

清华大学中国现代国有企业研究院资助项目

项目成果——

国有企业在经济增长中的作用分析

研究报告

清华大学经济管理学院 陆毅

2020年11月

国有企业在经济增长中的作用分析

国有企业作为中国特色社会主义经济发展的“顶梁柱”，不仅为中国经济稳定发展提供了必要的支撑，同时也是维护中国经济独立和国家安全的重要保障。改革开放 40 年来，国有企业改革经历了放权让利、利改税、经营承包制、转换经营机制、建立现代企业制度等多个阶段，管理制度与治理结构发生了根本变化，创新能力和市场竞争力也不断增强。同时，国有企业还承担了稳定宏观经济的任务和保障民生服务的责任。现阶段，中国面临的国内外形势日益错综复杂，新冠肺炎疫情和逆全球化双重压力叠加，宏观政策逆周期调节接连出招。国有企业作为国家经济稳定发展的“压舱石”，积极带动上下游产业和中小企业全面复工复产，为夺取疫情防控和实现经济社会发展目标双胜利提供了强大支撑和保障。

本报告基于 2003-2013 年中国工业企业数据，考察了经济下行期国有企业对行业内其他非国有企业生产经营的影响，检验国有企业的逆周期调节效应。在此基础上，本文从投资和就业两个方面探讨国有企业的逆周期调节机制。最后，本文进一步考察了国有企业对行业内非国有企业的资金链保障效应。

报告发现：（1）在经济增速逐步放缓、经济下行压力加大时期，国有企业不仅保障了非国有企业的生产效率和产出规模等生产业绩，同时还提高了非国有企业的销售规模和出口规模等销售业绩，从而增强了非国有经济主体应对负面冲击的能力。（2）国有企业主要通过稳定非国有企业的资金流和投资流来发挥逆周期调节作用，就业调节机制则不显著。（3）国有企业分别从内部融资和债务融资两个方面显著地稳定了行业内非国有企业的资金链。国有企业不仅通过降低行业内非国有企业的应收账款进而提升其现金持有规模，同时还显著降低了非国有企业的借贷利息率，并且获得了更多债务融资。（4）国有企业的逆周期调节主要作用于民营企业和产业链下游行业的非国有企业。

基于以上发现，本报告给出如下政策建议：探究国有企业正外部性，客观评价国有企业的经济地位；优化国有资本结构，发挥国有企业的上下游产业链稳定作用；提升国有企业运行效率，加强国有企业的“顶梁柱”作用；加强国企民企合作，强化国有企业的“压舱石”作用；提升国有企业创新力，加强国有企业创新外溢；畅通就业机制，强化国有企业的逆周期宏观调节。

一、国有企业发展背景及现状

该部分主要分析国有企业在中国经济中的地位和改革开放以来国有企业的改制历程，并对国有企业的经营效率和宏观调控机制进行综述，从而对国有企业的发展背景、现状和经济调节机制有一定的了解。

（一）国有企业的经济地位

坚持公有制经济主体和发挥国有经济主导作用，是多种所有制经济共同发展的前提保证，也是中国特色社会主义基本经济制度的核心和基石。党的十八大以来，习近平总书记就国有经济问题发表了一系列重要讲话，做出了许多重要指示。2013年11月，习近平总书记在十八届三中全会中指出，“必须毫不动摇巩固和发展公有制经济，坚持公有制主体地位，发挥国有经济主导作用”。习近平总书记在多次工作会议和调研期间不断强调，“国有企业是壮大国家综合实力、保障人民共同利益的重要力量，必须理直气壮做强做优做大国有企业，增强国有经济活力、控制力、影响力、抗风险能力”。

许多国有企业在经济体量和技术质量上具有明显优势，有着更强的风险抵御能力。2020年初，新冠肺炎疫情爆发对中国经济造成了巨大冲击，大范围的停工停产使得生产和消费剧烈下滑。2020年3月份以来，随着疫情防控形势逐步向好，各地国有企业带头复工复产，向其他市场主体传达积极信号，最大程度地给予民营企业复工复产的信心，从而发挥了国民经济“稳定器”的作用。2020年4月22日，习近平总书记在西安考察调研时，肯定了国有企业在复工复产推进中的“主力军”角色。由此可知，不管是在中国生产力落后的阶段，还是在经济快速发展的阶段，国有企业始终是中国经济发展的重要支柱。

图 1.1 为国有企业占比随时间变化的趋势图。在金融危机爆发前，2003-2007年国有企业数目占比和资产占比不断下降。2003年以来，国有企业改革取得众多突破和进展，国有经济结构调整快速推进，新的国有资产监管体制初步建立，国有企业股份制改造步伐加快，国有企业占比下降。但是，在2008年金融危机爆发后，国有企业资产占比明显上升，国有企业数目占比也略有增加。这意味着，国有企业相对更有能力应对全球性金融危机带来的负面冲击。

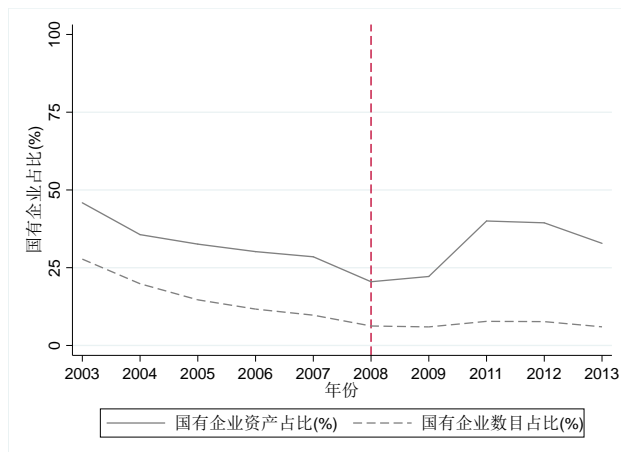


图 1.1 国有企业占比的时间变化趋势

(二) 国有企业的改革进程

1978 年以来，国有企业经历了一系列改革。总结来看，国有企业改革主要有四个阶段：第一阶段为 1978-1992 年的“放权让利”和承包责任制改革；第二阶段是 1993-2003 年的现代企业制度改革，“抓大放小”引入竞争淘汰机制，提升国有企业的市场效率；第三阶段是 2003-2012 年的国有资本管理和深化产权制度改革，2003 年国有资产监督管理委员会（简称“国资委”）的成立使得国有企业改革进入深化阶段。第四阶段为 2013 年以来的以管资本为主推进国有资产监管机构职能转变，涉及国有资本授权经营体制的改革。从扩大自主权、厂长负责制、内部经营承包制，到实行公司制股份制，国有企业与市场经济的融合度不断提升，经营效率大为改善。众多文献证实了国有企业产权改革通过降低企业成本来提高企业生产效率和利润率（Shleifer and Vishny, 1997; Megginson, 2001; 宋立刚和姚洋, 2005; 胡一凡等, 2006; 白重恩等, 2006）。还有一些研究论证了国有企业产权改革之民营化方向的正确性（刘小玄, 2005; 刘小玄和李利英, 2005）。

但是，与民营企业相比，国有企业的生产效率仍然较低。表 1.1 为 2003-2013 年国有企业与非国有企业生产和销售指标的描述统计结果。观察表 1.1 可以发现，国有企业的平均产出规模、平均生产率（劳动生产效率和全要素生产率）、平均销售规模和平均出口规模均显著小于非国有企业的相应指标。此外，国有企业积累了较多历史遗留问题，需要进一步推进改革。例如，一些国有企业的市场主体

地位仍然有待确立，很多国有企业的现代企业制度尚不健全，国有资本运行效率有待进一步提高，国有资产流失严重等等（宋方敏，2017）。

表 1.1 国有企业与非国有企业经营指标的统计比较

变量	企业类别	样本量	均值	均值差异
<i>lnoutput</i>	国有	247318	10.4956	-0.0892 ^{***}
	非国有	2308105	10.5848	(0.0000)
<i>lnlaborprod</i>	国有	245401	5.4710	-0.2451 ^{***}
	非国有	2281998	5.7161	(0.0000)
<i>tfp_solow</i>	国有	233531	0.0160	-0.0159 ^{***}
	非国有	2082445	0.0319	(0.0000)
<i>lnsale</i>	国有	247375	10.4711	-0.0892 ^{***}
	非国有	2308129	10.5603	(0.0000)
<i>lnexport</i>	国有	229650	0.8557	-0.7749 ^{***}
	非国有	2011441	1.6306	(0.0000)

注：数据来源于中国工业企业数据库，企业产出、销售收入、出口额和固定资产根据相应的价格指数进行了平减。为排除国有企业与非国有企业规模的统计口径差异，本文将2003-2007年产品销售收入（或主营业务收入）在500万元以下的国有企业剔除，同时将2009-2013年产品销售收入（或主营业务收入）在2000万元以下的国有企业剔除。括号中为国有企业样本和非国有企业样本的指标平均值差异的p值。上标^{***}、^{**}、^{*}分别表示1%、5%和10%的统计显著性。

需要明确的是，深化国有企业改革并不意味着削弱或者消除国有企业，而是要加快国有经济布局优化、结构调整和战略性重组。党的十九大报告明确要求继续深化国有企业改革，推动国有资本做强做优做大。调整优化国有经济布局结构，是提升国有企业整体功能和效率的迫切需要。国有经济的布局优化主要体现在如下三方面：第一，在遵循市场化原则的条件下，促进国有资本向符合国家战略的重点行业¹、关键领域和优势企业集中；第二，以拥有优势主业的企业为主导，开展煤炭、钢铁、海工装备、环保等领域的资源整合，推动相关产业优化升级，提升资源配置效率；第三，带头推进供给侧结构性改革，加快处置低效无效资产

¹ 战略性行业主要包含装备制造、煤炭、电力、通信、化工等领域。

和“僵尸企业”，积极化解过剩产能，切实解决历史遗留问题。深入推进国有经济布局调整，对于推动产业升级和促进民营经济发展意义重大。公益性、基础性、战略性行业等公共服务由于其自然垄断特点和外部性特征，往往存在供给不足的问题。国有企业若能向这些上游行业和基础行业调整来弥补市场失灵问题，则可以充分发挥其经济外部性，巩固国有企业在中国经济中的支柱地位。

（三）国有企业的微观经营效率

关于国有企业效率的研究主要发现“国有企业在微观层面低效、宏观层面高效”的结论，即国有企业自身经营效率较低，但是承载了较多社会责任和政治目标（刘瑞明，2013）。从国有企业的微观效率来看，学者们的研究普遍认为国有企业效率低下，存在生产效率与创新效率的双重损失（Jefferson et al., 2006；吴延兵，2012；董晓庆等，2014）。范建双等（2015）基于30个省自治区的数据分析发现，国有企业的综合效率低于外资企业和民营企业。国有企业的低效表现引发了广泛的关注和争议，加速了国有企业改革进程，甚至引发了“国有企业还要不要”等问题的讨论。

关于国有企业微观效率为何低下，现有文献将其归结为如下三个原因。其一，政策性负担论。国有企业效率低下的原因之一在于国有企业往往承担了一系列政策性负担（林毅夫等，2004；沈志渔等，2008；廖冠民和沈红波，2014）。例如，根据国家发展战略需要，国有企业可能需要在非优势行业进行生产或从事基础研发（Lin and Tan, 1999）；一些国有企业承担了维护社会就业稳定的重要任务，尤其是在逆经济周期时期，国有企业面临不能随意裁员的约束（林毅夫和李志赞，2004）；此外，一些能源、运输等行业的国有企业产出价格会被迫要求低于市场价格，使得国有企业盈利能力较弱。其二，产权论。张维迎（1999）认为，国有企业效率低的根本原因在于国家所有制（即全民所有制）引发的一系列委托代理问题和效率损失。众多文献证实了国有企业产权改革通过降低企业成本来提高企业生产效率和利润率（Shleifer and Vishny, 1997；Megginson, 2001；宋立刚和姚洋，2005；胡一凡等，2006；白重恩等，2006）。其三，契约论。张军（1994）指出，国家与国有企业之间存在隐性契约关系，国家无法随意退出该合约关系，从而无法很好地约束国有企业，导致了国有企业的低效率。

国有企业的政策性负担既有可能来自政府的强制性摊派,也有可能来自于企业高管人员的晋升激励。2003年3月,国务院国有资产监督管理委员会(国资委)成立后,于当年11月颁布了《中央企业负责人经营业绩考核暂行办法》,并且,地方政府也制定了类似的国有企业考核办法。2009年,国资委为了相应国家可持续发展战略,将企业社会责任作为国有企业绩效考核的重要指标之一。这些办法同时从企业财务业绩和政策性负担两方面对国有企业进行考核,进而决定国有企业高管的任免(陈冬华等,2011;刘青松和肖星,2015)。Liao et al.(2009)等研究发现,政府对国有企业高管的业绩评价会考虑其政策性负担。为了争取更多晋升机会,国有企业高管会而主动承担更多的政策性负担,甚至利用政策性负担获得预算软约束,同时掩盖其在企业经营方面的短板(林毅夫和谭国富,2000)。

(四) 国有企业的宏观调控机制

与微观层面的低效率不同的是,一些研究发现国有企业在宏观层面是富有效率的(刘元春,2001)。考虑国有企业的经济外部性和社会服务供给后,国有企业的宏观效率处于较高水平。根据现有研究来看,国有企业的宏观效率主要体现在技术创新外溢和宏观经济稳定方面。

首先,国有企业作为克服市场失灵和政府失灵的制度安排,在技术模仿、技术扩散和技术赶超方面扮演着重要角色。吴友和刘乃全(2016)的研发发现,国有企业是创新溢出的“净输出方”,而民营企业为创新溢出的最大受益者。叶静怡等(2019)也证实了国有企业的知识溢出对民营企业创新产出有显著的正向影响,而民营企业则不具有显著的创新外溢效应,这种作用的非对称性主要源于国有企业比民营企业从事了更多的基础性研究。由于国有企业不仅可以获得更多的政府补贴,而且比民营企业具有更长的历史和更多的技术积淀,因而在基础性、通用性的技术发展中具有独特的优势和作用(金碚,2015)。与应用性研究相比,基础性研究的专有程度更低,可以形成更大的正外部性(Griliches,1979)。因此,国有企业的基础性研发可以带来更强的知识外溢。

其次,国有企业承担着维护宏观经济稳定、提供社会福利和公共品等政治目标。詹新宇和方福前(2012)发现,国有企业改革对实现中国宏观经济平稳增长有重要意义。郭婧和马光荣(2019)基于1993-2011年省级面板数据,发现国有

经济投资具有波动性小、逆周期性等特征，而非国有经济投资具有明显的顺周期性特征，表明国有经济投资发挥了稳定宏观经济的功能。在经济周期下行阶段，国有企业会更加积极地发挥其宏观调控功能。陈冬等(2016)发现在经济下行期，国有企业呈现显著的“逆经济周期支持效应”，即国有企业会减少避税程度，增加的税收收入很大程度地弥补了地方财政收入和支出之间巨大的缺口。Dewenter and Malatesta (2001)、曾庆生和陈信元(2006)等研究证实了国有企业在促进就业方面的积极作用。刘海洋等(2019)发现，国有企业成立时规模较大，短期内会增进就业。

国有企业的逆周期调节效应不仅体现在自身经营的稳定性上，也表现在对其他经营主体的外部性影响上。例如，在新冠肺炎疫情冲击下，国有企业通过多种途径帮扶中小企业，发挥经济“稳定器”功能。一方面，国有企业积极减免中小企业租金，及时清算拖欠中小企业的货款，从而帮助其快速回笼资金，保障企业的现金流和投资流。另一方面，很多大型国有企业建立了“一对一”、“一对多”帮扶机制，在产业链合作方面给予上下游企业很大的支持，帮助其应对负外部性冲击。

二、国有企业的逆周期调节效应

该部分主要考察了经济下行期国有企业对行业内其他非国有企业生产经营的影响，检验国有企业的逆周期调节效应。在此基础上，本文从投资和就业两个方面探讨国有企业的逆周期调节机制。最后，本文考察了国有企业逆周期调节作用在民营企业与外资企业、产业链上游与下游方面的异质性表现。这些问题的分析有助于全面了解国有企业在国民经济中的重要地位，同时也可为企业参与逆周期宏观调控提供重要的理论基础。

（一）经济周期波动与企业经营业绩变动

1. 经济周期波动

图 2.1 为 2000-2019 年中国国内生产总值（GDP）增长率的变化趋势。观察可知，中国在 2001 年加入世界贸易组织（WTO）以来，GDP 增长率大幅攀升，并在 2007 年达到波峰值 14.23%。随着 2008 年 9 月全球金融危机的爆发，中国 GDP 增长率快速回落至 9.65%，经济面临硬着陆风险。



图 2.1 经济周期波动

注：数据来源于国家统计局。

为了应对这一负外部性冲击，中国政府于 2008 年 11 月推出扩内需、稳经济的一系列措施，到 2010 年底约投资 4 万亿元，对中国提振市场信心发挥了重要的作用。为此，中国 GDP 增长率在 2010 年有所回升。然而，4 万亿投资并未挽回中国 GDP 高速增长，2010 年后 GDP 增长率呈快速下降态势，并在 2016 年破

七，2019 年继续下降至 6.11%。由此可知，2008 年金融危机是中国经济周期的分界点。2008 年前，中国经济增速不断上升，处于经济周期上行期；2008 年后，中国经济增速不断下滑，处于经济周期下行阶段。

2. 企业经营业绩变动

为了排除 2010 年非国有企业统计口径变动对描述统计分析结果的影响，本文将样本期内非国有企业的统计口径统一为 2000 万元，即剔除了销售收入（或主营业务收入）在 2000 万元以下的非国有企业样本。在此基础上，分析非国有企业在 2008 年金融危机前后经营业绩的变动情况。本文首先根据 2007 年行业国有企业数目占比的中位数将样本划分为国有企业比重较高行业和国有企业比重较低行业；然后，分别统计 2008 年前后两类行业之间非国有企业产出规模、生产效率、销售规模和出口规模平均值的差异变化，统计结果见表 2。

表 2.1 金融危机前后企业经营业绩变化

变量	国企占比	2003-2007			2008-2013		
		样本量	均值	均值差异	样本量	均值	均值差异
<i>lnoutput</i>	较高	277643	11.0624	0.0148***	658479	11.1644	0.0786***
	较低	267064	11.0476	(0.0000)	664805	11.0858	(0.0000)
<i>tfp_solow</i>	较高	276693	0.4328	0.0394***	468548	0.1892	0.0651***
	较低	266108	0.3934	(0.0000)	484935	0.1242	(0.0000)
<i>lnsale</i>	较高	277648	11.0386	0.0127***	484274	11.2658	0.0814***
	较低	267074	11.0259	(0.0000)	504730	11.1844	(0.0000)
<i>lnexport</i>	较高	277648	1.3682	-1.4312***	364453	1.2312	-0.9316***
	较低	267074	2.7993	(0.0000)	386607	2.1628	(0.0000)

注：数据来源于 2003-2013 年中国工业企业数据库；企业总产出、销售收入、出口额和固定资产净值等名义变量均采用相应的价格指数进行了平减。括号中为国有企业比例较高行业和国有企业比例较低行业的指标平均值差异的 p 值。上标***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的统计显著性。

观察表 2 可以发现，除企业出口额外，国有企业比重较高行业的非国有企业具有更高的平均产出规模、平均生产效率和平均销售规模。这表明，行业内国有企业比例与非国有企业的生产和销售业绩存在一定的正相关关系。进一步比较

2003-2007 年和 2008-2013 年这两个时间段内，国有企业比重较高行业和比重较低行业之间的企业经营业绩变动情况。结果发现，金融危机爆发后，国有企业比重较高行业的非国有企业平均产出规模、生产效率、平均销售收入和平均出口额的增长幅度更大，其生产和销售业绩优势进一步扩大，出口劣势则有所下降²。这表明，经济下行时期国有企业有助于非国有企业应对外部冲击，进而保障中国经济平稳运行。

（二）数据说明与指标构建

1. 数据说明

本文主要采用 2003-2013 年中国工业企业数据（其中，2010 年数据缺失）³，企业层面的变量均来自该数据库。该数据库涵盖了所有国有企业以及规模以上的非国有企业，且非国有企业的统计口径在 2010 年进行了调整。其中，2003-2009 年包含了产品销售收入（或主营业务收入）在 500 万元以上的非国有企业，2011-2013 年包含了产品销售收入（或主营业务收入）在 2000 万元以上的非国有企业。随着 2003 年国资委的成立，国有企业改革进入深化阶段，新时期的国有企业无论从经营管理方式还是治理体制机制都与传统的国有企业有了本质的区别（郝书辰等，2012）。因此，本文采用 2003 年及之后的工业企业数据进行分析。

在使用数据时本文参照 Brandt et al.（2017）做了如下处理：（1）2003 年和 2011 年中国调整了国民经济行业分类代码（CIC），本文以 2003 年的行业代码为标准对各年份的行业代码进行了统一。（2）部分企业因为重组、兼并或者改制等原因改变了自身的企业法人代码，本文根据企业名称、邮政编码、电话号码等信息对企业法人代码进行了修正。此外，有一小部分企业隶属某一既有的大企业，为大企业的分公司，考虑到分公司的成立也需要按法律规定登记营业执照，本文将这些分公司当作独立的企业。（3）本文将地区行政代码统一为 2004 年标准，并修正了错误报告的代码。很多企业错误地报告了自身的县/区代码，其报告的代码无法在统计局公布的行政代码列表中找到，我们根据这些企业的地址找到统

² 国有企业比重较高行业和比重较低行业之间的非国有企业平均产出规模、平均生产效率、平均销售收入的差值均变大，意味着国有企业比重较高行业在这些指标方面的优势变得更明显；平均出口额的差值变小，表明出口劣势有所缓解。

³ 2010 年中国工业企业数据中的观测值大部分不满足基本会计恒等式，很多关键指标的数据存在异常，因此本文未采用 2010 年数据。

计局公布的行政代码列表。对于没有报告地址的企业，我们根据企业名称搜索企业的地址，然后再与行政代码对照。

关于国有企业的识别，本文结合了企业注册类型、控股方式、资本出资比例等信息，采用了如下三类定义方式：（1）根据企业注册类型直接定义国有企业（含集体企业）、民营企业和外资企业（含港澳台企业）。该定义方式忽略了股份有限公司和有限责任公司，可能会低估国有企业比重。（2）根据企业注册类型和资本出资比例确定企业所有制。首先，根据注册类型初步确定企业所有制；然后，根据国有资本占比是否超过其他各类型资本占比来识别国有企业。（3）根据企业注册类型和控股方式确定国有企业。本文主要采用第二类国有企业定义方式，即根据企业注册类型和资本出资比例来识别国有企业，其他两类识别方式则作为国有企业识别的稳健性检验。

在分析企业退出风险时，本文根据企业的法人代码识别退出企业（张国峰等，2016）。具体地，本文将下一年企业法人代码不存在的企业识别为退出企业。由于2010年的数据缺失，本文将2011、2012、2013年分别降一年，重新定义为2010、2011、2012年，以便企业数据在时间上连续，尽量减少样本缺失。

本文对企业总产出、总销售收入、出口额、固定资产合计等名义变量进行了价格指数平减，分省份的工业生产者出厂价格指数和固定资产投资价格指数来自于国家统计局。测算上游行业和下游行业的国有企业比重时采用的投入产出表数据亦来自于国家统计局。

2. 指标构建

在分析企业现金流时，需要构建企业现金持有规模和企业营运资金规模两个指标。首先，企业现金持有规模的定义参照张国峰等（2019），即现金持有=流动资产-存货-应收账款。流动资产对应于工业企业数据库中企业流动资产合计，存货为企业年末存货规模，应收账款为企业年末应收账款规模。其次，企业的营运资金为流动资产减去流动负债后的净额，反映企业在经营中可供运用、周转的流动资金净额，用来衡量企业的短期偿债能力。营运资金的金额越大，代表该企业对于支付义务的准备越充足，短期偿债能力越强。

此外，为了考察国有企业对非国有企业生产效率的影响，本文需要测算或估计企业层面的生产率。由于中国工业企业数据在2007年之后不再公布企业增加

值和中间投入等关键变量，因此无法根据 LP 法（Levinsohn and Petrin, 2003）、OP 法（Olley and Pakes, 1996）以及 ACF 法（Akerberg et al., 2015）来估计企业的全要素生产率。鉴于此，本文主要采用两类指标来衡量企业的生产效率：一个是企业的劳动生产率，即企业总产出与总就业人数之比；另一个是参照（Gregg, 2020）的思路来估计企业全要素生产率，即索罗残差。全要素生产率的估计模型如下：

$$\ln output_{fict} = \alpha + \beta_1 \ln fixedasset_{fict} + \beta_2 \ln employ_{fict} + \lambda_i + \lambda_c + \lambda_t + \varepsilon_{fict} \quad (1)$$

其中， i 、 c 、 f 、 t 分别为 CIC-4 分位行业、县/区、企业和时间； $\ln output_{fict}$ 为根据生产者出厂价格指数平减后的企业总产出， $\ln fixedasset_{fict}$ 为根据固定资产投资价格指数平减后的固定资产合计， $\ln employ_{fict}$ 为企业的总就业人数。 λ_i 、 λ_c 和 λ_t 分别为 CIC-4 分位行业、县/区和时间固定效应。对模型（1）进行回归估计，其残差即为企业的全要素生产率⁴。

（三）模型设定与结果分析

接下来，首先介绍本文所采用的基准模型和工具变量模型，在此基础上分析国有企业逆周期调节效应的回归结果。然后，分别从国有企业识别、国有企业占比核算、规模以上企业标准统一等方面，对基准回归结果进行稳健性检验。

1. 计量模型设定

1.1 基准回归模型

本文旨在考察经济周期下行阶段国有企业对行业内非国有企业经营业绩的影响，即国有企业是否会通过调节非国有企业的经营业绩来稳定中国经济。基准估计模型设定如下：

$$\ln y_{fit} = \alpha_0 + \beta_0 SOE07_i \times GDP_gap_t + (\mathbf{X}_i \times \lambda_t)\gamma + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{fit} \quad (2)$$

其中，被解释变量 y_{fit} 包括 CIC-4 分位行业 i 内非国有企业 f 在 t 年的产出规

⁴ 全要素生产率的估计中，固定效应选取方面，本文还尝试控制了企业固定效应、行业-时间固定效应、城市-时间固定效应；此外，本文还尝试分别估计各个 2 分位行业内的企业全要素生产率。不管采用哪种方式估计全要素生产率，在国有企业逆周期调节效应检验的分析中结论均保持一致。

模、生产率（劳动生产率、全要素生产率）、销售规模和出口规模。核心解释变量为 2007 年行业 i 的国有企业（含集体企业）数目比重（ $SOE07_i$ ）与 GDP 增长率缺口（ GDP_gap_t ）的乘积项。GDP 增长率缺口为样本期内最高 GDP 增长率——2007 年 GDP 增长率与各年份 GDP 增长率之差，反映经济周期的不同阶段。具体而言，若 GDP 增长率缺口呈下降趋势，即 GDP 增长率持续上升，表明经济处于上升周期；若 GDP 增长率缺口呈上升趋势，即 GDP 增长率持续下降，表明经济处于下行周期⁵。经济周期下行阶段国有企业对行业内其他非国有企业经营业绩的影响可以通过乘积项估计系数 β_0 来反映。 λ_i 为 CIC-4 分位行业固定效应，用来控制不随时间变化的行业特征变量； λ_t 为时间固定效应，用来控制只随时间变化的特征变量； ε_{fit} 为随机扰动项。

模型（2）控制了行业层面特征变量 \mathbf{X}_i ，即行业层面影响行业内国有企业比重的因素。本文采用 2003-2007 年的行业数据⁶进行估计，计量模型设定如下：

$$SOE_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^9 \beta_j Z_{i,t-1}^j + v_{it} \quad (3)$$

其中，解释变量 \mathbf{Z} 包括行业出口占比（出口额/总产出）、行业外资企业数目占比、行业总资产规模对数、行业利息率（利息支出/总负债）、行业资产劳动比（总资产/总就业）、行业生产率（企业生产率根据产出份额进行加权）、行业存货比率（存货/总产出）、行业财务费用比率（财务费用/销售收入）和行业销售利润率（总利润/销售收入）这 9 个行业特征变量的滞后一期变量。结果发现，只有行业出口占比、外资企业占比、资产规模和利息率在 10% 的置信水平下显著。此外，模型（2）和模型（3）的回归标准误均聚类在 CIC-4 分位行业层面。

1.2 工具变量估计模型

尽管本文控制了影响行业国有企业比重的相关特征变量，保证了该变量的条件随机性，但是经济周期变量仍然存在较强的内生性问题。庆幸的是，2008 年全球金融危机爆发可以作为经济周期衡量指标的良好工具变量。一方面，2008 年是中国经济由上升期变换为下行期的转折年份，即中国经济周期的临界年份正好是全球性金融危机爆发的年份。因此，金融危机的爆发可以捕捉到经济周期的

⁵ GDP 增长率和 GDP 增长率缺口（ GDP_gap_t ）均可反映经济周期阶段，采用 GDP 增长率和 GDP 增长率缺口得到的结论完全一致。本文之所以采用 GDP 增长率缺口衡量经济周期，是为了与工具变量——2008 年全球金融危机时期变量取值的变化方向一致，即 2008 年之后变量取值变大，由此得到的工具变量估计结果与基准回归结果的系数方向便一致。

⁶ 行业数据由中国工业企业数据中的企业层面数据加总而来。

下行特征。另一方面，在控制宏观层面的经济指标后，金融危机的爆发存在一定的不可预测性，即满足条件随机特征。为此，本文采用 2008 年全球金融危机作为经济周期衡量指标的工具变量。工具变量第一阶段估计模型设定如下：

$$SOE07_i \times GDP_gap_t = \alpha_0 + \beta_1 SOE07_i \times Post_t + (\mathbf{X}_i \times \lambda_t)\theta + \lambda_i + \lambda_t + u_{fit} \quad (4)$$

模型（4）中， $Post_t$ 为时间虚拟变量，在 2008-2013 年取值为 1，2003-2007 年取值为 0。估计系数 β_1 可以反映工具变量与内生变量之间的相关性条件，回归标准误均聚类在 CIC-4 分位行业层面。模型（4）中的工具变量 $SOE07_i \times Post_t$ 实质上是双重差分模型的乘积项变量，其估计结果的有效性还依赖于平行趋势检验结果。本文参照 Fajgelbaum et al.（2020）的做法，采用系数回归法检验平行趋势，估计模型如下：

$$\ln y_{fit} = \alpha + \sum_{j=2004}^{2013} \beta_j SOEshare07_i \times Year_t^j + (\mathbf{X}_i \times \lambda_t)\gamma + \lambda_i + \lambda_t + \vartheta_{fit} \quad (5)$$

其中，被解释变量 y_{fit} 仍然包括企业产出规模、生产率（劳动生产率、全要素生产率）、销售规模和出口规模； $Year_t^j$ 为第 j 年的时间虚拟变量⁷。行业层面特征变量和固定效应均与模型（2）相同，估计系数的标准误聚类在 CIC-4 分位行业层面。观察 2008 年金融危机爆发之前 β_j 的估计值即可判断是否满足平行趋势。

2. 基准回归结果

本文主要从生产指标和销售指标两个方面考察国有企业的逆周期调节效应，表 2.2 为基准回归结果。其中，（1）-（3）列为企业生产指标的回归结果，主要包括企业产出规模对数值（ $\ln output$ ）、劳动生产率对数值（ $\ln laborprod$ ）和全要素生产率（ tfp_solow ）三个指标；（4）-（5）列为企业销售指标的回归结果，主要包括企业销售规模对数值（ $\ln sale$ ）和企业出口规模对数值⁸（ $\ln export$ ）两个指标。企业总产出、销售收入和出口额采用分省份的生产者出厂价格指数进行平减，企业全要素生产率估计所需的企业固定资产合计采用分省份的固定资产投资价格指数进行平减。核心解释变量 $SOE07 \times GDP_gap$ 的估计系数反映经济周期下行期国有企业对其他企业经营的调节效应。

⁷ 平行趋势检验估计模型以 2003 年为基准，故未包含 2003 年时间虚拟变量。

⁸ 由于企业出口额存在较多 0 值，出口额对数值为 $\ln export = \log(\text{出口额} + 1)$ 。

表 2.2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	生产指标			销售指标	
	<i>lnoutput</i>	<i>lnlaborprod</i>	<i>tfp_solow</i>	<i>lnsale</i>	<i>lnexport</i>
<i>SOE07</i> × <i>GDP_gap</i>	0.0028*** (0.0007)	0.0027** (0.0012)	0.0018** (0.0008)	0.0027*** (0.0007)	0.0016*** (0.0003)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
时间规定效应	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	2347419	2329773	2303358	2347209	2112486
adj. <i>R</i> ²	0.2063	0.1528	0.0090	0.2065	0.1707

注：控制变量为行业出口占比（出口额/总产出）、行业外资企业占比、行业资产规模和行业利息率（利息支出/总负债）这四个控制变量与时间（*year*）虚拟变量的乘积项；回归控制了行业固定效应和时间固定效应；括号内为回归系数的标准误差，根据CIC-4分位行业聚类调整得到；上标***、**、*分别表示1%、5%和10%的统计显著性。

首先，观察表 2.2 中（1）-（3）列的回归结果可以发现，核心解释变量的估计系数显著为正。这意味着，在经济周期下行时期，国有企业可以显著提升行业内非国有企业产出规模和生产效率。其次，表 2.2 中（4）-（5）列的回归结果显示，核心解释变量的估计系数仍然显著为正，表明国有企业在经济下行期稳定了非国有企业的市场销售和出口经营。

由上可知，从对其他经济主体生产经营的影响来看，国有企业的确发挥了显著的逆周期调节效应，帮助其他非国有企业积极应对经济下行压力带来的负面影响和冲击。国有企业与政府之间的联系紧密，在财政科技补贴、银行信贷等方面享有特殊的政策优惠（戴静和张建华，2013），同时在社会责任感方面发挥着表率作用（刘春济和朱梦兰，2018）。在经济危机或者经济下行时期，国有企业比重较高意味着该行业产业链遭受的外部冲击相对较小，从而保障了产业链上下游非国有企业的生产经营。因此，国有企业一定程度上充当了稳定经济发展的“调节器”。

3. 内生性讨论

基准回归模型中已经考虑了行业国有企业比重的内生性问题，即控制了影响行业内国有企业比重的影响因素，但是经济周期变量的内生性问题仍然未能得到解决。本文采用 2008 年全球金融危机冲击作为经济周期的工具变量，从而缓解了基准回归模型（3）中国有企业比重与经济周期变量乘积项的内生性问题。根据模型（5）得到的工具变量第一阶段估计结果显示，工具变量与内生变量之间高度相关，满足了工具变量的相关性要求。

表 2.3 工具变量第二阶段估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	生产指标			销售指标	
	<i>lnoutput</i>	<i>lnlaborprod</i>	<i>tfp_solow</i>	<i>lnsale</i>	<i>lnexport</i>
	IV	IV	IV	IV	IV
<i>SOE07</i> × <i>GDP_gap</i>	0.0146*** (0.0035)	0.0141** (0.0066)	0.0095** (0.0041)	0.0142*** (0.0035)	0.0082*** (0.0016)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
时间规定效应	Y	Y	Y	Y	Y
弱识别检验 (KP)	52.035	51.953	52.077	52.033	54.129
<i>N</i>	2347419	2329773	2303358	2347209	2112486
adj. <i>R</i> ²	0.0018	0.0024	0.0014	0.0018	0.0028

注：同表2.2。

表 2.3 为工具变量第二阶段估计结果。首先，表 2.3 各列回归结果中弱识别检验的 F 统计量 (Kleibergen-Paap rk Wald F statistic) 均明显高于弱识别检验 10% 统计水平的临界值 16.38，因此可以拒绝存在弱识别问题的原假设。其次，表 2.3 中核心解释变量的估计系数均显著为正，意味着国有企业在经济下行期对非国有企业的生产、销售和出口均有明显的正向调节效应。与表 2.2 中基准回归结果相比，核心解释变量的估计系数均明显上升，说明不考虑经济周期的内生性问题会严重低估国有企业的逆周期调节效应。

表 2.4 平行趋势检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	生产指标			销售指标	
	<i>lnoutput</i>	<i>lnlaborprod</i>	<i>tfp_solow</i>	<i>lnsale</i>	<i>lnexport</i>
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰⁰⁴	0.0032 (0.0056)	0.0005 (0.0032)	0.0017 (0.0025)	0.0010 (0.0043)	-0.0004 (0.0053)
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰⁰⁵	0.0009 (0.0043)	0.0002 (0.0036)	0.0005 (0.0028)	0.0001 (0.0029)	0.0048 (0.0064)
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰⁰⁶	0.0053 (0.0050)	0.0044 (0.0048)	0.0046 (0.0040)	0.0053 (0.0034)	0.0082 (0.0073)
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰⁰⁷	0.0086 (0.0063)	0.0068 (0.0062)	0.0071 (0.0052)	0.0064 (0.0043)	0.0107 (0.0078)
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰⁰⁸	0.0108 (0.0077)	0.0112 (0.0072)	0.0106* (0.0060)	0.0072 (0.0064)	0.0103 (0.0091)
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰⁰⁹	0.0116 (0.0091)	0.0098 (0.0069)	0.0089 (0.0056)	0.0057 (0.0076)	0.0115 (0.0094)
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰¹¹	0.0286*** (0.0100)	0.0240* (0.0134)	0.0180* (0.0094)	0.0236*** (0.0074)	0.0376** (0.0171)
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰¹²	0.0274*** (0.0096)	0.0214* (0.0128)	0.0160* (0.0090)	0.0194** (0.0078)	0.0361** (0.0177)
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰¹³	0.0263** (0.0099)	0.0259* (0.0132)	0.0196** (0.0087)	0.0131* (0.0068)	0.0217** (0.0109)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
时间规定效应	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	2347419	2329773	2303358	2349110	2112486
adj. <i>R</i> ²	0.2065	0.1531	0.0093	0.2330	0.1708

注：同表2.2。

工具变量估计结果的可靠性还依赖于工具变量 *SOE07*×*Post* 的平行趋势条件，

表 2.4 为根据模型（6）得到的平行趋势检验估计结果。观察可以发现，在 2008 年金融危机爆发以前，对于具有不同国有企业占比的行业而言，国有企业对非国有企业生产和销售业绩的影响不具有显著差异，满足了双重差分模型所需的平行趋势条件。此外，随着 2008 年金融危机的爆发，尤其在 2011 年及之后，行业国有企业占比与时间虚拟变量的交互项均显著为正，意味着在国有企业比例较高的行业，国有企业对其他所有制企业的生产、销售和出口等经营指标的影响较大。

值得注意的是，国有企业对其他企业经营的外部性影响存在 1-2 年的时滞⁹，这与 2008 年金融危机爆发后中国政府推行的一系列投资措施有关。截止至 2010 年大约 4 万亿元的投资保障了中国经济在 2009-2010 年的经济增速没有进一步大幅下滑，这期间国有企业的逆周期调节效应并不显著。在 2010 年后，中国经济增速一路下滑，经济下行压力不断加大，此时国有企业的逆周期调节效应才发挥作用。

4. 稳健性检验

4.1 国有企业识别

关于国有企业的认定，现有文献主要根据企业注册类型、资本出资比例和控股类型等信息进行识别。基准回归结果中的国有企业根据企业注册类型和资本出资比例来识别，本文采用另两类国有企业的定义方式来进行稳健性检验，即根据企业注册类型识别企业所有制和结合注册类型与控股方式识别企业所有制。表 2.5 中第一部分汇报了根据注册类型识别国有企业的回归结果，第二部分汇报了结合注册类型和控股方式识别国有企业的回归结果。观察表 2.5 中第一部分和第二部分的回归结果可以发现，金融危机后国有企业对非国有企业生产、销售和出口的促进效应仍然显著。

4.2 国有企业占比核算

国有企业占比的核算主要有两种方式，即根据国有企业的数目占比衡量，或者根据国有企业的资产占比来测算（蒋灵多等，2019）。基准回归结果中行业的国有企业占比为国有企业的数目占比，本文采用国有企业资产占比进行稳健性检验，表 2.5 中第三部分为相应的回归结果。结果显示，核心解释变量的估计系数

⁹ 本文未采用 2010 年数据，无法判断国有企业的溢出效应是否在 2010 年已经变得显著。若在 2010 年便已经显著，则意味着国有企业的影响存在 1 年时滞；若在 2010 年仍不显著，则国有企业的影响存在 2 年时滞。

仍然显著为正，与基准回归结果中的国有企业数目占比得到的结论相一致。从溢出效应对全要素生产率的影响大小来看，从2007年到2013年，国有企业资产占比提高了5.11%，全要素生产率 tfp_solow 提高了10.64%。为此，国有企业资产占比的提升解释了全要素生产率增长的12.01%¹⁰。

表 2.5 国有企业识别的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	生产业绩			销售业绩	
	\lnoutput	\lnlaborprod	tfp_solow	\lnsale	\lnexport
	IV	IV	IV	IV	IV
第一部分：注册类型识别					
$SOE07 \times GDP_gap$	0.0166*** (0.0037)	0.0134* (0.0071)	0.0092** (0.0044)	0.0163*** (0.0037)	0.0060*** (0.0016)
弱识别检验 (KP)	56.496	56.398	56.543	56.491	58.192
N	2379501	2361653	2334967	2379295	2140549
adj. R^2	56.496	56.398	56.543	56.491	58.192
第二部分：注册类型+控股方式识别					
$SOE07 \times GDP_gap$	0.0146*** (0.0035)	0.0144** (0.0068)	0.0095** (0.0042)	0.0142*** (0.0035)	0.0083*** (0.0016)
弱识别检验 (KP)	52.285	52.202	52.323	52.282	54.559
N	2383343	2365490	2338773	2383140	2144374
adj. R^2	0.0015	0.0026	0.0014	0.0015	0.0025
第三部分：国有企业资产占比					
$SOE_asset07 \times GDP_gap$	0.0251*** (0.0069)	0.0244** (0.0122)	0.0165** (0.0077)	0.0246*** (0.0069)	0.0143*** (0.0027)
弱识别检验 (KP)	34.202	34.193	34.344	34.203	35.348
N	2347419	2329773	2303358	2347209	2112486
adj. R^2	0.0007	0.0009	0.0005	0.0008	0.0027

¹⁰ 计算公式为：(5.11*0.25)/10.64%=12.01%

第四部分：2003年国有企业占比					
<i>SOE03</i> × <i>GDP_gap</i>	0.0085 ^{***}	0.0084 ^{**}	0.0057 ^{**}	0.0083 ^{***}	0.0050 ^{***}
	(0.0022)	(0.0040)	(0.0025)	(0.0022)	(0.0009)
弱识别检验 (KP)	46.381	46.342	46.441	46.379	47.958
<i>N</i>	2345297	2327710	2301335	2345090	2110686
adj. <i>R</i> ²	0.0016	0.0021	0.0012	0.0016	0.0027
第五部分：2003-2007年国有企业占比平均值					
<i>SOE0307</i> × <i>GDP_gap</i>	0.0114 ^{***}	0.0110 ^{**}	0.0074 ^{**}	0.0111 ^{***}	0.0064 ^{***}
	(0.0027)	(0.0051)	(0.0032)	(0.0027)	(0.0012)
弱识别检验 (KP)	47.892	47.832	47.946	47.890	49.721
<i>N</i>	2347419	2329773	2303358	2347209	2112486
adj. <i>R</i> ²	0.0017	0.0024	0.0014	0.0018	0.0028

注：所有回归中控制了行业出口占比（出口额/总产出）、行业外资企业占比、行业资产规模和行业利息率（利息支出/总负债）这四个控制变量与时间（*year*）虚拟变量的乘积项，控制了行业固定效应和时间固定效应；括号内为回归系数的标准误差，根据CIC-4分位行业聚类调整得到；上标^{***}、^{**}、^{*}分别表示1%、5%和10%的统计显著性。

4.3 国有企业占比的时期选取

基准回归分析采用 2007 年的国有企业数目占比反映金融危机爆发前各个行业的国有企业规模，本文分别采用样本初期（即 2003 年）的国有企业数目占比以及 2003-2007 年的国有企业数目占比平均值作为国有企业占比的稳健性检验。

表 2.5 的第四部分汇报了采用 2003 年国有企业数目占比得到的回归结果，第五部分为 2003-2007 年的国有企业数目占比平均值的回归结果。观察第四部分和第五部分的回归结果可以发现，不管采用 2003-2007 年间哪一期的国有企业数目占比来衡量金融危机爆发前行业的国有企业规模，乘积项 *SOEshare03*×*Post*、*SOEshare0307*×*Post* 的估计系数均显著为正，即金融危机爆发后国有企业的逆周期调节效应十分稳健。

4.4 规模以上工业企业标准统一

本文采用的中国工业企业数据在 2010 年将非国有企业的统计口径从 500 万元调整为 2000 万元，统计口径变化会造成样本不一致问题，可能会干扰国有企

业外部性作用的识别。为此，本文将 2010 年之前的非国有企业统计口径调整为 2000 万元以上，然后重新进行回归估计，结果汇报于表 2.6。观察可以发现，统计口径的变化对估计系数没有明显影响，金融危机后国有企业对非国有企业的调节效应仍然显著，并且影响大小与表 2.3 中的工具变量回归结果较为接近。

表 2.6 非国有企业规模统计口径的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	生产业绩			销售业绩	
	<i>lnoutput</i>	<i>lnlaborprod</i>	<i>tfp_solow</i>	<i>lnsale</i>	<i>lnexport</i>
	IV	IV	IV	IV	IV
<i>SOE07</i> × <i>GDP_gap</i>	0.0128*** (0.0031)	0.0110*** (0.0009)	0.0084*** (0.0007)	0.0127*** (0.0031)	0.0077*** (0.0022)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
时间规定效应	Y	Y	Y	Y	Y
弱识别检验 (KP)	47.701	47.673	47.737	47.701	50.128
<i>N</i>	1533763	1516984	1496284	1533726	1295782
adj. <i>R</i> ²	0.0023	0.0032	0.0017	0.0023	0.0050

注：同表2.2。

5. 逆周期调节机制探讨

接下来，从投资和就业两个方面探讨国有企业影响其他企业经营业绩的调节机制。

5.1 投资调节机制

基于省份层面面板数据，郭婧和马光荣（2019）验证了国有经济投资在宏观经济稳定中发挥的重要作用。但是在微观层面，国有企业能否稳定其他非国有企业的投资机会，进而促进非国有企业生产经营的稳定，则犹未可知。为了解开国有企业的逆周期调节机制之谜，本文首先基于 2003-2013 年中国工业企业数据计算国有企业与非国有企业固定资产投资的变化趋势，结果绘制于图 2.2 中。

观察图 2.2 可知，在 2008 年金融危机爆发之前，国有企业与非国有企业之间

的固定资产投资（对数值）呈不断扩大的趋势，且主要是国有企业的固定资产投资在稳步上升，非国有企业的固定资产投资水平则较为稳定。然而，在 2008 年后，国有企业固定资产投资保持了原有的上升趋势，非国有企业的固定资产投资水平也明显上升，并且两类企业固定资产投资的变动趋势基本保持一致。因此，非国有企业固定资产投资的上升极有可能与国有企业有关。

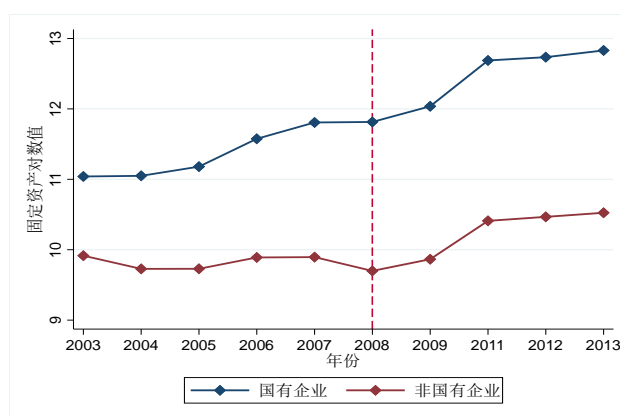


图 2.2 国有企业与非国有企业固定资产投资变化趋势

表 2.7 中 (1) 列为国有企业影响非国有企业固定资产投资 (*fixedasset*) 的回归结果。观察可知，核心解释变量显著为正，这意味着在经济周期下行阶段，稳投资是国有企业发挥逆周期调节效应的重要机制。国有企业之所以能够稳定非国有企业的投资机会，与国有企业对非国有企业资金流的保障作用密切相关。表 2.7 中 (2) - (3) 列分别为营运资金 (*operating_fund*) 和现金持有规模 (*cash*) 的估计结果。观察可知，核心解释变量均显著为正，这表明在经济下行压力不断加大的时期，国有企业有助于提升行业内非国有企业的营运资金和现金持有。因此，非国有企业的短期偿债能力和现金流得到保障，从而稳定了投资流。

5.2 就业调节机制

在经济周期下行阶段，国有企业是“稳就业”的主力军。例如，在新冠肺炎疫情的冲击下，国有企业带头复工复产，带动上下游产业链的企业恢复生产，并积极响应国家政策稳岗扩就业，在“稳就业”方面发挥了重要作用。图 2.3 汇报了 2000-2012 年国有单位和非国有单位就业总规模的变化趋势。观察可以发现，国有单位的就业规模在 2008 年全球金融危机爆发前后经历了持续下降到不断上升的明显转折，表明国有企业在外部冲击背景下会吸纳更多就业，发挥其“稳就

业”的社会责任。与国有企业不同的是，除 2010 年外，其他单位就业规模整体保持了上升趋势，且在 2008 年前后增长趋势没有明显的变化。这意味着，国有企业的“稳就业”功能可能只体现在自身的就业稳定和就业创造上，对其他单位就业的影响则较为有限。

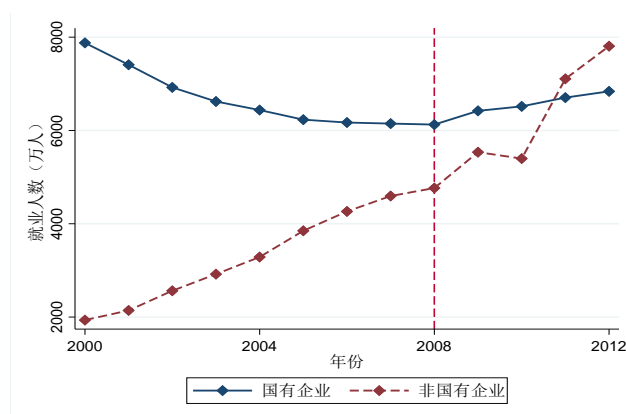


图 2.3 国有单位与其他单位就业规模变化趋势

注：数据来源于国家统计局。

表 2.7 国有企业逆周期调节机制回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnfixedasset</i>	<i>lnoperating_fund</i>	<i>lncash</i>	<i>lnemploy</i>
	IV	IV	IV	IV
<i>SOE07</i> × <i>GDP_gap</i>	0.0122*** (0.0038)	0.0069*** (0.0020)	0.0214*** (0.0036)	0.00002 (0.0007)
控制变量	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y
时间规定效应	Y	Y	Y	Y
弱识别检验 (KP)	51.739	52.159	55.386	52.680
<i>N</i>	2312655	2326276	2125596	2216939
adj. <i>R</i> ²	0.0030	0.0011	0.0008	0.0013

注：同表3。

表 2.7 中 (4) 列为国有企业影响非国有企业就业规模 (*employ*) 的回归结果。观察可以发现，核心解释变量的估计系数为正，但是在 10% 的置信水平下并不具

备统计显著性，且回归系数较小，不具备经济显著性。这意味着，从对其他企业生产经营的外溢效应来看，国有企业逆周期调节的就业机制并不显著。

6. 逆周期调节的异质性

接下来，从其他企业的所有制类型和产业链上下游行业的角度，考察国有企业逆周期调节效应的异质性。

6.1 民营企业与外资企业的异质性

民营企业与外资企业在提升中国经济活力方面扮演着重要角色，但是两类企业在中国经济中地位变化并不一致。图2.4和图2.5分别汇报了民营企业占比和外资企业占比在2003-2013年的变化趋势。首先，观察图2.4可以发现，2003年以来，民营企业经历了快速发展的阶段。其中，民营企业的数目占比从2003年的42.42%提高至2013年的76.58%，民营企业的资本占比也从2003年的21.42%提高至2013年的39.90%。其次，与民营企业相比，图2.5中的外资企业比重在2008年金融危机爆发前较为平稳，金融危机爆发后外资企业数目占比和资产占比均明显下滑。将民营企业和外资企业分开进行讨论有助于了解国有企业逆周期调节效应的主要作用对象。

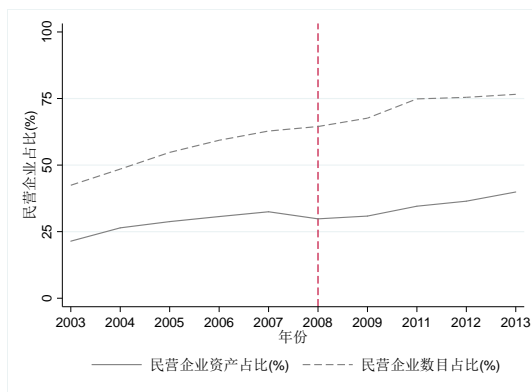


图2.4 民营经济的发展趋势

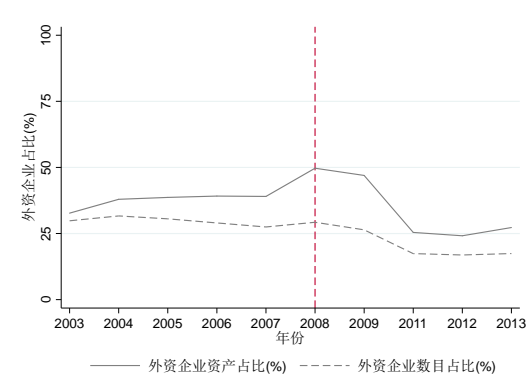


图2.5 外资经济的发展趋势

表2.8中第一部分为民营企业的回归结果，第二部分为外资企业（含港澳台企业）的回归结果。比较民营企业和外资企业的回归结果可以发现，在经济下行期，国有企业的逆周期调节效应主要通过稳定民营企业的生产和销售来保障中国经济稳定运行，对外资企业生产经营则并没有显著影响。与外资企业相比，民营企业与国有企业在产业链上下游的合作较为密切。并且，在面临负外部性冲击时，

国有企业更倾向于帮扶行业内的中小民营企业。

表 2.8 民营企业与外资企业的异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	生产业绩			销售业绩	
	\lnoutput	\lnlaborprod	tfp_solow	\lnsale	\lnexport
	IV	IV	IV	IV	IV
第一部分：民营企业					
$SOE07 \times GDP_gap$	0.0147*** (0.0036)	0.0154** (0.0072)	0.0105** (0.0045)	0.0144*** (0.0036)	0.0045*** (0.0015)
弱识别检验 (KP)	47.611	47.527	47.659	47.609	49.406
N	1598690	1584282	1564664	1598504	1402477
adj. R^2	0.0013	0.0026	0.0015	0.0013	0.0023
第二部分：外资企业					
$SOE07 \times GDP_gap$	0.0023 (0.0047)	0.0007 (0.0053)	-0.0002 (0.0038)	0.0022 (0.0046)	0.0002 (0.0053)
弱识别检验 (KP)	76.878	76.839	76.822	76.874	78.057
N	519957	518025	514313	519928	505210
adj. R^2	0.0013	0.0027	0.0017	0.0014	0.0013

注：同表2.5。

6.2 产业链上下游行业的异质性

随着市场化改革的推进和行业准入限制的不断放开，下游行业基本实现了自由竞争，且主要由民营企业主导，而上游行业则仍然存在明显的国有垄断特征，主要被一些大型国有企业垄断（刘瑞明和石磊，2010；王永进和刘灿雷，2016；黄昕和平新乔，2020）。上游行业与下游行业的国有企业对其他所有制企业经营的影响机制可能大相径庭，因此上下游行业内国有企业溢出效应的异质性分析尤为必要。本文首先参照 Fally（2011）和 Antràs et al（2011）的方法构建中国投入产出表行业 s 的产业链上游度指标 U_s ：

$$\begin{aligned}
 U_s = & 1 \cdot \frac{F_s}{Y_s} + 2 \cdot \frac{\sum_{j=1}^N d_{sj} F_j}{Y_s} + 3 \cdot \frac{\sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^N d_{sk} d_{kj} F_j}{Y_s} \\
 & + 4 \cdot \frac{\sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^N \sum_{l=1}^N d_{sl} d_{lk} d_{kj} F_j}{Y_s} + \dots
 \end{aligned} \tag{6}$$

其中， Y_s 为投入产出表行业 s 的总产出， F_s 为行业 s 用于最终消费的产出部分。 d_{sk} 为生产一单位行业 k 产品需要投入行业 s 的产出，根据 2007 年投入产出表中的基本流量表数据计算而得。在测算行业上游度指标时，本文参照 Antràs et al (2012) 根据出口和存货对投入产出系数进行调整，最终计算得到的行业上游度指标与 Chor et al. (2014) 的测算结果一致。得到 2007 年投入产出表中 135 个行业的上游度指标之后，与 2007 年中国工业企业数据中的国有企业占比数据匹配¹¹。

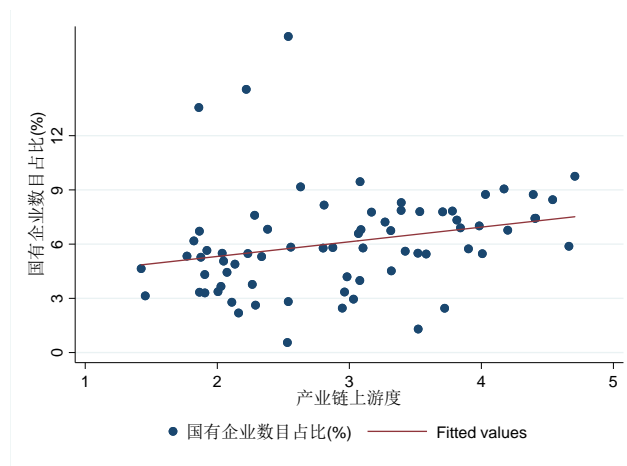


图 2.6 行业国有企业占比与产业链上游度的散点图

图 2.6 为投入产出表行业的国有企业数目占比与行业的产业链上游度指标的散点图。其中，国有企业占比高于 10% 的三个行业分别为“烟草制品业”、“水泥、石灰和石膏制造业”和“铁路运输设备制造业”。图 2.6 显示，国有企业占比与产业链上游度之间存在明显的正相关关系，意味着产业链上游行业的国有企业比重较高。

表 2.9 为产业链上游行业与下游行业的回归结果。观察可知，产业链上游行

¹¹ 本文将 2007 年中国投入产出表行业代码与中国工业企业数据行业代码进行匹配，从而计算得到投入产出表行业的国有经济占比。Brandt et al. (2017) 提供了 2002 年投入产出表行业代码与中国工业企业数据行业代码的对照表，本文整理了 2002 年和 2007 年投入产出表行业代码对照表，进而整理出 2007 年投入产出表与中国工业企业数据的行业代码对照表。

业的回归中核心解释变量均不显著，而产业链下游行业中核心解释变量的估计系数均显著为正，意味着国有企业的逆周期调节效应主要在产业链下游行业发挥作用，在产业链上游行业内则不显著。这一结论与国有企业在产业链上下游行业的结构性分布密切相关。随着国有资本不断向上游行业调整，上游行业主要由国有企业主导，民营企业 and 外资企业则主要集中在下游行业。因此，下游行业的国有企业可以充分保障行业内的产业链供应链安全¹²，稳定行业内非国有企业的生产经营。

表 2.9 产业链上下游行业的异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	生产业绩			销售业绩	
	<i>lnoutput</i>	<i>lnlaborprod</i>	<i>tfp_solow</i>	<i>lnsale</i>	<i>lnexport</i>
	IV	IV	IV	IV	IV
第一部分：产业链上游行业					
<i>SOE07</i> × <i>GDP_gap</i>	0.0107	0.0047	0.0036	0.0103	0.0055
	(0.0076)	(0.0066)	(0.0041)	(0.0075)	(0.0070)
弱识别检验 (KP)	37.908	37.883	37.917	37.905	38.618
<i>N</i>	1294518	1286162	1272479	1294391	1179051
adj. <i>R</i> ²	0.0026	0.0035	0.0024	0.0026	0.0021
第二部分：产业链下游行业					
<i>SOE07</i> × <i>GDP_gap</i>	0.0154***	0.0370***	0.0224***	0.0155***	0.0045**
	(0.0042)	(0.0085)	(0.0057)	(0.0042)	(0.0022)
弱识别检验 (KP)	14.766	14.742	14.778	14.765	15.458
<i>N</i>	1052901	1043611	1030879	1052818	933435
adj. <i>R</i> ²	0.0021	0.0053	0.0033	0.0022	0.0052

注：同表 2.5。

¹² 本文中的行业是指 2007 年投入产出表中的 71 个制造业部门。实际上，每个制造业部门内部仍然有较长的产业链、供应链，并且，制造业部门内的上下游产业链往往比制造业部门之间的产业链区段更长。

（四）国有企业逆周期调节效应的结论总结

在中国生产率落后阶段，国有企业承担了重大的生产责任，极大地推动了中国经济发展。然而，中国经济快速增长的同时，国有企业生产率不足、体制拖沓、公司治理能力较差等问题浮出水面并被广为诟病，甚至引发“国有企业还要不要”这一原则性问题的讨论。随着 2008 年全球金融危机、2018 年中美贸易摩擦、2020 年新冠肺炎疫情等一系列负面冲击的爆发，国有企业的宏观经济“稳定器”功能再次引发广泛关注。

本文基于 2003-2013 年中国工业企业数据，考察了经济下行期国有企业对行业内其他非国有企业生产经营的影响，检验国有企业的逆周期调节效应。在此基础上，本文从投资和就业两个方面探讨国有企业的逆周期调节机制。最后，本文考察了国有企业逆周期调节作用在民营企业与外资企业、产业链上游与下游方面的异质性表现。

研究发现：（1）国有企业在经济周期下行阶段表现出显著的逆周期调节作用。具体而言，国有企业在经济增速下滑时期显著提高了行业内非国有企业的生产业绩（总产出和生产效率）和销售业绩（总销售和出口），从而稳定了非国有经济主体的生产经营。（2）国有企业的逆周期调节主要通过稳定行业内非国有企业的资金流和投资流来发挥作用，而就业调节机制则不显著，即国有企业在经济下行期并未显著提高非国有企业的就业规模。（3）国有企业逆周期调节的主要作用对象是民营企业和产业链下游行业的非国有企业，行业内较高比例的国有企业会改善这些企业的生产经营。

三、国有企业的资金链保障效应

该部分采用双重差分模型考察了 2008 年金融危机背景下国有企业的资金链保障效应。具体而言，本文比较了金融危机前后，国有企业比重较高行业与比重较低行业内非国有企业内部融资与债务融资的变化，考察国有企业对其他非国有企业融资的支持作用。在此基础上，本文从内部融资和债务融资的定义式进一步分析了国有企业保障资金链的具体作用机制。然后，本文从企业规模、企业存续状态、产业链上游度、企业所有制等方面，探讨了国有企业融资外溢效应的作用对象。

（一）国有企业与非国有企业的融资状况

1. 国有企业与非国有企业的比较

图 3.1 为国有企业与非国有企业现金持有规模的变化趋势图。观察图 3.1 可以发现，首先，2003 年以来，国有企业和非国有企业的平均现金持有规模整体呈上升趋势；2008 年金融危机爆发后，两类企业的现金持有规模有所下降，之后恢复快速上升的态势。其次，相较而言，国有企业的平均现金持有规模明显高于非国有企业¹³。



图 3.1 现金持有规模变化趋势

¹³ 从现金持有率（现金持有规模/资产规模）来看，国有企业的平均现金持有率仍然明显高于非国有企业。

图 3.2 汇报了国有企业与非国有企业利息率的变化趋势。观察图 3.2 可知，首先，国有企业和非国有企业的利息率在 2008 年前后增长趋势出现了较大变化。2003-2008 年，非国有企业的利息率有小幅上升，国有企业利息率则在较低水平波动。2008 年金融危机之后，国有企业和非国有企业的利息率明显上升；2012 年后开始稳定在较高水平。其次，比较两类企业可以发现，国有企业的利息率明显低于非国有企业，验证了国有企业在债务融资方面享有的政策优惠；并且，在进入危机爆发后国有企业相对于非国有企业的利息优惠幅度变得更大。

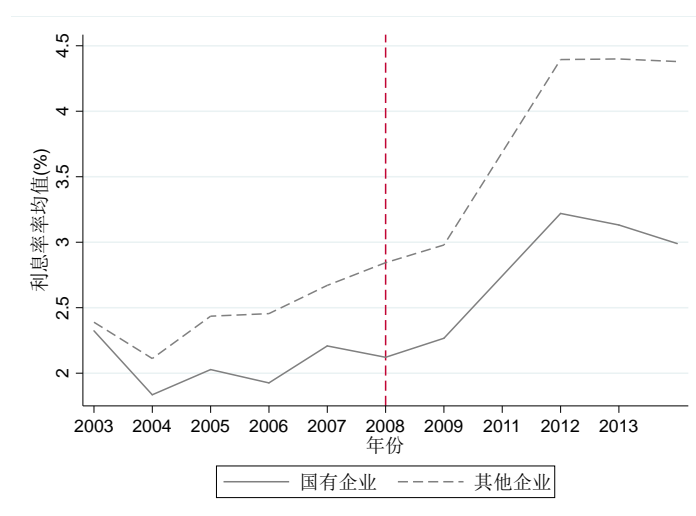


图 3.2 利息率变化趋势

2. 金融危机前后非国有企业的融资状况变化

本文首先根据 2007 年行业国有企业数目占比的中位数将样本划分为国有企业比重较高行业和国有企业比重较低行业；然后，分别统计 2008 年前后两类行业的非国有企业融资指标，统计结果见表 3.1。为了排除 2010 年非国有企业统计口径变动对描述统计分析结果的影响，本文将样本期内非国有企业的统计口径统一为 2000 万元，即剔除了销售收入（或主营业务收入）在 2000 万元以下的非国有企业样本。

观测表 3.1 可以发现，从现金持有规模来看，与国有企业比重较低行业相比，国有企业比重较高行业内的非国有企业具有更高的平均现金持有规模。并且，在 2008 年金融危机后，国有企业比重较高行业内非国有企业的现金持有优势进一步扩大。从企业借贷成本来看，金融危机爆发之前，国有企业比重较高行业内的非国有企业具有更高的借贷成本；然而，在金融危机爆发后，国有企业比重较低

行业内的非国有企业利息率上升幅度超过国有企业比重较高行业，最终国有企业比重较高行业内的非国有企业面临显著更低的借贷成本。由此可知，金融危机爆发后，国有企业占比越高，行业内的其他非国有企业将拥有更为充裕的现金，并且享有较低的借贷成本。这意味着，面临负向的外部性冲击时，国有企业在融资方面对其他企业发挥了一定的正向外溢，保障了非国有企业的资金链安全。

表 3.1 金融危机前后非国有企业融资状况变化

变量	国企占比	2003-2007			2008-2013		
		样本量	均值	均值差异	样本量	均值	均值差异
<i>incash</i> (千元)	较高	503199	7.7675	0.0729***	466886	8.2848	0.1099***
	较低	494241	7.6946	(0.0000)	486507	8.1749	(0.0000)
<i>interest</i> (%)	较高	527921	2.5053	0.0636***	488006	3.0431	-0.1824***
	较低	514338	2.4417	(0.0000)	502037	3.2255	(0.0000)

注：均值差异为国有企业比重较低行业与国有企业比重较高行业的差值。

(二) 企业融资指标构建

本文主要涉及内源融资和债务融资两类指标，分别为企业的现金持有规模和借贷利息成本。关于企业现金持有规模的测算，本文主要参照杨兴全和曾义(2014)¹⁴、张国峰等(2019)等文献的做法，即现金持有=流动资产-存货-应收账款。中国工业企业数据汇报了企业的流动资产合计、年末存货规模以及年末应收账款规模等指标，为现金持有指标的测算提供了数据基础。鉴于现金持有指标在本文分析中的重要性，有必要对上述方法存在的测量误差进行讨论。首先，从审计的角度看，流动资产可以分为两大类，一类是实物资产，如货币资金、存货等；一类是非实物形态的资产，如短期投资和各种债权等。Haushalter, Klasa 和 Maxwell (2007)从审计的角度将企业现金持有定义为货币资金和短期投资之和。上市公司在年报中会详细披露货币资金和短期投资等信息，因此可以从审计的角度较为准确地测算现金持有规模。其次，从内容上来看，流动资产包括货币资金、交易性金融资产、应收票据、应收账款、预付账款、应收利息、应收股利、其他应收

¹⁴ 杨兴全和曾义(2014)基于中国工业企业数据考察了公司持有现金是否具有平滑研发投入的作用，其现金持有的核算方法即为“流动资产-存货-应收账款”。

款、存货等。本文主要从指标内容的角度，采用扣除法计算企业现金持有规模，即通过扣除流动资产中的存货和应收账款，将剩余的流动资产定义为企业的现金储蓄规模。其中，应收账款和存货并不能完全满足中国财政部具体会计准则中现金及现金等价物的定义要求，而流动资产中货币资金、短期投资均满足，应收票据可以通过转让贴现直接获得现金流，应收利息、应收股利以及其他应收款均具有相对较强的流动性。原则上，流动资产中的预付账款在通常情况下不再具备流动性，应当予以扣除。但遗憾的是，中国工业企业数据并未汇报企业的年末预付账款规模。

为了考察扣除法得到的现金持有规模的策略误差，本文基于企业名称信息将中国工业企业数据与 Wind 上市公司数据进行匹配，比较基于中国工业企业数据得到的现金持有指标（扣除法）和基于 Wind 上市公司数据得到的现金持有指标（审计法）之间的差异。最终，1998-2013 年两个数据库成功匹配的企业观测值个数为 5698。从扣除法指标和审计法指标之间的相关性来看，两类现金持有规模之比的相关下属高达 0.7064，且在 0.01% 的置信水平下显著。

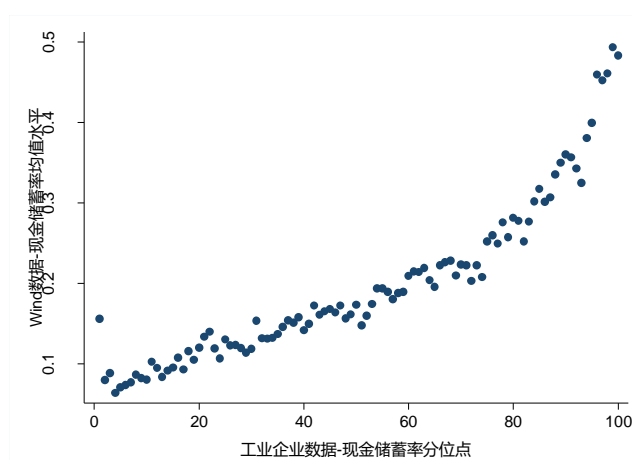


图 3.3 两类现金储蓄率指标对应图

注：本文先根据工业企业数据中现金储蓄率的 99 个分位数，将样本等分为 100 组，横坐标刻度值即为组别（现金储蓄率分位点），纵坐标为各组样本对应的上市公司企业现金储蓄率均值水平。

本文进一步将根据扣除法现金持有率（现金持有/总资产）的 99 个分位数将匹配样本分为 100 组，然后求得每组内上市公司企业的现金持有率均值，图 3.3

绘制了扣除法现金持有率各个分位点与审计法现金持有率均值水平的散点图。观察图 1 可以发现，在 80 分位点之前，分位点与均值水平呈现线性正相关关系，80 分位点之后依然为线性正相关关系。由此可知，根据中国工业企业数据测算的现金持有率具有较强的代表性。

企业的营运资金为流动资产减去流动负债后的净额，反映企业在经营中可供运用、周转的流动资金净额，可以用来衡量企业的短期偿债能力。营运资金的金额越大，代表该企业对于支付义务的准备越充足，短期偿债能力越强。最后，企业借贷利息率为利息支出与总负债之比，反映企业在金融市场中的债务融资成本。

（三）模型设定与结果分析

接下来，本文首先介绍双重差分估计模型和相关识别条件，在此基础上分析国有企业融资外溢效应的基准回归结果。然后，构建行业国有企业比重的工具变量，对内生性问题进行讨论。最后，分别从国有企业识别、国有企业占比核算、规模以上企业标准统一等方面对基准回归结果进行稳健性检验。

1. 计量模型设定

本文以 2008 年金融危机为准自然实验事件，采用双重差分模型考察国有企业是否存在融资外溢效应，即金融危机爆发后国有企业是否稳定了非国有企业的资金链。估计模型设定如下：

$$\ln y_{fit} = \alpha_0 + \beta_0 SOEshare07_i \times Post_t + (\mathbf{X}_i \times \lambda_t)\gamma + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{fit} \quad (1)$$

其中，被解释变量 y_{fit} 包括 CIC-4 分位行业 i 内非国有企业 f 在 t 年的现金持有率、现金持有规模、营运资金规模以及借贷利息率这四个指标。核心解释变量为行业 i 的国有企业比重 $SOEshare07_i$ 与 2008 年金融危机时间虚拟变量 $Post_t$ 的乘积项。估计模型（1）中， $SOEshare07_i$ 为行业 i 在 2007 年的国有企业（含集体企业）数目占比； $Post_t$ 为时间虚拟变量，在 2008 年及之后取值为 1，2003-2007 年取值为 0。行业国有企业比重和金融危机时间虚拟变量的乘积项估计系数 β_0 可以反映国有企业对非国有企业的资本溢出效应。稳健性分析中，本文采用 2007 年的国有企业资产占比来衡量行业国有企业比重。 λ_i 为 CIC-4 分位行业固定效应，

用来控制不随时间变化的行业特征变量； λ_t 为时间固定效应，用来控制只随时间变化的特征变量； ε_{fit} 为随机扰动项。

双重差分模型估计结果的准确性依赖于事件冲击的条件随机特征。本文采用2003-2007年行业加总数据识别行业国有企业占比的影响因素 \mathbf{X}_i ，然后在模型(1)的估计中进行控制。其中，CIC-4分位行业国有企业占比的影响因素估计模型如下：

$$SOEshare_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^9 \beta_j Z_{i,t-1}^j + v_{it} \quad (2)$$

其中，解释变量 \mathbf{Z} 包括行业出口占比（出口额/总产出）、行业外资企业数目占比、行业总资产规模对数、行业利息率（利息支出/总负债）、行业资产劳动比（总资产/总就业）、行业生产率（企业生产率根据产出份额进行加权）、行业存货比率（存货/总产出）、行业财务费用比率（财务费用/销售收入）和行业销售利润率（总利润/销售收入）这9个行业特征变量的滞后一期变量。结果发现，只有行业出口占比、外资企业占比、资产规模和利息率在10%的置信水平下显著。此外，模型(1)和模型(2)的回归标准误均聚类在CIC-4分位行业 i 层面。

此外，在控制相关特征变量后，平行趋势检验是使用双重差分模型进行估计的另一重要前提条件。本文参照Fajgelbaum et al. (2020)的做法，采用系数回归法检验平行趋势，估计模型如下：

$$\ln y_{fit} = \alpha + \sum_{j=2004}^{2013} \beta_j SOEshare07_i \times Year_t^j + (\mathbf{X}_i \times \lambda_t) \gamma + \lambda_i + \lambda_t + \vartheta_{fit} \quad (3)$$

其中，被解释变量 y_{fit} 包括企业现金持有率、现金持有规模、营运资金规模以及借贷利息率这四个指标； $Year_t^j$ 为第 j 年的时间虚拟变量¹⁵。行业层面特征变量和固定效应均与模型(1)相同，估计系数的标准误聚类在CIC-4分位行业层面。观察2008年金融危机爆发之前 β_j 的估计值即可判断是否满足平行趋势。

2. 平行趋势检验估计结果

表3.2为平行趋势检验的回归结果。其中，(1)-(4)列分别为企业现金持有率(*cash_ratio*)、现金持有规模(*lncash*)、营运资金规模(*lnoperating_funds*)以及借贷利息率(*interest_rate*)这四个指标的估计结果。计算企业现金持有率

¹⁵ 平行趋势检验估计模型以2003年为基准，故未包含2003年时间虚拟变量的乘积项。

所采用的企业总资产根据分省份固定资产投资价格指数进行了平减。

表 3.2 平行趋势检验估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>cash_ratio</i>	<i>Incash</i>	<i>lnoperating_funds</i>	<i>interest_rate</i>
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰⁰⁴	0.0095 (0.0423)	0.0013 (0.0032)	-0.0002 (0.0010)	0.0007 (0.0143)
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰⁰⁵	-0.0015 (0.0330)	0.0010 (0.0026)	0.0002 (0.0010)	-0.0111 (0.0172)
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰⁰⁶	-0.0092 (0.0331)	0.0006 (0.0032)	0.0007 (0.0012)	-0.0155 (0.0163)
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰⁰⁷	0.0267 (0.0376)	0.0031 (0.0036)	-0.0009 (0.0013)	-0.0297 (0.0204)
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰⁰⁸	0.0493 (0.0395)	0.0045 (0.0037)	-0.0013 (0.0015)	-0.0325 (0.0231)
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰⁰⁹	0.0294 (0.0389)	0.0028 (0.0036)	-0.0002 (0.0016)	-0.0582** (0.0284)
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰¹¹	0.2457** (0.0985)	0.0371*** (0.0105)	0.0155*** (0.0047)	-0.1358*** (0.0368)
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰¹²	0.2688*** (0.0973)	0.0381*** (0.0098)	0.0167*** (0.0049)	-0.1006*** (0.0335)
<i>SOEshare07</i> × <i>Year</i> ²⁰¹³	0.1440** (0.0671)	0.0126** (0.0059)	0.0077** (0.0034)	-0.0489* (0.0287)
企业控制变量	Y	Y	Y	Y
行业控制变量	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	1950277	1950833	1889290	2032302
adj. <i>R</i> ²	0.0467	0.4112	0.2195	0.0391

注：控制变量为行业出口占比（出口额/总产出）、行业外资企业占比、行业资产规模

和行业利息率（利息支出/总负债）这四个控制变量与时间（*year*）虚拟变量的乘积项；回归控制了行业固定效应和时间固定效应；括号内为回归系数的标准误差，根据CIC-4分位行业聚类调整得到；上标***、**、*分别表示1%、5%和10%的统计显著性。

观察表 3.2 可以发现，在 2008 年金融危机爆发以前，对于具有不同国有企业占比的行业而言，国有企业对非国有企业各个融资指标的影响不具有显著差异，满足了双重差分模型所需的平行趋势条件。此外，随着 2008 年金融危机的爆发，尤其在 2011 年及之后，行业国有企业占比与时间虚拟变量的交互项均显著为正，意味着在国有企业比例较高的行业，国有企业对其他所有制企业的现金持有、营运资金及借贷利息率等指标的影响较大。值得注意的是，国有企业对其他企业经营的外部性影响存在 1-2 年的时滞¹⁶。

4. 基准回归结果

本文分别从内部资金持有和借贷资金获取成本两方面考察国有企业对非国有企业资金链的影响。表 3.3 为基准回归结果，其中，（1）-（2）列分别为企业现金持有率和现金持有规模对数值的回归结果；（3）列为企业营运资金的回归结果；（4）列为企业借贷利息率的回归结果。

表 3.3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>cash_ratio</i>	<i>lncash</i>	<i>lnoper_funds</i>	<i>interest_rate</i>
<i>SOEshare07</i> × <i>Post</i>	0.0808*** (0.0288)	0.0085*** (0.0025)	0.0028** (0.0012)	-0.0417*** (0.0109)
企业控制变量	Y	Y	Y	Y
行业控制变量	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	1950277	1950833	1889290	2032302
adj. <i>R</i> ²	0.0467	0.4111	0.2193	0.0391

¹⁶ 本文未采用 2010 年数据，无法判断国有企业的溢出效应是否在 2010 年已经变得显著。若在 2010 年便已经显著，则意味着国有企业的时滞存在 1 年时滞；若在 2010 年仍不显著，则国有企业的时滞存在 2 年时滞。

注：同表3.2。

首先，观察表 3.3 中（1）-（2）列的结果可以发现，核心解释变量 $SOEshare07 \times Post$ 的估计系数均显著为正。这意味着金融危机爆发后，相对于国有企业比重较低的行业，国有企业比重较高行业内国有企业对非国有企业现金持有的影响更为显著，内源融资得到更有效的保障。从经济影响大小来看，行业内国有企业数目占比提高 1 个百分点，企业现金持有率平均上升 0.0808 个百分点，企业现金持有规模平均上升 0.85%。¹⁷

其次，观察表 3.3 中（3）列的回归结果可知，核心解释变量的系数仍然显著为正。这表明，金融危机后，国有企业比重越高，行业内国有企业对非国有企业营运资金的支撑作用越强，非国有企业对于支付义务的准备越充足，短期偿债能力越强。具体来看，行业内国有企业数目占比提高 1 个百分点，非国有企业营运资金平均上升 0.28%。

最后，观察表 3.3 中（4）列的结果可以发现，核心解释变量的系数显著为负，意味着行业内国有企业占比越高，非国有企业的借贷利息率越低。并且，从影响大小来看，金融危机爆发后，行业内国有企业数目占比提高 1 个百分点，非国有企业借贷利息率平均下降 0.04 个百分点。

综上可知，金融危机爆发后，行业内国有企业可以保障其他企业资金链的稳定，可以有效防止重大负外部性冲击导致企业资金链断裂而发生大规模企业倒闭破产的现象发生，从而肯定了国有企业在融资方面的重要保障效应。

5. 内生性讨论

遗漏变量是导致内生性问题的本质原因。一方面，如果遗漏变量与核心解释变量（国有企业占比）的相关性较高，那么核心解释变量的最小二乘估计结果会出现无法预估的偏差；另一方面，遗漏同时与核心解释变量和被解释变量相关的特征变量还会导致互为因果的内生性问题。在基准回归模型（1）中，本文控制了行业和时间固定效应，以及随时间变化的行业特征变量，以此来减轻遗漏变量导致的内生性问题。同时，本文还通过平行趋势检验考察双重差分估计模型的识别前提条件。

¹⁷ 变量现金持有率的单位为百分点，即现金持有率=（现金持有规模/资产规模）×100%；现金持有规模和资产规模的单位均为千元。

表 3.4 工具变量回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>SOEshare07×Post</i>	<i>cash_ratio</i>	<i>Incash</i>	<i>lnoperg_funds</i>	<i>interest_rate</i>
	First-stage	IV	IV	IV	IV
<i>SOE_other07×Post</i>	0.5707*** (0.0894)				
<i>SOEshare07×Post</i>		0.2791*** (0.1014)	0.0294*** (0.0090)	0.0094** (0.0041)	-0.1437*** (0.0383)
弱识别检验		71.573	71.580	71.256	71.979
企业控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
行业控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	1968791	1950277	1950833	1889290	2032302
adj. <i>R</i> ²	0.9060	0.0280	0.3415	0.1627	0.0103

注：同表3.2。

但尽管如此，仍然无法排除不同所有制企业之间的相互影响，并杜绝遗漏变量内生性问题。为此，参照周茂等（2018）、Boustan et al.（2013）、Enamorado et al.（2016）等文献的思路，本文构建了4分位行业*i*内国有企业比重的工具变量。具体而言，本文采用同一2分位行业下其他4分位行业的国有企业比重作为4分位行业*i*国有企业比重的工具变量。

表3.4为工具变量估计结果。其中，（1）列为第一阶段（first-stage）估计结果，（2）-（5）列分别为现金持有率、现金持有规模对数值、营运资金规模对数值以及借贷利息率的第二阶段（second-stage）估计结果。首先，表4中（2）-（5）回归结果的弱识别检验F统计量（Kleibergen-Paap rk Wald F statistic）均明显高于弱识别检验10%统计水平的临界值16.38，可以拒绝存在弱识别问题的原假设。其次，表3.4中（1）列的结果显示，工具变量与内生变量之间高度相关，满足了工具变量的相关性要求。

表3.4中（2）-（4）列的核心解释变量系数显著为正，（5）列的核心解释变

量系数显著为负，即估计结果的显著性和影响方向与表 3 中基准回归结果一致。但是，从经济影响大小来看，核心解释变量系数的绝对值均有所上升。具体而言，金融危机爆发后，行业内国有企业数目占比提高 1 个百分点，非国有企业现金持有率上升 0.27 个百分点，现金持有规模增加 2.94%，营运资金规模提高 0.94%，借贷利息率下降 0.14 个百分点。这些结果表明，考虑内生性问题后，国有企业的资金链保障效应进一步增强。

6. 稳健性检验

本文主要从国有企业的识别、行业内国有企业比重的测算、国有企业比重的时期选择、非国有企业统计口径这几方面对基准回归结果进行稳健性检验。

6.1 国有企业定义方式

在基准回归结果中，本文主要根据企业注册类型和资本出资比例来识别国有企业，并未考虑企业的控股信息。鉴于国有企业识别在本文分析中的重要地位，有必要对国有企业的定义方式进行详细的稳健性检验。为此，本文在国有企业的识别中进一步考虑求控股信息，表 3.5 中第一部分为国有企业识别的稳健性检验结果。结果显示，核心解释变量的估计系数与表 3.3 基准回归结果基本一致，即国有企业的识别方式对本文结论没有实质性影响。

6.2 国有企业比重核算

此前，本文主要根据行业内国有企业数目来衡量国有企业比重。除数目占比外，一些文献还采用国有企业资产占比来反映国有企业比重（蒋灵多等，2019）。表 3.5 中第二部分为国有企业资产占比的回归结果。结果显示，核心解释变量的估计系数仍然与基准回归结果基本一致，即金融危机爆发后，国有企业从内部融资和债务融资两方面保障了非国有企业的资金链稳定。

6.3 国有企业比重的时期选择

在双重差分模型的估计中，若受冲击变量为连续变量，冲击前变量的时期选择可能会影响最终的估计结果。基准回归分析中，金融危机爆发前的行业国有企业规模主要采用 2007 年的国有企业数目占比来衡量。接下来，本文分别采用 2003 年即样本初期的国有企业数目占比，以及 2003-2007 年国有企业数目占比的平均值进行稳健性检验。表 3.5 的第三部分和第四部分分别汇报了相应的回归结果。观察两部分的估计结果可以发现，冲击前样本期的选择对核心解释变量

SOEshare03×*Post*、*SOEshare0307*×*Post* 的估计没有明显的影响，金融危机爆发后国有企业的资金链保障效应仍然十分稳健。

表 3.5 国有企业识别及其比重的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>cash_ratio</i>	<i>Incash</i>	<i>lnoperg_funds</i>	<i>interest_rate</i>
第一部分：国有企业识别				
<i>SOEshare07</i> × <i>Post</i>	0.0836*** (0.0295)	0.0088*** (0.0025)	0.0027** (0.0012)	-0.0414*** (0.0111)
<i>N</i>	1947673	1948361	1887151	2029711
adj. <i>R</i> ²	0.0467	0.4106	0.2185	0.0390
第二部分：国有企业资产占比				
<i>SOEasset07</i> × <i>Post</i>	0.0298*** (0.0099)	0.0032*** (0.0008)	0.0018*** (0.0004)	-0.0129*** (0.0032)
<i>N</i>	1950277	1950833	1889290	2032302
adj. <i>R</i> ²	0.0466	0.4110	0.0683	0.0390
<i>SOEshare03</i> × <i>Post</i>	0.0293** (0.0140)	0.0037*** (0.0013)	0.0007*** (0.0002)	-0.0172*** (0.0056)
<i>N</i>	1985427	1986145	1891315	2068235
adj. <i>R</i> ²	0.0465	0.4164	0.0691	0.0389
<i>SOEshare0307</i> × <i>Post</i>	0.0574** (0.0225)	0.0067*** (0.0020)	0.0028** (0.0011)	-0.0325*** (0.0087)
<i>N</i>	1987449	1988144	1893070	2070245
adj. <i>R</i> ²	0.0466	0.4166	0.0692	0.0389
企业控制变量	Y	Y	Y	Y
行业控制变量	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y

时间固定效应	Y	Y	Y	Y
--------	---	---	---	---

注：同表3.2。

6.4 非国有企业统计口径

中国工业企业数据中非国有企业销售收入（或主营业务收入）的统计口径在2010年从500万元调整为2000万元。统计口径的提高使得2010年后小规模企业样本减少，而国有企业帮扶效应可能主要针对中小企业，进而影响国有企业外部性的识别。为此，本文将样本期内非国有企业的统计口径统一调整为2000万元以上，表3.6为相应的估计结果。观察核心解释变量的估计系数可以发现，统计口径的变化对估计系数没有明显影响，金融危机后国有企业对非国有企业的资金链保障效应仍然显著，并且影响大小与表4中的基准回归结果较为接近。

表 3.6 非国有企业统计口径的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>cash_ratio</i>	<i>lncash</i>	<i>lnoperg_funds</i>	<i>interest_rate</i>
<i>SOEshare07</i> × <i>Post</i>	0.0878*** (0.0328)	0.0083*** (0.0024)	0.0019*** (0.0007)	-0.0530*** (0.0137)
企业控制变量	Y	Y	Y	Y
行业控制变量	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	1203309	1201997	1107135	1241755
adj. <i>R</i> ²	0.0434	0.3472	0.2432	0.0369

注：同表3.2。

7. 资金链保障机制

该部分从现金持有和借贷利息率的定义来检验国有企业资金链保障效应的作用机制。

7.1 现金持有的机制分析

企业现金持有的定义即为流动资产中扣除应收账款和存货所剩的部分。为此，本文从流动资产、应收账款和存货这三个指标探讨国有企业到底如何影响非国有

企业的内部融资。图 3.4 汇报了流动资产、应收账款和存货规模的变化趋势。

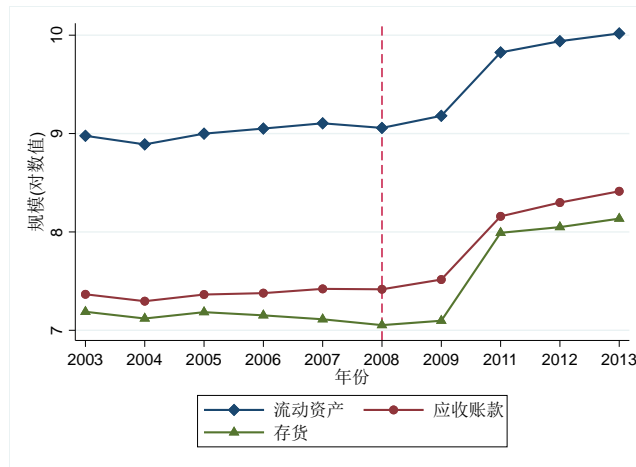


图 3.4 流动资产、应收账款与存货的变动趋势

首先，非国有企业的流动资产、应收账款和存货规模在 2003-2008 年基本稳定，金融危机后这三个指标均明显上升。现金持有规模的上升可能来自于流动资产规模的增加，或者应收账款和存货的减少。那么，国有企业对其他企业现金持有规模提升作用到底来自于更多的流动资产，还是应收账款和存货的下降？

表 3.7 机制检验分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>lnliquid</i>	<i>lnreceivable</i>	<i>lnstock</i>	<i>lninterest</i>	<i>lndebt</i>
<i>SOEshare07</i> × <i>Post</i>	0.0020 (0.0024)	-0.0069*** (0.0010)	-0.0014 (0.0013)	-0.0028*** (0.0006)	0.0031*** (0.0008)
企业控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
行业控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	2064578	2060276	2068908	2039640	2054304
adj. <i>R</i> ²	0.5750	0.3333	0.2745	0.3161	0.5049

注：同表3.2。

表 3.7 中 (1) - (3) 列为流动资产、应收账款和存货的估计结果。观察可知，金融危机爆发后，行业内国有企业对非国有企业的流动资产和存货规模的影响在

10%的置信水平下不具有统计显著性，对非国有企业应收账款的影响则在 1%的置信水平下显著，并且行业内国有企业比重越高，非国有企业的应收账款规模越低。这意味着，金融危机后国有企业主要通过减少其他企业的应收账款，加快资金回笼，盘活现金流，进而提升企业的现金持有规模，从而更好地应对负外部冲击。

7.2 借贷利息率的机制分析

企业的借贷利息率为利息支出与总负债之比，利息支出和总负债的变动都会带来借贷利息率的变化。图 3.5 描述了非国有企业利息支出与总负债的变化趋势。观察可知，2003-2008 年非国有企业的平均利息支出与平均负债规模基本稳定，金融危机后利息支出与总负债规模均明显上升。

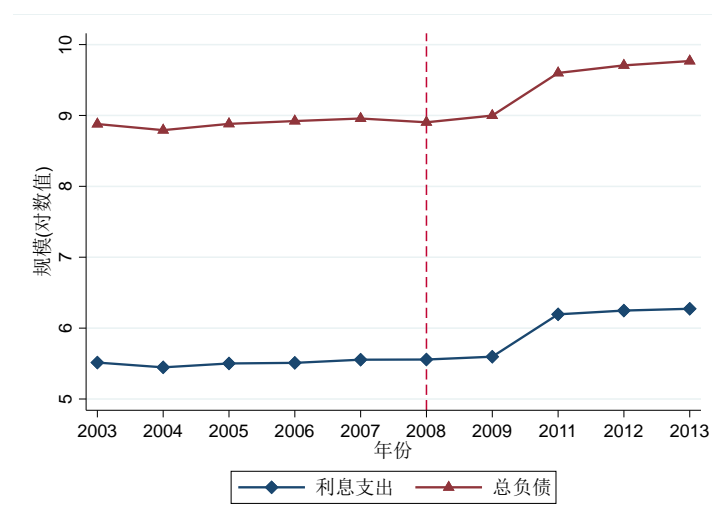


图 3.5 利息支出与总负债的变化趋势

国有企业降低其他企业的借贷利息率，可能是降低了企业利息总支出，也可能是利息支出增加的同时，总负债以更大的比例增加。换言之，企业有可能因为债务融资不畅而降低利息支出，也可能是以更低的借贷成本获取债务融资。为了剖析国有企业影响企业债务融资的机制，本文分别对企业的利息总支出和总负债进行回归，回归结果见表 8 中（4）-（5）列。观察可知，金融危机后，行业内国有企业显著降低了其他企业的利息支出，与此同时提高了其他企业的总负债规模。这意味着，在国有企业比重较高的行业内，其他非国有企业可以以较低的利息支出获得更多的债务融资，从而保证其资金链的稳定。

8. 异质性分析

接下来，从企业规模、企业存续状态、产业链上游度以及企业所有制等方面探讨国有企业资金链保障效应的异质性。

8.1 企业规模

本文按照国家经贸委、国家计委、财政部、国家统计局研究制订的 2003 年《中小企业标准暂行规定》，将工业企业划分为大中型企业和小企业，然后分别考察金融危机后国有企业对这两类企业资金链的影响。国家统计局部门根据《中小企业标准暂行规定》制订大中小企业的统计分类，并提供相应的统计数据。中小企业标准根据企业职工人数、销售额、资产总额等指标，结合行业特点制定。具体而言，对于工业部门，中小型企业须符合以下条件：职工人数 2000 人以下，或销售额 30000 万元以下，或资产总额为 40000 万元以下。其中，中型企业须同时满足职工人数 300 人及以上，销售额 3000 万元及以上，资产总额 4000 万元及以上；其余为小型企业。本文根据上述分类方式将大企业与中型企业归并在一起，称为大企业；将小型企业单独归为一类，称之为小企业。

表 3.8 大企业与小企业的融资比较

变量	企业类别	样本量	均值	标准差	均值差异
<i>cash_ratio</i>	大企业组	373844	23.8329	17.7550	1.0097***
	小企业组	2182997	22.8232	18.8582	(0.0331)
<i>interest_rate</i>	大企业组	368285	2.9838	5.3394	-0.1533***
	小企业组	2224246	3.1371	6.9045	(0.0119)

注：现金持有率 (*cash_ratio*) 和借贷利息率 (*interest_rate*) 的单位均为百分数 (%)。均值差异为国有企业比重较低行业与国有企业比重较高行业的差值。

表 3.8 为大规模企业与小规模企业现金持有率和借贷利息率的比较结果。观察可知，首先，大企业数目较少，样本量占比不到 20%；其次，大企业的平均现金持有率显著高于小企业，而平均借贷利息率显著低于小企业；并且，大企业的现金持有率和借贷利息率标准差较小，意味着小企业的现金持有和借贷成本具有更大的分布范围。

表 3.9 为行业内国有企业对大企业和小企业融资影响的回归结果。观察可知，

行业内国有企业的资金链保障效应主要作用于小规模企业。具体而言，金融危机后，国有企业显著提高了小规模非国有企业的现金持有率，同时显著降低了小规模非国有企业的借贷利息率。对于大企业而言，国有企业对现金持有率的影响不再显著，但依然显著降低了大企业的借贷利息率。

表 3.9 企业规模的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>cash_ratio</i>	<i>interest_rate</i>	<i>cash_ratio</i>	<i>interest_rate</i>
	小规模	小规模	大规模	大规模
<i>SOEshare07</i> × <i>Post</i>	0.0811 ^{***}	-0.0364 ^{***}	0.0255	-0.0411 ^{***}
	(0.0295)	(0.0084)	(0.0538)	(0.0139)
企业控制变量	Y	Y	Y	Y
行业控制变量	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	1695575	1585201	254702	254270
adj. <i>R</i> ²	0.0472	0.4131	0.0666	0.0553

注：同表3.2。

8.2 企业存续状态

本文根据企业的法人代码识别退出企业（李坤望等，2014）。部分企业因为重组、兼并或者改制等原因调整了企业代码，本文参照 Brandt et al. (2017)，根据企业名称、邮政编码、电话号码等信息对企业法人代码进行修正。企业的存续状态主要分为四类，即持续生存企业、新进入企业、退出企业以及仅存在一年的短期企业（一年期企业）¹⁸。

表 3.10 为持续生存企业、进入企业、退出企业和一年期企业的内部融资和外部融资指标。观察可知，首先，持续生产企业、新进入企业和一年期企业的现金持有率在 2008 年金融危机后明显上升；而退出企业的现金持有规模则有所下降，资金不足可能是企业退出的重要原因。其次，各类企业的借贷利息率在金融危机后均上升，意味着债务融资成本明显提高。

¹⁸ 四类存续状态企业的具体识别见附录 1 的表 A1。

表 3.10 不同存续状态企业的融资指标

	2003-2007		2008-2013		差值	
	<i>cash_ratio</i>	<i>interest</i>	<i>cash_ratio</i>	<i>interest</i>	<i>cash_ratio</i>	<i>interest</i>
持续生存	22.2643	2.5375	23.9384	4.0436	1.6741	1.5061
进入企业	21.5027	2.2075	22.9822	4.0401	1.4795	1.8326
退出企业	23.9432	2.6382	23.7497	3.7908	-0.1935	1.1526
一年期	22.6723	2.1674	23.2673	3.2070	0.5950	1.0396

注：表中数值为 *cash_ratio* 和 *interest* 的均值；差值为 2008-2013 年的均值与 2003-2007 年的均值之差。

表 3.11 企业存续状态的异质性分析

	<i>cash_ratio</i>	<i>interest_rate</i>	<i>cash_ratio</i>	<i>interest_rate</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
	持续生存	持续生存	新进入	新进入
<i>SOEshare07</i> × <i>Post</i>	0.0915**	-0.0389***	0.0704**	-0.0422***
	(0.0354)	(0.0118)	(0.0315)	(0.0111)
<i>N</i>	1026361	1062146	308889	325895
adj. <i>R</i> ²	0.0482	0.0419	0.0527	0.0349
	(5)	(6)	(7)	(8)
	退出	退出	一年期	一年期
<i>SOEshare07</i> × <i>Post</i>	0.0250	-0.0175	0.0131	-0.0221
	(0.0429)	(0.0159)	(0.0472)	(0.0212)
<i>N</i>	217203	228330	168836	177975
adj. <i>R</i> ²	0.0403	0.0477	0.0449	0.0424
企业控制变量	Y	Y	Y	Y
行业控制变量	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y

注：同表3.2。

表 3.11 为持续生存企业、进入企业、退出企业和一年期企业的分样本回归

结果。其中，（1）-（2）列为在位企业的回归结果；（3）-（4）列为新进入企业的回归结果，回归中剔除了样本首期 2003 年；（5）-（6）列为退出企业的回归结果，回归中剔除了样本尾期 2013 年；（7）-（8）列为一年期企业的回归结果，回归样本剔除了样本首期 2003 年和尾期 2013 年。

观察表 3.11 可以发现，金融危机后，国有企业主要影响行业内持续生存企业和新进入企业的资金链，显著增加这两类企业现金持有率的同时，降低了这些企业的借贷利息率。从影响大小来看，国有企业对持续生存企业的现金持有率影响较大，对新进入企业的借贷利息率作用较强。这意味着，在金融危机后的经济下行期，国有企业会加快应收账款的兑现，帮助在位企业尽快回笼资金；另外，国有企业比重越高，行业内的新企业越容易以较低的借贷成本获得债务融资，从国有企业优惠政策的外溢效应中获益。此外，国有企业对退出企业和一年期企业的资金链没有显著影响，意味着国有企业的外溢效应或帮扶效应主要定位于经营状况较好的在位企业以及新进入企业。

8.3 产业链上游度

现有研究发现，国有企业正逐步向上游行业和基础行业调整，而下游行业则基本实现市场化竞争（刘瑞明和石磊，2010；王永进和刘灿雷，2016）。上游行业与下游行业的外部性机制存在较大差异。上游行业尤其是基础性行业往往因为自然垄断特征而存在供给不足的问题，国有企业则可以较好地解决公共品和资源品供给不足的问题，外部性特征较为突出。然而，产业链下游行业的国有企业可能会破坏市场化机制，挤压行业内其他非国有企业的生产机会。

为了考察产业链上游行业和下游行业内国有企业外部性的作用差异，本文首先参照 Antràs et al（2012）的方法构建 2007 年投入产出表中 135 个行业的产业链上游度指标。本文根据出口和存货对投入产出系数进行了调整，得到的行业上游度指标与 Chor et al.（2020）的测算结果一致。为了判断中国工业企业数据中行业的产业链上游度，需要将投入产出表行业与国民经济行业代码进行匹配¹⁹。最终，统计结果发现，国有企业数目占比与产业链上游度指数显著正相关，意味着国有企业主要集中在产业链上游行业。

¹⁹ 本文将 2007 年中国投入产出表行业代码与中国工业企业数据行业代码进行匹配，从而计算得到投入产出表行业的国有经济占比。Brandt et al.（2017）提供了 2002 年投入产出表行业代码与中国工业企业数据行业代码的对照表，本文整理了 2002 年和 2007 年投入产出表行业代码对照表，进而整理出 2007 年投入产出表与中国工业企业数据的行业代码对照表。

接下来, 本文根据产业链上游度指标的均值水平将行业分为产业链上游行业与产业链下游行业。表 3.12 为产业链上游行业与下游行业的异质性估计结果。结果显示, 产业链上游行业中核心解释变量的系数在 1% 的置信水平下显著, 而在产业链下游行业中核心解释变量的系数在 1% 的置信水平下不具有统计显著性。这意味着, 国有企业的资金链保障效应主要反映在产业链上游度较高的行业, 即提高了上游行业内非国有企业的现金持有率, 并降低了这些企业的借贷利息率; 但是对下游行业内非国有企业的融资状况没有明显影响。

表 3.12 产业链上游度的分样本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>cash_ratio</i>	<i>interest_rate</i>	<i>cash_ratio</i>	<i>interest_rate</i>
	上游	上游	下游	下游
<i>SOEshare07</i> × <i>Post</i>	0.0567*** (0.0174)	-0.0516*** (0.0059)	0.0265 (0.0572)	-0.0142 (0.0137)
企业控制变量	Y	Y	Y	Y
行业控制变量	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	1092229	1134458	858048	889936
adj. <i>R</i> ²	0.0405	0.0403	0.0528	0.0422

注: 同表3.2。

8.4 企业所有制

2003年以来, 国有企业改革不断推进的同时, 民营企业经历了快速发展。其中, 民营企业的数目占比从2003年的42.42%提高至2013年的76.58%, 民营企业的资本占比也从2003年的21.42%提高至2013年的39.90%。与民营企业相比, 外资企业数目占比和资产占比基本维持在25%上下, 且在2008年金融危机爆发后有所下滑。考虑到民营企业和外资企业在中国经济中的地位差异, 有必要进一步从深入考察国有企业对行业内民营企业和外资企业融资的影响差异。

表3.13中第一部分为民营企业的回归结果, 第二部分为外资企业(含港澳台企业)的回归结果。比较民营企业和外资企业的回归结果可以发现, 核心解释变

量的回归系数均在5%的置信水平下统计显著，意味着金融危机后国有企业同时保障了民营企业和外资企业的资金链稳定。

表 3.13 民营企业与外资企业的异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>cash_ratio</i>	<i>Incash</i>	<i>lnoperg_funds</i>	<i>interest_rate</i>
	民营	民营	外资	外资
<i>SOEshare07×Post</i>	0.0804**	-0.0004***	0.1196***	-0.0002**
	(0.0346)	(0.0001)	(0.0460)	(0.0001)
企业控制变量	Y	Y	Y	Y
行业控制变量	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	1285128	1350186	478194	477741
adj. <i>R</i> ²	0.0482	0.0421	0.0695	0.0376

注：同表3.2。

（四）国有企业资金链保障效应的结论总结

作为中国经济的顶梁柱，国有企业为中国经济稳定发展提供了重要支撑，尤其在经济下行期。承担更多社会责任的国有企业，一方面要积极吸纳就业，保障就业稳定；另一方面，国有企业越来越多地参与到精准帮扶中小企业，在资金链安全方面给予较大帮助。然而，大部分研究忽略了国有企业在经济下行期发挥的稳定器作用，而是聚焦于经济快速发展阶段的国有企业低效经营问题，从而引发对“国有企业还要不要”等问题的思考。

本文基于 2003-2013 年中国工业企业数据，采用双重差分模型考察了 2008 年金融危机背景下国有企业的资金链保障效应。具体而言，本文比较了金融危机前后，国有企业比重较高行业与比重较低行业内非国有企业内部融资与债务融资的变化，考察国有企业对其他非国有企业融资的支持作用。在此基础上，本文从内部融资和债务融资的定义式进一步分析了国有企业保障资金链的具体作用机制。然后，本文从企业规模、企业存续状态、产业链上游度、企业所有制等方面，

探讨了国有企业融资外溢效应的作用对象。

研究发现：（1）在金融危机爆发后的经济下行期，国有企业保障了行业内非国有企业的内部融资和债务融资，有效防止资金链断裂而引发的倒闭潮。工具变量的估计结果表明，国有企业比重提高 1 个百分点，行业内非国有企业的现金持有率将上升 0.27 个百分点，借贷利息率则下降 0.14 个百分点。

（2）金融危机后，国有企业主要通过减少应收账款规模来加速行业内非国有企业的资金回笼，进而提升非国有企业的现金持有规模。同时，在经济下行期，行业内非国有企业可以以较低的利息支出获得较多的债务融资，从而进一步保障其资金链稳定。

（3）在经济下行时期，首先，国有企业显著提高了行业内小规模非国有企业的现金持有率，同时显著降低其借贷利息率，对大规模企业的内部融资和债务融资则没有显著影响。其次，国有企业主要影响行业内持续生存企业和新进入企业的内部融资和债务融资。具体而言，国有企业对行业内持续生存企业的现金持有率影响更大，对行业内新进入企业的借贷利息率作用较强。再次，产业链上游行业内的国有企业更容易发挥其资金链保障效应，即对产业链上游行业内非国有企业的现金持有率和借贷利息率有显著影响，对产业链下游行业内非国有企业的融资状况则没有明显影响。最后，国有企业的资金链保障效应同时作用于民营企业 and 外资企业，两类企业的现金持有率均显著上升，借贷利息率显著下降。

四、政策建议

（一）探究国有企业正外部性，客观评价国有企业的经济地位

客观全面地评价国有企业在中国经济中的地位作用，是国有企业改制的重要前提。不能简单以国有企业的微观经营效率为依据来评判国有企业在中国经济发展中的地位。尽管国有企业的微观经营效率低下，但是忽略其所承担的战略性和社会性政策负担可能会导致国有企业“支柱地位”的动摇，国有企业的改制方向也会出现偏差。考虑国有企业的经济外部性和社会服务供给后，国有企业的宏观效率处于较高水平。国有企业作为克服市场失灵和政府失灵的制度安排，在技术模仿、技术扩散和技术赶超方面扮演着重要角色。同时，国有企业承担着维护宏观经济稳定、提供社会福利和公共品等政治目标，对实现中国宏观经济平稳增长有重要意义。

本文研究不仅肯定了国有企业在经济下行压力较大时期发挥的经济“稳定器”功能，同时也佐证了国有企业在宏观调控中的重要角色。只有全面客观地认识国有企业的不足和贡献，才能正确制定国有企业改革的方向和政策。为此，**鼓励探讨国有企业在中国经济发展中发挥的正向经济外部性，及其在经济稳定方面的重要作用，是了解国有企业经营机制、树立国有企业良好形象的重要基础。**

（二）优化国有资本结构，发挥国有企业的上下游产业链稳定作用

国有企业在上下游产业链中均发挥着重要作用。在面对金融危机等外部性冲击时，国有企业在稳定自身发展的同时，更有助于缓解行业内其他非国有企业的融资困境。国有企业改革发展始终坚持“两个毫不动摇”，以市场化原则和互利共赢为导向，主动加大与民营企业、中小企业的全方位合作，在稳定产业链中发挥了“国家队”作用。在上下游帮扶力度方面，中央企业、地方国有企业积极执行国家降电价、降气价、降资费、降路费、降房租政策，主动做好清欠工作，努力帮助民营企业渡过难关。搭建产业链金融平台，通过商业保理、贴现等方式为上下游中小企业融资。

本报告发现，在中国经济中，下游行业集聚了大量民营企业和外资企业，基本实现了市场化竞争，国有企业的逆周期调节效应在下游行业得到了充分的发挥。

但是从资金链保障的角度来看，上游行业中对的国有企业资金链保障效应更为明显。为此，应当充分发挥国有资本带动作用，通过基金投资、创新平台等多种方式，引导国有企业注重在产业链、供应链上下游的中小企业和民营企业中培育领军企业和专精特新“隐形冠军”企业。

（三）提升国有企业运行效率，加强国有企业的“顶梁柱”作用

面对重大负面冲击时，积极带动上下游产业和中小企业生产，是应对经济危机的重要保障。为此，提升国有企业的运行效率至关重要。政府应当进一步简政放权，减轻企业负担，支持国有企业加快完善现代企业制度，建立市场化的薪酬体系和激励机制，激发国有企业的市场活力，通过市场和政府的“无形之手”和“有形之手”，形成强大合力。

具体而言，以健全企业法人治理结构为重要支撑，重点规范各类治理主体权责，逐级实现充分、规范、有序的授权放权和行权，全面提升国有企业运行效率和市场化、现代化经营水平。以完善市场化经营机制为关键抓手，大力深化内部三项制度改革，全面推行经理层成员任期制和契约化管理等，持续激发国有企业改革发展的内生活力。以积极稳妥推进股权多元化和混合所有制改革为主要路径，加快促进国有企业完善现代企业制度。以健全激励约束机制为动力源泉，充分调动国有企业广大干部职工的积极性、主动性和创造性。以解决历史遗留问题为基础前提，努力推动国有企业轻装上阵、公平参与竞争。

（四）加强国企民企合作，强化国有企业的“压舱石”作用

国有企业和民营企业应该发挥各自优势，加强合作，优势互补，共同发展，积极发挥国有企业的“压舱石”作用。随着我国发展外部环境变化，经济下行压力加大，国有企业和民营企业面临同样的问题。民营企业的创新能力强、激励机制灵活、活力足、知识产权保护意识强，但弱点是融资能力、抗风险能力偏弱，企业治理结构有待健全。国有企业能主动承担急难险重任务，抗风险能力强，但是国企激励机制不完善，导致人才流失严重，科技创新活力不足。在全球性外部冲击背景下，加强国有企业与民营企业的深度合作可以进一步加强国有企业的宏观调控能力。国有企业与民营企业的合作不仅有助于提升国有企业自身的经营效

率，同时还可以让民营企业更为从容地应对外部冲击，增强中国经济的稳定性和韧性。

具体而言，一方面，国有企业可以设立风险投资基金，对于初创期的新技术企业进行投资扶持，这也需要国企管理者在强化评估机制基础上要有担当，敢于承担投资风险。另一方面，通过混合所有制改革，国企可以参股民企，民企也可以参股国企。国企品牌通过背书、担保等方式，为民营企业增信，提高民企的对外融资能力。同时，部分民营企业，特别是科技创新企业在创业期将更多精力放在产品和市场上，不同程度忽视了企业规范化管理和长期发展规划，企业规模扩大后容易出现管理问题。国企股权参与有助于帮助民企建立现代化企业治理结构，保持民企持续健康的发展。可以尝试国企出资方任党委书记，民企出资方任总经理，管经营发展，整合双方管理优势和资源，实现融资、市场资源共享。

（五）提升国有企业创新力，加强国有企业创新外溢

提升国有企业创新力，既是推动经济高质量发展的必然要求，也是提高国有企业整体效益的重要引擎。国有企业作为经济社会发展的中坚力量，理应在推进国家现代化中发挥示范作用，必须勇担创新重任，强化自主创新，以创新力的提升带动竞争力、控制力、影响力和抗风险能力的增强，从而引领和推动我国经济高质量发展。根据国家发展战略需要，国有企业可能需要在非优势行业进行生产，比民营企业从事了更多的基础性研究。为此，国有企业是创新溢出的“净输出方”，而民营企业为创新溢出的最大受益者。从国有企业的投入产出结果来看，国有企业研发投入逐年增加，自主创新能力普遍增强，科研成果转化数量逐年增多，创新效率显著提升；从国有企业的国际影响力来看，国有企业出口附加值不断提升，涌现出越来越多的国际知名企业，在国际上的竞争力明显增强。

为了进一步提升国有企业的创新力，一方面，**要加大研发投入并提高资金使用效率。**国有企业特别是中央企业代表了国家创新的水平，是引导行业技术进步的主要力量。进一步加大研发资金投入力度，提高研发资金使用效率，是提高国有企业创新力的重要保障。另一方面，**充分发挥系统集成合力。**创新是一个复杂的系统工程，创新链、产业链、资金链、政策链相互交织、相互支撑，必须打破各创新主体之间的壁垒，形成协同创新的强大合力。

（六）畅通就业机制，强化国有企业的逆周期宏观调节

中央提出“六稳”，第一位就是稳就业。就业是民生之本，是社会最重要的“稳定器”。从冲锋在前、赶赴抗疫一线，到吹响全面复工冲锋号、稳定社会生产，再到响应国家政策，**稳岗扩就业，国有企业一直在行动**。国有企业作为中国经济发展的主力军、国家队，迎难而上、顶压前行，充分彰显为党分忧、为国尽责的使命担当，以模范表率作用，切实行动起来，为社会发展和城市稳定运行贡献强大力量。

在新冠肺炎疫情的冲击下，国有企业需要做好用人单位招聘工作，通过平稳有序的复工复产，使更多的人员回到工作岗位，并通过产业链拉动来带动就业。受疫情影响，常规的招聘模式受到较大冲击，且不少外出务工人员无法到岗。针对这些情况，国有企业可以积极探索云招聘、云培训等模式，并为就业人员在家提供就业机会。同时，可以积极开展大型网络招聘活动，集中岗位资源，集中招聘平台，免费提供信息发布、简历收集、笔试面试、人才测评等全流程服务。聚焦高校毕业生、农民工、贫困地区劳动力三类重点人群，积极复工复产，加快重大项目建设，提供更多就业岗位。

参考文献:

- (1) 白重恩、路江涌、陶志刚:《国有企业改制效果的实证研究》,《经济研究》,2006年第8期,4-14。
- (2) 陈冬、孔墨奇、王红建:《投我以桃,报之以李:经济周期与国企避税》,《管理世界》,2016年第5期,46-63。
- (3) 戴静、张建华:《金融所有制歧视、所有制结构与创新产出——来自中国地区工业部门的证据》,《金融研究》,2013年第5期,86-98。
- (4) 董晓庆、赵坚、袁朋伟:《国有企业创新效率损失研究》,《中国工业经济》,2014年第2期,97-108。
- (5) 范建双、虞晓芬、赵磊:《中国国有、民营和外资工业企业地区间效率差异研究》,《数量经济技术经济研究》,2015年第6期,21-38。
- (6) 郭婧、马光荣:《宏观经济稳定与国有经济投资:作用机理与实证检验》,《管理世界》,2019年第9期,49-64+199。
- (7) 郝书辰、田金方、陶虎:《国有工业企业效率的行业检验》,《中国工业经济》,2012年第12期,57-69。
- (8) 胡一凡、宋敏、张俊喜:《中国国有企业民营化绩效研究》,《经济研究》,2006年第7期,49-60。
- (9) 黄昕、平新乔:《行政垄断还是自然垄断--国有经济在产业上游保持适当控制权的必要性再探讨》,《中国工业经济》,2020年第3期,81-99。
- (10) 蒋灵多、陆毅、纪珽:《贸易自由化是否助力国有企业去杠杆》,《世界经济》,2019年第9期,101-125。
- (11) 金碚:《中国经济发展新常态研究》,《中国工业经济》,2015年第1期,5-18。
- (12) 李坤望、蒋为、宋立刚:《中国出口产品品质变动之谜:基于市场进入的微观解释》,《中国社会科学》,2014年第3期,80-103+206。
- (13) 廖冠民、沈红波:《国有企业的政策性负担:动因、后果及治理》,《中国工业经济》,2014年第6期,96-108。
- (14) 林毅夫、李志赞:《政策性负担,道德风险与预算软约束》,《经济研究》,2004年第2期,17-27。
- (15) 林毅夫、刘明兴、章奇:《政策性负担与企业的预算软约束:来自中国的实证

- 研究》，《管理世界》，2004年第8期，81-89。
- (16)林毅夫、谭国富：《自生能力,政策性负担,责任归属和预算软约束》，《经济社会体制比较》，2000年第4期，54-58。
- (17)刘春济、朱梦兰：《谁影响了谁：产权性质、企业社会责任溢出与表现》，《经济管理》，2018年第12期，105-122。
- (18)刘海洋、林令涛、戴美虹：《国有企业增进还是拖累社会就业?》，《南开经济研究》，2019年第2期，62-77。
- (19)刘青松、肖星：《败也业绩,成也业绩?——国企高管变更的实证研究》，《管理世界》，2015年第3期，151-163。
- (20)刘瑞明、石磊：《国有企业的双重效率损失与经济增长》，《经济研究》，2010年第1期，127-137。
- (21)刘瑞明：《中国的国有企业效率：一个文献综述》，《世界经济》，2013年第11期，136-160。
- (22)刘小玄：《企业产权变革的效率分析》，《中国社会科学》，2005年第2期，4-16。
- (23)刘小玄、李利英：《改制对企业绩效影响的实证分析》，《中国工业经济》，2005年第3期，5-12。
- (24)刘元春：《国有企业宏观效率论:理论及其验证》，《中国社会科学》，2001年第5期，69-81。
- (25)沈志渔、刘兴国、周小虎：《基于社会责任的国有企业改革研究》，《中国工业经济》，2008年第9期，141-149。
- (26)宋方敏：《习近平国有经济思想研究略论》，《政治经济学评论》，2017年第1期，3-24。
- (27)宋立刚、姚洋：《改制对企业绩效的影响》，《中国社会科学》，2005年第2期，17-31。
- (28)王永进、刘灿雷：《国有企业上游垄断阻碍了中国的经济增长?——基于制造业数据的微观考察》，《管理世界》，2016年第6期，10-21。
- (29)吴延兵：《国有企业双重效率损失研究》，《经济研究》，2012年第3期，15-27。
- (30)吴友、刘乃全：《不同所有制企业创新的空间溢出效应》，《经济管理》，2016年第11期，45-59。

- (31)杨兴全、曾义：《现金持有能够平滑企业的研发投入吗?——基于融资约束与金融发展视角的实证研究》，《科研管理》，2014年第7期，107-115。
- (32)叶静怡、林佳、张鹏飞、曹思未：《中国国有企业的独特作用:基于知识溢出的视角》，《经济研究》，2019年第6期，40-54。
- (33)詹新宇、方福前：《国有经济改革与中国经济波动的平稳化》，《管理世界》，2012年第3期，11-22+187。
- (34)张国峰、王永进、李坤望：《开发区与企业动态成长机制--基于企业进入，退出和增长的研究》，《财经研究》，2016年第12期，49-60。
- (35)张国峰、王永进、李坤望：《贸易自由化对制造业企业现金储蓄的影响——预防性动机还是投资挤压?》，《金融研究》，2019年第9期，19-38。
- (36)张军：《社会主义的政府与企业:从“退出”角度的分析》，《经济研究》，1994年第4期，72-78。
- (37)张维迎：《企业理论与中国企业改革》，北京大学出版社，1999。
- (38)曾庆生、陈信元：《国家控股、超额雇员与劳动力成本》，《经济研究》，2006年第6期，74-86。
- (39)Akerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazer, 2015, “Identification Properties of Recent Production Function Estimators”, *Econometrica*, Vol.83(6), pp.2411~2451.
- (40)Antràs, P., D. Chor, T. Fally, and R. Hillberry, 2012, “Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows”, *American Economic Review*, Vol.102(3): pp. 412~416.
- (41)Brandt, L., J. Van Biesebroeck, L. Wang, and Y. Zhang, 2017, “WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms”, *American Economic Review*, Vol.107(9), pp. 2784~2820.
- (42)Chor, D., K. Manova, and Z. H. Yu, 2014, “The Global Production Line Position of Chinese Firms”, *Industrial Upgrading and Urbanization Conference*, Stockholm.
- (43)Dewenter, K. L., and P. H. Malatesta, 2001, “State-owned and Privately Owned Firms: An Empirical Analysis of Profitability, Leverage and Labor Intensity”, *American Economic Review*, Vol.1(91), pp.320-34.

- (44) Fajgelbaum, P. D., P. K. Goldberg, P. J. Kennedy, and A. K. Khandelwal, 2020, "The Return to Protectionism", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.135(1), pp. 1~55.
- (45) Fally, T., 2011, "On the Fragmentation of Production in the US", University of Colorado-Boulder.
- (46) Gregg, A. G., 2020, "Factory Productivity and the Concession System of Incorporation in Late Imperial Russia, 1894–1908", *American Economic Review*, Vol.110(2), pp. 401~427.
- (47) Haushalter, D., S. Klasa, and W. F. Maxwell, 2007, "The Influence of Product Market Dynamics on a Firm's Cash Holdings and Hedging Behavior", *Journal of Financial Economics*, Vol.84(3) , pp. 797-825.
- (48) Griliches, Z., 1979, "Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth[J]. *The Bell Journal of Economics*, pp. 92~116.
- (49) Jefferson, G. H., H. Bai, X. Guan, and X. Yu, 2006, "R&D Performance in Chinese Industry", *Economics of Innovation and New Technology*, 15(4 /5), pp. 345~366.
- (50) Levinsohn, J. and A. Petrin, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies*, 2003, Vol.70(2), pp. 317~342.
- (51) Liao, G., X. Chen, X. Jing, and J.F. Sun, 2009, "Policy Burdens, Firm Performance, and Management Turnover", *China Economic Review*, 20(1):15~28.
- (52) Lin, J. Y., and G. Tan, 1999, "Policy Burdens, Accountability and Soft Budget Constraint", *American Economic Review*, Vol.89(2), pp.426~431.
- (53) Megginson, W., and J. M. Netter, 2001, "From State to Market : a Survey of Empirical Studies on Privatization", *Journal of economic literature*, 39(2) : 321~389.
- (54) Olley, S. and A. Pakes, 1996, "The Dynamics of Productivity in the

Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, Vol.64, pp. 1263~1297.

(55) Shleifer, A., and W. R. Vishny, 1997, “The Limits of Arbitrage”, *Journal of Finance*, 52(1):35-55.