. J. Xu, "Excess Liquidity and Credit Misallocation: Evidence from China", SSRN, 2016.
- [28] Petersen, M. A., "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches", *Review of Financial Studies*, 2009, 22(1), 435—480.
- [29] 施康、王立升, "分清 '好杠杆' 和 '坏杠标'", <http://opinion.caixin.com/2016-03-15/100920239.html>, 2016.
- [30] 钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林, "我国企业债务的结构性问题", 《经济研究》, 2016 年第 7 期, 第 102—117 页。

Economic Policy Uncertainty, Implicit Guarantee and Divergence of Corporate Leverage Rate

YANG JI*

(*Xiamen University*)

XU WANG* YUYAN TAN YIPING HUANG

(*Peking University*)

Abstract The leverage rate of SOE is rising while leverage rate of nonSOE is decreasing in China since financial crisis. Employing news-based economic policy uncertainty (EPU) index and quarterly financial data of listed firms from 2003 to 2014, we confirmed the heterogeneity effects of EPU. It is found that with an increase in EPU of one standard error, in the next quarter, the leverage rate of SOEs will increase by 2.05 percent points, while leverage rate of non-SOEs will drop 1.35 percent points. It is more so in financial repressed areas, and remains significant after controlling for economic uncertainty and size discrimination. The structure optimization of leverage is emphasized in this paper and policy suggestions as improving policy communication and enhancing financial liberalization are offered.

Key Words economic policy uncertainty, implicit guarantee, leverage

JEL Classification G32, E44, P26

* Corresponding Author: Xu Wang, National School of Development, Peking University, Haidian District, Beijing, 100871, China; Tel:86-15210593923;E-mail:936391828@qq.com