

定向降准政策的有效性:基于消费与投资刺激效应的评估

王曦, 李丽玲, 王茜

[摘要] 作为中国中央银行的政策工具创新,定向降准首次将结构性调整功能赋予货币政策,然而目前仍缺乏对其政策效果的研究。本文以汽车金融类定向降准政策为例,阐述其对汽车消费和汽车企业投资的作用机制,并基于沪深两市A股制造业上市公司的数据,依据标准的双重差分分析步骤,定量评估汽车金融定向降准政策对汽车企业营业收入和投资的作用效果,验证该政策的“消费刺激效应”和“投资刺激效应”。研究表明:汽车金融定向降准政策并未显著提高汽车企业的营业收入,但是刺激了汽车企业的投资;高投资机会企业和大企业的投资对定向降准政策的反应更加强烈,企业所有制特征不是政策效果的主要影响因素。以上结论意味着:汽车金融定向降准政策刺激了汽车供给却未能对汽车需求产生显著影响,这可能强化了汽车行业的供求失衡,背离了中央银行刺激需求、化解产能过剩的政策初衷。在未来,中央银行应更注重对降准对象内部运行的考察,改进政策操作方式,并结合监管手段改变金融机构的激励相容和参与约束机制,使得定向降准政策能够真正做到精准调控。

[关键词] 定向降准; 双重差分; 汽车消费; 投资

[中图分类号]F820 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)11-0137-18

一、问题提出

2014年以来,中国人民银行开始实行定向降低存款准备金比率操作(简称定向降准,详见表1)。定向降准是近年来推出的重要货币政策工具创新,也是世界范围内的首创。传统降准针对所有金融机构,目的是通过改变流动性来进行宏观经济调控,并不针对特定产业或行业,具有普适特征。定向降准则是针对特定的产业或行业推出的精准性货币政策调控,通过调控特定行业的流动性,改变其资金成本,再改变行业供需状况,来实现“调结构”的目的。

对于定向降准的必要性及其政策效果,目前学术界仍然争议颇大。在定性评述和主观判断方面,部分学者持乐观态度。马方方和谷建伟(2016)认为定向降准能够通过信贷传导渠道,实现对特

[收稿日期] 2017-07-09

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“经济发展新常态下的货币政策创新研究”(批准号15ZDA014)。

[作者简介] 王曦(1970—),男,辽宁沈阳人,中山大学岭南学院、中国转型与开放经济研究所所长,教授,经济学博士;李丽玲(1988—),女,广东普宁人,招商银行博士后,经济学博士;王茜(1988—),女,广东阳春人,中山大学中国转型与开放经济研究所副研究员,经济学博士。通讯作者:李丽玲,电子邮箱:qingtenglill@163.com。感谢匿名审稿人和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

定目标的货币投放,进而刺激该领域的投资以达到结构调整目标。在反对意见方面,彭兴韵(2005)认为中国的准备金率调整政策应逐步让位于公开市场操作;汪仁洁(2014)认为定向降准政策无法保证资金流向特定领域,定向政策也难以从根本上解决金融系统的结构性矛盾,长期效果有限甚至可能产生一定的负作用,不利于经济与金融体制改革。

表 1 2014—2015 年中国人民银行定向降准操作

时间	操作对象	操作幅度
2014 年 4 月	县域农村商业银行	下调 2.0%
	县域农村合作银行	下调 0.5%
2014 年 6 月	商业银行 ^a (不含 4 月 25 日已下调过准备金率的机构)	下调 0.5%
	财务公司、金融租赁公司和汽车金融公司	下调 0.5%
2015 年 2 月	城市商业银行、非县域农村商业银行	下调 0.5%
	中国农业发展银行	下调 4.0%
2015 年 4 月	农信社、村镇银行等农村金融机构	下调 1.0%
	农村合作银行	下调至农信社水平
	中国农业发展银行	下调 2.0%
2015 年 6 月	城市商业银行、非县域农村商业银行	下调 0.5%
	国有大型商业银行、股份制商业银行、外资银行	下调 0.5%
	财务公司	下调 3.0%
2015 年 9 月	县域农村商业银行、农村合作银行、农村信用社和村镇银行等农村金融机构	下调 0.5%
	金融租赁公司和汽车金融公司	下调 3.0%
2015 年 10 月	符合标准的金融机构	下调 0.5%

注:a 这里指“三农”或小微企业贷款达到一定比例的其他各类型商业银行,“三农”或小微企业贷款达到一定比例是指,上年新增涉农或小微企业贷款占全部新增贷款比例超过 50%,且上年末涉农或小微企业贷款余额占全部贷款余额比例超过 30%。

资料来源:根据 2014—2015 年各季度《中国货币政策执行报告》以及中国人民银行《货币政策大事记》整理。

除了上述定性分析文献,另有部分学者进行了较为规范的研究。马理等(2015)构建了银行农业与非农业贷款决策的理论模型,发现定向降准有一定的“调贷款结构”功能。但是,其研究对象不是实体经济结构,不能作为定向降准效果的最终评价,并且由于没有实证分析,其最终结论缺乏可信性。林朝颖等(2016)采用 PSM-DID 方法检验了定向降准对农业信贷和非农信贷的影响,结果发现农业企业获得的信贷比例有所提高,非农企业获得的信贷有所下降,但该作用的显著性非常低。黎齐(2017)的研究同样表明,定向降准释放的流动性并未精准地流入“三农”和小微企业,政策并没有达到预期效果。楚尔鸣等(2016)发现,定向降准对农业贷款和农业投资具有一定的正向效应,但农业贷款对农业产值的贡献程度仅有 1%左右,政策最终效果并不明显。彭俞超和方意(2016)在动态随机一般均衡模型中分析了两类数量型(定向调整存款准备金率、定向调整存款准备金存款利率)和两类价格型(定向调整再贷款支持比例、定向调整再贷款利率)结构性货币政策的有效性,发现上述四种结构性工具均能有效促进产业结构升级和经济稳定。

总体而言,目前学术界对于定向降准最终效果的规范研究仍偏少,并且以农业贷款为研究对象的居多,研究结论也存在争议。有鉴于此,本文首次针对汽车金融定向降准政策,以汽车企业的营业收入和投资为研究对象,探讨定向降准对实体经济的作用效果。具体地,本文运用 2012 年第一季度至 2015 年第三季度中国制造业上市公司的数据,使用双重差分法(Difference in Difference)讨论汽

车金融公司^①定向降准的作用,从而从微观企业层面准确评估定向降准的最终政策效果。本文以汽车金融定向降准为研究对象,主要出于以下考虑:①研究对象清晰。汽车金融定向降准是迄今为止唯一直接针对特定实体行业的靶向货币政策操作,有特定的易于识别的作用对象,即汽车消费者和汽车制造企业,分离政策效果更有可行性。相对而言,“三农”、小微企业、财务公司与金融租赁公司的业务涵盖范围远超出了一个行业,最终作用对象难以区分。②微观数据完整。汽车制造企业的数
据更加全面丰富。本文整理了制造业上市公司相关数据,时间跨度为15个季度,构成良好的面板数据。然而,对于“三农”和小微企业,定向支持政策还包括支农再贷款、支小再贷款、再贴现和抵押补充贷款等,获取和区分这些详细的微观数据几乎不可能,也就难以单独分离出定向降准的作用。

二、研究假设和检验策略

法定存款准备金率调整是传统三大货币政策工具之一。中央银行通过干预准备金来影响货币供给进而影响市场利率,并最终影响经济活动和通货膨胀(Walsh, 2010)。基本机制是:法定准备金率提高→货币乘数降低→货币供给收缩→市场利率和资金成本上升→经济收缩^②。在中国,除了基本机制以外,由于体制原因,还有额外的可贷资金量机制。由于中国一直没有放弃货币的数量管理政策,降准同时也会影响金融机构可用于信贷的资金量^③。这导致银行可贷资金的变动,进而对经济活动产生影响。综上,中国降准的政策传导可以概述为图1^④。

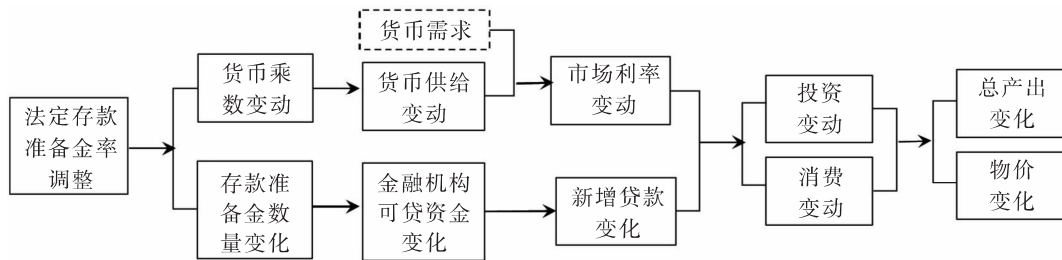


图1 中国特殊的降准作用机制

资料来源:作者绘制。

本质上,定向降准政策仍属于法定存款准备金率调整的范畴,具有相同的政策传导机制,目的仍然是刺激消费或投资,最终带动产出。不同之处在于,定向降准同时具有靶向调控的特点。由于降

① 根据《中国银行业监督管理委员会令(2008年第1号)》,汽车金融公司是指经中国银行业监督管理委员会批准成立的、为境内汽车购买者和销售者提供金融服务的非银行金融机构。根据《汽车金融公司管理办法》(银监会令[2008]1号),销售者是指专门从事汽车销售的经销商,不包括汽车制造商及其他形式的汽车销售者。

② 参见 Bernanke and Mihov(1998)、Nichols et al.(1983)等文献。

③ 2015年以前,中国一直对银行“存贷比”指标进行刚性的监管,此时,降准将会增加金融机构可贷资金量。2015年6月,《中华人民共和国商业银行法修正案(草案)》,删除了贷款余额与存款余额比例不得超过75%的硬性规定,但银行贷款规模仍受银行资金来源(存款、权益)的制约。

④ 图1给出的是传统意义的主要传导渠道,其中利率渠道为古典渠道,可贷资金渠道属于非古典渠道。除此之外,货币政策的传导还有更详细的划分,如财富效应、资产负债表渠道等,这些与本文关系不大,故没有再详细列出。

准是针对特定的行业,享受降准的行业可能会从融资条件和市场需求方面受益。学理上,准确评估定向降准的政策效果需要有两个维度:一是在纵向时间维度上政策出台前后降准行业的变化,二是在横向空间维度上降准行业与其他行业的比较。这两个维度相结合,刚好满足了双重差分(DID)分析的框架。

本文使用 DID 方法,分析汽车金融定向降准政策对汽车制造企业的作用。对应于图 1 中的消费变动和投资变动,本文将主要分析汽车企业收入和投资的变化,再综合判断政策的总体效果^①。政策作用的机理可以从需求和供给两方面分别阐述。在需求面,汽车金融是为境内居民和经销商提供购车租车金融服务的非银行金融机构,因此,对汽车金融定向降准并未直接作用于汽车制造企业,而是直接提高了汽车金融公司的可贷资金量并降低了汽车贷款利率,是汽车市场需求侧的正向冲击。这将刺激汽车需求与消费,汽车企业销售收入得以提升。这里称之为定向降准的“消费刺激效应”。在供给方,定向降准政策则可以认为是一个正向的政策冲击(事件),产生政策的宣告效应^②,即定向降准本身就是对汽车行业的一个利好消息,于是金融机构预期汽车市场前景改善,降低对汽车企业的融资约束,汽车企业融资便利性提高且融资成本降低。如果外部汽车市场需求增加,将导致汽车企业增产去库存,这也是一个积极的信号。这些因素的综合作用将导致汽车企业增加投资、扩大产能,这里称之为定向降准的“投资刺激效应”,是政策宣告效应和市场需求冲击在投资方面的体现。注意到以上只是理论上的可能性,具体政策效果还有待实证检验。由图 1 末端,本文提出:

假设 1(总效应):汽车金融定向降准政策存在“消费刺激效应”与“投资刺激效应”。

假设 1 考虑了降准的总效应。为了使分析更加深入细致,本文还考察了定向降准对不同类型汽车企业的非对称作用。考虑到消费刺激效应是基于市场需求的变动,对所有企业应是无差别的。而在投资刺激方面,由于各企业的融资条件和投资机会各异,不同类型的企业可能会有不同的表现。因此,下面主要针对企业的投资行为提出一系列具体假设:

假设 2(所有制效应):由于制度因素的原因,国有企业与非国有企业可能会对定向降准政策具有不同的反应。

假设 2 考虑了所有制因素的影响。很多研究表明,中国金融机构普遍存在对国有企业的“信贷软约束”和对非国有企业的“信贷歧视”现象(卢峰和姚洋,2004;林毅夫和李志赞,2004;王曦,2005;叶康涛和祝继高,2009)。主要因为银行是国有的,承担着国家政策导向性目标,支持国有企业是其义不容辞的责任,出了问题可以向国家要政策进行冲抵。相比国有企业,非国有企业只能承担更高的债务融资成本。由此,定向降准可能更多地刺激了国有汽车企业的投资。但另一方面,国有企业普遍存在行政性包袱,决策和经营机制可能更加僵化;而由于生存压力,非国有企业能对市场和政策信号具有更灵敏的投资策略反应。最终如何,将取决于国有企业信贷软约束和非国有企业灵活性的对比。

假设 3(托宾 Q 效应):高投资机会企业对定向降准政策的反应更加强烈。

以 Q 代表公司市场价值对其资产重置成本的比率,托宾 Q 效应是指,如果 Q 高,那么企业的市场价值要高于资本的重置成本。这种情况下,公司可发行较少的股票而买到较多的投资品,投资支出便会增加。如果 Q 低,即公司市场价值低于资本的重置成本,厂商将不会购买新的投资品,投资支

① 注意到,本文所考察的不是对于汽车生产厂商的定向降准,而是对汽车金融行业的定向降准,因此,该政策不能直接作用于汽车生产企业的融资条件。

② 这里是指政策宣告之时就开始对实体经济和金融市场产生影响。已有研究已经证实了宣告效应的存在(唐毅亭等,2006;王浩和刘碧波,2011;张雪莹,2012)。

出将会降低(Campello and Graham,2013)^①。在相同的政策刺激作用下,高投资机会企业进行投资扩张的动机也更强,而低投资机会的企业选择投资扩张的可能性相对更低。

假设4(企业规模效应):定向降准政策对大企业的投资刺激作用更显著。

定向降准政策对大企业和小企业存在非对称效应。根据传统理论,在信息不对称情况下,企业规模是企业还款能力信息的一个重要标志,企业规模越大意味着企业的还款能力也越强,其所面临的融资约束程度也相对较小(Fazzari et al.,1988;Bernanke and Gertler,1995;Favero et al.,1999)。Gertler and Gilchrist(1994)等认为,资本市场的信息摩擦会进一步增加企业外部融资的成本,尤其是对于年轻企业和有较高非系统性风险的企业,而这类企业基本都是小企业。大企业相比小企业有更大量的库存,能够更及时地应对市场的需求冲击。大量研究都发现小企业资金渠道单一,投资可能面临更强的流动性约束。综上,本文认为定向降准政策对大企业的投资冲击相比小企业会更明显。

三、实证模型与样本选择

1. 双重差分法

将汽车制造企业作为处理组,将其他不受该政策影响的企业作为对照组,进行双重差分分析。合理性如下:①政策冲击为随机事件:中国人民银行对汽车金融公司的定向降准是直接针对汽车消费的冲击,对于汽车制造企业而言完全是外生的,其降准力度、时间等信息具有随机性;②对照组不受政策影响:汽车金融定向降准本身具有非常明显的结构性特征,其政策实施只对经济体的特定部分起作用,故满足对照组不受政策影响的条件;③同质个体有相同时间趋势假定:本文将通过大样本、控制个体和时间效应、合理增加控制变量等来保证该假定成立,并通过实验前测(趋势图分析)与实验后测(安慰剂检验及其他稳健性检验)等方法进行进一步的保证。

2. 实证模型

基准(Benchmark)模型如式(1)所示。其中, Y_{it} 为企业*i*在时间*t*的销售收入或投资; μ_i 为企业个体效应, δ_t 是时间效应, ε_{it} 为随机扰动项; $Treat_{it}$ 为定向降准政策组别虚拟变量, $Treat_{it}=1$ 为处理组(汽车制造企业), $Treat_{it}=0$ 为对照组(其余制造企业); $Time_{it}$ 为定向降准时间虚拟变量, $Time_{it}=1$ 为定向降准实施之后,即2014年第二季度至2015年第三季度, $Time_{it}=0$ 为定向降准实施之前;交叉项 $Treat_{it} \times Time_{it}$ 即政策效应,系数 β_1 是本文重点关注的系数,其估计值即双重差分估计量,度量了定向降准的政策效应。 $Contorl_{it}$ 为可能影响企业收入或投资的控制变量。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} \times Time_{it} + \lambda Contorl_{it-1} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

扩展模型(2)将政策变量分解为组别虚拟变量与政策后各季度虚拟变量 $postTime_{it}$ 的交叉项,用以评估政策实施后的时间作用特征, β_t 向量即各季度政策效果。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_t \sum Treat_{it} \times postTime_{it} + \lambda Contorl_{it-1} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

销售收入方程的被解释变量为企业的营业收入。参照已有对企业经营业绩研究的文献(Campello,2006;张俊喜和张华,2004),控制变量包括资产负债率(*Lev*)、企业规模(*Size*)、企业销售费用率(*Cost*)、企业托宾Q(*Tq*)、企业盈利能力(*Roa*)。投资方程的被解释变量为企业新增投资。参照已有文献(Asker et al.,2011;Chen et al.,2011;靳庆鲁等,2012;Campello and Graham,2013;连玉君和程建,2007),投资方程的控制变量包含企业投资机会托宾Q、企业盈利能力、经营性现金流

^① Campello and Graham(2013)用Q=市值/账面价值来衡量企业投资价值,即本文的投资机会。

净额(*CFO*)、资产负债率、企业规模、长短期贷款(*Loan*)。两个方程的控制变量均取滞后一期,以控制内生性问题。

3. 变量说明及数据处理

参考现有文献中的通常做法(Fazzari et al., 1988; Campello, 2006; Asker et al., 2011; 童盼和陆正飞, 2005; 靳庆鲁等, 2012; 王义中等, 2015), 对各变量的设定见表 2。

表 2 变量构建及说明

	变量名称	变量度量	单位
被解释变量	营业收入(<i>Revenue</i>)	营业收入取对数	百万
	新增投资(<i>Invest</i>)	构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金, 用期初总资产标准化	%
解释变量	政策变量(<i>Treat×Time</i>)	汽车制造行业虚拟变量与定向降准政策时间虚拟变量的交叉项	
控制变量	银行信贷(<i>Loan</i>)	长期贷款与短期贷款之和, 用期初总资产标准化	%
	Tobin Q(<i>Tq</i>)	(流通股市场价值+非流通股账面价值+债务)/总资产账面价值	%
	资产负债率(<i>Lev</i>)	总负债/总资产	%
	企业规模(<i>Size</i>)	总资产取对数	百万
	总资产净利率(<i>Roa</i>)	净利润(含少数股东损益)×2/(期初总资产+期末总资产)	%
	销售费用率(<i>Cost</i>)	销售费用/营业收入	%
	经营性现金流(<i>CFO</i>)	(现金及现金等价物净增加额-筹资活动产生的现金流量净额)/期初总资产	%
	稳健性检验变量	M2 增长率(<i>M2r</i>)	(实际 M2 增加额)/期初实际 M2
GDP 增长指数(<i>gdpr</i>)		国内生产总值增长指数, 上年同期为 100	

资料来源:作者整理。

采用 2012 年第一季度至 2015 年第三季度沪深两市 A 股制造业上市公司的季度数据, 数据涵盖 28 个行业。选择 2012 年开始, 主要是考虑到:①避免 2008 年金融危机后一系列经济刺激政策, 如 4 万亿元大规模投资的影响; ②避免货币政策方向变化的影响; 2010 年至 2011 年 7 月之间为货币政策紧缩期, 共 17 次上调存贷款基准利率与存款准备金率; 之后, 货币政策转向为双降的宽松态势。企业数据来源于 Wind 数据库。初始样本处理如下:①剔除 ST 和 *ST 企业、没有观测值和关键指标有缺失值的样本; ②参考 Flannery and Rangan(2006), 对观测值在 1%和 99%分位上进行缩尾处理(Winsorize), 以消除异常值的影响。处理后面板数据的描述性统计见表 3。

四、假设检验

1. 实验前测

按照 Bertrand et al.(2004), 描绘处理组与对照组营业收入和投资的时间变化, 如图 2 和图 3。

图 2 中可以发现, 在定向降准之前, 两组企业营业总收入的趋势基本一致。2012 年第一季度至 2013 年第一季度, 营业总收入先下降再回升; 之后至 2013 年第一季度, 营业总收入呈现相对缓慢

表3 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Revenue	7121	6.3536	1.3830	3.1021	9.7838
Invest	6767	1.8517	1.9537	-0.4699	9.8065
CFO	6582	-4.6673	17.4251	-104.6072	43.2814
Lev	7125	46.9187	18.1993	6.4079	86.0618
Size	7125	8.3256	1.1612	6.3213	11.6119
Tq	7125	144.3967	65.2641	72.0317	434.2282
Roa	7125	1.4610	5.1426	-13.1131	17.5350
Loan	7125	20.8794	13.5167	0.0000	57.7613
Cost	7042	7.6801	8.1247	0.2979	42.3643
M2r	7125	2.7920	1.2922	0.6606	4.7247
gdpr	7215	107.4232	0.3440	106.9000	108.0000

资料来源:作者计算。

的下降趋势且最后回升。比较明显的趋势分离发生在政策实施后,即2014年第二季度之后。期间,非汽车企业继续相对平缓地小幅下降;而汽车企业于2014年第二季度开始快速下降,2015年第一季度短暂回升后继续快速下降。由此粗略判断,定向降准可能并未刺激汽车消费。图3刻画了处理组与对照组投资的趋势。2014年第二季度定向降准之前,两类企业的时间趋势大体相似,汽车企业投资的波动相对较大。定向降准之后,汽车企业的投资一直高于非汽车企业,并且在2014年第三至第四季度间,汽车企业与非汽车企业间的投资趋势出现背离——汽车企业投资明显上升,而非汽车企业投资则明显下降。由此粗略判断,定向降准可能刺激了汽车企业的投资。

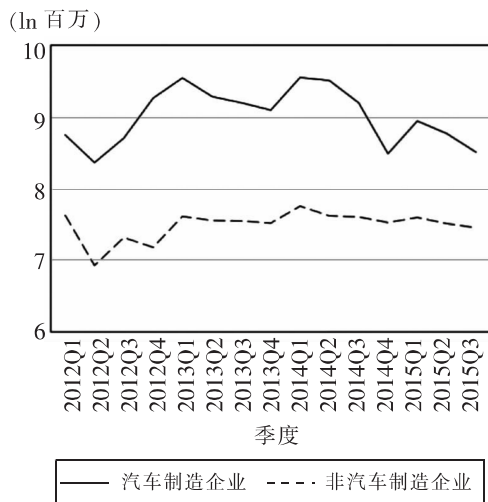


图2 企业营业收入对比

资料来源:沪深两市A股制造业上市公司季度数据。

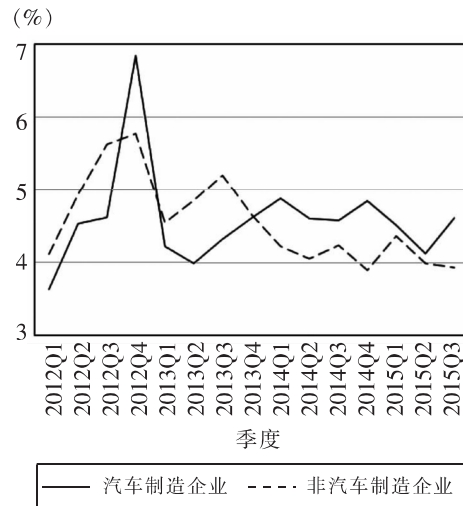


图3 企业投资对比

资料来源:沪深两市A股制造业上市公司季度数据。

2. 消费刺激效应检验

采用双向固定效应法对式(1)的基准模型进行全样本回归,检验定向降准政策对企业营业收

入(*Revenue*)的影响,估计结果见表4列(1)。再将样本区分为国有与非国有企业、高投资机会与低投资机会企业、大企业与小企业样本^①,分别进行实证检验,结果见表4列(2)—(7)。

表4 定向降准对企业营业收入的影响

	(1) 全样本	(2) 国有	(3) 非国有	(4) 高投资机会	(5) 低投资机会	(6) 大企业	(7) 小企业
<i>Treat</i> × <i>Time</i>	-0.0033 (-0.0965)	0.0389 (0.7394)	-0.0280 (-0.6274)	-0.2568 (-1.4875)	0.0258 (0.6897)	-0.0257 (-0.5559)	0.0055 (0.0985)
<i>L.Tq</i>	0.0011*** (8.5475)	0.0013*** (4.4112)	0.0010*** (6.9151)	0.0008*** (4.2502)	0.0028*** (7.7887)	0.0020*** (7.1008)	0.0009*** (5.8874)
<i>L.Lev</i>	0.0046*** (6.4701)	0.0061*** (4.1739)	0.0035*** (4.3097)	0.0037*** (3.2545)	0.0043*** (4.3360)	0.0059*** (5.1309)	0.0028*** (2.8636)
<i>L.Size</i>	0.7017*** (29.8303)	0.4633*** (12.4873)	0.8306*** (27.1236)	0.8520*** (18.6662)	0.6601*** (20.2072)	0.6105*** (17.1381)	0.8165*** (20.6987)
<i>Time</i>	0.0045 (0.2339)	0.1600*** (4.8538)	-0.1895*** (-6.2430)	-0.0571 (-1.2189)	-0.1692*** (-6.0947)	-0.1673*** (-5.0685)	-0.0345 (-1.3589)
<i>L.Roa</i>	0.0036* (1.7002)	-0.0007 (-0.1913)	0.0068*** (2.6194)	-0.0045 (-1.3103)	0.0051* (1.8128)	0.0043 (1.4049)	0.0013 (0.4706)
<i>L.Cost</i>	0.0032* (1.7791)	0.0052* (1.8813)	0.0023 (0.9997)	0.0078** (2.2122)	0.0013 (0.5597)	0.0052** (2.1903)	0.0043 (1.5551)
<i>_cons</i>	0.2281 (1.1553)	2.4321*** (7.0193)	-0.9021*** (-3.6503)	-1.0806*** (-3.0785)	0.6107** (2.1073)	1.2064*** (3.6866)	-0.7971*** (-2.6383)
<i>N</i>	5778	1814	3964	1952	3826	2600	3178
<i>R</i> ²	0.2816	0.1969	0.3315	0.3789	0.2333	0.2486	0.2793

注:括号中为*t*值;**p*<0.10,***p*<0.05,****p*<0.01,分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。均控制了个体和时间效应。
资料来源:作者计算。

全样本回归结果显示,双重差分变量系数很小且不显著,说明定向降准政策没有明显提升汽车制造企业的营业收入。控制变量中,托宾*Q*、负债率、企业规模和销售费用率都对企业营业收入有显著的促进作用。分样本结果中,定向降准对不同类型的企业的营业收入的影响存在差异,但是所有系数均不显著;而控制变量的作用方向、力度和显著性基本稳健。

采用双向固定效应法对式(2)模型进行回归,检验定向降准对企业营业收入(*Revenue*)“消费刺激效应”的时间特征。结果见表5。可以发现,汽车制造企业营业收入在定向降准政策后各个季度内都没有显著提升。分样本检验结果显示,定向降准对非国有企业、大企业和小企业的营业收入没有显著的作用,但对其他分组有零星的影响。在政策后第四季度对国有企业和低投资机会企业的营业收入存在正向影响,但显著程度不高且系数较小;对高投资机会企业产生了显著的不利影响,在政策后第三和第六个季度降低了高投资机会企业的营业收入。

① 其中,国有企业包括中央国有企业、地方国有企业和集体企业;托宾*Q*值高于样本均值的为高投资机会企业,其他为低投资机会企业;企业总资产规模大于均值的为大企业,小于均值的为小企业。

表5 定向降准对企业营业收入影响的分季度检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	国有	非国有	高投资机会	低投资机会	大企业	小企业
<i>Treat</i> × <i>Q1</i>	0.0549 (0.8785)	0.0243 (0.2682)	-0.0013 (-0.0158)	-0.0807 (-0.3449)	0.0036 (0.0581)	-0.0175 (-0.2162)	0.0313 (0.3547)
<i>Treat</i> × <i>Q2</i>	-0.0218 (-0.3470)	-0.0366 (-0.4023)	-0.0555 (-0.6880)	-0.2130 (-1.0238)	-0.0454 (-0.6873)	-0.1183 (-1.5196)	0.0164 (0.1693)
<i>Treat</i> × <i>Q3</i>	0.0541 (0.8227)	-0.0524 (-0.5435)	-0.0416 (-0.4971)	-0.3974* (-1.8483)	0.0164 (0.2418)	-0.0235 (-0.3019)	-0.1375 (-1.2598)
<i>Treat</i> × <i>Q4</i>	-0.0311 (-0.4986)	0.1633* (1.6954)	0.0954 (1.2417)	-0.1339 (-0.7009)	0.1505** (2.0516)	0.0956 (1.2044)	0.1301 (1.4262)
<i>Treat</i> × <i>Q5</i>	0.0149 (0.2347)	0.0993 (0.9812)	-0.0766 (-0.9972)	-0.2900 (-1.5185)	0.0556 (0.6919)	-0.0467 (-0.5813)	-0.0244 (-0.2556)
<i>Treat</i> × <i>Q6</i>	-0.0805 (-1.1860)	0.0809 (0.6986)	-0.0968 (-1.2209)	-0.4261** (-2.0468)	0.0302 (0.4149)	-0.0546 (-0.6294)	-0.0836 (-0.8342)
<i>L.Tq</i>	0.0011*** (8.8504)	0.0013*** (4.4346)	0.0010*** (6.8694)	0.0008*** (4.2299)	0.0028*** (7.8039)	0.0020*** (7.1225)	0.0009*** (5.7945)
<i>L.Lev</i>	0.0051*** (6.8923)	0.0061*** (4.1804)	0.0035*** (4.2631)	0.0036*** (3.1652)	0.0043*** (4.3390)	0.0059*** (5.1014)	0.0028*** (2.8460)
<i>L.Size</i>	0.6846*** (28.1912)	0.4630*** (12.4733)	0.8290*** (27.0585)	0.8472*** (18.5367)	0.6596*** (20.1774)	0.6109*** (17.1469)	0.8135*** (20.6000)
<i>Time</i>	0.0907*** (6.0577)	0.1605*** (4.8036)	-0.1848*** (-6.0410)	-0.0601 (-1.2805)	-0.1717*** (-6.0394)	-0.1666*** (-5.0195)	-0.0358 (-1.3972)
<i>L.Cost</i>	0.0037** (1.9819)	0.0054* (1.9417)	0.0022 (0.9606)	0.0076** (2.1604)	0.0013 (0.5725)	0.0051** (2.1767)	0.0042 (1.5328)
<i>L.Roa</i>	0.0090*** (4.1618)	-0.0005 (-0.1512)	0.0068*** (2.6159)	-0.0047 (-1.3611)	0.0052* (1.8442)	0.0043 (1.4014)	0.0013 (0.4569)
<i>_cons</i>	1.3443*** (7.2808)	2.4318*** (7.0159)	-0.8867*** (-3.5852)	-1.0379*** (-2.9516)	0.6139** (2.1171)	1.2037*** (3.6778)	-0.7716** (-2.5509)
<i>N</i>	5778	1814	3964	1952	3826	2600	3178
<i>R</i> ²	0.2142	0.1991	0.3325	0.3814	0.2345	0.2502	0.2809

注:括号中为t值;*p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01,分别表示在10%,5%和1%的显著性水平上显著。均控制了个体和时间效应。资料来源:作者计算。

定向降准政策对汽车企业营业收入的总体效果并不显著;分样本也缺乏证据说明政策产生了正向的“消费刺激效应”,甚至对高投资机会企业出现了负向结果。因此,可以得出结论,汽车金融定向降准并没有达到刺激汽车消费的效果。假设1中关于消费的部分不成立。本文猜测,以上结果可能与中国汽车消费金融市场不够发达有关。过去十余年间,虽然汽车金融业务迅猛发展,但中国汽车金融的渗透率仍比较低,2015年仅有约35%,而在美国和日本该比例高达80%和50%^①。此外,汽车金融公司主要是为境内居民和经销商提供汽车购买贷款以及汽车租赁融资,并没有改变消费者的购买能力。

① 相关数据来源于Wind数据库。

3. 投资刺激效应检验

使用企业投资(*Invest*)作为被解释变量,采用固定效应法估计式(1)和式(2)的基准模型,检验定向降准政策的“投资刺激效应”,结果见表6。

由列(1)和列(2)可发现,不管是否控制时间效应,双重差分变量系数均显著为正。因此对汽车

表6 定向降准对企业投资的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat</i> × <i>Time</i>	0.3339* (1.6663)	0.3233* (1.6497)		
<i>L.Tq</i>	0.0009 (1.2821)	0.0023** (2.5442)	0.0010 (1.3559)	0.0024*** (2.6468)
<i>L.Loan</i>	0.0140** (2.2809)	0.0083 (1.3935)	0.0139** (2.2636)	0.0088 (1.4779)
<i>L.CFO</i>	0.0030 (1.3617)	0.0034 (1.5387)	0.0031 (1.3928)	0.0037* (1.6635)
<i>L.Lev</i>	-0.0332*** (-3.6309)	-0.0295*** (-3.2588)	-0.0334*** (-3.6485)	-0.0305*** (-3.3621)
<i>L.Size</i>	-0.9347** (-2.5028)	-0.5514 (-1.3896)	-0.9245** (-2.4637)	-0.5702 (-1.4358)
<i>L.Roa</i>	0.0526*** (3.7554)	0.0445*** (3.0666)	0.0521*** (3.7044)	0.0459*** (3.1499)
<i>Time</i>	-0.3625*** (-4.7593)	-0.9023*** (-7.0056)	-0.3661*** (-4.7729)	-0.3038*** (-2.7338)
<i>Treat</i> × <i>Q1</i>			0.1157 (0.5449)	0.1842 (0.8690)
<i>Treat</i> × <i>Q2</i>			0.5869** (2.2091)	0.5773** (2.2025)
<i>Treat</i> × <i>Q3</i>			0.9189** (2.5801)	0.4094 (1.0972)
<i>Treat</i> × <i>Q4</i>			0.2066 (0.8285)	0.2540 (1.0225)
<i>Treat</i> × <i>Q5</i>			0.1016 (0.2882)	0.2218 (0.6306)
<i>Treat</i> × <i>Q6</i>			0.0799 (0.2046)	0.2553 (0.6609)
<i>_cons</i>	10.9111*** (3.6488)	7.9049** (2.4851)	10.8347*** (3.6064)	7.4961** (2.3298)
个体效应	是	是	是	是
时间效应	否	是	否	是
N	5350	5350	5350	5350
R ²	0.0587	0.0904	0.0598	0.0947

注:括号中为t值;*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01,分别表示在10%,5%和1%的显著性水平上显著。

资料来源:作者计算。

金融公司的定向降准显著刺激了汽车制造企业的投资。当其他因素保持不变时,相比非汽车制造企业,定向降准政策平均将使汽车制造企业的投资提高0.3%。列(3)和列(4)分季度检验结果则显示,定向降准政策的投资刺激效应只发生在第二或者第三季度,可以认为其投资刺激效应无法一直持续。在控制变量方面,回归结果与已有研究相类似:银行信贷、托宾Q、内部现金流和总资产净利率都对企业投资有促进作用;负债率和企业规模的作用则刚好相反。

由此得出结论,假设1中的投资刺激效应成立,但显著的政策刺激作用最多不超过两个季度,无法长久持续。本文认为,定向降准政策产生了政策的宣告效应,在一定程度上改变了汽车制造商对未来市场走势的判断和信心,市场前景改善促使汽车制造企业去库存、加大投资力度并扩大生产。而投资刺激作用之所以比较短暂,与定向降准无法刺激汽车消费有关,市场需求不能提振,额外的投资自然无法长久。

4. 所有制特征与定向降准

为检验假设2,将样本区分为国有企业和非国有企业子样本分别进行回归,结果见表7所示。从列(1)和列(2)可知,定向降准政策对于国有和非国有企业的投资的作用虽然方向为正,但系数均不显著。列(3)和列(4)的分季度回归结果则显示,除了非国有企业第二季度投资具有10%的显著性以外,定向降准对国有企业和非国有企业投资的影响仍均不明显。

可见,对于不同所有制企业,定向降准政策的投资刺激效应不存在明显差异。由前文对假设2的阐述,非国有企业在投资决策过程中可能并不特别看好定向降准的影响。在国有企业方面,至少在定向降准政策前后,国有企业的“信贷软约束”机制并没有发挥主导作用。这可能与汽车金融定向降准的直接作用对象为汽车金融公司而非商业银行有关联。如果定向降准的直接对象是商业银行,情况可能有所不同。

5. 投资机会与定向降准

为检验假设3,将样本区分为高投资机会和低投资机会企业两个子样本分别检验。回归结果见表8。从列(1)和列(2)结果可知,定向降准政策对高投资机会的汽车制造企业投资产生了显著的促进作用;对低投资机会的汽车制造企业投资影响不显著。从政策变量的系数看,高投资机会企业样本的系数是低投资机会企业的近8倍。由列(3)和列(4),定向降准对高投资机会企业投资的显著促进作用一直持续到第五季度;低投资机会企业只在第二季度有明显的投资刺激作用。

可见,企业投资机会也是决定定向降准政策效果的重要因素。由回归系数推测,定向降准投资刺激效应主要是由高投资机会企业贡献的。假设3成立。

6. 企业规模与定向降准

为检验假设4,将样本区分为大企业和小企业进行分样本回归。估计结果见表9。从列(1)和列(2)结果可知,定向降准后,大企业的投资显著提高,而小企业投资则存在不显著的下降趋势。由列(3)和列(4),定向降准政策后第二季度、第四季度和第六季度对大企业的投资有显著刺激作用;对于小企业的投资,其投资规模不仅没有明显增大,反而在政策后第六季度出现显著的下降。

可见,定向降准的投资刺激效应主要源于大企业的投资增加。小企业可能受融资约束等因素的作用,难以对投资规模做出相应的调整。假设4成立。

五、实验后测:安慰剂与稳健性检验

前文的实验前测初步表明,处理组与对照组在实验前存在共同时间趋势。下面设计一个安慰剂试验(Placebo Test),进一步验证此结论。另外,在稳健性检验方面,通过进行交叉项检验、变量替代

表 7 定向降准对不同所有权性质企业投资的影响

	(1) 国有	(2) 非国有	(3) 国有	(4) 非国有
<i>Treat×Time</i>	0.2368 (0.8212)	0.3415 (1.2316)		
<i>L.Tq</i>	0.0051*** (2.7291)	0.0015 (1.4892)	0.0052*** (2.7493)	0.0015 (1.4684)
<i>L.Loan</i>	-0.0001 (-0.0076)	0.0120* (1.6988)	-0.0003 (-0.0353)	0.0120* (1.7048)
<i>L.CFO</i>	0.0074* (1.6782)	0.0024 (1.1102)	0.0074* (1.6771)	0.0025 (1.1266)
<i>L.Lev</i>	-0.0273** (-2.1660)	-0.0302*** (-2.7842)	-0.0277** (-2.1915)	-0.0303*** (-2.7887)
<i>L.Size</i>	0.4173 (0.7186)	-1.1397*** (-3.3742)	0.4192 (0.7204)	-1.1443*** (-3.3863)
<i>L.Roa</i>	0.0283 (1.4959)	0.0501*** (2.7239)	0.0265 (1.3810)	0.0500*** (2.7200)
<i>Time</i>	-1.0713*** (-4.6156)	-0.1651 (-1.1750)	-1.0869*** (-4.6525)	-0.1659 (-1.1726)
<i>Treat×Q1</i>			-0.1341 (-0.3772)	0.3795 (1.5907)
<i>Treat×Q2</i>			0.3427 (1.5173)	0.7130* (1.6723)
<i>Treat×Q3</i>			0.8048 (1.1346)	0.1016 (0.2566)
<i>Treat×Q4</i>			0.2057 (0.5902)	0.2918 (0.8452)
<i>Treat×Q5</i>			-0.1692 (-0.3851)	0.4188 (0.8878)
<i>Treat×Q6</i>			0.4794 (1.1519)	0.1282 (0.2455)
<i>_cons</i>	-1.3088 (-0.2363)	11.8395*** (4.5150)	-1.3022 (-0.2346)	11.8828*** (4.5294)
N	1673	3677	1673	3677
R ²	0.1334	0.0936	0.1356	0.0940

注:括号中为 t 值;*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01,分别表示在 10%,5%和 1%的显著性水平上显著。均控制了个体和时间效应。
资料来源:作者计算。

和增加控制变量,进一步验证结论的稳健性。

1. 安慰剂检验

试验设计思路为:以定向降准政策实施前的样本为基础,构建一个虚假的政策冲击,考察虚假政策的影响。本文随机选取了 2013 年第二季度作为政策时间 *Time2*,即作为假想政策发生时间,采用 2012 年第一季度至 2013 年第四季度样本,重新估计模型(1)。如果政策组别与政策时间虚拟变量的交叉项系数显著不为 0,则说明不满足相同趋势假设,结果不可靠;如果交叉项系数不显著,则

表 8 定向降准对不同程度投资机会企业投资的影响

变量	(1) 高投资机会	(2) 低投资机会	(3) 高投资机会	(4) 低投资机会
<i>Treat</i> × <i>Time</i>	2.5726*** (4.8330)	0.3210 (1.5025)		
<i>L.Tq</i>	0.0022 (1.5691)	0.0057** (2.0428)	0.0022** (2.1334)	0.0058** (2.0504)
<i>L.Loan</i>	0.0163 (1.5889)	0.0008 (0.1016)	0.0170* (1.9187)	0.0007 (0.0983)
<i>L.CFO</i>	-0.0002 (-0.0730)	0.0034 (1.4833)	-0.0002 (-0.0640)	0.0034 (1.4620)
<i>L.Lev</i>	-0.0289* (-1.9099)	-0.0303*** (-2.7130)	-0.0300*** (-3.6475)	-0.0304*** (-2.7144)
<i>L.Size</i>	-1.1629*** (-2.7792)	-0.9077*** (-2.9823)	-1.1863*** (-4.4159)	-0.9096*** (-2.9775)
<i>L.Roa</i>	0.0299 (1.5272)	0.0466*** (2.7206)	0.0301 (1.5357)	0.0461*** (2.6713)
<i>Time</i>	-0.9829** (-2.3592)	-0.3427** (-2.3646)	-0.9394*** (-2.8189)	-0.3444** (-2.3372)
<i>Treat</i> × <i>Q1</i>			2.2980 (1.5512)	0.0568 (0.2369)
<i>Treat</i> × <i>Q2</i>			3.9912*** (2.8805)	0.3562* (1.7491)
<i>Treat</i> × <i>Q3</i>			2.0881 (1.4699)	0.4760 (1.0727)
<i>Treat</i> × <i>Q4</i>			2.4725* (1.9308)	0.3399 (1.4027)
<i>Treat</i> × <i>Q5</i>			2.7708** (2.1645)	0.2983 (0.8034)
<i>Treat</i> × <i>Q6</i>			1.7221 (1.2466)	0.5060 (0.9818)
<i>_cons</i>	11.6220*** (3.6705)	10.4688*** (3.9546)	11.8257*** (5.7412)	10.4859*** (3.9507)
N	1861	3489	1861	3489
R ²	0.1266	0.1087	0.1305	0.1090

注:括号中为 t 值;*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01,分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。均控制了个体和时间效应。资料来源:作者计算。

说明有共同的时间趋势,实证结果是可靠的。检验结果如表 10 所示。

实证结果表明,交互项的系数均不显著。说明随机构造的虚假政策冲击并未产生作用,这更有力地支持了处理组与对照组的共同趋势假设,说明前文实证结果是可靠的。

2. 稳健性检验^①

在前文分样本检验的基础上,进一步采用加入交叉项的方法进行检验,考察定向降准政策对不

① 由于篇幅所限,稳健性检验的具体结果不在正文中报告。相关结果可参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

表 9 定向降准对不同资产规模企业投资的影响

变量	(1) 大企业	(2) 小企业	(3) 大企业	(4) 小企业
<i>Treat×Time</i>	0.6591*** (3.3930)	-0.2540 (-0.9023)		
<i>L.Tq</i>	0.0019 (1.0546)	0.0030*** (2.7026)	0.0019 (1.0418)	0.0029*** (2.6513)
<i>L.Loan</i>	0.0052 (0.5647)	0.0014 (0.1686)	0.0050 (0.5394)	0.0012 (0.1490)
<i>L.CFO</i>	0.0023 (0.5618)	0.0012 (0.6607)	0.0023 (0.5668)	0.0014 (0.7387)
<i>L.Lev</i>	-0.0317** (-2.3436)	-0.0266** (-2.0749)	-0.0317** (-2.3380)	-0.0270** (-2.0912)
<i>L.Size</i>	-1.3808*** (-3.4512)	-0.3555 (-0.8907)	-1.3838*** (-3.4506)	-0.3483 (-0.8666)
<i>L.Roa</i>	0.0302* (1.8467)	0.0457** (2.1104)	0.0296* (1.8019)	0.0452** (2.0837)
<i>Time</i>	-0.5021*** (-2.9862)	-0.3978** (-2.5052)	-0.5270*** (-3.1455)	-0.4036** (-2.5460)
<i>Treat×Q1</i>			0.2120 (0.8228)	-0.1133 (-0.3382)
<i>Treat×Q2</i>			0.6774** (2.2444)	0.3418 (0.7569)
<i>Treat×Q3</i>			0.7713 (1.6302)	-0.3926 (-1.5614)
<i>Treat×Q4</i>			0.5732** (2.3198)	-0.3188 (-0.7509)
<i>Treat×Q5</i>			0.7482 (1.5887)	-0.5474 (-1.1862)
<i>Treat×Q6</i>			1.1558** (2.3193)	-0.7740* (-1.6921)
<i>_cons</i>	16.0096*** (4.2418)	5.1416* (1.7996)	16.0435*** (4.2418)	5.1180* (1.7785)
N	2439	2911	2439	2911
R ²	0.1289	0.0818	0.1299	0.0828

注:括号中为 t 值;*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01,分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。均控制了个体和时间效应。
资料来源:作者计算。

同类型汽车企业的作用效果是否稳健。先分别生成大企业虚拟变量 *Sizeb*,高投资机会企业的虚拟变量 *Tqh*,然后分别在营业收入方程和投资方程中加入双重差分项 *Treat×Time* 与所有制虚拟变量、企业规模虚拟变量和企业投资机会虚拟变量的交乘项。实证结果与表 4 分样本估计结果基本一致,即定向降准对汽车企业的营业收入没有显著作用;与表 7—表 9 的分样本结果一致,定向降准显著刺激了大规模和高投资机会汽车企业的投资,对国有汽车企业与非国有汽车企业投资的影响则没有显著差异。

表 10 安慰剂检验

变量	营业收入	投资	营业收入	投资
<i>Treat</i> × <i>Time</i> 2	0.0180 (0.6330)	0.3318 (1.2888)		
<i>L</i> . <i>Tq</i>	0.0013*** (3.5521)	0.0062*** (3.0643)	0.0013*** (4.2527)	0.0063*** (2.7291)
<i>L</i> . <i>Lev</i>	-0.0010 (-0.3867)	-0.0386*** (-2.8238)	-0.0010 (-0.7199)	-0.0388** (-2.4788)
<i>L</i> . <i>Size</i>	0.5839*** (5.6981)	-1.9285*** (-4.5800)	0.5855*** (10.8023)	-1.9291*** (-4.0030)
<i>Time</i> 2	0.2181*** (8.5773)	0.2601* (1.7272)	0.2182*** (10.7021)	0.3339** (2.1870)
<i>L</i> . <i>Roa</i>	0.0028 (0.6791)	0.0281 (1.1915)	0.0029 (0.8283)	0.0265 (0.9783)
<i>L</i> . <i>Cost</i>	-0.0033 (-1.1767)		-0.0037 (-1.1471)	
<i>L</i> . <i>Loan</i>		0.0021 (0.2000)		0.0020 (0.1678)
<i>L</i> . <i>CFO</i>		0.0051 (1.3257)		0.0053 (1.2081)
<i>Treat</i> × <i>Q</i> 6			0.0905 (1.4622)	-0.2364 (-0.6164)
<i>Treat</i> × <i>Q</i> 7			-0.0580 (-0.9249)	0.2247 (0.5275)
<i>Treat</i> × <i>Q</i> 8			0.0155 (0.2155)	1.0626 (1.6146)
<i>_cons</i>	1.3361 (1.6164)	19.0239*** (5.5124)	1.3250*** (2.9424)	22.6024*** (4.9018)
N	2630	2257	2630	2257
R ²	0.1689	0.0724	0.1704	0.5490

注:括号中为 t 值;*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01,分别表示在 10%,5%和 1%的显著性水平上显著。均控制了个体和时间效应。资料来源:作者计算。

此外,稳健性检验还包括:①采用企业营业收入(对数)代替投资方程中的资产规模 *Size* 来表示企业规模;②在营业收入与投资方程中加入 M2 增长率和 GDP 增长指数,以控制总体货币政策和其他宏观因素的潜在影响。这里由于 M2 增长率和 GDP 增长指数均为全国层面的季度时间序列数据,在回归中不再加入时间虚拟变量以避免完全多重共线性问题。上述稳健性检验显示,实证结果与前文基本保持一致,本文实证结论是可信的。

六、总结与政策含义

定向降准首次赋予了货币政策结构性调整功能,被寄予厚望,评估其政策效果对于推进宏观金融调控体系改革具有重要意义。本文以汽车金融定向降准为例,先从理论上梳理了定向降准政策对

实体经济的传导途径,区分了政策的“消费刺激效应”和“投资刺激效应”;然后基于制造业上市公司数据,采用双重差分法细致地检验了汽车金融定向降准政策对汽车制造企业营业收入和新增投资的影响。研究发现:①汽车金融定向降准政策并未提升汽车制造企业的营业收入,“消费刺激效应”并不存在;②政策显著地刺激了汽车制造企业的新增投资,体现出明显的“投资刺激效应”;③定向降准政策的“投资刺激效应”主要源于高投资机会企业和大企业的投资增加。

本文推断,产生上述结论的原因如下:①汽车金融定向降准虽然改进了汽车消费者的融资条件,但可能是由于消费习惯或汽车金融市场渗透率等原因,降准政策并未提升汽车企业营业收入。②投资刺激效应之所以存在,应该是源于政策的宣告效应,宣告效应改变了汽车企业对于行业前景的判断,使企业更有投资动力,同时宣告效应也可能使得金融机构改善了汽车企业的融资条件。③高投资机会企业的Q值高,其外部融资约束更加松;大企业在资本市场上的信息摩擦更少,企业外部融资的成本更低,因此,这两类企业在给定的政策刺激下投资也相对更多。④非国有企业可能并不特别看好定向降准,并且可能由于汽车金融定向降准的直接作用对象为汽车金融公司,“信贷软约束”机制没有发挥显著作用,故所有制特征并不能显著影响定向降准的政策效果。

值得注意的是,“消费刺激效应”和“投资刺激效应”仍是定向降准政策的阶段性目标,政策的最终目标无非有二:保增长和调结构。本文证明,通过刺激汽车企业投资,定向降准起到了一定的保增长作用。但笔者认为,保增长应是普遍降准而不应该是定向降准的最终目标,否则也就没有必要使用定向政策了。调结构是为了提高市场交易的效率。就中国目前经济状况而言,总供求结构性失衡是亟需解决的重大问题,其以总需求尤其是以消费需求不振,或者总供给方产能过剩为代表。因此,汽车金融定向降准的主要政策目标应该是通过刺激汽车消费来带动汽车行业的生产和投资,而不是相反。但不幸的是,本文的实证分析刚好给出了相反的证据,即定向降准刺激了汽车行业投资,却并未能刺激汽车消费。在这个意义上,定向降准未能缓解供需矛盾,也就未能提高市场效率。可见,从调结构提效率的角度,该政策并没有达到中国人民银行的设计目标,相反却可能强化了汽车行业的产能过剩,背离了结构调控的政策初衷。

如何改进定向降准政策就成为当务之急。在对金融机构的调研中笔者发现,2014—2015年央行的定向降准政策实施之后,商业银行并不十分重视该政策,也未主动改变其资产负债结构。但2017年以来情况有所改变。这时期定向降准政策提前一个季度公告,再加上金融机构流动性一直保持紧平衡,这些因素的综合作用使得银行改变了原本的信贷结构以适应定向降准的政策导向。由此,定向降准政策是否最终有效,与政策操作能否影响金融机构经营决策紧密相关,而这又取决于两点:一是央行政策操作的方式,二是降准政策确实对金融机构产生了紧的约束。就前者而言,央行提前公告属于货币政策预期管理中的央行沟通范畴,这种创新已被证明是有效的^①。就后者来讲,未来央行可以从两方面着手改进:一是根据“激励相容”原理,设计定向降准政策及各档次标准时,要充分考虑金融机构的内部运行,科学评估各降准档次能够改变的金融机构流动性状况,通过改变其流动性管理的约束条件来激励金融机构自觉履行定向政策;二是在“参与约束”的意义上,完善监管政策,压缩影子银行等非规范经营行为,迫使金融机构回归主业,以实现定向降准调节实体经济结构的政策目标。

最后尚需说明,虽然本文发现定向降准目前并不成功,但本文并不否定定向降准或类似政策工具创新的深远实践价值。由于数据所限,本文只评估了汽车金融的定向降准政策。更重要的是,在“试错—调整”的意义上,本文十分赞同中国人民银行进行大胆且审慎的政策工具创新。目前中国宏

^① 王曦等(2016)区分了预期与未预期货币政策,分析发现预期货币政策的调控效果更佳。

观调控普遍遭遇困境。在财政政策方面,财政刺激政策已经不存在更大的操作空间^①。至于货币政策,2016年末中国M2/GDP已经高达208.3%,在世界主要国家中处于领先地位,也不再具备实施大规模宽松货币政策的条件。国情如此,中国人民银行尝试突破现有货币政策体系框架,“摸着石头过河”式地创新货币政策工具,是无奈也是必要的举措。当然本文也强调,创新必须伴之以反思和调整,而首要的前提则在于科学规范的分析。

[参考文献]

- [1]楚尔鸣,曹策,许先普. 定向降准对农业经济调控是否达到政策预期[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2016, (11):3-10.
- [2]靳庆鲁,孔祥,侯青川. 货币政策、民营企业投资效率与公司期权价值[J]. 经济研究, 2012, (5):96-106.
- [3]黎齐. 中国央行定向降准政策的有效性——基于双重差分模型的实证研究[J]. 财经论丛, 2017, (4):37-46.
- [4]连玉君,程建. 投资—现金流敏感性:融资约束还是代理成本[J]. 财经研究, 2007, (2):37-46.
- [5]林朝颖,黄志刚,杨广青,杨洁. 基于企业视角的定向降准政策调控效果研究[J]. 财政研究, 2016, (8):91-103.
- [6]林毅夫,李志赞. 政策性负担、道德风险与预算软约束[J]. 经济研究, 2004, (2):17-27.
- [7]卢峰,姚洋. 金融压抑下的法治、金融发展和经济增长[J]. 中国社会科学, 2004, (1):42-55.
- [8]马方方,谷建伟. 中国定向调控货币政策效应研究[J]. 首都经济贸易大学学报, 2016, (1):33-39.
- [9]马理,娄田田,牛慕鸿. 定向降准与商业银行行为选择[J]. 金融研究, 2015, (9):82-95.
- [10]彭兴韵. 全球法定存款准备金制度的演变及对中国的启示[J]. 国际经济评论, 2005, (3):51-56.
- [11]彭俞超,方意. 结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定[J]. 经济研究, 2016, (7):29-42.
- [12]唐毅豪,韩冬,卢宇荣. 公开信息与流动性——基于银行间债券市场的实证研究[J]. 金融研究, 2006, (9):93-103.
- [13]童盼,陆正飞. 负债融资、负债来源与企业投资行为——来自中国上市公司的经验证据[J]. 经济研究, 2005, (5):75-84.
- [14]汪仁洁. 货币政策的阶段性特征和定向调控选择[J]. 改革, 2014, (7):15-24.
- [15]王浩,刘碧波. 定向增发:大股东支持还是利益输送[J]. 中国工业经济, 2011, (10):119-129.
- [16]王曦. 经济转型中的投资行为与投资总量[J]. 经济学(季刊), 2005, (4):129-146.
- [17]王曦,王茜,陈中飞. 货币政策预期与通货膨胀管理——基于消息冲击的DSGE分析[J]. 经济研究, 2016, (2):16-29.
- [18]王义中,陈丽芳,宋敏. 中国信贷供给周期的实际效果:基于公司层面的经验证据[J]. 经济研究, 2015, (1):52-66.
- [19]叶康涛,祝继高. 银根紧缩与信贷资源配置[J]. 管理世界, 2009, (1):22-28.
- [20]张俊喜,张华. 民营上市公司的经营绩效、市场价值和治理结构[J]. 世界经济, 2004, (11):3-15.
- [21]张雪莹. 存款准备金率调节对市场利率的影响效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, (12):136-146.
- [22]Asker, J., J. Farre-Mensa, and A. Ljungqvist. Comparing the Investment Behavior of Public and Private Firms [R]. NBER Working Paper, 2011.
- [23]Bermanke, B. S., and I. Mihov. Measuring Monetary Policy [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1998, 113 (3):869-902.
- [24]Bermanke, B. S., and M. Gertler. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission[R]. NBER Working Paper, 1995.
- [25]Bertrand, M., E. Dufo, and S. Mullainathan. How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2004, 119(1):249-275.
- [26]Campello, M. Debt Financing: Does It Boost or Hurt Firm Performance in Product Markets [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 82(1):135-172.

^① 国家审计署估计2013年国家广义负债率(政府债务及或有债务/GDP)已达到55.7%,接近60%的警戒线,

- [27]Campello, M., and J. R. Graham. Do Stock Prices Influence Corporate Decisions? Evidence from the Technology Bubble[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013,107(1):89–110.
- [28]Chen, S., Z. Sun, S. Tang, and D. Wu. Government Intervention and Investment Efficiency: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2011,17(2):259–271.
- [29]Favero, C. A., F. Giavazzi, and L. Flabbi. The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Europe: Evidence from Banks' Balance Sheets[R]. NBER Working Paper, 1999.
- [30]Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, B. C. Petersen, A. S. Blinder, and J. M. Poterba. Financing Constraints and Corporate Investment[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988,(1):141–206.
- [31]Flannery, M. J., and K. P. Rangan. Partial Adjustment toward Target Capital Structures[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006,79(3):469–506.
- [32]Gertler, M., and S. Gilchrist. Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1994,109(2):309–340.
- [33]Nichols, D. A., D. H. Small, and C. E. Webster. Why Interest Rates Rise When an Unexpectedly Large Money Stock Is Announced[J]. *The American Economic Review*, 1983,73(3):383–388.
- [34]Walsh, C. E. *Monetary Theory and Policy*[M]. MA:MIT Press, 2010.

The Effect of Targeted Required–Reserve–Ratio Cuts Policy: Evaluation Based on the Consumption and Investment Stimulatory Effects

WANG Xi^{1,2}, LI Li–ling³, WANG Xi²

- (1. Lingnan College, Sun Yat–sen University, Guangzhou 510275, China;
2. China Institute of Economic Transformation and Opening, Sun Yat–sen University, Guangzhou 510275, China;
3. China Merchants Bank, Shenzhen 518000, China)

Abstract: As the policy–tool innovation of China's central bank, Targeted Required–Reserve–Ratio Cut (TRRRC) endues monetary policy with structural adjustment function for the first time, yet no formal research is made on its policy effect. Using automobile–finance TRRRC as illustration, this paper firstly describes the mechanism of policy effects on automobile consumption and investment, and then follows the standard procedure of Difference–in–Difference (DID) analysis to evaluate quantitatively the consumption and investment stimulatory effects of TRRRC by examining the operating income and investment performance of listed manufacturing–industry companies of Shanghai and Shenzhen A–share markets. It's shown that TRRRC does not improve the operating income of automobile enterprises, but stimulates their investment; high–investment–opportunity and large enterprises reacts more strongly to the policy in their investment, and corporate ownership structure is not the main influential factor. These results implies that TRRRC for automobile finance stimulates automobile supply while has no obvious effect on automobile demand, which may deteriorate the imbalance between supply and demand in the automobile industry, and opposes to the central bank's original intention to stimulate demand and curb the over–capacity problem. In the future, the central bank should pay more attention to investigating the internal operation mechanism of the TRRRC objects, improve the ways of implementing polices, and combine supervision means to change the mechanism of incentive compatibility and participation constraint of financial institutions, so that the TRRRC can be truly precisely–regulating.

Key Words: Targeted Required–Reserve–Ratio Cut (TRRRC); Difference–in–Difference (DID); automobile consumption investment

JEL Classification: E52 G31 M21

[责任编辑:覃毅]